

VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICOS DO SOLO

ÁLVARO PIRES DA SILVA
Engenheiro Agrônomo

Orientador: **PAULO LEONEL LIBARDI**

Tese apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Doutor em Agronomia, Área de Concentração: Solos e Nutrição de Plantas.

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
maio - 1988

A todos que, direta ou indiretamente, colaboraram na execução desse trabalho, agradeço.

INDICE

	Página
LISTA DE TABELAS	v
LISTA DE FIGURAS	vi
RESUMO	x
SUMMARY	xii
1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DE LITERATURA	3
2.1. Métodos estatísticos para estudos da variabilidade	6
2.1.1. Estatística Clássica	6
2.1.2. Teoria das Variáveis Regionaliza- das (Geoestatística)	13
2.1.2.1. Dependência espacial e temporal	17
2.1.2.2. Autocorrelação	18
2.1.2.3. Semivariograma	22
3. MATERIAIS E MÉTODOS	32
3.1. Local	32
3.2. Caracterização da área experimental	32
3.3. Dimensões da área	32
3.4. Delineamento	33
3.5. Amostragem	33
3.6. Determinações	33

3.6.1. Amostras com estrutura deformada .	33
3.6.2. Amostras com estrutura indeformada	35
3.7. Análise estatística	36
3.7.1. Estatística clássica	36
3.7.2. Geoestatística	38
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	40
4.1. Análise dos dados através da estatística clássica	40
4.2. Análise dos dados através da Geoestatis- tica	47
4.2.1. Efeito "nugget"	70
4.2.2. Patamar "sill"	70
4.2.3. Propagação de erros	73
5. CONCLUSÕES	84
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	87
APÊNDICE	100

LISTA DE TABELAS

Tabela		Página
1	Parâmetros estatísticos dos atributos físicos do solo estudado	41
2	Número de amostras necessárias para estimar a média com variação permitida de 10%	46
3	Parâmetros geoestatísticos dos atributos físicos do solo estudado	69
4	Porcentagem do efeito "Nugget" em relação a variância dos dados	72
5	Estatística da água disponível	77
6	Número de amostras necessárias para estimar a média da água disponível com variação permitida de 10% em torno da média ..	79

LISTA DE FIGURAS

Figura		Página
1	Autocorrelogramas idealizados para a unidade observada em intervalos de 1 metro através de transeção dentro dos solos A e B	21
2	Esquema de um semivariograma ideal	26
3	Localização dos pontos de amostragem	34
4	Semivariograma para areia (%) a profundidade de 25 cm	49
5	Semivariograma para areia (%) a profundidade de 50 cm	50
6	Semivariograma para silte (%) a profundidade de 25 cm	51
7	Semivariograma para silte (%) a profundidade de 50 cm	52
8	Semivariograma para argila (%) a profundidade de 25 cm	53

Figura		Página
9	Semivariograma para argila (%) a profundidade de 50 cm	54
10	Semivariograma para densidade do solo (g/cm^3) a profundidade de 25 cm	55
11	Semivariograma para densidade do solo (g/cm^3) a profundidade de 50 cm	56
12	Semivariograma para densidade das partículas (g/cm^3) a profundidade de 25 cm ...	57
13	Semivariograma para densidade das partículas (g/cm^3) a profundidade de 50 cm ...	58
14	Semivariograma para umidade saturada (cm^3/cm^3) a profundidade de 25 cm	59
15	Semivariograma para umidade (cm^3/cm^3) na tensão de 0.01 MPa a profundidade de 25 cm	60
16	Semivariograma para umidade (cm^3/cm^3) na tensão de 0.033 MPa a profundidade de 25 cm	61

Figura		Página
17	Semivariograma para umidade (cm^3/cm^3) na tensão de 0.1 MPa a profundidade de 25 cm	62
18	Semivariograma para umidade (cm^3/cm^3) na tensão de 1.5 MPa a profundidade de 25 cm	63
19	Semivariograma para umidade saturada (cm^3/cm^3) a profundidade de 50 cm	64
20	Semivariograma para umidade (cm^3/cm^3) na tensão de 0.01 MPa a profundidade de 50 cm	65
21	Semivariograma para umidade (cm^3/cm^3) na tensão de 0.033 MPa a profundidade de 50 cm	66
22	Semivariograma para umidade (cm^3/cm^3) na tensão de 0.1 MPa a profundidade de 50 cm	67
23	Semivariograma para umidade (cm^3/cm^3) na tensão de 1.5 MPa a profundidade de 50 cm	68
24	Curva de retenção de água a profundidade de 25 cm	75

Figura		Página
25	Curva de retenção de água a profundidade de 50 cm	76
26	Lâmina útil (mm) nos pontos de amostragem	81
27	Frequência (dias) nos pontos de amostragem	82

VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FISICOS DO SOLO

ALVARO PIRES DA SILVA

- Autor -

Prof. Dr. PAULO LEONEL LIBARDI

- Orientador -

RESUMO

O objetivo desse trabalho foi o de estudar a variabilidade espacial de atributos físicos em um Latossolo Roxo localizado no Centro Experimental do Instituto Agrônômico de Campinas (SP). Na parcela experimental com dimensões de 160 x 120 metros, totalizando 19.200 metros quadrados, foram localizados 63 pontos de amostragem distantes de 20 metros entre si formando uma malha. Em cada ponto foi aberta uma trincheira para retirada de amostras, em duas profundidades, para determinações de granulometria, densidade do solo e das partículas e curva de retenção de água no solo. A partir dos dados de retenção calculou-se a lâmina útil e a frequência de irrigação para cada ponto. A análise da variabilidade dos dados foi realizada a partir de duas metodologias estatísticas distintas, a saber: estatística clássica e geoestatística. Os resultados

obtidos submetidos a análise segundo os parâmetros da estatística clássica indicaram uma variação considerada pequena. A análise feita pela geoestatística não trouxe maiores informações, pois não foi encontrada, para a maioria das variáveis, a estrutura da variância. Observou-se, também, que pequenas variações nos dados de retenção de água podem ocasionar altas variações, quando esses dados são utilizados no cálculo da quantidade e frequência de água a ser aplicada pela irrigação.

SPATIAL VARIABILITY OF SOIL PHYSICAL PARAMETERS

Author: ALVARO PIRES DA SILVA

Adviser: Prof. Dr. PAULO LEONEL LIBARDI

SUMMARY

The objective of this work was to study the spatial variability of soil physical properties of an Oxisol located at the Experimental Center of the Agronomic Institute of the State of São Paulo, Campinas (SP). On an experimental plot of 160 m x 120 m (19,200 m²) 63 sampling points were spaced at 20 x 20 m intervals. From each of these points disturbed and undisturbed soil samples collected from each point at the depths of 20 cm and 40 cm were used to determine soil particle size distribution, bulk density, particle density and soil water retention curve. Analysis of data variability was made by means of two methodologies: classical statistics and geostatistics. Classical statistics analysis indicated that data variation could be considered small whereas analyses according to geostatistical methods did not yield any additional information because most variables showed no variance structure. An additional feature of prime importance that could be observed in this work was the fact that very small

variation in the water retention data can bring about a very high variation in the calculated amount of water to be used and the frequency of irrigation.

1. INTRODUÇÃO

Desde os primórdios da ciência do solo, sempre se reconheceu a variabilidade espacial quando se analisava solos no campo. Os primeiros trabalhos remontam ao início do século e propiciaram o surgimento de outros abrindo uma linha de pesquisa nessa área. Com o aparecimento da estatística proposta por Fisher, entretanto, onde a variabilidade das medidas é contornada através de casualização e repetição, houve uma grande diminuição no número de trabalhos relacionados com esse assunto.

Enquanto na área agrônômica a variabilidade apresentava um declínio de interesse, em outra área da ciência, a Geologia, avançavam-se os estudos da variabilidade de recursos minerais principalmente porque os custos envolvidos na exploração mineral são bastante elevados.

Recentemente o interesse dos pesquisadores da ciência do solo pela variabilidade espacial de dados foi retomado e, agora, além das metodologias propostas pela estatística clássica, surge uma nova ferramenta para o estudo da variabilidade espacial de dados, oriunda da Geologia, sendo chamada de Geoestatística ou Teoria das Variáveis Regionalizadas.

Essas duas metodologias diferem, basicamente, na forma de avaliar a variação dos dados. Enquanto a

estatística clássica pressupõe não haver relação entre a variação e a distância entre pontos de amostragem, isto é, as variações são aleatórias no espaço, a Geoestatística considera existir uma dependência da variação com o espaço de amostragem e que, em parte, essas variações são sistemáticas.

Buscando obter maiores esclarecimentos e analisar mais criticamente tão relevante assunto, elaborou-se um experimento em um Latossolo Roxo, com o intuito de avaliar a variabilidade espacial dos atributos físicos do solo a partir dos métodos propostos pela estatística clássica e pela geoestatística.

2. REVISÃO DE LITERATURA

A análise de dados obtidos no campo tem sido, através do tempo, uma sèria preocupação em diversas áreas da ciência. Quando se trata da ciência do solo, as dificuldades tornam-se maiores, pois a formação do solo se dà com a ação de uma sèrie de fatores resultando um produto final muito heterogêneo.

Hà muito tempo os pesquisadores da ciência do solo têm procurado desenvolver técnicas mais adequadas para amostrar o solo, havendo grande preocupação em se encontrar a forma mais adequada de se analisar estatisticamente os dados.

No início do sèculo a preocupação com a variabilidade dos dados motivou o desenvolvimento de vários trabalhos nessa área como os de SMITH (1910) e MONTGOMERY (1913), onde se procurava estudar o efeito da variabilidade do solo na produção das culturas. Outro ponto que preocupava os pesquisadores da época era a consequência da variabilidade nos levantamentos de solos. Procurando estudar esse tema, PENDLETON (1919) publicou o trabalho intitulado: "Are soils mapped under a given type name by the Bureau of Soils method closely similar to another?".

Esses trabalhos não tiveram sequência e um fator que agravou o isolamento de estudos de variabilidade foram os métodos estatísticos desenvolvidos por SNEDECOR (1940) e

FISHER (1950), onde o fator principal analisado era o efeito dos tratamentos aplicados, não havendo preocupação com as condições do solo. A variação devido a parâmetros do solo poderia, segundo os autores, ser resolvida através da casualização e repetição. Os resultados eram analisados através da análise de variância e essa teoria passou ser conhecida como "estatística clássica".

