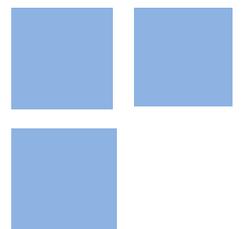


# Decomposição Espacial dos Preços de Imóveis Residenciais no Município de São Paulo

**RODGER B. ANTUNES CAMPOS**  
**EDUARDO SIMÕES ALMEIDA**



## Spatial Decomposition of Housing Prices in the Municipality of São Paulo<sup>1</sup>

Rodger B. Antunes Campos ([rodgerantunes@gmail.com](mailto:rodgerantunes@gmail.com))

Eduardo Simões Almeida ([edualmei@gmail.com](mailto:edualmei@gmail.com))

**Research Group:** Núcleo de Estudos Regionais e Urbanos (NEREUS)

### 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 68.2 percent of the housing prices can be explained by intrinsic characteristics and their location, while 31.8 percent by the characteristics of the districts and their spatial spillover. Of the latter, 24.8 percent is the neighborhood effect and 7 percent is the adjacency effect.

**Keywords:** Urban Economics; Hedonic Prices; Spatial Hierarchical Linear Model

**JEL Codes:** R30; C21

## Decomposição Espacial dos Preços de Imóveis Residenciais no Município de São Paulo

### Resumo:

Muitos trabalhos estudaram fatores que determinam o preço de imóveis. Todavia, pouco esforço foi atribuído para estudar o *spillover* espacial entre distritos, atentando ao fato das hierarquias dos objetos de análise. Nesse contexto, utilizando o Método Hierárquico Linear Espacial, o presente artigo busca analisar o efeito vizinhança e o efeito adjacência no município de São Paulo, isto é, quais os fatores afetam o preço intra-distrito e quais os fatores atuam entre-distritos. O resultado aponta que 68,2% do preço do imóvel é explicado pelas características intrínsecas e de localização, enquanto 31,8% é explicado pelas características dos distritos e o *spillover* espacial entre estes. Em relação à última decomposição, 24,8% pode ser entendido como efeito vizinhança.

**Palavras-Chave:** Economia Urbana; Preços Hedônicos; Modelo Hierárquico Linear Espacial

---

<sup>1</sup> Os autores agradecem o apoio financeiro da Capes e Fapemig.

## Decomposição espacial dos preços de imóveis residenciais no município de São Paulo

Rodger Barros Antunes Campos<sup>1</sup>, Eduardo Simões Almeida<sup>2</sup>

**Resumo:** Muitos trabalhos estudaram fatores que determinam o preço de imóveis. Todavia, pouco esforço foi atribuído para estudar o *spillover* espacial entre distritos, atentando ao fato das hierarquias dos objetos de análise. Nesse contexto, utilizando o Método Hierárquico Linear Espacial, o presente artigo busca analisar o efeito vizinhança e o efeito adjacência no município de São Paulo, isto é, quais os fatores afetam o preço intra-distrito e quais os fatores atuam entre-distritos. O resultado aponta que 68,2% do preço do imóvel é explicado pelas características intrínsecas e de localização, enquanto 31,8% é explicado pelas características dos distritos e o *spillover* espacial entre estes. Em relação à última decomposição, 24,8% pode ser entendido como efeito vizinhança e 7% como efeito adjacência.

**Palavras-chaves:** Economia Urbana, 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 68.2 percent of the housing prices can be explained by intrinsic characteristics and their location, while 31.8 percent by the characteristics of the districts and their spatial spillover. Of the latter, 24.8 percent is the neighborhood effect and 7 percent is the adjacency effect.

**Key-words:** Urban Economics, Hedonic Prices, Spatial Hierarchical Linear Model

**JEL:** R32, C21

---

<sup>1</sup> Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Economia pelo IPE-USP e membro do Núcleo de Economia Regional e Urbana - NEREUS-USP ([rodger.campos@usp.br](mailto:rodger.campos@usp.br)). O autor agradece a Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) pelo apoio financeiro, ao NEREUS e a Universidade de São Paulo.

<sup>2</sup> Professor associado do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da UFJF e Pesquisador do CNPq ([edualmei@gmail.com](mailto:edualmei@gmail.com)). O autor agradece o Conselho Nacional de Pesquisa Científica e Tecnológica (CNPq), a Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (Fapemig) e a Universidade Federal de Juiz de Fora.

## 1. INTRODUÇÃO

O bem “residência” possui uma grande importância na vida das pessoas, por ser o ativo de maior valor em seus patrimônios, e está 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.), serviço (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 denominados por vizinhança na literatura. Portanto, neste artigo, objetiva-se estudar a decomposição dos preços dos imóveis residenciais no município de São Paulo e analisar o impacto das características dos imóveis, do distrito que este 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 do impacto dos efeitos de vizinhança e de adjacência sobre os preços dos imóveis. O primeiro efeito refere-se ao impacto que as amenidades, na área em que o imóvel está espacialmente localizado, exercem sobre o preço dos imóveis. O segundo efeito diz respeito ao efeito transbordamento absoluto que as demais vizinhanças exercem sobre aquela em que o imóvel, especificamente, está sendo analisado. 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), Brawn e Uyar (2004), Uyar e Brawn (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 1996; Aguirre e Faria, 1997; Cunha, 2000; Biderman, 2001; Batalhone e Mueller, 2002; Neto, 2002; Souza Filho e Arraes, 2004; Rodon 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; Hermmann e Haddad (2005); Furtado (2009); Dantas *et al.*, 2010; Nadalin, 2010), mas desconsideram a hierarquia.

