

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS RURAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM GEOMÁTICA**

**GEOESTATÍSTICA APLICADA AO ESTUDO DAS
CARACTERÍSTICAS FÍSICO-QUÍMICAS DO SOLO
EM ÁREAS DE FLORESTA ESTACIONAL DECIDUAL**

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

Julio Cesar Wojciechowski

Santa Maria, RS, Brasil

2006

**GEOESTATÍSTICA APLICADA AO ESTUDO DAS
CARACTERÍSTICAS FÍSICO-QUÍMICAS DO SOLO EM
ÁREAS DE FLORESTA ESTACIONAL DECIDUAL**

por

Julio Cesar Wojciechowski

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Geomática, Área de Concentração em Tecnologia da Geoinformação, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do grau de **Mestre em Geomática.**

Orientador: Prof. Mauro Valdir Schumacher

Santa Maria, RS, Brasil

2006

© 2006

Todos os direitos autorais reservados a Julio Cesar Wojciechowski. A reprodução de partes ou do todo deste trabalho só poderá ser com autorização por escrito do autor.

Endereço: Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, Campus, UFSM.

Fone (0xx) 55 3226 4055, End. Eletr: cw.julio@gmail.com

**Universidade Federal de Santa Maria
Centro de Ciências Rurais
Programa de Pós-Graduação em Geomática**

A Comissão Examinadora, abaixo assinada,
aprova a Dissertação de Mestrado

**GEOESTATÍSTICA APLICADA AO ESTUDO DAS
CARACTERÍSTICAS FÍSICO-QUÍMICAS DO SOLO EM ÁREAS
DE FLORESTA ESTACIONAL DECIDUAL**

elaborada por
Julio Cesar Wojciechowski

como requisito parcial para obtenção do grau de
Mestre em Geomática

COMISSÃO EXAMINADORA:

Mauro Valdir Schumacher, Dr.
(Presidente/Orientador)

Carlos Alberto da Fonseca Pires, Dr. (UFSM)

Pedro Roberto de Azambuja Madruga, Dr. (UFSM)

Santa Maria, 07 de agosto de 2006.

AGRADECIMENTOS

A realização deste trabalho só foi possível graças à colaboração de muitas pessoas. Manifesto minha gratidão a todas elas e de forma particular:

- À Universidade Federal de Santa Maria, que me recebeu no Programa de Pós-Graduação em Geomática e ao INPE.
- À FAPERGS, pela bolsa de auxílio;
- Às famílias Brun e Picetti, que cederam as áreas e forneceram todo o apoio logístico durante a execução dos trabalhos de campo;
- Ao professor Amílcar Soares pela concessão do aplicativo geoMS, utilizado na modelagem geoestatística e aos professores: Mauro Valdir Schumacher, Carlos A. da Fonseca Pires, Pedro Roberto de A. Madruga, meus orientadores, pela paciência, apoio e confiança no meu trabalho;
- Aos amigos (as), Ricardo de Vargas Kilca, Carlos Roberto Santos da Silva, Tales Eduardo Sangoi Rodrigues, Eleandro José Brun, Sandro Vaccaro, Maristela Araújo, Solon Jonas Longhi, Bruna Marmitt, Luiz Eduardo Brito Fialho, Alexandre Francisco Binotto, Michel Betinelli, Daniel Pícole, Jordano Francisco Zagonel, Marcio T. Lorenzi, Damaris Gonçalves Padilha, Gustavo Baumart Vieira, Rudineli de Bairros Pires e Luciano Pereira companheiros com quem compartilhei trabalho, esforço e gargalhadas;
- Para Ana Paula Cantarelli pela revisão textual e Mariane Ravello pelo abstract;
- A minha família, em especial a Thereza Marina de A. Wojciechowski, Luzia Venturini Gonçalves, Anael de Souza Wojciechowski e José Wojciechowski.

O que sabemos é uma gota,
o que não sabemos
é um oceano.

(Isaac Newton)

RESUMO

Dissertação de Mestrado
Programa de Pós-Graduação em Geomática
Universidade Federal de Santa Maria

GEOESTATÍSTICA APLICADA AO ESTUDO DAS CARACTERÍSTICAS FÍSICO-QUÍMICAS DO SOLO EM ÁREAS DE FLORESTA ESTACIONAL DECIDUAL

AUTOR: JULIO CESAR WOJCIECHOWSKI

ORIENTADOR: MAURO VALDIR SCHUMACHER

Data e Local da Defesa: Santa Maria, 07 de agosto de 2006.

Utilizou-se métodos da estatística clássica, análise exploratória de dados e da geoestatística na identificação do tamanho e da estrutura da variabilidade espacial de alguns atributos físico-químicos do solo em áreas de Floresta Estacional Decidual, as quais foram denominadas floresta madura, floresta secundária e capoeirão. As áreas, localizadas no município de Santa Tereza - RS, foram amostradas durante o período de 2002 a 2003, compreendendo as classes de solo: Chernossolo Argilúvico, Cambissolo Ta e Neossolo Litólico. Realizou-se amostragem sistemática com *grid* de espaçamento regular entre os pontos variando de 30 m para o capoeirão e 40 m para floresta madura e secundária, totalizando 80 pontos amostrais em uma área total de 7.34 ha. Foram coletadas amostras de solo *in situ* para análise em laboratório dos atributos densidade, argila, pH, potássio, matéria orgânica e fósforo. As magnitudes da variabilidade espaciais foram dadas pelos coeficientes de variação, enquanto que a estrutura foi identificada por meio dos semivariogramas, definindo-se os parâmetros necessários para a krigagem. O atributo mais variável foi a matéria orgânica, não obtendo ajuste a nenhum modelo teórico de semivariograma, enquanto que o pH foi o menor. Na análise de estrutura da variabilidade espacial através da geoestatística, a argila e densidade, ambas em área de floresta secundária, e o pH nas áreas experimentais apresentaram a maior dependência espacial. O modelo gaussiano para o atributo argila obteve o maior alcance da dependência espacial, sendo 400 e 388 m, nas áreas de floresta secundária e madura respectivamente. A validação cruzada mostrou acuracidade no ajuste dos modelos variográficos, tendo a variável pH apresentado o melhor desempenho, 0.87; 0.94 e 0.92 nas áreas de floresta madura, secundária e capoeirão respectivamente. A krigagem ordinária das variáveis de interesse permitiu o detalhamento da distribuição dessas variáveis a partir dos mapas de isolinhas. Todos os modelos de semivariogramas apresentaram zonas de influência anisotrópicas, tendo sua variabilidade espacial maior no sentido perpendicular a declividade destas áreas.

Palavras-chaves: geoestatística; variabilidade espacial; solos florestais; floresta estacional

ABSTRACT

Master's Dissertation
Post-Graduate Program in Geomatics
Federal University of Santa Maria

GEOSTATÍSTICS APPLIED TO THE STUDY OF SOIL PHYSIOCHEMICAL CHARACTERISTICS IN SEASONAL DECIDUOUS FOREST AREAS

AUTHOR: JULIO CESAR WOJCIECHOWSKI

ADVISOR: MAURO VALDIR SCHUMACHER

Date and Place of Defence: Santa Maria, August 7th, 2006.

It was used methods of classic statistics, exploratory data analysis and geostatistics in the identification of size and structure of space variability of some physiochemical attributes of soils under seasonal deciduous forest areas, which was called mature forest, secondary forest and "capoeirão". The areas, located in Santa Tereza, RS State, were sampled during the period from 2002 to 2003, comprising the soil classes: Argiluvic Chernosol, Cambisol Ta and Litholic Neosol. Systematic sampling was performed with regular spacing grid of points varying of 30 m for "capoeirão" and 40 m for mature and secondary forest, in an amount of 80 sample points in a total area of 7.34 ha. In each point measurements "in situ" were made of the soil bulk density, clay content, pH, potassium, organic matter and phosphorus. The magnitudes of the space variability were given by the variation coefficients, while the structure was identified through the variograms, being defined the needed parameters for the Kriging. The most variable attribute was the organic matter, didn't being adjusted to any model of variogram, while the pH was the less. In the analysis of structure of the space variability through the geostatistics, the clay and bulk density, both in area of secondary forest, and pH in the experimental areas had showed the biggest space dependence. The gauss model for the clay attribute obtained the largest reach (a), being respectively 400 m and 388 m in the areas of secondary and mature forest respectively. The crossed validation showed accuracy in the variographic models adjustment, being the pH variable the one which presented the optimum performance, 0.87; 0.94 and 0.92 in the areas of mature forest, secondary forest and "capoeirão" respectively. The ordinary Kriging of the interest variable allowed the detailing of distribution of these variable from the isoline maps. All of the variograms models for most of the studied attributes, presented anisotropic influence zones, being the larger space variability in perpendicular direction to the slope of these areas.

Keys-words: geostatistics; space variability; forest soils; deciduous forest

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 1 - Mapa das áreas da vegetação de Floresta Estacional Decidual no Rio Grande do Sul.....	4
FIGURA 2 - Amostragem em duas dimensões	14
FIGURA 3 - Modelo teórico do semivariograma experimental e seus componentes.....	15
FIGURA 4 - Representação gráfica, a) semivariogramas isotrópicos e b) convenções direcionais usadas na geoestatística.....	21
FIGURA 5 - Representação gráfica de anisotropia geométrica. a) no modelo teórico de semivariograma e b) na elipse de continuidade espacial.....	22
FIGURA 6 - Localização das áreas experimentais, segundo a legenda: (M) floresta madura; (S) floresta secundária e (C) capoeirão.....	26
FIGURA 7 - Detalhe do relevo na área experimental floresta madura.	27
FIGURA 8 - Detalhe do relevo na área experimental floresta secundária	27
FIGURA 9 - Detalhe do relevo na área experimental capoeirão.....	28
FIGURA 10 - Esquema de amostragem sistemática utilizado nas áreas experimentais: (M) floresta madura, (S) floresta secundária e (C) capoeirão.....	30
FIGURA 11 - Fases de coleta de solo I) Abertura da trincheira; II) Medição da profundidade; III) Coleta para as análises físicas com anel de Kopecky; IV) coleta para análises químicas, com uso de espátula.....	31
FIGURA 12 – Construção do gráfico de <i>Box-plot</i>	32
FIGURA 13 – Gráficos: (a) <i>Box-plot</i> ; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de <i>outliers</i> para o atributo densidade (g cm^{-3}) na área de floresta madura.....	36
FIGURA 14 - Gráficos: (a) <i>Box-plot</i> ; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de <i>outliers</i> para o atributo densidade (g cm^{-3}) na área de floresta secundária.....	36
FIGURA 15 - Gráficos: (a) <i>Box-plot</i> ; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de <i>outliers</i> para o atributo densidade (g cm^{-3}) na área de capoeirão.	37
FIGURA 16 - Semivariogramas experimentais dos dados de densidade do solo (g cm^{-3}) para as áreas experimentais: (M) floresta madura; (S) floresta secundária e (C) capoeirão.	40
FIGURA 17 - Gráficos: (a) <i>Box-plot</i> ; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de <i>outliers</i> para o atributo argila (%) na área de floresta madura.	42
FIGURA 18 - Gráficos: (a) <i>Box-plot</i> ; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de <i>outliers</i> para o atributo argila (%) na área de floresta secundária.	43

FIGURA 19 - Gráficos: (a) <i>Box-plot</i> ; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de <i>outliers</i> para o atributo argila (%) na área de capoeirão.....	43
FIGURA 20 - Semivariogramas experimentais dos dados de teor de argila (%) para as áreas experimentais: (M) floresta madura; (S) floresta secundária e (C) capoeirão.....	46
FIGURA 21 - Gráficos: (a) <i>Box-plot</i> ; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de <i>outliers</i> para o atributo pH (H ₂ O) na área de floresta madura.....	48
FIGURA 22 - Gráficos: (a) <i>Box-plot</i> ; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de <i>outliers</i> para o atributo pH (H ₂ O) na área de floresta secundária.....	49
FIGURA 23 - Gráficos: (a) <i>Box-plot</i> ; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de <i>outliers</i> para o atributo pH (H ₂ O) na área de capoeirão.	49
FIGURA 24 - Semivariogramas experimentais dos dados de pH (H ₂ O) para as áreas experimentais: (M) floresta madura; (S) floresta secundária e (C) capoeirão.....	52
FIGURA 25 - Gráficos: (a) <i>Box-plot</i> ; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de <i>outliers</i> para o atributo potássio (mg kg ⁻¹) na área de floresta madura.	54
FIGURA 26 - Gráficos: (a) <i>Box-plot</i> ; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de <i>outliers</i> para o atributo potássio (mg kg ⁻¹) na área de floresta secundária.	54
FIGURA 27 - Gráficos de <i>Box-plot</i> , tendências e identificação de <i>outliers</i> para o atributo potássio (mg kg ⁻¹) na área de capoeirão.	55
FIGURA 28 - Semivariogramas experimentais dos dados de potássio (mg. kg ⁻¹) para as áreas experimentais: (M) floresta madura; (S) floresta secundária e (C) capoeirão.....	57
FIGURA 29 - Gráficos: (a) <i>Box-plot</i> ; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de <i>outliers</i> para o atributo matéria orgânica (%) na área de floresta madura.....	59
FIGURA 30 - Gráficos: (a) <i>Box-plot</i> ; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de <i>outliers</i> para o atributo matéria orgânica (%) na área de floresta secundária.....	60
FIGURA 31 - Gráficos: (a) <i>Box-plot</i> ; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de <i>outliers</i> para o atributo matéria orgânica (%) na área de capoeirão.	60
FIGURA 32 - Semivariogramas experimentais dos dados de matéria orgânica (%) para as áreas experimentais: (M) floresta madura; (S) floresta secundária e (C) capoeirão.	63
FIGURA 33 - Gráficos: (a) <i>Box-plot</i> ; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de <i>outliers</i> para o atributo fósforo (mg kg ⁻¹) na área de floresta madura.	65
FIGURA 34 - Gráficos: (a) <i>Box-plot</i> ; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de <i>outliers</i> para o atributo fósforo (mg kg ⁻¹) na área de floresta secundária.....	66

FIGURA 35 - Gráficos: (a) <i>Box-plot</i> ; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de <i>outliers</i> para o atributo fósforo (mg kg^{-1}) na área de capoeirão.	66
FIGURA 36 - Semivariogramas experimentais dos dados de fósforo (mg. kg^{-1}) para as áreas experimentais: (M) floresta madura; (S) floresta secundária e (C) capoeirão.....	69
FIGURA 37 - Mapa de isolinhas da variável argila (%) na área experimental floresta madura	71
FIGURA 38 - Mapa de isolinhas da variável pH (H_2O) na área experimental floresta madura.	71
FIGURA 39 - Mapa de isolinhas da variável potássio (mg kg^{-1}) na área experimental floresta madura	72
FIGURA 40 - Mapa de isolinhas da variável fósforo (mg kg^{-1}) na área experimental floresta madura	73
FIGURA 41 - Mapa de isolinhas da variável densidade (g cm^{-3}) na área experimental floresta secundária.....	74
FIGURA 42 - Mapa de isolinhas da variável argila (%) na área experimental floresta secundária.....	74
FIGURA 43 - Mapa de isolinhas da variável pH (H_2O) na área experimental floresta secundária.....	75
FIGURA 44 - Mapa de isolinhas da variável potássio (mg kg^{-1}) na área experimental floresta secundária.....	76
FIGURA 45 - Mapa de isolinhas da variável matéria orgânica (%) na área experimental floresta secundária	76
FIGURA 46 - Mapa de isolinhas da variável fósforo (mg kg^{-1}) na área experimental floresta secundária.....	77
FIGURA 47 - Mapa de isolinhas da variável argila (%) na área experimental capoeirão	78
FIGURA 48 - Mapa de isolinhas da variável pH (H_2O) na área experimental capoeirão.....	78
FIGURA 49 - Mapa de isolinhas da variável potássio (mg kg^{-1}) na área experimental capoeirão.....	79
FIGURA 50 - Mapa de isolinhas da variável fósforo (mg kg^{-1}) na área experimental capoeirão	79

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - Principais modelos teóricos para o ajuste dos semivariogramas experimentais	18
TABELA 2 - Classificação dos solos nas áreas experimentais	29
TABELA 3 – Resumo estatístico da variável densidade (g cm^{-3}) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.	38
TABELA 4 - Estatística do teste “W” de Shapiro-Wilk, distribuição de frequência e probabilidade normal para o atributo densidade (g cm^{-3}), nas áreas experimentais.....	39
TABELA 5 - Modelos de semivariogramas ajustados a variável densidade (g cm^{-3}) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.....	41
TABELA 6 – Resumo estatístico da variável teor de argila (%) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.	44
TABELA 7 - Estatística do teste “W” de Shapiro-Wilk, distribuição de frequência e probabilidade normal para o atributo argila (%), nas áreas experimentais.	45
TABELA 8 - Modelos de semivariogramas ajustados a variável argila (%) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.....	47
TABELA 9 – Resumo estatístico da variável pH (H_2O) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.....	50
TABELA 10 - Estatística do teste “W” de Shapiro-Wilk, distribuição de frequência e probabilidade normal para o atributo pH (H_2O), nas áreas experimentais.....	51
TABELA 11 - Modelos de semivariogramas ajustados a variável pH (H_2O) nas áreas experimentais. Santa Tereza, RS, 2006.	53
TABELA 12 – Resumo estatístico da variável potássio (mg kg^{-1}) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.	56
TABELA 13 - Estatística do teste “W” de Shapiro-Wilk, distribuição de frequência e probabilidade normal para o atributo potássio (mg kg^{-1}), nas áreas experimentais.	56
TABELA 14 - Modelos de semivariogramas ajustados a variável potássio (mg kg^{-1}) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.....	58
TABELA 15 - Resumo estatístico da variável matéria orgânica (%) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.	61
TABELA 16 - Estatística do teste “W” de Shapiro-Wilk, distribuição de frequência e probabilidade normal para o atributo matéria orgânica (%), nas áreas experimentais.....	62

TABELA 17 - Modelos de semivariogramas ajustados a variável matéria orgânica (%) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.....	64
TABELA 18 – Resumo estatístico da variável fósforo (mg kg^{-1}) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.	67
TABELA 19 - Estatística do teste “W” de Shapiro-Wilk, distribuição de frequência e probabilidade normal para o atributo fósforo (mg kg^{-1}), nas áreas experimentais.....	68
TABELA 20 - Modelos de semivariogramas ajustados a variável fósforo (mg kg^{-1}) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.....	69

SUMÁRIO

LISTA DE ILUSTRAÇÕES	viii
LISTA DE TABELAS	xii
SUMÁRIO.....	xiv
1 INTRODUÇÃO.....	1
2 JUSTIFICATIVA	2
3 HIPÓTESES E OBJETIVOS	3
4 REFERENCIAL TEÓRICO.....	4
4.1 Escolha do método de amostragem	5
4.2 Estatística clássica e análise exploratória de dados	7
4.3 A estatística na variabilidade espacial de solos	11
4.4 Geoestatística e a teoria das variáveis regionalizadas	12
4.4.1 O semivariograma	13
4.4.2 Ajuste do modelo teórico de semivariograma	16
4.4.3 Seleção do modelo teórico de semivariograma	19
4.4.4 Semivariogramas isotrópicos e anisotrópicos	21
4.5 Krigagem e mapeamento do solo	23
5 MATERIAIS E MÉTODOS.....	25
5.1 Localização e relevo	25
5.2 Clima, vegetação e solos	28
5.3 Plano de amostragem.....	29
5.4 Amostragem e obtenção de dados	31
5.5 Análise descritiva e exploratória	31
5.6 Geoestatística.....	33
5.6.1 Ajuste e escolha do modelo de semivariograma	34
5.6.2 Krigagem e mapeamento	34
6 RESULTADOS E DISCUSSÃO	35
6.1 Densidade	35
6.1.1 Modelagem geoestatística para a variável densidade	39
6.2 Argila.....	42
6.2.1 Modelagem geoestatística para a variável argila.....	45
6.3 pH	48

6.3.1 Modelagem geoestatística para a variável pH	51
6.4 Potássio.....	53
6.4.1 Modelagem geoestatística para a variável potássio.....	57
6.5 Matéria orgânica.....	59
6.5.1 Modelagem geoestatística para a variável matéria orgânica	63
6.6 Fósforo.....	65
6.6.1 Modelagem geoestatística para a variável fósforo	68
7 Krigagem e mapeamento dos atributos do solo.....	70
7.1 Mapas do solo na área experimental floresta madura.....	70
7.2 Mapa do solo na área experimental floresta secundária.....	73
7.3 Mapas do solo na área experimental capoeirão	77
8 CONCLUSÃO.....	80
9 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	82

1 INTRODUÇÃO

A preocupação com técnicas e estimadores mais eficientes, que determinem as características de uma área, ou uma porção da superfície terrestre, são alvos de estudos não só na ciência do solo, mas também em outras áreas do conhecimento desde o início do século vinte. No Brasil, ainda são poucos os trabalhos que abordam o comportamento dos atributos do solo sobre o ponto de vista espacial, sendo ainda mais raro em florestas naturais regeneradas.

Em um passado remoto, as florestas, no Rio Grande do Sul, sofreram grande pressão antrópica, sendo algumas substituídas por cultivos agrícolas e, após sucessivos plantios, abandonadas devido a um somatório de eventos que vai desde a criação de decretos e normativas regulamentando a exploração florestal, até a diminuição de áreas cultivadas devido à falta de subsídios para agricultura. Estes fatos contribuíram para o aumento da cobertura florestal nativa de 5.6 %, em 1983 (BRASIL, 1983), para 13.5 %, em 2001 (UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA, 2001).

Conforme Gómez-Pompa (1971), o processo de aumento da cobertura florestal nativa, esta inserido em uma época que poderia ser denominada a “era da vegetação secundária”, no qual o homem é espectador de uma das trocas mais impressionantes da história da vida sobre a terra: a biota nativa está extinguindo-se ou adaptando-se as novas condições, tendo como causa principal as atividades humanas.

As florestas, como recurso natural, exercem um importante papel na melhoria da qualidade nutricional e características físicas dos atributos de um solo. O estudo desses atributos torna-se essencial quando se objetiva, o manejo racional, produtividade sustentável e predição dos ecossistemas florestais, pois ambos, floresta e solo, encontram-se interligados.

A união de técnicas estatísticas e geoestatísticas contribuem para uma silvicultura econômica e ecologicamente sustentável, pois a maioria das propriedades do solo, além de apresentar variabilidade casual (intemperismo, erosão, adição, fatores biológicos e hidrológicos, erros analíticos e de amostragem), possui, também, variabilidade espacial (sistemática), que nem sempre são detectados pela amostragem simples em função do uso e manejo do solo e componentes de paisagem, como aspectos geomorfológicos, e fatores pedogenéticos.

O estudo da variabilidade espacial das propriedades e características do solo permite definir o grau de correlação espacial destas variáveis, sua forma e distribuição. Dentre as vantagens da aplicação geoestatística para o mapeamento do solo, destaca-se a krigagem (técnica que consiste na estimativa de valores não amostrados a partir de amostras conhecidas da população) que tem se mostrado uma poderosa ferramenta de aplicação prática, permitindo obter o mapeamento dos atributos de interesse de forma eficiente, com o menor erro de estimativa possível.

Assim, este trabalho busca contribuir para o estudo da estrutura de dependência e variabilidade espacial dos solos sob áreas de Floresta Estacional Decidual, demonstrando a viabilidade do uso das técnicas geoestatísticas na confecção de mapas em escala e precisão adequadas.

2 JUSTIFICATIVA

A estatística clássica ou descritiva exige que as hipóteses básicas de normalidade de erros, homogeneidade de variâncias e independência de erros sejam atendidas para sua eficiente aplicação. Essas hipóteses, geralmente não são testadas, e, quando não atendidas, provavelmente, levarão a inferências que carecem de confiança e precisão (AQUINO & DUARTE, 1986).

Os processos de formação, cobertura, tipos de uso e manejo, influenciam as características e propriedades dos solos, nos quais exprimem variabilidades que podem ser dependentes ou não, do ponto de vista espacial. Essa variabilidade pode não ser detectada pela estatística clássica ou métodos convencionais de amostragem, por considerar que as variações entre as amostras ocorrem de forma casual, independente e normalmente distribuída (DOURADO NETO, 1989).

Na metodologia tradicional da amostragem de solo, que não contempla o estudo da distribuição espacial das amostras coletadas, é necessário, por vezes, um grande número de amostras para representar a variabilidade de uma determinada área, a fim de se obter um mapa que represente com fidelidade, o comportamento de cada variável no local.

Nessa metodologia, que utiliza a estatística clássica como base das inferências, o coeficiente de variação (CV) é o parâmetro que resume a variabilidade do atributo em relação

à média, que é fixa, além de não distinguir o número de amostras utilizadas, sua forma nem sua posição espacial, que é exatamente o que discute a geoestatística, adotando uma média móvel, que varia de acordo a distribuição da variável no local (GUIMARÃES, 1993).

A geoestatística possibilita, diferentemente da estatística clássica, separar a variabilidade explicada, pela relação existente entre as amostras, e a variabilidade casual, sua aplicação, pode diminuir o número de amostras necessárias, para descrever as características de um determinado local, reduzindo custos de levantamento, mantendo a precisão das estimativas realizadas (VIEIRA et al., 1983).

3 HIPÓTESES E OBJETIVOS

As hipóteses e objetivos básicos do trabalho são:

- Existe dependência espacial para os atributos dos solos nas áreas de floresta estacional decidual, e essa dependência pode ser descrita por semivariogramas;
- A média aritmética de cada variável pode ser utilizada para representar o seu conjunto de dados amostrais;
- O conhecimento do modelo de variabilidade espacial dos atributos dos solos em áreas de Floresta Estacional Decidual, e a realização de estimativas, em locais não amostrados, utilizando a krigagem, contribuem para o mapeamento desses atributos.

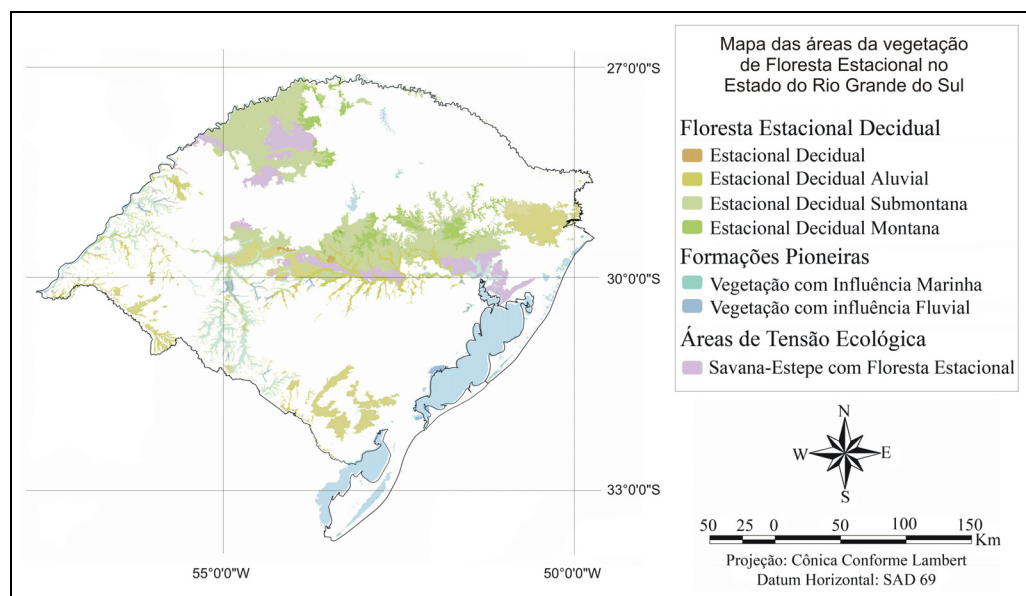
Os métodos estatísticos e geoestatísticos são aplicados para verificar a validade de tais hipóteses, contribuindo com o aprimoramento das pesquisas que visam à utilização sustentável dos solos em ecossistemas florestais.

4 REFERENCIAL TEÓRICO

No Estado, é possível distinguirmos três grandes formações florestais, quais sejam: a Floresta Estacional, formada principalmente por representantes das floras da Bacia Amazônica e do Brasil Central; a Floresta Ombrófila Densa, caracterizada por espécies tropicais afro-brasileiras, muitas evoluídas nas serranias próximas ao Oceano Atlântico; e a Floresta Ombrófila Mista, representada pelas floras tropical (afro-brasileiras) e temperada (australantártica e andina) com marcada relevância fisionômica de elementos Coniferales e Laurales (RAMBO, 1951).

A formação florestal que recobre as vertentes dos morros do Município de Santa Tereza até uma altitude aproximada de 500m, onde entra em contato com a mata de pinhais, pertence à região fitogeográfica da Bacia do rio Jacuí, conforme Reitz et al. (1988).

Segundo Veloso & Góes Filho (1982), o conceito ecológico da floresta estacional está ligado ao clima, caracterizado por duas estações distintas: uma chuvosa e outra seca, ou com acentuada variação térmica, com estacionaridade foliar dos elementos arbóreos dominantes do estrato emergente, os quais têm adaptação à deficiência hídrica ou à queda da temperatura nos meses frios, que atua como seca fisiológica nas espécies tropicais.



Fonte: Adaptado de Radam Brasil

FIGURA 1 - Mapa das áreas da vegetação de Floresta Estacional Decidual no Rio Grande do Sul

Consoante a Klein (1983), a Floresta Estacional pode ser Semidecidual ou Decidual, de acordo com a percentagem de árvores caducifólias no conjunto florestal e não das espécies que perdem as folhas individualmente. Assim, quando cerca de 20% a 50% das árvores do estrato superior perdem as folhas, trata-se de Floresta Estacional Semidecidual e, quando a percentagem for superior a 50%, a floresta é denominada Floresta Estacional Decidual, em que as árvores emergentes perdem aproximadamente 70% a 90% de suas folhas durante o inverno.

Quanto à estrutura, Klein (1983) afirma que podem ser distinguidos três estratos arbóreos, além de um estrato arbustivo e um herbáceo. O estrato das árvores altas, que podem atingir de 30 a 35 m de altura, não forma uma cobertura contínua, ocorrendo como árvores emergentes. Fisionomicamente, é o estrato mais importante, já que dá a esta floresta a característica de estacional, uma vez que, praticamente todas essas árvores são decíduais. O estrato das árvores, comumente entre 20 e 25 m de altura, é bastante denso e contínuo, formado por um número pequeno de espécies características que apresentam valores sociológicos elevados, constituído, em sua maioria, por espécies perenifólias. O estrato das arvoretas possui um número relativamente elevado de árvores medianas, normalmente de 5 a 12 m de altura, dentre as quais algumas apresentam valores sociológicos muito elevados, sendo as restantes bastante raras.

4.1 Escolha do método de amostragem

A fase mais importante do trabalho científico é a do planejamento, é nessa fase que se deve pensar nas inferências que serão feitas, e na escolha certa do método experimental. A condução dos trabalhos, para que atinjam os objetivos pretendidos depende desta escolha.

A literatura sobre experimentação enfatiza a necessidade de que as amostras sejam representativas de áreas homogêneas. Segundo Reichardt (1985) e Reichardt et al (1986), a grande maioria dos modelos, teorias e recomendações presumem solos homogêneos, sendo que a amostragem em solos só considera a heterogeneidade em profundidade.

O critério adotado para o julgamento de homogeneidade de solos, em muitos casos, é subjetivo, considerando apenas uniformidade quanto à textura, cor, topografia e manejo. Catani (1954), Sanchez (1981), Raij (1987) citam que, para fins de análise de fertilidade, a área considerada homogênea não deve exceder 20 hectares.

Surge, então, a questão de como realizar uma amostragem que represente adequadamente as condições do solo. Os procedimentos para amostragem de solo podem ser descritos com: amostragem simples; aleatória; estratificada e sistemática.

Rao & Ulaby (1977), em estudos com umidade do solo, verificaram que a amostragem estratificada, reduz o número de amostras em relação à amostragem simples ao acaso. Estes autores verificaram, ainda, que a redução do número de amostras é mais significativa na superfície, onde a variabilidade do solo é, geralmente, maior. Chen et al (1995) concluíram que o planejamento experimental e o número de amostras para estimativas dos atributos do solo devem considerar a variabilidade espacial.

Quando ocorre a variabilidade espacial para os atributos dos solos, a amostragem simples ao acaso (método em que todos os elementos da população têm igual probabilidade de pertencer à amostra, e todas as possíveis amostras têm também igual probabilidade de ocorrer), falha em detectá-la, e, dessa forma, esconde a realidade do comportamento da variável no solo, enfatiza Vieira (1997).

O problema do uso da amostragem estratificada (método que divide uma população em subpopulações ou estratos para melhor representar a variável de interesse) consiste na exigência do conhecimento do tamanho da população em cada estrato, o que não é uma tarefa fácil em estudos de ciência do solo.

A técnica de amostragem sistemática pode ser vantajosa em relação à amostragem aleatória simples, pois, além de permitir estimativas realizadas pela estatística clássica, possibilita também avaliar a dependência entre observações e o estudo da estrutura da variância (REICHARDT et al, 1986).

