

Inferência espacial aplicada na Avaliação de Cidades: O Caso de Aracaju

Prof. Dr. Rubens Alves Dantas¹
Prof. Dr. José Luiz Portugal²
João Freire Prado³

¹ Engenheiro da CAIXA, Doutor em Economia
Departamentos de Engenharia Civil da UFPE e UPE
rubenss@dantas.eng.br.

² Engenheiro Cartógrafo, Doutor em Saúde Pública
Departamento de Engenharia Cartográfica da UFPE
portugal@rce.neoline.com.br.

³ Engenheiro Civil, Especializado em Engenharia de
Avaliações e Perícias e Gestão Pública
Diretor do Departamento de Cadastro Imobiliário da Prefeitura de Aracaju
joão.prado@aracaju.se.br

Resumo: A inferência espacial tem se mostrado uma ferramenta de suma importância para a avaliação de imóveis, principalmente quando se trata de avaliações em massa, na elaboração da Planta de Valores. Quer seja para cobrança de IPTU, ITBI ou ainda como um instrumento de planejamento urbano, a Planta Espacial de Valores leva vantagem sobre aquela tradicionalmente utilizada no Brasil, uma vez que considera o georreferenciamento dos dados e permite a identificação dos efeitos de interação espacial. Vários trabalhos científicos têm demonstrado que a incorporação destes efeitos ao modelo de avaliações reduz a margem de erros e responde com maior fidelidade o comportamento do mercado imobiliário. A metodologia denominada de Avaliação de Cidades por Inferência Espacial proposta utiliza o processo de processo de Krigeagem (Matheron, 1965). Ao final apresenta-se um estudo de caso para a cidade de Aracaju-SE.

Palavras Chave: Planta de valores, Inferência Espacial, Variograma, Krigeagem.

Abstract : The Plant of Values is very important for the cities in the collection of taxes, planning and the urban development. This works have been elaborated with the use of the Classic Model of Regression. However, The spatial effect is very common in the real estate data and is necessary to consider it in the evaluations. In this direction, the Spatial Inference can serve of great aid. This paper shows the methodology by Krigeagem, Process (Matheron, 1965). To validate this estimated, a study of case for Aracaju city, in Sergipe, Brazil.

Key words: Plant of values, Spatial inference, Variogram, Kriging

1. INTRODUÇÃO

A inferência espacial tem se mostrado uma ferramenta de suma importância para a avaliação de imóveis, principalmente quando se trata de avaliações em massa, que podem se estender para toda uma cidade, na elaboração da Planta de Valores. Quer seja para cobrança de IPTU - Imposto Predial e Territoriais Urbano ou de ITBI – Imposto de Transmissão de Bens Imobiliários, ou ainda como um instrumento de planejamento urbano, a Planta Espacial de Valores leva vantagem sobre aquela tradicionalmente utilizada no Brasil, uma vez que considera dados georreferenciados, o que permite a identificação dos efeitos de interação espacial presente nos mesmos. Vários trabalhos científicos têm demonstrado que a incorporação destes efeitos ao modelo de avaliações, reduz a margem de erros nos valores encontrados, espelhando com maior fidelidade o comportamento do mercado imobiliário. A própria norma brasileira de avaliação de bens, na parte de imóveis urbanos, NBR 14.653-2, da Associação Brasileira de Normas Técnica, ABNT, traz o seguinte texto no item 8.2.1.4.3:

Quaisquer que sejam os modelos utilizados para inferir o comportamento do mercado e formação de valores devem ter seus pressupostos devidamente explicitados e testados. Quando necessário, devem ser intentadas medidas corretivas, com repercussão na classificação dos graus de fundamentação e precisão.

Ainda complementa no item A.2.1:

*Ressalta-se a necessidade, quando se usam modelos de regressão, de observar os seus pressupostos básicos, apresentados a seguir, principalmente no que concerne à sua especificação, normalidade, homocedasticidade, não-multicolinearidade, **não-autocorrelação**, **independência** e inexistência de pontos atípicos, com o objetivo de obter avaliações não-tendenciosas, eficientes e consistentes ...*

Assim, ao utilizar o método Comparativo Direto de Dados de Mercado, previsto na referida norma, com base no Modelo Clássico de Regressão, torna-se necessário a verificação do pressuposto da independência dos resíduos, não somente sobre os aspectos de autocorrelação serial e temporal, mas também sob a ótica espacial, pois a presença de efeitos de autocorrelação espacial, muito comum nos dados imobiliários, pode gerar sérios problemas ao trabalho avaliatório. A realização da verificação da hipótese de não-autocorrelação espacial, exige que se disponha dos dados georreferenciados e uma simples plotagem espacial dos mesmos no espaço pode denotar a existência de problemas, caso existam clusters de resíduos de mesmo sinal. Contudo, através da construção de variogramas, pode-se realizar o diagnóstico com maior precisão. Identificada a existência da autocorrelação espacial, uma das maneiras de corrigir as tendências dos valores estimados é utilizar metodologia proposta neste trabalho, denominada de **Avaliação de Cidades por Inferência Espacial**, utilizando-se o processo de Krigeagem, desenvolvido por Matheron (1965). Com base nesta metodologia pode-se identificar, pela planta espacial de valores e pelo gradiente das linhas de iso-valores, os vetores de crescimento da cidade, identificar zonas homogêneas, bem como aquelas prejudicadas ou beneficiadas fiscalmente, o que pode sinalizar a ruptura do princípio da equidade fiscal, implicando na necessidade de reajuste destes valores. Sem embargo, uma visão da distribuição espacial dos preços, a partir da planta de valores, pode servir de grande ajuda na elaboração de planos diretores, previstos no Estatuto da Cidade, criado pela Lei 10.257 de 10 de junho de 2001, como também para os diversos órgãos ligados ao planejamento e desenvolvimento urbano, tendo em vista que a partir da estrutura espacial do valor dos bens urbanos é que se materializam fenômenos como a hierarquização social e a atração – repulsão entre classes sociais. Contudo, para uma avaliação segura da cidade torna-se necessário uma boa base cadastral e também a existência de base cartográfica em meio digital.