Entretanto, existem apenas alguns trabalhos sobre o mercado imobiliário brasileiro, considerando o aninhamento dos dados, mas sem tratar para a dependência espacial (Fávero e Belfiore, 2008; Lima e Simões, 2010; e Fávero, 2010<sup>3</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.

Segundo Sartoris (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>4</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:

$$P = f(CI, L, A, WP, WA) \quad (1)$$

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) 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;
- c) Amenidades (*A*), tais como qualidade do bairro, segurança, parques, cinemas, teatros, etc.;
- d) Média dos preços das residências na vizinhança (*WP*);
- e) 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 infraestrutura urbanas antigas) e amenidades modernas (restaurantes, teatros, modernas instalações públicas – piscinas, quadras de tênis, etc).

<sup>3</sup> Em Fávero (2010), a preocupação não é o mercado imobiliário residencial e sim corporativo.

<sup>4</sup> Ver Lancaster (1966 e 1971), Hendler (1975), Sartoris (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) sub-mercados imobiliários onde as moradias são consideradas bens substitutos; (d) pequenas unidades territoriais.

Portanto, chama-se **efeito vizinhança** (*EV*) a influência que a localização e acessibilidade (*LA*) e 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** (*EA*) diz respeito à influência que as amenidades das unidades espaciais adjacentes (*WA*) exercem sobre os preços dos imóveis. Isto é, segundo Can (1992), o primeiro captura o impacto das características intra-distrito; o segundo incorpora os efeitos de transbordamento espacial (entre distritos).

### 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 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>5</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 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. Este 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 *j* distritos justifica a variação de preço entre os distritos.

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

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, aninhadas 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 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

<sup>5</sup> O modelo HLM é detalhado em Raudenbush and Bryk (2002). Esta seção está embasada na exposição teórica desses autores.

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>6</sup> é estimado considerando as variáveis independentes para ambas as hierarquias. O primeiro nível é especificado para os atributos de cada imóvel  $i$  (CI) e sua localização e acessibilidade (LA):

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{i=1}^N \beta_{nj} Z_{ij} + r_{ij}, \quad r_{ij} \sim N(0, \sigma^2) \quad (3.a)$$

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

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \sum_{n=1}^N \gamma_{0n} A_{nj} + \sum_{n=1}^N \rho_{0n} W A_{nj} + u_{0j}, \quad u_{0j} \sim N(0, \tau_{0j}) \quad (3.b)$$

Em que,  $\beta_{1j} \dots \beta_{nj}$  são os coeficientes do nível 1.  $\gamma_{01}, \dots, \gamma_{0j}$  são os coeficientes do segundo nível, com  $n = 1, \dots, N$  representando os regressores e  $N$  o total de regressores do modelo.  $Z_{ij}$  é o vetor contendo as características intrínsecas (CI) e os fatores de localização e acessibilidade (LA).  $A_{nj}$  é o vetor de amenidades do segundo nível. O escalar  $\rho$  é o parâmetro autorregressivo espacial, ao passo que  $W$  é a matriz de ponderação<sup>7</sup> e expressa a forma de associação da variável entre o distrito  $i$  em questão e a(s) vizinhança(s)  $j$  deste distrito.

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.

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  $\tau_{00}$  captura a variabilidade entre os grupos. O coeficiente de correlação<sup>8</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 vizinhança e adjacência na composição dos preços dos imóveis levando em conta a hierarquia dos dados. A modelagem econométrica espacial estimada (para o segundo nível) segue a equação 3.b, entendendo o efeito vizinhança como o efeito gerado pelas amenidades (A), enquanto o efeito adjacência é o efeito gerado pela defasagem das amenidades (WA).

A abordagem espacial no modelo hierárquico linear segue a proposta de Morenoff (2003). 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 do teste de autocorrelação espacial for rejeitada e 2) estimação do segundo nível hierárquico introduzindo defasagens espaciais das variáveis de contexto do segundo nível.

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

<sup>6</sup> Modelos que desconsiderem a defasagem espacial são considerados como Ancova. Para modelos com defasagem, serão denominados de Ancova Espacial.

<sup>7</sup> Foram construídas as matrizes de ponderação espacial do tipo rainha, torre e de  $k$  vizinhos mais próximos. Seguindo o método proposto por Baumont (2004), foram experimentadas algumas matrizes de ponderação diferentes quanto ao número de vizinhos utilizados. Ajustou-se melhor a matriz de ponderação espacial do tipo rainha, isto é, apresentou o maior  $I$  de Moran significativo.

<sup>8</sup> O percentual da variância explicada é obtido multiplicando o valor do *corr* por 100.

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>9</sup>. A heterogeneidade espacial diz respeito à presença da variação sistemática no processo analisado através do espaço, geralmente conduz a heterocedasticidade dos termos de erro (CAN, 1990). Outra justificativa em favor da análise espacial é a natureza essencialmente georeferenciada dos dados (ANSELIN, 1998b).

Por fim, cabe destacar que esta abordagem é capaz de tratar apenas da autocorrelação espacial observável, manifestada nas defasagens espaciais das variáveis de contexto do segundo nível. 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>10</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.

