

Análise de Preços Hedônicos no Mercado Imobiliário de Apartamentos em Curitiba

Hedonic prices analysis upon the real estate assets in Curitiba

Análisis de Precios Hedónicos en el Mercado Inmobiliario de Pisos en Curitiba

Erik Miguel Chee John* e Alexandre Alves Porsse**

RESUMO

Com base na Teoria dos Preços Hedônicos e em técnicas de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), este trabalho busca realizar uma avaliação dos efeitos da localização e das amenidades urbanas sobre os preços imobiliários de apartamentos da cidade de Curitiba. Os resultados revelam um formato tipo Central Business District (CBD) assumido pela capital paranaense e a existência de dois padrões de aglomeração espacial local dos preços dos imóveis: um do tipo Alto-Alto e outro do tipo Baixo-Baixo. Considerando as amenidades urbanas, constata-se que as escolas particulares e os crimes contra o patrimônio correlacionam-se positivamente com os preços dos apartamentos, enquanto que as unidades de saúde e os crimes de homicídio correlacionam-se negativamente. Não se observou efeito significativo dos hospitais e áreas verdes sobre os preços dos apartamentos.

Palavras-chave: Preços hedônicos. Amenidades urbanas. Preços de apartamentos.

ABSTRACT

Pursuant the Hedonic Price Theory and Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) techniques, this article is addressed to evaluate the effects of location and urban amenities upon real estate prices of apartments in the city of Curitiba. The results of the given study revealed a Central Business District (CBD) format embodied from Paraná State Capital City and the existence of two patterns of local spatial clustering of real estate prices: one from the High-High type and another to Low-Low type. Once considering the urban amenities, the results indicate that private schools and crimes against property are positively correlated to the apartments' prices, in the meantime health assistance units as well homicides are negatively correlated. It was not assessed significant effects of hospitals and green area.

Keywords: Hedonic prices. Urban amenities. Price of Apartments.

* Graduado em Ciências Econômicas e mestre em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná, Curitiba, Paraná, Brasil. E-mail: erik.c.john@gmail.com

** Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Maringá, Maringá, Paraná, Brasil. Mestre em Economia pela Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, Paraíba, Brasil. Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil. Atualmente, é professor adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná. E-mail: porsse@gmail.com

Artigo recebido em jul./2015 e aceito para publicação em jun./2016.

RESUMEN

Por la Teoría de Precios Hedónicos y técnicas de Análisis Exploratorio de Datos Espaciales (AEDE), este trabajo busca realizar una evaluación de los efectos de la ubicación y comodidades urbanas sobre los precios inmobiliarios de pisos en la ciudad de Curitiba. Los resultados muestran un formato tipo Central Business District (CBD) y la existencia de dos patrones de concentración espacial local de precios de inmuebles: un tipo Alto-Alto y otro Bajo-Bajo. En los estudios acerca de las comodidades urbanas se puede notar que escuelas privadas y delitos contra la propiedad se correlacionan positivamente con los precios de los pisos, pero los centros de salud y crímenes de homicidios están correlacionados negativamente. No se han identificado efectos significativos de los hospitales e zonas verdes en los precios de los inmuebles.

Palabras clave: Precios hedónicos. Comodidades urbanas. Precios de pisos.

INTRODUÇÃO

Os imóveis são bens determinantes para as famílias, pois representam uma elevada parte dos gastos em seus orçamentos e, em muitos casos, boa parte de suas riquezas, conforme abordagem de Sheppard (1999).

Neste artigo, busca-se avaliar quais são os determinantes de preços no mercado local de apartamentos novos e usados em Curitiba, segundo o ponto de vista da Teoria dos Preços Hedônicos. A adoção desta teoria busca mensurar características intangíveis que determinam os preços dos imóveis – como localização e amenidades urbanas – e as características estruturais internas dos imóveis na precificação dessas residências. As amenidades urbanas (como áreas verdes, criminalidade, existência de escolas, hospitais, etc.) podem exercer forças positivas ou negativas sobre o preço desses bens complexos. Adicionalmente, serão analisados os impactos locacionais na precificação dos apartamentos e em seu entorno por meio das técnicas de análise exploratória de dados espaciais, aferindo a correlação entre os bairros.

Para iniciar este estudo, foram coletados na internet 8.229 anúncios de apartamentos à venda, formando a base de dados para o estudo. A metodologia empregada para estimar o modelo de preços hedônicos será a de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Portanto, este artigo será dividido da seguinte maneira: a primeira seção é composta por esta introdução com o objetivo e a justificativa do estudo. Na segunda, será feita uma revisão da literatura sobre a Teoria dos Preços Hedônicos e a configuração de uma cidade no modelo monocêntrico. Na terceira seção, será apresentada a metodologia utilizada, bem como a base de dados obtida. Na quarta parte do artigo, serão demonstrados os resultados econométricos. Na quinta, serão incorporadas as amenidades e a aplicação da análise exploratória de dados espaciais para identificar a estrutura espacial da cidade. Por fim, na sexta e última seção, serão tecidas as considerações finais.

1 TEORIA DOS PREÇOS HEDÔNICOS

Na economia convencional, conforme exposto por Negri Neto (2003), uma sociedade comumente transaciona, com ou sem emprego de moeda, bens e serviços diversos num ambiente de recursos escassos e decisões maximizadoras de utilidade. Aspectos ligados à satisfação pessoal e externalidades estão presentes no momento da escolha dos consumidores e podem não ter recebido a devida atenção no contexto da teoria convencional do consumidor. Contudo, os economistas desenvolveram uma teoria diferente para tratar de tais atributos que está presente nas decisões de compra das pessoas e que precisa ser levada em consideração pela teoria econômica. Este é o caso da Teoria dos Preços Hedônicos.

