

Relações espaciais entre o potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo<sup>1</sup>

Spatial relationship between productive potential of eucalypt and attributes of soil and relief

Jonas Luis Ortiz<sup>2</sup>, Carlos Alberto Vettorazzi<sup>3</sup>, Hilton Thadeu Zarate do Couto<sup>4</sup> e José Leonardo de Moraes Gonçalves<sup>5</sup>

---

**Resumo**

O estudo das relações entre o potencial produtivo de povoamentos florestais e atributos do solo e do relevo é de fundamental importância para o manejo adequado da floresta, visando à máxima produtividade sustentável. O emprego de técnicas de geoprocessamento, em uma abordagem denominada Silvicultura de Precisão, pode ser um valioso auxílio nesse tipo de estudo, por levar em consideração a variabilidade espacial das variáveis envolvidas. Este trabalho teve por objetivo principal o estudo das relações entre o potencial produtivo, representado pelo Índice de Sítio (IS), de um talhão com clones de *Eucalyptus grandis*, aos 6,3 anos de idade, em Paraibuna, SP, e atributos do solo e do relevo, com o auxílio de técnicas de geoprocessamento. Os dados foram coletados em pontos amostrais constituindo uma grade georreferenciada e interpolados com auxílio da geoestatística, gerando modelos digitais de superfície contínua das variáveis em estudo. De posse dos modelos digitais foram determinadas, estatisticamente, em um Sistema de Informações Geográficas (SIG), por meio de análise de correlação e regressão espacial entre mapas (pixel-a-pixel), as correlações e relações entre potencial produtivo e atributos do solo e do relevo, assim como o ajuste de modelos capazes de prever o valor de IS por meio dos valores desses atributos. Os resultados mostraram que o melhor modelo de regressão linear múltipla espacial ajustado explicou 79% das variações do IS. Também permitiram identificar os atributos que influenciaram no potencial produtivo do talhão, com destaque para: cotas e alumínio, de forma indireta; e umidade, argila total, areia total, areia muito grossa, manganês e soma de bases, de forma direta. No geral, as áreas de maior potencial produtivo apresentaram menores teores de alumínio, argila total e umidade; maiores teores de manganês, soma de bases, areia total e areia muito grossa; além de ocuparem posição menos elevada no relevo, ou seja, cotas mais baixas.

**Palavras-chave:** Silvicultura de Precisão, Geoestatística, Variabilidade espacial, *Eucalyptus grandis*, Relação solo-planta

**Abstract**

The study of the relationships between productive potential of forest plantations and attributes of soil and relief is of fundamental importance to the proper management of the forest, aiming at the maximum sustainable yield. The use of geoprocessing techniques, in an approach called Precision Forestry, may be a valuable aid in such type of study, by taking into account the spatial variability of the variables involved. The main objective of this work was to study the relationships between the productive potential, represented by the Site Index (SI), of one stand with 6.3 year-old clones of *Eucalyptus grandis*, in Paraibuna, SP, and attributes of soil and relief. The data were collected on sampling points in a georeferenced grid and interpolated through geostatistics, generating digital elevation models for each variable studied. With these digital models, in a raster-based GIS, correlations and relationships between productive potential and attributes of soil and relief were statistically determined, through correlation analysis and spatial regression between maps (pixel-by-pixel). The adjusted models, able to predict the SI through those attributes values, were also determined. The results showed that the best model of adjusted spatial multiple linear regression explained 79% of the variations in the SI. They also allowed identifying the attributes that influence the stand productive potential, mainly: altimetric level and soil aluminum content, in an indirect way; and moisture, total clay,

---

<sup>1</sup>Parte da Dissertação de Mestrado do primeiro autor

<sup>2</sup>Mestre em Recursos Florestais pela ESALQ / USP. E-mail: [jonas.ortiz@floresteca.com.br](mailto:jonas.ortiz@floresteca.com.br)

<sup>3</sup>Professor Associado do Departamento de Engenharia Rural da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" da Universidade de São Paulo - Caixa Postal 9 - Piracicaba, SP - 13418-900 - E-mail: [cavettor@esalq.usp.br](mailto:cavettor@esalq.usp.br)

<sup>4</sup>Professor Titular do Departamento de Ciências Florestais da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" da Universidade de São Paulo - Caixa Postal 9 - Piracicaba, SP - 13418-900 - E-mail: [htzcouto@esalq.usp.br](mailto:htzcouto@esalq.usp.br)

<sup>5</sup>Professor Associado do Departamento de Ciências Florestais da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" da Universidade de São Paulo - Caixa Postal 9 - Piracicaba, SP - 13418-900 - E-mail: [jlmgonca@esalq.usp.br](mailto:jlmgonca@esalq.usp.br)

total sand, very coarse sand, manganese, and sum of bases, in a direct way. In general, areas with high productive potential had low contents of aluminum, total clay, and moisture; high contents of manganese, sum of bases, total sand, and very coarse sand; besides, they were at the lower parts of the relief (lower altimetric levels).

**Keywords:** Precision Forestry, Geostatistics, Spatial variability, *Eucalyptus grandis*, Soil-plant relationship

## INTRODUÇÃO

Geoprocessamento pode ser definido como a tecnologia de coleta e tratamento de informações espaciais e de desenvolvimento de sistemas que as utilizam (RODRIGUES, 1987). O emprego das técnicas de geoprocessamento no gerenciamento de unidades de produção florestal fundamenta-se na estruturação de um banco de dados georreferenciados. Isso permite que sejam efetuadas avaliações, análises e simulações de natureza espacial, em função de variáveis relacionadas ao solo, ao relevo, ao clima, às plantas, às intervenções humanas etc., subsidiando as tomadas de decisão nos diversos níveis.

Assim como se verifica atualmente com a agricultura, na área florestal também é possível a adoção de uma abordagem visando ao gerenciamento localizado de atividades silviculturais, a Silvicultura de Precisão, que se baseia, segundo Vettorazzi e Ferraz (2000), na coleta e na análise de dados de natureza espacial, viabilizando intervenções localizadas na floresta com a exatidão e a precisão adequadas. As técnicas de geoprocessamento assumem grande importância nessa abordagem, pois fornecem subsídios para a identificação e a correlação de variáveis que afetam a produtividade florestal, por meio de operações em Sistemas de Informações Geográficas (SIGs) envolvendo essas variáveis sob a forma de mapas digitais.

De acordo com Dyck (2003), o mercado demanda madeira de boa qualidade e a indústria florestal visa obter maior lucratividade. Comenta ainda o autor que a Silvicultura de Precisão tem um papel a desempenhar, tanto no desenvolvimento de ferramentas para encontrar a melhor madeira em florestas existentes, como no cultivo de árvores que resultem em madeira de melhor qualidade. Ainda segundo Dyck (2003), estão sendo desenvolvidas novas tecnologias que podem ajudar na avaliação de florestas em nível macro, na melhoria da capacidade de se estimar volume de talhões e também na medição de atributos de árvores individuais. Essas ferramentas devem levar a uma maior lucratividade, na medida em que a madeira de melhor qualidade pode ser alocada a mercados de maior va-

lor. O aumento na lucratividade também pode ser atingido pelo entendimento das interações entre genética, sítio e manejo, para cultivar florestas de maior valor.

O estudo das relações entre a capacidade produtiva de povoamentos florestais e dos atributos do solo e do relevo, isto é, do potencial produtivo e das principais limitações à produção de uma determinada área ou região, torna-se essencial quando se tem como objetivo o manejo racional da floresta e do solo, evitando a exaustão química e a degradação dos atributos físicos desse último, visando à máxima produtividade sustentável.