Nas primeiras décadas do século, no Brasil, como em outros países, praticamente inexistiram estudos sobre a variabilidade de parâmetros do solo. Alguns pesquisadores, porém, atentaram para o problema. BRIEGER (1942), pesquisando em genética vegetal, alertou para o fato de que, em todos os ensaios agrícolas, a área experimental deverá ser sempre homogênea. Acrescentou o autor que, de modo geral, e mesmo em áreas bem escolhidas, quase sempre há heterogeneidade do terreno. A área total de um experimento não seria uma soma de parcelas muito equivalentes. Assim dever-se-ia esperar, com menos razão ainda, que uma área maior e não selecionada seria sempre um simples múltiplo da área básica da parcela.

Na ciência do solo CATANI (1954) foi um dos pioneiros no Brasil na abordagem do problema quando, ao discutir a amostragem de solo para fins de fertilidade, reconheceu a grande heterogeneidade do solo quanto aos seus parâmetros e procurou enfocar o problema através da metodologia de amostragem.

Entende-se por variabilidade a qualidade (ou caráter, ou grau) do que é variável; esta última palavra deriva do adjetivo latim *variabile* (que pode apresentar valores distintos).

É de grande importância conceituar dois termos bastante relacionados nesse contexto, a saber: homogeneidade e heterogeneidade. Segundo GROSSI SAD (1986) um corpo geológico é homogêneo, em relação a uma certa feição, quando suas partes podem ser intercambiadas sem modificação do aspecto da feição sob exame. O grau de homogeneidade cresce quando diminui o tamanho de suas partes intercambiadas. A uniformidade referida subentende tanto propriedades físicas quanto químicas. Prossegue o autor afirmando que na natureza não existe homogeneidade na verdadeira acepção da palavra, pois a matéria é descontínua e o conceito se aplica a meios contínuos. Por isto, estabeleceu-se a homogeneidade de um certo atributo medido em um corpo geológico através da estatística. Neste caso, compara-se unidades de volume suficientemente grandes em relação à heterogeneidade, o que implica que o conceito também depende da escala de observação.

Encontram-se no solo, basicamente dois tipos de variação: sistemática e aleatória.

WILDING & DREES (1983) conceituaram a variação sistemática como uma variação gradual, sendo as mudanças nas propriedades do solo função da formação do solo, forma

de relevo e participação do homem.

A variabilidade sistemática, frequentemente, torna-se altamente complexa, o que dificulta seu entendimento e impossibilita sua expressão analítica.

Variação aleatória é aquela que não pode ser relacionada a uma causa conhecida. Quando o sistema solo é pesquisado detalhadamente, a parte da variação originariamente considerada aleatória poderá ser reconhecida como sistemática. É possível que com um maior grau de conhecimento todas as variações nos atributos do solo possam ser reconhecidas como sistemáticas. O ponto crítico para essa consideração é o sistema de amostragem. Se o espaçamento entre amostras é grande, então mesmo a variabilidade sistemática aparece como aleatória.

2.1. Métodos estatísticos para estudos da variabilidade

2.1.1. Estatística Clássica

A estatística clássica assume que o valor esperado de um atributo do solo Z em qualquer local x dentro da área amostrada, é:

$$Z(x) = \mu(x) + e(x)$$

onde $\mu(x)$ é a média da população ou valor esperado e $e(x)$ representa a variação, ou dispersão, espacialmente não correlacionada de valores em torno da média. Desvios da média da população são assumidos como sendo normalmente distribuídos com média zero e variância de σ^2 .

GROSSI SAD (1986) revela que um modo muito objetivo de se estimar a variabilidade das amostras é comparar o comportamento do parâmetro estudado com modelos teóricos, utilizando-se de curvas de distribuição de frequência. As curvas de frequência mais usuais, obtidas a partir de variáveis do solo, são as curvas normal e logarítmica normal.

Ao analisarem a variabilidade espacial de atributos físicos do solo NIELSEN et alii (1973) concluíram que, para as variáveis argila, areia, densidade do solo e teor de água, os dados apresentaram uma distribuição normal, enquanto que os dados de condutividade hidráulica mostraram distribuição logarítmica normal.

Um grande número de trabalhos confirma a distribuição normal dos dados para a densidade do solo (COELHO, 1974; CASSEL & BAUER, 1975), granulometria (GUMAA, 1978) e teor de água na saturação (CAMERON, 1978). ANDERSON & CASSEL (1986) também encontraram distribuição logarítmica normal para a condutividade hidráulica.

A distribuição de frequência normal de dados é um requisito básico para a utilização dos métodos sugeridos

pela estatística clássica mas, lamentavelmente, é um aspecto que não tem sido levado em conta em muitos experimentos (MEAD & CURNOW, 1983).

HEATH (1981) afirma que a importância da distribuição normal dos dados reside no fato de existir, para ela, um instrumental estatístico adequado, um conjunto de métodos estatísticos que se aplicam melhor à distribuição normal do que a outros tipos de distribuição. Frequentemente, a distribuição difere da normal e, nesse caso, é preciso considerar dados transformados, na esperança de que se distribuam mais ou menos normalmente. Todavia essa transformação dos dados pode introduzir uma correção excessiva na curva de distribuição.

Os métodos estatísticos, oriundos da estatística clássica, mais utilizados na avaliação da variabilidade de dados, são aqueles baseados na dispersão dos dados em relação à média, ou seja: variância, desvio padrão e coeficiente de variação.

Em 1971, BECKETT & WEBSTER publicaram um trabalho de revisão sobre a variabilidade de atributos do solo onde ressaltaram a importância de se dar uma maior atenção ao assunto.

NIELSEN *et alii* (1973) realizaram um trabalho básico para o estudo do comportamento de atributos físicos do solo em uma área de 150 ha com 120 pontos de amostragem.

Foram obtidos os coeficientes de variação, sendo que a densidade do solo foi a que apresentou valores mais baixos (próximos de 8%), enquanto que os valores de condutividade hidráulica saturada chegaram a 110%. Para os dados de retenção de água a pressão de 0,2 bar, o coeficiente de variação, para a camada de 30 - 45 cm, foi de 17%, enquanto que para as porcentagens de argila, silte e areia os valores desse coeficiente foram de 42%, 22% e 17%, respectivamente. Vários trabalhos se seguiram a esse, dando enfoque na variabilidade de atributos físicos (BABALOLA, 1978; CASSEL & BAUER, 1975; CARVALHO *et alii*, 1976; GAJEM *et alii*, 1981; ANDERSON & CASSEL, 1986). Os resultados desses trabalhos confirmam o comportamento observado por NIELSEN *et alii* (1973), sendo encontrados valores menores de variação e distribuição normal de dados, para a granulometria, densidade do solo e das partículas, enquanto que para os dados relacionados com a infiltração e condutividade hidráulica, os coeficientes de variação foram extremamente altos, chegando a atingir valores de 3300% (ANDERSON & CASSEL, 1986). BABALOLA (1978) afirma que com uma variação dessa magnitude a aplicação de um valor médio de K poderia resultar num erro de mais ou menos 100 ordens de grandeza.

Apesar do coeficiente de variação ser usado com frequência na avaliação da variabilidade de dados, principalmente por permitir a comparação entre atributos

diferentes, WILDING & DREES (1983) alertam para os cuidados que se deve ter na utilização desse índice, concluindo não haver sentido em sua aplicação quando a média da variável estudada é próxima a zero, pois, nesse caso, o coeficiente de variação, que é uma relação entre o desvio padrão e a média, apresentará valores muito altos. GROSSI SAD (1986) afirma que a utilidade do coeficiente de variação é restrita, pois expressa o grau de variabilidade do atributo, não refletindo sua forma.

Outra ferramenta dentro da estatística clássica de se avaliar a variabilidade de dados é baseado na obtenção do número de amostras necessárias para se alcançar um valor representativo da variável estudada.

WARRICK & NIELSEN (1980) ressaltam que, para a utilização dessa metodologia, é necessário que haja um grande número de amostras e que elas sejam independentes.

GUMAA (1978), a partir dessa metodologia em uma área de 15 ha, concluíram que, para estimar um valor médio, seriam necessários os seguintes números de amostras: densidade do solo (2), água retida a 0,2 bar (61), água retida a 15 bar (98), % argila (110), % silte (150), % areia (53) e condutividade hidráulica (1300). O autor concluiu, ainda, que, apesar desses valores não poderem ser transferidos diretamente para outras áreas, é bastante provável que se encontre os mesmos valores relativos entre esses parâmetros.

No Brasil, as referências sobre a variabilidade espacial de dados são muito restritas, notadamente quando se trata de dados de atributos físicos. CATANI (1954) realizou um dos primeiros estudos e só vai encontrar seguidores a partir da década de 70.

Em 1971, OLIVEIRA & MENK avaliaram a variabilidade de atributos físicos e químicos de duas áreas de Oxissolo de aproximadamente 20 ha, consideradas homogêneas, utilizando-se de coeficientes de variação e número de amostras necessárias para estimar o valor médio. Concluíram que, de maneira geral. Os atributos físicos apresentaram maior homogeneidade do que os químicos, fazendo com que bastassem cinco amostras ou menos para estimar-se adequadamente a média dos atributos físicos, enquanto que para os atributos químicos esse número foi bem mais elevado, atingindo, no caso do teor de Mg, o valor de 150.

OLIVEIRA & ROTTA (1973) estudaram resultados analíticos referentes às análises químicas de 122 amostras resultantes de 61 pontos de amostragem para um levantamento de solos. Os autores concluíram que a delimitação de uma população "indivíduo - solo" baseada exclusivamente em atributos morfológicos, mesmo a nível de série, produz separações de unidades com variações mais ou menos amplas de atributos químicos, não obstante as unidades apresentarem certa homogeneidade.

Segue-se a esse o trabalho realizado por REICHARDT

et alii (1976), onde o estudo se concentrou na variabilidade de atributos físicos do solo. Em uma área de 10 ha obtiveram vários dados, onde constataram pequenas variações nos valores de granulometria, densidade do solo e das partículas, e grande variação nas curvas de retenção das camadas superficiais, bem como para os dados de condutividade hidráulica.

A partir de 1980, o interesse pelo assunto tornou-se maior, o que pode ser constatado pelo número de trabalhos produzidos após esse período (PINTO et alii, 1980; CADIMA et alii, 1980; CORREA, 1986; TAVARES FILHO, 1987; SANTOS & VASCONCELOS, 1987).

Os trabalhos citados até agora fizeram uso de métodos estatísticos baseados na estatística clássica. Essa estatística considera o campo em termos de um conjunto de observações reduzidas a uma média e medidas de sua divergência, sem considerar a sua distribuição espacial. O número de amostras necessárias para se estimar a média, com algum intervalo de confiança, é calculado com base na distribuição da frequência das observações.

Para se empregar a estatística clássica, é necessário seguir seus princípios básicos, os quais condicionam a amostragem à orientação de que se assuma independência entre as amostras.

