

Évolution des prix résidentiels : Homogénéité métropolitaine et variations locales.

Par

Jean Dubé, Candidat au Ph.D., ÉSAD¹
François Des Rosiers, Ph.D, FSA
Marius Thériault, Ph.D, ÉSAD

Université Laval, Québec, Canada

Personne à contacter:

Jean Dubé, Centre de recherche en aménagement et développement (CRAD),

Université Laval,

Québec, Canada,

G1K 7P4

Téléphone: 418-656-2131, Ext. 4788

Fax: 418-656-2018

Courriel : jean.dube@crad.ulaval.ca

¹ École Supérieure d'aménagement et de développement (ÉSAD). Tous les auteurs sont membres du centre de recherche en aménagement et développement (CRAD).

Cette recherche a reçu l'appui financier, par le biais d'une bourse doctorale, du fonds québécois de recherche en société et culture (FQRSC), de même que des financements réguliers du Conseil de recherche en sciences humaines du Canada (CRSH).

Résumé

Plusieurs auteurs ont étudié les déterminants de l'évolution des prix résidentiels à l'échelle métropolitaine. D'autres ont observé les variations internes dans une région métropolitaine et les différences d'évolution en fonction de la segmentation des marchés. Néanmoins, peu d'études ont vérifié formellement l'hypothèse d'homogénéité de la croissance à l'intérieur d'une région métropolitaine et il existe encore moins d'études des variations locales des prix de vente de résidences en fonction des divers indicateurs influençant le marché résidentiel. Cet article présente une méthodologie visant à effectuer ces vérifications. Nous appliquons ensuite cette approche à une étude de cas pour l'agglomération de Québec.

Les résultats empiriques indiquent que les prix observés dans les treize municipalités composant l'ancienne Communauté Urbaine de Québec (CUQ) évoluent au même rythme. De plus, nous montrons que certaines municipalités ont tendance à réagir différemment face à l'évolution de certains indicateurs, ce qui peut expliquer une partie de l'écart conjoncturel entre l'évolution des prix de l'échelle globale aux échelles locales.

Mots clés :

Modèle hédonique, ventes répétées, indices de prix, dynamique régionale, variations locales.

Introduction

Depuis 1985, les prix résidentiels ont subi d'importantes modifications, autant en termes réel que nominal. La croissance enregistrée au début des années 2000 a soulevé plusieurs interrogations chez les observateurs des marchés immobiliers. Si certains ont cru que cette évolution était le reflet d'un réajustement suite à la période de stagnation connue dans la décennie 1990, d'autres ont pensé que cette situation était liée à une spéculation active sur le marché résidentiel. La structure démographique devrait logiquement donner raison à ces derniers si on en croit les expériences passées (Englehardt et Poberta, 1991; Mankiw et Weil, 1989). Or, quelques années plus tard, force est de constater que le phénomène n'est pas éphémère, mais s'inscrit plutôt dans la durée.

Sur le territoire de l'ancienne Communauté Urbaine de Québec (CUQ)², les prix médians ont connu, en valeur nominale, une croissance annuelle moyenne de près de 4% entre 1985 et 1991. Durant la décennie suivante, la croissance a rapidement ralenti pour s'établir à moins de 1%. C'est au début des années 2000 que les prix ont évolué à un rythme accéléré. Entre 2001 et 2004, les valeurs ont progressé, en moyenne, de 13% par année.

Cette situation est probablement liée à la conjoncture économique favorable que le Québec a connue à la fin des années 1990. Le taux de chômage a considérablement diminué, les taux hypothécaires ont subi un recul important, l'économie a enregistré une croissance considérable et l'inflation est demeurée stable et faible. Sur le territoire de la CUQ, le nombre d'emplois créés a été pratiquement équivalent à la croissance démographique alors que le marché du travail s'est féminisé graduellement. Le taux de participation des femmes a connu une croissance importante et, actuellement, les emplois sont répartis quasi-également entre les deux sexes.

Malheureusement, le manque de données à l'échelle locale ne permet pas d'isoler l'effet des conditions socio-économico-démographiques sur le processus d'évolution des valeurs résidentielles, compliquant ainsi les analyses et les diagnostics. Les liens entre les conditions du marché et la dynamique des prix sont plutôt établis de manière qualitative par les analystes du marché. Dans cette optique, il apparaît opportun de développer une méthodologie afin d'aborder, avec une approche quantitative, certaines problématiques liées à l'évolution comparative des valeurs résidentielles à diverses échelles internes d'une région métropolitaine.

Ainsi, le but de cet article consiste à élaborer une méthodologie permettant de traiter deux problématiques distinctes à l'intérieur d'un même modèle. Le modèle développé permet (1) de vérifier, sous certaines hypothèses, l'homogénéité de la croissance des prix sur l'ensemble du territoire, puis (2) de mesurer la sensibilité des variations locales de prix suite aux indicateurs conjoncturels et structurels. L'approche est fondée sur une estimation en différence première, à partir d'un indice de prix, ce qui permet de vérifier la

² Remplacée en janvier 2002 par la Ville de Québec suite à la fusion des 13 municipalités étudiées dans cet article, puis par la Communauté d'agglomération de Québec, suite à la défusion des municipalités de Saint-Augustin-de-Desmaures et de l'Ancienne-Lorette.

contribution marginale des plusieurs indicateurs globaux en termes de variations globales et locales.

L'article est divisé en cinq sections. La revue de la littérature (section 1) se concentre sur les méthodes de construction des indices de prix avant de s'attarder à leur utilisation dans des analyses visant à modéliser l'évolution des prix sur le territoire. La seconde section vise à décrire le modèle retenu pour traiter la problématique d'homogénéité de la croissance des prix et les différences locales liées à certains indicateurs. Par la suite, nous présentons les conditions d'application économétrique à l'agglomération de Québec (section 3), avant de présenter et de discuter les résultats des estimations (section 4). Finalement, une brève conclusion clôture le texte.

1. Revue de littérature

L'étude de l'évolution des prix résidentiels requiert l'adoption d'une mesure, autant au niveau global que local, afin de jauger les différentes tendances. Les approches les plus répandues sont basées sur : (1) les prix médians, (2) la méthode des prix hédoniques et (3) les ventes répétées. La méthode des prix médians est probablement la plus contestée puisqu'elle ne tient pas compte des caractéristiques des résidences transigées (Abraham et Schauman, 1991). Les méthodes de prix hédoniques et de ventes répétées demeurent les plus utilisées malgré les critiques reçues et les modifications proposées aux deux approches (Case et Quigley, 1991; Knight *et al.*, 1995; Quigley, 1995; Englund *et al.*, 1998; Cannaday *et al.*, 2005; Bourassa *et al.*, 2006).

La méthode hédonique (Rosen, 1974) utilise l'ensemble des transactions afin d'estimer un indice de prix en introduisant une série de variables binaires pour les trimestres de transaction. La validité des coefficients, et par le fait même de l'indice de prix, repose en grande partie sur l'hypothèse que l'ensemble des variables influençant le prix de vente est inclus dans le vecteur de variables explicatives. L'absence d'une variable importante a pour effet d'introduire un biais dans les coefficients estimés (Case et Quigley, 1991; Clapp, 2003). De plus, le choix de la forme fonctionnelle (Malpezzi, 2003) et la prise en charge des effets de débordements spatiaux (Can, 1990; 1992; Can et Megbolugbe, 1997) sont potentiellement importants et peuvent nuire à l'ajustement de l'indice.

La méthode des ventes répétées (Bailey *et al.*, 1963) présente l'avantage d'utiliser un minimum d'information afin d'estimer un indice de prix. Elle permet également de jumeler plusieurs bases de données pour lesquelles la description des caractéristiques résidentielles diverge. Cependant, elle écarte une partie de l'échantillon puisque seules les résidences transigées deux fois ou plus sont retenues pour les estimations. Cette restriction entraîne certains problèmes quant à la représentativité des transactions sélectionnées³ (Gatzlaff et Haurin, 1997; 1998) et à la surreprésentation de certaines résidences dans l'échantillon (Case *et al.*, 1991; Goetzmann et Spiegel, 1995; Clapp et Giaccotto, 1992).

