

# Decomposição Espacial nos Preços de Imóveis Residenciais no Município de São Paulo ♦

## Rodger Barros Antunes Campos

Doutorando em Economia – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (FEA-USP)  
Endereço: Av. Professor Luciano Gualberto, 908 – Cidade Universitária – São Paulo/SP  
CEP: 05508-010 – E-mail: [rodger.campos@usp.br](mailto:rodger.campos@usp.br)

## Eduardo Simões de Almeida

Professor – Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF)  
Endereço: Rua José Lourenço Kelmer, s/n – Martelos – Juiz de Fora – Minas Gerais/MG  
CEP: 36036-330 – E-mail: [edualmei@gmail.com](mailto:edualmei@gmail.com)

Recebido: 11/03/2015. Aceite: 05/09/2017.

## Resumo

Muitos trabalhos estudaram fatores que determinam o preço de imóveis. Todavia, pouco esforço foi atribuído para estudar o *spillover* espacial entre distritos, atentando para as hierarquias dos objetos de análise. Nesse contexto, utilizando o Método Hierárquico Linear Espacial, o presente artigo busca analisar os efeitos implícito, vizinhança e adjacência no município de São Paulo, isto é, quais os fatores afetam o preço intra e entre imóveis e quais fatores atuam sobre os preços intra e entre distritos. Os resultados apontam que 96,89% do preço do imóvel é explicado pelas características intrínsecas e de localização, enquanto 3,11% (efeito vizinhança e adjacência) é explicado pelas características dos distritos e o *spillover* espacial entre estes. Em relação à primeira decomposição, 90,13% pode ser entendido como efeito implícito (intra imóvel) e 6,76% como efeito adjacência (efeito entre imóveis).

## Palavras-Chave

Economia urbana. Mercado imobiliário. Preços hedônicos. Modelo Hierárquico Linear Espacial.

## Abstract

Many articles have studied factors that determine housing prices. However, few are concerned with the spatial spillover among districts, also taking into account the hierarchies. The Spatial Hierarchical Linear Model is thus applied to analyze neighborhood effects and adjacency effects within the city of Sao Paulo. In other words, we focus on the factors that affect housing price within and between districts. The results indicate that 96.88 percent of the housing prices can be explained by houses' intrinsic characteristics and their location, while 3.11 percent by the characteristics of the districts and their spatial spillover.

## Keywords

Urban economics. Real estate market. Hedonic prices. Spatial Hierarchical Linear Model.

## JEL Classification

R200. R210. C210.

♦ Rodger Campos agradece o apoio financeiro da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes), ao NEREUS e à Universidade de São Paulo (USP). Eduardo Almeida agradece o apoio financeiro da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (Fapemig), ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e à Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF).

## 1. Introdução

O bem “residência” possui uma grande importância na vida das pessoas, por ser o ativo de maior valor em seus patrimônios, além de estar intrinsecamente relacionado à dignidade humana. Some-se a isso o fato de que o acesso à moradia configura, por conseguinte, o acesso aos bens públicos ofertados na cidade. Estes fatos conjuntamente conferem um cunho social a este tipo de bem.

Considerando o mercado habitacional de uma cidade com mais de 11 milhões de habitantes como São Paulo, com uma grande oferta de infraestrutura (saneamento, ruas, trens, metrô, etc.), serviços (educação, saúde, segurança, lazer, etc.) e externalidades negativas (congestionamento, poluição, criminalidade, etc.), a análise da dinâmica temporal e espacial de preços de imóveis se torna ainda mais complexa. Portanto, além das características do imóvel *per se*, devem-se considerar as forças provenientes do processo de aglomeração urbana, as quais refletem na configuração do espaço urbano e nos preços dos imóveis.

Nesse sentido, torna-se necessário estudar os fatores espaciais capazes de afetar o preço dos imóveis residenciais. Buscando superar a limitação dos modelos microfundamentados tradicionais (Alonso 1964; Muth 1967, 1972; Mills 1972), Brueckner *et al.* (1999) trazem à tona a questão das amenidades, isto é, as qualidades inerentes ao espaço geográfico capazes de alterar o vetor dos preços dos imóveis.

Como o município de São Paulo não é homogêneo em toda sua extensão, e as amenidades se distribuem segundo vários fatores, convém dividir esse espaço em determinadas unidades espaciais, convencionalmente denominadas por vizinhança na literatura. Portanto, neste artigo, objetiva-se estudar a decomposição dos preços dos imóveis residenciais no município e analisar a correlação das características do imóvel avaliado e dos imóveis vizinhos que o cerca, do distrito que esse imóvel está inserido e dos distritos vizinhos sobre os preços. Dessa forma, considera-se que a determinação dos preços envolve não apenas fatores estruturais do imóvel – características intrínsecas –, mas existem amenidades que são capazes de alterá-los.

O artigo trata da decomposição de diferentes fatores sobre os preços dos imóveis. Aponta-se quatro diferentes efeitos: 1) efeito vizinhança (*EV*): refere-se ao impacto que as amenidades, na área em que o imóvel está

espacialmente localizado, exercem sobre o preço dos imóveis; 2) efeito implícito (*EI*): diz do efeito gerado pelas características implícitas (estrutura e acessibilidade) do próprio imóvel; 3) efeito adjacência do distrito (*EA-D*): diz respeito ao efeito transbordamento absoluto que as demais vizinhanças exercem sobre aquele imóvel que, especificamente, está sendo analisado; e, 4) efeito adjacência do imóvel (*EA-I*): refere-se ao efeito de transbordamento absoluto que as características estruturais dos demais imóveis atuam sobre o imóvel em questão. A compreensão desses efeitos, todavia, exige uma abordagem metodológica específica capaz de considerar as características intrínsecas dos imóveis, bem como as amenidades. Usando o Modelo Hedônico Hierárquico Linear Espacial foi possível considerar a hierarquia dos dados (características dos imóveis e características das unidades espaciais), mensurando o impacto que cada nível hierárquico exerce sobre o preço.

A relevância do tema decorre da importância do bem sob estudo, tanto no que tange à moradia quanto à sua importância na composição de investimentos, bem como servir de instrumento para formulação de políticas públicas ao fornecer informações comportamentais do mercado em foco. Adicionalmente, o estudo contribui ao propor uma metodologia mais adequada, considerando a hierarquia dos dados conjuntamente ao tratamento da dependência espacial.

Na literatura internacional sobre o mercado imobiliário, existem trabalhos que adotam técnicas de econometria espacial para controlar a heterogeneidade e autocorrelação espacial, mas ignoram o caráter hierárquico dos dados (Dubin 1988, 1992; Can 1990, 1992; Kim, Phipps e Anselin 2003; Baumont 2004 e 2007; Baumont e Legros 2009; Osland 2010; Bourassa, Cantoni e Hoesli 2010, entre outros). Há ainda os trabalhos que estudaram o mercado imobiliário considerando o caráter hierárquico, mas não levaram em conta os efeitos espaciais (autocorrelação e heterogeneidade espaciais), tais como Jones e Bullen (1994), Goodman e Thiboudeu (1998), Brown e Uyar (2004), Uyar, B.; Brown, K. H. (2007).

Na maioria dos trabalhos da literatura nacional sobre a determinação de preços no mercado imobiliário, os efeitos espaciais, bem como a questão da hierarquia dos dados, não foram considerados nas análises (Sartoris Neto 1996; Aguirre e Faria 1997; Cunha 2000; Biderman 2001; Batalhone e Mueller 2002; Neto 2002; Souza Filho e Arraes 2004; Rondon e Andrade 2005; Teixeira e Serra 2006; Fávero *et al.* 2008; Paixão 2009;

Maciel e Biderman 2013). Existe ainda um conjunto de trabalhos que incorpora a autocorrelação espacial na análise do mercado imobiliário brasileiro (Macedo 1996; Macedo e Simões 1998; Hermann e Haddad 2005; Furtado (2009); Dantas et al. 2010; Nadalin 2010; Campos 2017), mas desconsideram a hierarquia.

Entretanto, existem apenas alguns trabalhos sobre o mercado imobiliário brasileiro, considerando o aninhamento dos dados, mas sem tratar a dependência espacial (Fávero e Belfiore 2008; Lima e Simões 2010; e Fávero 2010).<sup>1</sup> Recentemente, Aguiar, Simões e Golgher (2012) estudaram a questão da hierarquia dos dados e autocorrelação espacial no mercado imobiliário ao estimar o determinante do preço dos apartamentos e casas na cidade de Belo Horizonte (Minas Gerais) sob as abordagens do modelo hierárquico linear espacial.

Além desta seção introdutória, o artigo está organizado em cinco seções. A próxima seção trata de explicitar a fundamentação teórica que guiará o desenvolvimento do trabalho. A terceira seção apresenta o modelo hedônico hierárquico linear espacial adotado neste trabalho. A quarta seção apresenta a unidade espacial do trabalho, as variáveis do modelo e a base de dados. A quinta seção apresenta os resultados empíricos para os dois modelos. Por fim, são tecidas as considerações finais e possíveis extensões são expostas na derradeira seção.

## 2. Fundamentação Teórica

Sob a abordagem de preços hedônicos, o imóvel é considerado como sendo um bem heterogêneo no sentido de que a utilidade das famílias responde às características do imóvel (intrínsecas e extrínsecas). Os consumidores, portanto, escolhem o bem com base na qualidade e preço, ao invés de quantidade e preço, valorando separadamente cada uma das características, apesar do bem ser consumido conjuntamente. Sob a hipótese de que os agentes maximizam utilidade, o preço implícito diz respeito a quanto o consumidor está disposto a pagar pelos atributos, sejam estes referentes aos imóveis e/ou aos distritos.

<sup>1</sup> Em Fávero (2010), a preocupação não é o mercado imobiliário residencial e sim corporativo.

Segundo Sartoris Neto (1996), o modelo de preços hedônicos surge das críticas feitas por Lancaster (1966) à abordagem neoclássica. O trabalho de Lancaster (1966) soluciona o problema ao estabelecer que a utilidade não seja função direta dos bens que os consumidores adquirem, mas das características do próprio bem.<sup>2</sup> Essa abordagem ficou conhecida como modelo Court-Griliches-Lancaster (MCGL) ou Modelo de Preços Hedônicos (MPH).

Assim, a discussão teórica sobre os determinantes dos preços dos imóveis dentro do modelo hedônico pode ser resumida pela seguinte função:

$$P = f(CI, LA, A, WP, WCI, WLA, WA) \quad (1)$$

Os preços dos imóveis podem ser considerados uma função composta pelos seguintes fatores:

- a) Características intrínsecas (*CI*), tais como número de quarto, banheiro, garagem, área útil, área total, etc.;
- b) Características intrínsecas defasadas espacialmente (*WCI*);
- c) Localização e acessibilidade (*LA*), tais como a distância ao(s) centro(s) da cidade, a distância até a estação de trem ou metrô mais próxima, etc.;
- d) Defasagem espacial das características de localização e acessibilidade (*WLA*);
- e) Amenidades (*A*), tais como qualidade do bairro, segurança, parques, cinemas, teatros, etc.;
- f) Média dos preços das residências na vizinhança (*WP*);
- g) Amenidades defasadas espacialmente (*WA*).

Segundo Brueckner *et al.* (1999), as amenidades capazes de mudar o padrão espacial são definidas como amenidades naturais (incluem características topográficas como rios, montanhas, etc.), amenidades históricas (monumentos, prédios, parques e outras infraestruturas urbanas antigas) e amenidades modernas (restaurantes, teatros, modernas instalações públicas – piscinas, quadras de tênis, etc.).

