

HEC MONTRÉAL

La récente montée des prix des maisons est-elle le reflet de bulles immobilières ou de l'évolution des fondamentaux économiques? Une étude sur le marché immobilier canadien

**par
Eric Alexander Chavez Monchez**

**Sciences de la gestion
(Option Économie appliquée)**

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

Décembre 2020
© Eric Chavez, 2020

Résumé

L'objectif de cette étude est de déterminer si la récente montée des prix des maisons au Canada est le reflet de bulles immobilières ou de l'évolution des fondamentaux économiques tout en identifiant précisément les périodes où des bulles ont eu lieu. Cette étude a également pour but de connaître si l'utilisation des données agrégées permet d'avoir un portrait plus juste de la réalité du marché canadien.

Pour mener à bien cette étude, nous appliquons une méthode de détection des bulles développée par Phillips et coll. (2015) permettant de détecter la présence de bulle en utilisant le ratio prix des logements-prix des loyers. Nous effectuons l'exercice à la fois sur le marché des logements neufs et sur le marché de la revente, en plus de comparer les résultats obtenus par les données agrégées avec les résultats obtenus par les données désagrégées.

Les résultats démontrent que pour le marché des logements neufs, la grande majorité des régions étudiées a connu au moins une bulle immobilière au cours des vingt dernières années. Toutefois, seulement trois villes se sont trouvées en situation de bulle immobilière depuis 2018, soit Edmonton, Ottawa et Victoria. En ce qui concerne le marché de la revente, dix des onze régions étudiées ont connu au moins une bulle immobilière lors des deux dernières décennies et cinq régions ont connu des épisodes de bulles depuis 2018.

En outre, les résultats suggèrent que l'utilisation de données désagrégées permet une meilleure représentation de la réalité propre de chaque ville.

Mots clés : Marché immobilier, bulle immobilière, maison, prix, loyer, logement, fondamentaux, Canada, données désagrégées

Table des matières

Liste des tableaux et figures.....	i
Remerciements.....	iv
1. Introduction.....	1
2. Revue de la littérature	3
2.1. Modèles à correction d’erreur	3
2.1.1 Les variables.....	4
2.1.2 Synthèse des études	8
2.2. Méthode de détection des bulles.....	9
2.2.1 Les variables.....	11
2.2.2 Synthèse des études basées sur la méthode de détection des bulles	12
2.3 Agrégation des données.....	14
3. Méthodologie	15
3.1. Modèle d’évaluation des actifs financiers	15
3.2. Méthodes de détection des bulles	16
3.3. Naissance et éclatement des bulles.....	20
4. Données.....	22
4.1 Construction de la base de données.....	22
4.2 Analyse des données.....	24
5. Estimations et résultats	27
6. Conclusion	55
Bibliographie.....	58
Annexes.....	61

Liste des tableaux et figures

FIGURE 1 – Évolution des indices de prix des logements au Canada.....	2
FIGURE 2 – Illustration de la procédure ADF.....	18
FIGURE 3 – Illustration de la procédure SADF.....	19
FIGURE 4 - Illustration de la procédure GSADF	20
FIGURE 5 - Évolution du ratio prix-loyer du marché des logements neufs par provinces	24
FIGURE 6 - Évolution du ratio prix-loyer des logements neufs par villes	25
FIGURE 7 – Évolution du ratio prix-loyer du marché de la revente par villes	26
FIGURE 8 - Périodes de bulles identifiées dans le marché des logements neufs.....	29
FIGURE 9 - Périodes de bulles identifiées dans le marché de la revente.....	30
FIGURE 10 – Résultats des tests GSADF du Canada.....	31
FIGURE 11 – Périodes de bulles identifiées au Canada.....	32
FIGURE 12 - Résultats des tests GSADF de l’Alberta (haut), de Calgary (gauche) et d’Edmonton (droite).....	34
FIGURE 13 - Résultats des tests GSADF de Calgary (gauche) et d’Edmonton (droite) .	35
FIGURE 14 - Périodes de bulles identifiées en Alberta	35
FIGURE 15 - Résultats des tests GSADF de la Colombie-Britannique (haut), de Victoria (gauche) et de Vancouver (droite)	36
FIGURE 16 - Résultats des tests GSADF de Victoria (gauche) et de Vancouver (droite)	37
FIGURE 17 - Périodes de bulles identifiées en Colombie-Britannique	37
FIGURE 18 - Résultats des tests GSADF de L’IPÉ (gauche) et de Charlottetown (droite)	39
FIGURE 19 - Périodes de bulles identifiées à L’île du Prince-Édouard	39
FIGURE 20 - Résultats des tests GSADF du Manitoba (gauche) et de Winnipeg (droite)	40
FIGURE 21 - Résultat du test GSADF de Winnipeg	41
FIGURE 22 - Périodes de bulles identifiées au Manitoba.....	41
FIGURE 23 - Résultat des tests GSADF du Nouveau-Brunswick (gauche) et de Saint John (droite).....	42
FIGURE 24 - Résultat des tests GSADF de la Nouvelle-Écosse (gauche) et d’Halifax (droite).....	43
FIGURE 25 - Résultat du test GSADF d’Halifax.....	44
FIGURE 26 - Périodes de bulles identifiées en Nouvelle-Écosse	44
FIGURE 27 – Résultats des tests GSADF de l’Ontario (haut), d’Ottawa (gauche) et de Toronto (droite).....	46
FIGURE 28 - Résultats des tests GSADF d’Ottawa (gauche) et de Toronto (droite)	47
FIGURE 29 – Périodes de bulles identifiées en Ontario	47

FIGURE 30 - Résultats des tests GSADF du Québec (haut), de Québec (gauche) et de Montréal (droite).....	49
FIGURE 31 - Résultats des tests GSADF de Québec (gauche) et de Montréal (droite) ..	50
FIGURE 32 – Périodes de bulles identifiées au Québec	50
FIGURE 33– Résultats des tests GSADF de la Saskatchewan (haut), de Régina (gauche) et de Saskatoon (droite)	52
FIGURE 34 – Périodes de bulles identifiées en Saskatchewan	52
FIGURE 35 – Résultats des tests GSADF de Terre-Neuve (gauche) et de Saint-Jean (droite).....	54
FIGURE 36 – Périodes de bulles identifiées à Terre-Neuve-et-Labrador	54
FIGURE 37 - Test GSADF : Canada IPLN.....	61
FIGURE 38 - Test GSADF : Canada Teranet	61
FIGURE 39 - Test GSADF : Alberta IPLN.....	61
FIGURE 40 - Test GSADF : Calgary IPLN	62
FIGURE 41 - Test GSADF : Edmonton IPLN	62
FIGURE 42 - Test GSADF : Calgary Teranet.....	62
FIGURE 43 - Test GSADF : Edmonton Teranet.....	63
FIGURE 44 - Test GSADF : Colombie-Britannique IPLN.....	63
FIGURE 45 - Test GSADF : Victoria IPLN.....	63
FIGURE 46 - Test GSADF : Vancouver IPLN	64
FIGURE 47 - Test GSADF : Victoria Teranet	64
FIGURE 48 - Test GSADF : Vancouver Teranet.....	64
FIGURE 49 - Test GSADF : Île du Prince Édouard IPLN.....	65
FIGURE 50 - Test GSADF : Charlottetown IPLN.....	65
FIGURE 51 - Test GSADF : Manitoba IPLN	65
FIGURE 52 - Test GSADF : Winnipeg IPLN	66
FIGURE 53 - Test GSADF : Winnipeg Teranet.....	66
FIGURE 54 - Test GSADF : Nouveau-Brunswick IPLN.....	66
FIGURE 55 - Test GSADF : Saint-John IPLN.....	67
FIGURE 56 - Test GSADF : Nouvelle-Écosse IPLN.....	67
FIGURE 57 - Test GSADF : Halifax IPLN.....	67
FIGURE 58 - Test GSADF : Halifax Teranet	68
FIGURE 59 - Test GSADF : Ontario IPLN.....	68
FIGURE 60 - Test GSADF : Ottawa IPLN	68
FIGURE 61 - Test GSADF : Toronto IPLN.....	69
FIGURE 62 - Test GSADF : Ottawa Teranet.....	69
FIGURE 63 - Test GSADF : Toronto Teranet.....	69
FIGURE 64 - Test GSADF : Québec IPLN.....	70
FIGURE 65 - Test GSADF : Montréal IPLN	70
FIGURE 66 - Test GSADF : Ville de Québec IPLN.....	70
FIGURE 67 - Test GSADF : Montréal Teranet.....	71
FIGURE 68 - Test GSADF : Ville de Québec Teranet	71
FIGURE 69 - Test GSADF : Saskatchewan IPLN	71

FIGURE 70 - Test GSADF : Regina IPLN	72
FIGURE 71 - Test GSADF : Saskatoon IPLN	72
FIGURE 72 - Test GSADF : Terre-Neuve IPLN	72
FIGURE 73 - Test GSADF : Saint-Jean IPLN	73
TABLEAU 1 - Les données utilisées.....	23
TABLEAU 2 - Tests statistiques GSADF des régions étudiées.....	28

Remerciements

Je souhaite tout d'abord remercier mon directeur de mémoire, Monsieur Hamed Bouakez, pour son accompagnement, sa compréhension et ses conseils tout au long de ce long processus qui ne fut pas sans embûches.

Je remercie grandement ma famille d'avoir toujours cru en moi et en mes capacités, je n'aurais pu y arriver sans votre support de tous les instants. Merci également à mes amis et collègues de la maîtrise qui ont su m'inspirer tout au long de mon parcours. Une mention spéciale à mes collègues de la Fédération des cégeps qui m'ont encouragé sans cesse à terminer ce mémoire.

Section 1

Introduction

Depuis plusieurs années, la présence d'un marché immobilier surévalué et l'existence d'une bulle immobilière dans les marchés résidentiels canadiens, plus particulièrement dans les marchés de Vancouver et de Toronto, sont évoquées et questionnées par plusieurs. L'éclatement de ces bulles et leurs répercussions sur l'économie sont des craintes présentes autant chez les spécialistes que chez les investisseurs et les gouvernements. Afin de mitiger ce risque, les décideurs ont imposé des restrictions aux acheteurs et resserré l'accès au crédit au fil des ans. Par exemple, depuis le 1^{er} janvier 2018, le gouvernement fédéral impose un test de résistance hypothécaire aux acheteurs avant de pouvoir obtenir un prêt auprès d'une institution financière. Ce test vise à déterminer le montant que l'emprunteur peut se permettre par rapport à ses dettes et à son revenu ainsi qu'à déterminer s'il serait toujours possible de respecter l'obligation de remboursement si une hausse de taux d'intérêt était constatée.

Mais qu'est-ce qu'une bulle immobilière ? On retrouve une définition sur le site internet du service de vente immobilière Du Proprio: « On reconnaît la formation d'une bulle immobilière quand le coût des propriétés connaît une hausse très rapide, sans que la croissance économique ou que le niveau de vie des habitants suive au même rythme. Il y a alors un risque que le marché soit surévalué. » Himmelberg et coll. (2005) définissent une bulle immobilière comme étant générés par des acheteurs prêts à payer un prix excessif aujourd'hui, car ils s'attendent à une croissance exagérée des prix des maisons dans le futur. Case et Schiller (2003) précisent que lors d'une bulle immobilière, certains acheteurs considèrent qu'une maison qu'ils percevaient auparavant comme trop dispendieuse considèrent maintenant cette maison comme ayant un prix acceptable, car ils croient que la croissance observée du prix se poursuivra. Les auteurs ajoutent que les premiers acheteurs craignent que s'ils n'achètent pas de logement immédiatement, ils ne seront pas en mesure de le faire plus tard, étant donné la poursuite de la hausse des prix. Si nous résumons ces quelques citations, une bulle immobilière est une hausse rapide des prix générés par des acheteurs et non justifiés par les fondamentaux économiques.

Or, les prix des maisons neuves et usagées au Canada ont connu une croissance impressionnante depuis le début du millénaire, comme en témoigne la figure 1. En effet, l'indice des prix des maisons neuves a connu une croissance d'environ 80% en l'espace de 20 ans alors que l'indice des maisons usagées est passé de 100 à 336 dans la même période de temps. Mais cette croissance est-elle justifiée par les fondamentaux du marché tels que le PIB réel, le taux d'intérêt et la structure démographique ?

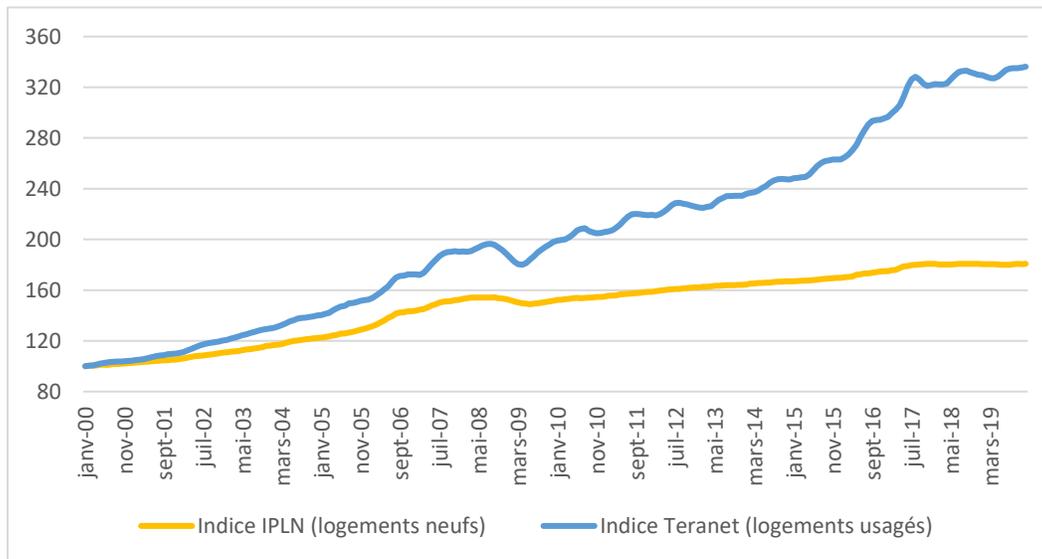


FIGURE 1 – Évolution des indices de prix des logements au Canada

Afin de répondre à cette question, nous appliquerons une méthode de détection des bulles développée par Phillips et coll. (2015) permettant de détecter la présence de bulle en utilisant le ratio prix des maisons-prix des loyers. Nous effectuerons l'exercice à la fois sur le marché des logements neufs et sur le marché de la revente, en plus de comparer les résultats obtenus par les données agrégées avec les résultats obtenus par les données désagrégées.

La suite de cette étude s'organise en 5 sections. La section deux présente une revue de la littérature des principales méthodes et variables utilisées pour évaluer le marché immobilier. Dans la section trois, la méthodologie choisie est expliquée en détail. Par la suite, les données utilisées sont expliquées puis analysées et enfin une section dédiée aux estimations et à l'analyse des résultats par provinces est proposée. La section six servira de conclusion à l'étude.

Section 2

Revue de la littérature

Dans le présent chapitre, nous ferons un recensement des écrits touchant à notre problématique. Plus précisément, nous verrons les méthodes et les variables les plus utilisées dans la littérature pour évaluer la situation du marché immobilier tout en mettant l'accent sur les études touchant le marché canadien.

Plusieurs méthodes d'évaluation du prix des logements existent dans la littérature et ont des bases d'analyse très différentes les unes des autres. Cependant, il est possible de les regrouper en deux principales catégories. D'un côté, il y a les méthodes d'évaluation qui comparent les prix observés aux prix que « devraient valoir » les maisons, soit les modèles à correction d'erreur. De l'autre côté, il y a les méthodes directes de détection des bulles basées sur les modèles d'évaluation des actifs. Les détails de chacune des méthodes seront présentés plus loin.

2.1. Modèles à correction d'erreur

La première approche est basée sur l'existence d'une relation de cointégration entre le prix des maisons et les fondamentaux du marché, c'est-à-dire une relation de long terme entre ces deux éléments. L'approche est basée sur l'estimation d'un modèle à correction d'erreur (ECM) ou un modèle vectoriel de correction des erreurs (VECM) pour capter cette relation de long terme ainsi que les dynamiques de court terme. L'ECM est le modèle simple avec une seule équation alors que le VECM est le modèle plus complexe, à plusieurs équations. L'avantage principal du VECM est le relâchement des hypothèses quant à l'exogénéité ou l'endogénéité des variables explicatives ainsi que la séparation du court terme et du long terme. Un exemple de VECM serait :

$$\Delta P_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{11} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{12} \Delta X_{t-i} + \alpha_0 E_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

P_t représente le prix des maisons et X_t le vecteur incluant les variables que l'on pense importantes dans la détermination des prix des maisons. Ces variables pourraient inclure, par exemple, le revenu disponible, la population et le taux de chômage. E_t représente le

terme de correction d'erreur, ε_t le terme d'erreur et $\beta_0, \beta_{11}, \beta_{12}$ et α_0 sont les paramètres à estimer.

2.1.1 Les variables

Penchons-nous premièrement sur le cas de la variable dépendante, P_t , dans l'équation ci-dessus. La croissance moyenne des prix des maisons ou d'un indice des prix est souvent utilisée comme variable expliquée dans les modèles VECM (Panagiotidis et Printzis, 2015 ; Arestis et Gonzalez, 2013). C'est un choix logique puisque ce type de modèle cherche à déterminer directement l'effet de différentes variables sur la croissance des prix des logements.

L'utilisation du VECM dans l'analyse du prix des maisons requiert également des données sur un nombre de variables qui affecteront ces prix, qu'on regroupe dans le vecteur X_t . Ces variables, qu'on appelle les fondamentaux du marché immobilier, seront les éléments qui dicteront les prix que devraient valoir les maisons. Le choix de ces variables est d'une importance capitale. Bien que les variables qui seront identifiées dans cette section s'appliquent aux modèles à correction d'erreur, elles ne se limitent pas à ceux-ci uniquement. Il existe une panoplie de variables pouvant avoir un effet sur le prix des maisons de façon directe ou indirecte. Par exemple, lors d'un discours prononcé le 25 août 2015, le sous-gouverneur de la Banque du Canada, monsieur Lawrence Schembri, a exposé les principaux éléments ayant affecté le prix des logements durant les 40 dernières années (Schembri, 2015). Il est possible de séparer les variables affectant le prix des logements en 2 grandes catégories, soit les facteurs affectant la demande et ceux affectant l'offre.

Les facteurs affectant la demande de logement peuvent à leur tour être scindés en trois principaux groupes. Premièrement, les facteurs macroéconomiques tels que le revenu disponible et les conditions du marché de l'emploi. Deuxièmement, les facteurs démographiques tels que la croissance de la population, l'évolution de la structure par âge de la population et la taille des familles. Troisièmement, les conditions de crédit, c'est-à-dire l'accès au crédit hypothécaire et l'efficacité du financement.

Les principales variables affectant le côté de l'offre de maisons sont les facteurs de réglementation ainsi que les facteurs géographiques. La réglementation peut inclure les

restrictions relatives à l'utilisation du sol et les taxes d'équipements, tandis que les facteurs géographiques incluent les éléments naturels tels que les étendues d'eau, les montagnes et autres terrains qui ne sont pas adéquats à l'établissement de zones habitables.

Facteur affectant la demande

Facteurs macroéconomiques

Baffoe-Bonnie (1998) trouve que la croissance de l'emploi, via son effet sur le revenu, affecte positivement le prix des maisons à travers la demande de logement. La logique étant qu'avec un meilleur revenu disponible des ménages, ceux-ci ont une plus grande marge de manœuvre et peuvent donc se permettre davantage l'achat d'une maison, ce qui affecte la demande et les prix des maisons à la hausse. Fraser, Hoesli et McAlevey (2012) ont analysé la réaction du ratio prix-revenu à des chocs temporaires et permanents sur le revenu à l'aide d'un vecteur autorégressif structurel (SVAR). Avec des données sur les États-Unis, le Royaume-Uni et la Nouvelle-Zélande, ils trouvent des résultats assez différents pour les trois pays. Pour le premier pays, le prix des maisons réagit à un choc temporaire, mais un choc permanent n'a que très peu d'impact. Pour les deux autres pays, les prix des maisons réagissent à des chocs permanents et temporaires, mais à différents degrés. Les auteurs concluent que la réaction du marché immobilier à ces différents types de chocs sur le revenu dépend des spécificités de chaque marché et de la provenance des chocs.

Facteurs démographiques :

Miles (2012) trouve que le prix réel des maisons tend à être plus élevé dans les pays avec une forte densité de population. De plus, la croissance de la population et des revenus a un plus grand impact sur la croissance des prix dans les pays avec une grande population.

La structure par âge de la population est un autre élément important de la demande de logement, mais également de l'offre. À travers la plupart des pays industrialisés, la structure par âge de la population a beaucoup évolué depuis le début du 19^e siècle. En effet, le vieillissement de la population continue de s'accélérer et ses conséquences deviennent de plus en plus difficiles à ignorer, particulièrement au Canada, puisque la population des Baby-boomers (personnes nées entre 1946 et 1964) arrive présentement à l'âge de la retraite. En 2017, pour la première fois de l'histoire au Canada, les personnes de 65 ans et

plus étaient plus nombreuses que les enfants de 15 ans et moins (CBC, 2017). Mankiw et Weil (1989) ont stipulé que le vieillissement de la population devrait entraîner une baisse du prix des maisons. Cependant, comme il est possible de le constater, le prix des maisons a grandement augmenté depuis 1989. Cela pourrait pointer au fait que les autres fondamentaux du marché ont davantage influencé la demande de logement que la structure par âge de la population ne l'a fait. On pourrait donc penser que si cette structure n'avait pas changé, le prix des maisons aurait été encore plus élevé que ce qu'on observe présentement.

