

O Modelo de Preços Hedônicos de imóveis aplicado às cidades históricas de São João del-Rei, Tiradentes e Santa Cruz de Minas - MG

Renilson Rodrigues da Silva

Universidade Federal de São João del-Rei – MG – Brasil. renilsonsilva@ufsj.edu.br

Sinara S. Anastácio

Universidade Federal de Viçosa – MG – Brasil. sina@ufsj.edu.br

Resumo: São João del Rei e Tiradentes, duas das principais cidades históricas do país, tem entre elas a cidade de Santa Cruz de Minas, uma das maiores densidades populacionais e a menor área territorial do Brasil. Suas características socioeconômicas e culturais são acentuadas. Os preços do setor imobiliário é uma delas. Com o objetivo de analisar o comportamento dos preços, aplica-se nesse estudo o Modelo de Preços Hedônicos (MPH) com técnicas de econometria espacial. Os resultados mostram que as áreas dos imóveis são o principal determinante devido as limitações de espaço. Por outro lado, ainda que a distância entre o limite da zona urbana até o centro histórico seja curta, isso não impede que no centro histórico os valores sejam muito superiores.

Palavras-chaves: preços hedônicos, econometria espacial, setor imobiliário, cidades históricas.

Abstract: São João del Rei and Tiradentes, two of the main historic cities in the country, have among them the city of Santa Cruz de Minas, one of the largest population densities and the smallest territorial area in Brazil. Its socioeconomic and cultural characteristics are accentuated. Real estate prices are one of them. In order to analyze the behavior of prices, the Hedonic House Price Models (HPM) with spatial econometry techniques is applied in this study. The results show that the areas of real estate are the main determinant due to space limitations. On the other hand, even if the distance from the boundary of the urban area to

the historic center is short, this does not prevent the values in the historic center from being much higher.

Keywords: hedonic house price, spatial econometrics, real estate, historic cities.

Resumen: São João del Rei y Tiradentes, dos de las principales ciudades históricas del país, tienen entre ellas la ciudad de Santa Cruz de Minas, una de las mayores densidades de población y la zona territorial más pequeña de Brasil. Sus características socioeconómicas y culturales se acentúan. Los precios de los bienes raíces son uno de ellos. Con el fin de analizar el comportamiento de los precios, el Modelo de Precios Hedónicos (MPH) con técnicas de econometría espacial se aplica en este estudio. Los resultados muestran que las áreas de bienes raíces son el principal determinante debido a las limitaciones de espacio. Por otra parte, aunque la distancia desde el borde de la zona urbana hasta el centro histórico sea corta, esto no impide que los valores del centro histórico sean mucho más altos.

Palabras clave: precios hedónicos, econometría espacial, bienes raíces, ciudades históricas.

Introdução

Há uma grande variedade de tipos de imóveis residenciais no Brasil e no mundo. O termo “imóvel residencial” pode incluir imóveis como apartamentos, casas, duplex, mansões, kitnets, flat, loft etc. Esses imóveis podem estar localizados em áreas urbanas, rurais ou suburbanas (YAVUZ OZALP; AKINCI, 2017; IMÓVELWEB, 2020). Assim, um imóvel possui características que o torna diferente de outros produtos. Os imóveis diferem em tamanho, idade, estilo, características internas e localização. Então, o ambiente físico, aspectos socioculturais e econômicos entre cidades e regiões, também irão diferir. Conseqüentemente, os preços habitacionais apresentam grandes variações entre localizações. Diante disso, indaga-se: em uma cidade histórica, rodeada de ambientes naturais e de outras aglomerações urbanas, qual a importância que os atributos físicos e locais exercem sobre os preços dos imóveis? Para lidar com esse conjunto de

características do bem imobiliário, os Modelos de Preços Hedônicos (MPH) tornaram-se uma técnica comum, amplamente utilizada. No entanto, no Brasil, as aplicações desse modelo se concentram apenas em algumas capitais.

Um dos trabalhos pioneiros no Brasil é o de González; Formoso (1994). Eles buscam por um modelo estatístico adequado para explicar os determinantes dos preços de aluguel de apartamento na cidade de Porto Alegre. Os autores constatam que o MPH é, de fato, o modelo mais apropriado e que melhor explica o mercado imobiliário. As técnicas comumente empregadas são os métodos econométricos espaciais, haja vista a forte relação de dependência entre imóveis e espaço. Nota-se algumas variantes nas aplicações, como em Furtado (2009) que realiza uma análise quantitativa-espacial para identificar a importância das características locais em Belo Horizonte. Para a cidade de Fortaleza, Sousa Filho; Arraes (2004) medem o grau de risco e retorno na formação dos preços hedônicos. Atributos físicos e naturais são apontadas como de grande relevância nas grandes cidades. Essas abordagens podem ser vistas nos trabalhos de John; Porsse (2016) para a cidade de Curitiba; Campos (2017) para São Paulo e; Seabra; Neto; Menezes (2016) para Recife. O único trabalho encontrado para uma cidade pequena é o de Lana Pinto; Soares Fernandes, (2019), que aplicam o MPH para Conselheiro Lafaiete-MG. Além disso, não foi encontrada na literatura nacional uma aplicação simultânea de MPH em cidades diferentes.

