



# Modelos estatísticos para geração de plantas de valores genéricos em áreas urbanas

## Statistical models for generation of generic values plants in urban areas

Reynaldo Furtado Faria Filho<sup>1</sup>  
Jorge Luís Silva Brito<sup>2</sup>  
Rosiane Maria Lima Gonçalves<sup>1</sup>

**Resumo:** O cálculo do Imposto sobre a Propriedade Predial e Territorial Urbana (IPTU) tem como base o valor venal do imóvel, geralmente estabelecido na planta de valores genéricos (PVG) dos municípios. No entanto, existem municípios, principalmente os de pequeno porte, que não realizam a cobrança do IPTU. Esse fato se deve à desatualização do cadastro imobiliário e à falta de metodologia robusta e fácil para determinação do valor venal, de pessoal capacitado e de recursos financeiros. Nesse sentido, o objetivo deste trabalho foi aplicar a combinação do modelo de regressão espacial e a modelagem dos fatores de localização para determinar o valor venal de cada imóvel de um município de pequeno porte para a geração da planta de valores genéricos. O estudo foi desenvolvido na cidade de São Gotardo/MG. Foram utilizadas 184 amostras de avaliações de imóveis residenciais realizadas pela Caixa Econômica Federal no período de 2012 a 2013. A fim de analisar a aplicação dos modelos espaciais, foram gerados quatro modelos de regressão múltipla a partir das variáveis dependentes logaritmo do valor total e logaritmo do valor unitário e das variáveis independentes relativas às características construtivas das edificações, conforme estudos anteriores, bem como foram testadas variáveis adicionais referentes às características do terreno. Para os modelos que apresentaram dependência espacial no erro, foi gerado o modelo espacial do erro para determinar uma nova variável homogeneizada que englobasse o fator localização, (VH), a qual foi utilizada como variável independente de um novo modelo de regressão linear. A escolha do melhor modelo de regressão se deu a partir da análise do menor Coeficiente de Dispersão, bem como pelo atendimento aos pressupostos do modelo de regressão linear. O modelo com a variável dependente logaritmo do valor unitário e a variável homogeneizada como independente foi o que apresentou melhor resultado, atendendo a todos pressupostos. Dessa forma, foi possível verificar que a variável homogeneizada melhora a performance do modelo de regressão linear, visto que insere o fator localização dos imóveis nas variáveis independentes.

**Palavras-chave:** Valor venal do imóvel; Município de pequeno porte; Modelo espacial; IPTU; Planta de valores genéricos.

**Abstract:** The calculation of the Tax on Land and Urban Property (IPTU) is based on property market value, usually established in the city plant of general values (PVG). However, there are municipalities, especially small ones that do not collect IPTU taxes. This is due to outdated real state register, in addition to the lack of qualified personnel, financial resources and robust and easy methodology to determine real state market value. Therefore, this work aims to combine the spatial regression model and location factor modeling to determine the market value of each property in a small city for the generation of the table of general values (PVG). The study was conducted in the city of São Gotardo/MG. One hundred and eighty-four samples of residential real state assessments made by Caixa Econômica Federal in 2012 and 2013 were used. Aiming to analyze the application of spatial models, four multiple regression models were generated based on the logarithm dependent variables on the total and unit values, and the independent variables related to the construction characteristics of the constructions, according to previous studies. Additional variables related to the land characteristics were also tested. For the models with spatial error dependence, a spatial error model was generated to determine a new homogenized variable encompassing the location factor (VH), which was used as an independent variable on a new linear regression model. The best regression model was selected based on the compliance of assumptions of the linear regression model and the

<sup>1</sup> Universidade Federal de Viçosa – UFV, Campus de Rio Paranaíba – CRP, Rodovia MG-230, Km 7, CEP 38810-000, Rio Paranaíba, MG, Brasil, e-mail: reynaldofilho@ufv.br; rosiane.goncalves@ufv.br

<sup>2</sup> Universidade Federal de Uberlândia – UFU, Av. João Naves de Ávila, 2121, Bairro Santa Mônica, CEP 38400-902, Uberlândia, MG, Brasil, e-mail: jbrito@ufu.br

*analysis of the lowest Dispersion Coefficient. The model with the logarithm dependent variable on the unit values and the homogenized variable as independent, showed the best results and observed all the assumptions. Thus, it was demonstrated that the homogenized variable improves the performance of the linear regression model, since it includes the property location factor in the independent variables.*

**Keywords:** Property market value; Small towns; Spatial model; IPTU; Table of general values.

## 1 Introdução

As crescentes demandas sociais decorrentes do desenvolvimento urbano e a escassez dos recursos fiscais têm exigido das administrações públicas grande esforço para manter o equilíbrio orçamentário-financeiro entre receita e despesa dos municípios brasileiros (Freire et al., 2006).

As receitas tributárias próprias dos municípios são os impostos, as taxas e a contribuição de melhoria, cuja competência é atribuída constitucionalmente à esfera local de governo. Os impostos com arrecadação integral destinados às prefeituras que os instituírem são: Imposto sobre Serviços (ISS), Imposto sobre Transmissão de Bens Intervivos (ITBI) e Imposto sobre a Propriedade Predial e Territorial Urbana (IPTU) (Brasil, 2013).

Cada município organiza o seu sistema de arrecadação com um código tributário próprio, mas respeitando as normas presentes na Constituição e no Código Tributário Nacional (CTN). O ISS incide sobre a prestação de serviços a terceiros; o ITBI, sobre as transações que envolvem a transferência da propriedade de bens imóveis; e o IPTU, sobre os proprietários de imóveis localizados na área urbana da cidade (Brasil, 2013).

A Constituição Federal de 1988 determina que o IPTU deve ser de competência municipal. O cálculo desse imposto tem como base o valor venal do imóvel, o qual deve corresponder ao valor de venda à vista, sendo determinado pelo somatório do valor do terreno e da construção (Afonso et al., 2010). De acordo com Florencio (2010), os critérios para determinação do valor venal de cada imóvel do município são estabelecidos pelas Plantas de Valores Genéricos (PVG).

A partir do ano de 2000, os municípios tiveram de iniciar um processo de adequação no que se refere à forma de cobrar o IPTU. Por diversos anos, esse imposto foi negligenciado por alguns administradores públicos. Entretanto, a partir da chamada Lei de Responsabilidade Fiscal, os prefeitos se viram obrigados a atualizar os cadastros imobiliários urbanos, assim como efetuar a cobrança do IPTU da forma correta, sob pena de sofrerem sanções por praticarem a renúncia de receita, conforme previsto na Lei Complementar n. 101, de 4 de maio de 2000 (Brasil, 2000).

Os municípios de pequeno porte – população menor que 50 mil habitantes (IBGE, 2014a),

principalmente, enfrentam dificuldades para realizar a cobrança do IPTU devido à desatualização do cadastro imobiliário e à falta de uma metodologia robusta e de fácil utilização na determinação do valor venal dos imóveis urbanos, bem como de pessoal capacitado e de recursos financeiros.

Como a base de cálculo do IPTU é o valor venal dos imóveis, a administração municipal deve sempre determiná-lo da forma mais realista possível, fazendo com que esse valor esteja próximo do valor de mercado. Contudo, devido à complexidade para a sua determinação, bem como pelo elevado número de imóveis a serem avaliados, isso se torna uma tarefa árdua (Carvalho, 2011).

De acordo com Afonso et al. (2010), a maioria das avaliações imobiliárias brasileiras são pautadas em parâmetros antigos e desprezam os aspectos dinâmicos que impactam a valorização dos imóveis, comprometendo a arrecadação do IPTU. Aliado a isso está o fato de as avaliações serem fortemente condicionadas por questões de natureza política. Segundo Carvalho (2006, p. 23), “[...] muitos municípios utilizam o mesmo valor do terreno para determinada zona da cidade ou até para todo o perímetro urbano, gerando distorções significativas no nível das avaliações”.

Para Florencio (2010), a maior parte das plantas de valores genéricos dos municípios brasileiros está desatualizada ou atualizada por índices de inflação, o que não é correto, pois a cidade não tem valorização ou desvalorização da mesma forma em todos os locais. Esse autor relata alguns aspectos que explicam as distorções no cálculo das Plantas de Valores Genéricos (PVG):

- A dificuldade em quantificar e qualificar os diversos atributos (características físicas, locais e econômicas) que definem o valor do imóvel.
- A utilização de modelos de Regressão Linear, os quais necessitam considerar alguns pressupostos básicos como verdadeiros, mas que nem sempre são válidos para o mercado imobiliário.

Outro fato a se destacar é que, em muitos casos, as estimativas do valor dos imóveis têm como nível de rigor na apuração o tipo expedito, que é uma avaliação feita de forma subjetiva, não utilizando nenhum procedimento matemático ou estatístico (Braulio, 2005); muitas dessas estimativas são realizadas a partir da experiência ou opinião pessoal.

De acordo com informações do IBGE (2014b), no ano de 2012, a arrecadação do IPTU no Brasil foi de cerca de R\$ 107,40 por habitante. As maiores arrecadações de IPTU por habitante foram de R\$ 251,60, R\$ 154,90 e R\$ 126,60, nos estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Mato Grosso do Sul, respectivamente. Por outro lado, o menor valor foi no estado do Maranhão, com apenas R\$ 9,80 por habitante. Portanto, fica evidente a discrepância de valores de arrecadação nos estados brasileiros.

