

**IBAPE - XII COBREAP - CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE
AVALIAÇÕES E PERÍCIAS, BELO HORIZONTE/MG**

**ELABORAÇÃO DE PLANTAS DE VALORES SOB A ÓTICA DA INFERÊNCIA
ESPACIAL**

Autores

DANTAS, RUBENS ALVES

Engenheiro Civil, CREA 8349-D/PE, IBAPE-SP 1184, Doutorando em Economia
Departamento de Engenharia Civil da UFPE e Caixa Econômica Federal
Fone: (81) 3268.3888 - *e-mail radantas@elogica.com.br*

SÁ, LUCILENE ANTUNES CORREIA MARQUES

Engenheira Cartógrafa, Doutora em Engenharia Civil pela USP
Departamento de Engenharia Cartográfica da UFPE
e-mail: lacms@ufpe.br

PORTUGAL, JOSÉ LUIZ

Engenheira Cartógrafo, Doutorando em Saúde Pública
Departamento de Engenharia Cartográfica da UFPE
e-mail: portugal@ufpe.br

Resumo:

*A Planta de Valores é de grande importância para os municípios, tanto do ponto de vista de arrecadação de IPTU e ITBI, como também por representar um instrumento de planejamento e desenvolvimento urbano, na medida em que é nos valores dos imóveis que se manifestam as preferências da população, em relação a determinadas regiões da cidade. Neste sentido, a **Inferência Espacial** pode servir de grande ajuda, uma vez que através dos mapas de iso-preços pode-se identificar os pólos de atração e repulsão de classes sociais e as regiões em ascendência ou decadência da cidade. Estes trabalhos têm sido elaborados com base nos Modelos Clássicos de Regressão, que não são recomendados na presença de efeitos espaciais, muito comum nos dados imobiliários. A literatura tem mostrado que as avaliações realizadas por esta metodologia são tendenciosas, ineficientes ou inconsistentes. Estas anomalias podem ser facilmente corrigidas com a nova metodologia proposta neste trabalho. Um estudo de caso para uma base dados georeferenciada, com 147 apartamentos situados na zona norte da cidade do Recife-PE, mostra a potencialidade da metodologia proposta.*

Palavras Chave: *Planta de valores, Inferência Espacial, Krigeage.*

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 space effect is very common in the real estate data, the evaluations carried through for this methodology are tendentious, inefficient or inconsistent. In this direction, the **Space Inference** can serve of great aid.. To validate this estimated, a study of case for a base was elaborated given space, with 147 situated apartments in the Zone North of the city of Recife, in Pernambuco.

Key words: *Plant of values, Spatial inference, Krigage*

CURRICULOS RESUMIDOS DOS AUTORES

RUBENS ALVES DANTAS

Engenheiro Civil, Mestre em Engenharia de Produção e Doutorando em Economia pelo PIMES-UFPE, com conclusão prevista para julho de 2003. Professor assistente da UFPE e professor adjunto da Escola Politécnica de Pernambuco, da disciplina Engenharia de Avaliações, desde 1981. Engenheiro de Avaliações da Caixa Econômica Federal e membro da Comissão de Estudos instituída pela ABNT, para revisão da Norma para Avaliação de Bens, NBR-5676.

LUCILENE ANTUNES CORREIA MARQUES DE SÁ

Engenheira Cartógrafa, Mestre em Engenharia Civil pela UFSC, 1993. Doutora em Engenharia Civil pela USP, 2001; Professor Adjunto do Departamento de Engenharia Cartográfica.

JOSÉ LUIZ PORTUGAL

Engenheiro Cartógrafo; Mestre em Sistemas da Computação pela IME, 1992; Doutorando em Saúde Pública pela FIOCRUZ; Professor Assistente do Departamento de Engenharia Cartográfica.