Halbfass e Grunewald (2003) citam que o relevo é um dos principais fatores na variabilidade espacial de atributos do solo. Marques Júnior e Lepsh (2000) afirmam que a utilização de altitude, declividade e formas da paisagem, para delinear zonas de manejo e estudo da variabilidade espacial de atributos químicos em diferentes tipos de solo, são de extrema importância. Li *et al.* (2001) verificaram que a variabilidade da paisagem, associada com características topográficas, afeta o padrão espacial do movimento de água na superfície e subsuperfície do solo ao longo da paisagem, podendo afetar a disponibilidade de nutrientes.

Na literatura são encontrados inúmeros trabalhos relacionando produtividade florestal com atributos do solo e do relevo, porém esse número é bem menos expressivo quando essa relação é avaliada com auxílio de técnicas de geoprocessamento, podendo ser citados, a título de exemplo, os trabalhos de Courseuil e Madruga (1998), Payn *et al.* (1999) e Thwaites e Slater (2000). Courseuil e Madruga (1998), utilizando técnicas de álgebra de mapas e tabulação cruzada, em um SIG, concluíram que, para a Floresta Nacional de Passo Fundo, RS, os sítios mais produtivos encontravam-se nos pontos mais altos do terreno e os menos produtivos nos pontos mais baixos. Payn *et al.* (1999) estudaram o potencial de um SIG e de técnicas de análise espacial no monitoramento de variações na produtividade e na nutrição de florestas comerciais na Nova Zelândia, concluindo que tanto a geostatística quanto o SIG são válidos para iden-

tificar, visualizar, calcular e interpretar tendências de crescimento da produtividade. Thwaites e Slater (2000) estudaram, na Benarkin State Forest, Queensland, Austrália, as relações entre os atributos químicos e físicos do solo, relevo e microclima, em um SIG, utilizando análise exploratória dos dados e lógica fuzzy. Concluíram que a litologia é um dos fatores que atuam de forma indireta na definição da qualidade do sítio, uma vez que determina a textura, a estrutura, a umidade, a profundidade e outros atributos do solo.

O objetivo deste trabalho foi a avaliação das relações espaciais entre o potencial produtivo, representado pelo Índice de Sítio (IS), de um talhão com clones de *Eucalyptus grandis*, aos 6,3 anos de idade, em Paraibuna, SP, e atributos do solo e do relevo.

## MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi conduzido na Fazenda Cachoeirinha, pertencente à empresa Suzano Bahia Sul Celulose, município de Paraibuna, SP. Para a instalação do experimento foi utilizada uma área de 8,4 ha, delimitada pelas coordenadas UTM 427.558 m E, 427.921 m E, 7.398.360 m N e 7.398.770 m N, fuso 23 S, meridiano central 45°. A área encontrava-se ocupada por híbridos da espécie *E. grandis* Hill ex Maiden, plantados em 01/03/1996, em sua primeira rotação, com espaçamento de 2,7 m x 2,2 m. A área é heterogênea em relação ao relevo, que é acidentado e com diferenças de nível acentuadas, e em relação aos atributos do solo, tanto os físicos como os químicos. Também é heterogênea em relação ao potencial produtivo, visto que há uma nítida variação na altura e no diâmetro das árvores em função da posição topográfica, com as árvores aumentando em tamanho à medida que ocupam cotas inferiores nas encostas.

O clima da região, segundo a classificação de Köppen, é do tipo Cfa, com temperatura média do mês mais frio inferior a 18°C e do mês mais quente superior a 22°C. Na região, a precipitação pluviométrica média entre os anos de 1986 e 1996 foi de 1.469 mm, enquanto que para o ano de 2002 (ano deste estudo) foi de 1.316 mm na área da Fazenda Cachoeirinha.

A Fazenda Cachoeirinha está localizada na Serra do Mar, com altitude variando de 944 m a 1.136 m (IPT, 1981). O solo predominante na região é o Argissolo Vermelho intergrade para Latossolo Vermelho Distrófico.

Na área experimental foi instalada uma grade irregular totalizando 41 pontos amostrais. Para a locação dos pontos amostrais fez-se uso da amostragem aleatória estratificada, subdividindo-se a área total em células quadradas (50m x 50m), dentro das quais foi feita a casualização dos pontos de amostragem.

Com o emprego de uma estação total topográfica e acessórios foram levantados os valores das coordenadas planas, em metros, e transformados ao sistema UTM (atributos x e y de cada ponto amostral), bem como suas cotas altimétricas (atributo z).

Posteriormente foram coletadas amostras de solo, compostas por três subamostras em uma única profundidade (0-20 cm), para análise de seus atributos físicos (argila total – ArgT; silte – Sil; areia total – AreT; areia muito grossa – ArMG; areia grossa – AreG; areia média – ArM; areia fina – ArF; areia muito fina – ArMF; argila em água – ArgA; relação silte/argila – SilAr; e flocculação - Flo) e químicos (pH, acidez potencial – H+Al; alumínio trocável – Al; matéria orgânica – MO; fósforo – P; potássio – K; cálcio – Ca; magnésio – Mg; enxofre – S; cobre – Cu; ferro – Fe; manganês – Mn; zinco – Zn; boro – Bo; soma de bases trocáveis – SB; CTC a pH 7,0 – T; CTC efetiva – CTC; saturação por bases – V% e saturação por alumínio – m%). As análises foram realizadas pelo laboratório do Departamento de Solos e Nutrição de Plantas da ESALQ/USP e os atributos foram determinados segundo metodologia apresentada por Camargo *et al.* (1986) e Van Raij *et al.* (2001). Também foram coletadas amostras simples de solo, na profundidade de 0-20 cm, para determinação da porcentagem de umidade atual, por meio do método da estufa a 105-110°C, de acordo com EMBRAPA (1997).

No que se refere aos atributos do potencial produtivo, em cada um dos pontos amostrais da grade foi instalada uma parcela circular de 12,6m de raio. Na área abrangida por esta parcela foram medidos os DAPs e as alturas totais das cinco árvores dominantes (com maior DAP). A determinação do raio da parcela baseou-se no cálculo da área da parcela circular,  $A=\pi.r^2$ , definida como aproximadamente 500 m<sup>2</sup> para a situação de cinco árvores de maior DAP.

O potencial produtivo para cada um dos pontos amostrais foi expresso por meio do Índice de Sítio (IS), obtido pela média aritmética da altura total das cinco árvores medidas de cada parcela, tomando a idade de sete anos como

idade-índice. Para o cálculo do IS foi utilizada a equação desenvolvida pela empresa para os povoamentos instalados na região onde os dados foram coletados:

$$IS = MHDOM * ((1 - \text{EXP}(-0,291133016 * 7)) / (1 - \text{EXP}(-0,291133016 * ID))) * 1,224886563$$

Sendo:

MHDOM a média aritmética das alturas das cinco árvores de maior DAP;

ID a idade índice.

A geostatística, precedida de uma análise exploratória, foi utilizada para verificar a existência e, neste caso, quantificar o grau de dependência espacial dos valores das variáveis estudadas, a partir do ajuste de funções teóricas aos modelos de semivariogramas (esférico, gaussiano, exponencial e linear com patamar), gerados nos softwares GS+ e Geoeas, para cada variável estudada.

Em seguida, os semivariogramas foram escalonados pela variância, de acordo com Vieira *et al.* (1998), com isso o efeito pepita tornou-se automaticamente uma fração do patamar, facilitando as interpretações e comparações entre semivariogramas de diferentes atributos, visto que assim pode-se verificar se contam com o mesmo padrão de variabilidade espacial, uma vez que assumem valores em uma escala padronizada.

Para a análise do grau de dependência espacial das variáveis foi utilizada a classificação de Cambardella *et al.* (1994), onde são considerados de forte dependência espacial os semivariogramas que têm efeito pepita  $\leq 25\%$  do patamar; moderada quando entre 25% e 75%; e fraca quando  $>75\%$ . De acordo com Vieira (1997), quanto menor a proporção do efeito pepita para o patamar, maior será a semelhança entre os valores vizinhos e a continuidade do fenômeno e menor a variância da estimativa e, portanto, maior a confiança que se pode ter nas estimativas.

