

VARIABILIDADE ESPACIAL DE RENDIMENTO DE *Pinus taeda* L. EM FUNÇÃO DE TEORES DE ARGILA DO SOLO PRODUZIDOS POR KRIGAGEM E CO-KRIGAGEM

Itamar Antonio Bognola*, Paulo Justiniano Ribeiro Junior**, Edson Antonio Alves da Silva***, Christel Lingnau****, Antonio Rioyei Higa*****

*Eng. Agrônomo, M.Sc., Embrapa Florestas – iabog@cnpf.embrapa.br

**Eng. Agrônomo, *PhD.*, Depto. de Estatística, UFPR – paulojus@ufpr.br

***Físico, M.Sc., Depto. de Estatística, UNIOESTE-PR – edsonsilva@unioeste.br

****Eng. Florestal, D.Sc., Depto de Ciências Florestais, UFPR – lingnau@ufpr.br

*****Eng. Florestal, D.Sc., Depto de Ciências Florestais, UFPR – higa@ufpr.br

Recebido para publicação: 12/02/2007

Resumo

O objetivo desse estudo foi avaliar a variabilidade espacial de rendimento de *Pinus taeda* Linnaeus em função de teores de argila do solo obtidas de um mapeamento detalhado, na escala 1:10.000, em uma área da empresa Florestal – MOBASA, localizada no município de Rio Negrinho, estado de Santa Catarina. Os dados dendrométricos coletados, em parcelas de inventário florestal contínuo, para a realização deste estudo foram obtidos de um povoamento com área de 2.252,11ha. Propriedades do solo e rendimentos de *Pinus taeda* foram analisadas através da geoestatística usando semivariogramas e interpolação por *krigagem* e *co-krigagem* ordinárias para construção dos mapas. Pelos semivariogramas anisotrópicos avaliou-se a estrutura de continuidade espacial da característica dendrométrica “IMA” por ter sido a que melhor se correlacionou com os dados de solos. Dois modelos da função de semivariância foram ajustados para o IMA, por meio do método de ajuste da máxima verossimilhança. Os mapas de IMA foram então gerados a partir dos dados coletados e por interpolação da estimativa em função dos teores de argila dos solos. Para avaliar a correspondência entre essas duas variáveis, foi construído um diagrama de dispersão e efetuado um teste de correlação. Além disso, foi construído o mapa de distribuição espacial para a variável principal (IMA) por *krigagem* convencional, a partir de modelo e os parâmetros estimados por máxima verossimilhança. As variações verificadas na espacialização dos rendimentos (IMA) quando se compara os dois mapas obtidos, sugerem que as causas da variabilidade são conseqüências do maior ou menor número de dados obtidos geograficamente para este estudo.

Palavras-chave: Geoestatística; mapa de rendimento; levantamento de solo; *krigagem* e *co-krigagem*.

Abstract

Spatial variability of crop yield of Pinus taeda L. as a function of clays contents of soil produced for kriging or co-kriging. The objective of this study was to assess spatial variability of *Pinus taeda* Linnaeus in clay contents function of the soil obtained from a detailed mapping, in the scale 1:10.000, in an area of the Forest company – MOBASA, located in the Rio's Little black municipal district, state of Santa Catarina. The data forests collected, in bits of continuous forest inventory, for the accomplishment of this study were obtained from a population with area of 2.252,11ha. Properties of the soil and *Pinus taeda* crop yield were analyzed through geoestatistical using semivariograms and interpolation for *kriging* and *Co-kriging* ordinary for construction of the maps. By anisotropics semivariograms it evaluated the structure of space continuity of the dendrometric characteristic “IMA” for have been to what better correlated with the soils data. Two models of semivariance function were adjusted for IMA, by means of the adjustment method of the verisimilitude maxim. IMA's Maps were then generated to the leave of the collected data and for interpolation of the estimate in function of the clay contents of the soils. To evaluate the mail between these two variable, it was built a dispersion diagram and made a correlation test. Moreover, it was built the map of space distribution for the main variable (IMA) for *krigagem* conventional, starting from model and the parameters estimate for verisimilitude maxim. The variations verified in espacialização of the revenues (IMA) when we compare both obtained maps, they suggest that the causes of the variability are consequences of the largest or smaller number of data obtained geographically for this study.

Words-key: Geoestatistical; yield map, soil survey; *kriging* and *co-kriging*.

INTRODUÇÃO

Avanços tecnológicos no segmento florestal têm mostrado a importância de se medir e obter aspectos da variação espacial e temporal de propriedades do solo que afetam o rendimento das espécies dos povoamentos florestais, com o objetivo de otimizar o gerenciamento do processo de produção. Cientistas da área de solos se preocupam com o problema desde o começo do século passado, mas somente nas décadas de 50 e 60, com o

avanço na teoria estatística espacializada é que os cientistas começaram a perceber a potencialidade desta metodologia para o manuseio de dados quantitativos, facilitando a sua compreensão (BURROUGH et al., 1994).

O desejável para todo empreendimento florestal é obter informações precisas e a baixo custo sobre a produção florestal. Um dos caminhos possíveis é o uso de um método que explore adequadamente as relações regionais existentes entre as unidades amostrais. Os métodos tradicionais usados para análise de inventários florestais, utilizam uma medida de tendência central (média) e uma de dispersão (variância) para descrever um determinado fenômeno, sem levar em consideração, as possíveis correlações entre as observações vizinhas (MELLO, 2004). Portanto, eles não exploram suficientemente as relações que possam existir entre as unidades amostrais. Já os métodos geoestatísticos podem avaliar melhor as estruturas de dependência espacial entre as características dendrométricas de uma espécie com variáveis do seu meio físico, ou seja, obter resultados que sejam capazes de explorar adequadamente as relações espaciais existentes entre os dados dendrométricos e o meio abiótico. Isso é de fundamental importância para o inventário, manejo e planejamento florestal.