1. INTRODUÇÃO

A Planta de Valores é de grande importância para os municípios, tanto do ponto de vista de arrecadação justa de IPTU - Imposto Prediais e Territoriais, como também para cobrança de ITBI – Imposto de Transmissão de Bens Imobiliários, além de representar um instrumento de planejamento. No Brasil estes trabalhos têm sido realizados pelo método Comparativo de Dados de Mercado, previsto na Norma de Avaliações de Imóveis Urbanos, NBR-5679/90, da Associação Brasileira de Normas Técnica, ABNT, utilizando-se o Modelo Clássico de Regressão. Contudo, na presença de efeitos espaciais, muito comum nos dados imobiliários, como demonstrado em Dantas *at al* (2002a e 2002b), as avaliações realizadas por esta metodologia são tendenciosas, ineficientes ou inconsistentes (Anselin, 1999). Estas anomalias são facilmente corrigidas com a nova metodologia proposta neste trabalho denominada de *Avaliação por Inferência Espacial*, utilizando-se o processo de Krigeage, desenvolvido por Matheron (1965). Com base nesta metodologia pode detectar, com segurança, as zonas infra ou supra valoradas de uma cidade (prejudicadas ou beneficiadas fiscalmente), o que pode sinalizar a ruptura do princípio da equidade fiscal, implicando na necessidade de reajuste deste 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. A longo prazo, são as preferências do consumidor que determinam tanto a configuração das cidade, quanto o entendimento das inter-relações que regem mercado imobiliário, refletidas nos preços implícitos de equilíbrio espacial entre produtores e consumidores, como definidos em Rosen (1974), itens fundamentais para a formulação de políticas habitacionais e urbanas sustentáveis. Esta metodologia permite ainda a visualização da distribuição espacial da renda, da população e das atividades econômicas do Município e do território sob sua área de influência, de modo que pode ajudar o poder público na implementação de políticas urbanas com o objetivo de evitar e corrigir as distorções do crescimento urbano e seus efeitos negativos sobre o meio ambiente.

Este trabalho será composto por 4 (quatro) seções, inclusive esta introdução. Na seção 2 será apresentada a metodologia de inferência espacial, na seção 3 será realizado um estudo de caso para o Recife-PE, com base em uma base dados georeferenciada de apartamentos situados na zona norte da cidade e na seção 4, são apresentadas as conclusões e recomendações.

2 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 Interativo (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 a metodologia de pode ser encontrada em Anselin (1988). Algumas aplicações podem ser encontradas em Can (1990 e 1992), Case, *at al.* (1991), Dantas *at al.* (2002b) e Garcia, *at al* (2002).

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 x , representado por $Z(x)$, fica definida por

$$Z(x) = m(x) + \varepsilon'(x) + \varepsilon'', \quad (2.1)$$

onde $m(x)$ é uma função determinística descrita pela componente estrutural de Z em x , $\varepsilon'(x)$ 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, $m(x)$ pode ser considerado o valor médio da variável, dentro da região amostral, e assim, o valor esperado da diferença entre duas posições x e $x+h$, separados por uma distância h , será zero, ou seja:

$$E [Z(x) - Z(x+h)] = 0, \quad (2.2)$$

onde $Z(x)$ e $Z(x+h)$ são os valores da variável Z nas posições x e $x+h$.

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

$$E\{[Z(x) - Z(x+h)]^2\} = E\{[\varepsilon'(x) - \varepsilon'(x+h)]^2\} = 2\gamma(h), \quad (2.3)$$

onde $\gamma(h)$ é chamado de semivariância.

