

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA “JÚLIO DE MESQUITA FILHO”
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRONÔMICAS
CAMPUS DE BOTUCATU

**DEPENDÊNCIA ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO OBTIDOS
POR MEIO DE SEMIVARIOGRAMAS E AUTOCORRELOGRAMAS**

FÁTIMA AHMAD RABAH

Tese apresentada à Faculdade de Ciências Agronômicas da UNESP – Campus de Botucatu, para obtenção do título de Doutor em Agronomia – Área de concentração em Energia na Agricultura.

BOTUCATU – SP
ABRIL – 2002

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA “JÚLIO DE MESQUITA FILHO”
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRONÔMICAS
CAMPUS DE BOTUCATU

**DEPENDÊNCIA ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO OBTIDOS
POR MEIO DE SEMIVARIOGRAMAS E AUTOCORRELOGRAMAS**

FÁTIMA AHMAD RABAH

Orientador: **Prof. Dr. Luiz Roberto Almeida Gabriel**

Co-orientador: **Prof. Dr. Angelo Cataneo**

Tese apresentada à Faculdade de Ciências Agronômicas da UNESP – Campus de Botucatu, para obtenção do título de Doutor em Agronomia – Área de concentração em Energia na Agricultura.

BOTUCATU – SP
ABRIL – 2002

À DEUS

pela proteção de todas as horas.

AOS MEUS PAIS

Ahmad e Afaf

pela força e por ensinarem-me a ser uma pessoa honesta, digna e com um objetivo muito grande, vencer sempre.

OFEREÇO

AOS MEUS IRMÃOS

Nazira, Samira, Samir e Suzana

CUNHADOS

Nassib, Antônio Carlos e Patrícia

E AOS MEUS SOBRINHOS

Sawsan, Samer, Sirin, Suzana, Amira e Samir

por fazerem parte de minha vida.

DEDICO

AO PAULO

minha eterna gratidão, pelo companheirismo de toda hora.

“O correr da vida embrulha tudo, a vida é assim: esquenta e esfria, aperta e daí afrouxa, sossega e depois desinquieta. O que ela quer da gente é coragem.”

Guimarães Rosa

AGRADEÇO,

Ao programa de Pós-graduação em Agronomia – Energia na Agricultura, pela oportunidade a mim concedida.

Ao Prof. Dr. Luiz Roberto Almeida Gabriel, pela orientação.

Ao Prof. Dr. Angelo Cataneo, pela orientação e colaboração em diversas etapas para a realização deste trabalho.

À Prof. Dra. Célia Regina Lopes Zimback, pela colaboração, informação, ensinamentos, incentivo e apoio de todas as horas.

Aos Professores: Dr. Flávio Ferrari Aragão, Dr. Luiz Roberto Almeida Gabriel, Dr. Odivaldo José Seraphim, Dr. Angelo Cataneo, Dr. José Raimundo de Souza Passos, Dr. Mário Benincasa, Dr. Jorge de Lucas Júnior, Dr. Luís Antônio Targa, Dr. Zacarias Xavier de Barros, Dr. Nelson Miguel Teixeira, Dr. Sérgio Hugo Benez, pelos ensinamentos transmitidos.

Ao Prof. Dr. Márcio Cardim e a Prof. Mestre Cleonisse Machado de Mello, pela amizade e constantes colaborações.

Enfim, meus agradecimentos sinceros a todos que de alguma maneira me ajudaram na realização deste trabalho.

SUMÁRIO

	Página
LISTA DE QUADROS.....	X
LISTA DE FIGURAS.....	XI
RESUMO.....	01
SUMMARY.....	03
1 INTRODUÇÃO.....	05
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	07
2.1 Análise estatística exploratória dos dados.....	07
2.1.1 Medidas de posição.....	08
2.1.1.1 Média aritmética	08
2.1.1.2 Mediana	09
2.1.1.3 Moda	10
2.1.2 Medidas de dispersão.....	10
2.1.2.1 Variância	11
2.1.2.2 Desvio- padrão	12
2.1.3 Medidas de forma.....	12
2.1.3.1 Coeficiente de variação	12
2.1.3.2 Coeficiente de assimetria	13
2.1.3.3 Coeficiente de curtose	14
2.2 Geoestatística.....	16
2.3 Variabilidade espacial em solos.....	33
3 MATERIAL E MÉTODOS.....	41

	Página
3.1 Descrição da área de estudo.....	41
3.1.1 Situação geográfica.....	41
3.1.2 Clima, vegetação natural e relevo.....	42
3.1.3 Geologia.....	43
3.1.4 Solos.....	44
3.2 Material.....	44
3.2.1 Material cartográfico e programas computacionais.....	44
3.3 Métodos.....	45
3.3.1 Método de coleta e análise dos solos.....	45
3.3.2 Análise exploratória dos dados.....	46
3.3.3 Análise geoestatística dos dados.....	46
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	48
4.1 Análise descritiva dos dados.....	48
4.1.1 Medidas de posição.....	48
4.1.2 Medidas de dispersão.....	49
4.1.3 Medidas de forma.....	50
4.1.4 Distribuição de frequência.....	52
4.2 Análise espacial.....	53
4.2.1 Análise variográfica.....	53
4.2.2 Análise correlográfica.....	65
4.3 Considerações finais.....	74
5 CONCLUSÕES.....	76

	Página
6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	77
APÊNDICES.....	86

LISTA DE QUADROS

Quadro	Página
1 Análise estatística descritiva das medidas de posição dos atributos físicos e químicos de solos em Brotas – S.P.....	49
2 Análise estatística descritiva das medidas de dispersão dos atributos físicos e químicos de solos em Brotas – S.P.....	50
3 Análise estatística descritiva das medidas de forma dos atributos físicos e químicos de solos em Brotas – S.P.....	51
4 Parâmetros variográficos dos atributos físicos e químicos de solos em Brotas - S.P.....	54
5 Parâmetros correlográficos dos atributos físicos e químicos de solos em Brotas – S.P.....	65

LISTA DE FIGURAS

Figura	Página
1 Tipos de distribuição em relação à curtose.....	15
2 Exemplo de uma representação gráfica de um modelo de semivariograma ideal.....	22
3 Exemplo de uma representação gráfica de um modelo de semivariograma pepita puro.....	25
4 Exemplo de uma representação gráfica de um modelo de semivariograma linear.....	26
5 Exemplo de uma representação gráfica de um modelo de semivariograma esférico.....	27
6 Exemplo de uma representação gráfica de um modelo de semivariograma exponencial.....	28
7 Exemplo de uma representação gráfica de um modelo de semivariograma gaussiano.....	29
8 Exemplo de uma representação gráfica de um modelo de semivariograma sem patamar.....	30
9 Diferentes tipos de autocorrelogramas.....	33
10 Mapa do Estado de São Paulo com indicação do Município de Brotas.....	42
11 Semivariograma experimental e teórico do teor do pH do solo na profundidade de 0 – 20 cm.....	57
12 Semivariograma experimental e teórico do teor do pH do solo na profundidade de 60 – 80 cm.....	57

Figura	Página
13 Semivariograma experimental e teórico dos teores de CTC do solo na profundidade de 0 – 20 cm.....	58
14 Semivariograma experimental e teórico dos teores de CTC do solo na profundidade de 60 – 80 cm.....	58
15 Semivariograma experimental e teórico dos teores de V% do solo na profundidade de 0 – 20 cm.....	59
16 Semivariograma experimental e teórico dos teores de V% do solo na profundidade de 60 – 80 cm.....	59
17 Semivariograma experimental e teórico dos teores de MO do solo na profundidade de 0 – 20 cm.....	60
18 Semivariograma experimental e teórico dos teores de MO do solo na profundidade de 60 – 80 cm.....	60
19 Semivariograma experimental e teórico do teor de Areia do solo na profundidade de 0 – 20 cm.....	61
20 Semivariograma experimental e teórico do teor de Areia do solo na profundidade de 60 – 80 cm.....	61
21 Semivariograma experimental e teórico do teor de Argila do solo na profundidade de 0 – 20 cm.....	62
22 Semivariograma experimental e teórico do teor de Argila do solo na profundidade de 60 – 80 cm.....	62
23 Semivariograma experimental e teórico da Densidade do solo na profundidade de 0 – 20 cm.....	63

Figura	Página
24 Semivariograma experimental e teórico da Densidade do solo na profundidade de 60 – 80 cm.....	63
25 Autocorrelograma experimental do teor do pH do solo na profundidade de 0 – 20 cm.....	66
26 Autocorrelograma experimental do teor do pH do solo na profundidade de 60 – 80 cm.....	66
27 Autocorrelograma experimental dos teores de CTC do solo na profundidade de 0 – 20 cm.....	67
28 Autocorrelograma experimental dos teores de CTC do solo na .profundidade. de 60 – 80 cm.....	67
29 Autocorrelograma experimental dos teores de V% do solo na profundidade de 0 – 20 cm.....	68
30 Autocorrelograma experimental dos teores de V% do solo na profundidade de 60 – 80 cm.....	68
31 Autocorrelograma experimental dos teores de MO do solo na profundidade de 0 – 20 cm.....	69
32 Autocorrelograma experimental dos teores de MO do solo na profundidade de 60 – 80 cm.....	69
33 Autocorrelograma experimental do teor de Areia do solo na profundidade de 0 – 20 cm.....	70
34 Autocorrelograma experimental do teor de Areia do solo na profundidade de 60 – 80 cm.....	70

Figura	Página
35 Autocorrelograma experimental do teor de Argila do solo na profundidade de 0 – 20 cm.....	71
36 Autocorrelograma experimental e teórico do teor de Argila do solo na profundidade de 60 – 80 cm.....	71
37 Autocorrelograma experimental da Densidade do solo na profundidade de 0 – 20 cm.....	72
38 Autocorrelograma experimental da Densidade do solo na profundidade de 60 – 80 cm.....	72

RESUMO

O presente trabalho teve por objetivo mensurar e comparar os alcances de dependência espacial de atributos do solo, obtidos por meio dos processos do semivariograma e do autocorrelograma, em uma área localizada no município de Brotas, na região central do Estado de São Paulo, com a finalidade de obter parâmetros indicativos de variabilidade espacial para utilização em futuros estudos de fertilidade do solo e correções, em mapeamentos de atributos e recomendações de manejo. As variáveis estudadas foram pH, Capacidade de Troca de Cátions (CTC), Índice de Saturação por Bases (V%), Matéria Orgânica (MO), Areia, Argila e Densidade do solo. Utilizaram-se dados de 46 pontos (sendo 18 trincheiras e 28 tradagens), de onde foram coletadas amostras em duas profundidades: 0 – 20 cm (I – horizonte superficial) e 60 – 80 cm (II – horizonte subsuperficial). Foi efetuada a análise descritiva inicial, assim como a análise da dependência espacial, relatada pelos semivariogramas e pelos autocorrelogramas. Pelos resultados obtidos pode-se concluir que: variogramas e correlogramas foram ferramentas eficientes na análise espacial e na obtenção das dependências espaciais dos atributos dos solos; os correlogramas apresentaram alcances

bem menores do que os encontrados nos variogramas; pela literatura analisada há indicação que mais trabalhos utilizando-se métodos de maior teor analítico devem ser efetuados antes que qualquer interpretação possa ser adotada com maior nível de confiabilidade proporcionando mais parâmetros para comparação.

SPACE DEPENDENCE OF ATTRIBUTES OF THE OBTAINED SOIL BY MEANS OF SEMIVARIOGRAM IS AUTOCORRELOGRAM. Botucatu, 2002. 90p. Tese (Doutorado em Agronomia) – Faculdade de Ciências Agronômicas, Universidade Estadual Paulista.

Author: FÁTIMA AHMAD RABAH

Adviser: LUIZ ROBERTO ALMEIDA GABRIEL

Co-adviser: ANGELO CATANEO

SUMMARY

The objective of this work was to measure and compare the reaches of spatial dependency of soil attributes, obtained by means of the processes of semivariogram and autocorrelogram, in an area located in the Brotas city, in the Sao Paulo State central region, with the purpose of obtaining variability indicative parameters for use in future studies of soil fertility and its correction, mappings of attributes and management recommendations. The variables studied were pH, Capacity of Cations Exchange (CTC), Bases Saturation Index (V%), Organic Matter (MO), Sand, Clay and Bulk Density. Data from 46 points were used (being 18 trenches and 28 tradagens), from where samples were collected in two depths: 0 - 20 cm (I - superficial horizon) and 60 - 80 cm (II - subsurface horizon). The initial descriptive analysis was made, as well as the analysis of spatial dependency, reported by the semivariograms and the autocorrelograms. By the obtained results we can conclude that: variograms and correlograms were efficient tools in the spatial analyze and in the obtained spatial dependencies of the soil attributes; the correlograms presented lesser reach than the

ones found in the variograms; by the analyzed literature there is indication that many works using methods of a bigger analytical proportion may be achieved before any interpretation could be adopted with higher level of reliance providing more parameters for comparison.

Keywords: geostatistics, semivariogram, autocorrelogram.

1 INTRODUÇÃO

Em virtude das necessidades produtivas, assim como de uma melhor exploração das diversas culturas agrícolas, faz-se necessário o melhor conhecimento dos solos, envolvendo seus atributos físicos e químicos, buscando com isso a sua melhor fertilidade e produtividade.

Pela geoestatística pode-se estabelecer as mais diversas correlações entre as determinações de uma variável em diversos pontos geográficos de uma mesma área de estudo, possibilitando, com isso, a geração de mapa dessa variável voltado à seleção de culturas a serem desenvolvidas ou aos seus tratos culturais.

Até pouco tempo, esses estudos normalmente eram efetuados usando-se as ferramentas estatísticas convencionais aplicadas em condições de variabilidade espacial que, na maioria das vezes, não apresentavam exatidão, impedindo com isso um efetivo mapeamento da variável na região estudada.

Na prática, a hipótese de independência entre as amostras apenas pode ser satisfeita e verificada se a amostragem contiver informações geográficas, como, por

exemplo, as coordenadas com referências a um eixo arbitrário.

D. G. Krige, matemático sul-africano, desenvolveu a partir de 1951, um conjunto de ferramentas e conceitos estatísticos denominados geoestatística, propostos com a finalidade de facilitar a análise da variabilidade espacial de fenômenos, bem como suas respectivas dependências.

Esse desenvolvimento se deu a partir de dados de concentração de ouro, onde foi percebido não haver sentido nas variâncias encontradas, sem se levar em conta as distâncias físicas existentes entre as amostras.

Baseando-se nas observações até então efetuadas, Matheron (1963) desenvolveu a teoria das Variáveis Regionalizadas que contém os fundamentos da geoestatística.

Com o passar dos anos e contínua evolução da tecnologia da computação pode-se hoje, através de análise de dados coletados de mapas digitalizados, efetuar as interpolações geoestatísticas, levando a um resultado detalhado da análise espacial do solo, de uma única ou de mais características estudadas em posições distintas de uma área avaliada.

Com os dados de análise de solo provenientes de um levantamento semidetalhado, na região de Brotas, este trabalho teve como objetivo:

- elaborar a análise espacial de atributos dos solos, obtidos por meio dos processos do semivariograma e autocorrelograma para obtenção dos respectivos alcances de dependência espacial; e
- comparar os alcances obtidos pelos dois processos.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Análise estatística exploratória dos dados

A análise estatística exploratória dos dados consiste no uso de diversos métodos e conceitos que auxiliam no conhecimento do fenômeno estudado e na tomada de decisões a partir de interpretações necessárias subjetivas dos fatos (Journel, 1988).

Dentre as estatísticas, uma das mais utilizadas por facilitar os cálculos e respectivas interpretações, é a variância, também conhecida como variabilidade. Essa variabilidade, obtida da amostragem, é dada em função dos valores encontrados ou observados em relação a um valor populacional, conhecido ou determinado.

As estatísticas, de maneira geral, podem ser classificadas como:

- a) Medidas de posição,
- b) Medidas de dispersão e
- c) Medidas de forma.

2.1.1 Medidas de posição

As medidas de posição são uma das principais características de um conjunto de dados e servem para localizar a distribuição de frequências sobre o eixo de variação em questão. As principais medidas são: média aritmética, mediana e moda.

2.1.1.1 Média aritmética ($\bar{x}$)

A média aritmética de um conjunto de dados numéricos é a soma de todos os dados (x_i) da amostra dividida pelo número de dados da amostra (N), ou seja:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^N x_i}{N} \dots\dots\dots(1)$$

Quando os dados estiverem agrupados numa distribuição de frequência, tem-se:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^N x_i \cdot f_i}{N} \dots\dots\dots(2)$$

onde: f_i é a frequência de ocorrência de cada classe;

x_i é o ponto médio de cada classe;

$N = \sum f_i$ é o número de dados da amostra.

2.1.1.2 Mediana (Me)

A mediana é o valor que divide um conjunto de dados ordenados ao meio, ou seja, é um valor que, como a média, também procura caracterizar o centro da distribuição de frequência, diferenciando apenas que ela trabalha com conjuntos de dados.

Assim sendo, define-se mediana de um conjunto de N valores ordenados, como sendo:

- o elemento central, se o número de elementos for ímpar;
- a média aritmética dos elementos centrais, se o número de elementos for par;
- e se os elementos estiverem agrupados numa distribuição de frequência por classe, a mediana será dada por:

$$Me = l_i + \frac{\left(\frac{N}{2} - f_{aca}\right)c}{f_{Me}} \dots\dots\dots(3)$$

onde: l_i é o limite inferior da classe mediana;

c é a amplitude ou comprimento da classe mediana;

f_{aca} é a frequência acumulada anterior à classe mediana;

f_{Me} é a frequência da classe mediana.

Frequência acumulada é a frequência da classe mais as anteriores.

Para calcular a mediana, quando os elementos estiverem agrupados numa distribuição de frequência por classe, deve-se localizar primeiro a classe mediana, ou seja, dividir N por 2 e localizar o quociente obtido na coluna da frequência acumulada.

2.1.1.3 Moda (Mo)

A moda de um conjunto de dados é o valor que aparece com maior frequência. Existem casos em que ocorre mais de uma moda e outros em que a moda não existe (os valores não se repetem ou todos os valores têm a mesma frequência).

No caso onde os dados se encontram agrupados numa distribuição de frequência por classe, a classe com a maior frequência é denominada classe modal e a moda é obtida pela expressão:

$$Mo = l_i + \left(\frac{\Delta_1}{\Delta_1 + \Delta_2} \right) \cdot c \dots\dots\dots(4)$$

onde: l_i é o limite inferior da classe modal;

Δ_1 é a diferença entre a frequência da classe modal e a frequência da classe anterior à modal;

Δ_2 é a diferença entre a frequência da classe modal e a frequência da classe posterior à modal.

2.1.2 Medidas de dispersão

As medidas de dispersão são medidas estatísticas utilizadas para avaliar o grau de variabilidade ou dispersão dos valores em torno da média e servem para medir a representatividade da média, pois duas distribuições poderão estar centradas no mesmo ponto, mas as observações poderão estar mais dispersas numa distribuição do que na outra. Logo, enquanto uma medida de tendência central indica a posição de uma distribuição,

uma medida de dispersão indicará o formato de tal distribuição. As principais medidas são: variância e desvio-padrão.

2.1.2.1 Variância (S^2)

A variância diz o quanto os valores x_i estão se distanciando do valor médio. A variância é dada por:

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}{N - 1} \dots\dots\dots(5)$$

onde $\bar{x}$ é a média dos dados da amostra.

Utiliza-se o divisor (N – 1) porque se perde um grau de liberdade quando é estimado o valor médio.

Quando os dados estiverem agrupados numa distribuição de frequência, tem-se:

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 \cdot f_i}{N - 1} \dots\dots\dots(6)$$

Se os valores tendem a concentrarem-se próximos da média, a variância é pequena e se os valores tendem a afastarem-se da média, a variância é grande.

2.1.2.2 Desvio-padrão (S)

Observando-se a fórmula original para o cálculo da variância, nota-se que é uma soma de quadrados. Dessa forma, se a unidade da variável for, por exemplo, metro (m), terá como resultado, metro ao quadrado (m^2), dificultando a comparação do valor da variância com os dados. Para se ter a unidade original, necessita-se definir outra medida de dispersão, que é a raiz quadrada positiva da variância, o desvio-padrão. Assim:

$$S = \sqrt{S^2} \dots\dots\dots(7)$$

2.1.3 Medidas de forma

2.1.3.1 Coeficiente de variação (CV)

Trata-se de uma medida relativa de dispersão útil para a comparação em termos relativos do grau de concentração em torno da média de séries distintas. Mas isso se torna difícil quando se tem situações onde as médias são muito desiguais ou as unidades de medida são diferentes. Para tanto, é utilizado o coeficiente de variação, definido como a proporção da média representada pelo desvio padrão, sendo definido por:

$$CV = \frac{S}{\bar{x}} \times 100 \dots\dots\dots(8)$$

O coeficiente de variação é expresso em percentagem (%).