Vários trabalhos demonstram que as propriedades do solo são espacialmente dependentes (KRIGE, 1966; MATHERON, 1971; VIEIRA et al., 1981; TRANGMAR et al., 1995), ou seja, num certo domínio, a diferença dos valores de determinada propriedade pode ser expressa como uma função da distância de separação dos pontos mensurados. Portanto, quando uma propriedade do solo varia de um local para outro, com algum grau de continuidade expresso pela dependência espacial, a geoestatística permitirá uma visão espacial útil ao planejamento e ao controle das informações de produção da espécie florestal de interesse - no presente caso o *Pinus taeda*.

Dessa forma, a utilização de tecnologias de informações geográficas (SIG) e métodos geoestatísticos permitirão amparar tecnicamente decisões estratégicas e complexas em relação ao sistema de manejo adotado, seus efeitos ambientais e produtividade das diferentes essências florestais. Essa é a contribuição da geoestatística para o desenvolvimento de uma produção florestal sustentável.

Dentro deste contexto, o objetivo desse estudo foi avaliar a variabilidade espacial do rendimento produtivo de *Pinus taeda* L. em função de propriedades do solo por meio de técnicas geoestatísticas.

REVISÃO DE LITERATURA

O setor florestal brasileiro

O *Pinus* sp., juntamente com outras espécies de rápido crescimento como, por exemplo, os eucaliptos, são importantes matérias primas para o setor industrial florestal brasileiro, pois além de gerarem um grande

número de empregos contribuem de maneira expressiva para as exportações do País. De acordo com o CEPEA-USP/CNA (2006), o PIB Florestal respondeu por 4,1 % do PIB nacional, perfazendo um total US\$ 21 bilhões anuais em 2005, com destaque em três setores: celulose e papel (US\$ 7 bilhões), madeira e móveis (US\$ 9,3 bilhões) e siderurgia a carvão vegetal (US\$ 4,2 bilhões).

Com relação à exportação, o setor teve participação com cerca de 10 % do valor total, contribuindo com 5,8 bilhões de dólares no ano de 2005 e, dado ao saldo inexpressivo de importações do setor, a economia florestal tem sido, historicamente, responsável por um dos cinco maiores saldos comerciais positivos do país. Quanto à geração de empregos, é responsável por 9% da população economicamente ativa (sete milhões de pessoas). Em reunião entre o presidente do Banco Nacional do Desenvolvimento (BNDES) e empresários do setor de papel e celulose, foi discutido que o crescimento deste segmento deve ser, em média, de 17% ao ano, no período de 2007 a 2010 em relação aos anos de 2002 a 2005, o que equivale a investimentos da ordem de R\$ 20 bilhões. Destes, R\$ 11,7 bilhões serão financiados pelo BNDES, estimulando o desenvolvimento do setor (AGÊNCIA O GLOBO, 2006).

O gênero *Pinus*

Devido às condições climáticas, à sua ampla capacidade de adaptação, à sua diversidade de uso e ao seu rápido crescimento (florescem com idades entre seis a sete anos e atingem idade de corte com 16 a 17 anos), o *Pinus taeda* L. tem sido uma das espécies preferidas para plantios em reflorestamentos comerciais no Planalto da Região Sul do Brasil, que abrange aproximadamente um milhão de hectares, pelas seguintes características: a) a madeira é de cor clara, variando de branca a amarelada; b) a madeira é de fibra longa, apropriada para fabricação de papel de alta resistência para embalagens, papel de imprensa e outros tipos de papel; c) possibilidade de extração de resina, em escala comercial, em algumas espécies; e d) rusticidade e tolerância, possibilitando o plantio em solos marginais para agricultura e, assim, valorizar a terra imprópria para agricultura convencional com a produção adicional de madeira, formação de cobertura protetora do solo e reconstituição de ambiente propício à recomposição espontânea da vegetação nativa em ambientes degradados (SHIMIZU e MEDRADO, 2006) e redução por absorção dos índices de carbono da atmosfera. A floresta de *Pinus* é diferenciada pela sua versatilidade porque, após o corte, sua madeira pode ser destinada à indústria laminadora, que a utiliza para fabricação de compensados; para a indústria de serrados que a transforma em madeira beneficiada ou é

convertida em móveis; para a indústria de papel e celulose; para a indústria de MDF e, mesmo o seu resíduo, tem sido aproveitado como biomassa para geração de vapor e energia (CARGNIN, 2005).

Segundo LIMA (1990), apesar da grande plasticidade genética desta cultivar, notadamente pela capacidade de adaptação mesmo em ambientes diferentes daqueles dos centros de origem, certos limites não podem ser ultrapassados. No Brasil, pode ser plantado no planalto das Regiões Sul e Sudeste, em solo bem drenado, onde não haja déficit hídrico. Isto inclui as partes serranas do Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná, bem como as partes mais chuvosas do sul dos estados de São Paulo e Minas Gerais.

Quanto ao sistema reprodutivo, é uma espécie monóica, ou seja, apresenta flores masculinas e femininas separadas na mesma planta. Apresenta ainda, dicogamia (épocas de maturação diferenciadas), é alógama (fecundações cruzadas). Composto basicamente de espécies heliófitas o gênero *Pinus* sp. requer perto de três estações vegetativas para o completo desenvolvimento de suas sementes e sua disseminação ocorre logo após a maturação dos cones (JANKOVSKI, 1985). Quanto aos solos, esse gênero de planta é conhecido pela sua baixa exigência nutricional. São encontradas espécies crescendo em sítios extremamente pobres, nos quais, apesar de a expectativa de produção estar aquém do satisfatório. Os pinheiros, por exemplo, têm revelado uma capacidade extraordinária de gerenciamento dos poucos recursos nutricionais.

