

HEC Montréal

Prévision des prix des loyers et des taux d'occupation des immeubles
à bureaux par l'utilisation de modèles à effets fixes

Par
Vincent Roy

Sciences de la gestion
Économie appliquée

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

Septembre 2012
© Vincent Roy, 2012

Sommaire

Ce mémoire porte sur l'élaboration et l'estimation d'un modèle économétrique servant à prévoir le prix des loyers et les taux d'occupation d'immeubles étant situés dans la région métropolitaine de Montréal. Il a pour but de fournir un outil prévisionnel efficace aux gestionnaires d'immeubles. La structure des données étant différente entre les prix (regroupés en sous-marché) et les taux d'occupation (séparés individuellement), un modèle à effets fixes est utilisé pour les lier ces deux sections au niveau des effets conjoncturels, ce qui résulte en un modèle comportant plusieurs étapes.

Les prévisions ont porté sur les quatre dernières périodes d'une série de trente et une (deux périodes par année), ce qui a permis de les comparer aux vraies données. Cette façon de faire a aussi permis de créer deux autres modèles, dans le but de comparer leurs prévisions à celles du modèle de base.

Les résultats des prévisions des taux d'occupation se sont révélés quelque peu décevants, surtout à cause des mouvements brusques de ceux-ci dans la réalité. La forme différente des données par rapport aux prix n'a pas permis de pousser plus loin le lien entre les deux.

En ce qui concerne la prévision des prix des loyers, le modèle à effets conjoncturels a connu de grands écarts au niveau des prévisions, surtout lors des périodes les plus éloignées. Cependant, les résultats statistiques ont façonné la structure des deux autres modèles comparatifs. La différence principale est que ces derniers n'ont pas utilisé les données des taux d'occupation afin de prévoir les prix, ce qui résulte en des modèles ne comportant qu'une seule étape. Au final, ces deux modèles, plus simples, ont fourni des prévisions qui se sont avérées plus proches de la réalité que le modèle à effets conjoncturels.

Table des matières

Sommaire	i
Table des matières	ii
Liste des tableaux	iii
Remerciements	v
CHAPITRE 1. Introduction	1
CHAPITRE 2. Revue de la littérature.....	5
2.1 Mesure des prix de loyer	5
2.2 Les premiers modèles de prévisions	5
2.3 Apparition de nouveaux modèles	7
2.4 Les modèles de type hédonique	9
2.5 Division des marchés étudiés	12
2.6 Les modèles récents	13
CHAPITRE 3. Modèle de prévision en données de panel	15
3.1 Modélisation des taux d'occupation	15
3.1.1 Données et variables	15
3.1.2 Méthodologie	16
3.2 Modélisation des prix des loyers.....	22
3.2.1 Données et variables	22
3.2.2 Méthodologie	25
3.2.3 Résultats	27
3.3 Modélisation des effets conjoncturels.....	30
3.3.1 Variables concernant les effets conjoncturels d'occupation	30
3.3.2 Variables concernant les effets conjoncturels de prix	31
3.3.3 Résultats	35
3.4 Prévisions finales.....	39
3.4.1 Prévision des effets conjoncturels.....	39
3.4.2 Prévision des taux d'occupation	42
3.4.3 Prévision des prix réels	45
CHAPITRE 4. Modèles servant à des fins de comparaisons	48
4.1 Modèle combinant les moindres carrés ordinaires aux données en panel	48
4.1.1 Méthodologie	48
4.1.2 Résultats des prévisions	49
4.2 Modèle en panel à effet fixe sans effets conjoncturels.....	51
4.2.1 Méthodologie	51
4.2.2 Résultats	52
CHAPITRE 5. Conclusion	55
Bibliographie	57
ANNEXES.....	59

Liste des tableaux

Tableau 1 : Statistiques descriptives des taux d'occupation (en %)	16
Tableau 2 : Résultat des régressions des taux d'occupation	19
Tableau 3 : Statistiques descriptives des prix réels	24
Tableau 4 : Résultats des régressions des prix réels	27
Tableau 5 : Résultats des régressions des effets conjoncturels d'occupation	35
Tableau 6 : Résultats des régressions des effets conjoncturels de prix	37
Tableau 7 : Effets conjoncturels prévus	41
Tableau 8 : Erreurs moyennes au carré des prévisions, selon les différents modèles	53
Tableau 9 : Effets conjoncturels d'occupation	59
Tableau 10 : Effets conjoncturels de prix	60
Tableau 11 : Effets fixes de prix des micro-marchés	61
Tableau 12 : Résultats des prévisions moyennes des taux d'occupation par classes d'immeubles (en pourcentage), pour le centre-ville	62
Tableau 13 : Résultats des prévisions moyennes des taux d'occupation par classes d'immeubles (en pourcentage), pour la première couronne	62
Tableau 14 : Résultat des prévisions moyennes des taux d'occupation par classes d'immeubles (en pourcentage), pour la deuxième couronne	62
Tableau 15 : Tests emboîtés d'homogénéité, modèle à effet conjoncturel (taux d'occupation)	63
Tableau 16 : Tests emboîtés d'homogénéité, modèle à effet conjoncturel (prix réels)	63
Tableau 17 : Tests emboîtés d'homogénéité, modèle avec variables macroéconomiques, couronne par couronne (prix réels)	63
Tableau 18 : Tests emboîtés d'homogénéité, modèle avec variables macroéconomiques, toutes couronnes regroupées (prix réels)	63
Tableau 19 : Résultats des prévisions moyennes des prix par classes d'immeubles (en dollars par pieds carrés), pour le centre-ville, premier modèle	64
Tableau 20 : Résultats des prévisions moyennes des prix par classes d'immeubles (en dollars par pieds carrés), pour la première couronne, premier modèle	64

Tableau 21 : Résultats des prévisions moyennes des prix par classes d'immeubles (en dollars par pieds carrés), pour la deuxième couronne, premier modèle.	64
Tableau 22 : Résultats des prévisions moyennes des prix par classes d'immeubles (en dollars par pieds carrés), pour le centre-ville, deuxième modèle.	65
Tableau 23 : Résultats des prévisions moyennes des prix par classes d'immeubles (en dollars par pieds carrés), pour la première couronne, deuxième modèle.	65
Tableau 24 : Résultats des prévisions moyennes des prix par classes d'immeubles (en dollars par pieds carrés), pour la deuxième couronne, deuxième modèle.	65
Tableau 25 : Résultats des prévisions moyennes des prix par classes d'immeubles (en dollars par pieds carrés), pour le centre-ville, troisième modèle.	66
Tableau 26 : Résultats des prévisions moyennes des prix par classes d'immeubles (en dollars par pieds carrés), pour la première couronne, troisième modèle.	66
Tableau 27 : Résultats des prévisions moyennes des prix par classes d'immeubles (en dollars par pieds carrés), pour la deuxième couronne, troisième modèle.	66

Remerciements

L'élaboration de ce mémoire n'aurait pas été possible sans l'appui de multiples personnes. Tout d'abord, monsieur Robert Gagné, en tant que directeur de mémoire. Sa patience au fil du temps et les outils qu'il m'a fournis m'auront permis de mener à bout ce projet.

Je tiens aussi à remercier tous mes collègues qui m'ont apporté leurs conseils lors de l'atelier de recherche auquel j'ai participé, sous la supervision de monsieur Daniel Racette.

Finalement, jamais je n'aurais poussé si loin mes études si ce n'était de mes parents, Sylvie et Jean, ainsi que ma sœur Kim et mon frère Maxime, qui m'ont toujours soutenu durant toutes ces années.

CHAPITRE 1. Introduction

Au milieu des années 80, un problème surconstruction est survenu sur le marché des immeubles à bureaux commerciaux américains. Ce problème tire ses origines d'une combinaison de facteurs : la dérèglementation des institutions financières, une forte demande immobilière commerciale par les étrangers et par les fonds de pension aux États-Unis, ainsi que l'instauration d'un traitement fiscal favorable aux entrepreneurs sur ce marché (Webb * Fisher, 1996). Ces facteurs ont entraîné un déséquilibre entre l'offre et la demande. La surconstruction de grands édifices a, en grande partie, entraîné une énorme chute des prix des loyers, ainsi qu'une très forte baisse des taux d'occupation. Ce phénomène représentait dès lors un problème à résoudre pour les économistes : pourquoi les ressources ont-elles été si mal allouées?

C'est à partir de ce moment que la littérature sur l'évaluation du domaine immobilier commercial (lire les immeubles à bureaux locatifs) a vraiment pris son envol aux États-Unis, puis au Royaume-Uni. Dans une revue des modèles existants, McDonald (2002) remarque que dans les premières études, les prévisions se faisaient sur des croyances myopes des valeurs futures des marchés. Les économistes ont été intrigués par les causes de ce phénomène, car il menait à de mauvaises décisions d'investissement. Un certain consensus a établi que la surconstruction a eu lieu à cause des mauvaises prévisions des investisseurs.

En effet, lors de l'étude d'un projet, il est important d'avoir une bonne idée de ce que seront les revenus futurs. Sans modèles adéquats (Rosen, 1984), plusieurs mises en chantier ont débuté, alors que le contexte ne s'y prêtait pas. Autre problème, en regardant les données historiques, on remarque une grande volatilité des prix fixés dans les baux entre propriétaires et locataires à travers le temps (Fuerst, 2007). D'où l'intérêt de cerner les déterminants des prix des loyers. Supposant que ce soit possible, les investisseurs pourront ensuite prendre des décisions

d'investissement éclairées, décisions qui représentent souvent des millions de dollars. Ces décisions se font rarement au niveau des immeubles individuellement, mais plutôt sur des groupes d'immeubles. Plusieurs grandes sociétés ont des investissements de portefeuille qui comprennent une large part d'immobilier. Il sera d'autant plus facile pour elles d'établir des mesures de risque et de performance si elles ont des prévisions fiables (Ho, Newell, & Walker, 2005).

Au cours des années, il y a eu multiplication des modèles de prévision. Cependant, deux méthodes ont largement été utilisées, selon le continent. En effet, les économistes aux États-Unis ont surtout mis en relation les prix des loyers avec la divergence des taux d'occupation par rapport à leur niveau naturel. Par contre, sur le continent européen (où la plupart des premières recherches ont été effectuées au Royaume-Uni), les données sur les taux d'occupation se sont avérées inexistantes. Les économistes de cette région se sont donc attardés à des analyses de type hédonique, expliquant le prix des loyers par les caractéristiques des immeubles.

Malgré les efforts de plusieurs économistes, la conjoncture immobilière a longtemps semblé difficile à prévoir. Dans son papier, Chaplin (1999) choisit parmi 15 modèles qu'il a élaboré, pour chaque année entre 1985 et 1994, afin de faire des prévisions sur un horizon sur an. Il compare ensuite ses prévisions à celles obtenues par un modèle de type série temporelle. Ses résultats montrent que le modèle naïf (série temporelle) est souvent plus près de la réalité. Autrement dit, prédire le même changement qu'à la période précédente, ou même prédire qu'il n'y aura pas de changement, s'est souvent avérée exact la prévision la plus exact.

Les modèles ont beaucoup évolué depuis. La question se pose sérieusement et mérite d'être vérifiée : arrive-t-on aujourd'hui à faire de meilleures prévisions avec des modèles qui tentent de cerner les fondamentaux des prix de loyers?

Dans la littérature naissante, les recherches économétriques sur le marché immobilier avaient un léger problème. Les données couvraient souvent une grande partie de la région étudiée, mais la durée des séries était souvent assez courte. Comment être certain, avec peu de périodes pour un échantillon, que les coefficients associés aux différentes variables explicatives étaient vraiment fiables? Il en va de même pour le degré de significativité. D'ailleurs, rarement les tests économétriques, même de base, étaient mentionnés pour justifier la validité des recherches.

Depuis, les banques de données ont largement évolué, elles couvrent désormais des périodes beaucoup plus longues. Avec la littérature de plus en plus riche, plusieurs déterminants des prix des loyers ont été testés. Évidemment, élaborer un modèle parfait (un modèle qui explique à 100% ce qui se produit à chaque période) est utopique. Toutes villes, provinces et pays ont leurs particularités. Cette recherche portera pour sa part sur le marché montréalais, pour une période d'un peu plus de 15 ans, en données semestrielles. Elle n'analysera pas séparément le lien entre prix et taux d'occupation, mais tentera plutôt d'expliquer les deux à la fois. Elle proposera aussi une façon de faire différente des modèles existants, afin de tester une autre méthode de prévisions. Aussi, après avoir consulté plusieurs textes, il semble que les études concernant les villes canadiennes sont plutôt rares. Voilà pourquoi il est intéressant de rechercher un bon modèle qui s'applique à l'une des plus grandes villes du pays.

Ce mémoire a pour but de construire un modèle fiable pour les propriétaires d'immeubles, afin qu'ils puissent anticiper de façon la plus fiable possible les futurs taux d'occupation des édifices, ainsi que les prix des loyers applicables. L'utilisation d'un modèle à effets fixes permettra aux propriétaires de connaître la valeur intrinsèque de tous les attributs de chacun des immeubles par rapport aux autres, peu importe quels sont ces attributs. Cette façon de procéder permet autant de ne pas omettre de variables importantes relatives à l'édifice, que d'en ajouter qui seraient superficielles. Peu importe la région étudiée, ce modèle s'applique facilement en utilisant les données locales qui prennent en compte les caractéristiques propres à

la région. Le modèle contient aussi des effets fixes de temps qui nous informent sur les effets attribuables au passage du temps (conjoncture économique). En se basant sur les indices macroéconomiques, les effets de la conjoncture économique seront ensuite utilisés afin de faire les prévisions finales. Cette méthode quelque peu complexe est toutefois facilement adaptable sur différents marchés une fois qu'elle est bien comprise, car seules les variables macroéconomiques influençant ledit marché devront être modifiées. C'est pourquoi elle pourrait devenir un outil pratique pour les propriétaires d'immeubles locatifs.

Le texte qui suit débute par une analyse de la littérature sur les modèles de prévisions pour les immeubles à bureaux. Différents éléments pourront par la suite enrichir la méthodologie qui sera proposée dans ce mémoire. L'analyse des résultats et des prévisions s'en suivra. Suite à l'analyse du modèle, quelques modifications seront proposées avant de conclure ce mémoire.

CHAPITRE 2. Revue de la littérature

2.1 Mesure des prix de loyer

L'objectif principal de cette recherche est de prévoir les taux d'occupation et le prix des loyers pour les immeubles à bureaux. Cependant, la mesure des prix doit être précisée. En effet, on remarque que Brennan, Cannaday et Colwell (1984) utilisent le prix nominal des loyers, en dollars par pieds carrés. Notons tout de suite que dans le cadre de ce mémoire, les mesures seront toujours exprimées en pieds carrés (la mesure étant en dollars par mètres carrés dans certaines recherches). Ces données nominales sont faciles à obtenir, mais ne reflètent pas l'information la plus pertinente pour l'analyse du point de vue de l'investisseur. Les tenanciers sont bien plus intéressés à avoir une mesure de ce qui sera appelé les prix nets. Ces prix nets représentent les montants reçus moins les dépenses encourues. Webb et Fisher (1996) définissent le prix net comme étant la valeur actualisée des profits, du point de vue du propriétaire, sur un an de loyer. Ce montant tient compte non seulement des mois offerts gratuitement dans le contrat, mais aussi des clauses de départ prématuré et des coûts encourus pour faire certaines rénovations. Le montant des taxes et les coûts d'assurances doivent aussi être inclus (Mills, 1992). Cette mesure finale, aussi appelée « prix réel » est la mesure de prix qui sera utilisée pour la suite de ce mémoire.