Conforme citado em Gomes (1976), o coeficiente de variação dá uma idéia da precisão do experimento de campo, podendo considerá-los:

- a.) Baixo, se inferiores a 10%;
- b.) Médio, quando de 10 a 20%;
- c.) Alto, quando de 20 a 30%;
- d.) Muito alto, se superiores a 30%.

2.1.3.2 Coeficiente de assimetria (AS)

O coeficiente de assimetria é o grau de afastamento de uma distribuição da unidade de simetria. Em uma distribuição simétrica tem-se igualdade dos valores da média, mediana e moda.

Para o cálculo da medida de assimetria, adotaremos a seguinte fórmula:

$$AS = \frac{\bar{x} - Mo}{S} \dots\dots\dots(9)$$

Se $AS = 0$, diz-se que a distribuição é simétrica.

$AS > 0$, diz-se que a distribuição é assimétrica positiva.

$AS < 0$, diz-se que a distribuição é assimétrica negativa.

Conforme citado em Lourenço (1998), dependendo do valor AS, a

distribuição pode ser classificada em:

- Simétrica, se $|AS| < 0,15$;
- Assimétrica moderada, se $0,15 \leq |AS| < 1,0$;
- Assimétrica forte, se $|AS| \geq 1,0$.

2.1.3.3 Coeficiente de curtose (K)

O coeficiente de curtose nos indica a forma da curva de distribuição em relação ao seu achatamento. O termo médio de comparação é dado pela distribuição normal, modelo teórico de distribuição estudado pelo cálculo de probabilidades. Assim, quanto ao seu achatamento, a distribuição normal é dita mesocúrtica, as mais achatadas que a normal são ditas platicúrticas e as menos achatadas são ditas leptocúrticas.

A curtose pode ser medida pela seguinte expressão:

$$K = \frac{\sum_{i=1}^n \left(x_i - \bar{x} \right)^4}{S^4} \cdot \frac{N}{3} \dots\dots\dots(10)$$

onde K é o coeficiente percentífico de curtose.

Esse coeficiente é adimensional, segundo Lourenço (1998), sendo menor que três para as distribuições platicúrtica, igual a três para distribuição mesocúrtica e maior que três para as distribuições leptocúrtica.

Exemplo das curvas e respectivo grau de achatamento:

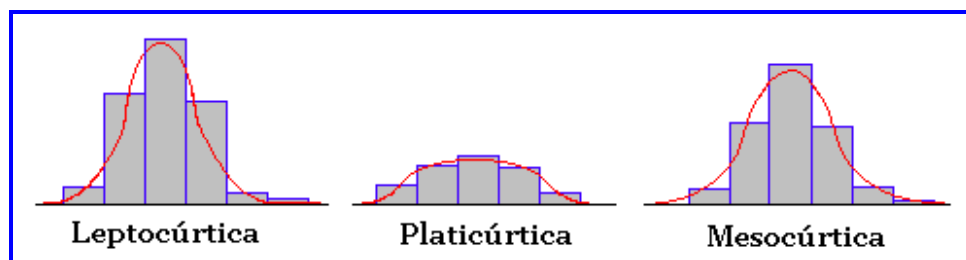


Figura 1 - Tipos de distribuição em relação à curtose

Baseando-se na hipótese principal de que as variações de um local para outro são aleatórias e independentes, nenhum dos parâmetros citados acima referem-se a posição das amostras que provém, esses parâmetros precisam ser analisados em conjunto e que, para isso, o conhecimento do fenômeno físico é de grande importância para a sua análise. Nesse ramo da estatística, os valores esperados num dado ponto são estimados levando-se em consideração a média da população e a variância dos valores medidos em torno da média. Esta estimativa pressupõe também que, as amostras sejam independentes e que possuam distribuição normal (que está entre as distribuições teóricas mais importantes). Uma outra distribuição importante é a lognormal que se caracteriza pelo fato dos logaritmos dos valores observados obedecerem à distribuição normal. A estatística clássica assume que as variáveis em estudo não estão correlacionadas e que possuem a mesma distribuição quando analisadas em separado ou em conjunto. Se a distribuição de frequência for diferente da normal, deve-se realizar uma transformação de dados para a normalização e o uso da estatística clássica (Cassel & Bauer, 1975). A normalidade e a independência dos dados são pré-requisitos básicos para o uso da estatística clássica.

Uma das maneiras para verificar se os dados possuem distribuição de probabilidade normal é feito através dos coeficientes de assimetria e curtose.

2.2 Geoestatística

Os testes estatísticos baseiam-se na pressuposição de independência, isto é, baseiam-se na hipótese de que as variações de um local para outro são aleatórias e independentes. Quando um determinado fenômeno varia de um local para outro com algum grau de organização ou continuidade, expresso através da dependência espacial, os estudos devem ser realizados utilizando a geoestatística, desenvolvida na África do Sul, quando Krige, em 1951, trabalhando com concentração de ouro, concluiu que não conseguia estudar as variâncias, sem levar em conta a distância entre as amostras.

Baseado nessas observações, Matheron (1963) formalizou os fundamentos da geoestatística, os quais chamou de “ Teoria das Variáveis Regionalizadas”, tendo como base os conceitos de função aleatória e estacionariedade de segunda ordem.

Variável Regionalizada é definida como uma função espacial numérica, que varia de um local para outro, com continuidade aparente, sendo que sua variação não pode ser representada por uma função matemática simples.

Uma variável é considerada como aleatória quando assume valores que variam seguindo alguma lei de distribuição de probabilidade, sendo caracterizada por parâmetros de distribuição, como, por exemplo, a média e a variância na distribuição normal. Uma variável regionalizada $Z(x_i)$, para qualquer x_i dentro da área S em estudo, pode ser considerada uma realização do conjunto de variáveis aleatórias $\{Z(x_i), \text{ para qualquer } x_i \text{ dentro da } S\}$.

Para estimar valores para os locais não amostrados, tem-se que introduzir a restrição de que a variável regionalizada seja, necessariamente, estacionária

estatisticamente, isto é, que os momentos estatísticos da variável aleatória $Z(x_i + h)$ sejam os mesmos para qualquer vetor h . De acordo com o número k de momentos estatísticos constantes, a variável é chamada de estacionária de ordem k . Segundo Olea (1975), estacionariedade de ordem 2 é importante quando se deseja empregar geoestatística.

Conforme citado por Vieira (1996), supondo-se que a função aleatória $Z(x_i)$ tenha valores esperados $E\{Z(x_i)\} = m(x_i)$ e $E\{Z(x_i + h)\} = m(x_i + h)$ e variâncias $\text{Var}\{Z(x_i)\}$ e $\text{Var}\{Z(x_i + h)\}$, respectivamente, para os locais x_i e $x_i + h$, em qualquer vetor h , a covariância $C(x_i, x_i + h)$ entre $Z(x_i)$ e $Z(x_i + h)$ é definida por:

$$C(x_i, x_i + h) = E\{Z(x_i) \cdot Z(x_i + h)\} - m(x_i)m(x_i + h) \dots \dots \dots (11)$$

O variograma $2\gamma(x_i, x_i + h)$ é definido por:

$$2\gamma(x_i, x_i + h) = E\{Z(x_i) - Z(x_i + h)\}^2 \dots \dots \dots (12)$$

A variância de $Z(x_i)$ é:

$$\begin{aligned} \text{Var}\{Z(x_i)\} &= E\{Z(x_i) \cdot Z(x_i + 0) - m(x_i)m(x_i + 0)\} \\ &= E\{Z^2(x_i) - m^2(x_i)\} = C(x_i, x_i) \dots \dots \dots (13) \end{aligned}$$

e a variância de $Z(x_i + h)$ é

$$\text{Var}\{Z(x_i + h)\} = E\{Z^2(x_i + h) - m^2(x_i + h)\} = C(x_i, x_i + h) \dots (14)$$

Uma função é estacionária de 2ª ordem se:

a) o seu valor esperado $E[Z(x_i)]$ existe e não depende da posição x_i , ou seja:

$$E[Z(x_i)] = m(x), \forall x_i \in S \dots (15)$$

b) a covariância espacial de cada par $Z(x_i)$ e $Z(x_i + h)$ existe e é a mesma em todo o campo, independente da posição, dependendo apenas do vetor h , ou seja:

$$C(h) = E[Z(x_i) \cdot Z(x_i + h)] - m^2, \forall x_i \in S \dots (16)$$

A estacionariedade da covariância (equação 16) implica na estacionariedade da variância e do variograma. Com isso, usando a linearidade do operador valor esperado, E , na equação (13), e aplicando as condições de estacionariedade (15) e (16), tem-se:

$$\text{Var}\{Z(x_i)\} = E\{Z(x_i) \cdot Z(x_i + 0)\} - E\{m^2(x_i)\} \dots (17)$$

$$\text{Var}\{Z(x_i)\} = E\{Z^2(x_i)\} - m^2 = C(0) \dots (18)$$

O variograma na equação (12) pode ser desenvolvido em

$$2\gamma(x_i, x_i + h) = 2\gamma(h) = E\{Z^2(x_i) - 2Z(x_i)Z(x_i + h) + Z^2(x_i + h)\} \dots\dots\dots(19)$$

Somando e subtraindo m^2 ,

$$2\gamma(h) = E\{Z^2(x_i) - m^2 - 2Z(x_i)Z(x_i + h) + 2m^2 + Z^2(x_i + h) - m^2\} \dots\dots\dots(20)$$

Usando a linearidade do operador E e reconhecendo que o valor esperado de uma constante é a própria constante, tem-se:

$$2\gamma(h) = E\{Z^2(x_i)\} - m^2 - 2(E\{Z(x_i)Z(x_i + h)\} - m^2) + E\{Z^2(x_i + h)\} - m^2 \dots\dots\dots(21)$$

Substituindo as equações (6) e (8) na equação (11), tem-se:

$$2\gamma(h) = C(0) - 2C(h) + C(0) = 2C(0) - 2C(h) \dots\dots\dots(22)$$

ou simplificando

$$\gamma(h) = C(0) - C(h) \dots\dots\dots(23)$$

Isolando C(h), tem-se:

$$C(h) = C(0) - \gamma(h) \dots\dots\dots(24)$$

Dividindo ambos os lados por C(0) e reconhecendo o correlograma

como:

$$r(h) = \frac{C(h)}{C(0)} = \frac{C(0)}{C(0)} - \frac{\gamma(h)}{C(0)} \dots\dots\dots(25)$$

$$r(h) = 1 - \frac{\gamma(h)}{C(0)} \dots\dots\dots(26)$$

Conclui-se que se a hipótese de estacionariedade de ordem 2 for satisfeita, a covariância $C(h)$ e o variograma $2\gamma(h)$ são ferramentas equivalentes para caracterizar a dependência espacial. Essa hipótese implica na existência de uma variância finita dos valores amostrados, ou seja, $\text{Var}\{Z(x)\} = C(0)$. Quando essa hipótese não puder ser satisfeita, uma hipótese menos restritiva, segundo Cressie (1991), chamada estacionariedade intrínseca, pode ser aplicada, ela requer apenas a existência e estacionariedade do semivariograma, sem nenhuma restrição quanto à existência de variância finita e podendo ser definida por:

$$E[Z(x_i)] = m, \forall x_i \in S \dots\dots\dots(27)$$

$$\text{Var}\{Z(x_i) - Z(x_i + h)\} = E\{Z(x_i) - Z(x_i + h)\}^2 = 2\gamma(h), \forall x_i \in S \dots\dots\dots(28)$$

A função $\gamma(h)$ é conhecida como semivariância. A hipótese intrínseca é a mais usada em geoestatística, por ser menos restritiva.

A dependência espacial é dada pela medida da variância das

diferenças dos valores amostrais entre todos os pontos, separados por uma distância h , podendo ser verificada através da função semivariância.

O semivariograma, que descreve o componente estruturado e espacialmente dependente de uma função aleatória $Z(x_i)$, é definido segundo Isaaks & Srivastava (1989), pela expressão:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2 \cdot N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i + h) - Z(x_i)]^2 \dots\dots\dots(29)$$

E esta função pode ser estimada por:

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2 \cdot N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i + h) - Z(x_i)]^2 \dots\dots\dots(30)$$

onde, h é a distância entre os pares de observações $(Z(x_i + h), Z(x_i))$ e $N(h)$ é o número de pares de valores medidos na distância h .

A função semivariância deve seu nome a Matheron (entre 1957 e 1962), bem como o seu tratamento e interpretação teórica e prática, embora seja uma função conhecida anteriormente, já tendo sido citada por Langsaetter, em 1926 (Valente, 1989). O semivariograma é representado pelo gráfico de $\gamma^*(h)$ versus h , ou seja, semivariância do atributo versus distância (Vieira, 1997), como mostra a Figura 2.

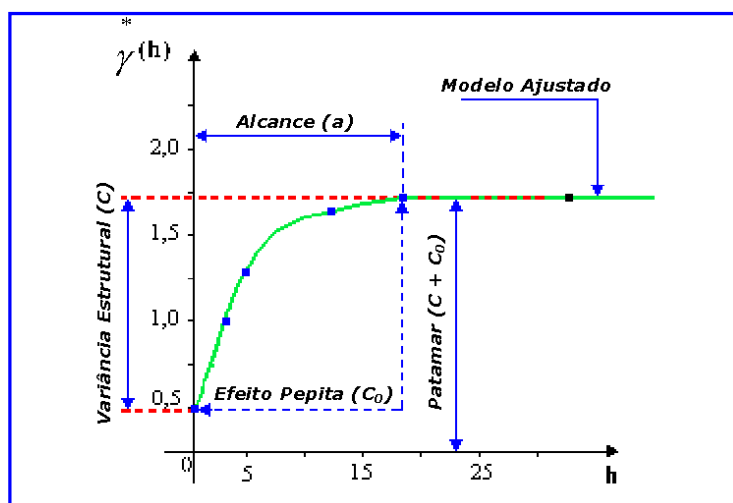


Figura 2 – Exemplo de uma representação gráfica de um semivariograma de modelo ideal

O seu comportamento representa o que, intuitivamente, se deve esperar de dados de campo, ou seja, que as diferenças $[Z(x_i + h) - Z(x_i)]$ decresçam à medida que h , a distância que os separa, decresce.

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 (Isaaks & Srivastava, 1989).

Há três tipos de semivariogramas, segundo Guerra (1988): *observado* ou *experimental* (obtido a partir das amostras colhidas no campo), *verdadeiro* (real, mas desconhecido) e *teórico* (de referência, utilizado para o ajuste do modelo).

Uma forma comum de ajuste do semivariograma é determinar os parâmetros envolvidos no modelo, que de acordo com Krige (1966), Matheron (1971), Isaaks & Srivastava (1989), Silva et al. (1989), Journel & Huijbregts (1978), Souza (1992), Cambardella et al. (1994) e Vieira (1997) são: efeito pepita, patamar, alcance, efeito pepita

puro e ausência de patamar.

Efeito Pepita (C_0): de acordo com a equação (30), que define o semivariograma, $\gamma^*(0) = 0$, quando $h = 0$, mas na prática isso não ocorre. À medida que h tende a 0 (zero), $\gamma^*(h)$ tende a um valor positivo C_0 , chamado efeito pepita (nugget effect). O valor C_0 revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras, que pode ser devido a erros de medições ou microvariação não detectada. Segundo Vieira et al. (1983), quanto maior o efeito pepita, mais fraca é a dependência espacial do atributo em questão.

Patamar ($C_0 + C$): à medida que h aumenta, $\gamma^*(h)$ aumenta até um valor máximo ($C_0 + C$), no qual se estabiliza. Esse valor é denominado patamar (sill) e é aproximadamente igual à variância dos dados. Tringmar et al. (1985) definiram a relação $C_0/(C_0 + C)$, a qual possibilita a comparação dos tamanhos relativos dos efeitos pepita entre os atributos do solo, visando-se definir classes distintas de dependência espacial para os mesmos. Cambardella et al. (1994), propuseram a seguinte classificação para a relação: $\leq 25\%$ - forte dependência espacial; entre 25% e 75% - moderada dependência espacial e $> 75\%$ - fraca dependência espacial. Já no programa geoestatístico GS+ (GS+, 2000), é proposta a seguinte relação: % Semivariância Estrutural = $[C/(C_0 + C)].100$; podendo ser classificada, obedecendo aos intervalos invertidos propostos por Zimback (2001), como: $\leq 25\%$ - fraca dependência espacial; entre 25% e 75% - moderada dependência espacial e $> 75\%$ - forte dependência espacial.

Alcance (a): a distância onde $\gamma^*(h)$ atinge o patamar é chamada de *alcance* (range) e é denotada por **a**. Segundo Guerra (1988), alcance (a) corresponde ao conceito da Zona de Influência ou Dependência Espacial de uma amostra, marcando a

distância a partir da qual as amostras podem ser consideradas independentes.

Efeito Pepita Puro: de acordo com Tringmar et al. (1985), quando o efeito pepita (C_0) for aproximadamente igual ao patamar ($C_0 + C$) para qualquer valor de h , então se tem um Efeito Pepita Puro, demonstrando que a amostra não tem influência espacial e as estatísticas tradicionais podem ser aplicadas.

Ausência do Patamar: quando o semivariograma cresce sem limites para todos os valores de h calculados, ele indica a presença de fenômeno com capacidade infinita de dispersão, o qual não tem variância finita e para o qual a covariância (equação 16), não pode ser definida. Nesse caso, não é possível determinar o alcance e o patamar.

O gráfico do semivariograma experimental, $\gamma^*(h)$ versus h , mostra uma série de pontos discretos de $\gamma^*(h)$ correspondendo a cada valor de h e para o qual, uma função contínua deve ser ajustada.

Serão discutidos os principais modelos de ajuste aplicáveis a diferentes fenômenos.

O ajuste de um modelo teórico ao semivariograma experimental é um dos aspectos mais importantes das aplicações da Teoria das Variáveis Regionalizadas. Todos os cálculos de geoestatística dependem do valor do modelo do semivariograma para cada distância especificada (Vieira et al., 1981). Como regra, quanto mais simples puder ser o modelo ajustado, melhor. É importante que o modelo ajustado represente a tendência de $\gamma^*(h)$ em relação à h .

Dependendo do comportamento de $\gamma^*(h)$ para altos valores de h , os modelos podem ser divididos em dois tipos: modelos com patamar (efeito pepita puro, modelo

linear, modelo esférico, modelo exponencial e modelo gaussiano) e modelo sem patamar (modelo potência).

Vieira et al. (1983), Jian et al. (1995) e Goovaerts (1997), apresentaram esses modelos clássicos para o ajuste do semivariograma:

$$1) \text{ Efeito Pepita Puro: } \gamma(h) = \begin{cases} 0 & \text{se } h = 0 \\ C_0 + C & \text{se } h > 0 \end{cases} \dots\dots\dots(31)$$

A representação gráfica desse modelo é apresentada na Figura 3.

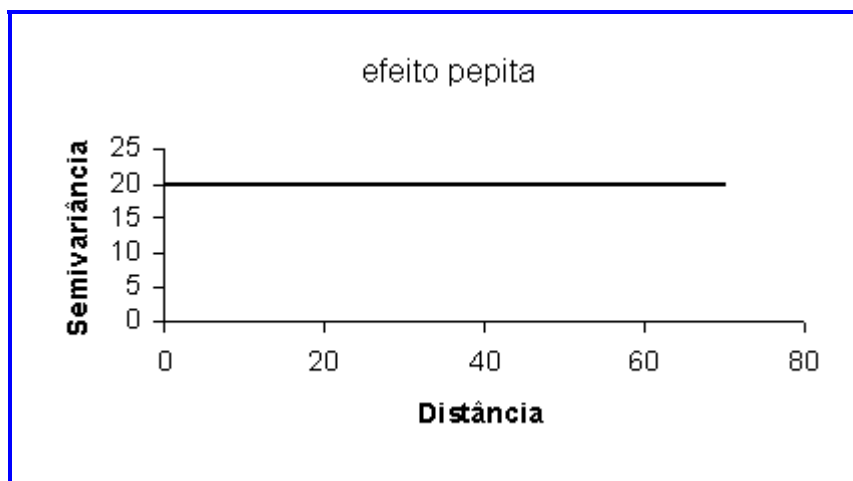


Figura 3 – Exemplo de uma representação gráfica de um semivariograma de modelo efeito pepita puro.

Fonte: Freitas (2000)

$$2) \text{ Modelo linear: } \gamma(h) = \begin{cases} C_0 + \frac{C}{a}h & \text{se } 0 < h < a \\ C_0 + C & \text{se } h \geq a \end{cases} \dots\dots\dots(32)$$

onde $(C/a).h$ é o coeficiente angular para $0 < h < a$.