BLACKWELL (1975) afirma que duas variáveis são independentes se a distribuição de cada uma, dados os

valores da outra, è sempre igual á sua distribuição incondicional, isto è, não depende dos valores das outras variáveis. Se duas variáveis são independentes elas são, certamente, não correlacionadas.

O problema está em que è impossível saber, antes de amostrar, de que maneira as amostras vão se comportar (dependente ou independentemente). Além disso, quem aplica estatística clássica assume independência sem testar.

Devido a essas limitações da estatística clássica e pelo fato dos solos serem heterogêneos, pois a maioria de seus atributos varia no espaço e no tempo, como resultado de processos geológicos que concorrem na sua formação e por ação do homem, tornou-se necessária a utilização de procedimentos estatísticos adicionais que considerem e reflitam essas variações.

2.1.2. Teoria das Variáveis Regionalizadas (Geoestatística)

A Teoria das Variáveis Regionalizadas tem sua origem nos trabalhos desenvolvidos por KRIGE (1951) na mineração de ouro na África do Sul. Os procedimentos da estatística clássica, principalmente no que se refere á estimativa de dados, eram considerados impróprios por não levarem em consideração a dependência espacial das

amostras. Os métodos práticos usados por KRIGE foram desenvolvidos formalmente e ampliados por MATHERON (1963; 1971). Essa teoria baseia-se em procedimentos para análise e estimativa de variáveis espacialmente dependentes.

Segundo GROSSI SAD (1986), a geoestatística dedica-se ao estudo da distribuição e da variabilidade dos valores, em função do seu arranjo espacial ou temporal, isto é, de valores regionalizados. Um fenômeno que se modifica no espaço e que é provido de uma certa estrutura, comporta-se de modo "regionalizado". Se $Z(x)$ é o valor de uma variável Z no ponto x , é possível descrever a variabilidade da função $f[Z(x)]$ no espaço, com Z variando dependentemente do local da amostragem. Esta função pode ser muito irregular e exibe um aspecto aleatório (variação imprevisível) e um aspecto estrutural que reflete as características do fenômeno regionalização.

O modo usual de se analisarem semelhanças ou dessemelhanças entre amostras é estabelecer sua covariância. Sejam Z e Y duas variáveis aleatórias; Z pode ser o teor de argila em uma amostra e Y o teor de água. Pode acontecer que Z seja o teor de um dado elemento em uma amostra no local x , e Y o teor do mesmo elemento no local $x + L$ (L é a distância entre os dois pontos de amostragem). Chama-se covariância de Z e Y a expressão:

$$\text{COV}(ZY) = \sigma_{zy} = E \{ (Z - E[Z]) (Y - E[Y]) \}$$

Nessa expressão $E[Z] = \mu_z$ e $E[Y] = \mu_y$. A variância de Z corresponde a $\sigma_z^2 = E \{ (Z - \mu_z)^2 \}$ e a de Y, $\sigma_y^2 = E \{ (Y - \mu_y)^2 \}$. Sejam Z e Y os valores das variáveis aleatórias Z e Y ($i = 1, 2, 3 \dots N$). Os estimadores para as médias e as variâncias da população são:

$$\text{Média da população Z (isto é, } \mu_z) \quad \bar{Z} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i$$

$$\text{Média da população Y (isto é, } \mu_y) \quad \bar{Y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i$$

Variância da população Z (isto é, σ_z^2):

$$s_z^2 = \frac{1}{(N-1)} \sum_{i=1}^N (Z_i - \bar{Z})^2$$

Variância da população Y (isto é, σ_y^2):

$$s_y^2 = \frac{1}{(N-1)} \sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})^2$$

Covariância de Z e Y (isto é, σ_{zy}):

$$s_{zy} = \frac{1}{(N-1)} \sum_{i=1}^N (Z_i - \bar{Z}) (Y_i - \bar{Y})$$

Se a diferença $(Z - Y)$ for nula, para todos i as médias aritméticas \bar{Z} e \bar{Y} são iguais para todos os locais do campo de amostragem. Nesse caso, pode-se escrever:

$$E [Z(x)] = m, E [Z(x) - Y(x+L)] = 0$$

que define a condição de estacionaridade de primeira ordem.

Quando se aceita para todas as distâncias L , independentemente dos próprios locais de amostragem, que a covariância é a mesma, satisfaz-se a condição de estacionaridade de segunda ordem.

Usualmente, a aceitação de uma estacionaridade de segunda ordem não pode ser satisfeita. Necessita-se então de outro modelo estatístico, menos limitado, que é baseado na hipótese intrínseca a qual será comentada posteriormente.

WARRICK et alii (1986) afirmam que a dependência entre amostras é comumente descrita através de autocorrelogramas ou semivariogramas. Em qualquer caso, considera-se um conjunto de valores $Z(x_1)$, $Z(x_2)$ onde cada local define um ponto em 1-, 2-, ou 3- dimensões.

A utilização do correlograma tem como requisito a aplicação da estacionaridade de ordem 2, ou seja:

1. $E[Z(x)]$ existe e é igual a um valor constante para todo x ;
2. A covariância existe e é uma função única da distância de separação L .

Já para o variograma há uma pequena modificação nesses requisitos, tornando-as menos rigorosas. É a denominada hipótese intrínseca:

1. $E[Z(x)]$ existe como acima;
2. Para todos os vetores L a variância da diferença $Z(x+L)-Z(x)$ é definida e é função única de L .

2.1.2.1. Dependência Espacial e Temporal

Como já foi mencionado, é necessário, na estatística clássica, assumir que as observações sejam espacialmente independentes entre si e, assim, o conjunto de observações seja reduzido ao seu valor médio e a distribuição de frequência dos valores sem considerar a posição no espaço.

Intuitivamente, não se espera que observações de atributos do solo no campo sejam necessariamente independentes. É de se esperar que medidas quase juntas apresentem valores mais próximos do que medidas feitas a distâncias maiores. Tais expectativas dão origem a questões

a respeito do tamanho apropriado da observação, da distância apropriada entre observações, da localização apropriada de cada observação e do número apropriado de observações.

Todas essas questões são relevantes para o conceito geoestatístico que define o tamanho do domínio caracterizado através de uma observação. Isto difere marcadamente da estatística clássica que define, para um dado nível de probabilidade, a exatidão e precisão da estimativa de um valor médio dentro de um conjunto de observações.

2.1.2.2. Autocorrelação

Apesar de não ser utilizada no trabalho, definir-se-á a autocorrelação com o intuito de facilitar o entendimento da análise de dados no espaço.

Se forem comparadas uma sequência de dados com ela mesma, em sucessivas posições, pode-se obter a correspondência máxima bem como obter a medida do grau de similaridade entre as observações.

Pode-se realizar o processo de "autocomparação" calculando a função autocorrelação, definida como a correlação linear entre uma série espacial (ou temporal) e a mesma série num intervalo de espaço (ou tempo) obtidos

seguindo um "transect" (transeção).

A autocorrelação pode ser dada através de:

$$r(L) = \frac{\text{Cov}(Z(x), Z(x+L))}{\text{Var } Z}$$

onde: $r(L)$ = coeficiente de autocorrelação, função de L ;

L = "lag": intervalo de espaço (ou de tempo) entre duas séries que estão comparadas;

Z = propriedade que está sendo medida.

Se forem numeradas cada observação na série espacial de 1 até n , a autocorrelação terá "lag" = 0 quando elementos 1, 2, 3, ..., n de uma série estão sendo comparados aos elementos 1, 2, 3, ..., n da outra. Quando, entretanto, calcula-se a correlação entre elementos 1, 2, 3, ..., $(n-1)$ de uma série com elementos 2, 3, 4, ..., n da outra, tem-se calculado a autocorrelação do "lag" = 1.

Uma analogia pode ser feita através da comparação de uma série espacial e uma corrente. Cada elo na corrente corresponde a um elemento na série. Se forem colocados dois segmentos idênticos da corrente lado a lado, e compará-los, estar-se-á calculando a autocorrelação de "lag" 0 e a correlação é, logicamente, + 1,0. Depois move-se uma das correntes à frente um elo e compara-se as duas correntes e

move-se novamente a corrente do elo á frente e assim por diante. Quando um segmento da corrente tiver sido movido inteiramente através do outro, ter-se-á realizado uma completa autocorrelação e tem-se o registro do grau de coincidência das duas correntes a cada posição. A Figura 1 mostra dois exemplos.

Para o exemplo A, o coeficiente de autocorrelação decresce abruptadamente de 1 para 0 dentro do lag 1 (a menor distância entre observações). Para o exemplo B, uma conclusão é que as observações são espacialmente independentes, isto é, não se pode estimar o valor de uma observação a partir de seus vizinhos mais próximos. Interpretando os resultados do exemplo B, onde r diminui gradualmente quando L aumenta, pode-se concluir que as observações são espacialmente dependentes, isto é, dentro de uma distância de aproximadamente 10 m é possível estimar o valor de uma observação a partir de seus vizinhos mais próximos.

A relação funcional $r(L)$ tem sido expressa por várias fórmulas empíricas. Uma das expressões mais comumente usada é:

$$r(L) = \exp(-L/\lambda)$$

onde λ é selecionado a fim de que a soma do desvio medido de r da expressão acima seja zero.