2.2 Les premiers modèles de prévisions

Les premiers modèles de prévisions sont généralement apparus aux États-Unis. Ils avaient pour particularité de mettre en lien la variation des prix aux taux d'inoccupation naturels. Il faut noter que la littérature sur le sujet est principalement anglophone. Le terme inoccupation est la forme française de « vacancy rate », le contraire d'un taux d'occupation (soit : $1 - \text{taux}$

d'occupation). Ce taux d'inoccupation naturel est considéré comme le taux qui prévaut lorsque le marché est en équilibre, c'est en quelque sorte le même principe que le taux de chômage naturel qui diffère d'un pays à l'autre, d'une décennie à une autre. Cependant, encore faut-il déterminer quelle est sa valeur. Généralement, la moyenne sur plusieurs années, où une économie ne subit pas de chocs majeurs, est considérée comme le taux d'inoccupation naturel.

Voici une équation typique de cette génération de modèles formulé par Torto (1988) :

$$(P_t)/(P_{t-1}) - 1 = \alpha(Inocc^* - Inocc_t)$$

Où P_t = prix du loyer réel à la période t
 $Inocc_t$ = taux d'occupation à la période t
 $Inocc^*$ = taux d'inoccupation naturel
 α = paramètre d'ajustement

Sans surprise, l'auteur conclut que le lien est inverse entre les deux variables. Quand le taux d'inoccupation augmente, les prix diminuent.

Par la suite, Hendershott (1996) a ajouté un terme d'ajustement au modèle, qui fait en sorte que les loyers réels dépendent non seulement de la différence entre les taux d'occupation naturel et actuel ($Inocc^*$ et $Inocc_t$), mais aussi de la différence entre les loyers d'équilibre et les loyers bruts

(P^* et P_{t-1}) :

$$\Delta P_{t+j}/(P_{t+j-1}) = \lambda(Inocc^* - Inocc_{t+j-1}) + \beta(P^*_{t+j} - P_{t+j-1})$$

L'auteur mentionne qu'avec cette nouvelle spécification, le taux d'occupation n'a plus à surréagir à la suite d'un choc d'offre de nouveaux espaces.

2.3 Apparition de nouveaux modèles

Étant plus ou moins performants, les modèles mettant seulement en relation les prix et les taux d'occupation ont été remplacés sous diverses formes. Par exemple, Hendershott, Lizieri et Matysiak (1999) ont créé un modèle dynamique à plusieurs équations pour faire leurs prévisions. Dans leur étude, les variables endogènes prédites dans une équation sont réutilisées dans la suivante. Par conséquent, une mauvaise prévision dès l'équation initiale risque d'entraîner des erreurs dans les suivantes. Pour les variables exogènes, ce sont toujours les vraies données, et non des estimations de celles-ci par le gouvernement ou les grandes banques, qui sont utilisées. L'horizon de prévisions du modèle est donc limité à une seule période.

Cependant, l'utilisation d'un modèle économétrique plus complexe (en termes du nombre d'équations le constituant) ne garantit pas qu'il soit plus performant qu'un modèle plus simple. Si une seule de ces équations est erronée, tout le modèle devient biaisé dans ses fluctuations (D'Arcy et al., 1999). C'est pourquoi ils proposent un modèle avec une seule équation contenant un facteur d'offre, le volume de nouveaux espaces construits, et 2 facteurs de demande (le PIB et l'emploi dans le secteur des services). Afin d'enlever certains problèmes de corrélation dans la série, elle sera exprimée en différence logarithmique pour toutes les variables, sauf la quantité de nouveaux espaces qui est seulement en logarithme :

$$\Delta P_t = \alpha_0 + \sum \alpha_1 \Delta PIB_{t-i} + \sum \alpha_2 \Delta EMP_{t-i} + \sum \alpha_3 S_{t-i} + e_t$$

- Où ΔP_t est la variation logarithmique prix du loyer réel à la période t.
 ΔPIB_{t-i} est la variation logarithmique du PIB à la période t – i.
 ΔEMP_{t-i} est la variation logarithmique de l'emploi dans le secteur des services à la période t – i.
 S_{t-i} est le logarithme du volume de nouveaux espaces au temps i.

Initialement, 3 retards ont été inclus pour chaque variable, période jugée suffisante pour être certain de ne pas exclure de termes significatifs. Après avoir utilisé le test AIC (ou test Akaike) et avoir exclu les variables non significatives, le prix des loyers est expliqué seulement par le PIB retardé d'une période et par le volume de nouveaux espaces retardé de trois périodes. Même si ce modèle semble quelque peu simpliste, il faut remarquer la pertinence d'ajouter des retards à certaines variables. En effet, il faut du temps pour trouver de nouveaux locataires une fois un nouvel immeuble construit. Il peut donc être normal que l'impact se fasse sentir après quelque temps, surtout si la vitesse d'absorption des nouveaux espaces disponibles est lente.

L'équation précédente a une variable macroéconomique fréquemment utilisée qui représente l'état de l'économie globale : la mesure du PIB réel. Une augmentation du produit intérieur brut réel risque de hausser la demande d'espaces administratifs. Généralement, le PIB national sera utilisé, mais le PIB provincial pourrait l'être aussi dans certains cas. Cependant, la réaction des entreprises face à une demande croissante ne se fait pas instantanément. C'est pourquoi D'Arcy, McGough et Tsolacos (1999) ont trouvé que la mesure de la variation du PIB était une variable importante lorsque retardée d'une période.

Toutefois, même si la mesure du PIB est intéressante, il peut être plus utile de regarder directement le taux d'emploi, car le nombre de travailleurs devrait influencer directement les taux d'occupation des immeubles. Cependant, plusieurs types d'emplois n'ont aucun lien avec le besoin d'espace locatif dans les immeubles à bureaux. Il pourrait être plus approprié de prendre les données sur le secteur « FIRE » (Finance, Insurance and Real Estate) de façon à avoir une variable plus représentative (Rosen, 1984) des gens qui occupent les immeubles à l'étude. Cependant, ce n'est pas que ce secteur qui utilise ce type d'espace, l'administration des compagnies manufacturières peut aussi en avoir besoin (Jones, 1995). Il faut tout de même être conscient que la proportion est faible comparativement au secteur « FIRE ». Dans le même

ordre d'idée, une autre mesure d'emploi a été utilisée dans la littérature. D'Arcy, McGough et Tsolacos (1999) ont choisi d'utiliser les données des emplois du secteur des services uniquement.

Délaissant la relation entre les prix et les variables macroéconomiques, certains ont fait des prévisions à court terme en utilisant exclusivement des modèles économétriques de type série-temporelle. Par exemple, McGough et Tsolacos (1995) utilisent un modèle ARIMA (p,d,q) pour faire leurs prévisions au Royaume-Uni. Ce modèle autorégressif, qui prend des valeurs retardées (p) de la variable expliquée, a aussi une moyenne mobile (q) qui permet aux chocs de se dissiper graduellement. Afin que le modèle soit utilisable, il nécessite parfois un certain degré d'intégration (d). Après plusieurs tests, ils concluent que le meilleur modèle pour faire des prévisions sur le prix des loyers pour leur série est un ARIMA (0,2,1).

2.4 Les modèles de type hédonique

À cause de la non-disponibilité des données sur les taux d'occupation dans le cadre de nombreuses études, un autre courant de modèle est présent dans la littérature. Ces modèles tentent de déterminer les prix des loyers par les caractéristiques des immeubles. Plus les caractéristiques sont intéressantes, plus le prix devrait être élevé. Une des caractéristiques qui se retrouve fréquemment dans la littérature concerne l'emplacement des immeubles. Dans le milieu des affaires, les relations stratégiques sont primordiales. Brennan, Cannaday et Colwell (1984) en mentionnent l'importance, surtout dans le CBD (central business district, qui se traduit en français par le centre des affaires) de Chicago. En effet, si les immeubles sont rapprochés, il est beaucoup plus facile de faire des transactions « face-à-face ». Ce phénomène est aussi constaté sur le marché du Royaume-Uni étudié par Dunse et Jones (1998). Gat (1998), ainsi que Kipnis (1998), dans deux différentes recherches sur le marché de Tel Aviv, affirment que la marche à pied reste le moyen le plus rapide et le plus efficace dans les CBD, en autant qu'il y ait une proximité acceptable.

Parfois, la mesure de l'emplacement est décrite comme une distance à vol d'oiseau à partir d'un point considéré central dans le marché étudié. Par exemple, dans leur étude sur la ville de Glasgow, Dunse et Jones (2002) calculent la distance à partir de la rue St-Vincent, rue reconnue comme la plus active au niveau des affaires.

Les immeubles ne sont pas nécessairement tous situés dans le CBD. Or, s'il y a un fort regroupement dans un autre quartier que ce dernier, il est insensé d'affirmer que ces immeubles éloignés du CBD ne bénéficieront ni d'opportunités de faire des transactions face-à-face, ni des effets de débordement de savoir (Rosenthal et Strange, 2001). Bollinger, Ihlanfeldt et Bowes (1998) ont trouvé que si les travailleurs dans les immeubles à bureaux étaient entourés d'une forte concentration de gens dans la même situation qu'eux, le prix des loyers serait plus élevé. De ce fait, il n'est pas nécessaire d'être dans le plus grand district immobilier de la région. Pour remédier à ce problème, Fuerst (2007) construit une variable poids/distance. Il utilise un logiciel géographique (le Geographic Information System) pour identifier la position des immeubles. Ensuite, il calcule la distance moyenne de chacun, par rapport aux 20 autres les plus proches. Il note aussi que la dimension des immeubles (en total de pieds carrés) est importante, plus ils sont gros, plus ils contiennent d'employés, et donc de ressources. C'est pourquoi il multiplie l'inverse de la distance moyenne (une faible distance est bénéfique) par la surface totale à louer des édifices. De cette façon, les immeubles qui sont situés dans un autre centre d'affaires que le principal ne seront pas pénalisés par une grande distance avec un point considéré comme central pour tout le marché.

Les immeubles peuvent être très différents de par leurs caractéristiques internes. On peut retrouver une grande série de commodités à l'intérieur de chacun. Parmi ceux qui figurent dans la littérature, Glascock, Jahanian et Sirmans (1990) mentionnent les stationnements pour employés, les services d'entretien, la fourniture de l'électricité, un service de sécurité, etc. Logiquement, plus il y a de commodités, plus les loyers devraient être

élevés, car les propriétaires ne veulent pas assumer ces coûts de leurs poches. Pour sa part, Mills (1992) remarque que le fait d'avoir un restaurant ou une banque dans l'immeuble augmente le prix des loyers de façon significative. Aussi, il faut s'attendre à ce qu'une disposition en aménagement cellulaire, pour les bureaux de travail des employés, ait un impact négatif sur les loyers (Dunse & Jones, 2002). Les gens préfèrent toujours avoir leur bureau fermé, plutôt que d'être simplement séparés par des panneaux qui ne permettent aucune intimité.

Une autre variable qui est significative dans plusieurs recherches est l'âge de l'immeuble. Il est logique de croire qu'il y a eu une évolution dans les pratiques de construction à travers les années. Cette évolution ne concerne pas seulement les matériaux, mais aussi l'aménagement, et surtout, les dispositions technologiques qui sont devenues nécessaires à la réalité d'aujourd'hui. Dans son étude, Gat (1998) trouve un impact négatif de 0,5% par année de « vieillesse » à la marge. Pour leur part, Dunse et Jones (1998) ont plutôt séparé les immeubles en quatre catégories d'âge représentant différentes tendances. Pour les deux plus anciennes catégories, ils ont ajouté une variable dichotomique indiquant si l'édifice avait subi des rénovations majeures ou non. Fuerst (2007) combine ces deux approches. Il exprime l'âge selon la date de construction (un immeuble récent a un impact plus grand sur le prix des loyers), et remplace la date de construction par celle où il y a eu des rénovations majeures, s'il y a lieu.

Pour sa part, Sivitanidou (1995) ajoute des variables (parfois positives, parfois négatives) se rapportant à l'endroit où l'édifice est situé, qui influent au niveau des employés, plutôt que des commodités provenant de l'édifice lui-même. Par exemple, le taux de criminalité dans la région environnante risque de faire baisser les prix demandés.

Un autre point important est la catégorie attribuée aux immeubles. Ces catégories sont sensées représenter le niveau de qualité de l'édifice en question. Glascock, Jahanian et Sirmans (1990) suggèrent simplement

d'utiliser la catégorisation qui est faite par les experts du milieu. Dans leur cas, quatre catégories sont utilisées, de A à D, A étant la « meilleure » et D la « pire ». Ho, Newell et Walker (2005) vont plus loin en construisant leur propre indice BQI (building quality index). Ils améliorent le concept de qualité en rendant les critères faciles à déterminer, puis ils les pondèrent selon l'importance que leurs accordent les propriétaires, locataires, les constructeurs et les gestionnaires des immeubles. Plus de 30 aspects sont vérifiés, puis classés en six catégories qui, une fois traduite, représente : l'apparence générale, la gestion de l'immeuble, l'ergonomie, les services, les accès/circulation et finalement, les autres commodités. Un score est ensuite associé à chaque immeuble, ce qui permet de déterminer sa catégorie. Cette façon de faire est très intéressante, car elle vient regrouper plusieurs variables qui étaient auparavant utilisées de façon indépendante. En d'autres termes, si les catégories sont bien construites, on réduit de façon importante le nombre de variables explicatives lors des estimations.

2.5 Division des marchés étudiés

Au départ, les marchés étudiés étaient considérés comme un tout assez homogène. Les variables présentées ci-haut avaient le même impact sur les prix pour tous les immeubles des marchés étudiés. Cependant, les édifices sont situés dans des endroits qui sont parfois assez différents, autant à cause de contraintes géographiques, que par leur contexte historique ou culturel. C'est pourquoi il est intéressant de diviser l'endroit étudié en sous-marchés, lorsque nécessaire. Avec la même méthode appliquée sur deux villes différentes, Glasgow et Édinbourg, Dunse, Leishman et Watkins (2002) trouvent une présence significative de sous-marchés dans la première, mais pas dans la deuxième.

Généralement, il faut s'attendre à ce que plus le marché est grand, plus il y a de subdivisions. D'ailleurs, les mêmes variables explicatives du prix des loyers peuvent changer en poids et validités selon le sous-marché. Par

exemple, Voith et Crone (1988) avaient déjà remarqué dans leur étude que le taux d'occupation naturel des immeubles semblait varier d'un endroit à l'autre. Par la suite, d'autres auteurs se sont attardés à cet aspect. Par exemple, Mills (1992) dénombre un total de 11 divisions pour le marché de Chicago. Les divisions étaient surtout faites selon les connaissances implicites des gens du milieu étudié. C'est pourquoi Dunse, Leishman et Watkins (2001) ont fait une étude sur le sujet afin de vérifier si la division du marché, selon les connaissances implicites, donnerait de meilleurs résultats qu'une division à l'aide de méthodes statistiques. Selon leurs conclusions, la première méthode donne de meilleurs résultats que la deuxième, comme quoi il peut être utile de se fier aux experts immobiliers.

En d'autres termes, les sous-marchés peuvent aussi se définir comme un ensemble d'immeubles pour lesquels chacun est un substitut raisonnable d'un autre. Dans ce sens, autant la région géographique que la segmentation structurelle, c'est-à-dire les propriétés générales telles la qualité et la grosseur de l'immeuble, contribuent à créer les différents sous-marchés (Dunse & Jones, 2002).

2.6 Les modèles récents

Un modèle de type série-temporelle inter-sectionnaire (il contient quatre grandes régions aux États-Unis) a été utilisé par Mourouzi-Sivitanidou (2002). Ce modèle implique quatre grands groupes de variables pour déterminer le prix des loyers : un qui concerne les facteurs de demande, un sur le taux de nouveaux locataires en recherche de loyer qui ont effectivement signé un bail à un prix donné, un sur les facteurs influençant les coûts de nouveaux développements immobiliers et, finalement, les facteurs influençant le taux de capitalisation au marché. Autre point intéressant, les chocs qui feraient dévier les prix de leur niveau d'équilibre ne permettent pas un ajustement instantané (souvent les baux sont assez rigides). C'est pourquoi il ajoute des coefficients de corrélation sur le terme d'erreur retardé d'une période.