Uma alternativa para a melhor determinação da PVG é a utilização da avaliação em massa, uma vez que no cálculo do valor de um imóvel deve-se levar em consideração os valores construtivos, como a valorização do imóvel em decorrência de sua localização, acessibilidade, infraestrutura (coleta de lixo, esgoto, pavimentação, iluminação pública etc.), proximidade de hospitais, parques, centros comerciais, entre outros (Medvedchikoff, 2009). Silva & Verdinelli (2000) definem que a avaliação em massa consiste “[...] na determinação de valores para todos os imóveis situados dentro de um determinado perímetro, pelo emprego de procedimentos avaliatórios, que devem ser respaldados legalmente”.

Metodologicamente, o que se tem destacado na determinação do valor venal dos imóveis para gerar a PVG é a avaliação em massa por meio do uso de técnicas que empregam a econometria espacial. Trivelloni (2005), utilizando a econometria espacial com análise e modelagem dos fatores de localização dos imóveis, obteve o valor do m<sup>2</sup> médio de cada face de quadra da sua área de estudo, gerando a PVG.

Não há consenso na literatura quanto à melhor metodologia para determinação do valor venal do imóvel em uma avaliação em massa, principalmente para municípios de pequeno porte, uma vez que não foram encontrados na literatura trabalhos relacionados a municípios pequenos.

Esses municípios de pequeno porte são os que mais carecem de informações e técnicas que se adequem a sua realidade no tocante à avaliação de imóveis, visto que é neles que às vezes o IPTU nem é cobrado, deixando-se de arrecadar recursos que poderiam ser revertidos para a sociedade na forma de melhor prestação de serviços.

Nesse sentido, este estudo se propôs aplicar a combinação modelo de regressão espacial e modelagem dos fatores de localização para determinar o valor venal de cada imóvel de uma área urbana de uma cidade de pequeno porte, para geração da planta de valores genéricos.

## 2 Área, materiais e métodos

### 2.1 Área de estudo

O estudo foi desenvolvido em São Gotardo, MG, município da mesorregião do Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba. Sua área é de aproximadamente 866,087 km<sup>2</sup>,

a densidade demográfica, de 36,74 hab./km<sup>2</sup> e os municípios a ele limítrofes são Matutina, Campos Altos, Quartel Geral, Rio Paranaíba, Tiros, Santa Rosa da Serra, Serra da Saudade e Estrela do Indaiá. A área urbana de São Gotardo é de aproximadamente 5,35 km<sup>2</sup> e perímetro, de 16.208 m. Na Figura 1 é apresentado seu mapa de localização.

O crescimento da população nas últimas décadas foi significativo, uma vez que em 1991 a população era de 19.697 habitantes, passando para 31.807 habitantes em 2010. No que se refere à população urbana, em 1991 eram 16.520 habitantes e em 2010, 30.050 (IBGE, 2014a).

A principal atividade do município é a produção agrícola, que foi alavancada a partir da década de 1970, com a implantação do Programa de Assentamento Dirigido do Alto Paranaíba (PADAP). Em termos de tecnologia, as lavouras (trigo, cenoura, batata e alho) de São Gotardo estão entre as mais desenvolvidas do país.

A arrecadação com IPTU em São Gotardo, em 2012, foi de R\$ 562.383,32 (FINBRA, 2014). Assim, a arrecadação do IPTU por pessoa nesse município, em 2012, foi de R\$ 17,68.

### 2.2 Materiais e métodos

Na sequência será descrita detalhadamente a metodologia desenvolvida neste trabalho. Um resumo pode ser visualizado no fluxograma apresentado na Figura 2.

#### 2.2.1 Base de dados

A base cartográfica da cidade foi obtida na Prefeitura Municipal de São Gotardo. Essa base contém malha viária, divisão por bairros e alguns lotes.

Foram utilizadas as avaliações de imóveis realizadas pela Caixa Econômica Federal no período 2012-2013, na cidade de São Gotardo, MG. Foram disponibilizados para consulta todos os processos de empréstimo ocorridos nesse período. Integram esses processos laudos de avaliação, os quais foram escaneados para uso nesta pesquisa. Após tabular todas as informações em uma planilha do Excel e fazer a verificação de inconsistência delas, restaram 184 imóveis avaliados, os quais foram utilizados para o desenvolvimento deste trabalho. Todas as informações referem-se a imóveis residenciais.

De posse do endereço dos imóveis avaliados, cadastrou-se a posição de cada um com receptor GPS Garmin GPSMAP 78s. Cada ponto referente aos imóveis avaliados foi inserido (a partir das coordenadas UTM) na base cartográfica disponibilizada pela Prefeitura de São Gotardo.

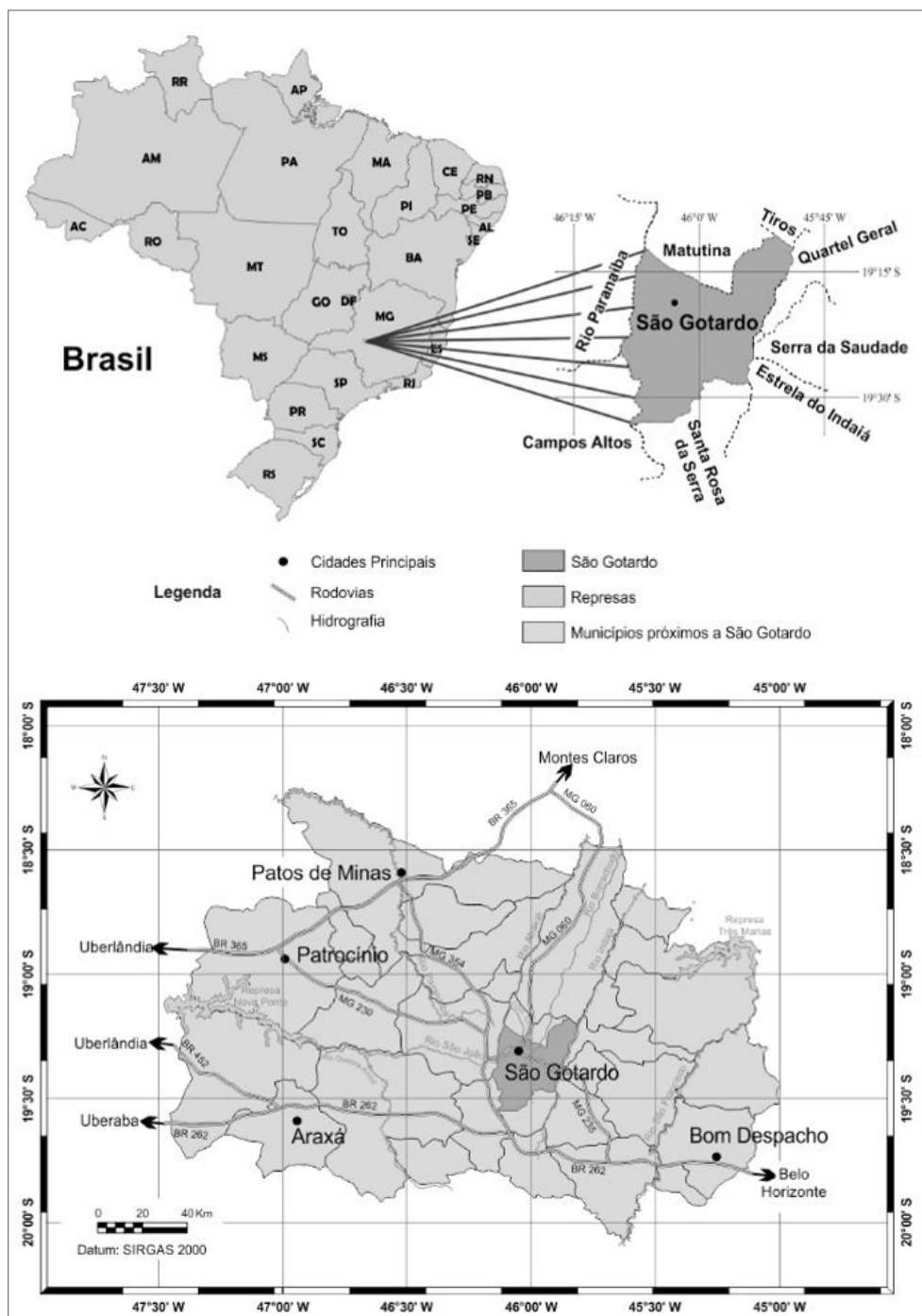


Figura 1. Município de São Gotardo.

### 2.2.2 Variáveis disponíveis

As variáveis disponíveis no laudo de avaliação fornecido pela Caixa foram divididas em quatro categorias: preço do imóvel; características do terreno; características construtivas da edificação; e características da avaliação. Na Tabela 1 é apresentado

um resumo das características de todas as variáveis disponíveis. Nela estão, ainda, as siglas utilizadas, as descrições e as unidades de cada variável.

A partir da variável idade do imóvel foi possível criar uma nova variável independente: a idade do imóvel elevada ao quadrado. Essa variável visa identificar alguma melhora ou reforma feita no imóvel



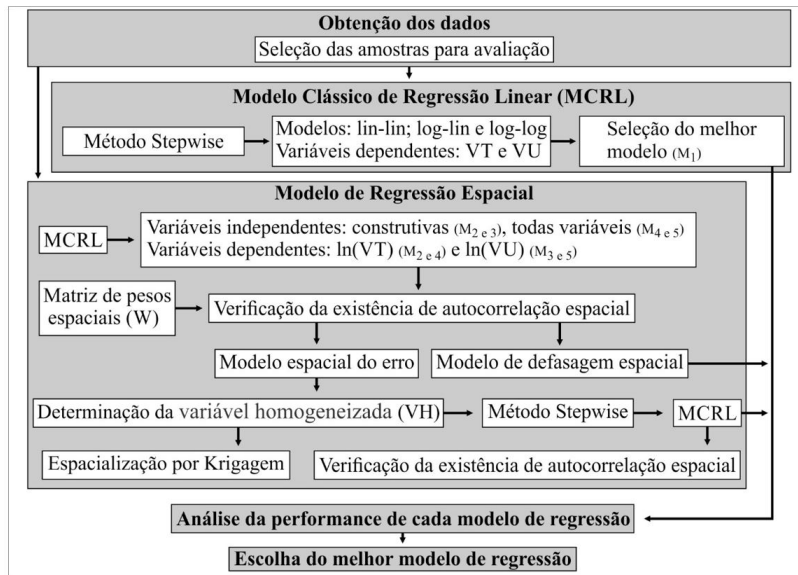


Figura 2. Fluxograma com os procedimentos adotados no trabalho.  $M_1, M_2, M_3, \dots$  são os modelos de regressão gerados.