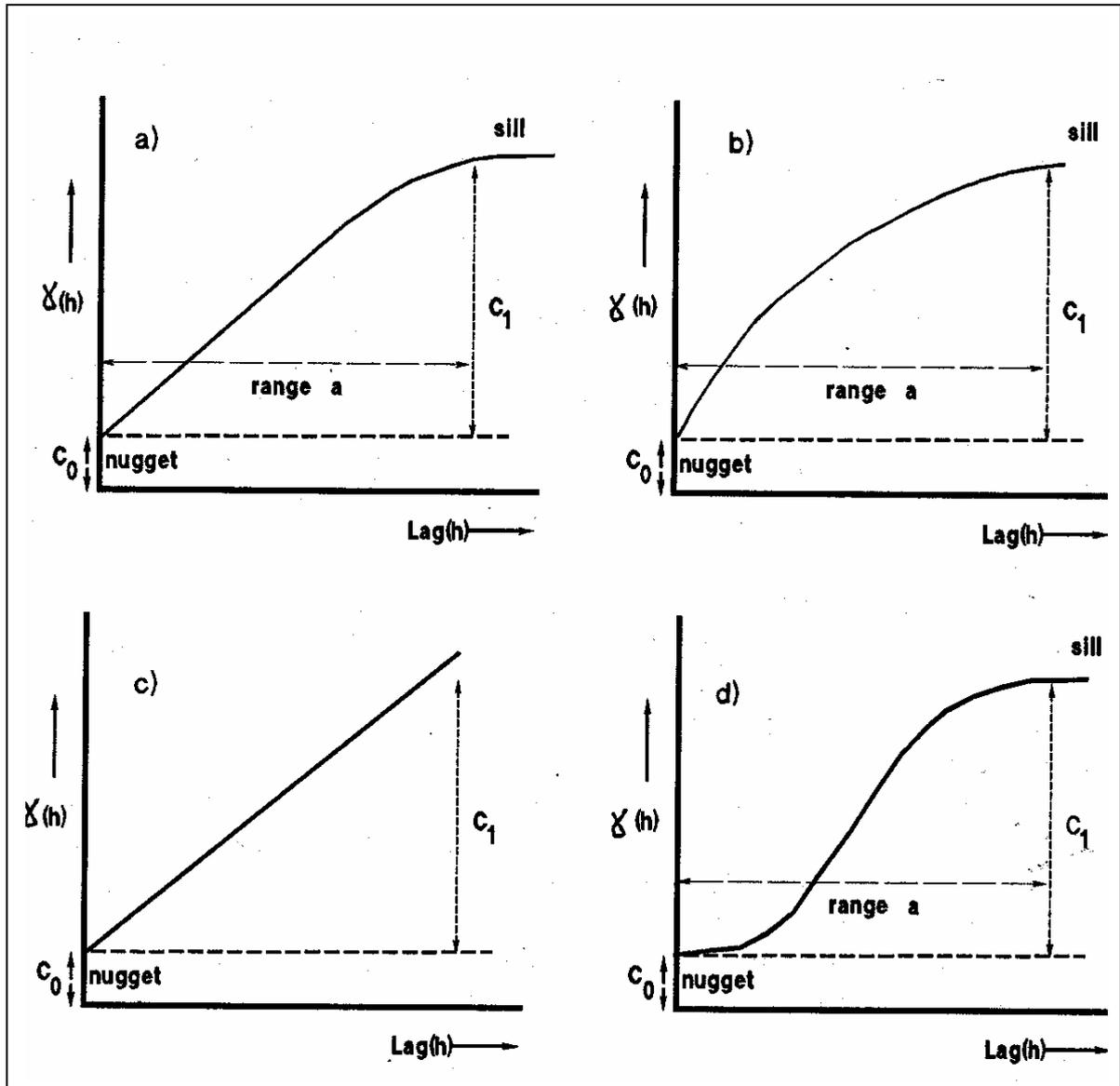
As condições de estacionaridade (2.2) e a variância das diferenças (2.3) definem as exigências da hipótese intrínseca da teoria da variável regionalizada. Quando estas condições forem satisfeitas, a semivariância é estimada a partir dos pontos amostrais por:

$$\gamma(h) = (1/2n) \sum \{z(x_i) - z(x_i + h)\}^2, \quad (2.4)$$

onde n é o número de pares de pontos amostrais, com atributos z , separados por uma distância h .

O gráfico $\gamma(h)$ versus h é chamado variograma experimental, que pode aproximar-se de um modelo teórico (esférico, exponencial, linear ou gaussiano) conforme mostrado na Figura 2.1.

Figura 2.1
Modelos Teóricos do Variograma



Nota: (a) esférico, (b) exponencial, (c) linear e (d) gaussiano

Observa-se na figura 2.1 que o variograma é composto por três partes distintas: a primeira (c_0), conhecida por efeito pepita (*nugget*), que corresponde ao intercepto com o eixo y , isto é, onde $h = 0$; a segunda (c_1) denominada platô (*sill*), correspondente à porção vertical do semivariograma e a terceira (a) chamada alcance (*range*).