Pour leur part, Herdershott, MacGregor et Tse (2002) se sont basés sur les précédentes recherches, autant d'auteurs américains que britanniques, afin d'élaborer un modèle à effets aléatoires. Selon eux, ce type de modèle plus flexible permet de meilleurs ajustements au niveau de la prévision des prix grâce à un terme de correction d'erreur qui se trouve à être le terme d'erreur retardé d'une période. L'idée qui soutient cet ajustement est qu'avec l'information imparfaite (souvent au niveau des taux d'occupation), ainsi qu'avec la forme des baux (leurs termes), le prix des loyers s'ajuste graduellement avec le temps. Les auteurs trouvent plusieurs avantages au terme de correction d'erreur tels son interprétation en tant qu'élasticité, le retrait d'estimations d'autres variables nécessaires auparavant, ainsi que la possibilité de l'ajouter en tant que « remplaçant » dans les études pour lesquelles le taux d'occupation n'est pas disponible.

Finalement, il est intéressant de noter que d'autres auteurs ont aussi construit leur modèle en se basant sur d'autres créés antérieurement. Par exemple, Orr et Jones (2003) ont adapté un système à équations simultanées qui avait été utilisé précédemment par Wheaton *et al* (1997). Cependant, au lieu d'utiliser le taux d'absorption des espaces vacants du marché locatif, ils ont utilisé le « take-up », c'est-à-dire la quantité d'espace qui a été louée à la période t .

CHAPITRE 3. Modèle de prévision en données de panel

3.1 Modélisation des taux d'occupation

3.1.1 Données et variables

Les données qui seront utilisées dans le cadre de ce mémoire portent sur 594 immeubles de la région métropolitaine de Montréal. Plus précisément, ils sont séparés en 3 grands sous-marchés, qui seront décrits ci-dessous. Les enquêtes ont été effectuées de façon semestrielle de janvier 1992 à janvier 2007, ce qui représente un total de 31 périodes (deux enquêtes par années). Cette collecte de données provient d'une entreprise spécialisée dans l'évaluation immobilière. Tout au long de ce texte, les immeubles auront (i) comme indice de référence, et les périodes seront représentées par (t).

Pour les analyses statistiques, les immeubles sont divisés en trois sous-marchés. Cette division a été faite par des spécialistes grâce à leurs connaissances implicites du marché montréalais. Il y a tout d'abord le centre-ville de Montréal (230 immeubles), la première couronne qui contient le reste de l'île (232 immeubles), puis la deuxième couronne (132 immeubles) qui inclue les marchés situés à Longueuil (Rive Sud de Montréal) et à Laval (Rive Nord de Montréal).

Afin de construire un modèle de prévision des taux d'occupation, plusieurs variables seront testées afin de voir leur pouvoir explicatif. Une des principales est la catégorie des immeubles. Trois classes se retrouvent dans le marché : la classe B qui est la plus « bas de gamme », la catégorie A est celle du milieu et la catégorie P (prestige) est la « meilleure ». Des variables dichotomiques sont utilisées pour savoir à quelle catégorie chaque immeuble appartient. On a, par exemple, $DA = 1$ si l'édifice est de catégorie

A, $DA = 0$ sinon. Même raisonnement pour la catégorie prestige, $DP = 1$ si l'édifice est de catégorie prestige, $DP = 0$ sinon. S'il ne fait partie d'aucune de ces 2 catégories, c'est qu'il appartient à la catégorie B. Les taux d'occupation seront aussi influencés par les effets fixes d'immeuble (D_i) et de temps (D_t). Une autre variable indépendante utilisée est $DELTA_{it}$, elle représente la variation d'espace locatif en superficie totale qui est possiblement louable dans un immeuble comparativement à sa situation initiale (et non la variation d'espace qui reste à louer). Finalement, il faut être conscient que les taux d'occupation varient généralement de façon assez lente, les locataires ayant souvent un bail à long terme. C'est pourquoi une variable d'effet autorégressif sera utilisée, soit le taux d'occupation de la période précédente.

Tableau 1 : Statistiques descriptives des taux d'occupation (en %)

	Centre-Ville			Première Couronne		Deuxième couronne	
	Catégorie prestige	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie A	Catégorie B
Moyenne	86,27	87,24	80,88	83,61	80,37	85,16	85,76
Écart-type	13,90	14,77	21,39	22,18	23,15	17,53	18,64
Médiane	90,76	91,33	87,09	91,69	88,05	91,37	81,36
Nombre d'observations	379	1204	4924	1878	4760	954	2791

Le tableau ci-dessus présente les principales statistiques concernant les taux d'occupation. Leur moyenne varie de 80,37% pour les immeuble de catégorie B de la première couronne à un sommet de 87,24% pour les immeubles de catégorie A au centre-ville. Les écarts-types sont relativement élevé : il y a une grande disparité au niveau des taux d'occupation entre immeubles et d'une période à l'autre. Les médianes sont systématiquement plus élevées que la moyenne. Ce phénomène s'explique par le fait que les taux d'occupation ne peuvent dépasser 100%.

3.1.2 Méthodologie

Dans la littérature, plusieurs variables ont été utilisées lors de la prévision des prix des loyers des immeubles à bureaux, conjointement à des effets fixes de temps. Dans ce modèle, pour la partie sur les taux d'occupation, les effets fixes sont aussi utilisés pour le temps (conjoncture économique), mais à la différence des autres modèles généralement connus, des effets fixes pour les immeubles sont également utilisés. De cette façon, toutes les variables hédoniques qui augmentent ou diminuent la valeur d'un édifice sont prises en compte dans l'effet fixe d'immeuble. Cette façon de faire assure de ne pas omettre de variables importantes relatives à l'édifice lui-même, ni d'en ajouter d'inutiles. Par conséquent, les analyses et prévisions ne se font que sur les immeubles existants au moment de l'étude.

Ce sont les équations ci-dessous qui permettent de modéliser les taux d'occupation, avec une distinction pour les trois grands sous-marchés :

$$OCC_{it}^{CV} = \text{Constante} + \sum_{t=3}^{27} AO_t^{CV} \cdot D_{T,it} + \sum_{i=2}^{230} \beta_i^{CV} \cdot D_{I,it} + \lambda_A^{CV} \cdot D_{A,it} \cdot \left[\sum_{t=3}^{27} AO_t^{CV} \cdot D_{T,it} \right] + \lambda_P^{CV} \cdot D_{P,it} \cdot \left[\sum_{t=3}^{27} AO_t^{CV} \cdot D_{T,it} \right] + \delta^{CV} \cdot \Delta S_{it} + \phi^{CV} \cdot OCC_{it-1} + \varepsilon_{it}^{CV} \quad (1)$$

$$OCC_{it}^{C1} = \text{Constante} + \sum_{t=3}^{27} AO_t^{C1} \cdot D_{T,it} + \sum_{i=2}^{232} \beta_i^{C1} \cdot D_{I,it} + \lambda_A^{C1} \cdot D_{A,it} \cdot \left[\sum_{t=3}^{27} AO_t^{C1} \cdot D_{T,it} \right] + \delta^{C1} \cdot \Delta S_{it} + \phi^{C1} \cdot OCC_{it-1} + \varepsilon_{it}^{C1}$$

(2)

$$OCC_{it}^{C2} = \text{Constante} + \sum_{t=3}^{27} AO_t^{C2} \cdot D_{T,it} + \sum_{i=2}^{132} \beta_i^{C2} \cdot D_{I,it} + \lambda_A^{C2} \cdot D_{A,it} \cdot \left[\sum_{t=3}^{27} AO_t^{C2} \cdot D_{T,it} \right] + \delta^{C2} \cdot \Delta S_{it} + \phi^{C2} \cdot OCC_{it-1} + \varepsilon_{it}^{C2} \quad (3)$$

Où OCC_{it} est la variable dépendante d'occupation de l'immeuble i au temps t .
Les D sont les différentes variables binaires.

ΔS_{it} est la variation nette de l'espace disponible de l'immeuble i au temps t .

OCC_{it-1} est la valeur retardée d'une période de la variable dépendante de l'immeuble i au temps t .

AO_t , β_i , λ_A , λ_P , δ et ϕ sont des paramètres.

ε_{it} est le résidu aléatoire du modèle.

Il est important de constater que les sommations portant sur les effets fixes de temps ne débutent pas à la première période lors de l'utilisation de données en panel. Premièrement, car le poids de la première période est contenu dans la constante, et deuxièmement, car il faut enlever une période supplémentaire à cause d'une variable retardée d'une période (OCC_{it-1}). C'est pourquoi la sommation commence à la 3^e période. Pour l'effet fixe d'immeuble, il n'y a que le premier édifice dont l'effet est inclus dans la constante, c'est pourquoi la sommation débute à partir du 2^e. Les variables binaires assurent que les effets fixes ne soient effectifs que pour les périodes et les immeubles appropriés.

Notons aussi que λ_A et λ_P ont un sens bien particulier. Ils nous renseignent sur l'interaction entre la catégorie de l'immeuble et les différentes périodes. En effet, il est possible que certaines catégories aient des attraits plus forts à un moment qu'à un autre (par exemple, il est possible que les immeubles de catégorie prestige soient relativement moins en demande que les immeubles de catégorie B en temps de récession). Il est maintenant possible d'estimer des effets conjoncturels d'occupation dans les sous-marchés pour chacune des catégories :

$AO_t^{clB} = AO_t$; représente l'effet conjoncturel d'occupation pour les immeubles de catégorie B (de AO_3^{clB} à AO_{27}^{clB}).

$AO_t^{clA} = AO_t + AO_t \cdot \lambda_A$; représente l'effet conjoncturel d'occupation pour les immeubles de catégorie A (de AO_3^{clA} à AO_{27}^{clA}).

$AO_t^{clP} = AO_t + AO_t \cdot \lambda_P$; représente l'effet conjoncturel d'occupation pour les immeubles de catégorie prestige (de AO_3^{clP} à AO_{27}^{clP}).

Avec cette précision, l'analyse des taux d'occupation se fera de façon plus claire. Il est possible de définir quel est l'effet direct sur le taux d'occupation qui est dû spécifiquement à l'une ou l'autre des catégories d'immeubles. Par exemple, une valeur négative de AO_t^{clP} indique que le fait d'appartenir

à la catégorie prestige au temps t entraîne une baisse du taux d'occupation par rapport à la catégorie B à la période de référence. Cette différence ne peut donc qu'être expliquée par la conjoncture économique, les autres variables indépendantes captant le reste de la variation du taux d'occupation.

3.1.3 Résultats

Les résultats des régressions sont présentés ci-dessous pour chaque couronne.

Tableau 2 : Résultat des régressions des taux d'occupation

Paramètres estimés (écart-type entre parenthèses)			
Variable	Centre-ville	Première couronne	Deuxième couronne
Constante	22,3513*** (2,2776)	22,6326*** (2,3827)	19,4325*** (2,4659)
Catégorie prestige	-0,7991*** (0,2733)		
Catégorie A	-0,5635*** (0,1561)	-0,0765 (0,1879)	-0,3686 (0,2703)
Variation d'espace	-0,0257 (0,0340)	-0,1703* (0,0959)	
$OCC_{it} (-1)$	0,7476*** (0,0088)	0,7124*** (0,0092)	0,7292*** (0,0120)
R ² ajusté	0,7442	0,7504	0,7043
Nombre d'observations	5592	5729	3227
***(**, *) Significatif à un niveau de confiance de 99% - (95%, 90%)			

Dans ce modèle à effets fixes, les variables significatives ne sont pas les mêmes pour toutes les couronnes. Pour le centre-ville, les effets conjoncturels sont significativement influencés par la catégorie de l'immeuble, autant ceux de catégorie prestige que ceux de classe A. L'effet est négatif, ce qui signifie un taux d'occupation inférieur à ceux de la catégorie B. La variation d'espace locatif n'a, pour sa part, pas d'influence sur les taux d'occupation individuel. Sans grande surprise, la variable

endogène retardée d'une période est significative au niveau de confiance le plus élevé.

En ce qui concerne la première couronne, une différence majeure se présente. Il ne semble pas que les immeubles de la catégorie A réagissent différemment au passage du temps que les immeubles de catégorie B. La variation d'espace, si on accepte un niveau de confiance plus faible (90%), influence les taux d'occupation, tout comme la variable endogène retardée.

Les conclusions sont les mêmes pour la deuxième couronne que pour la première, à l'exception de la variation d'espace qui n'est pas retenu. L'absence de coefficient s'explique du fait qu'en vérifiant les données, on s'aperçoit qu'il n'y a eu aucune variation d'espace sur l'ensemble des périodes étudiées, ce qui explique le tout.

Le niveau de significativité des effets fixes n'est pas présenté étant donné le nombre élevé (plus de 500). Cependant, le constat général est que peu d'entre eux sont significatif, et ce en prenant un niveau de confiance de 90% : 37 sur 230 pour le centre-ville, 39 sur 232 pour la première couronne et 18 sur 132 pour la deuxième couronne.

Finalement, les variables utilisées semblent avoir un bon pouvoir explicatif selon les R^2 ajustés qui vont de 0,70 à 0,75 selon les différentes couronnes.

Ce sont maintenant les différents effets conjoncturels qui nous intéressent à ce point, puisqu'ils seront modélisés par la suite. Rappelons qu'ils nous renseignent sur la variation des taux d'occupation dus uniquement au passage du temps et des différentes conditions économiques. Voilà pourquoi les variations décrites ci-dessous seront toujours par rapport à la catégorie de référence, la catégorie B, et ce, dans chacun des 3 grands sous-marchés. Les effets conjoncturels obtenus sont présentés au tableau 7 en annexe.

Les résultats montrent que, pour le centre-ville, aucune variation significative des taux d'occupation n'est due aux effets conjoncturels, par

rapport à la période de référence, jusqu'à la première période de 1998. À partir de ce moment, les effets conjoncturels, à des niveaux de confiance de 90% et 95%, commencent à tirer les taux d'occupation vers le haut durant trois périodes. Cependant, c'est à partir de la deuxième période de 1999 où la hausse devient fortement significative. En effet, jusqu'à la fin de la période étudiée, les effets conjoncturels d'occupation font augmenter les taux d'occupation de plus de 2%, à un sommet de 7,25% en 2000.

Pour la première couronne, les résultats sont assez semblables quant au moment où les effets conjoncturels sont significatifs. Mis à part 2 années (seulement à un niveau de confiance de 90%) avant la fin de 1997, la conjoncture économique ne diffère pas de l'année de base. À partir de 1998, les taux d'occupation sont plus élevés d'environ 2%, touchant même un sommet de 5,2% en 1999, et ce, à des niveaux de confiance élevés.

En ce qui concerne la deuxième couronne, la tendance est semblable à la première. Aucune différence significative due aux effets conjoncturels (exception faite d'une hausse de 2% à la première période de 1996) n'a lieu avant la fin de 1998. Les hausses, à partir de ce moment, varient d'environ 2% à 4,5%. Toutefois, comparativement aux deux autres couronnes, le niveau de significativité descend plus souvent à 95%.

3.2 Modélisation des prix des loyers

3.2.1 Données et variables

Puisque certaines données et variables sont communes à la section portant sur les taux d'occupation et celle portant sur les prix, seulement celles qui n'ont pas encore été présentées seront décrites ci-dessous.