Para cobrir essa lacuna, nesse trabalho aplica-se o MPH via método de econometria espacial. Isso é feito para uma pequena conurbação composta por duas das principais cidades históricas do Brasil (São João del-Rei e Tiradentes) e uma cidade comum, mas com elevada densidade demográfica (Santa Cruz de Minas). O objetivo é identificar os determinantes dos preços dos imóveis em uma pequena área com diferenças acentuadas em suas características. A hipótese é que em cidades históricas, a não padronização e a impossibilidade de alterações nas áreas dos imóveis têm importância superior às demais características. Como a zona urbana não é muito extensa, o tempo de deslocamento é curto. Em tal caso, as regiões

periféricas, de fácil acesso, podem desvalorizar os preços dos imóveis dos centros históricos. Em continuidade, nas seções seguintes são apresentadas uma breve revisão da literatura, a fundamentação do Modelo de Preços Hedônicos (MPH), a metodologia empregada, os resultados do estudo, finalizando com considerações finais.

O comportamento de preços do mercado imobiliário

Desde o trabalho de Rosen (1974), que desenvolveu um modelo de diferenciação de produtos baseado nos preços implícitos (hedônicos), essa abordagem tem sido amplamente utilizada. A teoria dos preços hedônicos é aplicada, com frequência, para compreender o comportamento de preços do mercado imobiliário. A aplicação de métodos econométricos espaciais potencializou ainda mais as análises desse setor da economia. No entanto, apesar de uma vasta literatura internacional, no Brasil, a aplicação de métodos econométricos espaciais com preços hedônicos ainda é elementar.

Arraes; Filho (2008), em estudo da habitação para a cidade de Fortaleza – CE, investigam os preços implícitos na curva de utilidade de demanda para consumidor e investidor em imóveis. As estimações revelam que o nível de acessibilidade da microlocalização não é relevante para o investidor. Para o consumidor, tranquilidade e lazer é o que importam. Hermann; Haddad (2005) e Fávero (2003), em estudos para a cidade de São Paulo-SP, mostram que as preferências dos consumidores são concentradas em áreas de lazer e amenidades ambientais. Essas amenidades, mais a proximidade com centros de negócios, tem ganhado cada vez mais importância. Nesse sentido, para fixar residência, como aponta Neto (2002), os fatores de externalidades negativas são rejeitados com mais força que os benefícios da acessibilidade na localização. Igualmente, o espaço geográfico converte-se num elemento relevante para compreensão dessas preferências.

De fato, o espaço geográfico é estudado por Macedo e Simões (1998), aplicando modelos espaciais na qualidade da habitação na cidade de Belo Horizonte-MG. Os resultados

encontrados mostram que a habitação apresenta autocorrelação espacial, com fortes efeitos de vizinhança. Esses efeitos geram aglomerações com os mesmos padrões. Inclusive, efeito de vizinhança é comum nos modelos de preços hedônicos. Dantas; Magalhães; Vergolino (2007) aplicam o MPH na venda de apartamentos na cidade de Recife - PE. Eles concluem que as negociações de compra e venda não ocorrem de forma independente. Uma negociação do imóvel por um preço elevado irá gerar uma influência nos preços dos imóveis vizinhos.

Em uma cidade pequena, Pinto e Fernandes (2019) analisam os atributos relevantes na formação dos preços de venda dos imóveis residenciais em Conselheiro Lafaiete - MG. Os resultados revelam que os atributos físicos dos imóveis e a proximidade a instituições de ensino provocam um aumento no valor dos bens imóveis. As variáveis locacionais mostram que o mercado residencial atribui mais valor aos imóveis próximos do centro da cidade.

A partir dessa breve revisão de literatura, infere-se que os atributos mais relevantes na precificação de um imóvel variam de acordo com a área de estudo. Em geral, estes estão relacionados com as características das redondezas, o que mostra a importância da econometria espacial na definição dos preços dos bens de habitação. Embora as variáveis sejam estatisticamente significantes, muitas vezes elas se mostram contrárias às expectativas teóricas, comprovando que mais pesquisas nessa área são bem-vindas.

O Modelo de Preços Hedônicos (MPH)

A abordagem dos preços hedônicos (ou preços implícitos) se baseia na hipótese de Lancaster (1966) de que os atributos de uma determinada mercadoria são valorizados a partir da utilidade que propiciam em quem os consome. De acordo com Ferreira e Filho (2010), os atributos são responsáveis por parte do valor de mercado de um bem e é possível afirmar que há, certamente, uma relação entre seu valor e suas características.

Rosen (1974) propõe um modelo em que a relação de dependência é estabelecida entre o preço do bem e suas características, conduzindo à função de preço hedônico. O preço do *j*-ésimo bem, composto de *k* características é dado por:

$$p_j(c) = p_j(c_{1j}, c_{2j}, c_{3j}, \dots, c_{kj}) \quad (1)$$

onde *k_j* é a *k*-ésima característica do bem *j* e *p_j* é a função preço hedônico. Uma vez estimada a função, o preço implícito da *k*-ésima característica, *p_k* é diretamente obtido derivando-se a função de preço hedônico com respeito a *k*-ésima característica, ou seja,