Este trabalho será composto por 5 (cinco) seções, inclusive esta introdução. Na seção 2 será apresentada uma metodologia para realização do cadastro municipal e a metodologia de inferência espacial será descrita na seção 3. Um estudo de caso para a cidade de Aracaju comporá a 4ª seção e na 5ª são apresentadas as conclusões e recomendações.

2. CUIDADOS NA ELABORAÇÃO DA BASE CADASTRAL

Para cumprir determinações constitucionais, se faz necessário que o Gestor Municipal possua um conjunto de informações que o permita efetivar o lançamento tributário de maneira justa e equitativa. Só através do cadastro técnico municipal confiável, o administrador poderá conhecer o território e identificar os vários elementos (proprietários dos imóveis, áreas, valores venais, atividades exercidas pelas pessoas físicas e jurídicas) que serviram de base para o planejamento territorial e de arrecadação dos tributos imobiliários.

A lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), Lei Complementar nº 101 de 04/05/2000 exige a necessidade dos órgãos públicos possuírem um controle de suas receitas e despesas, impondo um planejamento mais técnico e transparente, evitando evasão e renúncia fiscal, melhorando assim a sua arrecadação própria que só poderá ser efetivada se possuir um cadastro consistente e atualizado.

Os cadastros municipais possuem várias denominações, o que às vezes gera muita confusão, podendo ser encontrados como: cadastro fiscal, cadastro técnico, cadastro técnico multifinalitário e cadastro imobiliário, etc. Quase todos os conceitos baseiam-se no registro descritivo e geométrico da propriedade, onde as fotografias aéreas, como mostrado na figura 2.1, são uma fonte valiosa para compor estes tipos de registros.

Segundo LEITE (1993), o Cadastro Técnico Municipal -CTM pode ser organizado em conjuntos de informações de uso múltiplo, para fins de planejamento urbano e rural, tributação, controle do uso e ocupação do solo, localização e elaboração de projetos de equipamentos de infra-estrutura. MENDONÇA (1973) conceitua o CTM como um conjunto de arquivos que contém o registro de dados de base imobiliária urbana. As finalidades mais imediatas do CTM se referem ao planejamento físico e controle do uso do solo, a arrecadação municipal e a implantação dos serviços. ZANCAN (1996) identifica o cadastro técnico urbano como um conjunto de informações descritivas da propriedade imobiliária pública e particular, dentro do perímetro urbano de uma cidade, apoiado sempre em sistema cartográfico próprio.

O que podemos observar, é que não há uma diferença substancial entre os conceitos acima citados. Todos partem do ponto do fracionamento e uso do solo urbano, a fim de atender a objetivos específicos, como armazenar informações que sejam voltadas para a arrecadação municipal ou atentar para a organização administrativa das Prefeituras.

Não existe um modelo único para implantação de um cadastro técnico municipal -CTM, isso se justifica em virtude das grandes diferenças regionais e do porte de cada Município também se deve avaliar a capacidade de investimento de cada ente federativo. Porém, o CTM básico deve possuir componentes fundamentais que são: o CADIM- Cadastro Imobiliário, o CADLOG- Cadastro de Logradouros e o CADMOB - Cadastro Mobiliário ou Comercial, além da base cartográfica digital do município.

As informações cadastrais dos imóveis são obtidas através de dados coletados no BCI – Boletim de Cadastro Imobiliário e a do logradouro pelo BCL – Boletim de Cadastro Logradouros, esses atributos identificados reveste-se de suma importância para a utilização efetiva e justa dos critérios definidos na planta de valores.

Para o uso efetivo do CTM precisamos de uma ferramenta moderna, sendo imprescindível, neste caso, ter a disposição da administração municipal um mapa ou base cartográfica digital precisa e atualizada, dados alfanuméricos dos cadastros e banco de dados de órgãos internos e externos e um Sistema de Informações Geográficas - SIG. Um SIG é um sistema que permite realizar análises complexas, ao integrar dados de diversas fontes e ao criar banco de dados georreferenciado. Tornam ainda possível automatizar a produção de documentos cartográficos.

