

Avaliação em Massa para a elaboração da Planta de Valores Genéricos para as cidades de Aquidauana-MS e Anastácio-MS através de Macromodelos Espaciais.

*Nelson Marisco¹
Norberto Hochheim²*

RESUMO

Este artigo apresenta resultados obtidos na pesquisa empírica que vem sendo desenvolvida no estudo do preço da terra para as cidades de Aquidauana-MS e Anastácio-MS. Esta pesquisa utiliza metodologia de preços hedônicos e comparativo de preço de imóveis ofertados estimado através de modelos econométricos espaciais apoiados por Sistemas de Informação Geográfica. Coletou-se os dados dos imóveis ofertados e suas coordenadas planas UTM, sistematizados em planilhas eletrônicas e importadas para o QGIS. No programa GeoDa e GeoDaSpace aplicou-se os modelos econométricos espaciais. Os resultados demonstram que a melhor estimativa ocorreu através do modelo Defasagem Espacial (SAR) utilizando estimadores por Variáveis Instrumentais (VI) através do Método dos Mínimos Quadrados Ordinários em dois estágios espacialmente generalizados (S2SLS + MGM), na qual, as variáveis: área do imóvel e renda média das famílias influenciam em na maior parte o preço da terra em ambas as cidades. As demais variáveis exógenas e endógenas utilizadas na estimativa são menos expressivas, destacando-se as informações do entorno. Outras variáveis e outros modelos econométricos devem ser testados para refinar a estimativa do valor do metro quadrado da terra urbana para ambas as cidades.

Palavras-chave: Gestão Territorial, Geoprocessamento, Preço da Terra, Econometria Espacial, Planta de Valores Genéricos

MASS EVALUATION FOR THE ELABORATION OF THE GENERIC VALUES PLAN FOR THE CITIES OF AQUIDAUANA-MS AND ANASTÁCIO-MS THROUGH SPATIAL MACROMODELS

ABSTRACT

This article seeks to present the results obtained in the empirical research that has been developed in the study of land prices for the cities of Aquidauana-MS and Anastácio-MS. This research uses hedonic pricing methodology and price comparison of properties offered estimated through spatial econometric models supported by Geographic Information Systems. The data of the properties offered and their UTM flat coordinates were collected, systematized in electronic spreadsheets, and imported into QGIS. In the GeoDa and GeoDaSpace program, spatial econometric models were applied. The results demonstrate that the best estimate occurred using the Spatial Lag Model (SAR) using instrumental variables (VI) estimators through the Ordinary Least Squares Method in two spatially generalized stages (S2SLS + MGM), in which the area size variables of the property and average household income influence significantly land prices in both cities. The other exogenous and endogenous variables used in the estimate are less expressive, highlighting the information on the surroundings. Other variables and other econometric models should be tested to refine the estimated square meter value of urban land for both cities.

Keywords: Territorial Management, Geoprocessing, Land Price, Spatial Econometrics

¹ Universidade Federal de Mato Grosso do Sul, nelson.marisco@ceca.ufal.br

² Universidade Federal de Santa Catarina. norberto.hochheim@ufsc.br

Introdução

Esta pesquisa propõe um estudo empírico sobre o preço da terra para os municípios de Aquidauana-MS e Anastácio-MS. Segundo o IBGE, Aquidauana e Anastácio são municípios do Estado de Mato Grosso do Sul, localizados a uma latitude média de 20°28'15" Sul e longitude de 55°47'13" Oeste, que apresentaram uma população estimada para o ano de 2019 de 47.871 habitantes para Aquidauana e 25.135 habitantes para Anastácio. Ambos municípios estão situados no sul da região Centro-Oeste do Brasil, no Pantanal Sul-Mato-Grossense fazendo parte da Região Geográfica Intermediária Corumbá e da Região Geográfica intermediária Aquidauana Anastácio. A Figura 1 mostra a localização da área de estudo.

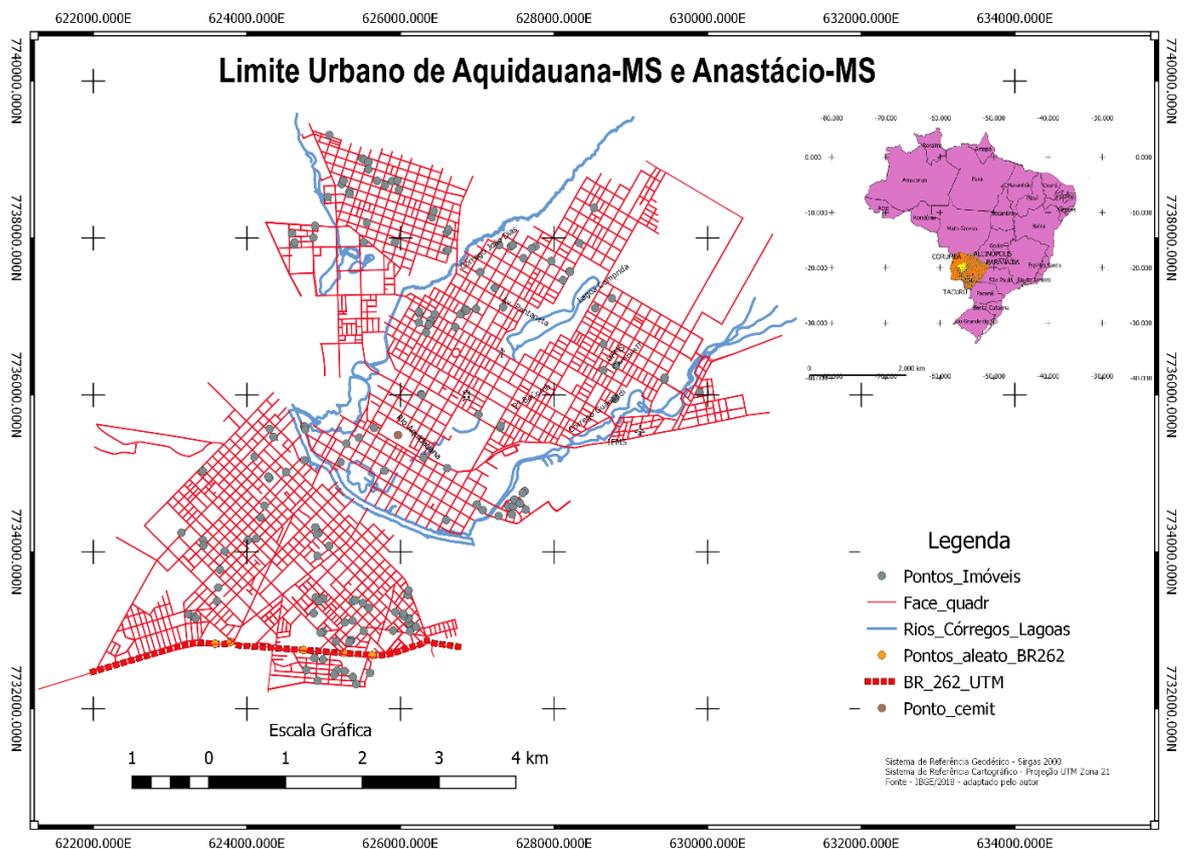


Figura 1. Limite Urbano da cidade de Aquidauana-MS e Anastácio-MS.

Fonte: Malha municipal disponibilizada pelo IBGE/2015 (adaptada).

Liporoni (2014, p. 958) afirma que:

“avaliação em massa de imóveis urbanos tem como objetivo a determinação sistemática, em larga escala, dos valores dos imóveis, de forma a manter uma justa proporcionalidade destes valores entre si, em face da localização de forma genérica e das características específicas de terrenos e benfeitorias, por meio de metodologia e critérios de avaliações.”

Silva (1999), destaca que a avaliação coletiva de imóveis (avaliação em massa) consiste na determinação de valores para todos os imóveis situados dentro de um determinado perímetro,

empregando procedimentos avaliatórios, que devem ser respaldados legalmente. Essa determinação de valores deve ser fundamentada por um método que evite ao máximo o emprego de subjetivismo, tanto dos procedimentos quanto das informações ou dados a serem processados; e que procure adequar os mesmos à realidade do mercado imobiliário.