³ Gatzlaff et Haurin montrent que cette lacune est aussi potentiellement problématique dans la méthode hédonique puisqu'on observe les prix des transactions effectuées uniquement. Il faut donc s'assurer, idéalement, que les résidences transigées sont représentatives de l'ensemble du parc résidentiel.

Bien que chacune des approches comporte des faiblesses, les indices de prix estimés ont tendance à produire des résultats comparables sur de longues périodes (Gatzlaff et Ling, 1994; Clapp et Giaccotto, 1998; 1999). En raison de sa simplicité et sa facilité d'implantation, l'approche des ventes répétées (ou *repeated sales* – RS) est souvent utilisée. Aux États-Unis, l'indice Standard and Poor's (2006) utilise cette approche développée par Case et Shiller (1987, 1989), pour un ensemble de régions métropolitaines. La même approche est retenue par l'équipe de la W.P. Carey School of Business pour cinq régions américaines formées par un total de 25 villes (Guntermann et Horenstein, 2007). L'OFHEO (*Office of Federal Housing Enterprise Oversight*) produit également le même type d'indice pour l'ensemble des états américains (Calhoun, 1996). La méthode RS est aussi utilisée dans plusieurs autres pays (Jansen *et al.*, 2006; Gudnason et Jonsdottir, 2006).

Les indices obtenus sont ensuite utilisés dans certains modèles économétriques visant à expliquer l'évolution des prix du marché résidentiel en fonction de différents indicateurs fondamentaux (Capozza *et al.*, 2002; Tsatsaronis et Zhu, 2004; Abelson *et al.*, 2005; Jacobsen et Naug, 2005; Égert et Mihaljek, 2007). Ces analyses reposent, plus souvent qu'autrement, sur un fort niveau d'agrégation. Peu d'études se sont attardées à transposer cette approche pour des géographies plus fines étant donné le manque de données pour les indicateurs à ce niveau. À ce sujet, Case et Maryncheko (2001) notent : « *Since there are no current time series data on demographics or income at the ZIP code level for our cities, we had to rely on "local knowledge" and press reports [...]* ».

À notre connaissance, peu d'études se sont intéressées à la problématique de variation dans l'évolution des prix à l'échelle locale. Coulson et McMillen (2007) dressent le même constat. La plupart des analyses portant sur les variations intra-métropolitaines des prix du logement se sont attardées à une description qualitative en fonction de certaines variables de segmentation des marchés. Poterba (1991) montre que, pour quatre villes américaines (Atlanta, Chicago, Dallas et Oakland), les prix des propriétés achetées par les ménages du tercile supérieur de revenu ont augmenté plus rapidement que ceux des terciles inférieurs. Il attribue cette situation aux taux marginaux de taxation et aux attentes inflationnistes. Plus tard, Mayer (1993), à partir des mêmes données, montre plutôt que les prix des résidences du tercile supérieur ont tendance à être plus volatiles.

Smith et Tesarek (1991) montrent que les patrons d'évolution des prix, en période de décroissance, sont similaires entre les villes de Dallas (1985-1987) et la Californie (début des années 1990). Ils attribuent cette situation à trois effets : (1) la concentration des constructions dans certaines fourchettes de prix, augmentant ainsi l'offre; (2) les trajectoires d'appréciation qui sont différentes durant les périodes d'expansion économique; et (3) la réduction du revenu pour certains types de métier.

Pour leur part, Case et Shiller (1994) montrent que l'évolution des prix peut être nettement différente d'une ville à l'autre pour une période déterminée. En comparant les prix de vente entre 1982 et 1985 en fonction des quantiles de revenus, ils montrent que les villes de Boston et de Los Angeles ont eu des comportements opposés lorsqu'on

compare les extrêmes des quantiles. Ces différences sont attribuées aux conditions économiques difficiles enregistrées à Boston durant cette période (taux de chômage élevé, faible croissance des revenus). Case (1992) montre d'ailleurs l'impact de l'évolution des prix résidentiels sur le cycle économique et plusieurs indicateurs macroéconomiques.

Case et Marynchenko (2001) s'attardent aux variations des patrons d'augmentation des prix dans certaines villes américaines (Boston, Chicago et Los Angeles) dans le but d'identifier certaines différences inter et intra-urbaines. Ils estiment que, règle générale, les quartiers les plus pauvres ont connu une performance relativement bonne comparativement aux quartiers les plus riches. Cependant, ils soulignent que les patrons sont différents d'une ville à l'autre et qu'il est difficile de généraliser la dynamique du processus de formation des valeurs. Avec l'aide de modèles exploratoires, ils expriment la croissance moyenne des prix des quartiers en fonction de leurs caractéristiques. Leurs constats sont que certaines variables sont plus susceptibles d'influencer l'appréciation des résidences que d'autres. Le revenu et la démographie sont les deux principales sources d'explication des différences dans les taux de croissance. Qui plus est, les facteurs causaux sont différents d'une ville à l'autre et aucun patron ne peut être généralisé à l'ensemble des villes. Le même type d'analyse est mené par McMillen (2003). Ce dernier trouve que d'autres variables sont susceptibles d'influencer la trajectoire des prix pour les quartiers de Chicago. Parmi celle-ci, la mixité raciale, l'éducation, les conditions du logement, l'âge du parc immobilier, la distance au centre-ville et la proximité d'un plan d'eau.

Toutefois, ces analyses exploratoires utilisent les taux de croissance moyens plutôt que l'ensemble des informations temporelles disponibles. Cette situation s'explique, en bonne partie, par la rareté d'information à l'échelle locale. De plus, les analyses comparatives ne permettent pas de tester formellement si les prix évoluent de la même façon sur un territoire donné et si ceux-ci sont plus sujets à varier face à certaines conditions. L'accès au crédit, le vieillissement de la population, les changements importants dans le marché locatif et la conjoncture économique sont autant de conditions qui peuvent influencer l'évolution des prix des résidences unifamiliales. Le présent article propose donc de développer, à partir d'indicateurs globaux, une méthodologie permettant de vérifier l'hypothèse d'homogénéité de la croissance des prix à l'échelle métropolitaine en plus d'identifier les facteurs susceptibles de créer une certaine variabilité dans la croissance des prix à l'échelle infra-métropolitaine. Par la suite, la méthodologie est appliquée pour le territoire de la CUQ (limites de 2001) pour la période 1986 à 2004.

2. Méthodologie

La modélisation des prix hédoniques (Rosen, 1974) permet d'exprimer le prix de vente d'une résidence en fonction de ses attributs physiques et environnementaux (Thériault *et al.*, 2005; Boyle et Kiel, 2001). Classiquement, l'équation de prix hédonique exprime le log du prix de vente (modèle multiplicatif) d'une résidence i dans la localité j au temps t , p_{it} , en fonction de chacun des k attributs de la résidence, X_{kijt} . L'ajout d'un ensemble de variables indicatrices pour chacun des trimestres de ventes, D_t , permet

d'obtenir un vecteur de coefficients, δ_t , exprimant l'évolution globale des prix dans le temps (équation 1).

$$p_{ijt} = \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kijt} + \sum_{t=1}^T \delta_t D_t + e_{ijt} \quad (1)$$

Une façon d'éviter plusieurs problèmes liés à la forme fonctionnelle (Box et Cox, 1964; Halvorsen et Pollakowski, 1981) ou aux attributs à inclure (Sirmans et Benjamin, 1991), consiste à opter pour un estimateur des ventes répétées. L'estimateur est basé sur l'appréciation des propriétés entre deux ventes et offre un meilleur contrôle sur les caractéristiques quantitatives et qualitatives de chaque propriété considérée. Formellement, il s'agit de mesurer la différence première entre l'équation de prix hédonique des résidences vendues au temps s et revendues au temps r (équation 2).

$$p_{ijr} - p_{ijs} = \sum_{k=1}^K \beta_k (X_{kijr} - X_{kij s}) + \delta_r D_r - \delta_s D_s + (e_{ijr} - e_{ijs}) \quad (2)$$

Sous certaines hypothèses⁴, la relation se simplifie et s'exprime comme étant la différence du log du prix de vente (et revente) – une approximation de la croissance – en fonction de la date de vente et de la date de revente. En supposant que le terme d'erreur de l'équation (2) suit une marche aléatoire, nous pouvons donc estimer, par moindres carrés ordinaires, l'équation (2').

$$p_{ijr} - p_{ijs} = \delta_r D_r - \delta_s D_s + u_{ij} \quad (2')$$

En définitive, les paramètres de l'équation (2') permettent de construire un indice de prix pour les territoires où nous disposons d'informations sur les ventes multiples des mêmes résidences. Les indices obtenus apportent la même information sur l'évolution des prix que celui de la méthode des prix hédoniques. Toutefois, il ne permet en aucun cas d'estimer le niveau des prix, c'est-à-dire le prix nominal, mais seulement de mesurer son évolution.