Teoricamente, a semivariância deveria ser zero quando h o fosse, isso devido a 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 $\gamma(h)$ quando h tende a **zero** são, então, uma estimativa de σ^2 . A interpretação do platô é que os valores de h , não se caracteriza dependência espacial entre os pontos, pois as estimativas da variância das diferenças serão invariantes, enquanto que o alcance (*range*), é a porção mais importante do semivariograma, pois identifica os valores de h onde existe 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:

$$\hat{z}(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot z(x_i), \quad (2.5)$$

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{z}_e , 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:

$$Z(x_0) = m(x_0) + z(x_0), \quad (2.6)$$

onde $z(x_0)$ é o estimador de krigeage 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.

3. Um Estudo de Caso Aplicado a Dados Reais

3.1 Descrição da Amostra

Para efeito de realização da inferência espacial, trabalhou-se com uma amostra de 147 apartamentos, extraídas do banco de dados da Gerência de Desenvolvimento Urbano da Caixa Econômica Federal, em Recife, distribuídos em 27 bairros da zona norte da cidade. Esta amostra contém informações relativas ao período de junho/2000 e junho/2002, sobre as características físicas das unidades (área privativa, idade, conservação, número de quartos sociais, suites, vagas de estacionamento, pavimentos do edifício, elevadores e de unidades da edificação), locais (logradouro, número e bairro) e econômicas (preço e data da compra).

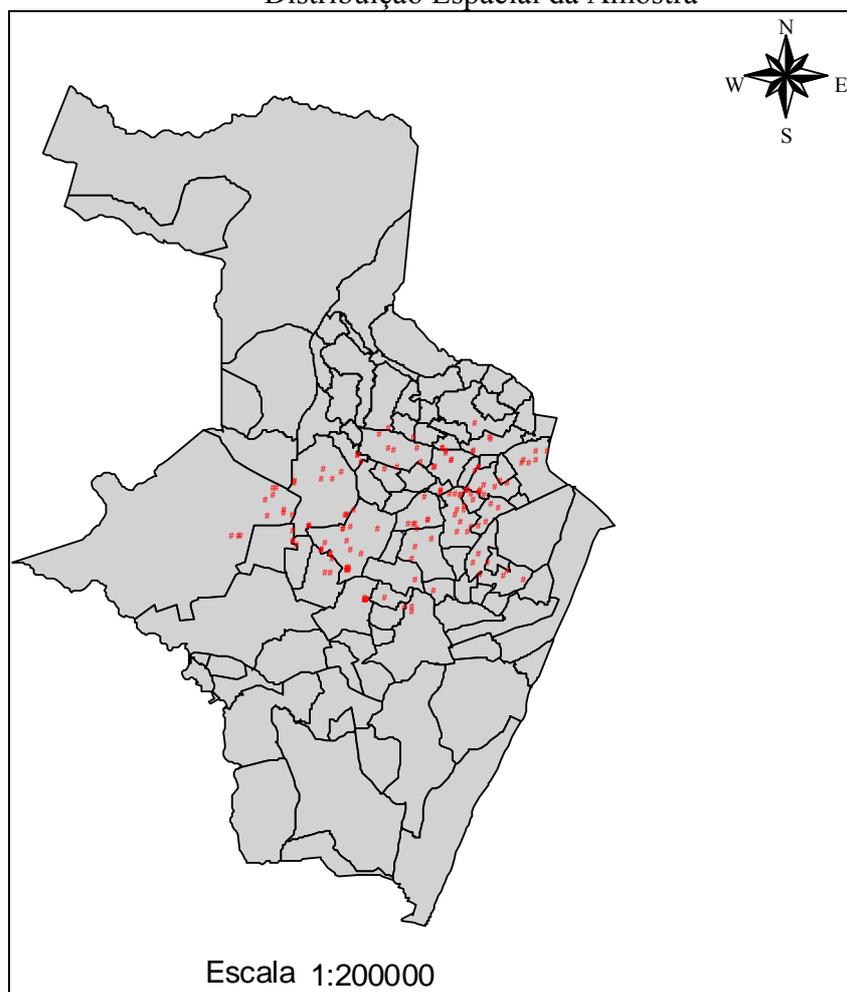
Como variáveis locais, foram utilizadas as coordenadas geográficas de cada edifício¹, compatibilizadas com uma planta digitalizada da cidade do Recife, através do uso

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

do programa ArcView. Tendo em vista que a renda do bairro é um forte determinante na escolha da habitação, considerou-se a renda média do chefe da família fornecida pelo censo demográfico do IBGE (2000), como uma variável econômica para identificar o padrão socioeconômico do bairro onde está localizado o imóvel. A variável qualitativa conservação assumiu valor 1 para o estado ruim, 2 para o estado regular e 3 para o estado bom, enquanto que para a variável período adotou-se uma *dummy*, com valor zero para os primeiros 12 meses e 1 para os demais meses em que foram realizadas as contratações.