Hiller et Lerbs (2016), dans une étude sur 87 villes urbaines en Allemagne, trouvent que la population a un effet hétérogène sur les différents segments du marché immobilier. En effet, ils détectent une relation négative entre le vieillissement de la population et les prix des maisons unifamiliales et les condominiums (plus la population est âgée, plus les prix tendent à être faibles). Cependant, leurs résultats montrent une relation positive entre le vieillissement de la population et le loyer (plus la population est âgée, plus les loyers tendent à être élevés).

Facteurs liés aux conditions de crédit :

En principe, le financement d'une maison étant plus facile lorsque les taux d'intérêt sont faibles, la demande pour des logements augmenterait dans cette situation. Des taux d'intérêt bas feraient donc augmenter la demande pour les logements et augmenter ses prix, *toute chose étant égale par ailleurs*.

Mishkin (2007) recense plusieurs canaux, directs et indirects, par lesquels les taux d'intérêt ont des effets sur l'activité dans le marché immobilier et sur les prix des habitations. Parmi ces canaux, on retrouve l'impact direct sur le coût d'usage du capital. La hausse du taux d'intérêt entraîne une hausse du coût d'usage du capital qui entraîne à son tour une baisse de la demande de logement puisque c'est maintenant plus coûteux d'obtenir une habitation. On retrouve également l'effet indirect du taux d'intérêt sur l'appréciation attendue du prix des maisons. En effet, une hausse du taux d'intérêt provoquera une baisse de l'appréciation attendue du logement, ce qui aura comme effet d'augmenter le coût d'usage du capital et donc de baisser la demande de logement. Plus précisément, une hausse attendue des taux d'intérêt provoquerait une baisse de l'appréciation attendue des logements qui provoquerait

à son tour une baisse de la demande de logement. Les taux d'intérêt auraient également un effet sur la demande et le prix des maisons à travers la richesse des ménages. De plus, l'auteur fait remarquer que les pays où une plus grande proportion de propriétaires utilise des taux hypothécaires variables pourraient être plus sensibles aux changements de politiques monétaires. Mishkin note également un effet direct à travers l'offre de maison qui sera expliqué dans la section dédiée aux facteurs liés à l'offre.

Gubta et Kabundi (2009) ont examiné l'effet des politiques monétaires sur la croissance des prix des maisons aux États-Unis et ont trouvé une réponse négative des prix à un assouplissement monétaire. De plus, ils ont trouvé des réponses différentes selon les régions, ce qui montre l'importance d'avoir des données désagrégées. Fauvel (2005) trouve, quant à lui, que les chocs monétaires sont le deuxième facteur en importance pour expliquer les variations historiques des prix des logements, après les chocs spécifiques à ces propres prix. Muellbauer et coll. (2016) trouvent qu'au Canada, l'assouplissement des conditions de crédit fait augmenter le prix des logements, mais aussi la dette et la consommation.

Facteurs affectant l'offre

Un certain nombre de papiers ont étudié les facteurs affectant l'offre de logements, tels que Glaeser, Gyourko et Saks (2005) qui indiquent que la croissance des prix des maisons ne nécessite pas uniquement une hausse de la demande pour les logements, mais requiert également des contraintes sur l'offre. Pour ces auteurs, une hausse des prix des habitations est le reflet de trois éléments : la croissance des coûts de construction, du prix des terres et des barrières réglementaires. Glaeser, Gyourko et Saiz (2008) trouvent qu'aux États-Unis, les régions ayant une offre de maison plus élastique tendent à avoir moins de bulles, et lorsqu'il y a une bulle, elle tend à être plus courte et de plus petite taille. Glaeser et Gyourko (2018) suggèrent également que le prix des maisons est plus élevé dans les régions où l'offre de maisons est fortement réglementée.

Comme mentionné plus haut, certains canaux identifiés par Mishkin (2007) affectent également l'offre de maisons. Entre autres, une hausse des taux d'intérêt de court terme fait augmenter les coûts de construction des maisons et fait diminuer l'offre de ces

dernières réduisant ainsi l'activité au sein du marché. *Toute chose étant égale par ailleurs*, il y aurait une pression à la hausse sur le prix des maisons due à la baisse de l'offre.

2.1.2 Synthèse des études

La SCHL (2018) a publié une longue étude concernant la hausse des prix des logements au Canada de 2010 à 2016. Parmi plusieurs modèles employés, on y trouve un modèle VECM avec les variables suivantes : la croissance du crédit hypothécaire résidentiel, du revenu disponible et de la population de jeunes adultes (25-34 ans). Les résultats montrent que le crédit hypothécaire résidentiel explique entre 18% et 23 % de la variation des prix des logements alors que le revenu disponible n'explique qu'entre 1% et 5%.

Arestis et Gonzalez (2013) utilisent un modèle VECM sur 18 pays de l'OCDE, incluant le Canada, pour une période couvrant les années 1970 à 2011. Les variables incluses dans le modèle sont les suivantes : la formation brute de capital fixe en logement (qui représente l'investissement), le revenu disponible, les taux d'intérêt réels de long terme (qui représente le taux hypothécaire), le taux de chômage, la population totale ainsi que le déflateur du produit intérieur brut. Leurs résultats suggèrent que ce qui détermine le prix des maisons à long terme est principalement le revenu disponible et la croissance de la population. Pour le Canada, ce sont en effet ces deux variables qui expliquent le plus les variations de prix à long terme, mais également les taux hypothécaires. Dans le cas des variations de court terme, c'est uniquement le terme de correction d'erreur et les prix de la période précédente qui ont une influence sur les prix au Canada. Parmi tous les pays étudiés, le Canada est celui qui obtient le R carré le plus faible, soit 0.3644. Cela pourrait traduire la grande variabilité des prix au sein même du pays, comme mentionné par Allen et coll. (2009).

Tsounta (2009) utilise un modèle à correction d'erreur univarié appliqué au cas canadien. L'analyse est faite sur 5 provinces, à savoir l'Alberta, la Colombie-Britannique, le Québec, l'Ontario et la Saskatchewan. Elle utilise comme variable dépendante le prix réel des maisons du système MLS publié par l'association canadienne de l'immeuble (CREA). Le crédit réel, le revenu réel et la population sont les variables indépendantes du modèle. En 2007, les prix ont atteint des sommets; 25% au-dessus de l'équilibre en Alberta et 17% au-dessus de l'équilibre en Saskatchewan et en Colombie-Britannique. Au deuxième trimestre

de 2009, les prix des maisons au deuxième quart de 2009 en Alberta et en Colombie-Britannique étaient toujours au-dessus de ce que les fondamentaux suggèreraient, alors que pour les trois autres provinces étudiées, les prix se trouvaient de nouveau près de l'équilibre. En outre, l'auteure considère qu'il n'y avait pas lieu de s'inquiéter à la sortie de la crise financière de 2007-2008, puisque les prix revenaient tranquillement vers leur prix d'équilibre.

Parmi les études plus récentes, on retrouve celle de Panagiotidis et Printzis (2015) qui ont étudié le cas de la Grèce entre 1997 et 2013. Ils utilisent quelques variables peu utilisées telles que l'indice des prix à la consommation (IPC), l'indice de la production industrielle (IPI), le volume des ventes du commerce de détail et le taux de croissance de l'offre de monnaie. Les autres variables sont plus communes; le taux d'intérêt, le taux de croissance des hypothèques et le taux de chômage. Parmi leurs constats, ils trouvent que les prêts hypothécaires et le commerce de détail sont les variables les plus importantes dans la détermination du prix des habitations, alors que l'indice de la production industrielle n'a pas d'impact sur celui-ci.

On retrouve également Kotseva et Yanchev (2017) qui utilisent un VECM pour le cas de la Bulgarie de 2000 à 2014. Outre les variables classiques telles que le revenu et les taux hypothécaires, les auteurs utilisent également une variable concernant la demande étrangère pour les biens immobiliers du pays. Pour représenter cet élément, ils utilisent l'investissement direct étranger (IDE) en immobilier. Ils trouvent, entre autres, que la montée des prix de 2003 à son éclatement en 2008 fût en partie due à d'importants investissements étrangers en immobilier et à des attentes surélevées des agents économiques.

2.2. Méthode de détection des bulles

La deuxième façon de déterminer si les prix des logements sont en concordance avec les fondamentaux est basée sur la méthode de détection des bulles. L'idée sous-jacente à cette méthode est le fait que les bulles spéculatives sont caractérisées par un comportement explosif de la variable d'intérêt, tandis qu'elle suivrait plutôt une marche aléatoire sans la présence de bulle.

Il existe plusieurs branches de ces méthodes de détection des bulles, et parmi celles ayant apporté les résultats les plus cohérents, on retrouve le « Recursive Window Bubble test » développé par Phillips, WU et Yu (2011) et perfectionné par Phillips, Shi et Yu (2015) (pour la suite : PWY 2011 et PSY 2015, respectivement) ainsi que le test CUSUM de Homm et Breitung (2012).

Dans la plupart des modèles de détection des bulles, le postulat de base est le suivant. Le ratio prix-loyer est donné par :

$$p_t - l_t = F_t + B_t \quad (2)$$

Où p_t est le log du prix réel des maisons, l_t le log du loyer réel, F_t représente les fondamentaux du marché et B_t la composante bulle. Le ratio prix-loyer est donc la somme des fondamentaux et de la composante bulle. En l'absence de bulle, le ratio prix-loyer reflète alors uniquement les fondamentaux et il ne contient pas de comportement explosif.

Les procédures proposées par Phillips et coll. (2011, 2015) se caractérisent par la détection et l'identification de ces périodes avec comportements « explosifs ». Ils se basent sur des tests séquentiels de racines unitaires, c'est-à-dire qu'ils effectuent une série de tests de manière récursive sur des sous-échantillons. Ces tests séquentiels sont basés sur le test augmenté de Dickey-Fuller (ADF) et se nomment le « Supremum Augmented Dickey-Fuller test » (SADF) (PWY, 2011) ou encore le « Generalized SADF test » (GSADF) (PSY, 2015). Ces méthodes se veulent également une stratégie de détermination des moments de début et de fin des bulles spéculatives. Elles permettent, entre autres, un suivi de l'explosivité des prix.

Concernant le test CUSUM, il permet également d'étudier la stabilité du modèle estimé au cours du temps. Il est conçu pour détecter un changement de régime entre un processus de racine unitaire et un processus de racine explosive, tout comme les méthodes PWY et PSY. Cette détection de changement de régime vers un régime de bulle spéculative se fait lorsque la statistique de CUSUM dépasse la séquence de valeur critique à un niveau de significativité prédéfini. La principale différence avec les modèles de Phillips et ses coauteurs est le test statistique utilisé.

2.2.1 Les variables

Les deux ratios utilisés dans les milieux académiques et professionnels pour déterminer la valeur ‘fondamentale’ d’un logement sont le ratio prix-loyer et le ratio prix-revenu.

Le ratio prix-loyer est le ratio entre le prix moyen des maisons et le prix moyen de la location annualisé. Il est publié par plusieurs organismes tels que l’*OCDE Economic Outlook* et *The Economist*, pour un certain nombre de pays. Comme le précise la Société canadienne d’hypothèques et de logements (SCHL), l’utilisation de ce ratio se base sur l’hypothèse qu’un ménage ait le choix entre acheter ou louer un logement. Ce ratio indique s’il est plus avantageux d’acheter un logement ou d’en louer un. Plus le ratio est élevé, plus il devient cher de s’acheter une habitation comparativement à en louer une. Il est possible de voir la moyenne à long terme de ce ratio comme étant une valeur d’équilibre du prix des maisons. En effet, lorsque ce ratio diffère de sa moyenne à long terme, cela peut être une indication d’une possible surévaluation ou sous-évaluation du prix des maisons, causée par des éléments autres que les fondamentaux affectant à la fois le prix des maisons et celui des loyers. Le prix du loyer représente ainsi un « proxy » des fondamentaux du marché immobilier. Une hausse rapide du ratio prix-loyer pourrait donc représenter une bulle immobilière. Ce ratio est l’équivalent du ratio prix/dividende pour le marché des actions.

Le deuxième ratio, soit le ratio prix-revenu est, comme son nom l’indique, le ratio entre le prix médian des maisons et le revenu médian des ménages. Comme le précise la SCHL, l’utilisation de ce ratio « se base sur l’hypothèse que les prix des logements sont limités par l’accessibilité financière ». Lorsque ce ratio s’éloigne de sa moyenne à long terme, cela peut être une indication de l’éloignement des prix par rapport à ce que les fondamentaux suggèrent. Il est très souvent utilisé par les médias et par les agences immobilières comme instrument de mesure de l’accessibilité des maisons pour les citoyens. Dans les articles académiques, il est beaucoup moins commun (Malpezzi et coll. (1998)), étant plutôt utilisé lorsque les données sur les loyers ne sont pas disponibles ou sont peu fiables. En effet, l’utilisation de ce ratio se base sur la comparaison entre le prix et le revenu uniquement, alors que le revenu n’est qu’un élément des fondamentaux du marché. L’utilisation du ratio prix-loyer prend en compte le revenu, mais également les autres fondamentaux affectant

les prix. C'est la raison pour laquelle les études utilisent principalement le ratio prix-loyer plutôt que le ratio prix-revenu, dans la mesure du possible.

2.2.2 Synthèse des études basées sur la méthode de détection des bulles

La méthode développée par Phillips et ses collègues (sommairement décrite à la section 2.2. Pour plus de détail, voir la section 3) est possiblement la plus répandue au cours des dernières années et a fait place à de nombreuses extensions. Entre autres, Phillips et ses coauteurs ont travaillé sur le perfectionnement de leur premier test, le test SADF en corrigeant sa principale lacune, soit la perte d'efficacité et de puissance en présence de multiples bulles spéculatives dans les données. En effet, en présence d'une seule bulle, leur premier test obtenait relativement de bons résultats, cependant, il avait tendance à perdre de la puissance lorsque la série de données utilisées contenait plusieurs bulles. De nombreux auteurs se sont également inspirés des travaux de Phillips en les appliquant à différentes régions du monde ainsi qu'à différents marchés. Par exemple, Areal et coll. (2013) ont appliqué ces méthodes au marché des matières premières agricoles, Bettendorf et Chen (2013) au marché des devises, ou encore Creti et Joëts (2017) au marché du carbone. D'ailleurs, les modèles développés par Phillips et ses collaborateurs n'ont pas été conçus spécifiquement pour le marché immobilier, ayant été initialement appliqués par ses auteurs aux indices boursiers du NASDAQ et du S&P 500.

Gomez-Gonzalez et Sanin-Restrepo (2017) ont appliqué la méthode PSY au cas canadien, en y rajoutant une dimension de contagion. En effet, en plus de détecter les bulles par la méthode de PSY (2015), ils ont également testé la transmission de ces bulles d'une province à l'autre. Les données vont de 1986 à 2016 pour 9 provinces, l'île du Prince Édouard étant exclue par manque de données. Leurs résultats montrent qu'il y a au moins une présence d'exubérance dans chacune des provinces étudiées, à l'exception du Nouveau-Brunswick. Le premier cas a été identifié au Québec en 2001, et serait le point d'origine de la transmission des bulles vers quatre autres provinces. En effet, la bulle immobilière ayant émergé au Québec aurait été transmise vers l'Alberta, Terre Neuve et le Labrador, la Saskatchewan et la Nouvelle-Écosse. De plus, leurs résultats montrent que toutes les bulles ont émergé avant le début de la crise de 2008 et se sont terminées pour la plupart au plus tard en 2010, à l'exception de l'Ontario et du Manitoba pour lesquels les

bulles étaient toujours présentes en 2016. Les auteurs indiquent également que les migrations de ces bulles seraient plus importantes lorsque la croissance du prix des maisons est à son maximum. De plus, ils soulignent que les périodes pendant lesquelles des bulles étaient présentes correspondent aux périodes de taux d'intérêt historiquement faibles. Au regard de cette étude, il y avait évidence de bulles spéculative au Canada, au moment de l'analyse en 2016, uniquement au niveau de l'Ontario et du Manitoba.

Parmi ceux qui ont utilisé PSY (2015) sur un éventail de pays, il y a Gomez-Gonzalez et coll. (2017) qui analysent la situation de 20 pays de l'OCDE, incluant le Canada, de 1970 à 2015. Outre leur analyse portant sur la détection des bulles, ils étudient également les migrations de bulles ayant comme origines les États-Unis ou le Royaume-Uni. Ils trouvent au moins un épisode de bulles spéculatives dans tous les pays étudiés, le Canada et la Grèce étant les seuls pays à n'avoir qu'un seul épisode. Leurs résultats sur la détection des bulles sont similaires à ceux obtenus par Engsted et coll. (2016), qui effectuent le même type d'analyse sur 18 pays de l'OCDE. Selon les auteurs, le Canada n'était pas en présence de bulles spéculatives au moment de réaliser l'analyse en 2015.

Shi (2017) vint rajouter un élément supplémentaire au modèle PSY (2015) en y incorporant un ensemble de variables économiques pour permettre de tenir davantage compte de l'impact des changements des fondamentaux du marché immobilier sur le prix des maisons. Alors que la méthode PSY contrôle les fondamentaux à l'aide du prix des loyers, Shi (2017) intègre au modèle des variables supplémentaires afin de purger davantage l'effet des fondamentaux. L'auteure inclut les variables suivantes dans son modèle : le revenu réel per capita, la population, l'emploi et la construction de nouvelle maison. Le modèle suppose d'ailleurs que ces variables ont seulement un effet indirect sur le prix des maisons à travers les taux d'intérêt et les loyers.

Gomez-Gonzalez et Sanin-Restrepo (2018) ont appliqué l'extension de Shi (2017) aux données provinciales canadiennes du marché résidentiel neuf. Les auteurs testent également pour la transmission de bulle entre les provinces. En appliquant le test sur le ratio prix-loyer, les auteurs trouvent au moins une bulle immobilière dans les neuf provinces étudiées. En appliquant le test sur le ratio des non fondamentaux, ils identifient au moins une bulle immobilière dans six des neuf provinces. Les auteurs concluent que la

migration des bulles entre provinces est plus intense lorsque la croissance des prix des logements est à son maximum.

2.3 Agrégation des données

Quelques études suggèrent que l'agrégation des données pourrait dissimuler les spécificités des différentes régions d'un même pays.

Allen et coll. (2009) ont analysé les relations de long terme entre le prix des maisons de 8 villes canadiennes et l'indice agrégé des prix des maisons au Canada à l'aide d'un VECM. Leur résultat suggère qu'il n'y a pas de modèle sous-jacent reliant le prix des maisons à travers le Canada, c'est-à-dire qu'il n'y a pas de lien entre la croissance du prix des maisons à Montréal, par exemple, et la croissance de ces prix à Vancouver. Ils interprètent cela comme pouvant être le reflet d'une économie très diversifiée où la croissance régionale dépend de facteurs ou de secteurs économiques très différents. La séparation du pays en différentes régions pour l'analyse permet donc de prendre en compte les spécificités de chacune de ses régions.

Pavlidis, Martinez-Garcia et Grossman (2019) examinent l'effet des données désagrégées à l'aide de deux séries de données sur les prix des maisons, soit une série de données américaines et l'autre série de données internationales. Leurs résultats suggèrent que l'utilisation de données agrégées diminue le pouvoir des tests PSY. L'analyse effectuée suggère que l'utilisation de données désagrégées permet de mieux détecter les bulles spéculatives à travers l'échantillon à l'aide de la procédure PSY.

Section 3

Méthodologie

Nous cherchons à répondre à la question suivante : la récente montée des prix des maisons au Canada est-elle le reflet de bulles immobilières ou de l'évolution des fondamentaux économiques ?

Pour répondre à cette question, nous adopterons la méthode de détection des bulles de PSY (2015) sur des données agrégées (pays), moyennement agrégées (province) et faiblement agrégées (villes ou régions métropolitaines), afin de prendre en compte les recommandations de Pavlidis, Martinez-Garcia et Grossman (2019) en ce qui a trait à l'agrégation des données. En raison du manque de données de plusieurs variables au niveau des villes, nous ne pourrions incorporer les ajouts de Shi (2017) à notre modèle permettant un contrôle supplémentaire des variables fondamentales. L'étude portera sur le Canada et sur ses différentes provinces et principales villes de 2000 à 2019. L'étude portera sur deux séries de données de sources différentes, une pour le marché des logements neufs et l'autre pour le marché immobilier de la revente. Nous verrons plus en détail les données utilisées à la section 4.

3.1. Modèle d'évaluation des actifs financiers

La méthodologie employée se base sur un modèle d'évaluation des actifs financiers. Dans ce type de modèle, on considère le rendement brut de l'actif financier. Dans le cas du marché immobilier, le logement représente l'actif. Le rendement brut de détenir un logement de la période t à la période $t + 1$ est donné par

$$R_{t+1} = \frac{P_{t+1} + L_{t+1}}{P_t}, \quad (3)$$

où R_{t+1} est le rendement brut de détenir le logement de la période t à la période $t + 1$, P_{t+1} est le prix réel de l'actif après dividende et L_{t+1} est le dividende perçu (soit le loyer) pour avoir détenu le logement de la période t à la période $t + 1$.

