

# O mercado imobiliário residencial no município de São Paulo: uma abordagem de preços hedônicos espacial

*The housing market in the municipality of São Paulo: a spatial hedonic prices approach*

*Rodger Barros Antunes Campos*  
Universidade de São Paulo

## Abstract

One of the merits of hedonic prices treatment is its capacity to estimate implicit prices of characteristics that have not a specific market. For example, it is possible to estimate implicit characteristics of complex housing markets. The first part of this paper is concerned with the microfoundations of AMM and AMM with amenity models. Using hedonic prices jointly with spatial econometrics estimation I intend to estimate the willingness of consumers to pay for house characteristics and amenities in the São Paulo housing market taking into account consumer profile.

## Keywords

urban economics; real estate market; hedonic prices; spatial econometrics.

**JEL Codes** R31; C21.

## Resumo

*Um dos méritos da abordagem de preços hedônicos é poder estimar preços implícitos de características que não têm mercado específico. Por exemplo, podem-se estimar as características implícitas do complexo mercado imobiliário. O ponto de partida do artigo é o reconhecimento da importância dos microfundamentos do modelo AMM (Alonso-Muth-Mills) e do AMM com amenidades. Utilizando a modelagem de preços hedônicos conjuntamente a abordagem de econometria espacial, pretende-se estimar as preferências do consumidor por características do imóvel e amenidades no mercado imobiliário residencial no município de São Paulo considerando os perfis dos consumidores.*

## Palavras-chave

*economia urbana; mercado imobiliário; preços hedônicos; econometria espacial.*

**Códigos JEL** R31; C21.

## 1 Introdução

Ao estudar o mercado imobiliário, é necessário considerar não somente características que formam o imóvel, mas também as que cerceiam esse bem. Esses fatores, segundo Furtado (2009), levam a compreender o mercado imobiliário como sendo complexo e intrinsecamente correlacionado com o espaço. Da característica de localização fixa do bem (Anselin, 1998)<sup>1</sup> é que decorre a importância do estudo da vizinhança, pois assim como o próprio imóvel alocado no espaço forma a característica do ambiente e reflete no preço do bem, outras características que compõem a vizinhança geram externalidades sobre o mecanismo de preço.

Megbolugbe (1996) agrega os conceitos de vizinhança comumente utilizados na literatura: (a) área homogênea que reparte características geográficas e imobiliárias; (b) áreas com coesão no sentido de identidade, organização política ou social; (c) submercados imobiliários em que as moradias são consideradas bens substitutos e (d) pequenas unidades territoriais.

As características que formam as vizinhanças (geográficas e imobiliárias) e influenciam no consumo de um imóvel em determinada localização espacial, restrita a sua renda, segundo Galster (2001) são: (a) a própria residência (considera questão estrutural), (b) aspectos demográfico e social (renda e educação), (c) qualidade do serviço público oferecido dentro do perímetro, (d) questões ambientais, (e) acessibilidade, (f) importância política e sentimental.

Das características do entorno e da percepção que os agentes econômicos têm do espaço geográfico é que se forma a identidade de um distrito, cidade e estado (Furtado, 2009). Em síntese, os agentes escolhem demandar imóveis não somente pela questão abrigo, mas, também, pela oferta de bens e serviços da vizinhança.

É a partir desses possíveis deslocamentos das curvas de demanda, ao incorporar vizinhança, que se estabelece o apelo do trabalho empírico. O presente artigo tem por objetivo analisar os determinantes do preço implícito da área útil para os consumidores de imóveis no município de São Paulo considerando submercados diferentes.

O trabalho contribui com a literatura nacional ao explicitar o comportamento do mercado imobiliário de lançamentos de apartamentos e casas

1 Outras características dos imóveis elencadas por Anselin (1998): alto custo da oferta, durabilidade e heterogeneidade do bem.

no município de São Paulo, apontando os atributos com maior representatividade no conjunto de escolhas que coordenam a demanda do bem imobiliário. Ressalta a importância de considerar as amenidades do espaço para o exercício de explicar os preços dos imóveis sob os pressupostos dos modelos Alonso-Muth-Mills – AMM – e a extensão desse modelo ao adicionar amenidades. Contribui também ao trazer ao debate o modelo de dois estágios de Rosen (1974).

O presente artigo consiste em cinco seções, excetuando esta introdução. A seção seguinte trata da revisão de literatura com ênfase no modelo AMM e sua extensão seguindo a estrutura proposta em Brueckner (1987) e nos trabalhos que aplicaram o modelo de dois estágios de Rosen (1974). A seção 3 apresenta a unidade espacial do trabalho, as variáveis do modelo e a base de dados. A próxima seção traz a discussão sobre a metodologia de Rosen (1974) e a abordagem de econometria espacial para estimação do modelo. Na seção 5, discutem-se os resultados empíricos, apontando a factibilidade com o modelo estrutural microfundamentado para consumidores heterogêneos. Por último, as considerações finais tratam da estilização do município de São Paulo (MSP) por mapas e possíveis extensões.

## 2 Revisão da literatura

A formação dos preços de imóveis vai além do custo de produção, combinando-se às externalidades que cercam o objeto. Entre as externalidades, a localização se coloca como ponto importante para entender o preço dos imóveis. Ela é o ponto de interseção entre as áreas de estudo de mercado imobiliário, economia urbana e teoria econômica. Portanto, a estratégia de apresentação desta seção se inicia com uma breve descrição do modelo de localização dentro da cidade proposta pela Nova Economia Urbana. No passo seguinte, aborda-se o problema para a Teoria Econômica quando se trabalha com bens heterogêneos. Logo após, busca-se lançar luz sobre a questão empírica da abordagem econométrica. E, finalmente, alguns trabalhos da literatura internacional e nacional são apontados.

## 2.1 A nova economia urbana e o equilíbrio do mercado imobiliário

No que tange à localização, o problema é trazido à Economia Urbana no trabalho seminal de von Thünen (1826). Embora o foco da teoria da localização estivesse nas interpretações das decisões empresariais sobre o melhor lugar para localizar a firma numa economia de mercado, sua preocupação se assentava no custo de transporte, em que a escolha da localização numa cidade monocêntrica se daria onde houvesse minimização dos custos ou maximização do lucro.

A partir da agenda proposta por von Thünen (1826), Alonso (1964), Muth (1969) e Mills (1972) estabelecem as bases para o modelo Alonso-Muth-Mills (AMM), consolidado por Brueckner (1987), e dá-se início ao que se denomina Nova Economia Urbana (NEU). O modelo trata dos fatores que determinam a estrutura interna das cidades, sublinhando a localização das famílias e residências na área intraurbana. É importante ressaltar que para os teóricos que dão início a NEU, os imóveis são tratados como bens homogêneos, isso é, trabalham sob a abordagem microeconômica clássica. A exposição abaixo do modelo AMM segue a estruturação de Brueckner (1987).<sup>2</sup>

O modelo AMM parte de uma cidade estilizada. Primeiramente, os postos de trabalho são centralizados num determinado ponto no espaço dentro da cidade, chamado de centro de negócios do distrito (CBD, do inglês: *Central Business District*). São as quantidades de CBD que determinam se a cidade é monocêntrica, duocêntrica ou policêntrica. Nessa modelagem, os consumidores partem a um centro de negócios utilizando estradas radiais.

O deslocamento para o CBD implica num custo de transporte<sup>3</sup>,  $t$ , que é função da distância,  $x$ , da residência até o centro, logo, o custo de transporte é  $tx$ . Toma-se também por pressuposto que a renda,  $y$ , e as preferências entre os consumidores são homogêneas. Desse pressuposto, em equilíbrio, a utilidade,  $u$ , de todos os consumidores também é homogênea, ou seja, a utilidade é a mesma para qualquer consumidor – permitindo a utilização do agente representativo.

.....  
 2 É importante ressaltar o reconhecimento de Brueckner (1987) dos pressupostos mais realistas, mas seu objetivo está em estabelecer homogeneidade nas modelagens propostas (Alonso, Muth e Mills).

3 A função  $t(x)$  é considerada contínua e duas vezes diferenciável. A primeira derivada positiva e a segunda negativa.

Assumindo a função utilidade  $v(c, q)$  onde  $c$  é a escolha entre uma cesta de bens compostos e  $q$  consumo em habitação<sup>4</sup>. Assume-se ainda como hipótese que o preço da sub-cesta  $c$  é numerário e  $p$ <sup>5</sup> denota o preço do bem  $q$ .

Portanto, assumindo a racionalidade dos consumidores, estes maximizam utilidade. A variação de  $p$  é elemento essencial para equilibrar as utilidades dentro da cidade, dada a restrição orçamentária:  $c + pq = y - tx$ . Segue do pressuposto teórico que a maximização do nível de utilidade é igual a:

$$\max_q v(y - tx - pq, q) = u \quad (1)$$

A condição de primeira ordem, dado que o consumidor escolhe a quantidade ótima do bem habitação em função do preço, segue:

$$\frac{v_2(y - tx - pq, q)}{v_1(y - tx - pq, q)} = p \quad (2)$$

Onde  $v_i$  é a derivada parcial com relação aos  $i$ ésimo argumento. A Equação 2 é taxa marginal de substituição entre os dois bens, que, como era de se esperar, é a relação entre os preços. Adicionalmente, a cesta resultante deve fornecer  $u$  de utilidade.

$$v(y - tx - pq, q) = u \quad (3)$$

Da dependência do preço e quantidade em relação à distância, à renda, ao custo de transporte e à utilidade, os resultados das derivadas parciais em equilíbrio permitem entender o comportamento do preço no espaço (fornecendo a *bidrent*). Tem-se então:

$$-v_1 \left( t + \frac{\partial p}{\partial x} q + p \frac{\partial q}{\partial x} \right) + v_2 \frac{\partial q}{\partial x} = 0 \rightarrow \frac{\partial p}{\partial x} = \frac{-t}{q} < 0 \quad (4)^6$$

4 O consumo do bem habitação é medido em metros quadrados. É importante salientar que esse consumo é representado pelas características intrínsecas do bem. Como será detalhado mais abaixo no modelo de Lancaster (1966). Por hora cabe explicitar o equilíbrio entre demanda e oferta por habitação como se o bem fosse homogêneo

5  $p$  pode ser o preço do aluguel, preço de venda do imóvel.

6 A igualdade é válida desde que  $v_2 = pv_1$ .

Tomando a diferença de (2) em relação à distância, depara-se:

$$\frac{\partial p}{\partial x} = g \frac{-t}{q} > 0 \quad (5)$$

Onde  $g < 0$  é a inclinação da curva de demanda compensada pela renda e com utilidade constante.<sup>7</sup>

Das equações acima, pode-se inferir que o aumento no distanciamento da residência em relação ao centro deve incorrer numa redução no preço do imóvel – para agentes consumidores homogêneos (Equação 4). Denota-se também, dado que  $q$  é uma função crescente de  $x$ , que os consumidores demandam imóveis maiores ao se distanciarem do CBD. Em resumo, os consumidores esperam ser compensados pela distância e pelo custo de transporte (Equação 5).