Com o ajuste de semivariogramas foi assumida a suposição de estacionaridade fraca, hipótese intrínseca, e definidos os parâmetros (alcance, efeito pepita, variância estrutural e patamar) necessários para a estimativa de valores para locais não amostrados, por meio do uso do método de interpolação por krigagem ordinária.

Posteriormente, foi determinado o número ideal de vizinhos para a krigagem e também o erro da estimativa por meio da validação cruzada, utilizando como parâmetros de decisão o gráfico do erro de estimativa, no Geoeas, procurando-se atingir o equilíbrio entre valores sub e superestimados pela krigagem, evidenciado

pelos dois lados da diagonal da reta 1:1, apresentando um número aproximadamente igual de observações; mapa dos erros; histograma; coeficiente de correlação entre valor observado e estimado próximo a 1. Seguindo metodologia proposta por Vieira *et al.* (1983), utilizou-se, também, o erro de estimativa, com média reduzida (mr) igual a zero e variância reduzida ( $s^2_{red}$ ) unitária, esta última obtida pelo valor do desvio padrão das diferenças padronizadas elevado ao quadrado.

Com o uso da krigagem foram gerados mapas de isolinhas (contorno) e superfícies contínuas (modelos digitais de elevação - MDEs) para cada atributo do solo, relevo e capacidade produtiva, no GS+. Posteriormente, os parâmetros geostatísticos utilizados na construção destes, foram empregados para a geração dos mesmos mapas no software Surfer.

Os MDEs foram exportados do Surfer para o software de geoprocessamento Idrisi32. Do MDE referente à altitude foram derivados os modelos de face de exposição do terreno (em azimuth) e declividade (em porcentagem e em graus).

O mapa de exposição de vertentes teve seus valores agrupados em classes definidas pelo oculto, de acordo com De Biasi *et al.* (1977); e para o mapa de declividade os valores (em porcentagem) foram agrupados em classes definidas de acordo com o proposto por Ramalho Filho *et al.* (1978).

Foi gerado um segundo mapa de declividade, com seus valores (em graus) agrupados em classes definidas de acordo com as condições da área de estudo e procurando seguir orientações já estabelecidas em trabalhos anteriores, como o do IPT (1981) e De Biasi (1992). Para apresentação, esses mapas foram exportados para o Surfer.

De posse dos MDEs de todas as variáveis foram determinadas estatisticamente, por meio de análise de correlação e regressão espacial entre mapas (regressão pixel-a-pixel), que tem a vantagem de levar em conta a posição espacial dos dados, as correlações e relações entre potencial produtivo (Índice de Sítio) e atributos do solo e do relevo. Para tanto foi utilizada uma "máscara" representando a área de estudo, permitindo que a análise de regressão fosse restrita aos dados presentes nos 8,4 ha da área, impedindo extrapolações.

Para análise dos resultados referentes à correlação linear espacial foi utilizado o valor de  $r$ ; já para a regressão linear simples foi usado o

valor de  $r^2$ . Foi efetuada a regressão linear múltipla espacial e os resultados foram analisados pelo mesmo critério empregado por Jakob *et al.* (1999), ou seja, verificando-se o valor da estatística F (Fisher) e levando-se em conta o valor do  $R^2$ . Posteriormente, para análise visual comparativa, foram apresentados: o mapa de isolinhas com os valores de IS preditos a partir dos modelos de regressão linear múltipla espacial ajustados e o mapa de isolinhas com os valores de IS estimados pela krigagem.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Foi realizada uma análise exploratória dos dados e a decisão de excluir valores influentes (discrepantes) foi tomada de acordo com Libardi *et al.* (1996), após confrontar os candidatos a valores influentes com seus vizinhos mais próximos, nos gráficos de distribuição espacial ("postplot"). Nestes, as amostras são divididas em classes representadas por símbolos, possibilitando também identificar a existência de sub-regiões (símbolos com cores iguais de forma concentrada) e/ou tendências (variações graduais em alguma direção - x/y), situações, segundo Queiroz (1995), incompatíveis com a hipótese intrínseca assumida na análise geoestatística.

Nos conjuntos de dados em que foi confirmada a presença de valores influentes, estes foram descartados e, para essas variáveis, aplicaram-se novamente os procedimentos da análise descritiva e exploratória sem os valores influentes. Os resultados obtidos com este conjunto de dados foram comparados com os resultados anteriores.

Foi verificado, no geral, que a retirada dos valores influentes implicou em uma modificação significativa e positiva dos valores das medidas estatísticas e matemáticas. A partir dos valores de d (KS) para Ca e V%, considerou-se que a distribuição destas variáveis não era normal. Sendo assim, foi testada a possível distribuição log normal destas variáveis, que também não foi confirmada.

Posteriormente, foram obtidos os valores dos parâmetros dos semivariogramas, escalonados (divididos) pela variância, ajustados para cada uma das variáveis estudadas. O escalonamento possibilita comparações entre os valores obtidos para os diferentes parâmetros, permitindo verificar se as variáveis contam com o mesmo padrão de variabilidade espacial, ou seja, valores de efeito pepita, alcance, patamar etc., semelhantes ou não, uma vez que assumem valores em uma escala padronizada.

Verificou-se que apenas B e MO apresentaram semivariogramas sem estrutura espacial, permitindo concluir que, nessa escala, as observações desses atributos não apresentaram correlação espacial, distribuindo-se de forma independente no espaço, não podendo ser expressas em função da distância de separação entre elas.

Para as demais variáveis estudadas, 31 ao todo, foi encontrada correlação ou dependência espacial entre as observações, permitindo ajustar quatro tipos de função teórica aos modelos de semivariograma, sendo 13 ao esférico, 11 ao gaussiano, 5 ao exponencial e 2 ao linear, concordando com Jakob *et al.* (1999) e Stendahl (2001), que relataram que o modelo esférico apresentou o melhor ajuste para os semivariogramas, em seus trabalhos.

Outro parâmetro dos semivariogramas analisado foi o alcance da dependência espacial, que permite determinar a distância limite entre dependência e independência entre as amostras. Duas variáveis (IS e Sil), mostradas na Tabela 1, apresentaram alcance no intervalo entre 0-100 m. Stendahl (2001) encontrou alcance de dependência espacial entre 0-120 m para vários atributos, como altura, diâmetro e área basal, em florestas de pinheiros na Suécia. Também três variáveis (ArgA, Floc, Fe e S) no intervalo 100-200 m; quinze no intervalo 200-300 m; e dez com alcance 300-405 m, demonstrando que, no geral, os atributos estudados apresentaram-se espacialmente dependentes a grandes distâncias, o que também foi constatado por Pocay (2000).

Com o valor do efeito pepita (Co), pode-se analisar o grau de dependência espacial das variáveis, utilizando a classificação de Cambardella *et al.* (1994). Seis semivariogramas apresentaram um nível forte de dependência espacial, sendo que os restantes, 25, apresentaram um nível moderado de dependência espacial. Por exemplo, isto quer dizer que para a variável IS, o efeito pepita corresponde a 0,08% do patamar, ou seja, 99,92% da variabilidade foi explicada pela correlação espacial (Tabela 1).

Segundo Trangmar *et al.* (1985), um efeito pepita de 0% indica que o erro experimental é praticamente nulo e que não existe variação significativa a distâncias menores que a amostrada. Quanto menor a proporção do efeito pepita para o patamar, maior será a semelhança entre os valores vizinhos e a continuidade do fenômeno e menor a variância da estimativa e, portanto, maior a confiança que se pode ter nas estimativas (Vieira, 1997).