En prenant une approximation log-linéaire de l'équation (3), nous écrivons :

$$p_t = \kappa + \rho p_{t+1} + (1 - \rho)l_{t+1} - r_{t+1}, \quad (4)$$

où $p_t = \log P_t$, $l_t = \log L_t$, $R_t = \log R_t$, $\rho = \frac{e^{\bar{p}}}{e^{\bar{p}} + e^{\bar{l}}}$, $\kappa = -\log \rho + (1 - \rho)(\bar{p} - \bar{l})$,

\bar{p} et \bar{l} étant les moyennes de p_t et de l_t respectivement.

En itérant (4), on obtient :

$$p_t = \frac{\kappa}{1-\rho} + (1-\rho) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j l_{t+1+j} - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+1+j} + B_t, \quad (5)$$

avec $B_t = \lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j p_{t+j} = \frac{1}{\rho} B_{t-1}$

Nous pouvons réécrire l'équation (5) comme suit :

$$p_t - l_t = F_t + B_t \quad (6)$$

avec

$$F_t = \frac{\kappa}{1-\rho} + \sum_{k=0}^{\infty} \rho^k (\Delta l_{t+1+k} - r_{t+1+k}). \quad (7)$$

F_t représente la partie du ratio prix-loyer expliquée par les fondamentaux du marché et B_t représente la composante bulle, c'est-à-dire la partie non expliquée par les fondamentaux. Le ratio prix-loyer est donc la somme des fondamentaux et de la composante bulle.

Lorsque $B_t = 0$, il y a absence de bulle et de comportement explosif, de sorte que le ratio prix-loyer reflète uniquement les fondamentaux; $p_t - l_t = F_t$. À l'opposé, lorsque $B_t > 0$, les prix observés sont plus élevés que ce que les fondamentaux suggèrent et il y a présence de comportements explosifs dans les prix; $p_t - l_t \neq F_t$. Comme expliqué précédemment, l'objectif de la méthode PSY repose sur la détection de ces comportements explosifs, à l'aide de tests récursifs de Dickey-Fuller.

3.2. Méthodes de détection des bulles

Les méthodes de détection des bulles proposées par Phillips et coll. (2011, 2015) consistent à identifier des périodes avec comportements explosifs. Comme mentionné précédemment, ces méthodes se basent sur une série de tests augmentés de Dickey-Fuller (ADF) effectués de façon récursive. Phillips, Wu et Yu (PWY, 2011) proposent le « Supremum Augmented Dickey-Fuller test » (SADF), alors que Phillips, Shi et Yu (PSY, 2015) proposent le

« Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller test » (GSADF), plus robuste et puissant en présence de multiples bulles dans les données.

En suivant la procédure proposée par PWY (2011) et PSY (2015), on considère le modèle de régression empirique suivant :

$$y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (8)$$

où y_t est la variable d'intérêt (le ratio prix-loyer), μ est une constante, δ est le coefficient autorégressif de la variable d'intérêt, p est le nombre maximal de retards, ϕ_i pour $i = 1, \dots, p$ sont les coefficients différenciés des retards et ε_t est le terme d'erreur.

Nous appliquons ensuite les tests en question (ADF, SADF ou GSADF, selon la méthode choisie) où l'hypothèse nulle est la présence d'une racine unitaire et l'hypothèse alternative est la présence d'un coefficient autorégressif explosif. Formellement, nous testons, en utilisant l'équation (8) :

$$H_0: \delta = 1$$

$$H_1: \delta > 1$$

Pour des raisons de simplification, nous utilisons un intervalle de l'échantillon de $[0,1]$, 0 étant la première observation et 1 la dernière observation de l'échantillon T . On dénote par δ_{r_1, r_2} le coefficient estimé à partir de l'équation (8), et par ADF_{r_1, r_2} sa statistique ADF correspondante sur l'échantillon normalisé $[r_1, r_2]$. On dénote également par r_w la taille de la fenêtre de la régression $r_2 - r_1$ et par r_0 la fenêtre fixe initiale définie par l'utilisateur. La différence entre les tests ADF, SADF et GSADF est la manière dont r_1 et r_2 sont fixés.

Test augmenté de Dickey-Fuller (ADF)

Afin de mieux comprendre les tests SADF et GSADF, une courte explication du test ADF est nécessaire. Le test ADF est un test statistique qui vise à déterminer si une série temporelle est stationnaire ou non. La série est dite non stationnaire lorsqu'elle possède une racine unitaire. L'hypothèse nulle est la présence de racine unitaire et la série est dite stationnaire sous l'hypothèse alternative. Dans le test ADF, les paramètres r_1 et r_2 sont fixés respectivement à la première et à la dernière observation de l'échantillon, et dans ce

cas, $r_w = r_0 = 1$. Dans notre cas, nous utilisons un test unilatéral à droite, par conséquent, les valeurs critiques ne sont pas les mêmes que pour le test standard. Ci-dessous une représentation visuelle de la fenêtre utilisée.

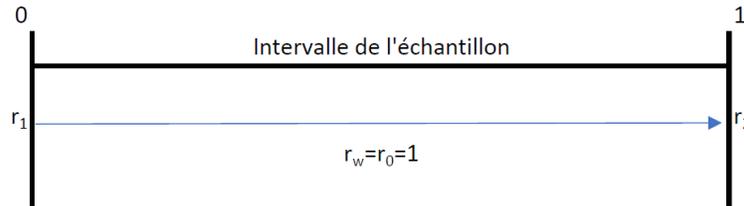


FIGURE 2 – Illustration de la procédure ADF

Test du Supremum augmenté de Dickey-Fuller (SADF) (PWY, 2011)

Le test SADF est basé sur le calcul récursif de la statistique ADF avec un point de départ fixe et une fenêtre croissante. La taille initiale de la fenêtre est déterminée par le chercheur. Le point initial de la fenêtre est fixé à la première observation, donc $r_1 = 0$. Le point final de la première fenêtre, r_2 , est choisi en fonction du choix de la taille minimale de la fenêtre, r_0 , de façon que la taille de la fenêtre initiale soit $r_w = r_2$. Finalement, la régression est estimée récursivement en augmentant la taille de la fenêtre, $r_2 \in [r_2, 1]$, une observation à la fois, de sorte que la dernière estimation inclura l'échantillon en entier. Chacune des estimations donnera une statistique ADF, soit ADF_{r_2} . L'estimation incluant l'échantillon entier donnera la statistique ADF_1 .

La statistique SADF est définie comme étant la valeur la plus élevée de la séquence

ADF_{r_2} :

$$SADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_2, 1]} \{ADF_{r_2}\}$$

Ci-dessous une représentation visuelle des fenêtres utilisées dans le test SADF.

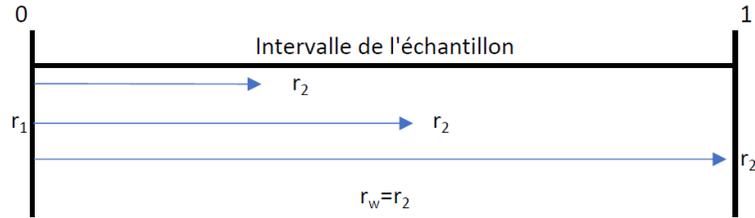


FIGURE 3 – Illustration de la procédure SADF

Test du Supremum augmenté de Dickey-Fuller généralisé (GSADF) (PSY, 2015)

Cette extension suit le même procédé que le test SADF, mais permet une plus grande flexibilité au niveau des fenêtres estimées. En effet, dans le test SADF, le point de départ est fixé pour toutes les estimations, alors que pour le test GSADF, ce point de départ est mobile. Ainsi, le point initial des fenêtres varie entre 0 et $r_2 - r_0$. La régression est donc estimée récursivement en augmentant, dans un premier temps, la taille de la fenêtre une observation à la fois pour $r_2 \in [r_2, 1]$. Cette première étape de l'estimation est identique à celle du test SADF. Lorsque la dernière estimation est effectuée sur l'échantillon entier, le procédé est répété en avançant le point initial, r_1 , d'une observation. La régression est ensuite estimée en augmentant encore une fois le point final, r_2 , une unité à la fois, pour $r_2 \in [r_2, 1]$. Ce procédé est répété jusqu'à ce que l'estimation soit effectuée sur $r_1 \in [0, r_2 - r_0]$ et $r_2 \in [r_2, 1]$.

La statistique GSADF est définie comme étant la valeur la plus élevée de la séquence

ADF_{r_1, r_2} :

$$GSADF(r_0) = \sup_{\substack{r_2 \in [r_2, 1] \\ r_1 \in [0, r_2 - r_0]}} \{ADF_{r_1, r_2}\}$$

Ci-dessous une représentation visuelle des fenêtres utilisées dans le test GSADF.

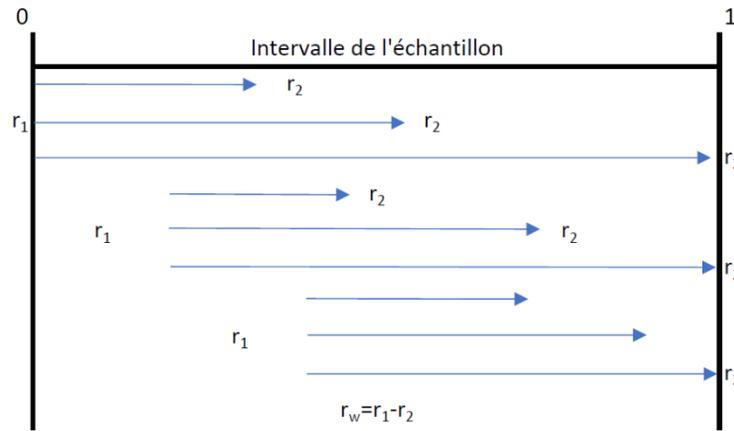


FIGURE 4 - Illustration de la procédure GSADF

3.3. Naissance et éclatement des bulles

Ces tests proposés par Phillips et ses collègues ont l'avantage de permettre d'identifier exactement les moments de naissance et d'effondrement des bulles. Les deux tests (SADF et GSADF), procèdent de la même manière pour identifier ces moments, la différence étant la statistique utilisée pour comparer sa valeur critique correspondante. Pour ce faire, PWY propose de comparer chaque élément de la séquence ADF_{r_2} à sa valeur critique correspondante. Le point de naissance estimé de la bulle est la première observation chronologique, notée par T_{rd} , pour laquelle ADF_{r_2} traverse sa valeur critique à partir du bas. Le point d'éclatement estimé de la bulle est la première observation chronologique après T_{rd} , notée par T_{rf} , pour laquelle ADF_{r_2} traverse sa valeur critique à partir du haut. Formellement,

$$\hat{r}_d = \inf_{r_2 \in [r_0, 1]} \{r_2 : ADF_{r_2} > cv_{r_2}^{\beta_T}\}$$

$$\hat{r}_f = \inf_{r_2 \in [\hat{r}_d, 1]} \{r_2 : ADF_{r_2} < cv_{r_2}^{\beta_T}\}$$

où $cv_{r_2}^{\beta_T}$ est le $100(1 - \beta_T)\%$ de valeur critique de la statistique ADF standard basé sur T_{r_2} observations.

PSY proposent plutôt de comparer chaque élément de la séquence $BSADF_{r_2}$ (au lieu de ADF_{r_2}) à sa valeur critique correspondante. Formellement,

$$\hat{r}_d = \inf_{r_2 \in [r_0, 1]} \{r_2 : BSADF_{r_2}(r_0) > cv_{r_2}^{\beta_T r_2}\}$$

$$\hat{r}_f = \inf_{r_2 \in [\hat{r}_d, 1]} \{r_2 : BSADF_{r_2}(r_0) < cv_{r_2}^{\beta_T r_2}\}$$

où $cv_{r_2}^{\beta_T r_2}$ est le $100(1 - \beta_T)\%$ de valeur critique de la statistique sup ADF basé sur T_{r_2} observations. $BSADF(r_0)$, pour $r_2 \in [r_0, 1]$, est la statistique « backward » sup ADF qui est associé à la statistique GSADF ;

$$GSADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0, 1]} \{BSADF_{r_2}(r_0)\}$$

Pour notre propre analyse empirique, nous utiliserons le test GSADF puisqu'il a été démontré comme étant le plus robuste et donnant les meilleurs résultats, notamment lorsque plusieurs bulles sont présentes dans l'échantillon étudié (PSY 2015). Notons que PSY recommandent une taille minimale de la fenêtre de $0,01 + 1,8/\sqrt{T}$. Ils recommandent également un nombre de périodes minimal où la statistique est plus élevée que sa valeur critique correspondante pour considérer cet épisode comme une bulle. La longueur de cette période est de $\delta \log T$, où δ est fixé à 2 pour des données mensuelles. Notre échantillon étant de 240 mois, la période minimale considérée est de 5 mois. PSY suggèrent un nombre de retards fixes de zéro ou d'un petit nombre. Nous reconduisons le choix de PSY et fixerons le nombre de retards à zéro. Les valeurs critiques sont obtenues par simulation de Monte-Carlo avec 3000 répliques.

Section 4

Données

4.1 Construction de la base de données

Notre analyse a été effectuée en utilisant deux séries de données différentes concernant les prix des maisons, soit l'Indice des prix des logements neufs (IPLN) et l'Indice Prix de maison Teranet-Banque Nationale du Canada (Indice Teranet). Concernant le prix des loyers, nous avons utilisé l'élément « logement locatif » de l'Indice des prix à la consommation (IPC) produit par Statistique Canada.

Tout d'abord, l'indice IPLN a été obtenu sur le site de Statistique Canada. Cet indice mesure les variations des prix de maisons individuelles, jumelées et en rangée, au fil du temps. Plus spécifiquement, l'IPLN mesure ces variations dans 27 régions métropolitaines du Canada, à partir des prix établis par les entrepreneurs lorsque les spécifications détaillées de chaque maison demeurent les mêmes pendant deux périodes consécutives. Les prix sont disponibles en trois catégories : le prix du bâtiment seul, le prix du terrain seul et le prix jumelé de la maison et du terrain. Pour notre analyse, nous utilisons les données des prix jumelés, puisque le prix d'achat d'une habitation reflète à la fois la valeur de la maison et celle de l'emplacement. Cependant, il est possible que cet indice sous-évalue quelque peu les prix, puisque les nouvelles constructions risquent d'être de plus en plus éloignées des grands centres urbains (OCDE, 2013), par exemple dans le Grand Montréal où les nouvelles constructions se font davantage sur la Rive-Nord et la Rive-Sud qu'à Montréal. Lorsque nous discuterons du marché des logements neufs, nous ferons référence à cet indice.

L'indice Teranet, qui suit les changements de prix des résidences unifamiliales dans 11 régions métropolitaines, a quant à lui, été obtenu directement sur le site internet dédié à l'indice. Ce dernier utilise la méthodologie des ventes répétées, c'est-à-dire qu'il suit la variation du prix de vente d'une même maison à travers le temps. Cela implique que son calcul n'utilise que les maisons ayant été transigées au moins deux fois. Les logements neufs n'y sont donc pas inclus, contrairement à l'IPLN qui n'utilise que les logements neufs dans son calcul. Outre les habitations neuves, d'autres cas sont également exclus du calcul.

Par exemple, lorsqu'il y a des changements importants dans les caractéristiques des propriétés, ou encore les transactions avec lien de dépendance, c'est-à-dire lorsque le prix de vente est affecté par des facteurs tels que des liens de parenté. La méthodologie de l'indice Teranet est similaire à celle de l'indice Case-Schiller aux États-Unis, un des indices les plus populaires dans le domaine. Lorsque nous discuterons du marché immobilier de la revente, nous ferons référence à cet indice.

En ce qui a trait aux prix des loyers, l'indice du loyer incorporé dans l'indice des prix à la consommation (IPC) produit par Statistique Canada a été utilisé et a été obtenu directement sur le site internet de l'Agence. Celle-ci retire ses informations sur le loyer à partir de l'Enquête sur la population active (EPA) à chaque mois dans l'ensemble du pays. Cet indice est calculé en utilisant le principe d'appariement des modèles, c'est-à-dire que le loyer payé par les ménages pour un mois donné est comparé au loyer qu'ils ont payé le mois précédent. Cette méthode permet de mesurer la variation des prix pour un même logement et ainsi garder les mêmes caractéristiques à travers le temps. Statistique Canada estime que l'IPC permet de mesurer des changements de prix « purs ». Ainsi, les changements dans l'indice du loyer de l'IPC tiennent compte des changements à l'offre de service, tels que des changements de qualités du logement ou encore l'inclusion du chauffage dans le prix de la location. Nous avons utilisé cet indice des loyers, car à notre connaissance, il est le seul qui mesure la variation des loyers sur l'ensemble des provinces du Canada.

L'ensemble des sources utilisées pour bâtir notre base de données est compilé dans le tableau 1.

Variabes	Source	Fréquence
Indice des prix des logements neufs (IPLN)	Statistique Canada	Mensuelle
Indice prix de maison Teranet et Banque Nationale du Canada	Indice prix de maison	Mensuelle
Indice du loyer de l'IPC	Statistique Canada	Mensuelle

TABEAU 1 – Les données utilisées

Les tests que nous effectuerons lors de nos estimations au chapitre 5 seront appliqués en utilisant deux ratios différents. Nous nommerons le "ratio IPLN" le log du ratio de l'indice IPLN sur l'indice du loyer. Ce premier ratio représentera le marché des logements neufs. Le second ratio que nous nommerons "ratio Teranet" est le log du ratio de l'indice Teranet sur l'indice du loyer. Ce deuxième ratio représentera le marché de revente des logements.

4.2 Analyse des données

L'évolution des ratios IPLN du Canada et de ses provinces pour la période 2000-2020 est illustrée dans la figure 1. Rapidement, nous apercevons que deux courbes se distinguent des autres, soit celle de l'Alberta et celle de la Saskatchewan. En effet, ces deux courbes ont connu une forte hausse entre 2006 et 2009 avant de connaître une correction importante à la suite de la crise financière, alors que les autres provinces ont connu de plus faibles variations durant cette période. Il est important de noter que cette forte croissance du ratio peut être due à trois phénomènes; une croissance plus importante des prix des maisons comparativement à la croissance des loyers, une décroissance plus importante des loyers comparativement à celle des prix ou encore une croissance des prix conjuguée à une décroissance des loyers. Nous notons que l'Île-du-Prince-Édouard est la seule région où le ratio se situe à un niveau plus bas lors de la dernière observation (décembre 2019) que lors de la première (janvier 2000).

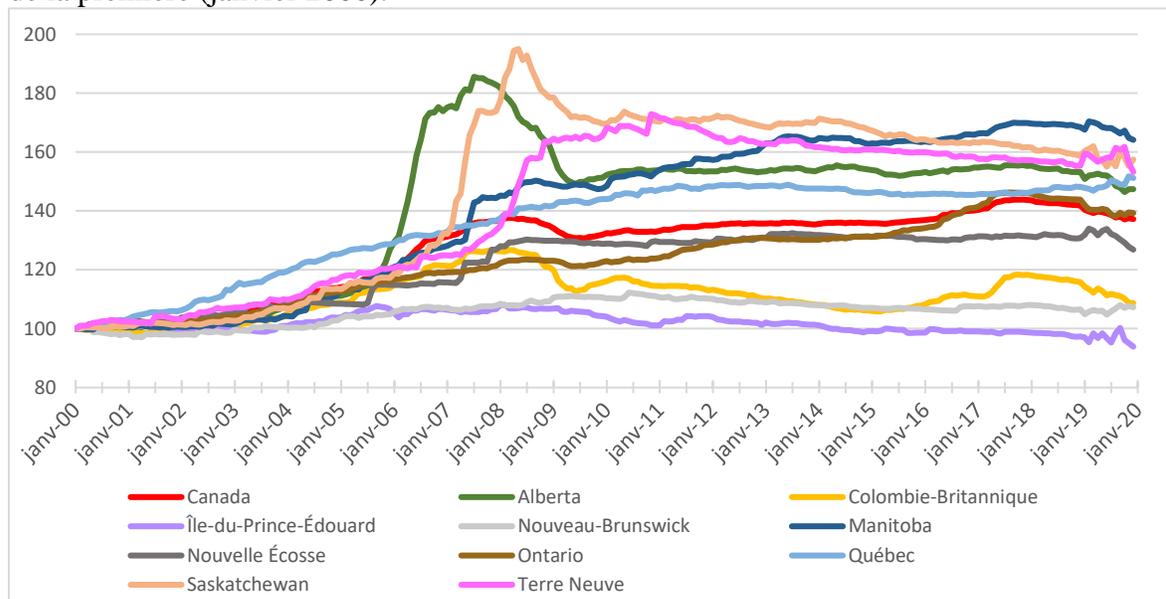


FIGURE 5 - Évolution du ratio prix-loyer du marché des logements neufs par provinces

Nous notons également que la région qui a connu la plus grande croissance de janvier 2000 à décembre 2020 est le Manitoba suivi de la Saskatchewan et de Terre-Neuve.