O *Pinus taeda* L., é conhecido como sendo uma espécie pioneira nas regiões onde ocorre naturalmente (REISSMANN e WISNIEWSKY, 2001). As condições de adaptação a solos ácidos, que constituem a grande maioria dos solos dos Planaltos do Sul do País, permitiram a implantação de extensas áreas que, juntamente com a adoção de práticas silviculturais adequadas, tornou esta espécie, importante fonte de matéria-prima, proveniente de florestas estabelecidas dentro dos padrões de sustentabilidade (KRONKA et al., 2005). Essa espécie não cresce bem em locais muito úmidos ou alagados, nem em áreas com solos muito rasos ou erodidos. Na Planície Costeira Atlântica dos EUA, a produtividade geralmente decresce quanto mais superficial seja o lençol freático (RICHARDSON e RUNDEL, 1998).

Os trabalhos relacionados com a carência nutricional em *Pinus* no Brasil são bastante raros, sobretudo com *Pinus* tropicais. Segundo Reissmann e Wisniewsky (2001), tal fato se deve principalmente à rapidez de crescimento e à ausência de sintomas de deficiência, especialmente durante as primeiras rotações, reforçando a expectativa de que, de modo geral, a espécie dispensa grandes cuidados com adubação.

Análises Geoestatísticas

A modelagem geoespacial permite a descrição quantitativa da variabilidade espacial dos atributos do solo e a estimativa não tendenciosa da variância mínima de valores desses atributos em locais não amostrados. Acessar essa variabilidade faz da geoestatística uma eficiente ferramenta de suporte a decisão no manejo de solo e água das espécies florestais. As intervenções para corrigir variações indesejáveis da oferta de nutrientes e água passam a ser balizadas por mapas de isovalores das variáveis de interesse (BOLFE e GOMES, 2006).

Ainda segundo Bolfe e Gomes (2006), devem-se analisar e planejar o número de coletas de dados, através do custo/benefício, pois, um grande número de pontos amostrais aumenta os custos da operação e podem inviabilizar a implantação do processo. Os métodos geoestatísticos de interpolação, em especial o da Krigagem, apresentam propriedades ótimas de estimativas em dados esparsos. Para a aplicação das técnicas de geoestatística, necessita-se, primeiramente, detalhar a área onde será implantado o estudo. Para tanto, todas as informações devem ser georreferenciadas juntamente com um processo de amostragem dentro de uma região geográfica definida.

Esse processo é viabilizado pela implantação de um sistema de coordenadas locais ou geográficas, onde cada atributo ou característica do solo terá suas informações quantitativas e/ou qualitativas (relevo, granulometria, textura, teor de argila, acidez, matéria orgânica etc.) associados a um ponto no espaço. Essas informações podem ser obtidas por meio de coleta in loco, mapas temáticos, imagens de satélite ou fotografias aéreas. Para referenciar essas informações utiliza-se o GPS (Sistema de Posicionamento Global), ou de forma mais simplificada através da topografia convencional, obtendo as coordenadas locais. A teoria das variáveis regionalizadas pressupõe que a variação de uma variável qualquer pode ser expressa pela soma de três componentes: a) uma componente estrutural, associada a um valor médio constante ou a uma tendência; b) uma componente aleatória, espacialmente correlacionada; e c) um ruído aleatório ou erro residual (BURROUGH et al., 1994).

Por outro lado, o semivariograma é o principal método geoestatístico para diagnosticar a presença da correlação entre as unidades amostradas (DUARTE, 2000). Segundo Ribeiro Júnior (1995), os semivariogramas são preferidos para caracterizar a estrutura de continuidade espacial da característica avaliada por exigirem hipóteses de estacionaridade menos restritivas (hipótese intrínseca). É esperado que observações mais próximas geograficamente tenham um comportamento mais semelhante entre si do que aquelas separadas por maiores distâncias. Desta maneira, é esperado que $\gamma(\mu)$ aumente com a distância μ .

O parâmetro ρ é importante para a interpretação dos semivariogramas. Ele determina a distância até onde os pontos amostrais estão correlacionados entre si (VIEIRA et al., 1983; SOUZA et al., 1997; VIEIRA, 1997), ou seja, os

pontos localizados em uma área cujo raio seja o alcance, são mais semelhantes entre si, do que os separados por distâncias maiores. Segundo Mcbratney e Webster (1983) e Souza et al. (1997), uma das principais utilizações dos semivariogramas é na determinação do número ideal de amostras para a estimação de características químicas, físicas ou físico-hídricas do solo, separadas por distâncias que as tornam independentes entre si.

Conhecido o semivariograma e, havendo dependência espacial entre as amostras, pode-se interpolar valores em qualquer posição no campo de estudo, sem tendência e com variação mínima. Inúmeros métodos de interpolação univariados e multivariados, com diversos níveis de complexidade estão disponíveis na literatura (GOOVAERTS, 1999; CARVALHO et al., 2002). Ainda, o estudo da variabilidade espacial das características do meio físico é uma etapa importante para a silvicultura de precisão. Nesta fase, a utilização do semivariograma permite planejar desenhos ótimos de amostragem com o intuito de capturar a variabilidade em escalas espaciais de até em metros e a estimação espacial usando krigagem permite obter mapas da distribuição espacial de cada característica do solo, por exemplo.