$$p_k = \partial p_j(\cdot) / \partial p_k \quad (2)$$

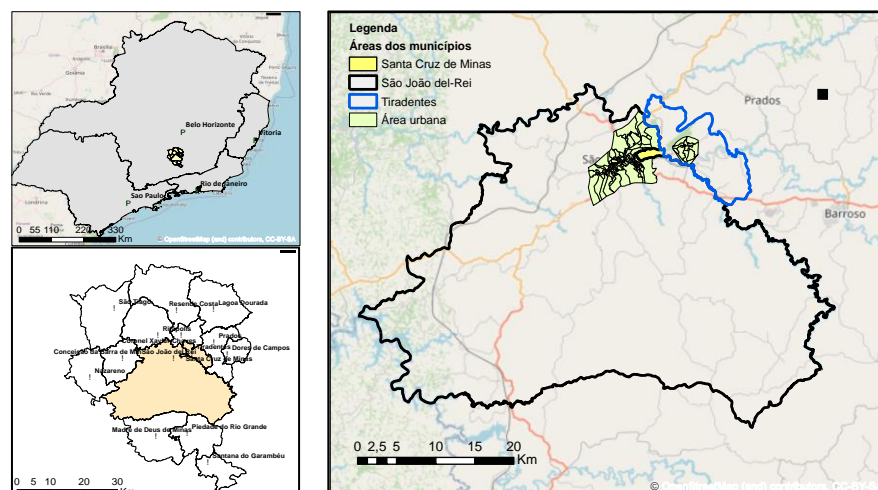
Para o autor, esse modelo expressa o equilíbrio competitivo entre compradores e vendedores em um plano de várias dimensões.

Metodologia

Área de estudo

Esse estudo foi conduzido na cidade de Santa Cruz de Minas e nas cidades históricas de São João del-Rei e Tiradentes, localizadas no estado de Minas Gerais, na região Sudeste do Brasil. Essas três cidades fazem parte da microrregião de São João del-Rei. Em distância euclidiana, o centroide da cidade sede, que é São João del-Rei, dista das capitais da Região Sudeste em: Belo Horizonte, 139 km; Rio de Janeiro, 226,5 km; São Paulo, 363,7 km; Vitória, 421,5 km.

Figura 1- Localização da área de estudo (Microrregião de São João del-Rei)



Fonte: Elaboração própria

Essas proximidades com grandes centros urbanos foi uma das motivações para realizar esse estudo. Uma segunda motivação é que não foi identificado estudos prévios de comportamento de preços de habitação nessas cidades. Uma terceira motivação reside no fato de que se trata de duas cidades históricas dividindo fronteiras com uma terceira cidade, Santa Cruz de Minas, sede do menor município brasileiro em área territorial. A microrregião é composta por 15 (quinze) municípios, conforme mostra Figura 1. A maior área territorial (1.452 km²) pertence ao município de São João del Rei. O município de Tiradentes vem em seguida, ocupando uma área total de 83,5 km². Santa Cruz de Minas ocupa apenas (3,6 km²).

Fonte e descrição dos dados

A etapa inicial dos procedimentos metodológicos compreendeu a coleta de dados junto às principais imobiliárias de São João del-Rei. A coleta dos dados foi realizada através dos *websites* das imobiliárias, no mês de março de 2019. Foi obtida uma amostra de 632 imóveis, distribuídos entre casas e apartamentos, novos e usados. As variáveis foram incorporadas ao modelo seguindo a disponibilidade de dados. Variáveis como a proximidade ao centro de negócios, área verde, instituições de ensino, melhoram o poder explicativo, pois tem grande influência nos preços (LI; WEI, 2020).

Tabela 1- Descrição das variáveis utilizadas

Atributos	Variável	Descrição	Tipo	Sinal esperado
Atributos físicos	<i>Dependente</i>			
	Ln_preço	Preço de venda do imóvel em R\$	Logaritmo neperiano do preço	
	<i>Independentes</i>			
	AP/Casa	O imóvel é uma casa ou apartamento	Se casa, =1; se apartamento = 0	+
	Ln_Área	Área do imóvel, em m ²	Logaritmo neperiano da área	+

Atributos Locacionais	Piscina	Disponibilidade de piscina na área do imóvel	Se há piscina = 1; se não = 0	+
	Suíte	Números de suítes no imóvel	Números de suítes no imóvel	+
	Vagas de Garagem	Número de vagas de garagem disponível na área do imóvel	Números discretos	+
	CDB	Centro de negócios	Distância, em km, do imóvel ao centro da cidade.	-
	Centro Histórico	Localização do imóvel em um dos centros históricos (Tiradentes e São J. del-Rei).	Se localizado em dos centros históricos = 1, fora dos centros = 0.	+
	Hospital	Principal hospital da região (atendimento público e privado)	Distância em km do imóvel ao hospital	-
	Reserva	Área privada, de lazer, que funciona como parque.	Distância, em km, do imóvel à reserva	-
	Trilha	Área pública, de lazer e esporte.	Distância, em km, do imóvel à área.	+
	UFSJ_CDom	Campus Dom Bosco da Universidade Federal de São João del-Rei	Distância, em km, do imóvel ao campus.	-
	UFSJ_CTAN	Campus Tancredo Neves da Universidade Federal de São João del-Rei	Distância, em km, do imóvel ao campus.	+

Nesse estudo foram utilizados mapas no formato *shape* e estes foram obtidos a partir do *website* do IBGE (IBGE, 2019).

Aplicação dos métodos econométricos

Os preços de bens imóveis dependem de atributos que estão ligados ao espaço que ocupam. Logo, os modelos tradicionais podem apresentar problemas de tendenciosidade, inconsistência ou ineficiência. As interações espaciais ocasionam autocorrelação espacial. Assim, o predomínio de dependência espacial nos dados transversais, usados na análise imobiliária, requer a aplicação de técnicas adequadas de estatística espacial e econometria espacial (ANSELIN, 1998).

A estimação por MQO é o passo inicial para verificar se o modelo precisa, ou não, de um componente espacial. O principal indicador é o Índice de Moran (varia de -1 a 1), que mede a associação global: $I = \frac{N}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2}$, sendo w_{ij} o peso dos coeficientes

localizados na *i-ésima* linha e *j-ésima* coluna da matriz de vizinhança. Assim, rejeitar a hipótese nula do teste de Moran equivale a encontrar autocorrelação espacial.