**Tabela 1.** Parâmetros dos semivariogramas ajustados para algumas variáveis. (Parameters of the adjusted semivariograms for some variables)

Variável	Modelo	C <sub>0</sub>	(C <sub>0</sub> + C)	a (m)	C <sub>0</sub> / (C <sub>0</sub> + C). 100	r <sup>2</sup> (%)	RSS
AreG	Gaussiano	0,722	1,468	255,3	49,1	84,7	0,039
AreT	Gaussiano	0,533	1,394	261,1	38,2	79,3	0,190
ArgT	Gaussiano	0,408	1,346	219,7	30,3	95,2	0,042
Cotas	Esférico	0,001	1,734	326,3	0,05	98,0	0,093
IS	Esférico	0,001	1,139	84,9	0,08	99,0	0,000
Cu	Esférico	0,001	1,133	251,9	0,08	90,8	0,323
SilArg	Esférico	0,509	1,137	94,7	44,7	56,7	0,057
Sil	Esférico	0,484	1,033	90,0	46,8	80,6	0,011
Zn	Gaussiano	0,531	1,676	395,2	31,6	96,7	0,026
pH	Gaussiano	0,671	1,647	380,0	40,7	89,0	0,095
P	Gaussiano	0,809	1,121	270,0	72,1	83,0	0,012
K	Gaussiano	0,609	1,219	270,4	49,9	98,3	0,003
Mg	Linear	0,492	1,463	307,1	33,6	74,6	0,588
Fe	Exponencial	0,001	0,978	142,2	0,10	78,1	0,233
S	Esférico	0,691	1,383	369,0	49,9	87,6	0,024
Mn	Exponencial	0,124	2,258	296,8	5,49	97,9	0,023
ArMG	Gaussiano	0,378	1,493	299,4	25,3	83,3	0,434
CTC	Esférico	0,607	1,215	232,8	49,9	92,6	0,014
SB	Esférico	0,572	1,128	380,0	50,7	99,2	0,007
Ca	Exponencial	0,637	1,603	328,6	39,7	75,4	0,061
Al	Esférico	0,543	1,165	214,2	46,6	89,2	0,023
m	Esférico	0,406	1,102	327,3	36,8	91,8	0,023
V	Esférico	0,466	1,063	385,2	43,8	85,8	0,025
T	Esférico	0,600	1,201	267,4	49,9	95,5	0,008
H+Al	Exponencial	0,373	1,200	244,2	31,0	91,4	0,021
ArM	Exponencial	0,370	1,479	370,0	25,0	60,9	6,137
Umi	Linear	0,120	1,515	266,0	7,9	94,9	0,116

Para as duas variáveis que apresentaram semivariogramas sem estrutura espacial (B e MO), pode-se afirmar que ocorreu um efeito pepita puro, o que indica que não houve dependência espacial entre os valores medidos, ou seja, as observações estão distribuídas ao acaso, visto que o alcance é inferior ao intervalo de amostragem.

Apenas para duas variáveis não foi obtido um valor de r<sup>2</sup> considerado alto, SilArg (56,7%) e ArM (60,9%) (Tabela 1). Todas as demais apresentaram valores superiores a 70%, considerados altos, o que expressa o bom ajuste do modelo de semivariograma aos dados, confirmado pelos baixos valores obtidos para RSS (Soma Reduzida dos Quadrados), inclusive para a variável SilArg (0,057) (Tabela 1). A variável ArM foi a única a apresentar um valor de RSS elevado (6,13), se comparado aos obtidos para as demais.

Quanto mais alto o r<sup>2</sup> e mais baixo a RSS, melhor o ajuste do modelo de semivariograma aos dados.

Na Figura 1 são apresentados alguns semivariogramas escalonados pela variância, o que permite comparar visualmente o padrão de variabilidade espacial das diferentes variáveis.

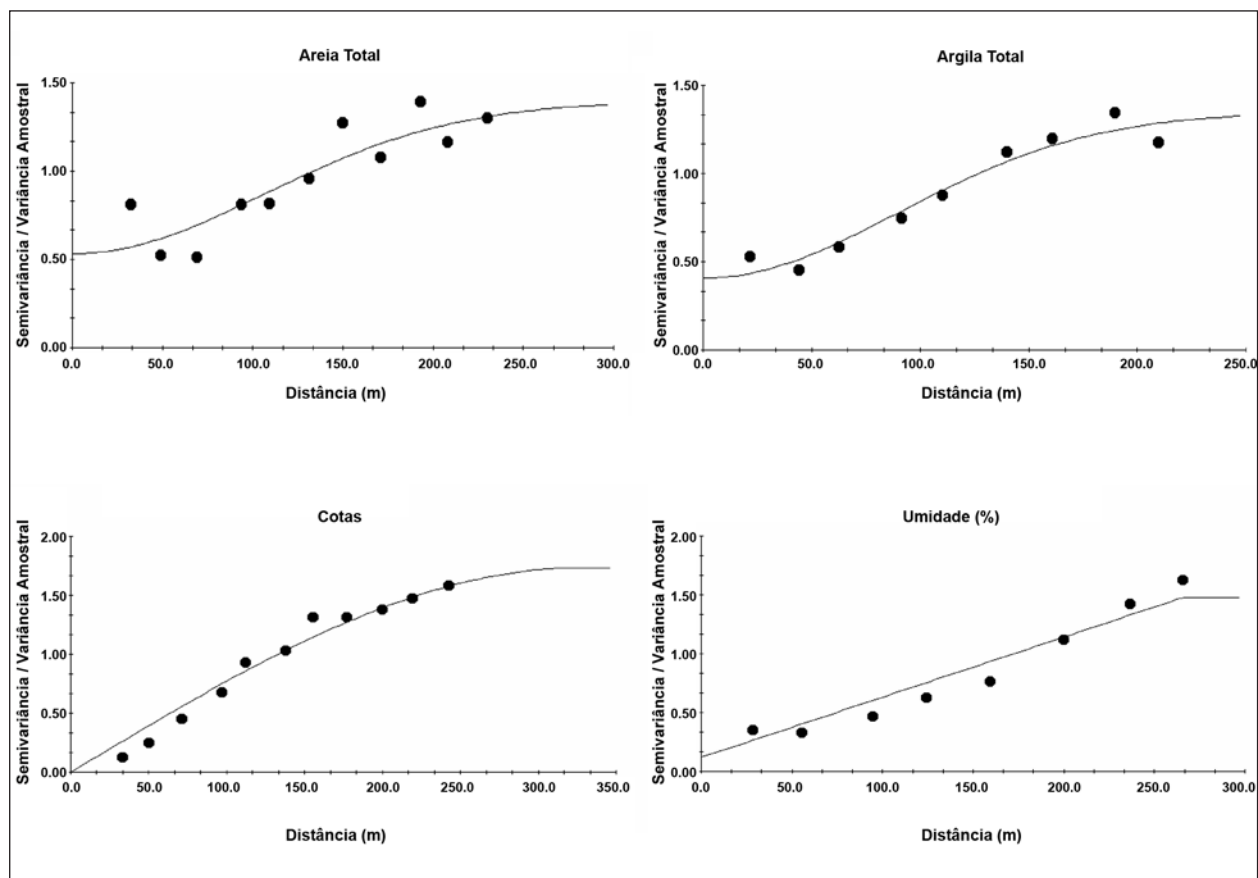
Verificou-se que os semivariogramas de ArgT, AreG, AreT, K e CTC apresentaram variabilidade es-

pacial semelhante, ou seja, valores de efeito pepita, alcance e patamar próximos, indicando que, provavelmente, os processos que regulam essas variáveis na área de estudo são semelhantes no espaço, o que pode ser explicado por Costa e Carmo (1985), que destacam a relação entre baixa CTC, solos de textura arenosa e deficiência em potássio.