A técnica geoestatística da krigagem é considerada uma boa metodologia de interpolação de dados. Ela utiliza o dado tabular e sua posição geográfica para calcular as interpolações. Utilizando o princípio da Primeira Lei de Geografia de Tobler, que diz que unidades de análises mais próximas entre si são mais parecidas do que unidades mais afastadas, a krigagem utiliza funções matemáticas para acrescentar pesos maiores nas posições mais próximas aos pontos amostrais e pesos menores nas posições mais distantes, e criar assim os novos pontos interpolados com base nessas combinações lineares de dados (JAKOB, 2002). Além disso, o que diferencia a krigagem de outros métodos de interpolação é a estimação de uma matriz de covariância espacial que determina os pesos atribuídos às diferentes amostras, o tratamento da redundância dos dados, a vizinhança a ser considerada no procedimento inferencial e o erro associado ao valor estimado. A krigagem também fornece estimadores exatos com propriedades de não tendenciosidade e eficiência (CARVALHO et al., 2002). Os métodos de krigagem usam a dependência espacial entre amostras vizinhas, expressas no semivariograma, para estimar valores em qualquer posição dentro do campo, sem tendência e com variância mínima, ou seja, são estimadores ótimos muito usados no estudo da distribuição espacial de atributos do solo (VIEIRA, 2000), da precipitação pluvial etc. (CARVALHO e ASSAD, 2003).

Uma exigência fundamental para a aplicação do método geoestatístico é que as variáveis observadas em cada local, sejam por si mesmas um processo de variação contínua de distribuição gaussiana de probabilidades. Segundo Diggle e Ribeiro Junior (2006) o formato básico dos dados geoestatísticos univariados é dado por (x_i, γ_i) onde $[x_i; i = 1, \dots, n \in \mathbb{R}^2]$ é o conjunto de coordenadas amostrais na área de um espaço bidimensional e $[\gamma_i; i = 1, 2, \dots, n]$

indica uma medida da variável aleatória (v.a.) $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n)$ mensurável em um processo gaussiano associado $S(x_i)$ desconhecido. Uma realização de γ (como uma amostragem na área) corresponde à realização de n variáveis aleatórias y , cada uma com uma única observação, modelada como:

$$\gamma_i = \mu(x_i) + S(x_i) + \delta_i, \quad i : 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

onde:

γ_i será uma v.a. onde $[\gamma_i] \sim N(\mu(x_i), \tau^2)$

$\mu(x_i)$ é uma tendência espacial que, se não houver, o processo será dito estacionário com média constante μ .

$[S(x_i)]$ é um processo gaussiano multivariado com média μ e variância σ^2 .

δ_i são v.a. normais independentes e identicamente distribuídas com média zero e variância τ^2 .

De uma forma mais geral podemos escrever um modelo estacionário como:

$$\gamma(\mu_{ij}) = \tau^2 + \sigma^2 (1 - \rho(\mu_{ij})) \quad (2)$$

que é denominada função semivariância onde a função de correlação $\rho(\mu_{ij})$, atendendo estruturas de diferenciabilidade e continuidade, junto às famílias específicas. Journel e Huijbregts (1978) apresentam as funções: gaussianas, esférica e exponencial — dentre outras, parametrizadas por τ^2 que representa a variação de pequena escala ou erro de medida e σ^2 que representa a variância do processo $S(x)$ desconhecido e ϕ que dá a taxa de decaimento da função com o aumento da distância, Mater (1986) apresenta uma classe de correlações apoiadas para função de Bessel onde adiciona um parâmetro K que controla a forma da função. Isaaks e Srivastava (1989) denominam esses parâmetros como: efeito pepita (τ^2) patamar ($\tau^2 + \sigma^2$) e alcance (valor proporcional a ϕ , dependendo da função de correlação).

Nosso interesse passa a ser estimar o melhor modelo para a equação (1) e seus respectivos parâmetros μ (média estacionária), τ^2 (variância de pequena escala) σ^2 (variância do processo) e ϕ (parâmetro proporcional ao alcance para procedermos com a krigagem para produção de mapas temáticos).

O método da máxima verossimilhança produz estimadores de parâmetros com eficiência e com ausência de viés. Este método consiste em maximizar o \log da função densidade de probabilidade conjunta do processo γ (estacionário) dada por:

$$\ell(\gamma, \mu, \tau^2, \sigma^2, \phi) = \frac{n}{2} \log (\sigma^2 R(\phi) + \tau^2 I) - \frac{1}{2} (\gamma - \mu)^T (\sigma^2 R(\phi) + \tau^2 I)^{-1} (\gamma - \mu) \quad (3)$$

Segundo Diggle e Ribeiro Jr. (2006), a predição espacial (krigagem) para modelos estacionários isotrópicos (invariante à rotação de coordenadas) é dado por:

$$\hat{\gamma}(x_0) = \mu + r'(\tau^2 I + \sigma^2 R(\phi))^{-1}(\gamma - \mu 1)$$

onde:

x_0 : coordenadas do ponto à ser estimado;

r : vetor de correlações ρ entre a posição das coordenadas observadas e a localização x_0 onde $\hat{\gamma}$ será estimado.

Muitos problemas de análise geoestatística envolvem variáveis primárias cuja medida é fisicamente restrita, de difícil observação ou muito dispendiosa. Por outro lado, inferências com pequenas amostras são pouco confiáveis. Para contornarmos este problema com a geoestatística, é possível obter para umas poucas coordenadas da variável primária, informações de uma outra variável secundária de fácil obtenção que seja suficientemente correlacionada com a variável primária. Coleta-se mais informações da variável secundária em outras coordenadas expandindo-se, assim, pela correlação conhecida, o número de informações da variável primária. A natureza deste processo bivariado pode ser modelado como:

$$\gamma_{1,i} = \mu_1 + \sigma_{01} R_0(x_i) + \sigma_1 R_1(x_i) \quad i = 1, 2, \dots, n \tag{4}$$

$$\gamma_{2,j} = \mu_2 + \sigma_{02} R_0(x_j) + \sigma_2 R_2(x_j) \quad j = 1, 2, \dots, n$$

Neste caso, $\gamma_{1,i}$ é a variável primária, $\gamma_{2,j}$ a variável secundária e os parâmetros a serem estimados são: $\mu_1, \mu_2, \sigma_{01}, \sigma_{02}, \sigma_1, \sigma_2, \varnothing_0, \varnothing_1, \varnothing_2$.

