

DETERMINAÇÃO DE UM MÉTODO ESTATÍSTICO PARA ENCONTRAR VALORES DE MERCADO PARA AVALIAÇÃO EM MASSA DE IMÓVEIS: ESTUDO DE CASO EM BALNEÁRIO CAMBORIÚ – SC

HORNBURG, Ricardo André ¹
FARIA, MSc. Michela Steluti Poleti ²

RESUMO

Uma das grandes dificuldades que se tem na avaliação em massa de imóveis é encontrar um modelo estatístico que mostre a realidade do mercado de imóveis. Se espera que os fatores de localização que influenciam no valor dos imóveis de uma região, atuam sobre todos os tipos de imóveis de forma semelhante, e a influência específica deles para cada tipo de imóvel possa ser modelada por métodos estatísticos a partir dos dados de mercado. Objetivou-se neste artigo encontrar um método usando a estatística espacial que seja capaz de estimar o valor dos imóveis. a aplicação do método encontrado para uma amostra de mercado para a avaliação em massa de imóveis no bairro centro da cidade de Balneário Camboriú (SC). O modelo apresentou um ajuste adequado para todos os imóveis e para toda a área considerada de acordo com a análise de desempenho da avaliação em massa feita neste trabalho.

Palavras-chave: Engenharia de Avaliações; Avaliação em Massa de Imóveis; Geoestatística.

1 INTRODUÇÃO

A aprovação da lei de responsabilidade fiscal dos Estados e municípios brasileiros impôs a essas entidades políticas o controle dos gastos, condicionado à capacidade de arrecadação de tributos. Isso gerou a necessidade de um maior planejamento, em especial, no que se refere aos municípios, do imposto sobre a propriedade urbana, também conhecido como Imposto Predial e Territorial Urbano

¹Graduando do Curso de Engenharia Civil do Centro Universitário UNISOCIESC, ricardo_andreh@yahoo.com.br; ²Professora orientadora: Mestrado em Engenharia de Infra-Estrutura Aeronáutica (ITA), Centro Universitário UNISOCIESC, michela.steluti@unisociesc.com.br.

(IPTU), o qual é calculado como um percentual do valor venal dos imóveis (HORNBERG, 2015).

Na avaliação dos imóveis procura-se encontrar modelos estatísticos adequados que considerem as reais condições e fatores locais do mercado imobiliário.

Uma grande dificuldade que se tem na utilização de métodos estatísticos, na busca de modelos de avaliação, está em considerar a variável localização que pode valorizar ou desvalorizar os imóveis (HORNBERG, 2015).

A exclusão da localização na modelagem pode causar sérios problemas de predição, pois dados localizados espacialmente (que é o caso dos imóveis), em geral, apresentam autocorrelação ou covariância espacial. Preditores que não levam isso em consideração estão muito longe da realidade (CRESSIE, 1993).

Neste presente trabalho, será feito um estudo de caso em Balneário Camboriú – SC, no Bairro Centro, referente ao valor dos imóveis. Para conseguir calcular o valor do imóvel através da geoestatística, serão usados como dados as características dos imóveis coletados *in loco*.

A função principal de uma avaliação é assegurar o valor de algum tipo de imóvel sob um determinado conjunto de condições. Os valores das propriedades variam consideravelmente de um local para outro (GONZÁLEZ, 2002).

A avaliação imobiliária no município de Balneário Camboriú pode ser melhorada por meio dos valores calculados que sejam condizentes com a realidade local com o uso de um método estatístico?

O valor da localização de um imóvel, pode ser definido como a interação dos fatores que a influenciam na vizinhança, podendo ser modelado por meio da aplicação de métodos geoestatísticos sobre uma amostra de dados de mercado (HORNBERG, 2015).

Se espera que os fatores de localização que influenciam no valor dos imóveis de uma região, atuam sobre todos os tipos de imóveis de forma semelhante, e a influência específica deles para cada tipo de imóvel possa ser modelada por métodos estatísticos a partir dos dados de mercado.

Muitos municípios brasileiros encontram-se com seus cadastros fiscais desatualizados. Por vezes, as técnicas de avaliação usadas ainda são baseadas em grande parte na estatística descritiva (HORNBERG, 2015).

Um outro problema encontrado na avaliação em massa dos imóveis é que os métodos estatísticos tradicionais não levam em consideração a variável localização no cálculo para encontrar o valor do imóvel que seja condizente com a realidade do local (HORNBERG, 2015).

Portanto, este trabalho pretende demonstrar a importância do uso de um método estatístico adequado como forma de considerar a variável localização da melhor forma possível.

Tem como objetivo principal determinar um método estatístico para a determinação de valores de mercado para avaliação em massa de imóveis.

E tem como objetivos específicos:

- a) Estudar a aplicação na área de Engenharia de Avaliações, métodos de regressão espacial;
- b) Fazer uma comparação entre o método de regressão por mínimos quadrados e o método de regressão espacial;
- c) Desenvolver uma aplicação prática com uso da estatística espacial, em uma área de estudo, visando encontrar valores de imóveis condizentes com a realidade do local.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Neste capítulo, será apresentado os principais referenciais teóricos sobre o tema de engenharia de avaliações com uso da estatística espacial.

2.1 CADASTRO FISCAL

Segundo Bähr (1994), um sistema cadastral completo e atualizado é a base para o planejamento, a estrutura e a administração certa e justa de um país, região ou cidade. Ele proporciona uma poderosa ferramenta de descentralização administrativa, de planejamento e administração eficiente, e de obtenção de recursos para o desenvolvimento local (LARSSON, 1991).

Para Ruthkowski (1987), o cadastro é um conjunto de informações que permite a qualquer pessoa, órgão ou empresa conhecerem a realidade de um imóvel

tanto a nível geométrico, dimensões, superfície, localização, como também ao uso deste mesmo imóvel.

Henssen e Williamson (1997) definem cadastro como um inventário público de dados sobre propriedades de um território ou distrito, organizado metodicamente, baseado no levantamento de seus limites.

Segundo Liporoni (2003), o cadastro fiscal é produto decorrente da extração e processamento de dados do Cadastro Técnico Urbano, da Base Cartográfica e da Planta de Valores Georreferenciados. Este cadastro compõe o conjunto de dados do Sistema de Informações Cadastrais do município, incluindo os dados necessários ao lançamento dos tributos municipais, tais como: os impostos sobre a propriedade imobiliária e sua transmissão e as taxas de serviços públicos.