Uma distribuição espacial da amostra coletada pode ser observada na figura 3.1.

Figura 3.1
Distribuição Espacial da Amostra



3.2 Modelo Tradicional de Avaliação

Para estimação empírica do modelo (2.4) utiliza-se o Modelo Clássico de Regressão, via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), tomando-se como variável dependente o logaritmo do preço de compra do imóvel 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 o nível socioeconômico do bairro onde foi demandado o imóvel (BA), representado pela renda média do chefe da família, em salários mínimos, divulgada pelo censo do IBGE (2000); o número de quartos sociais do apartamento (QS), de suítes (SU) e

vagas na garagem (VA); o número de pavimentos (NP), de elevadores (EL) e de unidades do edifício (UH); idade (ID) e conservação (CO) do edifício; período em que foi demandado o imóvel (PE). 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 apartamentos (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).

O ajustamento do modelo (2.4) encontra-se na tabela 3.1. 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 preços dos apartamentos com aumento do padrão socioeconômico do bairro onde está localizado, com a quantidade de metros quadrados de área privativa, de quartos sociais, de suítes e de vagas na garagem. É esperado, também, que as unidades situadas em edifícios com maior número de pavimentos, de elevadores e de melhor conservação, sejam mais valorizadas e, ainda, que os apartamentos localizados em edifícios mais velhos e com grande número de unidades sejam mais baratos..

Tabela 3.1

Modelo de Regressão Tradicional com Polinômio de Tendência do Segundo Grau

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Probabilidade
Interseção	9.2715	0.1388	66.7781	0.0000
BA	0.0159	0.0048	3.2962	0.0013
AP	0.0060	0.0011	5.3524	0.0000
QS	0.0884	0.0391	2.2579	0.0256
SU	0.0390	0.0271	1.4370	0.1531
VA	0.1015	0.0476	2.1336	0.0348
NP	0.0156	0.0068	2.2972	0.0232
EL	0.1149	0.0360	3.1951	0.0018
UH	-0.0024	0.0015	-1.6441	0.1026
ID	-0.0086	0.0027	-3.1951	0.0018
CO	0.0577	0.0256	2.2538	0.0259
PE	0.0745	0.0395	1.8882	0.0612
E	-0.0977	0.0365	-2.6746	0.0084
N	0.0370	0.0250	1.4796	0.1414
E^2	-0.0087	0.0038	-2.3222	0.0218
N^2	0.0029	0.0020	1.4664	0.1450
EN	0.0109	0.0070	1.5607	0.1210
<hr/>				
R^2	0.8533			
R^2 - Ajustado	0.8352			
F-teste (Prob.)	47.26 (0,0000)			

Os coeficientes da grande maioria das variáveis explicativas mostraram-se estatisticamente significantes ao nível de 5%, com exceção das variáveis SU, UH, PE, N, N^2 e EN. O modelo apresenta um alto poder explicativo, com coeficiente de determinação de 0,85 e a hipótese nula de que o conjunto de variáveis explicativas adotadas não é importante para