La banque de données contient le prix des loyers mensuels sous la forme de dollars par pied carré ($\$/\text{pi}^2$). La qualité de l'information disponible lors des recensements n'est pas exactement la même pour chaque immeuble. Parfois, il est possible de connaître le prix net demandé, prix qui soustrait les frais (encourus par le propriétaire) du loyer brut. Pour les édifices où seuls les prix bruts sont disponibles, certaines transformations ont permis d'approximer les prix nets. Ces prix équivalent aux loyers bruts, moins les dépenses d'exploitation moyennes (qui tiennent compte de la région où l'immeuble est situé, ainsi que de la période). À partir du prix net, le prix réel demandé par le tenancier a été calculé. Pour ce faire, on soustrait du prix net la valeur des améliorations dont bénéficie le locataire (la valeur des améliorations est amortie sur 5 ans, au taux hypothécaire de 5 ans). C'est à partir de cette dernière mesure de prix (*PRIX_RÉEL*) que seront effectuées les analyses statistiques.

Un problème émane lors de l'analyse des prix, problème dû à un taux élevé de non-réponse par les propriétaires d'immeubles (plus ou moins 35%) au sondage mené par la firme immobilière. C'est pourquoi l'analyse doit être faite au niveau agrégé des micro-marchés, et non au niveau des édifices individuellement. Pour ce faire, la région métropolitaine de Montréal est découpée en micro-marchés considérés homogènes. Comme décrit lors de la revue de littérature, deux immeubles avec les mêmes attributs, dans un même marché, devraient être substituables, à prix égal, du point de vue du locataire. Ces divisions sont établies selon les connaissances implicites du

marché de la région métropolitaine par les spécialistes en évaluation immobilière.

Dans cette étude, les trois grands sous-marchés (centre-ville, première couronne et deuxième couronne) sont redécoupés en douze autres divisions géographiques (*REFGEO*). Plus concrètement, le centre-ville de Montréal compte sept divisions géographiques, la première couronne en a trois et la deuxième couronne comprend les deux dernières. Dans ces divisions géographiques, il faut aussi séparer les immeubles selon leur catégorie (*RefC*) afin de faire une séparation selon les caractéristiques physiques. Dans ce modèle, la catégorie B représente la catégorie la « moins attrayante », la A est la catégorie « moyenne » et la catégorie prestige est considérée la « meilleure ». Cependant, toutes les catégories d'immeuble ne se retrouvent pas dans toutes les différentes régions géographiques. En effet, la région 4 contient toutes les catégories (elle est d'ailleurs la seule à contenir des immeubles de catégorie prestige), la région 6 ne contient que la catégorie B et toutes les autres régions contiennent les catégories A et B. Au total, nous obtenons vingt-quatre micro-marchés pour lesquels les prix seront prévus. Cependant, les données de la région 1, catégorie A (dénomé comme le micro-marché numéro 1) s'arrêtent avant les dernières périodes de l'enquête, et sont par conséquent inintéressantes pour faire des prévisions. Ce micro-marché est retiré de l'analyse, ce qui porte le nombre total de micro-marchés à 23.

L'indice mt sera utilisé, plutôt que it dans l'analyse des prix. Le t représente toujours le temps (la période d'enquête), tandis que le m représente le micro-marché. Contrairement à la section sur les taux d'occupation, la variable dépendante (prix réel moyen) sera exprimée en logarithme selon les micro-marchés afin de lisser la série dans l'optique où les prix peuvent connaître de fortes variations. Les variables indépendantes utilisées sont la variation de l'offre d'espace dans les micro-marchés (ΔS_{mt}) et la valeur retardée d'une période des prix (afin de capter l'effet auto-régressif). Des

variables dichotomiques pour les effets fixes de temps et de secteur géographique et de classes complètent le modèle à effets fixes.

Le tableaux suivant présente les données sur les prix réels selon les différentes catégories d'immeuble et leur couronne :

Tableau 3 : Statistiques descriptives des prix réels

	Centre-Ville			Première Couronne		Deuxième couronne	
	Catégorie prestige	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie A	Catégorie B
Moyenne	13,61	8,89	5,41	7,49	5,28	7,79	5,84
Écart-type	3,99	2,71	1,79	1,38	1,00	1,37	1,09
Médiane	14,95	9,03	5,46	7,85	5,10	8,15	5,83
Nombre d'observations	31	155	217	93	93	62	62

Le premier constat qui s'impose est qu'à l'intérieur d'une même couronne, les prix moyens varient fortement selon la catégorie d'immeubles. L'écart est de plus de 8\$ par pieds carré entre ceux de la catégorie B et ceux de la catégorie prestige, au centre-ville. Il semble aussi que peu importe où ils sont situés, les immeubles de catégorie B ont environ la même moyenne de prix, tandis que le prix moyen au centre-ville pour les immeubles de catégorie A est un peu supérieur aux prix moyen des deux autres couronnes.

Le prix des immeubles semble aussi plus disparate au centre-ville que dans les deux autres couronnes. En effet, les prix y sont, en moyenne, plus distancé de leur moyenne respective.

3.2.2 Méthodologie

La modélisation des prix des loyers est sensiblement la même que pour les taux d'occupation, puisque le format des données est semblable. La différence majeure étant que les prix sont au niveau des micro-marchés et non au niveau des immeubles individuellement. Le modèle avec données organisées en panel selon les trois grandes couronnes utilise les équations suivantes :

$$\begin{aligned} \ln(PM_{mt}^{CV}) = & \text{Constante} + \sum_{t=3}^{27} AP_t^{CV} \cdot D_{T,mt} + \sum_{m=3}^{14} \beta_m^{CV} \cdot D_{M,mt} + \lambda_P^{CV} \cdot D_{P,mt} \cdot \\ & \left[\sum_{t=3}^{27} AP_t^{CV} \cdot D_{T,mt} \right] + \lambda_A^{CV} \cdot D_{A,mt} \cdot \left[\sum_{t=3}^{27} AP_t^{CV} \cdot D_{T,mt} \right] + \delta^{CV} \cdot \Delta S_{mt} \\ & + \phi^{CV} \cdot \ln(PM_{mt-1}^{CV}) + \varepsilon_{MT}^{CV} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \ln(PM_{mt}^{C1}) = & \text{Constante} + \sum_{t=3}^{27} AP_t^{C1} \cdot D_{T,mt} + \sum_{m=16}^{20} \beta_m^{C1} \cdot D_{M,mt} + \\ & \lambda_A^{C1} \cdot D_{A,mt} \cdot \left[\sum_{t=3}^{27} AP_t^{C1} \cdot D_{T,mt} \right] + \delta^{C1} \cdot \Delta S_{mt} + \phi^{C1} \cdot \ln(PM_{mt-1}^{C1}) + \varepsilon_{MT}^{C1} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \ln(PM_{mt}^{C2}) = & \text{Constante} + \sum_{t=3}^{27} AP_t^{C2} \cdot D_{T,mt} + \sum_{m=22}^{24} \beta_m^{C2} \cdot D_{M,mt} + \\ & \lambda_A^{C2} \cdot D_{A,mt} \cdot \left[\sum_{t=3}^{27} AP_t^{C2} \cdot D_{T,mt} \right] + \delta^{C2} \cdot \Delta S_{mt} + \phi^{C2} \cdot \ln(PM_{mt-1}^{C2}) + \varepsilon_{mt}^{C2} \end{aligned} \quad (6)$$

Où $\ln(PM_{mt})$ est la variable dépendante, le logarithme naturel du prix moyen du micro-marché m au temps t .

$D_{T,mt}$, $D_{M,mt}$, $D_{P,mt}$ et $D_{A,mt}$ sont des variables binaires représentant le temps, les micro-marchés, la catégorie prestige et la catégorie A.

AP_t , β_m , λ_A , λ_P , δ et ϕ sont les paramètres à estimer pour chacun des sous-marchés.

$\ln(PM_{mt-1})$ est la valeur retardée d'une période de la variable dépendante du micro-marché m au temps t

ε_{it} est le résidu aléatoire du modèle.

À l'instar des équations portant sur les taux d'occupation, les équations précédentes permettent de voir la relation entre les catégories d'immeubles et les différentes périodes. Selon la conjoncture économique, l'effet sur les prix peut varier de façon différente selon la qualité des édifices. Ceci permet de transformer les effets conjoncturels de prix AP_t selon les catégories et sous-marchés :

$AP_t^{clB} = AP_t$; représente l'effet conjoncturel de prix pour les immeubles de catégorie B (de AP_3^{clB} à AP_{28}^{clB}).

$AP_t^{clA} = AP_t + AP_t \cdot \lambda_A$; représente l'effet conjoncturel de prix pour les immeubles de catégorie A (de AP_3^{clA} à AP_{28}^{clA}).

$AP_t^{clP} = AP_t + AP_t \cdot \lambda_p$; représente l'effet conjoncturel de prix pour les immeubles de catégorie prestige (de AP_3^{clP} à AP_{28}^{clP}).

Ici aussi, l'analyse est la même que pour les effets conjoncturels d'occupation. Par exemple, si AP_t^{clA} a une valeur positive, l'effet conjoncturel de prix au temps t , pour les immeubles de catégorie A, a un effet positif sur le prix réel par rapport à la catégorie B à l'année de base.

3.2.3 Résultats

Une fois les régressions effectuées avec les données sur les prix, les résultats suivants ont été obtenus :

Tableau 4 : Résultats des régressions des prix réels

Paramètres estimés (écart-type entre parenthèses)			
Variable	Centre-ville	Première couronne	Deuxième couronne
Constante	0,4835* (0,281)	0,4956*** (0,163)	0,8689** (0,411)
Catégorie prestige	0,0066 (0,155)		
Catégorie A	-0,0780 (0,116)	0,5255 (0,377)	-0,0896 (0,225)
Variation d'espace	0,0692 (0,121)	0,0220 (0,18)	-0,0435 (0,155)
Prix (-1)	0,6059*** (0,047)	0,6537*** (0,073)	0,5968*** (0,095)
R ² ajusté	0,9044	0,8802	0,8943
Nombre d'observations	349	162	108
***(**, *) Significatif à un niveau de confiance de 99% - (95%, 90%)			

Une des premières constatations lors des régressions de toutes les équations est la non significativité des variables dichotomiques qui combinent les catégories aux effets conjoncturels. En d'autres termes, les immeubles de la catégorie B ne sont pas affectés différemment de ceux de la catégorie A ou prestige, selon la conjoncture économique. La variation d'espace n'influence pas non plus les prix des loyers. Cependant, la variable endogène retardée d'une période est significative au plus haut niveau de confiance, et ce, pour toutes les couronnes. Les R² ajustés (incluant les effets fixes présentés ci-dessous) semblent toutefois montrer un pouvoir explicatif assez élevé pour toutes les régressions.

Les effets conjoncturels de prix (AP_t) sont présentés au tableau 8 en annexe. Les résultats proviennent des équations qui ont été modifiées en

retirant les variables non significatives. Le centre-ville est la couronne où les effets conjoncturels ont le plus affecté les prix lors des années étudiées. De la première période de 1993 à la deuxième de 1997, la pression macroéconomique a poussé les prix vers le bas, et ce, à des niveaux de confiance de 95% et plus (excepté la deuxième période de 1993). Une autre série de périodes offre des résultats significatifs, quoiqu'il faille parfois accepter un niveau de confiance de 90%. Cette série couvre les périodes allant de la fin de 2000 à la fin de 2002. À l'inverse des premiers résultats, ceux-ci indiquent plutôt que la conjoncture économique a fait grimper les prix des loyers au-dessus du niveau de la période de référence.

Mis à part 2 périodes, les effets conjoncturels de prix n'ont pas influencé de façon significative les 7 premières années étudiées pour la première couronne. Cependant, du début des années 2000 au début de 2002, les prix ont été supérieurs à l'année de base (niveau de confiance de 95% et plus). Les résultats de la fin de la période étudiée n'indiquent que très peu de changement, exception faite de deux périodes si on accepte un niveau de confiance de 90%.

Les résultats de la deuxième couronne sont semblables à ceux de la première couronne, mais il y a encore moins de résultats significatifs quant à l'influence de la conjoncture. Il faut aller de la fin de l'an 2000 au début de l'an 2003 pour trouver quatre périodes sur six qui ont des effets positifs sur les prix par rapport à la de la période de référence. Mis à part cette période, seulement trois autres ont influencé les prix, vers le bas cette fois.

Étant donné le nombre beaucoup plus restreint de micro-marchés que le nombre d'immeubles dans la section sur les taux d'occupation (23 plutôt que plusieurs centaines), les constantes individuelles sont présentées au tableau 9 en annexe. Selon la logique de la relation entre prix et qualité des immeubles, les résultats tiennent bien la route.

Pour le centre-ville, le micro-marché 2, qui est inclus dans la constante, fait partie de la classe B. Aucun autre marché n'a un effet individuel de prix significativement plus bas. Cependant, deux autres micro-marchés de la classe B, soit le 5^e et le 11^e ont une constante plus élevée. Comme prévu, ceux de la classe A (micro-marchés 3-8-10-13) ont une constante encore plus élevée que celles de la classe B. Finalement, c'est le micro-marché 7, le seul de la classe prestige, qui a l'effet prix le plus élevé.

Dans la première couronne, le micro-marché 15 inclus dans la constante est de catégorie A. Le seul ayant un effet prix significativement plus élevé est le micro-marché 17, qui fait aussi partie de la même catégorie. Les 3 micro-marchés de classe B, soit les 16, 18 et 20, ont une constante individuelle négative par rapport à leur micro-marché de référence.

Pour la deuxième couronne, c'est un micro-marché de classe A (le 21) qui sert de référence. Les micro-marchés 22 et 24 ont des constantes plus basses, ce qui est attendu de la classe B, alors que le seul autre de catégorie A (le 22) a une constante légèrement plus basse que celui de référence, à un niveau de confiance de 95%.

3.3 Modélisation des effets conjoncturels

Lors de l'analyse des taux d'occupation et des prix de loyer sous la forme de données en panel, des effets conjoncturels ont été obtenus pour les 3 grandes couronnes. Dans cette section, ces effets conjoncturels seront modélisés dans le but d'en faire la prévision, puis de les intégrer au modèle final de prévision des taux d'occupation et des prix de loyers.

3.3.1 Variables concernant les effets conjoncturels d'occupation

Plusieurs variables concernant la conjoncture économique sont testées dans la modélisation des effets conjoncturels d'occupation. Ces variables, bien que potentiellement utiles à d'autres régions, sont choisies en tenant compte des spécificités du marché étudié (région métropolitaine de Montréal), marché relativement petit et subissant les effets du bien plus grand marché américain. Il est tout à fait possible que d'autres variables soient retenues dans un autre marché, par exemple les immeubles locatifs de Manhattan aux États-Unis, où il pourrait être plus intéressant de prendre les taux d'intérêts américains contrairement à leur écart avec les taux d'intérêts canadiens.

La variation d'espace locatif (ΔS) dans les immeubles de l'ensemble des marchés risque d'influencer les effets conjoncturels des trois couronnes. Puisque le centre-ville est, historiquement, le centre des affaires, cette couronne pourrait avoir sa propre variation d'offre d'espace (ΔS^{C-V}). Toujours au niveau conjoncturel, certains immeubles à bureaux locatifs peuvent être transformés pour être utilisés à d'autres fins (et vice-versa). Les effets conjoncturels risquent donc d'être touchés par les variations d'espace qui se produisent entre le marché locatif et le marché hors-locatif (ΔS^{HM}).

Une autre variable macroéconomique utilisé est l'écart entre les taux d'intérêt à long terme canadiens et américains ($Spread^t = T10^{CA} - T10^{US}$). Puisque les ajustements des taux d'occupation ne se font pas instantanément, il faut prendre le retard n qui semble le plus approprié lors des tests pour cette variable.

Au niveau de l'emploi, le secteur des services, pour le Québec, risque fortement d'avoir une influence significative. À la place du secteur des services, une mesure encore plus précise peut être testée, puisqu'elle utilise massivement les immeubles à bureaux : l'emploi dans les banques, la finance et le secteur immobilier. Une moyenne mobile sur 3 périodes de la différence logarithmique de la mesure d'emploi choisie sera utilisée pour adoucir les différents chocs possibles ($MM(\Delta EMP^{QC})$). Les données sur le secteur des services, ainsi que sur le secteur des finances, assurances et immobilier provenant Statistique Canada (2009) sont utilisées.