Smolka (1991) define que o preço de um lote de terreno é, em larga medida, fixado externamente ao mesmo, isto é: pelas atividades realizadas nas vizinhanças; e pelas características dessas atividades (uso). Denominadas de “sinergias urbanas”. O mesmo autor coloca que a distribuição desigual da estrutura fundiária no Brasil, aliada à fragilidade dos mercados financeiros, gerou uma situação em que a terra tem sido particularmente usada como reserva de valor.

Furtado (2003) destaca que: “o valor de um terreno é constituído basicamente por 4 elementos: o esforço do proprietário; a ação de outros indivíduos; a mudança de normativa e os investimentos públicos.”

Na área urbana, o espaço geográfico é o lócus de substanciais imobilizações financeiras na forma de capital de longa duração, as quais constituem o ambiente construído para a produção e o consumo. A rigor o ambiente construído envolve não apenas as edificações privadas (residências, plantas industriais, dentre outras), mas também, e principalmente, todos aqueles itens referidos como de infraestrutura, como por exemplo, ruas pavimentadas, redes de serviços públicos, áreas de lazer, dentre outros. Portanto, o preço do terreno é determinado, em larga medida, pelas condições determinantes do ambiente construído e, em especial, pelo preço de mercado dos imóveis.

Materiais e métodos

Para o desenvolvimento deste trabalho adotou-se o método comparativo de dados de mercado, realizando-se levantamento de preços, em ambas as cidades, através de consulta às imobiliárias locais e páginas na Internet. Obteve-se também, as coordenadas geográficas e planas (UTM-ZONA21 Sul) dos imóveis em oferta. As variáveis utilizadas na pesquisa são apresentadas na Tabela 1.

Obteve-se o valor do terreno dos imóveis edificados aplicando-se em um primeiro momento 30% (trinta por cento) ao valor de oferta do imóvel. Em seguida comparou-se esse valor ao valor dos terrenos baldios em oferta nas vizinhanças, caso o valor fosse muito discrepante, procurava-se fazer uma média aritmética simples para definir o valor do terreno. Com isso o preço dos terrenos dos imóveis construídos variou nessa pesquisa entre 20% a 50% do valor de oferta.

O modelo de regressão clássica para o preço do imóvel adaptado do modelo de preços hedônicos

Sartoris Neto (1996) destaca que os modelos Hedônicos têm sido largamente utilizados para se avaliar as características de mercados residenciais urbanos. Tais modelos tipicamente utilizam as análises de regressões clássicas (MCRL), nas quais os preços de vendas das unidades residenciais são regredidos em função da mensuração de seus atributos, estipulando-se o valor de mercado das características de um bem. Uma função explícita, denominada função de preço hedônico, determina quais são os atributos, ou conjuntos de atributos, mais representativos na composição do preço, quando da avaliação de determinada unidade residencial (Bowen, Mikelbank e Prestegaard, 2001, p. 467).

Segundo Aguirre e Macedo (1996, p. 3-4), a teoria econométrica não define um melhor critério em relação à definição da forma funcional da expressão que relaciona o preço e os atributos intrínsecos e extrínsecos de um dado imóvel. Contudo, muitos estudos sobre preços em mercados de moradias urbanas utilizam a transformação logarítmica, como o proposto por Sartoris Neto (1996).

Angelo e Fávero (2003) destacam que em econometria, preços implícitos são estimados a partir da análise de regressão, por meio da qual os preços dos produtos são regredidos em função das características associadas aos imóveis.

Mas recentemente, pesquisas apontam para a necessidade de incorporar as características espaciais quando das aplicações residenciais de preços hedônicos. O entendimento deste fato deve-se ao conceito de heterogeneidade espacial, que leva em conta a importância da estratificação das localidades em submercados homogêneos e foi muito estudado por Abraham, Goetzmann e Wachter (1994) e Bowen, Mikelbank e Prestegaard (2001).

Tabela 1. Dados levantados para serem utilizados como variáveis qualitativas e quantitativas.

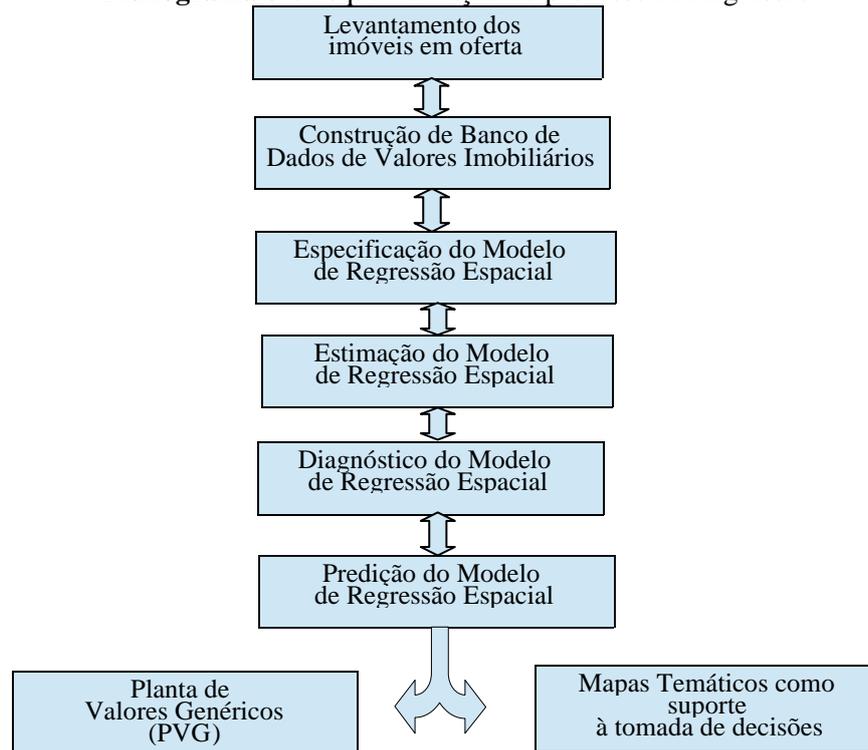
Variáveis	Descrição	Fonte
Residentes	Número de residentes no Setor Censitário (Res)	IBGE/2010
Residências	Número de domicílios no Setor Censitário (Resid)	IBGE/2010
Densidade populacional	DP	IBGE/2010
Densidade residencial	DR	IBGE/2010
Renda per capita média das famílias	RDMD	IBGE/2010
Característica do entorno	Água, iluminação, arborização, esgoto, pavimentação, calçada, coleta de lixo, lixo a céu aberto no terreno. Variáveis dicotômica (0 ou 1)	IBGE/2010
Características do imóvel edificado	Quantidade de cômodos, banheiros, quartos, laje e muros	Pesquisado
Valor de oferta do imóvel	Valor_Total	Pesquisado
Área Total do imóvel	AT	Pesquisado
Valor do metro quadrado	VU	Pesquisado
Área Edificada	AC	Pesquisado
Idade	Idade (para as construções)	Pesquisado
Murado	Variável dicotômica (0 ou 1)	Pesquisado
Inunda	Variável dicotômica (0 ou 1)	Pesquisado
Esquina	Esquina ou não - Variável dicotômica (0 ou 1)	Pesquisado
Pavimentação	Variável dicotômica (0 ou 1)	Pesquisado
Água	Variável dicotômica (0 ou 1)	Pesquisado
Esgoto	Variável dicotômica (0 ou 1)	Pesquisado
Iluminação	Variável dicotômica (0 ou 1)	Pesquisado
Escritura Pública	Variável dicotômica (0 ou 1)	Pesquisado
Data do Levantamento	Dia/mês/ano	Pesquisado
Distância ao Centro Comercial	Em KM	Obtidas no Qgis
Distância à BR262	Em KM	Obtidas no Qgis
Distância ao Rio Aquidauana	Em KM	Obtidas no Qgis
Distância à Lagoa Comprida	Em KM	Obtidas no Qgis
Distância ao Córrego João Dias	Em KM	Obtidas no Qgis
Distância ao Córrego Guanandi	Em KM	Obtidas no Qgis
Distância à Ferrovia	Em KM	Obtidas no Qgis

Feita as considerações acima, a proposição de modelo nessa pesquisa é:

$$Y = \rho W_y + X\beta_k + \varepsilon \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (1)$$

Na qual Y é o vetor ($n \times 1$) dos preços dos imóveis, W_y é um vetor n por 1 de defasagem espaciais para a variável dependente, ρ é o coeficiente autorregressivo espacial, X é uma matriz ($n \times k$) de atributos individuais explicativos dos imóveis, definidas neste trabalho pelas características do entorno dos bairros, variáveis de acessibilidade e características do imóvel, β_k são os regressores de parâmetros desconhecidos a serem estimados e ε é um vetor de erro aleatório dos preços estimados.