Na administração municipal as atividades típicas do nível gerencial são aquelas relativas ao planejamento e gerenciamento urbano. Neste caso os SIG e a análise estatística espacial são utilizados como ferramentas de análise espacial, modelagem, simulação de situações, elaboração de Planta de Valores Espaciais, etc.

A seguir serão apresentados alguns critérios e produtos para um projeto de implantação da base cadastral, principalmente para cidades de médio e grande porte: análise preliminar de produtos pré-existentes(fotos aéreas, mapas, ortofotos, dados dos imóveis, plantas de quadras etc.); desenvolvimento da base cartográfica digital georreferenciada; definição de boletins de cadastro, BCI e BCL de forma a conter os atributos para os cálculos dos tributos e também para o planejamento urbano; manutenção de uma equipe permanente para atualização da base cadastral; integração dos cadastros advindos de diferentes setores das secretarias e de órgãos municipais; capacitação dos técnicos envolvidos no processo; existência de sistema tributário moderno, compatível e integrado a um sistema de informações geográficas; intercâmbio com os cartórios, concessionárias e instituições afins; sistematização das atividades de coleta de campo simplificadas e otimizadas; consideração dos aspectos de cidade legal versus cidade real e multifinalitário; manutenção do cadastro técnico integrado ao cadastro sócio-econômico.

3. METODOLOGIA

Existem duas formas de se diagnosticar a presença de efeitos espaciais em dados imobiliários. Pela análise gráfica do variograma ou utilizando-se testes estatísticos específicos como os testes de Moran I e os testes LM (Multiplicador de Lagrange). No primeiro caso, a inferência espacial é realizada pelo processo Krigeagem Residual Iterativo (KRI), que será apresentada a seguir. Pela outra metodologia, estes efeitos são diagnosticados através da construção de matrizes de vizinhança. Uma boa resenha sobre a outra metodologia pode ser encontrada em Anselin (1988). Algumas aplicações podem ser encontradas em Can (1990 e 1992), Case, *at al.* (1991), Dantas *at al.* (2002b), Garcia, *at al.* (2002) de Dantas (2003).

O método de Krigeagem tem por fundamento a Teoria da Variável Regionalizada (TVR). Essa teoria identifica que a distribuição espacial de uma variável é expressa pela soma de três componentes: uma componente estrutural, tendo uma média constante ou tendência; uma componente aleatória espacialmente correlacionada, também chamada de variação regionalizada; uma componente aleatória não correlacionada espacialmente (erro residual). Assim, o valor de imóvel em uma posição $\mathbf{x}$, representado por $Z(\mathbf{x})$, fica definida por

$$Z(\mathbf{x}) = m(\mathbf{x}) + \epsilon'(\mathbf{x}) + \epsilon'', \quad (3.1)$$

Onde $m(\mathbf{x})$ é uma função determinística descrita pela componente estrutural de Z em $\mathbf{x}$, $\epsilon'(\mathbf{x})$ é a variação regionalizada e ϵ'' um resíduo, ou seja, o ruído gaussiano espacialmente independente, com média zero e variância σ^2 .

Caso não exista tendência, $m(\mathbf{x})$ pode ser considerado o valor médio da variável, dentro da região amostral, e assim, o valor esperado da diferença entre duas posições $\mathbf{x}$ e $\mathbf{x}+\mathbf{h}$, separados por uma distância $\mathbf{h}$, será zero, ou seja:

$$E [Z(\mathbf{x}) - Z(\mathbf{x}+\mathbf{h})] = 0, \quad (3.2)$$

Onde $Z(\mathbf{x})$ e $Z(\mathbf{x}+\mathbf{h})$ são os valores da variável Z nas posições $\mathbf{x}$ e $\mathbf{x}+\mathbf{h}$.

Assumindo, ainda que, a variância das diferenças depende somente da distância $\mathbf{h}$, entre as variáveis, tem-se:

$$E\{[Z(\mathbf{x}) - Z(\mathbf{x}+\mathbf{h})]^2\} = E\{[\epsilon'(\mathbf{x}) - \epsilon'(\mathbf{x}+\mathbf{h})]^2\} = 2\gamma(\mathbf{h}), \quad (3.3)$$

Onde $\gamma(\mathbf{h})$ é chamado de semivariância.

As condições de estacionaridade (3.2) e a variância das diferenças (3.3) definem as exigências da hipótese intrínseca da teoria da variável regionalizada. Quando estas condições forem satisfeitas, a semivariância é estimada a partir dos pontos amostrais por:

$$\gamma(\mathbf{h}) = (1/2n) \sum \{z(\mathbf{x}_i) - z(\mathbf{x}_i + \mathbf{h})\}^2, \quad (3.4)$$

Onde n é o número de pares de pontos amostrais, com atributos $\mathbf{z}$, separados por uma distância $\mathbf{h}$.

O gráfico $\gamma(\mathbf{h})$ versus $\mathbf{h}$ é chamado variograma experimental, que pode aproximar-se de um modelo teórico (esférico, exponencial, linear ou gaussiano).