Finalement, l'apport de la variable endogène retardée devrait contribuer au modèle. Aussi, à cause de l'interrelation des taux d'occupation et des prix réels dans le système d'équations présenté ci-dessous, il sera aussi testé si les effets conjoncturels de prix retardés influencent significativement les effets conjoncturels d'occupation, et vice-versa.

3.3.2 Variables concernant les effets conjoncturels de prix

Certaines variables indépendantes utilisées sont communes à la section des effets conjoncturels d'occupation et de prix, tels les variations d'espace et les mesures d'emploi. Une des variables de type macroéconomique propre aux effets conjoncturels de prix qui est testée est l'indice des prix à la consommation (ΔIPC_{t-j}), en variation logarithmique, ainsi que sa forme non transformée. La mesure d'écart des taux d'intérêt à long terme canadiens et américains est remplacée par l'écart des taux à court terme ($Spread^{ct}$),

signe d'une politique monétaire restrictive ou expansionniste. Aussi, les effets conjoncturels retardés, autant de prix que d'occupation, sont vérifiés dans les équations initiales.

3.3.3 Estimation des effets conjoncturels

L'estimation des effets conjoncturels d'occupation et de prix, pour les 3 couronnes, se fait sur la base d'un système d'équations apparemment non reliées. Voici les équations de base qui seront estimées avec la méthode de Zellner itérative :

$$\left. \begin{aligned}
AP_t^{CV} &= \text{Constante} + \alpha_{1,1} \cdot \Delta S_{t-j}^{C-V} + \alpha_{2,1} \cdot \Delta S_{t-j}^{HM} \\
&\quad + \alpha_{3,1} \cdot \Delta IPC_{t-j} + \alpha_{4,1} \cdot Spread_{t-j}^{ct} + \alpha_{5,1} \cdot MM(\Delta EMP^{QC})_{t-j} \\
&\quad + \phi_{1,1} \cdot AO_{t-1}^{CV} + \phi_{2,1} \cdot AP_{t-1}^{CV} + u_{t,1} \\
AP_t^{C1} &= \text{Constante} + \alpha_{1,2} \cdot \Delta S_{t-j} + \alpha_{2,2} \cdot \Delta S_{t-j}^{HM} \\
&\quad + \alpha_{3,2} \cdot \Delta IPC_{t-j} + \alpha_{4,2} \cdot Spread_{t-j}^{ct} + \alpha_{5,2} \cdot MM(\Delta EMP^{QC})_{t-j} \\
&\quad + \phi_{1,2} \cdot AO_{t-1}^{C1} + \phi_{2,2} \cdot AP_{t-1}^{C1} + u_{t,2} \\
AP_t^{C2} &= \text{Constante} + \alpha_{1,3} \cdot \Delta S_{t-j} + \alpha_{2,3} \cdot \Delta S_{t-j}^{HM} \\
&\quad + \alpha_{3,3} \cdot \Delta IPC_{t-j} + \alpha_{4,3} \cdot Spread_{t-j}^{ct} + \alpha_{5,3} \cdot MM(\Delta EMP^{QC})_{t-j} \\
&\quad + \phi_{1,3} \cdot AO_{t-1}^{C2} + \phi_{2,3} \cdot AP_{t-1}^{C2} + u_{t,3} \\
AO_t^{CV} &= \text{Constante} + \alpha_{1,4} \cdot \Delta S_{t-j}^{C-V} + \alpha_{2,4} \cdot \Delta S_{t-j}^{HM} \\
&\quad + \alpha_{3,4} \cdot Spread_{t-j}^{lt} + \alpha_{4,4} \cdot MM(\Delta EMP^{QC})_{t-j} \\
&\quad + \phi_{1,4} \cdot AO_{t-1}^{CV} + \phi_{2,4} \cdot AP_{t-1}^{CV} + u_{t,4} \\
AO_t^{C1} &= \text{Constante} + \alpha_{1,5} \cdot \Delta S_{t-j} + \alpha_{2,5} \cdot \Delta S_{t-j}^{HM} \\
&\quad + \alpha_{3,5} \cdot Spread_{t-j}^{lt} + \alpha_{4,5} \cdot MM(\Delta EMP^{QC})_{t-j} \\
&\quad + \phi_{1,5} \cdot AO_{t-1}^{C1} + \phi_{2,5} \cdot AP_{t-1}^{C1} + u_{t,5} \\
AO_t^{C2} &= \text{Constante} + \alpha_{0,6} + \alpha_{1,6} \cdot \Delta S_{t-j} + \alpha_{2,6} \cdot \Delta S_{t-j}^{HM} \\
&\quad + \alpha_{3,6} \cdot Spread_{t-j}^{lt} + \alpha_{4,6} \cdot MM(\Delta EMP^{QC})_{t-j} \\
&\quad + \phi_{1,6} \cdot AO_{t-1}^{C2} + \phi_{2,6} \cdot AP_{t-1}^{C2} + u_{t,6}
\end{aligned} \right\} \quad (7)$$

Où Les $\alpha_{k,n}$ et $\phi_{k,n}$ sont les paramètres à estimer.

$u_{k,n}$ est le résidu aléatoire du modèle

t est la période ($t = 3, \dots, 31$)

k est le numéro de la variable ($k = 0, \dots, 5$)

n est le numéro de l'équation ($n = 1, \dots, 6$)

* Les effets conjoncturels de prix sont ici aussi sous forme logarithmique.

Étant donné que, sans la présence de chocs, les variations dans la conjoncture économique se font relativement tranquillement d'une période à l'autre (une période ayant une durée de 6 mois), un effet autorégressif a été ajouté. De ce fait, la régression débute à la 2^e période, pour un total de 26 observations dans chaque sous-marché.

Afin de choisir le nombre de retards à inclure dans les régressions, les variables exogènes ont été testées individuellement par rapport à leur variable endogène pour trouver à quel moment les corrélations étaient les plus fortes. Cependant, à des fins pratiques, lorsque les corrélations étaient très semblables entre différents retards, il a été privilégié d'utiliser les mêmes pour toutes les couronnes.

3.3.3 Résultats

Une fois les retards optimaux choisis, les régressions sur les effets conjoncturels ont été effectuées.

Tableau 5 : Résultats des régressions des effets conjoncturels d'occupation

Variable	Paramètres estimés (écart-type entre parenthèses)		
	Centre-ville	Première couronne	Deuxième couronne
Constante	2,3667** (0,939)	2,0946*** (0,385)	2,9296*** (0,526)
ΔS	-1,8760 (7,828)	-18,0680*** (3,946)	16,6215*** (4,102)
ΔS^{HM}	-24,5146** (12,336)	-18,1415*** (6,268)	-3,2162 (6,238)
$Spread^t$	-0,9295* (0,516)	-0,8703*** (0,240)	-0,6787*** (0,195)
$MM(\Delta EMP^{QC})$	99,7355 (64,340)	131,6700*** (29,157)	25,9264 (32,863)
AO _{t-1}	0,1841 (0,189)	0,1752 (0,123)	-0,0524 (0,141)
AP _{t-1}	0,7250 (3,734)	-0,5088 (3,206)	3,9770* (2,216)
R ²	0,7061	0,8821	0,7808
Nombre d'observations	22	22	22
***(**, *) Significatif à un niveau de confiance de 99% - (95%, 90%)			

Avant d'aborder directement les données du tableau, revenons sur les différentes formes de variables possibles qui ont été soulevées précédemment. L'hypothèse que certaines variables spécifiques au centre-ville devraient être utilisées n'est pas retenue, car les corrélations et niveau de significativité sont beaucoup moins forts avec les variations d'espace au centre-ville (ΔS_t^{C-V}) qu'avec les variations d'espace totales (ΔS_t).

Il faut noter aussi que la mesure d'emploi retenue est celle du secteur des services et non le secteur « FIRE ». Ce choix a été fait pour deux raisons.

Premièrement, les résultats statistiques étaient généralement supérieurs (niveau de significativité plus élevé) avec le secteur des services. Deuxièmement, les prévisions par les grandes banques ou gouvernements sur le secteur « FIRE » sont rares, voire inexistantes.

Dans le cas des variables qui ont été retenues, le nombre de retards appliqués est généralement le même dans les différentes couronnes. Par exemple, un seul retard a été appliqué à la moyenne mobile de l'emploi, cinq aux mouvements hors marché. À l'inverse, pour l'écart des taux d'intérêt à long terme, les corrélations avec la variable endogène étaient trop différentes selon les couronnes pour appliquer le même retard. C'est pourquoi cinq retards ont été appliqués à l'équation du centre-ville, trois à la première couronne et quatre à la deuxième couronne.

Les variables exogènes de l'équation du centre-ville se sont avérées peu significatives, aucune n'affichant un niveau de confiance de 99%. Seules les variations d'espace hors-marché et l'écart des taux à long terme sont significatifs, et ce, si on accepte un niveau de confiance de 90% pour le dernier. Il est surprenant que la variable endogène retardée d'une période ne soit pas retenue, puisque qu'on peut s'attendre à ce que la conjoncture économique ne change pas de façon trop brusque en général. Les résultats de la première couronne sont plus intéressants, avec toutes les variables macroéconomiques significatives au plus haut niveau de confiance. En ce qui concerne la deuxième couronne, la variation d'espace locatif, ainsi que l'écart des taux d'intérêt sont les deux variables significatives à un niveau de confiance de 99%.

Le tableau suivant nous renseigne sur les effets conjoncturels de prix :

Tableau 6 : Résultats des régressions des effets conjoncturels de prix

Variable	Paramètres estimés (écart-type entre parenthèses)		
	Centre-ville	Première couronne	Deuxième couronne
Constante	-0,6224* (0,355)	0,3212** (0,151)	-0,5754** (0,248)
ΔS	0,9368** (0,399)	0,7748*** (0,168)	-0,8386*** (0,307)
ΔS^{HM}	0,1043 (0,527)	0,7616*** (0,227)	-0,6092 (0,481)
IPC	0,0060 (0,004)	-0,0040** (0,002)	0,0060** (0,003)
$Spread^{Ct}$	-0,0209** (0,010)	0,0005 (0,005)	-0,0111 (0,009)
$MM(\Delta EMP^{QC})$	3,4742 (2,802)	1,6695 (1,225)	1,0090 (2,696)
AP _{t-1}	0,3211 (0,196)	0,5182*** (0,126)	0,1302 (0,188)
AO _{t-1}	0,0085 (0,009)	0,0232*** (0,006)	0,0142 (0,010)
R ²	0,8583	0,8903	0,6835
Nombre d'observations	22	22	22
***(**, *) Significatif à un niveau de confiance de 99% - (95%, 90%)			

La mesure de variation d'espace locatif total du marché a, ici aussi, été utilisée pour les trois couronnes, rejetant du coup l'hypothèse que l'équation du centre-ville a sa propre variable. La mesure d'IPC a été comparée à sa forme log-différentielle. La forme non transformée a été plus performante et aucun retard ne lui est appliqué. La moyenne mobile du log-différence sur trois périodes de l'emploi dans le secteur des services a aussi été préférée aux valeurs sur une période ou aux autres mesures d'emploi.

Malgré un R² élevé, peu de variables sont significatives pour la région du centre-ville. Seuls la variation d'espace et l'écart des taux d'intérêts se sont avérés significatifs, et seulement à un niveau de confiance de 95%. À

l'inverse, les effets conjoncturels de prix de la première couronne sont fortement influencés par les variables testées. En effet, seule la variation d'emploi ne semble pas influencer la variable endogène. Finalement, pour la deuxième couronne, on remarque que seules la variation d'espace et la mesure d'IPC influencent significativement les effets conjoncturels de prix.

À partir de ce point, deux étapes sont nécessaires pour faire les prévisions finales des taux d'occupation est des prix réels. La première sera de prévoir les effets conjoncturels des 4 dernières périodes, la deuxième d'intégrer ces effets conjoncturels aux équations de base du modèle.

3.4 Prévisions finales

3.4.1 Prévision des effets conjoncturels

Une fois les coefficients des variables macroéconomiques optimales estimés, il est possible de passer à l'étape de la prévision des effets conjoncturels. L'horizon de prévision pour les prix et les taux d'occupation a une durée de deux ans, c'est-à-dire quatre périodes. Cette durée a été choisie du fait que les prévisions faites par les gouvernements et grandes banques dépassent rarement un tel horizon. Ces prévisions des différentes variables macroéconomiques sont normalement nécessaires à l'utilisation de ce modèle pour prévoir les effets conjoncturels futurs, et par la suite les taux d'occupation et les prix. Elles ne sont cependant pas nécessaires pour ce mémoire puisque les prévisions sur les 4 dernières périodes sont effectuées « en échantillon », donc à l'aide de variables macroéconomiques connues. Les prévisions portent sur les périodes 28 à 31.

Un des problèmes lors de la prévision des effets conjoncturels « hors échantillon » est que les données sur les variables de variation d'espace locatif (ΔS_t , et ΔS_t^{HM}) risquent ne pas être disponibles. Si tel est le cas, il faut imposer des variations égales à zéro pour chacune d'entre elles, et utiliser les autres variables. Évidemment, tout comme pour les variables macroéconomiques, s'il y a des changements dans les hypothèses de variation d'espace, les prévisions doivent être révisées. Dans le cadre de ce mémoire, les coefficients ΔS_t , et ΔS_t^{HM} sont disponibles pour les prévisions, et sont donc utilisés.

Le système d'équations qui permet de prévoir les effets conjoncturels d'occupation est le suivant :

$$\left. \begin{aligned} AP_{t+l}^{CV*} &= \text{Constante} + \hat{\alpha}_{1,1} \cdot \Delta S_t + \hat{\alpha}_{2,1} \cdot \Delta IPC_t^* + \hat{\alpha}_{3,1} \cdot Spread_{t-4}^{ct*} \\ &\quad + \hat{\phi}_{1,1} \cdot AP_{(t-1)+l}^{CV} \\ AP_{t+l}^{C1*} &= \text{Constante} + \hat{\alpha}_{1,2} \cdot \Delta S_{t+l} + \hat{\alpha}_{2,2} \cdot \Delta S_{t-1+l}^{HM} + \hat{\alpha}_{3,2} \cdot \Delta IPC_{t+l}^* \\ &\quad + \hat{\phi}_{1,2} \cdot AO_{(t-1)+l}^{C1} + \hat{\phi}_{2,2} \cdot AP_{(t-1)+l}^{C1} \\ AP_{t+l}^{C2*} &= \text{Constante} + \hat{\alpha}_{1,3} \cdot \Delta S_{t-1+l} + \hat{\alpha}_{2,3} \cdot \Delta S_{t-1+l}^{HM} + \hat{\alpha}_{3,3} \cdot \Delta IPC_{t-j}^* \\ &\quad + \hat{\alpha}_{4,3} \cdot Spread_{t-4+l}^{ct*} + \hat{\phi}_{1,3} \cdot AO_{(t-1)+l}^{C2} + \hat{\phi}_{2,3} \cdot AP_{(t-1)+l}^{C2} \\ AO_{t+l}^{CV*} &= \text{Constante} + \hat{\alpha}_{1,4} \cdot \Delta S_{t-5+l}^{HM} + \hat{\alpha}_{2,4} \cdot Spread_{t-5+l}^{lt*} \\ AO_{t+l}^{C1*} &= \text{Constante} + \hat{\alpha}_{1,5} \cdot \Delta S_{t-4+l} + \hat{\alpha}_{2,5} \cdot \Delta S_{t-5+l}^{HM} + \hat{\alpha}_{3,5} \cdot Spread_{t-3+l}^{lt*} \\ &\quad + \hat{\alpha}_{4,5} \cdot MM(\Delta EMP^{QC})_{t-1+l}^* \\ AO_{t+l}^{C2*} &= \text{Constante} + \hat{\alpha}_{1,6} \cdot \Delta S_{t-3+l} + \hat{\alpha}_{2,6} \cdot Spread_{t-4+l}^{lt*} \end{aligned} \right\} \quad (8)$$

Où AP_{t+l}^* est la prévision de l'effet conjoncturel de prix pour l périodes ($l = 1, \dots, 4$).
 AO_{t+l}^* est la prévision de l'effet conjoncturel d'occupation pour l périodes ($l = 1, \dots, 4$).
 $\hat{\alpha}_{k,m}$ et $\hat{\phi}_{k,m}$ avec ($k = 0, \dots, 4$ et $l = m, \dots, 6$), sont les paramètres qui ont été estimés dans le système d'équations (X).