Fluxograma 01. Esquematização do processo de Regressão.



Almeida (2012, p.166) destaca que os coeficientes dos regressores para o modelo de defasagem espacial podem ser interpretados como tendo um impacto total de uma variável explicativa X_k sobre Y , sendo $(1 - \rho)^{-1} \beta_k$.

Já o impacto percentual sobre o preço da habitação de uma mudança na variável dummy de 0 para 1, é calculada a partir da estimativa correspondente do parâmetro como segue: $(\exp(\beta_k)-1)$ (Halvorsen and Palmquist, 1980), na qual β_k é o parâmetro da variável dummy.

Posto isso, pode-se destacar os passos para se realizar a Regressão Espacial, mostrados no Fluxograma 1.

Especificação do Modelo

Aplicou-se conceitos de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) para o estudo das variáveis que poderiam fornecer uma melhor explicação ao processo de correlação espacial em questão.

Dos 254 dados levantados em campo entre imóveis edificados e não edificados em ambas as cidades, após a depuração dos mesmos por AEDE, obteve-se um total de 225 dados utilizados na estimação do valor unitário da terra.

Utilizou-se o programa GeoDa para realizar essas análises em conformidade ao que apresenta Tukey (1977), Fotheringham et al. (2002) e Almeida (2012).

Deve-se destacar a necessidade de linearizar algumas variáveis para sua utilização no modelo de regressão a ser utilizado.

Desta forma, utilizou-se das funções Inversa ($1/x$) e Log natural (Ln) no processo evitando-se transformações mais complexas, conforme recomendação da NBR 14653-2:2011. Essas duas funções são largamente utilizadas em trabalhos de avaliação de imóveis com amplo sucesso.

Na escolha das variáveis que melhor explicassem o comportamento do preço dos imóveis, bem como para estudar a autocorrelação espacial, aplicou-se diferentes técnicas de AEDE. Das quais destacam-se: estatística I de Moran univariada local (Diagrama de dispersão de Moran e Cluster LISA) para detectar presença de Outliers espaciais ou Ponto de Alavancagem.

Para compreender a Heterogeneidade espacial aplicou-se técnicas de *linking box plot* com *box map* (Anselin, 2003); Almeida, 2012).

Como a renda per capita média das famílias apresenta uma grande correlação espacial em ambas as cidades, utilizou-se essa variável na especificação do modelo.

A Figura 2 apresenta a distribuição espacial por quartil dessa variável, separando-a em quatro faixas.

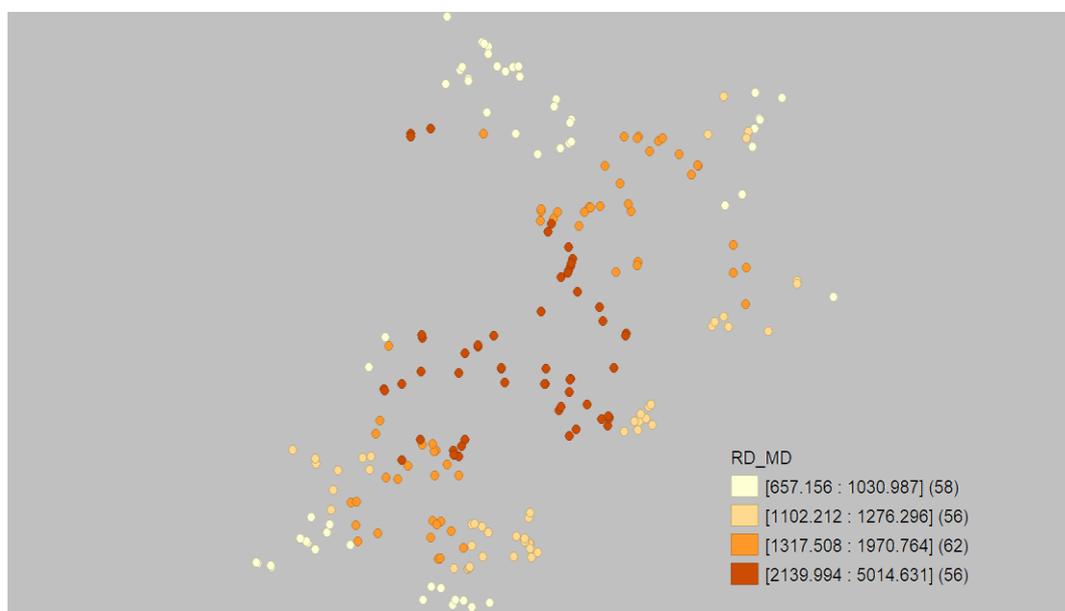


Figura 2. Mapa Quartil da Renda Per Capita Média em quatro faixas

Método Ordinário dos Mínimos Quadrados em dois estágios espacialmente generalizados (MQ2E/S2SLS) (Variáveis Instrumentais -VI) de Kelejian e Prucha.

No método dos mínimos quadrados ordinários há uma suposição básica de que os valores dos termos de erro são independentes das variáveis preditoras. Quando essa suposição é quebrada, essa técnica nos ajuda a resolver esse problema. Esta análise assume que existe um preditor secundário correlacionado com o preditor problemático, mas não com o termo do erro. Dada a existência da variável do instrumento, os dois procedimentos a seguir são usados:

- No primeiro estágio, uma nova variável é criada usando a variável instrumental.

- No segundo estágio, os valores estimados do modelo do primeiro estágio são usados no lugar dos valores reais dos preditores problemáticos para calcular um modelo MCRL para a resposta de interesse.

O método de estimativa do S2SLS consiste na construção de um instrumento adequado para a variável defasada espacialmente. A ideia é de utilizar o método das Variáveis Independentes e expurgar a endogeneidade representada pelo termo Wy . Nesse artigo utiliza-se os instrumentos WX , comparando os resultados da estimação com os obtidos no modelo SAR.

Análise dos resultados

Estimação do Modelo

Utilizou-se 4 variáveis independentes para a estimação do modelo: Inverso da área do terreno (In_AT), variável dicotômica via pavimentada (Paviment), inverso da quantidade de residentes no setor censitário (In_RES), inverso da renda per capita média das famílias (In_RDMD). Os resultados para o modelo clássico de regressão linear são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2. Resultados da estimação do Modelo Clássico de Regressão Linear (MCRL).

	MCRL	Probabilidades
Const.	4,47781	0,00000
Paviment	0,192847	0,00195
In_AT	193,878	0,00000
In_RES	163,658	0,00476
In_RDMD	-1090,43	0,000000
R2 ajust.	0,6314	-
Máxima Verossimilhança (MV) ou (Likelihood)	-90,7728	-
AIC	191,546	-
SC	208,626	-

Fonte: GeoDaSpace

Para a Máxima Verossimilhança (MV) ou Log likelihood (LIK), quanto maior o valor mais ajustado será o modelo. Já para o Akai Information Criterion (AIC) e Schwartz Criterion (SC), quanto menor forem os valores apresentados mais ajustado será o modelo (Anselin, 2005); Hochheim, 2012; Almeida, 2012 p. 209).

Dos resultados depreende-se que o ajuste do modelo é satisfatório e que as significâncias dos regressores atendem aos requisitos de uma avaliação com Grau III de Fundamentação conforme a NBR 14653-2:2011.