Lima e Philips (2000) entendem o Cadastro Técnico Multifinalitário (CTM), como a medida das parcelas, através do conjunto de informações que o constituem. E ainda, os aspectos legais das mesmas, em conjunto com suas características econômicas, podem fornecer para os governos informações importantes sobre seus territórios, fazendo com que seja de suma importância para o gerenciamento territorial.

Entre esses dados, destacam-se a identificação dos proprietários dos imóveis, as áreas e valores venais de terrenos e edificações. O processamento destes dados, conforme a legislação que institui a Planta de Valores e a legislação tributária municipal vigente resulta nos valores de lançamento de impostos e taxas de base imobiliária (HORNBERG, 2015).

Segundo Philips (2000), o ponto crítico da desatualização do cadastro é o rápido crescimento das periferias das cidades, onde as prefeituras não conseguem saber de todas as informações referentes aos proprietários de terrenos de toda a expansão.

2.2 PLANTA DE VALORES GENÉRICOS

Segundo Möller e Hochheim (2006), A Planta de Valores Genéricos consiste em um documento gráfico que representa a distribuição espacial dos valores médios dos imóveis em cada região da cidade, normalmente apresentados por face de

quadra. Sua principal função é permitir a definição de uma política de tributação imobiliária que seja justa e tenha equidade.

O Imposto Predial Territorial Urbano (IPTU), atualmente determinado pelo inciso I do art. 156 da Constituição Federal de 1988 (BRASIL, 1988), é para muitos municípios o principal imposto para a arrecadação permanente de recursos financeiros (LIMA, 2004).

Atualizar a Planta de Valores Genéricos permite à prefeitura uma arrecadação do Imposto Predial Territorial Urbano (IPTU) mais justo, pois o imposto se basearia nos valores reais dos imóveis (HORNBERG, 2015).

Além do aspecto tributário, deve-se ressaltar que a Planta de Valores Genéricos também é um instrumento para o planejamento municipal, na medida em que reflete os índices de valorização imobiliária e propicia, portanto, a ação regularizadora do governo municipal quanto ao uso e ocupação do solo (HORNBERG, 2015).

2.3 AVALIAÇÃO IMOBILIÁRIA

A função principal de uma avaliação é assegurar o valor de algum tipo de imóvel sob um determinado conjunto de condições. Os valores das propriedades variam consideravelmente de um local para outro (GONZÁLEZ, 2002).

Atribui-se valor a tudo que é útil ou escasso. Cabe à avaliação traduzir essa utilidade ou escassez e associar a necessidade e/ou desejo de possuir um bem numa quantia monetária (AYRES, 1996).

O valor de um imóvel depende diretamente das características do entorno, tais como: tipos de imóveis existentes, ruas, utilidades, conveniências. Além do entorno imediato, o imóvel relaciona-se com a cidade inteira. Todavia, nem o declínio econômico de uma cidade afeta todas as suas partes igualmente (CAN, 1998).

A avaliação de imóveis urbanos deve se basear na ABNT 14653-2 (ABNT, 2011). Para esta norma, a avaliação de imóveis deve preferencialmente se fundamentar na pesquisa de mercado. Devem ser colhidas amostras com preços de imóveis ofertados e comercializados, além de atributos que afetem o valor. Tais

atributos serão ponderados ou por inferência estatística ou por homogeneização. A amostra deve ser representativa do mercado imobiliário em análise.

Möller (1995), ressalta que a avaliação em massa de imóveis deve ser vinculada ao estudo do Código Tributário Municipal - CTM no que se refere aos impostos sobre a propriedade (IPTU e ITBI, impostos da esfera municipal). Dessa forma o resultado final da avaliação se adequará às exigências legais.

2.4 REGRESSÃO ESPACIAL

Geralmente em uma análise de regressão, segundo Lopes et al (2006), procura-se encontrar um bom ajuste do modelo aos dados, no sentido de reduzir a diferença entre os valores preditos pelo modelo e os valores observados da variável dependente. Também se procura descobrir quais das variáveis explicativas contribuem de forma significativa para o relacionamento linear. Uma hipótese é que as observações não sejam correlacionadas e, portanto, os termos aleatórios (resíduos) ε_i do modelo são independentes e não-correlacionados entre si, além de apresentar distribuição normal com média zero e variância constante, isto no modelo clássico. No caso de dados onde está presente a dependência espacial, é muito pouco provável que esta hipótese de observações não correlacionadas seja verdadeira. E no caso mais comum, os termos aleatórios continuam apresentando a autocorrelação espacial presente nos dados, que pode se manifestar por diferenças regionais sistemáticas, ou ainda por uma tendência espacial contínua (LOPES et al., 2006).

Segundo Serrano e Valcarce (2000), quando se trabalha particularmente com dados de natureza espacial podem aparecer os denominados efeitos espaciais como a heterogeneidade e a autocorrelação espacial. A heterogeneidade aparece quando os dados utilizados para explicar um mesmo fenômeno são de unidades espaciais muito distintas, sendo que os problemas mais frequentes são a instabilidade estrutural e a heterocedasticidade. A heterocedasticidade espacial ocorre pela omissão de variáveis ou outras formas de especificação que levam à aparição dos denominados erros de medidas.

Segundo Serrano e Valcarece (2000), a dependência ou autocorrelação espacial surge sempre que o valor de uma variável em um lugar do espaço está relacionado com seu valor em outro ou outros lugares do espaço.

A presença de autocorrelação espacial é medida usualmente por meio de estatísticas globais. Os indicadores globais constituem uma aproximação mais tradicional do efeito da dependência espacial, em que a estrutura geral de dependência fica resumida em um único valor (LEMOS et al., 2005a).

Segundo Anselin (2005), a dependência espacial pode ser incorporada nos modelos clássicos de regressão de duas formas: como um regressor adicional na forma de uma variável dependente espacialmente defasada (Wy), ou uma estrutura espacialmente defasada no erro da regressão (We). O primeiro modelo é conhecido como modelo de defasagem espacial ou da variável dependente defasada e o segundo é o modelo do erro espacial ou do erro espacialmente correlacionado.

2.4.1 Modelo de Defasagem Espacial

No modelo de defasagem espacial, em inglês SAR (*Spatial Auto Regressive ou Spatial Lag Model*), a autocorrelação espacial ignorada é atribuída à variável dependente Y (ANSELIN, 2005).

Esse modelo pode ser expressado conforme equação 1 abaixo:

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

onde:

Y = variável dependente;

X = variáveis independentes;

β = coeficientes de regressão;

ε = erros aleatórios com média zero e variância σ^2 constante;

W = matriz de vizinhança espacial ou matriz de ponderação espacial;

ρ = coeficiente espacial autorregressivo.