Esse comportamento espacial semelhante também foi verificado para CTC, SB, T e V%, e para Al, H+Al e m%, o que já era esperado, uma vez que expressam grandezas semelhantes, assim como para Cotas e Umi.

A validação dos semivariogramas e a identificação do número ideal de vizinhos para a krigagem ordinária foram efetuadas por meio da análise do erro de estimativa, obtido com o procedimento de validação cruzada. Foi utilizado como parâmetro de decisão o erro de estimativa com média reduzida (mr) igual a zero e variância reduzida (s<sup>2</sup>red) unitária.

Os valores obtidos para o erro de estimativa apresentaram média e variância muito próximas a 0 e a 1, respectivamente. Os valores obtidos para a média reduzida foram, no geral, muito próximos, variando de -0,045 a 0,045, podendo ser considerados como excelentes (Tabela 2). O mesmo pode-se dizer para os valores obtidos



**Figura 1.** Semivariogramas escalonados de AreT, ArgT, Cotas e Umi. (Semivariograms of AreT, ArgT, cotas e Umi)

para a variância reduzida que, sem considerar a variável Cotas, variou de 0,868 a 1,159 (Tabela 2). No trabalho de Gonçalves (1997) os semivariogramas ajustados para areia e argila com variância reduzida igual a 1,5 e 1,6, respectivamente, foram validados. Garcia y Garcia (1997) validou o semivariograma ajustado para argila e areia com variâncias reduzidas, iguais a 1,218 e 1,177, respectivamente, assim como o de potencial mátrico, que apresentou variância reduzida igual a 1,361 e média reduzida igual a -0,067. Considerando todas as variáveis, Cotas foi a que apresentou o valor para variância reduzida (0,399) mais distante de 1 (Tabela 2). Comparado com os demais valores obtidos, esse valor pareceu discrepante do ideal, porém também pode ser considerado como excelente, o que foi confirmado pelo mapa dos erros e pelos gráficos do erro de estimativa da validação cruzada obtidos no Geoeas.

**Tabela 2.** Resultados dos parâmetros da validação cruzada para alguns atributos. (Results of the cross validation parameters for some attributes).

Variável	Média Reduzida	Variância Reduzida	nº Vizinhos
ArM	0,045	1,132	4/3
Cotas	0,011	0,399	3/2
pH	-0,045	1,000	4/3
Cu	-0,001	0,868	5/4
V%	-0,010	1,159	23/22

A qualidade do ajuste do semivariograma para Cotas foi, por fim, testada por meio de regressão linear simples entre os valores observados e estimados, no GS+, analisando-se o valor do coeficiente de determinação ( $r^2$ ) (Figura 2). A situação encontrada, utilizando 41 vizinhos, foi muito próxima da ideal, com valor de  $r^2 = 93\%$  e com o gráfico de dispersão entre os valores estimados e medidos apresentando a aderência dos pontos próximos ou sobre a reta 1:1, além do equilíbrio entre valores sub e superestimados pela krigagem, evidenciado pelo fato dos dois lados da diagonal da reta 1:1 apresentarem um número aproximadamente igual de observações.

A obtenção de informações a respeito da variabilidade espacial dos atributos das plantas, do relevo e do solo, foi possível a partir do mapeamento desta variabilidade com o uso da interpolação pela técnica da krigagem ordinária, a qual estimou, sem tendenciosidade e com mínima variância, valores de um atributo para locais não amostrados, a partir da interpolação dos valores amostrados. A obtenção de uma malha de pontos interpolados permitiu visualizar o comportamento das variáveis estudadas na área por meio de mapas de isolinhas (ou de contorno) e de superfícies contínuas (MDEs), recursos importantes para o manejo diferenciado de áreas.

as. Para a interpolação por krigagem, no Surfer, foram utilizados os parâmetros geoestatísticos obtidos para cada semivariograma na forma não escalonada.

Na Figura 3 pode-se verificar a distribuição espacial de algumas variáveis na área de estudo. A análise dos mapas possibilitou a distinção de regiões com menor e maior variabilidade dos atributos estudados, o que permite a divisão de áreas em subáreas de maior e menor variabilidade, possibilitando o manejo de forma individualizada,

diferenciada e localizada, implicando num maior nível de acurácia e eficiência dessa atividade.

Observou-se que, para Mn, Zn, V%, K, SB, AreT, ArMG, AreG houve, em geral, uma mudança gradual do teor, sendo maior nas cotas mais baixas e menor nas mais altas; o inverso ocorreu para P, Al, T, H+Al, m%, CTC, ArgT e Umi. É importante lembrar que as cotas mais baixas da face Sul foram maiores que as mais baixas das faces Norte e Nordeste, sendo que estas também apresentaram desnível maior.

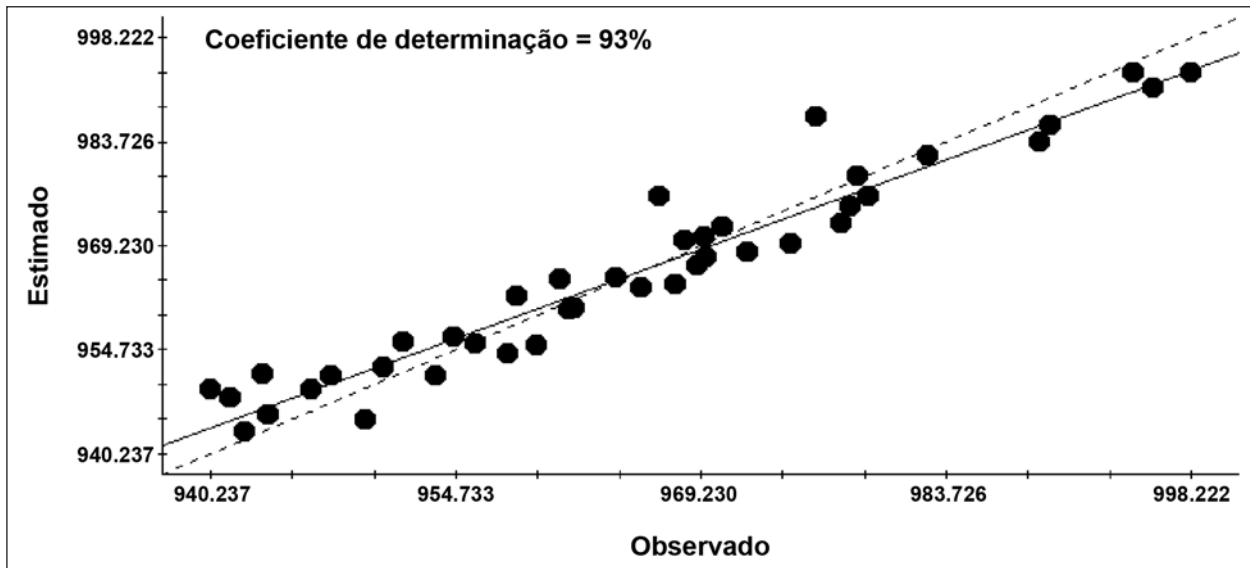


Figura 2. Regressão linear entre valores observados e estimados para cotas. (Linear regression between observed and estimated values for altimetry)