Tabela 1. Variáveis disponíveis nas avaliações de imóveis da Caixa.

Categoria	Variável	Sigla	Descrição/definição da variável	Unidade
Preço do imóvel	Valor total do imóvel	VT	Valor total do imóvel avaliado	Reais
	Valor unitário do imóvel	VU	Valor total do imóvel avaliado/área construída	Reais/m <sup>2</sup>
Características do terreno	Forma do terreno	FO	Irregular ou Triangular = 0 Retangular ou Trapezoidal = 1	-
	Cota/greide do terreno	CT1, CT2	Se CT1 = 0; CT2 = 0: Abaixo do nível da rua Se CT1 = 1; CT2 = 0: Acima do nível da rua Se CT1 = 0; CT2 = 1: No nível da rua	-
	Inclinação do terreno	IT1, IT2	Se IT1 = 0; IT2 = 0: Acidentado Se IT1 = 1; IT2 = 0: Aclive/declive > 10% Se IT1 = 0; IT2 = 1: Plano/semiplano	-
	Área do terreno	AT	Área total do terreno do imóvel avaliado	(m <sup>2</sup> )
	Frente do terreno	FT	Medida da frente do terreno	(m)
	Situação do terreno	ST	Posição do terreno em relação à quadra: Meio de quadra = 0; Esquina = 1	-
	Características construtivas da edificação	Número de pavimentos	NP	Número de pavimentos da construção 1 pavimento = 0; 2 ou 3 pavimentos = 1
Idade		ID	Idade da construção	(anos)
Idade <sup>2</sup>		ID2	Idade da construção elevada ao quadrado	(anos) <sup>2</sup>
Padrão de acabamento		PA1, PA2, PA3	Se PA1, PA2, PA3 = 0: Mínimo ou Entre baixo e mínimo Se PA1 = 1; PA2, PA3 = 0: Baixo ou Entre normal e baixo Se PA2 = 1; PA1, PA3 = 0: Normal ou Entre normal e alto Se PA3 = 1; PA1, PA2 = 0: Alto	-
Estado de conservação do imóvel		EC1, EC2	Se EC1 = 0; EC2 = 0: Ruim Se EC1 = 1; EC2 = 0: Regular Se EC1 = 0; EC2 = 1: Bom	-
Garagem		GA	Não possui garagem = 0 Possui garagem = 1	-
Área construída		AC	Área total construída do imóvel avaliado	(m <sup>2</sup> )
Número de quartos/suítes		NQ	Número total de quartos e/ou suítes do imóvel avaliado	-
Número de banheiros		NB	Número total de banheiros do imóvel avaliado	-
Características da avaliação		Data da avaliação	DA	Ano da avaliação do imóvel 2012 = 0; 2013 = 1

ao longo do tempo (Bourassa et al., 1999; Beron et al., 2004). Assim, um imóvel mais antigo receberia uma compensação por essa possível reforma realizada.

### 2.2.3 Seleção das amostras para análise da qualidade dos modelos de regressão

Para realização da análise da qualidade de predição do valor dos imóveis foram selecionados aproximadamente 10% dos 184 imóveis avaliados pela Caixa no período 2012-2013. Inicialmente foi feita a padronização de todas as variáveis, pelo seu desvio-padrão, ou seja:  $[(\text{valor da variável} - \text{média}) / \text{desvio-padrão}]$ . Posteriormente, procedeu-se à análise de agrupamento não hierárquica (*K-means*), por meio do módulo Spatial Statistics Tools, do software ArcGIS, no qual os 184 imóveis foram divididos em cinco grupos.

A partir do resultado do agrupamento foi possível identificar quais amostras eram semelhantes. Posteriormente foi feita a seleção de aproximadamente 10% das amostras de cada grupo, de forma aleatória, por meio do módulo Geostatistical Analyst Tools, do software ArcGIS.

Portanto, todas as análises realizadas no decorrer do trabalho foram com base em 166 amostras de imóveis. Na Figura 3 é apresentado um mapa com a localização de cada ponto amostral e os pontos selecionados para análise da qualidade dos modelos

de regressão gerados. É possível observar que as 18 amostras selecionadas para análise da qualidade dos modelos estão dispostas de forma aleatória na área estudada.

### 2.2.4 Modelo Clássico de Regressão Linear (MCRL)

Para Gujarati (2000, p. 185), a equação do MCRL “[...] fornece a média ou o valor esperado de  $Y$  condicional aos valores fixados (em amostragem repetida) de  $X_1, X_2, \dots, X_k$ ”. De forma generalizada, o MCRL pode ser escrito conforme apresentado na Equação 1:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + \mu_i \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (1)$$

em que:  $Y_i$ : variável dependente;  $X_{1i} a X_{ki}$ :  $k-1$  variáveis explicativas;  $\beta_0$ : intercepto;  $\beta_1 a \beta_k$ : coeficientes parciais de inclinação;  $\mu$ : erro;  $i$ :  $i$ -ésima observação; e  $n$ : tamanho da amostra.

Foi aplicada a técnica *stepwise*, a qual busca agrupar as variáveis independentes que representam da melhor forma o modelo de regressão. Para isso, utilizou-se o software SPSS, no intuito de se obter um modelo de regressão somente com as variáveis relevantes de forma automática. Como parâmetros desse método, utilizou-se para inclusão de uma

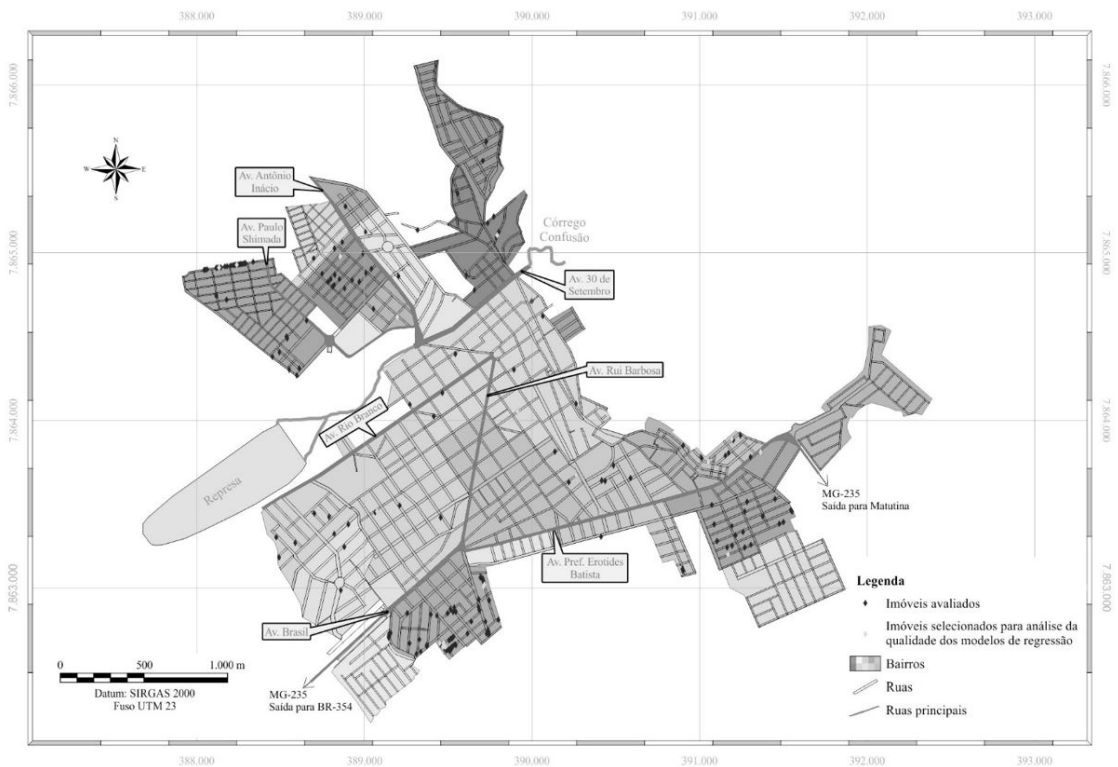


Figura 3. Mapa de São Gotardo, com a localização de cada imóvel avaliado e os imóveis selecionados para análise da qualidade dos modelos de regressão gerados.

variável a probabilidade do teste F menor que 5% e exclusão maior que 10% de significância.

Para verificar qual o melhor arranjo entre as variáveis dependentes e independentes foram usados modelos de regressão na forma: linear (lin-lin), semilog (log-lin) e logarítmica (log-log). Para isso, utilizaram-se como variáveis dependentes o valor total (VT) e o valor unitário (VU) dos imóveis.