2.4.2 Modelo do Erro Espacial

Segundo Anselin (2005), o modelo autoregressivo do erro, em inglês CAR (Conditional Auto Regressive ou Spatial Error Model), pode ser expressado formalmente pela equação 2:

$$Y = X\beta + \varepsilon, \varepsilon = \lambda W\varepsilon + \xi \quad (2)$$

onde:

$W\varepsilon$ = erros com efeito espacial;

ξ = erros aleatórios com média zero e variância σ^2 ;

λ = coeficiente autoregressivo.

Ainda segundo Anselin (1999a), o método de estimação dos parâmetros do modelo normalmente usado é o de máxima verossimilhança, entretanto outros métodos também têm sido propostos, por exemplo, como os de variáveis instrumentais, mínimos quadrados espaciais, método dos momentos, método dos códigos, métodos Bayesianos, entre outros.

2.4.3 Testes de especificações

Para Anselin (2005), os principais testes utilizados para detectar a autocorrelação espacial são Moran I, *LM* (lag), *LM* (erro) e por fim *LM* Robusto (lag) e *LM* Robusto (erro).

2.4.3.1 Teste I de Moran

Segundo Anselin (2005), o teste de Moran I permite determinar se os resíduos do modelo de regressão por mínimos quadrados apresentam autocorrelação espacial. O valor estatístico é calculado pela seguinte equação 3:

$$I = (N / S) [(e' W e) / e' e] \quad (3)$$

onde:

e = vetor de resíduos de mínimos quadrados;

e' = transposta de e ;

W = matriz de pesos espaciais;

N = o número de observações;

S = soma de todos os elementos de W .

De acordo com Dantas (2003), o teste de Moran I é o mais usado nos estudos de dados de corte transversal de unidades geográficas. O problema deste teste é que ele não identifica o tipo de efeito (erro ou defasagem espacial).

2.4.3.2 Testes *LM*

Os testes baseados no Multiplicador de Lagrange (testes *LM*) também são calculados a partir dos resíduos do modelo de mínimos quadrados, mas o que difere do teste de Moran I é que o teste LM indica qual dos modelos espaciais deve ser utilizado (ANSELIN, 2005).

O teste LM para determinar a existência de autocorrelação espacial na alternativa do modelo do erro espacial, segundo Anselin (2005), tem a seguinte expressão representada pela equação 4:

$$LM(erro) = \frac{\left[e' W e / \left(\frac{e' e}{N} \right) \right]^2}{[tr(W^2 + W' W)]} \quad (4)$$

onde:

e = vetor de resíduos de mínimos quadrados;

e' = transposta de e ;

W = matriz de pesos espaciais;

$e' e / N$ = estimativa de máxima verossimilhança da variância do modelo $Y = X\beta + \varepsilon$;

N = número de dados da amostra;

tr = operador denominado traço da matriz.

O teste LM para a alternativa de um modelo da variável dependente defasada tem a seguinte expressão representada pela equação 5 (ANSELIN, 2005):

$$LM(lag) = \{[e'Wy/(s^2)]^2\} / \{(WXb)'MWXb/s^2 + tr[W'W + W^2]\} \quad (5)$$

onde:

e = vetor de resíduos de mínimos quadrados;

e' = transposta de e ;

W = matriz de pesos espaciais;

y = vetor de observações na variável dependente;

$s^2 = e'e / n$ = estimativa de máxima verossimilhança da variância do

modelo $Y = X\beta + \varepsilon$;

X = matriz das variáveis independentes;

b = vetor de parâmetros estimados via mínimos quadrados ordinários;

n = número de dados da amostra;

$M = I - X(X'X)^{-1}X'$;

tr = operador denominado traço da matriz.

Segundo Anselin (2005), o teste LM Robusto (defasagem) é realizado a partir da estatística (5), tem distribuição assintótica Qui-quadrado com um grau de liberdade, sob a hipótese nula de não existência de defasagem espacial na variável dependente.

A hipótese de não autocorrelação espacial na variável dependente do modelo clássico de regressão será rejeitada se a estatística de teste for superior ao ponto crítico da distribuição Qui-quadrado com um grau de liberdade (DANTAS et al., 2003).

E o teste LM Robusto (erro) é realizado a partir da estatística (4), é também um teste assintótico que tem distribuição Qui-quadrado com um grau de liberdade, sob a hipótese nula de não existência de autocorrelação espacial no termo erro. Portanto, se a estatística dos testes for superior ao ponto crítico da distribuição Qui-quadrado, com um grau de liberdade, para um determinado nível de significância α , rejeita-se a hipótese de não autocorrelação espacial nos resíduos do modelo clássico de regressão a este nível (ANSELIN, 2005).

A estatística do teste robusto da defasagem segundo Amaral e Silva (2016), pode ser escrita conforme equação 6:

$$LM_{robusto}(lag) = \frac{\left[\frac{e'Wy}{(e'e/N)} - \frac{e'We}{(e'e)/N} \right]^2}{\frac{(WXb)'M(WXb)}{e'e/N} + tr} \quad (6)$$

Sob hipótese nula, esta estatística é de distribuição Qui-quadrado aproximadamente com 1 grau de liberdade (SIMÕES et al., 2014).

O teste para o LM robusto para erro espacial é representado pela estatística conforme equação 7 (AMARAL; SILVA, 2016):

$$LM_{robusto}(lag) = \frac{\left[\frac{e'Wy}{(e'e/N)} - tr \left(\frac{(WXb)'M(MXb)}{(e'e)/N} + tr \right) \frac{e'Wy}{(e'e)/N} \right]^2}{tr - tr^2 \left(\frac{(WXb)'M(WXb)}{e'e/N} + tr \right)} \quad (7)$$

Sob a hipótese nula, esta estatística é de distribuição Qui-quadrado aproximadamente com 1 grau de liberdade (SIMÕES et al., 2014).

E o teste LM de erro espacial e dependência de defasagem espacial é representado pela estatística (8) (SIMÕES et al., 2014):

$$LM_{SARMA} = LM_{robusto}(erro) + LM(lag) = LM(erro) + LM_{robusto}(lag) \quad (8)$$

Sob a hipótese nula, esta estatística é de distribuição Qui-quadrado aproximadamente com 2 graus de liberdade (SIMÕES et al., 2014).