Seguindo a estratégia de estimação de Folmer; Florax; Rey (2003), o modelo a ser estimado por MQO é o seguinte:

$$\ln \text{Preço} = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \varepsilon \quad (3)$$

em que: X_1 representa as variáveis de atributos físicos do imóvel e X_2 representa as variáveis de atributos locacionais. Os valores β_0 , β_1 e β_2 são os coeficientes angulares dos atributos físicos e locacionais dos imóveis, ou seja, estimam os preços marginais implícitos correspondentes.

Depois da regressão por MQO, testa-se a dependência espacial nos resíduos. Para tanto, é necessária a criação da matriz de pesos espaciais W^1 . Em casos de dependência espacial (autocorrelação) a proximidade entre unidades espaciais intensifica o processo de conexões e gera concentração em determinadas localidades em detrimento de outras. Esse pressuposto está diretamente associado à primeira Lei da Geografia de Tobler, na qual "tudo está relacionado a tudo, mas coisas próximas são mais relacionadas que coisas distantes" (ANSELIN; LI, 2020).

A detecção da autocorrelação espacial e de seus efeitos (defasagem ou erro espacial) é feita pelos testes dos Multiplicadores de Lagrange (LM *lag* e erro). Os testes robustos de LM tornam possível escolher entre o modelo SAR (*Spatial Autoregressive*), SEM (*Spatial Error Model*), ou não espacial. (ANSELIN et al., 1996; FLORAX; FOLMER; REY, 2003). Assim, o modelo espacialmente defasado é expresso a seguir.

¹ A matriz gerada e testada foi do tipo "Queen" de ordem 2. Essa matriz é o instrumento que permitirá captar a interdependência entre unidades espaciais.

$$\ln_Preço = \rho W \ln_preço + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \varepsilon \quad (4)$$

A diferença da Equação (3) para a Equação (4) é o termo $W \ln_preço$. Esse termo é o operador de defasagem espacial, que é uma média ponderada da variável $preço$ em locais vizinhos; ε é o termo de erro de média zero com variância σ^2 ; ρ é o parâmetro autorregressivo. (ALMEIDA, 2012, p.93; LI; WEI, 2020).

Estatística descritiva

Pode-se observar na Tabela 2 que o preço médio de Tiradentes é o dobro de São João del Rei e 5,3 vezes maior que os de Santa Cruz de Minas. Em contrapartida, a área média dos imóveis de Tiradentes é também maior, sendo 1,8 vezes maior que a área média de São João del Rei e 2,29 vezes maior que a área média dos imóveis de Santa Cruz de Minas.

Tabela 2 – Estatística descritiva dos imóveis em Santa Cruz de Minas, São João del-Rei e Tiradentes

Variável	Município	Média	Mínimo	Máximo	Desvio padrão	n
<i>Preço em R\$</i>	Santa Cruz de Minas	215.511,11	55.000,00	750.000,00	138.495,75	46
	São João del Rei	576.332,61	59.900,00	2.200.000,00	518.468,64	546
	Tiradentes	1.132.250,00	35.000,00	3.500.000,00	834.208,48	41
<i>Área em m²</i>	Santa Cruz de Minas	124,22	50	350	69,10	46
	São João del Rei	157,07	20	400	99,98	546
	Tiradentes	284,88	100	700	164,01	41
<i>Suite</i>	Santa Cruz de Minas	0,38	0	2	0,61	46
	São João del Rei	0,59	0	2	0,54	546
	Tiradentes	1,28	0	5	1,50	41
<i>Vagas De</i>	Santa Cruz de Minas	1,29	0	5	1,39	46
	São João del Rei	1,59	0	6	1,38	546
	Tiradentes	2,53	0	6	1,93	41
<i>Prox. CDB em km</i>	Santa Cruz de Minas	3,83	3,24	4,70	0,30	46
	São João del Rei	1,04	0,06	2,33	0,56	546
	Tiradentes	10,14	8,31	11,88	0,70	41
<i>Preço/m²</i>	Santa Cruz de Minas	1.734,88				
	São João del Rei	3.669,38				
	Tiradentes	3.974,55				

Fonte: Elaboração própria

Os dados mostraram grande heterogeneidade nos três municípios, com preços na amostra variando de R\$55.000,00 a R\$ 3.500.000,00, colocando o preço mais alto (em Tiradentes) 63,6 vezes maior que o preço mais baixo (Santa Cruz de Minas). As áreas das unidades habitacionais variaram de 20m² a 700m². Alguns imóveis não apresentaram nenhuma suíte, vagas de garagem ou piscina, enquanto outros apresentaram até 5 suítes, 6 vagas de garagem e piscina.

Resultados

Os maiores valores observados em Tiradentes (Tabela 2) estão relacionados à grande quantidade de casarões construídos nos séculos XVIII e XIX. Além disso, Tiradentes tem melhor infraestrutura turística, contribuindo para a prática de preços mais elevados. São João del-Rei, com crescente verticalização da área urbana, tem maior oferta de apartamentos, mas em bairros periféricos². Novos empreendimentos, como loteamentos e condomínios, são lançados com certa regularidade nas áreas mais afastadas do centro. Tal expansão é resultado de uma forte especulação imobiliária advinda, sobretudo, do crescimento da Universidade (SANDIM, 2019, p.57). Santa Cruz de Minas, por seu turno, possui o maior número de suítes por imóvel. Em função de sua alta densidade populacional, apresenta muitas habitações pequenas, com banheiro ligado ao quarto para ganhar espaço.