No equilíbrio do consumidor, tem-se que a influência dos parâmetros  $y$ ,  $t$  e  $u$  sobre  $p$  e  $q$  seguem: a)  $\partial p / \partial y > 0$  e  $\partial q / \partial y < 0$ , isto é, um aumento da renda implica em aumento do preço do imóvel e como consequência a demanda é reduzida; b)  $\partial p / \partial t < 0$  e  $\partial q / \partial y > 0$  resultando que o aumento do custo de transporte impõe restrição ao preço do imóvel e, concomitantemente, aumenta a demanda por imóveis maiores.

Posteriormente, Brueckner *et al.* (1999) trazem à Síntese Neoclássica Espacial o conceito de amenidades determinado pelo nível de renda. As amenidades capazes de mudar o padrão espacial são definidas como amenidades naturais (inclui 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.). Para os autores, as duas primeiras amenidades são consideradas exógenas; enquanto a última, endógena, devido à dependência dos padrões econômicos correntes da vizinhança. A teoria mostra que a locação relativa dos diferentes grupos de renda está em função do padrão espacial das amenidades na cidade. Ou seja, regiões centrais com amenidades positivas em relação ao subúrbio tendem a concentrar ricos. Em regiões centrais com amenidades fracas ou negativas, os ricos tenderiam a se localizar na periferia da cidade. Para Brueckner *et al.* (1999) o mo-

<sup>7</sup>  $g = \frac{\partial V_2 / \partial V_1}{\partial q} \Big|_{u = \text{constante}} - 1$

delo AMM é insatisfatório para explicar a complexidade do mundo real. Portanto, pode-se considerar o modelo como uma extensão do AMM – AMM com amenidades.

A nova função de equilíbrio estabelecida com a inclusão das amenidades segue:

$$p'(x) = -\frac{t}{q(x)} + \frac{u^a}{q(x)u^e} a'(x) = -\frac{t}{q(x)} + \frac{v^a [y - tx, p(x), a(x)]}{q(x)} a'(x) \quad (6)$$

Onde,  $p$  é o preço do imóvel,  $x$  é a distância ao CBD,  $a(x)$  é o nível de amenidade exógena em relação à distância  $x$ ,  $q$  é o consumo de residências,  $v^a$  é a função de utilidade indireta,  $e$  é o consumo dos demais bens e  $t$  é o custo do deslocamento.

Enquanto o modelo de localização padrão ignora as amenidades ( $v^a = 0$ ), a Equação 6 mostra que, neste caso, o preço do imóvel residencial decai com o distanciamento do CBD, sendo compensado pelo alto custo de deslocamento. Todavia, as amenidades atuam sobre a *bidrent* dos imóveis. Isto é: *a*) se  $a'(x) < 0$  indica que as amenidades decrescem com o distanciamento do CBD e o fato dos preços das residências periféricas serem baixos advém da necessidade de serem compensados pelas amenidades inferiores e pelo custo de transporte; *b*) se  $a'(x) > 0$ , então a vantagem líquida dos subúrbios é ambígua e está refletindo no comportamento espacial ambíguo para o preço.

Para a segunda proposta, Brueckner *et al.* (1999) propõem alguns pressupostos para definir o padrão locacional: *a*) o efeito do custo de transporte é assumido predominante ( $p'(x) < 0$  para toda localização, independente do padrão das amenidades); *b*) existem dois grupos de renda: rico e pobre; *c*) um dado grupo ocupa uma área da cidade e sobrepua o outro; *d*) na fronteira entre as áreas,  $\hat{x}$ , é o ponto onde os preços de demanda se igualam:  $p_0'(x) = p_1'(x)$ <sup>8</sup> (o subscrito 0 representa o grupo de pobres, enquanto o subscrito 1, ricos).

Portanto, usando a Equação 6, a diferença entre a inclinação do preço de demanda em  $\hat{x}$  para os dois grupos é definida por:

.....  
 8 Se  $p_0'(x) > p_1'(x)$  a curva do pobre é mais íngreme em  $\hat{x}$ , então o pobre empurra o rico para a área central e o rico empurra o pobre para o subúrbio. Se  $p_0'(x) < p_1'(x)$  a curva do rico é mais inclinada, e o padrão inverso é observado.

$$\Delta = p_1'(x) - p_0'(x) = \frac{t_0}{q_0(x)} - \frac{t_1}{q_1(x)} + a'(x) \left( \frac{v^a [y_1 - t_1(\hat{x}), p_1(\hat{x}), a(x)]}{q_1(x)} - \frac{v^a [y_0 - t_0(\hat{x}), p_0(\hat{x}), a(x)]}{q_0(x)} \right) \quad (7)$$

Como resultado, para  $\Delta > 0$ , significa que os ricos se localizariam nos subúrbios; para  $\Delta < 0$ , os pobres se localizariam no subúrbio. Entretanto, para valorar o sinal do  $\Delta$  dependente das amenidades, consideram-se dois pressupostos: *a*) o efeito locacional convencional é assumido em favor da localização suburbana do rico, ou seja,  $t_0/q_0(x) - t_1/q_1(x) > 0$ ; *b*)  $v^a$  é assumida crescente com a renda e seu crescimento é mais rápido que o crescimento do consumo das residências, e o valor marginal das amenidades cresce mais rápido que o consumo das residências.

Finalmente, valendo dos pressupostos acima: *a*) se  $a'(x) < 0$ , mas pequeno em termos absolutos, então todo o termo de amenidades da Equação 7 é negativo, embora próximo de zero. O sinal positivo do primeiro termo domina e  $\Delta > 0$ ; *b*) se  $a'(x) < 0$ , mas grande em termos absolutos, então o termo das amenidades vai dominar as forças convencionais na determinação do sinal, tal que  $\Delta < 0$ .

Entretanto, alguns resultados teóricos diferentes foram encontrados, Wheaton (1977b) afirma que o investimento nos meios de transporte é capaz de alterar o comportamento da demanda por imóveis e o padrão da cidade (descentralização urbana) devido à redução do custo de transporte. Os agentes, a partir de então, aceitam se locomover para mais distante dos centros de negócios à medida que o tamanho do imóvel aumenta, explicando o deslocamento da população com maior renda para o subúrbio, o caso americano é um exemplo (Wheaton, 1977a). Arnott (1987) critica as hipóteses da função de produção por não considerar a mão de obra nem as hipóteses do mercado não competitivo.

## 2.2 Modelo de preços hedônicos: uma alternativa à abordagem clássica

Além do fator acessibilidade proposto pelos economistas urbanos, as características do próprio imóvel, intrínsecas, são fatores que determinam o



preço do bem. Entretanto, até o início dos anos 30 do século XX não havia como medir variações na qualidade do produto, devido à abordagem microeconômica dominante considerar os bens homogêneos.<sup>9</sup>

Segundo Sartoris (1996), o modelo de preços hedônicos surge das críticas feitas por Lancaster (1966) à abordagem neoclássica. A inclusão de novos bens na economia implica em inconvenientes ao se comparar um mercado com menos bens em relação a outros em que existem mais bens. Isto é, assumir a alteração de uma característica culminaria na existência de outro bem, tendo por resultado o aumento do espaço de bens e, portanto, far-se-ia necessário substituir a função de utilidade anterior por outra. Ademais, o mesmo mapa de indiferenças composto por  $n$  bens (bens iniciais) não demonstraria qualquer informação aproveitável quando se tratasse de  $n+1$  bens (Sartoris, 1996).

Empiricamente, Court (1939) foi o pioneiro nesse tipo de trabalho a desenvolver uma pesquisa para a General Motors nos EUA, e Griliches (1991) aplicou a metodologia de preços hedônicos para um novo estudo sobre o mercado automobilístico. Embora a metodologia fosse utilizada, não havia uma teoria que a embasasse, o que foi resolvido com o trabalho de Lancaster (1966) e Rosen (1974).

O trabalho de Lancaster (1966) solucionou o problema exposto por Sartoris (1996) ao estabelecer que a utilidade não é função direta dos bens que os consumidores adquirem, mas das características do próprio bem.<sup>10</sup> Essa abordagem ficou conhecida como Modelo Court-Griliches-Lancaster (MCGL) ou Modelo de Preço Hedônico (MPH).

### 2.3 Abordagem empírica do modelo de preços hedônicos

Empiricamente, o MPH era especificado com apenas uma equação hedônica (demanda ou oferta) estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

No modelo de Rosen (1974), em sua crítica à estimação feita a Lancaster (1966), é proposta a estimação do MPH em dois estágios. A contribuição

9 Uma crítica a essa abordagem pode ser encontrada tanto em Lancaster (1966).

10 Ver Lancaster (1966 e 1971), Hendler (1975), Sartoris (1996). Não foi exposta a modelagem por questão de espaço e foi preferido abrir o modelo AMM devido à questão empírica do trabalho. Mas a abordagem de Lancaster propõe um mercado em equilíbrio competitivo tanto para o consumidor quanto para a firma. Demonstrando que é possível equilibrar os mercados em função das características.

de Rosen (1974) propôs um problema de duas equações simultâneas balizadas pelo mecanismo de preços. Assume-se como pressuposto mercado concorrencial com todas suas hipóteses<sup>11</sup> e, portanto, diz-se que os agentes econômicos maximizam sua utilidade e lucro quando a curva de demanda tangencia a curva de oferta atuando, assim, no ponto ótimo.

Embora a metodologia proposta por Rosen (1974) tenha sido utilizada por vários autores,<sup>12</sup> algumas críticas foram tecidas à metodologia. Um debate pertinente se deu em relação ao segundo estágio proposto por ele. Brown e Rosen (1982) pontuam a ineficácia do segundo estágio, pois o estágio adicional não fornece nenhuma informação extra das já apresentadas no primeiro. A justificativa para essa conclusão é que a derivada do preço em relação a alguma variável explicativa, no primeiro estágio, apresenta uma associação exata com as características intrínsecas.

Contudo, Ekeland, Heckman e Nesheim (2002, 2005) demonstram que a crítica de Brown e Rosen (1982) não é válida. Pois, ao demonstrarem que a função de preços hedônicos não é linear, a relação perfeita do segundo estágio é invalidada. Portanto, a estimação do segundo estágio não recupera apenas o preço marginal, mas também preferências e tecnologias.