La construction d'indices n'est qu'une première étape de notre analyse. Elle permet d'obtenir un vecteur chronologique des indices de prix (\tilde{p}_{jt}), pour chacune des t périodes de temps pour chacun des j territoires.

La seconde étape de l'analyse consiste à expliquer, par le biais de la régression linéaire multiple, l'évolution des indices de prix de chaque territoire en fonction des l facteurs causaux observables (Y_{jlt}). Cette relation s'exprime formellement par l'équation 3.

⁴ Lors de l'application de la méthode des ventes répétées, on postule souvent que : i) les caractéristiques des propriétés demeurent inchangées entre les ventes (absence de rénovations majeures durant la possession) et ii) les prix implicites des attributs demeurent inchangés dans le temps (contribution marginale des caractéristiques sur le prix est stable), faisant ainsi l'hypothèse d'un équilibre de long terme sur le marché résidentiel.

$$\tilde{p}_{jt} = \theta_j + \sum_{l=1}^L Y_{jlt} \alpha_{jl} + w_{jt} \quad (3)$$

Or, comme peu de facteurs sont observables à de petites échelles telles que les municipalités, les secteurs de recensement et les aires de diffusion, on ne peut estimer directement la relation (3). Les facteurs causaux ne sont souvent mesurables, avec une précision adéquate, qu'à l'échelle des régions métropolitaines de recensement (RMR) ou des régions administratives (RA).

Pour palier à ce problème, nous postulons que les conditions qui seraient observées à l'échelle micro territoriale (Y_{jlt}) sont potentiellement égales aux conditions à l'échelle globale (Y_{lt}), à une différence près (μ_{jl}). Cet élément distinctif entre territoires est supposé constant dans le temps, mais propre à chaque unité j (équation 4).

$$Y_{jlt} = Y_{lt} + \mu_{jl} \quad (4)$$

En substituant l'équation 4 dans l'équation 3, nous obtenons la nouvelle relation. Celle-ci permet d'exprimer l'évolution des indices de prix de chaque territoire en fonction des facteurs explicatifs à l'échelle des RMR ou des RA (équation 5).

$$\tilde{p}_{jt} = \theta_j + \sum_{l=1}^L (Y_{lt} + \mu_{jl}) \alpha_{jl} + w_{jt} \quad (5)$$

Selon la même logique, nous exprimons l'évolution de l'indice de prix global (\bar{p}_t) à l'échelle territoriale supérieure (RMR ou RA) en fonction des facteurs causaux mesurés à la même échelle (équation 6).

$$\bar{p}_t = \bar{\theta} + \sum_{l=1}^L Y_{lt} \bar{\alpha}_l + \bar{w}_t \quad (6)$$

Une façon de s'assurer que la croissance des prix s'effectue au même rythme dans les diverses unités territoriales consiste à vérifier que les paramètres obtenus à l'équation 5 pour chacun des sous-territoires sont égaux aux paramètres obtenus dans l'équation 6. Afin de rendre l'opération plus simple, nous pouvons soustraire l'équation globale (6) du système d'équation (5). La résultante exprime ainsi la différence dans l'évolution des indices de prix en fonction des différences dans les paramètres d'intérêt (équation 7).

$$\tilde{p}_{jt} - \bar{p}_t = \mathcal{G}_j + \sum_{l=1}^L Y_{lt} \varphi_{jl} + \varepsilon_{jt} \quad (7)$$

Où

$$\mathcal{G}_j = (\theta_j - \bar{\theta}) + \mu_j \alpha_{jt} \quad (8)$$

$$\varphi_{jt} = (\alpha_{jt} - \bar{\alpha}_t) \quad (9)$$

$$\varepsilon_{jt} = (w_{jt} - \bar{w}_t) \quad (10)$$

On peut remanier l'équation 7 en effectuant une simple manipulation algébrique, soit rapporter le terme de l'indice de prix global du côté droit (équation 11).

$$\tilde{p}_{jt} = \mathcal{G}_j + \lambda \bar{p}_t + \sum_{l=1}^L Y_{lt} \varphi_{jl} + \varepsilon_{jt} \quad (11)$$

Où, théoriquement, le paramètre associé à l'indice de prix global, λ , doit prendre une valeur unitaire. Cette équation permet de tester directement deux hypothèses⁵ : (1) l'indice de prix pour chacun des territoires évolue au même rythme que l'indice de prix global ($\lambda = 1$) et (2) les facteurs causaux influencent de la même façon l'indice de prix local et l'indice de prix global ($\varphi_{jl} = 0$).

3. Application à l'agglomération de Québec

Les données utilisées pour construire les indices de prix portent sur les transactions de résidences unifamiliales. Elles nous sont fournies par la Chambre Immobilière de Québec (CIQ) et la Communauté Urbaine de Québec (CUQ). Nous disposons de près de 60 000 transactions sur le territoire de la CUQ (couvrant un total de 13 municipalités) entre 1986 et 2004⁶. L'application de la méthode des ventes répétées nécessite qu'une résidence ait été transigée au moins deux fois pour faire partie de l'échantillon. Cette limite diminue le nombre de d'observations utilisables pour réaliser les estimations à 19 400 transactions. Ces ventes représentent, au total, 11 285 paires d'observations (ventes et reventes). Bien que la taille de l'échantillon utilisée diminue, elle demeure relativement importante en comparaison d'autres études utilisant la même méthode (Case et Shiller, 1989; Abraham et Schauman, 1991; Clapp *et al.*, 1991).

Sur la base des statistiques descriptives, les indices de prix estimés pour chaque municipalité semblent refléter des croissances différentes (tableau 1). Les municipalités de Sillery, de Lac-Saint-Charles et de Vanier enregistrent les croissances de prix les plus fortes alors que les municipalités de L'Ancienne-Lorette, de Beauport et de Loretteville enregistrent les croissances de prix les plus faibles. En moyenne, sur le territoire de la CUQ, les prix ont plus que doublé durant la période de 18 ans.

⁵ En supposant que le nouveau terme d'erreur est un bruit blanc. Dans ce cas, le nouveau terme d'erreur respect les hypothèses habituelles demandées dans la régression par moindres carrés ordinaires.

⁶ Nous ne disposons d'aucune information sur les transactions effectuées dans les deux derniers trimestres de 1987 ainsi que pour les années 1988, 1989 et 1992.

Tableau 1
Statistiques descriptives des indices de prix par municipalité; 1986-2004.