<sup>2</sup> Ver Lancaster (1966 e 1971), Hendler (1975), Sartoris Neto (1996).

Todavia, as amenidades não são homogêneas, por isso convém dividir esse espaço em determinados polígonos homogêneos, convencionalmente denominados na literatura por vizinhanças. Segundo Megbolugbe e Hoek-Smit (1996), considera-se uma vizinhança: (a) área homogênea que reparte características geográficas e imobiliárias; (b) áreas com coesão no sentido de identidade, organização política ou social; (c) submercados imobiliários onde as moradias são consideradas bens substitutos; (d) pequenas unidades territoriais.

Portanto, chama-se **efeito vizinhança** ( $EV$ ) a influência que as amenidades ( $A$ ) dos imóveis que fazem parte da vizinhança de uma unidade espacial (bairro ou distrito) exercem sobre o preço do imóvel, ao passo que **efeito adjacência do distrito** ( $EA-D$ ) diz respeito à influência que as amenidades das unidades espaciais adjacentes ( $WA$ ) exercem sobre os preços dos imóveis. Os preços dos imóveis também sofrem influência pelos canais denominados de **efeito implícito** ( $EI$ ) – identificado pelas características estruturais e de acessibilidade dos imóveis ( $CI+LA$ ) – e **efeito adjacência do imóvel** ( $EA-I$ ) – identificado pelas características estruturais e de acessibilidade dos vizinhos ( $WCI + WLA$ ). Isto é, os efeitos  $EI$  e  $EV$  capturam o impacto das características intra distrito e intra imóvel; os efeitos  $EA-I$  e  $EA-D$  incorporam os efeitos de transbordamento espacial entre distritos e entre imóveis, respectivamente.

### 3. Metodologia

A estimação dos efeitos vizinhança e adjacência representa um desafio metodológico. Isso acontece porque esses fatores explicativos dos preços dos imóveis estão representados por dados estruturados em diferentes hierarquias. As informações de características intrínsecas ( $CI$ ) e localização e acessibilidade ( $LA$ ) dizem respeito aos imóveis  $i$ , ao passo que as informações sobre  $A$  e  $WA$  referem-se a regiões  $j$  onde estão localizados esses imóveis.

Adotam-se os modelos hierárquicos lineares<sup>3</sup> (MHL) quando o problema de pesquisa envolve estruturas de dados que são hierarquizadas, fazendo com que os padrões de variabilidades sejam aninhados em mais de um

<sup>3</sup> O modelo HLM é detalhado em Raudenbush and Bryk (2002). Esta seção está embasada na exposição teórica desses autores.

nível. Essa metodologia é apropriada porque se trabalha com dados por imóveis que estão alocados em distritos. Outra vantagem da abordagem hierárquica é ser capaz de determinar o efeito direto das variáveis entre os níveis, bem como estabelecer a dependência do nível inferior em relação ao superior.

A preferência pela utilização de um modelo que considere a hierarquia dos dados advém do fato dos modelos de preços hedônicos (desconsiderando os níveis hierárquicos de cada variável) violarem o pressuposto da independência entre as observações com dados aninhados no mesmo nível, enquanto a modelagem hierárquica supera essa violação (Raudenbush e Bryk 2002). E, em modelos hierárquicos, com a estrutura do erro particionada, os erros-padrão podem ser estimados mais precisamente e, por conseguinte, possibilita a construção de testes estatísticos mais robustos (Goldstein 1995).

O primeiro modelo estimado é o Modelo Não Condicional Anova com Efeitos Aleatórios. Esse modelo fornece as informações preliminares úteis em relação à variabilidade do resultado de cada um dos níveis hierárquicos, justificando a utilização do segundo nível hierárquico.

O primeiro nível aninha cada vetor de preço de imóveis ao seu respectivo distrito, possibilitando captar a variância entre os imóveis dentro dos distritos:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij} , \quad r_{ij} \sim N(0, \sigma^2) \quad (2.a)$$

No segundo nível, o preço médio do imóvel nos distritos justifica a variação de preço entre os distritos.

$$(\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}, \quad u_{0j} \sim N(0, \tau_{0j}^2)) \quad (2.b)$$

Onde,  $Y_{ij}$  são os preços de cada imóvel; o subscrito  $i = 1, \dots, I$  indica os imóveis representados no primeiro nível, sendo que  $I$  é o total de imóveis da amostra, aninhados no segundo nível. Já o subscrito  $j = 1, \dots, J$  representa os distritos do município de São Paulo, assumindo que  $J$  é total de distritos da amostra.  $\beta_{0j}$  é a média do preço do imóvel no distrito  $j$ . Já o termo de erro  $r_{ij}$  é o efeito móvel, ou seja, o desvio do preço do imóvel  $i$  em relação à média de preços no distrito  $j$ . No nível dois, tem-se que  $\gamma_{00}$  é a grande média dos preços dos imóveis nos  $j$  distritos;  $u_{0j}$  é o efeito do

distrito  $j$  sobre a média do preço do imóvel, ou seja, é o efeito aleatório da interação. Segue que os termos de erros têm médias nulas e variâncias  $\sigma^2$  e  $\tau_{0j}^2$ .

O Modelo Condicional Ancova (Espacial)<sup>4</sup> é estimado considerando as variáveis independentes para ambas hierarquias. O primeiro nível é especificado para os atributos de cada imóvel  $i$  e sua localização e acessibilidade:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{m=1}^M \beta_{jm} Z_{ijm} + \sum_{m=1}^M \theta_{jm} W_i Z_{ijm} + r_{ij}, r_{ij} \sim N(0, \sigma^2) \quad (3.a)$$

O segundo nível é especificado para os distritos  $j$ :

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \sum_{p=1}^P \gamma_{0p} A_{jp} + \sum_{p=1}^P \rho_{0p} W_j A_{jp} + u_{0j}, u_{0j} \sim N(0, \tau_{0j}) \quad (3.b)$$

$$\beta_{jm} = \gamma_{jm} + \sum_{p=1}^P \gamma_{jp} A_{jp} + \sum_{p=1}^P \rho_{jp} W_j A_{jp} + u_{jm}, u_{jm} \sim N(0, \tau_j) \quad (3.c)$$

$$\theta_{jm} = \gamma_{jm}^s + \sum_{p=1}^P \gamma_{jp}^s A_{jp} + \sum_{p=1}^P \rho_{jp}^s W_j A_{jp} + u_{jm}^s, u_{jm}^s \sim N(0, \tau_{0j}^s) \quad (3.d)$$

Em que,  $\beta_{.1} \dots \beta_{.M}$  são os coeficientes do nível 1.  $\gamma_{.1}, \dots, \gamma_{.P}$  e  $\gamma_{.1}^s, \dots, \gamma_{.P}^s$  e são os coeficientes do segundo nível considerando os coeficiente comuns ( $\beta$ 's) e os espaciais ( $\theta$ 's), respectivamente, com  $m = 1, \dots, M$  representando os regressores e  $M$  o total de regressores do modelo.  $Z_{ijm}$  é o vetor contendo as características intrínsecas ( $CI_{ijk}$ ) e os fatores de localização e acessibilidade ( $LA_{ijl}$ ), com  $k = 1, \dots, K$  e  $l = 1, \dots, L$  e  $K$  e  $L$  representam as dimensões dos vetores, respectivamente. Logo,  $m = k + l$ .  $A_{jp}$  é o vetor de amenidades do segundo nível com  $p = 1, \dots, P$ , sendo  $P$  a dimensão de  $A$ . Assim,  $L$ ,  $K$  e  $P$  representam o número de variáveis no vetor de características intrínsecas, localização e acessibilidade e amenidades. Os vetores que contém todos  $\rho$ 's e  $\theta$ 's são os parâmetros espaciais, ao passo que  $W_j$  e  $W_i$  são as matrizes de ponderação espacial que expressam a forma de associação da variável entre o distrito  $j$  em questão e a(s) vizinhança(s) deste distrito e do imóvel  $i$  em análise e os demais imóveis, respectivamente.

O modelo combinado:

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \sum_{p=1}^P \gamma_{0p} A_{jp} + \sum_{p=1}^P \gamma_{jm} Z_{ijm} + \sum_{p=1}^P \gamma_{jm}^s W_i Z_{ijm} + \sum_{p=1}^P \gamma_{jp} A_{jp} Z_{ijm} + \sum_{p=1}^P \gamma_{jp}^s A_{jp} W_i Z_{ijm} + \sum_{p=1}^P \rho_{0p} W_j A_{jp} + \sum_{p=1}^P \rho_{jp} W_j A_{jp} Z_{ijm} + \sum_{p=1}^P \rho_{jp}^s W_j A_{jp} W_i Z_{ijm} + u_{0j} + u_{jp} Z_{ij} + u_{jp}^s W_i Z_{ij} + r_{ij} \quad (3.e)$$

<sup>4</sup> Modelos que desconsideram a defasagem espacial são considerados como Ancova. Para modelos com defasagem, serão denominados de Ancova Espacial.



A modelagem nesse trabalho considera apenas o preço médio dos imóveis apresentando efeitos mistos (também chamado de modelos de coeficientes aleatórios). Ou seja, são considerados fixos na estimação ( $\beta_{nj} = \gamma_{n0}$ ), enquanto o preço médio ( $\beta_{0j}$ ) varia espacial e aleatoriamente – regressão com termo de erro<sup>5</sup>.

A partir dos modelos é possível medir o coeficiente de correlação intraclasse.

$$\text{Var}(Y_{ij}) = \text{Var}(u_{0j} + r_{ij}) = \tau_{0j} + \sigma^2 \quad (4)$$

As Equações 2 e 3 fornecem a variação do preço do imóvel para os dois níveis. Sendo que a variância do preço do imóvel no primeiro nível é capturada por  $\sigma^2$ , enquanto  $\tau_{0j}$  captura a variabilidade entre os grupos. O coeficiente de correlação<sup>6</sup> intraclasse, por conseguinte, é dado pela expressão:

$$\text{corr} = \frac{\tau_{0j}}{\tau_{0j} + \sigma^2} \quad (5)$$

Como resultado, é possível considerar os efeitos implícito (*EI*), vizinhança (*EV*) e adjacência (*EA-D* e *EA-I*) na composição dos preços dos imóveis levando em conta a hierarquia dos dados. A modelagem econométrica espacial estimada segue a Equação 3.e (considerando  $\beta_{jm} = \gamma_{jm}$  e  $\theta_{jm} = \gamma^s_{jm}$ ), quando a presença de não aleatoriedade espacial for constatada. Matematicamente,

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \sum_{p=1}^P \gamma_{0p} A_{jp} + \sum_{p=1}^P \rho_{0p} W_j A_{jp} + \sum_{m=1}^M \gamma_{jm} Z_{ijm} + \sum_{m=1}^M \gamma^s_{jm} W_i Z_{ijm} + r_{ij} + u_{0j} \quad (6)$$

<sup>5</sup> A hipótese de linearidade espacial dos coeficientes de inclinação assumidas nesse artigo deriva da construção do modelo, o qual impõe atrito sobre a interpretação dos resultados quando se opta por estimar a inclinação. O modelo na forma completa, considerando os dois níveis hierárquicos, apresenta um cruzamento entre as covariadas do primeiro nível e as covariadas do segundo nível, cuja interpretação não é clara (por esse motivo, o modelo combinado considera, na estimação econométrica,  $\gamma_{jm} = \rho_{nj} = u_{nj} = \gamma^s_{jm} = \rho^s_{nj} = u^s_{nj} = 0$ ). Ademais, é importante ressaltar a dificuldade computacional em estimar efeitos aleatórios, quando é grande. Neste caso em específico, tem-se quatorze variáveis exógenas no primeiro nível hierárquico sem controle para dependência espacial; ao incluir as variáveis defasadas no primeiro nível, os coeficientes dobram. Na literatura é comum trabalhos, que utilizam o estimador HLM, partirem da hipótese de linearidade dos coeficientes de inclinação (Baltagi, Figleton e Piroette 2014; Corrado e Figleton 2011; Lima e Simões 2010; Fávero e Belfiore 2008 e Fávero 2010).