A representação gráfica desse modelo é apresentada na Figura 4.

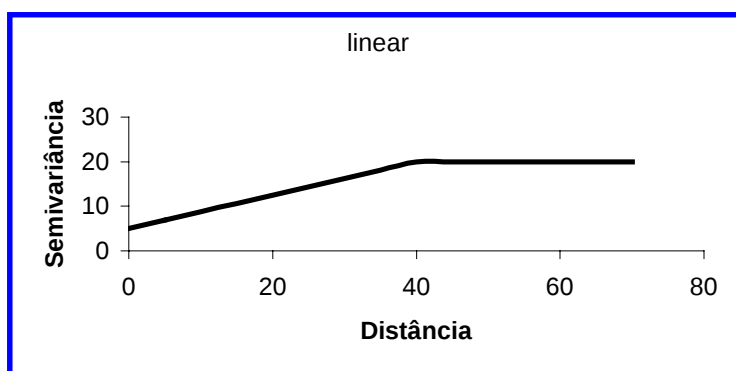


Figura 4 - Exemplo de uma representação gráfica de um semivariograma de modelo linear.

Fonte: Freitas (2000)

$$3) \text{ Modelo Esférico: } \gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] & \text{se } 0 < h < a \\ C_0 + C & \text{se } h \geq a \end{cases} \dots\dots\dots(33)$$

A representação gráfica do modelo esférico é mostrada na Figura 5.

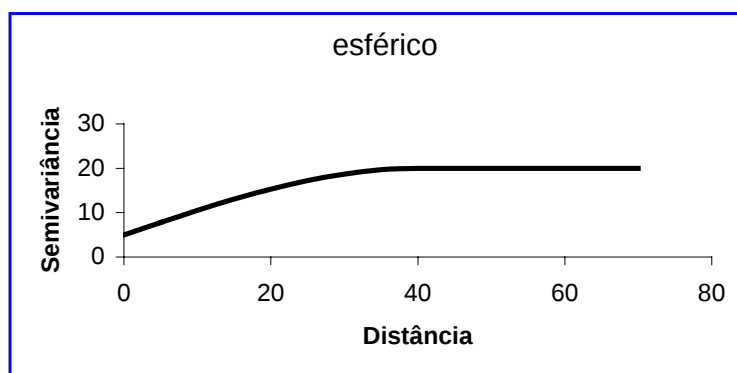


Figura 5 - Exemplo de uma representação gráfica de um semivariograma de modelo esférico.

Fonte: Freitas (2000)

O modelo esférico é linear até aproximadamente $(1/3)a$.

4) Modelo Exponencial: $\gamma(h) = C_0 + C \left[1 - \exp\left(-3\frac{h}{a}\right) \right]$ se $0 < h < d$ (34)

onde **d** é a máxima distância na qual o semivariograma é definido.

Este modelo é representado pela Figura 6.

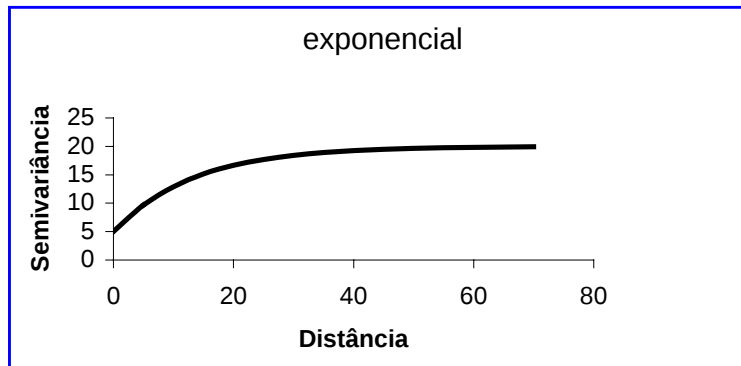


Figura 6 - Exemplo de uma representação gráfica de um semivariograma de modelo exponencial.

Fonte: Freitas (2000)

Uma diferença fundamental do modelo exponencial para o esférico é que o exponencial atinge o patamar apenas assintoticamente, enquanto que o modelo esférico o atinge no valor do alcance. O parâmetro a é determinado visualmente como a distância após a qual o semivariograma se estabiliza.

$$5) \text{ Modelo Gaussiano: } \gamma(h) = C_0 + C \left[1 - \exp\left(-3 \frac{h^2}{a^2}\right) \right] \quad \text{se } 0 < h < d \dots\dots\dots(35)$$

A Figura 7 mostra a visualização do modelo de Gauss.

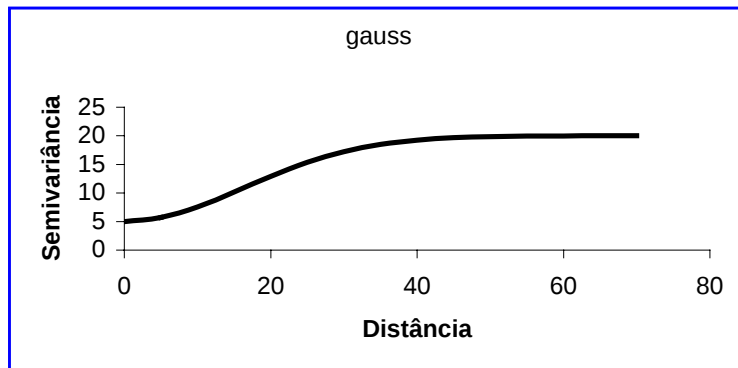


Figura 7 - Exemplo de uma representação gráfica de um semivariograma de modelo gaussiano.

Fonte: Freitas (2000)

6) Modelo Potência (linear)

Quando o semivariograma experimental cresce indefinidamente, ou seja, quando não atinge o patamar, devemos ajustá-lo através de um modelo da forma:

$$\gamma(h) = C_0 + Ah^B \quad \text{se } 0 < B < 2 \dots\dots\dots(36)$$

conhecido como modelo Potência, o parâmetro B tem que ser estritamente maior que zero e menor que 2, a fim de garantir que o semivariograma satisfaça a condição $\gamma(h) > 0$ e $\gamma(-h) = \gamma(h)$.

A Figura 8 mostra a representação gráfica do modelo linear sem patamar.

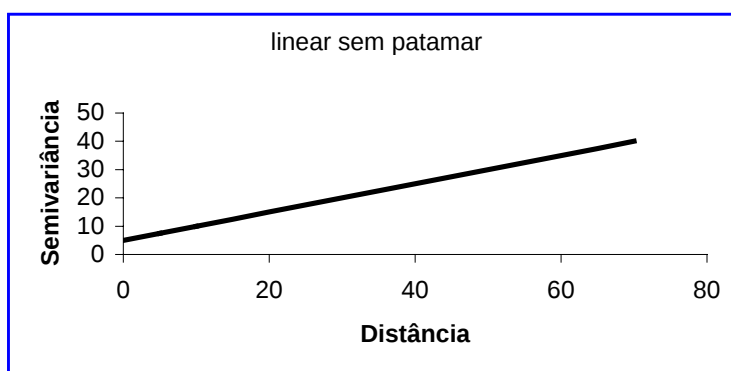


Figura 8 – Exemplo de uma representação gráfica de um semivariograma de modelo sem patamar.

Fonte: Freitas (2000)

Segundo citado por Zimback (2001), além do efeito pepita (C_0), do patamar ($C + C_0$) e do alcance (a), a análise estrutural do semivariograma, fornece outros parâmetros para uma análise posterior:

- Alcance Efetivo – para alguns modelos o alcance é igual ao efetivo (esférico, linear e linear com patamar), para outros, como o gaussiano e exponencial, o alcance efetivo representa $3a$ e $1,7a$, respectivamente, devido ao longo espaço de curvatura da curva (Guerra, 1988);
- Estrutura ou Proporção Espacial $C/(C + C_0)$ – que determina quanto da variância espacial está presente na variância total da amostra;
- Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQR) – que determina o ajuste do modelo teórico ao semivariograma experimental. Quanto menor o valor de SQR, melhor o ajuste (Zimmerman & Zimmerman, 1991);
- Coeficiente de Regressão ou Determinação (r^2) – que indica quantos dos pontos do semivariograma experimental encontram-se na curva do modelo teórico, embora não seja

considerado um bom indicativo de ajuste (GS+, 2000).

Uma outra ferramenta para caracterizar e quantificar a variabilidade espacial de parâmetros, segundo Journel & Huijbreghts (1978), é a função autocorrelação $[r(h)]$, definida por:

$$r(h) = \frac{C(h)}{C(0)} \dots\dots\dots (37)$$

onde: $C(h)$ é a estimativa da autocovariância das amostras, separada por uma distância h ,

$C(0)$ é a estimativa da variância para o conjunto de amostras.

A estimativa da autocovariância é dada por:

$$C(h) = \frac{1}{n-h-1} \sum_{i=1}^{n-h} \left(x_{i+h} - \bar{x} \right) \left(x_i - \bar{x} \right) \dots\dots\dots (38)$$

onde: $\bar{x}$ é a média das amostras,

x_i e x_{i+h} são os valores das amostras separados por h ,

n é o número de amostras analisadas,

h é à distância entre as amostras.

A autocovariância se reduz a variância, quando h é igual a zero e a autocorrelação tem seu valor máximo de 1, pois testa a correlação de cada amostra com ela mesma. De acordo com Byers & Stephens (1983), para distâncias maiores que zero, a função

autocorrelação aproxima-se de zero para alguma separação finita.

Como citado em Gajem et al. (1981), a função autocorrelação tem certas vantagens embora requeira uma forma relativamente forte de estacionariedade. Em particular, os valores da função autocorrelação são normalizados para alcance -1 e 1 inclusive, facilitando com isto a interpolação da função autocorrelação. Finalmente, neste caso, onde a função aleatória é próxima da normal ou próxima da lognormal, isto é somente necessário para saber a média, variância, e $[r(h)]$ para caracterizar completamente a função aleatória.

A representação gráfica do coeficiente da autocorrelação $[r(h)]$, como uma função de h , é chamada de autocorrelograma. Gajem et al. (1981) classifica quatro tipos de autocorrelogramas:

- (A) – É o caso típico, com o valor de $[r(h)]$ caindo gradualmente para zero e tornando-se constante;
- (B) – O valor de $[r(h)]$ cai para zero mais rapidamente, dentro da “primeira classe de distância” (primeiro lag), mantendo-se constante no ponto zero, neste caso as amostras não são correlacionadas, ou seja, são independentes entre si;
- (C) – O correlograma cai de forma muito mais lenta, indicando dependência sobre um longo alcance;
- (D) – Representa outras possibilidades, incluindo padrões cíclicos e estruturas aninhadas.

Estes tipos de autocorrelogramas são mostrados na Figura 9:

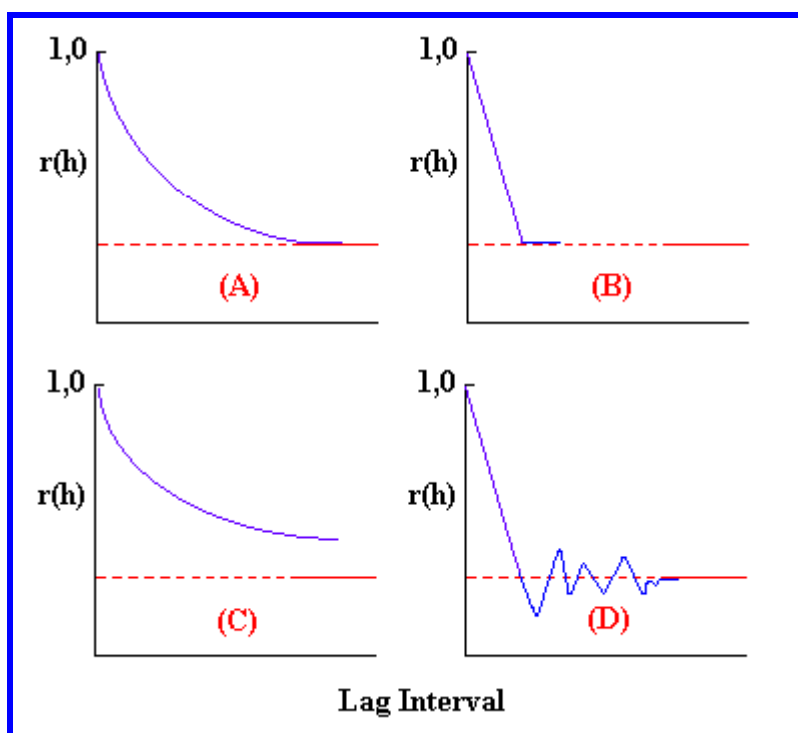


Figura 9 – Diferentes tipos de autocorrelogramas

2.3 Variabilidade espacial em solos

Alguns autores estudaram fenômenos variados, empregando semivariogramas e autocorrelogramas para a validação da variabilidade espacial.

Gajem et al. (1981) estudaram a estrutura espacial das propriedades do solo, através de amostras de um entisol (Neossolo Litólico), na Estação Experimental da Universidade do Arizona em Marana. Novecentas amostras de nove transeções foram coletadas, em linhas diretas, com 100 localizações para cada transeção, com intervalos de 20, 200 e 2000 cm. Todas as amostras foram tomadas a 50 cm de profundidade. As variáveis incluem conteúdo de água a 0,1 e 15 bares, água disponível, superfície específica, distribuição do tamanho de partícula, pH, EC, densidade do solo e conteúdo de água no campo, sete dias

depois da irrigação. Foram avaliadas as funções de autocorrelação para cada um dos parâmetros e correlacionadas com padrões de três tipos básicos: típico, aleatório, ou com uma grande área de influência. As generalizações eram difíceis, mas a zona de influência calculada foi fortemente dependente da distância entre amostras, com intervalos maiores tendendo a dar maiores valores. Em alguns casos, isso poderia ser explicado parcialmente com base na grande separação padrão medida em transeção mais longo. Os resultados indicam futuras dificuldades na escolha das escalas de duração por parâmetro do solo.

Libardi et al. (1986) utilizaram autocorrelação, semivariância e densidade espectral para avaliar a magnitude da variação espacial da umidade, textura e densidade de partículas, ao longo de uma transeção de uma Terra Roxa Estruturada (Alfisol), em Piracicaba (SP). No traçado, de 150 m de comprimento, uma amostra nos limites de profundidade entre 0,25 e 0,35 m foi regularmente coletada a cada 0,50 m de distância uma da outra, perfazendo um total de 300 amostras. A função densidade espectral para a densidade de partículas pareceu exibir uma concentração de variância entre as frequências zero e $0,0134 \text{ m}^{-1}$ devido a valores médios ocorrendo em períodos entre zero e 1 m, cujas causas, contudo, não puderam ser justificadas. As funções autocorrelação e semivariância promoveram informações acerca das distâncias de separação entre amostras nas quais os valores observados são relacionados uns com os outros, mostrando a potencialidade de tais funções em esquemas de amostragem futuras.

Zhang & Selinus (1997) utilizaram três tipos de métodos de análises: semivariogramas, autocorrelogramas e fractais, para analisar os conteúdos de Cu, Pb e Zn, encontrados em sedimentos da bacia do Rio Yangtze (China). Os alcances foram de aproximadamente 1000 km de correlação espacial revelados por variogramas para Cu e Zn,

enquanto que alguma tendência foi detectada para Pb. Os alcances mostraram correlação entre segmentos. Foram detectados alcances de autocorrelação espacial positiva, através de correlogramas espacial baseado nos índices I de Moran, de aproximadamente 500 km para os três elementos. Os três índices: variogramas, I de Moran e dimensão fractal mostraram que a estrutura espacial do Cu é a melhor entre os três elementos, sendo controlado, principalmente, pelo tipo de rocha. As estruturas espaciais do Pb e Zn foram modificadas pela mineralização e possivelmente pelas interferências de atividades humanas.

Vieira (1997) estudou a variabilidade espacial de alguns atributos químicos e granulométricos do solo dentro de uma parcela experimental e mostrou o uso da geoestatística para analisar os dados. Foram coletadas amostras de 49 pontos em duas profundidades, em uma parcela de 30 m por 30 m a cada 5 m em duas direções, resultando em um reticulado quadrado, onde foram analisadas a granulometria, Δ pH, soma de bases (SB), capacidade de troca catiônica (CTC) e saturação por bases (V%). Na camada de 0 a 0,25 m, os coeficientes de variação encontrados são mais altos do que na camada 0,25 a 0,50 m. Para todos os atributos na camada 0 a 0,25 m, foi encontrada dependência espacial e dependência fraca para a camada 0,25 a 0,50 m. Levando em consideração que a área seja apenas de 30 m por 30 m, conclui-se que a variabilidade encontrada para os atributos químicos do solo foi grande e que a amostragem ao acaso falharia em detectá-la e, por isso, esconderia a realidade.

Com o objetivo de fornecer subsídios para esquemas de amostragem e planejamento com citros, Souza et al. (1997) avaliaram, em 1990, a variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo, em solos plantados citrus em uma transeção de 50 plantas espaçadas de 4 m, sob manejo uniforme e implantado em um Latossolo Amarelo Distrófico textura média relevo plano. Os resultados permitiram concluir que apenas fósforo e

a umidade gravimétrica apresentaram distribuição normal e as demais propriedades lognormal. Os maiores coeficientes de variação obtidos foram para o potássio e o fósforo, e os menores, para a saturação por bases, pH em CaCl_2 , pH em água e para a areia total. Com exceção da saturação por bases e alumínio, que apresentaram distribuição aleatória, as demais propriedades mostraram dependência espacial, com alcance variando de 18 a 59 m.

Saffarini & Jarrar (1998) utilizaram um diabásio recente (rocha magmática intrusiva, preta ou esverdeada) do Precâmbriano do Sul da Jordânia, num estudo de caso introdutório para examinar a variabilidade química de determinados componentes de pedras vulcânicas, baseado na alcalinidade total (TA) e sílica (S) contidos. O objetivo principal foi o de quantificar o comportamento químico dos elementos das rochas estudadas, para avaliar a dependência espacial dos componentes das amostras. A aplicação da análise de autocorrelograma revelou que a maioria dos componentes da rocha exibiam dependência química específica entre 0,40 e 0,80 % ao longo da direção de sílica e entre 0,10 e 0,30 % ao longo da direção de alcalinidade total. A aplicação da análise dos semivariogramas, por outro lado, indicou que os componentes da rocha são quimicamente dependentes em uma escala maior, que a interdependência delas é maior que a encontrada quando se aplicou a técnica de autocorrelação (2 - 5% para óxidos principais e de 0,87 a 5,30% para Sr e Ni) e que muitas variáveis exibidas herdaram a variabilidade aleatória. Os alcances determinados para dependência química podem ser usados para caracterizar tendências que prevalecem durante formação da rocha e para desenvolver modelos preditivos mais precisos relativos a petrogenesis.

Cavalcante (1999) estudou a variabilidade espacial de alguns atributos físicos e químicos de um Latossolo Vermelho-Escuro argiloso, em quatro áreas com usos e

manejos diferentes. As condições de uso e manejo estudados foram: a vegetação de cerrado denso; culturas anuais sob preparo do solo usando arado de discos e grade leve; cultura anual sob plantio direto; pastagem degradada. Foram coletadas amostras do solo em 64 pontos, dispostos em uma malha com 2 m de distância e em duas ou quatro profundidades, para cada um dos locais amostrados. Os atributos físicos do solo avaliados foram a densidade do solo, resistência à penetração e umidade e os atributos químicos foram os cátions trocáveis, fósforo disponível, matéria orgânica, hidrogênio + alumínio e pH. As maiores variabilidades encontradas foram para o alumínio e o potássio na pastagem degradada. A cultura anual sob o plantio direto apresentou o maior número de semivariogramas ajustados. O menor alcance da dependência espacial foi para a cultura anual sob preparo com arado de discos e grade leve. Para todos os parâmetros físicos verificou-se maior variabilidade espacial para a cultura anual sob preparo convencional com arado de disco e grade leve, pois a que apresentou o maior número de semivariogramas ajustados, seguida da área com pastagem degradada. Concluiu-se que as práticas de manejo usadas interferiram na estrutura e na variabilidade natural do solo.

Oliveira et al. (1999) estudaram a variabilidade espacial de propriedades químicas em um solo salino-sódico de origem aluvial. Foram coletadas amostras de solo numa malha quadriculada com espaçamento de 4,0 x 4,0 m, na profundidade de 0 a 0,30 m. Os resultados obtidos mostraram que a capacidade de troca catiônica (CTC) apresentou distribuição normal. Os dados de condutividade elétrica (CE), potássio (K) e magnésio (Mg) apresentaram distribuição lognormal e as demais propriedades químicas não seguiram nenhuma das distribuições avaliadas. Os maiores coeficientes de variação foram obtidos para o Mg, Ca e CE, enquanto o menor para o pH. A análise da dependência espacial mostrou que a percentagem de sódio trocável, potássio e cálcio revelaram dependência forte,

enquanto que a CTC, CE, Mg, Na e o pH apresentaram dependência espacial moderada, com alcance variando de 12 a 27 m.