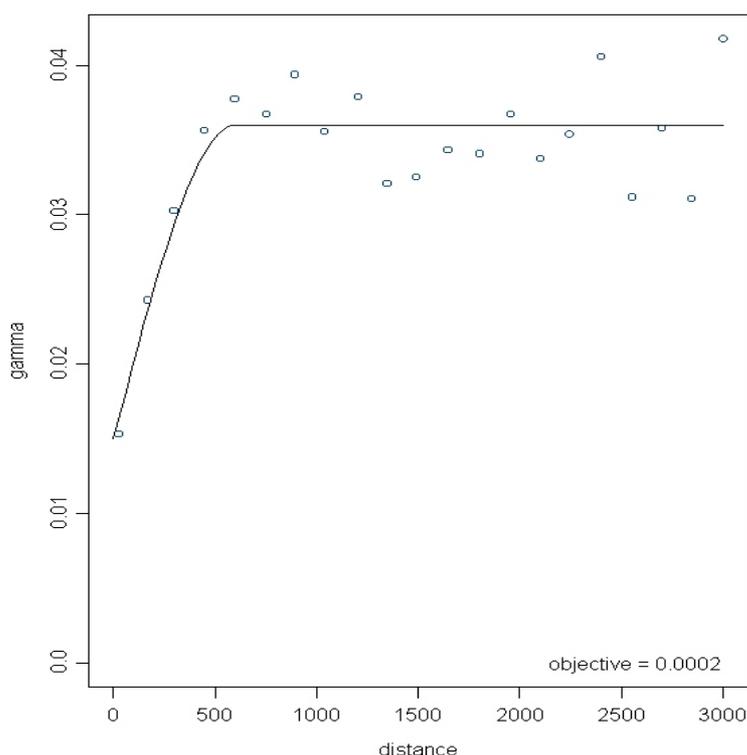
explicar a variabilidade observada nos preços dos apartamentos é fortemente rejeitada quando utilizado o teste F.

Pela análise dos coeficientes do polinômio de tendência, observa-se que apenas as coordenadas E e E2, são significantes ao nível de 5%, indicando que as maiores variações dos preços, a grande escala espacial, ocorrem no sentido leste-oeste.

Observe que no modelo ajustado na tabela 3.1 foi considerada 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: $\varepsilon'(x) + \varepsilon''$, 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.

Para realizar diagnóstico deste efeitos constrói-se o variograma ajustado aos resíduos estimados na tabela 3.1, utilizado-se programa *S-PLUS*, que se encontra na figura 3.2.

Figura 3.2
Variograma Experimental e Teórico dos Resíduos



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

$$\gamma(h) = C_0 + C_1[1,5(h/a) - 0,5(h/a)^2] \text{ para } h < a \text{ e } \gamma(h) = C_0 \text{ para } h \geq a, \quad (3.1)$$

onde

$C_0 = 1,5$ (efeito pepita);

$C_1 = 0,012$ (platô);

$C_0 + C_1 = 0,037$;

$a = 600$ metros (alcance).

O efeito pepita indica que $32,43\% = (0,012/0,037) * 100$ da variabilidade total dos resíduos se deve à componente aleatória e os $67,57\%$ restantes se explica pela componente de autocorrelação espacial existente nos resíduos. O alcance de 600m, indica que a variância cresce até uma distância de cerca de 600m 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 600m, tornando-se desprezíveis estes efeitos, a pequena escala espacial, a partir de deste limite. Assim, há evidências de que os apartamentos de preços semelhantes tendem a se situar próximos uns dos outros, ou melhor, existe um agrupamento de apartamentos de preços elevados e também os apartamentos menos valorizados têm vizinhos na mesma faixa de preço.

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 preços, $z(x_0)$, conforme figura 3.2, que será utilizada para correção das estimativas de mínimos quadrados ordinários, encontradas no modelo ajustado na tabela 3.1.