Conforme exposto por Hermann e Haddad (2005), não se pode encontrar um mercado propriamente dito para esse tipo de atributo e, conseqüentemente, não há maneira de precificá-los, tampouco obter seus valores monetários. No entanto,

devemos assumir que existem implicitamente forças de oferta e demanda pelas citadas características, e, dessa maneira, a teoria econômica deve buscar explicar como o mercado se ajusta para alcançar o seu equilíbrio. Este, portanto, é o objetivo da modelagem de preços hedônicos. Assim, “os preços marginais dos atributos são estimados fazendo-se regredir o preço do bem heterogêneo sobre as quantidades de características associadas” (HERMANN E HADDAD, 2005, p.240).

Um dos primeiros trabalhos desenvolvidos com a abordagem dos preços hedônicos foi feita por Lancaster (1966, citado por ALVES et al., 2011). Segundo o autor, a metodologia de preços hedônicos advém da aceitação de que os bens complexos ou heterogêneos podem ser descritos por um vetor de características mensuráveis. Entende-se, portanto, que preços hedônicos são os valores atribuídos implicitamente aos bens complexos, revelados na observação do montante específico de atributos associados a eles. Tal metodologia se baseia em suas características e nos benefícios oferecidos.

Rosen (1974) abordou a temática dos preços hedônicos da seguinte maneira:

Hedonic prices are defined as the implicit prices of attributes and are revealed to economic agents from observed prices of differentiated products and the specific amounts of characteristics associated with them. They constitute the empirical magnitudes explained by the model. Econometrically, implicit prices are estimated by the first step regression analysis (product price regressed on characteristics) in the construction of the hedonic prices indexes (ROSEN, 1974, p.34).¹

Para Hermann e Haddad (2005), ao se empreender a Teoria de Preços Hedônicos no ramo de imóveis, o seu preço de venda é dado pelo mercado e definido quanto à sua composição e suas características intangíveis. Porém, a real quantidade, especialmente quando se trata dessas últimas características, é bastante imprecisa. Embora possamos acatar o fato de que os atributos observados pelo lado externo dos imóveis façam parte da “cesta de características” analisada pelo consumidor no momento da aquisição do bem, não é possível determinar quanto dessas características de fato o consumidor pode aproveitar.

Outra importante literatura que trata dessa temática são os estudos de Cheshire e Sheppard (2004, citado por ALVES et al., 2011, p.170), em que os autores afirmam, com base em estudos de aplicação de modelos de precificação, que “o valor de qualquer imóvel varia sistematicamente e substancialmente de acordo com a sua localização”. Os atributos locacionais são no mínimo tão relevantes quanto aspectos físicos do imóvel na determinação de seu preço. Para ambos os autores, a especificação dos modelos de preço hedônico é crucial na determinação dos preços estimados.

¹ Os valores hedônicos são definidos como valores implícitos de atributos e são revelados aos agentes econômicos a partir de valores de produtos diferenciados observados e quantidades específicas de características, ora associadas. Eles constituem as magnitudes empíricas explicadas pelo modelo. Pela forma econométrica, valores implícitos são estimados pelo primeiro passo da análise de regressão (valor de produto regredido em características) na construção de índices de valores hedônicos (ROSEN, 1974, p.34).

Sinteticamente, conforme abordou Formoso e González (2000), podemos dizer que os imóveis são bens heterogêneos por natureza, pois cada um possui quantidades diferentes de cada um dos atributos valorizados pelo mercado. Por isso, são chamados de “bens compostos”, e a comparação entre eles exige a ponderação dos vários atributos de interesse. Nessa linha, a formação do preço de venda pode ser entendida como a soma de parcelas devidas aos diversos elementos importantes, que não podem ser individualizados diretamente, visto que não são transacionados separadamente, mas apenas em conjunto e em quantidades fixas. Em certo sentido, os valores dos imóveis podem ser compreendidos como médias ponderadas dos atributos que os compõem, sendo que os pesos (coeficientes das equações) podem ser interpretados como preços implícitos desses atributos.

1.1 EFEITOS ESPACIAIS: localização e acessibilidade

Conforme tratado por Can (1998), há uma crescente consciência da importância do papel da localização do imóvel na decisão de compra das pessoas. Esse interesse advém de forças denominadas “efeitos de vizinhança”, uma vez que estes captam os efeitos do entorno do imóvel, da estrutura aos arredores, dos padrões de acessibilidade, do contexto socioeconômico do local, das características demográficas, da arquitetura, entre outros. Conforme exposto por Campos (2014, p.7), o efeito vizinhança “se refere à influência exercida pelas amenidades na área em que o imóvel está espacialmente localizado, bem como sobre os seus respectivos preços”. A teoria apresentada a seguir tem fundamento em economia urbana (ALONSO, 1964; MUTH, 1969; WHEATON, 1974 apud BRUECKNER, 2011).

Segundo Brueckner (2011), esses estudiosos supõem quatro premissas: a primeira delas é que todo o emprego da cidade está contido na região central, onde há maior concentração de prédios, conhecido como Central Business District (CBD); a segunda é que há uma vasta infraestrutura de estradas e transporte coletivo suficiente do subúrbio para o centro e vice-versa; a terceira premissa refere-se aos agentes envolvidos numa mesma vizinhança. O modelo sugere que moradores de uma mesma região possuem características de renda e preferência bastante semelhantes, bem como empregos parecidos nos CBDs; a quarta premissa diz que os agentes possuem apenas dois tipos de bens disponíveis para consumo, e portanto seus gastos se resumem a habitação e qualquer outra coisa diferente de habitação.