Outra questão com a qual alguns econométricos têm trabalhado é a simultaneidade. Follain (1985) elenca alguns trabalhos que debruçaram sobre o problema como Diamond e Smith (1985), Murray (1983), Ohsfeldt (1983). A fonte da simultaneidade pode vir da correlação do erro com alguma variável explicativa tanto na equação de demanda ou de oferta, uma vez que o preço e a quantidade são simultaneamente determinados; ou pode advir, ainda, da não linearidade da função de preços hedônicos.

Considera-se que a resolução do problema depende dos pressupostos relativos à função de demanda e/ou oferta para a primeira fonte da simultaneidade e, quanto à segunda fonte apontada, técnicas de estimação (Follain, 1985). Uma compilação das fontes de endogeneidade pode ser encontrada em Epple (1987), o qual propõe o método de estimação dos preços hedônicos utilizando do modelo de multimercados. A utilização de multimercados e entre períodos proposta por Witte *et al.* (1979), Palmquist (1984), Kahn e Lang (1988) e Tauchen e Witte (2001) são capazes de aumentar os instrumentos e, por conseguinte, resolver o problema de

11 Ver Mas-Collel *et al.* (1995, p.311-343).

12 Ver Witte, Sumka e Erekson (1979), Nelson (1978).

identificação. Ekeland, Heckman e Nesheim (2005) demonstram que, sob as suposições de que as preferências comuns são constantes em cada mercado e que as distribuições de heterogeneidade do individual variam nos mercados, é possível estimar os parâmetros por Variável Instrumental (IV).

Por conseguinte, outra questão trazida pela literatura de preços hedônicos reside no fato de que, por conta dos dados serem inerentemente espaciais, eles costumam ser espacialmente dependentes. Portanto, melhor análise pode ser fornecida quando o tratamento se dá por um método que considere a importância do espaço (Can, 1990, 1992; Anselin, 1998), pois não considerar o efeito espacial no modelo econométrico afeta a magnitude das estimativas, sua significância, bem como pode levar à má interpretação dos testes e heterocedasticidade (Anselin, 2003). Assim, a incorporação do espaço torna a análise mais realística e robusta (Furtado, 2009).

No que tange à empiria, a literatura de preços hedônicos é bem documentada tanto no âmbito internacional quanto nacional.<sup>13</sup>

Na literatura internacional, os trabalhos de Witte *et al.* (1979) e Nelson (1976) são os seminais na utilização da metodologia proposta por Rosen (1974). Witte *et al.* (1979) diferem quanto ao primeiro estágio de Rosen (1974) ao incluir variáveis de vizinhança e acessibilidade. No primeiro estágio, estimaram em separado para as quatro localidades de interesse; todavia, no segundo estágio, estimaram por equações simultâneas com as quatro localidades empilhadas. Nelson (1976), cujo objetivo foi determinar a demanda por qualidade do ar, utilizou o modelo de preços hedônicos considerando várias formas funcionais. Entre as variáveis utilizadas, a quantidade de partícula do ar foi seu objeto de pesquisa; portanto, no segundo estágio utiliza o preço marginal dessa variável. Bajari e Kahn (2005) têm por objetivo explicar o porquê dos negros viverem nas áreas centrais das cidades enquanto os brancos vivem nas periferias. Para tanto, estimaram no primeiro estágio uma função de preço hedônico para moradias e, no segundo estágio, após recuperar os coeficientes de preferências, estimaram a variação das preferências das famílias dadas às variações sociodemográficas.

.....

13 Dezenas de trabalhos utilizando preços hedônicos e diversas técnicas econométricas foram estudadas tanto no Brasil quanto na literatura internacional. No Brasil, Aguiar, Simões e Golgher (2012) fazem uma compilação dos artigos mais relevantes. Na literatura internacional, além das já citadas no texto: Kin, Phipps e Anselin (2003), Baumont (2009) – utilizam método de econometria espacial. Jones e Bullen (1994), Goodman (1998), Brown e Uyar (2004) – utilizam o método hierárquico linear e Campos (2014) utiliza o método hierárquico linear espacial.

Na literatura brasileira, o trabalho mais antigo encontrado, que utilizou o método proposto em Rosen (1974), foi Sartoris (1996), cujo objetivo circunscreveu a elaboração de um modelo de preço hedônico para residências na cidade de São Paulo para os anos de 1994-1995. Fávero *et al.* (2008) tinha por objetivo verificar quais atributos apresentam maior importância para a determinação da demanda e oferta de características de imóveis, utilizando dados segmentados quanto à sociodemografia.

Resumidamente, para o escopo deste trabalho, utilizou-se a metodologia de Rosen (1974) com a abordagem de submercados desenvolvida por Witte *et al.* (1979) e sugerida por Epple (1987), juntamente com a de proposta de Ekeland, Heckman e Nesheun (2005) de mercados únicos. Agregasse à avaliação empírica a questão espacial inerente ao objeto considerado na análise (imóveis), como destacado por Can (1992, 1998) e Anselin (1998). E nesse ponto em específico o trabalho se torna metodologicamente relevante, pois aplica ao modelo de 2 estágios de Rosen uma abordagem de econometria espacial.

### 3 Base de dados

Os dados do mercado imobiliário foram obtidos junto à Empresa Brasileira de Estudos do Patrimônio (Embraesp), com 3541 lançamentos verticais entre janeiro de 2000 e março de 2008 no município de São Paulo (MSP), totalizando 640.819 unidades (casas e apartamentos).

Biderman (2001) apresenta trabalho pioneiro na utilização dos dados da Embraesp entre 1985 até 1999, com 9.460 empreendimentos diferentes, geocodificados para a região metropolitana, com os preços deflacionados pelo IGP-DI a preços de 2000. Para o período de análise neste trabalho, completou-se a base com dados de 1999 até dezembro de 2008 (a preços de 2000 pelo mesmo índice), contendo informações sobre a estrutura do imóvel (área útil, quantidade de vagas de garagem, quantidade de quartos, entre outros).

A base de dados da Embraesp para determinar a estrutura dos empreendimentos foi utilizada posteriormente por Nadalin (2010), Maciel e Biderman (2013) e Campos (2014). Embora os objetivos difiram na análise, a base de dados fornece insumo à aplicação do modelo de preços hedônicos, por fornecer a estrutura física (características intrínsecas) dos imóveis. To-

davia, outras informações como a composição do condomínio (piscinas, *playground*, quadras, churrasqueira, etc.) não são levadas em consideração e forneceriam análises importantes quanto ao lazer interno e sua influência na determinação do preço. O Mapa 1 demonstra a localização dos empreendimentos no MSP e a divisão geográfica dos 96 distritos.

Uma característica importante da base de dados é trabalhar com empreendimentos novos, o que exclui a necessidade de considerar a depreciação do imóvel, cuja estimação apresenta alta complexidade e são pouco confiáveis, dado as reformas que os imóveis sofrem ao longo do tempo (Biderman, 2001).

Entretanto, Biderman (2001) faz algumas ressalvas sobre a base da Embrasp. Primeiramente, não se trata de uma base estatística, isto é, não há um plano de amostragem. Ressalta também que os dados fornecidos refletem dados de fluxo e não de estoque (Biderman, 2001).

Quanto às variáveis utilizadas, representando as características do imóvel, nas funções de demanda e oferta são consideradas: tamanho do imóvel (área útil e área total), número de dormitórios, de banheiros, de vagas de garagem, de elevadores, de unidades por andar, de andares do prédio e uma dummy para habitação vertical (apartamentos) e horizontal (casas) – Tabela 1.

Tabela 1 Características intrínsecas, extrínsecas e localização

Atributo	Variável	Vetor	Característica
Preço do m <sup>2</sup> da área total	PAUT	P	-
Dummy de tipo de habitação	TIPO	X	Casa=1; Apto=0
Área total do apartamento	ATOT	X	Intrínseca
Área útil do apartamento	AUTI	X	Intrínseca
Número de dormitórios	DORM	X	Intrínseca
Número de banheiros	BANH	X	Intrínseca
Número de vagas de garagem	VAGA	X	Intrínseca
Número de elevadores	ELEV	X	Intrínseca
Número de andares do prédio	ANDA	X	Intrínseca
Distância a Sé	DISE	A	Localização
Distância a Berrini	DIBE	A	Localização
Distância a trem/metrô	DMT	A	Localização
Renda	REND	A	Amenidade
Estrutura das residências	ESTR	A	Amenidade

Atributo	Variável	Vetor	Característica
Densidade arbórea	DARB	A	Amenidade
Homicídios	HOMI	A	Amenidade
Biblioteca	BIBL	A	Amenidade
Cultura	CULT	A	Amenidade
Esporte	ESPO	A	Amenidade
Densidade por cômodo	DCOM	Z	Instrumento
Densidade por quarto	DQTO	Z	Instrumento

Para estimar o efeito da vizinhança, leva-se em consideração a infraestrutura urbana do distrito,<sup>14</sup> distância até a estação de metrô ou trem mais próxima, segurança (quociente entre os óbitos por agressões ocorridas em uma determinada unidade geográfica e a população da mesma unidade – por mil), quantidade de bibliotecas, cultura (quantidade de equipamentos de teatro e cinema), equipamentos de esporte (autódromo, balneários, centros de esporte e lazer, centros educacionais e esportivos, clube da comunidade dos CEUs,<sup>15</sup> Clubes Desportivos com estádios, clubes desportivos com ginásios, minibalneários). Os dados utilizados são oriundos do Censo Demográfico 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), do Laboratório de Urbanismo da Metrópole (LUME), da Secretaria Municipal de Planejamento e Urbanismo (SEMPULA), da Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE) e do Centro de Estudo da Metrópole (CEM).

Tabela 2 Concentração de empregos por distritos mais significativos

Distrito	Nº de firmas	Nº de empregos	Estabelecimento (%)	Empregado (%)
Itaim Bibi	11.015	163.602	0,42%	6,21%
Jardim Paulista	7.725	1.105.38	3,73%	4,20%
Vila Mariana	7.131	108.103	3,45%	4,11%
República	762	103.989	0,37%	3,95%
Pinheiros	7.458	85.568	0,37%	3,25%

14 Para a variável estrutura das residências, utilizou-se de estatística multivariada, mais precisamente análise fatorial. As variáveis utilizadas foram: acesso a esgoto, distribuição de água, água encanada, coleta de lixo, eletricidade e número de banheiros nas residências. O ajustamento do fator foi testado pelo estatística KMO, cujo resultado foi de 0.7445. Sobre a estatística e análise fatorial, ver Migotti (2005).