Se ambos LM forem significantes e se LM robusto for significativo, então deve-se observar qual teste LM robusto tem o menor p-valor – ou escolher a alternativa com maior estatística LM robusto.

É importante ressaltar que as versões robustas serão válidas somente se as versões padrões forem significantes.

Uma vez detectada a presença de autocorrelação espacial nos dados, faz-se necessário introduzir extensões convenientes no modelo tradicional, representado nas equações (1) e (2), considerando-se os efeitos autocorrelação espacial nos erros, através do Modelo de Erro Espacial, e os efeitos ocasionados pelas

interações entre os preços, pelo Modelo de Defasagem Espacial (DANTAS et al., 2003).

2.4.3 Regressão espacial na modelagem do valor dos imóveis

Os modelos espaciais foram desenvolvidos recentemente, sendo pouco utilizados em relação aos outros modelos econométricos de regressão.

Segundo Trivelloni (2005) os primeiros estudos sobre a existência de autocorrelação espacial nos dados do mercado imobiliário foram propostos por Dubin (1988) e o primeiro trabalho de aplicação de modelos de regressão espacial foi proposto por Can (1990 e 1992).

Can (1992) realizou um estudo comparativo de quatro tipos diferentes de modelos hedônicos de valor: o modelo tradicional usando mínimos quadrados ordinários, o modelo de regressão espacial de defasagem da variável dependente, e dois modelos derivados dos anteriores, considerando que os efeitos de vizinhança poderiam afetar também aos coeficientes das características construtivas dos imóveis.

Ele também considerou para os modelos autorregressivos três definições diferentes da matriz de pesos espaciais, considerando diferentes definições de vizinhança e de gradiente de variação, sendo uma matriz definida pela interpolação simples até uma distância de cinco milhas, outra matriz definida como o inverso da distância entre pontos e a terceira como o inverso da distância ao quadrado (CAN, 1992).

Segundo Trivelloni (2005), a estatística z corresponde ao equivalente para a regressão por máxima verossimilhança ao valor t de *Student* para o método de mínimos quadrados. As probabilidades indicam o grau de significância de cada variável de forma análoga que na regressão por mínimos quadrados.

De modo geral, segundo Trivelloni (2005), todos os modelos citados acima comprovaram a existência de autocorrelação espacial nos resíduos dos modelos de mínimos quadrados e testaram diferentes modelos de regressão espacial obtendo uma melhora importante nos resultados dos modelos e principalmente na adequação teórica e metodológica ao tratamento dos efeitos espaciais nos dados.

Para tanto, a escolha do modelo de regressão espacial tem sido baseada na comparação dos resultados estatísticos nos testes de significância de cada modelo.

2.4 ANÁLISE DO DESEMPENHO NAS AVALIAÇÕES EM MASSA

As avaliações em massa de imóveis devem cumprir algumas condições de desempenho para serem consideradas de boa qualidade. Estas condições evidentemente estão em relação 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 (HORNBURG, 2015).

Segundo Davis (2001) o parâmetro mais usado como medida de desempenho global de uma avaliação é a mediana das razões de avaliação. Dada uma observação com valor de mercado (P_0) e valor calculado pelo modelo (P_c), chama-se razão de avaliação ou ratio de avaliação ao quociente conforme equação 9:

$$R = P_c/P_0 \quad (9)$$

Segundo este autor a mediana das razões é a medida recomendada pela IAAO (*International Association of Assessing Officers*) para monitorar o desempenho global de uma avaliação.

Em relação aos parâmetros de dispersão da avaliação, a medida mais comumente usada para avaliar a uniformidade de uma avaliação é o chamado coeficiente de dispersão ou COD (DAVIS, 2001).

O COD é obtido: 1) diminui-se de cada razão de avaliação a mediana de todas as razões; 2) é tomado o valor absoluto das diferenças anteriores; 3) calcula-se a média dos valores absolutos; 4) divide-se a média anterior pela mediana das razões de avaliação; 5) multiplica-se por 100 (DAVIS, 2001).

O COD é referido como uma medida de dispersão horizontal. Ele proporciona informação sobre a uniformidade da avaliação dos imóveis em toda a área de estudo (DAVIS, 2001).

Segundo Davis (2001), um outro índice pode ser utilizado para medir a equidade vertical da avaliação, este índice é chamado de diferencial relativo ao preço ou PRD (em inglês *Price Related Differential*) e serve para detectar diferenças sistemáticas na forma que são avaliados os imóveis de alto e de baixo valor. Quando os imóveis de baixo valor são avaliados como uma porcentagem maior do valor de mercado que os imóveis de alto valor, a avaliação é chamada regressiva. No caso contrário a avaliação é chamada progressiva. O PRD é calculado dividindo a média das razões de avaliação pela sua média ponderada (DAVIS, 2001).

Os valores recomendados para a mediana das razões de avaliação (Davis, 2001) estão no intervalo de 0,90 e 1,10. Quanto aos valores considerados ideais para o coeficiente COD, são recomendados valores menores a 10 para imóveis residenciais em áreas muito homogêneas, menores a 15 para imóveis residenciais em áreas heterogêneas, e menores a 20 para terrenos baldios. Quanto ao parâmetro PRD o intervalo recomendado é entre 0,98 e 1,03. Valores menores a 0,98 sugerem progressividade e valores maiores que 1,03 sugerem regressividade na avaliação (DAVIS, 2001).

3 METODOLOGIA

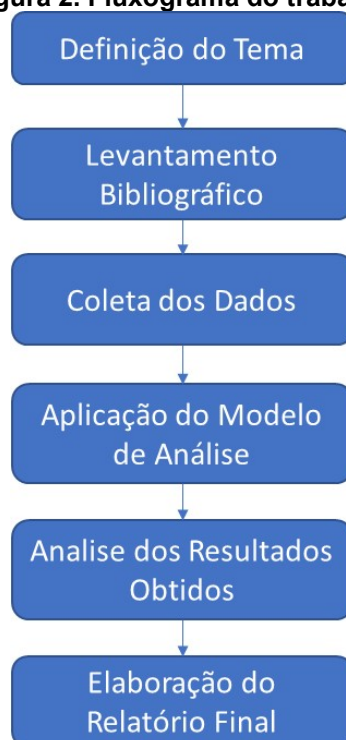
Neste trabalho desenvolveu-se uma pesquisa a fim de apresentar um método estatístico para encontrar valores de mercado para avaliação em massa de imóveis, sendo que este método será aplicado na cidade de Balneário Camboriú no bairro Centro.