Segundo Isaaks e Srivastava (1989) e Goovaerts (1997) o sistema de co-krigagem que levará em consideração a variável secundária na estimativa da variável primária, em locais não amostrados na variável primária poderá ser escrita em termos das covariâncias, onde a matriz de pesos de krigagem se dá por:

$$\tilde{W} = C^{-1} D$$

onde:

$$C = \begin{pmatrix} Cov(\gamma_1\gamma_1) & Cov(\gamma_1\gamma_2) & 1 \\ Cov(\gamma_2\gamma_1) & Cov(\gamma_2\gamma_2) & 1 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \quad W = \begin{pmatrix} a \\ b \\ -\lambda_1 \\ -\lambda_2 \end{pmatrix} \quad D = \begin{pmatrix} Cov(\gamma_1\gamma_0) \\ Cov(\gamma_2\gamma_0) \\ 1 \\ 0 \end{pmatrix}$$

Onde γ_1 é a variável primária, γ_2 a variável secundária, γ_0 os valores obtidos numa localização n_0 , qualquer λ_1 e

λ_2 são operadores de Lagrange e a e b vetor de constantes tais que $\sum_{i=1}^{m_1} a_i = 1$ e $\sum_{i=1}^{m_1} b_i = 0$.

MATERIAL E MÉTODOS

Área de trabalho

O local de estudo situa-se na porção do “Planalto Norte” do Estado de Santa Catarina, mais precisamente, na divisa entre os municípios de Rio Negrinho e Doutor Pedrinho (Figura 1). O clima é do tipo *Cfa* da classificação de *Köppen* (clima tropical, com verão quente, sem estação seca de inverno, ou seja, temperaturas médias do mês mais frio estão abaixo de 18°C e acima de -3°C). A região caracteriza-se por possuir elevada pluviosidade, chuvas bem distribuídas durante o ano todo e por não ter estação seca definida.

Foi feito um mapeamento detalhado dos solos, na escala 1:10.000, e a classe predominante é a dos CAMBISSOLOS HÚMICOS Alumínicos típicos ou lépticos (EMBRAPA, 2006). Estes solos são medianamente profundos, com altos teores de matéria orgânica (valores superiores a 40 g.dm⁻³) no horizonte superficial (normalmente em torno de 40-50 cm de espessura). São extremamente ácidos e com altos teores de alumínio trocável (valores superiores a 4,0 cmol_c.dm⁻³ de solo).

A base de dados utilizada neste estudo é proveniente de povoamentos comerciais de *Pinus taeda L.*, coletada em parcelas de inventário florestal contínuo, com área de 500 m² e espaçamento entre árvores de 2,80 x 2,80 m. Esta base de dados consta de informações coletadas de solos e de inventário florestal contínuo conforme seguem:

Amostragens do solo

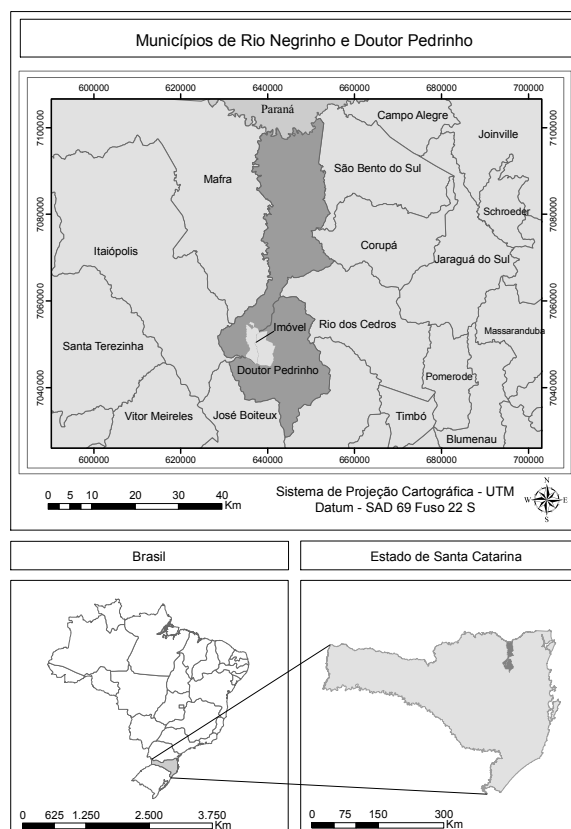
Foi feita a caracterização física dos solos com a determinação dos teores de argila das camadas superficial (0 – 20 cm) e subsuperficial (30- 50 cm) para todas as parcelas de inventário estudadas.

Amostragens do *Pinus taeda L.*

Constam de medidas de crescimento de *P. taeda L.* em cinco idades diferentes (11, 12, 13, 14 e 15 anos), obtidas junto ao Setor de Inventário Florestal da Modo Battistella de Reflorestamentos S/A – MOBASA, em função do índice médio de incremento anual volumétrico – IMA.

Metodologia

A idéia central desse problema foi realizar predições em locais não amostrados, de uma variável com tamanho de amostra pequena, mas que estivesse correlacionada com outra variável com amostra de tamanho maior. A amostra da primeira variável (variável primária) (IMA) dispunha de 18 coordenadas nas quais também foi obtida informação da segunda variável (variável secundária) (argila). Para avaliar a correspondência entre essas duas variáveis, foi construído um diagrama de dispersão e efetuado um teste de correlação. Além disso, foi construído o mapa de distribuição espacial para a variável principal (IMA) por krigagem convencional, a partir de modelo e parâmetros estimados por máxima verossimilhança.



Fonte: IBGE (2006); MOBASA – setor SIG.
 Figura 1. Localização da área de estudo.
 Figure 1. Work area location.