Dadas essas suposições, o autor demonstra a relação negativa entre a renda disponível e a distância que se tem da residência ao CBD; ou seja, quanto mais longe do CBD localiza-se a residência, mais caro torna-se o deslocamento para o trabalho, ou menor é a renda disponível do consumidor. Em face do exposto, vale ressaltar que os estudos de Hermann e Haddad (2005) afirmaram que, em geral, os trabalhos empíricos sobre o modelo hedônico para habitação assumem uma forma monocêntrica.

2 O MODELO DE PREÇOS HEDÔNICOS

Segundo Hermann e Haddad (2005), o que se faz tradicionalmente nos estudos de preços hedônicos dos imóveis é a adoção de funções na forma *log-linear*, que apontam para a adoção de variáveis que mensuram a qualidade da vizinhança e bens públicos da região. Muitas vezes essas variáveis são intangíveis, o que implica numa difícil tarefa de adotar *proxies* para estimar esses efeitos.

Adicionalmente, os estudos de Alonso (1964) e Mills (1972) sugerem a adoção do fator localização na análise dos preços hedônicos, pois, conforme já exposto, os imóveis que se distanciam do CBD possuem um valor menor para compensar o custo de comutação.

Feitas essas considerações acerca da forma funcional do modelo de preços hedônicos estimado no presente estudo, optaremos pela estimação usando os Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Conforme exposto por Gujarati (2006), esse método obedecerá a seguinte equação geral, já aplicada para os interesses do presente trabalho:

$$\ln Y_i(I, L, A) = \beta_1 + \beta_2 I + \beta_3 L + \beta_4 A + u_i \quad (1)$$

As variáveis representadas, portanto, demonstram que o preço dos imóveis na sua forma logarítmica natural ($\ln Y$) é uma função das características intrínsecas do imóvel, representada por (I), da localização do imóvel (L), do seu entorno, vizinhança, bens públicos ou, em outras palavras, das amenidades urbanas consideradas (A) e, por fim, de um termo de erro (u_i).

A utilização do modelo *log-linear* se traduz, conforme exposto por Gujarati (2006), na medição de uma semielasticidade do preço dos imóveis quando ocorrem variações dos atributos intrínsecos aos apartamentos, da variação da localização (bairro) e das amenidades urbanas consideradas; ou seja, obtemos a semielasticidade (ou efeito marginal) de Y com relação a I , L e A .

Especificando melhor o tratamento econométrico a ser utilizado para os imóveis nos diferentes bairros (L), não serão empregadas variáveis quantitativas para esse caso, como serão tratadas as variáveis (I) e (A), mas sim qualitativas. Para isso, adotaremos na regressão variáveis binárias (*dummies*) nos bairros, indicando o coeficiente diferencial em relação ao intercepto da regressão que representa o valor médio dos imóveis; neste caso, o bairro do centro será a variável omitida.

QUADRO 1 - VARIÁVEIS DA FORMA FUNCIONAL DO MODELO

FORMA FUNCIONAL	VARIÁVEL	DESCRIÇÃO
I (Características intrínsecas ao imóvel)	QUARTO	Quantidade de quartos no apartamento
	SUÍTE	Quantidade de suítes no apartamento
	BANHEIRO	Quantidade de banheiros no apartamento
	ÁREA	Tamanho em metros quadrados do apartamento
	VAGA	Quantidade de vagas de garagem do apartamento
A (Amenidades)	ESCPUB_1000	Quantidade de escolas públicas para cada 1.000 hab. do bairro
	ESCPART_1000	Quantidade de escolas particulares para cada 1.000 hab. do bairro
	HOSP_1000	Quantidade de hospitais para cada 1.000 hab. do bairro
	US_1000	Quantidade de unidades de saúde para cada 1.000 hab. do bairro
	PERC_VERDE	Quantidade de área verde em relação ao tamanho do bairro em metros quadrados
	PATRIM_1000	Número de crimes contra o patrimônio em 2013 no bairro a cada 1.000 hab.
	HOMICIDIO_1000	Número de homicídios em 2013 a cada 1.000 hab. no bairro
L (localidade)	CONSTANTE	Varável omitida das <i>dummies</i> (preço de referência para comparação ou médio)
	BAIROS	<i>Dummies</i> dos bairros de Curitiba

FONTE: Os autores (2014)

2.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)

Conforme exposto por Moura e Lira (2011), a AEDE tem como fundamento a autocorrelação espacial e pode ser utilizada quando os dados observados são associados às áreas espaciais.

De acordo com Almeida (2012), a autocorrelação espacial global univariada, que possui apenas uma variável de interesse (no caso do presente estudo, o preço marginal da localização definida pelas *dummies* de bairros), é uma ferramenta estatística de teste que averigua a hipótese de aleatoriedade da distribuição espacial da variável sob forma global (a hipótese nula sendo testada é a da aleatoriedade da amostra), ou seja, onde os valores de um atributo numa região não dependem dos valores deste atributo nas regiões vizinhas. Portanto, um coeficiente de autocorrelação espacial descreve um conjunto de dados ordenado segundo uma sequência espacial. Assim, o autor determina que, para se obter uma estatística de autocorrelação espacial, é necessário realizar três tarefas: a) uma medida de autocovariância; b) uma medida de variância dos dados; c) uma matriz de ponderação espacial.