Teoricamente, a semivariância deveria ser zero quando $\mathbf{h}$ o fosse, isso devido à diferença entre mesmos pontos ser zero, por definição. Na prática isso não acontece, o que é explicado pela existência de erros de medição associadas às variações espaciais de muito pequena amplitude, que não podem ser resolvidas. Os valores positivos de $\gamma(\mathbf{h})$ quando $\mathbf{h}$ tende a zero são, então, uma estimativa de ϵ'' . Isto é, da variabilidade total observada nos resíduos estimados no modelo tradicional de regressão, representada pelo platô ($c_0 + c_1$), o efeito pepita (c_0) correspondente à parte aleatória, sendo o restante (c_1) autocorrelacionada espacialmente. O alcance (a) é a porção mais importante do semivariograma, pois identifica os valores de $\mathbf{h}$ onde existe dependência espacial, ou seja, o raio de influência da dependência espacial.

O semivariograma pode ser empregado para determinar os pesos necessários a uma interpolação local. Este procedimento é derivado de uma análise espacial estatística de dados amostrais, de acordo com o modelo:

$$\hat{z}(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot z(x_i), \quad (3.5)$$

com $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$, onde λ_i são pesos escolhidos de modo que $\hat{z}(x_0)$ é estimado sem tendência e que a discrepância da estimativa $\hat{\sigma}_e^2$, é menor que qualquer outra combinação linear dos valores observados e obtidos quando $\sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma(x_i, x_j) + \theta = \gamma(x_i, x_0)$, para todo j . O valor de $\gamma(x_i, x_j)$ é a semivariância de z entre os pontos amostrais x_i e x_j , o valor de $\gamma(x_i, x_0)$ é a semivariância entre os pontos amostrais x_i e o a ser estimado x_0 , sendo que ambos são obtidos pelo semivariograma correspondente. O valor de θ é um multiplicador de Lagrange requerido para minimização da variância.

Desta forma, a estimação espacial para um imóvel situado em uma determinada posição geográfica x_0 é encontrada pelo modelo:

$$Z(x_0) = m(x_0) + z(x_0), \quad (3.6)$$

onde $z(x_0)$ é o estimador de krigeagem que mede os efeitos espaciais microlocalizativos, isto é os efeitos de dependência a pequena escala espacial.

Este método, conhecido por krigeagem ordinária (*ordinary kriging*) é um interpolador exato, pois quando as equações são empregadas, os valores interpolados ou a melhor média local, coincidirão com os valores dos pontos de amostrais. Isso significa dizer que, os pontos amostrais obtidos por interpolação, não terão seus valores alterados. A informação sobre a confiança dos valores interpolados é obtida através do erro de estimação $\hat{\sigma}_e^2$, também conhecido como a discrepância de krigeagem.

4. UM ESTUDO DE CASO PARA A CIDADE DE ARACAJU

4.1 A CIDADE DE ARACAJU

Aracaju era apenas mais um povoado do Estado de Sergipe que tinha por capital a cidade de São Cristóvão, até que surge a idéia de se ter um núcleo urbano para ser capital do Estado e atender às necessidades de escoamento da produção açucareira do Vale do Cotinguiba. O lugar escolhido foi o povoado de Santo Antônio de Aracaju. Em 1855, Aracaju foi elevada à condição de cidade e a capital foi transferida. A cidade faz parte da região de Produção Nordeste da Petrobrás, possuindo indústrias no setor têxtil e confecções, artigos de couro, sabão, cal, extração de petróleo, além de um grande potencial turístico. Atualmente ocupa uma área de 182,0 km² possuindo uma população de 491.898 habitantes (IBGE 2004), com aproximadamente 4.900 quadras, 115.000 mil lotes e 175.000 unidades imobiliárias cadastradas, distribuídos em 37 bairros e uma zona de expansão urbana.

4.2 DESCRIÇÃO DA AMOSTRA

Para efeito de realização da inferência espacial, trabalhou-se com uma amostra de 1055 dados de terrenos, distribuídos por todos os bairros da cidade de Aracaju. Esta amostra contém informações relativas ao período de 2005, sobre as características físicas dos terrenos (área, frente, topografia, situação na quadra, infra-estrutura, situado ou não em condomínio fechado), locais (logradouro e bairro) e econômicas (oferta ou venda). Como variáveis locais, foram utilizadas as coordenadas geográficas de cada terreno¹, compatibilizadas com uma planta digitalizada da cidade do Aracaju, através do uso do programa ArcView.