Nessa mesma área dispunha-se de 555 amostras da variável secundária (argila) e, então, com suas informações, estimou-se a variável primária nessas coordenadas e então produziu-se, por co-krigagem, um novo mapa da variável primária, agora com 555 coordenadas. Para esses cálculos e produção dos gráficos empregou-se o programa estatístico R (*R Development Core Team, 2006*) e o pacote GeoR (RIBEIRO e DIGGLE, 2001), ambos os programas livres dentro da licença internacional GPL (*General Public Licence*).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na primeira fase do processo de análise, buscou-se estabelecer medidas quantitativas para cada uma das variáveis. A Tabela 1 mostra que a variável IMA, tomada em 18 coordenadas, apresentou uma média de 26,36 m³ e um desvio padrão de 6,55 m³, resultando em um coeficiente de variação (C.V.) de 24,8%, tido como baixo (valores relativamente homogêneos). Um teste de normalidade de Shapiro-Wilk (1965) resultou em p-valor de

TABELA 1. Medidas quantitativas das variáveis em estudo
 Table 1. Quantitative measures of the variables in study

Variável	Nº Obs.	Média	D.P. (%)	S.W. (p-valor)	Unidade de Medida
IMA	18	26,36	24,8	0,917	m ³
Argila	18	32,84	38,2	0,502	%
Argila	555	25,19	25,19	0,000	%

D.P.: desvio padrão; S.W.: teste de Shapiro-Wilk.

0,917 sugerindo que essa variável possui distribuição normal, não havendo a necessidade de transformação. Já a variável argila, nessas mesmas coordenadas, apresentou média de 32,84% e desvio padrão 12,54% resultando um coeficiente de variação (CV) de 38,2%, indicando uma dispersão dos seus valores em torno da média um pouco mais acentuada. O teste de normalidade para essa variável resultou em p-valor de 0,5 não sugerindo necessidade de transformação. Essa mesma variável (argila), tomada em 555 coordenadas, resultou a média de 25,19% com desvio padrão de 7,78% e coeficiente de variação de 30,9%, compatível, portanto, com o resultado anterior. O teste de normalidade resultou em p-valor próximo de zero, sugerindo necessidade de transformação.

O teste de correlação de Pearson para medir a associabilidade entre a variável primária (IMA) e a variável secundária (argila) resultou em -0,59 a 0,1% de significância que, juntamente com o diagrama de dispersão da Figura 2 permite estabelecer uma relação linear inversa entre elas, ou seja, um aumento nos teores de argila levam a uma redução no IMA.

Para a análise geoestatística univariada procurou-se ajustar um modelo de correlação espacial para cada variável. Segundo a Tabela 2, o modelo exponencial ajustado à estrutura de correlação espacial da variável IMA tomada em 18 coordenadas, não exigiram transformações ($\lambda = 1$). O coeficiente de efeito pepita – CEP dado pela razão entre τ^2 e $\tau^2 + \sigma^2$ sugere uma estrutura de dependência espacial até uma distância de 1.428 m definido por $\emptyset = 476,42$. O valor de $\tau^2 = 0$ indica a ausência de variação de pequena escala.

Tabela 2. Modelo exponencial ajustado à estrutura de correlação espacial da variável “IMA”
 Table 2. Exponential model fitting to the structure of spatial correlation of the variable “IMA”

Variável	Nº Obs.	β	τ^2	σ^2	\emptyset	λ	MOD	K	-MLV	CEP
IMA	18	26,69	0	39,57	476,42	1	Expon.	0,5	58,4	0
IMA+Argila	18	36,34/-0,31	26,37	0	0	1	Expon.	0,5	54,99	1
Argila	555	3,08	0,03	0,18	2006,99	0	Expon.	0,5	1765	0,12