Vale ressaltar que a amostragem sistemática consiste em tomar amostras com espaçamento pré-definido, formando uma malha ou um transecto georeferenciado. Com o advento de novas tecnologias, como é o caso do GPS, a georreferência pode ser feita em uma malha irregular, tomada aleatoriamente, como cita Rouet (1995), podendo ser realizada a avaliação da dependência espacial e da estrutura de variância.

Dunn (2005) mostra a importância da escolha certa do tamanho das células do *grid* para a amostragem, que diz que um *grid* de 1 hectare (2,5 acres) utilizado em grandes propriedades não funciona bem em solos que variam muito, fazendo com que o mapa criado não tenha correlação estatística com os verdadeiros tipos de solo da área. O que é mesmo que tirar 20 ou 30 amostras de uma área e utilizar a média dos dados encontrados. Existem áreas que 2,5 hectares de *grid* podem ser mapeados, mas para grandes propriedades, há casos em

que são necessários *grids* de 0,4 hectares. Fraisse (1997) cita que para pequenas áreas como a utilizada no seu experimento (1 hectare), *grids* de 20 a 30 metros são geralmente muito bons.

Berg & Klamt (1997a; b), em estudos de características de solos do Rio Grande do Sul, concluíram que métodos alternativos de amostragem devem ser testados, para amenizar o efeito negativo da variabilidade de características a curtas distâncias na qualidade de mapas pedológicos. Estes autores verificaram que características dos solos dependentes de processos pedogenéticos mostram interdependência espacial de 500 m ou mais, porém a variância de características afetadas pelo manejo persiste em espaçamentos menores.

4.2 Estatística clássica e análise exploratória de dados

As medidas de posição, de dispersão, de assimetria e de achatamento ou curtose são características numéricas de uma distribuição de frequência. As medidas de posição e dispersão são as mais importantes e servem para localizar as distribuições e caracterizar sua variabilidade enquanto que as medidas de assimetria e de achatamento ajudam a caracterizar a forma das distribuições (COSTA NETO, 1977).

Entre as medidas de posição a média (\bar{X}) e a mediana (Mi) indicam, por critérios diferentes, o centro da distribuição de frequência. A média baseia-se no cálculo da fórmula (1) abaixo:

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \quad (1)$$

Em que \bar{X} é a média amostral; x_i é o valor da i -ésima observação, representando o valor central de uma distribuição normal de dados e “ n ” o tamanho da amostra. A mediana é calculada com base na ordem dos valores que formam um conjunto de dados, que considera uma distribuição em classes de frequências. Podemos calcular um valor para mediana pela expressão (2):

$$Mi = Li + \frac{(n/2) - Fa}{f_{mi}} h_{mi} \quad (2)$$

Onde: (Li) é o limite da classe que contém a mediana; (n) , o número de elementos do conjunto de dados; (Fa) , a soma das freqüências das classes anteriores à que contém a mediana; (f_{mi}) , a freqüência da classe que contém a mediana, e (h_{mi}) , a amplitude da classe que contém a mediana.

A mediana pode ser usada como alternativa, em relação à média, para caracterizar o centro do conjunto de dados, em certos casos, efetivamente e mais conveniente, pois sofre menos influência de valores extremos (BUSSAB & MORETTIN, 1987).

As informações fornecidas pelas medidas de posição, em geral, necessitam ser complementadas pelas medidas de dispersão. Estas servem para indicar o quanto os dados se apresentam dispersos em torno da região central, caracterizando, portanto, o grau de variação existente no conjunto de dados. Dentre as medidas de dispersão se destacam: a variância, o desvio-padrão e o coeficiente de variação (COSTA NETO, 1977).

A variância (S^2) de um conjunto de dados, e definida como a média dos quadrados das diferenças dos valores em relação a sua média, é uma medida de dispersão extremamente importante na teoria estatística, e é calculada pela fórmula (3):

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2}{n-1} \quad (3)$$

Do ponto de vista prático ela apresenta o inconveniente de se expressar numa unidade quadrática em relação à da variável em questão. Esse inconveniente é sanado com a definição do desvio-padrão (S), dado pela fórmula: $S = \sqrt{S^2}$.

O coeficiente de variação (CV), que é dado pela fórmula: $CV = (S / \bar{X}) \cdot 100$, representa a dispersão dos dados em termos relativos a seu valor médio. Além disso, por ser adimensional, fornece uma maneira de se comparar as dispersões de variáveis cujas unidades são irredutíveis.

Com base na mediana se constrói um gráfico muito útil para descrição dos dados e visualização de sua variabilidade, que é o *Box-plot*, forma gráfica usual utilizada para identificação de valores atípicos também conhecidos como *outliers* (GUERRA, 1988).

É muito comum aparecerem entre os dados coletados, observações atípicas (*outliers*), isto é, valor muito grande ou muito pequeno em relação aos demais, essas observações

alteram as médias e variabilidade dos grupos a que pertencem, podendo até mesmo distorcer as conclusões obtidas através de uma análise estatística padrão, portanto, é de fundamental importância detectar e dar um tratamento adequado a elas mediante técnicas de análise exploratória de dados (HERNANDES et al., 2003).

Dentre as possíveis causas do aparecimento de *outliers* estão os erros amostrais (leitura, anotação, execução incorreta do experimento,...), geralmente eliminados do conjunto original de dados, ou características inerentes à variável estudada (alta instabilidade do que está sendo medido), que são ditos de *outliers* biológicos que refletem uma característica do que está sendo estudado, nesse caso, tal observação deve ser mantida (BUSSAB & MORETTIN, 1987).

Outro gráfico muito útil na identificação e remoção de valores extremos da distribuição é o gráfico de detecção de *outliers*, que é construído com base no método *Extreme Studentized Deviate* (ESD). Esse método relaciona as amostras candidatas a *outliers* com o desvio padrão considerado extremo do conjunto de dados. São considerados *outliers* as observações que estão fora do limite proposto pelo desvio-padrão (AQUINO & DUARTE, 1996).

Um aspecto muito importante na caracterização dos dados amostrais diz respeito a sua distribuição de probabilidades. Ao estudar esta distribuição, é possível caracterizar e descrever um conjunto amostral, que corresponde a uma determinada população, a fim de compreender sua natureza (COSTA NETO, 1977).

Dentre as distribuições de probabilidade mais relevantes, temos a distribuição normal, importante tanto na estatística teórica, como na aplicada por várias razões. Uma delas é que muitas variáveis na natureza, como, por exemplo, variáveis físicas, biológicas ou psicológicas comportam-se de modo aproximadamente simétrico, podendo ser bem representadas por essa distribuição (CAMPOS, 1983).

Verificar a suposição de normalidade, em um conjunto de dados, é avaliar o comportamento dos mesmos, ou seja, a forma que a distribuição assume, a qual se espera que seja gaussiana (forma de sino). Essa verificação auxilia o pesquisador na descoberta e caracterização da natureza dos dados utilizados, bem como na definição do tratamento estatístico mais adequado ao conjunto amostral (COSTA NETO, 1977).

Cabe ressaltar que a geoestatística não exige normalidade dos dados para ser aplicada, porém ocorrendo, as inferências realizadas ganharão outras propriedades estatísticas ótimas, como por exemplo, a máxima verossimilhança (VIEIRA, 1983).

Na literatura, é possível encontrar vários métodos para testar a normalidade univariada dos dados, entre eles: Kolmogorov, Lilliefors, qui-quadrado entre outros. Além desses testes, essa verificação pode ser feita indiretamente utilizando-se testes baseados nos coeficientes de assimetria e curtose esperados sob a distribuição normal. Essa abordagem tem como fundamento a comparação entre os valores para-métricos desses coeficientes na distribuição normal com os valores estimados na amostra ou no experimento (CAMPOS, 1983).

Dentre os testes de aderência à distribuição normal, o teste “W”, de Shapiro & Wilk, se configura como sendo um dos mais rigorosos e utilizados, pois se baseia no ajuste de distribuição acumulada (AQUINO & DUARTE, 1986).

O teste “W” é realizado de acordo com os seguintes passos:

- Passo 1: Primeiramente são formuladas as seguintes hipóteses: H_0 (que a amostra provém de uma população normal) e H_1 (a amostra não provém de uma população normal);

- Passo 2: Ordenar as N observações da amostra: $X_1 \leq X_2 \leq X_3 \leq \dots \leq X_N$;

- Passo 3: Calcular $\sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2$;

- Passo 4: Calcular b pela fórmula: $b = \sum_{i=1}^{\frac{N}{2}} a_{N-i+1} \cdot (X_{N-i+1} - X_i)$; onde: os coeficientes a_i

obtem-se pela consulta das tabelas próprias do teste, e se o valor de N for ímpar, despreza-se a observação mediana;

- Passo 5: A estatística do teste W é calculada pela fórmula: $W_{cal} = \frac{b^2}{\sum (X_i - \bar{X})^2}$;

- Passo 6: Aceita-se a hipótese nula H_0 ao nível de significância α se: $W_{cal} > W_{tab}$, concluindo, assim, que a amostra provém de uma distribuição normal (SHAPIRO-WILK, 1965).

4.3 A estatística na variabilidade espacial de solos

Em estudos estatísticos, as estimativas, estão sempre associadas à dispersão da variável (variância e desvio padrão), com muita frequência, encontra-se, na literatura, a preocupação de pesquisadores com a variabilidade de características e propriedades dos solos.

A partir do fim da década de 70, as pesquisas com a variabilidade espacial de atributos dos solos tomaram novo impulso, podendo-se citar autores como: Burgess & Webster (1980 a; b), Vieira et al (1981), Nielsen et al (1983), Silva (1988), Dourado Neto (1989), Trangmar et al (1985), e Reichardt et al (1986), apud Guimarães (1993). Esses pesquisadores trabalharam com diversos atributos físicos e químicos, de várias classes de solos, em diferentes ecossistemas, mostrando a importância e a presença da variabilidade espacial no solo.

Vieira (1995) mostra que a preocupação com a variabilidade espacial dos solos já estava presente desde o início deste século, ressaltando que, com os princípios de casualização e repetição, introduzidos por Fisher (1935), e com o conhecimento das funções de densidade das variáveis aleatórias, ocorreu uma descontinuidade nos estudos da variabilidade espacial de atributos dos solos. Essa variabilidade foi classificada para as variáveis de solo, segundo Warrick & Nielsen (1980) em baixa ($CV > 12\%$), média ($12 < CV < 62\%$) e alta ($CV > 62\%$), sendo que um dos aspectos negativos desta estatística, como já foi referido, é que ela não considera a continuidade espacial.

McBratney & Webster (1983) utilizaram técnicas de geoestatística e estatística clássica para caracterizar a variabilidade espacial em solos. Empregando as duas metodologias, estes autores, realizaram estimativas de médias e variâncias, encontrando a maior eficiência da geoestatística, proporcionando menor variância destas estimativas.

4.4 Geoestatística e a teoria das variáveis regionalizadas

A teoria fundamental da geoestatística é a esperança de que, na média, as amostras próximas no tempo e espaço sejam mais similares entre si do que as que estiverem distantes (ISAACS & SRIVASTAVA, 1989).

Segundo Matheron (1965), a geoestatística é uma função que varia de um lugar a outro no espaço com certa aparência de continuidade. São variáveis cujos valores amostrados estão relacionados com a posição espacial que ocupam, assumindo valores diferentes em diferentes lugares de observação, com certa independência de um lugar a outro.

A geoestatística aplicada tem por objetivos identificar, na aparente desordem entre as amostras, uma medida da correção espacial entre os atributos, estudar padrões de amostras

adequadas e realizar estimativas de valores de locais não amostrados com base em alguns valores conhecidos na população, técnica na qual denominamos krigagem (VIEIRA, 1993).

Quando se utiliza as técnicas geoestatísticas, para a análise dos dados, algumas hipóteses básicas de trabalho são assumidas:

- A estacionaridade de 1ª ordem é a esperança do valor de um ponto no espaço ser igual à média admitindo-se que a média amostra é igual à média populacional;
- A estacionaridade de 2ª ordem assume que há uma variação da média, mas a variância é constante dentro dos limites da continuidade espacial (VIEIRA, 1995);
- A hipótese intrínseca diz que a probabilidade de variação dos valores tomados entre pontos com a mesma distância de separação é igual, ou seja, a relação de dependência espacial é a mesma em qualquer posição de “h”, que é o vetor que separa dois pontos amostrais, assim sendo, é assumida a estacionaridade dentro do alcance da continuidade espacial.

Ocorre que tanto a estacionaridade de 1ª como a de 2ª ordem podem não ser satisfeitas por alguns fenômenos físicos que têm a capacidade infinita de dispersão. Para tais situações, a hipótese intrínseca, menos restritiva, requer apenas a existência e estacionaridade do variograma (quando o variograma atinge o patamar ou soleira, explicando toda a variância amostral), sem nenhuma restrição quanto à existência da variância finita, sendo a mais adotada em geoestatística (HUIJBREGTS, 1975).

Trangmar et al (1985) definem uma variável aleatória como uma medida de particularidades que se espera variar de acordo com alguma lei de distribuição de probabilidade, sendo caracterizada por parâmetros da distribuição (média, variância, etc.).

Quando a variável aleatória assume diferentes valores em função da localização onde é amostrada no campo, caracteriza-se como uma variável regionalizada e, considerando-se o conjunto de todas as possíveis realizações da variável aleatória, em todos os locais do campo, tem-se uma função aleatória.

A partir de trabalhos desenvolvidos em atividades de mineração, Matheron (1971) formalizou a teoria das variáveis regionalizadas, sendo que a base geoestatística está nesse conceito de variável regionalizada associada com conceitos de funções aleatórias e estacionaridade. A variável regionalizada atua num espaço geométrico em que foi definida e onde será estudada sua variação, apresentando localização; continuidade e anisotropia que estão ligadas ao fenômeno natural que elas representam (JOURNEL, 1988).

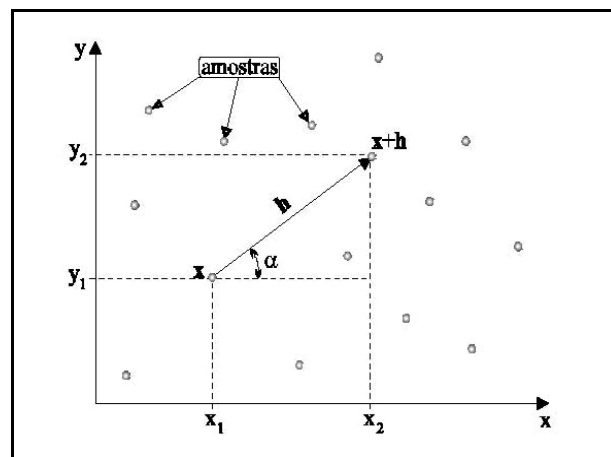
Uma variável regionalizada apresenta dupla característica: Aleatoriedade, pois os valores numéricos observados podem variar, consideravelmente, de um ponto a outro no

espaço e, espacialidade, pois estes valores não são inteiramente independentes, apresentando uma aparente continuidade espacial, na qual podem ser captados e modelados matematicamente por técnicas geoestatísticas (GUERRA, 1988).

4.4.1 O semivariograma

O variograma, ou semivariograma como mais comumente é chamado, é uma ferramenta básica de suporte às técnicas geoestatísticas, pois permite representar, quantitativamente, a variação de um fenômeno regionalizado no espaço (Huijbregts, 1975).

Camargo (1997) considera duas variáveis, X e Y , onde $X=Z(x)$ e $Y=Z(x+h)$, nesse caso, referindo-se ao mesmo atributo (por exemplo, o teor de zinco no solo) medido em duas posições diferentes, onde x denota uma posição em duas dimensões, com componentes (x_i, y_i) , e “ h ” um vetor distância com módulo e direção que separa os pontos (Figura 02).



Fonte: Huijbregts (1975)

FIGURA 2 - Amostragem em duas dimensões

O nível de dependência entre essas duas variáveis regionalizadas, X e Y , é representado pelo variograma $2\gamma(h)$, o qual é definido como a esperança matemática do quadrado da diferença entre os valores de pontos no espaço, separados pelo vetor distância h , como mostra a expressão (4):

$$2\gamma(h) = E\{[Z(x) - Z(x+h)]^2\} = \text{Var}[Z(x) - Z(x+h)] \quad (4)$$

Através de uma amostra $z(x_i)$, $i=1, 2, \dots, n$, o variograma $\hat{\gamma}(h)$ pode ser estimado por.

$$2\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{N(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (5)$$

Muitos autores definem variograma de forma distinta da Equação (5), considerando o que comumente se refere como semivariograma, dado por:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} E\{[Z(x) - Z(x+h)]^2\} = \frac{1}{2} \text{Var}[Z(x) - Z(x+h)] \quad (6)$$

Analogamente, a função semivariograma que é a média aritmética do quadrado das diferenças de todos os pares de pontos que estão separados de um vetor “h”, com uma determinada direção e módulo, pode ser estimada pela fórmula (SOARES, 2000):

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (7)$$

Sendo: $\hat{\gamma}(h)$ é a variância; $z(x_i)$ e $z(x_i + h)$ são os pares de valores medidos separados por um vetor “h”, $N(h)$ é o número de pares de valores $[z(x_i) - z(x_i+h)]$ separados por um vetor “h”, e “z” é a variável em estudo.

Segundo Camargo (1997), a Figura 3 ilustra um semivariograma experimental com características muito próximas do ideal. O seu padrão representa o que, intuitivamente, se espera de dados de campo, isto é, que as diferenças entre os pares de amostras $\{Z(x_i) - Z(x_i + h)\}$ decresçam à medida que h, a distância entre eles, decresce. Espera-se que observações mais próximas geograficamente tenham um comportamento mais semelhante entre si do que aquelas separadas por maiores distâncias. Desta maneira, é esperado que $\gamma(h)$ aumente com a distância h.

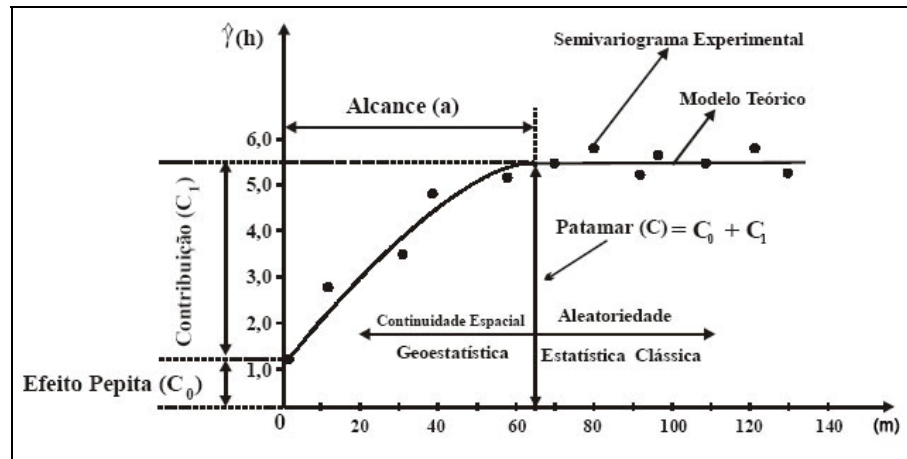


FIGURA 3 - Modelo teórico do semivariograma experimental e seus componentes

No modelo de semivariograma (Figura 3), são obtidos os parâmetros ajustados:

- Alcance (a) - representa a distância em metros em que as amostras apresentam-se correlacionadas espacialmente.
- Patamar (C) - e o valor do semivariograma correspondente a seu alcance, sendo uma estimativa da variância da população, desse ponto em diante, considera-se que não existe mais dependência espacial entre as amostras, pois a variância da diferença entre pares de amostras torna-se invariante com a distância.
- Efeito pepita (C_0) - representa a descontinuidade do semivariograma para escalas menores que a menor distância entre as amostras. Parte desta descontinuidade pode ser também devida a erros de medição, mas é impossível quantificar se a maior contribuição provém dos erros de medição ou da variabilidade de pequena escala não captada pela amostragem.
- Contribuição (C_1) - expressa a diferença entre o patamar (C) e o efeito pepita (C_0).

4.4.2 Ajuste do modelo teórico de semivariograma

O gráfico do semivariograma experimental, $\hat{\gamma}(h)$, calculado através da Equação (7), é formado por pontos plotados que representam as semivariâncias calculadas para cada direção, conforme ilustra a Figura 3, sobre os quais se objetiva ajustar uma função.

O semivariograma experimental é ajustado à curva que proporciona a máxima correlação possível com os pontos plotados. O modelo ajustado é chamado de modelo teórico do semivariograma. Na região onde se observa a continuidade espacial, a geoestatística é aplicada com eficiência (ISAACS & SRIVASTAVA, 1989).

É importante que o modelo de semivariograma ajustado represente a tendência das semivariâncias calculadas, de tal forma que as estimativas obtidas a partir da krigagem sejam mais exatas e, portanto, mais confiáveis (VIEIRA, 1995).

O valor da semivariância média das amostras é um estimador, sem tendência, da semivariância média da população, assumindo que a hipótese intrínseca foi satisfeita. Quando o patamar é atingido, tem-se a variância da população e independência entre as amostras, ponto no qual define o alcance da dependência espacial, separando a continuidade espacial da aleatoriedade (DOURADO NETO, 1989).

O procedimento de ajuste não é direto e automático, como no caso de uma regressão, por exemplo, mas sim interativo, pois nesse processo o intérprete faz um primeiro ajuste e verifica a adequação do modelo teórico. De acordo com o ajuste obtido, pode ou não redefinir o modelo, até obter um que seja considerado satisfatório.

Os modelos considerados básicos, denominados de modelos isotrópicos por Isaacs & Srivastava (1989), são divididos em dois tipos: modelos do tipo I, com patamar (esférico; exponencial; e gaussiano) e modelos do tipo II, sem patamar.

Os modelos do tipo I são referenciados, na geoestatística, como modelos transitivos, alguns dos modelos transitivos atingem o patamar (C) assintoticamente, para tais modelos, o alcance (a) é arbitrariamente definido como a distância correspondente a 95% do patamar.

Alguns semivariogramas não apresentam patamar definido, como é o caso, por exemplo, do semivariograma linear sem patamar. Este fato indica a não estacionaridade de segunda ordem, ou que o tamanho do campo amostrado não foi suficientemente grande para exibir toda a variância, sendo possível que exista uma tendência dos dados em alguma direção. Vieira et al., (1991) recomenda que, nesse caso, se faça uma remoção da tendência e que se trabalhe com os semivariogramas dos resíduos, definidos como modelos do tipo II.

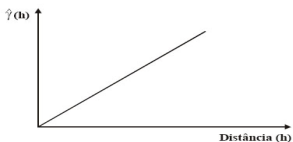
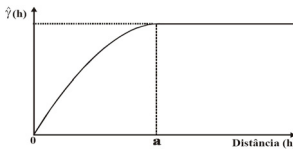
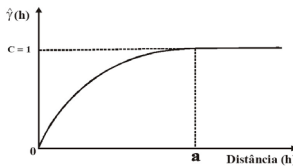
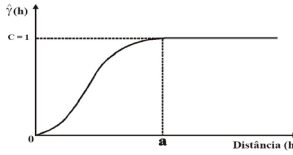
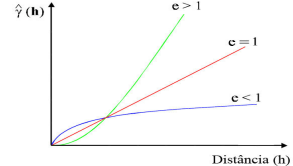
Modelos do tipo II não atingem o patamar e continuam aumentando enquanto a distância aumenta. Tais modelos são utilizados para modelar fenômenos que possuem capacidade infinita de dispersão no qual não são objetos desse estudo.

Vieira (2000), em estudos sobre o solo, verificou que as altas variabilidades afetam o semivariograma, principalmente, na sua parte inicial, dificultando seu ajuste.

Os efeitos da variabilidade do atributo em estudo no semivariograma são percebidos pelo alto efeito pepita (C_0), em relação ao patamar, e uma grande variabilidade dos valores calculados das semivariâncias (ora valores altos ora valores baixos), provocando uma alternância nos valores experimentais das semivariâncias. Estes fatos dificultam a determinação do modelo de semivariograma da variável, e isto pode provocar erros de inferências.

Na Tabela 1, são apresentados os principais modelos para o ajuste dos semivariogramas teóricos, que estão disponíveis nos principais aplicativos computacionais utilizados em geoestatística.

TABELA 1 - Principais modelos teóricos para o ajuste dos semivariogramas experimentais

Modelos	Equação matemática	Representação gráfica
Linear	$\gamma(h)=C_0+Bh$ $\gamma(h)=C_0+C$	$0 < h < a$ $h > a$ 
Esférico	$\gamma(h)=C_0+C[1,5(h/a)-0,5(h^3/a^3)]$ $\gamma(h)=C_0+C$	$0 < h < a$ $h > a$ 
Exponencial	$\gamma(h)=C_0+C(1-\exp(-3h/a))$	$0 < h < d$ 
Gaussiano	$\gamma(h) = C_0+C(1-\exp(-3h^2/a^2))$	
Sem patamar	$\gamma(h) = C_0+AhB$	$0 < B < 2$ 

Fonte: Vieira et al., (1983).

Housseini et al (1993) ajustaram modelo de semivariograma para a variável fósforo do solo, com alcance de 4,5 km e efeito pepita respondendo por 67% da variabilidade total dos dados. Esse dado mostra a dispersão aleatória encontrada para o atributo fósforo.

Patgiri & Baruah (1995a) ajustaram modelos de semivariogramas para a densidade e teor de argila, verificaram, também, que a variabilidade casual, expressa pelo efeito pepita, foi relativamente pequena, contribuindo com no máximo 20% da variabilidade total. Tal dado indicou a forte dependência espacial dessas variáveis.

Patgiri & Baruah (1995b) utilizaram os modelos ajustados de semivariograma para a matéria orgânica, fósforo e potássio, realizando estimativas pelo método de krigagem.

Em pesquisas sobre a variabilidade espacial de um Neossolo Litólico (solos de formação muito recente, que apresentam alta saturação por bases, mais de 50 %), Gonçalves & Folegatti (1995), ajustaram modelos de semivariogramas com alcance de 30 m para a areia e a argila e 10 m para o silte; a densidade do solo apresentou ausência de padrão espacial. Estes autores verificaram ainda que a densidade do solo a textura e o pH apresentavam distribuição normal, mas o fósforo lognormal. Observaram, também, que os maiores valores de CV foram obtidos para a variável potássio.

A partir de dados de argila, silte e atributos químicos de um Chernossolo argilúvico (solos que apresentam razoáveis teores de material orgânico), Vieira (1997) verificou que na camada de 0-25 cm o CV foi mais alto do que na camada de 25-50 cm. Neste mesmo trabalho, ajustaram-se os semivariogramas para as variáveis pesquisadas, constatando a dependência espacial não detectada pela amostragem aleatória simples.

Em um cambissolo eutrófico textura média (solos jovens em processo de formação), ocorreu dependência espacial para quase todas as variáveis químicas e físicas pesquisadas. O menor alcance de dependência espacial foi encontrado para a areia total e a argila (18 m) e o maior para a matéria orgânica (59 m), verificado por Souza et al. (1998).

Dariva (2001) ajustou o modelo Gaussiano para os valores de matéria orgânica, com um alcance de 50 m e forte dependência espacial, enquanto Silva & Chaves (2001) ajustaram o modelo esférico em duas profundidades, com alcance de 592 m e 575 m, respectivamente, nas profundidades de 0 a 0.3 m e 0.3 a 0.6 m.

Gonçalves e Folegatti (1995) não encontraram estrutura de dependência espacial para a variável potássio em Neossolo Litólico, tendo concluído que o valor médio desse parâmetro pode não ser um bom representante do valor real, devido à alta variabilidade desses dados.

Em publicação recente, Vieira (1997) discute aspectos da metodologia de aplicação e interpretação de resultados geoestatísticos, utilizando os semivariogramas para descrever a

variabilidade espacial. O autor utilizou parâmetros como à argila, o silte e alguns atributos químicos de um Latossolo Roxo (solos bem drenados e geralmente profundos a muito profundos) no desenvolvimento de seu trabalho.

4.4.3 Seleção do modelo teórico de semivariograma

O modelo ajustado deve aproximar-se ao máximo da descrição do fenômeno no campo. Cohen et al. (1990) explana que a verificação do melhor ajuste do modelo teórico ao semivariograma experimental pode ser realizada pela validação cruzada ou *Cross-Validation*, que envolve a reestimação dos valores conhecidos através dos parâmetros ajustados do semivariograma, analisado pelo coeficiente de determinação (R^2).

O parâmetro R^2 é o coeficiente de determinação, utilizado na validação cruzada, que expressa o percentual de ajuste do modelo de semivariograma testado. Quanto mais alto esse coeficiente, melhor a eficiência do ajuste entre os valores observados e estimados para o modelo proposto ao conjunto de dados (NETER et al., 1990).

Mello & Scolforo (2000) afirmam que os componentes ou variáveis do solo apresentam uma grande variação espacial, de tal forma que, os valores de R^2 , para os modelos observados foram aceitos segundo a recomendação de Isaaks e Srivastava (1989), que citam como satisfatórios valores de correlação entre 60 e 70 %, e ótimos acima de 70 %, para modelos de estimação da variabilidade dos atributos de solo, que apresentam uma grande variação espacial deste componente.

Segundo Cressie (1993), a validação cruzada consiste em se retirar do conjunto de dados alguns valores e estimá-los com base nas observações remanescentes. O erro será obtido pela diferença entre os valores preditos e medidos. Com várias repetições, pode-se ter uma estimativa da variabilidade do erro de predição.

Como a interpolação por Krigagem está fortemente associada ao modelo de semivariograma escolhido, a validação cruzada pode ser usada para se decidir qual modelo usar dentre alguns candidatos (VIEIRA et al., 1981). O usual é a retirada de um dado de cada vez do conjunto original e estimá-lo por krigagem, o que permitirá o cálculo do erro de estimativa nesse ponto, conforme Issaks & Srivastava (1989).

De acordo com Vieira (1995), na validação cruzada, procura-se verificar se o erro reduzido, ou seja, o erro de cada ponto dividido pela variância da krigagem, correspondente

tem média nula e variância unitária. Além disso, para uma avaliação visual, têm sido usados mapas de vetores medidos versus estimados e mapas de erros, como os fornecidos por programas como GeoEAS (ENGLUND & SPARKS, 1988).

Obtido o semivariograma experimental para um conjunto de valores de uma propriedade e ajustado um modelo matemático a ele, tem-se uma função contínua que descreve a dependência espacial da variável em estudo, sendo de grande utilidade para a compreensão de vários aspectos da variabilidade do solo, da sua formação, implicações no manejo etc. Trangmar et al. (1985) apresentam discussão muito útil sobre essas aplicações.

Segundo Vieira (1995) e Cohen et al., (1990), o semivariograma mais bem ajustado é aquele que possui o maior ajuste de dados à reta de 45° (valores reais versus estimados) obtido pela validação cruzada.

O valor da semivariância média das amostras é um estimador, sem tendência, da semivariância média da população, assumindo que a hipótese intrínseca foi satisfeita, quando o patamar é atingido tem-se a variância da população e independência entre as amostras (DOURADO NETO, 1989).

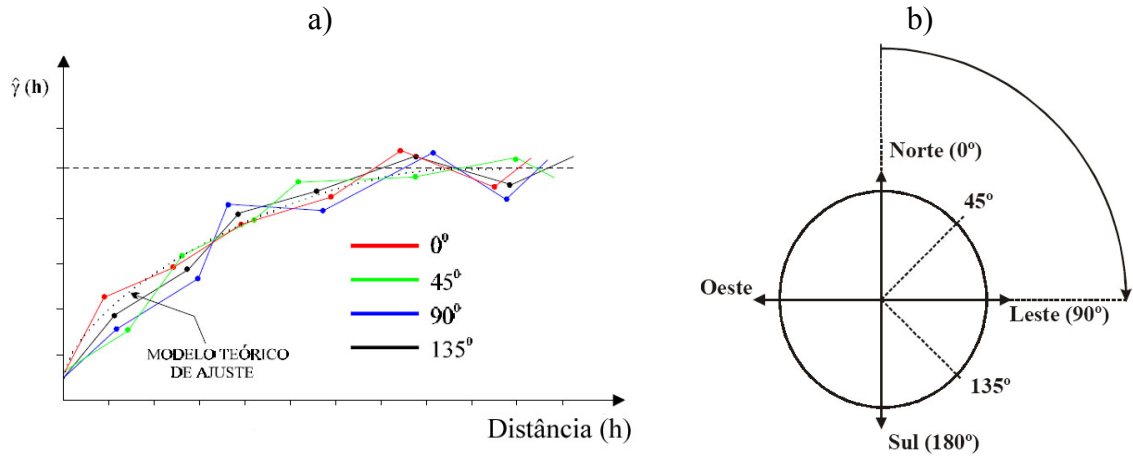
O patamar, que é definido a partir da distância de estabilização dos valores de semivariâncias, está, portanto, associado ao alcance da dependência espacial. O patamar ($C_1 + C_0$), associado à contribuição (C_1), definem o grau de dependência espacial do modelo, dado pela fórmula: $GDE = (C_1 / C_1 + C_0) \times 100$, sendo considerada fraca se essa razão for $\leq 25 \%$, moderada quando a razão estiver entre 25% e 75% , e forte se a razão for $> 75 \%$ (ROBERTSON, 1998).