4.3 MODELO TRADICIONAL DE AVALIAÇÃO

Para estimação empírica do modelo (3.4) utiliza-se inicialmente o Modelo Clássico de Regressão, via Mínimos Quadrados Ordinários (**MQO**), tomando-se como variável dependente o logaritmo do preço

¹ Medidas em UTM, sigla de Universal Transversa de Mercator.

unitário dos terrenos na posição geográfica $x = (E, N)$, ou seja $Z(x)$, onde E e N são as coordenadas medidas em UTM. Na parte determinística do modelo, $m(x)$, considerou-se como variáveis estruturais a área do terreno (AR), a frente (FR), a infra-estrutura (PA), Topografia (TO), Transação (TR), Oferta (OF), Condomínio (CO), Eixo (EI) e Setor (SE). Incluiu-se ainda nesta parte um polinômio de tendência do segundo grau, que consiste em inserir como variáveis explicativas do modelo as coordenadas geográficas dos edifícios onde estão localizados os terrenos (E e N), seus quadrados (E^2 e N^2) e interação entre elas (EN). Este polinômio tem como objetivo filtrar as variações dos preços a grande escala espacial, restando apenas os efeitos microlocalizativos. Para evitar problemas graves de multicolinearidade, geralmente presentes neste tipo de modelo, utilizam-se as coordenadas transformadas em termos de desvios em relação à média (Olmo e Guervós, 2002). As variáveis qualitativas PA, TO e CO foram adotadas como *dummies*, assumindo valor 1 para cada uma se os terrenos forem servidos por pavimentação, com topografia plana e se situarem em condomínio fechado, respectivamente, e zero em caso contrário; a natureza do evento foi tratada com duas *dummies* TR e OF, que assumem valores 1 se os preços são provenientes de transações ou ofertas, respectivamente, e zero se são dados oriundos de valores atribuídos para fins de ITBI; A variável EI assumiu valores 3 para eixos principais, 2 em eixos secundários e 1 nos demais casos; para diferenciar nível socioeconômico os diversos setores da cidade, considerou-se a variável SE como uma variável *proxy* de macro localização, representada pela renda média do chefe da família, em salários mínimos, divulgada pelo censo do IBGE (2000).

O ajustamento do modelo de regressão tradicional, incluindo-se um polinômio de tendência do segundo grau, encontra-se na tabela 4.1. Pelos resultados obtidos pode-se observar que os sinais dos coeficientes das variáveis independentes estão coerentes com o mercado, pois há expectativas de elevação dos valores unitários dos terrenos com aumento do padrão socioeconômico do setor censitário onde está localizado, com a quantidade de metros de frente, em condomínio fechado e em rua pavimentada. É esperado, também, que os terrenos com maior porte, tenham o seu valor unitário menor e que as ofertas sejam superiores aos valores de transação, em condições *ceteris paribus*.

Pelos resultados da tabela 4.1, pode-se observar que os coeficientes das variáveis explicativas mostraram-se estatisticamente significantes ao nível de 6% quando utilizado o teste *t*. Pela análise dos coeficientes do polinômio de tendência, observa-se que apenas a coordenada E não é significativa ao nível de 5%, indicando que as maiores variações dos preços, a grande escala espacial, ocorrem no sentido norte-sul. Realmente isto pode ser verificado em função do bairro de Mosqueiro que se situa na parte sul da cidade, que abrange quase 40% da sua extensão, ser o trecho de menor preço de m^2 de terrenos. Verifica-se que o modelo apresenta poder explicativo baixo de 56% e a hipótese nula de que o conjunto de variáveis explicativas adotadas não é importante para explicar a variabilidade observada nos preços dos terrenos é fortemente rejeitada quando utilizado o teste *F*.

Tabela 4.1
Modelo de Regressão Tradicional com Polinômio de Tendência do Segundo Grau

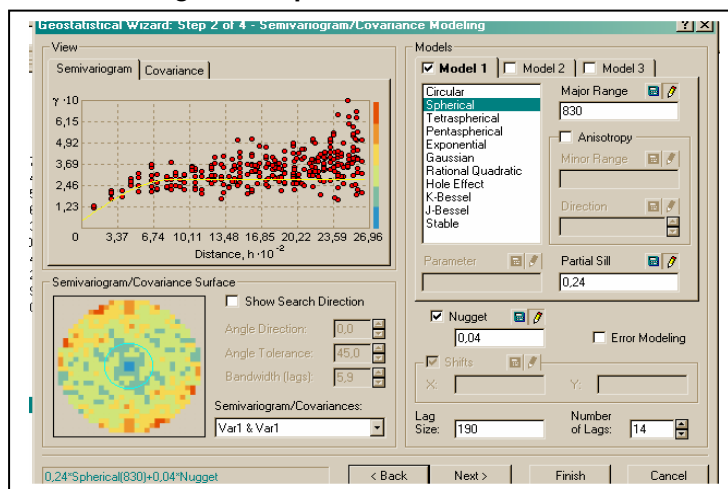
Variável	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t	Probabilidade
Interseção	2,962421554	0,108741	27,24294	8,8254E-124
Transação	0,471278405	0,090205	5,224499	2,10913E-07
Oferta	0,537758565	0,038624	13,92304	1,56218E-40
Pavimentação	0,123118467	0,037915	3,247242	0,001202534
Topografia	0,24159405	0,091666	2,635584	0,008524256
Condomínio	0,29357643	0,071826	4,087318	4,69994E-05
Área	-3,42077E-05	6,19E-06	-5,52978	4,05483E-08
Frente	0,002408136	0,000596	4,041605	5,69988E-05
Renda	0,099951578	0,006592	15,16196	4,59651E-47
Eixo	0,065633006	0,027817	2,359456	0,018485766
E	2,64766E-05	1,37E-05	1,928274	0,054092961
N	3,67362E-05	5,66E-06	6,494415	1,28922E-10
E ²	-2,31313E-08	3,27E-09	-7,08189	2,61508E-12
N ²	-3,0706E-09	7,27E-10	-4,22403	2,60996E-05
E*N	1,94519E-08	2,14E-09	9,088017	4,97484E-19
R-Quadrado	0,56			
Estat. F (prob)	0,00			