Diagnóstico do Modelo de Regressão Clássico por MQO (MCLR)

O programa GeodaSpace fornece resultados que devem ser analisados para verificar se o modelo atende aos pressupostos básicos: o número da condição de multicolinearidade (Condition number - CN), um teste de não normalidade (Jarque-Bera) e três testes de heterocedasticidade (Breusch-Pagan, Koenker-Bassett e White). Os resultados para o modelo clássico de Regressão (MCRL/OLS) estão listados na Tabela 3.

Tabela 3. Diagnóstico das Regressões estimadas pelo Método dos Mínimos Quadrados (MQO)

Diagnósticos	MCRL/OLS(*)	Probabilidades
Condition number (CN)	14,0313	-
Jarque-Bera	4,6827	0,0962
Breusch-Pagan	11,2376	0,02402
Koenker-Basset	12,4483	0,01431
White	N/A	N/A

Fonte: (*) GeoDaSpace

O valor de CN é menor que 30, indicando que não existe multicolinearidade entre as variáveis independentes.

O teste de Jarque-Bera sobre a normalidade dos erros é distribuído como uma estatística χ^2 com dois graus de liberdade. Uma baixa probabilidade para essa estatística indica a rejeição para a hipótese nula para o erro normal. Neste caso, há fortes indícios de normalidade dos erros. A Figura 3 mostra um histograma da dispersão dos erros. Contudo, os testes de heterocedasticidade mostram que os resíduos do modelo são heterocedásticos com nível de significância <5%.

Quando em um modelo a heterocedasticidade espacial e a autocorrelação nos termos de erro são muito significativas, é possível implementar uma inferência robusta sobre os resíduos OLS ou 2SLS estimados. É semelhante à conhecida variância de White ajustada, que consiste em estimar a matriz de covariâncias dos estimadores dos parâmetros OLS, a partir da matriz de covariâncias dos termos de erro heteroscedásticos, para realizar uma inferência robusta a este problema. Kelejian e Prucha (2007) desenvolveram um estimador HAC (Heterocedasticidade e Autocorrelação Consistente) espacial para uma situação em que os termos de erro não são apenas heteroscedásticos, mas autocorrelacionados espacialmente. Eles modelam a dependência espacial em termos de uma matriz de ponderação espacial. Na literatura de modelos espaciais para a estimativa por HAC, uma distância econômica é comumente empregada para caracterizar o padrão de diminuição da dependência espacial.

No programa GeoDaSpace, a distância econômica é simulada através do uso do método Kernel (adaptativo) para a estimativa do erro padrão, que é uma soma ponderada das covariâncias da amostra com pesos dependendo das distâncias relativas, isto é $w_{ij} = d_{ij} / h_i$, considerando um parâmetro de comprimento h_i .

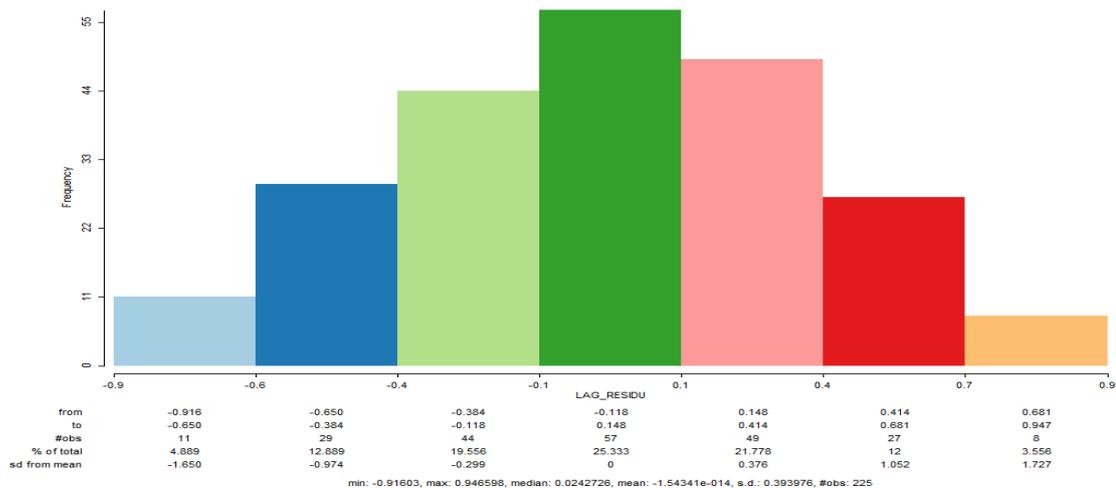


Figura 3. Histograma dos resíduos do modelo SAR

A tabela 4 apresenta os resultados para a autocorrelação espacial para os modelos de Regressão Clássico pelo MQO.

Tabela 4. Diagnóstico para auto correlação espacial para Regressões.

Matriz de distância: 651 m

Diagnósticos	MCRL	Probabilidades
Moran's I	0,4022	0,000000
ML (defasagem)	104,4612	0,000000
ML(defasagem) Robusto	28,0397	0,00035
ML (erro)	76,9795	0,00000
ML (erro) Robusto	0,5579	0,4551
ML (SARMA)	105,0191	0,00000

Fonte: GeoDaSpace

Seguindo os passos apresentados em Anselin (2005), Hochheim (2012) e Almeida (2012 p. 209), optou-se por um modelo de defasagem espacial (SAR). O teste de Anselin-Kelejian (= 0,305, com p-valor = 0,5808) confirmou a aleatoriedade espacial dos resíduos obtidos neste modelo (vide Tabela 5).

Resultados dos modelos espaciais

O modelo estimado para o preço dos imóveis é:

$$\text{Ln_VU} = \beta_0 + \rho W_{\text{LN_VU}} + \beta_1 \text{In_AT} + \beta_2 \text{In_RES} + \beta_3 \text{Paviment} - \beta_4 \text{In_RDMD} + \varepsilon \quad (2)$$

O uso dos modelos de regressão restringe-se, geralmente, à interpretação da sua significância e magnitude dos coeficientes e das variáveis de interesse, mostrados na Tabela 5.

Os valores e sinais dos coeficientes são compatíveis com o resultado esperado. A variável pavimentação (Paviment) é uma variável *dummy*, reflete a influência das ruas pavimentadas no preço do terreno, o valor positivo indica que o metro quadrado é maior em ruas pavimentadas.

Tabela 5. Diagnóstico das regressões espaciais estimadas.

Diagnósticos	Mínimos Quadrados em dois Estágios- (S2SLS + MGM) (VI)*	Probabilidade	Efeitos Marginais
Espacial pseudo R2	0,6965	-	
Máxima Verossimilhança (MV) ou (Likelihood)	-	-	
AIC	-	-	
SC	-	-	
BreuschPagan	-	-	
LikelihoodRatio Teste(LR)	-	-	
Constant.	2,0035	0,0000000	0,9841
Paviment	0,12175	0,0216113	0,1295
In_AT	151,7085	0,0000000	309,61
In_RES	118,5305	0,0133849	241,9
In_RDMD	-578,802543	0,0000000	-1181,22
W_Ln_VU	0,508952	0,0000000	0,508952
Lambda	-	-	
Anselin-Kelejian Test	0,305	0,5808	

*GeoDaSpace Instrumentalizado: W_{Ln_VU} Instrumentos: W_{In_AT} , W_{In_RDMD} , W_{In_RES} , W , $W_{Paviment}$

**GeoDa

A variável inversa da quantidade de residentes (In_RES), apresenta um sinal positivo, isso demonstra que à medida que aumenta o número de residentes no setor censitário há uma diminuição no valor do metro quadrado da terra. Esta variável deve ser usada com critério em modelos de avaliação de imóveis; no presente caso, tanto a análise descritiva como a AEDE comprovaram sua coerência na área estudada. A variável inversa da renda (In_RDMD), apresentou um sinal negativo o que era de se esperar, uma vez que quanto maior a renda, maior será o valor do metro quadrado do terreno a ser ocupado pelas famílias. Essa variável é a que exerce maior influência na estimação do preço da terra, neste modelo. A variável inversa da área do terreno (In_AT), também exerce uma grande influência na formação do preço da terra, seu sinal positivo está adequado, uma vez que com um aumento da área do terreno, há uma diminuição no valor unitário do terreno por metro quadrado. Muitas outras variáveis foram testadas, sendo que esse arranjo estimou satisfatoriamente o preço da terra para ambas as cidades.