Sanchez (1999) estudou a variabilidade espacial de atributos do solo e da produtividade de café em diferentes superfícies geomórficas (I e II). Na camada de 0 a 0,20 m da superfície I, a maioria dos atributos do solo apresentaram dependência espacial, ao contrário da superfície II, que teve distribuição aleatória. Na camada de 0,60 a 0,80 m, a maioria dos atributos do solo apresentam dependência espacial em ambas as superfícies, refletindo a menor influência do manejo químico. A produção de café apresentou dependência espacial nas duas superfícies, com alcance maior na superfície I, concordando com os atributos básicos do solo. A análise geoestatística dos dados deste experimento foi importante para determinar os limites entre superfícies geomórficas, que podem representar locais específicos de manejo do solo.

Takeda (2000) estudou a variabilidade espacial da macroporosidade (M), microporosidade (m), porosidade total (PT), densidade do solo (DS), fósforo (P), matéria orgânica (MO), pH, potássio (K), cálcio (Ca), magnésio (Mg), acidez potencial (H + Al), alumínio (Al), soma de bases (SB), capacidade de troca catiônica (CTC) e do índice de saturação por bases (V%) em uma associação de solos Argissolo Vermelho Amarelo mais Argissolo Vermelho Distrófico. A malha de amostragem continha 156 pontos, estabelecida no espaçamento de 1 m x 1 m e mais duas transeções com espaçamento de 0,25 e 0,35 m, na profundidade de 0 a 0,10 m. As maiores variabilidades foram verificadas para a M, P, K, Ca, Mg, SB e CTC, sendo que os quatro primeiros tiveram uma distribuição de frequência do tipo lognormal, e os restantes, do tipo tendendo ao lognormal. Em contraposição, as menores variabilidades foram para a DS, pH e o V%, que tiveram distribuição de frequência do tipo

normal, tendendo a lognormal e tendendo a normal, respectivamente. Os valores extremos do coeficiente de variação obtidos foram de 79,2% e 3,6% para o pH e Mg, respectivamente. Todos os atributos estudados apresentaram dependência espacial, os quais foram classificados: P – dependência espacial forte; m, M, PT, DS, MO, pH, H + Al, K, Ca, Mg, SB e CTC – dependência espacial moderada e V% - dependência espacial fraca. Em relação ao alcance da dependência espacial, os atributos físicos m, M, PT e DS tiveram valores entre 2,75 e 4,32 m, enquanto que, nos atributos químicos H + Al, P, K, pH, Ca, V%, MO, SB, Mg e CTC variaram entre 1,82 e 5,64 m.

Zimback (2001) verificou a viabilidade do uso do método geoestatístico da krigagem como interpolador na elaboração de mapas-base. Obteve como resultados: os teores de Al I, P I e MO II que apresentaram distribuição normal e os demais atributos distribuição lognormal; os atributos foram considerados dependentes espacialmente, no horizonte superficial, para até 110 m (pH), 800 m (Ca), 3530 m (Mg), 800 m (K), 550 m (Al), 1650 m (H), 1250 m (P), 350 m (MO), 1500 m (CTC), 1200 m (SB) e 700 m (V%); para mapa de fertilidade do solo, do horizonte superficial, a dependência espacial foi de 1650 m; os atributos foram considerados dependentes espacialmente, no horizonte subsuperficial, para até 850 m (pH), não dependente (Ca), não dependente (Mg), 1300 m (K), 750 m (Al), não dependente (H), 750 m (P), 1050 m (MO), 1410 m (CTC), não dependente (SB) e 500 m (V%).

Conforme citado em Saffarini & Jarrar (1998), “ *os princípios e aplicações de geoestatística tem sido usado extensivamente na exploração e indústria mineradora (David, 1977; Whateley & Harvey, 1994) e em outros ramos da geociência, no qual problemas similares existentes, relativos a variáveis espacialmente dependentes. Estes*

incluem ciências do solo (West et al., 1989), análise de recursos de água (Philip & Kitanidis, 1989), exploração de petróleo (Hohn, 1988), e estudos ambientais (Englund & Spark, 1988; Dimitrakopoulos, 1994)”.

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Descrição da área de estudo

3.1.1 Situação geográfica

A área da pesquisa pertence ao Horto Santa Fé A, de propriedade da Chamflora Agrícola Ltda, situada no município de Brotas, região central do Estado de São Paulo, entre as coordenadas geográficas 22°10'S e 48°09' WGr (IBGE, 1972), conforme mostra a Figura 10.



Figura 10 – Mapa do Estado de São Paulo com indicação do Município de Brotas.

3.1.2 Clima, vegetação natural e relevo

O clima da área estudada, segundo Köppen, é do tipo Cwa, mesotérmico, com inverno seco, com temperatura média do mês mais frio inferior a 18°C e a do mês mais quente superior a 22°C; o total das chuvas do mês mais seco não ultrapassa 30 mm e seu índice pluviométrico varia de 1.100 a 1.700 mm (Brasil, 1960).

A vegetação natural da região, segundo o Serviço Nacional de Levantamento e Conservação de Solos (EMBRAPA, 1988) é de dois tipos: Floresta Tropical Hidrófila de Várzea, que ocorre em algumas áreas de baixada, preferencialmente sobre os solos gleizados e Cerrado Tropical, corresponde à região de savana arbórea aberta, nas partes

altas do relevo.

A área está localizada na região da Depressão Paulista – Bacia do Paraná, caracterizada por uma área de relevo plano e suave ondulado e/ou dissecado em interflúvios tabulares e amplos interflúvios convexos e as altitudes variam entre 600 e 750 m, com vales pouco aprofundados, podendo chegar a um desnível de 50 e 60 m entre o topo dos interflúvios e os talwegues (Brasil, 1983).

3.1.3 Geologia

Segundo o IPT (1981), a rocha matriz responsável pela formação dos solos do Horto Santa Fé A, em Brotas – SP, pertence ao Grupo São Bento – Formação Botucatu, que se constitui quase inteiramente de arenitos de granulação fina a média, uniforme, com boa seleção de grãos foscas com alta esfericidade, avermelhados e exibindo estratificação cruzada tangencial de médio a grande porte, característica de dunas caminantes. Além disso representa os diversos subambientes de um grande deserto climático de aridez crescente, cuja existência prolongou-se até a ocasião do vulcanismo básico; e a Serra Geral compreendendo um conjunto de derrames basálticos entre os quais se intercalam arenitos correlacionados com a Formação Botucatu, são compostas por rochas de cor cinza escura a negra, afaníticas, microcristalinas, com matéria vítera em quantidades variáveis. Incluindo, além do basalto, diques e sills de diabásio, dioritos pórfiros, microdioritos pórfiros, lamprositos, andesitos, monzonitos pórfiros e traquiandesitos.

De acordo com Petri & Fúlfaro (1983), o que dificulta a delimitação da Formação Botucatu e da Serra Geral, é que ambas afloram na parte superior das escarpas das

cuestas basálticas, e de morros testemunhos delas isoladas pela erosão, sendo que arenitos da Formação Botucatu interdigitam-se com derrames da Formação Serra Geral.

3.1.4 Solos

Os atributos dos solos foram obtidos a partir do levantamento semidetalhado dos solos do Horto Santa Fé A, de propriedade da Chamflora Agrícola Ltda (Moraes et al., 1994), com as classes de solos presentes descritas como: Latossolo Vermelho Amarelo – LV; Latossolo Vermelho Escuro – LE ; Cambissolos – C ; Areias Quartzosas – AQ e Solos Hidromórficos Indiscriminados – Hi. Pelas normas da EMBRAPA (1999), pode-se reclassificá-los como: Latossolo Vermelho Amarelo; Latossolo Vermelho; Cambissolo; Neossolo Quartzarênico e Gleissolos, respectivamente.

3.2 Material

3.2.1 Material cartográfico e programas computacionais

Foram utilizados mapas antigos da área a ser estudada; folha planialtimétrica, na escala 1:20.000 que serviram de mapa base de campo, com curvas de nível com intervalo vertical de 10 metros; fotografias aéreas na escala 1:40.000; o programa Excel e o programa geoestatístico GS+ (GS+, 2000).

3.3 Métodos

3.3.1 Método de coleta e análise dos solos

Utilizando-se o materiais citados, efetuou-se um percurso geral da área a ser levantada, obteve-se o mapa preliminar de solos, e em seguida, procedeu-se ao levantamento de solos propriamente dito, verificando-se no campo os pontos marcados mediante fotointerpretação.

Foram observados 46 pontos (sendo 18 trincheiras e 28 tradagens), de onde foram coletadas amostras em duas profundidades: 0 – 20 cm (I – horizonte superficial) e 60 – 80 cm (II – horizonte subsuperficial) para análise em laboratório.

As descrições morfológicas foram efetuadas de acordo com o Manual para Descrição e Coleta de Solo no Campo (Lemos & Santos, 1996).

As análises físicas foram realizadas de acordo com o Manual de Métodos de Análise de Solos (EMBRAPA, 1996), sendo determinado os valores de areia, argila e densidade do solo.

As análises químicas foram executadas conforme técnicas descritas por Raij & Quaggio (1983).

Os valores da Soma de bases (SB), Capacidade de Troca de Cátions (CTC), Índice de Saturação por Bases (V%) foram calculados como segue:

$$SB = Ca^{2+} + Mg^{2+} + K^{+}$$

$$CTC = SB + H^{+} + Al^{3+}$$

$$V\% = (SB / CTC) \times 100.$$

3.3.2 Análise exploratória dos dados

Para a análise exploratória dos dados, foi utilizado o programa geoestatístico GS+ (GS+, 2000) e o programa Excel, onde se obteve as medidas de posição (média, mediana e moda), medidas de dispersão (variância, desvio-padrão e amplitude interquartis) e medidas de forma da distribuição (coeficiente de variação, coeficiente de assimetria e coeficiente de curtose), segundo descrito por Gomes (1976) e Guerra (1988) e analisados de acordo com os limites propostos por Isaaks & Srivastava (1989) e Hoaglin et al. (1992).

Para testar a normalidade da distribuição dos dados, foi utilizado o teste W, proposto por Shapiro-Wilk (1965), descrito por Parkin & Robinson (1992). Os cálculos foram efetuados no programa Excel.

3.3.3 Análise geoestatística dos dados

Para cada atributo do solo estudado, efetuou-se a análise da variabilidade e dependência espacial através das funções semivariograma e autocorrelograma, dadas pelas equações 30 e 37, respectivamente.

Constatada a dependência espacial, através do semivariograma

experimental, verificou-se dentre os modelos teóricos de semivariogramas o que melhor se ajustou, e qual apresentou o menor erro.

Com o objetivo de facilitar a visualização e interpretação da variabilidade espacial, foram mostradas graficamente as estimativas das semivariâncias $\gamma^*(h)$ em função da distância h , bem como os modelos ajustados das estimativas.

Para o cálculo das estimativas das semivariâncias e dos parâmetros dos modelos teóricos ajustados foi utilizado o programa geoestatístico GS+ (GS+, 2000).

Para definir o grau de dependência espacial, através dos parâmetros do semivariograma, aplicou-se o índice de dependência espacial, proposto pelo GS+ (GS+, 2000), já citado anteriormente.

A dependência espacial, também foi constatada através da representação gráfica das funções autocorrelograma $r(h)$ em função da distância h , e classificada conforme Gajem et al. (1981).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Análise descritiva dos dados

4.1.1 Medidas de posição

No Quadro 1 estão apresentadas as medidas de posição: média, mediana e a moda, relativas aos atributos físicos e químicos do solo nas duas profundidades (I e II).

Pode-se observar que os valores das medidas de posição, média e mediana estão bem próximos entre si, mostrando com isso que a média das variáveis é similar ao ponto central dos valores estudados, com exceção apenas da variável V% I e II, onde a média é maior que a mediana.

Quadro 1. Análise estatística descritiva das medidas de posição dos atributos físicos e químicos de solos em Brotas - SP.

Variável	Prof. ⁽¹⁾	Média	Mediana	Moda
pH	I	3,90	3,80	3,80
	II	4,07	4,00	4,00
CTC	I	5,48	5,45	6,00
(emg/100cm ³)	II	3,49	3,30	3,40
V	I	8,70	5,00	4,00
(%)	II	9,00	6,00	5,00
MO ⁽²⁾	I	2,05	1,90	1,90
(%)	II	0,92	0,85	0,60
Areia	I	85,70	88,00	89,00
(%)	II	83,02	84,50	86,00
Argila	I	8,52	7,00	6,00
(%)	II	11,74	11,50	9,00
Densidade	I	1,37	1,35	1,49
(g/cm ³)	II	1,46	1,43	1,43

⁽¹⁾ **I** – camada de 0 – 20 cm de profundidade; **II** – camada de 60 – 80 cm de profundidade;

⁽²⁾ **MO** - Matéria Orgânica

As variáveis cujos valores das modas não coincidem com os valores da média e a mediana indicam uma tendência de assimetria da curva de distribuição de frequência.

4.1.2 Medidas de dispersão

No Quadro 2 estão apresentadas as medidas de dispersão: variância, desvio-padrão, amplitude interquartil, valor máximo e valor mínimo, relativas aos atributos físicos e químicos do solo em duas profundidades (I e II).

Quadro 2. Análise estatística descritiva das medidas de dispersão dos atributos físicos e químicos de solos em Brotas - SP.

Variável	Prof. ⁽¹⁾	Valor Mínimo	Valor Máximo	Amplitude Interquartil	Desvio Padrão	Variância
pH	I	3,50	5,20	0,175	0,29	0,08
	II	3,80	5,50	0,2	0,30	0,09
CTC	I	2,50	12,9	2,05	2,00	3,99
(emg/100cm ³)	II	1,80	6,40	1,1	0,93	0,87
V	I	2,00	75,0	3,75	12,64	159,82
(%)	II	3,00	58,0	2,0	11,18	125,04
MO ⁽²⁾	I	0,70	5,50	0,975	0,90	0,81
(%)	II	0,40	2,50	0,3	0,39	0,15
Areia	I	47,0	96,0	6,0	9,11	82,95
(%)	II	58,0	95,0	5,75	7,32	53,63
Argila	I	2,00	29,0	5,0	5,04	25,42
(%)	II	2,00	34,0	5,75	5,63	31,71
Densidade	I	1,17	1,53	0,21	0,11	0,012
(g/cm ³)	II	1,30	1,83	0,0825	0,12	0,014

⁽¹⁾ **I** - camada de 0 – 20 cm de profundidade; **II** - camada de 60 – 80 cm de profundidade;

⁽²⁾ **MO** - Matéria Orgânica

O intervalo de valores adquirido pela variável em estudo, é mostrado pelos valores máximos e mínimos, bem como pelas amplitudes interquartil, que considera 50% dos dados e não é influenciado pelos valores discrepantes, que estão localizados nos 25% das caudas da distribuição e que, segundo Isaaks & Srivastava (1989), para o presente estudo, essa seria a medida de dispersão mais conveniente.

4.1.3 Medidas de forma

No Quadro 3 estão apresentadas as medidas de forma: coeficiente de variação, coeficiente de assimetria e coeficiente de curtose, assim como o teste W, relativo aos atributos físicos e químicos do solo em duas profundidades (I e II).

Quadro 3. Análise estatística descritiva das medidas de forma dos atributos físicos e químicos de solos em Brotas - SP.

Variável	Prof. ⁽¹⁾	Coefficiente de Variação	Coefficiente de Assimetria	Coefficiente de Curtose	W ⁽⁴⁾	Distribuição de Frequência ⁽³⁾
pH	I	7,41	0,33	9,60	0,793	LN
	II	7,33	0,22	13,18	0,610	LN
CTC	I	36,46	-0,26	3,17	0,971	N
(emg/100cm ³)	II	26,71	0,10	1,13	0,984	N
V	I	145,38	0,37	18,90	0,834	LN
(%)	II	124,25	0,36	11,69	0,733	LN
MO ⁽²⁾	I	43,83	0,17	5,35	0,977	N
(%)	II	42,70	0,81	9,80	0,902	LN
Areia	I	10,63	- 0,36	7,86	0,669	LN
(%)	II	8,82	- 0,41	2,80	0,853	LN
Argila	I	59,17	0,50	6,56	0,979	N
(%)	II	47,97	0,49	4,29	0,958	N
Densidade	I	7,96	- 1,13	-1,33	0,936	N
(g/cm ³)	II	8,12	0,22	4,62	0,890	LN

⁽¹⁾ **I** – camada de 0 – 20 cm de profundidade; **II** – camada de 60 – 80 cm de profundidade;

⁽²⁾ **MO** - Matéria Orgânica;

⁽³⁾ **N** – distribuição normal; **LN** – distribuição lognormal;

⁽⁴⁾ **W** – Coeficiente de Shapiro-Wilk.

A variabilidade do solo, medida pelo coeficiente de variação, que é a relação entre o desvio-padrão e a média, fornece uma medida relativa, expressa normalmente em porcentagem da precisão do experimento, sendo bastante útil na avaliação da dispersão dos dados (Landim, 1998). Com base nos limites propostos por Gomes (1976), apresentaram baixa variação ($CV < 10\%$) as variáveis pH I e II, Areia II e Densidade do solo I e II; variação média ($10\% < CV < 20\%$) ou intermediária para a variável Areia I; alta variação ($20\% < CV < 30\%$) para CTC II; e apresentaram variação muito alto ($CV > 30\%$) as variáveis CTC I, V% I e II, MO I e II, Argila I e II. Zimback (2001) obteve resultados bem similares ao concluir que pH, nas duas profundidades (I e II), apresentaram baixa variação e os demais atributos

apresentaram variação muito alta.

Conforme citado em Oliveira et al. (1999), fatores como heterogeneidade do material formador do solo, podem induzir a uma grande variação nas características e propriedades dos solos.

Quanto à forma da distribuição de frequência de uma amostragem, Isaaks & Srivastava (1989) considera o coeficiente de assimetria o índice mais importante. De acordo com a classificação citada em Lourenço (1998), obteve-se no presente trabalho, distribuição simétrica ($|AS| < 0,15$) para o atributo do solo CTC II, distribuição assimétrica forte ($|AS| \geq 1,0$) para o atributo Densidade do solo I e distribuição assimétrica moderada ($0,15 \leq |AS| < 1,0$), para os demais atributos.

Segundo Landim (1998), numa distribuição normal ideal, as medidas de posição, média, mediana e moda devem praticamente coincidir, fato muito pouco comum em dados ambientais, como verificado no presente estudo.

O coeficiente de curtose, que descreve o achatamento da curva de distribuição de frequência da amostragem, apresentou para a maior parte dos dados, valores positivos e altos, mostrando que a maior concentração dos dados ocorre para teores enquadrados nas classes centrais do histograma de distribuição dos atributos físicos e químicos estudados, indicando assim, uma distribuição do tipo leptocúrtica.

4.1.4 Distribuição de frequência

De acordo com Snedecor & Cochran, 1967 citado em Oliveira et al. (1999), os valores dos coeficientes de assimetria e curtose em uma distribuição normal devem

ser 0 e 3, respectivamente. Usando o teste W a 5% de probabilidade (Quadro 3), os atributos do solo que se ajustaram a esse tipo foram a CTC I e II, MO I, Argila I e II e Densidade I, e a maior parte dos atributos seguiu uma distribuição lognormal. Alguns autores como Souza et al. (1997), Oliveira et al. (1999), Takeda (2000) e Zimback (2001) também verificaram melhor ajuste da distribuição lognormal para a maioria dos elementos químicos dos solos.

Feita a análise descritiva e a transformação dos dados para distribuições normais e lognormais, esses foram utilizados para a análise espacial (variográfica e correlográfica).

4.2 Análise espacial

4.2.1 Análise variográfica

Nas Figuras de 11 a 24 estão representados os semivariogramas dos atributos físicos e químicos do solo, ajustados ao melhor modelo matemático, chamado de teórico, onde se obteve estimativas dos parâmetros, que estão apresentados no Quadro 4.

Para o ajuste dos semivariogramas, foi selecionada primeiramente a soma dos quadrados dos resíduos (SQR) que, segundo Zimmerman & Zimmerman (1991), é o índice que melhor descreve o ajuste do semivariograma. De acordo com os padrões estabelecidos pelos autores, foi verificado que os valores dos erros encontrados experimentalmente neste trabalho são pequenos, mostrando bom ajuste.

No caso do Coeficiente de Regressão ou Determinação (r^2), segundo descrito por Landim (1998), não é um bom índice para descrever os ajuste dos semivariogra-

Quadro 4. Parâmetros variográficos dos atributos físicos e químicos de solos em Brotas - SP.