La figure 6 présente l'évolution des ratios IPLN des grandes villes canadiennes de 2000 à 2020. Nous remarquons le même phénomène constaté à la figure 5 : les villes de l'Alberta et de la Saskatchewan connaissent une hausse abrupte au milieu des années 2000 pour chuter de façon importante à la suite de la crise financière. Il est cependant possible de faire ressortir quelques différences avec les constats dressés précédemment à propos des provinces. Premièrement, deux régions (Charlottetown et Victoria) se trouvent à un ratio plus bas en décembre 2019 qu'en janvier 2000, alors que seule l'Île-du-Prince-Édouard se trouve dans cette situation parmi toutes les provinces. Deuxièmement, Victoria est la ville ayant le plus faible ratio en décembre 2020 alors que la Colombie-Britannique n'est pas la province ayant le plus faible ratio parmi toutes les provinces. Ce constat vient mettre en lumière l'effet de l'agrégation des données, puisque les observations tirées des données provinciales diffèrent de celles tirées des données des grandes villes. Nous verrons plus en détail à la section 5 si l'agrégation des données a un effet sur les bulles immobilières identifiées au Canada. Parmi les similitudes, on retrouve les deux villes de la Colombie-Britannique parmi les villes ayant les plus bas ratios à la fin de la période alors que les villes de l'Ontario sont en milieu de peloton à l'instar de leur province respective.

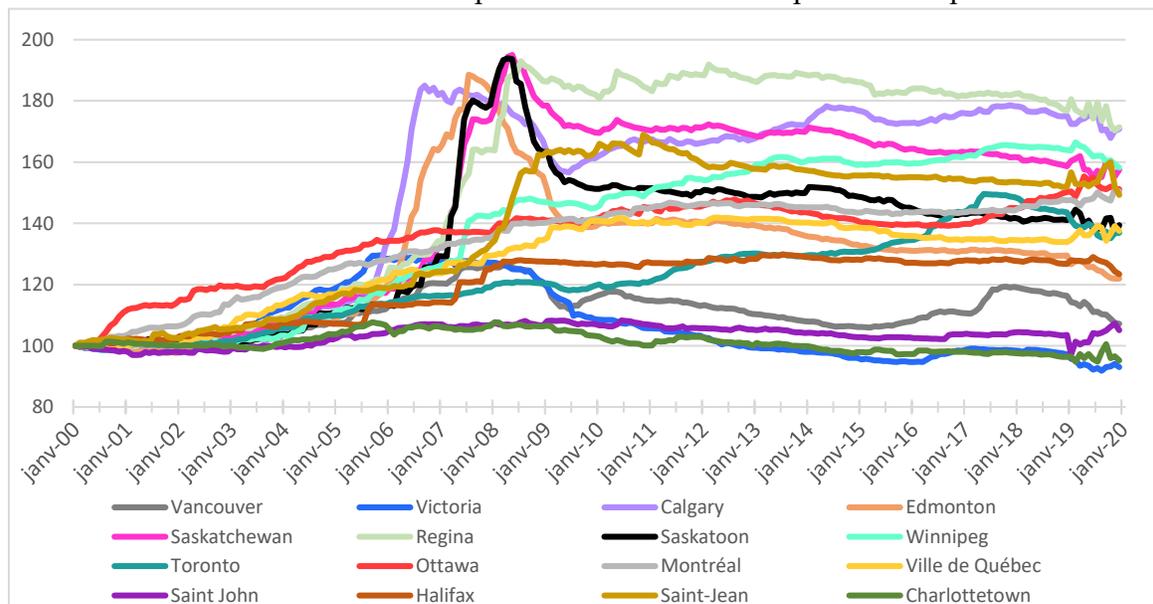


FIGURE 6 - Évolution du ratio prix-loyer des logements neufs par villes

La figure 7 illustre l'évolution des ratios Teranet des grandes villes canadiennes de 2000 à 2020. Un premier constat est que la croissance du ratio des logements usagés est généralement plus élevée que celle du ratio des logements neufs; cependant, l'écart entre les différentes villes semble plus faible. De plus, en observant la figure 7, il semble y avoir moins de soubresauts que dans le cas des maisons neuves. Par ailleurs, les villes de la Colombie-Britannique, qui se trouvaient parmi les villes ayant le ratio le plus faible à la fin 2019 dans le cas des logements neufs, se trouvent avec les ratios les plus élevés dans le cas des logements de revente. Edmonton et Halifax sont quant à elles les villes présentant le plus faible ratio à la fin de la période étudiée alors qu'elles se situaient en milieu de peloton dans le cas des logements neufs. Il semble donc y avoir des différences notables entre le marché des logements neufs et le marché de la revente au sein même des villes canadiennes, le cas des villes de la Colombie-Britannique en est un parfait exemple. Nous verrons à la section 5 si ces différences sont suffisantes pour constater également des différences lors de l'identification des bulles immobilières.

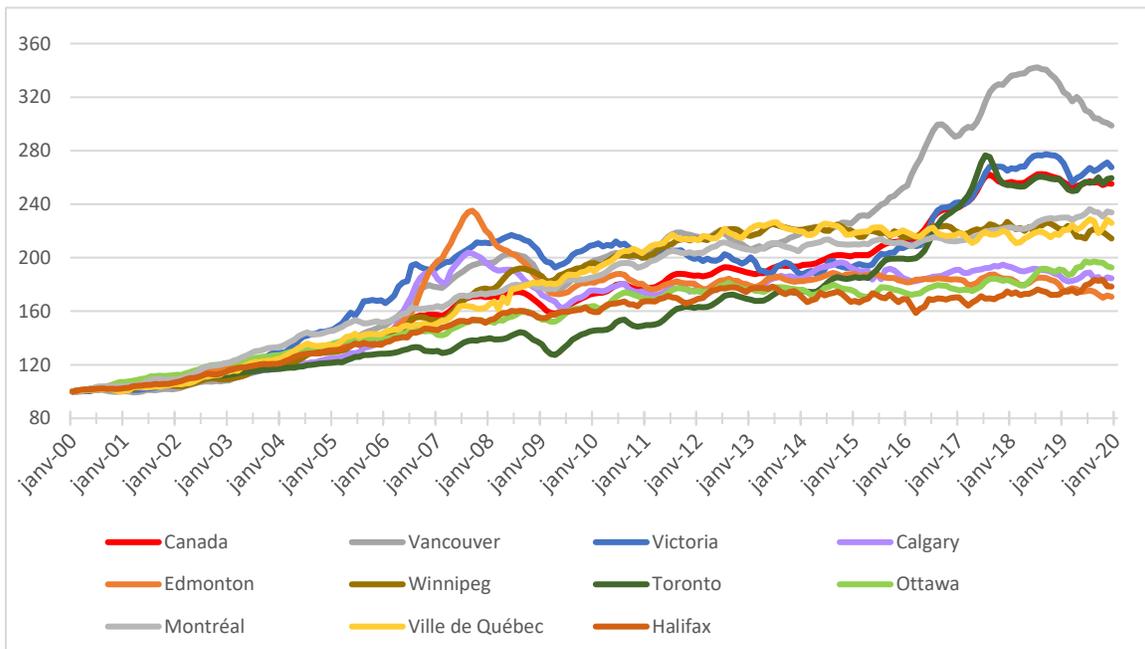


FIGURE 7 – Évolution du ratio prix-loyer du marché de la revente par villes

Section 5

Estimations et résultats

Nous appliquons la méthodologie décrite à la section 3 pour chacune des régions étudiées et pour les deux ratios, selon leur disponibilité. Plus précisément, nous appliquons le test GSADF sur les ratios IPLN et Teranet de janvier 2000 à décembre 2019 pour un total de 240 observations. Le point de naissance estimé de la bulle est la première observation chronologique pour laquelle la statistique GSADF traverse sa valeur critique à partir du bas. Le point d'éclatement estimé de la bulle est la première observation chronologique pour laquelle la statistique GSADF traverse sa valeur critique à partir du haut. Un minimum de cinq mois est requis (voir section 3 pour les détails) pour considérer la période en question comme une bulle.

Le but de notre exercice empirique est de déterminer si le Canada, ses provinces et ses principales villes ont été ou sont toujours en période de bulle immobilière en identifiant spécifiquement les périodes où ces bulles ont eu lieu. Nous souhaitons effectuer l'exercice à la fois pour le marché des logements neufs et le marché de la revente. De plus, nous souhaitons connaître si l'utilisation des données agrégées permet d'avoir un portrait juste de la réalité du marché canadien.

Dans le tableau 2, nous retrouvons un récapitulatif des résultats des différents tests statistiques effectués. Au total, 37 tests ont été menés sur 26 régions étudiées. 11 régions ont fait l'objet de deux tests, soit un pour leur marché de logements neufs et un pour leur marché immobilier de la revente.

A: Statistiques GSADF	Neuf	Revente
Canada	9,62***	5,94***
Alberta	15,99***	-
Calgary	14,63***	11,80***
Edmonton	11,79***	9,93***
Colombie-Britannique	4,73***	-
Victoria	4,87***	6,57***
Vancouver	4,64***	8,04***
Île du Prince Édouard	3,27***	-
Charlottetown	3,36 ***	-

Manitoba	4,01***	-
Winnipeg	3,98***	3,97***
Nouveau Brunswick	1,34	-
Saint John	1,30	-
Nouvelle-Écosse	1,68	-
Halifax	1,72	2,85***
Ontario	5,75***	-
Ottawa	3,18***	1,27
Toronto	5,14***	6,46***
Québec	2,05*	-
Montréal	1,56	3,25***
Québec	3,1***	3,49***
Saskatchewan	7,94***	-
Régina	6,33***	-
Saskatoon	7,12***	-
Terre-Neuve-et-Labrador	5,93***	-
Saint-Jean de Terre-Neuve	6,09***	-
B: Valeurs critiques GSADF		
90%		1,87
95%		2,15
99%		2,73

Les degrés de signification de 1% (*), 5% (**) et 10% (***) sont obtenus par simulation Monte-Carlo avec 3000 répliques sur un échantillon de 240 données.

TABLEAU 2 - Tests statistiques GSADF des régions étudiées

Parmi ces 37 tests, 30 suggèrent au moins une période de bulle spéculative à un degré de signification de 1%, un seul test le suggère à un degré de signification de 10% et seulement six ne suggèrent aucune évidence de bulle spéculative entre 2000 et 2019. Les six cas pour lesquels il n'y a pas d'évidence de bulle sont les cas suivants : le marché du logement neuf du Nouveau-Brunswick, de Saint John, de la Nouvelle-Écosse, d'Halifax, de Montréal ainsi que le marché de la revente d'Ottawa.

Il est important de se rappeler que l'exercice est effectué sur le ratio prix-loyer et non pas simplement sur la croissance des prix d'achat des logements. Par conséquent, lorsqu'un test suggère qu'il n'y a pas d'évidence de bulle spéculative dans l'échantillon, cela n'exclut pas qu'il puisse y avoir eu une importante hausse des prix. Cette hausse de prix des logements peut cependant avoir été présente dans les loyers également. Ainsi, le ratio prix-loyer n'aurait pas connu une hausse aussi marquée que le prix lui-même. Nous pouvons

penser au cas de Montréal, où le prix des logements a connu d'importantes hausses ces dernières années; cependant les loyers ont également connu une hausse importante durant ce même laps de temps. Nous pouvons voir en ce sens que le marché du logement neuf de Montréal n'a pas connu de période de bulle immobilière sur la période étudiée.

La figure 8 présente l'ensemble des périodes de bulles identifiées par les tests GSADF pour chacune des régions du marché des logements neufs. Chaque région est identifiée par une couleur différente. Dans les cinq cas où aucune bulle n'a été identifiée, aucune couleur n'a été attribuée. Cette illustration permet de soulever l'importance de l'utilisation de données désagrégées, surtout dans un pays ayant des régions aussi diversifiées. En observant l'historique des bulles identifiées sur la base du ratio prix-loyer IPLN, le Canada n'a pas connu de période de bulle entre 2009 et 2016. Cependant, ce constat ne reflète pas la réalité de toutes les régions du pays. En effet, plusieurs provinces et villes du Canada ont connu des périodes de bulles alors qu'il ne semble pas y en avoir lorsqu'on considère les données nationales. L'effet de la pondération dans le calcul des indices agrégés fait en sorte de perdre de l'information pertinente qui est présente dans les indices désagrégés. Plus l'indice est agrégé, plus l'information propre à chaque région est en quelque sorte dissoute dans l'indice en question.

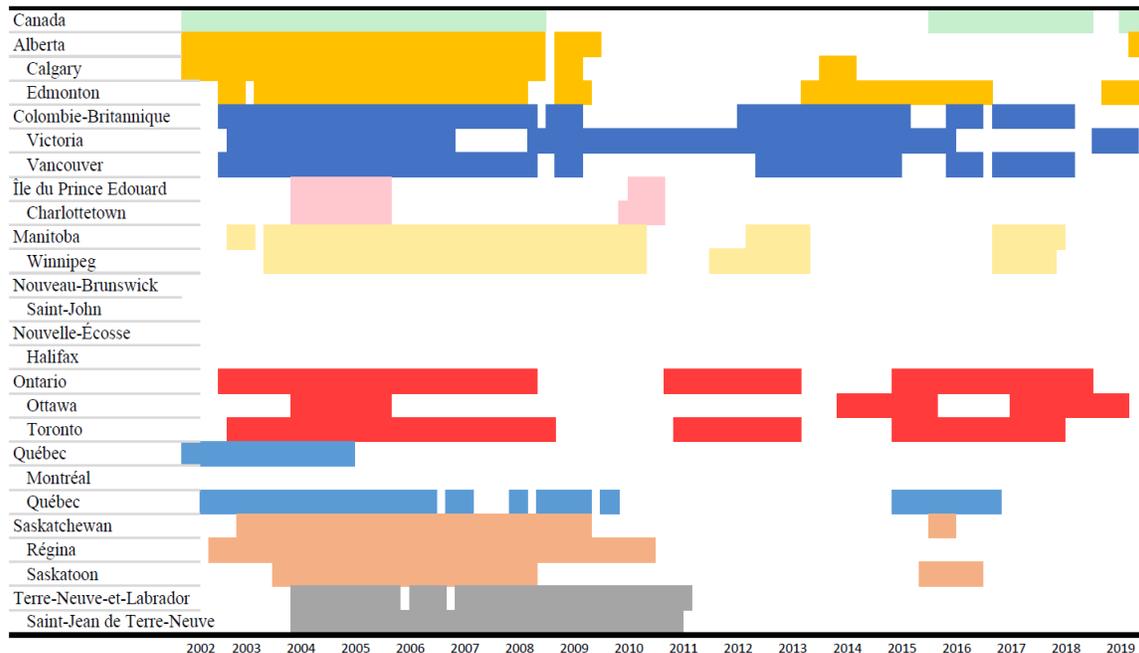


FIGURE 8 - Périodes de bulles identifiées dans le marché des logements neufs

La figure 9 illustre les périodes de bulles dans le marché immobilier de la revente. Encore une fois, il ne semble pas y avoir de bulle au Canada pendant une certaine période au milieu de l'échantillon étudié, soit de 2009 à 2015. Cependant, à l'instar du marché des logements neufs, certaines villes se retrouvent tout de même en situation de bulle immobilière, telles que Montréal, Toronto et Winnipeg. Par ailleurs, pour les provinces où nous avons les données pour deux villes différentes, nous pouvons tirer certaines observations intéressantes. Les tendances de deux villes au sein de la même province ne sont pas nécessairement les mêmes. Les exemples les plus flagrants sont pour les provinces du Québec et de l'Ontario. En effet, pour l'indice IPLN, Montréal ne présente aucune bulle immobilière statistiquement significative alors que la Ville de Québec présente un total de six périodes de bulle immobilière. Du côté de l'Ontario, le constat est le même; pour le ratio Teranet, Ottawa ne présente aucune bulle statistiquement significative alors que Toronto présente cinq périodes de bulle immobilière.

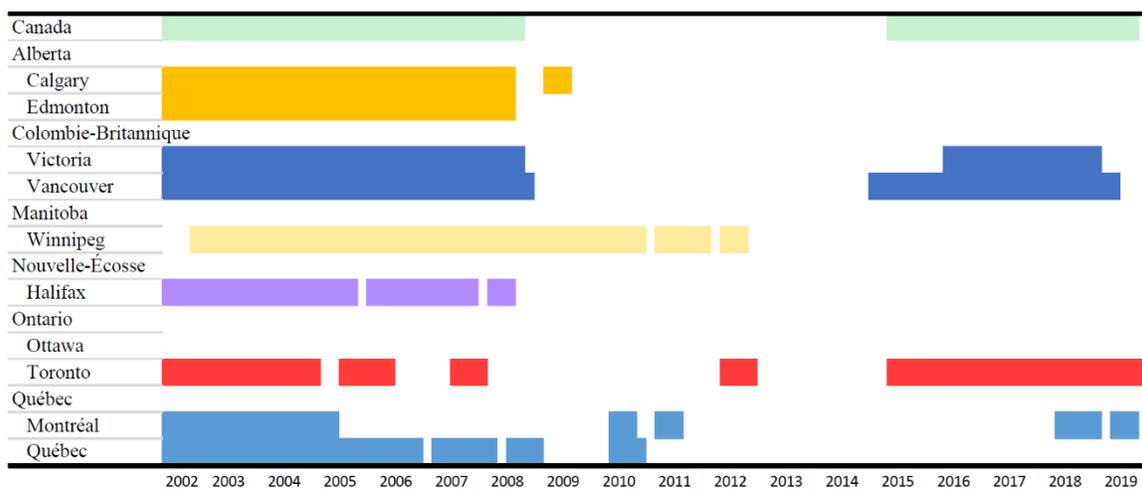


FIGURE 9 - Périodes de bulles identifiées dans le marché de la revente

Dans ce qui suit, les résultats de chacune des régions seront analysés en détail.

Canada

Pour le Canada, nous appliquons le test GSADF aux deux séries de données. Les résultats des tests indiquent que le Canada a connu au moins un épisode de bulle immobilière pour la période 2000 à 2019 à un degré de signification de 1% tant pour le ratio IPLN que pour le ratio Teranet.

La figure 10 résume les résultats des deux tests. Le graphique de gauche est celui du ratio IPLN et le graphique de droite celui du ratio Teranet. La courbe verte représente le ratio prix-loyers, la courbe rouge représente les valeurs critiques obtenues par simulation Monte-Carlo et la courbe bleue représente la séquence de la statistique GSADF. Comme expliqué précédemment, une bulle est présente lorsque la statistique GSADF (courbe bleue) est supérieure à la valeur critique correspondante (courbe rouge), et ce, pour une période d'au moins cinq mois.

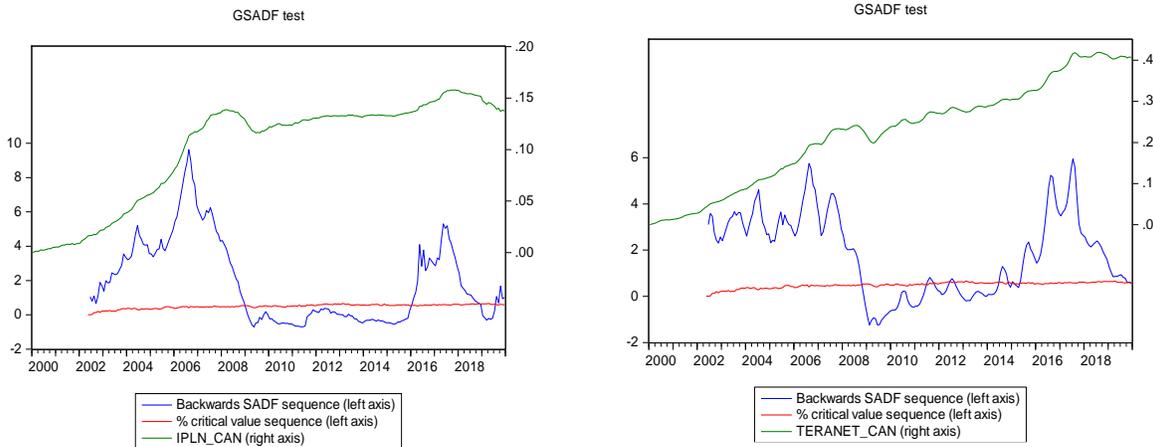


FIGURE 10 – Résultats des tests GSADF du Canada

Dans les deux panneaux de la figure 10, nous observons, pour les deux séries étudiées, sensiblement les mêmes deux périodes majeures d'exubérance sur le marché immobilier. Toutes les bulles immobilières identifiées sont illustrées dans la figure 11. La première période de bulle commence dès le début de l'échantillon et se poursuit jusqu'à la fin de l'année 2008. Celle du marché du logement neuf se termine deux mois avant celui du marché de la revente. La deuxième période commune commence en 2015/2016 et se

poursuit jusqu'en 2019. Pour le ratio IPLN, cette période est interrompue entre décembre 2018 et août 2019.

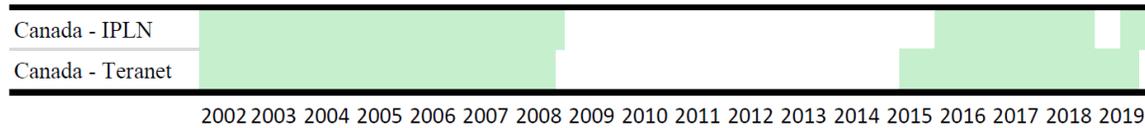


FIGURE 11 – Périodes de bulles identifiées au Canada

En somme, les résultats de notre analyse présentent des comportements assez similaires durant les 20 dernières années au Canada pour le marché immobilier de la revente et celui des logements neufs. Par ailleurs, il y a évidence de bulle pour la dernière donnée étudiée (décembre 2019) dans le marché immobilier canadien du logement neuf uniquement. Pour le marché de la revente, la dernière période de bulle s'est terminée en septembre 2019.