Os resultados obtidos para o modelo espacial (SAR estimado por Variáveis Instrumentais (VI) (S2SLS +VI) e erro padrão HAC, proposto por Kelejian e Prucha (1999), Kelejian e Prucha (2007), podem ser vistos na Tabela 5. Considerou-se uma matriz de pesos para 651 m.

Comparações entre os modelos SAR e MCRL

Comparando-se os valores Máxima Verossimilhança (MV) ou (Likelihood), AIC e SC, nota-se que houve uma melhora significativa nos modelos espaciais: o MV ou Log-Likelihood = -47,0461 contra -90,7728 no MCLR, AIC = 106,092 contra 207,589 no MCLR e SC = 126,589 contra 238,334 no MCLR.

O teste de Breusch-Pagan para heterocedasticidade (valor 7,4554 e p-valor = 0,11369) sugere que não há heterocedasticidade.

O coeficiente autorregressivo espacial é estimado em $W_{Ln_VU} = 0,508952$ com $p = 0,000000$, sendo muito significativo, para esta amostra de 225 observações e 219 graus de liberdade.

A magnitude de todos os coeficientes estimados também é afetada, todos mostrando um decréscimo no valor absoluto. Até certo ponto, o poder explicativo atribuído às variáveis exógenas para explicar o preço dos imóveis em ambas as cidades são transbordadas para as vizinhanças. Essa relação de influência é captada pelo coeficiente (ρ) da variável dependente defasada espacialmente.

Diagnóstico do modelo SAR estimado pelo método generalizado dos momentos (S2SLS + MGM), proposto por Kelejian e Prucha (1999)

Os valores de $W_{Ln_VU} = 0,508952$ com (p -valor = 0,00000), confirma a forte significância do coeficiente autorregressivo espacial. Os imóveis vizinhos i e j interagem na formação do valor da variável dependente (Ln_VU). Assim sendo, o valor positivo para o parâmetro ρ indica que um alto (baixo) valor do metro quadrado nas regiões vizinhas j , aumenta (diminui) o valor do metro quadrado de um imóvel (no presente caso, Ln_VU) na região i . A aleatoriedade dos resíduos, distribuídos espacialmente, confirma a inexistência de autocorrelação espacial entre eles.

A estatística do teste I de Moran para o LAG_RESIDU é 0,000, ver Figura 4, ou essencialmente zero. Isso indica que, incluindo a variável defasada dependente espacialmente (W_{Ln_VU}), eliminou-se todas as autocorrelações espaciais dos erros, como deveria ser.

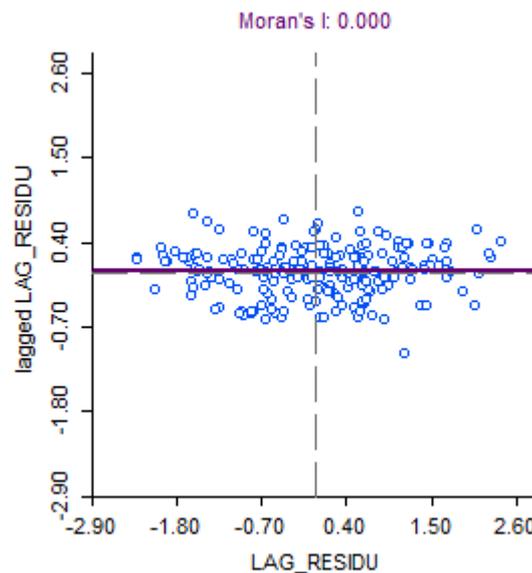


Figura 4. Scatter Plot Moran I – LAG_RESIDU (SAR_RESIDU).

Lesage e Pace (2009) apud Almeida (2012, p. 159) destacam que na interpretação do modelo SAR deve-se levar em conta os efeitos marginais, diretos e indiretos proporcionados pela influência do valor do metro quadrado da terra em diferentes regiões. Para realizar esse cálculo utiliza-se: $(1 - \rho)^{-1}\beta_k$, no qual β_k são os coeficientes β estimados das k variáveis explicativas, ver Tabela 5. Entretanto, o impacto percentual sobre o preço da habitação de uma mudança na variável dicotômica de 0 para 1, é calculada a partir da estimativa correspondente ao parâmetro β_k como segue: $(\exp(\beta_k)-1)$ (Halvorsen and Palmquist, 1980), na qual β_k é o parâmetro da variável dicotômica (*dummy*).

O ρ positivo indica que existe autocorrelação espacial global positiva, significando que um aumento de 1% no valor dos imóveis na vizinhança, eleva o preço do imóvel analisado em 0,51%, isso comprova a hipótese do efeito de vizinhança. Ademais, também sugere a homogeneidade e similaridade dos dados nas diferentes zonas. Assim, zonas com o preço do metro quadrado mais elevado, estão associadas à ocorrência de imóveis mais caros e zonas com preços menores estão associadas à ocorrência de imóveis de preços menores nestes locais. Para a variável pavimentação (Paviment) tem-se que um aumento de 1% nesta variável reflete num aumento de 0,13% no preço do metro quadrado da terra, ou

seja, estar numa rua pavimentada aumenta o valor do terreno em 13% em relação ao valor de um terreno situado numa rua não pavimentada.

Análise Espacial de dados Geográficos

Krigagem Ordinária

A Krigagem Ordinária produz estimativas não tendenciosas e com variância mínima. Isto aponta para que a diferença entre os valores estimados e os observados para um mesmo ponto devem ser nulas e a variância deve ser a menor entre todos os estimadores. A Figura 5 apresenta os resultados de uma krigagem ordinária para os valores unitários na região estudada.