Observe que no modelo ajustado foram consideradas apenas as características macrolocalizativas existentes nos dados, não sendo levada em conta ainda a influência que os dados exercem sobre os seus vizinhos, a pequena escala espacial. Ou seja, nos resíduos deste ainda estão presentes duas componentes: $\epsilon'(x) + \epsilon''$, e apenas ϵ'' é distribuído de forma independente. Neste caso os resíduos estimados ainda podem estar contaminados com os efeitos de dependência espacial a pequena escala espacial, sendo necessário se realizar os testes de autocorrelação espacial, para atender o que preconiza a NBR 14.652-2, nos seus itens 8.2.1.4.3 e A.2.1, conforme mostrado a seguir.

4.4 DIAGNÓSTICO DA AUTORRELAÇÃO ESPACIAL

Para realizar diagnóstico dos efeitos de autocorrelação espacial constrói-se o variograma ajustado aos resíduos estimados na tabela 4.1, utilizando-se o módulo Geoestatística do programa **ARCGIS**, que se encontra na figura 4.1.

Figura 4.1
Variograma Experimental e Teórico dos Resíduos



Observa-se que o modelo do variograma é do tipo esférico, cujos parâmetros estão na equação:

$$\chi(h) = C_0 + C_1[1,5(h/a) - 0,5(h/a)^2] \text{ para } h < a \text{ e } \chi(h) = C_0 \text{ para } h \geq a, \quad (4.1)$$

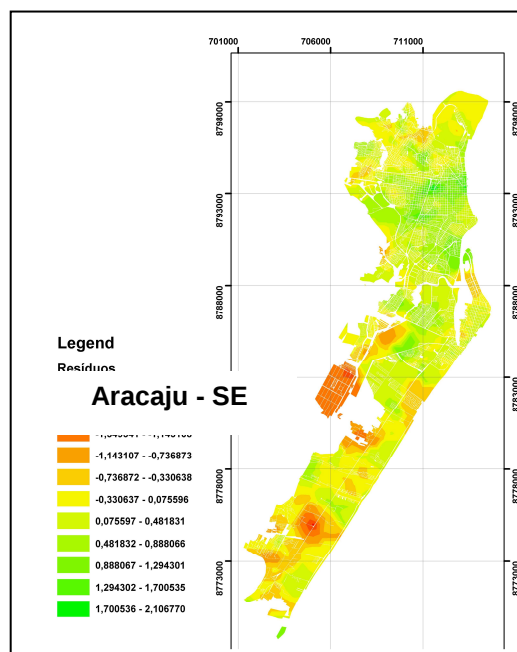
Onde: $C_0 = 0,04$ (efeito pepita); $C_1 = 0,24$; $C_0 + C_1 = 0,28$ (platô) e $a = 830$ metros (alcance).

O efeito pepita indica que $14,3\% = (0,04/0,28) \cdot 100$ da variabilidade total dos resíduos se deve à componente aleatória e os $85,7\%$ restantes são explicados pela componente de autocorrelação espacial existente nos resíduos. O alcance de 830m , indica que a variância cresce até uma distância de cerca de 830m entre os imóveis, havendo a partir de então uma tendência de estabilização. Este comportamento gráfico indica que existe um raio de influência de contágio espacial de cerca de 830m , tornando-se desprezíveis estes efeitos, a pequena escala espacial, a partir de deste limite. Assim, há evidências de que os terrenos de preços semelhantes tendem a se situar próximos uns dos outros, ou melhor, existe um agrupamento de terrenos de preços elevados e também os terrenos menos valorizados têm vizinhos na mesma faixa de preço, indicando a necessidade de correção dos valores estimados por Mínimos Quadrados Ordinários, através aplicação uma variável regionalizada, o que será mostrado na próxima seção.

4.5 INFERÊNCIA ESPACIAL POR KRIGEAGEM

Com base na estrutura definida pelo variograma na forma esférica, realiza-se a inferência espacial, através do processo de krigeagem, obtendo-se o mapa de distribuição espacial da componente responsável pelas variações microlocalizativa nos resíduos, $z(x_0)$, conforme figura 4.2, que será utilizada para correção das estimativas de mínimos quadrados ordinários, encontradas no modelo ajustado na tabela 4.1.