Resultados do modelo estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)

Para melhorar o ajustamento e a capacidade explicativa do modelo, Equação (3), a variável independente “*área do imóvel*” ($Ln_área$) e dependente “*preço*” ($ln_preço$) foram log linearizadas, haja vista suas não linearidades. O modelo estimado apresentou uma capacidade explicativa de 73,5% (Tabela 3). Para medir a significância estatística geral do modelo, a estatística Wald é utilizada. A hipótese nula é que as variáveis explicativas não

²A Lei 3531, de 6 de junho de 2000, institui o Plano Diretor Participativo de São João del-Rei e proíbe a construção de prédios no centro histórico.

são eficazes. Para um nível de confiança de 95%, o modelo mostrou-se estatisticamente significativo.³

Tabela 3 – Diagnóstico da regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)

Descrição	Valor	Probabilidade
R ²	0,7355	N/A
R ² ajustado	0,7304	N/A
F-Estatística	143,45	0,000000*
Wald Estatística	1.682,11	0,000000*
Koenker (BP) Estatística	35,30	0,000419*
Jarque-Bera Estatística	11,45	0,003262*
Critério de Informação de Akaike (AIC)	480,82	N/A
Log likelihood	-226,07	N/A
Número de observações	632	

Fonte: Elaboração própria

As estatísticas dos testes de Koenker (BP) e Jarque-Bera são significativas ao nível de confiança de 1%, implicando que a hipótese nula de não heterocedasticidade contra heterocedasticidade é rejeitada em todos os níveis de confiança convencionais (1%; 5% e 10%). Para obter resultados robustos e corrigir a heterocedasticidade, foi empregada a técnica de Newey; West (1986) (HAC). Na especificação por MQO, a maioria das variáveis é estatisticamente significativa nos níveis convencionais. Conforme mostrado na Tabela 4, apenas as variáveis *piscina*, *hospital* e *UFSJ_CDom* não apresentaram significância estatística. Em relação ao sinal esperado, apenas a variável *hospital* não correspondeu.

Tabela 4 - Resultados da regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (OLS)

Variáveis	Coeficientes	Estatística t	
		MQO	HAC ^a
Constante	7,607	16,451*	3,055*
AP/Casa (<i>dummy</i>)	0,072	1,815***	2,004**
Área (log)	0,725	22,847*	18,906*
Piscina (<i>dummy</i>)	0,050	0,734	0,872
Suíte (discreto)	0,075	3,635*	3,109*
Vagas de Garagem (discreto)	0,062	5,117*	4,406*
CDB (log)	-0,093	-2,785*	- 2,044**

³ A estatística *F* é confiável somente quando a estatística de Koenker (BP) não é significativa (WALLACE, 2011). Esse é o caso mostrado na Tabela 3 em que a estatística de Koenker (BP), com valor de 35,3, é altamente significativa.

Centro Histórico (<i>dummy</i>)	0,429	6,772*	5,963*
Hospital (log)	0,025	0,448	0,378
Reserva (log)	-0,319	-3,843*	-2,919*
Trilha/Cachoeira (log)	1,370	4,583*	3,424*
UFSJ_CDB (log)	-0,007	-0,182	-0,172
UFSJ_CTAN (log)	0,139	5,230*	4,189*

Fonte: Elaboração própria

*Significativo a 1%; **Significativo a 5%; ***Significativo a 10%.

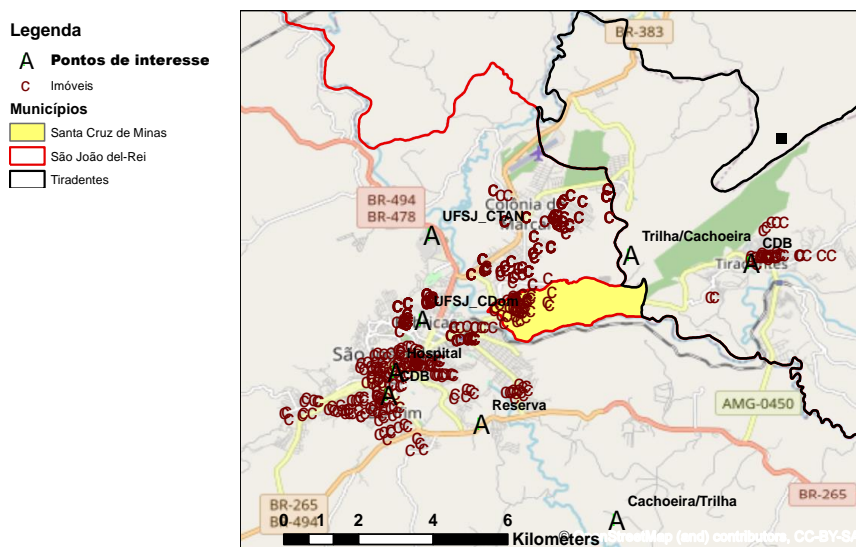
^a Heteroskedasticity and Autocorrelation Corrected (HAC) standard erros

Resultados do modelo espacial

No intuito de relacionar o preço dos imóveis com elementos caracterizadores do território, como acessibilidade a pontos importantes dos municípios, os imóveis foram georreferenciados. A Figura 2 **Erro! Fonte de referência não encontrada.** ilustra os principais pontos de interesse para esporte, lazer, educação e natureza, bem como suas proximidades com os imóveis. Conforme a literatura do modelo de preços hedônicos, além dos atributos físicos, os atributos locacionais têm influência nos preços da habitação. As distâncias dos imóveis a esses pontos de interesse foram obtidas usando a distância euclidiana (em km).

A visualização da distribuição geográfica auxilia na interpretação dos resultados econométricos.