<sup>6</sup> O percentual da variância explicada é obtido multiplicando o valor do por 100.

Nessa especificação, entende-se o efeito vizinhança como o efeito gerado pelas amenidades ( $A$ ), enquanto o efeito adjacência pode ser dividido em dois componentes, isto é, o efeito gerado pela defasagem das amenidades ( $WA$ ) e pelas características estruturais e de acessibilidade ( $WZ$ ). O efeito implícito corresponde ao efeito gerado pelas próprias características do imóvel ( $Z$ ).

O teste *I de Moran* pode ser empregado para verificar a existência de dependência espacial nos resíduos (do primeiro e segundo nível) do modelo HLM. A abordagem metodológica segue dois passos: 1) construção de um modelo Ancova e teste sobre a presença de autocorrelação espacial. Dá-se o segundo passo se a hipótese nula de aleatoriedade espacial for rejeitada e, então, segue 2) a estimação do Modelo Condicional Ancova Espacial (SHLM) introduzindo defasagens espaciais das variáveis de contexto do nível hierárquico com dependência espacial.

Seguindo a abordagem empírica proposta por Halleck Vega e Elhorst (2015), foca-se nos modelos que consideram a defasagem espacial das variáveis explicativas. Segundo Gibbons e Overman's (2012) e Halleck Vega e Elhorst (2015), o modelo Regressivo Cruzado Espacial (SLX) deve ser o ponto de partida quando a avaliação exige uma abordagem de econometria espacial. Essa preferência decorre do fato de que o modelo SLX é o mais flexível entre todas as especificações espaciais, é facilmente interpretável em termos de sinal, magnitude e nível de significância, é passível de aplicar técnicas econométricas não espaciais (como instrumentalizar variável endógena). Outras especificações espaciais deverão ser estimadas caso o modelo SLX não trate a dependência espacial.

A importância em testar a associação espacial diz respeito à imbricação entre os dois efeitos, isto é, heterogeneidade espacial pode gerar autocorrelação espacial, bem como autocorrelação espacial pode gerar heterogeneidade espacial (Anselin 1999). Autocorrelação espacial trata da possibilidade de apresentar interdependência entre as observações que são analisadas espacialmente, violando o pressuposto da esperança nula dos erros.<sup>7</sup> A heterogeneidade espacial diz respeito à presença da variação sistemática no processo analisado através do espaço, geralmente conduz à heterocedasticidade dos termos de erro (Can 1990). Outra justificativa

<sup>7</sup> A violação do pressuposto de independência entre as observações pode produzir parâmetros viesados e/ou níveis de significância não confiáveis.

em favor da análise espacial é a natureza essencialmente georreferenciada dos dados (Anselin 1998).

Por fim, cabe destacar que esta abordagem é capaz de tratar apenas da autocorrelação espacial observável, manifestada nas defasagens espaciais das variáveis de contexto. Portanto, a abordagem não é capaz de tratar a autocorrelação espacial não observável, manifestada no termo de erro, se ela efetivamente estiver presente.

## 4. Base de Dados

### 4.1. Unidade Espacial

Dada a relevância dos efeitos espaciais no estudo de determinação do preço, é necessário que a unidade espacial seja escolhida para se poder definir o efeito vizinhança e o efeito adjacência. Conforme pode ser observado pela Figura 1, a cidade de São Paulo é dividida geograficamente em 96 distritos, portanto, as amenidades (*A*) serão definidas para cada distrito, formando as vizinhanças.

Os dados com as informações sobre os imóveis estão expressos na forma de pontos no espaço, em que cada ponto diz respeito a uma residência associada ao preço de venda<sup>8</sup> e às características intrínsecas (*CI*). A informação sobre localização e acessibilidade (*LA*) também se apresenta na forma de pontos. Em relação a cada imóvel é computada a distância euclidiana àqueles pontos (*i.e.* entre o imóvel e o ponto de referência - centro de negócios, estação de trem e/ou metrô). Já a informação sobre as amenidades (*A*) é agrupada em unidades espaciais, ou seja, os distritos do município.

---

<sup>8</sup> Assume-se o preço de venda de lançamento como sendo o preço que equilibra o mercado para modelar o complexo mercado imobiliário. Entretanto, é sabido que os preços se alteram ao longo do processo de venda dos imóveis.

## 4.2. Variáveis do Primeiro Nível

### 4.2.1. Preços dos Imóveis

A base de dados do mercado imobiliário referente ao primeiro nível do MHL é proveniente da Empresa Brasileira de Estudos do Patrimônio (Embraesp), com 9.682 lançamentos verticais entre janeiro de 1985 até julho de 2012, e com preços deflacionados pelo Índice Geral de Preços-disponibilidade interna (IGP-di) a preços de 2000. Biderman (2001) compatibiliza a base de dados entre 1985-1998, considerando os diversos planos monetários.<sup>9</sup> No trabalho em questão, tem-se a complementação da base, utilizando o mesmo deflator. Este conjunto de dados é do tipo agrupado (*pooled data*), possuindo a dimensão de corte transversal e temporal. Porém, ao contrário de um painel de dados, os imóveis individualmente não são acompanhados ao longo do tempo.

Convém notar que os dados não constituem uma amostra, isto é, não existe um plano de amostragem subjacente à obtenção dessa base de dados. Os dados representam apenas uma parcela dos empreendimentos lançados no município, refletindo dados de fluxo e não de estoque (Biderman 2001:93). Uma característica importante da base de dados é trabalhar com o preço de novos empreendimentos, o que exclui a necessidade de considerar a depreciação do imóvel, cuja estimação apresenta alta complexidade e acaba sendo pouco confiável, dadas as reformas que os imóveis sofrem ao longo do tempo (Biderman 2001:96). Outra vantagem de se utilizar essa base de dados reside no fato da Embraesp cuidar para que o preço de lançamento dos imóveis seja o referente à transação efetiva de venda dos imóveis, buscando manter o preço mais próximo do preço de transação, e, com isso, diminuindo o erro de medida da variável dependente (Biderman 2001:119).

A Figura 2 representa o mapa de *clusters* dos preços de lançamentos de imóveis. Inicialmente, cabe destacar os círculos concêntricos, numa aproximação dos anéis intra-urbanos de von Thünen, assumindo uma cidade monocêntrica. O primeiro anel dista 2,5 Km do marco zero da cidade de São Paulo (localizado no distrito Sé); o segundo, 5 Km, enquanto os demais, 5 Km a mais em relação ao anel antecessor. É possível destacar que a cidade de São Paulo, em grande parte, apresenta uma distância concêntrica

<sup>9</sup> Para maior informação quanto aos ajustes de compatibilização derivados das mudanças monetárias, ver Biderman (2001:155-158).

(radial) máxima (quando se consideram apenas suas margens norte, leste e oeste), em relação à Praça da Sé, de 25 Km.

A partir da análise do mapa de *clusters* espacial (Figura 2), pode-se observar que a região centro-sudoeste concentra os imóveis com preços mais elevados, cercados por imóveis de valores elevados, isto é, encontra-se um *cluster* espacial do tipo Alto-Alto (HH).<sup>10</sup> Esse *cluster* abarca as zonas Centro (Bela Vista, Consolação), Oeste (Alto de Pinheiros, Itaim Bibi, Morumbi, Jardim Paulista, Perdizes e Pinheiros), Sul 1 (Campo Belo, Moema e Vila Mariana) e norte da zona Sul 2 (Vila Andrade). Outro *cluster* alto, mas cercado de imóveis com preços baixos (HL),<sup>11</sup> pode ser observado nas zonas Leste 1 (Mooca e Tatuapé), Sul 1 (Cursino), Norte 1 (Santana) e Norte 2 (Freguesia do Ó). Mais especificamente, esses distritos apresentam amenidades positivas, como segurança, parques, metrô e trens, etc. É importante ressaltar que esses imóveis se localizam, em sua grande maioria, dentro da distância radial de até 10 Km da Sé. É importante destacar que nenhum *cluster* do tipo baixo-baixo ou baixo-alto foi encontrado.

<sup>10</sup> Do inglês: *High-High* – distritos com alta concentração de determinada característica cercado por outros de alta concentração.

<sup>11</sup> Do inglês: *High-Low* – distritos com alta concentração de determinada característica cercado por outros de alta concentração.



Figura 1- Divisão geográfica do Município de São Paulo<sup>12</sup>

<sup>12</sup> Alto de Pinheiros (API) Anhanguera (ANH) Aricanduva (ARI) Artur Alvim (AAL) Barra Funda (BFU) Bela Vista (BVI) Belém (BEL) Bom Retiro (BRE) Brás (BRS) Brasilândia (BRL) Butantã (BUT) Cachoeirinha (CAC) Cambuci (CAB) Campo Belo (CBE) Campo Grande (CGR) Campo Limpo (CLM) Cangaíba (CNG) Capão Redondo (CRE) Carrão (CAR) Casa Verde (CVE) Cidade Ademar (CAD) Cidade Dutra (CDU) Cidade Líder (CLD) Cidade Tiradentes (CTI) Consolação (COM) Cursino (CUR) Ermelino Matarazzo (ERM) Freguesia do Ó (FRE) Grajaú (GRA) Guaianases (GUA) Iguatemi (IGU) Ipiranga (IPI) Itaim Bibi (IBI) Itaim Paulista (IPA) Itaquera (ITQ) Jabaquara (JAB) Jaçanã (JAC) Jaguará (JAG) Jaguaré (JRE) Jaraguá (JAR) Jardim Ângela (JDA) Jardim Helena (JDH) Jardim Paulista (JDP) Jardim São Luís (JDS) José Bonifácio (JBO) Lajeado (LAJ) Lapa (LAP) Liberdade (LIB) Limão (LIM) Mandaqui (MAN) Marsilac (MAR) Moema (MOE) Mooca (MOO) Morumbi (MOR) Parelheiros (PLH) Pari (PRI) Parque do Carmo (PQC) Pedreira (PDR) Penha (PEN) Perdizes (PRD) Perus (PRS) Pinheiros (PIN) Pirituba (PIR) Ponte Rasa (PRA) Raposo Tavares (RTA) República (REP) Rio Pequeno (RPE) Sacomã (SAC) Santa Cecília (SCE) Santana (STN) Santo Amaro (SAM) São Domingos (SDO) São Lucas (SLU) São Mateus (SMT) São Miguel (SMI) São Rafael (SRA) Sapopemba (SAP) Saúde (SAL) Sé (SEE) Socorro (SOC) Tatuapé (TAT) Tremembé (TER) Tucuruvi (TUC) Vila Andrade (VAN) Vila Curuçá (VCR) Vila Formosa (VFO) Vila Guilherme (VGL) Vila Jacuí (VEJ) Vila Leopoldina (VLE) Vila Maria (VMR) Vila Mariana (VMN) Vila Matilde (VMT) Vila Medeiros (VMD) Vila Prudente (VPR) Vila Sônia (VSO)