A utilização das variáveis VT e VU como dependentes se justifica pelo fato de na literatura consultada não haver unanimidade. Dos 33 trabalhos consultados, referentes à geração de algum modelo econométrico envolvendo o valor de imóveis, 10 utilizaram o valor unitário como variável dependente, ou seja, o valor total do imóvel dividido pela área construída (Bronдино, 1999; Carvalho, 2011; Florencio, 2010; Gomes et al., 2012; Hochheim & Uberti, 2001; Michael, 2004; Pelli, 2006; Ribeiro, 2011; Trivelloni, 2005; Vazquez, 2011); 19 usaram o valor total do imóvel como variável dependente (Araújo et al., 2012; Avila, 2010; Braulio, 2005; Coelho, 2007; Dalaqua, 2007; Dantas, 2003; Dubin, 1992; Furtado, 2011; Gazola, 2002; Koschinsky et al., 2012; Matta, 2007; McCluskey et al., 1997; Monteiro & Leite, 2011; Moura & Carneiro, 2004; Paixão, 2010; Sander & Haight, 2012; Schiavo & Azevedo, 2003; Sousa & Arraes, 2005; Vieira, 2005); e 4 utilizaram o valor total e unitário, separadamente, como variáveis dependentes (Anselin & Lozano-Gracia, 2008; Catalão, 2010; González, 2002; Marques et al., 2009).

Por fim, foram realizados os testes de normalidade, heterocedasticidade e multicolinearidade de todos os modelos de regressão gerados.

## 2.2.5 Modelo de regressão espacial

Foram gerados quatro modelos de regressão múltipla a partir das variáveis dependentes Ln(VT) e Ln(VU). Para isso, foram utilizadas como variáveis independentes, inicialmente, somente as características construtivas das edificações e, na sequência, todas as variáveis disponíveis. Assim, foram geradas quatro combinações de modelos de regressão linear, a saber:  $M_2$  (Ln(VT) como variável dependente e variáveis construtivas como independentes),  $M_3$  (Ln(VU) como variável dependente e variáveis construtivas como independentes),  $M_4$  (Ln(VT) como variável dependente e todas as variáveis disponíveis como independentes) e  $M_5$  (Ln(VU) como variável dependente e todas as variáveis disponíveis como independentes).

Na sequência, foi gerada a matriz dos pesos espaciais (W) por meio do *software* GeoDaSpace. A definição do valor da distância máxima para que dois imóveis fossem considerados vizinhos foi realizada a partir do valor do alcance do semivariograma da variável homogeneizada (o qual representa o fator de localização). Esse valor foi de, aproximadamente,

1.350 m, que é uma distância que não representa a realidade da área estudada. Assim, esse valor foi sendo reduzido até chegar a 800 m, o qual representa de forma mais fidedigna a realidade imobiliária de São Gotardo. Portanto, a matriz de pesos espaciais foi determinada utilizando-se a distância geográfica, na qual imóveis até a distância de corte (800 m) são considerados vizinhos e recebem o valor unitário (1), e a partir da distância de corte não são considerados vizinhos, recebendo valor zero. Essa matriz foi padronizada pelo somatório da linha.

Utilizando-se os modelos  $M_2$ ,  $M_3$ ,  $M_4$ ,  $M_5$  e a matriz dos pesos espaciais foi realizada a verificação da existência de autocorrelação espacial por meio do teste Multiplicador de Lagrange Robusto (LM) da defasagem espacial e do erro. No intuito de se analisar a aplicação de todos os modelos possíveis, quando o teste LM indicou significância na defasagem espacial e no erro, foram gerados dois modelos, diferentemente do que é corriqueiro na literatura estudada, que utiliza apenas o que for mais significativo.

Anselin (1988) desenvolveu a metodologia que utiliza técnicas econométricas para estudar a existência da dependência espacial. Essa dependência ocorre quando as observações de um local  $i$  dependem de outras observações situadas em outros locais  $j$ , sendo  $i \neq j$ , podendo ser modelada de duas formas:

- **Modelo de defasagem espacial ou SAR (Spatial Autoregressive Model):** No caso do valor dos imóveis, essa ocorre quando o valor de um imóvel é influenciado pelo valor das transações realizadas na vizinhança. A Equação 2 apresenta o modelo de defasagem espacial:

$$Y = X\beta + \rho WY + \varepsilon \quad (2)$$

em que: Y: variável dependente; X: variáveis independentes;  $\beta$ : parâmetros do modelo;  $\rho$ : coeficiente de autocorrelação espacial que representa a influência média da unidade vizinha; W: matriz espacial de pesos que relaciona as variáveis em locais diferentes; e  $\varepsilon$ : resíduos do modelo.

- **Modelo espacial do erro ou SEM (Spatial Error Model):** Ocorre quando o termo do erro de um local está correlacionado com os valores do erro de outros locais vizinhos. Na Equação 3 apresenta-se o modelo espacial do erro:

$$Y = X\beta + \lambda W\varepsilon + u \quad (3)$$

em que: Y: variável dependente; X: variáveis independentes;  $\beta$ : parâmetros do modelo;  $\lambda$ : coeficiente de autocorrelação espacial; W: matriz espacial de pesos que relaciona as variáveis em locais diferentes;  $\varepsilon$ : resíduos do modelo; e u: resíduos não correlacionados.

Quando se gerou o modelo espacial do erro, buscou-se determinar uma nova variável homogeneizada que englobasse o fator localização. Para isso, utilizou-se a metodologia recomendada por Trivelloni (2005), em que foi determinado um novo valor homogeneizado (VH) de cada amostra, a partir da divisão do VT ou VU pelo resultado do modelo espacial do erro, sem a sua constante e sem o  $\lambda$  (lambda).

Essa nova variável homogeneizada, que representa o fator localização, foi usada como variável independente de um novo modelo de regressão linear (MQO). Esse modelo foi gerado utilizando-se a técnica *stepwise*. Posteriormente foi realizada uma nova verificação da existência de autocorrelação espacial, por meio dos testes Multiplicador de Lagrange Robusto (LM) da defasagem espacial e do erro.

Quanto à determinação da variável homogeneizada (VH), para qualquer imóvel presente na área de estudo, foi realizada a interpolação dessa utilizando-se a krigagem.

## 2.2.6 Análise do desempenho dos modelos gerados

Para analisar o desempenho dos modelos de regressão gerados aplicou-se a metodologia recomendada pela International Association of Assessing Officers (IAAO). Essa associação diz que a medida de variabilidade ou uniformidade de uma avaliação deve ser realizada por meio do Coeficiente de Dispersão (COD) (IAAO, 2013). Assim, a determinação do COD foi feita conforme descrito na Equação 4:

$$\text{COD} = \left( \frac{\left| \text{média} \left( \frac{P_c}{P_o} \right) - \text{mediana} \left( \frac{P_c}{P_o} \right) \right|}{\text{mediana} \left( \frac{P_c}{P_o} \right)} \right) * 100 \quad (4)$$

em que: COD: coeficiente de dispersão;  $P_c$ : valor estimado pela equação de regressão; e  $P_o$ : valor observado.

Neste trabalho, os imóveis avaliados são do tipo residencial unifamiliar, localizados em áreas heterogêneas. Portanto, de acordo com IAAO (2013), o valor de COD aceitável vai até 15.

## 2.2.7 Análise prática do modelo de regressão final

Para Gazola (2002), o fato de o modelo atender aos pressupostos não é garantia de qualidade nas predições, sendo necessária uma avaliação prática dele, a qual demonstra se realmente há qualidade de ajuste e capacidade preditiva. Assim, a porcentagem de erro pode ser determinada por (Equação 5):

$$\text{Erro}(\%) = \frac{\text{abs}(\text{ValorObservado} - \text{ValorEstimado})}{\text{ValorObservado}} * 100 \quad (5)$$

Valores de erro até 5% são considerados excelente resultado; entre 5% e 10%, ótimo resultado; entre 10% e 15%, bom resultado; e entre 15% e 20%, resultado aceitável (Gazola, 2002).

Para realizar uma análise espacial do erro de predição nos valores do  $m^2$  de área construída de São Gotardo foram gerados dois mapas, por meio da aplicação da krigagem, sendo eles: o mapa dos valores do  $m^2$  de construção avaliados pela CEF; e dos valores do  $m^2$  de construção estimados pelo modelo de regressão  $M_7$ , para os 184 imóveis utilizados neste estudo.

Posteriormente, foi realizada a álgebra desses dois mapas, visando determinar os locais de maior e menor acerto, por meio da Equação 6:

$$\text{Erro}(\%) = \frac{\text{abs}(\text{MapadoValorObservado} - \text{MapadoValorEstimado})}{\text{MapadoValorObservado}} * 100 \quad (6)$$

## 3 Resultados e discussão

### 3.1 Modelo Clássico de Regressão Linear (MCRL)

Foram gerados três modelos de regressão para a variável dependente VT (lin-lin, log-lin e log-log), utilizando-se a técnica *stepwise* e o *software* SPSS. Na Tabela 2 é apresentado o modelo com melhor resultado no que se refere a parâmetro  $R^2$  ajustado e estatísticas de Akaike e Schwarz. Esse modelo, aqui denominado  $M_1$ , apresentou maior valor de  $R^2$  ajustado (0,87) e menor valor de Akaike e Schwarz, em comparação aos outros modelos testados.

O modelo  $M_1$  tem como variável dependente o logaritmo do valor total dos imóveis e o logaritmo das variáveis independentes, exceto as dicotômicas. Na Tabela 2 é possível observar que as variáveis inclinação do terreno plano/semiplano (IT2) e logaritmo da área do terreno (Ln(AT)) foram significativas a 5%, ao passo que o logaritmo da área construída (Ln(AC)), o padrão de acabamento alto (PA3), a data da avaliação (DA) e o padrão de acabamento normal ou entre normal e alto (PA2) foram significativos a 1%.