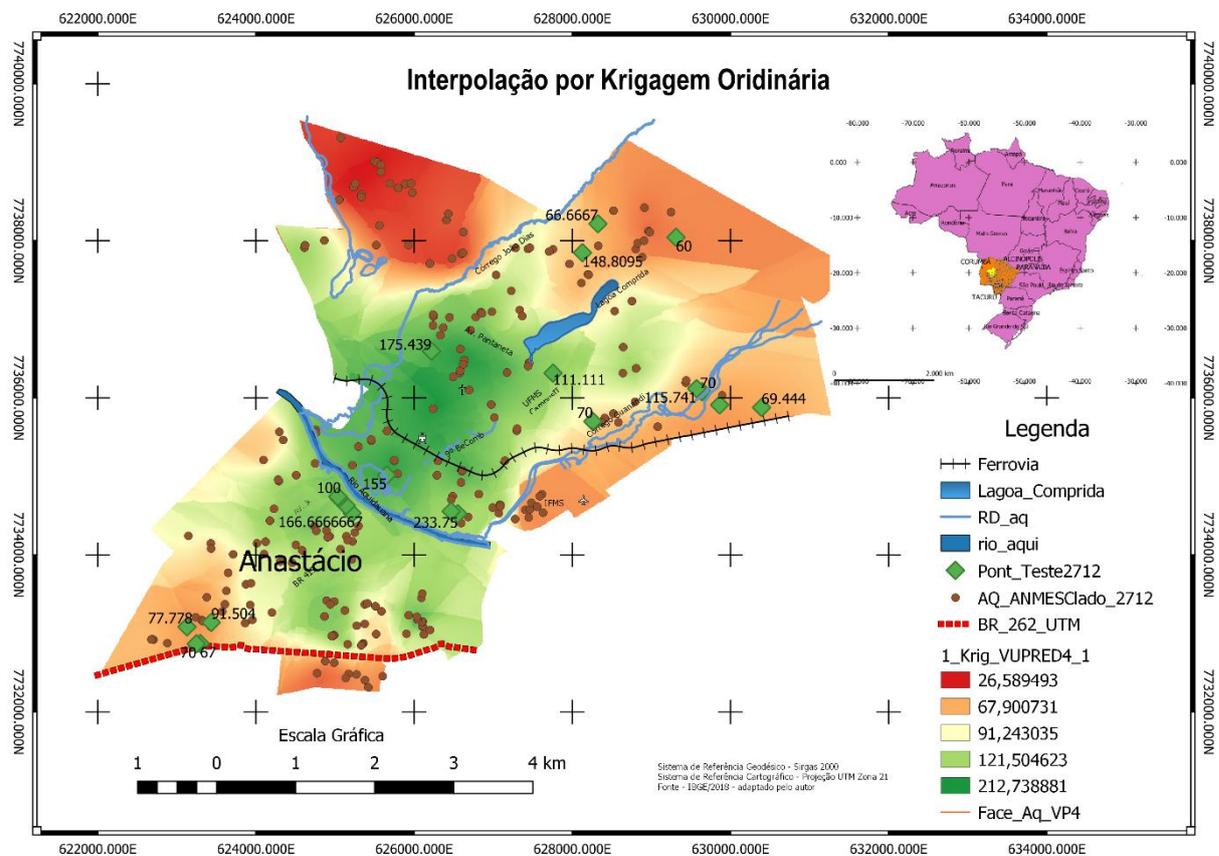


Figura 5. Mapa de Interpolação por Krigagem Ordinária

A Figura 6 apresenta o diagrama de validação cruzada entre os valores observados e valores preditos. Nota-se há uma boa aderência dos pontos à reta, com os pontos se agrupando ao longo da reta conforme o esperado, entretanto alguns pontos apresentam-se um pouco afastados. O valor do RMSE ficou em 20,95 R\$/m² e o R² = 0,812, tendo-se assim, um RMSE relativamente baixo e um R² próximo de 1.

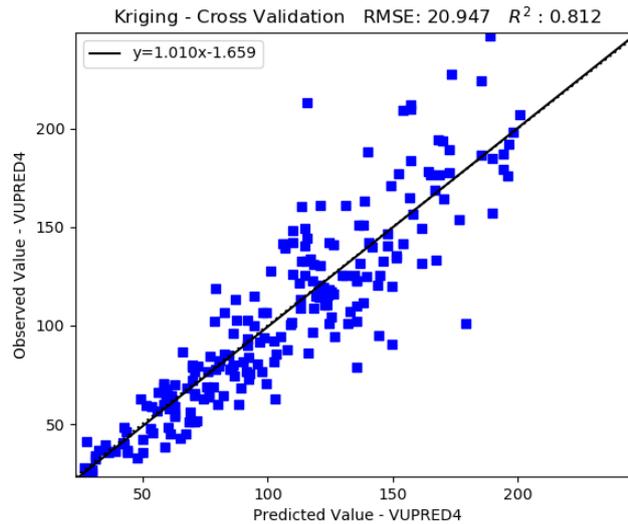


Figura 6. Diagrama de dispersão cruzada

Medindo o desempenho de diferentes interpoladores

A Tabela 6 apresenta os dados utilizados para uma amostra de validação e os valores estimados para o interpolador por Krigagem Ordinária.

Nesta seção são apresentados os resultados do desempenho de 4 interpoladores para representar a variação espacial do valor unitário na área estudada: Krigagem Universal (UNV_Krig), Krigagem Ordinária (ORD_Krig), Inverso da Distância Ponderada (ID_Pond) e Vizinhos mais próximos (Viz+Próx).

No método de interpolação por Krigagem Ordinária foi usado um semivariograma esférico para oito vizinhos mais próximos. Esse método fornece importantes informações sobre a confiabilidade dos valores interpolados e por isso foi adotado para a representação da variação dos valores unitários no espaço geográfico estudado (Mapa 2). Nota-se dessa forma que a interpolação apresentou um comportamento heterogêneo na distribuição espacial do preço do metro quadrado. Olhando a distribuição dos valores interpolados nota-se uma semelhança na disposição das áreas de maior valorização e de menor valorização para ambas as cidades. Isso está em conformidade com o que está disposto no espaço geográfico dessas cidades. A Tabela 7 apresenta os resultados da Raiz do Erro Quadrático Médio (REQM) e da Razão de Avaliação (R) para os quatro métodos de interpolação.

Para a comparação desses resultados, utilizou-se o valor da Raiz do Erro Quadrático Médio proposto por Burrough e Mcdonell (1997), ver equação 3.

$$REQM = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Vest - Vobs)^2} \quad (3)$$

Na qual:

Vest = Valor do imóvel estimado pelo interpolador;

Vobs – Valor do imóvel levantado em campo e,

N = quantidade de observações.

A Razão de Avaliação (R) tem seu modo de cálculo detalhado na seção 5.1.

Para essa análise utilizou-se de 21 observações de imóveis não utilizados no processo de determinação de modelagem espacial. O Mapa 3 mostra a espacialização desses pontos em ambas as cidades e a Tabela 6 apresenta os dados dos pontos utilizados.

Tabela 6. Dados utilizados para avaliar a qualidade do modelo e das interpolações

Tipo	Endereço	n°	Bairro	E	N	V_oferta	V U	Preço_T erreno	A_Terre no	ORD_Kr ig
Casa_1	Rua C	0	São Francisco	630393,53	7735877,81	25000	69,44	25.000	360	67,000
Casa_2	Pedro Pace	0	Santa Teresinha	628260,69	7735699,69	130000	70,00	50.400	720	80,000
Casa_3	Miguel Lanzelote	0	São Francisco	629863,68	7735910,07	70000	68,06	24.500	360	80,000
Casa_4	José Duarte	0	Santa Teresinha	629572,12	7736117,25	125000	115,74	37.500	270	71,000
Casa_5	Candido Mariano	0	Centro	625653,93	7735017,66	160000	155,00	80.000	588	191,00
Casa_6	Rua 8 de Maio	107	Centro	625216,68	7734532,73	50000	166,67	40.000	216	118,00
Casa_7	Rua Antonio Leopoldo	1604	Centro	625139,81	7734630,17	200000	166,67	40.000	240	136,00
Casa_8	Rua Antonio Leopoldo	1488	Centro	625050,78	7734721,27	75000	100,00	30.000	300	151,00
Casa_9	Rua Antonio Leopoldo	1463	Centro	625036,42	7734743,39	130000	100,00	48.000	480	151,00
Casa_10	Rua Manoel Dionisio Alves de Albres	41	Altos da Cidade	623294,96	7732872,54	32000	67,00	25.000	375	66,00
Terreno_1	Candido Mariano	0	Guanandi	626553,16	7734524,87	180000	233,75	180.000	770.07	123,00
Terreno_2	José Duarte		Santa Teresinha	629639,81	7736078,73	70000	70,00	70.000	1800	75,00
Terreno_3	Candido Mariano	0	Guanandi	626468,81	7734555,59	230000	272,59	230.000	843.75	125,00
Terreno_4	Geovani Toscani de Brito	0	Santa Teresinha	627757,11	7736315,03	300000	111,11	300.000	2700	123,00
Terreno_5	Rodrigo Peixoto	0	Alto	626219,07	7736595,65	60000	175,44	60.000	342	175,00
Terreno_6	Francisco Pereira Alves	0	Cidade nova	629311,99	7738044,74	50000	60,00	50.000	336	56,00
Terreno_7	13 de Junho	0	Vila Pinheiro	628324,95	7738216,52	20000	66,67	20.000	300	70,00
Terreno_8	Travessa Mercedes Ferreira	0	Cidade Nova	628129,35	7737848,15	50000	148,81	50.000	336	75,00
Terreno_9	Rua Manoel Dionisio Alves de Albres	S/n°	Altos da Cidade	623246,33	7732867,68	65000	70,00	65.000	375	69,00
Terreno_10	Rua Professora Esmeraldina Machado	S/n°	Altos da Cidade	623128,02	7733083,70	35000	77,78	35.000	450	66,00
Terreno_11	Rua Professora Esmeraldina Machado	S/n°	Altos da Cidade	623434,62	7733140,87	28000	91,50	28.000	306	66,00

Tabela 7. Valores da REQM e da Ri (Razão de Avaliação) para os quatro métodos de interpolação

Tipos	UNV_Krig	ORD_Krig	ID_Pond	Viz+Próx
REQM	48,91	49,59	47,21	51,05
R	0,942	0,953	0,9992	0,9973

A Planta de Valores Genéricos

O Imposto sobre a Propriedade Predial e Territorial Urbana (IPTU), previsto no artigo 156, inciso I, da Constituição e no artigo 32 do Código Tributário Nacional, é de competência dos Municípios e do DF, e tem como fato gerador a propriedade, o domínio útil ou a posse de bem imóvel por natureza ou por acessão física, como definido na lei civil, localizado na zona urbana do Município.