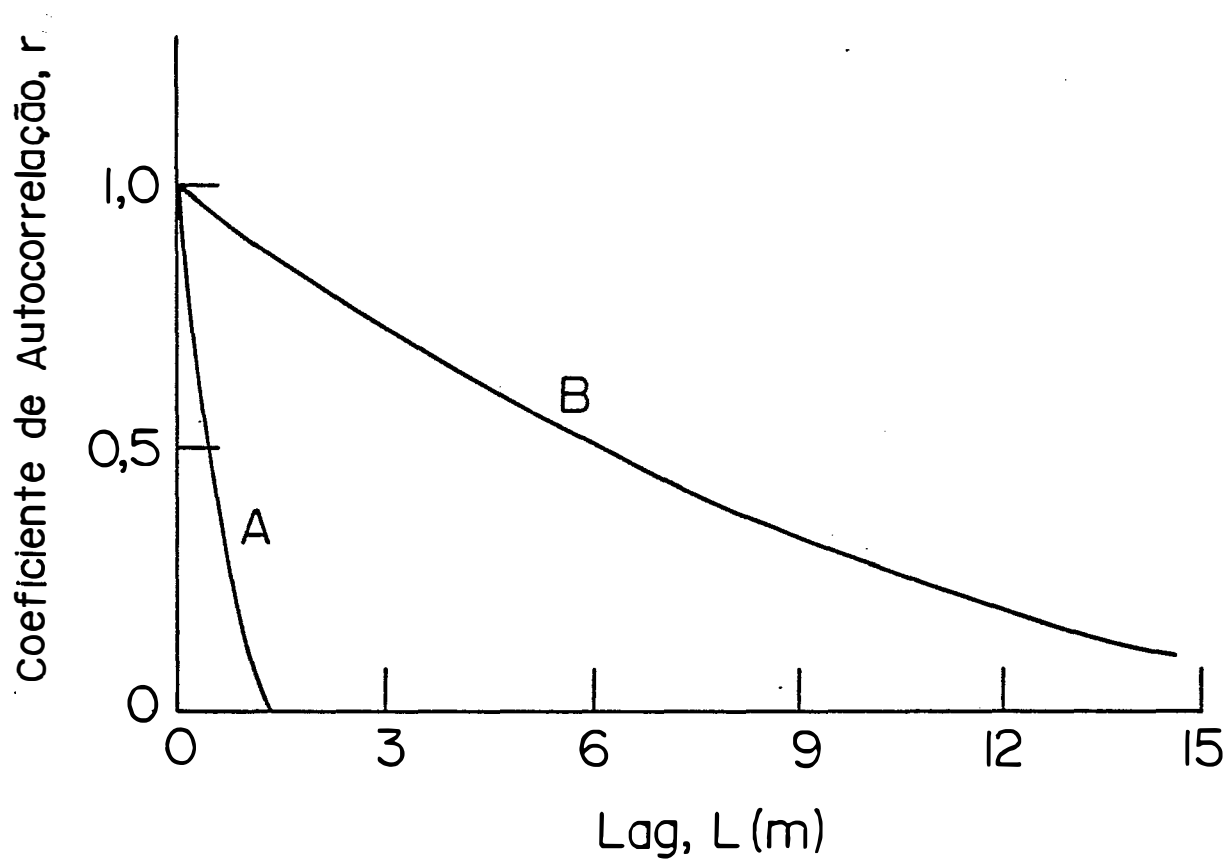


Figura 1. Autocorrelogramas idealizados para a umidade observada em intervalos de 1 metro através de transeção dentro dos solos A e B.

A definição do valor da função $r(L)$ considerada limite para se afirmar haver autocorrelação entre os dados ainda é polêmica. Enquanto alguns autores afirmam ser esse valor igual a $1/e$, outros preferem considerá-lo significativo até onde r for igual a zero.

Quando a distância máxima de autocorrelação é definida, tem-se que observações feitas a distância menores são quase desnecessárias e observações com intervalos maiores não permitirão interpolação significativa entre vizinhos.

2.1.2.3. Semivariograma

A estimativa da dependência entre amostras vizinhas no espaço ou tempo pode ser feita através da autocorrelação que é de grande utilidade quando se está fazendo amostragem em uma direção. Quando a amostragem envolve duas direções o instrumento mais indicado na estimativa da dependência entre amostras é o semivariograma. Outra vantagem em se utilizar o semivariograma é a possibilidade de se fazer interpolação entre amostras.

O semivariograma é definido a partir da semivariância das medidas feitas em amostras espaçadas no campo de determinada distância L . Supondo que no local x , onde cada x representa um par de coordenadas (x, y) ,

$Z(x)$ é o valor obtido para um atributo do solo e para o local $x+L$ o valor $Z(x+L)$ para o mesmo atributo (onde L é o lag), a variância para este par de valores é a soma do quadrado da diferença de cada valor com a média \bar{Z} (WEBSTER, 1985):

$$S^2 = [Z(x) - \bar{Z}]^2 + [Z(x+L) - \bar{Z}]^2$$

Desenvolvendo-se esta equação, onde a média \bar{Z} é:

$$[Z(x) + Z(x+L)] / 2$$

obtêm-se:

$$S^2 = \frac{1}{2} [Z(x) - Z(x+L)]^2$$

Essa é a variância para esse par de observações. Se tiver N pares de observações separadas pela distância L (lag), tem-se então o semivariograma médio:

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

onde:

$N(L)$ é o número de pares de observações $Z(x)$, $Z(x+L)$ separados pela distância L (lag). O gráfico desta semivariância, $\gamma(L)$, versus L é chamado de semivariograma. A medida que L aumenta $\gamma(L)$ também aumenta pois é de se esperar que amostras tiradas a uma pequena distância entre si apresentem $[Z(x) - Z(x+L)]^2$ menores que

aquelas tiradas a distâncias maiores. O aumento de $\gamma(L)$ ocorre até atingir um valor onde se torna constante e esse valor é aproximadamente a variância da população.

O valor de $\gamma(L)$ nesse ponto é chamado de patamar ("sill") e a distância a partir da qual ele começa a ocorrer é chamada de limite ou "raio de ação" (range). O raio de ação é um dos parâmetros principais no estudo da variabilidade espacial pois é a distância limite na escolha do tipo de estatística a ser aplicada. A distâncias menores que o "limite" as variáveis são dependentes espacialmente podendo ser usada a geoestatística. Já a distâncias maiores que o "limite" há independência entre as variáveis podendo ser aplicada a estatística clássica.

Pela equação do semivariograma é de se esperar que $\gamma(0) = 0$, mas isso normalmente não ocorre pois a medida que L se aproxima de 0, $\gamma(L)$ se aproxima de um valor positivo chamado efeito "nugget". Esse valor revela a descontinuidade do semivariograma perto da origem a distâncias menores que aquela amostrada. A descontinuidade pode ser devida a variabilidade a distâncias menores que a amostrada ou erro nas medidas (DELHOME, 1976).

Quando o "raio de ação" é menor que a distância de amostragem, tem-se um efeito "nugget" puro e o fenômeno físico tem uma distribuição espacial completamente ao acaso com respeito ao espaço de amostragem; os métodos da estatística clássica podem ser aplicados (VIEIRA et alii,

1981).

Um dos aspectos mais importantes na aplicação da variabilidade espacial é o modelo do semivariograma pois é a partir dele que as principais informações da variabilidade espacial são obtidos. A figura 2 mostra um semivariograma ideal.

Dependendo do comportamento do semivariograma para grandes valores de L, o modelo a ser usado pode ser classificado em duas categorias: a) modelo sem patamar ("sill") e b) modelo com patamar.

Os modelos sem patamar correspondem a fenômenos com infinita capacidade de dispersão, para os quais a variância e a covariância dos dados não podem ser definidas (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1978).

Para os modelos com patamar são encontrados, basicamente, quatro tipos: a) linear; b) esférico; c) exponencial e d) gaussiano (VIEIRA *et alii*, 1983).

A aplicação da Teoria das Variáveis Regionalizadas na área agronômica vem crescendo a cada ano e o número de trabalhos, nas diversas áreas, é bastante grande. Uma das áreas pioneira na utilização dessa metodologia estatística é a de levantamento de solo, onde a quantificação da variabilidade de dados é de grande importância. Entre os trabalhos existentes destacam-se os de WEBSTER (1973), McBRATNEY & WEBSTER (1981), BUONA (1985).

Já na área de fertilidade e produção, pode-se citar

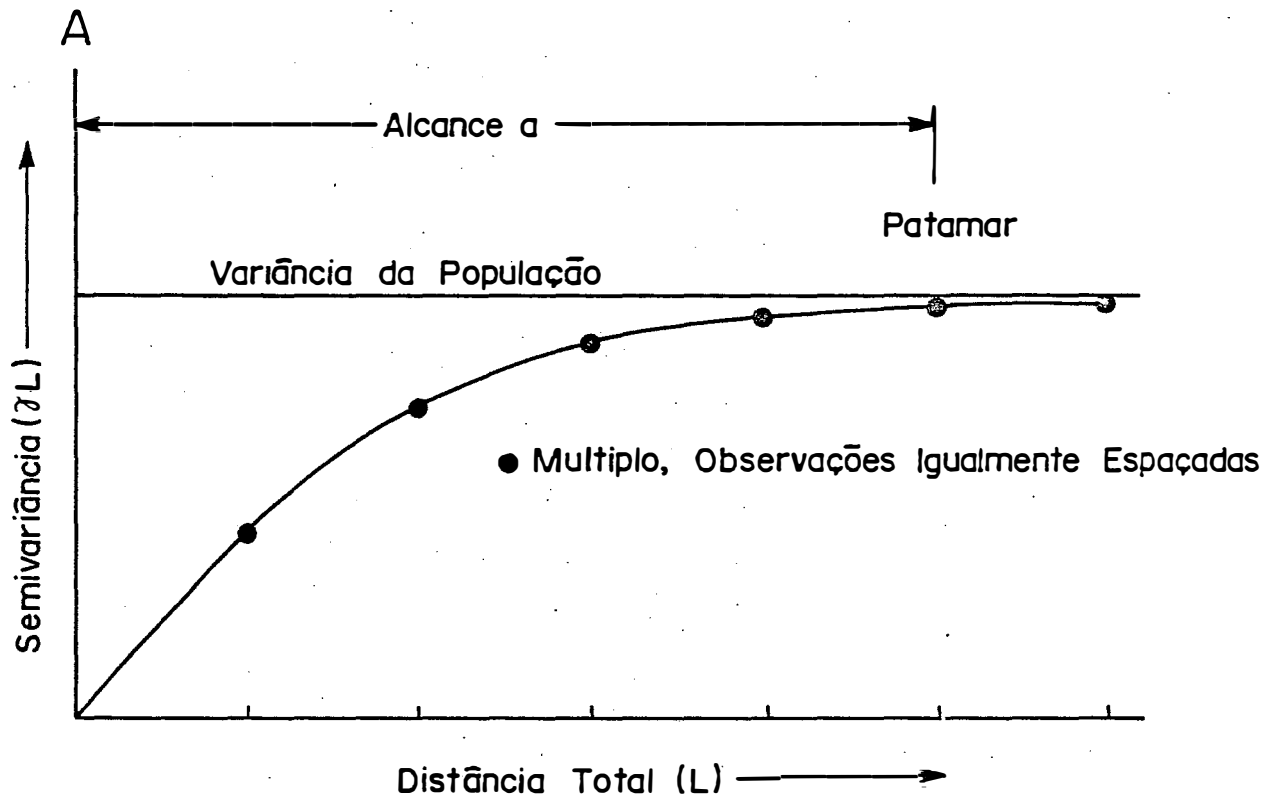


Figura 2. Esquema de um semivariograma ideal.

os trabalhos de YOST *et alii* (1982), O'HALLORAN *et alii* (1985) com P no solo; TRANGMAR (1984) com Al e Na; BURGUESS & WEBSTER (1980) com Na; WOLLUM & CASSEL (1984) com propriedades microbiológicas; BRESLER *et alii* (1984), MACBRATNEY (1984) com dados de produção de culturas e HAJRASULINA *et alii* (1980) com salinidade.