A seguir, serão abordadas as formas mais empregadas como ferramenta de autocorrelação espacial: o I de Moran Global e o I de Moran Local (estatística LISA).

2.1.1 Estatística I de Moran

Almeida (2012) apresenta a equação de Moran, para mensurar a autocorrelação espacial, usando uma medida de autocovariância na forma de produto cruzado. O valor esperado pelo I de Moran é igual ao que seria obtido caso não houvesse um padrão de associação espacial nos dados (próximo de zero). Em outras palavras, indica que, no geral, altos valores da variável estudada estão rodeados por vizinhos com altos valores desta variável. Valores abaixo indicam autocorrelação negativa, revelando dissimilaridade do local; ou seja, uma região com alto valor circundado por vizinhos com baixo valor de atributo estudado.

Porsse, Portugal e Stampe (2011) destacam que é relevante apontar que a estatística I de Moran apenas revela se há presença de autocorrelação espacial, porém não se pode concluir como a variável escolhida se relaciona com sua vizinhança. Para isso, faz-se imprescindível a análise local ou o gráfico de dispersão de Moran, que possui o valor da variável no eixo das abscissas, contra a sua defasagem espacial no eixo das ordenadas, permitindo avaliar a estabilidade da associação espacial. Dessa forma, com o gráfico de dispersão de Moran, temos condições de analisar a influência da estatística local sobre a medida global, identificando como as localizações e sua vizinhança se relacionam.

Assim, Almeida (2012) afirma que para haver uma estatística do tipo Local Indicator of Spatial Association (LISA) dois critérios devem ser atendidos: o primeiro diz respeito à capacidade, para cada observação, de indicar *clusters* espaciais, significativos estatisticamente; no segundo, o somatório dos indicadores locais, para todas as regiões, é proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global correspondente. O coeficiente I de Moran Local, portanto, faz uma decomposição do indicador global de autocorrelação espacial buscando identificar a contribuição de cada observação em quatro categorias: Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA). Dessa forma, combinando as informações do diagrama de Moran com o mapa da significância dos coeficientes I de associação local, pode-se definir mapas de *clusters* LISA.

3 FORMA DE COLETA E QUADRO-RESUMO DA BASE DE DADOS

Os dados para o estudo aqui proposto foram obtidos no período de novembro de 2013 a janeiro de 2014. O método de coleta empregado foi a pesquisa na internet no sítio da empresa Imovel Web² que reúne anúncios³ de imóveis de diversas empresas e também anúncios particulares.

Para a obtenção dos dados relativos às amenidades, foram coletadas informações referente a: bairro de localização de escolas, tamanho do bairro, quantidade de habitantes nos bairros, hospitais e unidades de saúde; número

² Disponível em: <http://www.imovelweb.com.br/>

³ Os anúncios repetidos foram excluídos da base de dados.

de crimes de homicídio por bairro no ano de 2013; e quantidade de áreas verdes em metros quadrados de Curitiba. As informações foram obtidas nos sítios das Secretarias de Estado do Paraná e do Instituto de Planejamento e Pesquisa Urbana de Curitiba (IPPUC). No caso dos crimes contra o patrimônio, os dados foram solicitados por ofício à Polícia Civil do Paraná.

Por fim, vale relatar uma diferença entre a quantidade de bairros amostral (64) e a quantidade de bairros existente em Curitiba (75). O motivo dessa diferença é a ausência de anúncios de apartamentos no campo pesquisado. Para sanar tal problema, consideramos a média de preços dos bairros que fazem fronteira com eles.

TABELA 1 - RESUMO DA BASE DE DADOS

VARIÁVEL	MÉDIA	DESVIO-PADRÃO	MÍNIMO	MÁXIMO
QUARTO	2,6180	0,7877	1,0000	6,0000
SUÍTE	0,9334	0,8691	0,0000	5,0000
BANHEIRO	2,0389	1,2376	1,0000	10,0000
ÁREA	101,1418	69,1114	17,2000	804,0000
VAGA	1,4477	0,8974	0,0000	6,0000
ESCPUB_1000	0,1045	0,0878	0,0000	0,7433
ESCPART_1000	0,1510	0,1614	0,0000	0,6435
HOSP_1000	0,0611	0,1091	0,0000	0,4596
US_1000	0,0372	0,0542	0,0000	0,4894
PERC_VERDE	0,1600	0,0882	0,0519	0,4625
PATRIM_1000	83,1829	92,9616	15,7932	428,0771
HOMICID_1000	0,1760	0,1750	0,0000	3,4557

FONTE: Os autores (2014)

4 REGRESSÃO EM MQO

Na utilização do *software* STATA nos deparamos com uma limitação na quantidade de variáveis explicativas suportada. De acordo com a regressão pretendida, são necessárias 78 variáveis para se obter a regressão em MQO. Porém, a capacidade do *software* é de até 72 variáveis. Para sanar esse problema, foi aplicado o método de filtragem. Portanto, a equação após a filtragem será:

$$\begin{aligned} \ln Y_i = & \beta_1 + \beta_2 \text{Quarto} + \beta_3 \text{Suite} + \beta_4 \text{Banheiro} + \beta_5 \text{Área} + \\ & \beta_6 \text{Vaga} + \gamma_1 \text{ESCPUB}_{1000} + \gamma_2 \text{ESCPART}_{1000} + \gamma_3 \text{HOSP}_{1000} + \\ & \gamma_4 \text{US}_{1000} + \gamma_5 \text{PERC}_{\text{VERDE}} + \gamma_6 \text{PATRIM}_{1000} + \gamma_7 \text{HOMICID}_{1000} + u_i \end{aligned} \quad (2)$$

Onde:

$\ln Y_i$ = Logaritmo neperiano dos preços filtrados

β_1 = Constante

β_2 a β_6 = Coeficientes angulares das características individuais dos imóveis

$\delta_i D_i$ = *Dummies* dos bairros da cidade de Curitiba

γ_1 a γ_7 = Amenidades

u_i = Termo de erro

Após aplicada a técnica de filtragem, foi realizada a regressão e obtivemos como resultado os seguintes coeficientes para cada variável da equação 2, listada na tabela 2.