Comment ces résultats se comparent-ils à ceux des études antérieures effectuées sur le marché immobilier canadien? Gomez-Gonzalez et Sanin-Restrepo (2017) appliquent le test GSADF au ratio prix-loyer en utilisant l'indice IPLN du Canada et identifient une bulle immobilière de février 2002 à mars 2009. Cette période de bulle est très similaire à la première période que nous avons identifiée. La seconde bulle identifiée dans notre étude (de 2015 à 2018) n'est cependant pas identifiée par Gomez-Gonzalez et Sanin-Restrepo (2017). Cela peut être dû notamment au fait que leur échantillon se termine en janvier 2017. Gomez-Gonzalez et Sanin-Restrepo (2018) identifient une bulle immobilière pour le Canada durant la période allant de 2002 à 2017. Cette différence peut être causée par l'utilisation d'un échantillon différent (leur échantillon s'étend de 1986 à 2017), de paramètres différents dans l'application empirique (nombre de retards dans l'équation estimée, etc.) ou des données différentes utilisées. Par ailleurs, étant donné que Gomez-Gonzalez et Sanin-Restrepo (2018) ont également appliqué la méthode de Shi (2016) présentée précédemment, les auteurs ont aussi effectué les tests GSADF sur le ratio prix-loyer purgé des fondamentaux du marché immobilier, dénommé la composante non fondamentale. Ce test identifie 2 bulles immobilières, soit de septembre 2008 à mai 2009 puis de juin 2016 à juin 2017. Parmi ces deux périodes, uniquement la seconde est également identifiée par notre test. Martinez-Garcia et Grossman (2020), pour leur part, identifient une période de bulle immobilière de 2003 à 2009 pour le Canada, très similaire à nos résultats malgré l'utilisation de données sensiblement différentes. En effet, les auteurs

utilisent des données trimestrielles tirées de la Federal Reserve Bank of Dallas de 1975 à 2016.

Malheureusement, étant donné qu'aucune étude antérieure n'a utilisé les données du marché de la revente au Canada ou n'a tenté d'identifier des bulles immobilières dans les villes canadiennes, nous n'avons aucun point de comparaison pour nos résultats à ces égards.

Alberta

Nous appliquons le test GSADF au ratio IPLN pour la province de l'Alberta dans son ensemble ainsi que le ratio IPLN et le ratio Teranet pour les villes de Calgary et d'Edmonton. Les résultats des tests indiquent au moins une bulle immobilière commune aux trois régions, touchant à la fois le marché immobilier de la revente et des maisons neuves durant la période 2000 à 2019.

La figure 12 montre les résultats des trois tests sur les ratios IPLN pour l'Alberta, Calgary et Edmonton. Nous observons des tendances assez similaires entre les séries avec une période commune d'exubérance dans les données. Cette période se situe au début de l'échantillon, soit de 2002 à 2008 ainsi qu'une seconde courte période de 2008 à 2009. Les trois régions connaissent également une ou deux autres périodes identifiées comme bulle, mais à des moments différents et de durées distinctes. Dans la figure 14, nous retrouvons plus précisément chacune des périodes de bulles immobilières identifiées par le test GSADF; trois périodes sont identifiées pour la province, trois périodes pour Calgary et cinq pour Edmonton. Notons que pour les deux dernières périodes de bulle d'Edmonton et la dernière de l'Alberta, il s'agit de bulles négatives, c'est-à-dire un phénomène de sous-évaluation du ratio prix-loyer, contrairement à une surévaluation. Il est important de noter qu'une bulle négative ne signifie pas nécessairement une baisse du prix des logements. Elle peut effectivement être le reflet d'une baisse des prix, mais peut également être la conséquence d'une hausse des loyers qui fait chuter le ratio prix-loyer.

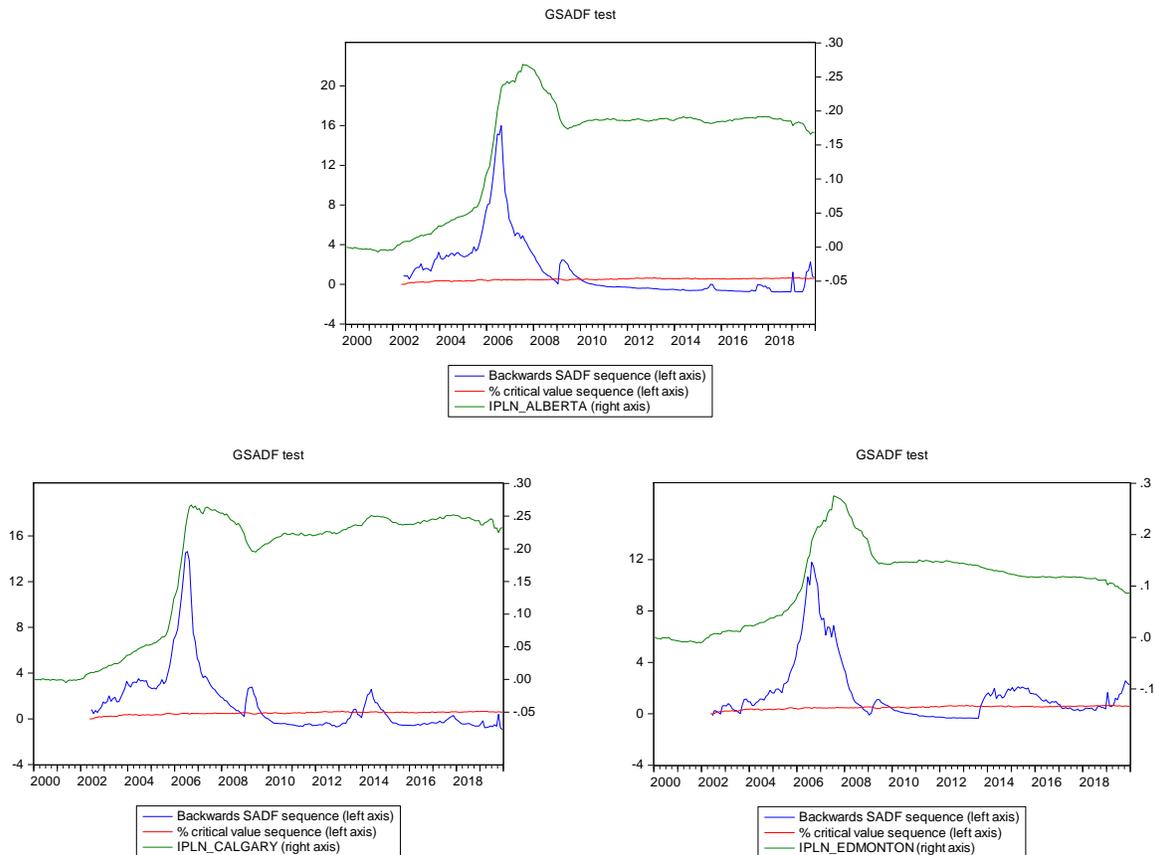


FIGURE 12 - Résultats des tests GSADF de l'Alberta (haut), de Calgary (gauche) et d'Edmonton (droite)

La figure 13 montre les résultats des deux tests portant sur les ratios Teranet pour Calgary et Edmonton. Nous observons que les deux séries ont des comportements assez similaires et comprennent une période commune d'exubérance de 2002 à 2008. Un regain est également présent en 2009 à l'instar des ratios IPLN. Cependant, la période est trop courte dans le cas d'Edmonton et n'est donc pas considérée. Dans la figure 14, nous retrouvons plus précisément chacune des périodes de bulles immobilières identifiées par le test GSADF; deux périodes sont identifiées pour Calgary et une seule pour Edmonton.

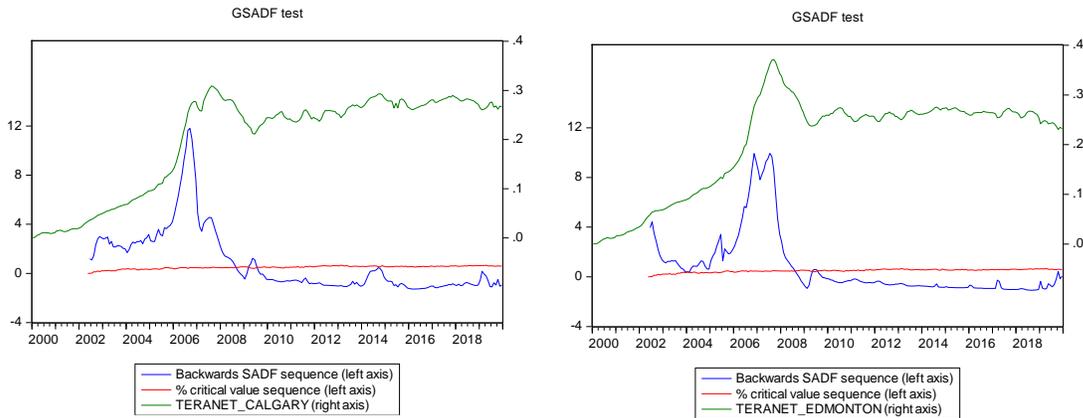


FIGURE 13 - Résultats des tests GSADF de Calgary (gauche) et d'Edmonton (droite)

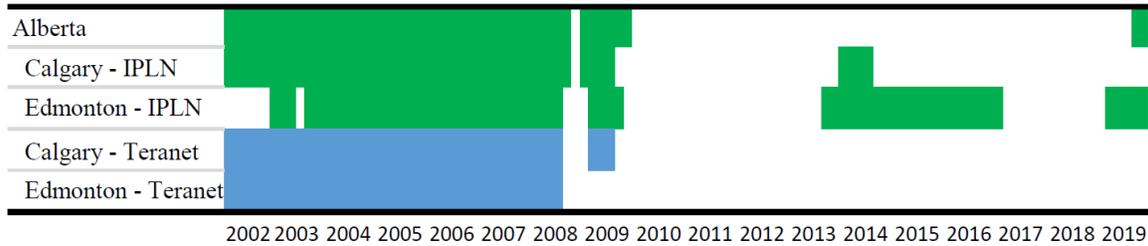


FIGURE 14 - Périodes de bulles identifiées en Alberta

Nos résultats pour la province de l'Alberta sont similaires à ceux obtenus par Gomez-Gonzalez et Sanin-Restrepo (2017 et 2018), mais notre test identifie une bulle entre 2002 et 2008 qui perdure davantage dans le temps que celle identifiée par ces auteurs.

En somme, il semble que les marchés de la revente et celles des maisons neuves aient eu des comportements assez similaires entre 2000 et 2010. Lors des dix dernières années, le marché de la revente a semblé plus stable que le marché des logements neufs. Par ailleurs, il y a évidence de bulle immobilière pour la dernière observation (décembre 2019) dans le marché des maisons neuves en Alberta et à Edmonton, qui perdure depuis août 2019 et mai 2019, respectivement. Cependant, ces périodes sont des bulles négatives. De plus, l'effet de l'agrégation des données semble avoir joué un certain rôle en Alberta. Effectivement, malgré la présence de bulle dans les données IPLN d'Edmonton entre 2013 et 2016, les données de l'Alberta ne présentent aucune période de bulle durant cette même période.

Colombie-Britannique

Nous appliquons le test GSADF au ratio IPLN pour la province de la Colombie-Britannique dans son ensemble ainsi que le ratio IPLN et le ratio Teranet pour les villes de Vancouver et de Victoria. Les résultats des tests indiquent au moins une bulle immobilière pour chacune des trois régions, touchant à la fois le marché immobilier de la revente et des maisons neuves durant la période 2000 à 2019.

La figure 15 illustre les résultats des trois tests sur les ratios IPLN. Nous observons des tendances très similaires entre Vancouver et la Colombie-Britannique. Le marché de la ville de Victoria suit tout de même par moment les mêmes tendances que Vancouver, entre autres, de 2003 à 2007 où les trois régions ont vu leur ratio augmenter drastiquement avant de connaître une brusque baisse lors la crise financière de 2009. Chacune des périodes de bulles immobilières identifiées par le test GSADF est identifiée dans la figure 17; cinq périodes sont identifiées pour la province, cinq périodes pour Vancouver et trois pour Victoria. Notons que pour les bulles identifiées entre 2009 et 2016 et en 2019, il s'agit de bulles négatives donc de baisse rapide du ratio prix-loyer.

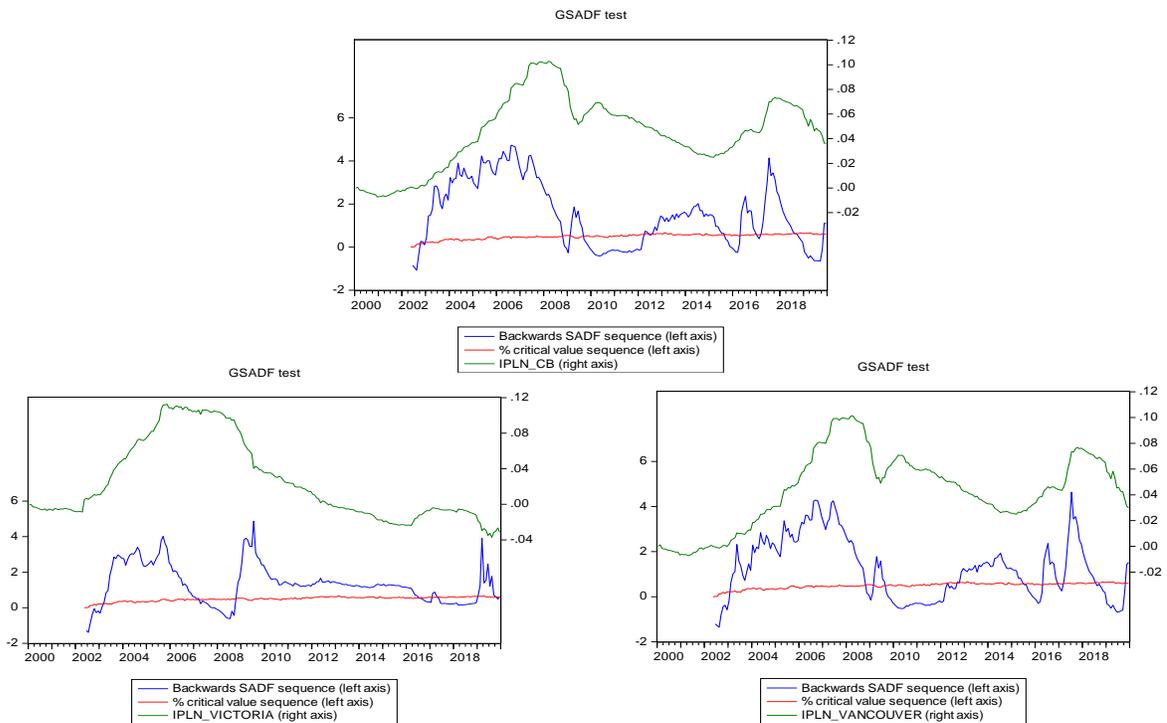


FIGURE 15 - Résultats des tests GSADF de la Colombie-Britannique (haut), de Victoria (gauche) et de Vancouver (droite)

Dans la figure 16, nous retrouvons les résultats des deux tests sur les ratios Teranet. Nous observons que les deux séries ont des comportements assez similaires et comprennent deux périodes communes d'exubérance, soit de 2002 à 2008 et de 2016 à 2019. La figure 17 illustre chacune des périodes de bulles immobilières identifiées par le test GSADF, soit deux bulles pour chacune des deux villes, mais de durée différente.

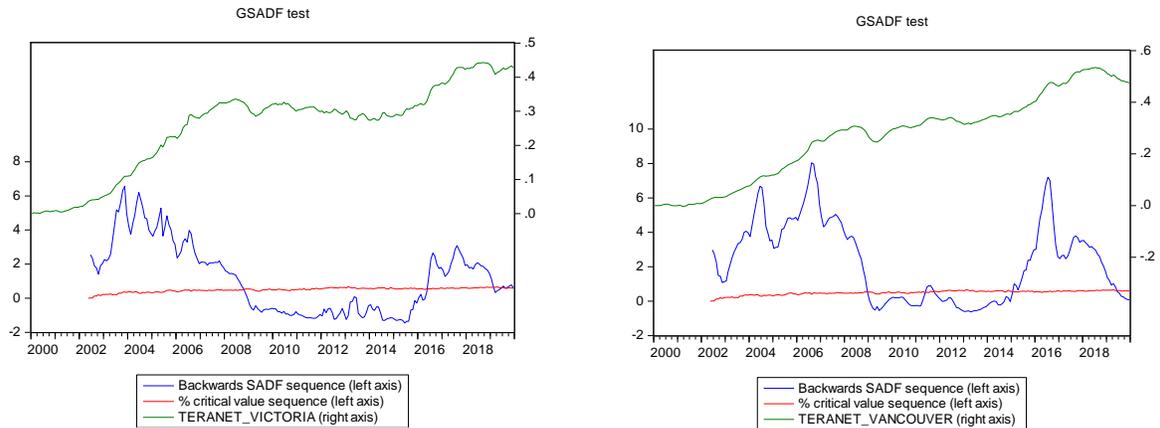


FIGURE 16 - Résultats des tests GSADF de Victoria (gauche) et de Vancouver (droite)

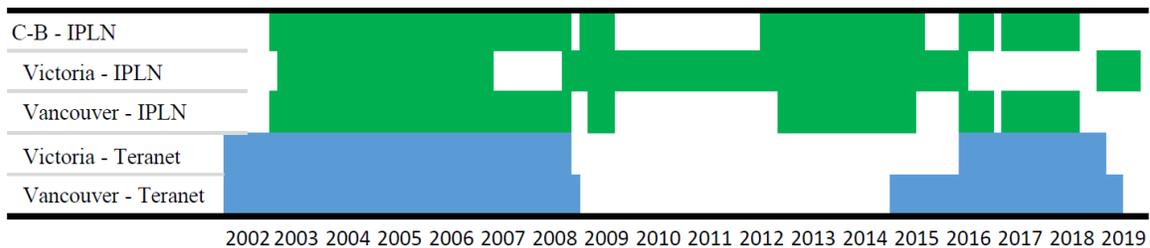


FIGURE 17 - Périodes de bulles identifiées en Colombie-Britannique

Gomez-Gonzalez et Sanin-Restrepo (2017) identifient une bulle de 2004 à 2008 pour la Colombie-Britannique, soit d'une durée un peu plus courte que celle identifiée par notre test. Alors que les auteurs identifient dans leur étude de 2018 une bulle qui s'étend de 2003 à 2017, nos résultats traduisent plutôt plusieurs bulles de plus courte durée durant cette période. Lorsque le test est effectué sur la partie non fondamentale du ratio, les auteurs identifient plusieurs bulles, à l'instar de nos résultats, entre 2003 et 2016.

Pour conclure, il semble que les tendances des marchés des logements neufs et les marchés de la revente ont été comparables en première moitié de décennie. La crise financière

semble avoir impacté davantage le marché neuf que celui de la revente. Par ailleurs, il n'y a pas évidence de bulle immobilière en décembre 2019 dans le marché immobilier de la Colombie-Britannique ni dans ceux de ses deux principales villes, malgré les quelques périodes d'exubérance que nous observons. Nous ne pouvons cependant affirmer que ce sont des périodes de bulle, car le nombre de mois consécutifs est présentement en dessous du barème de cinq mois. Il sera important de surveiller le comportement de ces indices pour les prochains mois. Il est important de noter qu'il s'agit cependant de période de décroissance rapide du ratio, et non pas de période de croissance rapide. Par ailleurs, bien que le comportement du marché des trois régions soit similaire, il est possible d'identifier quelques différences entre les résultats obtenus pour la province et pour les villes, principalement dans le cas de Victoria. Ces résultats impliquent donc qu'à l'instar de l'Alberta, l'agrégation joue un certain rôle dans les résultats obtenus en Colombie-Britannique.

Île du Prince-Édouard

Nous appliquons le test GSADF au ratio IPLN pour l'Île du Prince-Édouard (IPÉ) dans son ensemble ainsi que pour la ville de Charlottetown. Les résultats des tests indiquent au moins une période de bulle immobilière pour la période 2000 à 2019 à un degré de signification de 1% tant pour la province dans son ensemble que pour Charlottetown. Les données Teranet ne sont pas disponibles pour cette province, les marchés de la revente de logement de cette région ne seront donc pas étudiés. Nous retrouvons les résultats des deux tests sur les ratios IPLN dans la figure 18. Nous observons sensiblement les mêmes deux périodes majeures d'exubérance dans les données pour les deux séries étudiées. La première débute à la mi-2004 et se poursuit pendant environ un an et demi. La deuxième période, plus courte que la première, commence à la mi-2010 et se termine au début de l'année 2011. Nous observons également au début 2019 un sommet dans les deux séries. Cette période est cependant trop courte pour être considérée comme une période de bulle spéculative puisqu'elle n'atteint pas la période minimale requise de cinq mois. La crise financière de 2008 semble avoir affecté de manière moins importante l'IPÉ que certaines autres régions du Canada.