A análise de dados de propriedades físicas do solo também tem recebido grande atenção dos pesquisadores. VAUCLIN *et alii* (1982) analisaram a variabilidade espacial da temperatura da superfície em solos desnudos da Universidade da Califórnia (DAVIS). A temperatura da superfície foi medida durante três dias consecutivos após a irrigação por aspersão. Foram feitas medidas a cada metro ao longo de duas transeções. No momento da medição da temperatura, foram retiradas amostras de solo para determinar a umidade à base de massa da camada superficial de 5 cm do solo. Ao analisarem os autocorrelogramas da temperatura do solo, os autores observaram ter havido uma queda acentuada do coeficiente de autocorrelação quando passou do "lag" = 0 para 1. Pelos dados de umidade gravimétrica observaram que, para a transeção norte - sul, a dependência entre as amostras foi encontrada até a distância de 3 metros, enquanto que para a transeção leste - oeste essa distância foi de 7 metros.

VIEIRA & HATFIELD (1984) mediram a temperatura da superfície diariamente durante três anos em um solo

descoberto da California e encontraram que a temperatura estava correlacionada a intervalos de sete, cinco e dez dias para os três anos estudados, respectivamente.

VIEIRA et alii (1981) ao medirem a taxa de infiltração de 1280 pontos em um solo considerado homogêneo constatararam uma dependência espacial sobre uma distância de 50 m. Os autores concluíram que o número de amostras poderia ser reduzido para 128 sem comprometimento dos dados. GUROVICH & STERN (1983) também estudaram a dependência espacial das taxas de infiltração e encontraram correlação em distâncias de 22 metros. Concluíram que uma maneira prática de utilização desse resultado seria separar unidades homogêneas dentro de um campo heterogêneo.

RUSSO & BRESLER (1981) obtiveram correlações em distâncias de 21 metros para condutividade hidráulica saturada e 55 metros para o conteúdo de água na saturação, enquanto que ANDERSON & CASSEL (1986) encontraram correlação entre amostras em distâncias menores que 2 metros para condutividade hidráulica, curva característica, textura e densidade do solo. GAJEM et alii (1981) também encontraram valores baixos na distância para dependência entre dados de propriedades físicas.

Estudando variabilidade de dados de retenção de água SADIQQ et alii (1985) encontraram pequenas distâncias de dependência entre amostras (<60 cm), observando que a dependência espacial era função do método de aplicação de

água, tempo de aplicação e magnitude da tensão da água.

Analisando curvas de retenção de água GREMINGER *et alii* (1985) utilizaram dos dados de variabilidade espacial para analisar qual a distância adequada para a colocação de tubos para acesso de sonda de neutrons para melhor avaliar as curvas características do solo. Os autores empregaram 100 tensiômetros distanciados de 1 metro e concluíram que a precisão era maior com espaçamentos menores que 10 metros.

Nessa mesma linha YEH *et alii* (1986) analisaram a variabilidade da tensão de água no solo através de uma transeção de 290 metros no Novo México, onde foram instalados 94 tensiômetros com um intervalo de 3 metros na profundidade de 30 cm. Os autores encontraram uma variabilidade espacial grande estando os dados correlacionados em distâncias de, no mínimo, 6 metros.

No Brasil a utilização da geoestatística no estudo da variabilidade espacial de dados tem despertado grande interesse. O trabalho pioneiro no assunto foi realizado por LIBARDI *et alii* (1986) analisando a variabilidade espacial de parâmetros físicos do solo. O trabalho foi realizado ao longo de uma transeção de uma Terra Roxa Estruturada (Alfissol). Na transeção, de 150 metros de comprimento, uma amostra nos limites de profundidade entre 0,25 e 0,35 metros foi regularmente coletada a cada 0,50 metros de distância uma da outra, perfazendo um total de 300 amostras. Os parâmetros avaliados foram umidade, textura e

densidade de partículas. As distâncias de dependência entre amostras foram: 2 metros para a argila, 4 metros para a areia e 16,96 metros para o silte. Os autores concluíram afirmando que as funções geoestatísticas promoveram informações acerca das distâncias de separação entre amostras nas quais os valores observados eram correlacionados uns com os outros, mostrando a potencialidade de tais funções em esquemas de amostragens futuras.

Na mesma época, REICHARDT *et alii* (1986) publicaram um trabalho de revisão abordando aspectos teóricos sobre a geoestatística.

SILVA *et alii* (1986) utilizaram o autocorrelograma para avaliar a variabilidade de uma camada compactada, caracterizada com um penetrômetro, e encontraram pequenas distâncias de correlação entre amostras.

Um trabalho comparando a estatística clássica e a geoestatística na avaliação da variabilidade da textura e densidade do solo, foi realizado por SILVA *et alii* (1987). A amostragem foi feita de modo que os pontos constituíssem uma malha num total de 63 pontos, sendo avaliadas as propriedades em duas profundidades. Pelos resultados puderam discernir as condições de atuação de cada metodologia, bem como mostrar os requisitos necessários para a utilização de cada uma delas.

PREVEDELLO (1987) estudou a variabilidade de vários

parâmetros do solo e de produção de uma cultura de arroz em uma Terra Roxa Estruturada. Foi demarcada uma parcela de 4180 metros quadrados, em intervalos regulares de 10 metros. Nos 47 parâmetros avaliados a parcela experimental apresentou relação de dependência espacial, acima de 10 metros, em 41 das variáveis consideradas. A área total em estudo não se mostrou homogênea para nenhum dos 47 parâmetros levantados.

VIEIRA et alii (1987) para verificar se as flutuações encontradas na altura das plantas de Crotalaria juncea estariam sendo provocadas pelo resíduo da adubação da cultura de uva anteriormente feita nessa área, utilizaram a análise de Fourier e análise de regressão para exame dos dados. Os resultados encontrados da análise de Fourier mostraram que houve concentração de variância em períodos de aproximadamente 3 metros para peso da matéria seca das plantas, K, matéria orgânica, P, Ca, soma de bases (S) e saturação de bases (V%). Os autores concluíram que resíduos da adubação feita nas linhas de uva dez anos antes ainda permaneciam no solo, sendo responsáveis pelas variações apresentadas pela crotalária.

3. MATERIAIS E METODOS

3.1. Local

A área estudada está localizada em Campinas, Estado de São Paulo, no Centro Experimental do Instituto Agronômico, Campinas.

3.2. Caracterização da área experimental

A área foi cultivada durante vários anos até 1975. Após essa época permaneceu sem nenhuma utilização até a instalação do experimento em 1985. Não há variação no tipo de solo dentro da área experimental, podendo ser considerada, visualmente, uma área homogênea. O solo foi classificado como Latossolo Roxo.

3.3. Dimensões da área

A área apresenta dimensões de 19.200 m², configurando um retângulo de 160 m de comprimento e 120 m de largura.

3.4. Delineamento

O delineamento utilizado foi configurado de modo a permitir uma amostragem sistemática seguindo um arranjo cujo espaçamento é regular.

Os pontos de amostragem constituíram uma malha (grid). O espaçamento entre pontos foi de 20 m, constituindo 7 linhas e 9 colunas, totalizando 63 pontos, conforme mostra a Figura 3.

3.5. Amostragem

Em cada ponto de amostragem foi aberta uma pequena trincheira de 50 x 50 x 50 cm para retirada de amostras de solo com estrutura deformada e estrutura indeformada nas profundidades de 25 cm e 50 cm.

3.6. Determinações

3.6.1. Amostras com estrutura deformada

As amostras com estrutura deformada foram retiradas para se fazer a análise granulométrica e determinação da densidade da partícula.

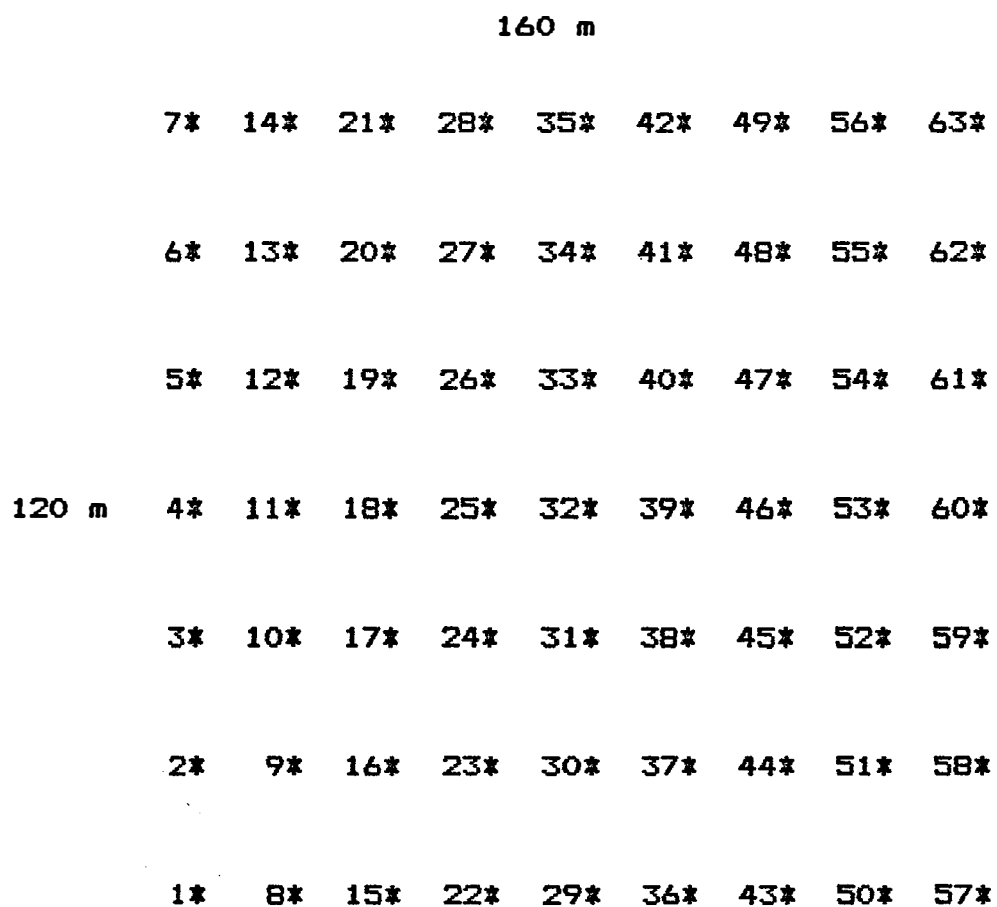


Figura 3. Localização dos pontos de amostragem.

- Análise granulométrica: foi realizada pelo método da pipeta (KILMER & ALEXANDER, 1949).
- Densidade da partícula: a determinação da densidade da partícula foi realizada a partir do método do álcool etílico (SNLCS, 1979).