Variável	Prof. ⁽¹⁾	Modelo	Efeito Pepita Co	Patamar Co + C	Alcance a (m)	r ² ⁽⁵⁾	SQR ⁽⁴⁾	C/(C + Co)	Classe de Dependência Espacial
pH	I	esférico	0,00166	0,00566	8480,00	0,722	4,86E-06	0,707	Moderada
	II	esférico	5,2E-4	5,45E-3	7920,00	0,888	2,545E-06	0,905	Forte
CTC	I	linear	3,65487	3,65487	7293,38	0,002	6,21	0,000	Fraca
(emg/100cm ³)	II	exponencial	0,611	1,698	13020,00	0,382	0,312	0,640	Moderada
V	I	esférico	0,115	0,851	12520,00	0,887	0,0347	0,865	Forte
(%)	II	esférico	0,078	0,533	9320,00	0,928	0,0119	0,854	Forte
MO ⁽²⁾	I	exponencial	0,59	1,181	14170,00	0,135	0,297	0,50	Moderada
(%)	II	exponencial	0,0675	0,205	9870,00	0,623	2,573E-03	0,671	Moderada
Areia	I	linear	0,00611	0,02244	7293,38	0,595	1,040E-03	0,728	Moderada
(%)	II	esférico	0,00267	0,01914	17360,00	0,835	1,579E-05	0,861	Forte
Argila	I	exponencial	15,50	50,80	10670,00	0,415	376,00	0,695	Moderada
(%)	II	exponencial	19,20	63,28	12660,00	0,524	296,00	0,697	Moderada
Densidade	I	linear	0,01351	0,01351	7233,26	0,242	1,161E-04	0,0	Fraca
(g/cm ³)	II	linear	5,975E-3	5,975E-3	7233,26	0,104	6,322E-05	0,0	Fraca

⁽¹⁾ **I** – camada de 0 – 20 cm de profundidade; **II** – camada de 60 – 80 cm de profundidade;

⁽²⁾ **MO** - Matéria Orgânica;

⁽⁴⁾ **SQR** – Soma dos Quadrados dos Resíduos;

⁽⁵⁾ **r ²** - Coeficiente de Regressão ou Determinação.

mas teóricos aos experimentais, principalmente quando o número de dados utilizados é elevado. Ao contrário do r^2 , quanto menor o valor numérico de SQR, melhor será o ajuste do semivariograma. No Quadro 4 pode ser constatada essa diferença.

Para o ajuste dos semivariogramas teóricos aos experimentais, também foi utilizado o “método das aproximações sucessivas”, descrito por Guerra (1988) e recebe esse nome, porque o processo de ajuste finaliza, quando as discrepâncias entre os valores experimentais e valores teóricos forem mínimas, e isso é feito, sob o ajuste proposto pelo processo automático do programa GS+ (GS+, 2000).

Para os semivariogramas ajustados, no presente trabalho, obteve-se o modelo linear para os atributos CTC I, Areia I e Densidade do solo I e II, modelo esférico para pH I e II, V% I e II e Areia II e o modelo exponencial para os atributos CTC II, MO I e II e Argila I e II.

O índice de dependência espacial, $C / (C_0 + C)$, proposto pelo programa GS+ (GS+, 2000), mostra que, os atributos CTC I e Densidade do solo I e II apresentam dependência espacial fraca (nula), os atributos pH I, CTC II, MO I e II, Areia I e Argila I e II apresentaram moderada dependência espacial e os atributos pH II, V% I e II e Areia II apresentaram forte dependência espacial.

No caso dos atributos com dependência espacial nula (CTC I e Densidade do solo I e II), o modelo que melhor se ajustou foi o modelo linear. O atributo Areia I, apesar de ter moderada dependência espacial, também se ajustou melhor para o modelo linear.

Segundo Cambardella et al. (1994), o efeito pepita é um importante parâmetro do semivariograma, que indica a variabilidade não explicada, que pode ser devida a

erros de medições ou microvariação não detectada, considerando a distância de amostragem utilizada.

Utilizando a classificação de Cambardella et al. (1994), para definir classes distintas de dependência espacial, obteve-se os mesmos resultados que o proposto pelo programa GS+, para todos os atributos físicos e químicos apresentados no Quadro 4.

As Figuras 11 e 12 apresentaram os semivariogramas do pH do solo nas duas profundidades I e II, onde se pode notar que o efeito pepita na camada superficial (I) é maior do que na subsuperficial (II). Segundo Marx et al. (1988), Trangmar et al. (1985) e Cambardella et al. (1994), como o efeito pepita mostra outras influências para a variação do pH, além da localização das amostras, pode-se deduzir que as camadas superficiais (I) recebem maiores alterações do meio ambiente e do homem que as camadas inferiores, tornando a aleatoriedade das variações maiores. Com o índice de dependência espacial de 71% a 90%, o pH no solo mostrou possuir de moderada a forte influência espacial na sua variação, concordando com Zimback (2001).

As Figuras 17, 18 e 21 e 22 apresentaram semivariogramas dos atributos MO e Argila, respectivamente, os quais mostrou moderada dependência espacial, de 50% a 70%, nas variedades das amostras.

A Densidade do solo, nas Figuras 23 e 24, apresentou nas duas profundidades (I e II) dependência espacial fraca (nula).

Na camada subsuperficial (II), o atributo CTC apresentou um coeficiente de dependência espacial de 64% (Figura 14), enquanto que na camada superficial (I), seu coeficiente de dependência espacial foi de 0% (Figura 13), mostrando efeito pepita pura, o que provavelmente não aconteceria com um maior adensamento de amostragem.

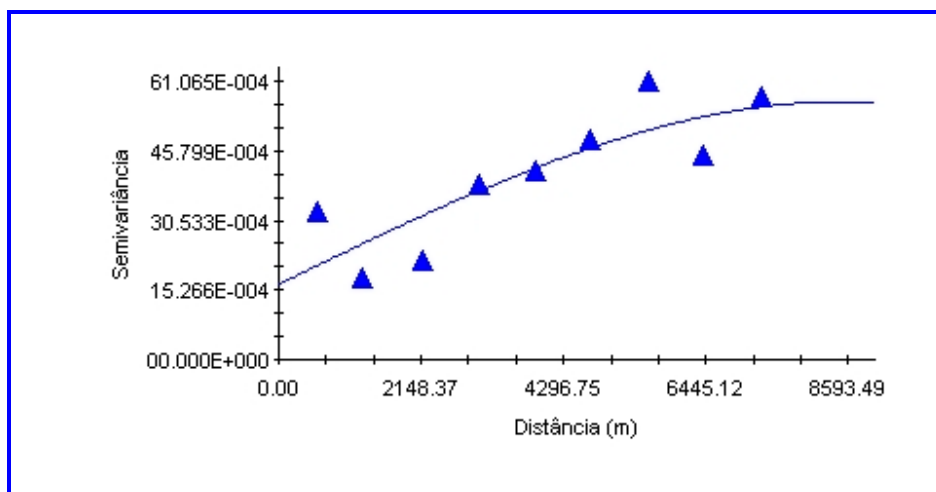


Figura 11 – Semivariograma experimental e teórico do teor do pH do solo na profundidade de 0 – 20 cm

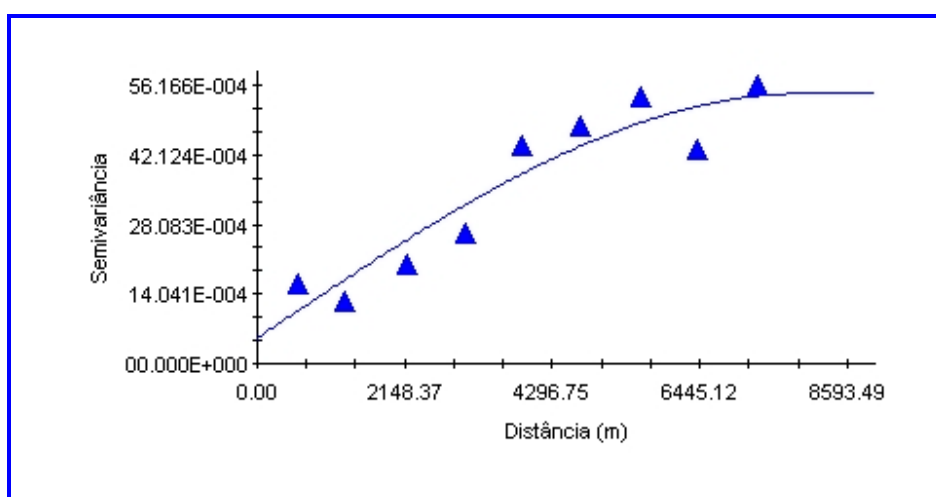


Figura 12 - Semivariograma experimental e teórico do teor do pH do solo na profundidade de 60 – 80 cm

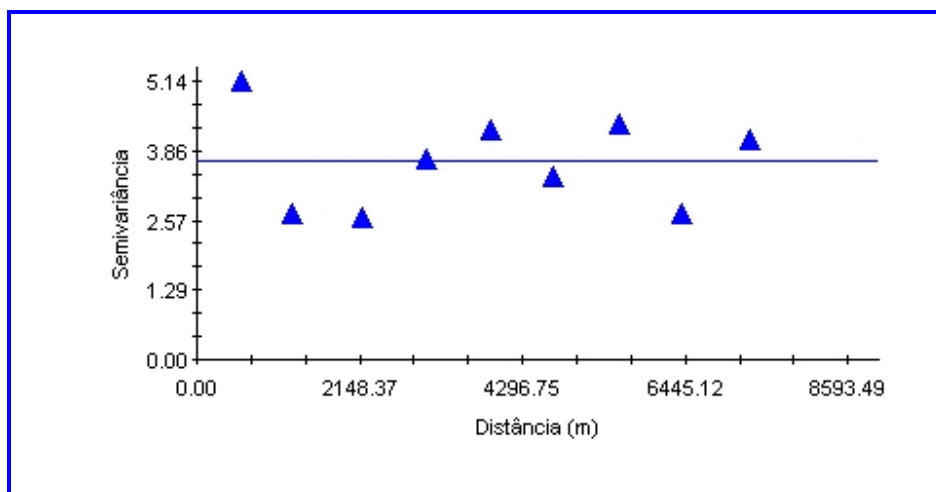


Figura 13 - Semivariograma experimental e teórico do CTC do solo na profundidade de 0 – 20 cm

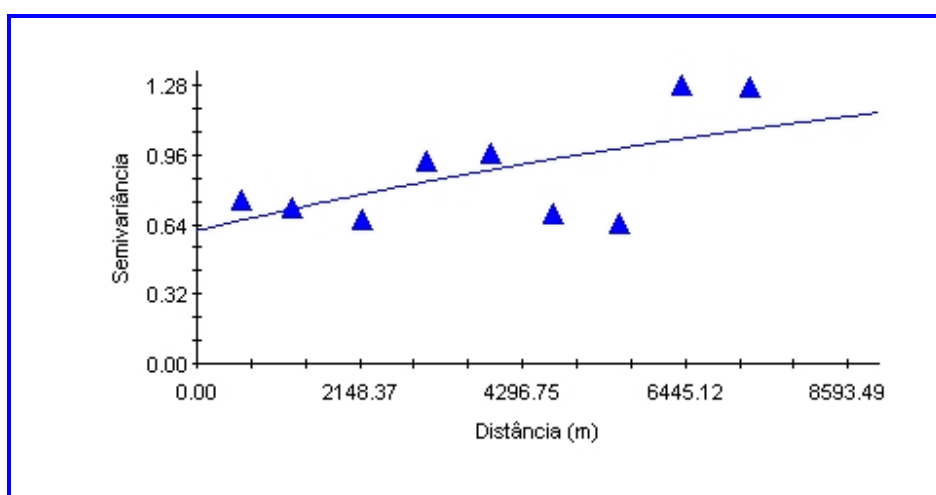


Figura 14 - Semivariograma experimental e teórico do CTC do solo na profundidade de 60 – 80 cm

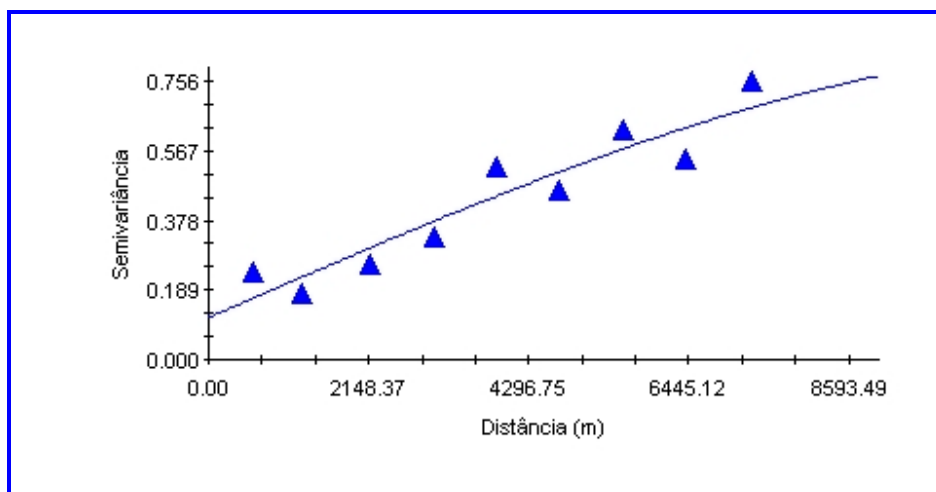


Figura 15 - Semivariograma experimental e teórico do V(%) do solo na profundidade de 0 – 20 cm

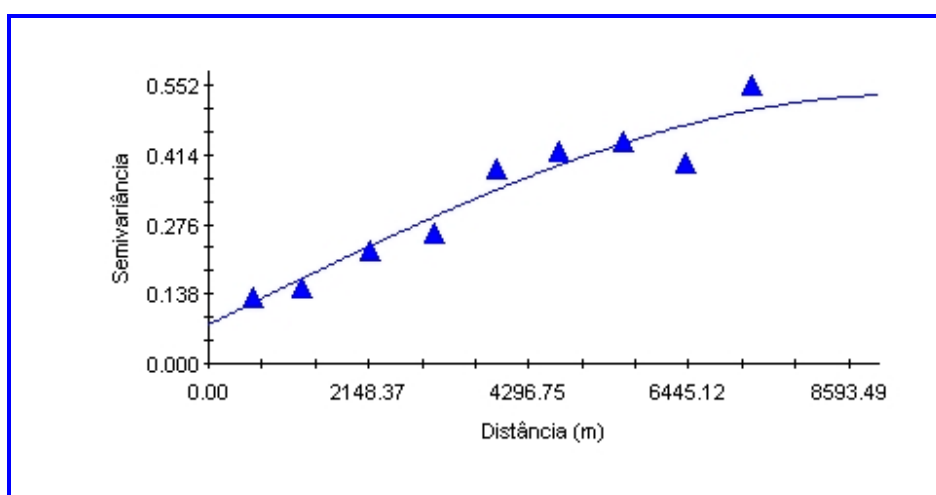


Figura 16 - Semivariograma experimental e teórico do V(%) do solo na profundidade de 60 – 80 cm

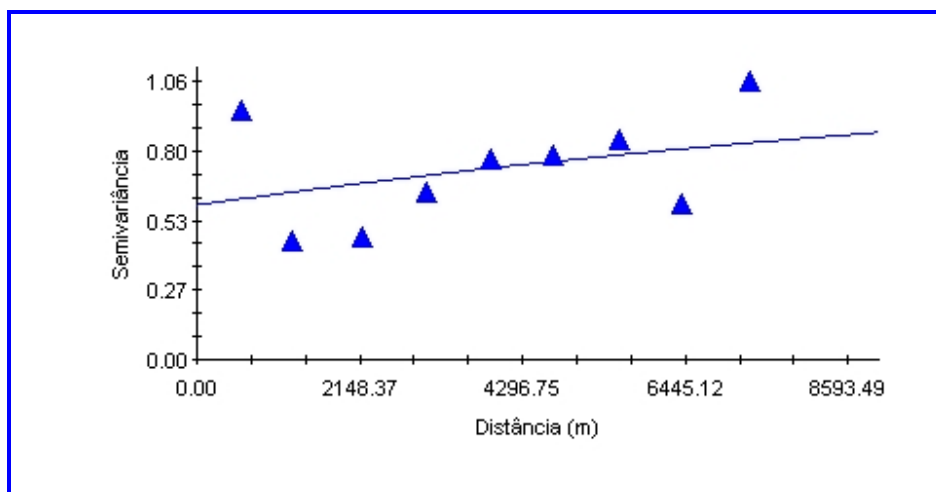


Figura 17 - Semivariograma experimental e teórico dos teores de MO do solo na profundidade de 0 – 20 cm

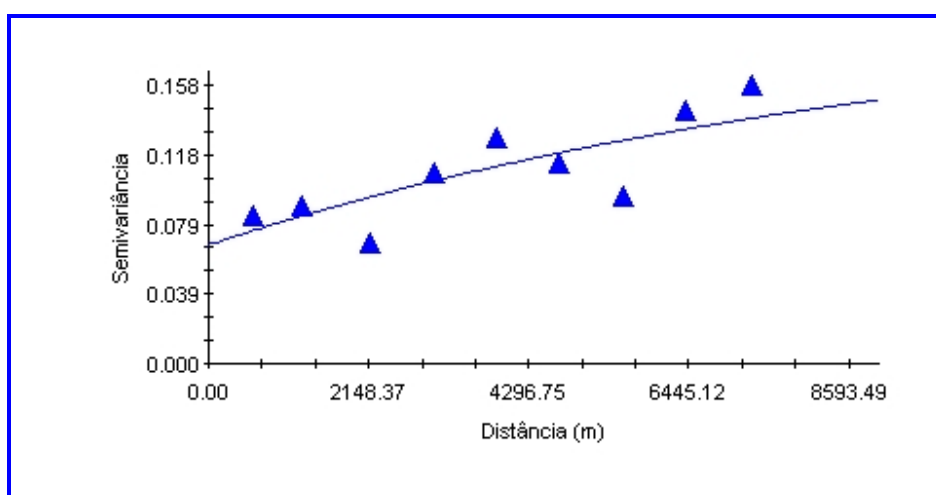


Figura 18 – Semivariograma experimental e teórico dos teores de MO do solo na profundidade de 60 – 80 cm

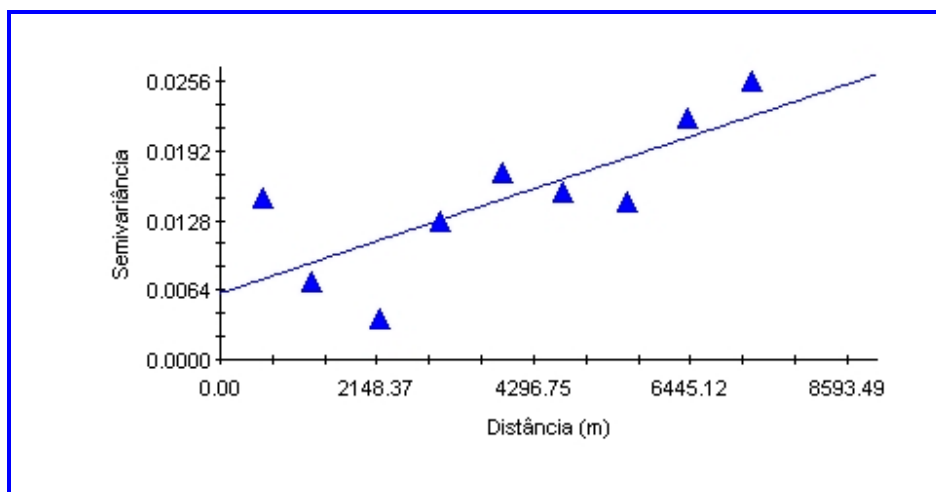


Figura 19 – Semivariograma experimental e teórico do teor de areia do solo na profundidade de 0 – 20 cm

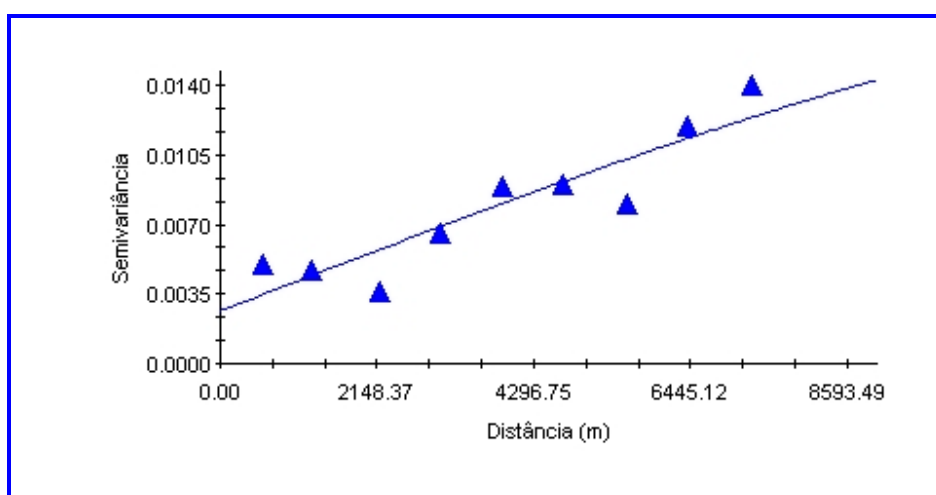


Figura 20 - Semivariograma experimental e teórico do teor de areia do solo na profundidade de 60 – 80 cm