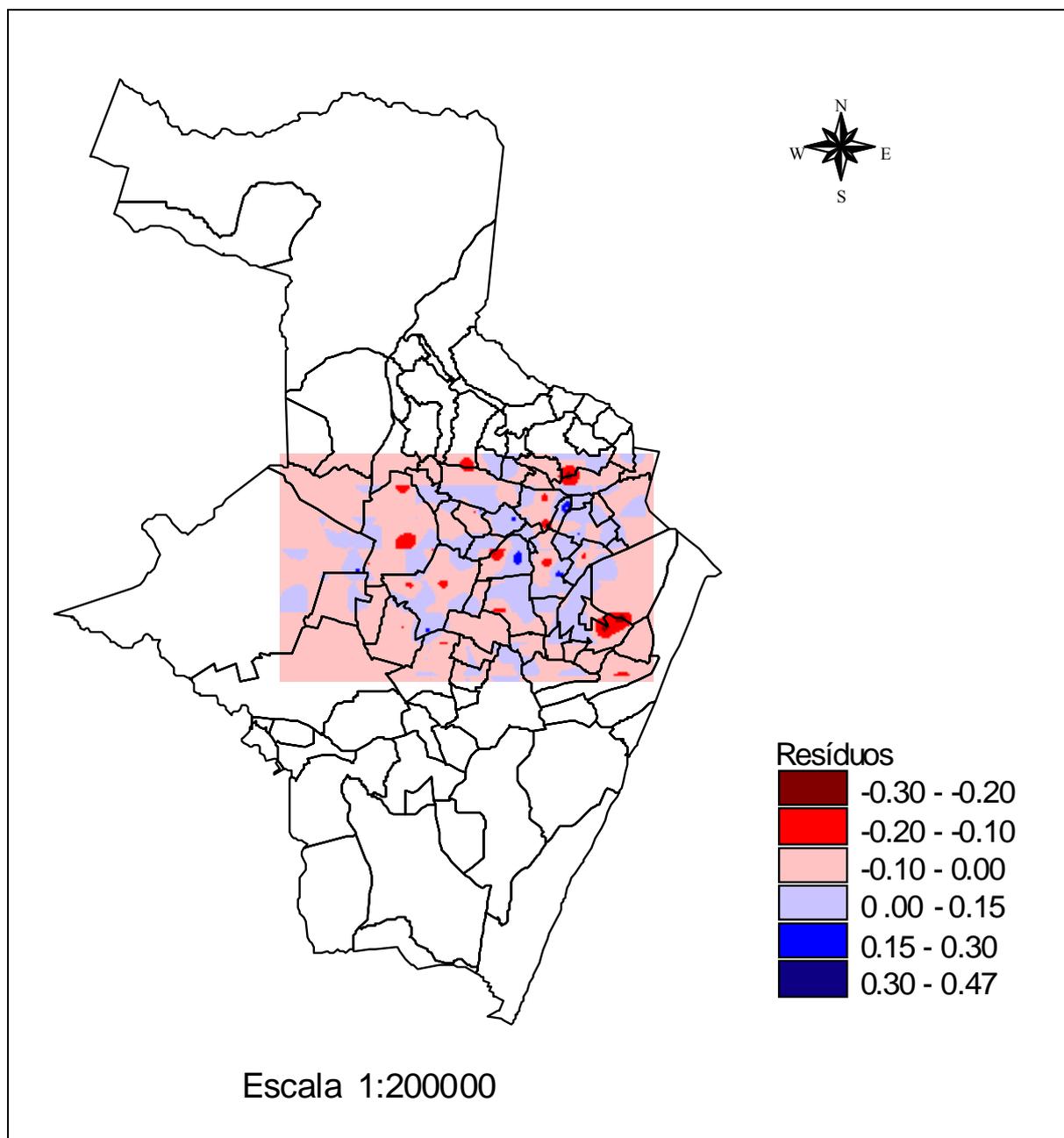


Figura 3.3 – Mapa de distribuição espacial da componente microlocalizativa

Pela figura 3.3 identifica-se claramente as regiões mais valorizadas de cada bairro, marcadas azul e as menos valorizadas assinaladas vermelho, que variam de forma diretamente proporcional à tonalidade da respectiva cor. Ou seja os pontos em tom vermelho mais escuro representa pontos de contaminação ou a zona mais desvalorizada do bairro. Assim pode-se verificar que dentro de um mesmo bairro existem regiões distintas, que irão refletir diretamente nos preços dos imóveis. Enquanto que nos modelos tradicionais é comum estabelecer um valor médio para um determinado bairro, na avaliação por inferência espacial cada imóvel terá o seu valor dependendo da posição que ocupa no bairro.