TABELA 2 - COEFICIENTES DA REGRESSÃO EM MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS COM VALORES FILTRADOS, CORREÇÃO ROBUSTA DE HETEROCEDASTICIDADE E TESTES DE HIPÓTESE

VARIÁVEL	COEFICIENTE	t	p-valor	TESTES	
QUARTO	0,0715	12,08	0	R2 Ajustado	0,8314
SUÍTE	0,1633	25,17	0	Teste F	2.012,01
BANHEIRO	0,0180	3,99	0	FIV	2,20
ÁREA	0,0031	19,36	0	White	2.643,44
VAGA	0,1923	27,23	0	RESET	463,62
ESCPUB_1000	-0,0441	-1,24	0,214	Jarque Bera	1.103,00
ESCPART_1000	0,0699	2,24	0,025	DW	1,97824
HOSP_1000	-0,0284	-0,76	0,445		
US_1000	-0,2150	-3,49	0		
PERC_VERDE	-0,0147	-0,43	0,669		
PATRIM_1000	0,0001	2,29	0,022		
HOMICIDIO_1000	-0,0964	-4,58	0		
CONSTANTE	12,0953	865,71	0		

FONTE: Os autores (2014)

Em função desse pequeno entrave com o teste de normalidade dos erros, que pode comprometer a eficiência do estimador, faremos uma nova regressão auxiliar, pelo método de Bootstrap, na tentativa de diagnosticar o problema.

TABELA 3 - REGRESSÃO COM MÉTODO BOOTSTRAP

VARIÁVEL	COEFICIENTE	BOOTSTRAP ERRO-PADRÃO	Z	P > Z
QUARTO	0,0715	0,0058	12,18	0
SUÍTE	0,1633	0,0063	25,73	0
BANHEIRO	0,0180	0,0044	4,04	0
ÁREA	0,0031	0,0001	19,8	0
VAGA	0,1923	0,0069	27,55	0
ESCPUB_1000	-0,0441	0,0358	-1,23	0,218
ESCPART_1000	0,0699	0,0302	2,31	0,021
HOSP_1000	-0,0284	0,0349	-0,81	0,416
US_1000	-0,2150	0,0626	-3,44	0,001
PERC_VERDE	-0,0147	0,0345	-0,43	0,669
PATRIM_1000	0,0001	0,0000	2,32	0,02
HOMICIDIO_1000	-0,0964	0,0218	-4,41	0
CONSTANTE	12,0953	0,0137	880,86	0

FONTE: Os autores (2014)

TABELA 4 - TABELA COMPLEMENTAR À REGRESSÃO BOOTSTRAP

REGRESSÃO EM BOOTSTRAP	
Observações	8.218
Replicações	1.000
Wald chi2(12)	23.800,91
Prob>chi2	0,00
R2	0,8314
R2 ajustado	0,83
Root MSE	0,246

FONTE: Os autores (2014)

Os resultados da regressão em Bootstrap apresentados acima foram obtidos por meio da reamostragem das observações com 1.000 replicações. Isto possibilitou verificar que os novos coeficientes estimados e sua significância não se alteraram com a nova regressão em Bootstrap, se comparados aos valores obtidos inicialmente, em MQO. A conclusão desse fato, portanto, é que os problemas apresentados no teste de normalidade, Jarque-Bera, não comprometem as conclusões do nosso modelo.

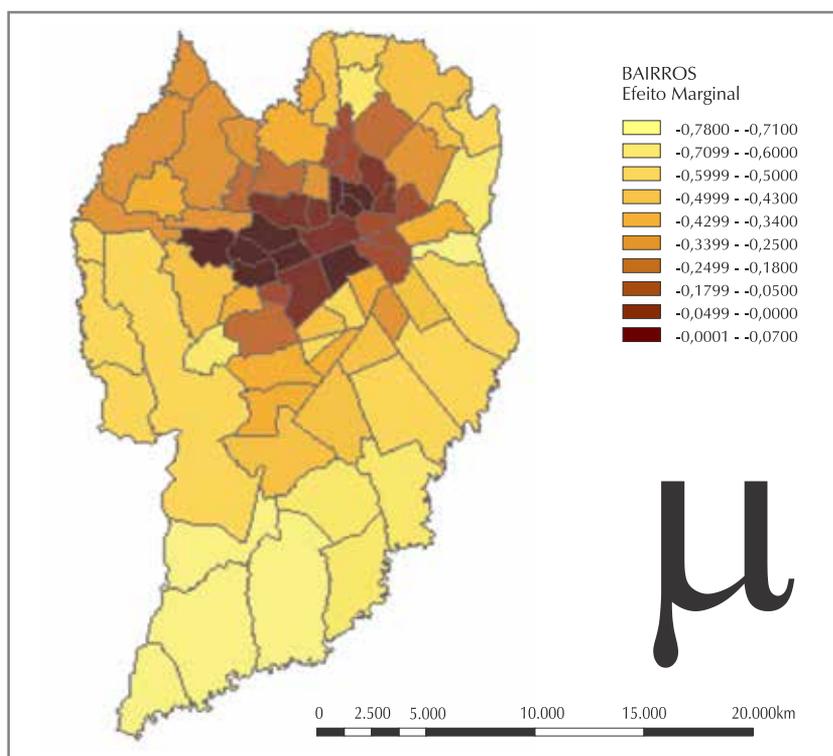
Quando passamos a observar os coeficientes da regressão, notamos que os sinais podem ser positivos, o que se traduz numa inflação dos apartamentos, ao passo que os negativos exercem uma força redutora no preço do bem.