15 Centro de Educação Unificado – escolas públicas com área de lazer para a comunidade.

<b>Distrito</b>	<b>Nº de firmas</b>	<b>Nº de empregos</b>	<b>Estabelecimento (%)</b>	<b>Empregado (%)</b>
Sé	6.237	81.662	3,60%	3,10%
Bela Vista	3.959	78.688	3,01%	2,99%
Lapa	4.262	69.476	1,91%	2,64%
Consolação	4.193	59.837	2,06%	2,27%
Barra Funda	1.879	56.864	2,03%	2,16%
Santa Cecília	3.757	50.311	0,91%	1,91%
Brás	4.337	37.623	1,82%	1,43%
Liberdade	2.239	26.894	2,10%	1,02%
Alto de Pinheiros	1.041	13.535	1,08%	0,51%
<b>Total</b>	<b>206.937</b>	<b>2.632.907</b>	<b>27%</b>	<b>40%</b>

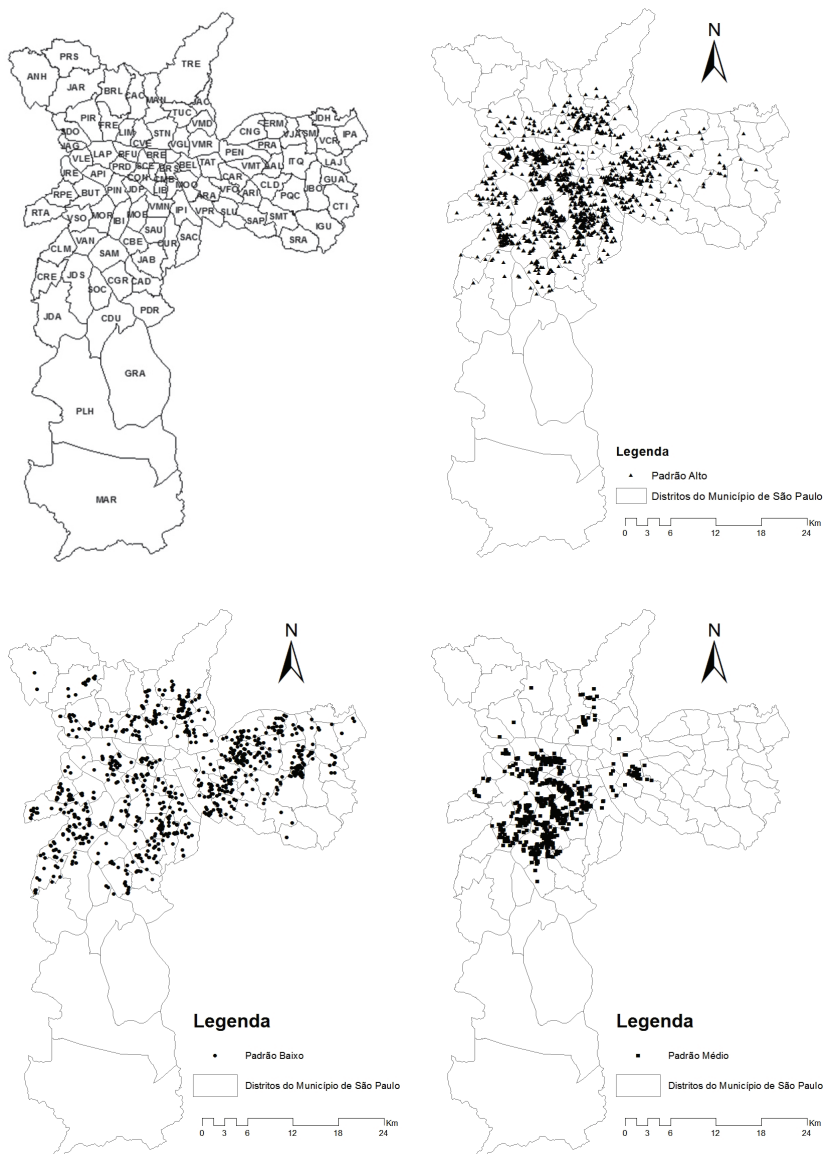
Fonte: SEMPLA com dados da RAIS (2004).

Para indicar o centro de negócios no MSP, a Tabela 2 demonstra a concentração de firmas e número de empregados nos distritos e a participação de cada grupo no total da cidade. A região central da cidade agrega alguns bairros que compõem a tabela abaixo: Bela Vista, Barra Funda, Brás, Santa Cecília, Liberdade e República. Nessa região estão 21% 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, a saber: Alto de Pinheiros, Itaim Bibi, Jardim Paulista e Pinheiros, somando 14% do número de empregos. Devido à concentração de emprego e a contiguidade dessas regiões, considera-se o distrito Sé e Itaim Bibi como CBDs.

O pressuposto de que a renda individual, a densidade por cômodo e a densidade por dormitório podem ser representados pela média dos indivíduos que residem no polígono (distrito) encontra embasamento quando se leva em consideração que a base de dados utilizada trata de imóveis lançados (não habitados).

Essa mesma justificativa foi utilizada em Sartoris (1996), o qual afirma, uma vez que a base é de imóveis novos, ser impossível conhecer a renda do proprietário, já que este não existe. Portanto, como alternativa, a média de quem reside próximo é utilizada como solução metodológica. Biderman (2001) também se vale do pressuposto para estimação da curva de demanda e oferta.

Figura 1 Imóveis lançados no Município de São Paulo (2000-2008)<sup>16</sup>



Fonte: elaboração própria a partir dos dados da Embrasp.

16 Alto de Pinheiros (API) Anhangüera (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)



Quanto às variáveis que compõem a função de demanda apenas, considera-se a renda. As densidades por cômodo e por quarto são utilizadas, devido sua capacidade de influenciar a demanda da família por mais área útil, sendo os dados obtidos do Censo 2010 (utiliza-se as densidades médias por distrito sob a mesma justificativa utilizada para a variável renda).

#### 4 Abordagem econométrica

Para o escopo deste trabalho, utilizou-se a metodologia proposta em Rosen (1974) com a modificação proposta por Witte *et al.* (1974), isto é, fazendo usode multimercados. Palmquist (1984) afirma que a segmentação é factível porque entre determinadas áreas hádiferenças nos preços dos imóveis, enquanto dentro de uma mesmaárea não há. Epple (1987) demonstra que o problema de identificação é resolvido com o empilhamento de múltiplosmercados. Contudo, para Ekeland, Heckman e Nesheim (2005), com um único mercado são necessárias variáveis instrumentais.

Sartoris (1996) estimou o modelo sem considerar multimercados, justificando ser tal método arbitrário. Neste trabalho, a arbitrariedade pode ser transposta ao utilizar estatística multivariada, isto é, análise de *cluster* para formar esses multimercados.<sup>17</sup> A justificativa metodológica para a es-

.....  
 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).

17 Esse método de multimercados foi utilizado em Witte, Sumka e Erikson (1979) e Alves e Picchetti (1996). Este último tem como objeto de análise o município de São Paulo e utilizou *dummies* para formar os submercados. Entretanto, essa estratégia seria pouco conveniente, uma vez que neste trabalho são considerados distritos da cidade e não a divisão de subprefeituras (mais agregado) como feito em Alves e Pichetti (1996).

tratificação se deve ao fato de que o aumento da renda não age sobre cada característica de forma homogênea em cada extrato social; consumidores com características socioeconômicas semelhantes tendem a preferir características semelhantes; enquanto consumidores com rendas diferentes apresentam preferências distintas quanto à composição de imóveis. Essa estratégia também é endossada pelo fato de existirem produtos para determinadas classes, pois, atualmente, muitas construtoras formam outra divisão dentro da mesma firma para ofertar produtos exclusivamente aos consumidores de renda mais baixa.<sup>18</sup>

Diferindo de Sartoris (1996), Bajari e Kahn (2005) e de Fávero *et al.* (2008), no primeiro estágio de Rosen são consideradas as possíveis dependências espaciais. Para a especificação do modelo segue a proposta de Anselin *et al.* (1996). Os autores sugerem iniciar a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), avaliando os testes do Multiplicador de Lagrange (ML), tanto a versão tradicional quanto a robusta.

O modelo estimado no primeiro nível considera apenas as variáveis intrínsecas aos imóveis, como sugere Rosen (1974) e Ekeland, Heckman e Nesheim (2005). O modelo geral segue a Equação (8):

$$\begin{cases} P_i^S = \rho_1 WP_i^S + \alpha_1 X_i^S + u_i^S \\ u_i^S = \lambda_1 u_i^S + \epsilon_i^S \end{cases} \quad (8)$$

Onde  $\rho_1$  e  $\lambda_1$  são parâmetros espaciais do primeiro nível,  $W$  é a matriz de ponderação esparsa e expressa a forma de associação entre os imóveis,  $P_i^S$  é o vetor de preços/m<sup>2</sup> da área total por submercado  $S$ ,  $\alpha_1$  é o vetor de coeficientes estimados,  $X_i^S$  é o vetor de variáveis explicativas por submercado  $S$ ,  $u_i^S$  e  $\epsilon_i^S$  são os vetores de erros e  $i = 1, \dots, I$  representa os imóveis lançados e  $I$  total da amostra.

O preço marginal implícito é dado por:  $\partial p_i(z) / \partial z_i$ . Assumindo a especificação logarítmica,<sup>19</sup> o modelo segue a forma:  $\log P = \alpha_1 \log X_1 + \dots + \alpha_n \log X_n$ . Portanto, a derivada em relação à  $X_i$  é dada por:  $\partial P_i(z) / \partial X_i = \alpha_i \partial p_i(z) / \partial z_i$ .

18 É comum essa prática na produção de imóveis. Podem-se notar as firmas Even, que possui a divisão Open; a Gafisa, que tem a divisão Tenda; a Cyrela, que tem a divisão Living, entre outras. Existem também as que ofertam apenas produtos de alto padrão, e as que oferecem produtos para indivíduos com menor renda.

19 Em consonância com a literatura de preços hedônicos para imóveis, utiliza-se a especificação log-log.

No segundo estágio, computa-se a derivada parcial em relação à característica em que se busca analisar; no caso em questão, a preferência por área útil,  $\hat{P}_i^S$ , é a variável dependente.<sup>20</sup> O procedimento de recuperar o preço implícito, segundo estágio, exige uma abordagem que reconheça a presença de variável endógena, isto é, tanto o preço quanto a quantidade de área útil por metro quadrado demandada.<sup>21</sup> Ou seja, o método que reconheça que na escolha da alocação o indivíduo escolhe simultaneamente a qualidade e a inclinação da função hedônica,  $\hat{p}_i(z_{AUT})$  e  $z_{AUT}$ , respectivamente. Assim como proposto por Ekeland, Heckman e Nesheim (2005), o modelo foi estimado por IV.