O critério do grau de dependência espacial (GDE) nada mais é do que a razão entre a variância estrutural (C_1) e o patamar ($C_1 + C_0$), em porcentagem, é bastante difundido na geoestatística quando precisa-se dispor de informações do quanto da variância esta sendo explicada pelo modelo ajustado (VIEIRA, 1995).

4.4.4 Semivariogramas isotrópicos e anisotrópicos

Ao considerar os semivariogramas obtidos para as direções 0°; 45°; 90° e 135°, ilustrados na Figura 4a, verifica-se uma similaridade entre eles. Esta é a representação de um caso simples e menos freqüente, na qual a distribuição espacial do fenômeno é denominada

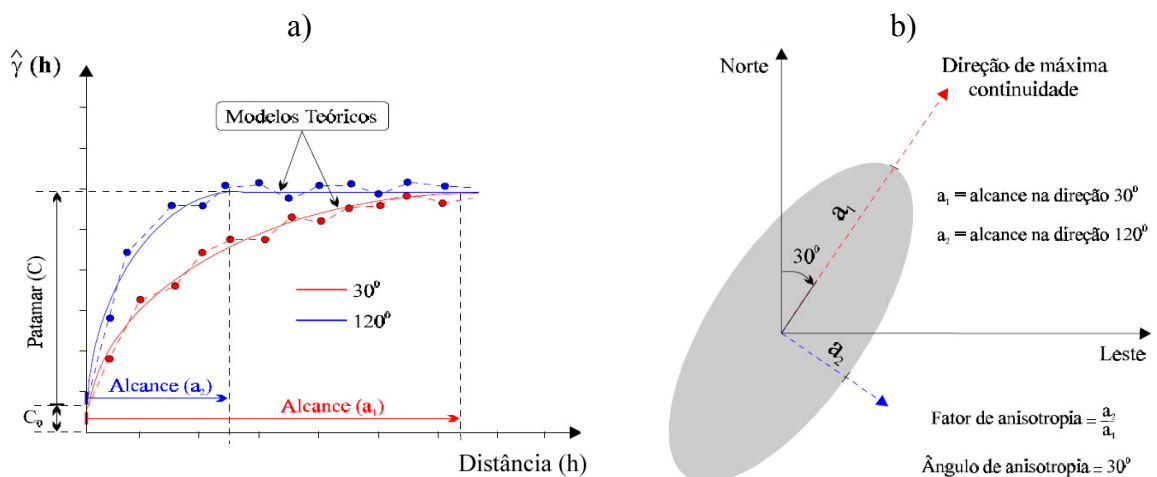
isotrópica. Nesse caso, um único modelo é suficiente para descrever a variabilidade espacial do fenômeno em estudo (ANDRIOTTI, 1988).



Fonte: Deutsch & Journel (1992).

FIGURA 4 - Representação gráfica, a) semivariogramas isotrópicos e b) convenções direcionais usadas na geoestatística.

Por outro lado, se os semivariogramas não são iguais em todas as direções, a distribuição é denominada anisotrópica. Se a anisotropia é observada e é refletida pelo mesmo patamar (C) com diferentes alcances (a) do mesmo modelo, então ela é denominada Geométrica.



Fonte: Deutsch & Journel (1992).

FIGURA 5 - Representação gráfica de anisotropia geométrica. a) no modelo teórico de semivariograma e b) na elipse de continuidade espacial.

Ao considerar o semivariograma (Figura 5a), os pontos interligados com linhas tracejadas são os semivariogramas experimentais em duas direções ortogonais. O semivariograma que atinge primeiro o patamar (azul), se refere à direção de 120° , e o semivariograma com maior alcance (vermelho), se refere à direção de 30° . As linhas sólidas em ambas as direções são os modelos teóricos de ajuste dos semivariogramas experimentais (DEUTSCH & JOURNAL, 1992).

Um modo direto de visualizar e calcular os parâmetros (fator e ângulo) da anisotropia geométrica é através do esboço gráfico de uma elipse, calculada através dos alcances obtidos em direções distintas, conforme Figura 5b. Para o eixo maior da elipse, denominado direção de máxima continuidade, aplica-se o maior alcance (a_1). O ângulo da direção de máxima continuidade é definido a partir da direção Norte e no sentido horário. Seu valor corresponde à direção de maior alcance. O eixo menor define o alcance (a_2) na direção de menor continuidade, sendo este ortogonal à direção principal.

O fator de anisotropia geométrica é definido como a razão entre o alcance na direção de menor continuidade (a_2) e o alcance na direção de maior continuidade (a_1). Nesse caso, o fator de anisotropia geométrica é sempre menor que a unidade e o ângulo de anisotropia é igual ao ângulo da direção de máxima continuidade.

Existe ainda um outro tipo de anisotropia em que os semivariogramas apresentam os mesmos alcances (a) e diferentes patamares (C). Neste caso, a anisotropia é denominada Zonal. Como a isotropia, a anisotropia zonal também é um caso menos freqüente presente nos fenômenos naturais. O mais comum é encontrar combinações da anisotropia zonal e geométrica, denominada anisotropia combinada (DEUTSCH & JOURNAL, 1992).

4.5 Krigagem e mapeamento do solo

A Krigagem é um método de inferência espacial, que estima dados em pontos não amostrados a partir de pontos amostrados, considerando a estrutura de dependência espacial do fenômeno em estudo. Este método foi desenvolvido por Matheron na década de 60, e recebeu o nome de Krigagem em homenagem ao engenheiro de minas sul-africano Daniel G. Krige, que primeiro desenvolveu e implementou esta técnica de inferência em 1951.

Inicialmente, o método de krigagem foi desenvolvido para solucionar problemas de mapeamentos geológicos, mas seu uso expandiu-se com sucesso no mapeamento de solos

(BURGESS & WEBSTER, 1980 a; b), mapeamento hidrológico (KITANIDIS, 1997), mapeamento atmosférico (LAJAUNIE, 1984) e outros campos correlatos. A krigagem fornece em média, estimativas não tendenciosas (a diferença entre valores estimados e verdadeiros para o mesmo ponto, deve ser nula) e com variância mínima (menor variância dentro os estimadores não tendencioso).

Teoricamente, a krigagem é o melhor método de interpolação, porque está baseada na metodologia do “Melhor Estimador Linear Não Tendencioso” que é responsável pelo agrupamento dos dados (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989). No caso de interpolação linear simples, por exemplo, os pesos são todos iguais a $1/N$ (N = número de amostras); na interpolação baseada no inverso do quadrado das distâncias, os pesos são definidos como o inverso do quadrado da distância que separa o valor interpolado dos valores observados.

A diferença entre a krigagem e outros métodos de interpolação é a maneira como os pesos são atribuídos às diferentes amostras, o procedimento é semelhante ao de interpolação por média móvel ponderada, porém os pesos são determinados após a análise espacial, baseada na definição do semivariograma experimental.

Pode-se dizer que a função de semivariograma descreve uma característica, quantificada e descrita por um modelo matemático, pode ser usada para, talvez, o mais importante recurso da geoestatística: a interpolação por krigagem (ISSAKS & SRIVASTAVA, 1989).

Após a definição do semivariograma experimental, a estimativa por krigagem é realizada de acordo com a seguinte equação: $Z^*(x) = \sum \lambda_i Z(x_i)$. Em que: λ_i são os pesos de cada valor medido; Z é valor medido; e Z^* é o valor estimado através do método de krigagem.

Os pesos λ , que são obtidos pelo método de multiplicadores de Lagrange, associados à equação de estimação e à exigência de que a esperança dos erros seja igual a zero possibilitam que a variância de estimação seja mínima, fazendo com que a variância de krigagem seja a menor variância entre todos os processos de interpolação.

Conforme Braga (1990), o estimador de krigagem determina uma ponderação dos estimadores amostrados, sendo os pesos calculados de forma a minimizar a variância do erro de predição, levando em consideração a configuração espacial da amostra. Em Vieira et al. (1983), encontram-se discussões detalhadas sobre a resolução de sistemas para a obtenção da estimativa de krigagem e a variância de krigagem.

Conforme descrito por Isaaks & Srivastava (1989), existem vários tipos de Krigagem: Krigagem pontual, ordinária, universal, de blocos e outras. Krigagem de bloco envolve estimativas de valores da variável regionalizada para uma subárea da área total. A krigagem

de bloco é apropriada (em relação à krigagem pontual), para situações em que a informação média é mais útil do que o valor exato no ponto (BURGESS & WEBSTER, 1980 a; b).

Housseini et al (1993) compararam técnicas de interpolação para o mapeamento do solo, concluindo que a krigagem ordinária foi o método mais apropriado. A precisão do interpolador foi medida a partir da média de erros absolutos entre valores estimados e observados.

O uso de mapas, gráficos e outros recursos que sintetizam um conjunto de informações são sempre preferidos quando se dispõe de um grande conjunto de dados, porque proporciona uma interpretação rápida e direta da variável em estudo. Estes mapas, confeccionados em papel, às vezes sofrem uma desatualização rápida e, em muitos casos, as informações procuradas encontram-se em vários desses mapas, o que dificulta o seu uso (SILVA et al., 1989).

Na área florestal e agrícola, o mapeamento e cartografia digital vêm sendo utilizados com muita frequência em pesquisas, envolvendo principalmente os recursos naturais e o meio ambiente. Em solos, sua aplicação tem sido mais intensa em estudos de mudanças de uso da terra, avaliação de terras para fins de uso e ocupação e em estudos de degradação do solo Pinto et al. (1989), Beltrame (1991), Donzeli et al (1992), Lopes Assad (1995), Cavalieri et al (1995), Lima et al (1992), Scopel et al (1993), Bacellar et al (1994), Valério Filho (1994), Chaves et al (1995), Levy e Saporovek (1995), Hamada et al (1995), apud Cavalieri (1998).

Em Física do Solo o mapeamento digital pode contribuir para sintetizar as informações de campo e proporcionar uma eficiente avaliação das propriedades dos solos, detectando áreas problemáticas e contribuindo para a aplicação em inúmeros campos da ciência do solo.

5 MATERIAIS E MÉTODOS

Nesse estudo, foram utilizadas as três áreas trabalhadas pelo projeto “Dinâmica de uma Floresta Estacional Decidual” no qual integrou esta pesquisa, sendo três fases seriais de porte arbóreo de uma Floresta Estacional Decidual, que foram subdivididas por critérios de homogeneidade fisionômica e idade conhecida em: floresta madura; floresta secundária e capoeirão.

5.1 Localização e relevo

O experimento foi efetuado no município de Santa Tereza, região Nordeste do Estado do Rio Grande do Sul. A Figura 6 ilustra a disposição das áreas experimentais nas cartas geográficas mosaicadas de Bento Gonçalves, Folha SH. 22-V-D-II-2 e Encantado, Folha SH. 22-V-D-II-1, ambas na escala 1:50.000, base cartográfica utilizada também para extração das curvas de nível, com equidistância de 20 m, na qual foram gerados os modelos de elevação nas áreas experimentais de floresta madura, floresta secundária e capoeirão.

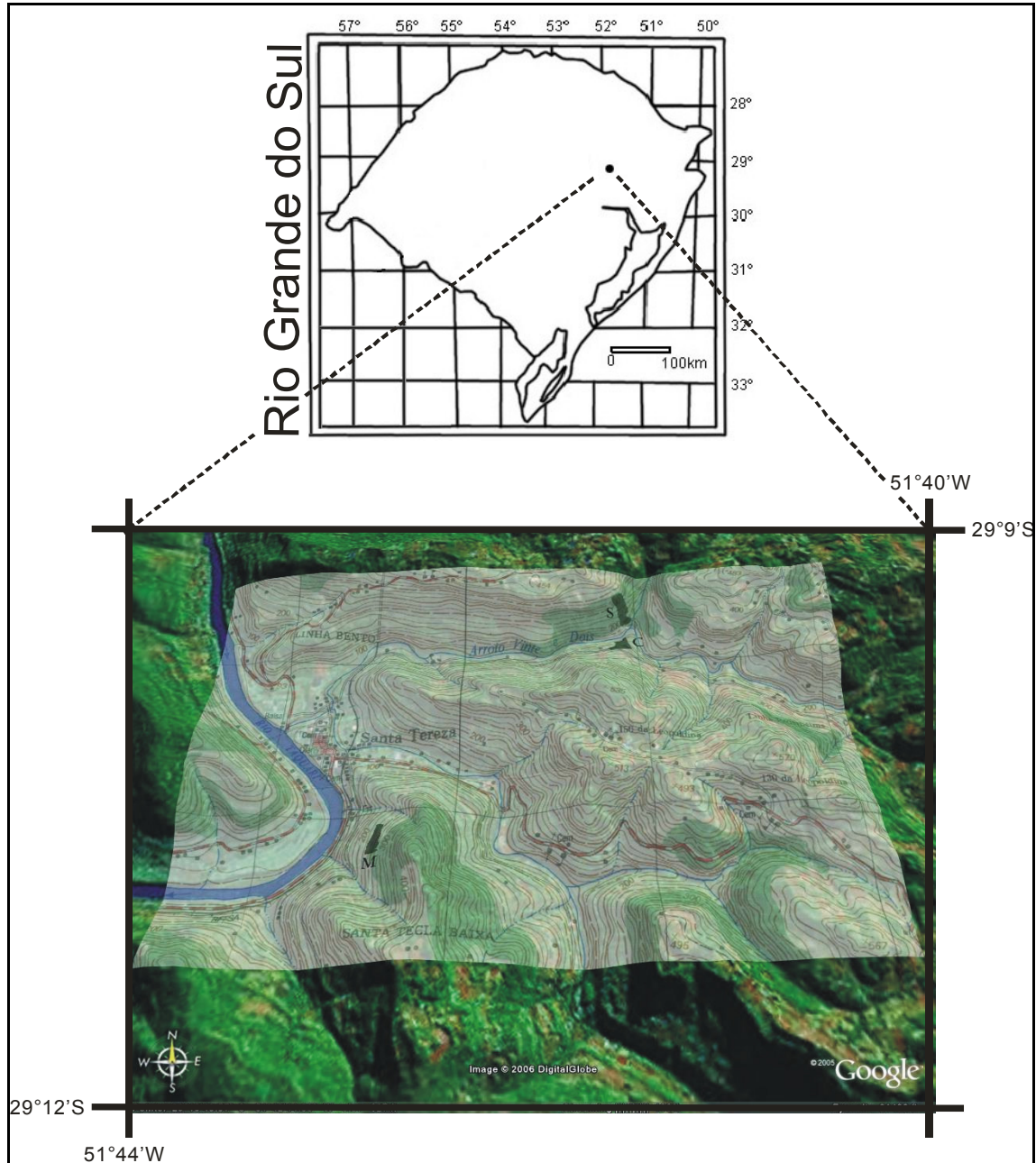


FIGURA 6 - Localização das áreas experimentais, segundo a legenda: (M) floresta madura; (S) floresta secundária e (C) capoeirão.

A floresta madura, com 2.82 hectares, sofreu, num passado distante, somente abate seletivo de algumas espécies de valor econômico, que, segundo informações, indicam que há 70 anos atrás a fisionomia daquela área era igual à de hoje (VACCARO, 1997). Está situada nas coordenadas $29^{\circ}11'00''\text{S}$ e $51^{\circ}43'40''\text{W}$, em altitude média de 280 m, em exposição Oeste, com 4° de inclinação média. A Figura 7 mostra o comportamento do relevo nessa área.

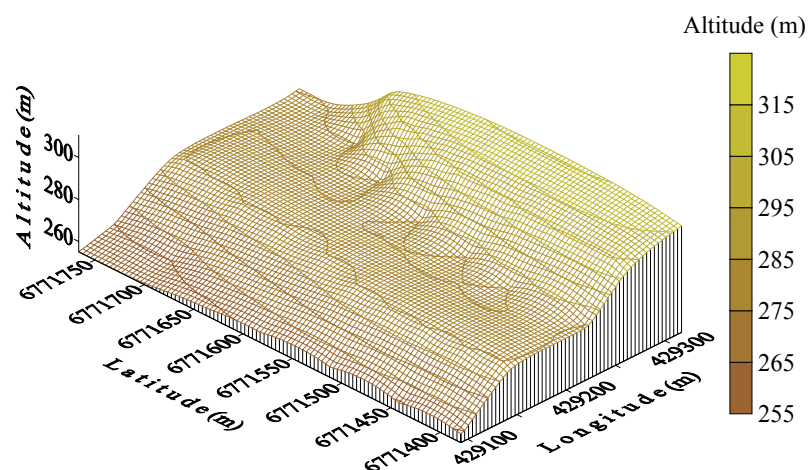


FIGURA 7 - Detalhe do relevo na área experimental floresta madura.

A floresta Secundária com 2.89 hectares possui de 53 a 58 anos e está localizada nas coordenadas $29^{\circ}09'29''\text{S}$ e $51^{\circ}41'49''\text{W}$, em altitude média de 180 m, em exposição Oeste, com 16° de inclinação média. A Figura 8 mostra o comportamento do relevo nessa área.

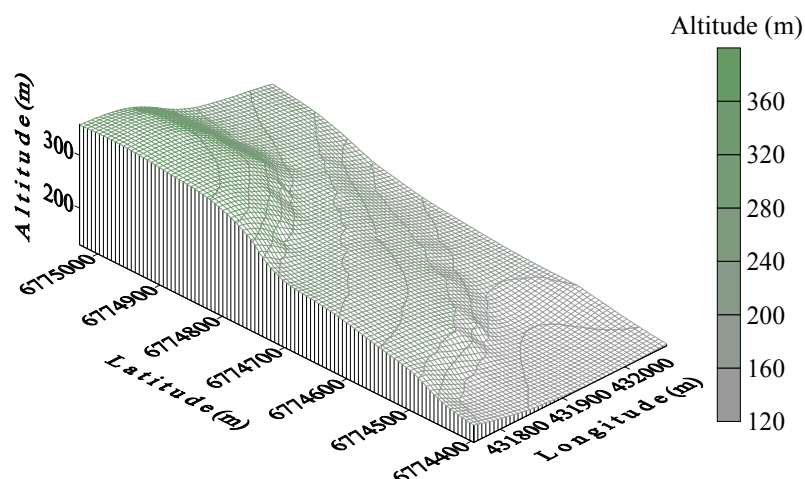


FIGURA 8 - Detalhe do relevo na área experimental floresta secundária

O Capoeirão por sua vez, corresponde a uma área de 1.63 hectares, e 38 anos de idade, está localizado nas coordenadas $29^{\circ}09'28''\text{S}$ e $51^{\circ}42'05''\text{W}$, em altitude média de 215 m, em exposição Norte, com 5° de inclinação média. A Figura 9 mostra o comportamento do relevo na área experimental.

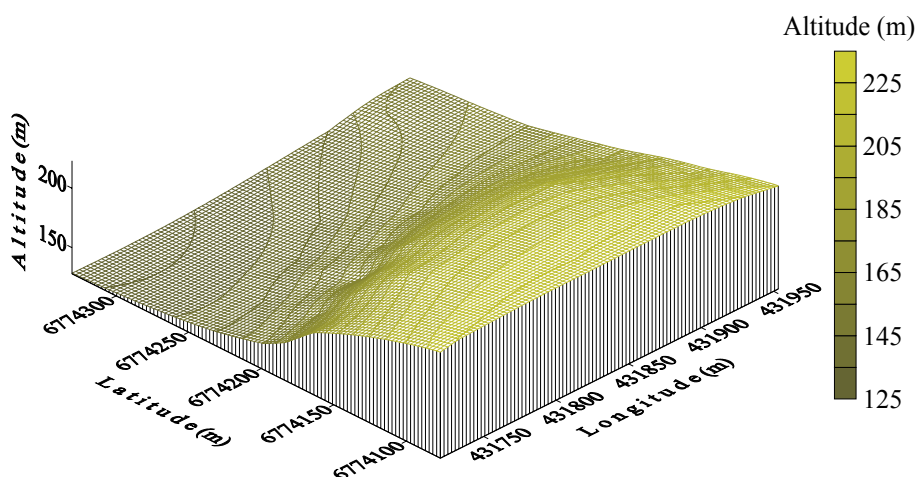


FIGURA 9 - Detalhe do relevo na área experimental capoeirão.

5.2 Clima, vegetação e solos

Segundo a classificação de Köppen (MORENO, 1961), o clima é Cfa, caracterizado por subtropical úmido, chuvas bem distribuídas ao longo do ano, temperaturas do mês mais frio entre -3° e 18°C , e temperatura média do mês mais quente superior a 22°C . Tomando-se as isotermas e as isoietas apresentadas por Moreno (1961), a temperatura média anual da região gira em torno de 18°C e a precipitação média anual é de aproximadamente 1800 mm.

A vegetação da área de estudo pertence à formação denominada Floresta Estacional Decidual, assim classificada devido ao fato de que mais de 50% das árvores do estrato superior perdem as folhas anualmente.

Os solos da região são derivados de Rochas Efusivas da Formação Serra Geral, apresentando basalto como substrato (STRECK et al., 2002).

Efetou-se a caracterização dos perfis do solo, próximo ao centro de cada área experimental, apresentando a floresta madura um Chernossolo Argilúvico Férrico. Chernossolo por possuírem razoáveis teores de material orgânico, o que confere cores escuras ao horizonte superficial, contém alta fertilidade química (saturação por bases $\geq 65\%$) e alta capacidade de troca catiônica (CTC), em todo o perfil, e argilúvicos, pois apresentam um horizonte B textural e férricos pelo elevado teor de ferro ($\geq 18\%$).

Na floresta secundária o Cambissolo Ta eutrófico, foi encontrado na caracterização do perfil, sendo este tipo de solo, diferenciado em função do seu acúmulo de material orgânico

no horizonte superficial. O caráter eutrófico diz respeito a grande variabilidade nas propriedades químicas, apresentando saturação por bases $\geq 50\%$.

O perfil de solo encontrado no capoeirão é o Neossolo Litólico eutrófico, de maior ocorrência no Rio Grande do Sul, apresenta o horizonte A ou O assentado sobre rocha parcialmente alterada ou inalterada, além de elevada saturação por bases $\geq 50\%$ (STRECK et al., 2002).

A tabela 2 apresenta o resumo da caracterização dos perfis, próximo ao centro de cada área experimental, de acordo com Streck et al. (2002).

TABELA 2 - Classificação dos solos nas áreas experimentais

	Capoeirão	Floresta Secundária	Floresta Madura
Classe	Neossolo Litólico eutrófico	Cambissolo Ta eutrófico	Chernossolo Argilúvico férrico típico
Horizonte	A moderado	A chernozênico	A chernozênico
Textura	Média	média	argilosa
Relevo	Ondulado	forte ondulado	ondulado
Fase	Floresta subtropical subcaducifolia	Floresta subtropical subcaducifolia	Floresta subtropical subcaducifolia

Fonte: Vaccaro (1997).

5.3 Plano de amostragem

Para cada área do experimento, realizou-se um levantamento, por amostragem sistemática, em um *grid* de espaçamento regular com 32 pontos para floresta madura e 28 pontos para a floresta secundária, ambas de 40 m, enquanto que o capoeirão obteve 20 pontos espaçados de 30 m.

Os pontos foram marcados utilizando-se equipamentos de topografia e, por consequência, foram localizados anotando-se os valores das coordenadas planas, em metros, no sistema UTM. Na Figura 10, tem-se o esquema de localização das amostras no campo, seguindo procedimentos semelhantes realizados por Mello & Scolforo (2000) e Oliveira (1991).

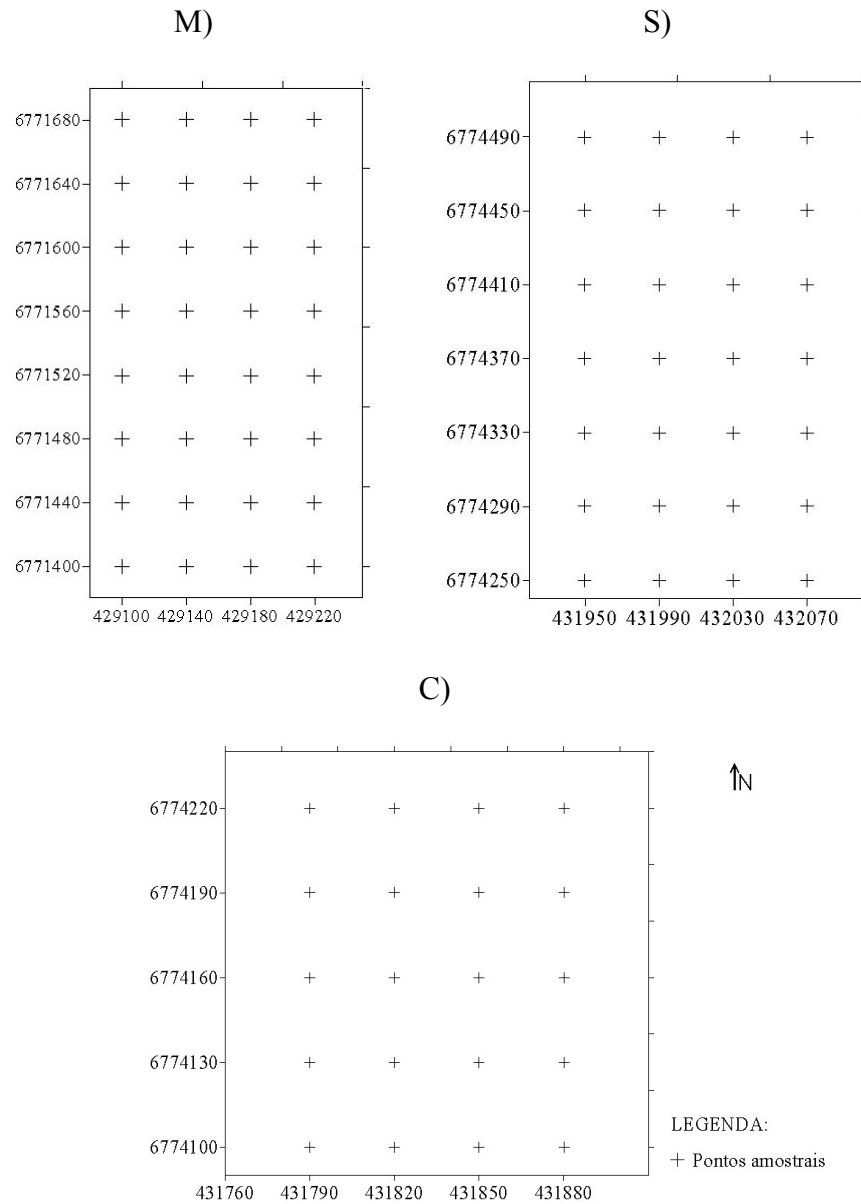


FIGURA 10 - Esquema de amostragem sistemática utilizado nas áreas experimentais: (M) floresta madura, (S) floresta secundária e (C) capoeirão.

O espaçamento entre os pontos amostrais foi adotado devido à alta variabilidade que podem apresentar atributos como matéria orgânica e potássio. Essa variabilidade pode dificultar a determinação do modelo de variabilidade espacial, por meio de semivariogramas, devido à capacidade infinita de variação, ou seja, a não estacionaridade de segunda ordem para grandes distâncias (VIEIRA et al., 1983).

5.4 Amostragem e obtenção de dados

Em cada área experimental procedeu-se à coleta de amostras nos pontos “+” representados na figura anterior (Figura 10), até 0.50 m de profundidade quando possível, seguindo-se os procedimentos recomendados para cada variável.

Os atributos do solo avaliados foram: densidade (g cm^{-3}); argila (%); pH (H_2O); potássio (mg kg^{-1}); matéria orgânica (%) e fósforo (mg kg^{-1}). As análises de laboratório, bem como os procedimentos para a coleta das amostras, foram realizadas de acordo com recomendações de Tedesco et al. (1995) e EMBRAPA (1997). A Figura 11 mostra, em síntese, as fases de coleta das amostras de solo nas áreas experimentais.



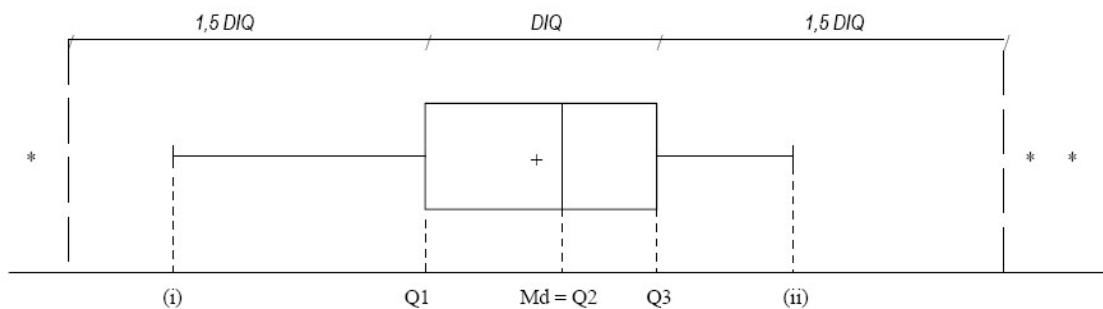
FIGURA 11 - Fases de coleta de solo I) Abertura da trincheira; II) Medição da profundidade; III) Coleta para as análises físicas com anel de Kopecky; IV) coleta para análises químicas, com uso de espátula.

5.5 Análise descritiva e exploratória

Os dados obtidos para cada variável foram armazenados em planilhas eletrônicas com o posicionamento geográfico de cada amostra. Esses dados foram utilizados na análise estatística, geoestatística e no mapeamento das variáveis.

Primeiramente foi analisado o comportamento das variáveis por meio dos gráficos de *Box-plot* e de detecção de *outliers*, ambos, por critérios diferentes, têm como objetivo verificar e auxiliar na remoção dos valores extremos (valores que influenciam negativamente uma distribuição causando alta variabilidade no conjunto amostral).

O gráfico de *Box-plot* é construído com base na disposição ordenada crescente do conjunto de dados numa reta onde são marcados cinco pontos: o 1º quartil (Q1), que corresponde a 25% dos dados abaixo e 75% dos dados acima dele no total da distribuição; a mediana (Q2), que corresponde a 50 % da distribuição de dados; e o 3º quartil (Q3), que corresponde a 75% dos dados abaixo e 75% dos dados acima do total da distribuição, e a distância interquartílica definida como $DIQ = Q3 - Q1$ (Figura 12).



Legenda: (*) Representam os valores extremos da distribuição; (i) ponto de valor máximo onde $Q3+1,5 DIQ$; (+) média; (ii) ponto de valor mínimo onde $Q1-1,5 DIQ$.

FIGURA 12 – Construção do gráfico de *Box-plot*

Acima da reta (Figura 12), constrói-se um retângulo com limites iguais às posições do primeiro e terceiro quartis, cortado por um segmento de reta na posição relativa à mediana, partir dos limites do retângulo, traçam-se linhas até: a) encontrar um extremo (valor máximo ou mínimo) ou b) um valor correspondente a 1,5 DIQ, se o extremo correspondente estiver a mais de DIQ do quartil respectivo. Os pontos que são maiores do que $Q3+1,5 DIQ$ ou menores do que $Q1-1,5 DIQ$ são chamados de pontos extremos ou *outliers*, sendo removidos do conjunto original de dados.

O gráfico de detecção de *outliers* é construído com base no método ESD, que utiliza como base a normal padronizada, com média 0 e desvio padrão 1. Exemplificando para uma determinada variável medida em percentagem, com $n = 91$ observações, temos um valor crítico de “Z” tabelado igual a 3.351587 ao nível de significância $\alpha = 5 \%$ (teste bilateral). De

acordo com a fórmula: $z = (|\bar{X} - VA|) / S$; onde “Z” é o valor calculado; \bar{X} a média; “VA” o valor observado e “S” o desvio padrão, os valores de “Z” calculados para as observações de teor de argila, 58 %, 62 % e 59 % foram 3.38, 3.97 e 3.53 respectivamente, sendo estas observações removidas do conjunto original de dados, apresentando a condição do $Z_{calc} > Z_{tab}$.

Os gráficos de tendência completam o quadro da análise inicial, e verificam a continuidade espacial das amostras dispostas nas direções N-S (latitude) e E-W (longitude), objetivando constatar a existência de tendências dos valores amostrados, do ponto de vista espacial, o que pode prejudicar a aplicação da geoestatística, pela não concordância das hipóteses estacionárias, seguindo orientações de Mello (2004).

Após a análise gráfica inicial, e remoção dos valores extremos do conjunto original de dados, foi elaborada uma tabela que consta o resumo estatístico das variáveis de solo. Com o objetivo de comparar os resultados antes e depois da remoção dos *outliers*, caracterizando e verificando sua distribuição e variabilidade por meio de algumas medidas descritivas como: média (\bar{X}); mediana (Mi); variância (S^2); desvio padrão (S). O coeficiente de variação (CV) foi avaliado segundo os limites propostos por Warrick & Nielsen (1980) em baixa ($CV > 12$ %), média ($12 < CV < 62$ %) e alta ($CV > 62$ %).