No que se refere aos pressupostos do MCRL, o modelo  $M_1$  não atendeu aos pressupostos da normalidade e homocedasticidade, visto que os testes de Jarque-Bera, Breusch-Pagan e Koenker-Bassett foram significativos. De acordo com Gujarati (2000), valores do Fator de Inflação de Variância (FIV) menores que 10 possuem grau aceitável de correlação e não provocam efeitos danosos ao modelo. Assim, para o modelo  $M_1$ , verifica-se que o efeito da multicolinearidade não é significativo.

Foram gerados outros três modelos de regressão com a variável dependente valor unitário (VU), porém o  $R^2$  ajustado variou de 0,25 a 0,21. Assim, devido ao fraco desempenho, esses modelos não são apresentados neste trabalho.



### 3.2 Modelo de regressão espacial

Os modelos que utilizam técnicas de regressão espacial foram gerados de forma independente dos modelos estimados pelo MCRL, permitindo analisar as diferenças e/ou similaridades entre os métodos.

Foram gerados quatro MCRL tendo como variáveis dependentes o valor total e unitário dos imóveis e, como variáveis independentes, somente as construtivas, seguindo-se a metodologia sugerida por Trivelloni (2005), e com todas as variáveis disponíveis como independentes para analisar se o modelo melhora a qualidade quando há mais variáveis envolvidas.

Na sequência, gerou-se a matriz de pesos espaciais, utilizando-se como distância de corte para que dois imóveis fossem considerados vizinhos o valor de 800 m. A fim de verificar a existência de autocorrelação espacial, foram realizados os testes Multiplicador de Lagrange Robusto do erro e da defasagem espacial, utilizando-se a matriz de pesos espaciais gerada. Os resultados desses testes estão apresentados na Tabela 3.

A partir dessa tabela é possível verificar que o modelo ( $M_2$ ) gerado com a variável dependente logaritmo do valor total  $\text{Ln}(\text{VT})$  dos imóveis e com as variáveis construtivas como independentes apresentou efeito significativo a 1%, somente na defasagem espacial. Para o modelo ( $M_3$ ), no qual se mantiveram as variáveis independentes do  $M_2$  (variáveis construtivas), e utilizando-se como variável dependente o logaritmo

do valor unitário  $\text{Ln}(\text{VU})$ , verificou-se a existência de autocorrelações na defasagem espacial e no erro, sendo essas significativas a 5%.

Ainda, a partir da Tabela 3, observa-se que no modelo ( $M_4$ ), o qual possui como variável dependente o logaritmo do valor total dos imóveis e com todas as variáveis independentes disponíveis, foi identificado efeito significativo a 1% somente na defasagem espacial. Por fim, para o modelo ( $M_5$ ), com a variável dependente logaritmo do valor unitário dos imóveis e com todas as variáveis independentes disponíveis, foi possível observar a existência de autocorrelações na defasagem espacial e no erro, sendo significativas a 1% e 5%, respectivamente.

Quando constatada a autocorrelação na defasagem espacial e/ou no erro, foram gerados os respectivos modelos de defasagem espacial e/ou modelo do erro. Devido à grande quantidade de modelos gerados, serão apresentados nos tópicos a seguir os dois que apresentaram melhor resultado. Os dois melhores modelos ( $M_3$  e  $M_5$ ) foram gerados com a variável dependente logaritmo do valor unitário dos imóveis. Os dois modelos apresentaram efeito significativo na defasagem espacial; entretanto, quando se gerou o modelo de defasagem espacial, os resultados não foram bons, visto que não apresentaram a variável área construída (AC) como significativa e, ainda, o valor de  $R^2$  ajustado foi baixo.

**Tabela 2.** Modelo de regressão ( $M_1$ ) log-log referente à variável dependente logaritmo do valor total dos imóveis (VT).

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	Valor p	FIV
Constante	6,4907	0,28	22,91	0,00	
$\text{Ln}(\text{AC})$	0,9095	0,04	22,66	0,00	1,61
PA3	0,4983	0,10	5,05	0,00	1,19
DA	0,1287	0,03	4,40	0,00	1,06
PA2	0,0985	0,03	3,26	0,00	1,14
$\text{Ln}(\text{AT})$	0,1648	0,06	2,81	0,01	1,39
IT2	0,0602	0,03	2,06	0,04	1,03
R <sup>2</sup> ajustado: 0,87			Teste de normalidade		
F: 185,42 P valor: 0,00			Jarque-Bera: 72,18 P valor: 0,00		
Testes de heterocedasticidade			Akaike: -93,41		
Breusch-Pagan: 87,64 P valor: 0,00			Schwarz: -71,62		
Koenker-Bassett: 35,19 P valor: 0,00					

As variáveis  $\text{Ln}(\text{AT})$  e  $\text{Ln}(\text{AC})$  são a transformação logarítmica das variáveis área do terreno, frente do terreno e área construída, respectivamente.

**Tabela 3.** Testes de autocorrelação espacial.

Teste	$M_2$		$M_3$		$M_4$		$M_5$	
	Estatística	Valor p	Estatística	Valor p	Estatística	Valor p	Estatística	Valor p
LM robusto (lag)	11,8050	0,0006	6,1260	0,0133	11,3380	0,0008	9,4160	0,0022
LM robusto (error)	0,1650	0,6847	3,9310	0,0474	0,1570	0,6919	6,3920	0,0115

### 3.2.1 Modelo com variável dependente Ln(VU) e variáveis construtivas das edificações como independentes (M<sub>3</sub>)

Como o modelo M<sub>3</sub> apresentou autocorrelação espacial nos seus resíduos, aplicou-se a metodologia sugerida por Trivelloni (2005), em que é gerada uma variável homogeneizada referente à localização do imóvel. Assim, inicialmente foi gerado o modelo espacial do erro, por meio do *software* GeoDaSpace. O resultado desse modelo é apresentado na Equação 7:

$$\begin{aligned} \text{Ln(VU)} = & 6,9512 - 7,24\text{E-}05 * \text{AC} + 0,2098 * \\ & \text{EC1} + 0,2071 * \text{EC2} - 0,0536 * \text{GA} - 0,0102 * \\ & \text{ID} + 0,0004 * \text{ID2} + 0,0291 * \text{NB} - 0,0533 * \\ & \text{NP} - 0,0381 * \text{NQ} + 0,0603 * \text{PA1} + 0,1351 * \\ & \text{PA2} + 0,4799 * \text{PA3} + 0,3524 * \text{LAMBDA} \end{aligned} \quad (7)$$

O valor unitário homogeneizado (VH<sub>U</sub>) para cada imóvel foi determinado por (Equação 8):

$$\begin{aligned} \text{VH}_U = & \text{VU} / \exp(- 7,24\text{E-}05 * \text{AC} + 0,2098 * \\ & \text{EC1} + 0,2071 * \text{EC2} - 0,0536 * \text{GA} - 0,0102 * \\ & \text{ID} + 0,0004 * \text{ID2} + 0,0291 * \text{NB} - 0,0533 * \\ & \text{NP} - 0,0381 * \text{NQ} + 0,0603 * \text{PA1} + 0,1351 * \\ & \text{PA2} + 0,4799 * \text{PA3}) \end{aligned} \quad (8)$$

Com o valor VH<sub>U</sub> calculado para cada imóvel, foi possível gerar um novo modelo MQO com essa variável. Esse modelo garante que os efeitos espaciais que influenciaram de forma negativa o modelo M<sub>3</sub> não estão mais presentes, pois seus efeitos estão inseridos na variável VH<sub>U</sub>. Assim, o modelo M<sub>6</sub> com a variável independente VH<sub>U</sub> está apresentado na Tabela 4. Destaca-se que a variável dependente usada foi Ln(VU) e que foi aplicada a técnica *stepwise* por meio do *software* SPSS. Observa-se, ainda, na

Tabela 4, que todas as variáveis apresentadas foram significativas a 1%, exceto a variável padrão de acabamento baixo ou entre normal e baixo (PA1), que foi significativa a 5%. O valor do R<sup>2</sup> ajustado foi de 98%.

Quanto aos pressupostos do MCRL, o modelo M<sub>6</sub> não atendeu aos da normalidade (teste de Jarque-Bera) e homocedasticidade para o teste de Breusch-Pagan, porém apresentou-se não significativo a 1% para a heterocedasticidade no teste de Koenker-Bassett. Quanto ao teste FIV de multicolinearidade, as variáveis EC2, PA1 e PA2 apresentaram valores maiores que 10, o que demonstra existência de multicolinearidade nelas. Assim, testou-se a retirada dessas variáveis do modelo, mas o efeito dessa retirada sobre a significância das demais variáveis foi negativo, ou seja, variáveis importantes, que se apresentaram significativas, passaram a não ser. Portanto, optou-se por manter todas as variáveis resultantes da aplicação da técnica *stepwise* no modelo M<sub>6</sub>.

O teste LM robusto (lag) apresentou valor p de 0,8960, e o LM robusto (error), de 0,2395. Assim, é possível verificar que não existe autocorrelação espacial no modelo M<sub>6</sub>, o que demonstra que a variável independente VH<sub>U</sub> abarca as características de localização no modelo de regressão calculado por MQO.