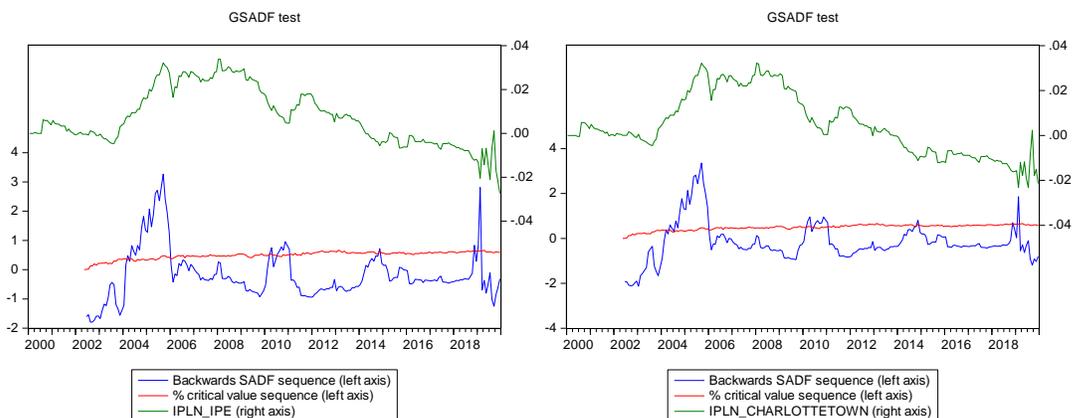


FIGURE 18 - Résultats des tests GSADF de L'IPÉ (gauche) et de Charlottetown (droite)

La figure 19 illustre précisément chacune des périodes de bulles immobilières identifiées par le test GSADF, soit deux bulles presque identiques en termes de durée pour chacune des deux régions.

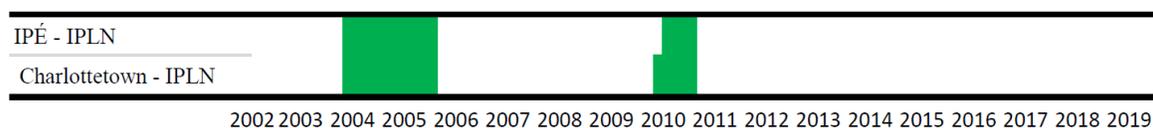


FIGURE 19 - Périodes de bulles identifiées à L'île du Prince-Édouard

Par ailleurs, nous n'avons malheureusement pas trouvé d'étude ayant effectué d'analyse similaire sur les données de l'Île du Prince-Édouard.

Pour terminer, les marchés des logements neufs de l'IPÉ et de Charlottetown ont suivi des trajectoires comparables depuis le début du millénaire. Cela pourrait s'expliquer principalement par la manière dont l'indice IPLN est construit. L'indice d'une province est construit par une moyenne pondérée des villes la constituant et pour lesquelles les données sont produites. Dans le cas de l'IPÉ, Charlottetown est l'unique ville pour laquelle l'indice IPLN est également produit. Ainsi, l'indice de l'IPÉ et de Charlottetown est tout simplement le même. La seule différence dans le ratio prix-loyer que nous utilisons provient de la différence dans l'indice des loyers. C'est pourquoi nous observons que la courbe du ratio et par conséquent la statistique GSADF sont très similaires pour ces deux régions.

En outre, les deux régions ne présentent aucune évidence de bulle immobilière lors de la dernière observation (décembre 2019), la dernière bulle ayant pris fin en janvier 2011. Il

semble par ailleurs qu'il y ait eu une plus grande volatilité du ratio prix-loyer lors de la dernière année. En regardant de plus près les données sous-jacentes, nous remarquons que cette hausse semble avoir été provoquée par des changements dans les prix des loyers plutôt que dans les prix des maisons.

Manitoba

Nous appliquons le test GSADF au ratio IPLN pour la province du Manitoba dans son ensemble ainsi que le ratio IPLN et le ratio Teranet pour la ville de Winnipeg. Les résultats des tests indiquent au moins une période de bulle immobilière pour la période 2000 à 2019.

La figure 20 présente les résultats des deux tests sur les ratios IPLN. Les mêmes périodes de croissance rapide sont observées pour les deux régions. La première s'étend de la fin de l'année 2003 jusqu'à la fin 2013, incluant quelques périodes plus calmes. La crise financière de 2008 a certes ralenti la croissance de ces deux ratios, mais nous ne remarquons pas de correction majeure à ce moment-là. Chacune des périodes de bulles immobilières identifiées par le test GSADF est représentée dans la figure 22; quatre périodes sont identifiées pour la province et trois périodes pour Winnipeg. À l'instar de Charlottetown à l'IPE, Winnipeg est l'unique ville pour laquelle l'indice IPLN est produit au Manitoba. Ainsi, l'indice IPLN du Manitoba et de Winnipeg est tout simplement le même, c'est pourquoi nous observons que la courbe du ratio et par conséquent la statistique GSADF sont très similaires pour ces deux régions. Nous remarquons tout de même que le loyer à un certain effet sur ce ratio, car quelques périodes de bulles sont différentes entre ces deux régions.

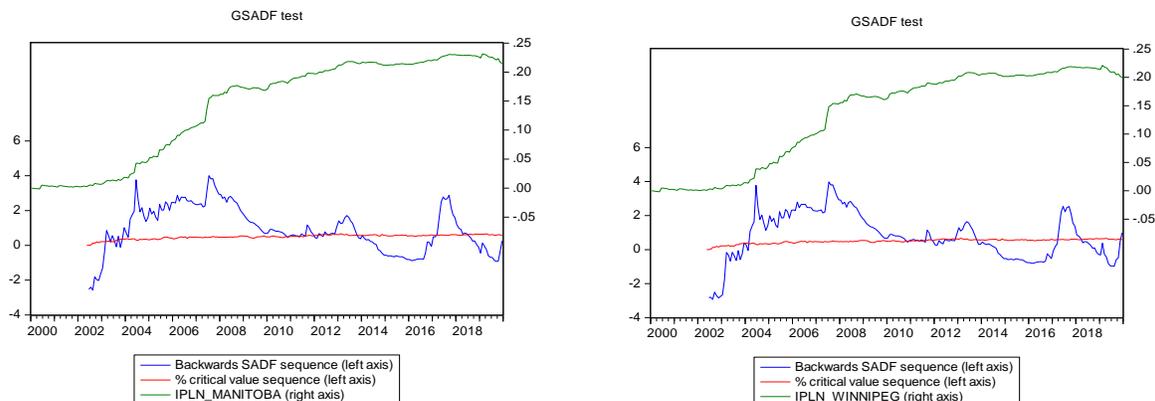


FIGURE 20 - Résultats des tests GSADF du Manitoba (gauche) et de Winnipeg (droite)

Tel que le met en évidence la figure 21, les deux séries ont des comportements assez similaires et comprennent deux périodes communes d'exubérance, soit de 2002 à 2008 et de 2016 à 2019. À l'instar du ratio IPLN, la figure 22 présente précisément chacune des périodes de bulles immobilières identifiées par le test GSADF sur le ratio Teranet; trois périodes sont identifiées pour le marché de la revente de Winnipeg, tous avant 2013.

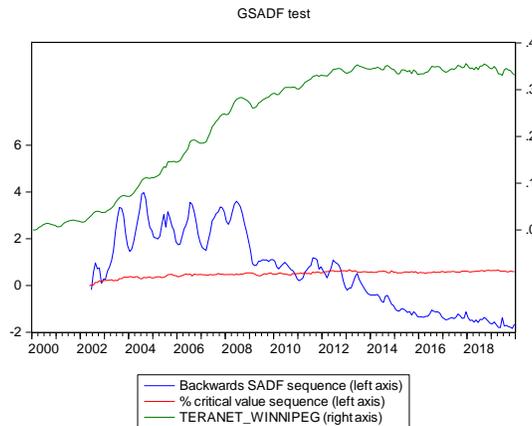


FIGURE 21 - Résultat du test GSADF de Winnipeg

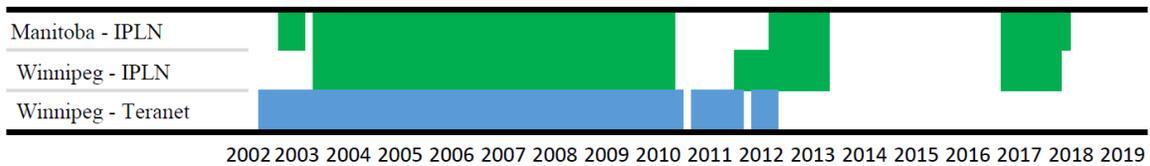


FIGURE 22 - Périodes de bulles identifiées au Manitoba

Gomez-Gonzalez et Sanin-Restrepo (2017 et 2018) ont identifié une seule bulle spéculative au Manitoba couvrant plus de dix ans (2004 à 2018 et 2002 à 2017 respectivement), ce qui contraste avec nos tests qui identifient plutôt plusieurs bulles sur une grande partie de la période étudiée.

En somme, il semble que les marchés des logements neufs du Manitoba et de Winnipeg aient eu des comportements assez similaires durant ces deux dernières décennies. Il est difficile de juger l'effet de l'agrégation des données pour cette région, étant donné que nous avons accès uniquement à des données d'une seule ville du Manitoba. Par ailleurs, il n'y a pas évidence de bulle en décembre 2019 ni dans le marché immobilier de la province du Manitoba ni dans celui de la ville Winnipeg, la dernière bulle identifiée ayant pris fin en

2018. Cependant, le test GSADF sur le ratio IPLN de Winnipeg montre que la statistique GSADF du mois de décembre 2019 est supérieure à sa valeur critique correspondante. Étant donné qu'il ne s'agit que d'un mois, il n'est pas possible d'affirmer qu'il y a effectivement une bulle immobilière, mais il sera intéressant de surveiller le développement de ce ratio pour les mois suivants.

Nouveau-Brunswick

Nous appliquons le test GSADF au ratio IPLN pour la province du Nouveau-Brunswick dans son ensemble ainsi que le ratio IPLN pour la ville de Saint John. Les résultats des tests n'indiquent aucune période de bulle immobilière statistiquement significative (1%, 5% et 10%) pour la période 2000 à 2019.

Alors que quelques périodes de croissance explosive sont relevées dans la figure 23, étant donné qu'elles ne sont pas statistiquement significatives, elles ne seront pas considérées comme bulles immobilières. L'agrégation des données ne semble pas avoir eu d'impact éloquent sur ces résultats étant donné qu'aucune de ces régions ne présente de bulle significative.

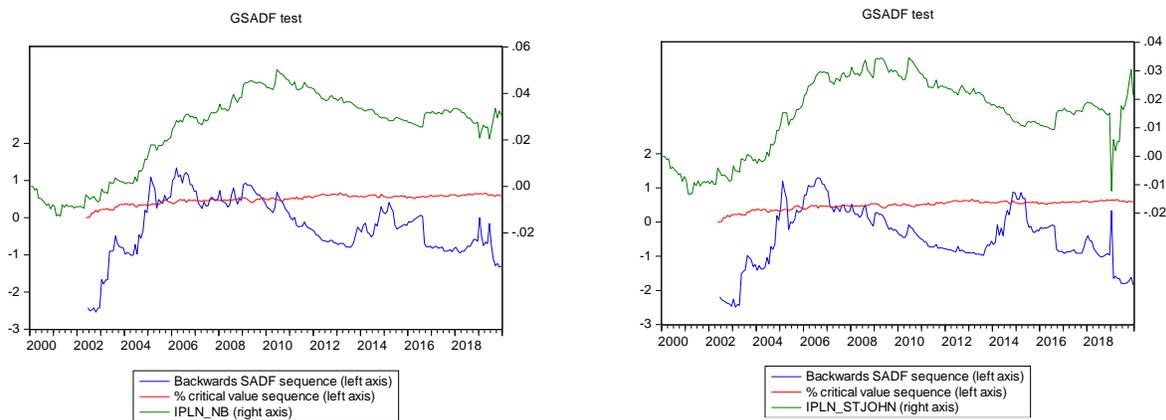


FIGURE 23 - Résultat des tests GSADF du Nouveau-Brunswick (gauche) et de Saint John (droite)

Par ailleurs, nos résultats concordent avec les résultats obtenus par Gomez-Gonzalez et Sanin-Restrepo (2017 et 2018) qui n'ont pas identifié de bulles immobilières au Nouveau-Brunswick durant cette période.

Nouvelle-Écosse

Nous appliquons le test GSADF au ratio IPLN pour la province de la Nouvelle-Écosse dans son ensemble ainsi que le ratio IPLN et le ratio Teranet pour la ville d'Halifax. Les résultats des tests indiquent au moins une période de bulle immobilière pour la période 2000 à 2019 uniquement pour le marché de la revente à Halifax. Le marché des logements neufs pour les deux régions ne présente pas d'évidence significative (1%, 5% et 10%) de bulle immobilière.

La figure 24 illustre les résultats des deux tests sur les ratios IPLN. Bien que quelques périodes de croissance rapide soient observées au début de l'échantillon, nous ne les considérerons pas comme bulles spéculatives, car elles ne sont pas statistiquement significatives.

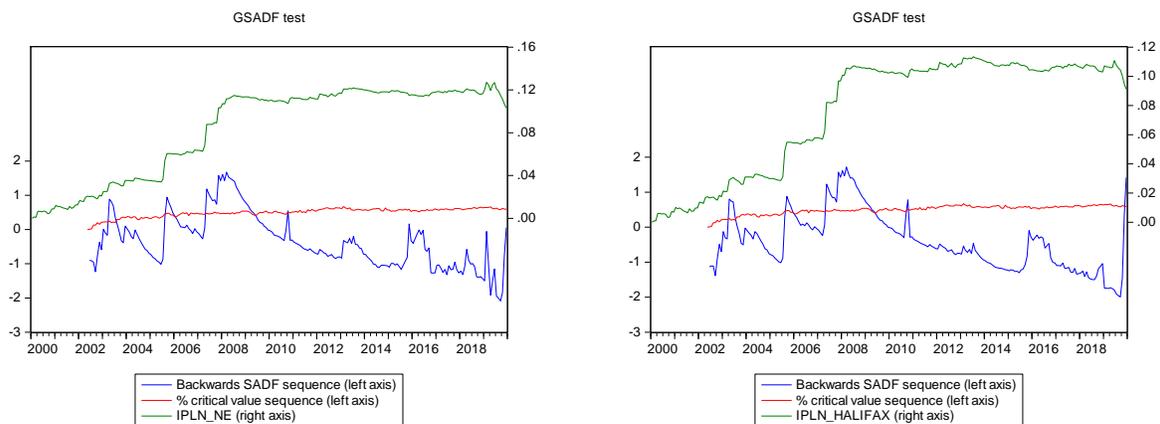


FIGURE 24 - Résultat des tests GSADF de la Nouvelle-Écosse (gauche) et d'Halifax (droite)

En observant la figure 25, qui illustre le résultat du test sur le ratio Teranet d'Halifax, nous remarquons une période de croissance marquée du ratio prix-loyer débutant à la mi-2002 et se poursuivant jusqu'à la mi-2008.

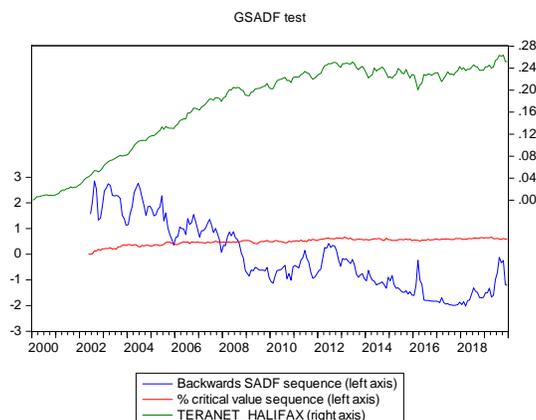


FIGURE 25 - Résultat du test GSADF d'Halifax

Dans la figure 26, nous retrouvons chacune des périodes de bulles immobilières identifiées par le test GSADF, soit trois périodes pour le marché des logements usagés de la capitale de la Nouvelle-Écosse et aucune pour les deux marchés de logements neufs. Le marché de logement neuf a donc été sensiblement différent de celui du marché de la revente, surtout dans la première moitié de la période étudiée. En regardant de plus près ces résultats, il est possible de remarquer que la période couvrant ces trois épisodes de bulles, soit de 2002 à 2008, est entrecoupée par seulement quatre mois où la statistique GSADF est tout juste sous la valeur critique, soit le mois de décembre 2005 et la période allant de décembre 2007 à février 2008. Nous estimons donc que ces trois périodes peuvent être considérées comme une seule bulle ayant duré de 2002 à 2008.

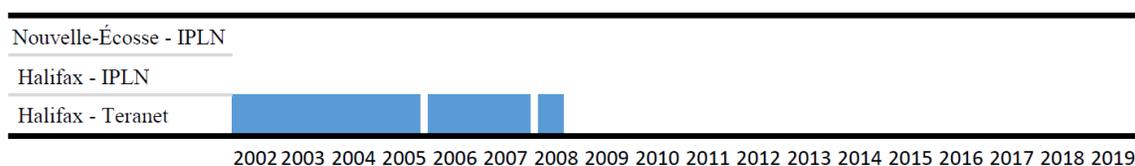


FIGURE 26 - Périodes de bulles identifiées en Nouvelle-Écosse

Nos résultats pour le marché des logements neufs sont similaires à ceux de Gomez-Gonzalez et Sanin-Restrepo (2018) qui ne trouvent aucune bulle significative. Gomez-Gonzalez et Sanin-Restrepo (2017) trouvent cependant une bulle de mai 2007 à mars 2009. Par ailleurs, l'agrégation des données est difficilement quantifiable, car les données disponibles proviennent d'une seule ville au sein de la province.

Pour conclure, la dernière bulle identifiée ayant pris fin en août 2008 à Halifax, aucune des régions ne présente d'évidence de bulle pour la dernière donnée étudiée (décembre 2019). Cependant, le test GSADF sur le ratio IPLN d'Halifax montre que la statistique GSADF du mois de décembre est supérieure à sa valeur critique correspondante. À l'instar du marché des logements neufs de Winnipeg, il n'est pas possible de confirmer ou d'infirmer la présence de bulle avec un seul mois dans cette situation.

Ontario

Nous appliquons le test GSADF au ratio IPLN pour la province de l'Ontario dans son ensemble ainsi que le ratio IPLN et le ratio Teranet pour les villes d'Ottawa et de Toronto. Les résultats des tests indiquent au moins une période de bulle immobilière pour la période 2000 à 2019 pour l'Ontario et les villes d'Ottawa (IPLN) et de Toronto (IPLN et Teranet). Aucune bulle statistiquement significative n'est détectée pour le marché du logement de la revente de la capitale nationale (1%, 5% et 10%).

Nous retrouvons à la figure 27 les résultats des trois tests sur les ratios IPLN. Nous remarquons plusieurs périodes d'exubérance dans les données pour le ratio IPLN des trois régions tout au long de l'échantillon étudié. L'ensemble des périodes de bulles immobilières identifiées par le test GSADF est illustré à la figure 29. Il en découle que trois périodes sont identifiées pour chacune des trois régions étudiées. Bien que le nombre soit le même, les périodes et leur durée ne sont pas les mêmes, surtout pour les deux villes ontariennes. Les périodes de bulle à Ottawa semblent être plus courtes, principalement pour le premier épisode, mais elles semblent également en décalage par rapport à Toronto. Au vu des résultats, on pourrait penser que le marché de Toronto a un effet de contagion sur celui d'Ottawa qui se fait sentir quelques mois plus tard.

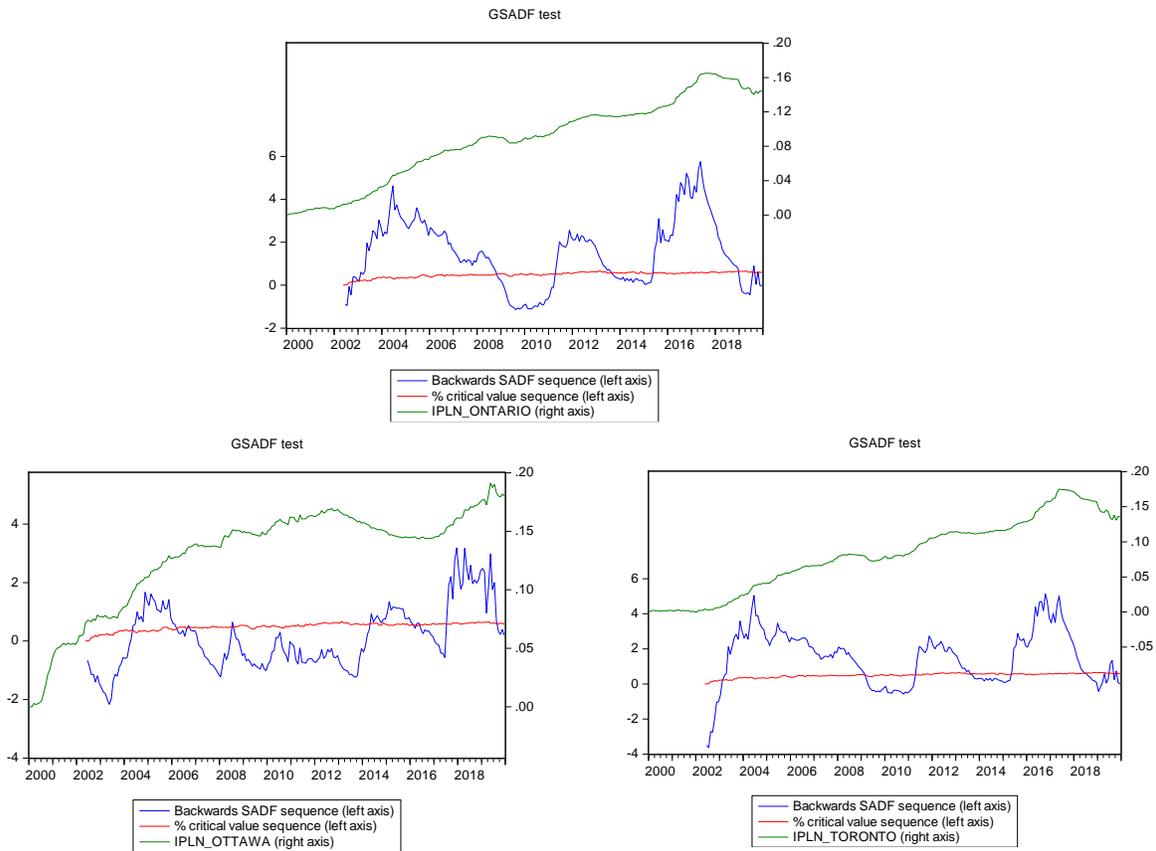


FIGURE 27 – Résultats des tests GSADF de l’Ontario (haut), d’Ottawa (gauche) et de Toronto (droite)

À la figure 28 sont présentés les résultats des deux tests sur les ratios Teranet. Comme mentionné précédemment, Ottawa ne présente aucune bulle statistiquement significative. Pour le marché de la revente de Toronto, les données suggèrent un comportement assez similaire à celui du marché des logements neufs. L’ensemble des périodes de bulles identifiées par nos tests sont présentées dans la figure 29. Au total, cinq périodes de bulle sont identifiées pour le marché des logements de revente de Toronto.