Determina o artigo 33 do Código Tributário Nacional, que a base de cálculo do imposto será o valor venal do imóvel. Para a obtenção do valor venal do imóvel, o Município se utiliza da Planta de Valores Genéricos (PVG), na qual estão estabelecidos os valores unitários de metro quadrado de terreno, geralmente por face de quadra, e de valores genéricos de diferentes tipologias de construção do Município.

A Planta de Valores Genéricos está sujeita à reserva legal e ao princípio da anterioridade do artigo 150, inciso I, da Constituição Federal, sendo que o artigo 97, § 1º, do Código Tributário Nacional determina que equipara-se a majoração do tributo a modificação da sua base de cálculo, que importe em torná-lo mais oneroso. Assim, a jurisprudência tem entendido que o decreto somente poderá atualizar anualmente o valor venal dos imóveis, com base nos índices oficiais de correção monetária, sendo que a súmula 160 do Superior Tribunal de Justiça - STJ proíbe tal atualização por meio de decreto em percentual superior ao índice oficial de correção monetária.

A Figura 7 exemplifica uma representação dos valores por face de quadra para ambos os municípios. Deve-se destacar que, sendo essa uma das últimas etapas prevista para a pesquisa, esse resultado serve apenas como um ensaio inicial.

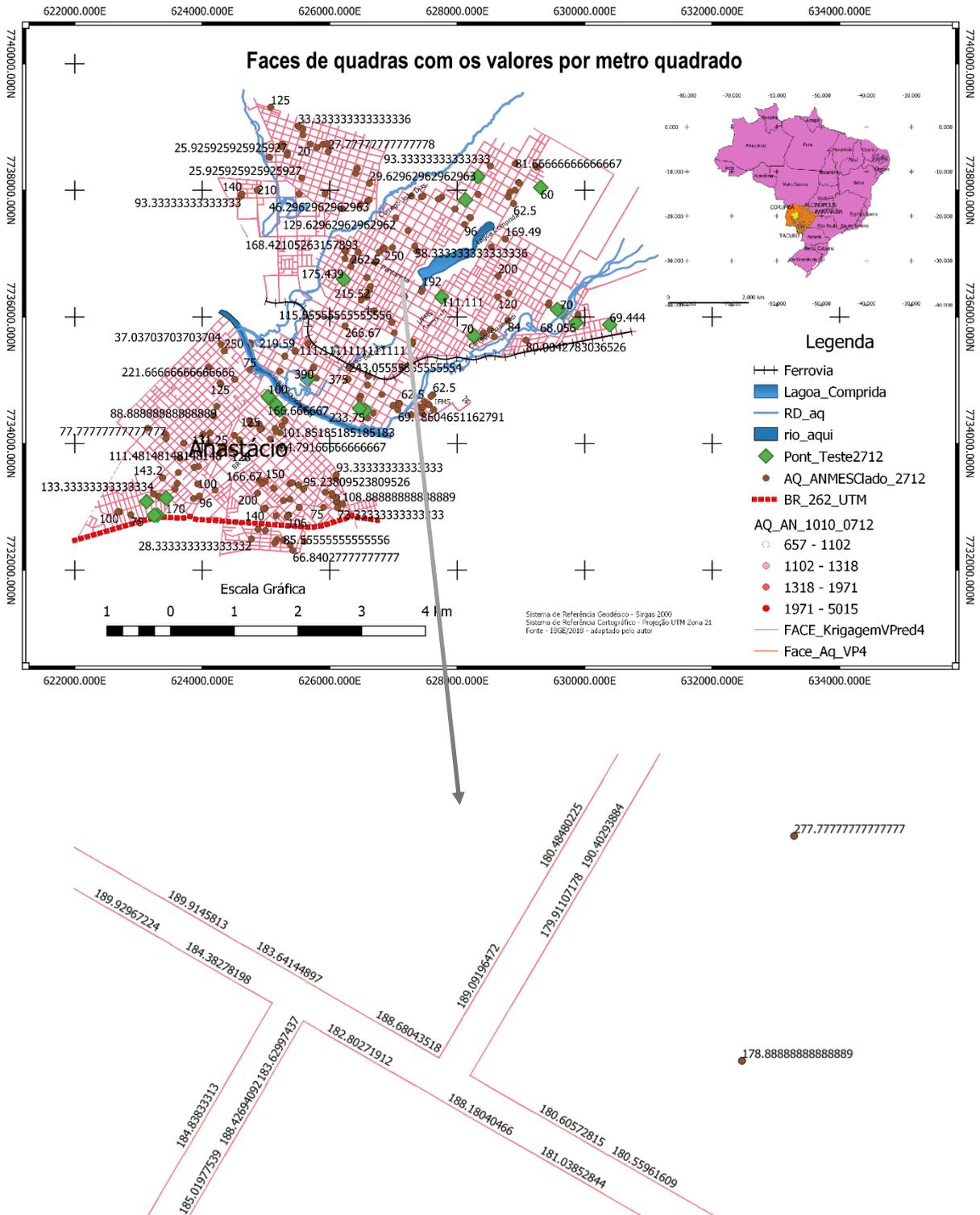


Figura 7. Representação do preço estimado por m² do imóvel por face de quadra.

Fonte: Malha municipal disponibilizada pelo IBGE/2018 (adaptada)

Análise da performance da avaliação

Segundo Hornburg (2009), as avaliações em massa de imóveis devem cumprir algumas condições de performance para serem consideradas de boa qualidade. Estas condições estão relacionadas com o grau de aderência que os valores calculados pelo modelo e os valores reais de mercado

apresentam. Quanto mais próximos estejam os valores calculados pelo modelo dos valores observados no mercado melhor será a qualidade da avaliação.

A IAAO (2013) recomenda o uso da mediana das razões de avaliação como medida para verificar o desempenho global da avaliação, que é obtida através da Equação 4:

$$R_i = (P_c / P_o) \quad (4)$$

Sendo: R_i a razão de avaliação para o imóvel i , P_c o valor obtido pelo modelo, e P_o o respectivo valor de mercado da observação i .

Com os valores calculados para cada elemento da amostra (R_i), determina-se a mediana. A IAAO (2013) recomenda que a mediana esteja no intervalo de 0,90 a 1,10. Os resultados do R para diversos interpoladores são mostrados na Tabela 7 e outros resultados para a Krigagem Ordinária são apresentados na Tabela 8. A Razão de Avaliação obtida no presente estudo, de 0,953 está dentro do intervalo recomendado, podendo ser considerada muito boa.

Tabela 8. Medidas de performance da avaliação

Medidas	Valores
Razão de Avaliação (R)	0,953
Média	0,9293
Desvio Padrão	0,28
Primeiro quartil	0,721
Terceiro quartil	1,05
Coefficiente de variação (CV)	0,28
Coefficiente de variação quartil (CVQ)	20%
Coefficiente de Dispersão (COD)*	20,5

O COD pode ser calculado da seguinte forma:

- 1) subtrai-se a mediana da razão de avaliação de cada razão de avaliação individualmente (R_i);
- 2) toma-se o valor absoluto das diferenças anteriores;
- 3) somam-se as diferenças absolutas anteriores;
- 4) dividi-se pelo número de razões para obter o desvio absoluto médio (média);
- 5) divide pela mediana;
- 6) multiplica-se por 100.

Este procedimento é resumido na Equação (5):

$$COD = 100 * (1/ mediana de R) * [(\sum_{i=1}^n |R_i - mediana de R|)/n] \quad (5)$$

Desta forma, o Coeficiente de Dispersão obtido (20,5) ficou um pouco acima do valor limite que, segundo a IAAO (2013), deve ficar abaixo de 20 para avaliação de terrenos. Lembrando que o Coeficiente de Dispersão mede a dispersão horizontal que fornece informações sobre a uniformidade da avaliação dos imóveis na área de estudo (Trivelloni, 2005).