A normalidade e lognormalidade dos dados foram verificadas, com o auxílio do pacote estatístico *SAS Institute* (1996), que verifica a distribuição de frequência e probabilidade normal, associada ao teste “W” (SHAPIRO-WILK, 1965) a 1% e a 5 %, adotando-se a hipótese inicial de que as variáveis em estudo seguem uma distribuição normal. Para as variáveis que apresentaram distribuição não normal, procedeu-se a transformação logarítmica dos dados para verificar se estes seguiam a distribuição lognormal.

5.6 Geoestatística

A geoestatística foi utilizada com o objetivo de definir o modelo de variabilidade espacial dos atributos do solo envolvidos na pesquisa, no qual foi feita a dos semivariogramas. Para cada variável foram realizados os cálculos das semivariâncias e a representação dos modelos de semivariogramas foi mostrada por meio de gráficos da semivariância $\hat{\gamma}(h)$ como função da distância (h). As inferências para a variabilidade espacial

nas áreas experimentais foram determinadas a partir dos modelos de semivariogramas e seus parâmetros, principalmente o efeito pepita e o alcance da dependência espacial.

5.6.1 Ajuste e escolha do modelo de semivariograma

O cálculo e ajuste das semivariâncias, para posterior escolha do modelo de semivariograma, foram feitos para cada variável nas direções -45° , 0° , 45° , 90° pelo aplicativo computacional de geoestatística geoMS “Geostatistical Modelling Software”, desenvolvido pelo Centro de Modelização de Reservatórios Petrolíferos (CMRP).

A definição do modelo ajustado às semivariâncias experimentais foi feita visualmente (a “sentimento”), introduzindo-se os parâmetros (efeito pepita, contribuição e amplitude) na equação e testando-se diversos modelos pela de validação cruzada.

Como critério de seleção do modelo, utilizou-se a técnica de validação-cruzada, que fornece o coeficiente de determinação do modelo de regressão (R^2), como resultado das estimativas, que ajusta uma reta que passa entre as observações reais e estimadas. Os valores de R^2 variam de 0 a 1, quanto mais próximo de 1, o ajuste do semivariograma, mais eficiente é o modelo para representar o fenômeno estudado (RIBEIRO JÚNIOR, 1995).

5.6.2 Krigagem e mapeamento

Após a definição do modelo de semivariograma, foram realizadas interpolações usando uma malha de 1 x 1 m, totalizando em média 1296 pontos estimados pelo método de krigagem. Os arquivos resultantes do processo de interpolação por krigagem foram exportados para o programa Surfer (1999), utilizado para a elaboração do mapeamento dos atributos do solo nas áreas experimentais. Foram elaborados os mapas de isolinhas somente para os atributos que obtiveram coeficiente de determinação R^2 menor que 60 % de acordo com Isaaks & Srivastava (1989).

6 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Serão discutidos os resultados para as variáveis densidade, argila, pH, potássio, matéria orgânica e fósforo, inicialmente pelos gráficos da análise exploratória de dados (*Box-plot* e detecção de *outliers*) e tendência nas direções da latitude e longitude. Após, um resumo estatístico demonstrando o comportamento das quantidades estatísticas antes e depois da remoção dos valores considerados extremos no conjunto de dados, acompanhado de teste de normalidade e lognormalidade para as variáveis estudadas.

Na análise geoestatística, serão apresentados os semivariogramas experimentais ajustados na direção de maior continuidade espacial, e um resumo dos parâmetros que definem o modelo escolhido, e, por último, os mapas de isolinhas oriundos do processo de krigagem para as variáveis em cada área experimental.

6.1 Densidade

Nas Figuras 17, 18 e 19 são apresentados os gráficos de *Box-plot*, tendências, e detecção ou identificação de *outliers* para variável densidade do solo nas áreas experimentais de floresta madura, floresta secundária e capoeirão. Nota-se observando os gráficos de *Box-plot* (a) e detecção de *outliers* (d), o aparecimento de poucos valores extremos, do qual foram removidos a fim de se obter uma melhor distribuição dos mesmos.

Os gráficos de tendência (b) e (c) indicam a ocorrência de uma boa distribuição dos dados no espaço, não havendo nenhum tipo de tendenciosidade na amostragem dos dados à medida que se caminha nas direções N-S (latitudes) e E-W (longitudes). Assim, de acordo com os resultados, pode-se constatar que há boas condições para aplicação da hipótese intrínseca, permitindo o desenvolvimento de uma estrutura de dependência espacial consistente, conforme explicado nos estudos de Vieira (2000) e Mello (2004).

Aplica-se a hipótese intrínseca, as demais variáveis deste estudo, que apresentaram gráficos de tendência com o mesmo comportamento, ou seja, com a amostragem, bem distribuída nas áreas experimentais, sendo essa amostragem, representativa da área do ponto

de vista espacial, pela distribuição regular dos valores amostrados, configurando um dos objetivos principais desta análise preliminar.

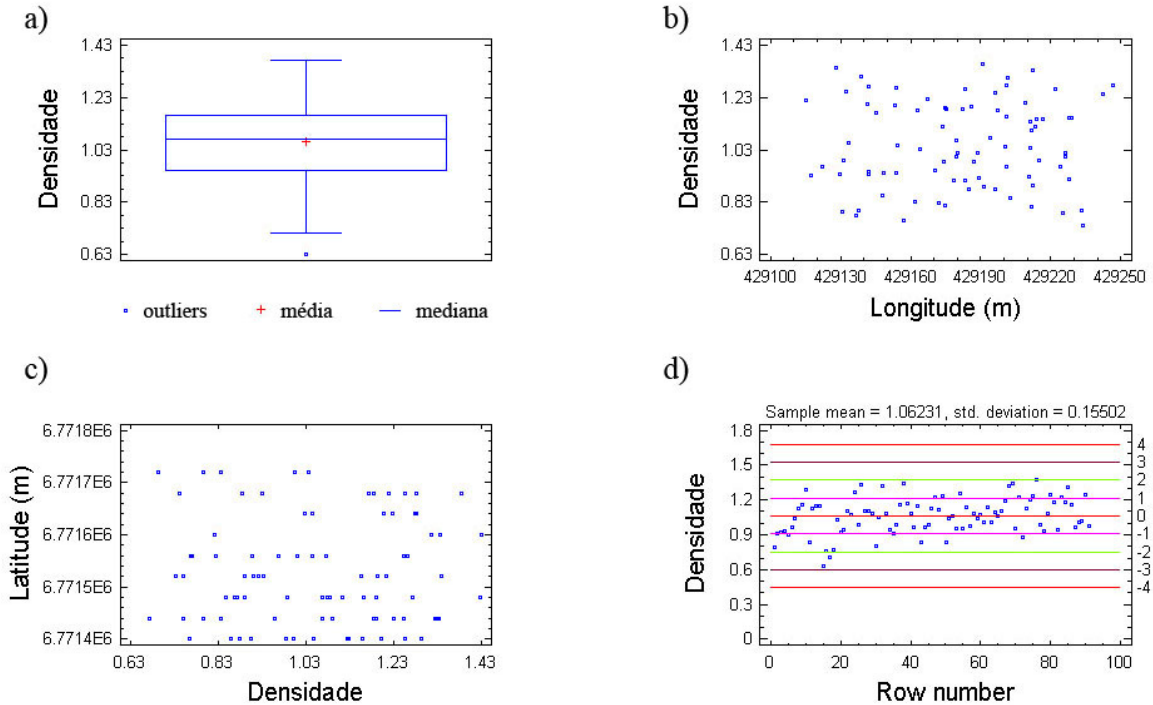


FIGURA 13 – Gráficos: (a) *Box-plot*; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de *outliers* para o atributo densidade (g cm^{-3}) na área de floresta madura.

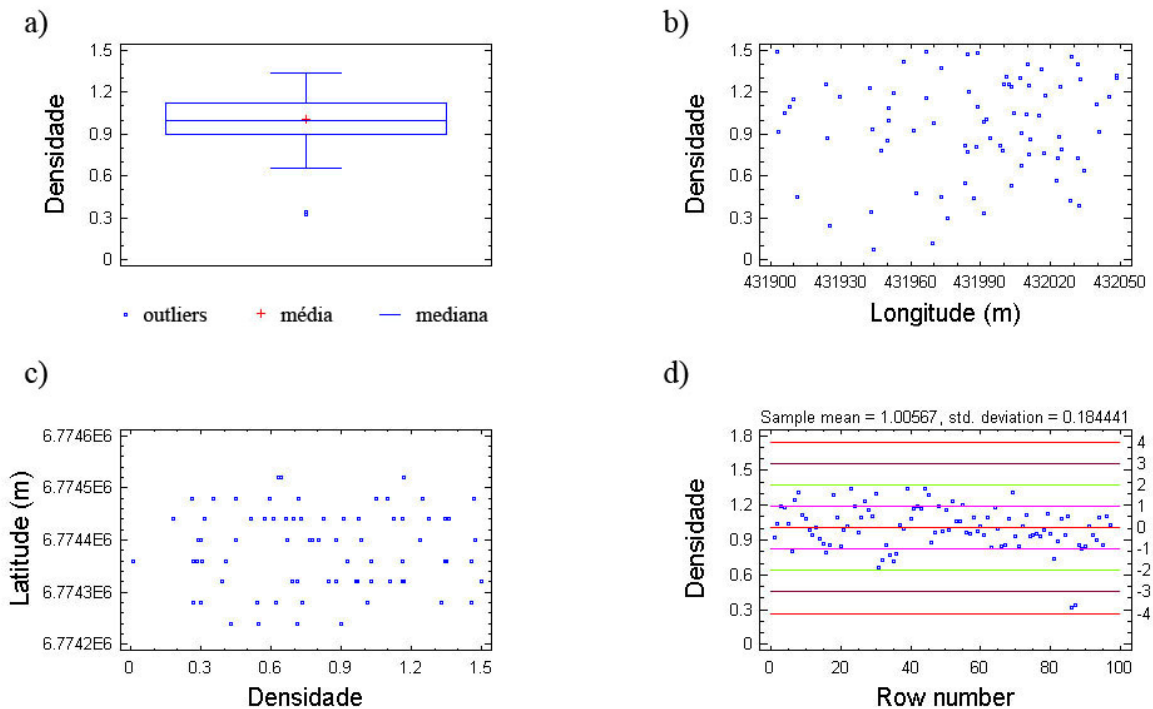


FIGURA 14 - Gráficos: (a) *Box-plot*; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de *outliers* para o atributo densidade (g cm^{-3}) na área de floresta secundária.

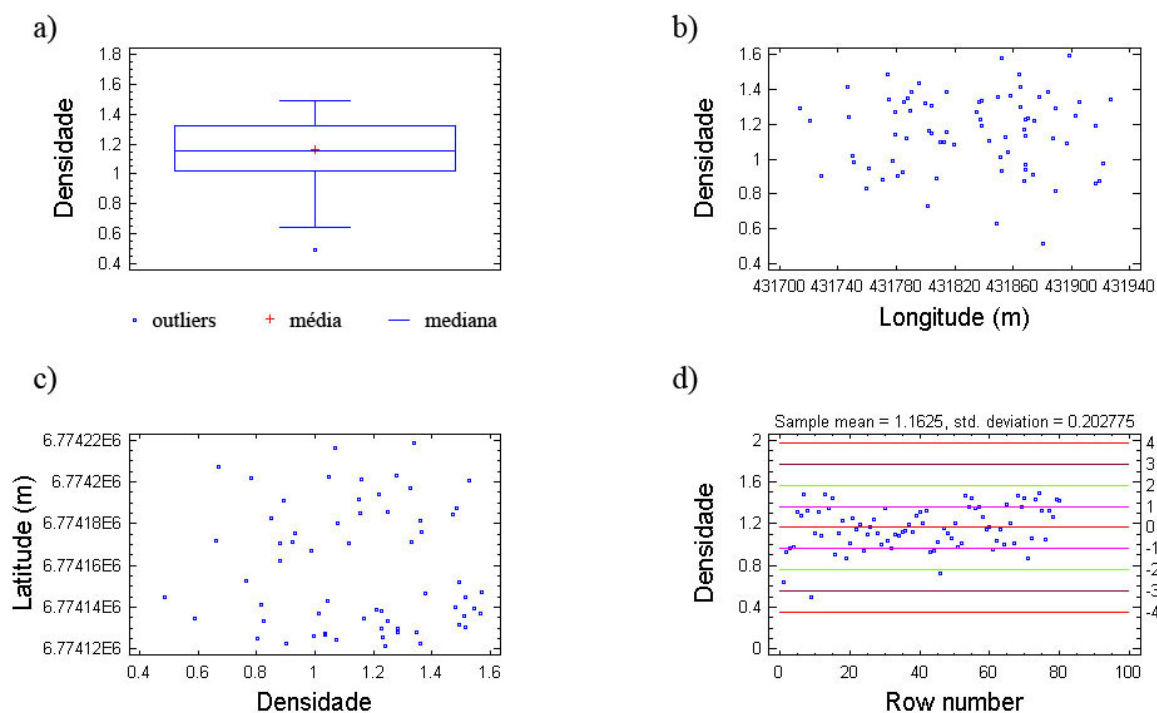


FIGURA 15 - Gráficos: (a) *Box-plot*; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de outliers para o atributo densidade (g cm^{-3}) na área de capoeirão.

No conjunto de dados em que foi confirmada a presença de valores extremos, estes foram descartados, gerando um novo conjunto de dados, que foram comparados com suas quantidades estatísticas originais, a fim de verificar a ocorrência de melhorias em sua distribuição de probabilidades (Tabela 3). Verificou-se, que, em geral, a remoção dos valores extremos implicou em uma modificação significativa e positiva das quantidades estatísticas e matemáticas, confirmada na aproximação dos valores de média e mediana e redução do coeficiente de variação e variância.

A Tabela 3 mostra o resumo estatístico para variável densidade do solo nas áreas experimentais de floresta madura, floresta secundária e capoeirão, onde: (n) número de observações; (\bar{X}) média; (Mi) Mediana; (S^2) variância; (S) desvio padrão; (CV) coeficiente de variação em porcentagem, antes e depois da retirada de valores considerados extremos do conjunto original de dados.

TABELA 3 – Resumo estatístico da variável densidade (g cm^{-3}) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.

Parâmetros Estatísticos	Floresta madura		Floresta secundária		Capoeirão	
	*	**	*	**	*	**
n	91	88	97	94	80	79
\bar{X}	1.06	1.07	1.01	1.02	1.16	1.17
Mi	1.07	1.08	1	1.02	1.16	1.16
S^2	0.02	0.02	0.03	0.02	0.04	0.04
S	0.16	0.14	0.18	0.15	0.2	0.19
CV (%)	15.09	13.08	17.82	14.7	17.24	16.23

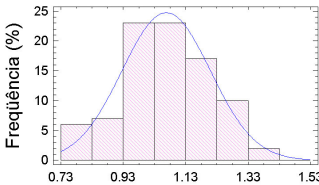
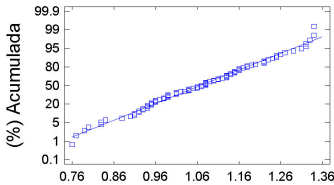
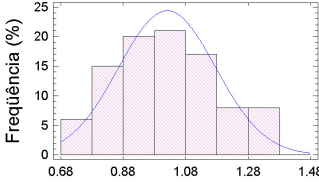
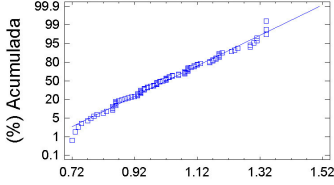
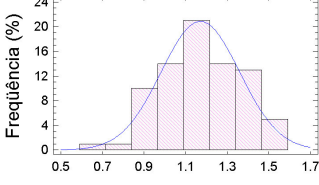
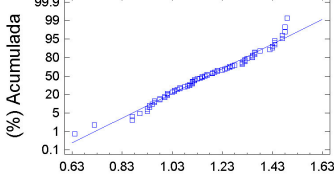
* Dados com *outliers*, ** Dados sem *outliers*.

O atributo densidade apresentou simetria na distribuição dos dados, pela aproximação dos valores de média (\bar{X}) e mediana (Mi), pequena variância (S^2) e desvio padrão (S), e valores considerados médios de coeficiente de variação (CV), nas áreas experimentais. Em condições de solo semelhantes, Silva et al. (1989) e Guimarães (1993) encontraram para mesma variável, coeficientes de variação classificados como baixos.

A área de capoeirão apresentou a maior variabilidade (CV = 16.23 %), seguido da floresta secundária (CV = 14.7 %) e floresta madura (CV = 13.8 %), segundo os limites propostos por Warrick & Nielsen (1980). Esses resultados não diferem dos encontrados por Eguchi (2001) e Carvalho (2001), estudando a variabilidade espacial dos atributos físico-hídricos em transeção paralelo ao ribeirão no Município de Lavras – MG, encontrou-se coeficientes médios para a textura e densidade do solo.

A Tabela 4 apresenta o resultado do teste de aderência “W” de Shapiro-Wilk, testado a 1% e 5% de probabilidade, juntamente com a distribuição de frequência e probabilidade normal nas áreas experimentais, onde: (N); (L); (►N) e (►L) são as variáveis em que o conjunto de dados se ajusta a curva representativa de uma distribuição normal, lognormal, tendendo a normal e tendendo a lognormal, respectivamente.

TABELA 4 - Estatística do teste “W” de Shapiro-Wilk, distribuição de freqüência e probabilidade normal para o atributo densidade (g cm^{-3}), nas áreas experimentais.

Área	Teste	Dados sem outliers	Distribuição de freqüência	Probabilidade normal
M n=88	W	0.9845		
	P	0.3805**		
	ajuste	N		
S n=94	W	0.9797		
	P	0.1520**		
	ajuste	N		
C n=79	W	0.9743		
	P	0.1114**		
	ajuste	N		

* Significativo a 1% de probabilidade ($p=0.01$); ** Significativo a 5% de probabilidade ($p=0.05$); ns – não significativo.

De acordo com o resultado da Tabela 4, a estatística do teste “W” de Shapiro-Wilk, revelou que a variável densidade do solo apresentou distribuição normal nas áreas experimentais, ao nível de significância $\alpha = 5\%$. Esse resultado era esperado, tendo em vista que a variável apresentou valores de média (\bar{X}) e mediana (M_i) muito próximos, caracterizando uma simetria na distribuição dos dados.

6.1.1 Modelagem geoestatística para a variável densidade

Foram ajustados os semivariogramas experimentais anisotrópicos para a variável densidade, nas direções 0° para a floresta secundária e 90° , para o capoeirão, representando a maior continuidade amostral. A floresta madura apresentou ausência na continuidade espacial, representada pelo efeito pepita puro (Figura 16).

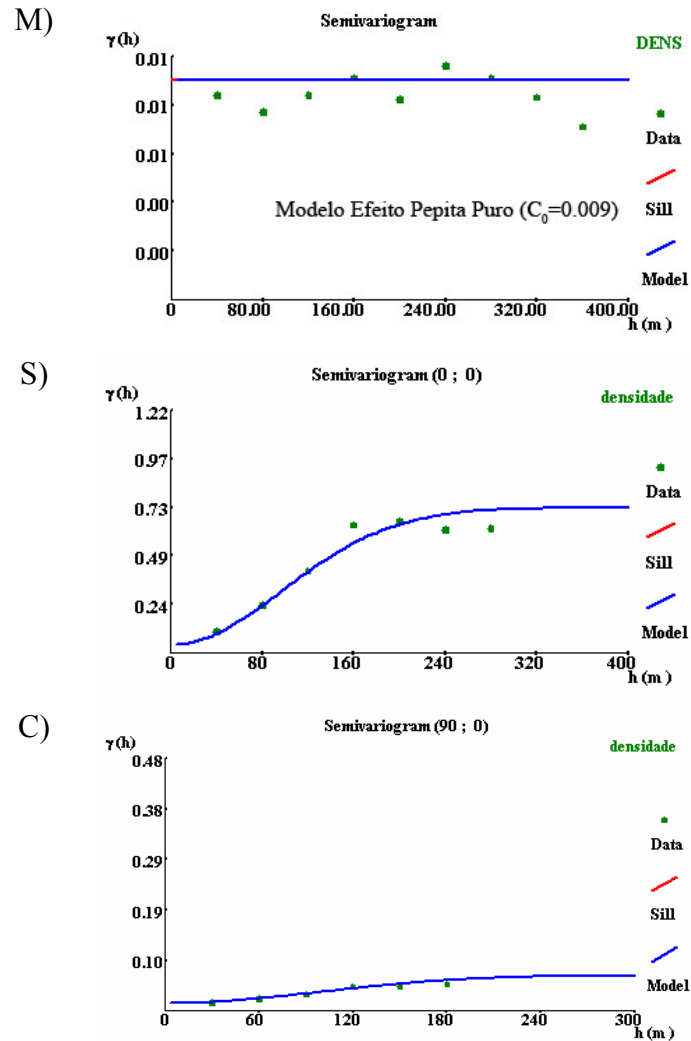


FIGURA 16 - Semivariogramas experimentais dos dados de densidade do solo (g cm^{-3}) para as áreas experimentais: (M) floresta madura; (S) floresta secundária e (C) capirão.

Na tabela 5, que resulta do ajuste dos modelos de semivariogramas propostos (Figura 16), mostram o resumo dos parâmetros geoestatísticos (efeito pepita, alcance, patamar e GDE), para a variável densidade do solo nas áreas experimentais.

Observa-se que na floresta madura, a densidade não mostrou autocorrelação entre os pontos amostrados, revelando uma variação que se ajustou ao modelo efeito pepita puro nessa área. Pode-se pressupor, então, que ocorreu independência entre as amostras ou, grande variação espacial não detectada pela escala de amostragem adotada (40 m de *grid*). A redução da escala adotada, poderia resultar no ajuste a um modelo teórico do semivariograma experimental, excetuando-se o caso em que o comportamento da variável, for de fato, o efeito

pepita puro. Neste caso, a redução da escala, não acarretaria na modelagem da continuidade espacial desta variável no local.

TABELA 5 - Modelos de semivariogramas ajustados a variável densidade (g cm^{-3}) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.

Área	Modelos	Direções	Co	Co+C ₁	a (m)	[Co/Co+C ₁].100	GDE	R ² (%)
M	pepita puro				0.009			
S	gaussiano	0°	0.038	0.725	237	5.2	forte	0.65
C	gaussiano	90°	0.014	0.061	237	20.9	forte	0.25

Parâmetros do Semivariograma: Co – Efeito Pepita; a – amplitude; Co+C₁ – Patamar; [Co/Co+C₁].100 = Dependência Espacial em Porcentagem; (GDE) – Grau de dependência espacial e R² (%) – Coeficiente de determinação em porcentagem.

O modelo Gaussiano, ajustado às semivariâncias calculadas, na floresta secundária e Capoeirão, obteve uma autocorrelação entre as observações até a distância de, aproximadamente, 237 m, ambos apresentando forte dependência espacial, segundo critério de Cambardella et al. (1994).

No capoeirão, foi encontrado um coeficiente de determinação (R²), que explicou apenas 25 % da variabilidade nesta área, sem precisão para as estimativas de krigagem desejadas. Isto pode sugerir que o tamanho do campo amostral não foi suficiente para exibir toda a variação espacial atribuída a esta variável, ou que o comportamento da variável estudada nesta área tenha efetivamente esta característica.

Guimarães (1996) encontrou dependência espacial de 70 m para a densidade do solo em um Latossolo Roxo, textura muito argilosa, nas profundidades de 30 e 60 cm, e, Gonçalves e Folegatti (1995) verificaram ausência de padrão espacial da densidade do solo em uma Terra Roxa Estruturada; mesmo estes dados apresentando distribuição normal, como é o caso da variável nesse estudo.

Cabe ressaltar que, segundo Trangmar et al. (1985), a densidade do solo é uma propriedade inerente ao processo evolutivo que o solo sofre com o passar dos anos, sendo assim, além do seu comportamento natural, existem fatores que influenciam no seu comportamento espacial, como, por exemplo, o histórico de cultivos agrícolas praticados num passado remoto, o preparo e a cobertura do solo, o tipo de solo, o regime de chuvas, entre outros.

6.2 Argila

A análise preliminar da variável argila demonstra que ocorrem valores extremos na distribuição de dados, evidenciados nos gráficos de *Box-plot* (a), com valores muito acima do limite superior, e nos gráficos para detecção de *outliers* (d), com os valores da estatística “Z” calculados, maiores que os valores do “Z” crítico ou tabelado, sendo estes removidos do conjunto original de dados (Figuras 17, 18 e 19).

Os gráficos de tendência das Figuras 17, 18 e 19 mostram uma distribuição homogênea dos valores dispostos no espaço, tanto na direção da longitude (b) quanto na latitude (c), condição importante para aplicação da hipótese intrínseca, que viabilizou a aplicação geostatística nesse estudo. Do contrário, as áreas poderiam apresentar tendências, que resultariam em erros de estimativas ou a não estacionaridade das semivariâncias, que correspondem dentre outras implicações, ao aparecimento de um semivariograma sem patamar definido, pouco comum na maioria das variáveis de solo, que apresentam modelos transitivos de semivariogramas (VIEIRA, 1995).

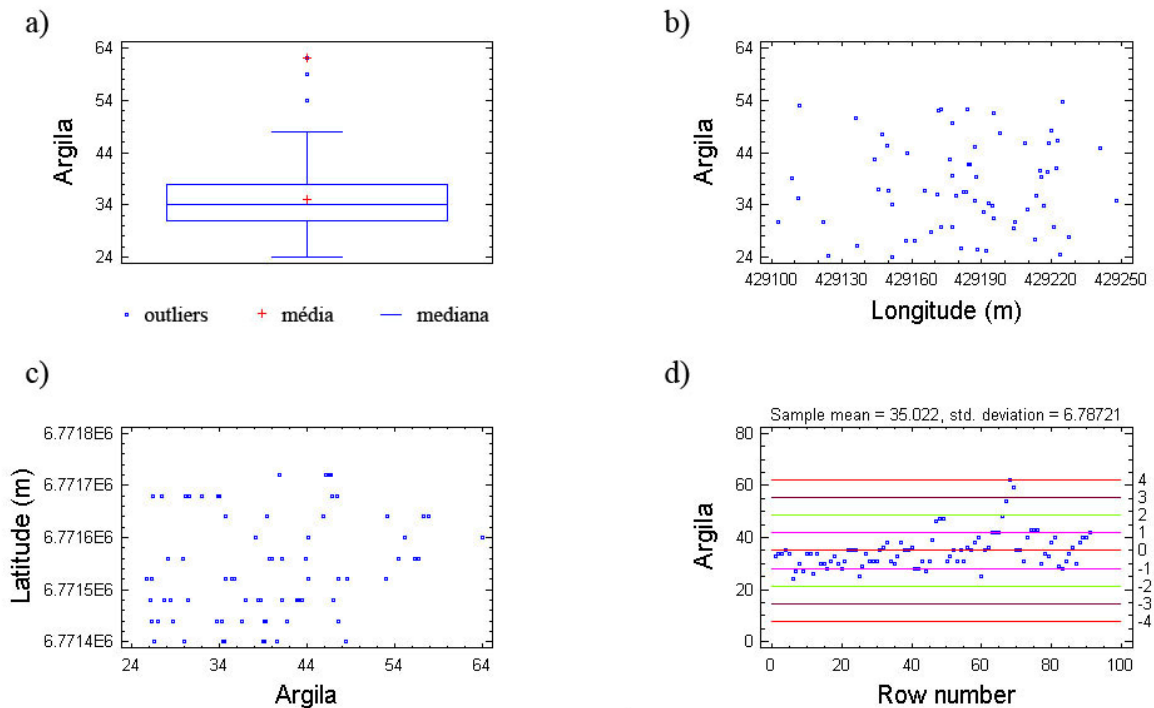


FIGURA 17 - Gráficos: (a) *Box-plot*; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de *outliers* para o atributo argila (%) na área de floresta madura.

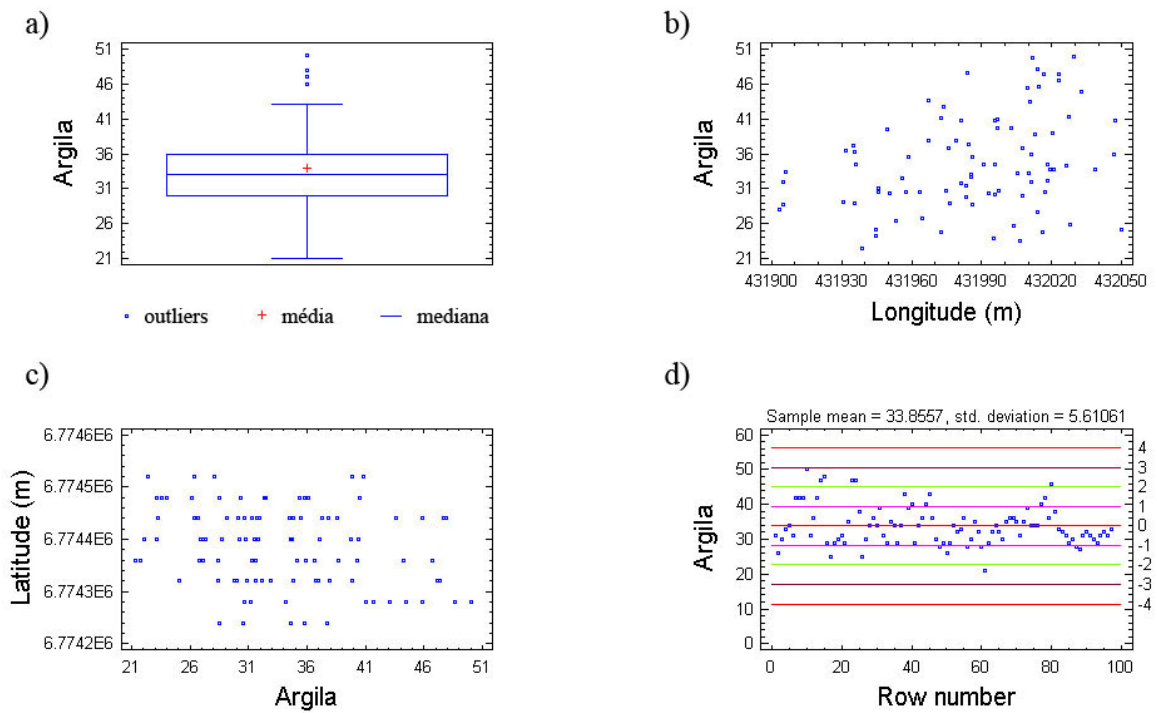


FIGURA 18 - Gráficos: (a) *Box-plot*; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de *outliers* para o atributo argila (%) na área de floresta secundária.

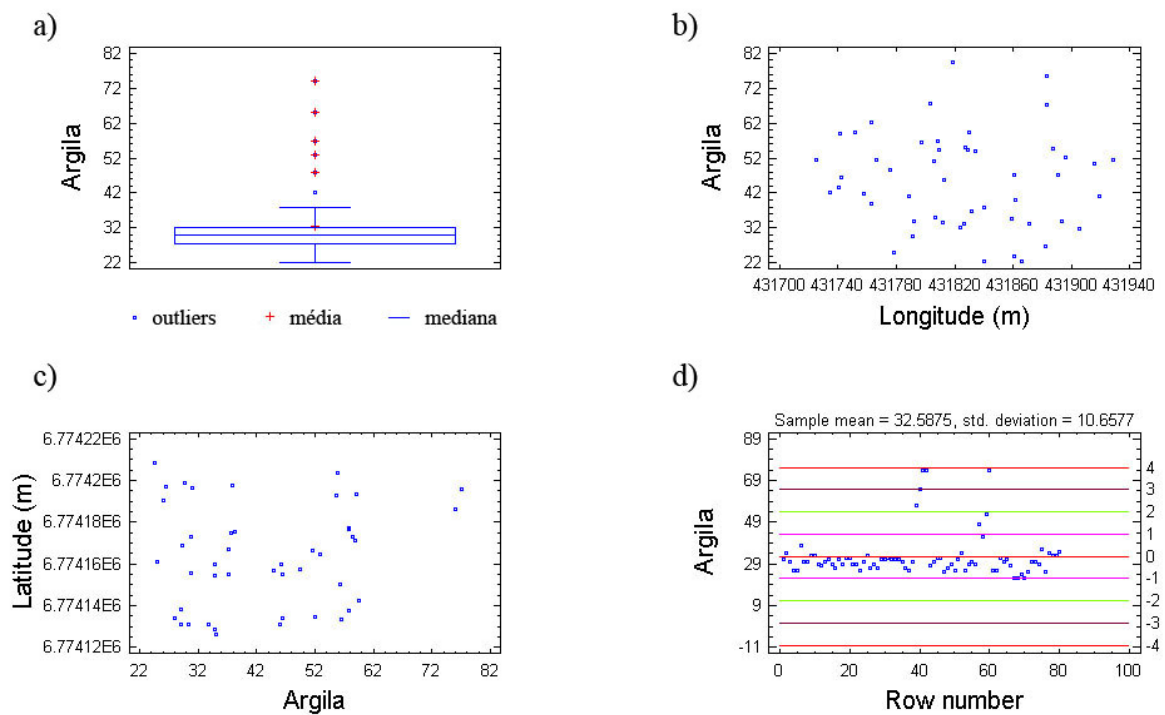


FIGURA 19 - Gráficos: (a) *Box-plot*; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de *outliers* para o atributo argila (%) na área de capoeirão.