Figura 4.2
Mapa de distribuição espacial da componente microlocalizativa

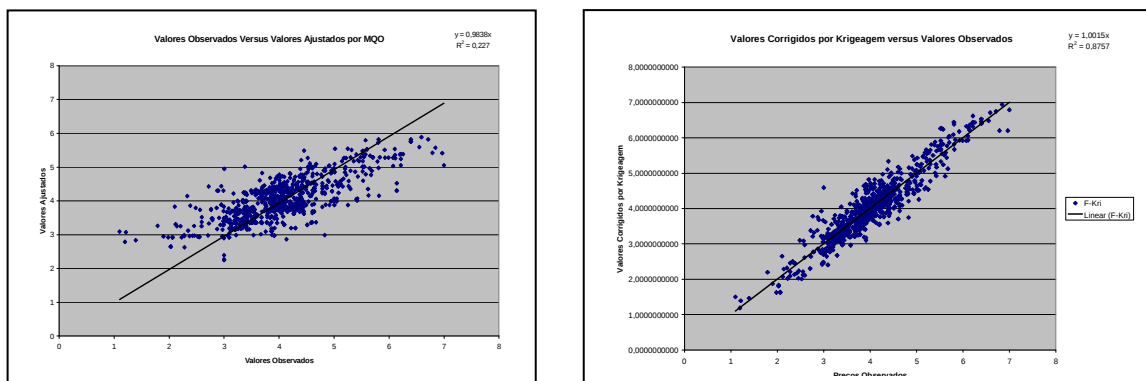


Pela figura 4.2, identificam-se as correções necessárias para elaboração da Planta Espacial de Valores, que será mostrada na Figura 4.3.

Pela figura 4.3 pode-se verificar a potencialidade da metodologia adotada, quando se comparam os gráficos dos valores ajustados versus preços observados, considerando-se os valores obtidos pela metodologia tradicional (esquerda) e pelo modelo de inferência espacial (direita).

Comparando-se os resultados verifica-se uma sensível melhoria no ajustamento do modelo de avaliação quando se considera a componente microlocalizativa. Verifica-se ainda que houve uma sensível redução na soma dos quadrados dos resíduos obtidos pelo processo Mínimos Quadrados Ordinários, de 282,59, no modelo tradicional de avaliações, para 89,11 no modelo de inferência espacial. Neste caso, o poder de explicação, que no modelo tradicional foi de 56%, passa a 86% no modelo espacial.

Figura 4.3
Gráficos dos valores ajustados pelos modelo tradicional e pelo modelo espacial

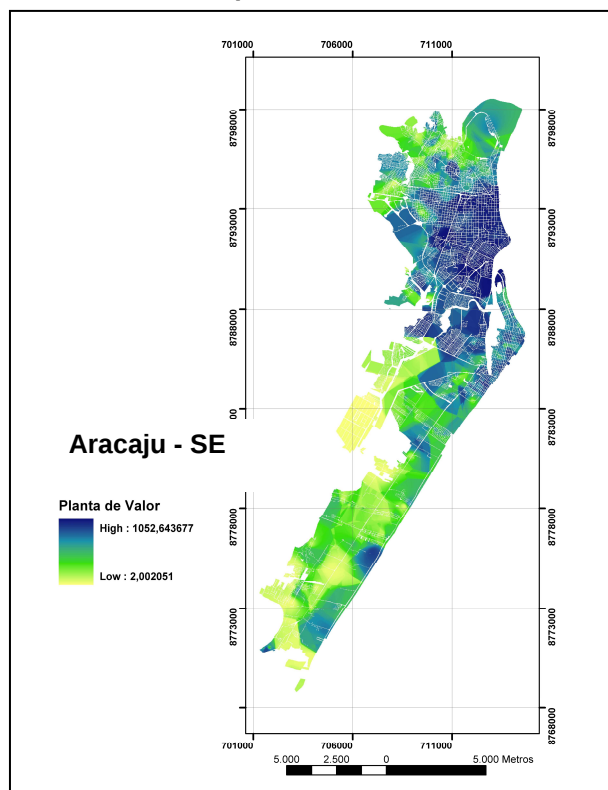


Com base no modelo espacial inferido, parte-se para avaliação da cidade, como se mostra na seção seguinte.

4.6 AVALIAÇÃO DA CIDADE

A partir do modelo de regressão ajustado na tabela 4.1, e consideradas as correções locais obtidas no mapa de distribuição espacial da componente microlocalizativa, exibidos na figura 4.2, gera-se a Planta Espacial de Valores (PEV) mostrada na figura 4.4. Com base na PEV podem ser estimados os valores de mercado de cada terreno a partir do conhecimento das suas coordenadas UTM. A distribuição espacial dos valores mostra as regiões marcadas azul como as mais valorizadas e em amarelo as áreas de menor valorização.

Figura 4.4
Planta Espacial de Valores



5. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

Em virtude do exposto pode-se concluir que a **inferência espacial** permite encontrar valores mais justos para os imóveis, evitando, desta forma, efeitos danosos para os consumidores e para a administração municipal. Além disto esta metodologia permite a avaliação individualizada de todos os imóveis da cidade, a partir do conhecimento das suas coordenadas geográficas, e não apenas a demonstração de valores genéricos, como ocorre na elaboração tradicional da Planta Genérica de Valores. A partir do mapa de distribuição espacial de valores, pode-se identificar com facilidade as zonas infra ou supra valoradas de uma cidade, isto é beneficiadas ou prejudicadas fiscalmente, o que pode resultar em maior arrecadação de impostos e bem-estar social. A Planta Espacial de Valores pode ajudar ainda aos diversos órgãos governamentais e não governamentais ligados ao planejamento e desenvolvimento urbano, uma vez que através dos mapas de iso-valores podem-se identificar os pólos de atração e repulsão de determinadas classes sociais, como também definir as regiões em ascensão ou decadência da cidade.