### 3.2.2 Modelo com variável dependente Ln(VU) e todas as variáveis disponíveis como independentes (M<sub>5</sub>)

A partir da constatação da existência de autocorrelação espacial nos resíduos, embora menor que a autocorrelação da defasagem espacial,

**Tabela 4.** Modelo MQO (M<sub>6</sub>) com a variável de localização VH<sub>U</sub>.

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	Valor p	FIV
Constante	6,0180	0,03	199,01	0,00	
AC	-2,16E-04	0,00	-2,71	0,01	3,49
EC1	0,2003	0,02	8,18	0,00	9,46
EC2	0,1932	0,03	7,57	0,00	11,33
GA	-0,0494	0,01	-6,76	0,00	1,21
ID	-0,0148	0,00	-11,04	0,00	8,87
ID2	5,56E-04	0,00	11,93	0,00	6,23
NB	0,0301	0,00	8,38	0,00	1,94
NP	-0,0750	0,01	-7,78	0,00	1,31
NQ	-0,0444	0,00	-9,20	0,00	1,48
PA1	0,0391	0,02	2,19	0,03	13,55
PA2	0,1195	0,02	6,37	0,00	14,47
PA3	0,5063	0,03	19,39	0,00	2,75
VHU	9,41E-04	0,00	74,71	0,00	1,02

R<sup>2</sup> ajustado: 0,98

F: 530,89 P valor: 0,00

Testes de heterocedasticidade

Breusch-Pagan: 169,68 P valor: 0,00

Koenker-Bassett: 17,48 P valor: 0,18

Teste de normalidade

Jarque-Bera: 2381,98 P-valor: 0,00

Akaike: -667,83

Schwarz: -624,26

decidiu-se gerar o modelo espacial do erro, por meio do *software* GeoDaSpace. O resultado desse modelo é apresentado na Equação 9:

$$\begin{aligned} \text{Ln (VU)} = & 6,9471 - 4,01\text{E-}04 * \text{AC} + \\ & 8,48\text{E-}04 * \text{AT} + 0,0066 * \text{CT1} - 0,0103 * \\ & \text{CT2} + 0,1503 * \text{DA} + 0,0930 * \text{EC1} + \\ & 0,0513 * \text{EC2} + 0,0177 * \text{FO} - 0,0059 * \\ & \text{FT} - 0,0781 * \text{GA} - 0,0199 * \text{ID} + 7,91\text{E-}04 * \\ & \text{ID2} - 0,0241 * \text{IT1} + 0,0292 * \text{IT2} + 0,0326 * \\ & \text{NB} - 0,0457 * \text{NP} - 0,0467 * \text{NQ} + 0,0599 * \\ & \text{PA1} + 0,1545 * \text{PA2} + 0,5684 * \text{PA3} + 0,0585 * \\ & \text{ST} + 0,1671 * \text{LAMBDA} \end{aligned} \quad (9)$$

Na sequência, foi gerado o valor unitário homogeneizado ( $\text{VH}_{\text{U1}}$ ) para cada imóvel, por meio da Equação 10:

$$\begin{aligned} \text{VH}_{\text{U1}} = & \text{VU} / \exp(- 4,01\text{E-}04 * \text{AC} + 8,48\text{E-}04 * \\ & \text{AT} + 0,0066 * \text{CT1} - 0,0103 * \text{CT2} + 0,1503 * \\ & \text{DA} + 0,0930 * \text{EC1} + 0,0513 * \text{EC2} + 0,0177 * \\ & \text{FO} - 0,0059 * \text{FT} - 0,0781 * \text{GA} - 0,0199 * \text{ID} + \\ & 7,91\text{E-}04 * \text{ID2} - 0,0241 * \text{IT1} + 0,0292 * \text{IT2} + \\ & 0,0326 * \text{NB} - 0,0457 * \text{NP} - 0,0467 * \text{NQ} + \\ & 0,0599 * \text{PA1} + 0,1545 * \text{PA2} + 0,5684 * \\ & \text{PA3} + 0,0585 * \text{ST}) \end{aligned} \quad (10)$$

A variável  $\text{VH}_{\text{U1}}$  foi utilizada como variável independente em um novo modelo de regressão múltipla gerado por MQO. Assim, buscou-se a garantia de que todos os efeitos de localização não considerados no

modelo  $M_5$  fossem representados por essa variável no modelo  $M_7$ . O modelo ( $M_7$ ) resultante da aplicação da técnica *stepwise* está apresentado na Tabela 5.

Observa-se no modelo  $M_7$  que todas as variáveis foram significativas a 1%. O  $R^2$  ajustado foi de 0,81 e os pressupostos de normalidade (teste de Jarque-Bera), homocedasticidade (Breusch-Pagan, Koenker-Bassett) e multicolinearidade foram atendidos.

O teste LM robusto (lag) apresentou valor p de 0,1473, e o LM robusto (error), de 0,5172. Assim, verificou-se que não existe autocorrelação espacial no modelo  $M_7$ , o que demonstra que a variável independente  $\text{VH}_{\text{U1}}$  envolve as características de localização no modelo de regressão calculado por MQO.

### 3.3 Escolha do melhor modelo de regressão

Na Tabela 6 são apresentados os valores de COD e o resumo de todos os pressupostos dos modelos  $M_1$ ,  $M_6$  e  $M_7$ . O coeficiente de dispersão (COD) de todos os modelos atendeu à recomendação da IAAO de valor abaixo de 15,0. Destaca-se o  $M_6$ , que apresentou valor de 1,98 para as 166 amostras usadas para gerar os modelos de regressão. Por outro lado, observou-se discrepância em relação ao valor do COD das 18 amostras não utilizadas para gerar os

**Tabela 5.** Modelo MQO ( $M_7$ ) com a variável de localização  $\text{VH}_{\text{U1}}$ .

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	Valor p	FIV
Constante	5,9697	0,05	122,58	0,00	
AC	-1,01E-03	0,00	-4,95	0,00	2,86
AT	6,60E-04	0,00	5,76	0,00	1,61
ID	-0,0205	0,00	-5,96	0,00	7,20
ID2	7,57E-04	0,00	5,69	0,00	6,32
IT2	0,0514	0,01	3,56	0,00	1,03
NB	0,0310	0,01	3,07	0,00	1,90
PA2	0,0785	0,02	5,19	0,00	1,17
PA3	0,4563	0,05	8,93	0,00	1,31
$\text{VH}_{\text{U1}}$	9,46E-04	0,00	23,35	0,00	1,01
R <sup>2</sup> ajustado: 0,81			Teste de normalidade		
F: 79,89 P valor: 0,00			Jarque-Bera: 0,51 P valor: 0,77		
Testes de heterocedasticidade			Akaike: -325,06		
Breusch-Pagan: 7,41 P valor: 0,59			Schwarz: -293,94		
Koenker-Bassett: 8,56 P valor: 0,48					

**Tabela 6.** Valores de COD e pressupostos de cada modelo gerado.

Modelos	COD			Atendimento aos pressupostos			
	Todas as amostras (166)	Amostras de validação (18)	R <sup>2</sup> ajustado	Normalidade	Heterocedasticidade		Multicolinearidade
				Jarque-Bera	Breusch-Pagan	Koenker-Bassett	
$M_1$	12,65	13,14	0,87	Não	Não	Não	Sim
$M_6$	1,98	11,23	0,98	Não	Não	Sim	Não
$M_7$	7,07	9,99	0,81	Sim	Sim	Sim	Sim

modelos, o que pode indicar alguma incoerência nesse modelo. Assim, o  $M_7$  parece ser mais confiável, visto que o valor do COD para as amostras de validação foi o menor entre todos os demais modelos.

Quanto ao  $R^2$  ajustado, o  $M_6$  apresentou o melhor resultado (0,98) e o  $M_7$ , o pior (0,81). Por fim, verificou-se que somente o modelo  $M_7$  atendeu a todos os pressupostos, devendo ser, portanto, o modelo final a ser utilizado para determinar o valor dos imóveis com a finalidade de se gerar a planta de valores genéricos para a área urbana de São Gotardo.

### 3.4 Determinação da variável homogeneizada $VH_{U1}$ para São Gotardo

O modelo mais recomendado para gerar a planta de valores genéricos é (Equação 11):

$$\begin{aligned}
 VU = & \exp(5,9697 - 1,01E-03 * \text{Área construída} + \\
 & 6,60E-04 * \text{Área do terreno} - 0,0205 * \\
 & \text{Idade do imóvel} + 7,57E-04 * \text{Idade do imóvel}^2 + \\
 & 0,0514 * \text{Inclinação do terreno}^2 + 0,0310 * \\
 & \text{Número de Banheiros} + 0,0785 * \\
 & \text{Padrão de acabamento}^2 + 0,4563 * \\
 & \text{Padrão de acabamento}^3 + 9,46E-04 * \\
 & \text{Variável Homogeneizada}_{U1}
 \end{aligned}
 \tag{11}$$

Portanto, para avaliar um imóvel qualquer da área urbana de São Gotardo utilizando-se o modelo  $M_7$ , é necessário obter o valor da variável de localização,  $VH_{U1}$ . Para isso foi gerado um mapa da variável  $VH_{U1}$ , estimado por meio da krigagem.

De acordo com Trivelloni (2005), a krigagem é a técnica mais recomendada para se gerar o mapa espacializado da variável homogeneizada. Assim, inicialmente foram gerados quatro semivariogramas da

variável  $VH_{U1}$ , por meio do *software* GS+, nas direções 0°, 45°, 90° e 135°, em que se verificou diferença desprezível no valor do alcance e patamar nessas direções, comprovando-se a isotropia. Na Figura 4a é apresentado o semivariograma isotrópico, com as características principais.

Na Figura 4b apresenta-se o mapa de  $VH_{U1}$  espacializado a partir da krigagem. Observa-se nesse mapa que os maiores valores da variável homogeneizada  $VH_{U1}$  estão localizados no Centro da área urbana de São Gotardo, depois nos bairros Mansões dos Lagos, Jardim das Flores, Campestre e Nossa Senhora de Fátima. Esse resultado indica que nesses locais a variável de localização, que capta a influência da vizinhança, tem maior impacto sobre o valor unitário do imóvel.