Na Tabela 6, encontra-se o resumo estatístico para o atributo teor de argila no solo nas áreas experimentais de floresta madura, floresta secundária e capoeirão. Essa variável apresentou simetria na distribuição dos dados na área de capoeirão, e uma curva assimétrica fraca nas áreas de floresta secundária e floresta madura (COSTA NETO, 1977).

A variabilidade do atributo teor de argila foi classificada como baixa na área de capoeirão (CV = 10.86 %), e média nas áreas de floresta madura (CV = 15.42 %) e secundária (CV = 15.55 %).

TABELA 6 – Resumo estatístico da variável teor de argila (%) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.

Parâmetros	Floresta madura		Floresta secundária		Capoeirão	
	*	**	*	**	*	**
n	91	88	97	95	80	72
\bar{X}	35.02	34.23	33.86	33.82	32.59	29.44
Mi	34.00	34.00	33.00	33.00	30.00	30.00
S ²	46.07	27.90	31.48	27.62	113.59	10.25
S	6.79	5.28	5.61	5.26	10.66	3.20
CV (%)	19.38	15.42	16.56	15.55	32.70	10.86

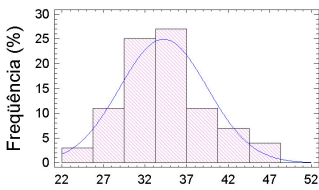
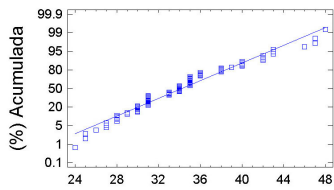
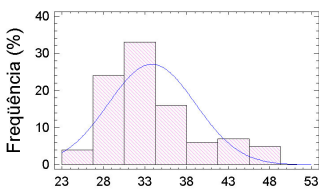
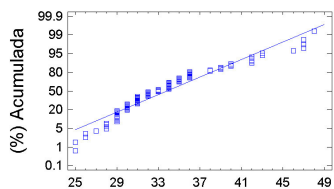
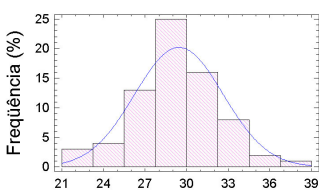
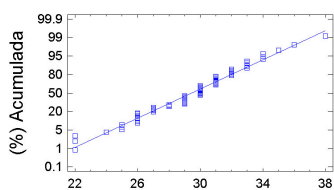
* Dados com *outliers*, ** Dados sem *outliers*.

Efetuuou-se a remoção de valores considerados discrepantes do conjunto original de dados, configurando-se inferior o número de observações (n), para os dados sem *outliers*, nas áreas experimentais (Tabela 6). A remoção dos valores extremos possibilitou uma aproximação nos valores de média (\bar{X}) e mediana (Mi), bem como na redução da variância (S²) e coeficiente de variação (CV) dos dados, isto exprime que a variável pode ter uma distribuição normal, o que foi constatado pelo teste “W” apenas para os dados pertencentes à área de capoeirão.

Na Tabela 7, se encontra o resultado do teste “W” de Shapiro-Wilk no conjunto de dados oriundo da análise exploratória. Este revelou uma lognormalidade para a variável argila, testada ao nível de significância $\alpha = 5\%$ nas áreas de floresta madura, e floresta secundária para uma hipótese menos restritiva, $\alpha = 1\%$.

Na área de capoeirão, foi ajustada a curva de distribuição normal aos dados, ao nível de significância $\alpha = 5\%$, assim revelado pelo teste “W” (Tabela 7).

TABELA 7 - Estatística do teste “W” de Shapiro-Wilk, distribuição de freqüência e probabilidade normal para o atributo argila (%), nas áreas experimentais.

Área	Teste	Dados sem <i>outliers</i>	Distribuição de freqüência	Probabilidade normal
M n=88	W	0.9786		
	P	0.1700**		
	ajuste	L		
S n=95	W	0.9668		
	p	0.0181*		
	ajuste	L		
C n=72	W	0.9777		
	p	0.2319**		
	ajuste	N		

* Significativo a 1% de probabilidade ($p=0.01$). ** Significativo a 5% de probabilidade ($p=0.05$); ns – não significativo.

6.2.1 Modelagem geoestatística para a variável argila

Os semivariogramas experimentais dos dados do teor de argila foram ajustados ao modelo Gaussiano, para a floresta madura e secundária, e ao modelo esférico para o Capoeirão, com alcances de 388 m, 400 m e 187 m, respectivamente.

O modelo Gaussiano, ajustado para argila, foi o mesmo obtido por Eguchi (2001), porém esse autor obteve um alcance menor (49.50 m) para uma amostragem semelhante. Isto reforça a grande variabilidade espacial e o comportamento complexo da distribuição espacial de determinadas variáveis do solo.

Grande parte dos trabalhos em geoestatística, que estudaram as variações espaciais das propriedades do solo, utilizam o modelo esférico para ajuste do semivariograma (BOYER et al., 1996; ALBUQUERQUE et al., 1996; PAZ-GONZALES et al., 2000). Todavia quando um conjunto de dados não apresenta distribuição normal, o modelo de Gauss tem maior preferência em relação ao esférico. Os gráficos da Figura 20 mostram o comportamento dos modelos de semivariogramas ajustados.

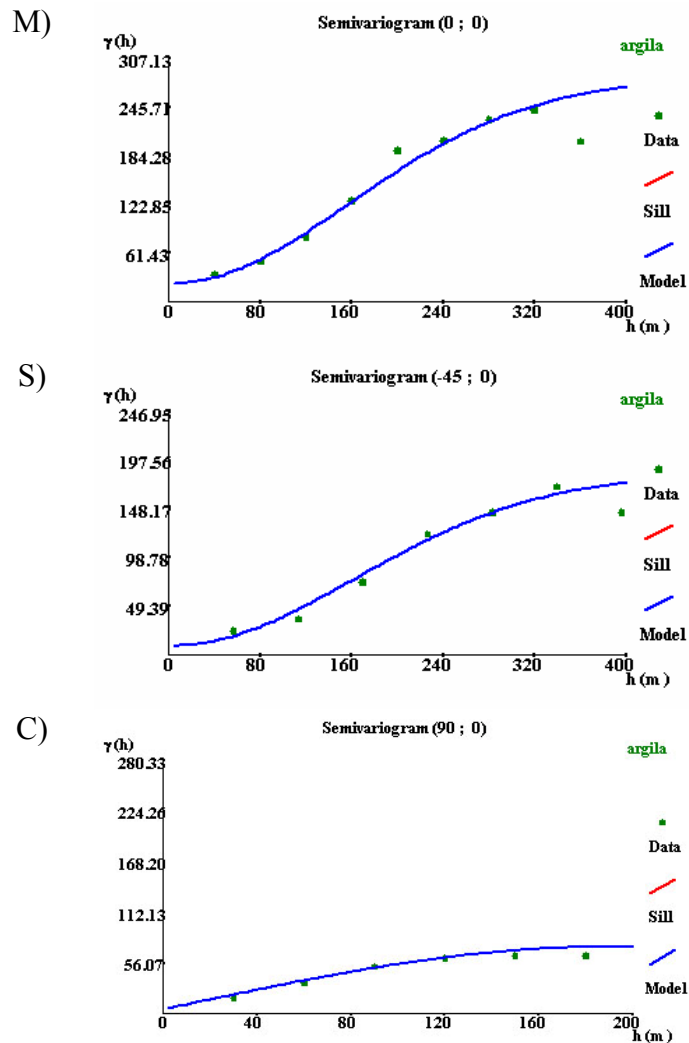


FIGURA 20 - Semivariogramas experimentais dos dados de teor de argila (%) para as áreas experimentais: (M) floresta madura; (S) floresta secundária e (C) capeirão.

Os parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas experimentais para o teor de argila encontram-se na Tabela 8, com seus respectivos coeficientes: (Co) efeito pepita, (Co+C₁) patamar e (a) amplitude ou alcance da dependência espacial.

TABELA 8 - Modelos de semivariogramas ajustados a variável argila (%) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.

Área	Modelos	Direções	Co	Co+C ₁	a (m)	[Co/Co+C ₁].100	GDE	R ² (%)
M	gaussiano	0°	20	281	388	7.2	forte	0.72
S	gaussiano	-45°	8.89	184	400	4.8	forte	0.60
C	esférico	90°	4.89	69	187	7.1	forte	0.71

Parâmetros do Semivariograma: Co - Efeito Pepita; a – amplitude; Co+C₁ – Patamar; [Co/Co+C₁].100 = Dependência Espacial em Porcentagem; (GDE) – Grau de dependência espacial e R² (%) – Coeficiente de determinação em porcentagem.

Os modelos de semivariogramas teóricos revelaram forte dependência espacial nas áreas experimentais, uma vez que os valores do efeito pepita foram menores que 25 % do patamar (Tabela 8), concordando com os resultados encontrados por Eguchi (2001), ao estudar a variabilidade dos atributos físico-hídricos do solo em uma transeção paralelo em mata ciliar, encontrando forte dependência espacial para argila. Nota-se que a dependência espacial para a variável argila foi mais acentuada na área de Floreta secundária (4.8 %), em relação às outras duas áreas, obtendo também um maior alcance (400 m).

A dependência espacial encontrada para a argila nessas áreas, esta de acordo com as afirmações de Isaaks e Srivastava (1989). Segundo estes autores, o comportamento parabólico do modelo gaussiano próximo à origem é reflexo de boa continuidade, ou seja, a dependência entre amostras é alta, resultando em um maior alcance encontrado em relação aos outros modelos aplicados.

Para Cambardella et al. (1994), uma forte dependência espacial dos atributos do solo é usualmente atribuída a fatores intrínsecos (relevo, material de origem, etc.), ao passo que aos extrínsecos (plantios, adubações ou calagens) pode-se atribuir fraca dependência.

6.3 pH

Nas Figura 21, 22 e 23, são apresentados os gráficos de *Box-plot* (a), tendências (b) e (c) e detecção de *outliers* (d), para os dados brutos da variável pH, necessários a análise prévia do comportamento da variável nas áreas experimentais de floresta madura, floresta secundária e capoeirão. Observa-se, nos gráficos apresentados, que não ocorreram valores extremos para variável pH nas áreas experimentais, mantendo-se, para a análise estatística e geoestatística, o conjunto original de dados, sem remoção de nenhuma observação.

Os gráficos de tendência (b) e (c) mostram que as observações se distribuíram de forma homogênea, para ambas as direções testadas, não havendo tendenciosidade evidentes na distribuição espacial. Espera-se, portanto, um bom desempenho no ajuste aos modelos teóricos de semivariograma, devido a estas características (LANDIM, 1998).

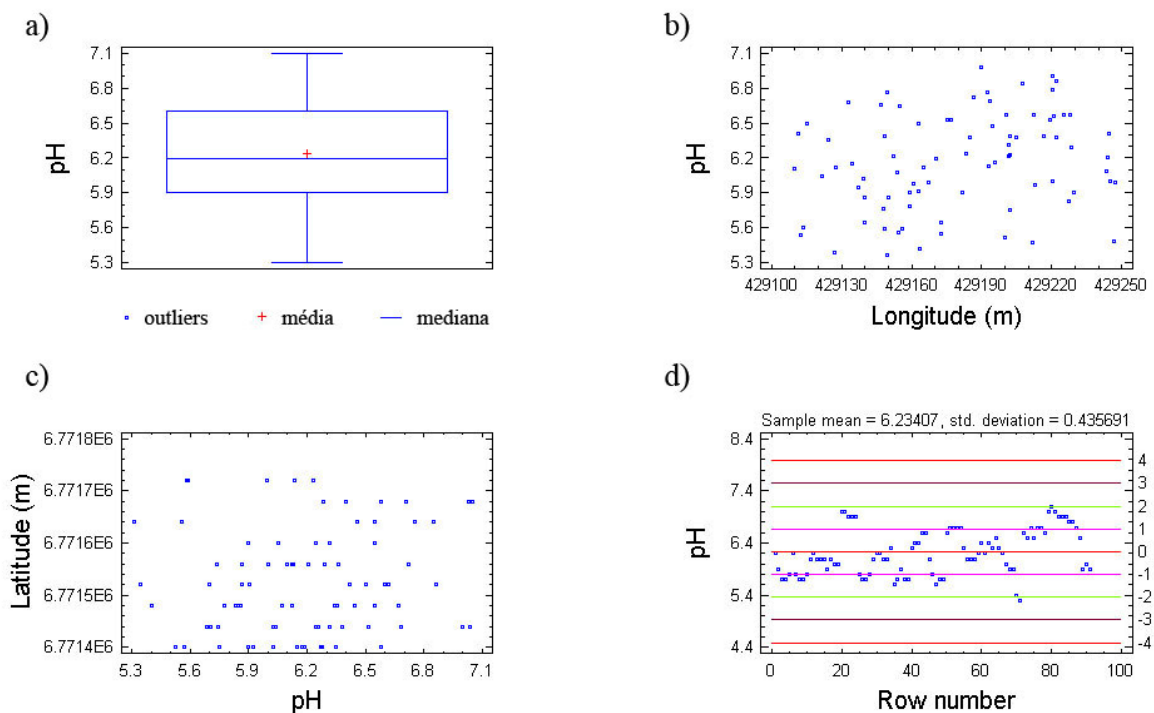


FIGURA 21 - Gráficos: (a) *Box-plot*; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de *outliers* para o atributo pH (H₂O) na área de floresta madura.

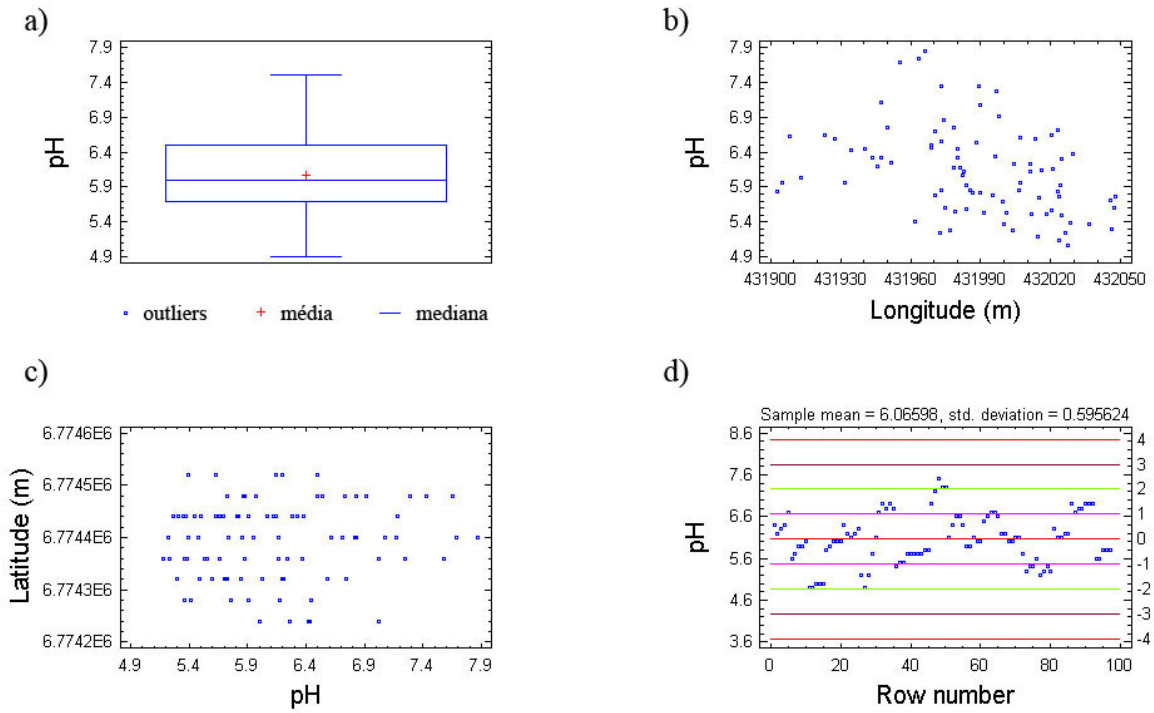


FIGURA 22 - Gráficos: (a) *Box-plot*; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de outliers para o atributo pH (H₂O) na área de floresta secundária.

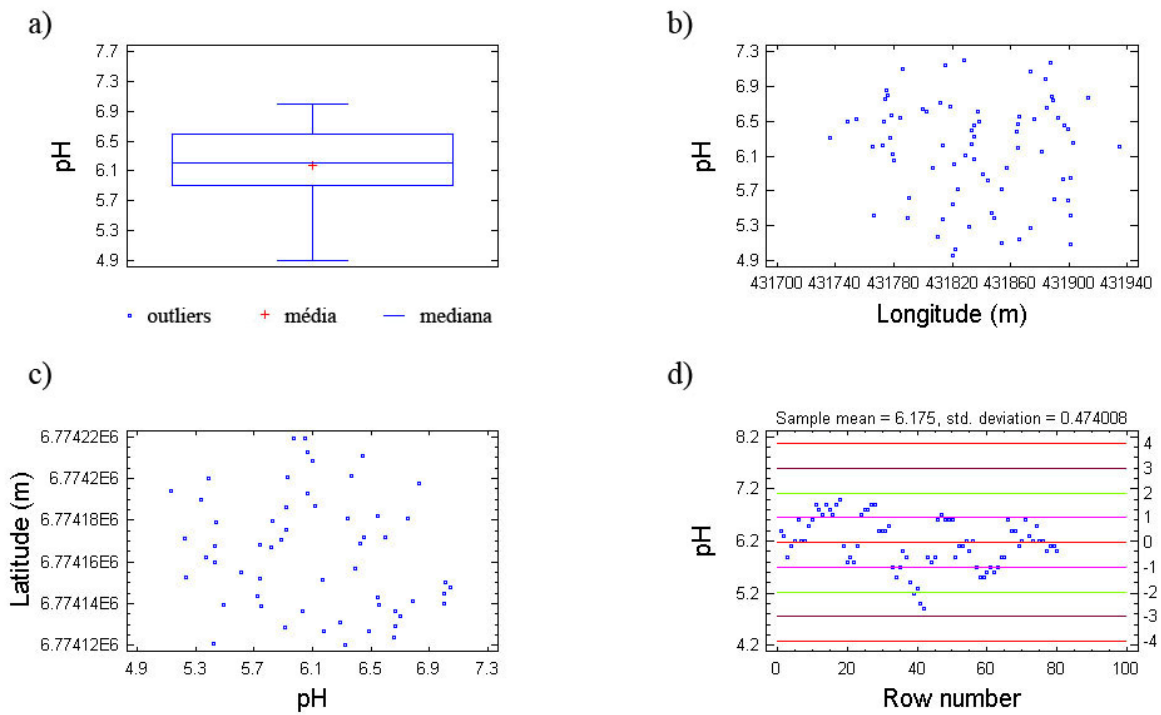


FIGURA 23 - Gráficos: (a) *Box-plot*; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de outliers para o atributo pH (H₂O) na área de capoeirão.

A Tabela 9 apresenta o resumo estatístico para o atributo teor pH no solo, nas áreas experimentais de floresta madura, floresta secundária e capoeirão. Nota-se, de acordo com a tabela, que os valores de “n” observações nas áreas experimentais, se mantêm para esta variável nas áreas experimentais, não ocorrendo, desta forma, remoção de nenhuma observação no conjunto de dados originais, conforme sugere a análise exploratória de dados dos gráfico de *Box-plot* e detecção de *outliers*.

TABELA 9 – Resumo estatístico da variável pH (H₂O) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.

Parâmetros Estatísticos	Floresta madura		Floresta secundária		Capoeirão	
	*	**	*	**	*	**
n	91	91	97	97	80	80
\bar{X}	6.23	6.23	6.07	6.07	6.18	6.18
Mi	6.20	6.20	6.00	6.00	6.20	6.20
S ²	0.19	0.19	0.35	0.35	0.22	0.22
S	0.44	0.44	0.60	0.60	0.47	0.47
CV (%)	7.06	7.06	9.88	9.88	7.60	7.60

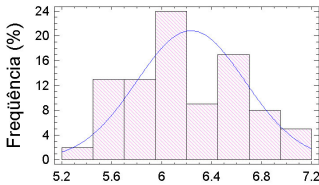
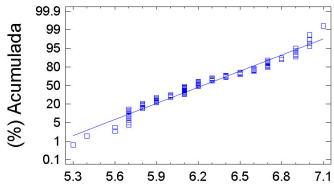
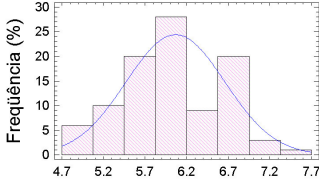
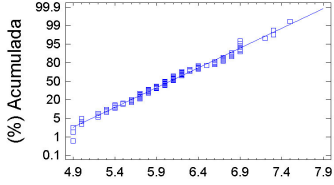
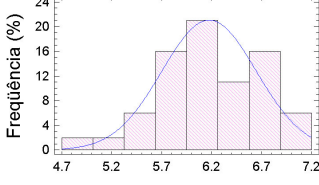
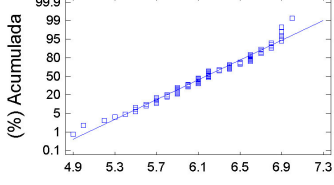
* Dados com *outliers*; ** Dados sem *outliers*.

Ao se analisar os dados da Tabela 9, verifica-se a pequena variabilidade dos dados, observando os valores de variância e os baixos coeficientes de variação. Isto indica que o atributo estudado comportou-se de maneira regular nas áreas experimentais, havendo boa distribuição de suas quantidades nas áreas amostradas.

A área de floresta madura apresentou a menor variabilidade (CV = 7.06), seguido do capoeirão (CV = 7.60) e floresta secundária (CV = 9.88). Os valores próximos de média e mediana, principalmente nas áreas de floresta secundária e capoeirão dão indícios de simetria da distribuição de dados, conforme Costa Neto (1977).

A Tabela 10 apresenta o resultado do teste de aderência “W” de Shapiro-Wilk testado a 1% e 5% de probabilidade, juntamente com a distribuição de frequência e probabilidade normal nas áreas experimentais, mostrando o ajuste ou o provável ajuste a uma curva de distribuição normal ou lognormal para o atributo pH nas áreas experimentais de floresta madura, floresta secundária e capoeirão.

TABELA 10 - Estatística do teste “W” de Shapiro-Wilk, distribuição de freqüência e probabilidade normal para o atributo pH (H₂O), nas áreas experimentais.

Área	Teste	Dados sem <i>outliers</i>	Distribuição de freqüência	Probabilidade normal
M n=91	W	0.9631		
	P	0.0158*		
	ajuste	L		
S n=97	W	0.9835		
	P	0.2677**		
	ajuste	N		
C n=80	W	0.9730		
	p	0.0895**		
	ajuste	N		

* Significativo a 1% de probabilidade ($p=0.01$); ** Significativo a 5% de probabilidade ($p=0.05$); ns – não significativo.

O teste “W” de Shapiro-Wilk revelou que o conjunto de dados se ajusta a curva representativa de uma distribuição normal, ao nível de significância $\alpha = 5\%$, nas áreas experimentais de floresta secundária e capoeirão. Não constatada a distribuição normal para os dados na floresta madura, efetuando-se a transformação logarítmica com o objetivo de se verificar se os valores observados se ajustam a uma distribuição lognormal, o que foi confirmado, para um nível de significância $\alpha = 1\%$.

6.3.1 Modelagem geoestatística para a variável pH

Foram ajustados os semivariogramas teóricos para a variável pH, nas áreas experimentais de floresta madura, floresta secundária e capoeirão, nas direções -45° , 0° , 45° e 90° , sendo representado abaixo a direção do semivariograma de maior alcance da continuidade espacial nas áreas experimentais (Figura 24).

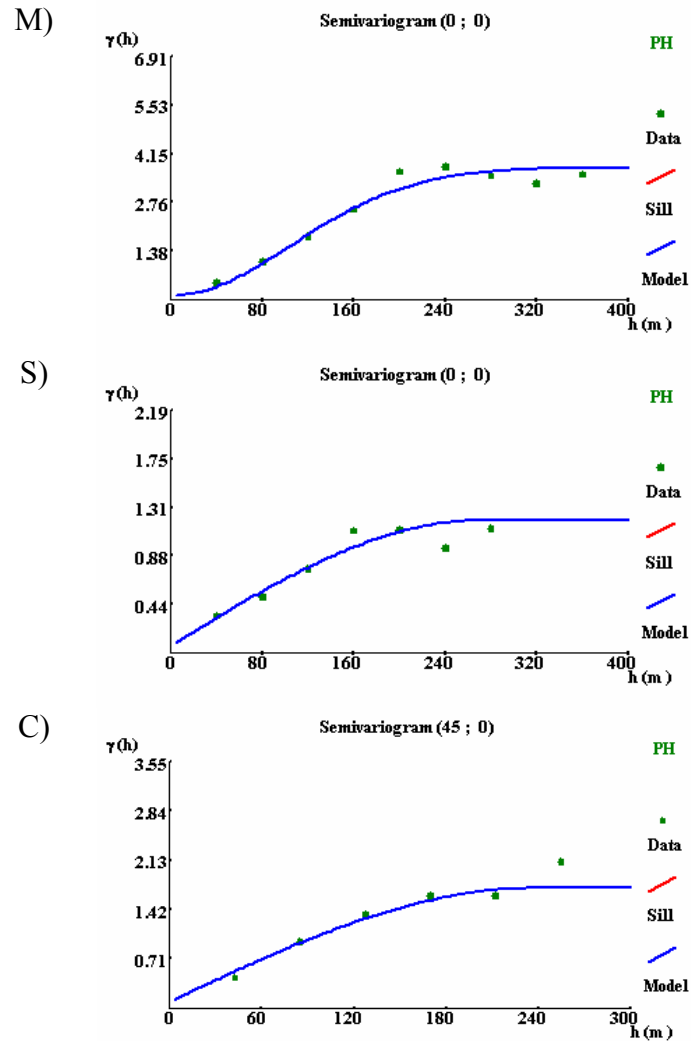


FIGURA 24 - Semivariogramas experimentais dos dados de pH (H₂O) para as áreas experimentais: (M) floresta madura; (S) floresta secundária e (C) capoeirão.

Na tabela 11, encontram-se o resumo dos coeficientes que se aplicam aos modelos ajustados de semivariogramas teóricos para a variável pH, nas áreas experimentais.

Ajustou-se o modelo gaussiano para floresta madura e esférico para áreas de floresta secundária e capoeirão. Os modelos apresentaram uma área de influência amostral próxima, expresso nos valores do alcance (a), sendo 258 m para a floresta madura, 269 m para a floresta secundária e 234 m para o capoeirão.

A forte dependência espacial nas três áreas experimentais foi encontrada para os modelos ajustados. Quanto à eficiência do ajuste, o modelo gaussiano obteve um $R^2 = 0,87\%$ com alcance de 258 m, ao passo que Ortiz (2003), em *grid* de 50 x 50 m, para o mesmo modelo encontrou um alcance de 380 m.

O modelo esférico obteve um coeficiente de determinação (R^2) de 0.94 % e 0.92 %, respectivamente, nas áreas de floresta secundária e capoeirão.

TABELA 11 - Modelos de semivariogramas ajustados a variável pH (H₂O) nas áreas experimentais. Santa Tereza, RS, 2006.

Área	Modelos	Direções	Co	Co+C ₁	a (m)	[Co/Co+C ₁].100	GDE	R ² (%)
M	gaussiano	0°	0.112	3.749	258	3.0	forte	0.87
S	esférico	0°	0.067	1.194	269	5.6	forte	0.94
C	esférico	45°	0.09	1.726	234	5.2	forte	0.92

Parâmetros do Semivariograma: Co – Efeito Pepita; a – amplitude; Co+C₁ – Patamar; [Co/Co+C₁].100 = Dependência Espacial em Porcentagem; (GDE) – Grau de dependência espacial e R² (%) – Coeficiente de determinação em porcentagem.

6.4 Potássio

Iniciando a análise preliminar dos dados amostrados para o atributo de solo potássio, observa-se nos gráficos de *Box-plot* (a) e detecção de *outliers* (d) apresentados nas Figuras 25, 26 e 27, que ocorreram valores extremos em grande parte do conjunto de dados amostrado. Essas observações causaram um acentuado desvio na posição da mediana, principalmente, nas áreas de floresta secundária e capoeirão.

Os gráficos de tendência (b) e (c) mostraram que, para o atributo potássio observações se distribuíram de forma regular nas áreas experimentais (Figuras 25, 26 e 27).

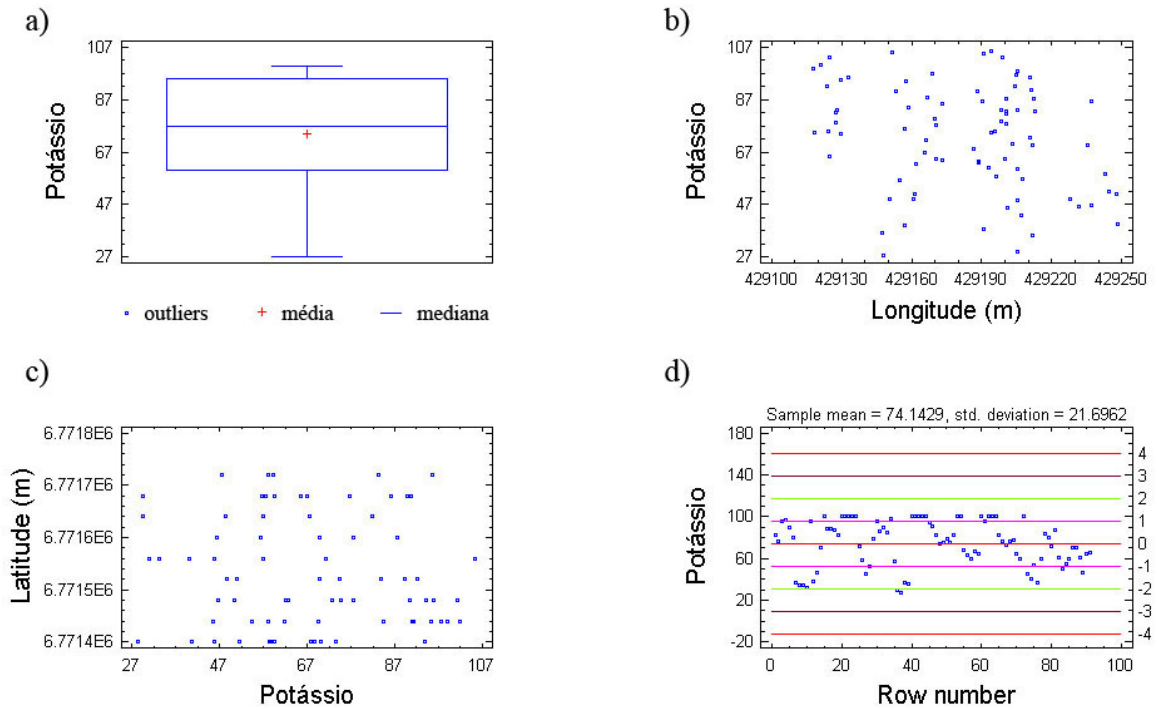


FIGURA 25 - Gráficos: (a) *Box-plot*; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de *outliers* para o atributo potássio (mg kg⁻¹) na área de floresta madura.

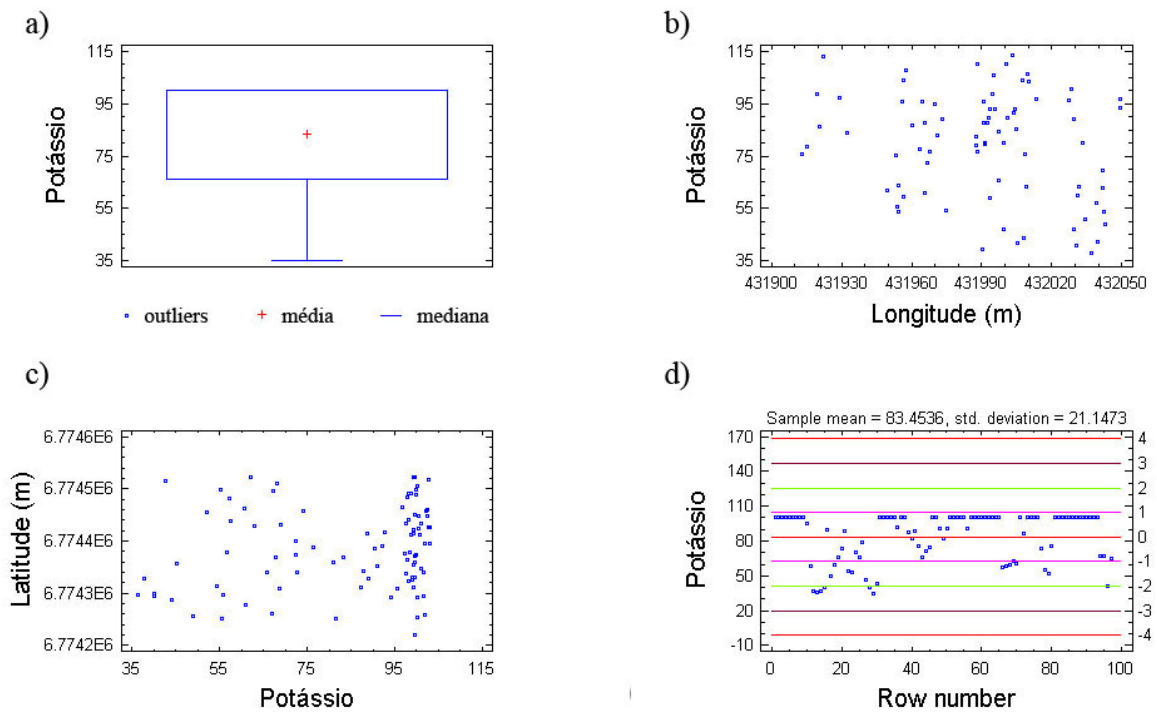


FIGURA 26 - Gráficos: (a) *Box-plot*; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de *outliers* para o atributo potássio (mg kg⁻¹) na área de floresta secundária.