### 4.2. Variáveis do Primeiro Nível

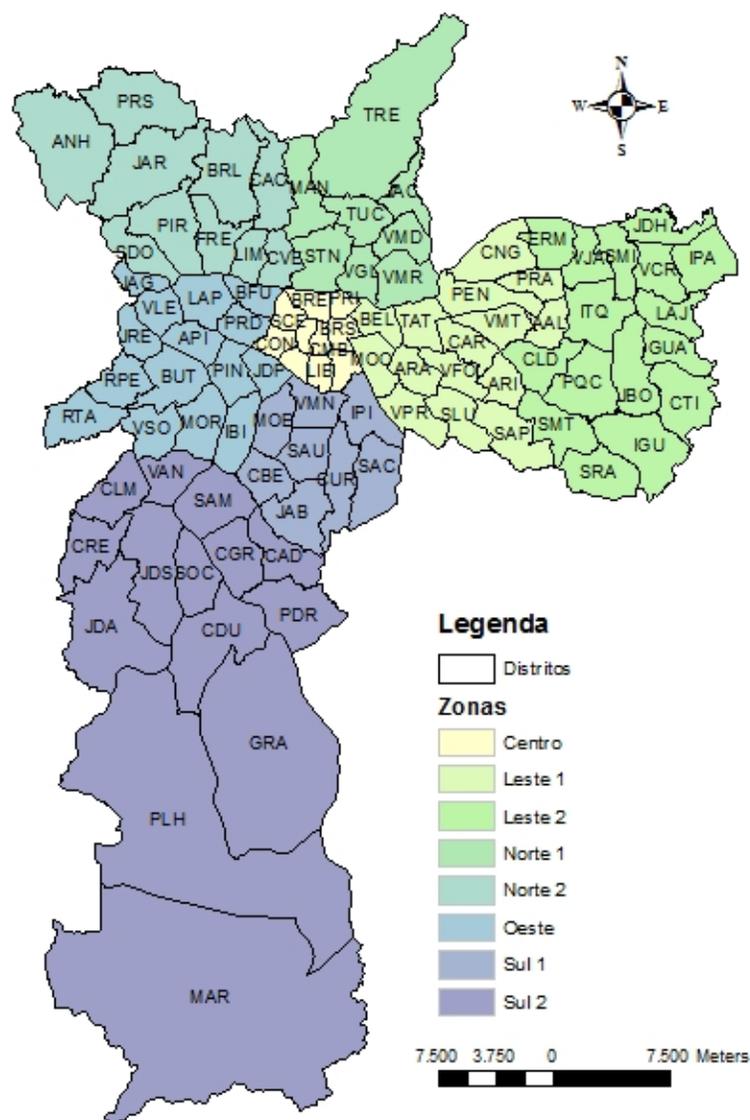
#### 4.2.1. Preços dos Imóveis

A base de dados do mercado imobiliário referentes ao primeiro nível do MHL é proveniente da Empresa Brasileira de Estudos do Patrimônio (Embraesp) com 9.684 lançamentos verticais entre janeiro de 1985 até julho de 2012. 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.

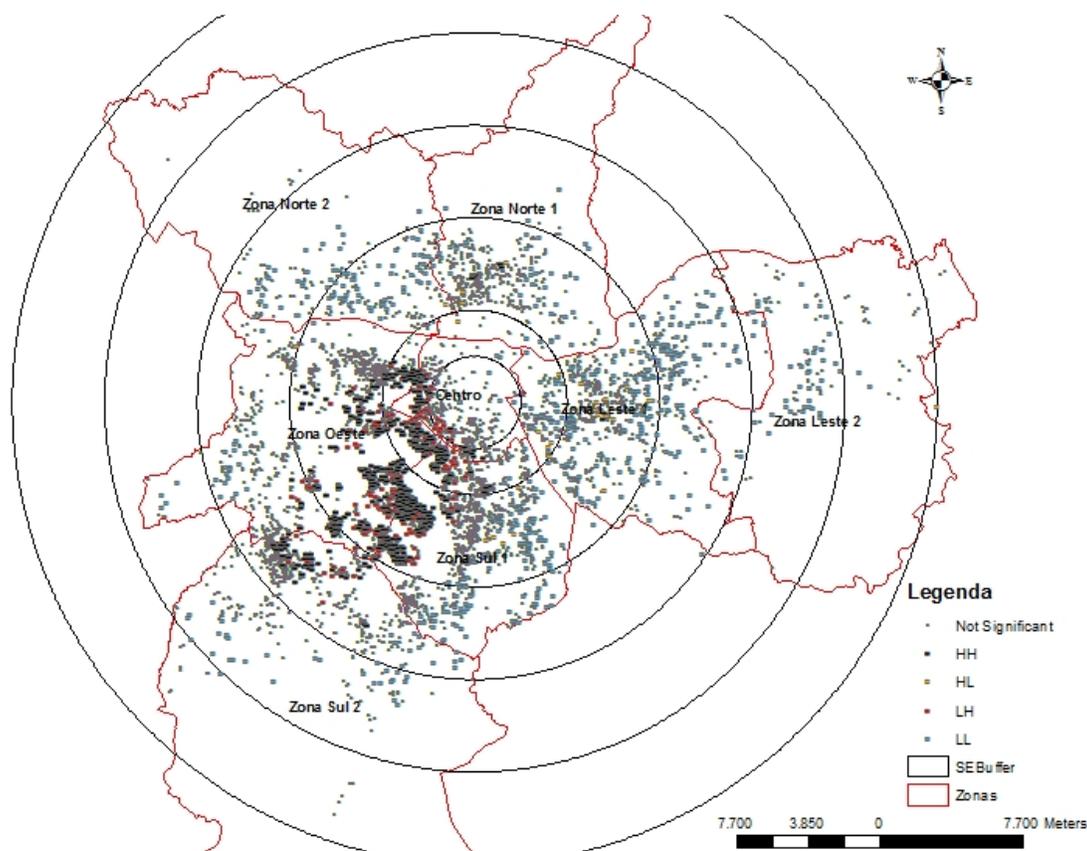
Convém notar que os dados não constituem uma amostra, isto é, não existe um plano de amostragem subjacente à obtenção dessa base de dados. Os dados representam apenas uma parcela dos empreendimentos lançados no município, refletindo dados de fluxo e não de estoque (BIDERMAN, p. 93, 2001). Uma característica 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 acabam sendo pouco confiáveis dadas as reformas que os imóveis sofrem ao longo do tempo (Biderman, p. 96, 2001). Outra vantagem de se utilizar essa base de dados reside no fato da Embraesp cuidar para que o preço de lançamento dos imóveis sejam os referentes 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, p. 119, 2001).