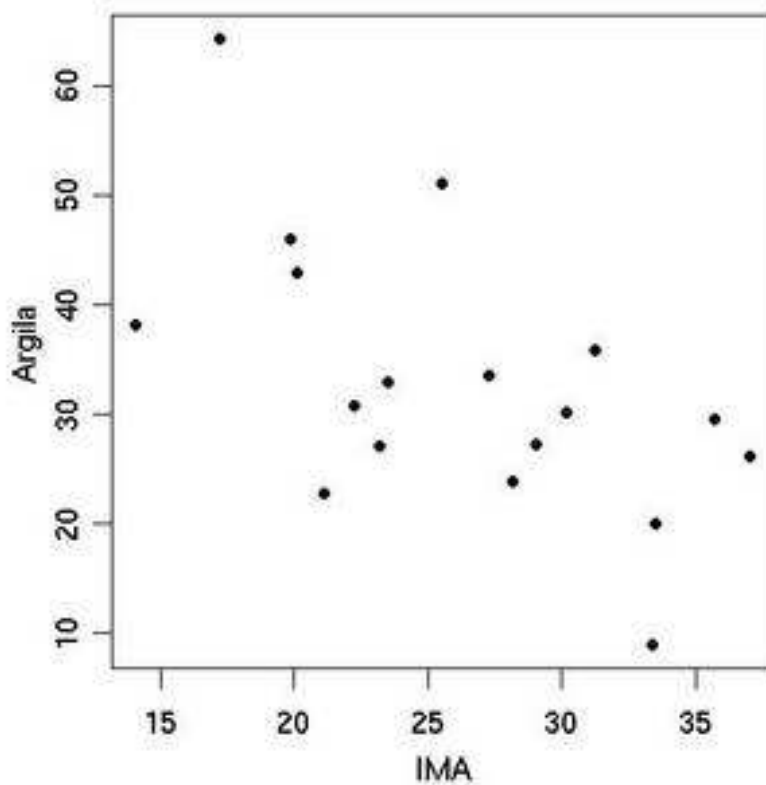


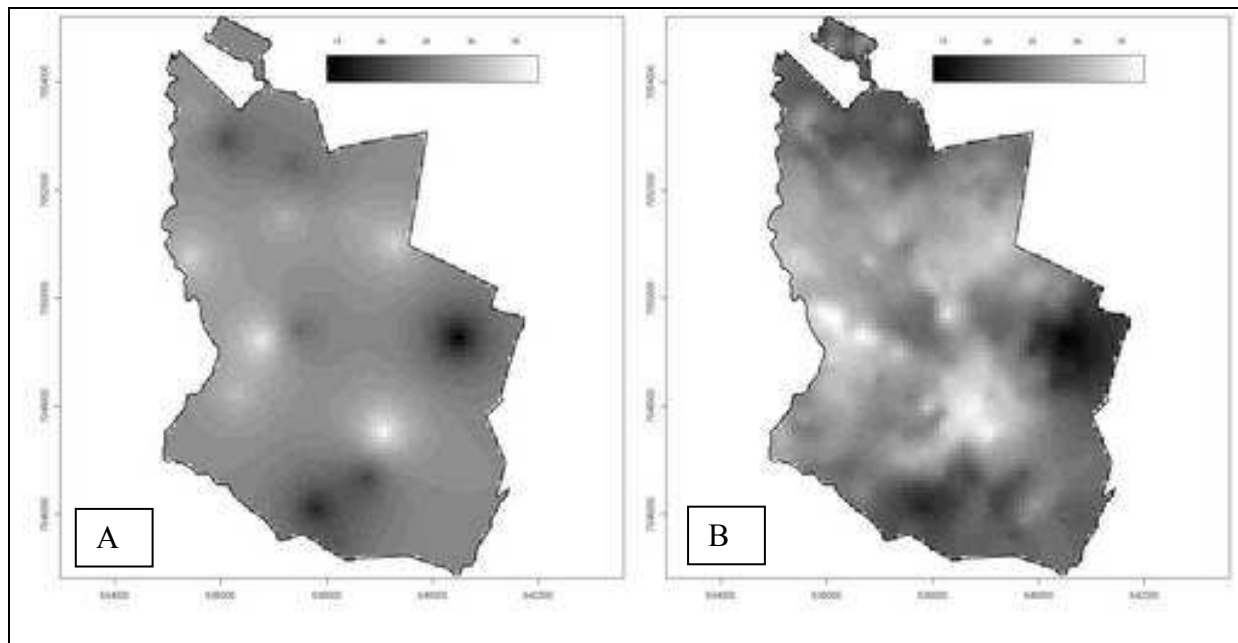
Figura 2. Diagrama de dispersão da argila versus IMA.
 Figure 2. Dispersion diagram of the clay versus IMA.

Quando foi incorporada no modelo a argila como co-variável, o melhor modelo obtido foi, ainda, o exponencial sem necessidade de transformação dos dados, entretanto, devido a estimativa σ^2 ter resultado nulo, o CEP indicou um efeito pepita puro, ou seja, ausência de estrutura de dependência espacial. Tal afirmação é corroborada pela estimativa nula do parâmetro de alcance \emptyset . O resultado é natural, devido à forma de correlação entre as variáveis.

A estrutura de correlação espacial para a variável argila com 555 observações, indicou, após uma transformação logarítmica nos dados, exigido pelo parâmetro $\lambda = 0$, um modelo exponencial. O coeficiente de efeito pepita sugere uma estrutura variográfica até $\emptyset = 2.006,99$ o que equivale a 6.020,97 m. τ^2 indicou uma pequena variância de pequena escala.

Para uma análise bivariada, utilizando a argila tomada em 555 coordenadas para ampliar as estimativas de IMA, obtivemos, conforme o modelo (4) as estimativas de máxima verossimilhança: $\mu_1 = 25,50$, $\mu_2 = 23,98$, $\sigma_{01}^2 = 9,31$, $\sigma_{02}^2 = 50,48$, $\sigma_1^2 = 103,29$, $\sigma_2^2 = 0,05$, $\emptyset_0 = 722,62$, $\emptyset_1 = 1.488,71$, $\emptyset_2 = 1.675,18$. Empregamos, na obtenção dessas estimativas, a função lik BGCCM (*Bivariate Gaussian Common Component Model*).

Figura 3. Mapa de distribuição espacial do IMA com valores preditos por krigagem (A) em amostra de 18 pontos e preditos com co-krigagem (B) utilizando argila como suporte em 555 amostras
Figure 3. Map of spatial distribution of IMA with values predicts for kriging (A) in sample of 18 points and predicts with Co-kriging (B) using clay as support in 555 samples



Com os resultados desses modelos foi possível, por krigagem ordinária, produzir o mapa de predição de IMA para a área (figura 3A) utilizando 18 pontos amostrais originais, dando um IMA médio de $26,69 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{ano}^{-1}$ e um desvio padrão de krigagem de $6,20 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{ano}^{-1}$. Já o mapa do IMA (figura 3B) foi produzido utilizando as co-estimativas médias adequadas.

RESUMO E CONCLUSÕES

Através do modelo geoestatístico avaliado e ajustado pelo método da Máxima Verossimilhança, foi possível produzir mapas de predição de “IMA volumétrico” para a espécie *Pinus taeda* L., influenciado pelos teores de argila quer por krigagem ou por co-krigagem ordinárias resultando em estimativas médias adequadas.

O desenvolvimento deste trabalho permitiu verificar que a característica dendrométrica avaliada no inventário florestal – IMA –, apresentou-se estruturada espacialmente. Este resultado sugere que, no processamento do inventário florestal, na presença de estrutura de continuidade espacial, as parcelas (unidades amostrais) não devem ser tratadas de forma independente.