Área útil é endógena, como já discutido acima. Para corrigir esse viés, utiliza-se um modelo com variável instrumental. Assim, são necessárias variáveis que sejam correlacionadas com área útil, mas não afete diretamente o nível de preço implícito. Neste trabalho é assumido que a densidade por cômodo e a densidade por dormitório são bons instrumentos. Pois, dever-se-ia ter mais área útil quanto maior a densidade por cômodo e/ou por dormitório. Contudo, o fato de ter residências com maior densidade (dado a chegada de um filho, por exemplo) não altera o preço implícito da área útil diretamente, uma vez que essa família é limitada pela renda, por exemplo, como sugere os modelos teóricos AMM e Brueckner *et al.* (1999).

Como a questão espacial importa devido à característica inerente do objeto em questão, testes LM e I de Moran são utilizados para avaliar a dependência espacial. Caso a hipótese de aleatoriedade espacial seja rejeitada e o teste LM não forneça o melhor modelo espacial a ser considerado (como foi o caso) são estimados modelos de Defasagem (SAR), de Erro Autorregressivo (SEM) e Defasagem com Erro Autorregressivo (SAC)<sup>22</sup>. A escolha do modelo está embasada na correção da dependência espacial e critério AIC.

.....  
 20 O preço marginal implícito é dado por:  $\partial p_i(z) / \partial z_i$ . Entretanto, como a especificação é logarítmica, implica que o modelo tenha a forma:  $\log p = \beta_1 \log z_1 + \dots + \beta_n \log z_n$ . Portanto, tomando a derivada em relação à  $z_i$ , obtém-se:  $\partial p_i(z) / \partial z_i = \beta_i p_i(z) / z_i$ .

21 Estimar o segundo estágio de Rosen por MQO implica em coeficientes inconsistentes, indiferente da fonte de erro que cause na equação. Pois assumir que tanto o vetor  $Z_i$  quanto o vetor  $W$  sejam não correlacionados com a equação do primeiro e do segundo estágios não é consistente. Uma vez que ao resolver a equação do primeiro estágio e substituir no segundo estágio implica que  $Z_i$  e  $W$  não podem, ambos, ser não correlacionadas com o termo de erro da equação (13).

22 Diz que o modelo é do tipo SAR se  $\rho \neq 0$  e  $\lambda = 0$ ; SEM se  $\rho = 0$  e  $\lambda \neq 0$  e SAC se  $\rho \neq 0$  e  $\lambda \neq 0$ . Para  $\rho = 0$  e  $\lambda = 0$ , o modelo é estimado por IV. Sobre os modelos espaciais, ver Anselin (1988).

$$\begin{cases} \hat{P}_i^S = \rho W \hat{P}_i^S + \alpha AUT_i^S + \alpha_{n-1} X_i^S + \delta A_i^S + \epsilon_i^S + u_i^S \\ u_i^S = \lambda u_i^S + \epsilon_i^S \end{cases} \quad (9)$$

$$AUT_i^S = \beta X_i^S + \theta Z + \mu \quad (10)$$

Onde, o vetor  $A_i^S$  representa as características extrínsecas do imóvel,  $AUT_i^S$  é o vetor com observações sobre a área útil por submercado,  $\epsilon_i^S$  são as características não observadas do produto (estimadas no primeiro estágio)<sup>23</sup> e  $Z_i^S$  é o vetor de instrumentos considerados para a função de demanda de área útil.  $\delta$ ,  $\beta$  e  $\theta$  são parâmetros estimados.

Antes de estimar o sistema de equações (9) e (10), utilizou-se o teste de endogeneidade de Hausman. O teste considera o termo de erro estimado pela Equação (7) obtido por MQO como variável adicional exploratória na Equação (9). O teste valida a endogeneidade teórica discutida na seção 2.

O sistema de equação proposto acima segue a alternativa proposta por Chourmet *et al.* (2014) para modelos espaciais com endogeneidade além da defasagem espacial da variável dependente. Portanto, a Equação (10) é estimada por MQO, para assegurar que os instrumentos explicam a área útil. Para validar os instrumentos, o teste de sobre identificação de Wald é utilizado.

Os resultados de modelo de defasagem espacial não são diretamente interpretáveis, devido os efeitos de *spillover*. Para a interpretação é necessário calcular o efeito marginal total (efeito direto mais efeito indireto). Reescrevendo a Equação (9):

$$\begin{aligned} \hat{P}_i^S - \rho W \hat{P}_i^S &= \alpha AUT_i^S + \alpha_{n-1} X_i^S + \delta A_i^S + u_i^S \\ \hat{P}_i^S (I - \rho W) &= \alpha AUT_i^S + \alpha_{n-1} X_i^S + \delta A_i^S + u_i^S \\ \hat{P}_i^S &= (I - \rho W)^{-1} \alpha AUT_i^S + (I - \rho W)^{-1} [\alpha_{n-1} X_i^S + \delta A_i^S] + (I - \rho W)^{-1} u_i^S \end{aligned} \quad (11)$$

Seguindo Kim, Phipps e Anselin (2003),

$$(I - \rho W)^{-1} = \frac{1}{1 - \rho} \quad (12)$$

23 Berry (1994), Berry *et al.* (1995) e Petrin (2002) apontam que a elasticidade dos preços tendem a ser viesados caso não sejam considerados  $\epsilon_i^S$ , isto é, características dos produtos observados pelo consumidor e não considerados pelo economista. Bajari e Kahn (2005) consideram o choque aleatório dos produtos no segundo estágio.

Assim, o efeito marginal total pode ser obtido pelo produto do coeficiente estimado e o multiplicador espacial (Equação 12). A condição é que a matriz de ponderação seja padronizada na linha (somando menos ou igual a 1) e que o coeficiente  $\rho$  esteja dentro do círculo unitário.

## 5 Matriz de ponderação espacial

Diferentemente dos modelos convencionais de preços hedônicos para imóveis, não se assume que todas as características intrínsecas, numa mesma área considerada vizinhança, sejam uniformemente distribuídas. Para tanto, consideram-se imóveis vizinhos uns dos outros quando cada imóvel se encontra a um critério de distância, ou seja, quando esse tenha no mínimo um vizinho mais 10%. Ou seja, as matrizes espaciais aqui formadas consideram os centroides de cada um dos imóveis e não de cada distrito.

A utilização desse critério permite que as vizinhanças estabelecidas entre os imóveis não fiquem restritas às vizinhanças geográficas estabelecidas pelo IBGE, mas permite que residências que se situam no limite dessas vizinhanças sejam vizinhas tanto de imóveis do mesmo distrito onde está o imóvel, como de imóveis de outro(s) distrito(s). Desse modo, adicionalmente, é possível compartilhar as amenidades de uma vizinhança ou mais. Nesse sentido, as vizinhanças ao redor dos imóveis são mais realistas do que assumir uma uniformidade geográfica e o preço médio dentro da mesma área formatada pelo pesquisador.

Como robustez à escolha da matriz, testou-se matrizes 15% e 20% acima do *cut-off*.

## 6 Discussão dos resultados

### 6.1 Formação de submercados a partir de estatística multivariada

Como explicitado na seção sobre a metodologia do trabalho, utilizou-se o método que considera os multimercados existentes dentro da cidade. Portanto, a partir da análise de cluster<sup>24</sup>, a Tabela 3 demonstra os submercados .....

24 Usaram-se as seguintes variáveis padronizadas para a formação dos clusters pelo método de  $k$  médias: número de dormitórios, de banheiros, vagas na garagem, elevadores, blocos que

formados. Percebem-se três submercados e as características encontradas são factíveis com o mundo real.<sup>25</sup>

O primeiro submercado retrata consumidores com um perfil de classe baixa, em que, na média, as construtoras ofertam o produto com 2,24 quartos, entre um e dois banheiros, prédio com no máximo 1 elevador. Esses tipos de apartamentos, para essa classe, apresentam em média 76,4 m<sup>2</sup> de área útil e preço médio do metro quadrado (m<sup>2</sup>) da área útil (Pm<sup>2</sup> total) de R\$ 740 (a preços de 2000). O submercado 2, perfil socioeconômico médio, apresenta imóveis, na média, maiores (86 m<sup>2</sup> de área útil) com 2,7 dormitórios e dois banheiros, duas vagas de garagem. O Pm<sup>2</sup> total é de R\$ 925,57, podendo ser justificado, entre outras questões, pela qualidade do material e pela localização do empreendimento. Por fim, no submercado 3, encontram-se consumidores com perfil econômico alto. A esses consumidores são ofertados apartamentos maiores; em média, quatro dormitórios, três banheiros, quatro vagas de garagem, área útil de 272 m<sup>2</sup> e Pm<sup>2</sup> total de R\$ 1.466,41.

Tabela 3 Submercados imobiliários

Submercados	DORM	BANH	VAGA	ELEV	ARUT	Pm <sup>2</sup> total
SMPB	2.24	1.42	1.47	0.48	76.43	740.02
SMPM	2.70	1.90	1.78	2.57	86.44	925.57
SMPA	3.96	3.56	4.12	2.18	272.21	1466.41
<b>Total</b>	<b>2.88</b>	<b>2.16</b>	<b>2.26</b>	<b>1.90</b>	<b>128.33</b>	<b>1004.65</b>

Fonte: elaboração própria a partir dos dados Embraesp e Censo 2010.

## 6.2 Resultados econométricos

O primeiro estágio de Rosen para cada um dos submercados é estimado utilizando um modelo SAC. Os testes ML foram aplicados, contudo não foram conclusivos sobre qual modelo ajusta melhor a dependência espacial. Para tanto, estimou-se modelos SAR, SEM e SAC considerando sempre

.....  
 existem no condomínio, número de andares, área útil, área total, preço do metro quadrado, preço total, representando o tipo de empreendimento que as construtoras ofertam e a renda média como *proxy* do fator socioeconômico.

25 Não significa que esse comportamento corresponda ao mercado imobiliário atual, mas sim que famílias mais abastadas demandam imóveis maiores e como preço do metro quadrado mais alto.

como teste de robustez as matrizes em relevo nesse trabalho. Para critério de escolha, o modelo devia resolver o problema de dependência espacial.

Os modelos SAR e SEM não resolvem o problema de dependência espacial para qualquer matriz de ponderação. Estimacões considerando o modelo SAC rejeitam a hipótese de dependência espacial e não é sensível à alteraçã da matriz de ponderaçã. Sob o critério AIC e R<sup>2</sup>-ajustado de Nagelkerke, escolhe-se o melhor modelo entre o grupo de modelos SAC.

Na Tabela 4, notam-se os resultados, 0,0972 corresponde ao preço marginal do submercado de padrã baixo (SMPB); a segunda, 0,5272 representa o submercado de padrã médio (SMPM); e, a terceira, 0,40118 corresponde ao padrã alto (SMPA)<sup>26</sup>.

Tabela 4 Preço marginal do atributo área útil por metro quadrado

Derivada Parcial	SMPB	SMPM	SMPA
$\frac{\partial P_i}{\partial A_{util}}$	0.0972 $\frac{\text{Preço}}{A_{util}}$	0.5272 $\frac{\text{Preço}}{A_{util}}$	0.4011 $\frac{\text{Preço}}{A_{util}}$

Fonte: elaboraçã prpria a partir do 1º Estágio de Rosen.