<sup>9</sup> A violação do pressuposto de independência entre as observações pode produzir parâmetros viesados e/ou níveis de significância não confiáveis.

<sup>10</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.

Figura1: Divisão geográfica do Município de São Paulo<sup>11</sup>

<sup>11</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 Sonia (VSO)

Figura 2: Mapa de *Clusters* dos preços de lançamento

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da Embrasp.

A Figura 2 acima traz o mapa de *clusters* dos preços de lançamentos de imóveis.

Primeiramente, cabe destacar os círculos concêntricos, numa aproximação dos anéis intraurbanos de von Thünen, assumindo uma cidade monocêntrica. O primeiro anel dista 2,5Km do marco zero da cidade de São Paulo (localizado no distrito Sé); o segundo, 5Km e, os demais, 5Km a mais em relação ao anel antecessor. É possível destacar que a cidade de São Paulo, em grande parte, apresenta uma distância concêntrica (radial) máxima (quando se consideram apenas suas margens norte, leste e oeste), em relação à Praça da Sé, de 25 km<sup>12</sup>.

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>13</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 preço baixo (HL)<sup>14</sup>, pode ser observado nas zonas Leste 1 (Mooca e Tatuapé), Sul 1 (Cursino) e Norte 1 (Santana). Mais especificamente, esses distritos apresentam amenidades positivas, como segurança, parques, metrô e trens, etc. É importante ressaltar que esses imóveis se

<sup>12</sup> Vale a pena destacar que a métrica adotada é baseada em distâncias euclidianas.

<sup>13</sup> Do inglês: *High-High* – distritos com alta concentração de determinada característica cercado por outros de alta concentração.

<sup>14</sup> Do inglês: *High-Low* – distritos com alta concentração de determinada característica cercado por outros de alta concentração.

localizam, em sua grande maioria, dentro da distância radial de até 10 km da Sé. Ademais, dentro desse mesmo círculo concêntrico, encontram-se imóveis cuja aglomeração é baixo-baixo (LL)<sup>15</sup>.

#### 4.1.2. Características Intrínsecas (CI)

A base de dados da Embrasp 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*.

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

Costuma-se também utilizar as medidas de acessibilidades como características que 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 (SEMPLA). 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>16</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> Do inglês: *Low-Low* – distritos com baixa concentração de determinada característica cercado por outros de baixa concentração.

<sup>16</sup> Não considerar a outra região como centro (para medir a distância euclidiana) não implica em 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 Hierárquico	Descrição	Fonte
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	Stata
Distância à Sé	LA	Imóvel	Distância euclidiana (Km)	ArcGis 10
Distância ao metro/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 da unidade com acesso a esgotamento sanitário	Censo
Abastecimento de água	A	Distrito	Proporção de residências da unidade com acesso a água encanada	Censo
Coleta de lixo	A	Distrito	Proporção de residências da unidade com acesso a coleta de lixo.	Censo
Energia elétrica	A	Distrito	Proporção de residências da unidade com acesso a distribuição de energia	Censo
Densidade arbórea	A	Distrito	Proporção de área verde (parques municipais e unidade de conservação) em relação à área do distrito	LUME
Homicídio	A	Distrito	Coefficiente entre óbitos por agressão e a população da mesma unidade	SEADE
Biblioteca	A	Distrito	Número de equipamentos na unidade	SEPLAM
Cultura (Cinema e Teatro)	A	Distrito	Número de teatros e cinema na unidade	SEPLAM
Emprego	A	Distrito	Número de empregos na unidade	RAIS
Densidade Estabelecimento	A	Distrito	Número de estabelecimentos na unidade em relação à área	RAIS
Densidade populacional	A	Distrito	Total da população em relação à área	SEADE
Hospital	A	Distrito	Número de hospital na unidade por mil pessoas	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).

## 4.2. Variáveis do Segundo Nível Hierárquico

### 4.2.1. Amenidades (A)

Quanto às amenidades, são consideradas as seguintes variáveis: a) infraestrutura urbana do distrito (proporção da população com acesso a rede de esgoto, a abastecimento de água, a coleta de lixo e a 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 Metrópole (LUME) e o Centro de Estudos da Metrópole (CEM).

## 5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Pode-se concluir, a partir da Tabela 3, que a hipótese nula da aleatoriedade do intercepto no primeiro nível é rejeitada, pois o componente da variância ( $\tau_{00}$ ) é diferente de zero e estatisticamente significativo. Portanto, observa-se que as vizinhanças formadas pelos distritos do município de São Paulo apresentam efeitos distintos na determinação dos preços dos imóveis.