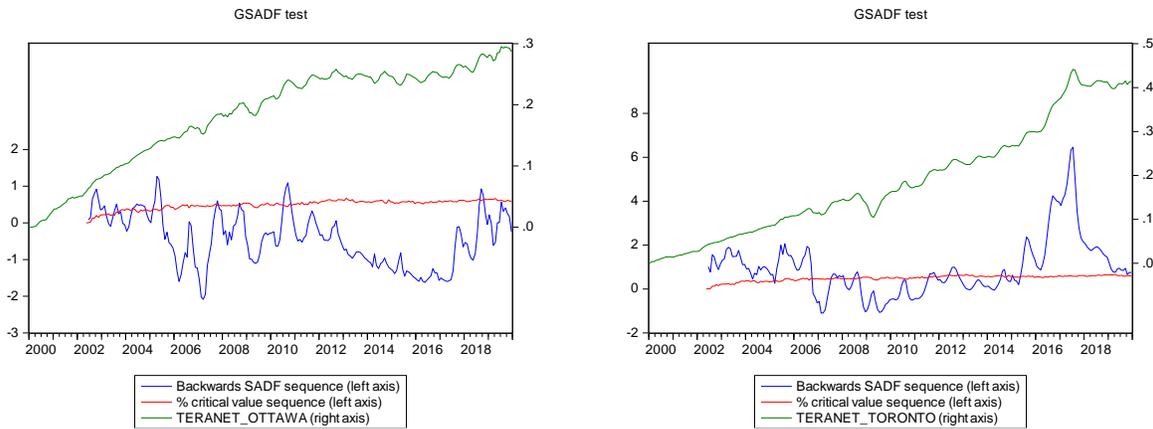


FIGURE 28 - Résultats des tests GSADF d’Ottawa (gauche) et de Toronto (droite)

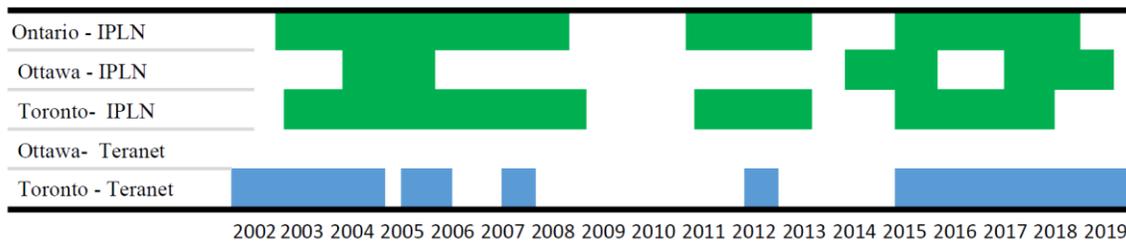


FIGURE 29 – Périodes de bulles identifiées en Ontario

Les tests de Gomez-Gonzalez et Sanin-Restrepo (2017) identifient une seule bulle traversant la presque totalité de notre échantillon, soit d’octobre 2002 à janvier 2017. Gomez-Gonzalez et Sanin-Restrepo (2018) trouvent des résultats qui s’apparentent un peu plus aux nôtres, mais avec quelques différences notables. Ils identifient deux bulles allant de 2002 à 2008 puis de 2009 à 2017, alors que de notre côté les tests ont identifié trois bulles. En utilisant le ratio des non fondamentaux, les auteurs identifient une seule bulle immobilière en Ontario allant de juin 2016 à juin 2017. Ce résultat contraste fortement avec les résultats trouvés par les autres tests menés par ces auteurs ainsi que les résultats de nos propres tests.

En conclusion, les marchés de l’Ontario semblent être parmi les marchés les plus en surchauffe au Canada, passant près de la moitié de l’échantillon en bulle immobilière, et du côté de Toronto plus particulièrement. C’est un des seuls marchés canadiens qui ne semble pas avoir été affecté par la crise de 2008, ou du moins que temporairement. En effet, ce marché a connu un léger ralentissement pendant quelques mois à la suite de la

crise, avant de se remettre en mode croissance et bulle immobilière. En ce qui concerne l'agrégation des données, l'Ontario en semble particulièrement affecté. Effectivement, les données traduisent des différences notables entre la province et la ville d'Ottawa, alors que le comportement de la province se rapproche beaucoup plus du comportement du marché torontois. Dans le cas des marchés de la revente, le phénomène est encore plus remarqué, Ottawa ne présentant aucune bulle alors que le marché voisin de Toronto est en bulle pendant la moitié de la période étudiée.

En outre, parmi les cinq séries ontariennes étudiées, seul le marché de la revente de Toronto se retrouve en situation de bulle immobilière lors de la dernière observation de l'échantillon (décembre 2019). Cette situation perdure depuis le milieu de l'année 2015.

Québec

Nous appliquons le test GSADF au ratio IPLN pour la province du Québec dans son ensemble ainsi que le ratio IPLN et le ratio Teranet pour les villes de Québec et de Montréal. Les résultats des tests indiquent au moins une période de bulle immobilière pour la période 2000 à 2019, à un degré de signification de 1% pour les villes de Québec (IPLN et Teranet) et de Montréal (Teranet). Les résultats des tests indiquent cependant au moins une période de bulle immobilière, à un degré de signification de 10%, pour la province du Québec (IPLN). Aucune bulle statistiquement significative (1%, 5% et 10%) n'est identifiée par nos tests pour le marché immobilier neuf de Montréal (IPLN).

Nous remarquons plusieurs périodes de croissance rapide dans les données pour le ratio IPLN des trois régions tout au long de l'échantillon étudié, comme l'illustre la figure 30. Néanmoins, le test pour Montréal ne détecte aucune période statistiquement significative. Dans la figure 32, nous présentons visuellement chacune des périodes de bulles immobilières identifiées par le test GSADF. Une seule période de durée suffisante (5 mois ou plus) est identifiée pour la province et cinq périodes pour la capitale du Québec. En regardant de plus près ces résultats, nous remarquons que les quatre premières périodes identifiées pour la ville de Québec couvrent la période d'octobre 2002 à mars 2010, entrecoupée par quelques mois où la statistique GSADF était inférieure à sa valeur critique correspondante. Nous estimons qu'il est possible de considérer ces cinq périodes comme deux grandes périodes de bulle immobilière incluant quelques mois de « répit », soit

d'octobre 2002 à juillet 2007 puis de mai 2008 à mars 2010. Nous pouvons facilement noter l'effet de l'agrégation des données par ce graphique puisque les trois régions présentent des résultats assez distincts. De manière plus spécifique, en regardant les résultats de la province, nous pouvons croire qu'aucune bulle n'est présente après 2005. Néanmoins, la ville de Québec se trouve en situation de bulle pendant plusieurs mois après cette date.

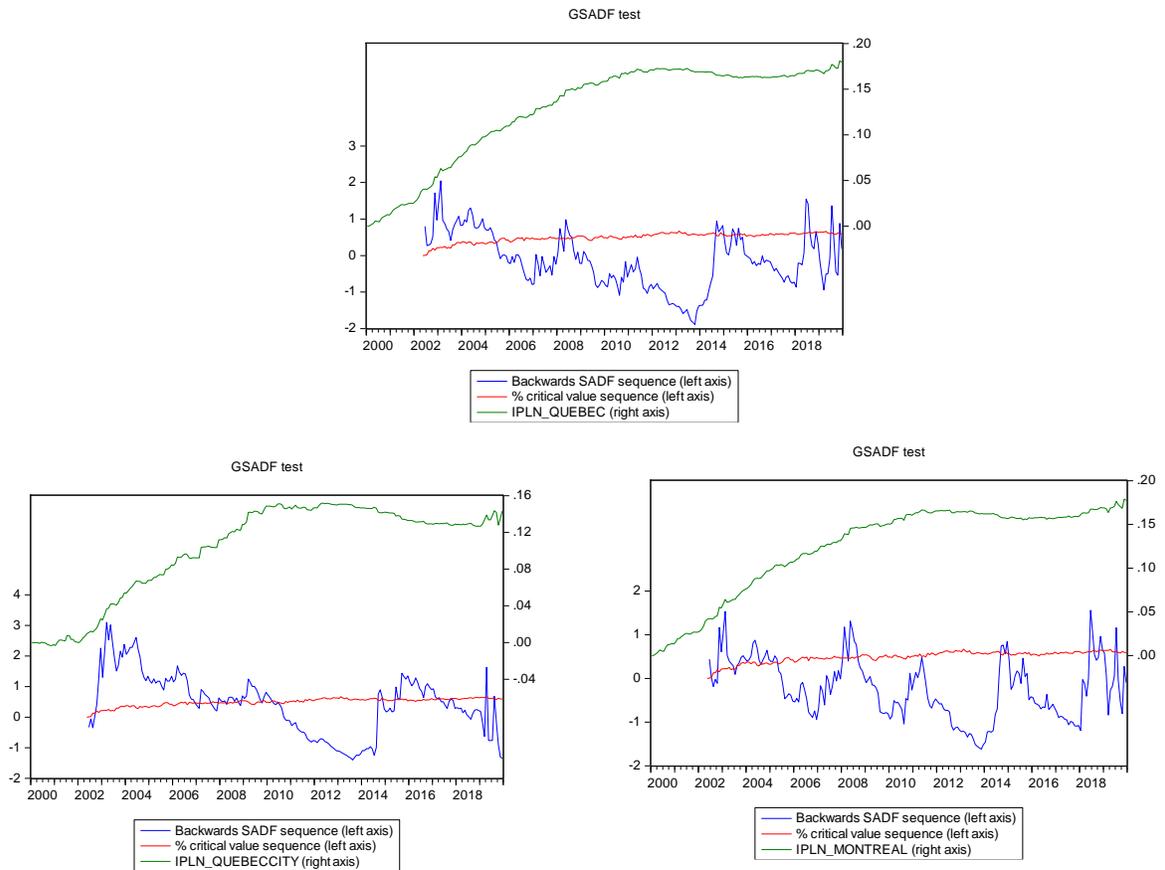


FIGURE 30 - Résultats des tests GSADF du Québec (haut), de Québec (gauche) et de Montréal (droite)

Dans la figure 31 sont présentés les résultats des deux tests sur les ratios Teranet. Plusieurs périodes de bulles dans le marché des logements de revente sont constatées pour Montréal tout au long de la période étudiée et pour la ville de Québec durant la première partie de l'échantillon. La figure 32 illustre chacune des périodes de bulles immobilières identifiées par le test GSADF, soit cinq périodes pour Montréal et quatre périodes pour la ville de Québec. Nous remarquons une différence notable pour ces deux régions qui serait

difficilement traduite par un même indice. C'est-à-dire que les résultats suggèrent qu'un indice de la province du Québec enveloppant ces deux villes pourrait difficilement traduire la réalité propre à chacune de ces villes. Ainsi, à l'instar du marché des logements neufs québécois, l'agrégation des données semble jouer un rôle majeur au moment d'identifier des bulles immobilières dans le marché des logements de revente au Québec.

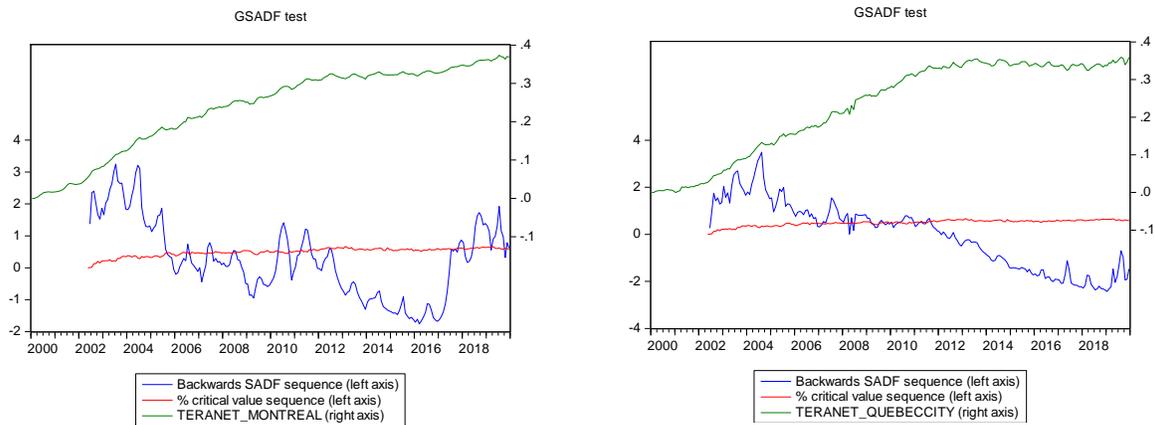


FIGURE 31 - Résultats des tests GSADF de Québec (gauche) et de Montréal (droite)

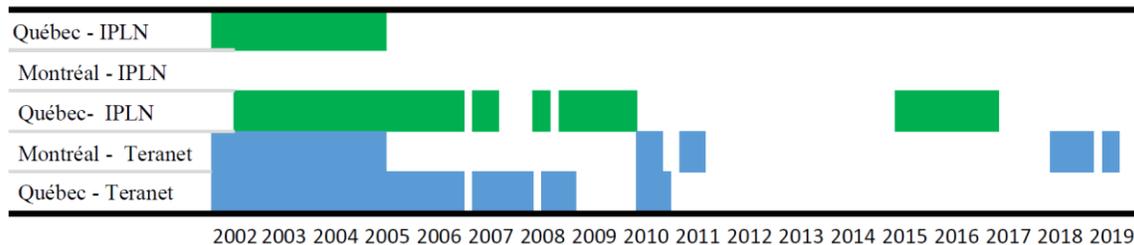


FIGURE 32 – Périodes de bulles identifiées au Québec

Gomez-Gonzalez et Sanin-Restrepo (2017 et 2018) identifient une seule bulle pour la province de Québec sur l'ensemble de la période, soit de janvier 2001 à août 2012 et de juillet 2001 à juin 2017 respectivement. Lorsque le ratio des non fondamentaux est employé, une seule bulle est également identifiée, mais de beaucoup plus courte durée, soit de mars 2014 à septembre de la même année. Nous avons de notre côté identifié une seule bulle également à l'échelle provinciale s'échelonnant de 2002 à 2005. Bien que tous ces tests n'identifient qu'une seule bulle, la durée et le moment de l'incidence sont variés.

En somme, les résultats suggèrent que les marchés du Québec ont été particulièrement touchés par les bulles, principalement au début du millénaire. Lors de la crise de 2008, il y eut un ralentissement de la croissance du ratio, sans toutefois y avoir de correction majeure, tant pour le marché de la revente que pour le marché des maisons neuves. En ce qui concerne l'agrégation des données, tout comme l'Ontario, le Québec en semble manifestement affecté. En effet, les données traduisent des différences notables entre les villes, difficilement traduites par l'indice global de la province. Dans le cas des marchés des logements neufs, le phénomène est encore plus marqué, Montréal ne présentant aucune bulle alors que le marché voisin de Québec est en bulle pendant une bonne partie de la période étudiée.

Par ailleurs, il n'y a pas d'évidence de bulle pour la donnée la plus récente (décembre 2019) pour les marchés immobiliers de la province du Québec et de ses deux principales villes. Cependant, le marché immobilier de la revente à Montréal pourrait être en situation de bulle spéculative, mais il ne s'agit que de deux mois consécutifs. Il serait intéressant de surveiller l'évolution des indices dans les prochains mois pour être en mesure de valider une telle hypothèse.

Saskatchewan

Nous appliquons le test GSADF au ratio IPLN pour la province de la Saskatchewan dans son ensemble ainsi que le ratio IPLN pour les villes de Régina et Saskatoon. Les résultats des tests suggèrent au moins une période de bulle immobilière pour la période 2000 à 2019 pour les trois séries de données analysées. Les données Teranet ne sont pas disponibles pour cette province, les marchés de la revente de logement de ces régions ne seront donc pas étudiés.

Nous observons sensiblement les mêmes périodes de bulles dans les données pour les trois régions. La première s'étend de la fin de 2002 à 2010. La deuxième, plus courte, prend place en 2015 et 2016, mais est absente pour la ville de Régina puisque la période n'atteint pas le minimum de cinq mois. Au total, deux périodes sont identifiées pour la province, une période pour Régina et deux pour Saskatoon, représentées visuellement dans la figure 34. Une forte croissance du ratio est soulevée dans les trois régions au début des années

2000, et ce jusqu'à la crise financière de 2008. La ville de Saskatoon semble avoir été impactée davantage par cette crise que la ville de Régina.

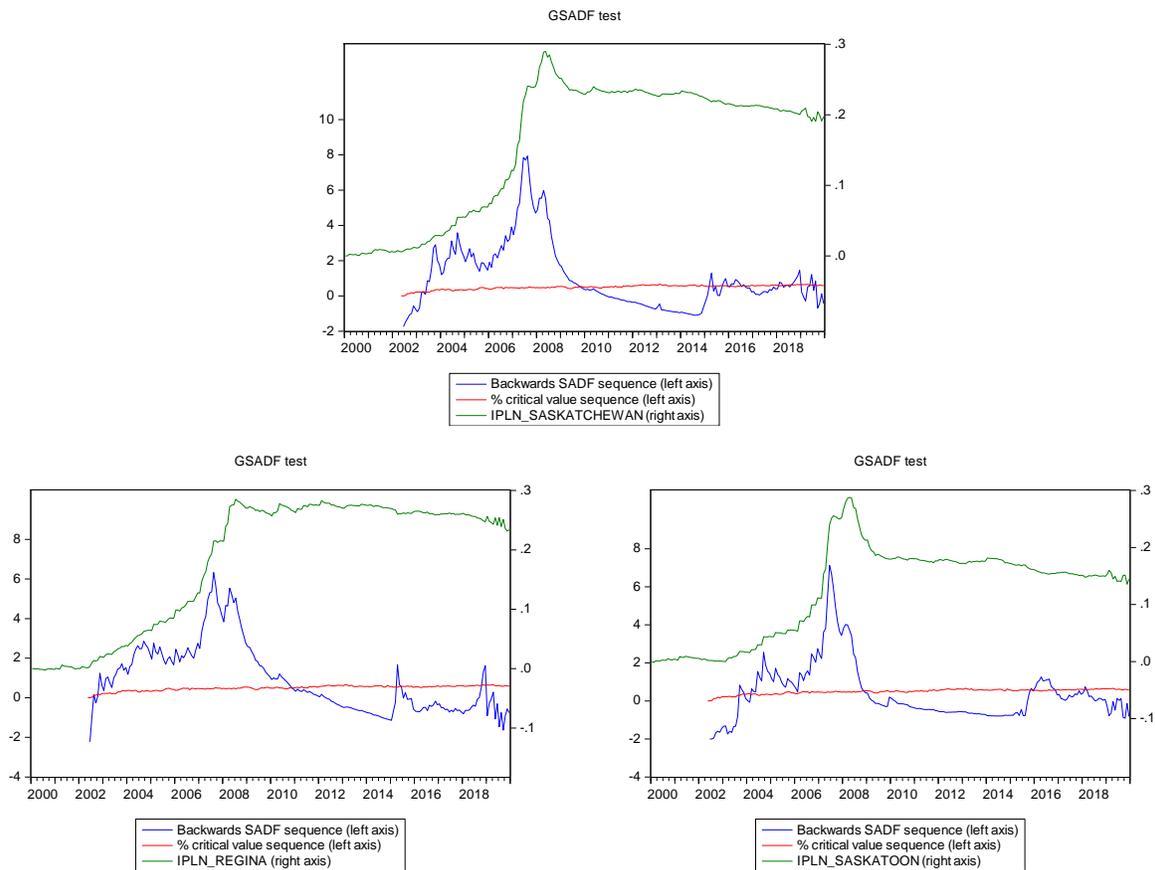


FIGURE 33– Résultats des tests GSADF de la Saskatchewan (haut), de Régina (gauche) et de Saskatoon (droite)

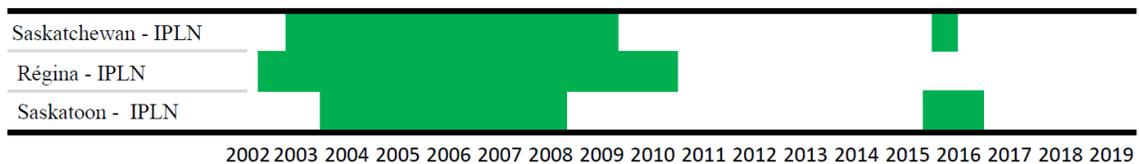


FIGURE 34 – Périodes de bulles identifiées en Saskatchewan

Avec les données provinciales de la Saskatchewan, Gomez-Gonzalez et Sanin-Restrepo (2017) trouvent une seule bulle immobilière de mars 2004 à avril 2009 alors que Gomez-Gonzalez et Sanin-Restrepo (2018) identifient trois bulles, soit de septembre 2004 à mai 2005, d'avril 2006 à avril 2012 puis d'octobre 2014 à juin 2017. Nos résultats se rapprochent davantage de ceux trouvés par Gomez-Gonzalez et Sanin-Restrepo (2017).