3.6.2. Amostras com estrutura indeformada

As amostras com estrutura indeformada foram retiradas com anéis volumétricos de 50 cm³ de volume, horizontalmente na trincheira a profundidade indicada. A partir dessas amostras foram realizadas as seguintes determinações:

- Densidade do solo: foi obtida através do método do anel de volume constante (BLAKE, 1965).
- Porosidade total calculada : obtida pela fórmula

$$P = 1 - \frac{d_s}{d_p}$$

onde d_s é a densidade do solo e d_p é a densidade das partículas.

- Curva de retenção: foi determinada segundo o método de RICHARDS (1965) tendo sido usadas as seguintes tensões 0, 0.01, 0.033 e 1.5 MPa.

3.7. Análise estatística

O tratamento estatístico dos dados foi realizado a partir de duas metodologias estatísticas distintas, a saber: estatística clássica e geoestatística.

3.7.1. Estatística clássica

No tratamento estatístico clássico utilizou-se as seguintes funções: média, desvio padrão, coeficiente de variação que são bastante conhecidas. Calculou-se, também, o número de amostras necessárias para estimar a média, a partir da fórmula:

$$N = (CV \cdot t/f)^2$$

N = número de amostras necessárias para estimar a média.

CV = coeficiente de variação.

t = o valor de tabela do teste t correspondente ao número de graus de liberdade do quadrado médio residual.

f = porcentagem de variação permitida em torno da média.

A variação dos dados no que se refere a distribuição de frequência dos dados foi baseada nos coeficientes de simetria e curtose. As distribuições podem ser simétricas com um só pico apresentando o máximo de

frequência no centro e diminuindo gradativamente em ambos os lados até atingir valores extremos da escala. Esse tipo de distribuição é conhecido por curva normal ou curva de Gauss. Nesse caso média, mediana e moda se confundem.

O grau de assimetria pode ser medido pela fórmula:

$$C_s = \frac{M - M_o}{s}, \text{ sendo:}$$

C_s = coeficiente de simetria

M = média

M_o = moda

s = desvio padrão

Quando M é igual a M_o , o coeficiente de simetria é igual a 0 e a distribuição é normal.

Define-se curtose (do grego Kurtosis, achatamento) como a propriedade da distribuição de uma variável que é medida pela relação entre o seu momento central de quarta ordem e o quadrado da sua variância. O grau de achatamento de uma curva pode ser aferido por meio do coeficiente de curtose, que é expresso pela razão:

$$C_c = \frac{\mu^4}{\sigma^2}, \text{ sendo}$$

C_c = coeficiente de curtose

μ^4 = momento central de quarta ordem

σ^2 = variância

Quando o coeficiente de curtose é igual a 3 a distribuição é normal.

3.7.2. Geoestatística

A análise geoestatística dos dados foi feita a partir da função de semivariância (MATHERON, 1963) explicada no item anterior, sendo calculada segundo a fórmula a seguir:

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

onde:

$N(L)$ = número de pares de observações $[Z(x) - Z(x+L)]$, separados pela distância L ("lag").

O gráfico dessa semivariância, $\gamma(L)$, versus L é chamado de semivariograma.

O cálculo da semivariância foi feito segundo o esquema abaixo:

Distância entre pontos (m)	Número de pares de pontos
20	110
28,3	96
40	94
44,7	164
56,6	70
60	78
63,2	136
72,1	116
80	62
82,5	108
84,9	48
89,4	92

Maiores detalhes do cálculo podem ser obtidos do programa AVARIO colocado no Apêndice.

4. RESULTADOS E DISCUSSAO

4.1. Análise dos dados através da estatística clássica

A Tabela 1 mostra a estatística das variáveis, nas duas profundidades estudadas. A primeira abordagem dos dados é feita através da observação dos valores mínimo e máximo e, conseqüentemente, a amplitude de variação. A análise estatística dos dados inicia-se com a estimativa da média dos dados para representar a amostra da população dos dados.

A média das variáveis apresenta valores compatíveis com o parâmetro estudado. Na comparação entre as profundidades estudadas observa-se pequenas variações para os dados de análise granulométrica. A classificação textural desse solo está entre os limites de argiloso e muito argiloso.

Os valores de densidade do solo, por serem relativamente baixos quando comparados com áreas cultivadas, parecem refletir a situação da área que não vinha sendo cultivada há, pelo menos, dez anos. Ficou caracterizada uma diferença entre as duas profundidades, havendo valores maiores na profundidade de 25 cm. Isto deve estar, provavelmente, relacionado ao fato da área, nos anos em que foi cultivada, ter sido mobilizada com implementos

Tabela 1. Parâmetros estatísticos dos atributos físicos do solo estudado.

VARIAVEIS	UNID.	PROFUND.	AMPLITUDE	MEDIA	DES.PADRAO	LIM. CLASSE	COEF.VAR.	SINET.	CURT.	ERRO MED.	LIM.CONF.	COLOC.	
	(cm)	Mín.	Máx.	\bar{x}	(s)	$\bar{x} \pm t0.05s$	(%)			$S_{\bar{x}}$	$x \pm t0.05.S_{\bar{x}}$		
Areia	z	25	27,00	47,00	31,92	3,68	31,92 \pm 5,08	11,5	1	5	0,46	31,92 \pm 0,92	2
		50	16,00	37,00	28,60	3,40	28,60 \pm 6,72	11,9	-1	5	0,43	28,65 \pm 0,86	2
Silte	z	25	0,00	14,00	9,60	2,50	9,6 \pm 2,94	26	0	2	0,31	10,05 \pm 0,62	1
		50	7,00	18,00	10,02	1,84	10,02 \pm 3,7	18,4	2	7	0,23	18,88 \pm 0,46	1
Argila	z	25	49,00	64,00	58,48	2,97	58,48 \pm 5,94	5,0	-1	4	0,37	58,48 \pm 0,74	10
		50	52,00	73,00	61,38	4,04	61,38 \pm 8,08	6,5	0	4	0,50	61,38 \pm 1,00	5
Densidade das partículas	z	25	2,38	3,24	2,78	0,15	2,78 \pm 0,30	5,4	-1	4	0,02	2,78 \pm 0,04	9
		50	2,40	3,17	2,80	0,13	2,80 \pm 0,26	4,6	-1	5	0,02	2,80 \pm 0,04	10
Densidade do solo	z	25	1,12	1,49	1,27	0,08	1,27 \pm 0,16	6,3	0	2	0,01	1,27 \pm 0,02	7
		50	1,03	1,31	1,17	0,06	1,17 \pm 0,12	5,1	0	4	0,01	1,17 \pm 0,02	9
Porosidade total	z	25	0,458	0,617	0,54	0,03	0,54 \pm 0,06	5,5	0	3	0,004	0,54 \pm 0,008	8
		50	0,492	0,658	0,58	0,03	0,58 \pm 0,06	5,2	1	4	0,004	0,58 \pm 0,008	8
⊖ 0.01 MPa	z	25	0,319	0,465	0,37	0,03	0,37 \pm 0,06	8,1	1	5	0,004	0,37 \pm 0,008	6
		50	0,305	0,522	0,38	0,03	0,38 \pm 0,06	7,9	1	5	0,004	0,38 \pm 0,008	3
⊖ 0.033 MPa	z	25	0,246	0,387	0,33	0,03	0,33 \pm 0,06	9,1	0	4	0,004	0,33 \pm 0,008	5
		50	0,280	0,390	0,33	0,02	0,33 \pm 0,04	6,1	1	4	0,002	0,33 \pm 0,004	7
⊖ 0.1 MPa	z	25	0,217	0,380	0,31	0,03	0,31 \pm 0,06	9,7	0	4	0,004	0,31 \pm 0,008	4
		50	0,371	0,369	0,31	0,02	0,31 \pm 0,04	6,4	1	5	0,002	0,31 \pm 0,004	6
⊖ 1.5 MPa	z	25	0,177	0,358	0,29	0,03	0,29 \pm 0,06	10,3	0	4	0,004	0,29 \pm 0,008	3
		50	0,223	0,362	0,28	0,02	0,28 \pm 0,04	7,1	0	4	0,002	0,28 \pm 0,004	4

que ocasionam um aumento da densidade do solo na camada de 15 a 30 cm. A profundidade de 50 cm fica fora da ação dos implementos apresentando, assim, menores valores de densidade do solo.

Os valores de densidade das partículas tiveram um comportamento oposto ao da densidade do solo, visto ter valores maiores na profundidade de 50 cm. Como a densidade das partículas está relacionada com o tipo de mineral presente no solo e com os teores de matéria orgânica (KIEHL, 1979), os menores valores de densidade de partícula na profundidade de 25 cm podem estar relacionados ao maior teor de matéria orgânica nessa profundidade (3,2%) em comparação com a profundidade de 50 cm (2,6%).

A porosidade total calculada, que também corresponde a umidade quando o solo estava saturado, seguiu a tendência dos dados de densidade do solo, pois são diretamente relacionados, tendo sido maior na profundidade de 50 cm, onde os valores de densidade de solo eram menores.

Já os resultados de retenção de água praticamente não apresentaram diferenças entre as profundidades. Essa diferença só foi observada, nas tensões de 0.01 e 1.5 MPa, em valores centesimais. A diferença maior foi encontrada nos dados de saturação.

É interessante observar que fatores diretamente relacionados com a retenção de água, tais como a densidade

do solo e teor de matéria orgânica variaram entre as duas profundidades, não refletindo contudo em alterações na mesma proporção na retenção de água.

A análise da variabilidade dos dados obtidos inicia-se a partir da análise dos parâmetros relacionados com a dispersão dos dados. O desvio padrão é a primeira informação a cerca da variação. Com esses resultados pode-se calcular os limites de classe, ou seja, qual a amplitude de variação dos dados em torno da média com 95% de probabilidade desses valores representarem aquela população.

A avaliação da variação de dados é facilitada utilizando-se o coeficiente de variação. Baseado nesse parâmetro foi elaborada a última coluna da Tabela 1, que classifica, em ordem decrescente, a variação dos dados nas duas profundidades. Constata-se que, para as duas profundidades, o silte foi a característica do solo que apresentou maior variação. Isto pode estar relacionado com o fato dos valores de silte serem obtidos, quando da análise granulométrica, por diferença $[100 - (\text{Areia} + \text{Argila})]$ fazendo com que os possíveis erros de análise sejam canalizados para essa fração do solo.