Tabela 3: Parâmetro e Decomposição de Variância para o Modelo Anova com Efeito Aleatório

Efeito Aleatório	Componente de Variância	P-valor
Imóveis: $\text{Var}(r_{ij}) = \sigma^2$	0,442	
Distrito: $\text{Var}(\beta_0) = \tau_{00}$	0,305*	0,000

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

Com base nos resultados do modelo Anova reportados na Tabela 3, as variações no preço de venda dos imóveis podem ser divididas em dois componentes de variância (imóveis e distritos):  $\sigma^2 = 0,442$  e  $\tau_{00} = 0,305$ . Computando-se a correlação intraclasse, há evidências de que 59% da variação dos preços dos imóveis é devido à estrutura e da localização e acessibilidade referentes aos imóveis, ao passo que 41% da variabilidade dos preços dizem respeito aos distritos.

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 os coeficientes, considera-se o modelo Ancova Espacial devido à correção da dependência espacial, garantindo parâmetros não enviesados e/ou níveis de significância confiáveis.

Assim ao adicionar as variáveis ao modelo (Tabela 4) é possível analisar a decomposição da variância dos preços. Primeiramente, nota-se que a variância dentro da célula nos preços de venda ( $\sigma^2$ ) sofreu um declínio de 0,442 para 0,048, o que implica que as variáveis de contexto incluídas no modelo (Equação 3.a) representam 89,1% 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. A homogeneidade sobre a variância do distrito é rejeitada em 1%, segundo o teste Qui-Quadrado ( $\chi^2$ ). Portanto, os coeficientes das variáveis referentes às amenidades são estatisticamente significativos.

Sobre a variância estimada  $\tau_{00}$  nos preços de venda dos imóveis entre distritos, nota-se uma queda da variância de 0,305 para 0,103. Após as variáveis de amenidades serem agregadas (Equação 3.b), 65,6% da variação remanescente nos preços médios de venda dos imóveis são explicados pelas variáveis de contexto *A* e *WA*.

A estimação final dos efeitos fixos com erros padrões robustos apresentou alguns coeficientes de variáveis estatisticamente não significativos, tais como *elevadores*, *área total* e *distância ao hospital*, indicando que os consumidores podem não ter preferências por essas características. Porém, os coeficientes para número de *dormitórios*, *banheiros*, *vagas*, *blocos*, *andares*, *área útil*, *distância ao trem/metrô* e *distância às favelas* são estatisticamente significativos.

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>17</sup>.

Quando se mede a possibilidade de deslocamento por meio de metrô e/ou trens, o coeficiente desta variável é estatisticamente significativo e com sinal negativo, em consonância com os resultados encontrados em Herman e Haddad (2005). A explicação para

<sup>17</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.

esse sinal reflete a importância dos meios de transporte para deslocamento, isto é, quanto mais afastada estiver a residência dos serviços de trem/metrô, os consumidores estariam dispostos a pagar preços mais baixos (a cada 1 quilômetro de distanciamento o impacto sobre o preço é de -1,5%).

O coeficiente da variável referente à proximidade de favelas é significativo e também apresenta o sinal esperado, evidenciando que quanto mais distante ficar a residência de lugares subnormais, mais disposto a pagar estará o consumidor, em consonância com o resultado obtido por Nadalin (2010). A cada quilômetro adicional em relação às áreas de favelas, tudo o mais constante, o consumidor aceitaria pagar até 2,8% a mais no preço do imóvel.

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 (Knigth 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 e incentivos federais para o mercado imobiliário (por ex., expansão do crédito residencial), justificando, portanto, o uso dessas variáveis como controle. O efeito do tempo sobre os preços dos imóveis foram crescentes 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.

Quanto às variáveis que medem o efeito vizinhança (EV), os coeficientes que apresentam significância estatística são: o coeficiente de *homicídio*, de *densidade populacional* e de *estabelecimentos*.

A partir do modelo estimado, as residências localizadas numa vizinhança cuja taxa de *homicídio* e *densidade populacional* sejam altas impactam negativamente sobre o preço médio do imóvel. Enquanto a primeira variável diz respeito à insegurança na vizinhança, a segunda sugere o efeito negativo da aglomeração de pessoas no mesmo distrito, tais como o trânsito na utilização das avenidas, concorrência na utilização dos serviços, etc.

O coeficiente da variável *densidade de estabelecimentos*, *proxy* para a quantidade de serviços em cada distrito, apresentou-se significativo a 1%. É possível notar que a oferta de serviços dentro do distrito implica em valorização média das residências. O sinal positivo estaria revelando a preferência do consumidor por essa qualidade no distrito em que o imóvel está localizado.

Quanto às variáveis que medem o efeito adjacência (EA), os coeficientes que apresentam significância estatística são, a saber, o coeficiente de *def. homicídio*, *def. emprego*, *def. densidade populacional* e *def. cultura*.

Nota-se que o efeito espacial medido pelas variáveis *def. homicídio* e *def. densidade populacional* dos vizinhos adjacentes afetam negativamente a determinação dos preços médios (efeito adjacência), assim como as variáveis *homicídio* e *densidade populacional* (efeito vizinhança). De outro modo, os distritos cujos vizinhos apresentem alto índice de homicídio implica em redução do preço médio do imóvel, devido ao transbordamento negativo. O efeito negativo conjunto é de 5,15%<sup>18</sup>.

---

<sup>18</sup> O efeito conjunto pode ser entendido como efeito vizinhança (EV) e efeito adjacência (EA) e calculado como:  $EV + EA = e^{Y_{2j} + \rho_{2j}}$ . A exponencial  $e$  decorre do fato da variável dependente ter sido construída como ln (preço).