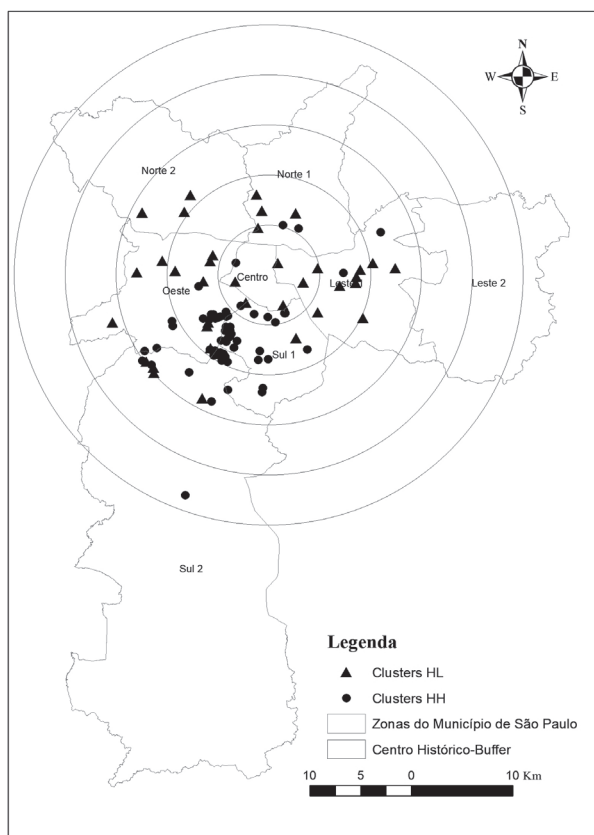


Figura 2 - Mapa de *Clusters* dos preços de lançamento<sup>13</sup>

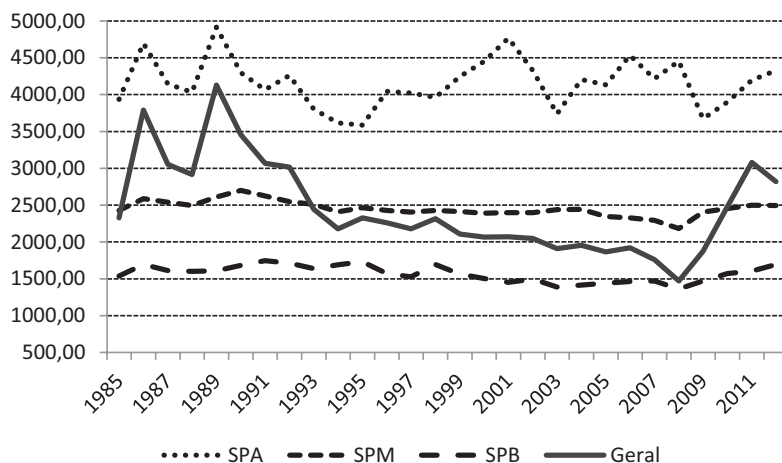
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Embraesp.

Buscando informações mais focadas quanto ao preço da área útil por m<sup>2</sup>, considerou-se a divisão do mercado imobiliário paulistano em três submercados: i) submercado de padrão alto (SPA), ii) submercado de padrão médio (SPM) e iii) submercado de padrão baixo (SPB). Para tanto, utilizou-se de uma abordagem estatística multivariada, pelo método de análise de *clusters*.<sup>14</sup> Essa subdivisão possibilitou analisar a tendência dos preços do metro quadrado da área útil por padrão (Gráfico 1); nota-se que os do-

<sup>13</sup> Para estimar o Lisa Local foi utilizada matriz espacial de distância. E considerou-se apenas os *clusters* estatisticamente significantes a 5%.

<sup>14</sup> Para estabelecer os *clusters*, levaram-se em consideração as variáveis dormitórios, banheiros, vagas, área útil, preço do metro quadrado da área útil e o preço do metro quadrado da área total a preços de 2000. É importante ressaltar que para o agrupamento, considerou-se o método das k medianas.

micílios SPA são os mais voláteis no tempo, oscilando entre 4.500 e 3.500 reais. As residências SPM são estacionárias na média, com destaque para a queda dos preços a partir de 2004 e a reversão em 2008, alcançando 2.500 reais o preço da área útil em 2010/11. Quanto aos imóveis de SPB, o preço médio do m<sup>2</sup> se mantém acima de 1.500 reais até 2000, voltando acima desse patamar somente em 2010.



**Gráfico 1 - Preço médio (reais de 2000) da área útil por submercado**

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da Embraesp.

#### 4.2.2. Características Intrínsecas (CI)

A base de dados da Embraesp contém também informações sobre a estrutura do imóvel (área útil, quantidade de vagas de garagem, quantidade de quartos, etc.). Na Tabela 1 são descritas as variáveis utilizadas para estimar as características estruturais dos imóveis. É importante ressaltar que a variável área útil e área total são medidas em metro quadrado, enquanto dormitórios, banheiros, vagas de garagem, blocos e andares são medidos em unidades. Deste modo, como pode ser visto na Tabela 1, as características intrínsecas dos imóveis formam o vetor *CI*.



#### 4.2.3. Localização e Acessibilidade (LA)

Costuma-se também utilizar as medidas de acessibilidades como características que também influenciam o preço do imóvel. Para isso, computa-se uma variável explicativa medindo as distâncias euclidianas ao centro de negócio em quilômetros, buscando captar o efeito do custo do deslocamento no preço dos imóveis.

Para indicar os centros de negócios na cidade de São Paulo, consideram-se os distritos que importam mais mão de obra, formando uma aglomeração populacional em função dos postos de emprego. Para a obtenção dessas informações, considera-se a base de dados da Secretária Municipal de Planejamento (SEMPPLA). A Tabela 2 demonstra a concentração de firmas e o número de empregados nos distritos e a participação de cada grupo no total da cidade. Pode-se notar a concentração no eixo da região da Sé, região da Avenida Paulista, da Avenida Engenheiro Luiz Carlos Berrini e da Avenida Faria Lima. A região do centro da cidade agrega alguns distritos, a saber: República, Sé, Bela Vista, Consolação, Santa Cecília, Bom Retiro e Liberdade. Nessa região estão 16% do número total de empregados do município. Outro foco de concentração de trabalhadores está no corredor Avenida Berrini-Avenida Faria Lima. Nessa região, encontram-se os distritos citados na tabela: Pinheiros, Itaim Bibi, Jardim Paulista, somando 14% do número de empregos. Como resultado, considerou-se a região central como o CBD do município de São Paulo.<sup>15</sup>

Com base na Tabela 1, percebe-se que o vetor de características de localização e acessibilidade (LA) é formado por distância à Sé, distância ao metrô/trem, distância à favela mais próxima, distância ao hospital.

<sup>15</sup> Não considerar a outra região como centro (para medir a distância euclidiana) não implica qualquer problema no modelo, pois no segundo nível é considerado o número de emprego e estabelecimentos em todos os distritos da amostra. Ou seja, trabalha-se com centros e subcentros.

Tabela 1 - Descrição das variáveis do Modelo Hedônico Hierárquico

Atributo	Natureza	Nível	Descrição	Fonte
Preço/m <sup>2</sup> área total		Dependente	Medida em reais constante	Embraesp
Área útil do apartamento	CI	Imóvel	Medida em m <sup>2</sup> .	Embraesp
Área total	CI	Imóvel	Medida em m <sup>2</sup>	Embraesp
Dormitório	CI	Imóvel	Medido em quantidade	Embraesp
Banheiros	CI	Imóvel	Medido em quantidade	Embraesp
Vagas de garagem	CI	Imóvel	Medido em quantidade	Embraesp
Elevadores	CI	Imóvel	Medido em quantidade	Embraesp
Blocos	CI	Imóvel	Medido em quantidade	Embraesp
Andares	CI	Imóvel	Medido em quantidade	Embraesp
Sub-mercado de padrão Alto	CI	Imóvel	Variável categórica	Embraesp
Sub-mercado de padrão médio	CI	Imóvel	Variável categórica	Embraesp
Time Dummies	CI	Imóvel	Variável categórica	Cálculo próprio
Distância à Sé	LA	Imóvel	Distância euclidiana (Km)	ArcGIS 10
Distância ao metrô/trem	LA	Imóvel	Distância euclidiana (Km)	ArcGIS 10
Distância à favela	LA	Imóvel	Distância euclidiana (Km)	ArcGIS 10
Distância ao hospital	LA	Imóvel	Distância euclidiana (Km)	ArcGIS 10
Distância às clínicas	LA	Imóvel	Distância euclidiana (Km)	ArcGIS 10
Rede de esgoto	A	Distrito	Proporção de residências com acesso	Censo
Abastecimento de água	A	Distrito	Proporção de residências da unidade com acesso	Censo
Coleta de lixo	A	Distrito	Proporção de residências da unidade com acesso	Censo
Energia elétrica	A	Distrito	Proporção de residências com acesso	Censo
Densidade arbórea	A	Distrito	Proporção de área verde (parques municipais e unidade de conservação)	LUME
Homicídio	A	Distrito	Coefficiente entre óbitos por agressão e a população	SEADE
Biblioteca	A	Distrito	Número de equipamentos	SEPLAM
Cultura (Cinema e Teatro)	A	Distrito	Número de teatros e cinema	SEPLAM
Emprego	A	Distrito	Número de empregos	RAIS
Densidade Estabelecimento	A	Distrito	Número de estabelecimentos / área	RAIS
Densidade populacional	A	Distrito	Total da população / área	SEADE
Hospital	A	Distrito	Número de hospital / mil	CEM

Fonte: elaboração própria.

Tabela 2 - Distritos com maior concentração de empregados

Distrito	Empregos	Emprego/m <sup>2</sup>	Emprego/Total Emprego (%)
República	153.012	66.526	3,9
Sé	92.898	42.810	2,4
Bela Vista	117.319	42.506	3,0
Itaim Bibi	291.226	29.064	7,4
Jardim Paulista	165.991	26.558	4,2
Consolação	92.948	24.589	2,4
Santa Cecília	77.581	20.469	2,0
Vila Mariana	162.006	19.037	4,1
Barra Funda	103.563	17.582	2,6
Brás	57.322	15.878	1,5
Bom Retiro	56.908	13.614	1,4
Pinheiros	109.021	13.182	2,8
Liberdade	41.472	11.362	1,1
Moema	95.795	10.492	2,4
Santo Amaro	160.392	10.062	4,1

Fonte: Elaboração própria com base de dados da SEMPLA (2010).

### 4.3. Variáveis do Segundo Nível Hierárquico

#### 4.3.1. Amenidades (A)

Quanto às amenidades, são consideradas as seguintes variáveis: a) infraestrutura urbana do distrito (proporção da população com acesso à rede de esgoto, a abastecimento de água, à coleta de lixo e à energia elétrica) que na modelagem econométrica foi utilizada após o agrupamento das variáveis por intermédio da Análise de Componente Principal (ACP), como *proxy* da participação de áreas subnormais dentro de cada distrito; b) taxa de homicídio, buscando captar o nível de segurança do distrito; c) biblioteca, cultura (teatro e cinema) e densidade arbórea, buscando avaliar a quantidade de lazer disponível; d) número de postos de emprego como *proxy* para centros e subcentros de negócios; e) densidade de estabelecimentos, objetivando ressaltar o impacto dos serviços; f) densidade populacional como *proxy* para o efeito da aglomeração populacional e g) o coeficiente de hospitais por mil habitantes como *proxy* para serviço de saúde.