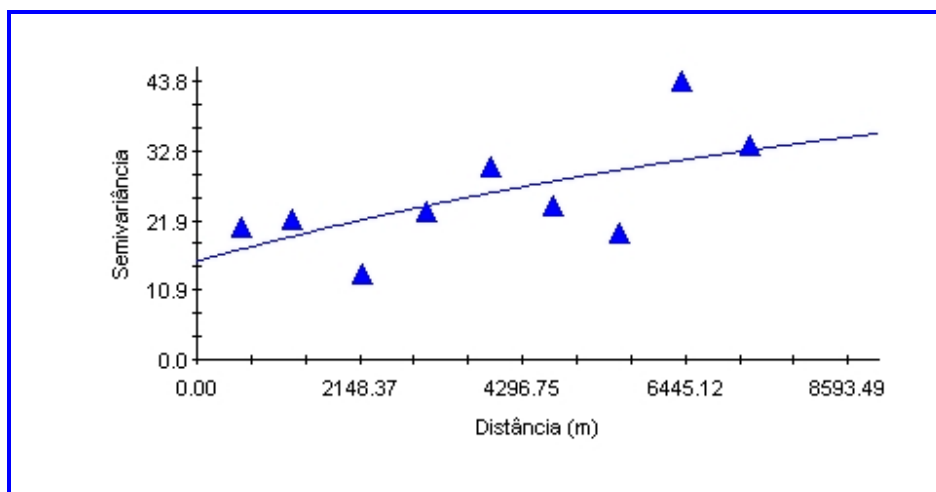


Figura 21 - Semivariograma experimental e teórico do teor de argila do solo na profundidade de 0 – 20 cm

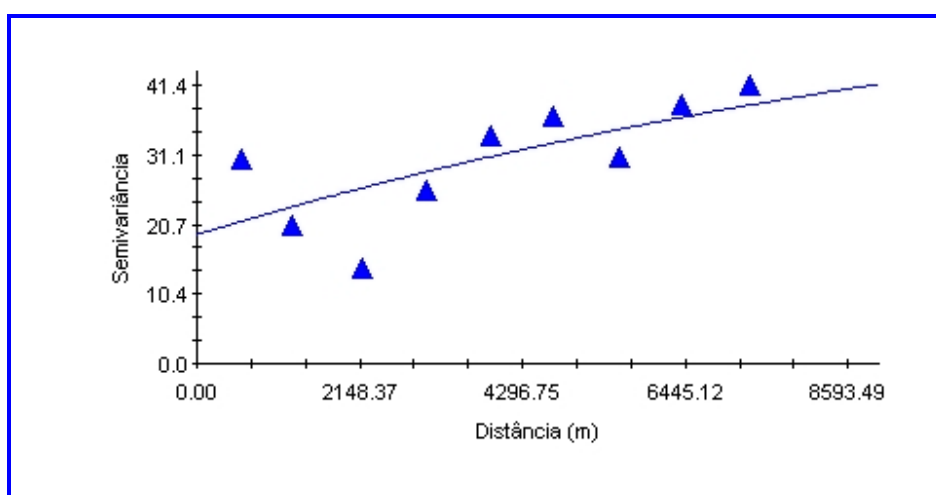


Figura 22 – Semivariograma experimental e teórico do teor de argila do solo na profundidade de 60 – 80 cm

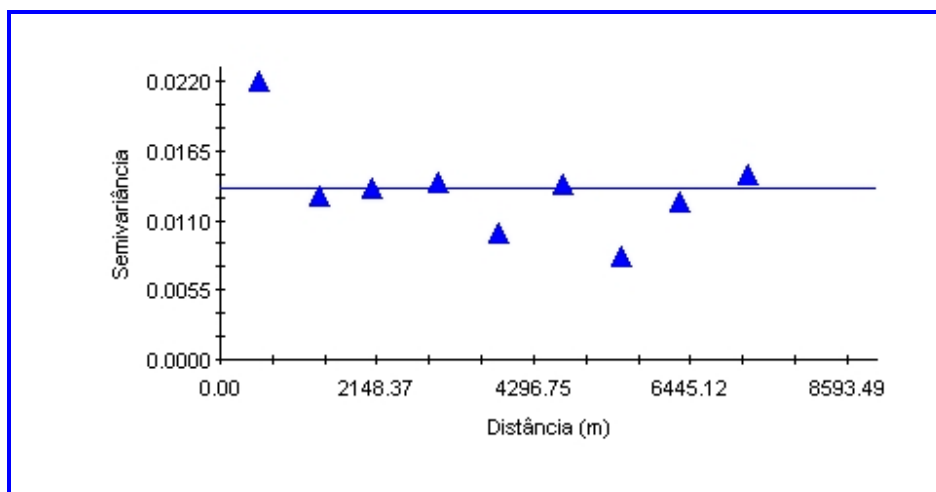


Figura 23 - Semivariograma experimental e teórico da densidade do solo na profundidade de 0 – 20 cm

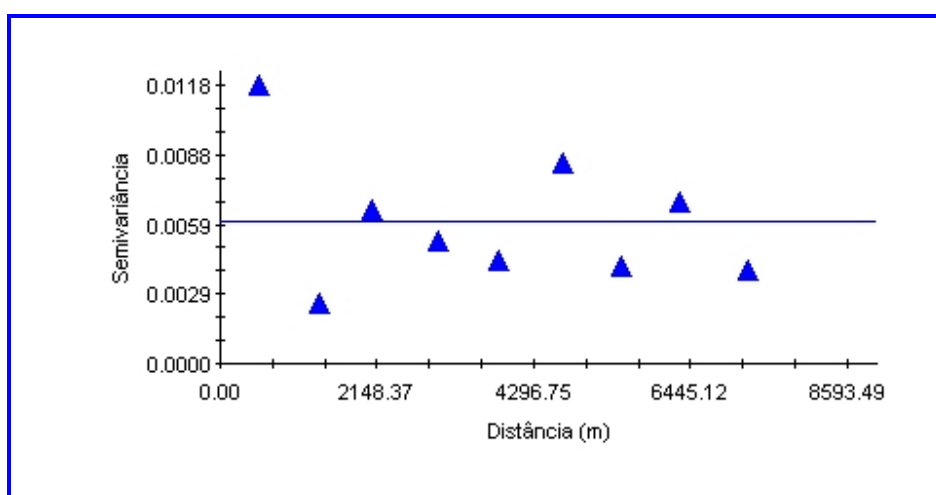


Figura 24 - Semivariograma experimental e teórico da densidade do solo na profundidade de 60 – 80 cm

As Figuras 15, 16 e 19, 20 apresentaram os semivariogramas dos atributos V% e Areia, respectivamente, com forte dependência espacial, variando de 73% a 86%.

O alcance é outro parâmetro importante no estudo do semivariograma, o qual representa a distância máxima que uma variável está correlacionada espacialmente, ou seja, os pontos localizados numa área de raio igual ao alcance são mais homogêneos entre si do que com aqueles localizados fora dessa área, e que segundo Vieira & Lombardi (1995), esses pontos podem ser usados para estimar valores para qualquer ponto entre eles.

Segundo citado em Oliveira et al. (1999), o alcance é um parâmetro do semivariograma de extrema importância para o planejamento experimental e devem ser levados em consideração em termos de proposta de manejo da área, assim como na determinação do número de pontos que devem ser amostrados para obter uma melhor representatividade.

Nas análises espaciais apresentadas no Quadro 4, pode-se verificar que o alcance variou de 7233,26m (Densidade) a 17360m (Areia II), observando-se que entre os atributos físicos e químicos do solo, a CTC I e a Densidade do solo I e II com alcance 7293m e 7233m respectivamente, apresentaram efeito pepita puro, evidenciando a total ausência de correlação espacial entre as variáveis, devido, provavelmente, à pequena escala empregada de amostragem, sendo impossível visualizar onde a curva do semivariograma se estabiliza, assim sendo, para uma melhor estrutura espacial, deve-se utilizar um espaçamento diferente daquela originalmente empregada (Cambardella et al., 1994).

Alguns modelos de semivariogramas apresentaram alcances que extrapolaram as distâncias utilizadas nos seus ajustes, isto talvez, devido a tendência do

modelo ajustado: CTC II (13020 m), MO I (14170 m), MO II (9870 m), Argila I (10670 m) e Argila II (12660 m) ajustados ao modelo exponencial; V(%) I (12520 m), V(%) II (9320 m) e Areia II (17360 m) ajustados ao modelo esférico. Com isso, pode-se verificar a pouca consistência ou confiabilidade desses ajustes, visto que a maior distância entre as amostras foi de aproximadamente 8593,49 m. Conclui-se, assim, que o espaço total amostrado não foi suficiente para que se fosse detectada a dependência espacial através da análise variográfica.

4.2.2 Análise Correlográfica

Nas Figuras de 25 a 38 estão representados autocorrelogramas dos atributos físicos e químicos do solo, onde se obteve estimativas dos parâmetros, que estão apresentados no Quadro 5.

Quadro 5. Parâmetros correlográficos dos atributos físicos e químicos de solos em Brotas-SP.

Variável	Prof. ⁽¹⁾	Tipo ⁽³⁾ [r(h)]	NL ⁽⁴⁾	a ⁽⁵⁾ (m)
pH	I	A	3,7	2864,40
	II	C	3,5	2557,50
CTC	I	A	1,5	1074,15
(emg/100cm ³)	II	C	3,5	2690,49
V	I	C	4,5	3375,90
(%)	II	C	4,0	3089,46
MO ⁽²⁾	I	A	1,8	2721,18
(%)	II	C	3,5	2639,34
Areia	I	C	3,8	2956,47
(%)	II	C	3,8	2741,64
Argila	I	A	1,0	716,10
(%)	II	C	3,8	2700,72
Densidade	I	D	< 1	358,05
(g/cm ³)	II	D	< 1	327,36

⁽¹⁾ **I** – camada de 0 – 20 cm de profundidade; **II** – camada de 60 – 80 cm de profundidade;

⁽²⁾ **MO** - Matéria Orgânica; ⁽³⁾ **Tipo** - Segundo classificação proposta por Gajem et al. (1981);

⁽⁴⁾ **NL** – Número de lags que r(h) gasta para zerar; ⁽⁵⁾ **a** – determinado visualmente e graficamente alcance de influência, ou duração de dependência espacial.

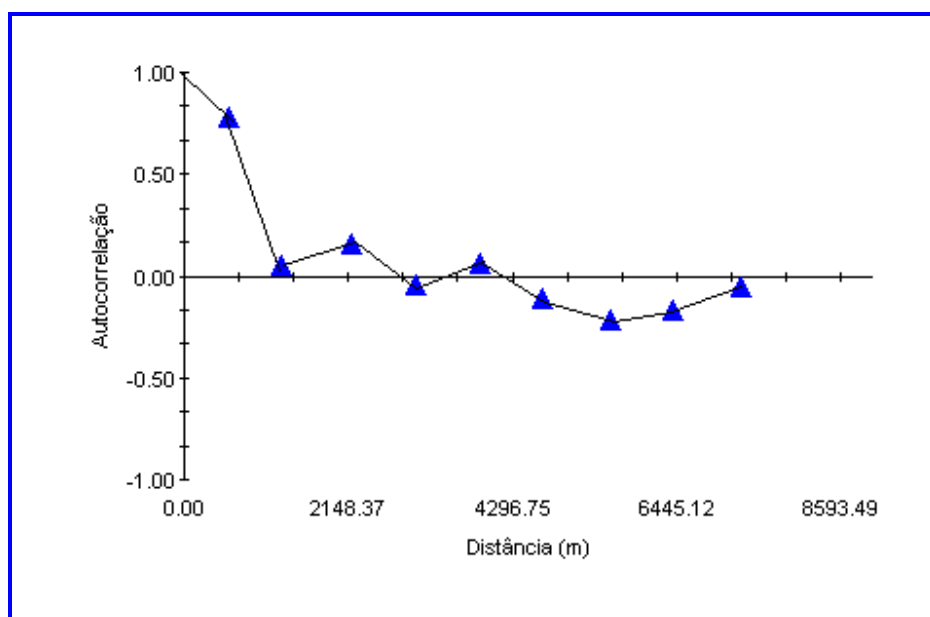


Figura 25 – Autocorrelograma experimental do teor de pH do solo na profundidade de 0 – 20 cm

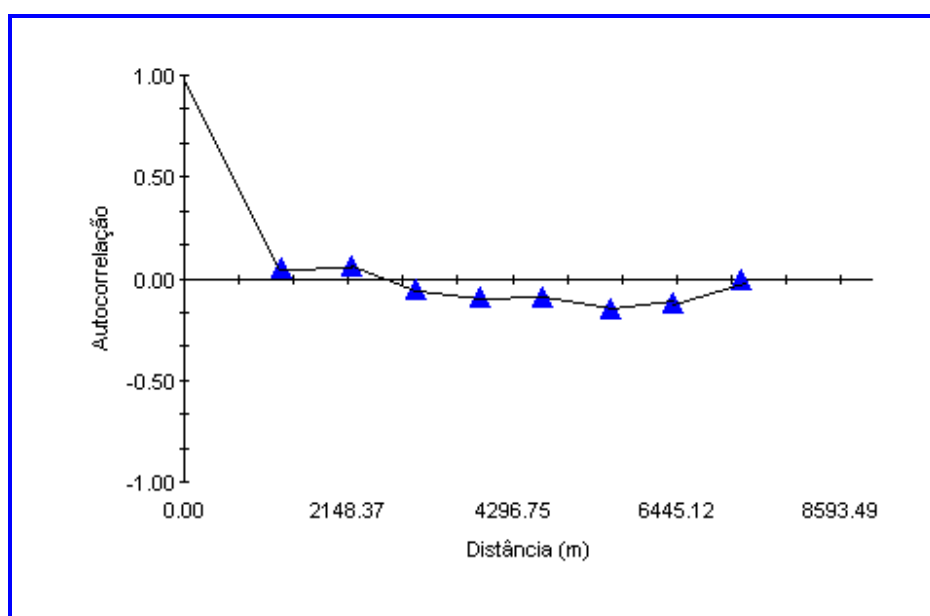


Figura 26 – Autocorrelograma experimental do teor de pH do solo na profundidade de 60 – 80 cm

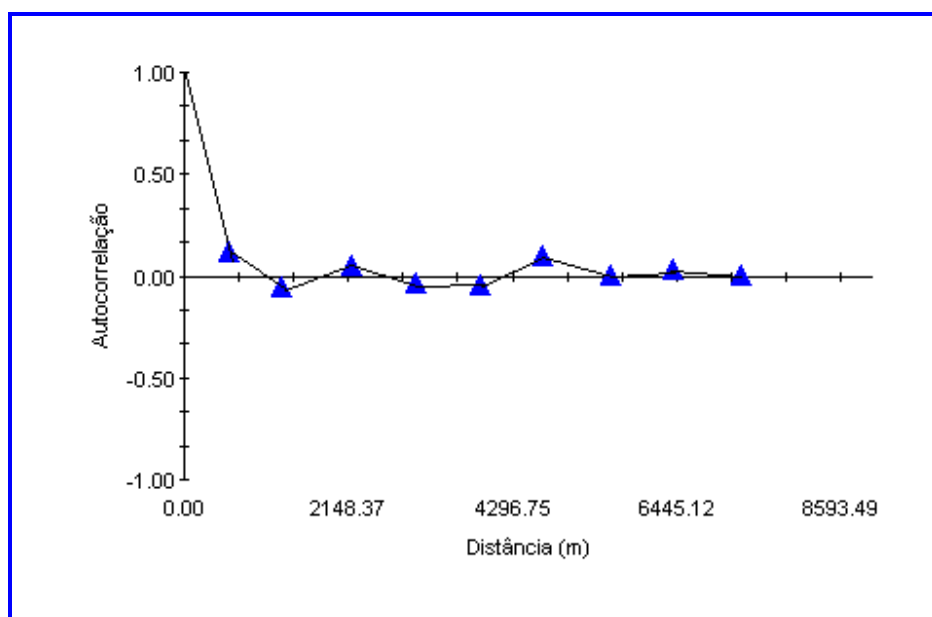


Figura 27 - Autocorrelograma experimental dos teores de CTC do solo na profundidade de 0 – 20 cm

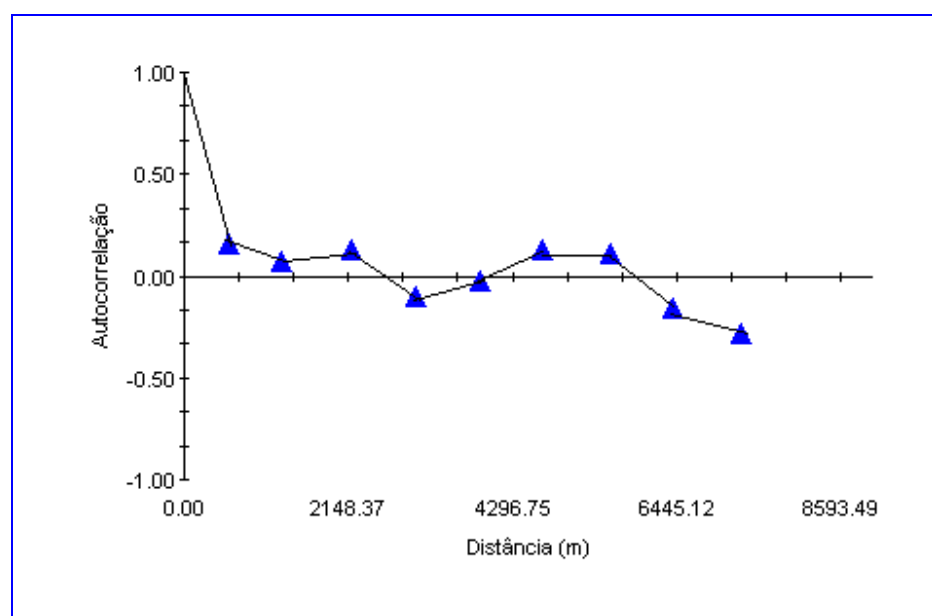


Figura 28 - Autocorrelograma experimental dos teores de CTC do solo na profundidade de 60 – 80 cm

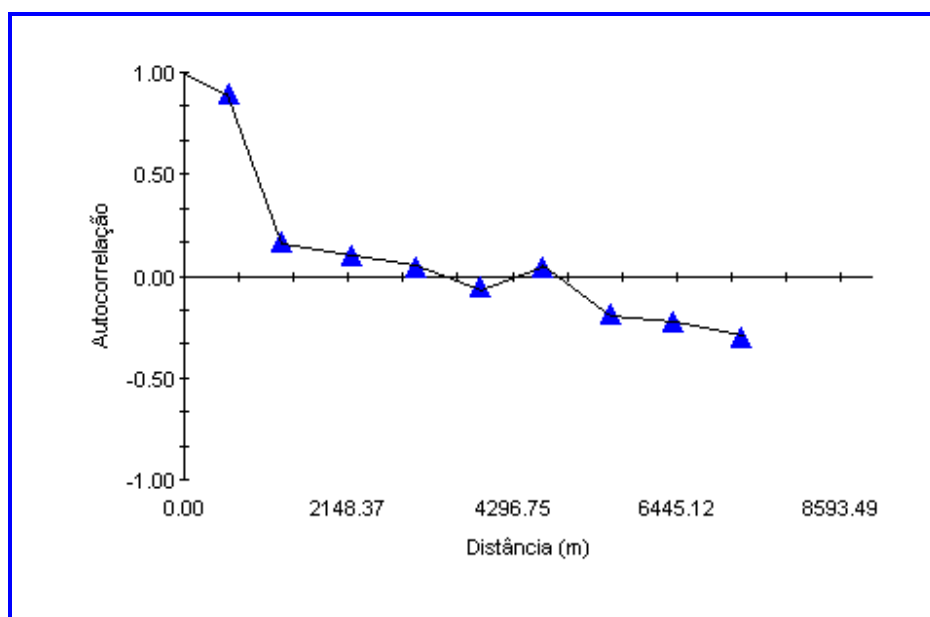


Figura 29 – Autocorrelograma experimental dos teores de V(%) do solo na profundidade de 0 – 20 cm