Apesar da boa qualidade inferida pelos testes de hipótese do modelo, observamos um p-valor que não nos permite tirar conclusões das variáveis Escolas Públicas, Hospitais e Áreas Verdes. De modo geral, portanto, podemos inferir que a amostra e a regressão são significativas para o estudo aqui proposto. A partir desse ponto, é possível então mapear os diferentes preços segundo a regressão apresentada.

Na figura 1, a seguir, observamos as diferenças entre os bairros conforme uma faixa de valores em porcentagem em relação ao bairro do Centro. Ou seja, observamos o efeito marginal da aplicação logarítmica na regressão dos preços dos apartamentos (semielasticidade).

Numa primeira análise, percebemos a configuração monocêntrica da cidade de Curitiba. Verifica-se uma região com tonalidade mais escura, representando os bairros cujos preços de apartamentos são mais altos. Essa estrutura é típica de um Central Business District (CBD), no qual, ao redor desses bairros em direção ao subúrbio, o tom da cor fica mais claro, representando uma redução no preço, e caracterizando bairros com predominância de imóveis residenciais, mais horizontais e maiores.

FIGURA 1 - MAPA DO EFEITO MARGINAL DA LOCALIZAÇÃO SOBRE OS PREÇOS DOS APARTAMENTOS EM CURITIBA



FONTE: Os autores (2014)

4.1 ESTRUTURA ESPACIAL DOS PREÇOS DOS IMÓVEIS

A próxima tarefa é demonstrar os resultados da aplicação das técnicas de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), o que será feito com auxílio do software GeoDa. Especificamente, nessa tarefa será calculado o I de Moran Global e Local dos apartamentos de Curitiba, com base nos valores obtidos da regressão em MQO, já apresentada na seção anterior, e em uma matriz de ponderação espacial binária na convenção do tipo rainha (*queen*).

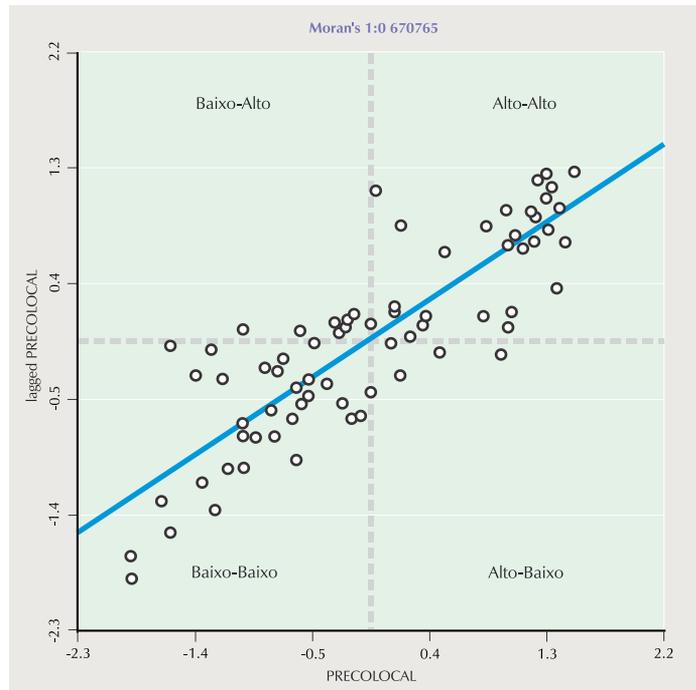
A tabela 5 e a figura 2 trazem os resultados do cálculo do Índice de Moran Global, conforme exposto a seguir.

TABELA 5 - VALORES OBTIDOS PARA ESTATÍSTICA I DE MORAN GLOBAL (I)

PSEUDO P-VALOR	I DE MORAN (I)	E(I)	MÉDIA	DESVIO-PADRÃO
0,001	0,6708	-0,0135	-0,0098	0,0726

FONTE: Os autores (2014)

FIGURA 2 - DIAGRAMA DE DISPERSÃO DE MORAN



FONTE: Os autores (2014)

Pelo exposto na tabela 5, podemos inferir que os preços dos imóveis em Curitiba são espacialmente correlacionados; ou seja, rejeitamos a hipótese nula da aleatoriedade espacial, ao nível de significância de 0,001%, visto que o I de Moran computado (0,670765) é maior que o valor esperado (-0,0135). Pelo sinal positivo apresentado no I, afirma-se que há presença de autocorrelação positiva. A conclusão é que os bairros que possuem apartamentos com preços elevados (acima da média) têm em seu entorno outros bairros com preços de apartamento também elevados; ou seja, há similaridade. Quanto mais próximo de um for o valor do I, maior será o grau de concentração. Por outro lado, os bairros com preços de apartamentos menores que a média possuem em seu entorno outros bairros com apartamentos de preços menores que a média.