Conforme reportado na Tabela 1, os dados utilizados têm como fonte o Censo Demográfico 2010, a Secretária Municipal de Planejamento e Urbanismo (SEPLAM), a Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE), a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), o Laboratório de Urbanismo da Metrôpole (LUME) e o Centro de Estudos da Metrôpole (CEM).

## 5. Resultados e Discussão

Inicialmente, a análise dos resultados<sup>16</sup> traz à discussão a decomposição dos preços dos imóveis entre as hierarquias. A partir da Tabela 3, nota-se que a hipótese nula da aleatoriedade do intercepto no segundo nível é rejeitada, pois o componente da variância ( $\tau_{0j}$ ) é diferente de zero e estatisticamente significativo. Assim, observa-se que as vizinhanças formadas pelos distritos do município de São Paulo apresentam efeitos distintos na determinação dos preços médios dos imóveis.

**Tabela 3 - Parâmetro e decomposição de variância para o modelo Anova com efeito aleatório**

Efeito Aleatório	Componente de Variância
Imóveis: $\text{Var}(r_{ij}) = \sigma^2$	0,4336
Distrito: $\text{Var}(\beta_{0j}) = \tau_{0j}$	0,3139*

Nota: \* $p < 0.01$ ; \*\* $p < 0.05$ ; \*\*\* $p < 0.1$ .

Fonte: elaboração própria, a partir dos resultados dos modelos estimados em HLM.1, Tabela 4, Apêndice A.

Com base nesses resultados, as variações no preço de venda dos imóveis podem ser divididas em dois componentes de variância (imóveis e distritos):  $\sigma^2 = 0,4336$  e  $\tau_{00} = 0,3139$ . Computando-se a correlação intra-classe, há evidências de que 58% da variação dos preços dos imóveis é devido à estrutura e à localização e acessibilidade (referentes aos imóveis), ao passo que 42% da variabilidade dos preços dizem respeito aos distritos.

Considerando os resultados do modelo Anova, é importante testar a confiabilidade da média nos grupos (distritos). Nesse caso, testa-se a confiança da variável dependente, a qual identifica a relação que emerge com os

<sup>16</sup> Todos os resultados foram estimados utilizando o software R. Para a estimação do modelo hierárquico, utilizou-se do pacote “multinível”, especificamente a library “lme4”.

distritos da cidade. O teste ICC considera o tamanho do grupo e o índice de correlação (Bliese 2000; Bryk e Raudenbush 1992). A confiabilidade da média intra-grupo é 0,925, isto é, 92,5% da variância do preço dos imóveis (nível 1) pode ser explicada pelos imóveis que estão dentro do mesmo distrito.

O modelo Anova especifica a variabilidade associada com imóveis e distritos, mas parte dessa variabilidade pode estar atrelada às características intrínsecas e extrínsecas. Para analisar a decomposição dos preços e a significância dos coeficientes, consideram-se os modelos Ancova (HLM) e Ancova Espacial (SHLM), este último devido à correção da dependência espacial, garantindo parâmetros não enviesados e/ou níveis de significância confiáveis.

Assim, ao adicionar as variáveis de controle ao modelo (Anexo A, Tabela 1.A), é possível analisar a decomposição da variância dos preços. Primeiro, considerando o modelo HLM.3, nota-se que a variância dentro da célula nos preços de venda ( $\sigma^2$ ) sofreu um declínio de 0,4336 para 0,0567, o que implica dizer que as variáveis de contexto incluídas no modelo (Equação 3.a) representam 86,9% das diferenças remanescentes nos preços dos imóveis localizados no mesmo distrito.

A variância estimada para o segundo nível fornece evidência empírica sobre a variabilidade na distribuição dos preços entre distritos. Sobre a variância do distrito, é possível rejeitar<sup>17</sup> a 1% de significância estatística que seu valor é igual a zero, segundo o teste Qui-Quadrado ( $\chi^2$ ). Assim, é possível analisar se os coeficientes das variáveis referentes às amenidades são estatisticamente significativos, caso valha a exogeneidade entre as variáveis explicativas e o termo de erro.

Em relação ao modelo Ancova, é possível apenas analisar o efeito vizinhança. Sobre a variância estimada ( $\tau_{0j}$ ) nos preços de venda dos imóveis entre distritos, nota-se uma queda da variância de 0,3139 para 0,0062. Nessa abordagem, as características extrínsecas incluídas no modelo (Equação 3.b com  $\rho_{0n} = 0$ ) explicam 98% das diferenças remanescentes nos preços dos imóveis no mesmo distrito.

<sup>17</sup> A rejeição ocorre em ambos os modelos Ancova, contudo, após testes sobre o termo de erro, foi possível identificar dependência espacial no Ancova sem defasagem espacial.

Testes de *I de Moran* sobre os termos aleatórios do primeiro e do segundo nível apontam para a dependência espacial no nível dos imóveis. Posteriormente, buscou-se avaliar a possibilidade de corrigir a não aleatoriedade espacial, controlando pelas defasagens espaciais em cada nível. O modelo SHLM.1 controla apenas pelas defasagens espaciais das variáveis do primeiro nível, enquanto o modelo SHLM.2 controla pelas defasagens espaciais das variáveis de amenidades dos distritos. Nenhuma dessas especificações elimina a presença de correlação espacial nos termos de erro (ver Tabela 1.A, Apêndice A).

Já o modelo SHLM.3, no entanto, utilizam-se as defasagens espaciais dos preços implícitos das características do primeiro nível (*WZ*) e do segundo nível (*WA*) hierárquico. Os testes *I de Moran* sobre os erros desse modelo rejeitam a hipótese de dependência espacial. Ao considerar os critérios de informação (AIC, BIC e logLik), o modelo SHLM.3 apresenta melhores resultados quando comparado aos modelos SHLM.1 e SHLM.2.

Após controlar pelas defasagens espaciais em ambos os níveis hierárquicos (conjuntamente), 99,3% da variação remanescente nos preços médios de venda dos imóveis são explicados pelas variáveis de contexto *A* e *WA* (Equação 3.b com  $\rho_{0n} \neq 0$ ) e 83,2% pelas covariadas *Z* e *WZ* (Equação 3.a com  $\theta_{nj} \neq 0$ ).

Comparando os percentuais de explicação das covariadas, por nível hierárquico, do modelo Ancova Espacial (SHLM.3) com o modelo Ancova (HLM), o resultado absoluto reduziu em 1,3%, aludindo a importância explicativa das características dos distritos adjacentes. Em relação ao primeiro nível hierárquico, a redução foi de 3,2%. Esse resultado aponta para a importância da externalidade gerada pelos imóveis adjacentes, isto é, as características implícitas dos imóveis adjacentes influenciam o preço do imóvel em questão. No cômputo total, o controle espacial explica 4,5% da taxa de variação dos preços.

Do índice de correlação (Equação 5), é possível decompor o preço dos imóveis no município de São Paulo. No modelo com correção espacial (SHLM.3), as características do primeiro nível hierárquico explicam 96,9% dos preços, enquanto às características extrínsecas cabem 3,1% das explicações. No que diz respeito ao modelo sem correção, 90,1% é devido às características de primeiro nível, e 9,9% decorre do efeito vizinhança. Dessa forma, pode-se dizer que 6,8% da decomposição dos preços médios

dos imóveis correspondem ao efeito adjacência gerado no primeiro nível hierárquico (*EA-I*) e 90,1% ao efeito das características intrínsecas e da localização e acessibilidade. Nesse sentido, é importante sublinhar que a decomposição espacial relevante na composição dos preços dos imóveis são as formatadas pelos imóveis adjacentes. Quanto aos distritos, esses apresentam menor participação na decomposição dos preços e não é possível identificar o efeito vizinhança e adjacência, uma vez que a participação na composição do preço se reduz relativamente ao segundo nível hierárquico do modelo HLM.

A partir de agora serão analisadas as características que impactam o preço dos imóveis. A Tabela 1.A (Apêndice A) traz as estimações no primeiro nível dos coeficientes das variáveis intrínsecas. A estimação final dos efeitos fixos com erros padrões robustos apresentou apenas o coeficiente da distância ao metrô/trêm estatisticamente não significativos. Esse resultado pode derivar de efeitos contrários simultâneos sobre os preços dos imóveis, dado o distanciamento das estações de trem e de metrô, ou seja, o metrô pode valorizar e o trem desvalorizar os preços de venda, ou vice-versa. Ademais, Bowes e Ihlanfeldt (2001) e Hermann e Haddad (2005) destacam que viver perto desses modais de transporte envolvem amenidades e desamenidades, como maior índice de criminalidade e poluição sonora.

Porém, os coeficientes para número de *dormitórios*, *banheiros*, *vagas*, *elevador*, *blocos*, *andares*, área útil, área total e *distância às favelas* são estatisticamente significativos.<sup>18</sup> Como o modelo foi estimado por uma função log-linear, os resultados devem ser lidos como semi-elasticidades, isto é, cada unidade adicional, tudo o mais constante, de *dormitório* impacta em aproximadamente 19,8% do preço do imóvel, de *banheiro*, em 14,8%, e de *vaga* de garagem, em 23,9%. Outro comportamento importante é perceber que a característica referente ao número de *elevador*, *blocos*, *andares* e *áreas útil e total* contribuem negativamente na determinação do preço dos imóveis. A verticalização do prédio tende a desvalorizar o imóvel (a ampliação do gasto com manutenção, elevador, etc., por exemplo, é uma possível explicação) e a concentração de muitas torres no mesmo terreno construído é uma característica que deprecia o valor do imóvel (aglomeração de pessoas gerando concorrência pelos espaços comuns, por exemplo) – a redução é de 1,3% por bloco adicional.

<sup>18</sup> Considerando a Equação 3, o efeito total do primeiro nível é  $\beta + \theta$  e do segundo nível é  $\gamma + \rho$ , onde  $\beta$  e  $\gamma$  são os efeitos diretos e  $\theta$  e  $\rho$  são os efeitos indiretos. As semi-elasticidades discutidas no texto consideram apenas os coeficientes significativos.

Segundo o modelo, os consumidores não auferem utilidade à ampliação da área útil e área total. Dado que o modelo controla por espaços que compõem a área útil (dormitórios e banheiros), o resultado sugere que os consumidores não estariam dispostos a pagar pela ampliação dos demais espaços (área de sala, cozinha, etc.). Quanto à área total, após controlar pelas áreas comuns (vagas de garagem e elevador), os consumidores não estariam dispostos a pagar por outras áreas comuns. Certamente esses resultados agregados impossibilitam revelar quais características que compõem a área útil e a área total tem correlação positiva ou negativa sobre os preços dos imóveis, o que é uma limitação decorrente da base de dados.

O coeficiente da variável utilizada para medir acessibilidade à Sé comporta-se como esperado pela teoria, isto é, apresenta sinal negativo e significativo, retratando o custo de deslocamento até a região central da cidade,<sup>19</sup> isto é, o preço do imóvel é reduzido em 6,8% (efeito total) a cada 1 km de distanciamento do CBD. Quanto ao coeficiente da variável referente à proximidade de favelas, o modelo apresenta significância estatística apenas para o efeito indireto (*EA-I*). Esse resultado pode estar refletindo o efeito da elasticidade cruzada entre os imóveis. Dado um imóvel próximo de regiões subnormais, cuja vizinhança se distancia, o efeito sobre o preço do imóvel próximo à favela será declinante, segundo a estimação. Nesse caso, o resultado sugere que morar perto de favelas reduz o preço dos imóveis e a taxa de queda dos preços se eleva em função do distanciamento de seus vizinhos próximos da área subnormal – efeito isolamento. Esse resultado reforça a estimação feita em Nadalin (2010). Enquanto a autora estima apenas o efeito do distanciamento do imóvel *i* sobre o preço do imóvel *i* (efeito implícito), nosso resultado aponta que a vizinhança dos imóveis (*EA-I*) é mais relevante para a precificação do imóvel do que o efeito implícito (*EI*).