Figura 2-Localização dos imóveis e os pontos de interesse comuns

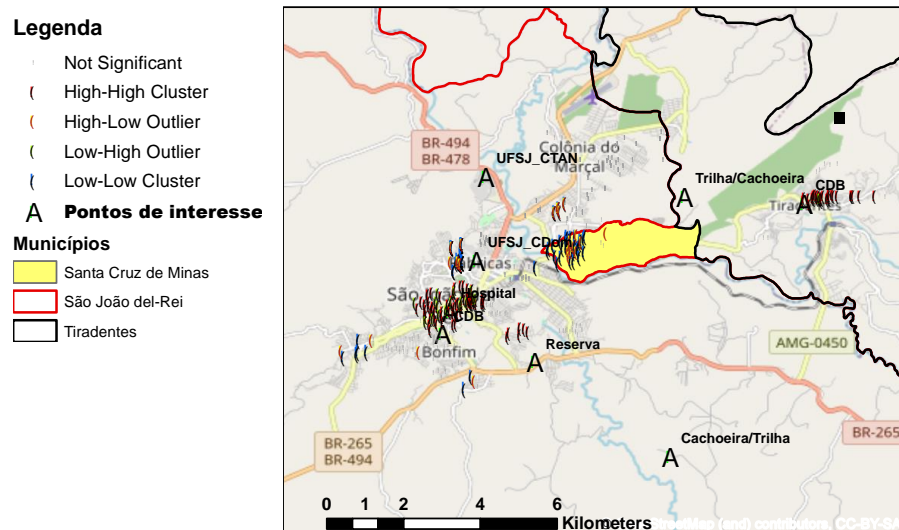


Fonte: Elaboração própria

Antes da análise econométrica espacial, uma identificação dos padrões espaciais torna as especificações mais robustas, sobretudo no que tange à autocorrelação espacial. Um modelo econométrico pode ou não ser usado. Contudo, uma análise exploratória de dados espaciais objetiva, principalmente, mostrar padrões dos dados além da modelagem, ou de testes de hipóteses. Esse padrão refere-se ao agrupamento de preços dos imóveis em locais com características que podem manter os preços mais altos, ou mais baixos.

A Figura 3 mostra que os preços praticados em Tiradentes e São João del-Rei formam agrupamentos (*clusters*) do tipo alto-alto (*high-high*), ou seja, em locais cujos preços são mais elevados, os imóveis no entorno são também elevados. No sentido oposto, em Santa Cruz de Minas os *clusters* são do tipo baixo-baixo (*low-low*), convergindo com a análise descritiva dos dados (Tabela 2) onde foram identificados os menores desvios-padrão e os menores preços. Foram identificados, também, vários *outliers*, principalmente em São João del-Rei. Não raro, há imóveis com preços bastante inferiores rodeados por imóveis com preços elevados (*low-high*). Uma das causas para esse tipo de *outlier* é a não padronização no tamanho de áreas dos imóveis, principalmente por se tratar de cidades históricas. Pela mesma causa, a análise exploratória também identificou alguns *outliers* do tipo alto-baixo (*high-low*).

Figura 3- Padrão geográfico dos preços dos imóveis



Fonte: Elaboração própria

Dados espaciais podem mostrar dependência espacial tanto nas variáveis quanto nos termos de erro. Para identificar essa dependência, é necessário o uso da matriz de peso espacial, como dito na seção de Metodologia. Nessa pesquisa, os testes estatísticos I de Moran e LM são apresentados na Tabela 5. O I de Moran de 0,1498 é significativo a 1%. Esse resultado permite rejeitar a hipótese nula de nenhuma autocorrelação espacial de Moran.

Tabela 5 - Testes para dependência espacial

Teste	MI/DF	Value	Probability
Moran's I (error)	0,149868	5.255716	0.0
Lagrange Multiplier (error)	1	22.81865	0.000002
Robust LM (error)	1	4.359681	0.036799
Lagrange Multiplier (lag)	1	23.74195	0.000001
Robust LM (lag)	1	5.282978	0.021535
Lagrange Multiplier (SARMA)	2	28.10163	0.0

Fonte: Elaboração própria

Apesar do I de Moran ser significativo, Anselin; Rey (2014, p. 122) ressaltam que isso não fornece qualquer *insight* sobre se o modelo de erro ou defasagem espacial é a especificação alternativa adequada. Portanto, os resultados precisam ser baseados nas estatísticas do Multiplicador de Lagrange. Seguindo o procedimento descrito em Florax; Folmer; Rey (2003) e na seção de Metodologia, a estatística LM robusta mostra que o modelo com defasagem espacial (*lag*) tem maior significância.

Por conseguinte, o modelo com (*lag*) foi estimado conforme Equação (4). Os resultados mostraram uma sensível melhora no ajustamento do modelo, com poder explicativo de 74,2%, medida pelo pseudo R^2 . Esse resultado foi confirmado pelo *Log likelihood*, que também apresentou uma melhora na qualidade de ajustamento geral do modelo. Portanto, o modelo com *lag* espacial mostrou-se superior em relação ao MQO, fornecendo melhor base estatística.