Aplicando o teste de Hausman ao estimar o segundo estágio de Rosen por OLS, o resultado confirma a endogeneidade teórica apontada por Ekeland, Heckman e Nesheim (2005). Assim, estima-se o modelo por 2SLS-IV. Sobre o resultado dos termos de erro desse modelo, estima-se o teste *I* de Moran. Observa-se que o segundo estágio também apresenta dependência espacial. Novamente, testam-se modelos SAR, SEM e SAC para as matrizes  $W_1$ ,  $W_2$  e  $W_3$ . Testes de dependência espacial são aplicados. Somente modelos estimados por SAC ajustam o problema de dependência espacial e não são sensíveis à alteraçã da matriz de ponderaçã. O melhor modelo é escolhido sob os mesmos critérios expostos acima.

A Tabela 6 aponta os resultados dos modelos estimados pelo segundo estágio de Rosen. Devido ao dissenso sobre a quantidade de CBD na cidade São Paulo, optou-se por estimar o modelo considerando a cidade monocêntrica e a hipótese estabelecida por Fujita e Ogawa (1982) sobre o deslocamento ao CBD. Para os autores, o deslocamento se dá para o centro mais próximo da localizaçã da moradia. Ou seja, entre a região central Sé e Berrini, os residentes escolherão o mais próximo.

26 Os resultados convergem para os mesmos preços implícitos para área útil estimados por Fávoro *et al.* (2008), os quais utilizaram base de dados diferentes.

Tabela 5 Resultados da estimação do modelo de variável instrumental

	Modelo Monocêntrico (Sé)			Modelo Duocêntrico (Fujita e Ogawa)		
	SMPB	SMPM	SMPA	SMPB	SMPM	SMPA
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
CONST	*2.467	*2.659	-0.526	*2.617	**4.008	-0.756
TIPO	**0.019	**0.233	-0.017	**0.020	**0.303	-0.058
DORM	*-0.139	*-0.533	*-0.214	*-0.129	*-0.594	***-0.26
BANH	*0.074	*0.690	**0.096	*0.077	*0.798	0.071
VAGA	*0.087	*0.967	**0.097	*0.091	*1.151	0.076
ELEV	0.013	0.010	*0.019	0.012	0.001	**0.021
UNAND	*0.014	*-0.064	**0.043	**0.014	**0.072	***0.05
ANDA	0.027	*-0.042	*0.048	0.022	**0.050	*0.045
CORB	*0.040	*-0.035	*0.011	*0.039	*-0.042	*0.011
REND	***-6E-3	*0.066	0.0002	***-6E-3	*0.069	-0.004
BLOC	*-0.018	**0.099	*-0.092	**0.019	***0.129	*-0.101
ARUT	**0.261	**0.584	0.350	***0.234	***0.824	0.471
COND	*-0.220	-0.044	*-0.21	*-0.219	-0.007	*-0.243
OUVAR	*0.987	*0.954	*0.991	*0.988	*0.948	*0.991
DMIN	-	-	-	**0.030	**0.074	0.003
DSÉ	**0.036	-0.011	0.005	-	-	-
DMT	0.001	-0.003	0.000	0.001	-0.002	0.001
HOM	*-0.016	**0.020	0.001	*-0.016	*0.029	0.004
CULT	-0.003	*0.052	0.001	-0.003	*0.057	0.001
BIBL	0.003	0.011	0.003	0.001	0.008	0.002
ESPO	**0.005	**0.053	-0.005	-0.005	*-0.062	-0.007
ESTR	0.002	-0.010	0.007	0.001	0.002	0.009
Time Dummy	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Rho ( $\rho$ )	*0.267	*0.871	*0.966	*0.273	*0.871	*0.950
Lambda ( $\lambda$ )	*0.981	*0.640	*0.553	*0.982	*0.611	*0.611
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.985	0.907	0.937	0.985	0.907	0.937
AIC	-1834	-812	-2264	-1598	-834	-2425
Matriz	$W_1$	$W_1$	$W_1$	$W_1$	$W_1$	$W_1$
I Moran	-3.373	-0.003	-1.402	-3.107	-0.059	-1.350
Wald $\chi^2$	1.298	0.090	0.074	1.330	0.087	0.085
Nº Obs.	971	850	1720	971	850	1720

Nota: \* 0.01; \*\* 0.05; \*\*\* 0.10 são as significâncias estatísticas.



Os resultados sobre os diferentes perfis de imóveis demonstram diferenças nas características observadas pelos consumidores, dando base à segmentação. Considerar a heterogeneidade dos consumidores no modelo empírico de preços hedônicos permite ressaltar características intrínsecas e de amenidades que são relevantes para cada tipo de consumidor. Assim, as significâncias estatísticas dos coeficientes podem ser entendidas como indicadores de sensibilidade.

Discutindo primeiramente a *bid-rent* de cada perfil, sob a abordagem do modelo de cidade monocêntrica, o SMPB apresenta coeficiente positivo e estatisticamente significativo. Para o SMPM o sinal é negativo e com significância estatística, enquanto para o SMPA o sinal do coeficiente é positivo e é possível rejeitar a hipótese nula do teste. Considerando a hipótese de deslocamento de Fujita e Ogawa (1982), o resultado é estatisticamente significativo para o SMPB e SMPM. Enquanto o distanciamento do centro mais próximo, considerando os imóveis de padrão baixo, eleva o preço da área útil, o mesmo não ocorre ao se distanciar do centro mais próximo para imóveis de padrão médio.

Assim, o impacto do distanciamento do CBD sobre o preço implícito da área útil depende do padrão do imóvel. Consumidores de imóveis de padrão baixo consideram que o distanciamento dos principais centros de negócios da cidade (para as duas abordagens de centro) eleva o preço dos imóveis de baixo padrão. O imóvel de baixo padrão tende a valer mais nas franjas da cidade do que nas proximidades dos CBDs. Nesse sentido, não há qualquer negligência com o modelo teórico que argumenta que existe um decaimento dos preços dos imóveis com o distanciamento do CBD, pois, nesse caso, esse padrão de imóvel tem seu preço maximizado apenas na periferia da cidade. É importante destacar, como a franja da cidade é uma distância finita (em relação ao CBD), há um teto para esse preço, que muito provavelmente não se sobreporá aos preços dos imóveis dos SMPM e SMPA.

Já em relação a imóveis de padrão médio, segundo a abordagem de Fujita e Ogawa (1982), existe um decaimento do preço da área útil com o distanciamento do centro mais próximo. Para consumidores desse padrão de imóveis, ao se afastar do CBD, o preço implícito deveria ser reduzido. Quando é considerado apenas o CBD da Sé, o resultado se mantém, ou seja, os consumidores auferem valor em residir próximo a esse centro de negócios. Em outras palavras, sob o modelo teórico de Brueckner *et al.* (1999), as amenidades dos bairros periféricos não são atrativas para alterar

o padrão locacional dos consumidores de imóveis em São Paulo, e por isso o preço decai. Já para imóveis de alto padrão, esse distanciamento não é significativo na composição de sua preferência no modelo de preços hedônicos para consumidores heterogêneos, resultado que pode estar refletindo a concentração desses imóveis em torno dos CBD, o que reduz a variância e, por consequência, tende a aceitar a hipótese nula do teste  $t$ .

Sobre as demais características, partindo da especificação de cidade monocêntrica, nota-se que a área útil é representativa para os perfis baixo e médio. Ademais, o valor absoluto se eleva de um submercado para o outro, respectivamente – considerando o multiplicador espacial. Em relação ao perfil alto, a ampliação da área útil não é determinante do preço implícito.

Com relação ao TIPO, a *dummy* utilizada para caracterizar empreendimentos verticais e horizontais demonstra que apartamentos apresentam preços mais elevados em comparação a condomínios de casas, para o SMPB e SMPM. Essa *dummy* não é significativa para o SMPA. Esse resultado permite notar a preferência por apartamentos no município tanto para consumidores de baixo quanto de médio padrão.

No que diz respeito às características intrínsecas ao imóvel do SMPB, todas as variáveis são estatisticamente significativas. Contudo, para a característica dormitório, o sinal não é como esperado. É importante destacar que as características unidade de blocos no condomínio e área do condomínio atuam reduzindo a elasticidade-preço da área útil. O mesmo efeito é observado sobre a elasticidade-preço da área útil dos SMPM e SMPB.

Variação positiva sobre o número de banheiros, vagas de garagem, unidades por andar e cobertura afetam positivamente o preço. A característica extrínseca, como homicídio, afeta negativamente os preços. A amenidade de esporte também impacta de forma negativa o preço implícito; dito de outra forma, o consumidor de produto de baixo padrão não auferir valor a essas amenidades com sinais negativos. É importante destacar que para esse padrão de imóveis as ofertas de esporte geralmente advêm de CEUs, ou obras públicas de qualidade popular baixa, refletindo o espaço em que este imóvel está inserido.

Para os imóveis do SMPM, as características intrínsecas BANH, VAGA e BLOC têm, em suas variações, efeitos positivos e são significativas a 5%. Consumidores de imóveis nesse padrão auferem valor a essas características intrínsecas. Em direção oposta, mais apartamentos por andar (UNAND)

impacta negativamente no preço da área útil, bem como a adição de novos andares (ANDA) e ampliação de área comum (COND), sugerindo uma preferência por menor densidade populacional no mesmo condomínio, bem como por menor custo com área comum. Das características extrínsecas, a amenidade HOM é estatisticamente significativa, contudo, com sinal contraintuitivo. A amenidade que agrega teatros e cinemas (CULT) tem um efeito positivo sobre o preço implícito da área útil. Para esse padrão de imóveis, a amenidade ESPO afeta negativamente o preço. Esse último resultado pode estar demonstrando que a oferta pública dessas amenidades é um indicador da baixa percepção dos consumidores de imóveis, tanto àqueles do SMPB quanto do SMPM.

Para os imóveis do SMPA, os coeficientes para número de banheiros, vagas, elevadores, unidades por andar, andares, coberturas são estatisticamente significativos e impactam positivamente o preço da área útil. Todavia, variações positivas de blocos e áreas comuns (COND) reduzem o preço implícito da área útil. Em relação às variáveis utilizadas para medir amenidades, nenhuma dessas teve significância estatística. Consumidores dessa classe não valoram essas amenidades.