Portanto, tem-se uma performance da avaliação que pode ser considerada boa.

Considerações finais

Dos resultados obtidos, tem-se que os preços da terra tendem a diminuir à medida que se afasta das regiões centrais de ambas as cidades. Há regiões isoladas das cidades que apresentam maior valorização em função da disponibilização no entorno de uma maior quantidade de serviços públicos e privados. As regiões de maior valor da terra são os centros das duas cidades e áreas como a Avenida Pantaneta, altos do Bairro Alto e Bairro Guanandi, proximidades do Campus Dois e Um da Universidade Federal de Mato Grosso do Sul e nas proximidades do Super Mercado Atlântico e Centro Poliesportivo

Marisco, Nelson; Hochheim, Norberto. *Avaliação em massa para a elaboração da planta de valores genéricos para as cidades de Aquidauana-MS e Anastácio-MS através de Macromodelos Espaciais*. Revista Pantaneira, V. 19, UFMS, Aquidauana-MS, 2021.

da cidade de Aquidauana. Já na cidade de Anastácio, tem-se como áreas de maior valor: o Centro, ao longo das principais vias de acesso da cidade pela BR262, destacando-se a Avenida JK e a seção da BR419 que cruza a cidade em direção à cidade de Aquidauana no sentido Sul-Norte, passando sobre o Rio Aquidauana pela “Ponte Nova”.

Como era de se esperar a estimativa do preço da terra é fortemente influenciada pela dimensão do imóvel (área), pela variável exógena renda média das famílias e pelas características da vizinhança.

Os resultados apresentados na Tabela 5 demonstram que o modelo de Defasagem Espacial (SAR) utilizando estimadores por Variáveis Instrumentais (VI) através do Método Ordinário dos Mínimos Quadrados em dois estágios espacialmente generalizados (S2SLS + MGM) apresenta qualidade satisfatória para a estimação dos valores dos imóveis da região estudada.

Contudo, ao analisar-se os resultados para as cidade em separado, constata-se que o modelo apresentou melhores estimativas para a cidade de Aquidauana do que para a cidade de Anastácio. Essa diferença de comportamento da estimação para as cidades interferiu no desempenho geral do modelo, explicando assim o coeficiente de aderência (Pseudo R²) de 0,6965.

Uma possível explicação para essa questão está no fato de que a cidade de Anastácio apresenta uma maior heterogeneidade nas dimensões (tamanhos) dos lotes, assim como uma maior quantidade de lotes vazios espalhados pelos diferentes bairros da cidade. Definindo assim o processo de uso e ocupação do espaço urbano dessa cidade, diferenciando-se, de certa forma, do processo de uso e ocupação do espaço urbano da cidade de Aquidauana.

Por fim, tem-se que o modelo econométrico SAR aqui utilizado demanda um melhor refinamento, possivelmente utilizando-se novas variáveis explicativas exógenas oriundas de uma análise mais detalhada sobre o uso e ocupação da terra urbana em ambas as cidades. Como continuidade da pesquisa, deve-se testar outros modelos econométricos espaciais com o objetivo de se comparar seus resultados aos resultados aqui apresentados. Dentre os quais, pretende-se estudar os modelos Durbin Espacial (SDM) e o Regressivo Cruzado Espacial (SLX).

Referências

- ALMEIDA, E. **Econometria Espacial Aplicada**. Ed. Alínea, Campinas, SP. 2012.
- ANSELIN, L., Spatalexternalities, spatial multipliers and spatial econometrics. **International Regional Science Review**, v. 27, p. 247-267, 2002.
- _____, **Exploring Spatial Data with GeoDaTM: a Workbook**. University of Illinois, Urbana Champaign, 2005.
- CASTILHO, M. A.; **Determinantes do Preço da Terra no Mato Grosso do Sul. 2012**, Trabalho de Conclusão de Curso – Instituto de Economia, UNICAMP, Campinas.
- FOTHERINGHAM, A. S.; BRUNSDON, C.; CHARLTON, M. **Geographically weighted regression: the analysis of spatially varying relationships**. John Willey and Sons, West Sussex, 2002.
- FURTADO, F. Recuperação de mais-valias fundiárias urbanas: reunindo os conceitos envolvidos. In: **X Encontro Nacional da ANPUR**, Belo Horizonte, 2003.
- IBGE. Censo 2010. <https://censo2010.ibge.gov.br/>, 2010. Acesso em: fev. 2020.
- IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. 2015. **Perfil dos municípios Brasileiros: Pesquisa de informações básicas municipais 2015 (MUNIC)**. Rio de Janeiro, Brasil: IBGE. <https://cidades.ibge.gov.br/brasil/ms/panorama>. Acessado em 22/05/2018
- KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. **A generalized spatial two stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances**. Mimeo., Department of Economics, v. 22, p. 317-331,1992.
- HOCHHEIM, N. **Engenharia de Avaliações II: modelos de regressão linear para avaliação de imóveis**. GEAP - Universidade Federal de Santa Catarina. Florianópolis. 2012.
- LIPORONI, A. S. Avaliação em massa com ênfase em planta de valores. In: **IBAPE/SP Engenharia de Avaliações**. 2ª. ed. [S.l.]: [s.n.], v. 2, 2014. p. 664.

- Marisco, Nelson; Hochheim, Norberto. *Avaliação em massa para a elaboração da planta de valores genéricos para as cidades de Aquidauana-MS e Anastácio-MS através de Macromodelos Espaciais*. Revista Pantaneira, V. 19, UFMS, Aquidauana-MS, 2021.
- MCCLUSKEY, W. y R.C.D. Franzsen. 1999. Land-value taxation in Australia, Jamaica, Kenya, New Zealand and South Africa. En **Proceedings of the IRRV fifth international conference on local government property taxation**, Cambridge, MA.
- MINISTÉRIO DAS CIDADES. 2009. **Diretrizes para a criação, instituição e atualização do cadastro territorial multifinalitário (CTM) nos municípios brasileiros**. Portaria ministerial no. 511. Dezembro. Brasília, DF.
- PAYNE, G. 1997. **Urban land tenure and property rights in developing countries**. Londres, Reino Unido: IT/ODA.
- PINHEIRO, F. **A renda e o preço da terra: uma contribuição à análise da questão agrária brasileira**. Dissertação (Tese de Livre-Docência), Esalq/USP, Piracicaba, 1980.
- RIBEIRO, A.R.; CALEMAN, S. MARTINS, G.; LOURIVAL. R; **Determinantes do Valor da Terra no Corredor Cerrado-Pantanal: Um Estudo Econométrico** (acesso 13:15 dia 20/09/2011) <http://www.sober.org.br/palestra/12/01O041.pdf>
- SANDRONI, P. Valor, Preço e renda da Terra, e três tipos de mais valias urbanas. **Urban development papers**. São Paulo. 2012. http://sandroni.com.br/?page_id=782 . Acesso em: 02 fev. 2020.
- SILVA, E. D. Proposta de avaliação coletiva de imóveis. Aplicação aos imóveis do tipo apartamento na cidade de Blumenau - Santa Catarina. Dissertação - Universidade Federal de Santa Catarina. Florianópolis, p. 117. 1999.
- SMOLKA, M.O. 1991. **Dimensões intra-urbanas da pobreza**. Rio de Janeiro, Brasil: Convención IPPUR / Ministerio de Acción Social.
- _____. 2001. **Prices of Serviced Land in the Urban Periphery of Latin American Cities**. Lincoln Institute of Land Policy, manuscrito sin publicar.
- SMOLKA, Martim O, e Cláudia M. De Cesare. 2011. **Property tax and informal property: The challenges of third world cities**. In **Innovative land and property taxation: Policy, tools and practices for sustainable urban development**. Nairobi, Kenya: UN-HABITAT.
- SMOLKA, Martim O; FURTADO, Fernanda (Ed.). **Recuperación de Plusvalías en América Latina: alternativas para el desarrollo urbano**. Santiago do Chile: Ed. Eurelibros, 2001.
- TUKEY, J. **Exploratory Data Analysis**. Massachussets: Addison-Wesley,1977.