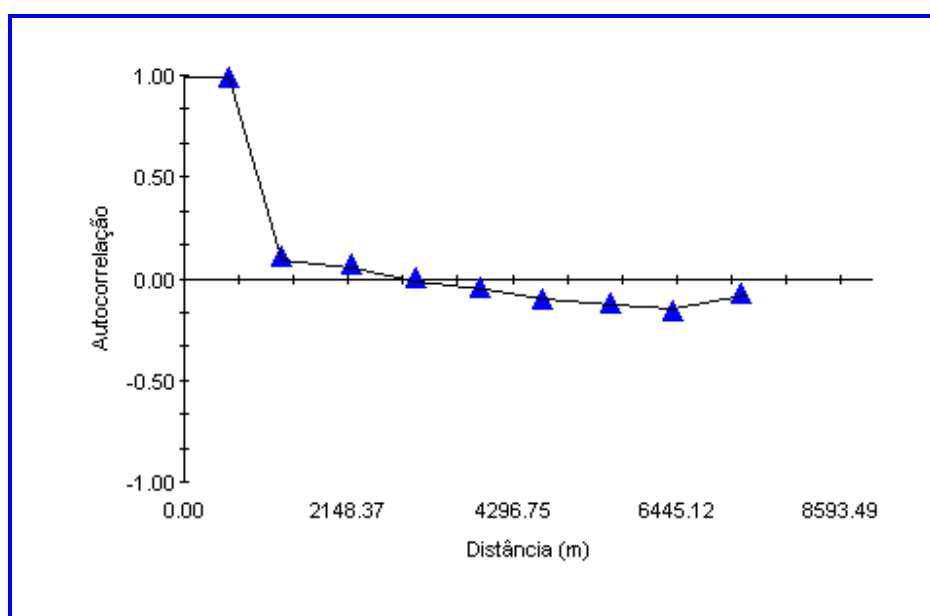


Figura 30 – Autocorrelograma experimental dos teores de V(%) do solo na profundidade de 60 – 80 cm

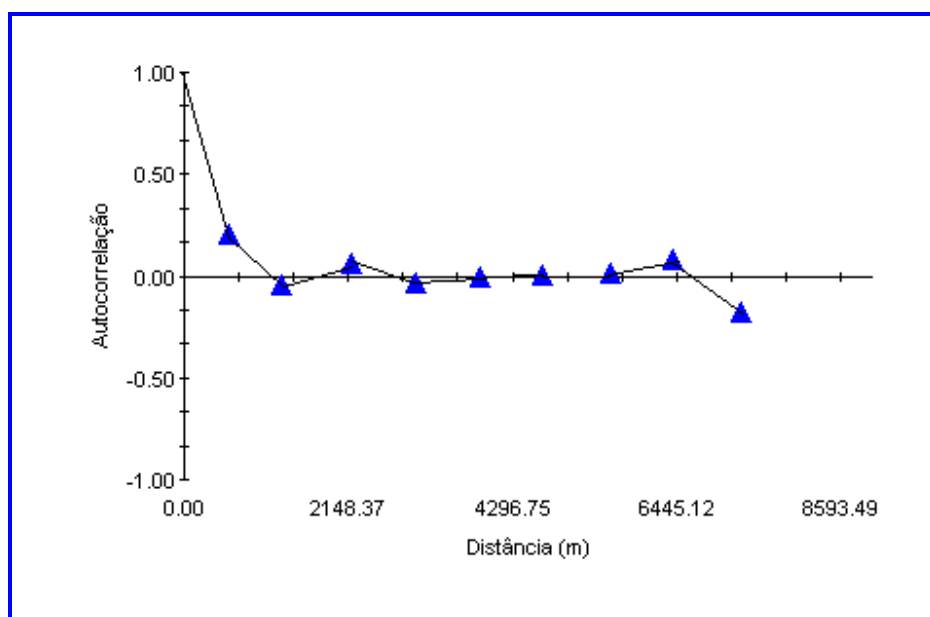


Figura 31 – Autocorrelograma experimental dos teores de MO do solo na profundidade de 0 – 20 cm

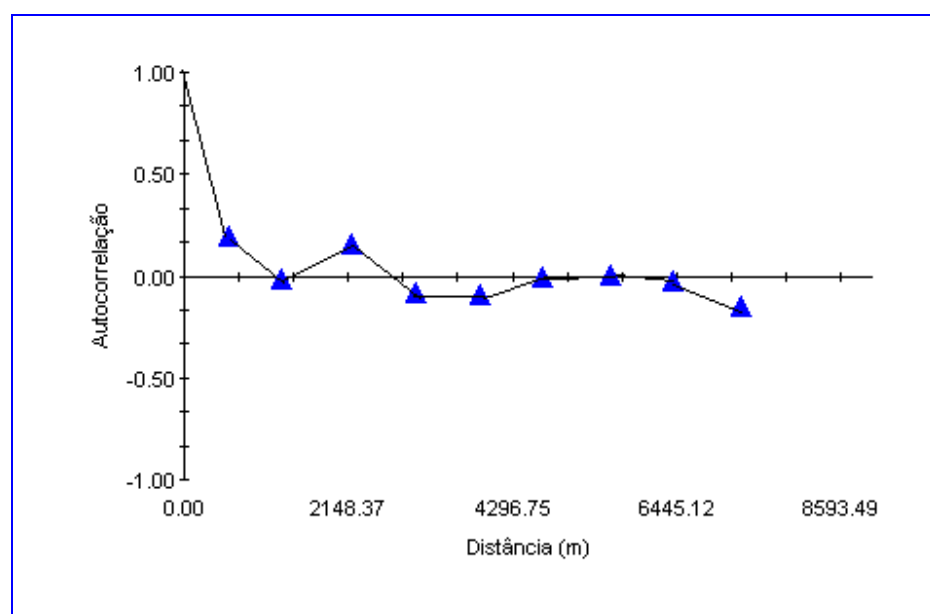


Figura 32 - Autocorrelograma experimental dos teores de MO no solo na profundidade de 60 – 80 cm

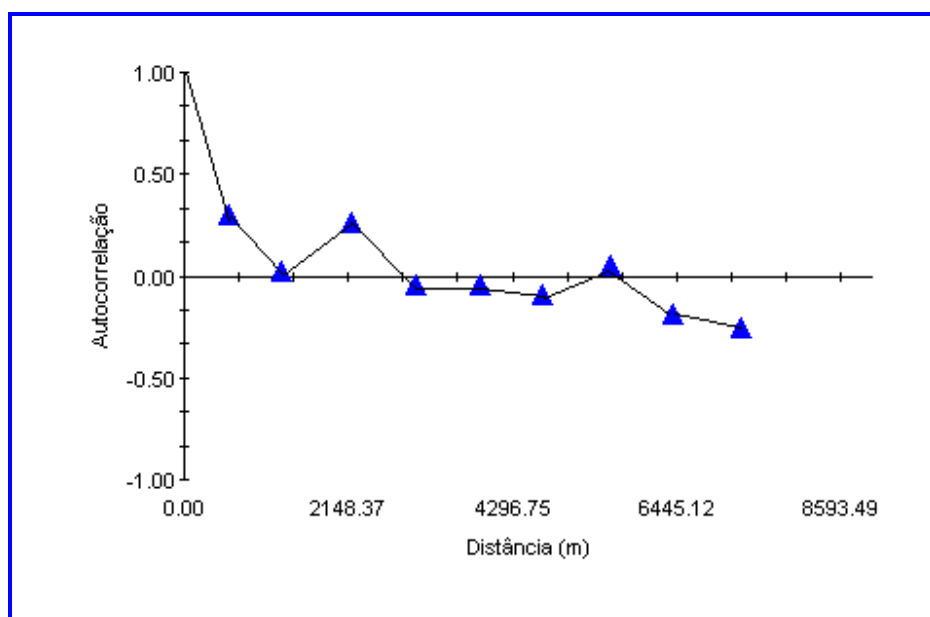


Figura 33 -Autocorrelograma experimental do teor de Areia do solo na profundidade de 0 – 20 cm

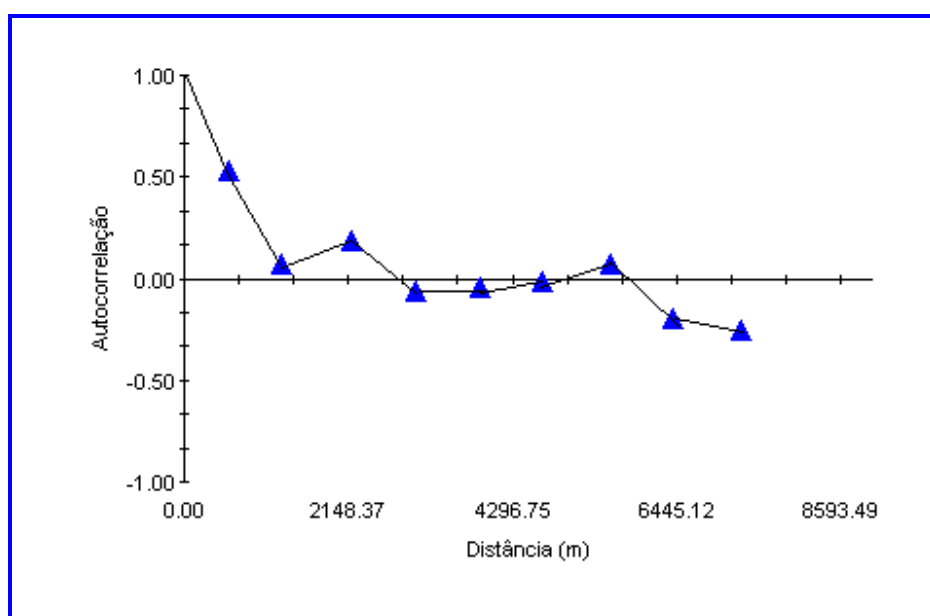


Figura 34 -Autocorrelograma experimental do teor de Areia do solo na profundidade de 60 – 80 cm

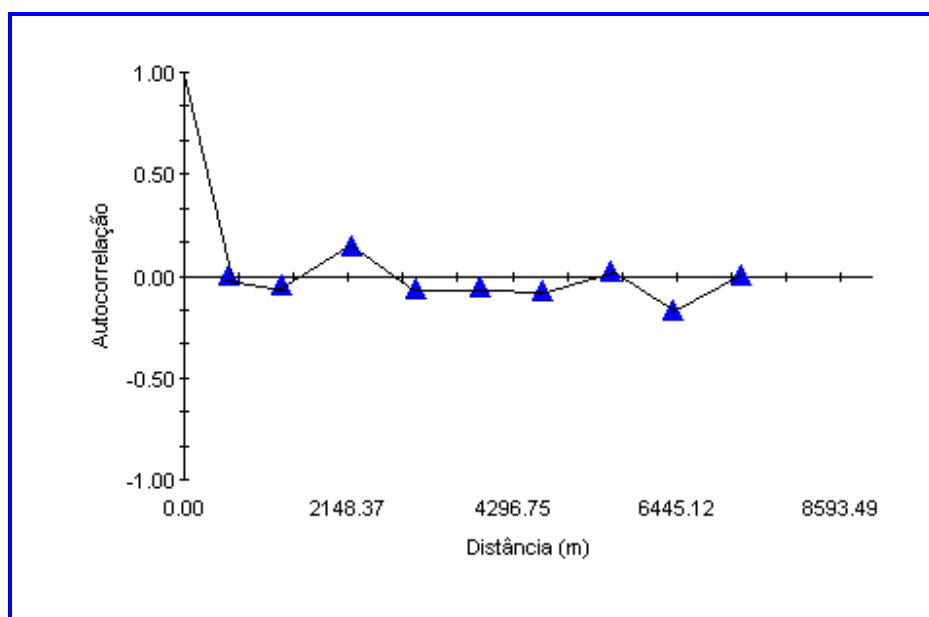


Figura 35 - Autocorrelograma experimental do teor de Argila do solo na profundidade de 0 – 20 cm

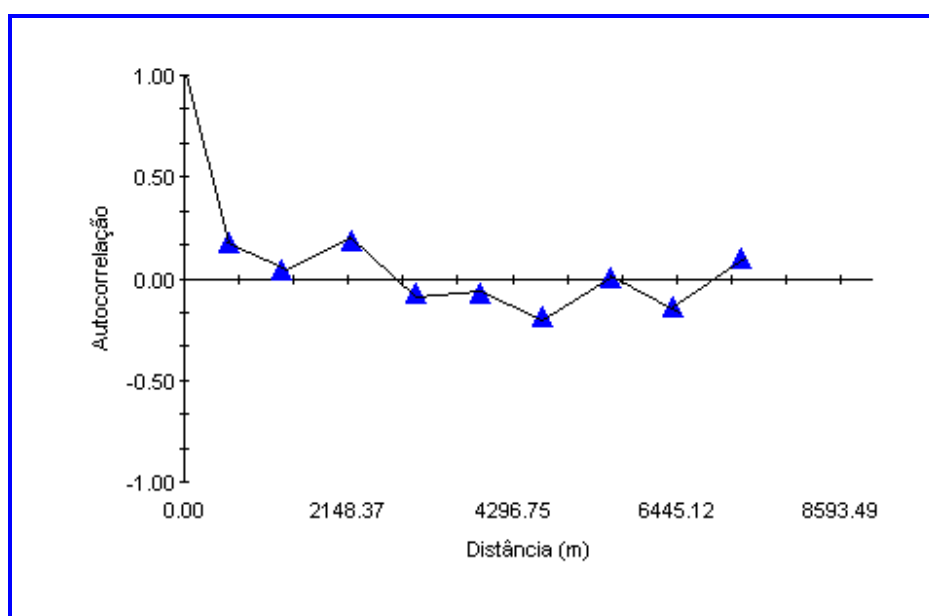


Figura 36 - Autocorrelograma experimental do teor de Argila do solo na profundidade de 60 – 80 cm

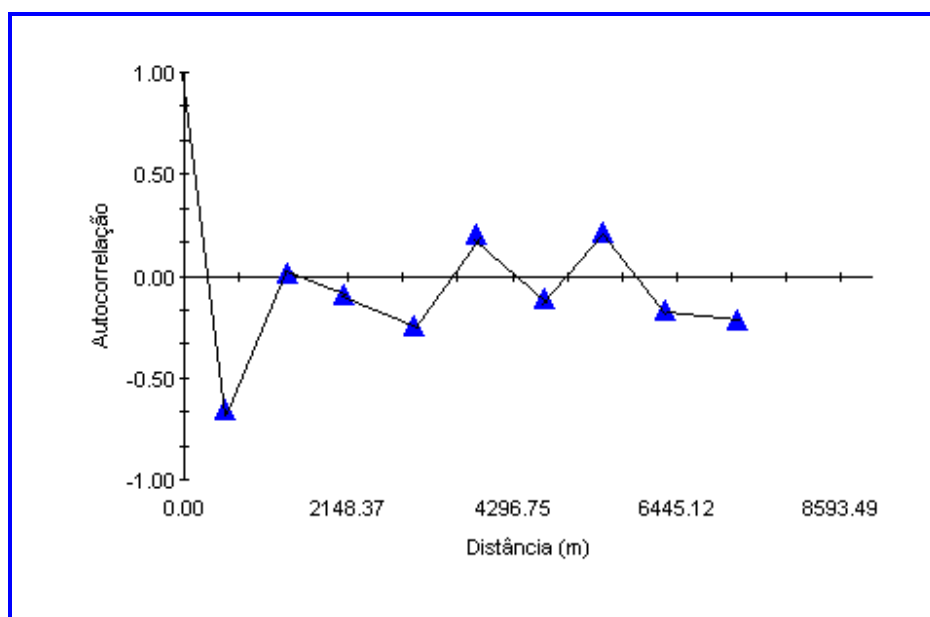


Figura 37 - Autocorrelograma experimental da Densidade do solo na profundidade de 0 – 20 cm

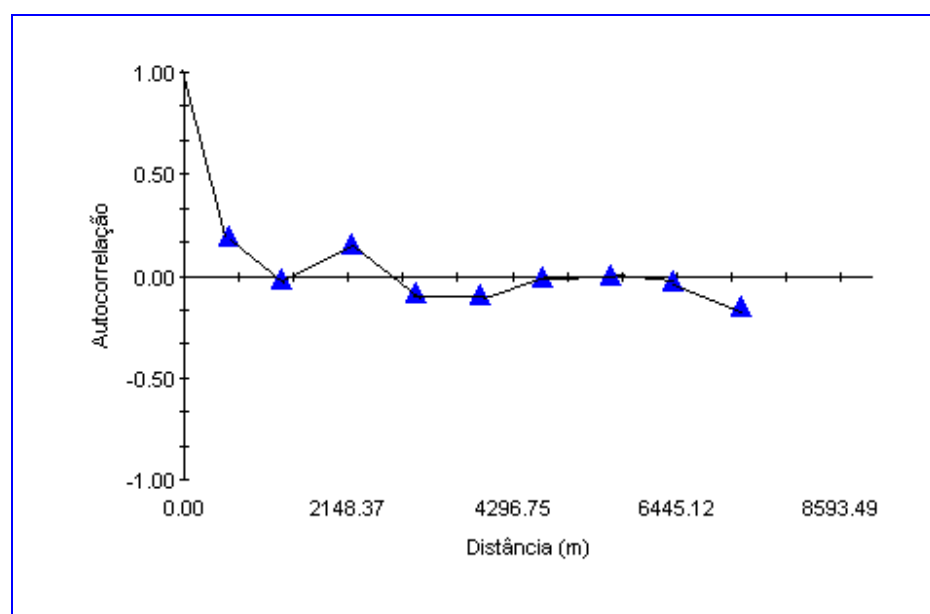


Figura 38 - Autocorrelograma experimental da Densidade do solo na profundidade de 60 – 80 cm

Para estimar o comprimento de autocorrelação, isto é, a distância além da qual os dados observados são independentes uns dos outros, adotou-se o critério visual, lendo-se o valor aproximado de h para o qual o correlograma cruza o eixo, $r(h) = 0$.

Comparando as Figuras de 25 a 38, com as idealizadas (A - D) por Gajem et al. (1981), verifica-se facilmente que os atributos do solo com autocorrelograma do tipo (A) são: pH I, CTC I, MO I e Argila I, com alcance de dependência variando de 716,10 a 2864,40 m.

A maioria dos atributos apresentaram autocorrelogramas do tipo (C), ou seja, pH II, CTC II, V% I e II, MO II, Areia I e II e Argila II, indicando uma grande Zona de Influência da dependência espacial.

Apenas a Densidade do solo I e II exibiram autocorrelograma do tipo (D), indicando com isso, variabilidade em uma pequena escala, decaindo a zero, antes do primeiro “lag” e mantendo-se cíclico em correlações insignificantes.

A análise dos autocorrelogramas mostra que a maioria dos atributos exibe dependência acima de um alcance de 2557,50 m.

As diferenças dos alcances encontrados são maiores pelo processo do semivariograma em relação ao do autocorrelograma (Quadro 4 e 5), concordando com Saffarini & Jarrar (1998), podendo ser devido ao fato do semivariograma não ser normalizado, possuindo somente valores estimados não negativos, enquanto o autocorrelograma pode ser normalizado e variar de -1 a +1; ou ainda, pela presença do efeito pepita, que só pode ser detectado pelo processo do semivariograma; ou mesmo, pela dependência do semivariograma da magnitude da distância h e não da direção.

Os resultados obtidos indicaram que as análises variográficas e

correlográficas são ferramentas úteis quando o objetivo é quantificar a continuidade espacial entre atributos do solo.

Para a comparação dos parâmetros espaciais, o autocorrelograma mostrou maior facilidade e rapidez na obtenção desses dados. Enquanto o semivariograma necessita de maior processamento (principalmente ajuste), o autocorrelograma é processado diretamente, sem necessidade de ajuste.

O semivariograma, embora mais trabalhoso e demorado para o ajuste, apresenta maior flexibilidade e opções de análise e potencial de aplicação (análise de direções de variação, validação cruzada, krigagem, cokrigagem e simulação).