Tabela 6- Diagnóstico da regressão por *lag* espacial

Descrição	Valor
-----------	-------

Pseudo R ²	0,742
Pseudo R ² espacial ajustado	0,7304
Critério de Informação de Akaike (AICc)	465,715
Log likelihood	-218,85
Número de observações	632

Fonte: Elaboração própria

Tal como no modelo por MQO, as variáveis não significativas estatisticamente foram *piscina*, *hospital* e *UFSJ_CDom*, conforme Tabela 7. A não significância dessas variáveis pode ser justificada. No caso de *piscina*, vale destacar que essa é uma região montanhosa, rodeada de cachoeiras. Tem também um clima ameno o ano inteiro, com uma média de temperatura máxima de 23°C. Portanto, o imóvel ter, ou não, uma piscina, parece não ser algo prioritário. Quanto à variável *hospital*, notou-se que a oferta de imóveis residenciais nas proximidades é quase nula. Ademais, nessas proximidades, os imóveis disponibilizados são comerciais, os quais não foram considerados nesse estudo. Quanto à variável *UFSJ_CDom*, a baixa oferta de imóveis pode ser a principal razão da não significância.

A variável de maior efeito marginal é a área do imóvel, tanto que para cada aumento de 1% no tamanho da área, o preço do imóvel se eleva em 0,72%. A área está relacionada à quantidade de suítes e número de vagas de garagem no imóvel. Essas variáveis apresentaram relação positiva com o preço. Por essa amostra de dados, a disponibilidade de vagas de garagem tem menos importância que a quantidade de suítes disponíveis no imóvel. Para cada aumento de 1 suíte no imóvel, os preços sobem 7,5% enquanto o número de vagas de garagem valoriza o imóvel em 5,9%.

Tabela 7 - Resultados da regressão com defasagem (*lag*) espacial

Variável	Coefficiente	Erro padrão	z-Statistic
Constante	5	0,9556922	4,880*
AP/Casa (<i>dummy</i>)	0,0642927	0,0392244	1,639 **
Área (log)	0,723265	0,0310417	23,300*
Piscina (<i>dummy</i>)	0,0481271	0,0677949	0,710
Suíte (discreto)	0,0745879	0,0203826	3,659*
Vagas de Garagem (discreto)	0,0594908	0,0119675	4,971*
CDB (log)	-0,0581542	0,0338013	-1,720**

Centro Histórico (<i>dummy</i>)	0,3679195	0,0646063	5,695*
Hospital (log)	0,0382332	0,0554484	0,690
Reserva (log)	-0,2761521	0,0821154	-3,363*
Trilha/Cachoeira (log)	0,2982562	0,0807774	3,692*
UFSJ_CDB (log)	-0,0001015	0,0394055	-0,003
UFSJ_CTAN (log)	0,0950585	0,0286765	3,315*
W_Ln_preço	0,2488264	0,0702844	3,540*

Fonte: Elaboração própria

Quanto aos atributos locacionais do imóvel, se ele estiver localizado no centro histórico, o preço tende a ser 44,5% superior⁴. Se o imóvel estiver localizado em área comercial (*CDB*), há uma relação inversa com a distância, isto é, para cada redução de 1% na distância, há um aumento do preço⁵ em 5,8%. Como se trata de uma região com pequeno espaço geográfico, os deslocamentos de um ponto a outro é curto, não requerendo constante uso de veículo automotor. Ainda assim, o coeficiente da variável *CDB* mostra que os imóveis mais próximos do centro comercial/negócios têm preços mais elevados. Essa relação inversa entre distância e ponto de interesse foi também identificada em imóveis nas proximidades de um ambiente de lazer, representado pela variável *Reserva*. Esse efeito negativo condiz com o observado na literatura, haja vista a importância de áreas verdes, saúde e lazer. A variável *Trilha/cachoeira* ilustra essa percepção, mas com sinal positivo, pois está afastada da zona urbana. O sinal positivo de seu coeficiente indica que quanto menor a distância do imóvel à trilha, menor é o preço, pois mais distante ele estará da zona urbana. Embora essa distância seja relativamente curta, o acesso a cachoeiras e trilhas nem sempre é fácil.

Apesar da média de preço dos imóveis do centro histórico de São João del-Rei ser elevada, não existem muitas casas à venda. Os imóveis que compõem a amostra desse estudo foram construídos no período colonial. Além disso, não há espaço para a construção de novos.

⁴ Pelo fato da variável dependente ser log-linearizada e a dependente ser *dummy*, extrai-se o antilog de 0,3679 e subtrai de 1. Então, a interpretação para a ser direta, em %. Leia-se: o valor do coeficiente da variável explicativa fica na mesma unidade da variável explicada.

⁵ A variável distância é contínua, em quilômetros. Assim, seu coeficiente deve ser multiplicado por 100 para a interpretação na mesma unidade da variável explicada.

Considerações finais

Constatou-se que a área do imóvel é o principal determinante do preço da habitação. Nas cidades históricas, não é possível alterações físicas no imóvel, enquanto em Santa Cruz de Minas, não há espaço para expansão urbana. Com isso, a área finda tendo uma importância muito maior.

Em termos locacionais, o principal atributo é o centro histórico. A valorização dos imóveis localizados no centro histórico é de 44,47%. O oposto ocorre quando o imóvel está distante do centro histórico. Com esses resultados, verifica-se que a hipótese formulada é parcialmente ratificada. A parte refutada refere-se à distância e ao tempo de deslocamento ao centro histórico. O tempo gasto nesse deslocamento, partindo de qualquer limite da zona urbana, é relativamente curto. Então, esperava-se que os preços dos imóveis localizados no centro histórico não tivessem diferenças vultosas em relação àqueles fora dessa área.

Em pesquisas futuras, cabe uma análise para compreender as razões dessas diferenças de preços. Em centros históricos, não são permitidas alterações nas características físicas do imóvel. Qualquer mudança interna ou externa, precisa ser devidamente analisada e autorizada pelos órgãos competentes. Por fim, nessas áreas, o fluxo de pessoas é sempre intenso, contrariando uma das tendências habitacionais que são as preferências por ambientes tranquilos.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas-SP: Alínea, 2012.