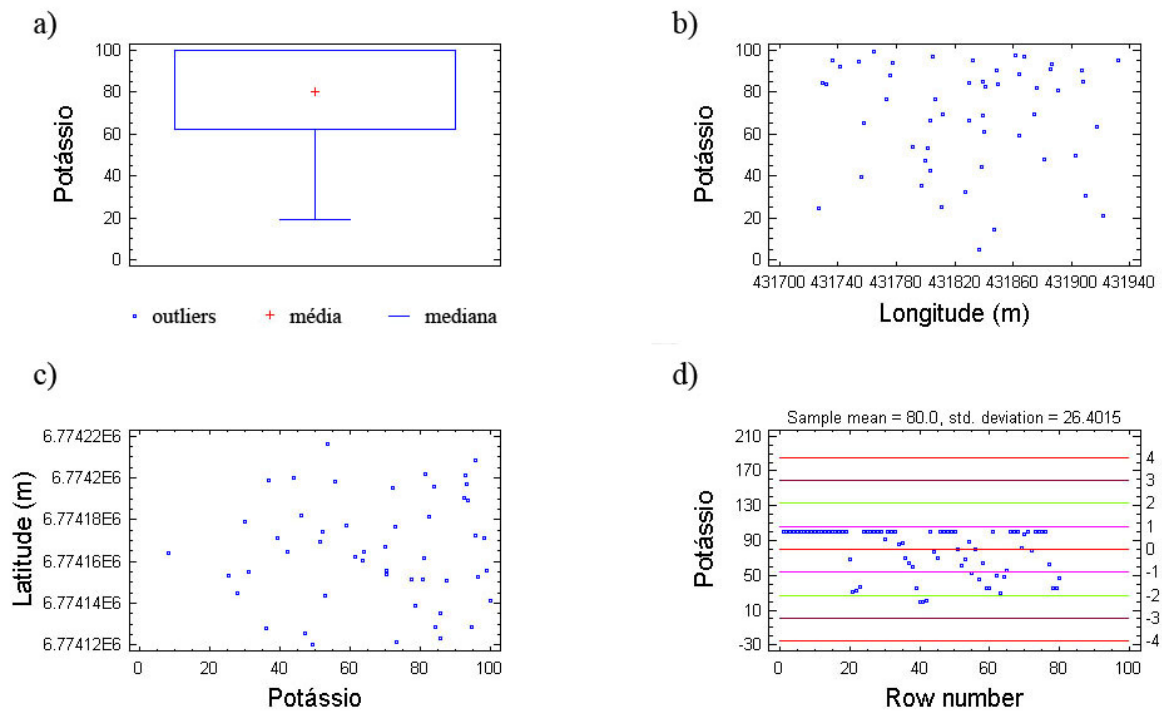


FIGURA 27 - Gráficos de *Box-plot*, tendências e identificação de *outliers* para o atributo potássio (mg kg⁻¹) na área de capoeirão.

Observa-se, na tabela 12, que os valores de tendência central (média e mediana) se encontram-se afastados entre si, não ocorrendo, nessas condições, simetria na distribuição dos dados para esta variável, evidenciado também pelas altas medidas de dispersão (variância e desvio padrão).

Os coeficientes de variação foram classificados como moderado, nas áreas experimentais com valores próximos. Esses resultados concordam com os resultados obtidos por Silva (1988), para a mesma variável em condições semelhantes de amostragem.

A área de floresta secundária apresentou a menor variabilidade no ponto de vista estatístico (CV = 25.34 %), seguido da floresta madura (CV = 26.96 %) e capoeirão (CV = 33.00 %).

E bastante provável que a elevada pedregosidade, devido ao material de origem tendo o basalto como substrato, tenha influenciado nos altos teores de potássio, principalmente nas áreas de floresta secundária e capoeirão, ocasionando uma grande variabilidade local, refletida nos valores de variância e coeficiente de variação. Na Tabela 12, encontra-se o resumo estatístico da variável nas áreas experimentais.

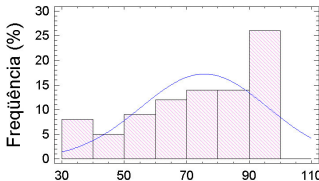
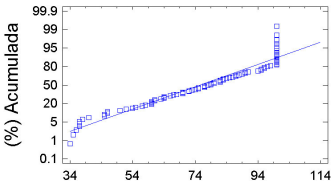
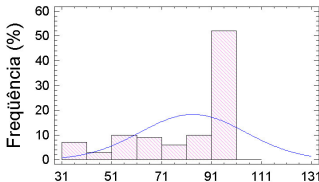
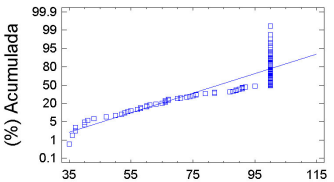
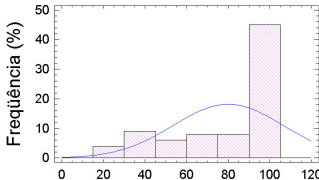
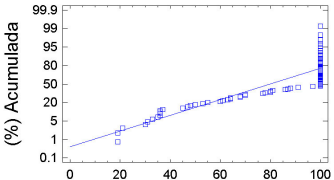
TABELA 12 – Resumo estatístico da variável potássio (mg kg^{-1}) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.

Parâmetros Estatísticos	Floresta madura		Floresta secundária		Capoeirão	
	*	**	*	**	*	**
n	91	88	97	97	80	80
\bar{x}	74.14	75.66	83.45	83.45	80.00	80.00
Mi	77.00	78.50	100.00	100.00	100.00	100.00
S^2	470.72	416.27	447.21	447.21	697.04	697.04
S	21.70	20.40	21.15	21.15	26.40	26.40
CV (%)	29.26	26.96	25.34	25.34	33.00	33.00

* Dados com *outliers*; ** Dados sem *outliers*.

O teste de aderência “W” de Shapiro-Wilk testado a 1% e 5% de probabilidade, juntamente com a distribuição de frequência e probabilidade normal nas áreas experimentais, mostra o ajuste ou não a uma curva de distribuição normal ou lognormal para o atributo potássio nas áreas experimentais estão contidos na Tabela 13.

TABELA 13 - Estatística do teste “W” de Shapiro-Wilk, distribuição de frequência e probabilidade normal para o atributo potássio (mg kg^{-1}), nas áreas experimentais.

Área	Teste	Dados sem <i>outliers</i>	Distribuição de frequência	Probabilidade normal
M n=88	W	0.9184		
	p	0.0001 ns		
	ajuste	-----		
S n=97	W	0.7716		
	p	0.0001 ns		
	ajuste	-----		
C n=80	W	0.7556		
	p	0.0001 ns		
	ajuste	-----		

* Significativo a 1% de probabilidade ($p=0.01$); ** Significativo a 5% de probabilidade ($p=0.05$); ns – não significativo.

O resultado do teste “W” de Shapiro-Wilk mostrou que não foi possível ajuste as distribuições testadas, uma vez que seus valores de “p” rejeitaram a hipótese nula para ambos os testes aplicados, em favor da hipótese alternativa H_1 (Tabela 13).

6.4.1 Modelagem geoestatística para a variável potássio

Foram ajustados os semivariogramas teóricos para a variável potássio, para as direções -45° , 0° , 45° e 90° , sendo representado abaixo, a direção do semivariograma de maior alcance da continuidade espacial nas áreas experimentais (Figura 28).

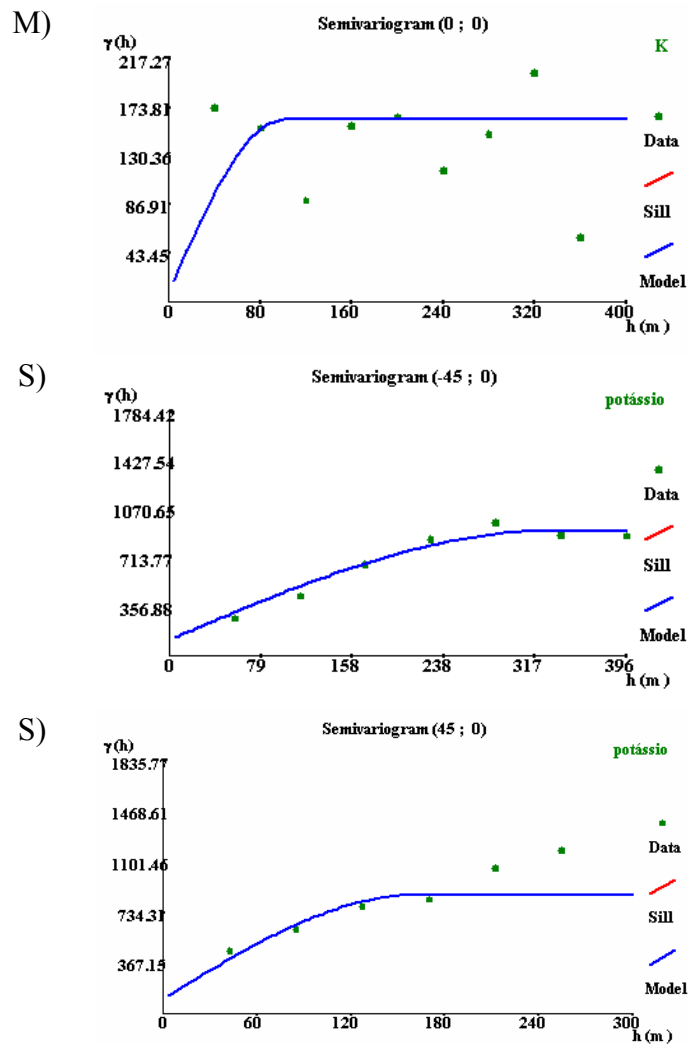


FIGURA 28 - Semivariogramas experimentais dos dados de potássio (mg. kg^{-1}) para as áreas experimentais: (M) floresta madura; (S) floresta secundária e (C) capirão.

Observa-se que os semivariogramas construídos para a variável potássio ajustaram-se melhor ao modelo esférico. De acordo com estudos de outros autores que, apontam, que esse modelo, tem uma melhor adaptação aos semivariogramas que descrevem as variações espaciais das propriedades químicas do solo (TRANGMAR et al., 1985; SOUZA, 1998; CAMBARDELLA et al., 1994; SALVIANO et al., 1998; OLIVEIRA et al., 1999).

Ocorreu grande dispersão das semivariâncias calculadas para as diferentes distâncias entre os pares de pontos amostrados, sendo mais evidente na área de floresta madura, no semivariograma experimental (Figura 28).

Apesar da grande variabilidade da variável potássio caracterizada nas áreas do experimento, os modelos aplicados apresentaram um bom desempenho do coeficiente de determinação (R^2), 0.82; 0.85 e 0.77 %, respectivamente para a floresta madura, floresta secundária e capoeirão e uma forte dependência espacial, sendo mais evidente na área de floresta madura com valor de GDE = 8.1 %.

Com um ajuste menos restritivo, os dados de potássio para floresta madura poderiam ter sido adequados ao modelo “pepita puro”, representando a ausência da continuidade espacial para a variável. Nessas condições, os parâmetros da estatística clássica (média, variância, coeficiente de variação,...) seriam suficientes na descrição do comportamento desta variável no local (ORTIZ, 2002).

A tabela 14 apresenta os parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas experimentais para os teores de potássio no solo.

TABELA 14 - Modelos de semivariogramas ajustados a variável potássio (mg kg^{-1}) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.

Área	Modelos	Direções	Co	Co+C ₁	a (m)	[Co/Co+C ₁].100	GDE	R ² (%)
M	esférico	90°	10	123	144	8.1	forte	0.82
F	esférico	-45°	117	916	332	12.7	forte	0.85
C	esférico	45°	110	865	162	12.7	forte	0.77

Parâmetros do Semivariograma: Co - Efeito Pepita; a – amplitude; Co+C₁ – Patamar; [Co/Co+C₁].100 = Dependência Espacial em Porcentagem; (GDE) – Grau de dependência espacial e R² (%) – Coeficiente de determinação em porcentagem.

O alcance da dependência espacial encontrado para os modelos foi de 144 m, 332 m e 162 m, respectivamente, nas áreas de floresta madura, floresta secundária e capoeirão, os

quais correspondem aos raios das áreas consideradas homogêneas para variável estudada. Dessa forma, todos os vizinhos situados dentro de um círculo com esses raios podem ser usados para estimar valores para qualquer ponto entre eles (VIEIRA, 1995).

Silva & Chaves (2001) ajustaram também o modelo esférico para a variável potássio em duas profundidades testadas, com alcance de 168 m e 70 m, respectivamente, nas profundidades de 0 a 0.3 m e 0.3 a 0.6 m.

6.5 Matéria orgânica

Nas figuras 29, 30 e 31 são apresentados os gráficos para a variável matéria orgânica nas áreas experimentais. A análise dos gráficos de *Box-plot* (a), e de detecção de *outliers* (c) estes, mostrou a ocorrência de valores extremos, os quais se configuram candidatos a observações que influenciam negativamente o conjunto de dados.

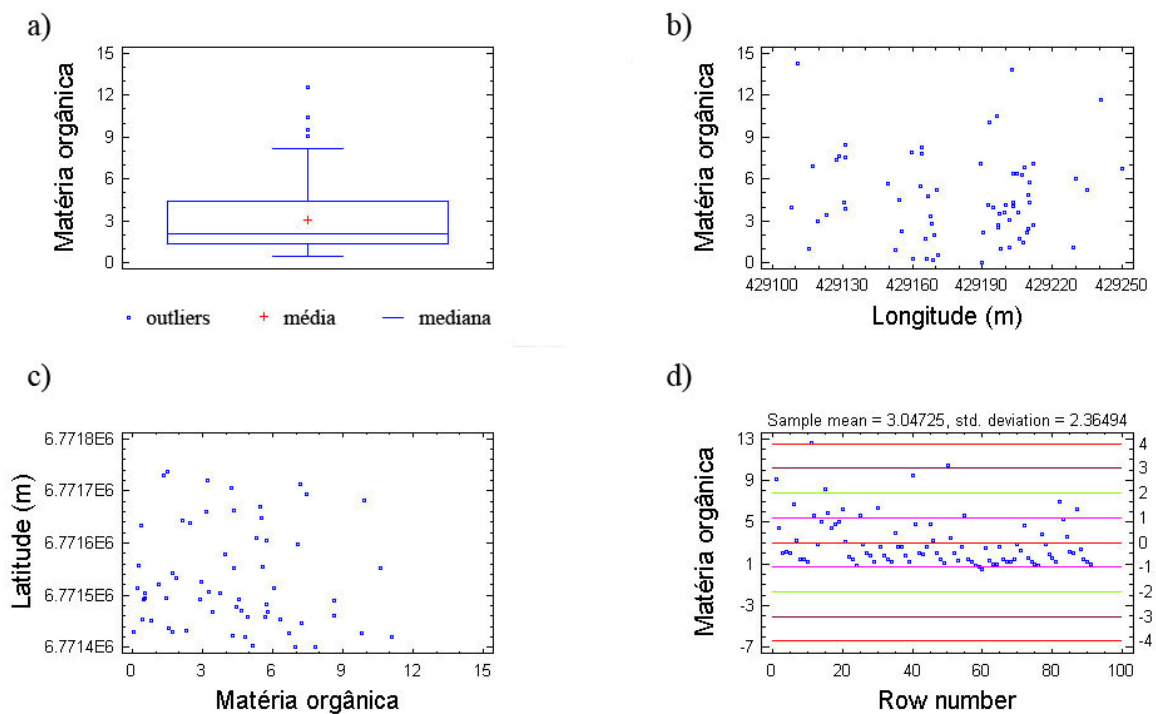


FIGURA 29 - Gráficos: (a) *Box-plot*; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de *outliers* para o atributo matéria orgânica (%) na área de floresta madura.

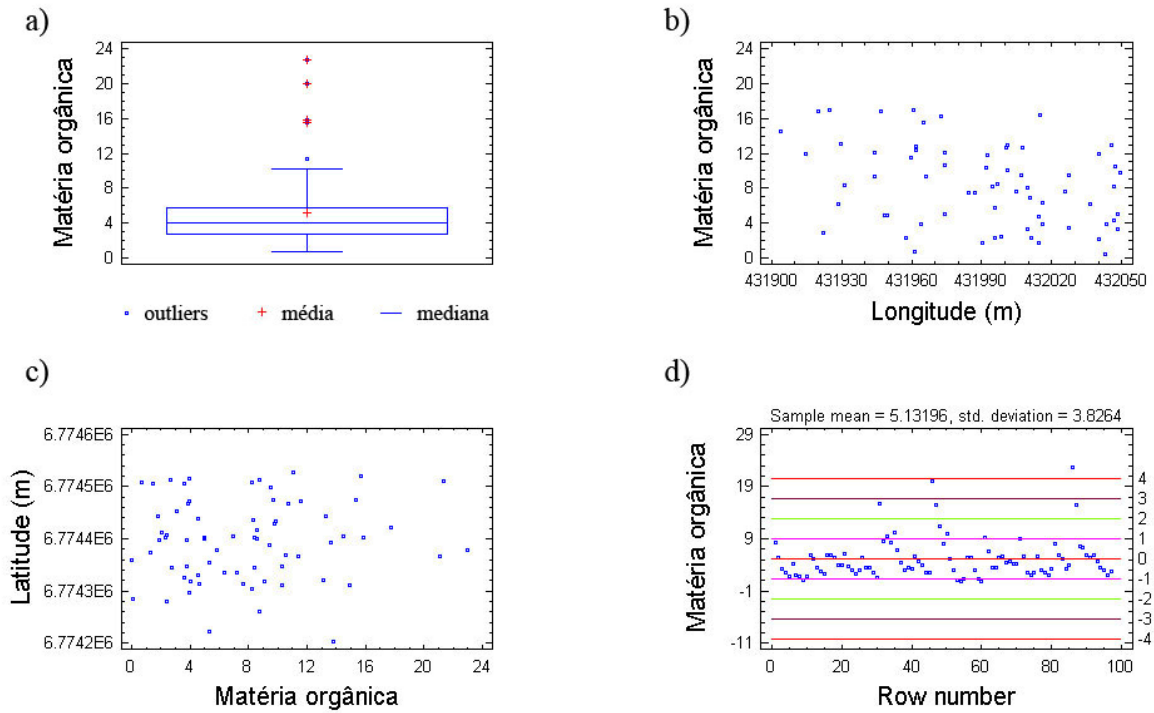


FIGURA 30 - Gráficos: (a) *Box-plot*; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de outliers para o atributo matéria orgânica (%) na área de floresta secundária.

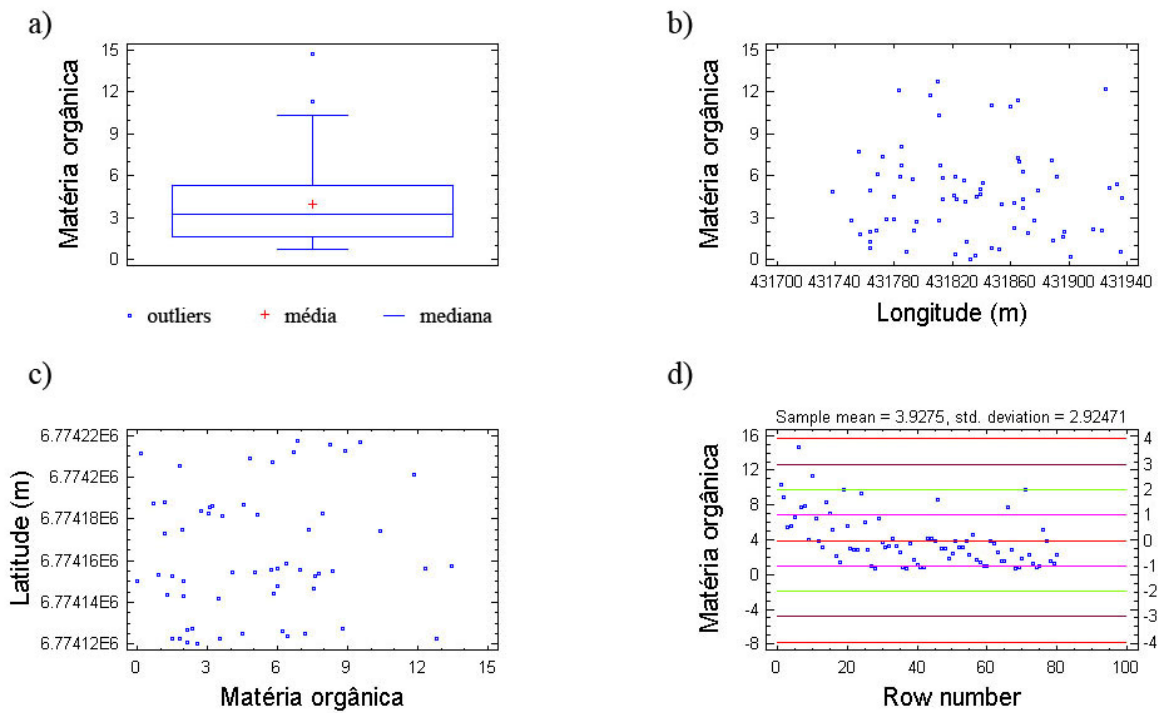


FIGURA 31 - Gráficos: (a) *Box-plot*; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de outliers para o atributo matéria orgânica (%) na área de capoeirão.

Os gráficos de tendência (b) e (c) mostraram que, para o atributo matéria orgânica, as observações se distribuíram de forma regular nas áreas experimentais, apresentando fraca tendenciosidade, principalmente, na direção da longitude na floresta madura (Figura 29b) e na latitude) para o capoeirão (Figura 31c).

Apesar de fraca, a aparente tendenciosidade revelada nos gráficos de tendência, pode dificultar o ajuste dos modelos teóricos de semivariogramas experimentais, podendo esses, principalmente na sua parte inicial, apresentar certa descontinuidade ou aleatoriedade, ou mesmo efeito pepita puro (TRANGMAR et al., 1985; DIGGLE & JÚNIOR, 2000).

A variável matéria orgânica apresentou valores bastante afastados para as medidas de tendência central (média e mediana), principalmente para a floresta secundária e capoeirão, como demonstram os gráficos de *Box-plot*, e o aparecimento de valores extremos que reforçam a idéia da alta variabilidade no conjunto de dados. Na Tabela 15 apresenta o resumo estatístico para o atributo matéria orgânica no solo nas áreas experimentais.

TABELA 15 - Resumo estatístico da variável matéria orgânica (%) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.

Parâmetros	Floresta madura		Floresta secundária		Capoeirão	
Estatísticos	*	**	*	**	*	**
n	91	82	97	95	80	79
\bar{x}	3.05	2.59	5.13	4.79	3.93	3.79
Mi	2.10	2.10	4.10	4.00	3.20	3.20
S ²	5.59	2.41	14.64	9.20	8.55	7.16
S	2.36	1.55	3.83	3.03	2.92	2.68
CV (%)	77.37	59.84	74.65	63.25	74.30	70.71

* Dados com *outliers*; ** Dados sem *outliers*.

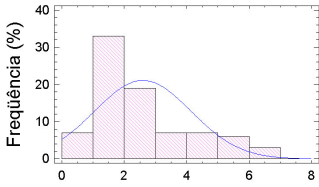
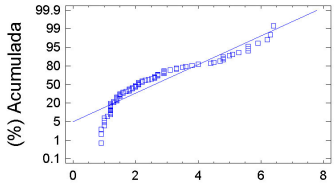
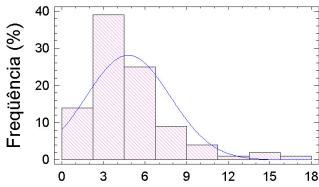
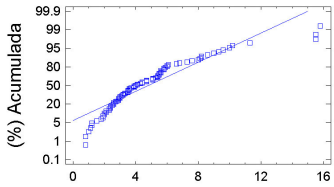
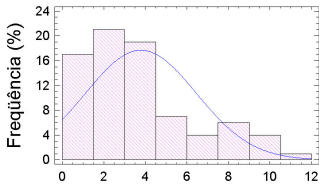
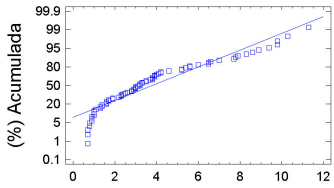
Observa-se na Tabela 15, que ocorreu uma dispersão dos valores observados em torno da média aritmética, principalmente nas áreas de capoeirão e floresta secundária, com os valores de coeficiente de variação (CV) de 70.71 % e 63.25 % respectivamente.

A floresta madura apresentou moderada assimetria e valores de CV médios (59.84 %), concordando com os resultados encontrados por Silva & Chaves (2001).

A remoção dos valores influentes no conjunto de dados possibilitou uma sensível melhoria nas medidas de posição (média e mediana) e dispersão (desvio padrão, variância e coeficiente de variação), diminuindo a variância e coeficiente de variação, aproximando os valores de média e mediana.

A Tabela 16 apresenta o resultado do teste “W” de Shapiro-Wilk para variável matéria orgânica nas áreas experimentais floresta madura (M), floresta secundária (S) e capoeirão (C).

TABELA 16 - Estatística do teste “W” de Shapiro-Wilk, distribuição de freqüência e probabilidade normal para o atributo matéria orgânica (%), nas áreas experimentais.

Área	Teste	Dados sem <i>outliers</i>	Distribuição de freqüência	Probabilidade normal
M n=82	W	0.9464		
	P	0.0015 ns		
	ajuste	►L		
S n=95	W	0.9811		
	P	0.1981**		
	ajuste	L		
C n=79	W	0.9612		
	P	0.0203*		
	ajuste	L		

* Significativo a 1% de probabilidade ($p=0.01$); ** Significativo a 5% de probabilidade ($p=0.05$); ns – não significativo.

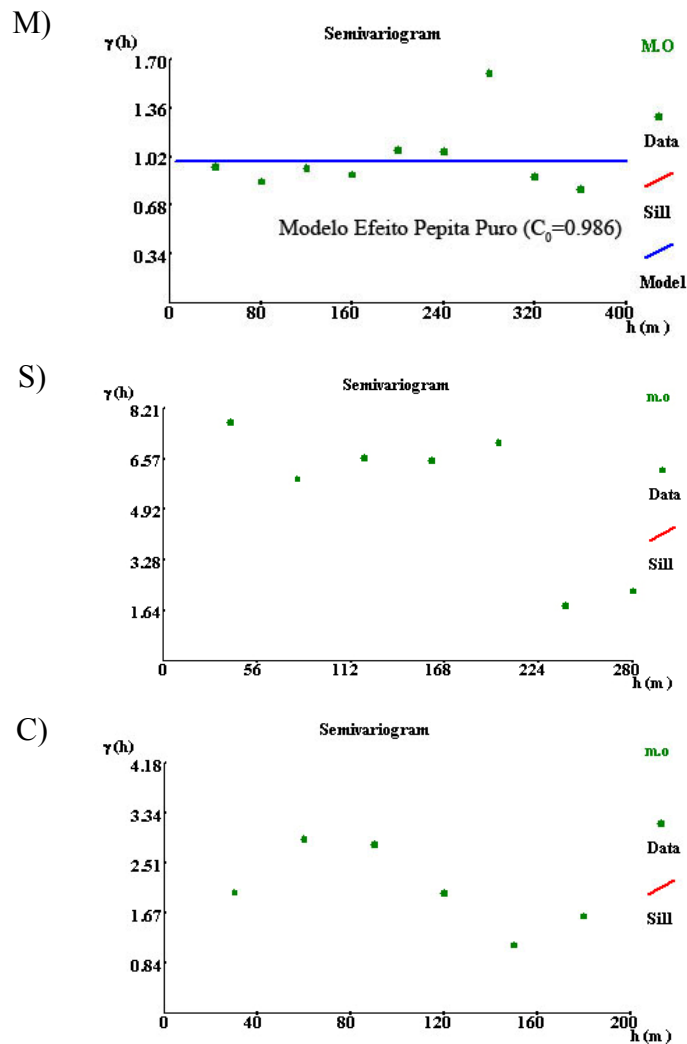
O resultado do teste “W” de Shapiro-Wilk, mostrou que os dados não seguem a distribuição normal, sendo, então, testados na sua forma logarítmica. A hipótese básica H_0 , para normalidade do conjunto de dados transformados, foi aceita ao nível de significância $\alpha=5\%$ e $\alpha=1\%$ respectivamente, nas áreas experimentais de floresta secundária e capoeirão.

Pode-se dizer, então, que os dados não transformados seguem uma distribuição lognormal, nestas áreas. O ajuste a uma distribuição que tende a lognormal (►L) foi constatado na área de floresta madura, por critérios visuais, observando sua distribuição no histograma de freqüência dos dados nesta área (Tabela 16). Mohanty et al (1994) ao utilizar o

teste de Shapiro-Wilk para verificar a normalidade da variável matéria orgânica em suas pesquisas, concluíram que essa variável não obteve distribuição normal.

6.5.1 Modelagem geoestatística para a variável matéria orgânica

Foram ajustados os semivariogramas teóricos para a variável matéria orgânica, para as direções -45° , 0° , 45° e 90° , sendo representado a direção do semivariograma de maior alcance da continuidade espacial nas áreas experimentais (Figura 32).



Observa-se, nos semivariogramas que a matéria orgânica apresentou um efeito pepita puro, na área de floresta madura e aleatoriedade ou ausência total de dependência espacial nas áreas de floresta secundária e capoeirão, na escala adotada. O ajuste dos dados experimentais a um modelo teórico é comprometido devido à ausência da dependência espacial. Para estes dados, têm-se uma distribuição completamente aleatória, não tendo sob o ponto de vista geostatístico, uma função que descreva sua variação no espaço.

A aleatoriedade verificada nos semivariogramas teóricos, em parte pode ser explicada pelo caráter decidual da floresta. Grande parte do material orgânico na floresta estacional é composto pela deposição da serrapilheira (folhas, galhos, sementes,...), no solo da floresta, esta deposição ocorre de maneira irregular, ditada por condições fisiológicas das espécies e fatores externos.

Essa irregularidade na distribuição da matéria orgânica no chão da floresta, não detectada pela escala amostral, pode sugerir a confecção de *grids* com espaçamentos inferiores aos aplicados neste estudo, tendo em vista a característica desta variável nas áreas experimentais. O comportamento aleatório para os teores de matéria orgânica também foram observados por outros autores como Ortiz (2002); Guimarães (2000) e Hernandez et al. (2003) em suas pesquisas.

Os parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas experimentais para os teores de matéria orgânica encontram-se na Tabela 17.

TABELA 17 - Modelos de semivariogramas ajustados a variável matéria orgânica (%) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.

Área	Modelos	Direções	Co	Co+C ₁	a (m)	[Co/Co+C ₁].100	GDE	R ² (%)
M	pepita puro				0.986			
S	aleatório	--	--	--	--	--	--	--
C	aleatório	--	--	--	--	--	--	--

Parâmetros do Semivariograma: Co - Efeito Pepita; a – amplitude; Co+C₁ – Patamar; [Co/Co+C₁].100 = Dependência Espacial em Porcentagem; (GDE) – Grau de dependência espacial e R² (%) – Coeficiente de determinação em porcentagem.

6.6 Fósforo

Nas figuras 33, 34 e 35 são apresentados os gráficos necessários à análise exploratória para variável fósforo no solo nas áreas de floresta madura, floresta secundária e capoeirão, que precedem à modelagem geoestatística.

Em análise dos gráficos de *Box-plot* (a) e de identificação de *outliers* (d), pode-se notar, claramente, que, também para esta variável, ocorreram valores extremos no conjunto original de dados, influenciando negativamente, sua distribuição de probabilidade, causando distorções nas medidas de posição e deserção.

Os gráficos de tendência (b) e (c) mostram que no geral, a variável foi bem amostrada, com seus valores distribuídos de forma homogênea nas áreas experimentais, exceto na área de capoeirão, na qual apresentou fraca tendenciosidade na direção N-S (Latitude). Assim sendo, acredita-se que ocorra certa dificuldade na etapa do ajuste do modelo teórico de semivariograma no capoeirão (TRANGMAR et al., 1985).