4.3 Considerações finais

Os resultados obtidos neste trabalho, partindo da análise dos atributos físicos e químicos do solo, na área em estudo são:

- a variabilidade dos atributos do solo, analisada pelo coeficiente de variação, ficou classificada como: muito alta para CTC I, V% I e II, MO I e II e Argila I e II; alta para CTC II; média para Areia I e baixa para pH I e II, Areia II e Densidade do solo I e II;
- para o atributo do solo Densidade do solo I, verificou-se distribuição simétrica, para o atributo CTC II, verificou-se distribuição assimétrica moderada e para os demais atributos, distribuição assimétrica forte;
- a maioria dos atributos do solo estudados, pH I e II, V% I e II, MO II, Areia I e II e Densidade do solo II apresentaram distribuição lognormal e os demais, CTC I e II, MO

I, Argila I e II e Densidade do solo I, apresentaram distribuição normal;

- os atributos CTC I e Densidade do solo I e II não foram detectados dependência espacial;
- os atributos pH I, CTC II, MO I e II, Areia I e Argila I e II apresentaram moderada dependência espacial;
- os atributos pH II, V% I e II e Areia II apresentaram forte dependência espacial;
- a análise dos semivariogramas revelou que os atributos são dependentes espacialmente no horizonte superficial (I) para até 8480 m (pH), 7293,38 m (CTC), 12520 m (V%), 14170 m (MO), 7293,38 m (Areia), 10670 m (Argila) e 7233,26 m (Densidade do solo); e no horizonte subsuperficial (II) para até 7920 m (pH), 13020 m (CTC), 9320 m (V%), 9870 m (MO), 17360 m (Areia), 12660 m (Argila) e 7233,26 m (Densidade do solo);
- os atributos V% (I), MO (I), Argila (I), CTC (II), V% (II), MO (II), Areia (II) e Argila (II) apresentaram alcances maiores que a máxima distância de coleta de amostra, não tendo, portanto, confiabilidade;
- a análise dos autocorrelogramas, por outro lado, indicou que os atributos são dependentes espacialmente, porém com alcances bem menores do que os encontrados nos semivariogramas, apresentando: no horizonte superficial (I) para até 2864,4 m (pH), 1074,15 m (CTC), 3375,9 m (V%), 2721,18 m (MO), 2956,47 m (Areia), 716,1 m (Argila) e 358,05 m (Densidade do solo); e no horizonte subsuperficial (II) para até 2557,5 m (pH), 2690,49 m (CTC), 3089,46 m (V%), 2639,34 m (MO), 2741,64 m (Areia), 2700,72 m (Argila) e 327,36 m (Densidade do solo).

5 CONCLUSÕES

Pelos resultados obtidos pode-se concluir que:

- variogramas e correlogramas foram ferramentas eficientes na análise espacial e na obtenção das dependências espaciais dos atributos dos solos;
- os correlogramas apresentaram alcances bem menores do que os encontrados nos variogramas;
- pela literatura analisada há indicação que mais trabalhos utilizando-se métodos de maior teor analítico devem ser efetuados antes que qualquer interpretação possa ser adotada com maior nível de confiabilidade proporcionando mais parâmetros para comparação.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BRASIL. Ministério da Agricultura. Centro Nacional de Ensino e Pesquisa Agronômica. Comissão de Solos. Levantamento de reconhecimento dos solos do Estado de São Paulo. Rio de Janeiro: Serviço Nacional de Pesquisa Agropecuária, 1960. 634p.
- BRASIL. *Projeto RadamBrasil. Folha Rio de Janeiro/Vitória*. Rio de Janeiro: Ministério das Minas e Energia, 1983. 775p.
- BYERS, E., STEPHENS, D. Statistics and stochastic analysis of hydraulic conductivity and particle size in a fluvial sand. *Soil Sci. Soc.Am.J.*,v.47, p.1072-81,1983.
- 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 Sci. Soc. Am. J.*, v.58, p.1501-11, 1994.

- CAVALCANTE, E.G.S. *Variabilidade espacial de parâmetros físicos e químicos de um solo sob diferentes condições de uso e manejo*. Ilha Solteira, 1999. 199p. Dissertação (Mestrado em Agronomia/ Sistema de Produção) – Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira, Universidade Estadual Paulista.
- CASSEL, D.K., BAUER, A. Spatial Variability in soils below dept of tillage, bulk density and fifteen atmosphere percentage. *Sci. Soc. Am. Proc.*, Madison, v.39, p.245-50, 1975.
- CRESSIE, N.A.C. *Statistics for spatial data*. New York: John Wiley & Sons, 1991. 900p.
- EMBRAPA. Manual de métodos de análise de solo. Rio de Janeiro, 1996. 212p.
- EMBRAPA, Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Critérios para distinção de solos e de fases de unidades de mapeamento. Rio de Janeiro, 1988. 67p.
- EMBRAPA, Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Sistema brasileiro de classificação de solos. Brasília, 1999. 412p.
- FREITAS, V.O. *Análise de dados espaciais por meio de variogramas*. Uberlândia: Faculdade de Matemática, Universidade Federal de Uberlândia, 2000. 32p.
- GAJEM, Y., WARRICK, A., MYERS, D. Spatial dependence of physical properties of a typic-torrifluent soil. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, v. 45, p.709-15, 1981.

- GOMES, F.P. *Curso de estatística experimental*. Piracicaba: Ed. Centro Acadêmico Luiz de Queiroz, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1976. 250p.
- GOOVAERTS, P. *Geostatistics for natural resources evaluation*. New York: Oxford University Press., 1997. 650p.
- GS+. *GS+ Geostatistics for environmental sciences: Version 5.0*. Michigan: Gamma Design Software, 2000. sp.
- GUERRA, P.A.G. *Geoestatística operacional*. Brasília: Departamento Nacional de Pesquisas Minerais/Ministério das Minas e Energias, 1988. 145p.
- HOAGLIN, D.C., MOSTELLER, F., TUKEY, J.W. *Análise exploratória de dados: técnicas robustas. Um guia*. Lisboa: Ed. Salamandra, 1992. 447p.
- IBGE. *Carta do Brasil – Quadrícula de Aguai*. Escala 1:50.000. Rio de Janeiro: IBGE, 1972.
- INSTITUTO DE PESQUISAS TECNOLÓGICAS. *Mapa geológico do Estado de São Paulo*. Escala 1:500.000. São Paulo: IPT, 1981. 2v.
- ISAAKS, E.H., SRIVASTAVA, M. *An introduction to applied geostatistics*. New York: Oxford University Press., 1989. 600p.

JIAN, X., OLEA, R.A., YU, Y.S. Semivariogram modeling by weighted least squares. *Comp. & Geosci.*, v.22, n.4, p.387-89, 1995.

JOURNEL, A.G. *Geostatistics for environmental sciences*. Las Vegas: Enviromental Protection Agency, 1988.

JOURNEL, A.G., HUIJBREGTS, C. J. *Mining geostatistics*. London: Academic Press, 1978. 600p.

KRIGE, D.G. A statistical approach to some basic mine evaluation problems on the witwatersrand. *J. Chem. Metall. Min. Soc. S. Afri. Johanesburg*, v.52, p.119-39, 1951.

KRIGE, D.G. Two-dimensional weighted moving average trend superfaces for ore-evaluation. *South African Inst. Mining Metall.*, v.66, p.13-38, 1966.

LANDIM, P.M.B. *Análise estatística de dados geológicos*. São Paulo: Ed. UNESP, 1998. 226p.

LEMOS, R.C., SANTOS, R.D. *Manual de descrição e coleta de solo no campo*. 3.ed. Campinas: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo/Serviço Nacional de Levantamento e Conservação do Solo, 1996. 83p.

LIBARDI, P.L., PREVEDELLO, C.L., PAULETTO, E.A., MORAES, S.O. Variabilidade

espacial da umidade, textura e densidade de partículas ao longo de uma transeção. *Rev. Bras. Cienc. Solo*, v.10, p.85-90, 1986.

LOURENÇO, R.W. *Comparação entre métodos de interpretação para sistemas de informações geográficas*. Rio Claro, 1998. 76p. Dissertação (Mestrado em Geociências e Meio Ambiente) – Instituto de Geociências e Ciências Exatas, Universidade Estadual Paulista.

MARX, D.B., GILMOUR, J.T., SCOTT, H.D., FERGUSON, J.A. Effects of long-term water management in a humid region on spatial variability of soil chemical status. *Soil Sci.*, v. 145, p.188-93, 1988.

MATHERON, G. Principles of geostatistics. *Econ. Geol.*, v.58, p.1246-66, 1963.

MATHERON, G. The theory of regionalized variables and its application. Fontainebleau: *Cahiers Centre Morphol. Mathém.*, 1971. 211p.

MORAES, M.H., CARVALHO, A.M., ZIMBACK, C.R.L., LIMA, S.L. *Levantamento semidetalhado dos solos do Horto Santa Fé – A*. Botucatu: Fundação de Estudos e Pesquisas Agrárias e Florestais, Faculdade de Ciências Agronômicas, 1994. 194p.

OLEA, R.A. Optimum mapping techniques using regionalized variable theory. *Kansas Geol. Survey*, University of Kansas, Lawrence, Kansas, 1975. 137p.

- OLIVEIRA, J.J., CHAVES, L.H.G., QUEIROS, J.E., LUNA, J.G. Variabilidade espacial de propriedades químicas em um solo salino-sódico. *Rev. Bras. Cienc. Solo*, v.23, p.783-9, 1999.
- PARKIN, T.B., ROBINSON, J.A. Analysis of lognormal data. *Adv. Soil Sci.*, v.20, p.191-235, 1992.
- PETRI, S., FÚLFARO, V.J. *Geologia do Brasil*. São Paulo: EDUSP, 1983. 631p.
- RAIJ, B., QUAGGIO, J.A. Métodos de análise de solos para fins de fertilidade. *Bol. Tec. Inst. Agron. (Campinas)*, v.81, p.1-31, 1983.
- SAFFARINI, G.A., JARRAR, G.H. Quantifying the chemical variability of a Precambrian diabase from south Jordan using stochastic techniques: a proposal. *Volcanol. Geoth. Res.*, v.86, p.199-217, 1998.
- SANCHES, R.B. *Variabilidade espacial de propriedades físicas e químicas de latossolo em diferentes superfícies geomórficas sob cultivo de café, em Patrocínio, M.G.* Jaboticabal, 1999. 79p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista.
- SHAPIRO, S.S., WILK, M.B. An analysis of variance test for normality. *Biometrika*, v.52, p.591-611, 1965.

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. *Rev. Bras. Cienc. Solo*, v.13, p.1-5, 1989.

SOUZA, L.S. *Variabilidade espacial do solo em sistemas de manejo*. Porto Alegre, 1992. 162p. Tese (Doutorado em Ciências do Solo) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

SOUZA, L.S., COGO, N. P., VIEIRA, S.R. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. *Rev. Bras. Cienc. Solo*, v.21, p.367-72, 1997.

TAKEDA, E.Y. *Variabilidade especial de atributos físicos e químicos de uma associação sob a videira (Vitis vinifera, L.) em Vitória Brasil-SP*. Ilha Solteira, 2000. 102p. Dissertação (Mestrado em Agronomia/ Produção Vegetal) – Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira, Universidade Estadual Paulista.

TRANGMAR, B.B., YOST, R.S., UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Adv. Agron.*, v.38, p.45-94, 1985.

VALENTE, J.M.G.P. *Geomatemática: lições de geoestatística*. Ouro Preto: Ed.da Fundação Gorceix, 1989. 8v.

VIEIRA, S.R., NIELSEN, D.R., BIGGAR, J.W. Spatial variability of field-measured

infiltration rate. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, v.45, p.1040-8, 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.31, n.3, p.1-75, 1983.

VIEIRA, S.R., LOMBARDI NETO, F. Variabilidade espacial do potencial de erosão das chuvas do estado de São Paulo. *Bragantia*, v.54, p.405-12, 1995.

VIEIRA, S.R. *Curso de extensão universitária: geoestatística*. Botucatu: Faculdade de ciências agronômicas, Universidade estadual paulista, 1996. 55p.

VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um latossolo roxo de Campinas. *Bragantia*, v.56, n.1, p.1-13, 1997.

ZHANG, Ch., SELINUS, O. Spatial analyses for copper, lead and zinc contents in sediments of the Yangtze River basin. *Sci. Total Environ.*, v.204, p.251-62, 1997.

ZIMBACK, C.R.L. *Análise especial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade do solo*. Botucatu, 2001. 114p. Tese (Livre Docente em Agronomia) – Faculdade de Ciências Agronômicas, Universidade Estadual Paulista.

ZIMMERMAN, D.L., ZIMMERMAN, M.B. A comparison of spatial semivariogram

estimators and corresponding ordinary Kriging predictors. *Technometrics*, v.33, p.77-99, 1991.

APÊNDICES

APÊNDICE 1. Coordenadas cartesianas dos pontos de amostragem da malha experimental contendo os respectivos atributos estudados do solo na profundidade de 0 – 20 cm.

Identificação	X (m)	Y (m)	pH	CTC (cmg/100cm ³)	V (%)	MO (%)	Areia (%)	Argila (%)	Densidade (g/cm ³)
P1	1860	5600	4,80	9,90	53,00	5,00	66,00	7,00	1,4
P2	2280	5800	4,30	4,90	23,00	1,90	82,00	5,00	1,17
P3	4340	5700	3,70	6,00	3,00	2,00	88,00	6,00	1,27
P4	5040	4280	4,00	3,40	4,00	1,00	89,00	4,00	1,53
P5	6680	4300	3,90	3,60	5,00	1,10	89,00	10,00	1,5
P6	7120	4220	3,90	4,50	5,00	1,40	89,00	9,00	1,36
P7	9280	7140	4,00	2,50	6,00	0,90	96,00	3,00	1,49
P8	10340	7300	3,70	5,40	3,00	2,40	94,00	2,00	1,34
P9	11500	4820	3,80	5,50	5,00	2,20	84,00	10,00	1,32
P10	10740	4340	4,20	2,50	6,00	0,70	90,00	9,00	1,49
P11	9720	2780	3,90	4,50	5,00	1,70	87,00	7,00	1,43
P12	9040	1720	4,10	2,90	8,00	1,10	90,00	6,00	1,25
P13	8260	3820	3,70	5,70	4,00	1,90	88,00	11,00	1,24
P14	5700	3040	3,70	6,00	4,00	2,40	88,00	8,00	1,46
P15	4140	3820	3,70	6,60	11,00	3,00	90,00	6,00	1,28
P16	4200	2160	4,10	5,40	8,00	2,50	86,00	5,00	1,25
P17	3880	1560	3,80	4,50	16,00	1,40	86,00	6,00	1,51
P18	3700	1000	3,90	6,70	4,00	2,40	89,00	5,00	1,32
T1	760	5020	4,00	3,00	11,00	1,20	91,00	5,00	
T2	1540	5380	5,20	12,90	75,00	5,50	47,00	25,00	
T3	3560	5260	4,20	6,20	16,00	2,50	57,00	29,00	
T4	4740	5720	3,80	6,30	4,00	2,10	90,00	4,00	
T5	6200	4280	3,70	8,20	3,00	3,00	87,00	10,00	
T6	7440	4940	3,60	9,50	2,00	2,90	77,00	13,00	
T7	7960	5380	3,80	6,70	4,00	2,80	91,00	7,00	
T8	8460	5160	4,00	4,80	7,00	1,80	93,00	4,00	
T9	9020	6960	3,80	7,40	3,00	1,50	95,00	5,00	
T10	10060	6720	3,80	3,10	5,00	1,10	95,00	4,00	
T11	9580	7980	3,80	3,80	4,00	1,40	88,00	6,00	
T12	10400	5760	3,80	5,30	6,00	1,70	93,00	6,00	
T13	10080	4800	3,70	6,30	3,00	2,50	95,00	4,00	
T14	10220	3580	3,80	5,40	4,00	1,70	80,00	12,00	
T15	9440	1400	3,80	4,80	7,00	1,90	81,00	13,00	
T16	8540	1260	3,90	4,00	4,00	1,60	78,00	12,00	
T17	8900	2160	3,90	3,90	8,00	1,90	89,00	9,00	
T18	9100	2580	3,60	6,40	5,00	2,40	83,00	9,00	
T19	8000	4580	3,60	8,20	3,00	2,90	89,00	10,00	
T20	7340	3840	3,70	5,70	4,00	2,10	81,00	13,00	
T21	7060	3300	3,90	4,20	4,00	1,40	81,00	12,00	
T22	6460	3260	3,50	2,70	9,00	2,80	86,00	9,00	
T23	4740	2920	3,90	5,60	6,00	1,90	84,00	15,00	
T24	4220	2540	3,90	5,80	6,00	2,10	84,00	9,00	

Identificação	X (m)	Y (m)	pH	CTC (emg/100cm ³)	V (%)	MO (%)	Areia (%)	Argila (%)	Densidade (g/cm ³)
T25	4220	1480	3,90	4,30	11,00	1,40	92,00	3,00	
T26	3020	1640	3,80	5,70	4,00	1,70	92,00	7,00	
T27	2820	1820	3,80	5,50	5,00	1,90	85,00	11,00	
T28	3840	3880	3,80	6,00	4,00	1,70	87,00	7,00	

APÊNDICE 2. Coordenadas cartesianas dos pontos de amostragem da malha experimental contendo os respectivos atributos estudados do solo na profundidade de 60 – 80 cm.

Identificação	X (m)	Y (m)	pH	CTC (cmg/100cm ³)	V (%)	MO (%)	Areia (%)	Argila (%)	Densidade (g/cm ³)
P1	1860	5600	5,50	4,10	58,00	1,20	58,00	11,00	1,38
P2	2280	5800	4,80	3,50	48,00	0,90	72,00	18,00	1,83
P3	4340	5700	4,00	3,10	5,00	0,70	84,00	10,00	1,30
P4	5040	4280	4,00	3,10	5,00	0,60	83,00	13,00	1,43
P5	6680	4300	4,10	2,60	6,00	0,60	87,00	13,00	1,47
P6	7120	4220	4,00	3,40	4,00	0,60	74,00	16,00	1,49
P7	9280	7140	4,20	1,80	11,00	0,40	94,00	5,00	1,55
P8	10340	7300	4,10	2,40	8,00	0,60	90,00	9,00	1,48
P9	11500	4820	4,10	3,40	4,00	1,10	76,00	17,00	1,43
P10	10740	4340	4,00	2,60	5,00	0,60	86,00	13,00	1,43
P11	9720	2780	4,10	2,90	8,00	0,90	79,00	14,00	1,32
P12	9040	1720	4,10	2,40	6,00	0,80	86,00	13,00	1,40
P13	8260	3820	4,10	2,30	7,00	0,70	91,00	8,00	1,30
P14	5700	3040	4,10	3,10	6,00	0,80	82,00	9,00	1,42
P15	4140	3820	4,00	3,00	7,00	0,70	88,00	8,00	1,45
P16	4200	2160	4,00	2,90	8,00	0,60	86,00	2,00	1,59
P17	3880	1560	4,00	3,30	7,00	0,60	76,00	7,00	1,43
P18	3700	1000	4,00	3,10	6,00	0,60	86,00	6,00	1,51
T1	760	5020	4,00	3,20	9,00	1,00	86,00	9,00	
T2	1540	5380	5,00	5,80	44,00	2,50	63,00	34,00	
T3	3560	5260	4,20	6,40	14,00	2,50	67,00	25,00	
T4	4740	5720	3,80	4,00	5,00	1,00	84,00	11,00	
T5	6200	4280	3,90	4,60	4,00	1,00	81,00	9,00	
T6	7440	4940	3,90	4,40	4,00	1,10	81,00	12,00	
T7	7960	5380	3,90	5,10	3,00	1,40	84,00	9,00	
T8	8460	5160	4,00	4,00	6,00	0,90	85,00	8,00	
T9	9020	6960	3,90	4,20	4,00	0,80	83,00	14,00	
T10	10060	6720	4,10	2,70	6,00	0,80	94,00	5,00	
T11	9580	7980	4,00	2,40	7,00	0,60	95,00	3,00	
T12	10400	5760	3,90	3,60	5,00	0,80	89,00	6,00	
T13	10080	4800	3,90	2,60	5,00	0,80	91,00	6,00	
T14	10220	3580	4,00	3,30	6,00	0,80	81,00	12,00	
T15	9440	1400	4,00	2,90	5,00	0,90	82,00	14,00	
T16	8540	1260	4,00	2,80	5,00	0,90	80,00	19,00	
T17	8900	2160	4,10	2,70	7,00	0,90	84,00	15,00	
T18	9100	2580	4,00	3,40	5,00	1,00	87,00	12,00	
T19	8000	4580	3,80	4,90	4,00	1,20	85,00	12,00	
T20	7340	3840	4,00	3,40	5,00	1,00	85,00	12,00	
T21	7060	3300	3,90	4,50	15,00	1,20	79,00	17,00	
T22	6460	3260	4,00	3,20	4,00	1,00	85,00	9,00	
T23	4740	2920	4,00	3,40	5,00	1,00	79,00	19,00	
T24	4220	2540	4,00	3,70	8,00	1,00	86,00	7,00	

Identificação	X (m)	Y (m)	pH	CTC (cmg/100cm³)	V (%)	MO (%)	Areia (%)	Argila (%)	Densidade (g/cm³)
T25	4220	1480	3,80	4,70	6,00	0,90	89,00	9,00	
T26	3020	1640	3,90	3,20	5,00	0,80	89,00	10,00	
T27	2820	1820	3,90	4,00	5,00	0,70	81,00	17,00	
T28	3840	3880	3,90	4,60	4,00	0,80	86,00	13,00	