Tabela 4: Parâmetros e Decomposição de Variância para o Modelo Condicional

Efeito Fixo	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Grau de liberdade	P-valor
Nível 1: $\ln(Y_{ij}) = \beta_{0j} + \sum_{i=1}^N \beta_{nj} Z_{ij} + r_{ij}$					
Dormitório	0.161*	0.006	24.987	9633	0.000
Banheiro	0.104*	0.016	6.542	9633	0.000
Vaga	0.144*	0.024	6.076	9633	0.000
Elevador	0.003	0.002	1.254	9633	0.210
Bloco	-0.019*	0.004	-4.606	9633	0.000
Andar	0.002*	0.001	2.467	9633	0.014
Área útil	0.002*	0.000	6.434	9633	0.000
Área total	0.000	0.000	0.307	9633	0.759
Distância ao CBD	-0.017**	0.008	-2.242	9633	0.025
Distância ao Metrô/Trem	-0.016**	0.008	-2.003	9633	0.045
Distância à Favela	0.028**	0.013	2.108	9633	0.035
Distância ao Hospital	-0.005	0.010	-0.461	9633	0.644
SPA	0.634*	0.022	28.332	9633	0.000
SPM	0.306*	0.011	28.274	9633	0.000
Time dummy	Sim				
	Coefficiente	P-valor		Coefficiente	P-valor
Nível 2: $\beta_{0j} = \gamma_{00} + \sum_{j=1}^J \gamma_{0j} A_{kj} + \sum_{j=1}^J \rho_{0j} W A_{kj} + u_{0j}$					
Intercepto	11.297*	0.000		11.962*	0.000
Estrutura	-0.011	0.917		-0.004	0.950
Homicídio	-0.036*	0.000		-0.023*	0.000
Cultura	0.002	0.645		0.002	0.558
Biblioteca	0.003	0.691		-0.009	0.251
Emprego	0.004	0.157		0.001	0.583
Densidade Populacional	-0.035*	0.001		-0.025*	0.005
Densidade Arbórea	0.051	0.895		-0.036	0.906
Densidade Estabelecimento	0.230*	0.002		0.138**	0.026
Hospital por mil	-0.936**	0.027		-0.627	0.219
Def. Estrutura	-	-		0.034	0.824
Def. Homicídio	-	-		-0.03**	0.022
Def. Cultura	-	-		0.015	0.110
Def. Biblioteca	-	-		-0.022	0.464
Def. Emprego	-	-		0.01**	0.019
Def. Densidade Populacional	-	-		-0.036**	0.017
Def. Densidade Arbórea	-	-		0.619	0.190
Def. Densidade Estabelecimento	-	-		0.017	0.869
Def. Hospital por mil	-	-		-1.152	0.154
Efeito Aleatório	Componente da Variância	P-valor		Componente da Variância	P-valor
Imóveis	0.0482			0.0480	
Distritos	0.1454*	0.000		0.103*	0.000
Termo de Erro	I de Moran			I de Moran	
Imóveis		0.000		-9.333	0.986
Distritos (Queen)	0.1585***	0.007		0.0373	0.212

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

Das defasagens espaciais utilizadas para captar lazer, os coeficientes da quantidade de *biblioteca* e *densidade arbórea* dos vizinhos adjacentes não foram significativos. Todavia, a

defasagem espacial da amenidade *cultura* (*WA*), ofertada pelos distritos adjacentes, afeta positivamente os preços médios dos imóveis (ao nível de significância estatística de 11%), sugerindo que os consumidores maximizam a sua utilidade residindo próximo aos distritos que ofertam cinemas e teatros, e estão dispostos a pagar por essa “qualidade”. Em outras palavras, para as famílias não há necessidade que estes serviços estejam localizados espacialmente no distrito em que reside; contudo, deve circundar o distrito em que vive.

O coeficiente da variável *emprego* 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 emprego ofertada pelos distritos vizinhos. Esses resultados conjuntos sugerem a percepção espacial dos consumidores: trabalhar no mesmo distrito em que reside 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. Entretanto, os consumidores consideram que os postos de emprego estejam na adjacência do distrito em que reside e pagariam a mais pelo imóvel, demonstrando que a percepção de distância ao emprego importa. Resumidamente, o efeito adjacência em relação ao *emprego* afeta positivamente o preço médio do imóvel no distrito.

Comparando dois efeitos em relação às amenidades, no que diz respeito à *densidade de estabelecimentos*, é possível notar que as famílias têm preferências apenas por serviços ofertados no distrito em que o imóvel está localizado, pois o coeficiente da variável defasada espacialmente, *def. densidade de estabelecimentos*, não é estatisticamente significativo. Já em relação à variável *cultura*, há um transbordamento espacial, enquanto inexistente efeito vizinhança. Portanto, foi possível demonstrar a coexistência dos efeitos vizinhança e adjacência sobre os preços médios dos imóveis. Enquanto o primeiro está relacionado às mudanças nas amenidades do distrito, o segundo diz respeito às alterações nas amenidades dos distritos adjacentes, revelando a percepção de espaço das famílias e, em alguma medida, a noção de essencialidade espacial de suas demandas.

Cabe destacar que, depois da inclusão das defasagens espaciais das amenidades (*WA*) no modelo hierárquico condicional espacial, a análise exploratória espacial dos seus resíduos indicou a ausência de autocorrelação espacial, tanto no primeiro quanto no segundo nível hierárquico – como demonstrado pelo *I* de Moran na tabela acima.