No caso da figura 2, a inclinação positiva da reta de regressão no gráfico – que pode se traduzir na presença de autocorrelação positiva – fornece mais informações além do padrão de associação global linear no espaço. Podemos observar, do primeiro ao quarto quadrante, os quatro tipos de associação linear espacial (Alto-Alto, Baixo-Baixo, Alto-Baixo e Baixo-Alto). Cada ponto representa um bairro da cidade de Curitiba (existem 75 pontos), e, da maneira exposta, podemos identificar quantos bairros geram alavancagem no preço dos imóveis. Os valores presentes nesse gráfico (eixos das ordenadas e abscissas) são padronizados; ou seja, zero é o preço médio.

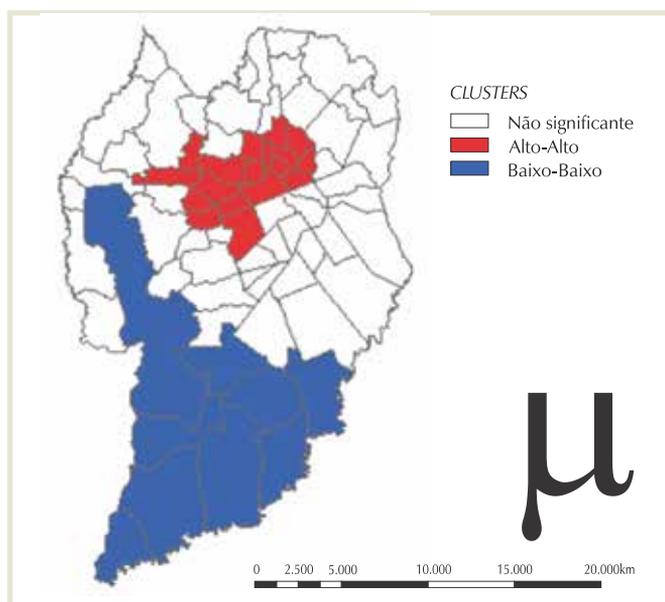
Portanto, observamos que os pontos no primeiro quadrante são os bairros com apartamentos cujos preços são mais altos em relação à média, e esses bairros estão rodeados por outros bairros com apartamentos de preços altos. O terceiro quadrante demonstra o mesmo caso, porém, para bairros cujos preços de imóveis são baixos. No caso do segundo quadrante, temos o Baixo-Alto, que representa bairros com preços de apartamentos abaixo da média circundados por bairros com valores de imóveis, na média, mais altos. No quarto quadrante, temos a mesma condição, porém de modo contrário, ou seja, um bairro cujos apartamentos possuem um preço acima da média rodeado por bairros com apartamentos de preços abaixo da média.

O diagrama de dispersão pode nos dar uma ideia do comportamento local, porém a análise até aqui apresentada ainda é do método global. A figura 3, a seguir, traz o mapa de *clusters* segundo a estatística I de Moran Local LISA.

Conforme podemos observar, existem em Curitiba dois padrões de associação espacial em *cluster* (aglomerações com efeito vizinhança), sendo um do tipo Alto-Alto, destacado em vermelho, e outro do tipo Baixo-Baixo, destacado em azul.

A região vermelha é composta por 18 bairros da cidade, envolvendo o Centro e seu entorno. Neste conglomerado, estão presentes os bairros cujos apartamentos possuem um valor médio maior que o preço médio da cidade, bem como a infraestrutura comercial e financeira de Curitiba.

FIGURA 3 - MAPA DE CLUSTERS LISA



FONTE: Os autores (2014)

A região sul da cidade, predominantemente azul, se destaca com 10 bairros que apresentam valores de apartamentos, na média, mais baixos que outras regiões da cidade. A área cinzenta do mapa traz a informação dos preços de apartamentos não significantes, ou seja, bairros cujos imóveis possuem o valor próximo da média de preços da cidade.

Como visto anteriormente, a cidade de Curitiba possui um formato monocêntrico. Localmente, também é possível visualizar essa condição, em que a região em tom de vermelho é o centro de negócios da cidade (CBD), causando o efeito vizinhança. Conforme trata a teoria, observamos em Curitiba que a região contendo uma correlação de tipo Alto-Alto concentra as vagas de emprego, o que impacta no aumento do preço dos apartamentos em função do reduzido custo de comutação. Nas áreas azuis, ocorre o oposto. Caracterizada por um preço reduzido em relação ao Centro, a região do tipo Baixo-Baixo sofre o mesmo efeito vizinhança, porém influenciando para que o preço se mantenha abaixo da média.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados obtidos no estudo demonstraram que Curitiba apresenta um modelo monocêntrico, caracterizado por um Central Business District (CBD), conforme exposto nos pressupostos teóricos sobre a localização. Com a análise Global do I de Moran, verificamos uma cidade com um índice positivo de correlação entre um bairro e seus vizinhos. Adicionalmente, com o I de Moran Local, percebemos que Curitiba é detentora de dois clusters bem definidos, sendo um do tipo Alto-Alto e outro do tipo Baixo-Baixo, ratificando a condição da presença de correlação espacial da cidade.

As amenidades consideradas no modelo tiveram o papel de atribuir as características intangíveis dos imóveis que estão presentes na cesta de consumo dos agentes econômicos. Os resultados foram positivos sob o aspecto da significância estatística (p-valor) obtida na regressão em MQO, com exceção de alguns casos pontuais que geraram resultados inconclusivos, como o caso das escolas públicas, hospitais e áreas verdes nos bairros. Esses problemas podem estar atrelados à falta de alguma variável importante para o modelo, conforme o teste RESET. Nesse caso, a idade do imóvel, por exemplo, pode ser apontada como uma variável importante a ser incluída no modelo, porém tal informação não está disponível na base de dados. Outras variáveis também poderiam ser incorporadas para melhorar a qualidade dos resultados da estimação, como proxies para mensurar a qualidade do imóvel, o padrão de construção, etc. Apesar de alguns testes econométricos não terem sido satisfatórios, decidimos manter os resultados de acordo com o exposto no trabalho pois o impacto desse ajuste dar-se-ia na confiabilidade do nível de significância dos parâmetros, nada afetando os sinais dos coeficientes da regressão e tampouco distorcendo estimativas como um todo.