Em dados em *cross-section*, as *dummies* de tempo foram inseridas no modelo com a finalidade de controlar efeitos anuais não captados nas variáveis estruturais (Knigh et al. 1994), tais como a capitalização dos imóveis no tempo e fatores macroeconômicos. No período estudado existiram alterações estruturais no que tange às questões macroeconômicas, tais como crise cambial, crise financeira, ciclos de preços e incentivos federais para o mercado imobiliário (por ex., expansão do crédito residencial), justifi-

<sup>19</sup> É importante notar que os outros gradientes não são considerados porque todos os centros de negócios são considerados na análise, isto é, densidade de estabelecimentos e número de emprego por distrito. Dessa forma, estão sendo considerados os centros e subcentros presentes no município.



cando, portanto, o uso dessas variáveis como controle. O efeito do tempo sobre os preços dos imóveis foi crescente até 1999. No interregno 2001-2006, a tendência foi decrescente, mantendo-se positiva até o fim da série histórica, exceto em 2008. Todos os coeficientes das *dummies* temporais foram estatisticamente significativos, exceto para os anos de 1999, 2007 e 2008. Em relação às variáveis que medem o efeito vizinhança (EV), os coeficientes que apresentam significância estatística são: o coeficiente de *estrutura, cultura e emprego*.

As residências localizadas numa vizinhança cuja oferta de infraestrutura e atividades culturais sejam altas afetam positivamente sobre o preço médio do imóvel. Enquanto a primeira variável diz respeito à oferta de saneamento básico e energia na vizinhança, a segunda sugere o efeito positivo da oferta de lazer, tais como cinemas e teatros.

Quanto ao coeficiente da variável *emprego, proxy* para zoneamento misto, apresentou-se significativo a 10%. É possível notar que a oferta de postos de trabalho dentro do distrito implica a desvalorização média das residências. O sinal negativo estaria sugerindo desutilidade para o consumidor por essa amenidade no distrito em que o imóvel está localizado. Todavia, é importante notar que o efeito é muito baixo. Uma ampliação na oferta de trabalho na ordem de 100 mil novos postos de emprego reduziria o preço médio em 0,1%.

Quanto às variáveis que medem o efeito adjacência no segundo nível (EA-D), os coeficientes que apresentam significâncias estatísticas são, a saber, os coeficientes da *def. densidade arbórea*, *def. densidade de estabelecimentos*. Nota-se que o efeito espacial medido pelas variáveis *def. densidade arbórea* e *def. densidade de estabelecimentos* dos distritos adjacentes afetam negativamente a determinação dos preços médios. De outro modo, os distritos cujos vizinhos apresentem alta densidade arbórea implica em redução do preço médio do imóvel, devido ao transbordamento negativo. Esse resultado pode estar refletindo a concentração de reservas florestais que estão concentradas nas franjas da cidade, resultando num efeito negativo de 0,55% sobre os preços médios dos imóveis.

O coeficiente da variável *densidade de estabelecimentos* não apresentou significância estatística como efeito vizinhança, mas o coeficiente da defasagem espacial da variável é estatisticamente significativo, isto é, existe transbordamento quanto à quantidade de estabelecimentos que

os distritos vizinhos aninham. Esses resultados conjuntos sugerem a percepção espacial dos consumidores: maior centralização dos distritos (i.e., elevação da quantidade de estabelecimentos por km<sup>2</sup>) no mesmo distrito em que reside o indivíduo não é capaz de afetar o preço médio das residências, ou seja, as famílias não estariam dispostas a pagar a mais por essa característica/qualidade. Os consumidores consideram a centralização dos distritos que estejam na adjacência do distrito em que reside, todavia, este adensamento afeta negativamente o preço do imóvel. Esse comportamento sobre os preços pode estar captando os efeitos negativos da ampliação da densidade de estabelecimentos, tais como barulho, assaltos, trânsito, etc.

Buscando relevar as vantagens técnicas da abordagem hierárquica espacial nos resultados, estimou-se o modelo utilizando o estimador POLS (Tabela 1.A, Apêndice A). Em linhas gerais, os coeficientes estimados por POLS, no primeiro nível hierárquico, não apresentam diferenças relevantes quando comparado com os respectivos coeficientes estimados tanto por HLM quanto SHLM. Todavia, o mesmo não ocorre ao comparar os coeficientes estimados das variáveis que identificam as amenidades e os p-valores. Ao controlar a dependência derivada dos efeitos aninhados, os coeficientes estimados das variáveis do segundo nível tendem a ser estatisticamente não significantes relativamente aos estimados pelo estimador POLS.<sup>20</sup>

## 6. Testes de Robustez

A principal preocupação nesta seção é a validade da estratégia de identificação, i.e., se a estratégia de identificação utilizada é robusta para determinar a decomposição espacial dos preços dos imóveis. Avalia-se a robustez da decomposição dos preços encontrados na seção anterior às diferentes especificações de matriz espacial e à alteração da forma funcional.

Os testes de robustez consideram diferentes matrizes de ponderação para especificação semilogarítmica. As matrizes de ponderação que são testadas ampliam em 5% o *threshold* mínimo da matriz de distância (primeiro

<sup>20</sup> Para uma discussão comparativa dos estimadores OLS e HLM ver Newman, Newman e Salzman (2010).

nível) e, no segundo nível, utiliza-se matriz de ponderação espacial  $k$  vizinhos – considerou-se  $k=5$ , pois é o número médio de distritos adjacentes.

A partir da Tabela 2.A (Apêndice A), pode-se observar que os sinais e significâncias estatísticas dos coeficientes estimados permanecem sendo estatisticamente significantes e os sinais se mantêm, para ambas as matrizes de peso espacial tanto quando utilizadas separadamente (SHLM.4 e SHLM.5) quanto conjuntamente (SHLM.6). Esses resultados dão suporte à validade interna das estimações.

A Tabela 4 demonstra a sensibilidade entre os modelos. Ao comparar os modelos SHLM.3 e SHLM.4 (apenas a matriz do primeiro nível é alterada), o efeito *EA-I* é reduzido em 0,08%. O mesmo ocorre quando comparado com o modelo SHLM.6 (ambas as matrizes de ponderação são alteradas). Ademais, é possível notar que o modelo principal não altera a decomposição espacial dos preços quando se altera apenas a matriz de ponderação do segundo nível. Ao alterar a forma funcional do modelo estimado (nível-nível), o efeito vizinhança do primeiro nível difere em 0,38% (valor absoluto).

Tabela 4 - Decomposição espacial dos preços dos imóveis

		SHLM.3	SHLM.4	SHLM.5	SHLM.6	SHLM.7
1º Nível	Efeito Adjacência	6.76%	6.68%	6.76%	6.68%	7.14%
	Efeito Implícito	90.12%	90.12%	90.12%	90.12%	90.12%
2º Nível	Efeito Total (EA + EV)	3.11%	3.19%	3.11%	3.19%	2.74%

Fonte: elaboração própria, a partir dos resultados dos modelos estimados.

O modelo SHLM.7 é estimado considerando a forma funcional nível-nível e as matrizes de ponderação de distância (*threshold*) e rainha no primeiro e segundo nível hierárquico, respectivamente. As demais especificações seguem como descritas na seção acima, i.e., log-nível.

É importante notar que a significância estatística e o sinal em relação às variáveis utilizadas no modelo são robustos às diferentes matrizes de ponderação espacial, indicando pouca sensibilidade dos parâmetros do modelo espacial. Quanto aos testes de dependência espacial, todos indicam aleatoriedade espacial dos termos de erro (ver Tabela 1.A, Apêndice A). Em linhas gerais, o modelo estimado é robusto à forma funcional e às diferentes matrizes espaciais para calcular a decomposição espacial dos preços de venda dos imóveis no município de São Paulo.

## 7. Considerações Finais

O modelo hierárquico linear espacial contribui à análise de decomposição espacial dos preços dos imóveis, permitindo caracterizar a distribuição do valor dos imóveis no espaço e observar a variância decorrente de cada nível hierárquico. Tal abordagem permite capturar as similaridades entre a localização e preço do imóvel, bem como modelar o efeito de transbordamento entre os imóveis e distritos, isto é, o efeito adjacência e, por conseguinte, corrigir a dependência espacial.

No que tange à estimação, notou-se que 3,11% do preço dos imóveis são explicados pelo segundo nível hierárquico. Ademais, pôde-se concluir que 96,89% dos preços de venda dos imóveis são justificados pelo primeiro nível hierárquico. Ademais, das variáveis de contextos utilizadas no primeiro nível hierárquico, estas explicam 83,2% da variância. Enquanto no que diz respeito ao segundo nível, as covariadas que identificam as características extrínsecas explicam 99,3% da decomposição.

Os resultados revelam que os consumidores apreciam amenidades, tanto no distrito em que o imóvel está localizado quanto no distrito contíguo, sendo importante ressaltar que apenas foi possível identificar o efeito adjacência no primeiro nível hierárquico. Nessa hierarquia do modelo, 6,76% do preço da residência decorre dos imóveis adjacentes. Ademais, os resultados sugerem que alterações em determinadas amenidades de distritos adjacentes são capazes de transbordar e afetar o sistema de preços médios dos imóveis.

Resumidamente, demonstrou-se a coexistência dos efeitos implícito, vizinhança e adjacência (imóveis e distritos) sobre os preços médios dos imóveis. Enquanto os dois primeiros efeitos estão relacionados às mudanças nas características intrínsecas do imóvel e nas amenidades do distrito, os efeitos seguintes dizem respeito às alterações nas características intrínsecas dos imóveis e nas amenidades adjacentes, revelando a percepção de espaço das famílias e, em alguma medida, a noção de essencialidade espacial de suas demandas.

Portanto, o estudo da avaliação dos atributos e os respectivos impactos que as amenidades (vizinhança e adjacência) exercem sobre os preços fornecem maior compreensão da dinâmica e tendência do espaço no município de São Paulo. Em outros termos, é possível compreender o padrão dos produtos lançados no espaço em função das características do próprio espaço.

Nesse sentido, extensões podem ser feitas ao modelo ao considerar outras ofertas públicas de bens e serviços, alterações nas taxas de criminalidade, etc."