3.1 CARACTERIZAÇÃO DA PESQUISA

Quanto aos fins, pode-se classificar este estudo como descritivo, uma vez que se propõe descrever um fenômeno ou objeto com a intenção de revelar particularidades e detalhes não perceptíveis normalmente (VERGARA, 2005).

Quanto aos meios a pesquisa se classifica como experimental, pois é investigação empírica na qual o pesquisador manipula e controla variáveis independentes e observa as variações que tal manipulação e controle produzem em variáveis dependentes (VERGARA, 1998).

Figura 2. Fluxograma do trabalho.



Fonte: O Autor, 2020.

3.3.1 Levantamento bibliográfico

Depois da definição do tema levantou-se a bibliografia sobre: cadastro fiscal, avaliação imobiliária, e regressão espacial.

3.3.2 Coleta de dados

Para encontrar um método de avaliação em massa, foi realizado uma coleta de dados no município de Balneário Camboriú/SC (praia central). Esta coleta foi realizada através de uma pesquisa em sites de imóveis e também com aplicação de um questionário em imobiliárias a fim de obter as informações sobre os imóveis (à venda ou vendidos), contendo a identificação do imóvel, infraestrutura da região, polos de valorização e desvalorização, características dos imóveis e valores.

Este questionário foi elaborado seguindo para fornecer o máximo de dados possíveis, tanto dos pontos de valorização, como de desvalorização.

As perguntas utilizadas na coleta de dados podem ser observadas no Quadro 1.

Quadro 1. Questionário aplicado na coleta dos dados.

Qual tipo do imóvel?
Qual endereço do imóvel?
Qual valor do imóvel?
Qual área privativa do imóvel?
Qual área total do imóvel?
Quantos quartos tem no imóvel?
Quantas suítes tem no imóvel?
Quantos banheiros tem no imóvel?
Quantas vagas de garagem?
Qual a idade do imóvel?
Qual o andar do imóvel?
O imóvel possui churrasqueira?
O imóvel possui aquecimento a gás?
O imóvel possui espera para split?
O imóvel possui vista para o mar?
O edifício possui sauna?
O edifício possui sala de jogos?
O edifício possui quadra poliesportiva?
O edifício possui espaço pet?
Qual padrão de acabamento do imóvel?
Quantos elevadores possui o edifício?
O edifício possui salão de festas?
O edifício possui piscina?
O edifício possui playground?
Qual(ais) o(s) ponto(s) de valorização do imóvel?

Fonte: O Autor, 2021.

Nem todas as variáveis de formação de valores foram utilizadas, pois os níveis de significância foram muito baixos.

3.3.3 Aplicação do modelo de análise

Foi feita uma análise prévia dos dados, posteriormente foram testadas várias equações de regressão para as variáveis de formação de valores, assim como interações entre as variáveis independentes para encontrar um modelo que possa explicar melhor a formação do valor dos imóveis. E por fim, foram utilizadas as regressões por mínimos quadrados, e espacial para encontrar o modelo que melhor se adapte aos dados.

3.3.4 Análise dos resultados obtidos

Para analisar o desempenho do modelo em termos de padrões de desempenho para uma avaliação em massa, foi considerada a norma da IAAO (*International Association of Assessing Officers*) de estudos de ratios para avaliações em massa.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta unidade serão apresentados os resultados obtidos através dos modelos de análise.

4.1 MODELOS DE REGRESSÃO

Para encontrar um modelo de regressão que melhor explique o valor da localização na área em estudo, buscou-se uma equação com as variáveis significativas na formação do valor para os imóveis.

Foram feitas transformações das variáveis independentes, e também foram analisadas as interações entre as variáveis independentes para encontrar o melhor modelo de regressão.

4.1.1 Regressão linear múltipla para as variáveis formadoras de valor dos apartamentos

Foram testadas várias equações de regressão para as variáveis, assim como interações entre as variáveis independentes para encontrar um modelo que possa explicar melhor a formação do valor dos apartamentos no bairro Centro do município de Balneário Camboriú/SC.

O melhor modelo de regressão encontrado foi o seguinte:

$$VU = 24678,62 + (55871,88 \times (1/DM)) + (1994,489 \times \text{Suítes}) - (4857,715 \times \ln(AT)) + (1390,172 \times VG) + (86,50975 \times \text{Andar})$$

onde:

VU = valor unitário (R\$/m²);

1/DM = distância da praia pela rua (m);

Suítes = número de suítes;

AT = área total (m²);

VG = Número de vagas de garagem;

Andar = andar do apartamento.

O Quadro 2 apresenta os valores e estatísticas referentes ao coeficiente de determinação, à significância dos regressores, ao sinal, e também à significância da regressão.

Quadro 2. Valores da Regressão para o modelo das variáveis de formação dos valores.

		Coeficiente	Significância
Variáveis Independentes	Constante	24678,62	0,0000000
	1/DM	55871,88	0,0000000
	Suítes	1994,489	0,0000000
	AT	-4857,715	0,0000000
	VG	1390,172	0,0000062
	Andar	86,50975	0,0005472
Variável dependente	VU		
R ²	0,930643		
R ² ajustado	0,923265		
F-estatístico	126,132		
Prob (F-estatístico)	4,86838E-26		
Erro padrão estimado	897,33		
Números de observações	53		

Fonte: O Autor, 2021.

Pode-se observar que os coeficientes de todas as variáveis são significativos, com o nível de significância menor que 5%, com coeficiente de determinação superior a 93%, e o modelo sendo classificado como grau III segundo a NBR 14.653/2011-2.85