Durante o tratamento dos dados pode-se observar a superioridade do Modelo Espacial sobre o modelo tradicionalmente de avaliação, quando se observou que a consideração da variável regionalizada, que capta os efeitos microlocalizativos, gerou uma redução na soma dos quadrados dos resíduos de 282,59 (Modelo Tradicional) para 89,11 (Modelo Espacial), o que alterou o poder de explicação de 56% no Modelo Tradicional para 86% no Modelo Espacial.

As técnicas de estimação espacial utilizadas para avaliação de terrenos devem ser aplicadas para as demais tipologias de imóveis, de forma estimar o valor de todo o patrimônio imobiliário da cidade.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Anselin, L. (1988) "Spatial Econometrics: Methods and Models". *Dordrecht: Kluwer Academic*.
- Basu, S. e Thibodeau, T. (1998) "Analysis of spatial autocorrelation in house prices" *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17, 61-85.
- Carneiro, A. F. T. *Cadastro Imobiliário e Registro de Imóveis*. Coleção IRIB em Debate. Porto Alegre: Sérgio Antônio Fabis editor, 2003.
- Censo demográfico (2000) – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística- IBGE
- Dantas, R. A. (2001) *Engenharia de Avaliações – Uma Introdução à Metodologia Científica* – Ed. PINI - São Paulo.
- Dantas, R. A. (2002) *Ingeniería de Tasaciones – Una Introducción a la Metodología Científica* – Ed. Novo Horizonte - Venezuela.
- Dantas, R. A. e Cordeiro G.M. (2001) "Evaluation Of The Brazilian City of Recife Condominium Market Using Generalized Linear Models" *The Appraisal Journal*, Volume Lxix, Number 3, USA.
- Dantas, R., Sales, F., Chaves, R. e Magalhães, A. (2001) "Uma nova metodologia para avaliação de imóveis utilizando regressão espacial," *Anais do XI Congresso Brasileiro de Engenharia de Avaliações e Perícias*, Vitória-ES.
- Dantas, R.A, Rocha, F.S. y Magalhães, A. (2002a), "La importancia de la Regresión Espacial en la Tasación de Inmuebles" *Anais del I CONGRESO INTERNACIONAL EN TASACIÓN Y VALORACIÓN*, Valencia, Espanha.
- Dantas, R. A, Rocha, F.S. y Magalhães, A. (2002b) "Modelos Espaciales Aplicados en la Tasación de Inmuebles" *Anais del XX CONGRESO PANAMERICANO DE VALUACIÓN*, Buenos Aires, Argentina.
- Dantas, R. A. (2003) *Modelos Espaciais Aplicados ao Mercado Habitacional – Um Estudo de Caso para a Cidade do Recife* – Tese de Doutorado, Departamento de Economia, PIMES/UFPE.
- Diggle, P. H. (1983) *Statistical Analysis of Spatial Point Pattern*. London: Academic Press.
- Guervós, R.C. (1999) *Aproximación al Valor de la Vivienda Aplicación a la Ciudad de Granada*, Editorial Universidade de Granada.
- Leite, C. C.: *Cadastro Técnico in Cadernos CEPAM. Fundação Prof. Faria Lima. São Paulo – SP, 1993*.
- Matheron, G. (1965): *Les Variables Regionalisées et Leur Estimation*, Masson, Paris.
- Olmo, J. (1995) "Spatial estimation of housing prices and locational rents," *Urban Studies*, 32, 1331-1344.
- Olmo, J E Guervós, R. (2002) "Valoración Espacial del Precio de la Vivienda y del Suelo Mediante el Método de Krigeage" *Anais del I Congreso Internacional en Tasación y Valoración*, Valencia, Espanha.
- NBR-14.653-2: 2004 – "Norma Para Avaliação de Imóveis Urbanos." ABNT.
- Olmo, J. e Guervós, R.C. (2002) "Valoración Espacial del Precio de la Vivienda y del Suelo Mediante el Método de Krigeaje" *Anais do I Congresso Internacional de Avaliações - Universidade de Valência – Espanha*.
- Olmo, J. (1995) "Spatial estimation of housing prices and locational rents," *Urban Studies*, 32, 1331-1344.
- Prado, J. .F, Dórea, A.. F. e Fraga, P. C. (2004) "Goeprocessamento como Ferramenta de Gestão Tributária," Monografia do Curso de Pós-Graduação em Gestão Pública pela ESAF-FGV.
- Tobler, W. R. (1989) "Frame independent spatial analysis" In: *Accuracy of spatial databases*. (GOODCHILD, M & GOPAL, S., ed), pp. 115 - 122, London: Taylor & Francis.
- ZANCAN, E. C, *Avaliação de Imóveis em Massa para Efeitos de Tributos Municipais*. Rocha-livrotec. Florianópolis – SC, 1996.