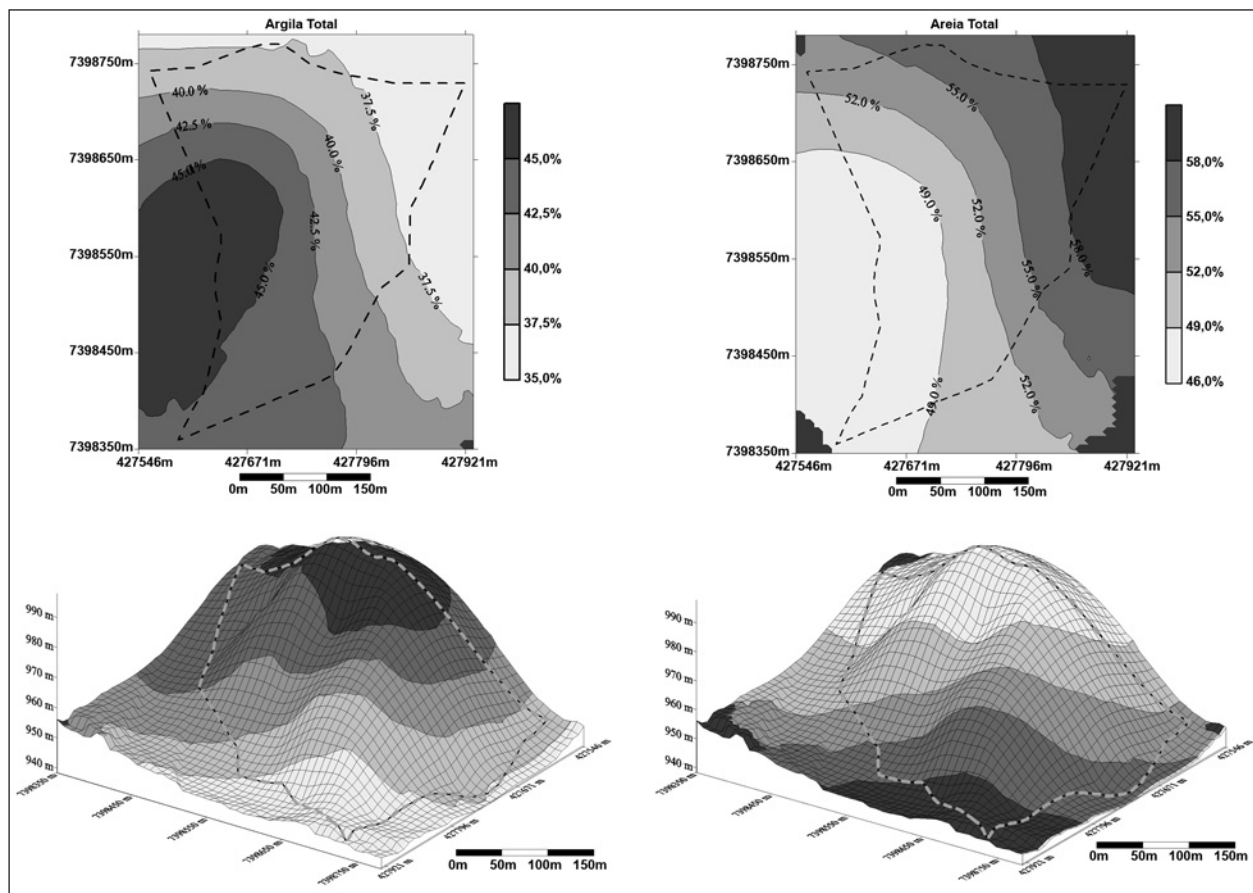


Figura 3. Distribuição espacial de ArgT e AreT na área de estudo. (Spatial distribution of ArgT and AreT in the study area)



Notou-se que as menores porcentagens de umidade estavam concentradas nas faces Norte e Nordeste e as maiores, na face Sul, visto que foram verificadas naquelas, maiores porcentagens de areia (total, muito grossa e grossa), menor de argila total e maior de insolação, o que acarreta maior evaporação da água no solo e evapotranspiração da planta.

Ao se analisar a distribuição espacial do Índice de Sítio, verificou-se que as regiões de cotas inferiores apresentaram maior área com potencial produtivo alto, ao contrário das regiões de cotas mais elevadas.

Esses resultados concordam com as afirmações de Schonau e Aldworth (1991), que também encontraram relação positiva entre crescimento do eucalipto e teor de areia; e negativa entre crescimento e teor de argila; e com Costa e Carmo (1985) e Santana (1986), que relatam que à medida que a textura do solo tende a ser mais grosseira, menor é a sua CTC. Nesse caso, a CTC não teve efeito direto sobre o IS. Ela é maior nas áreas com menor IS e menor nas áreas com maior IS, porque é influenciada pelas variações dos teores de areia e argila, que por sua vez têm efeito direto sobre o IS, assim como pelos diferentes teores de alumínio encontrados, atributo que, dentro da área de estudo, predomina no complexo de troca.

No Idrisi foi realizada a análise de regressão linear simples espacial entre mapas, pixel-a-pixel, levando-se em conta a análise do valor obtido para  $r^2$  e  $r$  e, em seguida, efetuou-se a regressão múltipla.

A correlação apresentada entre o mapa de IS e o de cotas ( $r=-0,64$ ) confirmou a análise visual feita anteriormente, do comportamento destas variáveis em seus respectivos mapas, ou seja, as regiões baixas apresentaram maior área com potencial produtivo alto, ao contrário das regiões mais altas. O mesmo pode-se dizer para cotas com ArgT ( $r=0,90$ ), AreT ( $r=-0,86$ ), T ( $r=0,82$ ), H+Al ( $r=0,82$ ), ArMG ( $r=-0,81$ ), Mn ( $r=-0,79$ ), Al ( $r=0,73$ ), CTC ( $r=0,70$ ), Umi ( $r=0,70$ ), K ( $r=-0,69$ ), V% ( $r=-0,60$ ), P ( $r=0,58$ ), AreG ( $r=-0,57$ ), Zn ( $r=-0,57$ ), m% ( $r=0,56$ ) e SB ( $r=-0,40$ ).

Estes resultados concordam com os de Santana (1986), que encontrou maiores valores de umidade e alumínio trocável nos solos de topo de encosta; valores intermediários na meia-encosta; e valores mais baixos nas baixadas arenosas.

As associações e relações causa-efeito mais fortes com IS foram encontradas, em ordem decrescente, para cotas, AreT, ArgT, Mn, AreF, Al, CTC, ArMG e Umi (Tabela 3).

**Tabela 3.** Resultado da análise de regressão linear simples, pixel-a-pixel. (Result of the simple linear regression, pixel-by-pixel)

Variável Independente	$r^2$ (%)	$r$
Cotas	42,05	-0,64
AreT	30,89	0,55
ArgT	27,78	-0,52
Mn	25,78	0,50
AreF	25,33	0,50
Al	25,28	-0,50
CTC	24,91	-0,49
ArMG	24,86	0,49
Umi	24,82	-0,49
P	21,17	-0,46
T	20,30	-0,45
H+Al	19,69	-0,44
K	18,62	0,43

Notou-se, a partir do resultado da regressão linear simples espacial entre IS e face de exposição, que a face E foi a mais produtiva, seguida por NE, N, NO, O, SE, SO, sendo a face S a menos produtiva.

Os resultados obtidos concordam com os de Hannah (1968b), que relata que, no hemisfério Norte, a qualidade do sítio é pior na face Sul e melhor na face Norte, mas discordam quanto à conclusão que a insolação recebida pela face Sul resulta em grande evapotranspiração, causando deficiência de umidade. Acrescenta, ainda, que a maior temperatura concorreu para a rápida decomposição e oxidação da matéria orgânica, com conseqüente piora das condições químicas.

Neste estudo a insolação é maior na face Norte, o que influenciou diretamente nos resultados mais baixos obtidos para teor de umidade no solo nesta face. Lopes (1973), ao estudar terrenos com diferentes declividades, variando de 0% a 30%, com exposições N e S, observou que a face N recebeu, durante todo o ciclo da cultura de sorgo, maiores quantidades de radiação solar incidente, refletindo na temperatura do solo.