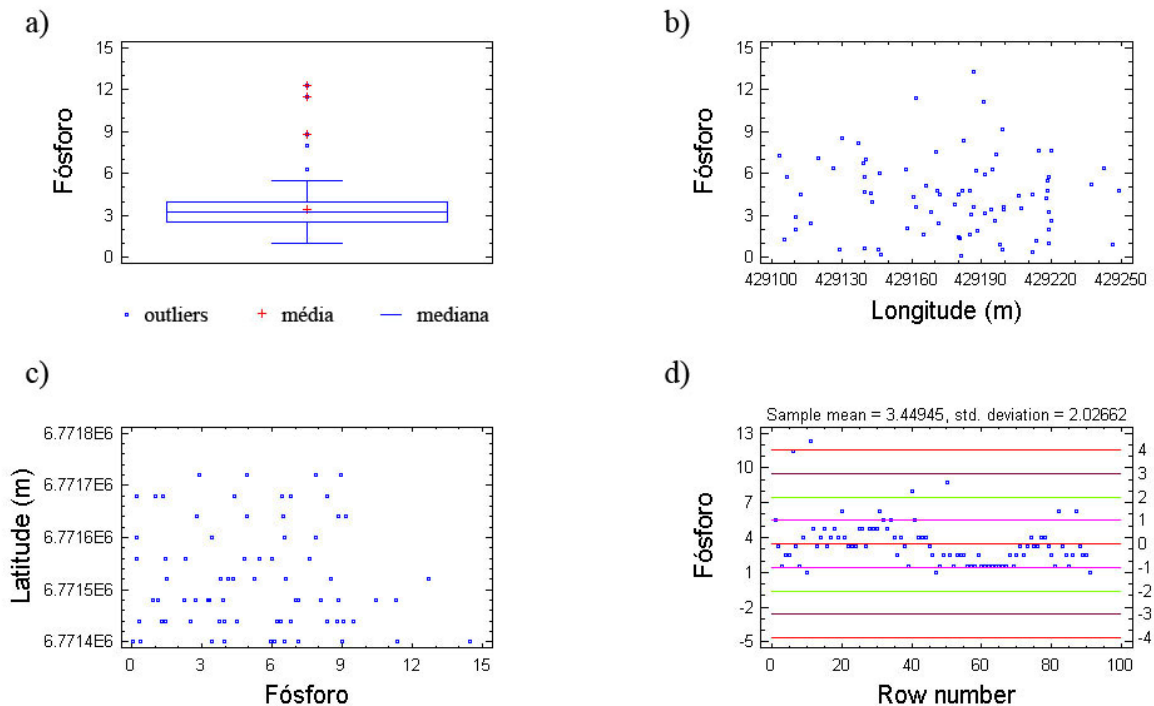


FIGURA 33 - Gráficos: (a) *Box-plot*; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de *outliers* para o atributo fósforo (mg kg^{-1}) na área de floresta madura.

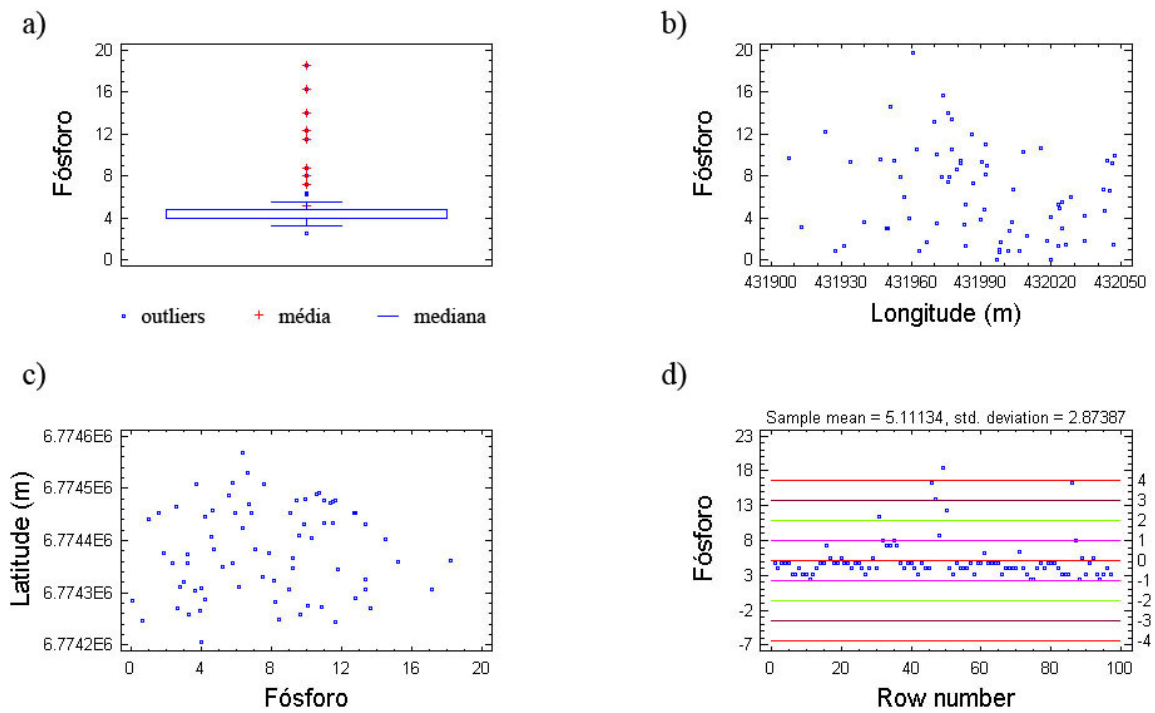


FIGURA 34 - Gráficos: (a) *Box-plot*; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de outliers para o atributo fósforo (mg kg^{-1}) na área de floresta secundária.

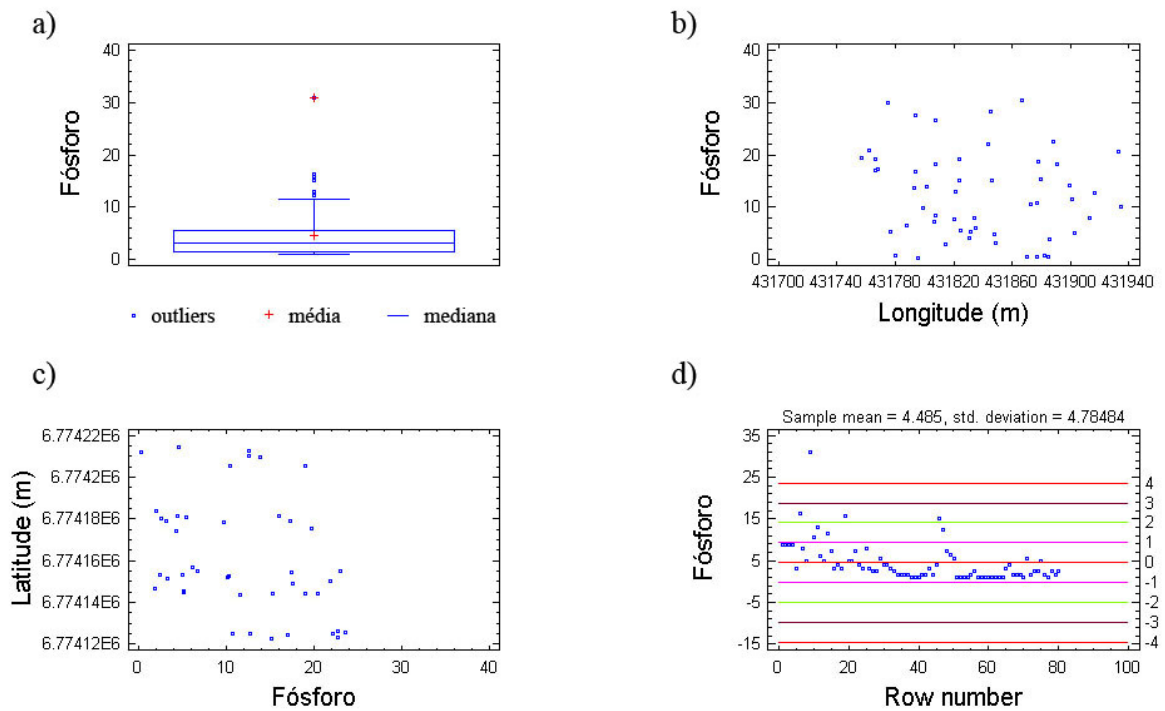


FIGURA 35 - Gráficos: (a) *Box-plot*; (b) tendência E-W; (c) tendência N-S e (d) detecção de outliers para o atributo fósforo (mg kg^{-1}) na área de capoeirão.

Na Tabela 18 encontra-se o resumo estatístico para o atributo fósforo nas áreas experimentais de floresta madura, floresta secundária e capoeirão.

TABELA 18 – Resumo estatístico da variável fósforo (mg kg^{-1}) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.

Parâmetros	Floresta madura		Floresta secundária		Capoeirão	
	*	**	*	**	*	**
n	91	84	97	91	80	72
\bar{X}	3.45	3.22	5.11	4.47	4.49	3.24
Mi	3.20	3.20	4.80	4.00	3.20	2.50
S ²	4.11	1.86	8.26	1.72	22.89	5.59
S	2.03	1.37	2.87	1.31	4.78	2.37
CV (%)	58.84	42.54	56.16	29.30	106.45	73.14

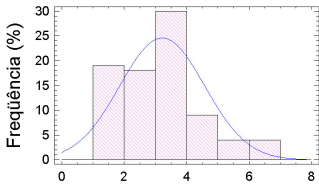
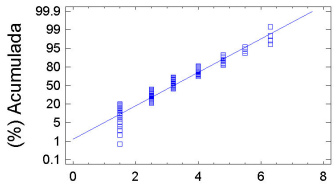
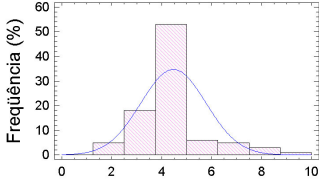
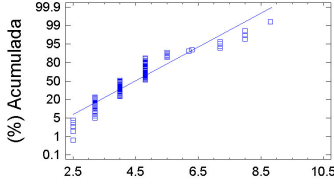
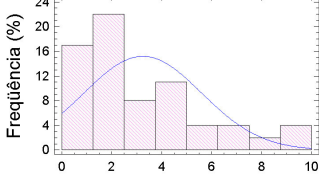
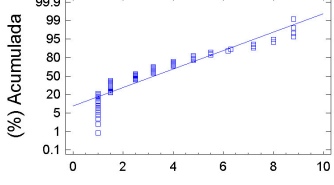
* Dados com *outliers*, ** Dados sem *outliers*.

A remoção dos valores considerados extremos do conjunto de dados possibilitou uma melhora nas medidas de posição e dispersão, constatadas na aproximação dos valores de média e mediana, diminuição da variância, e coeficiente de variação.

Apesar da expressiva redução dos valores do coeficiente de variação, nas áreas experimentais, pela remoção dos *outliers*, a área de capoeirão apresentou alta variabilidade, com valores de CV baixando de 106.45 % para 73.14 %. As áreas experimentais de floresta madura e secundária apresentaram coeficientes de variação considerados médios, com valores de 42.54 % e 29.30 %, respectivamente.

O resultado do teste “W” de Shapiro-Wilk mostrou que os dados para a variável fósforo não se ajustaram às distribuições de probabilidades testadas, sendo, então classificados pela análise visual no histograma de frequências como tendendo a lognormal (floresta madura) e tendendo a normal (floresta secundária), de acordo os dados da Tabela 18.

TABELA 19 - Estatística do teste “W” de Shapiro-Wilk, distribuição de freqüência e probabilidade normal para o atributo fósforo (mg kg^{-1}), nas áreas experimentais.

Área	Teste	Dados sem <i>outliers</i>	Distribuição de freqüência	Probabilidade normal
M n=84	W	0.8413		
	p	0.0001 ns		
	ajuste	► L		
S n=91	W	0.8727		
	p	0.0001 ns		
	ajuste	► N		
C n=72	W	0.8455		
	p	0.0001 ns		
	ajuste	-----		

* Significativo a 1% de probabilidade ($p=0.01$); ** Significativo a 5% de probabilidade ($p=0.05$); ns – não significativo.

6.6.1 Modelagem geoestatística para a variável fósforo

Foram ajustados os modelos de semivariogramas experimentais para a variável fósforo, nas direções -45° , 0° , 45° e 90° , sendo representada, a direção do semivariograma de maior alcance da continuidade espacial nas áreas experimentais (Figura 36).

A partir do cálculo das semivariâncias, ajustou-se o modelo esférico de semivariograma experimental, na direção -45° e 90° nas áreas de floresta madura e secundária respectivamente, e o modelo exponencial na direção de 90° , na área experimental capoeirão.

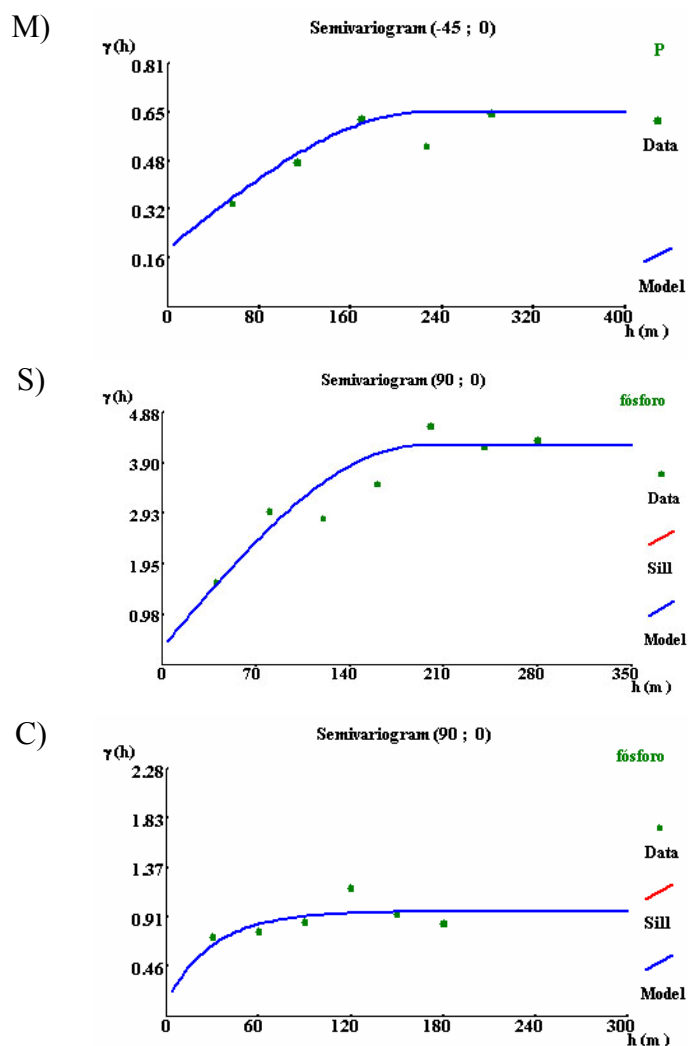


FIGURA 36 - Semivariogramas experimentais dos dados de fósforo (mg. kg^{-1}) para as áreas experimentais: (M) floresta madura; (S) floresta secundária e (C) capeirão.

Os parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas experimentais para os teores de fósforo encontram-se na Tabela 20.

TABELA 20 - Modelos de semivariogramas ajustados a variável fósforo (mg kg^{-1}) nas áreas experimentais. Santa Tereza - RS, 2006.

Área	Modelos	Direções	Co	Co+C ₁	a (m)	[Co/Co+C ₁].100	GDE	R ² (%)
M	esférico	-45°	0.194	0.645	224	30.1	moderada	0.65
S	esférico	90°	0.34	4.233	190	8.0	forte	0.65
C	exponencial	90°	0.14	0.965	92	14.5	forte	0.75

Parâmetros do Semivariograma: Co - Efeito Pepita; a – amplitude; Co+C₁ – Patamar; [Co/Co+C₁].100 = Dependência Espacial em Porcentagem; (GDE) – Grau de dependência espacial e R² (%) – Coeficiente de determinação em porcentagem.

Em relação à dependência espacial dos modelos, esta se mostrou moderada na floresta madura, passando para forte nas áreas de floresta secundária e capoeirão.

Como mostra a tabela 19, o modelo exponencial ajustado na área de capoeirão obteve o melhor coeficiente de determinação ($R^2 = 0.75$ %), e o menor alcance (92 m), seguido do modelo esférico com igual desempenho nas outras duas sucessões ($R^2 = 0,65$ %).

A modelagem geoestatística para os semivariogramas que melhor se ajustaram a variável fósforo concorda com autores como Silva & Chaves (2001) e Dariva (2001) em relação ao modelo exponencial e Carvalho (2003) com relação ao modelo esférico.

7 Krigagem e mapeamento dos atributos do solo

A utilização do interpolador da krigagem ordinária proporcionou o detalhamento da distribuição espacial dos valores das variáveis estudadas. A partir desta interpolação, elaboraram-se os mapas de isovalores ou isolinhas das variáveis de interesse nas áreas experimentais de floresta madura, floresta secundária e capoeirão, com boa precisão e na escala desejada de mapeamento. A malha de 1 x 1 m para interpolação, foi suficiente para um bom delineamento e representação dos contornos na geração dos mapas.

7.1 Mapas do solo na área experimental floresta madura

Selecionou-se as variáveis argila, pH, potássio e fósforo, para o mapeamento da área experimental floresta madura, utilizando valores obtidos através da krigagem.

Nota-se, pelo mapa que a maior parte do teor de argila no solo encontra-se entre 40 e 22 %, tendo uma amplitude na variação da distribuição espacial de 48 a 22 %. A Figura 37 mostra a distribuição dos valores de densidade do solo na área experimental floresta madura.

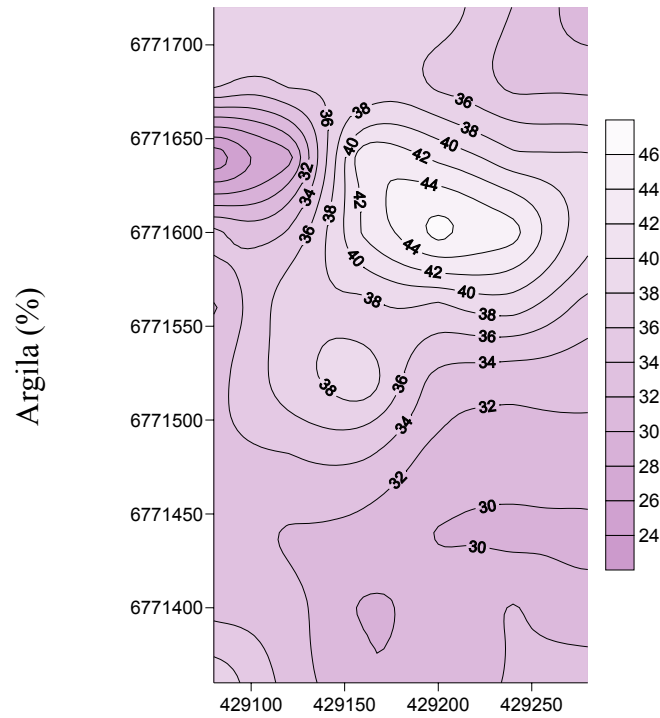


FIGURA 37 - Mapa de isolinhas da variável argila (%) na área experimental floresta madura

A Figura 38 mostra a distribuição dos valores de pH (H₂O), na área experimental floresta madura, obtendo uma amplitude de variação de sua distribuição espacial de 41 a 71.

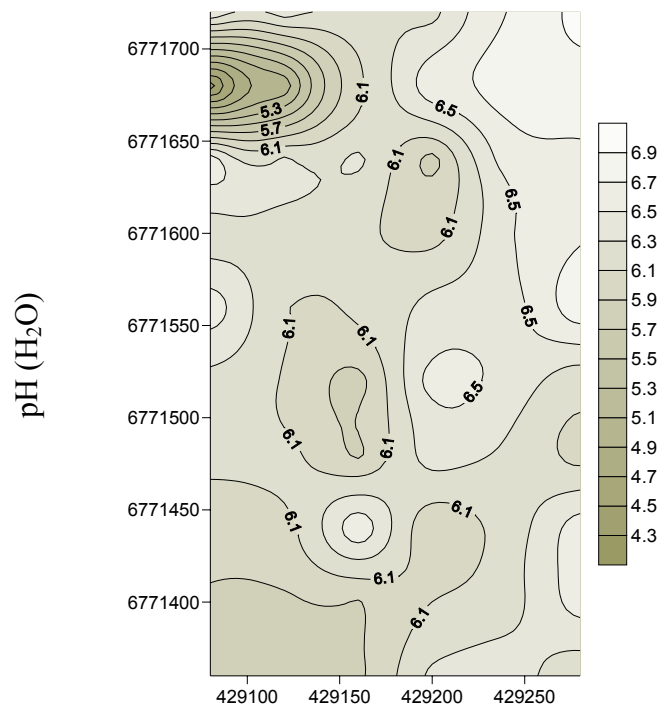


FIGURA 38 - Mapa de isolinhas da variável pH (H₂O) na área experimental floresta madura.

Nas Figuras 39 e 40 mostram a distribuição dos valores de potássio (mg kg^{-1}) e fósforo, na área experimental floresta madura.

Observa-se, pelo mapa, que os valores mais baixos de potássio correspondem a maior parte do terreno, que obteve uma variação total entre 49 a 100 mg kg^{-1} .

O atributo fósforo no solo obteve uma distribuição espacial, como mostra a Figura 40, com seus valores variando de 1.4 a 5.4 mg kg^{-1} , tendo os seus valores mais altos, representado menos de 50 % do total da área amostrada.

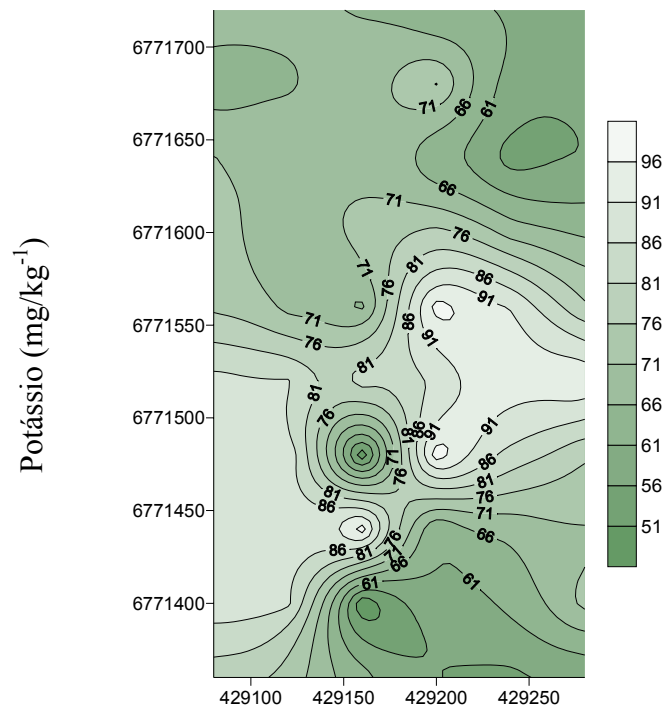


FIGURA 39 - Mapa de isolinhas da variável potássio (mg kg^{-1}) na área experimental floresta madura

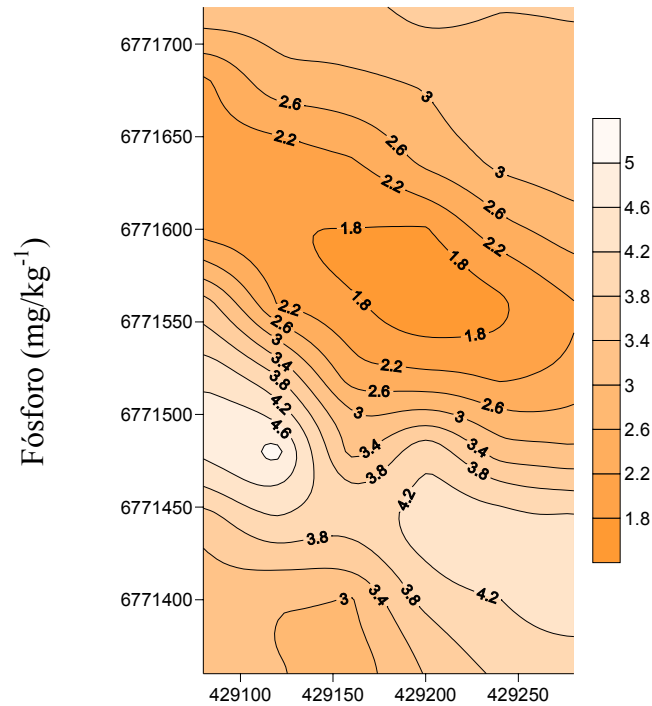


FIGURA 40 - Mapa de isolinhas da variável fósforo (mg kg^{-1}) na área experimental floresta madura

7.2 Mapa do solo na área experimental floresta secundária.

Selecionou-se as variáveis: densidade, argila, pH, potássio, matéria orgânica e fósforo para o mapeamento da área experimental floresta secundária, utilizando valores obtidos através da krigagem.

Nas Figuras 41 e 42, encontra-se a distribuição no espaço, dos valores de densidade em g cm^{-3} e argila em percentagem, respectivamente. Observa-se, através do mapa, que ocorreu, para a variável densidade, uma variação de 0.4 a 1.3 g cm^{-3} , enquanto que a argila variou de 14 a 18 %.

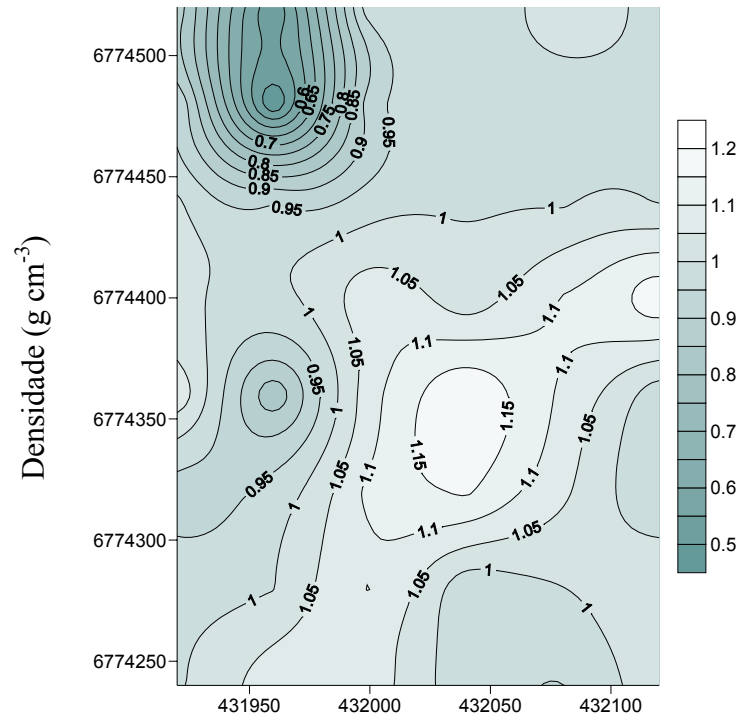


FIGURA 41 - Mapa de isolinhas da variável densidade (g cm^{-3}) na área experimental floresta secundária

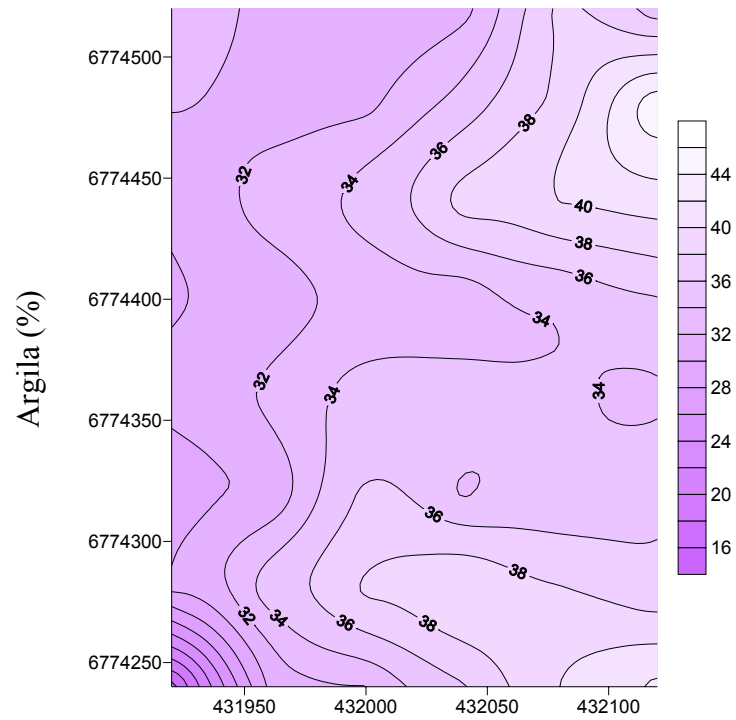


FIGURA 42 - Mapa de isolinhas da variável argila (%) na área experimental floresta secundária

Nas Figuras 43, 44, 45 e 46 encontra-se os mapas de isolinhas para os atributos de solo pH (H₂O), potássio (mg kg⁻¹), Matéria orgânica (%) e Fósforo (mg kg⁻¹), respectivamente.

Nota-se, pelo mapa da Figura 43, que a maior parte dos valores de pH (H₂O), no solo da área experimental floresta secundária, encontra-se entre 4.9 e 6.5, tendo uma amplitude na variação da distribuição espacial de 4.9 a 7.3.

Os valores de potássio (Figura 44) variaram de 42 a 100 mg kg⁻¹, distribuídos de maneira regular na área experimental floresta secundária. A matéria orgânica (Figura 45) obteve uma amplitude de seus valores na distribuição espacial de 2 a 21 %, sendo que a maior parte da área experimental está entre os valores de 2 a 12 %.

A variável fósforo (Figura 46) apresentou variação entre 3 e 14, ocorrendo grande parte da área experimental com valores de 3 a 10 mg kg⁻¹, ou mais de 50 % da área; com uma distribuição de seus valores, semelhantes ao comportamento espacial da matéria orgânica.