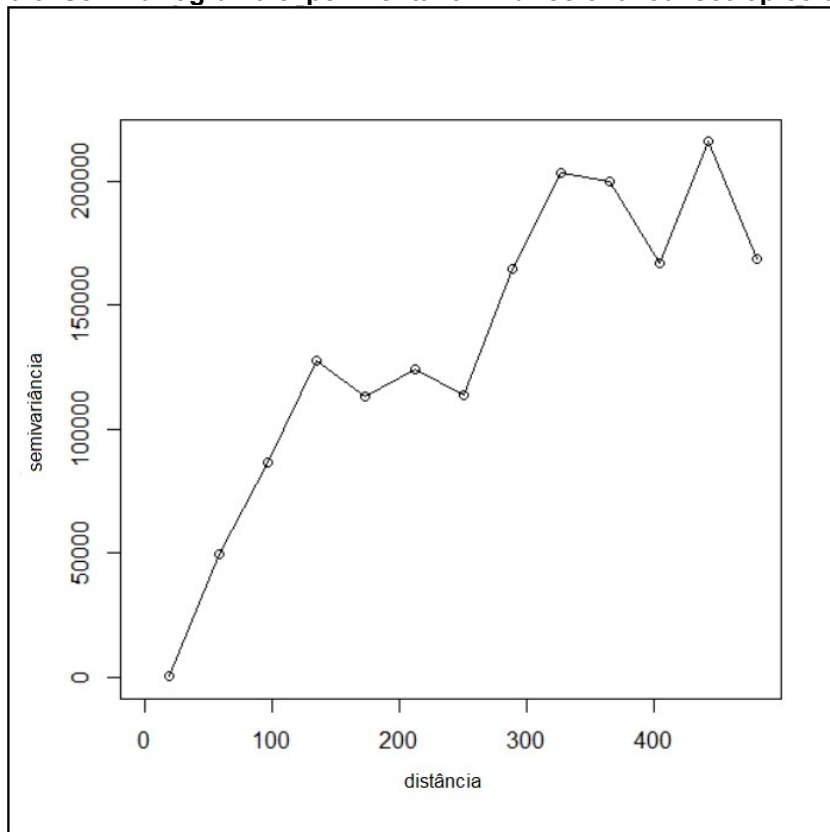
4.1.1 Regressão espacial

Nesta unidade serão apresentados os resultados dos modelos de regressão.

4.1.1.1 Estimação da matriz de pesos

A matriz de vizinhança W foi construída baseada na distância indicada pelo semivariograma experimental omnidirecional, para os dados da amostra dos imóveis do município de Balneário Camboriú/SC no bairro Centro, como pode ser observado no semivariograma da Figura 3 abaixo:

Figura 3. Semivariograma experimental omnidirecional ou isotrópico do VU.



Fonte: O Autor, 2021.

Conforme o semivariograma experimental omnidirecional acima, onde o gradiente de variação se estabiliza, aproximadamente, até 300 metros de distância os imóveis apresentam maior dependência espacial e depois desta distância a dependência diminui consideravelmente apresentando uma estrutura praticamente estacionária. Desta maneira, pode-se notar que os imóveis que se encontram muito próximos exercem uma forte influência entre si e esta influência diminui consideravelmente com a distância, de forma que, aqueles imóveis que se encontram separados por distâncias maiores quase não apresentam influência entre si.

3.1.1.2 Testes de autocorrelação espacial

Foram calculadas as estatísticas correspondentes aos testes de autocorrelação espacial de Moran's I, e também os testes do Multiplicador de Lagrange (LM) com a matriz W (do peso), definida para o modelo da variável dependente e do erro e suas estatísticas robustas. No Quadro 3 podem-se observar os resultados.

Quadro 3. Testes de autocorrelação espacial do modelo.

TESTE	VALOR	PROBABILIDADE
Moran's I	2,3697618	0,0177995
LM (lag)	3,4224705	0,0643147
LM robusto (lag)	2,0682420	0,1503948
LM (erro)	4,2296012	0,0397248
LM robusto (erro)	2,8753727	0,0899442

Fonte: O Autor, 2021.

Esses resultados mostram que há uma autocorrelação espacial nos resíduos do modelo de regressão por mínimos quadrados, pois a probabilidade do teste LM (lag) é baixa, assim como os LM (erro). Sendo assim, os modelos da defasagem espacial e do erro espacial apresentam-se significativo. Entretanto, a do erro espacial se mostrou um pouco melhor, pois a probabilidade do teste foi mais baixa.

4.1.1.3 Modelo de regressão do erro espacial LM (lag) para as variáveis formadoras de valor dos apartamentos

No modelo espacial do erro foi usado a matriz de até 300 metros. No Quadro 4 podem ser observados os resultados encontrados.

Quadro 4. Modelo da defasagem espacial. Variáveis independentes.

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Valor Z	Probabilidade
Constante	24441,84	1961,941	12,45799	0,0000000
1/DM	58916	4272,572	12,03985	0,0000000
Suítes	1964,904	181,7258	10,81246	0,0000000
ln(AT)	-4937,598	448,7298	-11,0035	0,0000000
VG	1472,931	252,0092	5,84475	0,0000000
Andar	83,12576	21,31521	3,899833	0,0004445
W_VU	0,07214642	0,03880788	1,859066	0,0630176

Fonte: O Autor, 2021.

A regressão espacial da defasagem mostrou uma pequena melhora em todas estatísticas de comparação em relação à regressão pelo método dos mínimos quadrados. No Quadro 5 pode-se observar esses resultados.

Quadro 5. Resultados do modelo da defasagem e de mínimos quadrados.

	Modelo da defasagem espacial	Modelo dos mínimos quadrados
Log Likelihood	-435,084	-436,754
Critério de Akaike	884,169	885,508
Critério de Schwarz	897,961	897,33
Erro padrão da regressão	889,065	917,548
Erro padrão da estimativa (R\$)	R\$ 974,17	R\$ 984,89

Fonte: O Autor, 2021.

O logaritmo da verossimilhança é o valor do logaritmo da função de verossimilhança (na hipótese de erros com distribuição normal) calculado para os valores estimados dos coeficientes, e este aumentou de – 436,754 para – 435,084. O critério de informação de Akaike que é um parâmetro indicativo da qualidade e poder explicativo da regressão também mostra que o modelo espacial foi superior ao de mínimos quadrados. E o erro padrão da regressão diminuiu de R\$ 984,89 para R\$ 974,17.

E também, pode-se observar que, o modelo de defasagem espacial, teve uma melhora em relação ao erro relativo médio: no modelo dos mínimos quadrados foi de 13,24% e o modelo da defasagem espacial foi de 13,06%. Apesar das diferenças entre o modelo dos mínimos quadrados e o modelo da defasagem espacial não serem muito grandes, este último é conceitualmente mais adequado, apresentando, portanto, resultados mais confiáveis.

3.1.1.4 Análise do resultado da avaliação em massa

Os resultados obtidos pelo modelo de regressão mostram uma boa capacidade de predição.

Para analisar o desempenho do modelo de regressão espacial da defasagem para uma avaliação em massa, foi considerada a norma da IAAO de estudos de ratios para avaliações em massa.

Foram calculados os valores correspondentes da mediana de quocientes de avaliação (ratios) o coeficiente de dispersão (COD) e o diferencial relativo ao preço (PRD). No Quadro 6 podem ser observados esses resultados.

Quadro 6. Parâmetros de desempenho da avaliação em massa.