## Referências

- Aguiar, M. M.; Simões, R; Golber, A. B. (2012) "Building attributes and urban amenities: a real estate market analysis of the city of Belo Horizonte, Minas Gerais, Brazil". IV WORLD CONFERENCE – SPATIAL ECONOMETRICS ASSOCIATION, Salvador, Brazil.
- Aguirre, A.; Faria, D. M. C. P. (1997) "A utilização de preços hedônicos na avaliação social de projetos". Revista Brasileira de Economia 51(2):391-411.
- Alonso, W. (1964) "Location and land use". Cambridge: Harvard University Press.
- Anselin, L. (1998) "Exploratory spatial data analysis in a geocomputational environment". In GeoComputation, a primer, edited by Longley, S; Brooks, McDonnell, R.; and Macmillan, B. 77-94. London: John Wiley.
- Anselin, L. (1999) "The future of spatial analysis in the social sciences". Geographic Information Sciences 5(2): 67-76.
- Baltagi, B. H.; Pingleton, B. And Pirotte, A. (2014) "Spatial lags with nested random effects: an instrumental variable procedure with an application to English house prices". Journal of Urban Economics 80: 76-86.
- Batalhone, S. A.; Nogueira, J. M.; Mueller, B. P. M. (2002) "Economics of air pollution: hedonic price model and smell consequences of sewage treatment plants in urban areas". Brasília: Universidade de Brasília.
- Baumont, C. (2004) "Spatial Effects in Housing Price Models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?" Mimeo, Université de Bourgogne.
- \_\_\_\_\_. (2007) "Neighborhood effects, urban public policies and housing values: a spatial econometric perspective". Université de Bourgogne. Disponível em <http://leg2.u-bourgogne.fr/documents-de-travail/e2007-09.pdf>
- Baumont, C; Levros, D. (2009) "Neighborhood effects in spatial housing values models: the case of the metropolitan area of Paris (1999)". 26èmes Journées de Microéconomie Appliquée, Dijon.
- Biderman, C. (2001) "Forças de atração e expulsão na Grande São Paulo". São Paulo: Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas. (Tese de Doutorado).
- Bliese, P. D. (2000) "Within-group agreement, non-independence, and reliability: implications for data aggregation and analysis". In Multilevel theory, research, and methods in organization: foundations, extensions, and new directions, edited by Klein, K. J.; and Kozlowski, S. W. J. 349-381. San Francisco: Jossey-Bass.
- Bourassa, S.C., E. Cantoni, and M. Hoesli. (2010) "Predicting House Prices with Spatial Dependence: A Comparison of Alternative Methods". Journal of Real Estate Research 32(2): 139-60.
- Bowes, D. R.; Ihlanfeldt, K. R. (2001) "Identifying the impacts of rail transit station on residential property values". Journal of Urban Economics 50:1-25.
- Brown, K. H.; Uyar, B. (2004) "A hierarchical linear model approach for assessing the effects of house and neighborhood characteristics on housing prices". Journal of Real Estate Practice and Education 7(1):15-23.
- Brueckner, J.K.; Thisse, J.F.; Zenou, Y. (1999) "Why is Paris rich and downtown Detroit poor? an amenity-based theory". European Economic Review 43: 91-107.
- Can, A. (1990) "The measurement of neighborhood dynamics in urban house prices". Economics Geographic 66:254-272.

- \_\_\_\_\_. (1992) "Specification and estimation of hedonic housing price models". *Regional Science Urban Economics* 22: 53-474.
- Campos, R. B. A. (2017) "O mercado imobiliário residencial no município de São Paulo: uma abordagem de preços hedônicos espacial". *Nova Economia* 27 (1): 303-337.
- Corrado, L.; Fingleton, B. (2012) "Where is the economics in spatial econometrics?". *Journal of Regional Science* 52: 210-239.
- Cunha, C. (2000) "Atributos espaciais e valorização imobiliária em Porto Alegre, RS". Porto Alegre: Programa de Pós-Graduação em Planejamento Urbano e Regional, Universidade Federal do Rio Grande do Sul.
- Dantas, R.; Magalhães, A.; Vergolino, J. (2010) "Um modelo espacial de demanda habitacional para a cidade do Recife". *Estudos Econômicos* 40(4): 891-916.
- Dubin, R. (1988) "Estimation of regression coefficients in the presence of spatially autocorrelated error terms". *Review Econometric Statistics* 70: 466-474.
- \_\_\_\_\_. (1992) "Spatial autocorrelation and neighborhood quality". *Regional Science and Urban Economics* 22: 433-452.
- Fávero, L. P. L. (2010) "Preços hedônicos no mercado imobiliário comercial de São Paulo: a abordagem da modelagem multinível com classificação cruzada". *Estudos Econômicos* 41(4): 777-809.
- Fávero, L. P. L.; Belfiore, P. P. (2008) "Attributes, neighborhood and time effects on residential property prices in São Paulo, Brazil: a multilevel approach". In: 50th ANNUAL MEETING OF THE ACADEMY OF INTERNATIONAL BUSINESS, 2008, Milan. Anais do Congresso. Milan: 50th AIB. 1 CD-ROM.
- Fávero, L.; Belfiore, P.; Lima, G. (2008) "Modelos de precificação hedônica de imóveis residenciais na RMSP: uma abordagem sob as perspectivas da demanda e da oferta". *Estudos Econômicos* 38(1): 73-96.
- Furtado, B. A. (2009) "Modeling social heterogeneity, neighborhoods and local influences on urban real estate prices: spatial dynamic analyses in the Belo Horizonte Metropolitan Area, Brazil". Utrecht: Knag/Faculteit Geowetenschappen Universiteit Utrecht. (Tese de Doutorado)
- Galster, G. (2001) "On the nature of neighbourhood". *Urban Studies* 38(12): 2111-2124.
- Gibbons, S. e Overman, H. G. (2012) "Mostly pointless spatial econometrics?" *Journal of Regional Science* 52(2): 172-191.
- Goldstein, H. (1995) "Multilevel Statistical Models". London: Arnold.
- Goodman, A. C.; Tibodeau, T.G. (1998) "Housing market segmentation". *Journal of Housing Economics* 7: 121-143.
- Halleck Vega, S. e Elhorst, J. P. (2015) "The SLX model". *Journal of Regional Science* 55: 339-363.
- Hendler, R. (1975) "Lancaster's new approach to consumer demand and its limitation". *The American Economic Review* 65(1): 194-199.
- Hermann, B., Haddad, E. A. (2005) "Mercado imobiliário e amenidades urbanas: a view through the window". *Estudos Econômicos* 35(2): 237-269.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Censo Demográfico 2000*. Disponível em: <http://www.censo2000.ibge.gov.br>
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Censo Demográfico 2010*. Disponível em: <http://www.censo2010.ibge.gov.br>
- Jones, K.; Bullen, N. (1994) "Contextual models of urban house prices: a comparison of fixed and random-coefficient models developed by expansion". *Economy Geography* 70(3): 252-272.
- Kim, C. W.; Phipps, T.T.; Anselin, L. (2003) "Measuring the benefits of air quality improvement: a spatial hedonic approach". *Journal of Environmental Economics and Management* 45: 24-39.
- Knight, J. R.; Sirmans, C. F.; Turnbull, G. (1994) "List price signaling and buyer behavior in the housing market". *The Journal of Real Estate Finance and Economics* 9: 177-192.

- Lancaster, K. J. (1966) "A new approach to consumer's theory". *Journal of Political Economy* 74: 132-157.
- Lima, A. C. C.; Simões, R. F. (2010) "Centralidade e emprego na região nordeste do Brasil no período 1995/2007". *Nova Economia*, Belo Horizonte 20:39-83.
- Macedo, P. (1996) "Hedonic price models with spatial effects: an application to the housing market of Belo Horizonte, Brazil". *Discussion Papers* 101. Belo Horizonte: Cedeplar/Face/UFMG.
- Macedo, P.; Simões, R. (1998) "Amenidades urbanas e correlação espacial: uma análise intra-urbana para BH/MG". *Revista Brasileira de Economia* 52(4): 525-541.
- Maciel, V.; Biderman, C. (2013) "Assessing the effects of the São Paulo's metropolitan beltway on residential land prices". *Journal of Transport Literature* 7(2): 373-402.
- Megbolugbe, I. F.; Hoek-Smit. (1996) "Understanding neighbourhood dynamics: a review of the contributions of William G. Grigsby". *Urban Studies* 33(10):1779-1795.
- Mills, E. (1967) "An aggregative model of resource allocation in a metropolitan area". *American Economics Review* 57: 197-210.
- \_\_\_\_\_. (1972) "Studies in the structure of the urban economy". Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.
- Morenoff, J. (2003) "Neighborhood mechanisms and the spatial dynamics of birth weight". *American Journal of Sociology* 108(5): 976-1017.
- Muth, R. (1969) "Cities and housing". Chicago: University of Chicago Press.
- Nadalin, V. (2010) "Quanto os moradores de São Paulo estão dispostos a pagar para viver longe das favelas?" In: Nadalin, V. *Três ensaios sobre economia urbana e mercado de habitação em São Paulo*. São Paulo: Programa de Pós-Graduação em Economia; Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade; Universidade de São Paulo.
- Neto, E. F. (2002). "Estimação do preço hedônico: uma aplicação para o mercado imobiliário do Rio de Janeiro". Rio de Janeiro: Escola de Pós-Graduação de Economia, Fundação Getúlio Vargas.
- Newman, D.; Newman, I. and Salzman, J. (2010) "Comparing OLS and HLM models and questions they answer: potencial concerns for type IV errors". *Multiple Linear Regression Viewpoints* 31(1): 1-8.
- Osland, L. (2010) "An application of spatial econometrics in relation to hedonic house price modeling". *Journal of Real Estate Research* 32(3).
- Paixão, L. (2009) "O impacto da violência no preço dos imóveis comerciais de Belo Horizonte: uma abordagem hedônica". *Economia Aplicada* 13(1): 125-152.
- Raudenbush, S. W.; Bryk, A. S. (2002) "Hierarchical linear models: applications and data analysis methods", Second edition, Thousands Oaks, CA: Sage Publications, Inc..
- Rondon, V.; Andrade, M. (2005) "Estimação dos custos de criminalidade em Belo Horizonte". *Ensaio FEE* 26(2): 829-854.
- Sartoris Neto, A. (1996) "Estimação de modelos de preços hedônicos: um estudo para residências na cidade de São Paulo". *Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo*.
- Souza Filho, E.; Arraes, R. (2004) "Análise da demanda e modelos de preços hedônicos no mercado imobiliário urbano: o caso de Fortaleza". Fortaleza: CAEN, Universidade Federal do Ceará.
- Teixeira, E.; Serra, M. (2007) "*O impacto da criminalidade no valor de locação de imóveis: o caso de Curitiba*". *Economia e Sociedade* 15(1): 175-207.
- Uyar, B.; Brown, K. H. (2007) "Neighborhood affluence, school-achievement scores, and housing prices: cross-classified hierarchies and HLM". *Journal of Housing Research*, 16 (2): 97-116.