Os resultados deste trabalho também concordam com os de Braga *et al.* (1999), onde as faces de exposição mais produtivas foram aquelas compreendidas entre os azimutes 315° (NW) e 135° (SE). Também concordam com os resultados de outros trabalhos, que relatam o quadrante NE como o mais favorável ao crescimento da floresta (Meeuwig e Cooper, 1981; Meiners *et al.*, 1984, entre outros). Os terrenos voltados para face NE recebem radiação solar direta por toda parte da manhã, aquecendo a planta, enxugando o orvalho e favorecendo a fotossíntese.

As análises de regressão linear múltipla espacial possibilitaram selecionar dois modelos de regressão para apresentação (Tabelas 4 e 5).

**Tabela 4.** Análise de variância do primeiro modelo de regressão múltipla espacial selecionado. (Variance analysis of the first model of spatial multiple regression selected)

CV	GL	SQ	QM	Observações	Prob>F	F Tabela (1%)
Modelo <sup>(1)</sup>	9	172.385,22	17.238,5	81.909,0	31.485,28	2,41
Resíduo	81.898,0	44.846,0	0,55			
Total	81.908,0	217.231,2				

<sup>(1)</sup>R<sup>2</sup> = 0,793; n° de variáveis=10

IS=272,4535+0,9314\*ArgT-11,4352\*Ca-1,2716\*Al+14,6698\*K-1,1281\*Mg-8,4703\*P-0,2443\*Cot-2,7138\*ArMG-0,5503\*Umi+2,0986\*CTC

**Tabela 5.** Análise de variância do segundo modelo de regressão múltipla espacial selecionado. (Variance analysis of the second model of spatial multiple regression selected)

CV	GL	SQ	QM	Observações	Prob>F	F Tabela (1%)
Modelo <sup>(1)</sup>	9	171.272,2	17.127,2	81.909,0	30.524,42	2,41
Resíduo	81.898,0	45.959,0	0,56			
Total	81.908,0	217.231,2				

<sup>(1)</sup>R<sup>2</sup> = 0,788; n° de variáveis=10

IS=57,4641-0,0540\*Cot-0,1137\*AreT+0,2713\*ArgT+0,0952\*Mn-0,4900\*Al+0,6454\*CTC-0,0714\*Umi-2,0982\*P+0,8479\*T-1,0563\*K

O resultado da estatística F(Pr>F) muito maior que 2,41 (Tabela do teste F) permite aceitar, a 1% de significância, HA - existe relação de dependência entre as variáveis. Este valor também permitiu rejeitar H0 - não há relação de dependência entre as variáveis, concluindo que há fortes evidências estatísticas de que existe relação causa-efeito entre a variável dependente e a(s) independente(s). Jakob *et al.* (1999) ressaltam que, na regressão espacial, a estatística F (Pr>F) é sempre muito maior do que sua probabilidade da tabela de distribuição F (tabela), portanto, o modelo é sempre aceito. Assim, deve-se tomar muito cuidado ao analisar este resultado, uma vez que esses valores enormes de F são devidos à grande quantidade de resíduos criados ao interpolar os dados. No caso foram comparados nove graus de liberdade do modelo com 81.898,0 do resíduo; já no estudo de Jakob *et al.* (1999) foram seis graus de liberdade do modelo com 10.365,0 do resíduo.

O valor obtido para o R<sup>2</sup> permitiu afirmar que o modelo ajustado explicou 79,3% das variações do IS e o resíduo explicou 20,7%, ou seja, as diferenças existentes entre os valores das variáveis independentes incluídas no modelo tiveram maior influência nas variações do IS do que

o resíduo. No trabalho de Cardenas (1987) foram escolhidos modelos que apresentassem um valor do coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>)>70%. Segundo Hannah (1968a), em trabalhos de relacionamento solo-sítio, uma equação que explica 70% ou mais das variações é normalmente tida como uma relação funcional bem sucedida. De acordo com Carmean (1975), normalmente os trabalhos mais bem sucedidos de relação solo-sítio explicam entre 65% e 85% da variação do crescimento da floresta.

Do total de variação dos dados (SQT=217.231,25), o modelo ajustado explicou (SQM=172.385,22) enquanto que o resíduo (SQR=44.846,03). A comparação entre o valor do (QMM=17.238,52) e do (QMR=0,55) comprovou que as variações do IS não foram conseqüência do acaso (resíduo), podendo ser explicadas pelas diferenças existentes entre os valores das variáveis independentes incluídas no modelo.

Na Figura 4 a área de estudo é apresentada com os valores de IS preditos a partir dos dois modelos de regressão linear múltipla espacial ajustados e com os valores de IS estimados pela krigagem, o que permite a comparação visual entre as três situações.



**Figura 4.** Área de estudo com os valores de IS preditos pelo primeiro modelo (a), pelo segundo modelo (b) e com os valores de IS estimados (c). (Study area with the values of SI predicted by the first model (a), by the second model (b), and with de estimated values of SI (c))

## CONCLUSÕES

- Os métodos estatísticos clássicos, geoestatísticos e de geoprocessamento utilizados, permitem concluir que os atributos físicos do solo, mais especificamente a estrutura e a textura, e a fisiografia, mostraram ser mais importantes na determinação do potencial produtivo (IS) do que os atributos químicos. Também possibilitaram identificar os atributos que influenciam no potencial produtivo do talhão, com destaque para: cotas e alumínio, de forma indireta; e umidade, argila total, areia total, areia muito grossa, manganês e soma de bases (principalmente o cátion potássio), de forma direta;
- Com o emprego da análise geoestatística, combinada a técnicas de geoprocessamento, foi possível mapear a variabilidade espacial de atributos do solo e do relevo e do potencial produtivo do talhão, assim como relacionar a variabilidade dos atributos do solo e do relevo entre si e entre eles e o potencial produtivo do talhão, com destaque para a relação entre a distribuição de cotas, areia total, argila total e alumínio com a do índice de sítio; e entre a de cotas, areia total, argila total, areia muito grossa e umidade;
- No geral, as áreas de maior potencial produtivo apresentaram menores teores de alumínio, argila total e umidade; maiores teores de manganês, soma de bases trocáveis, areia total e areia muito grossa; além de ocuparem posição menos elevada no relevo, ou seja, cotas mais baixas. Este cenário determina maior porosidade e permeabilidade ao solo, beneficiando a aeração, penetração e crescimento do sistema radicular, favorecendo a absorção de nutrientes e água pelas raízes, uma vez que explora maior volume de solo, atingindo reservas hídricas e de nutrientes em horizontes mais profundos; assim como as condições de drenagem do solo, facilitando a penetração das águas de chuvas pouco intensas;
- As técnicas de geoprocessamento utilizadas forneceram subsídios para a identificação das variáveis que afetam o potencial produtivo e distinção de regiões com menor e maior variabilidade dos atributos estudados, permitindo localizar áreas de menor e maior concentração de cada atributo.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BRAGA, F.A.; BARROS, N.F.; SOUZA, A.L.; COSTA, L.M. Características ambientais determinantes da capacidade produtiva de sítios cultivados com eucalipto. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Viçosa, v.23, n.2, p.291-298, 1999.

CAMARGO, A.O.; MONIZ, A.C.; JORGE, J.A.; VALADARES, J.M.A.S. *Métodos de análise química, mineralógica e física de solos do IAC*. Campinas: IAC, 1986. 94p. (Boletim Técnico IAC, n.106).

CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO, R.F.; KONOPKA, A.E. Fieldscale variability of soil properties in Central Iowa soils. *Soil Science Society of America Journal*, Madison, v.58, p.1501-1511, 1994.

CARDENAS, A.C. *Exportação de nutrientes e produtividade de povoamentos de eucalipto no litoral norte do Espírito Santo*. 1987. 98p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1987.

CARMEAN, W.H. Forest site quality evaluation in the United States. *Advances in Agronomy*, New York, v.27, p.209-269, 1975.