	<u>N</u>	<u>Moyenne</u>	<u>Variance</u>	<u>Skewness</u>	<u>Kurtosis</u>	<u>Min</u>	<u>Max</u>
Ancienne-Lorette	62	136,73	447,03	0,78	4,15	95,51	195,69
Beauport	62	130,79	461,60	1,58	5,11	100,00	196,63
Cap-Rouge	62	141,28	446,71	0,84	4,12	100,00	200,71
Charlesbourg	62	140,28	578,72	1,55	5,31	100,00	218,05
Loretteville	62	126,38	470,39	1,37	5,15	88,11	196,48
Lac St-Charles	62	141,28	774,54	1,78	6,47	96,78	240,53
Québec	62	140,48	606,82	1,38	4,85	98,91	210,13
Sainte-Foy	62	147,50	584,01	0,81	4,22	100,00	209,76
Saint-Augustin	62	135,87	500,65	1,06	4,41	94,18	196,59
Sillery	62	158,06	1005,36	0,76	4,18	100,00	263,74
Saint-Emile	62	132,81	667,99	1,75	5,64	94,34	223,41
Val-Bélair	62	141,25	609,09	1,46	5,07	100,00	213,52
Vanier	62	128,60	1161,55	0,76	3,01	78,26	226,97
CUQ	62	140,66	575,72	1,35	4,84	100,00	211,63

Cependant, une analyse de corrélation indique que les prix évoluent globalement de la même façon. Les coefficients estimés sont supérieurs à 95% pour la majorité des 13 localités sur le territoire de la CUQ à l'exception de Sillery et de Vanier, où le nombre de transactions est plutôt réduit. Ce premier constat penche en faveur d'une homogénéité dans les trajectoires des prix pour les 13 municipalités formant la CUQ (tableau 2).

Les données renseignant les indicateurs macroéconomiques et sociodémographiques proviennent de plusieurs sources. Les indicateurs propres au comportement du marché résidentiel proviennent de la Société Canadienne d'Hypothèque et de Logement (SCHL) alors que les indicateurs macroéconomiques proviennent en majorité de Statistique Canada⁷ (SC). Les données de croissance économique proviennent de l'Institut de la Statistique du Québec (ISQ) puisque SC ne produit pas d'estimation trimestrielle pour cet indicateur. Étant donné le caractère saisonnier du marché résidentiel, les indicateurs du marché varient considérablement entre les trimestres. La plupart des opérations de mise en chantier se déroulent durant le second trimestre alors que les ventes sont enregistrées en plus grand nombre durant les deux premiers trimestres.

Depuis 1986, le marché résidentiel de la CUQ a changé profondément. L'abordabilité des résidences, définie comme la ratio du revenu médian sur le prix médian (Case et Shiller, 2003), a connu une décroissance importante à la fin des années 1980 avant de connaître une légère croissance dans les années 1990 et enregistrer une seconde chute au début des années 2000. Cette situation indique que durant ces périodes de diminution, le revenu a cru à un rythme moins rapide que les prix résidentiels.

⁷ Nous avons principalement utilisé les indicateurs provenant de l'enquête sur la population active (EPA) publiée chaque mois. La liste des variables utilisées se retrouve à l'annexe 1.

Tableau 2
Matrice de corrélation entre les indices de prix pour les municipalités de la CUQ

	Ancienne-Lorette	Beauport	Cap-Rouge	Charlesbourg	Loretteville	Lac St-Charles	Québec	Sainte-Foy	Saint-Augustin	Sillery	Saint-Emile	Val-Bélair	Vanier	CUQ
Ancienne-Lorette	1,0000													
Beauport	0,9263	1,0000												
Cap-Rouge	0,9186	0,9428	1,0000											
Charlesbourg	0,9428	0,9830	0,9333	1,0000										
Loretteville	0,9102	0,9486	0,9094	0,9558	1,0000									
Lac St-Charles	0,8950	0,9658	0,8977	0,9601	0,9348	1,0000								
Québec	0,9412	0,9867	0,9585	0,9836	0,9526	0,9629	1,0000							
Sainte-Foy	0,9467	0,9693	0,9674	0,9658	0,9512	0,9392	0,9819	1,0000						
Saint-Augustin	0,9390	0,9643	0,9164	0,9623	0,9403	0,9344	0,9618	0,9614	1,0000					
Sillery	0,7152	0,6759	0,7665	0,6665	0,6536	0,6296	0,7125	0,7342	0,6728	1,0000				
Saint-Emile	0,9049	0,9684	0,9084	0,9670	0,9276	0,9399	0,9599	0,9301	0,9372	0,6126	1,0000			
Val-Bélair	0,9318	0,9806	0,9400	0,9797	0,9384	0,9565	0,9852	0,9658	0,9500	0,6817	0,9659	1,0000		
Vanier	0,3144	0,2471	0,3471	0,2265	0,2461	0,2880	0,2686	0,3026	0,2570	0,3886	0,1845	0,2827	1,0000	
CUQ	0,9505	0,9919	0,9582	0,9913	0,9607	0,9666	0,9961	0,9859	0,9721	0,7021	0,9671	0,9873	0,2699	1,0000

Tableau 3
Statistiques descriptives des indicateurs globaux retenus, échelle de la CUQ; 1986-2004

	<u>N</u>	<u>Moyenne</u>	<u>Variance</u>	<u>Skewness</u>	<u>Kurtosis</u>	<u>Min</u>	<u>Max</u>
Taux d'inoccupation	76	4,3349	5,6247	-0,5797	1,7530	0,4000	7,1000
Taux d'emploi	72	58,6343	6,7873	0,4954	2,7845	54,1000	65,2000
Taux de chômage	72	8,9225	3,5567	-0,0465	2,2405	4,5667	12,4667
Taux hypothécaire (5 ans)	76	8,9178	4,6805	0,2703	1,5492	6,0500	12,5000
Nombre de mises en chantier*	64	3,9355	874,0341	0,5824	3,8545	-51,3019	103,6866
Indice d'abordabilité du logement*	64	-2,3741	48,1366	0,2099	3,8087	-18,8808	18,9916
Nombre de ventes enregistrées*	64	6,0394	389,2924	0,4115	3,5512	-38,0952	67,2131
Délai médian de vente*	64	-1,2348	335,8253	0,4776	5,3178	-42,3529	66,6667
Indice des prix à la consommation*	72	2,4729	3,2092	1,1062	5,3632	-1,0337	8,5079
Produit intérieur brut*	66	4,3682	5,6607	0,6200	3,0783	-0,1591	11,3882
Revenu médian des personnes*	72	1,4789	32,1938	-0,5424	4,9505	-18,3575	15,2047
Revenu des femmes p/r aux hommes	76	70,6882	15,7206	0,7008	2,6690	64,9000	80,2000
Proportion de la population de 65 ans et +*	68	2,3933	85,2365	0,2118	2,9206	-18,0205	27,2180

Légende :

* : Variable en croissance

Le taux d'inoccupation des logements a connu une forte hausse entre 1986 et 1993, où il a atteint un maximum suivi par une diminution progressive avant d'enregistrer un recul brusque. Il est passé de 6% en 1997, à moins de 1% (et même moins d'un demi-point) en 2003 (tableau 3). Au même moment, la région a connu une période de forte augmentation des mises en chantier et une diminution importante du délai de vente des résidences usagées, passant d'environ 100 jours à moins de 50 jours. Le territoire a également connu une forte diminution du rapport acheteurs/vendeur au début des années 2000. Celui-ci est passé de 10, une situation d'équilibre selon la SCHL, à un peu moins de 5, reflétant un marché à l'avantage des vendeurs.

Au niveau économique, les années 1990 ont été marquées par une stabilisation de l'inflation dans la fourchette fixée par la Banque du Canada (tableau 3). La croissance économique a ralenti, suite à la récession de 1990, pour ensuite enregistrer des records de croissance à la fin des années 1990. Si le taux d'emploi a connu une progression faible mais constante, le portrait est plutôt inverse quant à l'évolution du taux de chômage. Il a augmenté lors de la récession, pour atteindre des sommets de plus de 10%, pour ensuite redescendre et même passer sous la barre des 5% au début des années 2000 (tableau 3). Au même moment, la croissance du revenu médian s'est accélérée durant les années 1990.

Durant cette période, le Canada a connu une diminution constante des taux hypothécaires, influençant, par le fait même, le coût réel d'achat des propriétés. Ces effets de conjoncture favorable, ont probablement eu une incidence importante sur l'évolution du marché résidentiel dans la région de Québec. Nous proposons, dans cet article, de vérifier si les effets conjoncturels ont eu une incidence différente sur la trajectoire des prix dans les 13 anciennes municipalités de la CUQ.