Para efeito de aplicação da metodologia, considera-se a avaliação de um apartamento com as mesmas características estruturais, com 82.96 m² de área privativa, dois quartos sociais (1 suite), uma vaga na garagem, localizado em edifício de 20 pavimentos e 40 unidades, com 2 elevadores, cinco anos de idade e conservação boa. Agora admite-se que este apartamento se situa em cinco posições distintas no bairro dos aflitos, nas localizações estabelecidas pelas coordenadas que se encontram na tabela 3.2. Na primeira avaliação utiliza-se o modelo tradicional estimado na tabela 3.1, considerando-se o edifício situado no centróide no bairro, encontrando-se um único valor estimado de R\$75.960,43, um procedimento bastante adotado na metodologia atual de avaliação. No segundo caso utiliza-se o modelo tradicional estimado na tabela 3.1, considerando-se a posição que cada edifício ocupa no bairro, encontrando-se valores no intervalo de R\$73.780,79 a R\$76.249,85. No terceiro caso as estimativas anteriores são corrigidas pelo processo de inferência espacial por krigagem (ME), levando-se em consideração os efeitos de vizinhança, obtendo-se uma variação de preços de R\$72.023,50 a R\$87.820,10. Observe que a metodologia tradicional gera avaliações tendenciosas, com resultados que podem ser infra ou supra valorados. Na posição 1, por exemplo, há uma superestimativa, enquanto que na posição 5 os valores estão subestimados em relação aos valores justos de mercado, encontrados pela metodologia de inferência espacial. Um aspecto relevante é que, dentro de um mesmo bairro, o maior valor inferido espacialmente 23% superior ao menor valor, para o mesmo apartamento, indicando, neste caso que o efeito microlocalizativo é responsável por uma variação de 23% nos preços dos apartamentos.

Tabela 3.2
Avaliações pelo Modelo Tradicional (MT) e pelo Modelo Espacial (ME)

Posição	Coordenadas		$z(x_i)$	Valor Estimado (R\$)		
	E	N		MT(1)	MT(2)	ME
1	290779	9110975	-0,057023	75.960,43	74.817,11	72.023,50
2	291205	9110948	-0,011367	75.960,43	76.249,85	73.971,48
3	291394	9110822	0,037010	75.960,43	73.780,79	76.562,57
4	291041	9110830	0,054396	75.960,43	75.056,52	79.252,38
5	290940	9110571	0,161159	75.960,43	74.748,67	87.820,10

Nota: MT(1) - avaliação única para o bairro, considerando-se a posição do edifício no seu centróide;
MT(2) – avaliação considerando-se a coordenada geográfica do edifício.

4. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

Em virtude do exposto pode-se concluir que a elaboração de plantas de valores pela metodologia tradicional pode gerar resultados tendenciosos, com consequências danosas tanto para os consumidores como para a administração municipal. Neste sentido a ***inferência espacial*** pode ter grande utilidade, uma vez que pode encontrar valores mais justos para os imóveis, identificando-se 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. Pode ajudar ainda aos diversos órgãos governamentais e não governamentais ligados ao planejamento e desenvolvimento urbano, uma vez que através dos mapas de iso-preços pode-se identificar os pólos de atração e repulsão de determinadas classes sociais, como também definir as regiões em ascendência ou decadência.

Uma visão da distribuição espacial dos preços, a partir da planta de valores, pode auxiliar também na elaboração de planos diretores, previstos no Estatuto da Cidade, criado pela Lei 10.257 de 10 de junho de 2001, uma vez que é a partir da estrutura espacial do valor dos bens urbanos que se materializam fenômenos como a hierarquização social e a atração – repulsão entre classes sociais. A longo prazo, são as preferências do consumidor que determinam tanto a configuração das cidade, quanto o entendimento das inter-relações que regem mercado imobiliário, refletidas nos preços implícitos de equilíbrio espacial entre produtores e consumidores, itens fundamentais para a formulação de políticas habitacionais e urbanas sustentáveis.

As técnicas de estimação espacial podem ser aplicadas a um amplo espectro de variáveis, econômicas ou de outro tipo, cujo valores dependem essencialmente do lugar no espaço onde se encontrem os dados. Como, por exemplo, pode-se citar: renda familiar, localização de atividades econômicas, inadimplência, consumo de energia ou de qualquer outro tipo de bem, nível de equipamento comercial, educativo ou serviços em geral, análise de fluxos de tráfego, desemprego, comportamento eleitoral, criminalidade e muito outros. Portanto, o conhecimento destas técnicas podem ser do interesse de diversos profissionais envolvidos com: mercado imobiliário, financiamento hipotecário, taxaço municipal, investimentos, planejamento urbano, dotação de serviços públicos e equipamentos, previsão de vendas, sociologia eleitoral, segurança pública, etc.

5 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.
- 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's 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.
- 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.
- 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.
- NB-502/89 – "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.
- Tobler, W. R. (1989) "Frame independent spatial analysis" In: *Accuracy of spatial databases*. (GOODCHILD, M & GOPAL, S., ed), pp. 115 - 122, London: Taylor & Francis.