Com relação as outras variáveis, não houve, em relação as profundidades, concordância quanto a ordem de variação. Quanto aos valores do coeficiente de variação observou-se ter havido valores próximos ou menores que 10%,

considerados baixos pelos trabalhos citados na literatura (WILDING & DREES, 1983). Os baixos coeficientes de variação encontrados estão compatíveis com os valores observados em trabalhos sobre estudo de variabilidade de parâmetros físicos do solo (OLIVEIRA & MENK, 1971; NIELSEN *et alii*, 1973; CASSEL & BAUER, 1975; CARVALHO *et alii*, 1976; REICHARDT *et alii*, 1976; BABALOLA, 1978; GAJEM *et alii*, 1981; ANDERSON & CASSEL, 1986). O aumento nos coeficientes de variação observados, na profundidade de 25 cm, quando a tensão com que a água é retida é maior, confirma os resultados obtidos por CAMERON (1978). Tal fato pode estar relacionado a variabilidade da distribuição do tamanho dos poros que fica mais acentuada quando a umidade diminui.

Os coeficientes de simetria e curtose são utilizados para avaliar se os dados seguem distribuição normal. Para dados que seguem perfeitamente a curva de distribuição normal os valores do coeficiente de simetria e curtose devem ser 0 e 3, respectivamente. A variável que se ajustou, perfeitamente, a distribuição normal foi a porosidade total na profundidade de 25 cm. As variáveis que mais se distanciaram dos valores padrão foram silte na profundidade de 50 cm, areia nas duas profundidades, densidade da partícula na profundidade de 50 cm e retenção de água a 0.01 e 0.1 MPa.

O fato dos dados dessas variáveis não se ajustarem a uma distribuição normal implica na limitação da

utilização de métodos oriundos da estatística clássica, para os quais esse requisito é básico (MEAD & CURNOW, 1983). A transformação desses dados visando um ajuste à distribuição normal poderá ocasionar distorções (HEATH, 1981).

Outra análise importante é a avaliação do grau de precisão da média. Para isso, é calculado o erro padrão da média e, a partir desse, o limite de confiança da média com 95% de probabilidade. Observa-se, para todas as variáveis, que a variação da média, a partir dos limites de confiança, é bastante pequena. Esse fato pode ser explicado, além da pequena variação dos dados, pelo grande número de amostras utilizado, o que diminui o desvio padrão da média. Os valores médios obtidos são uma estimativa com alto grau de significância da amostra da população avaliada.

A partir dos dados de coeficiente de variação pode-se calcular o número de amostras necessárias para se estimar a média com um determinado nível de significância e com uma determinada variação permitida em torno da média. Esses números estão colocados na Tabela 2. Constata-se, de uma maneira geral, que para a estimativa da média um pequeno número de amostras seria suficiente nessa estimativa, muito inferior, ao número de amostras utilizadas (63), corroborando com os estudos desenvolvidos por GUMAA (1978), CORREA (1986) e TAVARES FILHO (1987). Seguindo a mesma tendência da Tabela 1, o silte seria a

Tabela 2. Número de amostras necessárias para estimar a média com variação permitida de 10%.

VARIÁVEIS	PROFUNDIDADE (cm)	NÍVEIS DE SIGNIFICÂNCIA	
		90%	95%
		Número de amostras	
Areia	25	4	5
	50	4	5
Silte	25	19	27
	50	9	13
Argila	25	1	1
	50	1	2
Densidade das partículas	25	1	1
	50	1	1
Densidade do solo	25	1	2
	50	1	1
Porosidade total	25	1	1
	50	1	1
0.01 MPa	25	2	3
	50	2	2
0.033 MPa	25	2	3
	50	1	1
0.1 MPa	25	3	4
	50	1	2
1.5 MPa	25	3	4
	50	1	2

variável onde haveria a necessidade de se coletar mais amostras cujas explicações, para esse fato, já foram dadas anteriormente. Quanto maior o nível de significância maior o número de amostras necessárias, apesar desse fato não ter sido observado em alguns casos.

Se fosse feita avaliação dessa área quanto a homogeneidade baseados nos dados da Tabela 2, poder-se-ia afirmar que a área é homogênea quanto as características avaliadas.

4.2. Análise dos dados através da geoestatística

A análise da variabilidade de parâmetros do solo a partir dos parâmetros oriundos da estatística clássica é extremamente útil, mas tem como grande restrição o fato de não avaliarem a distribuição dos dados no espaço não podendo, assim, concluir se a variação dos dados está relacionada com os locais de amostragem.

Para avaliar a dependência das amostras em relação ao espaço, bem como identificar se as variações são sistemáticas ou aleatórias, utiliza-se a geoestatística (Teoria das Variáveis Regionalizadas).

Dentre as ferramentas apresentadas pela geoestatística, lançou-se mão do semivariograma que, basicamente, é o gráfico que expressa a variação da

propriedade com a distância entre pontos no campo de amostragem. A variância total de uma determinada propriedade é desmembrada em diferentes distâncias amostradas e, com isso, objetiva-se encontrar a estrutura da variância. Se a variância aumenta com o incremento da distância, isto quer dizer que a variância e a distância covariam do que se pode concluir que são variáveis dependentes. Se são dependentes não se pode aplicar os parâmetros oriundos da estatística clássica.

Os semivariogramas das variáveis são apresentados nas Figuras 4 a 23 e os parâmetros obtidos a partir desses variogramas estão colocados na Tabela 3.

Um dos aspectos mais limitantes da geoestatística está exatamente no semivariograma. A limitação está relacionada ao ajuste da função aos pontos. A aplicação de qualquer método matemático tem uma séria restrição que é o fato dos pontos a serem ajustados terem sido calculados a partir de diferentes pares de observações. Assim no cálculo da $\gamma(L)$ com pequenas distâncias (lag) utilizam-se de um maior número de pontos em relação ao $\gamma(L)$ calculado a distâncias maiores (lag). Quanto maior o lag, menor o número de pares de pontos e menor a precisão do $\gamma(L)$.

Em vista disso é consenso geral, entre os pesquisadores, que o melhor ajuste é aquele feito visualmente, o qual, inegavelmente, também tem restrições.

Cabe aqui ressaltar que, devido aos fatos acima

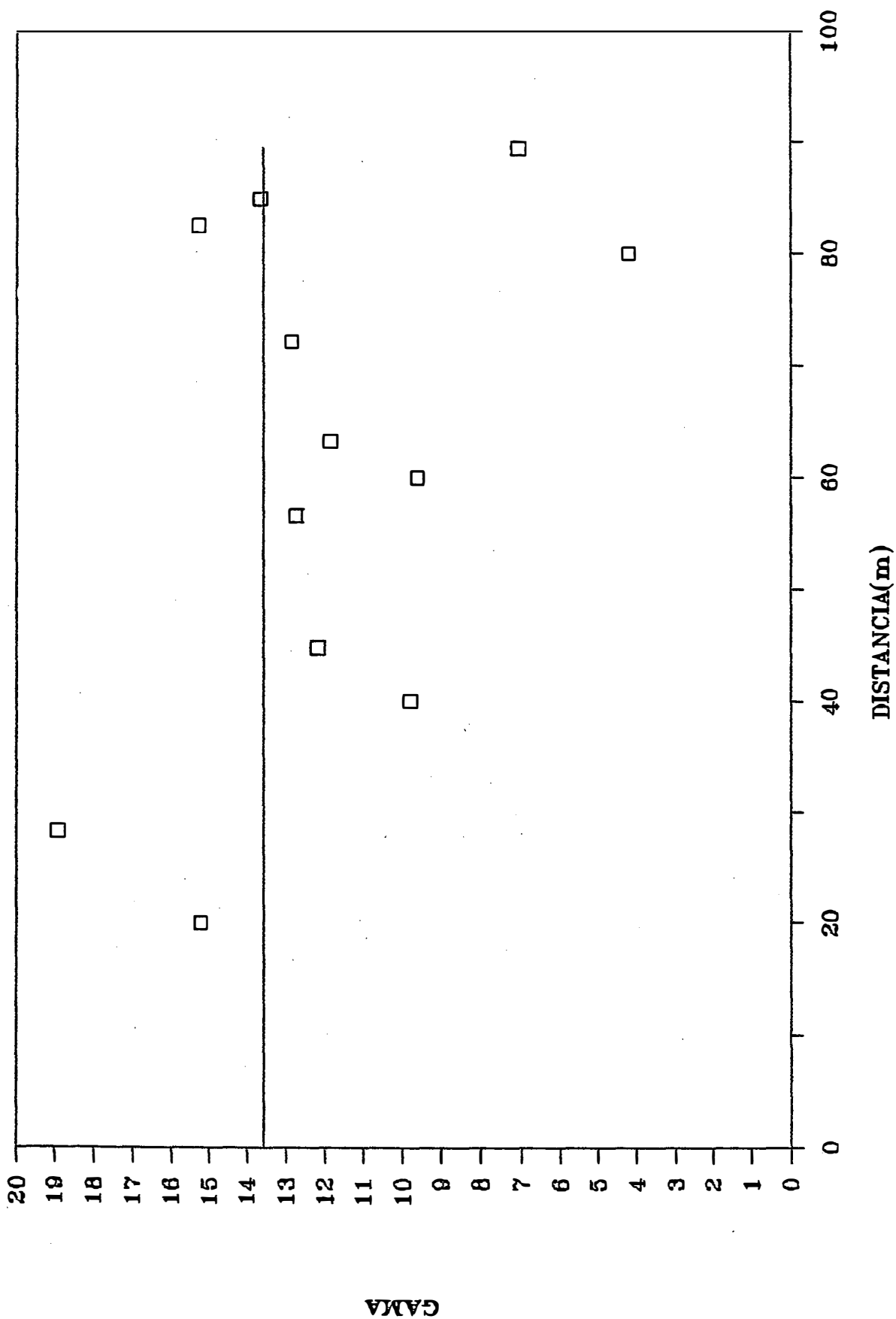


Figura 4. Semivariograma para areia (%) a profundidade de 25 cm.
 A linha cheia representa a variância dos dados.