COSTA, L.M.; CARMO, D.N. Aspectos de manejo de solos em áreas de reflorestamento no Brasil. In: SIMPÓSIO DE FLORESTAS PLANTADAS NOS NEOTRÓPICOS COMO FONTE DE ENERGIA, 1., Viçosa, 1983. *Anais*. Viçosa: UFV, 1985. p.118-132.

COURSEUIL, C.W.; MADRUGA, P.R.A. Modelagem numérica em mapa temático: sítios florestais. *Ciência Rural*, Santa Maria, v.28, n.4, p.691-694, 1998.

DE BIASI, M. A carta clinográfica: os métodos de representação e sua confecção. *Revista Geográfica*, Rio de Janeiro, n.6, p.45-61, 1992.

DE BIASI, M.; SIMIELLI, M.E.R.; LUCCHESI, E.S.; OMAKI, N.E. Cartas de orientação de vertentes: confecção e utilização. *Cartografia*, São Paulo, n.4, p.1/12, 1977.

DYCK, B. Precision forestry: the path to increased profitability! In: INTERNATIONAL PRECISION FORESTRY SYMPOSIUM, 2., Seattle, 2003. *Proceedings*. Seattle: University of Washington College of Forest Resources, 2003. p.15-17.

EMBRAPA - EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. *Manual de métodos de análise de solo*. 2.ed. Rio de Janeiro: Centro Nacional de Pesquisa de Solos, 1997. 212p.

GARCIA Y GARCIA, A. *Variabilidade espacial de atributos físicos do solo e resposta espectral da cultura de feijão irrigado, em imagens aéreas digitais*. 1997. 79p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1997.

- GONÇALVES, A.C.A. **Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo para fins de manejo da irrigação.** 1997. 118p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1997.
- HALBFASS, S.; GRUNEWALD, K. Spatial variability of phosphorus contents in topsoils of two small catchments under agricultural use. **Journal of Plant Nutrition and Soil Science**, Weinheim, v.166, n.2, p.197-203, 2003.
- HANNAH, P.R. Estimating site index for white and black oaks in Indiana from soil and topographical factors. **Journal of Forestry**, Bethesda, v.66, n.5, p.412-417, 1968a.
- HANNAH, P.R. Topography & soils relations for white and black oak in Southern Indiana. USDA. **Forest Service. NC Research Paper**, Washington, n.25, p.1-7, 1968b.
- IPT - INSTITUTO DE PESQUISAS TECNOLÓGICAS DO ESTADO DE SÃO PAULO. **Mapa geomorfológico do Estado de São Paulo.** São Paulo, 1981. 2v.
- JAKOB, A.A.E.; ROCHA, J.V.; LAMPARELLI, R.A.C. Estudo da correlação entre mapas de variabilidade de propriedades do solo e mapas de produtividade para fins de agricultura de precisão. In: CONGRESSO E FEIRA PARA USUÁRIOS DE GEOPROCESSAMENTO DA AMÉRICA LATINA - GIS BRASIL 99, 5., Salvador, 1999. **Anais.** Salvador, 1999. Disponível em CD-ROM.
- LI, H.; LASCANO, R.J.; BOOKER, J.; WILSON, L.T.; BRONSON, K.F. Cotton lint yield variability in a heterogeneous soil at a landscape scale. **Soil Tillage Research**, v.58, n.3/4, p.245-258, 2001.
- LIBARDI, P.L.; MANFRON, P.A.; MORAES, S.O.; TUON, R.L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.20, n.1, p.1-12, 1996.
- LOPES, R.L. **Efeitos da exposição sobre o microclima da cultura de sorgo (*Sorghum vulgare* Pers.).** 1973. 105p. Tese (Doutorado) - Universidade Estadual Paulista "Júlio de Mesquita Filho", Jaboticabal, 1973.
- MARQUES JÚNIOR, J.; LEPSCH, I.F. Depósitos superficiais neocenozóicos, superfícies geomórficas e solos em Monte Alto, SP. **Geociências**, São Paulo, v.19, n.2, p.265-281, 2000.
- MEEUWIG, R.O.; COOPER, S.V. Site quality and growth of Pinyon-Juniper stands in Nevada. **Forest Science**, Bethesda, v.27, n.3, p.593-601, 1981.
- MEINERS, T.M.; SMITH, D.W.; SHARIK, T.L.; BECK, D.E. Soil and plant water stress in an Appalachian oak forest in relation to topography and stand age. **Plant and Soil**, Dordrecht, v.80, n.2, p.171-179, 1984.
- PAYN, T.W.; HILL, R.B.; HÖCK, B.K.; SKINNER, M.F.; THORN, A.J.; RIJKSE, W.C. Potential for the use of GIS and spatial analysis techniques as tools for monitoring changes in forest productivity and nutrition, a New Zealand example. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v.122, n.1/2, p.187-196, 1999.
- POCAY, V.G. **Relações entre pedoforma e variabilidade espacial de atributos de latossolos sob cultivo de cana-de-açúcar.** 2000. 177p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Estadual Paulista "Júlio de Mesquita Filho", Jaboticabal, 2000.
- QUEIROZ, J.E. **Parâmetros hidrodinâmicos para um solo de várzea para fins de drenagem subterrânea.** 1995. 167p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1995.
- RAMALHO FILHO, A.; PEREIRA, E.G.; BEEK, K.J. **Sistema de avaliação de aptidão agrícola das terras.** Brasília: SUPLAN-MA/EMBRAPA, 1978. 70p.
- RODRIGUES, M. **Geoprocessamento.** 1987. 347p. Tese (Livre-Docência) - Universidade de São Paulo, São Paulo, 1987.
- SANTANA, J.A.S. **Efeitos de propriedades dos solos na produtividade de duas espécies de eucalipto na região do Médio Rio Doce, MG.** 1986. 117p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1986.
- SCHONAU, A.P.G.; ALDWORTH, W.J.K. Site evaluation in black wattle with special reference to soil factors. **South African Forestry Journal**, Pretoria, n.156, p.35-43, 1991.
- STENDAHL, J. Spatial variability within managed forest stands. In: INTERNATIONAL PRECISION FORESTRY COOPERATIVE SYMPOSIUM, 1., Seattle, 2001. **Proceedings.** Seattle: University of Washington College of Forest Resources, 2001. p.35-42.
- THWAITES, R.N.; SLATER, B.K. Soil-landscape resource assessment for plantations: a conceptual framework towards an explicit multi-scale approach. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v.138, n.1/3, p.123-138, 2000.

- TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; WADE, M.K.; UEHARA, G. Applications of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Advances in Agronomy*, New York, v.38, p.45-94, 1985.
- VAN RAIJ, B.; ANDRADE, J.C.; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J.A. **Análise química para avaliação de solos tropicais**. Campinas: IAC, 2001. 285p.
- VETTORAZZI, C.A.; FERRAZ, S.F.B. Silvicultura de precisão: uma nova perspectiva para o gerenciamento de atividades florestais. In: BORÉM, A.; GIUDICE, M.P.; QUEIRÓZ, D.M.; MANTOVANI, E.C.; FERREIRA, L.R. (Ed.). **Agricultura de precisão**. Viçosa: Os autores, 2000. p.65-75.
- VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um latossolo roxo de Campinas (SP). *Bragantia*, Campinas, v.56, n.1, p.181-190, 1997.
- VIEIRA, S.R.; DECHEN, S.C.F.; MARIA, I.C. Uso de geoestatística no mapeamento de atributos de solo e planta. In: CONGRESSO E FEIRA PARA USUÁRIOS DE GEOPROCESSAMENTO DA AMÉRICA LATINA - GIS BRASIL 98, 4., Curitiba, 1998. *Anais*. Curitiba, 1998. Disponível em CD-Rom.
- VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. *Hilgardia*, Berkeley, v.51, n.3, p.1-75, 1983.

Recebido em 07/07/2005

Aceito para publicação em 24/10/2006