Selon le cas, $Spread_{t-j}^{lt*}$, $Spread_{t-j}^{ct*}$ et $MM(\Delta EMP^{QC})_{t-j}^*$ sont les prévisions faites sur les variables macroéconomiques.

Les résultats des prévisions sont présentés ci-dessous :

Tableau 7 : Effets conjoncturels prévus

Période	Centre-ville	Prix réels		Centre-ville	Taux d'occupation	
		Première couronne	Deuxième couronne		Première couronne	Deuxième couronne
28	0,0972	0,0037	0,1940	0,3128	1,8597	2,0467
29	0,1271	0,0056	0,1505	1,0420	2,3348	2,3208
30	0,1722	0,0247	0,1644	2,5300	3,2154	2,9587
31	0,2042	0,0316	0,2143	2,3600	2,6307	2,8568

Les effets conjoncturels de prix prévus (les résultats sont en logarithme) sont positifs pour toutes les couronnes. Alors que la conjoncture devrait faire augmenter les prix au centre-ville et encore plus dans la deuxième couronne, elle ne devrait causer qu'une légère hausse dans la première couronne.

Quant aux effets conjoncturels d'occupation, ils pointent vers une augmentation des taux d'occupation allant d'environ 0,3% (centre-ville, première période) à un sommet d'un peu plus de 3% (première couronne, 3^e période de prévisions).

3.4.2 Prédiction des taux d'occupation

La dernière étape consiste à prévoir les futurs taux d'occupation. À l'aide du logiciel TSP, les effets conjoncturels prévus à l'étape précédente (AO_{t+l}^*) sont insérés dans les équations 1 à 3. Voici les trois équations finales (avec seulement les variables significatives) servant aux prévisions sur les 4 dernières périodes :

$$OCC_{it+l}^{CV*} = \text{Constante} + \sum_{l=1}^4 AO_{t+l}^{CV*} \cdot D_{T+l, it+l} + \sum_{i=2}^{230} \hat{\beta}_i \cdot D_{l, it+l} + \hat{\lambda}_A \cdot D_{A, it+l} \cdot \left[\sum_{l=1}^4 AO_{t+l}^{CV*} \cdot D_{T, it+l} \right] + \hat{\lambda}_P \cdot D_{P, it+l} \cdot \left[\sum_{l=1}^4 AO_{t+l}^{CV*} \cdot D_{T+l, it+l} \right] + \hat{\phi} \cdot OCC_{it-1+l}^{CV*} \quad (9)$$

$$OCC_{it+l}^{C1*} = \text{Constante} + \sum_{l=1}^4 AO_{t+l}^{C1*} \cdot D_{T+l, it+l} + \sum_{i=2}^{232} \hat{\beta}_i \cdot D_{l, it+l} + \delta^{C1} \cdot \text{Delta}_{it} + \hat{\phi} \cdot OCC_{it-1+l}^{C1*} \quad (10)$$

$$OCC_{it+l}^{C2*} = \text{Constante} + \sum_{l=1}^4 AO_{t+l}^{C2*} \cdot D_{T+l, it+l} + \sum_{i=2}^{132} \hat{\beta}_i \cdot D_{l, it+l} + \hat{\phi} \cdot OCC_{it-1+l}^{C2*} \quad (11)$$

Où AO^{***} sont les effets conjoncturels d'occupation prévus précédemment.

$\hat{\beta}, \hat{\lambda}_A, \hat{\lambda}_P, \hat{\phi}$ sont les paramètres estimés avec les équations 1 à 3.

Les résultats des prévisions des taux d'occupation se sont souvent avérés loin de la réalité. Ils ne sont pas présentés tels quels, car le nombre est très élevé (plus de 500 immeubles sur 4 périodes). Les erreurs moyennes au carré sont aussi relativement élevées. Le modèle utilisé semble peu approprié pour faire la prévision des taux d'occupation au niveau des immeubles individuellement. S'il est correct de penser que chaque immeuble a sa constante individuelle, il est difficile de prétendre que les effets conjoncturels peuvent aider à prévoir de façon précise les changements. Le problème vient du fait que ces variations de taux d'occupation sont brusques, et souvent d'un grand pourcentage. Par exemple, l'immeuble #918 de la première couronne avait un taux

d'occupation de 46,3% à la dernière période avant prévision. Lors de la première période de prévision, cet immeuble était passé, dans la réalité, à un taux d'occupation de 100%. De ce fait, il est possible de supposer qu'aucun modèle ne peut faire cette prévision avec justesse.

Toutefois, il est possible de faire la moyenne des prévisions pour les différentes classes des trois couronnes, ce qui donne une idée de la tendance générale prévue comparée aux vraies données (voir annexes, tableau 10 à 12). Les moyennes prévues pour le centre-ville sont pratiquement toutes sous les taux d'occupation qui ont réellement eu cours. Pour chacune des catégories, l'écart est relativement faible à la première période de prévisions. Cependant, à la quatrième, la différence augmente allant de 6,05% pour la classe B, 2,93% pour la A, et 1,54% pour la classe prestige.

Les deux autres couronnes ont aussi des moyennes prévues sous les taux d'occupation réels. Si la moyenne ne diffère pas de plus de 3,37% dans la première couronne (pour les 2 classes d'immeubles), elle atteint un écart de 8,41% à la dernière période de prévision pour la catégorie B dans la deuxième couronne, ce qui implique plusieurs sous-évaluations au niveau individuel.

Il aurait été intéressant de combiner les taux d'occupation, selon leur moyenne, par un regroupement plus homogène que simplement par couronnes. N'ayant pas plus de précision sur l'emplacement de ceux-ci dans les données disponibles (mis à part dans quelle couronne ils se situent), il est impossible de les regrouper en plus petits groupes. En supposant la possibilité de les regrouper en micro-marchés, tout comme les données concernant les prix, les mouvements individuels brusques n'auraient plus mené à de grandes erreurs de prévision.

Afin de vérifier si le modèle en données de Panel est approprié, une procédure de tests d'homogénéité emboîtés proposée par Hsiao (1986) est utilisée. Ce test comporte 3 étapes qui suggèrent le type de régression idéal à utiliser selon les données. Il est intégré dans le logiciel TSP. La première étape consiste à vérifier simultanément si tous les individus (immeubles, régions, etc.) ont des constantes individuelles identiques et s'ils ont les mêmes coefficients pour les variables exogènes.

Si cette hypothèse est rejetée, la deuxième étape consiste à vérifier s'ils ont les mêmes coefficients pour les variables exogènes (et non les mêmes constantes). Dans le cas où on ne peut rejeter cette hypothèse, la structure en donnée de Panel est appropriée. Si elle est rejetée, la dernière étape consiste à vérifier si les constantes individuelles sont identiques. Dans le cas de son rejet, ce sont les MCO qui sont les plus appropriés. Or, tel que les résultats le démontrent (annexe, tableau 13), les données sur les taux d'occupation de ce mémoire ne respectent pas la structure en Panel, mais devraient être analysées par MCO pour chaque immeuble (pour chaque couronne, toutes les hypothèses sont rejetées à un niveau de confiance de 99%). Cette façon de faire serait extrêmement fastidieuse pour les gens intéressés à faire des prévisions (une équation par immeuble), ce qui pousse aussi vers un regroupement des taux d'occupation par micro-marchés.

3.4.3 Prédiction des prix réels

Les effets conjoncturels ayant été prévus à la section 3.3.1, la dernière étape est de les insérer dans les équations de prix 12 à 14. Voici les équations finales de ce modèle :

$$\ln(PM_{mt+l}^{CV*}) = \text{Constante} + \sum_{l=1}^4 AP_{t+l}^{CV*} \cdot D_{T+l,mt+l} + \sum_{m=3}^{14} \hat{\beta}_m^{CV*} \cdot D_{M,mt} + \hat{\phi} \cdot \ln(PM_{mt-1+l}^{CV*}) \quad (12)$$

$$\ln(PM_{mt}^{C1*}) = \text{Constante} + \sum_{l=1}^4 AP_{t+l}^{C1*} \cdot D_{T+l,mt+l} + \sum_{m=16}^{20} \hat{\beta}_m^{C1*} \cdot D_{M,mt} + \hat{\phi} \cdot \ln(PM_{mt-1+l}^{C1*}) \quad (13)$$

$$\ln(PM_{mt+l}^{C2*}) = \text{Constante} + \sum_{l=1}^4 AP_{t+l}^{C2*} \cdot D_{T+l,mt+l} + \sum_{m=20}^{24} \hat{\beta}_m^{C2*} \cdot D_{M,mt} + \hat{\phi} \cdot \ln(PM_{mt-1+l}^{C2*}) \quad (14)$$

Où AP^{***} sont les effets conjoncturels de prix prévus précédemment.

$\hat{\beta}, \hat{\phi}$ sont les paramètres estimés avec les équations 4 à 6.

Les tableaux 17 à 19 en annexe présentent les comparaisons entre la moyenne des prévisions par couronne et les vraies données (excepté la classe prestige pour laquelle il n'y a qu'un micro-marché, donc pas de moyenne), ainsi que les erreurs moyennes au carré qui serviront dans une section subséquente à des fins de comparaisons. Il aurait aussi été possible de présenter ces résultats pour les 23 micro-marchés individuellement puisque les régressions ont été effectuées sur cette base.

Selon les prévisions, les prix devraient augmenter graduellement au cours des quatre périodes, pour toutes les classes du centre-ville. Or, si dans les faits les prix ont augmenté très légèrement pour la classe B et la classe A, ils ont légèrement diminué pour la classe prestige (malgré une remontée à la 4^e période de prévision). Ce phénomène fait en sorte que l'écart entre les vraies valeurs et les prévisions augmente de plus en plus, surtout à la 3^e

période de prévision. Cet écart touche même un sommet de 24,95% pour la classe prestige à la période de prévision la plus éloignée.

Les résultats concernant la première couronne vont à l'inverse de ceux du centre-ville. Cette fois les prévisions se sont avérées sous le niveau de prix réellement atteint. Pour la classe B, cet écart augmente d'une sous-évaluation du prix moyen de 4,94% à la première période de prévisions à plus de 20% pour les deux dernières. En ce qui concerne la classe A, les résultats sont un peu moins loin de la réalité, sous-estimant les prix de 7,36% à un sommet de 13,90%.

Finalement, pour la deuxième couronne, les prévisions ont tendu vers des prix qui se sont avérés trop élevés pour la classe B. Dès la première période, ils étaient pratiquement de 10% trop élevés, jusqu'à un sommet de 16,93% à la fin. Cet écart reste toutefois moins élevé comparé aux prévisions pour les immeubles de la classe A. Dès la première période de prévisions, le prix prévu était de pratiquement 1,50\$ le pied carré trop élevé. L'écart maximum relatif de 29,67% à la 4^e période constitue une déviation très élevée par rapport à la réalité.

À l'instar de la section concernant les taux d'occupation, la procédure de Hsiao a été utilisée pour les prix réels (annexe, tableau 14) afin de voir s'il serait intéressant d'utiliser les données sous d'autres formes qu'en panel. Pour la première et la deuxième couronne, il faut rejeter une structure de données en panel et se tourner vers les MCO. Cependant, l'hypothèse que les coefficients des variables exogènes ne sont pas les mêmes pour les micro-marchés du centre-ville ne peut être rejetée à un niveau de confiance de 95%, ce qui porte vers la structure en données de Panel.

Suite à ces résultats, les données sur les prix seront réutilisées avec des modèles légèrement différents afin de déterminer s'ils mènent à de

meilleures prévisions. En effet, le modèle à effet conjoncturel est relativement complexe avec ses prévisions en deux étapes, ce qui pourrait augmenter les erreurs au fur et à mesure que l'horizon de prévision s'éloigne.

CHAPITRE 4. Modèles servant à des fins de comparaisons

Suite aux conclusions des chapitres précédents, les modèles prévisionnels qui serviront de comparaison à partir d'ici ne se feront qu'au niveau des prix. Les données disponibles sont toujours les mêmes que précédemment, et par conséquent, ne seront pas réexpliquées.

4.1 Modèle combinant les moindres carrés ordinaires aux données en panel

4.1.1 Méthodologie

Dans le cadre du modèle à effets conjoncturels, la procédure de Hsiao suggère de rejeter l'utilisation de données en panel à effets fixes pour les couronnes 1 et 2, lorsqu'elles sont analysées individuellement. Dans ce cas, les moindres carrés ordinaires sont plus appropriés. Cette méthode est utilisée afin d'effectuer des prévisions qui servent de base de comparaison avec le modèle original. Les régressions sont effectuées en choisissant les variables macroéconomiques (ainsi que le nombre de retards approprié) les plus performantes à la manière du chapitre précédent. Elles sont encore combinées aux variables endogènes retardées pour chaque micro-marché (de la couronne 1 et 2). Cette façon d'analyser les micro-marchés est plutôt fastidieuse puisqu'il faut trouver les variables significatives des micro-marchés un par un. Rappelons que la première couronne contient six micro-marchés et la deuxième en contient 4, pour un total de 10 régressions individuelles à effectuer. Le sous-marché du centre-ville est encore analysé avec les effets fixes, mais sous une forme quelque peu différente, puisque les effets conjoncturels diffèrent du chapitre 3 où ils étaient analysés dans un système d'équations apparemment non reliées.

Pour contrer ce problème, les effets conjoncturels ont été remplacés par les variables exogènes directement dans la régression du centre-ville qui sera,

pour sa part, toujours analysée avec des données en panel. D'ailleurs, suite à cette modification, la procédure de Hsiao (voir annexe 5) confirme que cette façon de faire est encore appropriée. Voici l'équation utilisée pour le centre-ville :

$$\ln(PM_{mt}) = \text{Constante} + \sum_{m=3}^{14} \beta_m \cdot R_{M,mt} + \delta \cdot \Delta S_{mt}^{C-V} + \eta \cdot IPCQC_{mt} + \vartheta \cdot Spread_{t-4}^{ct} + \phi \cdot \ln(PM_{mt-1}) + \varepsilon_{mt} \quad (15)$$

Où β , δ , η , ϑ et ϕ sont les paramètres à estimer.

ε_{mt} sont les résidus.

m est le micro-marché ($m = 2, \dots, 14$).

t est la période ($t = 1, \dots, 27$).

Une fois les coefficients des variables macroéconomiques obtenus, les prévisions sur quatre périodes sont effectuées.

4.1.2 Résultats des prévisions

Les résultats des prévisions avec ce deuxième modèle sont présentés aux tableaux 20 à 22 en annexe. On y trouve encore les moyennes par catégories d'immeubles et par classes, afin de faire la comparaison avec le modèle à effets conjoncturels. Même s'il est intéressant de regarder ces moyennes, ce sont surtout les racines des erreurs moyennes au carré, qui serviront plus tard à déterminer quel modèle a le mieux performé, qui nous intéressent le plus.

Les prévisions au centre-ville ont légèrement dépassé les vrais prix au cours de la première période (seulement 0,17% pour la classe prestige). Cependant, elles prévoyaient une augmentation de prix relativement rapide pour les périodes suivantes, alors que dans la réalité, l'augmentation a été

faible. Si l'écart n'était que de 8,99% pour la classe B à la dernière période, il a atteint 15,83% pour la classe A et plus de 20% pour la classe prestige.