ESTATÍSTICA	APARTAMENTOS
Razão de Mediana	1,019029
Razão de Média	1,023152
COD	0,404554
PRD	1,0229

Fonte: O Autor, 2021.

E estes parâmetros observados devem ser comparados com os valores do Quadro 7 que apresenta os valores recomendados pela IAAO.

Quadro 7. Valores padronizados para avaliação em massa propostos pela IAAO.

ESTATÍSTICA	VALORES RECOMENDADOS
Mediana dos <i>ratios</i> de avaliação	Entre 0.9 e 1.1
COD imóveis construídos	<15.0
PRD	Entre 0,980 e 1,030

Fonte: IAAO, 2013.

Como pode ser observado, o modelo é satisfatório, pois os resultados obtidos estão dentro dos parâmetros exigidos pela IAAO.

4.1.2 Homogeneização para os apartamentos avaliando

Para estimar o valor unitário dos apartamentos, foi feito uma homogeneização para os apartamentos avaliando, sendo que para isso foram usados três apartamentos paradigmas conforme a Quadro 8.

Quadro 8. Apartamentos paradigmas.

Paradigma	DM	Suítes	AT	VG	Andar
Quadra mar	100	3	152	2	18
Não quadra mar	750	1	120	2	7

Fonte: O Autor, 2021.

Os dois apartamentos paradigmas corresponde aos imóveis estarem na quadra ao mar e não estar na quadra do mar respectivamente em Balneário Camboriú/SC.

4.1.3 Regressão da defasagem espacial para os valores homogeneizados

No Quadro 10 pode ser observado os resultados da regressão da defasagem espacial com os Valores Unitários estando homogeneizados.

Quadro 10. Regressão da defasagem espacial para os valores homogeneizados.

Dados	VU HOMOG. (SLM)	Dados	VU HOMOG. (SLM)
1	R\$ 7.087,88	28	R\$ 6.524,12
2	R\$ 7.571,35	29	R\$ 7.192,63
3	R\$ 7.358,98	30	R\$ 10.999,30
4	R\$ 7.187,03	31	R\$ 10.897,49
5	R\$ 7.056,81	32	R\$ 15.985,60
6	R\$ 15.864,38	33	R\$ 6.335,05
7	R\$ 11.134,38	34	R\$ 11.077,65
8	R\$ 6.733,53	35	R\$ 10.637,22
9	R\$ 10.782,61	36	R\$ 10.893,21
10	R\$ 11.438,46	37	R\$ 7.001,89
11	R\$ 6.883,63	38	R\$ 6.971,15
12	R\$ 10.809,22	39	R\$ 7.511,59
13	R\$ 10.919,67	40	R\$ 6.995,67
14	R\$ 10.876,92	41	R\$ 16.403,96
15	R\$ 11.445,68	42	R\$ 6.944,04
16	R\$ 10.683,13	43	R\$ 6.913,00
17	R\$ 10.618,89	44	R\$ 6.344,87
18	R\$ 7.087,02	45	R\$ 10.878,48
19	R\$ 6.748,98	46	R\$ 10.784,78
20	R\$ 7.330,09	47	R\$ 7.110,67
21	R\$ 15.864,38	48	R\$ 7.059,49
22	R\$ 10.915,60	49	R\$ 10.713,65
23	R\$ 11.104,31	50	R\$ 16.532,45
24	R\$ 16.382,14	51	R\$ 10.689,69
25	R\$ 7.216,11	52	R\$ 10.876,81
26	R\$ 10.644,74	53	R\$ 7.232,51
27	R\$ 10.896,64		

Fonte: O Autor, 2021.

Com os resultados obtidos, pôde-se constatar que a utilização do modelo de defasagem espacial, se mostrou melhor, obtendo os melhores resultados, condizentes com a realidade do local.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

As variáveis obtidas na coleta de dados do município de Balneário Camboriú para o bairro Centro foram suficientes para elaborar e aplicar o método de regressão apresentado.

No local onde foi aplicado o modelo comprovou-se a existência de autocorrelação espacial nos resíduos do modelo de regressão por mínimos quadrados.

O modelo de regressão com defasagem espacial mostrou um poder de explicação maior em relação ao modelo de regressão por mínimos quadrados e ao modelo de regressão do erro espacial para as variáveis formadoras de valor.

O parâmetro de autocorrelação permitiu estimar a influência da vizinhança para cada dado pontual da amostra.

A matriz de pesos foi obtida através do semivariograma experimental utilizando os dados coletados em campo. Entretanto, deve-se ter cuidado quando se faz uso desta distância, pois nem sempre a distância obtida através do semivariograma vai necessariamente ser a melhor distância para a matriz de pesos. Outras distâncias devem ser testadas nas equações de regressão para que se possa ter certeza de que esta é a melhor distância.

A matriz de pesos utilizada na regressão da defasagem espacial foi de 300 metros, que neste caso coincidiu com a distância indicada pelo semivariograma experimental.

O método de regressão *SLM* utilizado comprovou ser adequado pelos testes de autocorrelação espacial nos resíduos do modelo de mínimos quadrados calculados com a matriz *W* serem significativos e pela significância dos regressores do modelo de regressão espacial estimados.

O semivariograma experimental mostrou ser uma ferramenta muito importante para a construção da matriz de pesos espaciais para a regressão espacial, definindo assim o principal parâmetro da matriz que é a distância máxima de vizinhança em função da análise dos dados de mercado.

O método proposto permitiu encontrar um modelo de avaliação em massa de imóveis para o bairro Centro do município de Balneário Camboriú com os dados da amostra coletada no local. O modelo apresentou um ajuste adequado para todos

os imóveis e para toda a área considerada de acordo com a análise de desempenho da avaliação em massa feita neste trabalho.

Desta forma o método proposto poderá ser muito útil para a prefeitura municipal calcular e atualizar as Planta de Valores Genéricos do município.

REFERÊNCIAS

ABNT (ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS) – Avaliação de bens – parte 2: imóveis urbanos: **Norma NBR – 14.653-2/2011**, Rio de Janeiro: ABNT, 2011.

AMARAL, J. A. S.; SILVA, R. G. **Spillovers no mercado de trabalho formal rural na região norte do Brasil: Uma abordagem por gênero**. Revista Espacios, Vol. 37 (Nº 07) Año 2016.

ANSELIN, L. **Spatial Econometrics. Discussion paper**. Bruton Center, School of Social Sciences, University of Texas at Dallas, 1999a.