ANSELIN, L. et al. Simple diagnostic tests for spatial dependence. **Regional Science and Urban Economics**, v. 26, n. 1, p. 77–104, 1 fev. 1996.

ANSELIN, L. GIS Research Infrastructure for Spatial Analysis of Real Estate Markets. **American Real Estate Society**, v. 9, n. 1, p. 113–133, 1998.

ANSELIN, L.; LI, X. Tobler's Law in a Multivariate World. **Geographical Analysis**, p. gean.12237, 7 maio 2020.

ANSELIN, L.; REY, S. J. **Modern spatial econometrics in practice: a guide to GeoDa**,

GeoDaSpace and PySAL. [s.l.] GeoDa Press LLC, 2014.

ARRAES, R. A.; FILHO, E. de S. Externalidades e formação de preços no mercado imobiliário urbano brasileiro: um estudo de caso. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 2, p. 289–319, 2008.

CAMPOS, R. B. A. O mercado imobiliário residencial no município de São Paulo: uma abordagem de preços hedônicos espacial. **Nova Economia**, v. 27, n. 1, 2017.

DANTAS, R. A.; MAGALHÃES, A. M.; VERGOLINO, J. R. de O. Avaliação de imóveis: A importância dos vizinhos no caso de Recife. **Economia Aplicada**, v. 11, n. 2, p. 231–251, 2007.

FÁVERO, L. **Modelos de preços hedônicos aplicados a imóveis residenciais em lançamento no município de São Paulo.** Dissertação (mestrado), Universidade de São Paulo-USP, 2003.

FERREIRA, S.; FILHO, M. de A. Re. Aplicação do método de preços hedônicos na precificação de atributos raros de peças filatélicas e construção de carteiras eficientes. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 40, n. 2, p. 469–498, 2010.

FLORAX, R.; FOLMER, H.; REY, S. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology. **Regional Science and Urban Economics**, v. 33, n. 5, p. 557–579, 2003.

FOLMER, H.; FLORAX, M.; REU, S. Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology. **Regional Science & Urban Economics**, 2003.

FURTADO, B. Mercado imobiliário e a importância das características locais: uma análise quantílico-espacial de preços hedônicos em Belo Horizonte. **Análise Econômica**, v. 25, n. 48, 15 out. 2009.

GONZÁLEZ, M.; FORMOSO, C. T. Especificação de modelos de preços hedônicos para locação residencial em Porto Alegre. **Cadernos Ippur/UFRJ**, v. 8, n. 1, p. 59–72, 1994.

HERMANN, B. M.; HADDAD, E. A. Mercado imobiliário e amenidades urbanas: a view through the window. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 35, n. 2, p. 237–269, 1 jun. 2005.

IBGE. **IBGE Geociências.** Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/geociencias/downloads-geociencias.html>>. Acesso em: 17 ago. 2020.

IMÓVELWEB. **8 tipos de imóveis residenciais e suas diferenças de conceito.** Disponível em: <<https://www.imovelweb.com.br/noticias/socorretor/dicas-para-corretor/8-tipos-de-imoveis-residenciais-e-suas-diferencas-de-conceito/>>. Acesso em: 18 ago. 2020.

JOHN, E. M. C.; PORSSE, A. Análise dos Preços Hedônicos no Mercado Imobiliário de Apartamentos em Curitiba. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, v. 37, n. 130, p. 99–115, 2016.

LANA PINTO, V. H.; SOARES FERNANDES, R. A. Análise de preços hedônicos no mercado imobiliário residencial de Conselheiro Lafaiete, MG. **Interações (Campo Grande)**, v. 20, n. 2, p. 627, 5 jul. 2019.

LANCASTER, K. J. A New Approach to Consumer Theory. **Journal of Political Economy**, v. 74, n. 2, p. 132–157, 22 abr. 1966.

LI, H.; WEI, Y. D. Spatial inequality of housing value changes since the financial crisis. **Applied Geography**, v. 115, p. 102141, 1 fev. 2020.

MACEDO, P. B. R.; SIMÕES, R. Amenidades Urbanas e Correlação Espacial: uma Análise Intra-urbana para BH (MG). **Revista Brasileira de Economia**, v. 52, n. 4, p. 525–542, 1998.

NETO, E. F. **Estimação do preço hedônico: uma aplicação para o mercado imobiliário da cidade do Rio de Janeiro**. 2002. Fundação Getúlio Vargas, 2002.

NEWKEY, W.; WEST, K. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **National Bureau of Economic Research**, 1986.

ROSEN, S. Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition. **Journal of political economy**1, v. 82, n. 1, p. 34–55, 1 jan. 1974.

SANDIM, L. C. **Dinâmica territorial em São João del Rei entre os anos 2009-2017**. 2019. Universidade Federal de São João del-Rei, 2019.

SOUSA FILHO, E.; ARRAES, R. **Análise da demanda e modelos de preços hedônicos no mercado imobiliário urbano: o caso de Fortaleza**. Disponível em: <<http://repositorio.ufc.br/handle/riufc/5465>>. Acesso em: 19 jun. 2020.

WALLACE, B. **Geographic Information Systems Correlation Modeling as a Management Tool in the Study Effects of Environmental Variables' Effects on Cultural Resources**. 2011. Boise State University, 2011.

YAVUZ OZALP, A.; AKINCI, H. The use of hedonic pricing method to determine the parameters affecting residential real estate prices. **Arabian Journal of Geosciences**, v. 10, n. 24, p. 1–13, 1 dez. 2017.