Les prévisions par moindres carrés ordinaires pour la première couronne ont donné des résultats moyens très près de la réalité pour la classe A. Au maximum, elles ont sous-estimé les prix de 1,63% à la première période et les ont surestimés de 1,98% à la deuxième. Quant à la classe B, les résultats sont relativement proches de la réalité pour les deux premières périodes, mais s'en éloignent par la suite.

La deuxième couronne a des résultats encore plus intéressants. En effet, pour les 2 classes, pour toutes les périodes de prévisions, le plus grand écart absolu est de 5,83%. Autre résultat intéressant, les prévisions à la dernière période se sont avérées à moins de 2% d'écart de la réalité.

4.2 Modèle en panel à effet fixe sans effets conjoncturels

4.2.1 Méthodologie

Ce dernier modèle est semblable sous plusieurs points à ceux déjà testés, avec la différence majeure qu'il est plus simple, ce qui ne veut pas dire moins efficace. Il utilise encore le même fichier de données. La différence majeure est qu'il ne sépare plus les trois couronnes, mais les analyses dans une même régression, toujours sur la base des micro-marchés, ce qui a l'avantage de contenir plus d'observations pour un modèle en données de Panel. Aussi, les variables macroéconomiques significatives sont directement placées dans l'équation, ce qui enlève les étapes de prévision d'effets conjoncturels du modèle précédent. Ici encore, les corrélations entre la variable endogène et les variables exogènes ont servi à déterminer le nombre de retards optimal à utiliser. Voici l'équation finale qui a servi à faire la régression :

$$\ln(PM_{mt}) = \text{Constante} + \sum_{m=3}^{24} \beta_m \cdot R_{M,mt} + \delta \cdot \Delta S_{mt} + \eta \cdot IPCQC_{mt} + \vartheta \cdot Spread_{t-4}^{ct} + \phi \cdot \ln(PM_{mt-1}) + \varepsilon_{mt} \quad (16)$$

Où β , δ , η , ϑ et ϕ sont les paramètres à estimer.

ε_{mt} sont les résidus.

m est le micro-marché ($m = 2, \dots, 24$).

t est la période ($t = 1, \dots, 27$).

Rappelons que la sommation des micro-marchés débute avec le 3^e, car le 1^{er} a été retiré de la banque de données, et que le 2^e est inclus dans la constante. Afin de déterminer si ce modèle est compatible aux données disponibles, la procédure de Hsiao a été utilisée une dernière fois (annexe, tableau 16). Tels que les résultats l'indiquent, la structure en panel est appropriée pour les données utilisées. L'analyse sera poursuivie avec ce modèle et les prévisions porteront toujours sur quatre périodes.

4.2.2 Résultats

Les résultats du dernier modèle sont présentés aux tableaux 23 à 25 en annexe. Il présente des prévisions différentes pour la section du centre-ville comparativement aux deux autres modèles. Il ne surestime pas systématiquement les prix des loyers pour toutes les périodes. À la première période, les prix prévus sont à peine sous la réalité pour les classes A et B, alors que l'écart est un peu plus marqué pour la classe prestige. Cette dernière atteint tout de même une différence entre prévisions et réalité de 9,22% à la dernière période, ce qui reste cependant la prévision la plus proche de tous les modèles. Quant aux classes A et B, les prévisions moyennes semblent satisfaisantes.

Les prévisions de la première couronne, pour la classe B ont surestimé de quelques pourcents les vrais prix pour trois des quatre périodes. Seule la 3^e période de prévisions a été sous-estimée, période où les prix réels ont connu leur sommet. Malgré un faible écart de prévisions pour la classe A à la première période (1,58%), la différence n'a fait qu'augmenter de période en période pour atteindre 13,73%.

Finalement, pour la deuxième couronne, les prévisions de la classe B n'ont pas différencié de plus de 1,47% des vraies données pour les trois premières périodes. Les prévisions de la classe A ont connu un plus grand écart, soit de 4,58% à 6,38% sur les mêmes périodes. L'écart a cependant explosé alors que le modèle prévoyait une autre augmentation de prix à la 4^e période de prévisions, tandis que dans les faits ils ont diminué.

4.3 Comparaison du pouvoir prévisionnel des 3 modèles

Les résultats des trois modèles ont été analysés selon les prévisions moyennes, dans les chapitres précédents. Bien qu'intéressant afin d'avoir une idée globale des prévisions, cela n'indique pas quel modèle a réellement mieux performé. En effet, une grande erreur de sous-estimation sur un micro-marché combiné à une grande erreur de surestimation dans un autre peut donner un résultat moyen de prévision qui est directement sur la vraie valeur. Voilà pourquoi les erreurs moyennes au carré (EMC) des prévisions serviront de point de comparaisons afin de déterminer quel modèle a vraiment eu la meilleure performance. Le tableau suivant montre les EMC couronne par couronne, ainsi que pour l'ensemble des trois modèles :

Tableau 8 : Erreurs moyennes au carré des prévisions, selon les différents modèles

	Centre-ville	Première couronne	Deuxième couronne	Modèle complet
1- Modèle en panel avec effets conjoncturels	2,56	1,06	2,06	2,08
2- Modèle en panel au centre-ville, MCO première et deuxième couronne	1,32	0,23	0,14	0,83
3- Modèle en panel sans effets conjoncturels	0,58	0,58	0,38	0,55

La première constatation est que, pour le centre-ville, le modèle à effets conjoncturels a produit des erreurs de prévisions beaucoup plus élevées que les deux autres. Le deuxième modèle, qui a analysé le centre-ville de façon individuelle avec les variables macroéconomiques directement incluses dans la régression, a mieux fait. Toutefois, ce sont vraiment les prévisions du troisième modèle qui ont été les plus près de la réalité.

En ce qui concerne la première couronne, le modèle à effets conjoncturels a encore été celui qui a le moins bien performé, même si les EMC ont été beaucoup moins élevés que lors de l'analyse du centre-ville. Lorsque les MCO ont été utilisés dans le deuxième modèle pour faire les prévisions sur chaque micro-marché de façon individuelle, les erreurs se sont avérées encore plus faibles. Bien que le troisième modèle ait aussi mieux performé que le modèle à effets conjoncturels pour cette couronne, les erreurs prévisionnelles ont été supérieures au deuxième modèle.

Cet ordre de performance est le même pour la deuxième couronne. Les modèles 2 et 3 y ont produit leurs prévisions les plus proches de la réalité avec de faibles erreurs moyennes au carré (0,14 et 0,38 respectivement). Bien que le modèle à effets conjoncturels y ait mieux performé que pour le centre-ville, ce n'est pas la couronne où il a le mieux fait.

Finalement, il faut regarder les EMC totales des modèles pour vraiment déterminer lequel est le plus performant (le nombre de micro-marchés étant différent pour les trois couronnes). Le modèle principal de ce mémoire, le modèle à effets conjoncturels, est celui qui a le moins bien performé. Il a d'ailleurs des EMC environ moins deux fois et demie plus grande que le deuxième modèle, et quatre fois plus grande que le troisième. Malgré sa bonne performance de prévisions pour la première couronne et la deuxième couronne, ce n'est pas le deuxième modèle qui fait le mieux de façon globale. Le troisième modèle l'a surpassé au niveau des prévisions du centre-ville, couronne ayant le plus de micro-marchés. Au final, c'est celui-ci qui a, au total, produit les plus faibles erreurs de prévisions.

CHAPITRE 5. Conclusion

Les données disponibles seront toujours à la base des choix de modèles de prévisions avec lesquelles il est possible de travailler. C'est en partie pourquoi ce mémoire a exploré une nouvelle voie avec l'association d'effets conjoncturels et d'effets fixes d'immeubles et de micro-marchés afin de faire des prévisions de taux d'occupation et de prix réels des loyers locatifs de la région urbaine de Montréal. Il faut toutefois garder en tête que les conclusions obtenues face aux résultats pourraient être différentes dans un autre marché qui risque probablement de ne pas réagir de la même façon aux différentes variables. D'ailleurs, à l'intérieur même du marché étudié, les erreurs de prévisions ont grandement varié d'une couronne à l'autre avec le modèle à effets conjoncturels.

Ce mémoire a aussi permis de réaliser que le modèle le plus complexe n'est pas nécessairement celui qui mène aux meilleures prévisions. Avec plusieurs étapes vient potentiellement un plus grand risque d'erreurs. C'est d'ailleurs le dernier modèle servant de comparaisons qui a le mieux fait, lui qui utilisait un modèle en données de Panel de toutes les couronnes simultanément, en une seule étape grâce aux variables macroéconomiques directement incluses. Ce modèle simple mériterait aussi d'être testé sur d'autres marchés. Bien que le deuxième ait aussi mené à d'assez bonnes prévisions, il peut s'avérer beaucoup plus fastidieux avec l'utilisation des moindres carrés ordinaires dans un contexte où plus de 10 micro-marchés sont à analyser (puisque chaque micro-marché a sa propre équation).

Les résultats obtenus permettent aussi de réfléchir sur la pertinence d'analyser les taux d'occupation immeuble par immeuble. *A posteriori*, il semble que, si possible, un certain regroupement sur la base de la moyenne des taux d'occupation par micro-marché adouciraient les variations brusques qui se produisent au niveau individuel, ce qui mènerait à des prévisions plus intéressantes, voire simplement possibles. Les taux

d'occupation, dans la littérature, ne servent généralement qu'à prévoir les prix, et non à être prévus eux-mêmes. De plus, en travaillant sur la même base de micro-marchés pour les prix et les taux d'occupation, la porte s'ouvrirait vers de nouveaux modèles.

Bibliographie

- Bollinger, Ihlanfeldt, * Bowes (1998). Spatial variation in office rents in the Atlanta region. *Urban Studies*, 35(7), 1097-1118.
- Brennan, Cannaday, * Colwell (1984). Office Rent in the Chicago CBD. *AREUEA Journal*, 12(3), 243-260.
- Chaplin (1999). The predictability of real office rents. *Journal of Property Research*, 16(1), 21-49.
- D'Arcy, McGough, * Tsolacos (1999). An econometric analysis and forecasts of the office rental cycle in the Dublin area. *Journal of Property Research*, 16(4), 309-321.
- Dunse, * Jones (1998). A hedonic price model of office rents. *Journal of Property Valuation * Investment*, 16(3), 297-312.
- Dunse, * Jones (2002). The existence of office submarkets in cities. *Journal of Property Research*, 19(2), 159-182.
- Dunse, Leishman, * Watkins (2001). Classifying office submarkets. *Journal of Property Investment * Finance*, 19(3), 236-250.
- Dunse, Leishman, * Watkins (2002). Testing for the Existence of Office Submarkets. A Comparison of Evidence from Two Cities. *Urban Studies*, 39(3), 483-506.
- Federal Reserve of St-Louis (2009, 2009-03-03 11:01 AM CST). Economic Research. *3-Month Treasury Constant Maturity Rate* Retrieved 16 mars 2009, from <http://research.stlouisfed.org/fred2/series/GS3M?cid=115>
- Fuerst (2007). Office Rent Determinants, A Hedonic Panel Analysis. Unpublished Working paper. University of Reading, Henley Business School.
- Gat (1998). Urban Focal Points and Design Quality Influence Rents; The Case of the Tel Aviv Market. *Journal of real Estate Research*, 16(2), 229-247.
- Glascok, Jahanian, * Sirmans (1990). An Analysis of Office Market Rents. Some Empirical Evidence. *AREUEA Journal*, 18(1).
- Greene (2008). *Econometric analysis* (6 ed.). Upper Saddle River, New Jersey.
- Hendershott (1996). Rental Adjustment and Valuation in Overbuilt Markets : Evidence from the Sydney Office Market. *Journal of Urban Economics*, 39(1), 51-67.
- Hendershott, Lizieri, * Matysiak (1999). The Workings of the London Office Market. *Real Estate Economics*, 27(2), 365-387.
- Hendershott, MacGregor, * Tse (2002). Estimation of the Rental Adjustment Process. *Real Estate Economics*, 30(2), 165-183.
- Ho, Newell, * Walker (2005). The importance of property-specific attributes in assessing CBD office building quality. *Journal of Property Investment * Finance*, 23(5), 424-444.
- Hsiao(1986). Analysis of Panel Data. *Econometric society Monographs*, No 11, Cambridge University Press.
- Jones (1995). An economic basis for the analysis and prediction of local office property markets. *Journal of Propert Valuation and Investment*, 13(2), 16-30.

- Kipnis (1998). Spatial Reach of Office Firms. Case Study in the Metropolitan CBD of Tel Aviv, Israel. *Geografiska Annaler*, 80(1), 17-28.
- Krystalogianni, Matysiak, * Tsolacos (2004). Forecasting UK commercial real estate cycle phases with leading indicators, a probit approach. *Applied Economics*, 36, 2347-2356.
- McDonald (2002). A survey of econometric models of office markets. *Journal of real estate Literature*, 10(2), 223-242.
- McGough, * Tsolacos (1995). Forecasting commercial rental values using ARIMA models. *Journal of Property Valuation and Investment*, 13(5), 6-22.
- Mills (1992). Office rent determinants in the Chicago area. *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, 20(1), 273-287.
- Mourouzi-Sivitanidou (2002). Office Rent Processes, The Case of US Metropolitan Markets. *Real Estate Economics*, 30(2), 317-344.
- Orr, * Jones (2003). The Analysis and Prediction of Urban Office Rents. *Urban Studies*, 40(11), 2255-2284.
- Rosen (1984). Toward a Model of the Office Building Sector. *AREUEA Journal*, 12(3), 261-269.
- Rosenthal, * Strange (2001). The Determinants of Agglomeration. *Journal of Urban Economics*, 50(2), 191-229.
- Sivitanidou (1995). Urban Spatial Variations in Office-Commercial Rents, The Role of Spatial Amenities and Commercial Zoning. *Journal of Urban Economics*, 38(1), 23-49.
- Southard (2002). Analyzing TWR's Forecast Accuracy, A Record of Success.
- Statistique Canada (2009, 2008-01-09). Enquête sur la population active (EPA), estimations selon le Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN), le sexe et le groupe d'âge, annuel (personnes x 1 000). *Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN)² = Finance, assurances, immobilier et location* Retrieved 16 mars 2009, from <http://estat2.statcan.gc.ca/cgi-win/CNSMCGI.EXE>
- Torto, W. e. (1988). Vacancy Rates and the Future of Office Rents. *AREUEA Journal*, 16(4), 430-436.
- Voith, * Crone (1988). National Vacancy Rates and the Persistence of Shocks in U.S. Office Markets. *AREUEA Journal*, 16(4), 437-458.
- Webb, * Fisher (1996). Development of an Effective Rent (Lease) Index for the Chicago CBD. *Journal of Urban Economics*, 39(1), 1-19.
- Wheaton, Torto, * Evans (1997). The cyclic behaviour of the Greater London office market. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 15(1), 77-92.