ANSELIN, L. **Exploring Spatial Data with GeoDaTM: A Workbook**. Department of Geography, University of Illinois, 2005.

AYRES, A. **Como avaliar imóveis**. São Paulo: Editora Imobiliária, 1996.

BÄHR, H. P. Cartografia Orientada para o Cadastro: uma Visão alemã. In: **Anais I Congresso Brasileiro de Cadastro Técnico Multifinalitário**. Florianópolis, 1994.

BRASIL. Departamento Nacional de Produção Mineral. **Geoestatística Operacional, por Pedro Alfonso Garcia Guerra**. Brasília, 1988.

CAN, A. **The Measurement of Neighborhood Dynamics in Urban House Prices. Economic Geography**, vol. 66, pp. 254-272, 1990.

CAN, A. **Specification and estimation of hedonic housing price models**. Regional Science and Urban Economics, n. 22, pag. 453-474, 1992.

CAN, A. GIS and Spatial Analysis of Housing and Mortgage Markets. **Journal of Housing Research**, v.9, 1998.

CRESSIE, N. A. C. **Statistics for Spatial Data**. Revised Edition, John Wiley & Sons, Inc., 1993.

DANTAS, R. A. **Modelos Espaciais Aplicados ao Mercado Habitacional um Estudo de Caso Para a Cidade do Recife**. Tese de Doutorado, Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2003. 133p.

DANTAS, R.; MAGALHÃES, A.; VERGOLINO, J. R. O. Uma nova metodologia para avaliação de imóveis utilizando regressão espacial. **Anais** do XII Congresso Brasileiro de Engenharia de Avaliações e Perícias - XII COBREAP. Belo Horizonte, 2003.

DAVIS, P. The IAAO Standard on Ratio Studies: a Framework for Order and Progress in Assessment Performance Evaluation. **Anais** do Seminário Internacional sobre Tributação Imobiliária. Porto Alegre, 2001.

GIL, A. C. **Como elaborar projeto de pesquisa**. São Paulo: Atlas, 2010.

GONZÁLEZ, M. A. S. **Aplicação de Técnicas de Descobrimento de Conhecimento em Base de Dados e de Inteligência Artificial em Avaliações de Imóveis**. Tese de Doutorado, Universidade Federal de Rio Grande do Sul, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil, 2002. 296p.

HENSSEN, J. L. G.; WILLIAMSON, I. P. **Land registration, cadastre and its interaction – a world perspective**. Institution os Surveyors. Australia, 1997.

HORNBURG, R. A. **Avaliação em Massa de Imóveis Usando Estatística Bayesiana**. Tese de Doutorado, Universidade Federal de Santa Catarina, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil, 2015.

IAAO – INTERNATIONAL ASSOCIATION OF ASSESSING OFFICERS. **Standards on Mass Appraisal of Property**. Missouri: IAAO, 2013.

LARSSON, G. **Land Registration and Cadastral Systems, Longman Scientific and Technical**. Essex, 1991.

LEMOES, M. B. et al. A Organização Territorial da Indústria no Brasil. In: NEGRI, J. A.; SERGIO, M. (Orgs.). **Inovações, Padrões Tecnológicos e Desempenhos das Firms Industriais Brasileiras**. Brasília: IPEA, 2005, p. 325-363.

LIMA, B. R. **A mudança da modalidade de lançamento do IPTU no município de Florianópolis: Implicações Administrativo-Fiscais**. Artigo mestrado. Florianópolis. 2004, 20p.

LIMA, O. P.; PHILIPS, J. A importância do cadastro no processo civilizatório. Florianópolis, SC. **Anais** do COBRAC 2010 • Congresso Brasileiro de Cadastro Técnico Multifinalitário, 2010.

LIPORONI, A. S. **Instrumentos para gestão tributária de cidades**. Livraria e Editora Universitária de Direito. São Paulo. 2003. 158p.

LOPES, S. B.; BRONDINO, N. C. M.; SILVA, A. N. R. **Análise Do Desempenho De Modelos De Regressão Espacial Na Previsão De Demanda Por Transportes**. In: XIV Congresso Panamericano de Ingeniería de Tránsito y Transporte, 2006, Las Palmas de Gran Canaria. XIV PANAM, 2006.

MÖLLER, L. F. C. **Planta de valores genéricos: avaliação coletiva de imóveis para fins tributários**. Porto Alegre: Sagra-DC Luzzatto, 1995.

MÖLLER, L. F. C; HOCHHEIM, N. IPTU: Quanto uma cidade pode cobrar? **Anais** do XIII Congresso Brasileiro de Engenharia de Avaliações e Perícias - XIII COBREAP. Fortaleza, 2006.

MAPNALL. Mapa – Balneário Camboriú. Disponível em: <http://www.mapnall.com/pt/map/OpenStreetMap.Mapnik/Mapa-Balne%C3%A1rio-Cambori%C3%BA_1144619.html> Acesso em 21 mai. 2021.

PHILIPS, J. Os dez mandamentos de um cadastro imobiliário. In **Anais** do Congresso Brasileiro de Cadastro Técnico Multifinalitário – COBRAC. Florianópolis, 1996.

SERRANO, R. M.; VALCARCE, E. V. **Técnicas econométricas para el tratamiento de dados espaciales: la econométrica espacial**. Edicions Universita de Barcelona, Barcelona, 2000.

SILVA, E.; MENEZES, E. **Metodologia da pesquisa e elaboração de dissertação**. Florianópolis: Laboratório de ensino à distância, 2001.

SIMÕES, P.; SHRUBSALL, S.; NATÁRIO, I. **A Spatial Econometrics Analysis for Road Accidents in Lisbon**. Computational Science and its Applications - ICCSA 2014, PT III - Lecture Notes in Computer Science. ISBN 978-3-319-09150-1. Vol. 8581 (2014), pp. 269-283.

RUTHKOWSKI, E. L. B. **Cadastro técnico rural – Situação e expectativa**. In: Seminário Nacional de Cadastro Técnico Rural e Urbano, Curitiba, 1987.

TRIVELLONI, C. A. P. **Método Para Determinação do Valor da Localização Com Uso de Técnicas Inferênciais e Geoestatísticas na Avaliação Em Massa de Imóveis**. Tese de Doutorado, Universidade Federal de Santa Catarina, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil, 2005.

VERGARA, S. C. **Projetos e Relatórios de Pesquisa em Administração**. 2ª edição. São Paulo: Atlas, 1998.

VERGARA, S. C. **Métodos de Pesquisa em Administração**. 2ª edição. São Paulo: Atlas, 2005.