### 3.5 Avaliação prática do modelo $M_7$

Na Tabela 7 são apresentados os valores de erro calculados para este trabalho. Nela é possível observar que, quando se utilizaram as 184 amostras, 94,6% dos pontos apresentaram valores de erro abaixo de 15%, ao passo que para as 18 amostras de validação esse valor foi de 77,8%. Portanto, levando-se em consideração esse parâmetro, pode-se dizer que o resultado do modelo foi bom e pode ser empregado no cálculo do valor dos imóveis na área urbana de São Gotardo. Gazola (2002) constatou que 70,6% das amostras de validação (17 amostras) dos valores preditos se encontravam abaixo de 15% de erro. Este estudo apresentou 88,9% das amostras de validação abaixo da faixa de erro aceitável, com o limite de até 20%, o que reforça a qualidade de sua predição.

Para análise espacial do erro foram gerados dois mapas, por meio da aplicação da krigagem. A Figura 5a

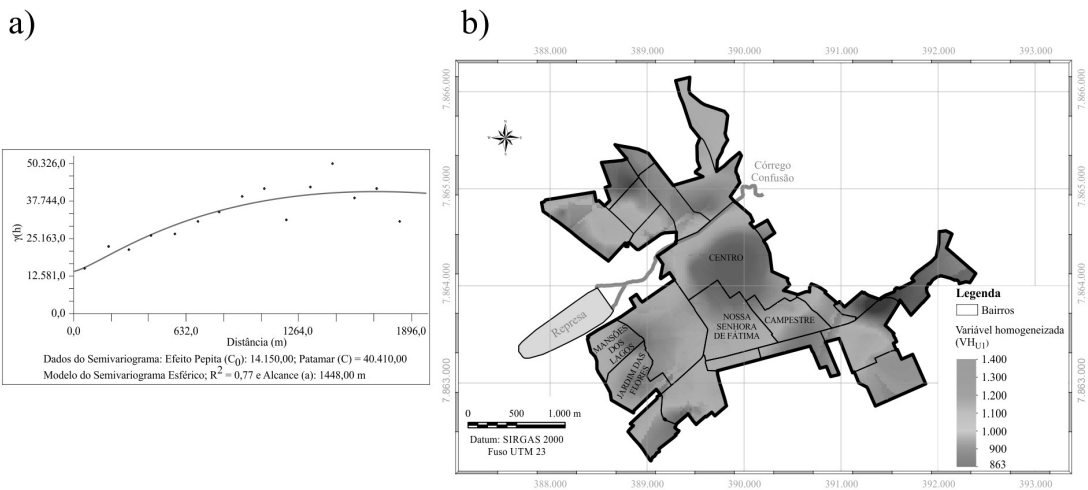


Figura 4. (a) Semivariograma isotrópico da variável homogeneizada  $VH_{U1}$ ; (b) Mapa de  $VH_{U1}$  espacializado a partir da krigagem.



apresenta o mapa dos valores unitários dos imóveis avaliados pela CEF e a Figura 5b, o valor unitário dos imóveis estimados pelo modelo de regressão  $M_7$ . É possível verificar que na faixa que vai do Centro ao bairro Jardim das Flores estão os locais mais valorizados. Observa-se também que a amplitude do valor unitário foi maior no mapa estimado.

A análise visual dos dois mapas não permite inferir grandes diferenças entre os valores observados e estimados. Assim, foi realizada a álgebra dos mapas, de acordo com a Equação 6.

O resultado observado na Figura 6 mostra que os bairros Nossa Senhora de Fátima e Novo Mundo apresentaram erro maior, demonstrando que o

Tabela 7. Erro para todas as amostras e somente para as amostras de validação.

Faixas de erro	Número de valores preditos		% dos valores preditos		% acumulada dos valores preditos	
	Todas as amostras	Amostras de validação	Todas as amostras	Amostras de validação	Todas as amostras	Amostras de validação
0-5%	63	5	34,2	27,8	34,2	27,8
5-10%	81	3	44,0	16,7	78,3	44,4
10-15%	30	6	16,3	33,3	94,6	77,8
15-20%	6	2	3,3	11,1	97,8	88,9
20-30%	4	2	2,2	11,1	100,0	100,0
Total	184	18	100,0	100,0		

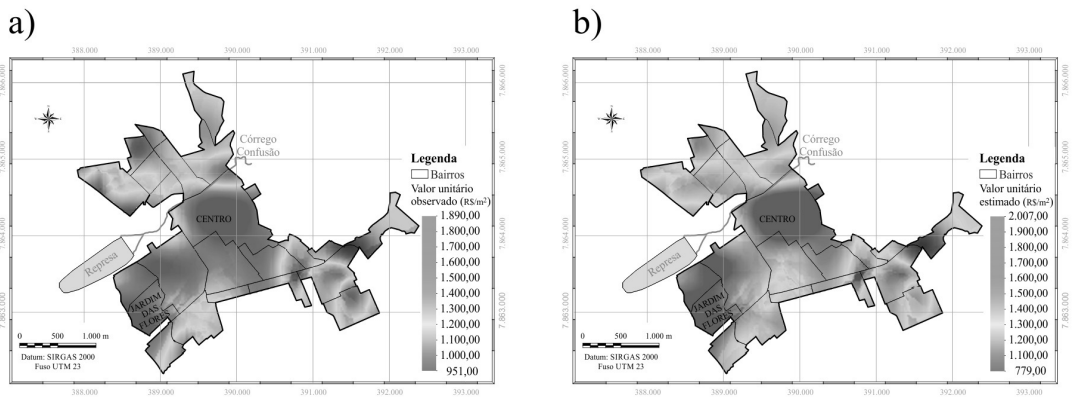


Figura 5. (a) Mapa dos valores unitários avaliados pela CEF; (b) Mapa dos valores unitários estimados pelo modelo de regressão  $M_7$ .



Figura 6. Mapa do erro (em porcentagem) do valor unitário dos imóveis.

modelo  $M_7$  deve ser aplicado com cautela nesses bairros. Esse fato era esperado, por se tratarem de áreas com menor quantidade de amostras, uma vez que o bairro Nossa Senhora de Fátima é antigo, com imóveis residenciais que não passam por transações com frequência. Já o bairro Novo Mundo é recente, não tendo nenhuma construção. Os demais bairros mostraram valores de erro inferiores a 20%, o que é considerado aceitável, de acordo com Gazola (2002).

Foi feita uma contagem dos pixels para cada faixa de erro, na qual se verificou que 60,5% dos pixels apresentaram valores de erro abaixo de 5%; 86,0%, abaixo de 10%; 96,1%, abaixo de 15%; e 99,3%, abaixo de 20%. Esse resultado, segundo a classificação de Gazola (2002), possibilita dizer que o modelo pode ser empregado no cálculo do valor dos imóveis na área urbana de São Gotardo, pois 99,3% dos pixels apresentaram erro aceitável, ou seja, valor de erro menor que 20%.

#### 4 Conclusão

Tendo em vista os resultados, foi possível concluir que:

- O modelo final pode ser aplicado para cada imóvel individualmente no município estudado, sendo necessário obterem-se as variáveis área construída, área do terreno, idade do imóvel, inclinação do terreno, número de banheiros, padrão de acabamento e a variável homogeneizada para cada imóvel pertencente à área urbana do município.
- A inserção de características do terreno melhorou a estimativa da variável referente à localização.
- Ficou evidente neste trabalho que a utilização indiscriminada do modelo clássico de regressão linear, sem considerar uma variável de localização, pode levar a estimativas errôneas do valor venal dos imóveis.
- A variável dependente Valor total apresentou resultados melhores quando se utilizou o modelo clássico de regressão; por outro lado, quando é inserida a variável referente à localização, a variável dependente Valor unitário tornou-se mais relevante.

#### Referências

Afonso, J. R. R., Araujo, E. A., & Nóbrega, M. A. R. (2010). *Um diagnóstico sobre o grau de aproveitamento do imposto como fonte de financiamento local* (No. 3, pp. 1-48). Cambridge: Lincoln Institute of Land Policy.

- Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: methods and models*. Dordrecht: Kluwer Academic.
- Anselin, L., & Lozano-Gracia, N. (2008). Errors in variables and spatial effects in hedonic house price models of ambient air quality. *Empirical Economics*, 34(1), 5-34. <http://dx.doi.org/10.1007/s00181-007-0152-3>.
- Araújo, E. G., Pereira, J. C., Ximenes, F., Spanhol, C. P., & Garson, S. (2012). Proposta de uma metodologia para a avaliação do preço de venda de imóveis residenciais em Bonito/MS baseado em modelos de regressão linear múltipla. *P&D em Engenharia de Produção*, v. 10, n. 2, p. 195-207.
- Avila, F. M. (2010). *Regressão linear múltipla: ferramenta utilizada na determinação do valor de mercado de imóveis* (Trabalho de conclusão de curso). Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.
- Beron, K. J., Hanson, Y., Murdoch, J. C., & Thayer, M. A. (2004). Hedonic price functions and spatial dependence: implications for the demand for urban air quality. In L. Anselin, R. J. Florax & S. J. Rey (Eds.), *Advances in spatial econometrics: methodology, tools and applications* (pp. 267-281). Berlin: Springer-Verlag.
- Bourassa, S., Hamelink, F., Hoesli, M., & MacGregor, B. (1999). Defining residential submarkets. *Journal of Housing Economics*, 8(2), 160-183. <http://dx.doi.org/10.1006/jhec.1999.0246>.
- Brasil. (2000, 5 de maio). *Lei Complementar nº. 101, de 4 de maio de 2000. Estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal e dá outras providências*. Brasília, DF: Diário Oficial da República Federativa do Brasil. Recuperado em 15 de fevereiro de 2013, de [http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/leis/LCP/Lcp101.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/LCP/Lcp101.htm)
- Brasil. (2013). *O que são os impostos?*. Recuperado em 15 de fevereiro de 2013, de <http://www.brasil.gov.br/economia-e-emprego/2010/01/o-que-sao-os-impostos>
- Braulio, S. N. (2005). *Proposta de uma metodologia para a avaliação de imóveis urbanos baseado em métodos estatísticos multivariados* (Dissertação de mestrado). Universidade Federal do Paraná, Curitiba.
- Brondino, N. C. M. (1999). *Estudo da influência da acessibilidade no valor de lotes urbanos através do uso de redes neurais* (Tese de doutorado). Universidade de São Paulo, São Carlos.
- Carvalho, P. H. B. (2006). *O IPTU no Brasil: progressividade, arrecadação e aspectos extra-fiscais* (Texto para Discussão, 1251). Brasília: Ipea.
- Carvalho, P. H. B., Jr. (2011). *O sistema avaliatório municipal de imóveis e a tributação do IPTU no Rio de Janeiro*. (Dissertação de mestrado). Universidade do Estado do Rio, Rio de Janeiro.
- Catalão, A. T. M. (2010). *Estudo do mercado imobiliário de Aveiro* (Dissertação de mestrado). Universidade de Aveiro, Aveiro.