ANNEXES

Tableau 9 : Effets conjoncturels d'occupation

Paramètres estimés (écart-type entre parenthèses)			
Période	Centre-ville	Première Couronne	Deuxième Couronne
1993.1	0,4752 (0,999)	1,6647* (0,965)	1,8817 (1,155)
1993.2	-1,4777 (0,998)	-0,5422 (0,961)	1,2991 (1,155)
1994.1	0,4709 (0,999)	-0,4389 (0,963)	0,7229 (1,152)
1994.2	-0,6051 (0,995)	-1,5028 (0,966)	1,0935 (1,149)
1995.1	-0,9672 (0,996)	-0,4595 (0,966)	0,2651 (1,146)
1995.2	-0,1512 (0,992)	1,7142* (0,966)	1,6288 (1,146)
1996.1	-0,9123 (0,992)	0,5924 (0,966)	1,9322* (1,146)
1996.2	-0,2515 (1,000)	0,9498 (0,969)	0,5620 (1,146)
1997.1	0,5356 (0,998)	1,0583 (0,969)	1,8625 (1,146)
1997.2	1,4865 (0,989)	1,9169** (0,966)	1,6916 (1,146)
1998.1	1,8319* (0,986)	2,5346*** (0,967)	0,3612 (1,146)
1998.2	2,3552** (0,988)	3,2590*** (0,967)	4,0794*** (1,146)
1999.1	2,5191** (0,987)	2,1259** (0,969)	2,4764** (1,147)
1999.2	2,9304*** (0,986)	5,0628*** (0,970)	3,7137*** (1,147)
2000.1	3,7915*** (0,986)	3,9053*** (0,972)	1,8857* (1,145)
2000.2	7,2516*** (0,994)	3,1997*** (0,969)	3,7898*** (1,145)
2001.1	3,7601*** (0,986)	4,2172*** (0,970)	3,5063*** (1,146)
2001.2	3,9474*** (0,986)	3,9626*** (0,971)	3,9888*** (1,147)
2002.1	3,7340*** (0,980)	3,1006*** (0,971)	4,1906*** (1,149)
2002.2	3,6675*** (0,978)	3,5645*** (0,971)	2,6620** (1,147)
2003.1	3,4005*** (0,978)	3,1550*** (0,971)	2,9504*** (1,146)
2003.2	5,0518*** (0,979)	3,6346*** (0,969)	2,7180** (1,141)
2004.1	3,4300*** (0,979)	3,9045*** (0,969)	3,1329*** (1,141)
2004.2	2,0059** (0,977)	3,2639*** (0,969)	3,2694*** (1,138)
2005.1	3,9216*** (0,977)	2,4414** (0,969)	2,9025** (1,139)

***(**, *) Significatif à un niveau de confiance de 99% - (95%, 90%)

Tableau 10 : Effets conjoncturels de prix

Paramètres estimés (écart-type entre parenthèses)			
Période	Centre-ville	Première couronne	Deuxième couronne
1993.1	-0,1656*** (0,049)	0,0639 (0,049)	-0,0206 (0,061)
1993.2	-0,0834 (0,052)	0,0360 (0,048)	0,0972 (0,062)
1994.1	-0,2146*** (0,053)	-0,0849* (0,048)	-0,0750 (0,060)
1994.2	-0,2844*** (0,056)	-0,0746 (0,051)	-0,1394** (0,063)
1995.1	-0,1342** (0,060)	-0,0583 (0,053)	-0,0265 (0,067)
1995.2	-0,1440** (0,059)	-0,0280 (0,054)	-0,0059 (0,066)
1996.1	-0,1326** (0,059)	-0,0336 (0,054)	-0,1239* (0,065)
1996.2	-0,2761*** (0,058)	-0,1249** (0,054)	-0,0602 (0,068)
1997.1	-0,1423** (0,061)	-0,0227 (0,057)	0,0183 (0,068)
1997.2	-0,1551*** (0,060)	-0,0213 (0,055)	-0,1146* (0,065)
1998.1	-0,1102* (0,059)	-0,0139 (0,054)	-0,0294 (0,068)
1998.2	-0,0734 (0,058)	0,0733 (0,053)	-0,0393 (0,067)
1999.1	-0,0085 (0,056)	0,0399 (0,050)	0,0614 (0,066)
1999.2	0,0886* (0,054)	0,0453 (0,049)	0,0717 (0,062)
2000.1	0,0392 (0,051)	0,1044** (0,049)	-0,0022 (0,061)
2000.2	0,1060** (0,050)	0,1421*** (0,048)	0,1612*** (0,061)
2001.1	0,0896* (0,049)	0,1507*** (0,047)	0,0678 (0,059)
2001.2	0,2054*** (0,049)	0,1013** (0,047)	0,1061* (0,059)
2002.1	0,0883* (0,049)	0,1076** (0,047)	0,0971 (0,059)
2002.2	0,1412*** (0,049)	0,0799* (0,047)	0,1553*** (0,059)
2003.1	0,0602 (0,050)	0,0634 (0,047)	0,1050* (0,060)
2003.2	0,0709 (0,050)	0,0830* (0,047)	0,0481 (0,060)
2004.1	0,0804* (0,049)	0,0723 (0,047)	0,0587 (0,059)
2004.2	0,0667 (0,049)	0,0697 (0,047)	0,0607 (0,059)
2005.1	0,0797 (0,049)	0,0631 (0,047)	0,0376 (0,059)

***(**, *) Significatif à un niveau de confiance de 99% - (95%, 90%)

Tableau 11 : Effets fixes de prix des micro-marchés

Paramètres estimés (écart-type entre parenthèses)					
Centre-ville		Première couronne		Deuxième couronne	
Paramètre	Coefficient	Paramètre	Coefficient	Paramètre	Coefficient
Constante	0,6486*** (0,101)	Constante	0,6783*** (0,133)	Constante	0,8248*** (0,211)
M3	0,1566*** (0,043)	M16	-0,1161*** (0,026)	M22	0,1065*** (0,036)
M4	-0,0478 (0,040)	M17	0,0521*** (0,017)	M23	-0,0607** (0,030)
M5	0,1318*** (0,041)	M18	-0,1223*** (0,026)	M24	0,1958*** (0,051)
M6	-0,0358 (0,039)	M19	-0,0329 (0,029)		
M7	0,3423*** (0,055)	M20	-0,1350*** (0,031)		
M8	0,2000*** (0,044)				
M9	0,0075 (0,039)				
M10	0,1947*** (0,044)				
M11	0,0808** (0,039)				
M12	-0,0510 (0,040)				
M13	0,2088*** (0,045)				
M14	-0,0520 (0,040)				

***(**, *) Significatif à un niveau de confiance de 99% - (95%, 90%)

Tableau 12 : Résultats des prévisions moyennes des taux d'occupation par classes d'immeubles (en pourcentage), pour le centre-ville

Période	Moyenne des prévisions			Vraies valeurs			Écart (prévisions - vraies valeurs)		
	Classe B	Classe A	Classe Prestige	Classe B	Classe A	Classe Prestige	Classe B	Classe A	Classe Prestige
1	84,82	89,00	87,32	86,73	89,97	87,58	-1,91	-0,98	-0,26
2	82,89	88,44	87,51	87,73	90,37	86,52	-4,84	-1,93	1,00
3	82,40	88,44	87,85	87,72	89,57	87,90	-5,32	-1,12	-0,05
4	82,12	88,32	88,05	88,17	91,25	89,59	-6,05	-2,93	-1,54
Erreurs moyennes au carré				132,49					

Tableau 13 : Résultats des prévisions moyennes des taux d'occupation par classes d'immeubles (en pourcentage), pour la première couronne

Période	Moyenne des prévisions		Vraies valeurs		Écart (prévisions - vraies valeurs)	
	Classe B	Classe A	Classe B	Classe A	Classe B	Classe A
1	84,08	82,01	86,72	82,98	-2,64	-0,98
2	83,16	82,21	86,52	85,04	-3,37	-2,83
3	83,23	83,12	86,13	83,17	-2,90	-0,05
4	82,82	83,29	86,06	84,70	-3,23	-1,41
Erreurs moyennes au carré			193,19			

Tableau 14 : Résultat des prévisions moyennes des taux d'occupation par classes d'immeubles (en pourcentage), pour la deuxième couronne

Période	Moyenne des prévisions		Vraies valeurs		Écart (prévisions - vraies valeurs)	
	Classe B	Classe A	Classe B	Classe A	Classe B	Classe A
1	88,32	87,24	89,93	88,61	-1,61	-1,37
2	87,82	85,37	90,43	88,64	-2,62	-3,28
3	87,21	86,30	92,78	87,81	-5,57	-1,51
4	85,19	83,28	93,60	89,57	-8,41	-6,29
Erreurs moyennes au carré			107,03			

Tableau 15 : Tests emboîtés d'homogénéité, modèle à effet conjoncturel (taux d'occupation)

Tests	Valeur-P		
	Centre-ville	Première couronne	Deuxième couronne
Test-F que $A, B = A_i, B_i$	[.0000]	[.0000]	[.0000]
Test-F que $A_i, B = A_i, B_i$	[.0000]	[.0000]	[.0000]
Test-F que $A, B = A_i, B$	[.0000]	[.0000]	[.0000]

Tableau 16 : Tests emboîtés d'homogénéité, modèle à effet conjoncturel (prix réels)

Tests	Valeur-P		
	Centre-ville	Première couronne	Deuxième couronne
Test-F que $A, B = A_i, B_i$	[.0000]	[.0000]	[.0000]
Test-F que $A_i, B = A_i, B_i$	[.1817]	[.0078]	[.0000]
Test-F que $A, B = A_i, B$	[.0000]	[.0000]	[.0000]

Tableau 17 : Tests emboîtés d'homogénéité, modèle avec variables macroéconomiques, couronne par couronne (prix réels)

Tests	Valeur-P		
	Centre-ville	Première couronne	Deuxième couronne
Test-F que $A, B = A_i, B_i$	[.0097]	[.0741]	[.1771]
Test-F que $A_i, B = A_i, B_i$	[.1238]	[.2987]	[.5070]
Test-F que $A, B = A_i, B$	[.0025]	[.0183]	[.0291]

Tableau 18 : Tests emboîtés d'homogénéité, modèle avec variables macroéconomiques, toutes couronnes regroupées (prix réels)

Tests	Valeur-P
	Toutes couronnes
Test-F que $A, B = A_i, B_i$	[.0019]
Test-F que $A_i, B = A_i, B_i$	[.0599]
Test-F que $A, B = A_i, B$	[.0005]

Tableau 19 : Résultats des prévisions moyennes des prix par classes d'immeubles (en dollars par pieds carrés), pour le centre-ville, premier modèle.

Période	Moyenne des prévisions			Vraies valeurs			Écart en % de la prévision versus la vraie valeur		
	Classe B	Classe A	Classe Prestige	Classe B	Classe A	Classe Prestige	Classe B	Classe A	Classe Prestige
1	6,69	10,84	16,72	6,55	10,51	16,66	2,18	3,13	0,37
2	6,94	11,33	17,44	6,71	10,50	16,30	3,53	7,90	6,97
3	7,44	12,18	18,72	6,60	10,66	16,07	12,78	14,26	16,52
4	8,02	13,16	20,20	6,99	10,68	16,17	14,65	23,25	24,95
Erreurs moyennes au carré				2,56					

Tableau 20 : Résultats des prévisions moyennes des prix par classes d'immeubles (en dollars par pieds carrés), pour la première couronne, premier modèle.

Période	Moyenne des prévisions		Vraies valeurs		Écart en % de la prévision versus la vraie valeur	
	Classe B	Classe A	Classe B	Classe A	Classe B	Classe A
1	5,23	7,64	5,50	8,25	-4,94	-7,36
2	5,02	7,31	5,74	7,94	-12,44	-7,96
3	5,00	7,25	6,35	8,13	-21,35	-10,81
4	5,01	7,26	6,27	8,43	-20,01	-13,90
Erreurs moyennes au carré				1,06		

Tableau 21 : Résultats des prévisions moyennes des prix par classes d'immeubles (en dollars par pieds carrés), pour la deuxième couronne, premier modèle.

Période	Moyenne des prévisions		Vraies valeurs		Écart en % de la prévision versus la vraie valeur	
	Classe B	Classe A	Classe B	Classe A	Classe B	Classe A
1	7,08	9,47	6,44	7,98	9,95	18,72
2	7,35	9,85	6,52	8,43	12,86	16,86
3	7,63	10,23	6,96	8,76	9,53	16,79
4	8,19	11,00	7,01	8,48	16,93	29,67
Erreurs moyennes au carré				2,06		

Tableau 22 : Résultats des prévisions moyennes des prix par classes d'immeubles (en dollars par pieds carrés), pour le centre-ville, deuxième modèle.

Période	Moyenne des prévisions			Vraies valeurs			Écart en % de la prévision versus la vraie valeur		
	Classe B	Classe A	Classe Prestige	Classe B	Classe A	Classe Prestige	Classe B	Classe A	Classe Prestige
1	6,66	10,72	16,69	6,55	10,51	16,66	1,71	1,98	0,17
2	6,82	11,02	17,25	6,71	10,50	16,30	1,70	4,96	5,84
3	7,21	11,67	18,35	6,60	10,66	16,07	9,25	9,47	14,21
4	7,62	12,37	19,50	6,99	10,68	16,17	8,99	15,83	20,65
Erreurs moyennes au carré				1,32					

Tableau 23 : Résultats des prévisions moyennes des prix par classes d'immeubles (en dollars par pieds carrés), pour la première couronne, deuxième modèle.

Période	Moyenne des prévisions		Vraies valeurs		Écart en % de la prévision versus la vraie valeur	
	Classe B	Classe A	Classe B	Classe A	Classe B	Classe A
1	5,53	8,11	5,50	8,25	0,62	-1,63
2	5,54	8,10	5,74	7,94	-3,47	1,98
3	5,61	8,20	6,35	8,13	-11,70	0,89
4	5,71	8,32	6,27	8,43	-8,82	-1,29
Erreurs moyennes au carré			0,23			

Tableau 24 : Résultats des prévisions moyennes des prix par classes d'immeubles (en dollars par pieds carrés), pour la deuxième couronne, deuxième modèle.

Période	Moyenne des prévisions		Vraies valeurs		Écart en % de la prévision versus la vraie valeur	
	Classe B	Classe A	Classe B	Classe A	Classe B	Classe A
1	6,57	8,15	6,44	7,98	1,98	2,16
2	6,81	8,15	6,52	8,43	4,46	-3,37
3	7,03	8,25	6,96	8,76	0,99	-5,83
4	7,13	8,40	7,01	8,48	1,73	-1,01
Erreurs moyennes au carré			0,14			

Tableau 25 : Résultats des prévisions moyennes des prix par classes d'immeubles (en dollars par pieds carrés), pour le centre-ville, troisième modèle.

Période	Moyenne des prévisions			Vraies valeurs			Écart en % de la prévision versus la vraie valeur		
	Classe B	Classe A	Classe Prestige	Classe B	Classe A	Classe Prestige	Classe B	Classe A	Classe Prestige
1	6,49	10,44	16,26	6,55	10,51	16,66	-0,88	-0,66	-2,40
2	6,50	10,49	16,44	6,71	10,50	16,30	-3,09	-0,05	0,85
3	6,67	10,80	16,99	6,60	10,66	16,07	1,18	1,28	5,76
4	6,90	11,18	17,66	6,99	10,68	16,17	-1,32	4,74	9,22
Erreurs moyennes au carré				0,58					

Tableau 26 : Résultats des prévisions moyennes des prix par classes d'immeubles (en dollars par pieds carrés), pour la première couronne, troisième modèle.

Période	Moyenne des prévisions		Vraies valeurs		Écart en % de la prévision versus la vraie valeur	
	Classe B	Classe A	Classe B	Classe A	Classe B	Classe A
1	5,72	8,38	5,50	8,25	4,06	1,58
2	5,93	8,66	5,74	7,94	3,43	8,97
3	6,26	9,10	6,35	8,13	-1,42	12,02
4	6,61	9,58	6,27	8,43	5,49	13,73
Erreurs moyennes au carré			0,58			

Tableau 27 : Résultats des prévisions moyennes des prix par classes d'immeubles (en dollars par pieds carrés), pour la deuxième couronne, troisième modèle.

Période	Moyenne des prévisions		Vraies valeurs		Écart en % de la prévision versus la vraie valeur	
	Classe B	Classe A	Classe B	Classe A	Classe B	Classe A
1	6,35	8,48	6,44	7,98	-1,47	6,28
2	6,59	8,82	6,52	8,43	1,15	4,58
3	6,96	9,32	6,96	8,76	-0,10	6,38
4	7,34	9,85	7,01	8,48	4,85	16,15
Erreurs moyennes au carré			0,38			