4. Présentation et discussion des résultats

La procédure d'analyse permet de vérifier deux hypothèses : (1) les prix évoluent selon la même tendance pour l'ensemble de la CUQ et (2) les facteurs conjoncturels et structurels influencent différemment les prix dans certaines parties du territoire. Le système d'équations a été estimé avec un processus permettant de relier les éléments aléatoires entre les municipalités en considérant la covariance entre les équations. L'estimation des modèles en SUR (*Seemingly Unrelated Regression*; Zellner, 1962) introduit une grande flexibilité dans les équations et permet de tester, en même temps, l'indépendance des processus sur le territoire. Cette hypothèse est rejetée à un seuil de 1%, soulignant ainsi la nécessité de considérer simultanément l'ensemble des processus de formation des valeurs immobilières résidentielles.

Les modèles ont des performances économétriques intéressantes, à l'exception de celui de la municipalité de Vanier qui comporte très peu de transactions (tableau 4). Les coefficients de détermination des régressions sont souvent supérieurs à 95% alors que les modèles réussissent à contenir l'essentiel des problèmes liés à l'hétéroscédasticité, à la multicollinéarité et à l'autocorrélation temporelle des termes d'erreurs. Malgré le fait que certains coefficients d'autocorrélation soient significatifs dans un processus autorégressif d'ordre un (AR(1)), les tests de cointégration indiquent que les coefficients obtenus ne

sont pas fallacieux. La relation estimée est robuste et les résultats découlant des différents modèles peuvent donc être interprété normalement.

Les coefficients liés à l'indice de prix de la CUQ permettent de vérifier si les prix évoluent globalement de la même manière dans les municipalités considérées et sur la totalité du territoire. Les résultats indiquent que sur les 13 municipalités considérées, seulement quatre ont des trajectoires de prix différentes (tableau 5) de l'ensemble. Les municipalités de L'Ancienne-Lorrette, de Beauport et de Saint-Augustin ont connu des hausses de prix inférieures à celle de la CUQ. Par contre, la municipalité de Val-Bélair a enregistré une croissance des prix supérieure à celle de la CUQ.

Les coefficients liés à l'indice de prix de la CUQ permettent de vérifier si les prix évoluent globalement de la même manière dans les municipalités considérées et sur la totalité du territoire. Les résultats indiquent que sur les 13 municipalités considérées, seulement quatre ont des trajectoires de prix différentes (tableau 5) de l'ensemble. Les municipalités de L'Ancienne-Lorrette, de Beauport et de Saint-Augustin ont connu des hausses de prix inférieures à celle de la CUQ. Par contre, la municipalité de Val-Bélair a enregistré une croissance des prix supérieure à celle de la CUQ.

Les autres coefficients de la régression ne doivent pas être interprétés comme des facteurs de contribution, *ceteris paribus*, à l'évolution des prix (tableau 5). Ils permettent plutôt de voir si les indices de prix des municipalités réagissent plus ou moins fortement à certains indicateurs puisque la forme finale (équation 11) donne le portrait de la différence entre les coefficients (équation 9). Un coefficient positif indique que la municipalité réagit plus fortement aux variations de l'indicateur que l'ensemble de la CUQ. Inversement, un coefficient négatif indique que la municipalité réagit moins fortement. Les coefficients permettent donc, d'une part, de capter la variabilité locale de l'évolution des prix et, d'autre part, de décrire les causes des divergences d'évolution des prix à l'échelle métropolitaine.

Bien que l'évolution des prix résidentiels soient les mêmes pour plusieurs municipalités, certains indicateurs leur confèrent une variabilité différente. C'est le cas notamment de Cap-Rouge, Charlesbourg, Sillery et Lac-Saint-Charles. Les conditions du crédit affectent, à l'exception de Lac-Saint-Charles, les municipalités. Si Cap-Rouge réagit plus fortement aux variations des taux hypothécaire que les autres localités de la CUQ, Charlesbourg et Sillery réagissent plus faiblement. Ainsi, la baisse des taux hypothécaire connue vers les années 2000 aurait fait augmenter les prix plus rapidement à Cap-Rouge qu'à Charlesbourg et Sillery.

Tableau 4
Principales statistiques et tests sur les résidus des modèles économétriques, par municipalité.

Statistiques et tests	Ancienne-Lorette	Beauport	Cap-Rouge	Charlesbourg	Loretteville	Lac-St-Charles	Québec	Sainte-Foy	St-Augustin	Sillery	St-Emile	Val-Bélair	Vanier
N	54	54	54	54	54	54	54	54	54	54	54	54	54
R2	0,9540	0,9898	0,9429	0,9820	0,8880	0,9321	0,9910	0,9760	0,9309	0,7815	0,9558	0,9892	0,2424
chi2	1 120,50	5 245,66	891,25	2 942,12	428,09	741,75	5 974,33	2 199,09	727,79	193,15	1 168,63	4 965,68	17,28
Hétéroscédasticité	0,6705	1,0445	11,4410	7,3382	0,8394	16,9836	8,0820	3,2050	3,6475	5,4630	1,6590	2,9407	22,9614
Cointégration	-6,3008	-7,4018	-9,8570	-9,7434	-9,6231	-12,2675	-9,1524	-8,7153	-7,1909	-9,0501	-11,1504	-9,7369	-15,5521
Autocorrélation temporelle	<i>0,1210</i>	<i>-0,0205</i>	<i>-0,3083</i>	<i>-0,3078</i>	<i>-0,1811</i>	<i>-0,5472</i>	<i>-0,2373</i>	<i>-0,1849</i>	<i>-0,0623</i>	<i>-0,2588</i>	<i>-0,3480</i>	<i>-0,2453</i>	<i>-0,6723</i>

Valeur critique à 5% pour le test d'hétéroscédasticité : 2,56

Valeur critique à 5% pour le test de cointégration : -3,34

Les coefficients d'autocorrélation non-significatif sont en italiques

Tableau 5
Résultats d'estimation - système d'équations final (équation 11)

	<u>Ancienne-Lorette</u>		<u>Beauport</u>		<u>Cap-Rouge</u>		<u>Charlesbourg</u>		<u>Loretteville</u>		<u>Lac-St-Charles</u>	
	Coefficient	Stat. t	Coefficient	Stat. t	Coefficient	Stat. t	Coefficient	Stat. t	Coefficient	Stat. t	Coefficient	Stat. t
¹ Prix CUQ	0,8389	-2,19	0,8915	-3,16	0,8619	-1,68	0,9710	-0,57	0,9045	-0,86	0,9397	-0,56
Taux innocation	0,6955	1,35	-0,0096	-0,04	-0,4524	-0,78	0,2166	0,61	-0,6996	-0,90	-0,6631	-0,88
² Taux d'emploi	-0,1684	-0,30	-0,2427	-0,94	0,7394	1,19	-0,6727	-1,74	-0,5819	-0,70	0,5184	0,64
² Taux de chômage	-0,2094	-0,26	0,3278	0,86	-0,3827	-0,42	-1,4506	-2,55	-0,4863	-0,39	0,5337	0,44
Taux hypothécaire sur 5 ans	-1,3737	-2,28	0,2109	0,75	1,6735	2,48	-0,8418	-2,01	0,2421	0,27	-0,6599	-0,75
³ Nombre de mises en chantier	-0,0306	-1,13	-0,0003	-0,02	0,0238	0,79	-0,0301	-1,60	-0,0738	-1,81	-0,0002	-0,01
³ Indice d'abordabilité du logement	-0,4591	-2,21	-0,3035	-3,13	0,3775	1,62	-0,1616	-1,12	0,1730	0,55	0,1525	0,50
³ Nombre de ventes enregistrées	-0,0038	-0,10	0,0108	0,62	0,0044	0,11	-0,0286	-1,11	0,0273	0,49	-0,0340	-0,62
³ Délai médian de vente	-0,0125	-0,31	0,0128	0,69	-0,0697	-1,57	0,0316	1,15	-0,0817	-1,37	0,1043	1,79
³ Indice des prix à la consommation	0,1527	0,35	0,6630	3,29	-0,1479	-0,31	-0,0987	-0,33	-0,0326	-0,05	-1,4074	-2,22
³ Produit intérieur brut	0,9655	2,52	0,4372	2,45	-0,2165	-0,51	-0,1206	-0,45	-0,6055	-1,05	-0,3581	-0,64
³ Revenu médian des personnes	0,6200	2,40	0,2474	2,06	0,1515	0,53	0,0997	0,56	-0,1048	-0,27	-0,6342	-1,68
Revenu des femmes p/r aux hommes	-0,3099	-1,03	0,0323	0,23	-0,0554	-0,16	-0,1240	-0,59	-0,2299	-0,51	0,5106	1,16
³ Proportion des 65 ans et +	0,0096	0,13	0,0649	1,89	-0,0277	-0,34	0,0289	0,57	0,1929	1,74	-0,0054	-0,05
Constante	56,4220	1,66	7,5117	0,48	-24,6828	-0,65	71,1710	3,03	57,3501	1,13	-49,3108	-0,99