- Coelho, M. C. V. (2007). Uso de critérios técnicos para agrupamento de bairros de qualidade de localização similares – cluster. In *Anais do XIV Congresso Brasileiro de Engenharia de Avaliações e Perícias* (pp. 1-24). Salvador: IBAPE.
- Dalaqua, R. R. (2007). *Aplicação de métodos combinados de avaliação imobiliária na elaboração da Planta de Valores Genéricos* (Dissertação de mestrado). Faculdade de Ciências e Tecnologia, Universidade Estadual Paulista, Presidente Prudente.
- Dantas, R. A. (2003). *Modelos Espaciais aplicados ao mercado habitacional: um estudo de caso para a cidade do Recife* (Tese de doutorado). Universidade Federal de Pernambuco, Recife.
- Dubin, R. (1992). Spatial autocorrelation and neighborhood quality. *Regional Science and Urban Economics*, 22(3), 433-452. [http://dx.doi.org/10.1016/0166-0462\(92\)90038-3](http://dx.doi.org/10.1016/0166-0462(92)90038-3).
- Finanças do Brasil – FINBRA. (2014). *Contas anuais*. Recuperado em 20 agosto de 2014, de [http://www.tesouro.fazenda.gov.br/pt\\_PT/contas-aneais](http://www.tesouro.fazenda.gov.br/pt_PT/contas-aneais)
- Florencio, L. A. (2010). *Engenharia de avaliações com base em modelos GAMLSS* (Dissertação de mestrado). Universidade Federal de Pernambuco, Recife.
- Freire, A. E., Aguiar, R. O., & Meireles, S. D. (2006). Auditoria da planta de valores pelos Tribunais de Contas. In *Anais do XI Simpósio Nacional de Auditoria de Obras Públicas* (pp. 1-21). Foz do Iguaçu: TCE-PR.
- Furtado, B. A. (2011). *Análise quantílica-espacial de determinantes de preços de imóveis urbanos com matriz de bairros: evidências do mercado de Belo Horizonte* (Texto para Discussão, 1570). Brasília: IPEA.
- Gazola, S. (2002). *Construção de um modelo de regressão para avaliação de imóveis* (Dissertação de mestrado). Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis.
- Gomes, A. E., Maciel, V. F., & Kuwahara, M. Y. (2012). Determinantes dos preços de imóveis residenciais verticais no município de São Paulo. In *Anais do XL Encontro Nacional de Economia* (pp. 1-19). Porto de Galinhas: ANPEC.
- González, M. A. S. (2002). *Aplicação de técnicas de descobrimento de conhecimento em base de dados e de inteligência artificial em avaliações de imóveis* (Tese de doutorado). Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.
- Gujarati, D. N. (2000). *Econometria básica* (3 ed.). São Paulo: Makron Books.
- Hochheim, N., & Uberti, M. S. (2001). Uso de variáveis ambientais na avaliação de imóveis urbanos: uma contribuição à valoração ambiental. In *Anais do XI Congresso Brasileiro de Engenharia de Avaliações e Perícias* (pp. 1-28). Guarapari: IBAPE.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. (2014a). *Cidades*. Recuperado em de 13 março de 2014, de <http://www.ibge.gov.br/cidadesat/topwindow.htm?1>
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. (2014b). *Perfil dos municípios brasileiros 2012*. Recuperado em 20 agosto de 2014, de [http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/perfilmunic/2012/defaulttabzip\\_xls.shtm](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/perfilmunic/2012/defaulttabzip_xls.shtm)
- International Association of Assessing Officers – IAAO. (2013). *Standard on ratio studies*. Recuperado em 15 de dezembro de 2013, de [http://katarstar.rgz.gov.rs/masovna-procena/Files/4.Standard\\_on\\_Ratio\\_Studies.pdf](http://katarstar.rgz.gov.rs/masovna-procena/Files/4.Standard_on_Ratio_Studies.pdf)
- Koschinsky, J., Lozano-Gracia, N., & Piras, G. (2012). The welfare benefit of a home's location: an empirical comparison of spatial and non-spatial model estimates. *Journal of Geographical Systems*, 14(3), 319-356. <http://dx.doi.org/10.1007/s10109-011-0148-6>.
- Marques, J. L., Castro, E. A., & Bhattacharjee, A. (2009). A localização urbana na valorização residencial: modelos de autocorrelação espacial. In *Anais do I Congresso de Desenvolvimento Regional de Cabo Verde* (pp. 2224-2244). Cidade da Praia: UNIPIAGET.
- Matta, T. A. (2007). *Avaliação do valor de imóveis por análise de regressão: um estudo de caso para a cidade de Juiz de Fora* (Trabalho de conclusão de curso). Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora.
- McCluskey, W., Deddis, W., Mannis, A., McBurney, D., & Borst, R. (1997). Interactive application of computer assisted mass appraisal and geographic information systems. *Journal of Property Valuation & Investment*, 15(5), 448-465. <http://dx.doi.org/10.1108/14635789710189227>.
- Medvedchikoff, T. G. (2009). *Análise da planta genérica de valores por meio de estrato de renda no município de São Carlos* (Dissertação de mestrado). Universidade Federal de São Carlos, São Carlos.
- Michael, R. (2004). *Avaliação em massa de imóveis com uso de inferência estatística e análise de superfície de tendência* (Dissertação de mestrado). Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis.
- Monteiro, L. L., & Leite, L. M. (2011). *Determinantes de preços no mercado de imóveis residenciais em Vitória-ES: uma análise hedônica* (Texto para Discussão). Vitória: Instituto Jones dos Santos Neves.
- Moura, E. M., & Carneiro, A. F. T. (2004). Planta de valores para municípios de pequeno porte: o caso de Salgadinho – PE. In *Anais do I Simpósio em Ciências Geodésicas e Tecnologias da Geoinformação* (pp. 1-8). Recife: UFPE.
- Paixão, L. A. R. (2010). Externalidades de vizinhança, estruturação do espaço intraurbano e preços dos imóveis: evidências para o mercado de apartamentos de Belo Horizonte. *Ensaio FEE*, 31(1), 235-258.
- Pelli, A., No. (2006). *Redes neurais artificiais aplicadas às avaliações em massa: estudo de caso para a cidade de Belo Horizonte/MG* (Dissertação de mestrado). Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.
- Ribeiro, G. S. (2011). *Análise dos critérios utilizados pela Caixa Econômica Federal para avaliação de imóveis residenciais urbanos* (Trabalho de conclusão de curso). Universidade Estadual de Goiás, Anápolis.

- Sander, H. A., & Haight, R. G. (2012). Estimating the economic value of cultural ecosystem services in an urbanizing area using hedonic pricing. *Journal of Environmental Management*, 113, 194-205. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jenvman.2012.08.031>. PMID:23025985.
- Schiavo, E. H. C., & Azevedo, M. P. (2003). Estudo comparativo entre redes neurais artificiais e análise de regressão múltipla na avaliação de bens, para pequenas amostragens. In *Anais do Congresso Brasileiro de Engenharia de Avaliações e Perícias* (pp. 1-11). Belo Horizonte: IBAPE.
- Silva, E., & Verdinelli, M. A. (2000). Proposta de avaliação coletiva de imóveis do tipo apartamento da cidade de Blumenau, SC. In *Anais do IV Congresso Brasileiro de Cadastro Técnico Multifinalitário* (pp. 1-10). Florianópolis: UFSC.
- Sousa, E. H., Fo., & Arraes, R. A. (2005). Análise da demanda e modelos de preços hedônicos no mercado imobiliário urbano: o caso de Fortaleza. In *Anais do IX Encontro Regional de Economia* (pp. 1-25). Natal: ANPEC.
- Trivelloni, C. A. P. (2005). *Método para determinação do valor da localização com uso de técnicas inferenciais e geoestatísticas na avaliação em massa de imóveis* (Tese de doutorado). Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis.
- Vazquez, D. A. (2011). *A questão urbana em Santos: uma análise dos processos em marcha*. Santos: Leopoldianum.
- Vieira, A. S. M. (2005). *Preço e características das moradias: uma análise da disposição para pagar na ilha de S. Miguel* (Dissertação de mestrado). Universidade dos Açores, Ponta Delgada.