As empresas florestais, de maneira geral, conduzem um grupo de parcelas permanentes nos projetos florestais implantados, permitindo avaliar o crescimento da floresta. Na idade de corte da floresta, é preciso

estimar o volume de cada talhão que compõe os projetos, uma vez que somente as informações das parcelas permanentes não proporcionam estimativas precisas por talhão. É necessário, portanto, efetuar o inventário pré-corte, o qual lança uma intensidade amostral maior em cada talhão. Assim, há um novo custo adicionado no processo de medição da floresta. Fazendo uso do estimador geoestatístico, o qual considera a estrutura de continuidade espacial, é possível efetuar com precisão a estimativa volumétrica por talhão fazendo uso somente das parcelas permanentes.

Em síntese, a aplicação da teoria clássica de amostragem no inventário florestal, pode aumentar os problemas estatísticos, caso houver estrutura de continuidade espacial. Assim, é necessário, primeiramente, na análise do inventário florestal, verificar se há ou não estrutura de continuidade espacial da característica avaliada. Havendo continuidade espacial, deve-se fazer uso dos benefícios da mesma através da introdução da componente espacial no modelo.

Conclui-se que ao analisar o conjunto dos resultados obtidos pelas técnicas geoestatísticas utilizadas, que os mesmos foram coerentes com os conhecimentos da ciência florestal e que, portanto, têm grande potencial para uso neste segmento.

AGRADECIMENTOS

A Empresa Madeireira Modo Battistela Reflorestamento S.A., Rio Negrinho, SC, pelo apoio logístico e financeiro para o desenvolvimento da pesquisa.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGÊNCIA O GLOBO. Impactos sobre a biodiversidade. [online] Disponível na internet via URL: <http://www.mma.gov.br>. Brasília, 2006.

BOLFE, E.L.; GOMES, J.B.V. Geoestatística como subsídio à implantação de agricultura de precisão. [on line]. Disponível em <http://www.agronline.com.br/artigos/artigo.php?id=210>. Consultado em 23/01/2007.

BURROUGH, P. A.; BOUMA, J.; YATES, S. R. The state of the art in pedometrics. **Geoderma**, Amsterdam, v.62, n.1/3, p.311-326, 1994.

CARGNIN, O. **Alternativas das florestas de pinus**. [on line]. 2005. Disponível em <http://www.valeverde.org.br/html/clipp2.php?id=3752&categoria=Biodiversidade>>. Consultado em 15/08/06.

CARVALHO, J. R. P. de; SILVEIRA, P. M. da; VIEIRA, S.R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 37, n. 8, p. 1151-1159, ago. 2002.

CARVALHO, J.R.P. de; ASSAD, E.D. **Comparação de interpoladores espaciais univariados para precipitação pluvial anual no estado de São Paulo**. MAPA, 2002. Comunicado Técnico, 33, 6p.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA-ESALQ/USP. Estatísticas. 2006. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/florestal/>>. Consultado em 18/10/2006.

DIGGLE, P. J.; RIBEIRO JR. P. J. **Model-based geostatistics**. USA: Springer Séries in Statistics, 2006.

EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos (Rio de Janeiro, RJ). **Manual de Métodos de Análises de solos**. Brasília: EMBRAPA-SPI; Rio de Janeiro: EMBRAPA-CNPS, 1997. 212p.

EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos (Rio de Janeiro, RJ). **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Brasília: EMBRAPA-SPI; Rio de Janeiro: EMBRAPA-CNPS, 2006. 2ª ed.rev.306p.

GOOVAERTS, P. **Geostatistics for natural resources evaluation**. New York: Oxford University Press, 1997.

INSTITUTO DE GEOCIÊNCIAS – IG. **Geoestatísticas**. UNICAMP: Barão Geraldo - SP. [on line]. Disponível em <<http://www.igc.usp.br/subsites/geoestatistica/index.html>>. Consultado em 30/10/2006.

ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. **Applied geostatistics**. New York: Oxford University, 1989.

JAKOB, A. A. E. **Kriging demographic variables in order to look for trends in the spatial distribution of population. Trabalho final do curso Spatial Modeling and Analysis – CSS 620**, do Department of Crop and Soil Sciences, Cornell University, Ithaca, NY, 2002.

JOURNAL, A. J.; HUIJBREGTS, Ch. J. **Mining geostatistics**. USA (New Jersey), 1978.

KRIGE, D.G. Two-dimensional weighted moving average trend surfaces for ore-evaluation. **Journal of the African Institute of Mining and Metallurgy**. v.66, p.13-38, 1966.

LIMA, R. T. Comportamento de espécies/procedências tropicais do gênero *Pinus* em Felixlândia-MG - Brasil - Região de Cerrados. 1 - *Pinus caribaea* var. *hondurensis* e *Pinus oocarpa*. **Revista Árvore**, v.14, n.1, p.16-25, 1990.

MATER, B. **Spatial variation**. Berlin: Springer, 2ed., 1986.

MELLO, J.M. de. **Geoestatística aplicada ao inventário florestal**. Piracicaba, 2004. 122p. Dissertação (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo (ESALQ-USP).

MATHERON, G. **The theory of regionalized variables and its applications**. Cahiers du Centre de Morphologie Mathématique de Fountoinebleau. v.05, 1971.

RIBEIRO JÚNIOR, P.J.; DIGGLE, P.J. GeoR: a package for geostatistical analysis. **RNEWS**, v.1, n.2, p.15-18, 2001.

SHAPIRO, S.S.; WILK, M.B. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**, London, v. 53, n. 3/4, p.591-611, 1965.

SHIMIZU, J.Y.; MEDRADO, M. J. S. **Cultivo do Pinus**. [on line]. Disponível em <<http://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br/FontesHTML/Pinus/CultivodoPinus/index.htm>>. Consultado em 18/10/2006.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Applications of geostatistics to espacial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**. Academic Press, v.38, p.45-94. 1995.

VIEIRA, S.R.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. Spatial variability of field-measured infiltration rate. **Soil Science**.