En somme, la province de la Saskatchewan semble impactée quelque peu par l'agrégation des données, mais semble se situer à un milieu entre les réalités des deux villes. Par ailleurs, il n'y a pas évidence de bulle en décembre 2019 ni dans le marché immobilier de la province de Saskatchewan ni dans celui des villes de Régina et de Saskatoon, la dernière bulle identifiée ayant pris fin en 2016 à Saskatoon.

Terre-Neuve-et-Labrador

Nous appliquons le test GSADF au ratio IPLN pour la province de Terre-Neuve-et-Labrador dans son ensemble ainsi que pour la ville de Saint-Jean de Terre-Neuve. Les résultats des tests indiquent au moins une période de bulle immobilière pour la période 2000 à 2019 tant pour la province dans son ensemble que pour la ville de Saint-Jean. Les données Teranet n'étant pas disponibles pour cette province, les marchés de la revente de logement de ces régions ne pourront donc pas être analysés.

Les résultats des deux tests sur les ratios IPLN sont illustrés dans la figure 35. Nous observons sensiblement les mêmes tendances dans les données pour les deux séries étudiées. Dans la figure 36, nous retrouvons plus précisément chacune des périodes de bulles immobilières identifiées par le test GSADF, soit trois périodes pour la province et une seule période pour la ville. En examinant de plus près ces résultats, nous remarquons que durant la période 2004 à 2011, les trois périodes identifiées pour la province couvrent sensiblement la même période que pour la ville de Saint-Jean, mais entrecoupée par deux mois où la statistique GSADF est tout juste sous la valeur critique, soit en juin 2006 et en avril 2007. Nous observons également en 2003 et 2017, des périodes où la statistique GSADF était supérieure à la valeur critique; cependant leurs durées étaient trop courtes pour être considérées comme des périodes de bulle spéculative. La ressemblance marquée dans les résultats de ces deux régions peut être due à la construction de l'indice. Comme expliqué précédemment, l'indice d'une province est construit par une moyenne pondérée des villes la constituant et pour lesquelles les données sont produites. Dans le cas de Terre-Neuve-et-Labrador, Saint-Jean est l'unique ville pour laquelle l'indice IPLN est également produit, ainsi leur indice est tout simplement le même. La seule différence dans le ratio que nous utilisons provient de la différence dans l'indice du loyer.

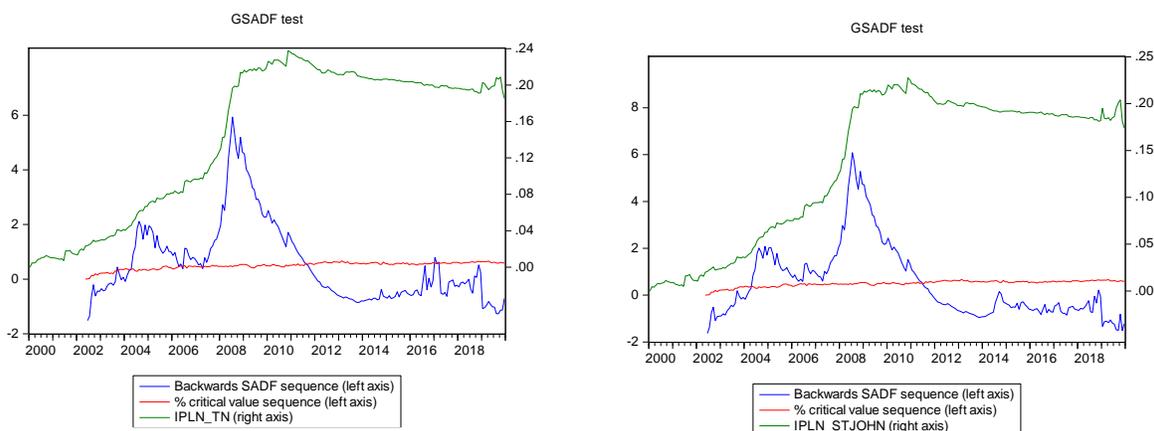


FIGURE 35 – Résultats des tests GSADF de Terre-Neuve (gauche) et de Saint-Jean (droite)

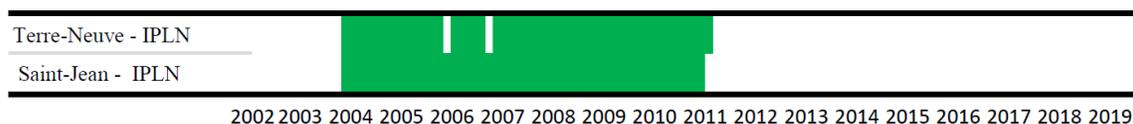


FIGURE 36 – Périodes de bulles identifiées à Terre-Neuve-et-Labrador

Les tests effectués par Gomez-Gonzalez et Sanin-Restrepo (2017) identifient une bulle d’août 2007 à août 2011 dans la province de Terre-Neuve-et-Labrador. Gomez-Gonzalez et Sanin-Restrepo (2018) ont également identifié une bulle s’échelonnant de février 2008 à juin 2011 dans la province. Ces deux bulles correspondent sensiblement à la troisième bulle que nos tests ont identifiée pour cette province.

Par ailleurs, il est difficile de se prononcer sur l’effet de l’agrégation des données pour cette région, étant donné que nous avons accès uniquement à des données d’une seule ville de la province de Terre-Neuve-et-Labrador. En outre, les deux régions ne présentent pas d’évidence de bulle immobilière lors de la dernière observation (décembre 2019), la dernière bulle identifiée ayant pris fin en 2011.

Section 6

Conclusion

Avant de conclure notre étude, nous souhaitons revenir sur les principaux objectifs que nous nous étions fixés au départ. Par les nombreux tests que nous avons effectués, notre étude avait comme ambition de déterminer si le Canada avait été ou est toujours en période de bulle immobilière. Cela nous permettait de déterminer si la récente montée des prix des maisons au Canada était le reflet de bulles immobilières ou de l'évolution des fondamentaux économiques. Nous souhaitions également connaître si l'utilisation des données désagrégées permettait d'avoir un portrait plus juste de la réalité du marché canadien, c'est pourquoi nous avons également réalisé l'exercice sur les provinces et les principales villes canadiennes.

À la suite de l'analyse en profondeur des données canadiennes permettant d'atteindre nos deux objectifs, nous constatons que plusieurs bulles immobilières ont été présentes au cours des deux dernières décennies à travers le pays. Sur l'ensemble de la période étudiée, Montréal, Saint John et Halifax sont les seules villes à n'avoir connu aucune bulle immobilière dans leur marché de logements neufs. Bien que la majorité des villes aient connu au moins une bulle immobilière au cours des vingt dernières années, seulement trois villes se sont trouvées en situation de bulle immobilière depuis 2018, soit Edmonton, Ottawa et Victoria, la première étant la seule ville se trouvant dans cette situation lors de la dernière observation de notre échantillon.

En ce qui concerne le marché de la revente, dix des onze régions étudiées ont connu au moins une bulle immobilière lors des deux dernières décennies, Ottawa étant la seule ville n'en ayant pas connu. Cela contraste fortement avec le marché des logements neufs pour lequel la capitale nationale fait partie des trois villes en situation de bulle immobilière depuis 2018. Cinq régions ont connu des épisodes de bulles dans le marché de la revente depuis 2018, soit Montréal, Toronto, Victoria, Vancouver et le Canada dans son ensemble.

Lorsqu'on porte attention aux divers médias, Toronto et Vancouver sont probablement les villes les plus connues pour les prix exorbitants de leur logement. Il peut donc être surprenant de ne pas les retrouver en situation de bulle dans le cas du marché des logements

neufs. Comme expliqué précédemment, cela peut-être le reflet des loyers qui sont également très chers dans ces régions. Des mouvements simultanés et similaires du prix et du loyer ne se traduisent pas normalement en bulle immobilière puisque le ratio de ces deux éléments ne connaît pas d'augmentation en dépit de l'augmentation des prix des logements.

Nous remarquons qu'en utilisant les indices agrégés, l'information propre à chaque région est parfois perdue. Cela est assez flagrant pour l'Ontario et le Québec. Par exemple, dans le cas du marché des logements neufs, Montréal ne présente aucune bulle alors que le marché voisin de Québec est en bulle pendant une bonne partie de la période étudiée. En utilisant des données agrégées pour la province du Québec dans son ensemble, il ne serait pas possible de capter ces différences importantes entre ces deux grandes villes québécoises. Signalons à ce propos qu'à notre connaissance, il n'y avait pas d'étude sur le marché immobilier canadien permettant d'identifier l'effet de l'agrégation des données sur l'identification de bulle immobilière. Nous croyons que l'utilisation de données désagrégées permet une meilleure représentation de la réalité propre de chaque ville, d'autant plus lorsque d'importantes différences économiques ou géographiques sont présentes entre les villes d'une même province ou encore entre les provinces d'un même pays comme le Canada.

Il aurait été pertinent d'incorporer les ajouts de Shi (2017) à notre modèle permettant un contrôle supplémentaire des variables fondamentales, malheureusement, en raison du manque de données sur plusieurs variables économiques au niveau des villes, cela n'a pas été possible.

Bien que peu de régions se trouvent en situation de bulle immobilière lors de la dernière observation de notre échantillon (décembre 2019), la situation pourrait avoir changé après la publication de ce texte. En effet, il serait intéressant de surveiller l'évolution des marchés pour les années 2020 et 2021 en raison des nombreux bouleversements imposés par la crise sanitaire qu'a connu non seulement le Canada, mais le monde entier. L'interruption des transactions immobilières et la reprise plus ou moins forte selon les régions auront certainement remué l'offre et la demande de logements neufs et usagés. Les mesures de soutien des gouvernements et les mesures d'allègements octroyés par les institutions

financières ont certainement allégé le choc sur les ménages lors des premiers mois de la pandémie, mais la fin de ces mesures exceptionnelles sera à surveiller. La capacité des ménages à payer leur prêt hypothécaire, les besoins additionnels en raison du télétravail et les projets de relocalisation ne sont que quelques exemples d'éléments qui auront certainement des répercussions non négligeables sur le marché immobilier.

Bibliographie

Allen, Jason, Robert Amano, David Byrne et Gregory Allan. 2009, « Canadian city housing prices and urban market segmentation », *Revue canadienne d'économique*. Vol. 42, p. 1132 - 1149.

AREAL, Francisco José, Kevin Balcombe et George Rapsomanikis. 2016, « Testing for bubbles in agriculture commodity markets », *Agricultural and Resource Economics*. Vol. 16, p. 59-79.

Arestis, Philip et Ana Gonzalez-Martinez. 2013, « Modelling the Housing Market in OECD Countries », *International Review of Applied Economics*. Vol. 28.

Baffoe-Bonnie, John. 1998, « The Dynamic Impact of Macroeconomic Aggregates on Housing Prices and Stock of Houses: A National and Regional Analysis », *The Journal of Real Estate Finance and Economics*. Vol. 17, p. 179-197.

Case, Karl E et Robert J. Shiller. 2003, « Is There a Bubble in the Housing Market? », *Brookings Papers on Economic Activity*. Vol. 2003, p. 299-362.

Creti, Anna et Marc Joëts. 2017, « Multiple bubbles in the European Union Emission Trading Scheme », *Energy Policy*. Vol. 107, p. 119-130.

Engsted, Tom, Simon J. Hviid et Thomas Pedersen. 2016, « Explosive bubbles in house prices? Evidence from the OECD countries », *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. Vol. 40, p. 14-25.

Fauvel, Yvon. 2005, « La variation des prix des logements au Canada », *Société canadienne d'hypothèques et de logement*.

Fraser, Patricia, Martin Hoesli et Lynn McAlevey. 2012, « House prices, disposable income and permanent and temporary shocks: The NZ, UK and US experience », *Journal of European Real Estate Research*. Vol. 5, p. 5-28.

Glaeser, Edward, Joseph Gyourko et Raven Saks. 2005, « Why have house prices gone up? », *Journal of Economic Geography*. Vol. 6, p. 71-89.

Glaeser, Edward, Joseph Gyourko et Albert Saiz. 2008, « Housing Supply and Housing Bubbles », *Journal of Urban Economics*. Vol. 64, p. 198-217.

Glaeser, Edward et Joseph Gyourko. 2018, « The Economic Implications of Housing Supply », *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 32, p. 3-30.

Gomez-Gonzalez, Jose et Sebastian Sanin-Restrepo. 2017, « The Maple Bubble: A History of Migration among Canadian Provinces », Working paper.

Gomez-Gonzalez, Jose et Sebastian Sanin-Restrepo. 2018, « The Maple Bubble: A History of Migration among Canadian Provinces », *Journal of Housing Economics*. Vol. 41, p. 57-71.

Gomez-Gonzalez, Jose, Juliana Gamboa, Jorge Hirs et Andres Pinchao. 2017, « When Bubble Meets Bubble: Contagion in OECD Countries », *The Journal of Real Estate Finance and Economics*. Vol. 56, p. 546-566.

Grenier, Eric. 2017, « Canadian seniors now outnumber children for the 1st time, 2016 census shows », *CBC*, <https://www.cbc.ca/news/politics/2016-census-age-gender-1.4095360>

Gupta, Rangan et Alain Kabundi. 2009, « The effect of monetary policy on house price inflation: A factor augmented vector autoregression (FAVAR) approach », *Journal of Economic Studies*. Vol. 37, p. 616-626.

Hiller, Norbert et Oliver Lerbs. 2016, « Aging and Urban House Prices », *Regional Science and Urban Economics*. Vol. 60, p. 276-291.

Himmelberg, Charles, Christopher Mayer, et Todd Sinai. 2005, « Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions », *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 19, p. 67- 92.

Kotseva, Petra et Mihail Yanchev. 2017, « Analysis of the Housing Market Developments and the Underlying Macroeconomic Fundamentals in Bulgaria », *Bulgarian National Bank*. Vol. 103.

Malpezzi, Stephen, Gregory Chun et Richard Green. 1998, « New Place-to-Place Housing Price Indexes for U.S. Metropolitan Areas, and Their Determinants », *Real Estate Economics*. Vol. 26, p. 235-274.

Mankiw, Nicholas Gregory et David Weil. 1989, « The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market », *Regional Science and Urban Economics*. Vol. 19, p. 235-258.

Martinez-Garcia, Enrique et Valérie Grossman. 2020, « Explosive dynamics in house prices? An exploration of financial market spillovers in housing markets around the world », *Journal of International Money and Finance*. Vol. 101.

Miles, David. 2012, « Population Density, House Prices and Mortgage Design », *Scottish Journal of Political Economy*. Vol. 59, p. 444-466.

Mishkin, Frederic. 2007, « Housing and the Monetary Transmission Mechanism », *Proceedings*. p. 359-413.

Muellbauer, John, Pierre St-Amant et David Williams. 2016, « Credit Conditions and Consumption, House Prices and Debt: What Makes Canada Different? », *Bank of Canada*.

OCDE et coll. (2013), « Handbook on Residential Property Price Indices », *Eurostat*.

Panagiotidis, Theodore et Panagiotis Printzis. 2016, « On the macroeconomic determinants of the housing market in Greece: a VECM approach », *International Economics and Economic Policy*. Vol. 13, p.387-409.

Pavlidis, Efthymios, Enrique Martinez-Garcia et Valérie Grossman. 2019, « Detecting Periods of Exuberance: A Look at the Role of Aggregation with an Application to House Prices », *Economic Modelling*. Vol. 80, p. 87-102.

Phillips, Peter, Yangru WU et Jun Yu. 2011, « Explosive Behavior in the 1990s Nasdaq: When Did Exuberance Escalate Asset Values? » *International Economic Review*. Vol. 52, p. 201–226.

Phillips, Peter, Shuping Shi et Jun Yu. 2015, « Testing for multiple bubbles: historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500 », *International Economic Review*. Vol. 56, p. 1043–1078.

« Qu'est-ce qu'une bulle immobilière? », *Du proprio*, <https://duproprio.com/blogue/actualite-immobiliere/quest-ce-quune-bulle-immobiliere-194>

Schembri, Lawrence. 2015, « L'évolution à long terme des prix des logements : une perspective internationale [Discours] », Banque du Canada.

Shi, Shuping. 2017, « Speculative Bubbles or Market Fundamentals? An Investigation of US Regional Housing Markets », *Economic Modelling*. Vol. 66, p. 101-111.

Tsounta, Evridiki. 2009, « Is the Canadian Housing Market Overvalued? A Post-Crisis Assessment », *IMF Working Papers*. Vol. 9.

Annexes

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_CAN has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	9.624577	0.0000
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 37 - Test GSADF : Canada IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: TERANET_CAN has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	5.939602	0.0000
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 38 - Test GSADF : Canada Teranet

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_ALBERTA has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	15.98585	0.0000
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 39 - Test GSADF : Alberta IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_CALGARY has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	14.63491	0.0000
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 40 - Test GSADF : Calgary IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_EDMONTON has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	11.79445	0.0000
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 41 - Test GSADF : Edmonton IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: TERANET_CALGARY has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	11.81189	0.0000
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 42 - Test GSADF : Calgary Teranet

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: TERANET_EDMONTON has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	9.934997	0.0000
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 43 - Test GSADF : Edmonton Teranet

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_CB has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	4.725188	0.0000
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 44 - Test GSADF : Colombie-Britannique IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_VICTORIA has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	4.872866	0.0000
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 45 - Test GSADF : Victoria IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_VANCOUVER has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	4.643136	0.0000
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 46 - Test GSADF : Vancouver IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: TERANET_VICTORIA has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	6.569279	0.0000
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 47 - Test GSADF : Victoria Teranet

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: TERANET_VANCOUVER has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	8.042394	0.0000
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 48 - Test GSADF : Vancouver Teranet

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_IPE has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	3.267887	0.0017
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 49 - Test GSADF : Île du Prince Édouard IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_CHARLOTTETOWN has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	3.357124	0.0013
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 50 - Test GSADF : Charlottetown IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_MANITOBA has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	4.005238	0.0007
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 51 - Test GSADF : Manitoba IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_WINNIPEG has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	3.982856	0.0007
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 52 - Test GSADF : Winnipeg IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: TERANET_WINNIPEG has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	3.972769	0.0007
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 53 - Test GSADF : Winnipeg Teranet

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_NB has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	1.341251	0.3243
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 54 - Test GSADF : Nouveau-Brunswick IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_STJOHN has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	1.300713	0.3513
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 55 - Test GSADF : Saint-John IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_NE has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	1.677295	0.1650
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 56 - Test GSADF : Nouvelle-Écosse IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_HALIFAX has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	1.721623	0.1450
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 57 - Test GSADF : Halifax IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: TERANET_HALIFAX has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	2.855338	0.0083
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 58 - Test GSADF : Halifax Teranet

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_ONTARIO has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	5.748203	0.0000
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 59 - Test GSADF : Ontario IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_OTTAWA has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	3.183201	0.0023
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 60 - Test GSADF : Ottawa IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_TORONTO has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	5.140266	0.0000
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 61 - Test GSADF : Toronto IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: TERANET_OTTAWA has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	1.265164	0.3720
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 62 - Test GSADF : Ottawa Teranet

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: TERANET_TORONTO has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	6.457570	0.0000
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 63 - Test GSADF : Toronto Teranet

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_QUEBEC has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	2.048620	0.0640
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 64 - Test GSADF : Québec IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_MONTREAL has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	1.557712	0.2137
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 65 - Test GSADF : Montréal IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_QUEBECCITY has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	3.098231	0.0033
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 66 - Test GSADF : Ville de Québec IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: TERANET_MONTREAL has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	3.246856	0.0017
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 67 - Test GSADF : Montréal Teranet

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: TERANET_QUEBECITY has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	3.495031	0.0013
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 68 - Test GSADF : Ville de Québec Teranet

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_SASKATCHEWAN has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	7.937535	0.0000
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 69 - Test GSADF : Saskatchewan IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_REGINA has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	6.327490	0.0000
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 70 - Test GSADF : Regina IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_SASKATOON has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	7.122523	0.0000
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 71 - Test GSADF : Saskatoon IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_TN has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	5.932970	0.0000
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test
 **Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 72 - Test GSADF : Terre-Neuve IPLN

Right Tailed ADF Tests
 Sample : 2000M01 2019M12
 Included observations: 240
 Null hypothesis: IPLN_STJOHN has a unit root
 Lag Length: Fixed, lag=0
 Window size: 30

	t-Statistic	Prob.*
GSADF	6.086160	0.0000
Test critical values**:		
99% level	2.727362	
95% level	2.153610	
90% level	1.870355	

*Right-tailed test

**Critical values are based on a previously run simulation or bootstrap

FIGURE 73 - Test GSADF : Saint-Jean IPLN