Légende :

1 : Test d'unicité du coefficient; 2: Variable de l'année précédente; 3 : Variable en croissance

Tableau 5 (...suite)
Résultats d'estimation - système d'équations final (équation 11)

	<u>Québec</u>		<u>Sainte-Foy</u>		<u>St-Augustin</u>		<u>Sillery</u>		<u>St-Emile</u>		<u>Val-Bélair</u>	
	Coefficient	<i>Stat. t</i>	Coefficient	<i>Stat. t</i>	Coefficient	<i>Stat. t</i>	Coefficient	<i>Stat. t</i>	Coefficient	<i>Stat. t</i>	Coefficient	<i>Stat. t</i>
¹ Prix CUQ	1,0595	1,61	0,9983	-0,03	0,7535	-2,68	1,0537	0,21	1,0554	0,62	1,1322	3,22
Taux innocupation	0,1056	0,41	-0,0673	-0,17	-1,2734	-1,97	5,5979	3,16	-0,4804	-0,76	-0,1922	-0,67
² Taux d'emploi	0,1243	0,44	0,4217	1,00	-0,4110	-0,59	1,4670	0,77	0,6440	0,95	0,5574	1,79
² Taux de chômage	0,0180	0,04	0,7303	1,17	1,3264	1,29	-0,9055	-0,32	0,0655	0,07	0,5146	1,12
Taux hypothécaire sur 5 ans	-0,3291	-1,09	0,5789	1,26	1,1788	1,56	-5,4357	-2,63	0,1661	0,23	0,2951	0,88
³ Nombre de mises en chantier	0,0142	1,04	0,0127	0,62	0,0384	1,13	0,0746	0,80	-0,0196	-0,59	-0,0120	-0,79
³ Indice d'abordabilité du logement	0,1957	1,87	0,1098	0,69	-0,2092	-0,81	-0,8741	-1,23	0,2113	0,83	0,2614	2,25
³ Nombre de ventes enregistrées	0,0043	0,23	0,0264	0,93	-0,0219	-0,47	-0,0717	-0,56	-0,0551	-1,21	0,0180	0,86
³ Délai médian de vente	0,0090	0,45	-0,0202	-0,67	0,0311	0,63	-0,0286	-0,21	-0,0485	-1,00	-0,0458	-2,06
³ Indice des prix à la consommation	-0,0431	-0,20	0,0041	0,01	0,1013	0,19	-0,7330	-0,50	-0,9639	-1,83	-0,2360	-0,98
³ Produit intérieur brut	-0,2161	-1,12	0,0242	0,08	-0,1654	-0,35	1,1280	0,86	-0,3929	-0,84	0,0576	0,27
³ Revenu médian des personnes	-0,1656	-1,28	0,0699	0,36	0,0563	0,17	1,4355	1,62	-0,3975	-1,26	-0,3450	-2,39
Revenu des femmes p/r aux hommes	-0,0165	-0,11	-0,1261	-0,55	0,9079	2,41	-0,6611	-0,64	0,1158	0,31	-0,3285	-1,95
³ Proportion des 65 ans et +	-0,0160	-0,43	-0,0024	-0,04	0,0523	0,57	-0,4931	-1,95	0,0081	0,09	-0,0711	-1,73
Constante	-11,0430	-0,65	-18,7471	-0,73	-27,5656	-0,65	-0,8222	-0,01	-57,8617	-1,40	-32,3398	-1,71

Légende :

1 : Test d'unicité du coefficient; 2 : Variable de l'année précédente; 3 : Variable en croissance

Tableau 5 (...suite et fin)
Résultats d'estimation - système d'équations final (équation 11)

		Vanier	
		<u>Coefficient</u>	<u>Stat. t</u>
¹	Prix CUQ	0,9339	-0,11
	Taux innocation	2,2293	0,52
²	Taux d'emploi	-2,4992	-0,55
²	Taux de chômage	-0,2764	-0,04
	Taux hypothécaire sur 5 ans	6,9335	1,40
³	Nombre de mises en chantier	0,2025	0,91
	Indice d'abordabilité du logement	1,3568	0,79
³	Nombre de ventes enregistrées	-0,0715	-0,23
³	Délai médian de vente	-0,4784	-1,46
³	Indice des prix à la consommation	0,8609	0,24
³	Produit intérieur brut	-3,9605	-1,26
³	Revenu médian des personnes	-1,0282	-0,48
	Revenu des femmes p/r aux hommes	3,3065	1,33
³	Proportion des 65 ans et +	0,1604	0,26
	Constante	-138,7111	-0,50

Légende :

1 : Test d'unicité du coefficient; 2: Variable de l'année précédente; 3 : Variable en croissance

Le taux de chômage influence également l'évolution des prix à Charlesbourg. Cette municipalité réagit moins fortement à cet indicateur économique qu'ailleurs sur le territoire de la CUQ. Dans cette logique, la baisse importante du taux de chômage enregistrée depuis la fin des années 1990 aurait eu un effet apaisant sur la croissance des prix dans cette localité. Cet effet vient s'ajouter à l'effet des conditions de crédit sur la détermination de la trajectoire des prix. Cependant, des effets fixes inobservables ont tendances à faire en sorte que la croissance des prix est normalement plus élevée à Charlesbourg qu'ailleurs sur le territoire⁸, expliquant ainsi pourquoi on ne peut rejeter l'hypothèse de trajectoire homogène des prix dans cette localité.

⁸ L'équation de régression pour la municipalité de Charlesbourg est la seule à avoir une constante positive significative.

Enfin, l'évolution générale des prix à la consommation influence la tendance des prix résidentiels dans la municipalité de Lac-Saint-Charles. La stabilité de l'inflation, depuis le milieu de la décennie 1990, a accéléré la croissance des prix résidentiels pour cette municipalité avant cette date. Au total, la stabilité des prix à la consommation a probablement poussé cette localité à converger vers la croissance des prix résidentiels enregistrée sur le reste du territoire.

En se fiant aux patrons de réactions différentielles, le modèle permet de voir pourquoi les prix des résidences unifamiliales n'ont pas évolué de la même façon dans la région de Québec. À ce sujet, l'Ancienne-Lorette et Beauport ont des comportements similaires. Elles réagissent plus fortement aux conditions de croissance économique et d'abordabilité des résidences et moins fortement à la croissance des revenus. Les conditions du marché, au début des années 2000, sur le territoire de la CUQ (croissance économique modérée, faible croissance des revenus et forte croissance des prix médians), expliquent la trajectoire des prix résidentiels globalement en deçà des prix pour la CUQ. Une seule différence persiste quant aux réactions des deux municipalités. L'Ancienne-Lorette a réagi plus faiblement que le reste de la CUQ à la diminution des taux hypothécaires, ajoutant ainsi aux effets précédents. Beauport a également renforcé le patron global en réagissant plus fortement à la stagnation de l'inflation.