Comparativamente, as áreas que são comuns apresentam impacto negativo para todos os submercados. Esse fato sugere que existe maior preferência por características de áreas privativas (áreas do apartamento) vis-à-vis áreas comuns. Outro ponto comparativo importante de destacar diz respeito à renda média. Enquanto para imóveis do SMPA não é possível rejeitar a hipótese nula. Para o SMPB, o coeficiente apresenta sinal negativo e significância estatística. Esse resultado pode estar sugerindo que a elevação de renda desse perfil de consumidores levaria a uma alteração por padrão de imóveis demandado, de tal forma que o preço desse padrão de imóvel tenderia a ser reduzido. Já para consumidores de imóveis do SMPM, o impacto sobre o preço da área útil é positivo – como apontado pelo modelo AMM. A significância estatística desse coeficiente retrata que, para esses consumidores, um aumento de renda elevaria o aumento de preço implícito da área útil.

A propriedade da defasagem espacial capta o efeito induzido de uma variação de preço nos imóveis vizinhos (devido a qualquer alteração estrutural ou de amenidades daquela vizinhança) sobre o imóvel avaliado. Portanto, é relevante destacar o padrão espacial observado entre os submercados e sua robustez e a alteração da matriz.

Quando se altera a concepção de movimentação das pessoas dentro da cidade, i.e., assumindo a hipótese de Fugita e Ogawa (1982), o ajuste do modelo se reduz pouco. Em outras palavras o critério de informação AIC e o pseudo- $R^2$  de Nagelkerke não apresentam alterações relevantes que permitam atestar a superioridade efetiva de uma concepção de uma cidade para outra, como se nota na Tabela 5.

Em relação ao SMPB, os sinais e as significâncias estatísticas dos coeficientes se mantêm. O sinal do gradiente de preço em relação ao CBD também permanece com sinal positivo, como na especificação monocêntrica. Isso reforça a possível sugestão que esse resultado confere. Em relação às amenidades, os sinais permanecem, mas a amenidade de lazer (medida por ESPO) perde sua significância.

Para o SMPM, os coeficientes das variáveis intrínsecas têm a significância estatística e os sinais preservados em relação à abordagem monocêntrica. A *bidrent* mantém o mesmo comportamento, i.e., declinante quando se afasta do centro mais próximo. Comparativamente, o efeito absoluto do distanciamento, ao considerar São Paulo como uma cidade duocêntrica, é maior do que quando se considera o município com apenas um CBD. Quanto às amenidades, os resultados se mantêm, inclusive o sinal contraintuitivo.

Nota-se que os resultados sobre o SMPA são o padrão mais sensível à mudança da concepção da centralidade. As variáveis BANH e VAGA perdem significância estatística, contudo nenhuma variável tem o sinal alterado. Mesmo considerando a cidade com dois CBDs, o teste estatístico não rejeita a hipótese nula para o coeficiente DMIN.

A robustez dos resultados em relação à matriz de ponderação também foi testada, considerando vizinhanças, dada por 15% e 20% do *cut-off*. Os resultados mantêm as significâncias estatísticas e sinais de todas as variáveis.

Como esperado, o impacto do transbordamento de um imóvel sobre o imóvel vizinho é positivo. O transbordamento espacial do SMPB é o menor, para qualquer especificação de cidade. Como robustez, testaram-se as diferentes matrizes de ponderação (Tabela 6). Em outras palavras, os imóveis de padrão baixo têm efeito reduzido sobre os preços implícitos dos demais imóveis. Já os imóveis de padrão médio apresentam um transbordamento 30% maior do que os imóveis de padrão baixo. Imóveis de padrão alto apresentam o maior *spillover*, afetando os preços implícitos dos imóveis vizinhos em uma magnitude maior que nos demais padrões de construções.

Tabela 6 Transbordamento espacial

Matriz	Spillover	Modelo Monocêntrico (Sé)			Modelo Duocêntrico (Fujita e Ogawa)		
		SMPB	SMPM	SMPA	SMPB	SMPM	SMPA
		Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
$W_1$	Rho ( $\rho$ )	*0.267	*0.871	*0.966	*0.273	*0.871	*0.950
$W_2$	Rho ( $\rho$ )	*0.286	*0.869	*0.969	*0.286	*0.867	*0.951
$W_3$	Rho ( $\rho$ )	*0.282	*0.875	*0.970	*0.282	*0.872	*0.952

Nota: \* 0.01; \*\* 0.05; \*\*\* 0.10 são as significâncias estatísticas.

Importa destacar, em relação aos instrumentos, que todos os testes de Wald (Tabela 5) não rejeitam a hipótese nula para todas as especificações de cidade, todos são estatisticamente não significativos. Ou seja, os testes de sobreidentificação apontam para a exogeneidade dos instrumentos, validando-os. A questão da multicolineariedade perde relevância dada à característica assintótica da amostra (Woodridge, 2002).

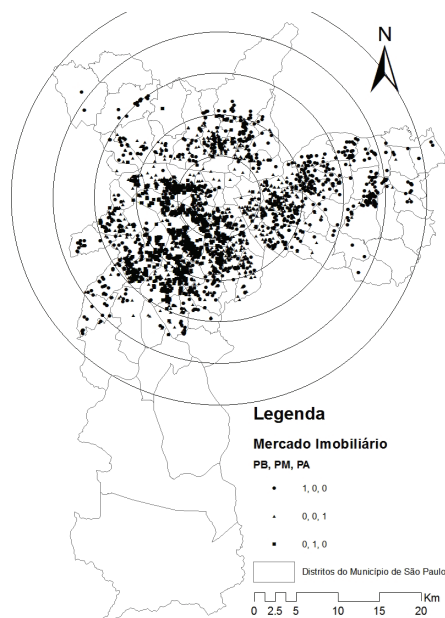
## 7 Considerações finais

O estudo do bem habitação é complexo, e na busca por inferir as preferências que são representativas para os diferentes perfis de consumidores, é necessário considerar não apenas a distância ao CBD (Alonso, 1964; Muth, 1969; Mills, 1972) ou as amenidades em função da distância (Brueckner *et al.*, 1999), mas, também, considerara vizinhança formada por um bem fixo, como a residência (Can, 1992; Anselin, 1998; Galster, 2001 e Furtado, 2009).

Ademais, foram apresentados alguns conceitos e discussões sobre a modelagem hedônica e o problema de mensuração econométrica. Portanto, dos *insights* trazidos pela NEU e pelos conceitos de vizinhança, juntamente com a abordagem de multimercados (Witte *et al.*, 1976), conectada à abordagem empírica de dois estágios de Rosen (1974), rediscutida por Ekeland, Heckman e Nesheim (2005), foi possível apontar o “pacote” de características que compõem a utilidade de cada perfil de consumidor.

Abaixo segue uma estilização em mapas do MSP, onde se busca corroborar as estimativas econométricas. A estilização dos dados em mapas pôde corroborar a factibilidade do modelo econométrico estimado, justificando, inclusive, alguns resultados pouco intuitivos somente pela estimação.

Figura 2 Preço do metro quadrado por área útil



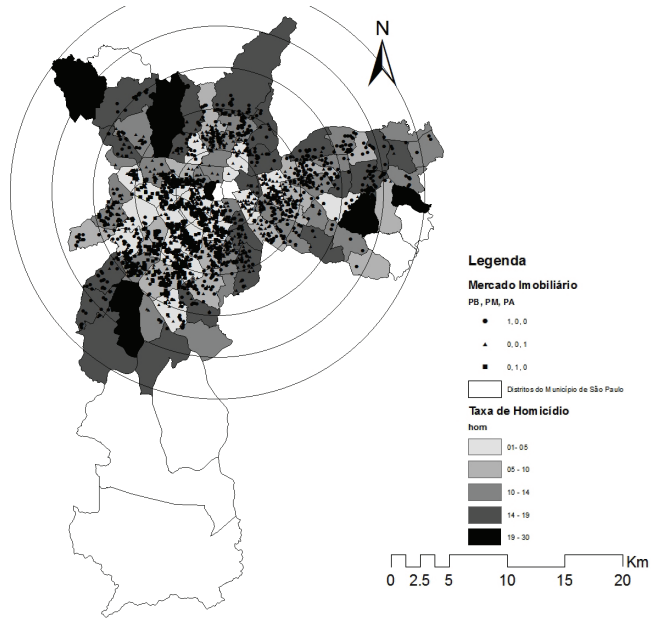
Fonte: elaboração própria a partir dos dados da Embraesp com divisão definida pelo método de otimização de Jenks.<sup>27</sup>

Notou-se que os consumidores do SMPM descontam negativamente na elasticidade-preço da área útil quando o imóvel se localiza distante do centro de negócios (Sé). Pode-se perceber abaixo que os imóveis desse grupo estão até, no máximo, o quarto círculo e concentrado na zona sul 1 e zona oeste. Os imóveis do SMPB tendem a concentrar-se na periferia da cidade – dentro dos círculos com raios maiores, como demonstra o Figura 2. O resultado econométrico apontou para uma elasticidade-preço-distância positiva. Embora à primeira vista o resultado pareça contraintuitivo, é possível dizer que, para esse padrão de imóveis, os preços só tendem a ser mais representativos nas franjas da cidade, dado que o padrão espacial da cidade de São Paulo concentra, nas aproximações do CBD, imóveis de padrão mais elevado, logo,compreços maiores.O fato da não significância estatística dar coeficiente para o SMPA deriva da baixa variância da distância desses imóveis ao CBD, tendendo à rejeição do teste t, como se visualiza na Figura 2.

27 O método de otimização de Jenks reconhece a minimização da variância intraclasse e, entre classes, busca a maximização da variância.

Além da justificativa do distanciamento do centro de negócios, observou-se que regiões dentro de distâncias radiais maiores em relação ao centro apresentam baixa infraestrutura, tais como estrutura das residências e de lazer, além de alto índice de homicídio. A Figura 3 demonstra que, em distritos com maior insegurança (taxa de homicídio), a quantidade absoluta de imóveis lançados são menores quando comparado com outros distritos.

Figura 3 Taxa de homicídio e lançamento de empreendimentos



Fonte: elaboração própria a partir dos dados da Embrasp com divisão definida pelo método de otimização de Jenks.

Outro comportamento que aparenta ser comum ao longo dos anos analisados é que empreendimentos em regiões com maior grau de periculosidade comportam, em sua maioria, residências com menor preço por m<sup>2</sup>. Como medida de exemplo, a taxa de homicídio na zona sul <sup>28</sup> (isto é, Capão Redondo, Ângela, Campo Limpo e Socorro) e na zona central (Sé, Brás e República) provocam menores preços do metro quadrado. A significância estatística a 1% dessa variável para os consumidores de baixa

<sup>28</sup> A cidade de São Paulo, além das divisões em zonas apresenta subdivisões de zonas. Isto é, por exemplo, a zona sul é dividida em Sul 1 e Sul 2.

renda pode ser justificada pelo fato desses imóveis estarem concentrados em áreas com maior índice de homicídio, já a significância para SMPM é contraintuitivo. O SMFA está concentrado em regiões com menor índice de homicídio e cercado por regiões do mesmo padrão ou com indicadores pouco acima, como demonstra a otimização de Jenks sugerindo o porque da não significância estatística.