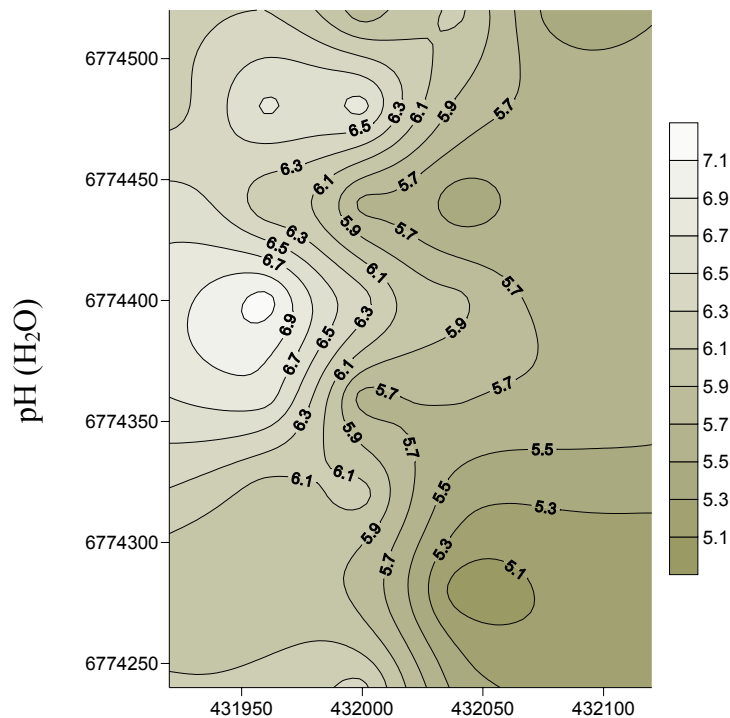


FIGURA 43 - Mapa de isolinhas da variável pH (H₂O) na área experimental floresta secundária

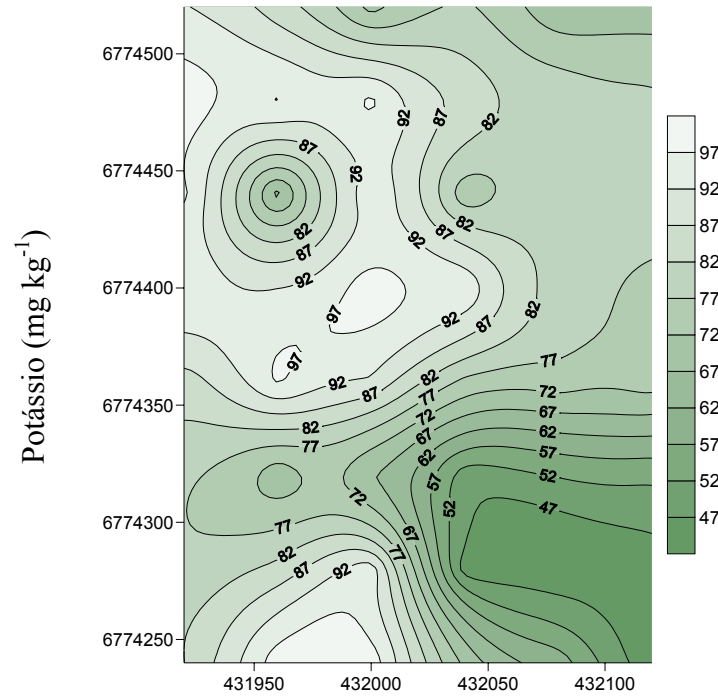


FIGURA 44 - Mapa de isolinhas da variável potássio (mg kg^{-1}) na área experimental floresta secundária

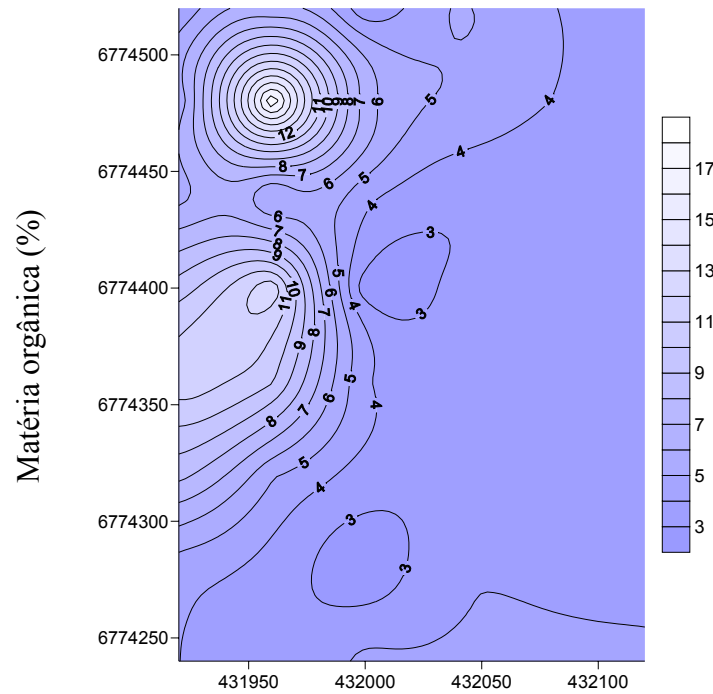


FIGURA 45 - Mapa de isolinhas da variável matéria orgânica (%) na área experimental floresta secundária

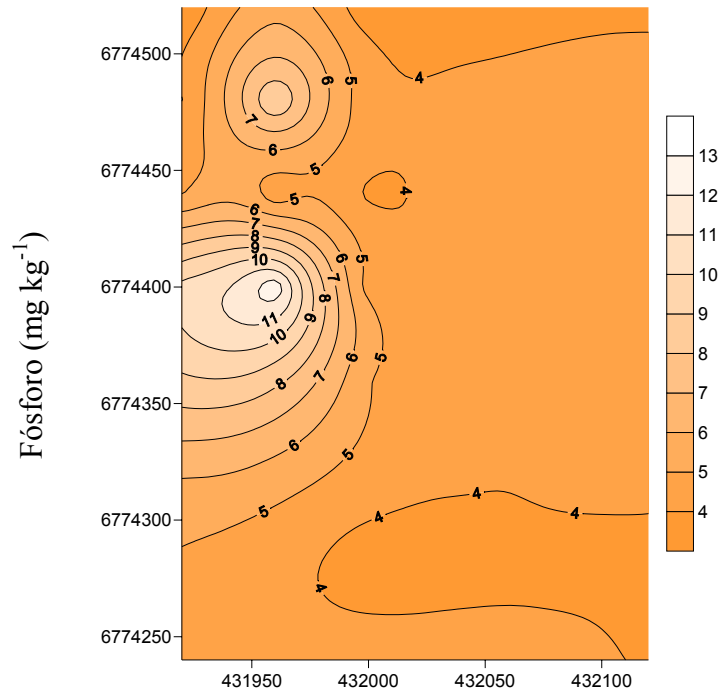


FIGURA 46 - Mapa de isolinhas da variável fósforo (mg kg^{-1}) na área experimental floresta secundária

7.3 Mapas do solo na área experimental capoeirão

Selecionou-se as variáveis argila, pH, potássio e fósforo para o mapeamento da área experimental capoeirão, utilizando valores obtidos através da krigagem.

O mapeamento do atributo argila (Figura 47), nesta área, apresentou valores que variaram de 24 a 60 %, tendo mais de 50 % da área na escala percentual de 24 a 46 %. O atributo pH (H_2O) obteve uma variação de 52 a 70, representado na Figura 48.

O variável potássio apresentou uma variação na área de 35 a 110 mg kg^{-1} , com um padrão de distribuição espacial muito semelhante ao do pH, como demonstra a Figura 49, observando o traçado de suas isolinhas.

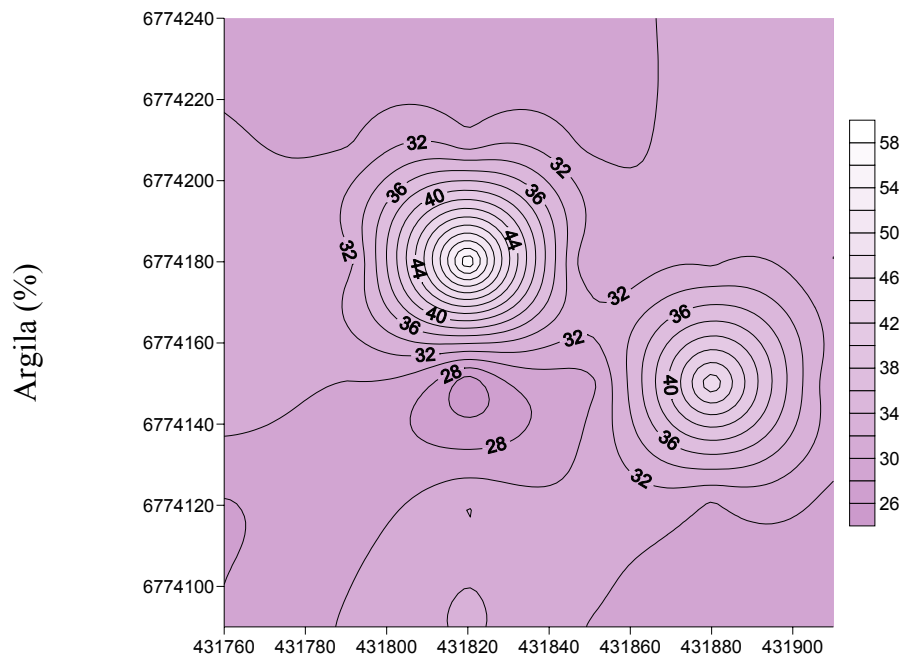


FIGURA 47 - Mapa de isolinhas da variável argila (%) na área experimental capoeirão

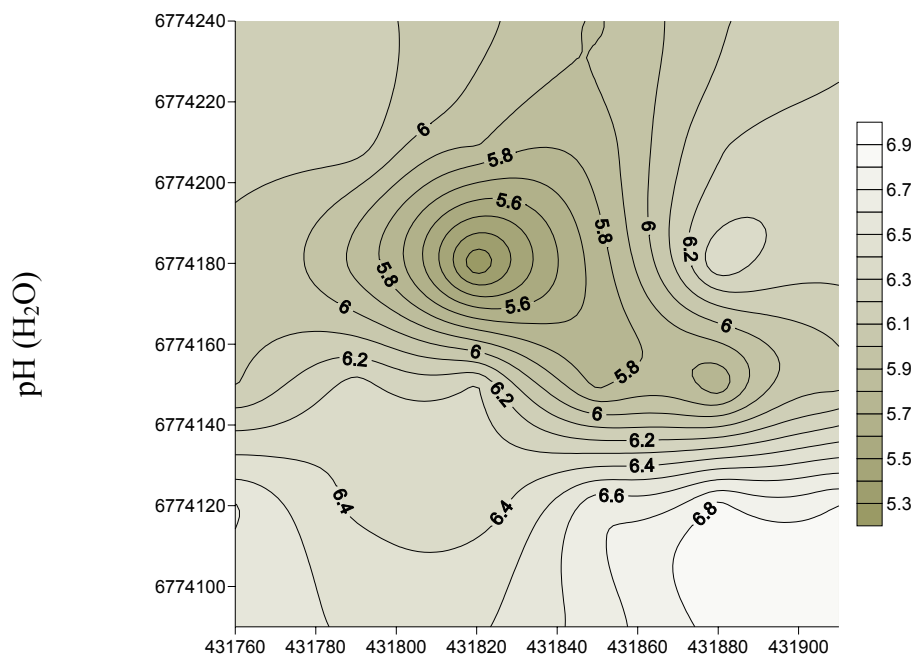


FIGURA 48 - Mapa de isolinhas da variável pH (H₂O) na área experimental capoeirão

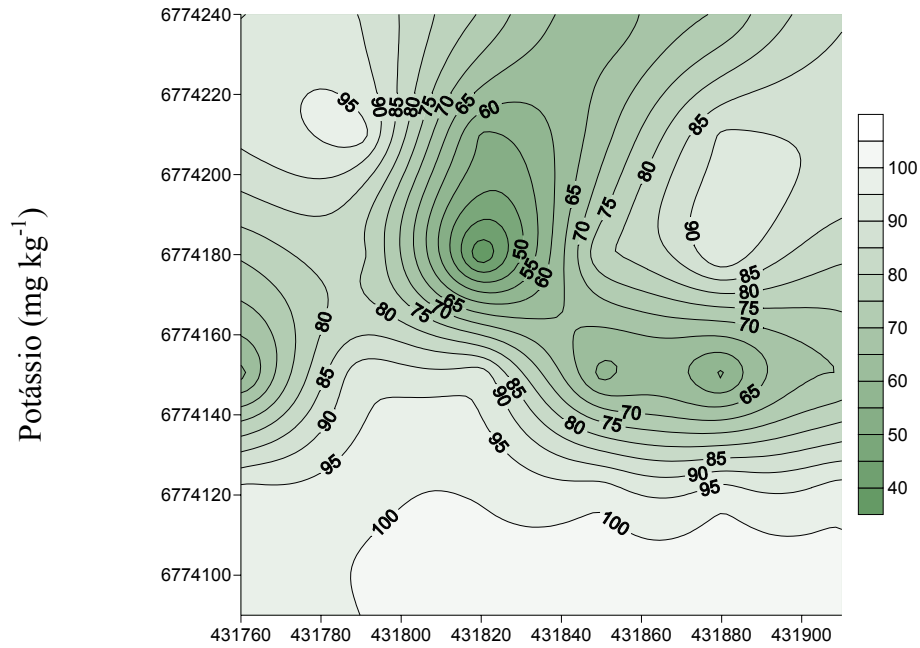


FIGURA 49 - Mapa de isolinhas da variável potássio (mg kg^{-1}) na área experimental capoeirão

A variável fósforo apresentou uma variação, na área, de 1 a 8.5 mg kg^{-1} , sendo representada abaixo pela Figura 50. Os valores mais baixos, na escala de observação dessa variável, se concentraram no centro da área experimental, se elevando em direção as extremidades (direção N e S).

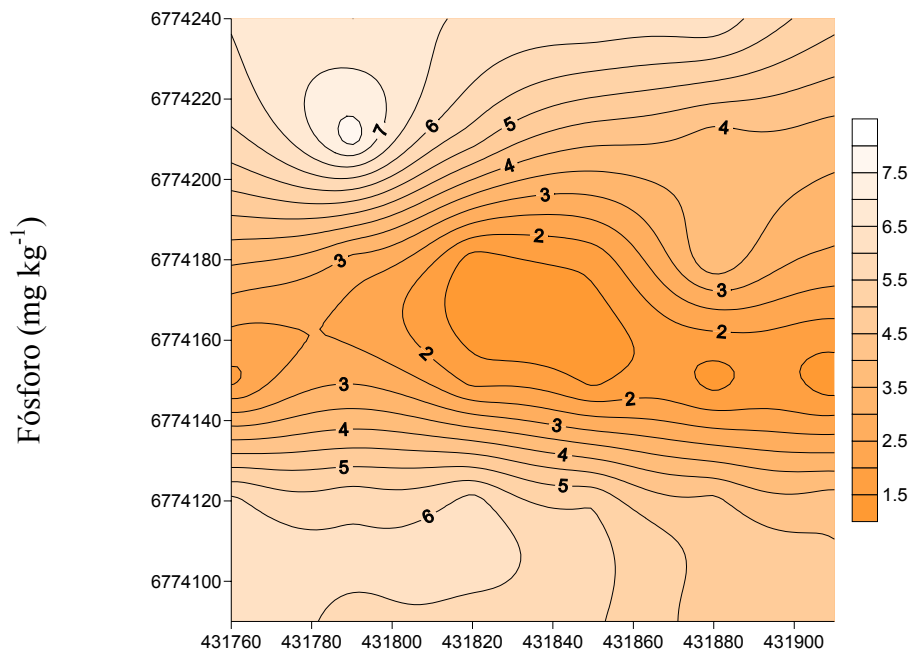


FIGURA 50 - Mapa de isolinhas da variável fósforo (mg kg^{-1}) na área experimental capoeirão

8 CONCLUSÃO

A análise exploratória de dados mostrou-se importante ferramenta no estudo dos atributos físico-químicos do solo, eliminando *outliers* que mascarariam a análise dos dados caso não fossem retirados. Foi possível observar que os atributos fósforo (capoeirão) e matéria orgânica apresentaram alta variabilidade, teor de argila e fósforo (floresta madura e secundária), matéria orgânica (floresta madura), densidade e potássio, média variabilidade, enquanto que teor de argila (capoeirão) e pH, baixa variabilidade.

O *grid* utilizado se mostrou eficiente para determinar a variabilidade espacial dos atributos estudados, ressaltando-se esta premissa a variável matéria orgânica, a qual apresentou variação aleatória e efeito pepita puro nas áreas experimentais estudadas.

Os atributos densidade e fósforo, nas áreas de floresta secundária e capoeirão, argila; pH e potássio em todas as áreas experimentais, tiveram estrutura de dependência espacial forte, enquanto que, a variável fósforo na floresta madura, apresentou dependência espacial moderada.

A variável densidade e matéria orgânica, ambas nas áreas experimentais de floresta madura, apresentaram efeito pepita puro, com valores de 0.009 e 0.986 respectivamente. Não foi possível encontrar um ajuste de modelo teórico de semivariograma para a matéria orgânica nas áreas de floresta secundária e capoeirão, indicando, portanto, a ausência total de dependência espacial para este atributo neste solo, devido provavelmente, à diversidade das espécies, que resultam na deposição de material orgânico diferenciado e aleatório no chão da floresta.

A validação cruzada mostrou acuracidade no ajuste dos modelos variográficos, tendo a variável pH apresentado o melhor desempenho, 0.87; 0.94 e 0.92 nas áreas de floresta madura, secundária e capoeirão respectivamente.

Entre os modelos de semivariogramas com base na validação cruzada, o Gaussiano mostrou-se o mais indicado para os atributos densidade e argila. O esférico, que apresentou o melhor desempenho expresso pelos valores do coeficiente de determinação, ajustou-se melhor para o pH; potássio e fósforo.

Os modelos, exponencial, pepita puro e aleatório valeram-se para os atributos que apresentaram alta variabilidade e conseqüentemente descontinuidade tanto na origem quanto ao longo do semivariograma.

A anisotropia geométrica, constatada na forma elíptica do campo amostral, foi verificada em todos os modelos teóricos de semivariograma experimentais, que apresentaram dependência espacial, neste estudo, tendo sua inclinação, para grande maioria dos atributos estudados, coerente com as variações da declividade do terreno. Apenas na floresta secundária, houve uma perpendicularidade não coerente com as características do terreno, assim como ocorreu também na variável potássio na área de floresta madura. O maior alcance se deu na área de floresta madura (224 m), seguido da floresta secundária (190 m) e capoeirão (92 m).

A krigagem ordinária das variáveis de interesse permitiu o detalhamento da distribuição dessas variáveis a partir dos mapas de isolinhas. Todos os modelos de semivariogramas apresentaram zonas de influência anisotrópicas, tendo sua variabilidade espacial maior no sentido perpendicular a declividade destas áreas.

A estatística clássica e a geoestatística são ferramentas complementares no sentido de se obter, no primeiro caso, a magnitude da variação e no segundo, a estrutura da variabilidade espacial. Em conjunto, estas ferramentas auxiliam na compreensão da dinâmica do solo, podendo ser fundamental na tomada de decisões no que tange ao uso, conservação e preservação do recurso solo e dos demais recursos naturais presentes.

O estudo da variabilidade espacial de alguns atributos físico-químicos do solo pela geoestatística, utilizando-se a técnica de krigagem, mostrou-se eficiente na geração de mapas com maior confiabilidade, principalmente em zonas de influência isotrópicas, onde é explicada a variação no espaço da maioria dos atributos do solo em ambientes naturais.

9 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDRIOTTI, J. L. S., Introdução à Geoestatística. **Acta Geológica Leopoldensia**, v. 6, p. 5-81, 1988.
- ALBUQUERQUE, J. A.; REINERT, D. J.; FIORIN, J. E. Variabilidade de solo e planta em Podzólico Vermelho-Amarelo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.20, p. 151-157, 1996.
- AQUINO, L.H.; DUARTE, G.S. **Curso de estatística experimental**. Lavras: Escola Superior de Agricultura de Lavras, Departamento de Ciências Exatas, 1986. 204p.
- BRASIL. Ministério da Agricultura. Instituto Brasileiro de Desenvolvimento Florestal. **Inventário Florestal Nacional: Floresta Nativa**, Rio Grande do Sul. Brasília: IBAMA, 1983.
- BRAGA, L. P. V. **Geoestatística e aplicações**. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE PROBABILIDADES E ESTATÍSTICA, 9º, 1990, **Anais** (CD)... São Paulo: IME/USP, 1990. p.36-44 (Minicurso).
- BERG, M. V. D; KLAMT, E. Variabilidade espacial de característica de solos na região do Planalto Médio, RS: II. Análise da semivariância e da variância. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.21, n.3, 1997a.
- BERG, M. V. D; KLAMT, E. Variabilidade espacial de característica de solos na região do Planalto Médio, RS: I. Análise da variância por amostragem aninhada. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.21, n.3, 1997b.
- BOYER, M. V. D.; WRIGHT, R. J.; FELDHAKE, C. M.; BKINGH, D. P. Soil spatial relationships in a steeply sloping acid soil environment. **Soil Science**, v. 161, n.5, p.278-287, 1996.
- BURGESS, T. M.; WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. I. The semi-variogram and punctual kriging. **Journal of Soil Science**, v.31, p.315-331, 1980a.
- BURGESS, T. M.; WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. II. Block kriging. **Journal of Soil Science**, v.31, p.315-331, 1980b.
- BUSSAB, W. O.; MORETTIN, P. A. **Estatística básica**. 4. ed. São Paulo: Atual, 1987. 321p.
- CATANI, R. A. Amostragem de solo para fins de fertilidade. **Bragantia**, v.14, p. 19-26, 1954.
- CADIMA, Z. A.; LIBARDI, P. L.; REICHARDT, K. Variabilidade espacial da condutividade hidráulica em latossolo Vermelho Amarelo textura média, no campo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 4, n. 2, p. 63-66, 1980.
- CAMARGO, O. A de.; ALLEONI, L. R. F. **Compactação do solo e o desenvolvimento das plantas**. Piracicaba: USP/ESALQ, 1997, 132 p.

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society of America Journal**, v. 58, n. 5, p. 1501-1511, 1994.

CAMPOS, H. **Estatística experimental não paramétrica**. Piracicaba: ESALQ, 1983. 349 p.

CARVALHO, T. M. **Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas de um Latossolo Vermelho Amarelo através da geoestatística**. Lavras, 1991. 84 p. Dissertação (Mestrado em Solos e Nutrição de Plantas) - Escola Superior de Agricultura de Lavras, Lavras, MG, 1991.

CARVALHO, M. P.; TAKEDA, E. Y.; FREDDI, O. S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil, SP. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.27, n.4, 2003.

CAVALIERI, A. **Estimativa da adequação de uso das terras na quadrícula de Moji Mirim (SP) utilizando diferentes métodos**. Campinas: 1998. 236p. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1998.

CHEN, J.; HOPMANS, J. W.; FOGG, G. E. Sampling design for soil moisture measurements in large field trials. **Soil Science**, v. 159, n. 3, p. 155-161, 1995.

COSTA NETO, P. L. O. **Estatística**. São Paulo: Edgard Blucher, 1977. 264 p

COHEN, W.B.; SPIES, T.A.; BRADSHAW, G.A. Semivariograms of digital imagery for analysis of conifer canopy structure. **Remote Sensing of Environment**, v.34, n.3, p.167-178, 1990.

CRESSIE, N. A. C. **Statistic for spatial data**. Revised edition. New York: John Wiley & Sons, 1993. 900p.

DARIVA, T.A. **Variabilidade espacial de solo e da cultura de soja em várzea sistematizada**. Santa Maria, RS, 2001. 119p. Dissertação (Mestrado Ciência do Solo) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2001.

DEUTSCH, C. V. JOURNEL, A. G. **GSLIB**: Geostatistical software library and user's guide. New York: Oxford University Press, 1992. 336p.

DIGGLE, P.J.; RIBEIRO JÚNIOR, P. J. Model-based geostatistics. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA, 14., 2000, Caxambú. **Resumos...** Caxambú: Associação Brasileira de Estatística, 2000, p.192.

DOURADO NETO, D. **Variabilidade espacial das alturas de chuva e irrigação e de potenciais da solução do solo**. Piracicaba: 1989. 180p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1989.

DUNN, R.F. Do the math. Disponível em: <<http://www.precisionag.com/math.html>>. Acesso em 15 de out. de 2005.

EGUCHI, E. S., **Variabilidade espacial de atributos físico-químicos de um solo hidromorfo no Município de Lavras – MG**. Lavras, 2001. 85p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2001.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Manual de métodos de análise de solo**. 2. ed. Rio de Janeiro: Ministério da Agricultura e Abastecimento, 1997. 212 p.

ENGLUND, E.; SPARKS, A. **Geo-EAS Geostatistical environmental assessment software**. Las Vegas: U. S. Environmental Protection Agency, 1988. 1v.

FISHER. R.A. **The design of experiments**. Edinburgh: Oliver and Boyd, 1935. 252p.

FRAISSE. C.W. Agricultura de Precisão: a tecnologia de GIS/GPS chega às fazendas. **Fator GIS**, v.5, n.21, p.28-31, 1997.

GONÇALVES, A. C.; FOLEGATTI, M. V. Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo, ao longo de uma transeção em área irrigada por pivô central. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 24., 1995, Viçosa. **Anais...** Viçosa: UFV, 1995. p.95-190.

GÓMEZ-POMPA, A. Posible papel de la vegetación secundaria en la evolución de la flora tropical. **Biotropica**, v. 3, p. 125-135, 1971.

GUIMARÃES, E. C. **Variabilidade espacial da umidade e da densidade do solo em um Latossolo Roxo**. Campinas: 1993. 135 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) - Faculdade de Engenharia Agrícola, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1993.

_____. Estabilidade temporal da umidade de um Latossolo Roxo. In: XIII Congresso Latino-Americano de Ciência do Solo, 13., 1996, ÁGUAS DE LINDOIA. **CD-ROOM...** Águas de Lindoia: SBCS/ESALQ-USP, 1996.

_____. **Variabilidade especial de atributos de um Latossolo vermelho escuro textura argilosa da região do cerrado, submetido ao plantio direto e ao plantio convencional**. Campinas: 2000. 85 p. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) – Universidade de Campinas, Campinas, 2000.

GUERRA., P. A. G. **Geoestatística operacional**. Brasília: Ministério das Minas e Energia, 1988. 145p.

HERNANDES, A.; LUGO L.; GARCÉS, A. M.; SÁNCHEZ, J.; ARENDS, E. Variabilidad espacial edáfica en el sistema tradicional de conucos en el Amazonas de Venezuela. **Investigación Agrária - Sistemas y Recursos Forestales**, v.12, n.2, p.43-54, 2003.

HOSSEINI, E.; GALLICHAND, J.; CARON, J. Comparison of several interpolators for smoothing hidráulic conductivity data in south west Iran. **American Society of Agricultural Engineers**, v. 36, n. 6, p.1687-1693, 1993.

HUIJBREGTS, C. J. Regionalized variables and quantitative analysis of spatial data. In: DAVIS, J. C.; McCULLAGH, M. J. (Ed.). **Display and analysis of spatial data**. New York: John Wiley, 1975. p.38-53.

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

JOURNEL, A. G. **Geostatistic for environmental science**. Las Vegas: Enviromental Protection Agency, 1988.

KLEIN, R. M. Aspectos fitofisionômicos da floresta estacional na fralda da Serra Geral (RS). In: CONGRESSO NACIONAL DE BOTÂNICA, 34, 1983, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: Editora, 1983, v.1. p. 73-110.

KITANIDIS, P. K. **Introduction to geostatistics applications to hydrology**. Cambridge: University Press, 1997. 249p.

LANDIM, P. M. B. **Análise Estatística de Dados Geológicos**. São Paulo: Ed. UNESP, 1998. 225p.

LAJAUNIE, C. A Geostatistical approach to air pollution modeling. In: JOURNEL, A.G.; MARECHAL, A. (Ed). **Geostatistics for natural resources characterization**. 1984. p.877-891.

MATHERON, G. **Les variables régionalisées et leur estimation**. Paris: Masson et C^{ie}, 1965. 305p.

MATHERON, G. The theory of regionalized variables and its applications. **Les Cahiers du Centre de Mofologie mathématique**, v.5, 1971.

MELLO, J.M.; SCOLFORO, J.R.S. Análise comparativa de procedimentos de amostragem em um remanescente de Floresta Estacional Semidecídua Montana. **Revista Árvore**, v.24, n.1, p.55-62, 2000.

MELLO, J. M. de. **Geostatística aplicada ao inventário florestal**. 2004: 110 p. Tese (Doutorado em Recursos Florestais) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 2004.

McBRATNEY, A. B.; WEBSTER, R. How many observations are needed for regional estimation of soil properties? **Soil Science**, v.135, n.3, p.177-83, 1983.

MORENO, J. A. **Clima do Rio Grande do Sul**. Porto Alegre: Secretaria da Agricultura, 1961. 73 p.

MOHANTY, B. P.; ANKENY, M. D.; HORTON, R.; KANWAR, R. S. Spatial analysis of hydraulic conductivity measured using disc infiltrometers. **Water Resources Research**, v.30, n.9, p.2489-2498, 1994.

NETER, J.; WASSERMAN, W.; KUTNER, M. H. **Applied linear statistical models: regression analysis of variance, and experimental designs**. 3.ed. New York: Irwin, 1990. 471p.

NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J. W.; ERH, H. T. Spatial variability of soil water properties. **Hilgardia**, v.42, n.7, p.21-59, 1983.

OLIVEIRA, J.J. CHAVES, L. H. G.; QUEIROZ, J. E.; LUNA, J. G. Variabilidade espacial de propriedades químicas em um solo salino-sódico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.23, p.783-789, 1999.

OLIVEIRA, M. S. **Planos amostrais para variáveis espaciais utilizando geoestatística**, Campinas: 1991. 100p. Dissertação (Mestrado em Estatística) - Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1991.

ORTIZ, G.C., **Aplicação de métodos geoestatísticos para identificar a magnitude e a estrutura da variabilidade espacial de variáveis físicas do solo**. Piracicaba: 2002. 75p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2002.

ORTIZ, J.L., **Emprego do geoprocessamento no estudo da relação entre potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo**. Piracicaba: 2003. 178p. Dissertação (Mestrado em Recursos Florestais) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.

PATGIRI, D. K.; BARUAH, T. C. Spatial variability of total porosity, air entry potential and saturation water content in a cultivated inceptisol. I. Semivariância analysis. **Agricultural Water Management**, v.27, p.1-9, 1995a.

PATGIRI, D. K.; BARUAH, T. C. Spatial variability of total porosity, air entry potential and saturation water content in a cultivated inceptisol. II. Estimation through kriging. **Agricultural Water Management**, v.27, p.11-16, 1995b.

PAZ-GONZALES, A.; VIEIRA, S. R.; TABOADA CASTRO, M. T. The effect of cultivation on the spatial variability of selected properties of umbric horizon. **Geoderma**, v.97, p.272-292, 2000.

RAIJ, B. VAN. **Avaliação da fertilidade do solo**. Piracicaba: POTAFOS, 1987. 142 p.

RAMBO, B. A imigração da selva higrófila no Rio Grande do Sul. **Anais Botânicos do Herbário "Barbosa Rodrigues"**, v.3, n.3, p.55-91, 1951.

RAO, R.G.S., ULABY, F. T. Optimal sampling techniques for ground truth data in microwave remote sensing of soil moisture. **Remote Sensing of Environment**, v.6, p.289-301, 1977.

REITZ, R., KLEIN, R. M., REIS, A. **Projeto madeira do Rio Grande do Sul**. Porto Alegre: CORAG, 1988. 525 p.

REICHARDT, K. **Processos de transferência no sistema solo-planta-atmosfera**. 4.ed. Campinas: Fundação Cargill, 1985. 473 p.

REICHARDT, K.; VIEIRA, S. R.; LIBARDI, P. L. Variabilidade espacial de solos e experimentação de campo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. v.10, n.1, p.1-6, 1986.

RIBEIRO JÚNIOR, P.J. **Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial dos parâmetros do solo**. Piracicaba: 1995. 99p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1995.

ROUET, P. **Les données dans les systèmes d'information géographique**, Paris: Éditions Hermès. Paris, 1995. 288 p.

ROBERTSON, G. P. **GS⁺: Geostatistics for the environmental sciences - GS⁺ User Guide**. Plainwell: Gamma Design Software, 1998. 152 p.

SANCHEZ, P. A. **Suelos del trópico. Características y Manejo**. San José: IICA, 1981. 634 p.

SAS Institute. **The SAS System for Windows**. Cary/USA: SAS Institute Inc., 1996.

SALVIANO, A.A.C.; VIEIRA, S. R.; SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* L. em área severamente erodida. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.22, p.115-122, 1998.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete sample). **Biometrika**, v.52, n. 3/4, p. 591-611, 1965.

STRECK, E. V.; KÄMPF, N.; DALMOLIN, R. S. D. et. al. **Solos do Rio Grande do Sul**. Porto Alegre: Editora UFRGS, 2002. 107p.

SILVA, A. P. da. **Variabilidade espacial de atributos físicos do solo**. Piracicaba: 1988. 98p. Tese (Doutorado em Solos) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1988.

SILVA, A. P.; LIBARDI, P. L.; VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial da resistência à penetração de um Latossolo Vermelho-Escuro ao longo de uma transeção. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. v.13, n.1, p.1-5, 1989.

SILVA, P. C. M.; CHAVES, L. H. G. Avaliação e variabilidade espacial de fósforo, potássio e matéria orgânica em Alissolos. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.5, n.3, p.431-436, 2001.

SOUZA, L. da S.; COGO, N. P.; VIEIRA, S. R. Variabilidade de fósforo, potássio e matéria orgânica no solo em relação a sistemas de manejo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.22, p.77-86, 1998.

SOARES, A.G. **Geoestatística para as ciências da terra e do ambiente**. Lisboa: IST Press, 2000. 206p.

SURFER. Surfer 7.0. **Contouring and 3D Surface mapping for scientist's engineers. User's Guide.** New York: Golden Software, 1999. 619p.

TEDESCO, M.J.; GIANELLO, C.; BISSANI, C. A.; BOHNEN, H.; VOLKWEISS, S. J. **Análise de solo, plantas e outros materiais.** Porto Alegre: Departamento de Solos, UFRGS, 1995. 118 p. (Boletim Técnico).

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, v.38, p.45-93, 1985.

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA. **Inventário florestal contínuo do Rio Grande do Sul.** Santa Maria: UFSM/SEMA, 2001. 706 p. (Relatório final original).

VACCARO, S. **Caracterização fitossociológica de três fases sucessionais de uma Floresta Estacional Decidual, no município de Santa Tereza - RS.** Santa Maria: UFSM, 1997. 92 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Centro de Ciências Florestais, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 1997.

VIEIRA, S. R.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. Spatial variability of field-measured infiltration rate. **Soil Science Society of American Journal**, v.45, n.3, p.1040-1048, 1981.

VIEIRA, S. R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, v.51, n.3, p.1-75, 1983

VIEIRA, S. R.; LOMBARDI NETO, F.; BURROWS, I. T. Mapeamento da chuva diária máxima provável para o estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.15, n.1, p.93-98, 1991.

VIEIRA, S. R. Dynamic modelling and evaluation of water and solute transport. **Soil profiles, extended to a landscape basis.** 97p. 1993.

_____. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial. In: CURSO DE ATUALIZAÇÃO EM CONSERVAÇÃO DO SOLO. Campinas: IAC, 1995. 61p. (Apostila).

_____. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em parcela experimental de um Latossolo Roxo de Campinas (SP). **Bragantia**, v.56, n.1, 1997.

_____. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAES, R.S.; ALVAREZ V, V.H.; SCHAESER, C.E.G.R. (Ed.). **Tópicos em Ciências do Solo.** Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. p.1-54.

VELOSO, H. P., GOES FILHO, L. **Fitogeografia brasileira, classificação fisionômica ecológica da vegetação Neotropical.** Local: RADAM Brasil, 1982. 80p. (Série Vegetação).

WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D (Ed.). **Applications of soil physics.** New York: Academic Press, 1980. p. 319-344.