Pour sa part, Saint-Augustin a connu une croissance des prix résidentiels plus faible qu'ailleurs sur le territoire de la CUQ pour deux raisons : (1) elle réagit moins à la disponibilité des logements (étant donné son potentiel de développement résidentiel) et (2) elle réagit plus fortement à la différence des gains salariaux entre les hommes et les femmes. La baisse de la disponibilité des logements au début des années 2000 et le rattrapage des gains monétaires liés au travail de la gente féminine comparativement aux hommes expliquent donc, en grande partie, la moins forte progression des prix pour cette localité.

Enfin, le cas de Val-Bélair, où les prix résidentiels ont crû plus rapidement qu'ailleurs sur le territoire de la CUQ, s'explique par la forte diminution du délai de vente pour les résidences, la moins grande réaction face aux changements dans le revenu et la forte diminution de l'abordabilité des résidences. L'évolution des prix, pour la municipalité, réagit moins fortement aux variations dans le délai des ventes et la variation des revenus. De plus, les prix médians des résidences ont connus une forte progression, diminuant, par le fait même, l'abordabilité des résidences. Ces facteurs, combinés, expliquent donc pourquoi la croissance des prix résidentiels fut plus importante sur le territoire de cette localité qu'ailleurs sur le territoire de la CUQ.

Fait à noter, l'indicateur démographique retenu, la proportion de la population de 65 ans et plus sur la population de 15 ans et plus, n'a que très peu d'impact sur les trajectoires comparatives des prix résidentiels. Au seuil de signification de 95% habituellement utilisé, aucune évolution des prix à l'échelle des municipalités n'a réagi différemment à la situation démographique que la CUQ. Cette observation ne signifie pas que la structure démographique n'a aucune influence sur la détermination des prix résidentiels. Seulement

que les municipalités de la CUQ ne réagissent pas différemment au phénomène de vieillissement de la population.

5. Conclusion

Cet article présente une approche méthodologique permettant de modéliser, à partir d'indicateurs globaux, les ajustements des trajectoires des prix résidentiels dans différentes municipalités. Cette approche présente l'avantage, sous certaines restrictions, de tester formellement les ajustements de prix en fonction de la conjoncture et de la structure de l'économie et du marché en comparaison de la tendance moyenne (ou globale) des prix dans l'ensemble de la région. Le modèle permet donc de vérifier certaines hypothèses sur la base d'indices de prix.

À quelques exceptions près, les prix évoluent globalement de la même manière pour les municipalités de la CUQ. Néanmoins, certains indicateurs individualisent certaines dynamiques d'évolution des prix à l'échelle locale. Ainsi, certaines municipalités réagissent plus fortement aux variations dans les conditions du marché locatif ou résidentiel alors que d'autres sont plus sensibles aux éléments de conjoncture économique (croissance économique, hausse des prix, taux hypothécaire, taux de chômage) ou à l'évolution des revenus. La structure d'âge des habitants de la CUQ n'a pas nécessairement un rôle fondamental à jouer dans la divergence d'évolution des prix. Si le vieillissement influence l'évolution de certaines tendances, à un seuil de signification de 10%, il n'est pas généralisable à l'ensemble du territoire.

Cet article permet de jeter un éclairage quantitatif sur les trajectoires des prix résidentiels à des échelles locales sans pour autant avoir besoin d'obtenir des données longitudinales pour chacune des localités. Toutefois, les estimations obtenues ne permettent pas de cerner les déterminants de l'évolution des indices locaux. Pour connaître le processus de détermination de l'évolution des prix, nous devrions développer un modèle en deux étapes : (1) la première visant à expliquer l'évolution des prix sur le territoire de la CUQ en fonction des divers indicateurs; la seconde conserverait les valeurs prédites et leur substituerait la valeur réalisée dans les modèles locaux. Ainsi, nous pourrions identifier les déterminants de l'évolution des prix en plus de vérifier si les prix évoluent de la même manière pour les diverses municipalités de la CUQ. On pourrait également identifier les indicateurs qui font réagir fortement l'évolution des prix dans certaines municipalités.

Ce cadre d'analyse peut servir à d'autres études puisqu'il permet d'aborder une problématique locale à partir d'informations disponibles à l'échelle régionale à l'aide d'un cadre analytique quantitatif, et ce peu importe la façon retenue pour découper le territoire. À partir de ces informations, nous pouvons tester formellement deux hypothèses. La première vise à vérifier si les prix évoluent de la même façon entre les entités d'une agglomération. La seconde vérifie si certains facteurs sont plus susceptibles que d'autres d'influencer la trajectoire des prix dans certaines entités.

Bibliographie

- Abelson, P., Joyeux, R., Milunovich, G. et Chung, D. (2005). Explaining House Prices in Australia: 1970-2003, *The Economic Record*, 81(225): S96-S103.
- Abraham, J.M. & Schauman, W.S. (1991). New Evidence on Home Prices from Freddie Mac Repeat Sales, *AREUEA Journal*, 19: 333-352.
- Bailey, M.J., Muth, R.F. & Nourse, H.O. (1963). A Regression Method for Real Estate Price Index Construction, *Journal of the American Statistical Association*, 58(304): 933-942.
- Bourassa, S.C., Hoesli, M. et Sun, J. (2006). A Simple Alternative House Price Index Method, *Journal of Housing Economics*, 15: 80-97.
- Box, G.E.P. et Cox, D.R. (1964). An Analysis of Transformations, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, 26(2): 211-252.
- Boyle, M.A. et Kiel, K.A. (2001). A Survey of House Price Hedonic Studies of the Impact of Environmental Externalities, *Journal of Real Estate Literature*, 9(2): 117-144.
- Calhoun, C.A. (1996). *OFHEO House Price Indexes: HPI Technical Description*, Paper prepared for the Office of Federal Housing Enterprise Oversight, Washington, D.C., 15 p.
- Can, A. (1992). Specification and Estimation of Hedonic Housing Price Models, *Regional Science and Urban Economics*, 22(3): 453-474.
- Can, A. (1990). The Measurement of Neighborhood Dynamics in Urban House Prices, *Economic Geography*, 66(3): 254-272.
- Can, A. et Megbolugbe, I. (1997). Spatial Dependence and House Price Index Construction, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 14(1-2): 203-222.
- Cannaday, R.E., Munneke, H.J. et Yang, T.T. (2005). A Multivariate Repeat-Sales Model for Estimating House Price Indices, *Journal of Urban Economics*, 57: 320-342.
- Capozza, D.R., Hendershott, P.H., Mack, C. et Mayer, C.J. (2002). *Determinants of Real House Price Dynamics*, NBER Working Paper Series, Working Paper 9262, Cambridge, Massachusetts, 35 p.
- Case, K.E. (1992). The Real Estate Cycle and the Economy: Consequences of the Massachusetts Boom of 1984-87', *Urban Studies*, 29(2): 171-183.
- Case, K.E. et Mayer, C.J. (1996). Housing Price Dynamics Within a Metropolitan Area, *Regional Science and Urban Economics*, 26: 387-407.
- Case, K.E. et Maryncheko, M. (2001). *Home Price Appreciation in Low- and Moderate-Income Markets*, Low-Income Homeownership Working Paper Series, LIHO-01.7, Joint Center for Housing Studies, Harvard University, Cambridge, Massachusetts, 25 p.
- Case, B. et Quigley, J.M. (1991). The Dynamics of Real Estate Prices, *Review of Economics and Statistics*, 73(1): 50-58.
- Case, K.E. et Shiller, R.J. (1994). A Decade of Boom and Bust in the Prices of Single-Family Homes: Boston and Los Angeles, 1983 to 1993, *New England Economic Review*, March: 40-51.
- Case, K.E. et Shiller, R.J. (1989). The Efficiency of the Market for Single-Family Homes, *American Economic Review*, 79: 125-137.