Embora o modelo com correção espacial seja o melhor modelo, pois permite que as estatísticas *t* sejam utilizadas e apresenta maior explicação do segundo nível, o modelo sem correção é exposto apenas como análise comparativa da decomposição dos preços (Tabela 4: Ancova Condicional sem defasagem espacial).

Nota-se, portanto, que agora é possível apenas analisar o efeito vizinhança. Nessa abordagem, as características extrínsecas incluídas (Equação 3.b com  $\rho_{0n} = 0$ ) no modelo passam a explicar 47,6% das diferenças remanescentes nos preços dos imóveis no mesmo distrito (comparação da variância entre os modelos Anova e Ancova sem defasagem). Relacionando ao modelo com correção espacial, o nível de explicação se reduziu em 18%, aludindo a importância explicativa das características dos vizinhos adjacentes.

Portanto, a partir do índice de correlação intraclasse (*corr*) é possível decompor o preço dos imóveis no município de São Paulo. No modelo com correção espacial, as características intrínsecas explicam 68,2% dos preços, enquanto às características extrínsecas cabem 31,8% das explicações. No que diz respeito ao modelo sem correção, 75,1% é devido às características de primeiro nível, e 24,8% decorre do efeito vizinhança. Dessa forma, pode-se dizer que 7% da decomposição dos preços médios dos imóveis correspondem ao efeito adjacência e 24,8% ao efeito vizinhança.

## 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O modelo hierárquico linear espacial contribui à análise do efeito vizinhança e do efeito adjacência, 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 distritos, isto é, o efeito adjacência e, por conseguinte, corrigir a dependência espacial.

No que tange à estimação, notou-se que 31,8% do preço dos imóveis são explicados pelo segundo nível hierárquico. Ademais, pôde-se concluir que as características intrínsecas são responsáveis por 68,2% da variação dos preços de venda dos imóveis. E dessa proporção, 89% é explicada pelas características intrínsecas. Enquanto no que diz respeito ao segundo nível, as características extrínsecas explicam 75,1% 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 o efeito adjacência explica 7% do preço da residência. Ademais, foi possível compreender que alterações em determinadas amenidades de distritos adjacentes são capazes de transbordar e afetar o sistema de preços médios dos imóveis.

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. A modelagem hedônica fornece subsídios para a tomada de decisão por parte do produtor, bem como é capaz de balizar decisões de políticas públicas em escala intraurbana, tanto no que se refere à oferta do produto por distrito quanto às diretrizes de projetos, oferta de recurso, serviços e seus impactos na valoração dos imóveis.

## REFERÊNCIAS

AGUIAR, M. M.; SIMÕES, R; GOLBER, A. B. **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, 2012.

AGUIRRE, A.; FARIA, D. M. C. P. **A utilização de preços hedônicos na avaliação social de projetos**. Revista Brasileira de Economia, Vol. 51, No. 2, pp. 391-411, 1997.

ALONSO, W. **Location and land use**. Cambridge: Harvard University Press, 1964.

ANSELIN, L. **Exploratory spatial data analysis in a geocomputational environment**. In. P. Longley, S. Brooks, R. McDonnell, and B. Macmillan (eds.), Geocomputation, A Primer, pp. 77-94. London: John Wiley, 1998b.

\_\_\_\_\_. **The future of spatial analysis in the social sciences**. Geographic Information Sciences, Vol. 5, No. 2, pp. 67-76, 1999.

BATALHONE, S. A.; NOGUEIRA, J. M.; MUELLER, B. P. M. **Economics of air pollution: hedonic price model and smell consequences of sewage treatment plants in urban areas**. Brasília: Universidade de Brasília, 2002.

BAUMONT, C. **Spatial Effects in Housing Price Models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?** Mimeo., Université de Bourgogne, 2004.

\_\_\_\_\_. **Neighborhood effects, urban public policies and housing values: a spatial econometric perspective.** Université de Bourgogne, 2007. Disponível em <http://leg2.u-bourgogne.fr/documents-de-travail/e2007-09.pdf>

BAUMONT, C; LEVROS, D. **Neighborhood effects in spatial housing values models: the case of the metropolitan area of paris (1999).** 26èmes Journées de Microéconomie Appliquée, Dijon, 2009.

BIDERMAN, C. **Forças de atração e expulsão na Grande São Paulo.** São Paulo: Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, 2001. (Tese de Doutorado).

BOURASSA, S.C., E. CANTONI, and M. HOESLI. **Predicting House Prices with Spatial Dependence: A Comparison of Alternative Methods.** Journal of Real Estate Research, Vol. 32, No. 2, pp. 139–60, 2010.

BROWN, K. H.; UYAR, B. **A hierarchical linear model approach for assessing the effects of house and neighborhood characteristics on housing prices.** Journal of Real Estate Practice and Education, Vol. 7, No. 1, pp. 15-23, 2004.

BRUECKNER, J.K.; THISSE, J.F.; ZENOU, Y. **Why is Paris rich and downtown Detroit poor? an amenity-based theory.** European Economic Review, Vol. 43, p. 91-107, 1999.

CAN, A. **The measurement of neighborhood dynamics in urban house prices.** Economics Geographic, Vol. 66, pp. 254–272, 1990

\_\_\_\_\_. **Specification and estimation of hedonic housing price models.** Regional Science Urban Economics, Vol. 22, pp. 53–474, 1992.

CUNHA, C. **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, 2000.

DANTAS, R.; MAGALHÃES, A., VERGOLINO, J. **Um modelo espacial de demanda habitacional para a cidade do Recife.** Estudos Econômicos, Vol. 40, No. 4, pp. 891-916, 2010.