## Apêndice A

Tabela 1A - Parâmetros e decomposição de variância para o modelo condicional

	OLS		HLM.1		HLM.2		HLM.3	
	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor
----- Nível 1: -----								
CONS	10.680	0.000	-	-	-	-	-	-
DOR	0.193	0.000	-	-	0.162993	0.000	0.163	0.000
BAN	0.151	0.000	-	-	0.159468	0.000	0.158	0.000
VAG	0.247	0.000	-	-	0.286854	0.000	0.287	0.000
ELE	-3.0E-05	0.984	-	-	0.003361	0.020	0.004	0.015
BLO	-0.015	0.000	-	-	-0.01767	0.000	-0.017	0.000
AND	-0.001	0.000	-	-	-0.00051	0.003	-0.001	0.003
AUT	-0.001	0.016	-	-	0.002593	0.000	0.003	0.000
ATT	-0.012	0.000	-	-	-0.01441	0.000	-0.015	0.000
DCBD	-0.003	0.015	-	-	-0.00705	0.001	-0.007	0.002
DMTR	0.008	0.019	-	-	-0.01695	0.000	-0.012	0.006
DFAV	0.019	0.000	-	-	0.025016	0.000	0.024	0.000
DHOS	-0.002	0.541	-	-	-0.01408	0.001	-0.014	0.001
SPA	1.002	0.000	-	-	0.655557	0.000	0.653	0.000
SPM	0.461	0.000	-	-	0.289848	0.000	0.289	0.000
----- Nível 2: -----								
CONS	-	-	11.746	0.000	10.840	0.000	10.896	0.000
EST	4.89E-02	0.000	-	-	-	-	3.46E-02	0.066
HOM	-2.31E-03	0.001	-	-	-	-	-3.88E-03	0.049
CUL	5.72E-04	0.244	-	-	-	-	1.75E-04	0.904
BIB	-4.64E-03	0.000	-	-	-	-	-5.93E-03	0.065
EMP	-1.86E-08	0.927	-	-	-	-	1.73E-08	0.978
DPOP	-2.02E-06	0.011	-	-	-	-	-2.00E-06	0.428
DARB	-7.90E-02	0.074	-	-	-	-	-1.11E-01	0.355
DEST	-6.04E-05	0.002	-	-	-	-	-2.90E-05	0.419
HOS	2.00E-02	0.000	-	-	-	-	1.75E-02	0.100
Time Dummy	Sim	-	-	Sim	Sim	-	-	-
R <sup>2</sup> Adj	0.8931	-	-	-	-	-	-	-
AIC	-	-	18418.98	-	297.6548	-	393.1300	-
BIC	-	-	18440.3	-	610.2543	-	769.6055	-
LogLik	-	-	-9206.49	-	-104.827	-	-143.5650	-
-----								
Efeito Aleatório	Variância	P-valor	Variância	P-valor	Variância	P-valor	Variância	P-valor
Imóveis	-	-	0.43365	-	0.0568	-	0.0567	-
Distritos	-	-	0.313931	0.000	0.00804	0.000	0.0062	0.000
-----								
	I Moran	P-valor					I Moran	P-valor
Nível 1:	4.68E-03	0.000	0.003	0.000	0.030	0.000	0.020	0.000
Nível 2:	-	-	-3.00E-04	0.6494	-5.6E-04	0.8169	0.000	0.775
-----								
Matrix								
Nível 1:	Distância (Threshold)		Distância (Threshold)		Distância (Threshold)		Distância (Threshold)	
Nível 2:	Queen		Queen		Queen		Queen	

Tabela 2A - Parâmetros e decomposição de variância para o modelo condicional espacial



	SHLM.1		SHLM.2		SHLM.3		SHLM.4		SHLM.5		SHLM.6	
	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor
----- Nível 1: -----												
CONS	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
DOR	0.198	0.000	0.198	0.000	0.198	0.000	0.1978	0.000	0.1976	0.000	0.1978	0.000
BAN	0.148	0.000	0.148	0.000	0.148	0.000	0.1473	0.000	0.1476	0.000	0.1473	0.000
VAG	0.240	0.000	0.240	0.000	0.239	0.000	0.2391	0.000	0.2389	0.000	0.2391	0.000
ELE	-0.001	0.729	-0.001	0.607	-0.001	0.687	-0.0005	0.731	-0.0006	0.687	-0.0005	0.73
BLO	-0.013	0.000	-0.012	0.000	-0.013	0.000	-0.0126	0.000	-0.0126	0.000	-0.0126	0.000
AND	-0.001	0.000	-0.001	0.000	-0.001	0.000	-0.0008	0.000	-0.0008	0.000	-0.0008	0.000
AUT	-0.001	0.020	-0.001	0.013	-0.001	0.032	-0.0012	0.034	-0.0012	0.032	-0.0012	0.03
ATT	-0.031	0.000	-0.010	0.000	-0.032	0.000	-0.0325	0.000	-0.0325	0.000	-0.0325	0.000
DCBD	0.021	0.003	-0.014	0.000	0.015	0.045	0.0154	0.038	0.0150	0.045	0.0154	0.04
DMTR	-0.001	0.835	-0.003	0.491	3.8E-04	0.943	2.2E-05	0.997	3.8E-04	0.943	2.2E-05	1.00
DFAV	0.016	0.030	0.013	0.067	0.010	0.176	0.0103	0.157	0.0098	0.176	0.0103	0.157
DHOS	-0.010	0.037	-0.007	0.127	-0.011	0.028	-0.0105	0.027	-0.0105	0.028	-0.0105	0.03
SPA	0.982	0.000	0.985	0.000	0.981	0.000	0.9817	0.000	0.9815	0.000	0.9817	0.000
SPM	0.451	0.000	0.453	0.000	0.451	0.000	0.4512	0.000	0.4509	0.000	0.4512	0.000
W.DOR	-0.038	0.846	-	-	-0.131	0.515	-0.0599	0.786	-0.1312	0.515	-0.0599	0.79
W.BAN	-0.261	0.364	-	-	-0.099	0.736	-0.3080	0.350	-0.0991	0.736	-0.3080	0.35
W.VAG	0.296	0.105	-	-	0.198	0.280	0.3214	0.112	0.1975	0.280	0.3214	0.11
W.ELE	-0.040	0.080	-	-	-0.046	0.043	-0.0526	0.041	-0.0465	0.043	-0.0526	0.04
W.BLO	0.006	0.621	-	-	0.008	0.491	0.0115	0.425	0.0082	0.491	0.0115	0.42
W.AND	-0.002	0.738	-	-	-0.003	0.668	-0.0107	0.092	-0.0026	0.668	-0.0107	0.09
W.AUT	0.011	0.331	-	-	0.005	0.653	0.0158	0.210	0.0054	0.653	0.0158	0.21
A.ATT	0.027	0.000	-	-	0.030	0.000	0.0278	0.000	0.0303	0.000	0.0278	0.000
W.DCBD	-0.031	0.001	-	-	-0.036	0.001	-0.0368	0.001	-0.0358	0.001	-0.0368	0.000
W.MTR	0.007	0.737	-	-	-0.003	0.897	-0.0033	0.881	-0.0027	0.897	-0.0033	0.88
W.DFAV	-0.054	0.185	-	-	-0.095	0.041	-0.0955	0.051	-0.0947	0.041	-0.0955	0.05
W.DHOS	-0.014	0.504	-	-	-0.031	0.140	-0.0413	0.063	-0.0315	0.140	-0.0413	0.06
W.SPA	0.144	0.454	-	-	0.211	0.277	0.0862	0.671	0.2110	0.277	0.0862	0.67
W.SPM	0.122	0.593	-	-	0.087	0.704	-0.0475	0.849	0.0875	0.704	-0.0475	0.85

Tabela 2A - Parâmetros e decomposição de variância para o modelo condicional espacial

(Continuação)

	SHLM.1		SHLM.2		SHLM.3		SHLM.4		SHLM.5		SHLM.6	
	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor
Nível 2:												
CONS	10.707	0.000	10.804	0.000	11.195	0.000	11.224	0.000	11.195	0.000	11.22	0.00
EST	2.59E-02	0.121	3.31E-02	0.053	3.43E-02	0.036	3.22E-02	0.050	3.43E-02	0.036	3.2E-02	0.05
HOM	-7.79E-04	0.638	-1.75E-03	0.326	-6.70E-04	0.691	-7.18E-04	0.672	-6.70E-04	0.691	-7.2E-04	0.67
CUL	1.34E-03	0.263	1.88E-03	0.138	2.81E-03	0.017	2.66E-03	0.025	2.81E-03	0.017	2.7E-03	0.03
BIB	-2.18E-03	0.390	-3.39E-03	0.209	-7.63E-04	0.758	-1.16E-03	0.644	-7.63E-04	0.758	-1.2E-03	0.64
EMP	-1.00E-06	0.317	-4.16E-07	0.431	-1.00E-06	0.063	-1.00E-06	0.105	-1.00E-06	0.063	-1.0E-06	0.11
DPOP	-2.00E-06	0.313	-1.00E-06	0.422	-2.49E-07	0.885	-3.69E-07	0.831	-2.49E-07	0.885	-3.7E-07	0.83
DARB	-9.63E-02	0.337	-3.86E-02	0.703	-1.19E-01	0.218	-1.09E-01	0.265	-1.19E-01	0.218	-1.1E-01	0.26
DEST	-3.20E-05	0.340	-3.30E-05	0.322	-3.60E-05	0.269	-3.30E-05	0.316	-3.60E-05	0.269	-3.3E-05	0.32
HOS	1.10E-02	0.201	1.95E-02	0.027	9.54E-03	0.239	1.04E-02	0.203	9.54E-03	0.239	1.0E-02	0.20
W. EST	-	-	-3.92E-03	0.917	-2.61E-02	0.502	-3.09E-02	0.431	-2.61E-02	0.502	-3.1E-02	0.43
W. HOM	-	-	-2.51E-03	0.533	-2.70E-04	0.946	-3.54E-04	0.929	-2.70E-04	0.946	-3.5E-04	0.93
W. CUL	-	-	2.87E-04	0.911	1.85E-03	0.447	2.44E-03	0.321	1.85E-03	0.447	2.4E-03	0.32
W. BIB	-	-	3.50E-03	0.469	-3.46E-03	0.514	-4.17E-03	0.436	-3.46E-03	0.514	-4.2E-03	0.44
W. EMP	-	-	1.00E-06	0.398	1.00E-06	0.382	1.00E-06	0.460	1.00E-06	0.382	1.0E-06	0.46
W. DPOP	-	-	5.00E-06	0.268	-4.00E-06	0.410	-4.00E-06	0.421	-4.00E-06	0.410	-4.0E-06	0.42
W. DARB	-	-	-2.23E-01	0.165	-5.05E-01	0.003	-5.00E-01	0.004	-5.05E-01	0.003	-5.0E-01	0.00
W. DEST	-	-	-2.03E-04	0.001	-1.33E-04	0.019	-1.19E-04	0.036	-1.33E-04	0.019	-1.2E-04	0.04
W. HOS	-	-	-2.21E-02	0.272	-2.89E-02	0.144	-2.70E-02	0.175	-2.89E-02	0.144	-2.7E-02	0.18
Time Dummy	Sim		Sim		Sim		Sim		Sim		Sim	
R <sup>2</sup> Adj	-		-		-		-		-		-	
AIC	2701.7680		2759.8770		2799.8810		2794.4980		2799.8810		2794	
BIC	3177.5850		3200.2210		3339.5380		3334.1550		3339.5380		3334	
LogLik	-1283.8840		-1317.9390		-1323.9400		-1321.2490		-1323.9400		-1321	
Efeito Aleatório	Variância	P-valor	Variância	P-valor	Variância	P-valor	Variância	P-valor	Variância	P-valor	Variância	P-valor
Imóveis	0.0730		0.0733		0.07296		0.07292		0.07296		0.07292	
Distritos	0.0032	0.000	0.0031	0.000	0.00234	0.000	0.00240	0.000	0.00234	0.000	0.00240	0.000
	I Moran	P-valor	I Moran	P-valor	I Moran	P-valor	I Moran	P-valor	I Moran	P-valor	I Moran	P-valor
Nível 1:	2.76E-03	0.000	2.76E-03	0.000	-4.81E-04	0.772	-6.9E-04	0.8966	-4.8E-04	0.7715	-6.9E-04	0.8966
Nível 2:	-1.59E-04	0.538	-1.59E-04	0.538	-1.08E-03	0.974	-1.3E-03	0.9934	-1.1E-03	0.9742	-1.3E-03	0.9934
Matrix												
Nível 1:	Distância (Threshold)		Distância (Threshold)		Distância (Threshold)		5% Threshold		Threshold		5% Threshold	
Nível 2:	Queen		Queen		Queen		Queen		k = 5		k = 5	