- Case, K.E. & Shiller, R.J. (1987). Prices of Single Family Homes Since 1970 : New Indexes for Four Cities, *New England Economic Review*, p. 45-56.
- Case, B., Pollakowski, H.O. & Wachter, S.M. (1991). On Choosing Among House Price Index Methodologies, *AREUEA Journal*, 19: 286-307.
- Case, B., Pollakowski, H.O. & Wachter, S.M. (1991). On Choosing Among House Price Index Methodologies, *AREUEA Journal*, 19: 286-307.
- Clapp, J.M. (2003). A Semi-Parametric Method for Valuing Residential Location: Application to Automated Valuation, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 27(3): 303-320.
- Clapp, J.M. & Giacotto, C. (1992). Estimating Price Trends for Residential Property : A Comparison of Repeat Sales and Assessed Value Methods, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 5: 357-374.
- Clapp, J.M. et Giacotto, C. (1998). Residential Hedonic Models: A Rational Expectations Approach to Age Effects, *Journal of Urban Economics*, 44: 415-437.
- Clapp et Giacotto, (1999). Revisions in Repeat-Sales Price Indexes : Here Today, Gone Tomorrow?, *Real Estate Economics*, 27(1): 79-104.
- Coulson, N. E., McMillen, D.P. (2007). The Dynamics of Intraurban Quantile House Price Indexes, *Urban Studies*, 44(8): 1517-1537.
- Égert, B. et Mihaljek, D. (2007). *Determinants of House Prices in Central and Eastern Europe*, BIS Working Paper, Working Paper no. 236, Basel, Switzerland, 26 p.
- Engelhardt, G.V. et Poterba, J.M. (1991). House Prices and Demographic Change, *Regional Science and Urban Economics*, 21(4): 539-546.
- Englund, P., Quigley, J.M. et Redfearn, C.L. (1998). Improved Price Indexes for Real Estate: Measuring the Course of Swedish Housing Prices, *Journal of Urban Economics*, 44(2): 171-196.
- Gatzlaff, D.H. & Haurin, D.R. (1998). Sample Selection and Biases in Local House Value Indices, *Journal of Urban Economics*, 43: 199-222.
- Gatzlaff, D.H. & Haurin, D.R. (1997). Sample Selection Bias and Repeat-Sales Index Estimates, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 14: 33-50.
- Gatzlaff, D.H. et Ling, D.C. (1994). Measuring Changes in Local House Prices: An Empirical Investigation of Alternative Methodologies, *Journal of Urban Economics*, 35(2): 221-224.
- Goetzmann, W.N. & Spiegel, M. (1995). Non-Temporal Components of residential Real Estate Appreciation, *Review of Economics and Statistics*, 77: 199-206.
- Gudnason, R. et Jonsdottir, G. (2006). *House Price Index, Market Prices and Flow of Services Methods*, OECD-IMF Workshop Paper, Paper 20, Paris, France, 26 p.
- Guntermann, K.L. et Horenstein, A. (2007). *ASU-Repeat Sales Index (RSI) Methodology*, Paper Prepared for the Arizona State University, Phoenix, Arizona, 7 p.
- Halvorsen, R. et Pollakowski, H.O. (1981). Choice of Functional Form for Hedonic Price Equations, *Journal of Urban Economics*, 10(1): 37-49.
- Jansen, S., De Vries, P., Coolen, H., Lamain, C. et Boelhouwer, P. (2006). *Developing a House Price Index for the Netherlands: A Practical Application of Weight Repeat Sales*, Working Paper of the Urban Planning Institute of the Republic of Slovenia, Ljubljana, Slovenia, 29 p.
- Jacobsen, D.H. et Naug, B.E. (2005). What Drives House Prices?, *Economic Bulletin*, 05(Q1): 29-41.

- Knight, J.R., Dombrow, J. Et Sirmans, C.F. (1995). A Varying Parameters Approach to Constructing House Price Indexes, *Real Estate Economics*, 23(2): 187-205.
- Malpezzi, S. (2003). Hedonic Pricing Models: A Selective and Applied Review, dans O'Sullivan, T. et Gibbs, K. *Housing Economics and Public Policy*, Blackwell, Malder, Massachusetts.
- Mayer, C. (1993). Taxes, Income Distribution, and the Real Estate Cycle, *New England Economic Review*, May/June: 39-50.
- McMillen, D.P. (2003). Neighborhood House Price Indexes in Chicago: a Fourier Repeat Sales Approach, *Journal of Economic Geography*, 3(1): 57-73.
- Mankiw G. et Weil, D.N. (1989). The Baby-Boom, the Baby Bust and the Housing Market, *Regional Science and Urban Economics*, 19(2): 235-258.
- Poterba, J.M. (1991). House Price Dynamics: The Role of Taxes and Demography, *Brooking Papers on Economic Activity*, 2: 110-126.
- Quigley, J.M. (1995). A Simple Hybrid Model for Estimating Real Estate Price Indices, *Journal of Housing Economics*, 4(12): 1-12.
- Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition, *Journal of Political Economy*, 82: 34-55.
- Sirmans, G.S. et Benjamin, J.D. (1991). Determinants of Market Rent, *Journal of Real Estate Research*, 6(3): 357-379.
- Smith, B.A. et Tesarek, W.P. (1991). House Prices and Regional Real Estate Cycles: Market Adjustment in Houston, *AREUEA Journal*, 79(1): 12-37.
- Standard and Poor's (2006). *S&P/Case-Shiller Metro Area Home Price Indices*, Methodological Paper, 30 p.
- Thériault, M., Des Rosiers, F. et Joerin, F. (2005). Modelling Accessibility to Urban Services Using Fuzzy Logic: A Comparative of Two Methods, *Journal of Property Investment and Finance*, 23(1): 22-54.
- Tsatsaronis, K. et Zhu, H. (2004). What Drives Housing Price Dynamics: Cross-Country Evidence, *BIS Quarterly Review*, March: 65-78.
- Zellner, A. (1962). An efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests of Aggregation Bias, *Journal of the American Statistical Association*, 57(298): 348-368.

Annexe 1
Liste des variables macroéconomiques utilisées

<u>Nom de la variable</u>	<u>Description</u>	<u>Territoire</u>	<u>Périodicité</u>	<u>Tableau (no de série)</u>	<u>Source</u>
Taux d'innocuation	Proportion de logements privés inoccupés	RMR de Québec	mensuelle	Commande spéciale	SCHL
Taux d'emploi	Taux d'emploi de la population active; les deux sexes	RMR de Québec	mensuelle	282-0052 (v3473343)	SC
Taux de chômage	Taux de chômage de la population active; les deux sexes	RMR de Québec	mensuelle	282-0052 (v3473293)	SC
Taux hypothécaire	Taux d'intérêt du prêt hypothécaire ordinaire des Banques à charte sur 5 ans	Canada	hebdomadaire	176-0041 (v121764)	SC
Mises en chantier	Nombre de mises en chantier de maisons unifamiliales	RMR de Québec	mensuelle	Commande spéciale	SCHL
Abordabilité	Ratio du revenu médian sur le prix médian des résidences	RMR de Québec	mensuelle	Commande spéciale	SC – SCHL
Nombre de vente	Nombre de ventes de résidences unifamiliales	RMR de Québec	mensuelle	Commande spéciale	SCHL
Délai de vente	Délai moyen de vente d'une résidence unifamiliale après la mise en marché	RMR de Québec	mensuelle	Commande spéciale	SCHL
IPC	Indice des prix à la consommation (2002=100)	RMR de Québec	mensuelle	326-0020 (v41692870)	SC
Produit intérieur brut	Revenu intérieur brut, en dollars constants (canadiens)	Province de Québec	trimestrielle	Comptes économiques	ISQ
Revenu médian	Revenu médian des personnes en dollars, avant impôt	RMR de Québec	annuelle	202-0602 (v41692870)	SC
Gains des femmes sur les hommes	Ratio des gains monétaires des femmes par rapport à ceux des hommes	RMR de Québec	annuelle	202-0104 (v25698456)	SC
Population 65 ans et plus	Proportion de la population âgée 65 ans et plus sur la population de 15 ans et plus	RMR de Québec	mensuelle	282-0052 (v3475118/ v3473118)	SC