DUBIN, R. **Estimation of regression coefficients in the presence of spatially autocorrelated error terms.** Review Econometric Statistics, Vol. 70, pp. 466–474, 1988.

\_\_\_\_\_. **Spatial autocorrelation and neighborhood quality.** Regional Science and Urban Economics, v. 22, 1992, p. 433-452.

FÁVERO, L. P. L.. **Preços hedônicos no mercado imobiliário comercial de São Paulo: a abordagem da modelagem multinível com classificação cruzada.** Estudos Econômicos, Vol. 41, No. 4, pp. 777-809, 2010.

FÁVERO, L. P. L.; BELFIORE, P. P. **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, 2008. 1 CD-ROM.

FÁVERO, L.; BELFIORE, P.; LIMA, G. **Modelos de precificação hedônica de imóveis residenciais na RMSP: uma abordagem sob as perspectivas da demanda e da oferta.** Estudos Econômicos: Vol. 38, No. 1, pp. 73-96, 2008.

FURTADO, B. A. **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, 2009. (Tese de Doutorado)

GALSTER, G. **On the Nature of Neighbourhood.** Urban Studies, Vol. 38, No. 12, pp.2111-2124, 2001.

GOLDSTEIN, H. **Multilevel Statistical Models.** London: Arnold. 1995.

GOODMAN, A. C.; TIBODEAU, T.G. **Housing market segmentation.** Journal of Housing Economics, vol. 7, p. 121-143, 1998.

HENDLER, R. **Lancaster's new approach to consumer demand and its limitation.** The American Economic Review, Vol. 65, No. 1, pp. 194-199, 1975

HERMANN, B., HADDAD, E. A. **Mercado imobiliário e amenidades urbanas: a view through the window.** Estudos Econômicos, Vol. 35, No. 2, p. 237-269, 2005.

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. **Contextual models of urban house prices: a comparison of fixed and random-coefficient models developed by expansion.** Economy Geography, vol. 70, n. 3, p. 252-272, 1994.

KIM, C. W; PHIPPS, T.T; ANSELIN, L. **Measuring the benefits of air quality improvement: a spatial hedonic approach.** Journal of Environmental Economics and Management, Vol. 45, p. 24-39, 2003.

KNIGHT, J. R.; SIRMANS, C. F.; TURNBUL, G. **List price signaling and buyer behavior in the housing market.** The Journal of Real Estate Finance and Economics, v. 9, p. 177-192, 1994.

LANCASTER, K. J. **A new approach to consumer's theory.** Journal of Political Economy, Vol. 74, pp. 132-157, 1966.

LIMA, A. C. C.; SIMÕES, R. F. **Centralidade e emprego na região nordeste do Brasil no período 1995/2007.** Nova Economia, Belo Horizonte, No. 20, pp. 39-83, 2010.

MACEDO, P. **Hedonic price models with spatial effects: an application to the housing market of Belo Horizonte, Brazil.** Discussion Papers,101. Belo Horizonte: Cedeplar/Face/UFMG, 1996

MACEDO, P.; SIMÕES, R. **Amenidades urbanas e correlação espacial: uma análise intra-urbana para BH/MG.** Revista Brasileira de Economia, Vol. 52, No. 4, pp. 525-541, 1998.

MACIEL, V.; BIDERMAN, C. **Assessing the effects of the São Paulo's metropolitan beltway on residential land prices.** Journal of Transport Litature. Vol. 7, No. 2, p. 373-402, 2013.

MEGBOLUGBE, I. F.; HOEK-SMIT. **Understanding neighbourhood dynamics: a review of the contributions of William G. Grigsby.** Urban Studies, Vol. 33, No.10, p.1779-1795, 1996.

MILLS, E. **An aggregative model of resource allocation in a metropolitan area.** American Economincs Review, Vol. 57, pp. 197-210, 1967.

\_\_\_\_\_. **Studies in the structure of the urban economy.** Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press, 1972.

MORENOFF, J. **Neighborhood mechanisms and the spatial dynamics of birth weight.** AJS, Vol. 108, No. 5, pp. 976-1017, 2003.

MUTH, R. **Cities and housing.** Chicago: University of Chicago Press, 1969.

NADALIN, V. **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, 2010.

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.

OSLAND, L. **An application of spatial econometrics in relation to hedonic house price modeling.** Journal of Real Estate Research, Vol. 32, No.3, 2010.

PAIXÃO, L. **O impacto da violência no preço dos imóveis comerciais de Belo Horizonte: uma abordagem hedônica.** Economia Aplicada, Vol. 13, No. 1, pp. 125-152, 2009.

RAUDENBUSH, S. W.; BRYK, A. S. *Hierarchical linear models: applications and data analysis methods*, Second edition, Thousands Oaks, CA: Sage Publications, Inc., 2002.

RONDON, V.; ANDRADE, M. **Estimação dos custos de criminalidade em Belo Horizonte.** Ensaios FEE, Vol. 26, No. 2; pp. 829-854, 2005.

SARTORIS NETO, A. **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, 1996.

SOUZA FILHO, E.; ARRAES, R. **Análise da demanda e modelos de preços hedônicos no mercado imobiliário urbano: o caso de Fortaleza.** Fortaleza: CAEN, Universidade Federal do Ceará, 2004.

TEIXEIRA, E.; SERRA, M. **O impacto da criminalidade no valor de locação de imóveis: o caso de Curitiba.** Economia e Sociedade, Vol. 15, No. 1, pp. 175-207, 2007.