Quanto às variáveis de transbordamento, notou-se que imóveis que compõem o grupo de baixo poder aquisitivo apresentam o menor transbordamento global sobre os imóveis vizinhos, quando comparado com os demais grupos. Também, como é de se esperar, as externalidades geradas pelos preços dos imóveis impactam positivamente os preços dos demais.

Além da relevância empírica, o trabalho trouxe ao debate a abordagem de dois estágios de Rosen. Ademais, aponta para a necessidade de instrumentos. Outro importante ponto tratado é a flexibilização das matrizes de ponderação espacial. Pois, ao invés de considerar, dentro de cada região, uma distribuição idêntica do preço do imóvel (como feito em alguns trabalhos com econometria espacial), optou-se por uma matriz de vizinhança de imóveis.

O estudo pode contribuir com os agentes econômicos participantes desse mercado, pois permite compreender o comportamento do mercado considerando os seus submercados e as características das vizinhanças na tomada de decisão, tanto de compra quanto de oferta do bem.

Possível extensão desse trabalho tange a questões como outros instrumentos para abordagem e consideração de outras amenidades.

## Referências

- AGUIAR, M. M. de; SIMÕES, R; GOLGHER, 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.
- ALONSO, W. *Location and land use*. Cambridge: Harvard University Press, 1964.
- ALVES, D. C.; PICCHETTI, P. *The Determinants of Real-State Prices in the City of São Paulo: A Hedonic Regression Approach*, mimeo, FEA-USP, 1996.
- ANSELIN, L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- ANSELIN, L. GIS research infrastructure for spatial analysis of real estate markets. *Journal of Housing Research*, v. 9, n. 1, p. 113-133, 1998.
- ANSELIN, L. *et al.* Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional Science and Urban Economics*, v. 26, n. 1, p. 77-104, 1996.



- ARNOTT, R. Economic theory and housing. In: MILLS, E. *Handbook of Regional and Urban Economics: Urban Economics*. v. 2, capítulo 20. Amsterdam: North Holland, 1987.
- BAJARI, P.; KAHN, M. E. Estimating housing demand with an application to explain racial segregation cities. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 23, n.1, 2005.
- BAUMONT, C.; LEVROS, D. *Neighborhood effects in spatial housing values models: the case of the metropolitan area of Paris* (1999). Université de Bourgogne, 2009.
- BERRY, S. Estimating discrete choice models of products differentiation. *Rand Journal of Economics*, v. 25, p. 242-262, 1994.
- BERRY, S.; LEVINSOHN, J.; PAKES, A. Automobile prices in market equilibrium. *Econometrica*, v. 63, p. 841-890, 1995.
- BIDERMAN, C. *Forças de atração e expulsão na Grande São Paulo*. Tese (Doutorado em Economia) – São Paulo: Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, 2001.
- BROWN, J. N.; ROSEN, S. On the estimation of structural hedonic price models. *Econometrica*, v. 50, p. 765-768, 1982.
- BROWN, K.; UYAR, B. A hierarchical linear model approach for assessing the effects of house and neighborhood characteristics on housing price. *Journal of Real Estate Practice and Education*, v. 7, n. 1, p. 15-23, 2004.
- BRUECKNER, J. K. The structure of urban equilibria: a unified treatment of the Muth-Mills models. In: MILLS, E. *Handbook of Regional and Urban Economics: Urban Economics*. v. 2, capítulo 20. Amsterdam: North Holland, 1987.
- BRUECKNER, J. K.; THISSE, J.F.; ZENOU, Y. Why is Paris rich and downtown Detroit poor? An amenity-based theory. *European Economic Review*, v. 43, p. 91-107, 1999.
- CAN, A. The measurement of neighborhood dynamics in urban house prices. *Economics Geographic*, v. 66, p. 254-272, 1990.
- CAN, A. Specification and estimation of hedonic housing price models. *Regional Science Urban Economics*, v. 22, p. 53-474, 1992.
- CAMPOS, R. B. A. Efeito vizinhança e efeito adjacência nos preços de imóveis residenciais: uma abordagem hedônica hierárquica espacial. In: CAMPOS, R. B. A. *Dois ensaios sobre economia urbana: mercado imobiliário residencial e corporativo no município de São Paulo*. Juiz de Fora: Programa de Pós-Graduação em Economia; Faculdade de Economia. Universidade Federal de Juiz de Fora, 2014.
- COURT, A. T. Hedonic Price Indexes With Automotive Examples. In: *The Dynamics of Automobile Demand*. Nova York, The General Motors Corporation, p. 99-117, 1939.
- DIAMOND, D. B.; SMITH, B. A. Simultaneity in the market for housing characteristics. *Journal of Urban Economics*, v. 17, n.3, p. 280-292, 1985.
- EKELAND, I.; HECKMAN, J. J.; NESHEIM, L. Identifying hedonic models. *The American Economic Review*, v. 92, n. 2, p.304-309, 2002.
- EKELAND, I.; HECKMAN, J. J.; NESHEIM, L. Identification and estimation of hedonic model. *Journal of Political Economy*, v. 112, n. 1, p. 60-109, 2005.
- EPPLE, D. Hedonic prices and implicit markets: estimating demand and supply functions for

- differentiated products. *The Journal of political Economy*, v. 95, n. 1, p. 59-80, 1987.
- ÁVERO, 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*, v. 38, n. 1, p. 73-96, 2008.
- FOLLAIN, J. R.; JIMENEZ, Estimating the demand for housing characteristics: a survey and critique. *Regional. Science and Urban Economics*, v. 15, p. 77-107, 1985.
- 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).
- FUJITA, M.; OGAWA, H. Multiple equilibria and structural transition of nonmonocentric urban configuration. *Regional Science and Urban Economics*, v. 12, p. 161-196, 1982.
- GALSTER, G. On the Nature of Neighbourhood. *Urban Studies*, v.38, n.12, p. 2111-2124, 2001.
- GOODMAN, A. C. Housing market segmentation. *Journal of Housing Economics*, v. 7, p. 121-143, 1998.
- GRILICHES, Z. Hedonic Price Indexes and the Measurement of Capital and Productivity: Some Historical Reflexions. In: TRIPLETT, J. (Org.). *Fifty Years of Economic Measurements*. University of Chicago Press, 1991.
- HENDLER, R. Lancaster's new approach to consumer demand and its limitation. *The American Economic Review*, v. 65, n. 1, p. 194-199, 1975.
- JONES, K.; BULLEN, N. Contextual models of urban house prices: a comparison of fixed and random-coefficient models developed by expansion. *Economy Geography*, v. 70, n. 3, p. 252-272, 1994.
- KAHN, S.; LANG, K. Efficient Estimation of Structural Hedonic Systems. *Internat. Econ. Rev.*, n. 29, p. 157-66, 1988.
- KIM, W. C.; PHIPPS, T. T.; ANSELIN, L. Measuring the benefits of air quality improvement: a spatial hedonic approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, v. 43, p. 24-39, 2003.
- LANCASTER, K. J. A New Approach to Consumer's Theory. *Journal of Political Economy*, v. 74, p. 132-157, 1966.
- LANCASTER, KEVIN J. *Consumer demand: A new approach*. New York: Columbia U. Press, 1971.
- MACIEL, V.; BIDERMAN, C. Assessing the effects of the São Paulo's metropolitan beltway on residential land prices. *Journal of Transport Literature*. v. 7, n. 2, p. 373-402, 2013.
- MAS-COLELL, A. *et al. Microeconomic theory*. v. 1. New York: Oxford University Press, 1995.
- MEGBOLUGBE, I. E.; HOEK-SMIT, M. C. *et al.* Understanding neighbourhood dynamics: a review of the contributions of William G. Grigsby. *Urban Studies*, v. 33, n. 10, p. 1779-1795, 1996.
- MIGOTI, S. A. *Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada*. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2005.
- MURRAY, M. P. *Mythical demands and mythical supplies for proper estimation of Rosen's hedonic price model*. Unpublished mimeo, 1983.

- MUTH, R. F. *Cities and housing*. Chicago: Universty 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*. Tese (Doutorado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade; Universidade de São Paulo, 2010.
- NELSON, J. P. Residential Choice, Hedonic Prices and the Demand for Urban Air Quality. *Journal of Urban Economics*, v. 5, n. 3, 1978.
- OHSFELDT, R. *The demand for housing characteristics: A test of the theory of implicit markets*, Unpublished mimeo, 1983.
- PALMQUIST, R. B. Estimating the demand for the characteristics of housing. *The Review of Economics and Statistics*, v. 66, n. 3, p. 394-404, 1984.
- PETRIN, A. Quantifying the benefits of new products: the case of the Minivan. *Journal of Political Economy*, v. 110, p. 705-729, 2002.
- ROSEN, S. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, v. 82, p. 34-55, 1974.
- SARTORIS, A. *Estimação de Modelos de Preços Hedônicos: Um Estudo para Residências na Cidade de São Paulo*. 1996. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1996.
- TAUCHEN, H.; WITTE, A. D. Estimating Hedonic Models: Implications of the Theory. *Technical Working Paper n. 0271*. Cambridge, Mass.: NBER, 2001.
- VON THÜNEN, J. H. *Der isoliertestaat in beziehung auf landwirtschaft und nationalökonomie*. Hamburgo: F. Perthes, 1826.
- WHEATON, W. C. Income and Urban Residence: An Analysis of Consumer Demand for Location. *The American Economic Review*, v. 67, n. 4, p. 620-631, 1977a.
- WHEATON, W. C. Residential Decentralization, Land Rents, and the Benefits of Urban Transportation Investment. *The American Economic Review*, v. 67, n. 2, p. 138-143, 1977b.
- WITTE, A. D.; SUMKA, H. J.; EREKSON, H. An Estimate of a Structural Hedonic Price Model of the Housing Market: An Application of Rosen's Theory of Implicit Markets. *Econometrica*, v. 47, n. 5, p. 1151-73, 1979.
- WOODRIDGE, J. M. *Introductory econometrics: a modern approach*. Massachussets: MIT Press, 2002.

### Sobre o autor

Rodger Barros Antunes Campos - [rodger.campos@usp.br](mailto:rodger.campos@usp.br)

Departamento de Economia da Universidade de São Paulo (FEA/USP) e membro do Núcleo de Economia Regional e Urbana (NEREUS).

O autor agradece o apoio da Fundação Comissão de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior para a realização deste artigo.

### Sobre o artigo

Recebido em 10 de abril de 2014. Aprovado em 01 de setembro de 2015.