Diante do exposto, consideramos os resultados satisfatórios quanto ao objetivo proposto inicialmente, de aplicação da teoria dos preços hedônicos e de técnicas de econometria espacial para o segmento imobiliário da cidade de Curitiba. No entanto, o entrave percebido ao avanço nesse tipo de estudo reside na dificuldade de se obterem informações mais precisas para a formação de uma base de dados mais aprimorada da capital paranaense, como a inclusão da idade dos imóveis, CEP, dados de amenidades urbanas mais detalhados, maior facilidade de acesso às informações de fontes oficiais, entre outros.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. São Paulo: Alínea, 2012.
- ALONSO, W. **Location and land use: toward a theory of land rent**. 2.ed. California: Harvard University Press, 1964.
- ALVES, D. C. O. et al. Modelagem dos preços dos imóveis residenciais paulistanos. **Revista Brasileira de Finanças**, v.9, n.2. jun. 2011.
- ANÚNCIOS. Curitiba, 2013-2014. Disponível em: <<http://www.imovelweb.com.br>>. Acesso em: 9 jan. 2014.
- BRUECKNER, J. K. **Lectures on urban economies**. Massachusetts: MIT Press, 2011.
- CAMPOS, R. B. A. **Dois ensaios sobre economia urbana: mercado imobiliário residencial e corporativo no município de São Paulo**. 2014. Dissertação (Mestrado em Economia) – Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2014.
- CAN, A. Gis and spatial analysis of housing and mortgage markets. **Journal of Housing Research**, v.9, n.1, p.61-86, 1998.
- CURITIBA EM DADOS. Curitiba, 2014. Disponível em: <http://curitibaemdados.ippuc.org.br/Curitiba_em_dados_Pesquisa.htm>. Acesso em: 20 set. 2014.
- FIPEZAP. São Paulo, 2014. Disponível em: <<http://www.fipe.org.br/web/index.asp?aspx=/web/indices/FIPEZAP/index.aspx>>. Acesso em: 29 set. 2014.
- FORMOSO, C. T.; GONZÁLEZ, M. A. S. Análise conceitual das dificuldades na determinação de modelos de formação de preços através de análise de regressão. **Engenharia Civil UM**, n.8, p.65-75. 2000.
- FUJITA, M.; THISSE, J. F.; **Economics of agglomeration**. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- GOMES, A.; MACIEL, V.; KUWAHARA, M. **Determinantes dos preços de imóveis residenciais verticais no município de São Paulo**. São Paulo, 2012.
- GUJARATI, D. **Econometria básica**. 4.ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

- HERMANN, B. M.; HADDAD, E. A. Mercado imobiliário e amenidades urbanas: a view through the window. **Est. Econ.**, v.35, n.2, p 237-269, jul., 2005.
- LANCASTER, K. J. A New Approach to Consumer Theory. **Journal of Political Economy**, 1966.
- LIRA, S.A.; MOURA, R. Aplicação da análise exploratória espacial na identificação de configurações territoriais. **R. Bras. Est. Pop.**, v.28, n.1, p.153-168, jan./jun. Rio de Janeiro, 2011.
- MARANDUBA JR., N. G. **Política regional, crescimento econômico e convergência de renda em Minas Gerais**. 2007. Dissertação (Mestrado em Economia) – Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2007.
- MILLS, E. **Studies in the structure of the urban economy**. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1972.
- MUTH, R. **Cities and housing: the spacial pattern of urban residential land use**. Chicago: University of Chicago Press, 1969.
- NEGRI NETO, A. Preços hedônicos. **Informações Econômicas**, São Paulo, v.33, n.12, dez. 2003.
- PARANÁ. Secretaria da Educação (SEED). **Consulta escolas**. Curitiba, 2014. Disponível em: <<http://www.consultaescolas.pr.gov.br/consultaescolas/f/fcls/municipio/escolas/endereco.xhtml>>. Acesso em: 5 abr. 2014.
- PARANÁ. Secretaria de Estado da Segurança Pública (SSP). Relatório estatístico criminal quantitativo de vítimas de crimes relativos à morte: jan./dez. 2013. Curitiba, 2014. Disponível em: <http://www.seguranca.pr.gov.br/arquivos/File/Relatorio_Modelo_Novo_2013.pdf>. Acesso em: 5 set. 2014.
- PORSSE, A. A.; PORTUGAL, M. S.; STAMPE, M. Z. Mudança demográfica e crescimento econômico no Brasil: uma análise exploratória de dados espaciais. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 39., 2011, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu, 2011.
- ROSEN, S. Hedonic price and implicit markets: product differentiation in pure competition. **Journal of Political Economics**, v.82, p.34-55, 1974.
- SÉRIES MAIS USADAS. Brasília, 2014. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 5 abr. 2014.
- SHEPPARD, S. Hedonic analysis of housing markets. **Handbook of Regional and Urban Economics**, v.3, n.1, p.595-1635, 1999.
- WHEATON, W. C. **Income and urban residence: an analysis of consumer demand for location**. Massachussets: MIT Press, 1974.