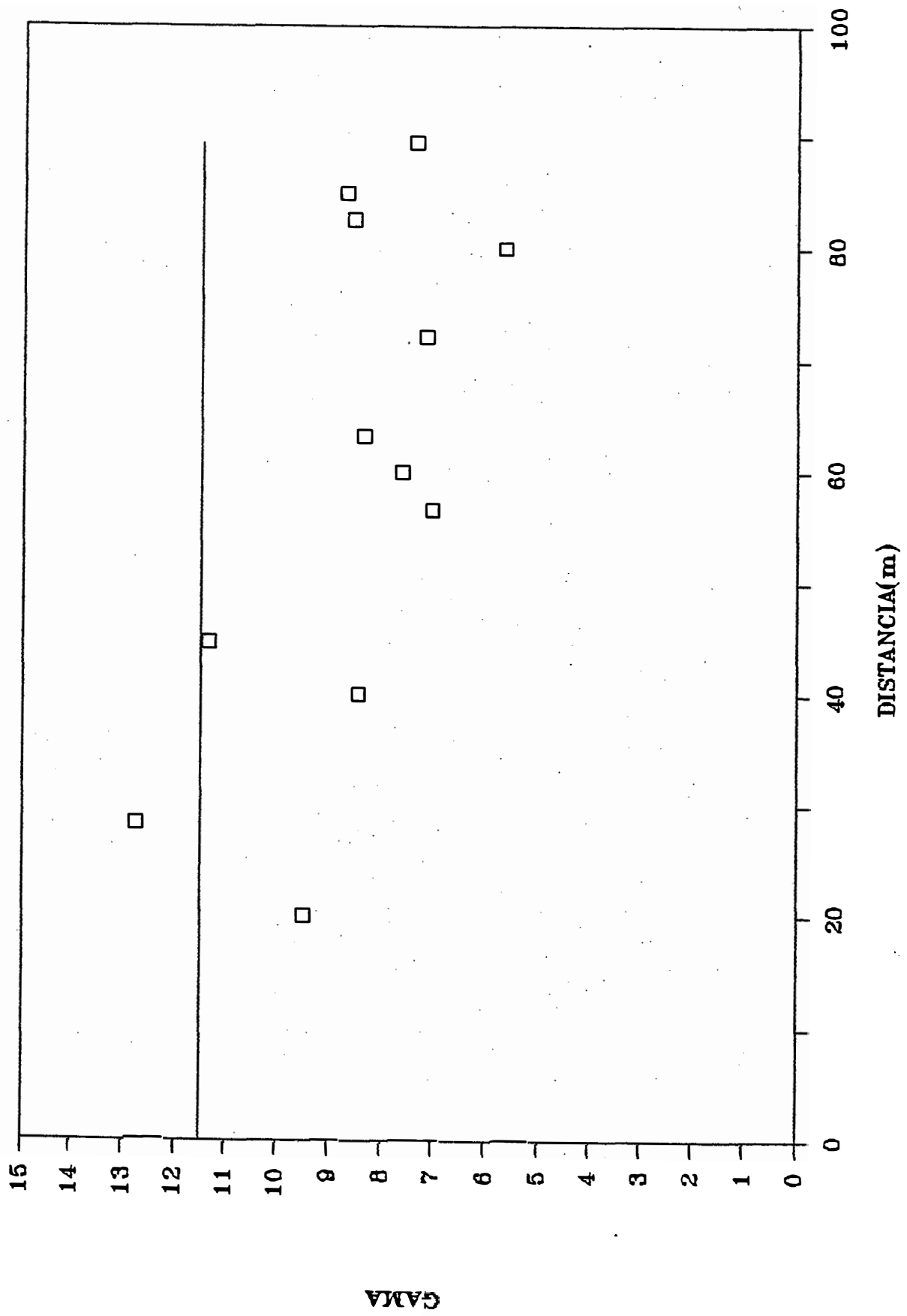


Figura 5. Semivariograma para areia (%) a profundidade de 50 cm.
 A linha cheia representa a variância dos dados.

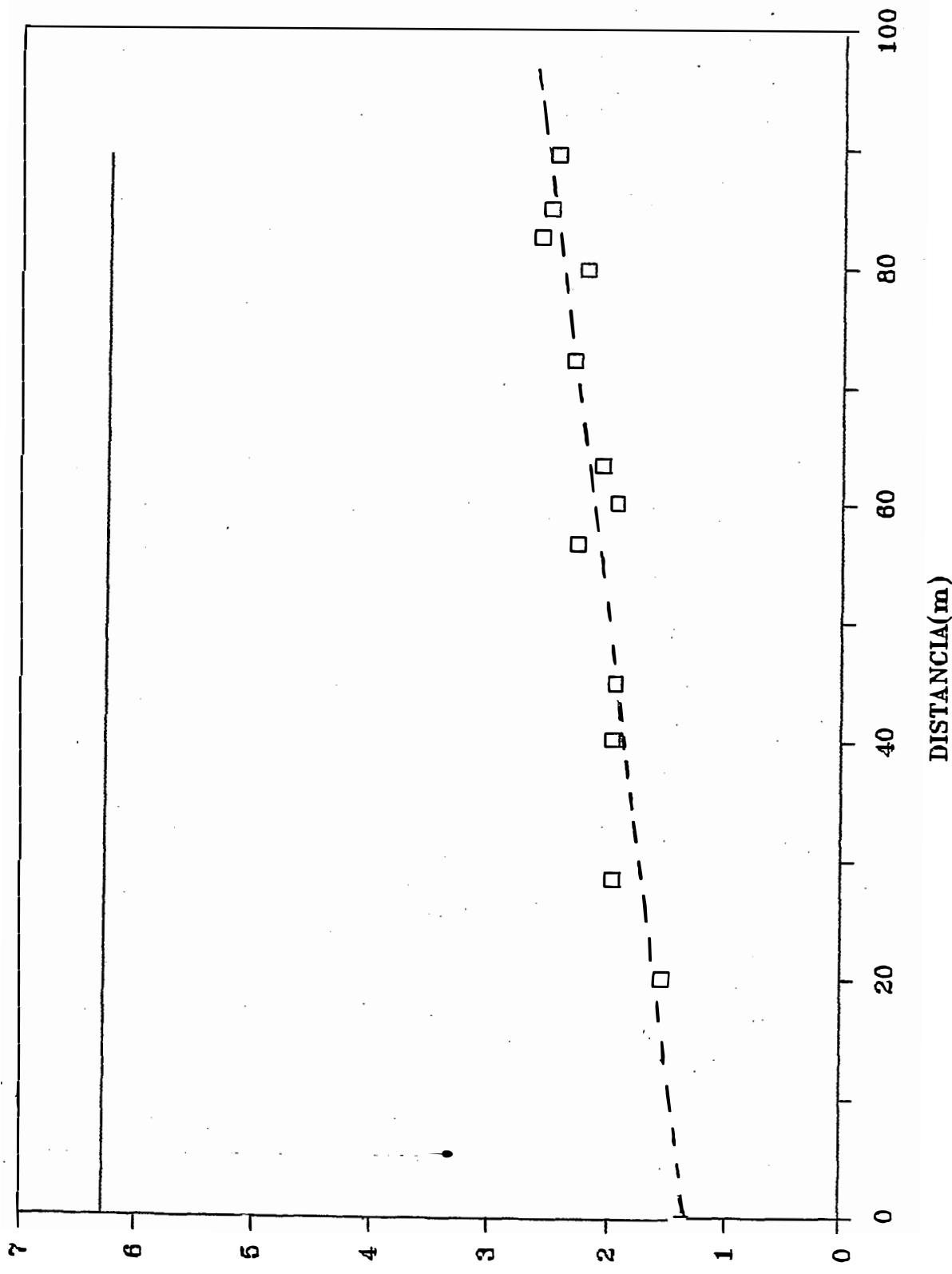


Figura 6. Semivariograma para silte (%) a profundidade de 25 cm.

A linha cheia representa a variância dos dados.

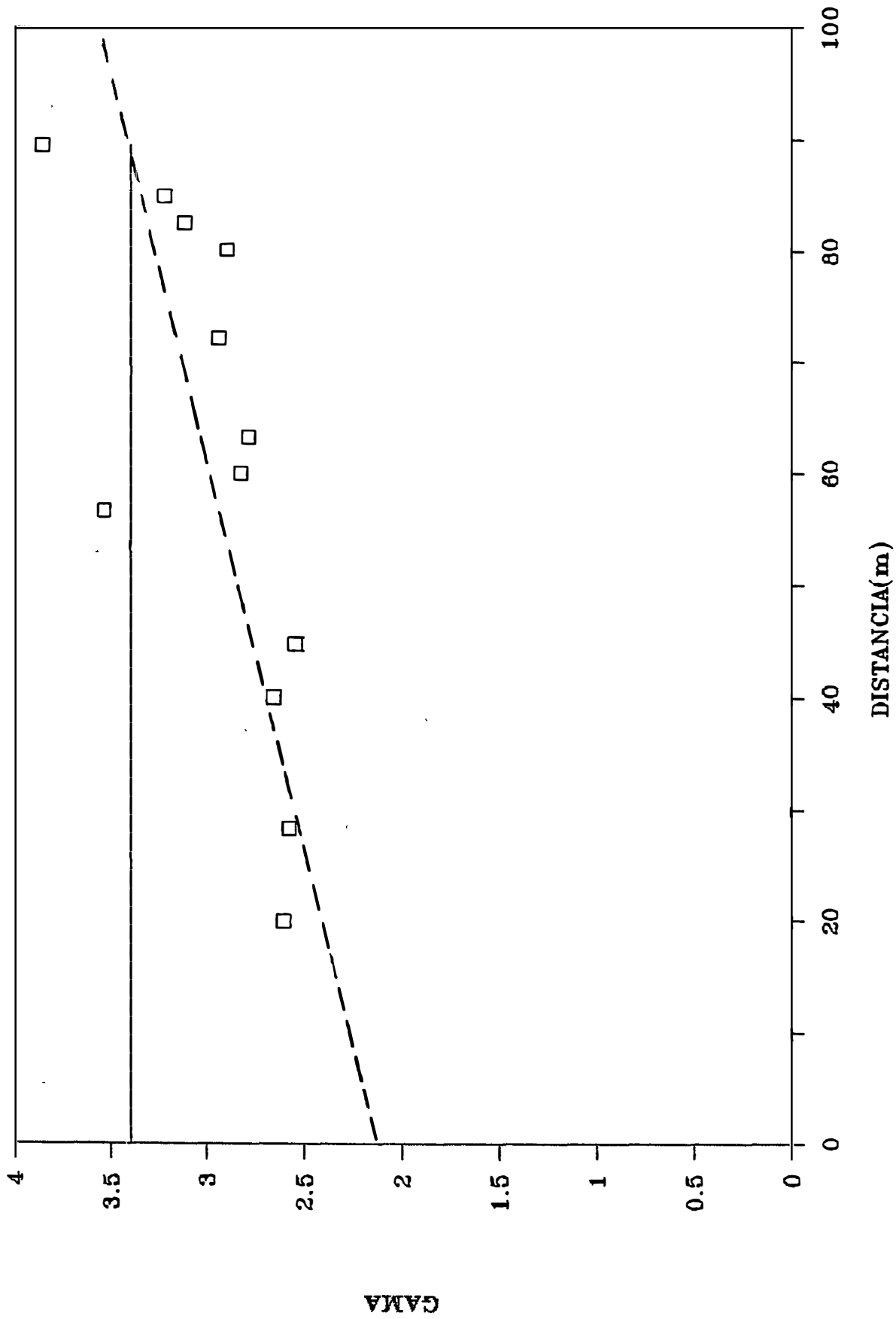


Figura 7. Semivariograma para silte (%) a profundidade de 50 cm.

A linha cheia representa a variância dos dados.

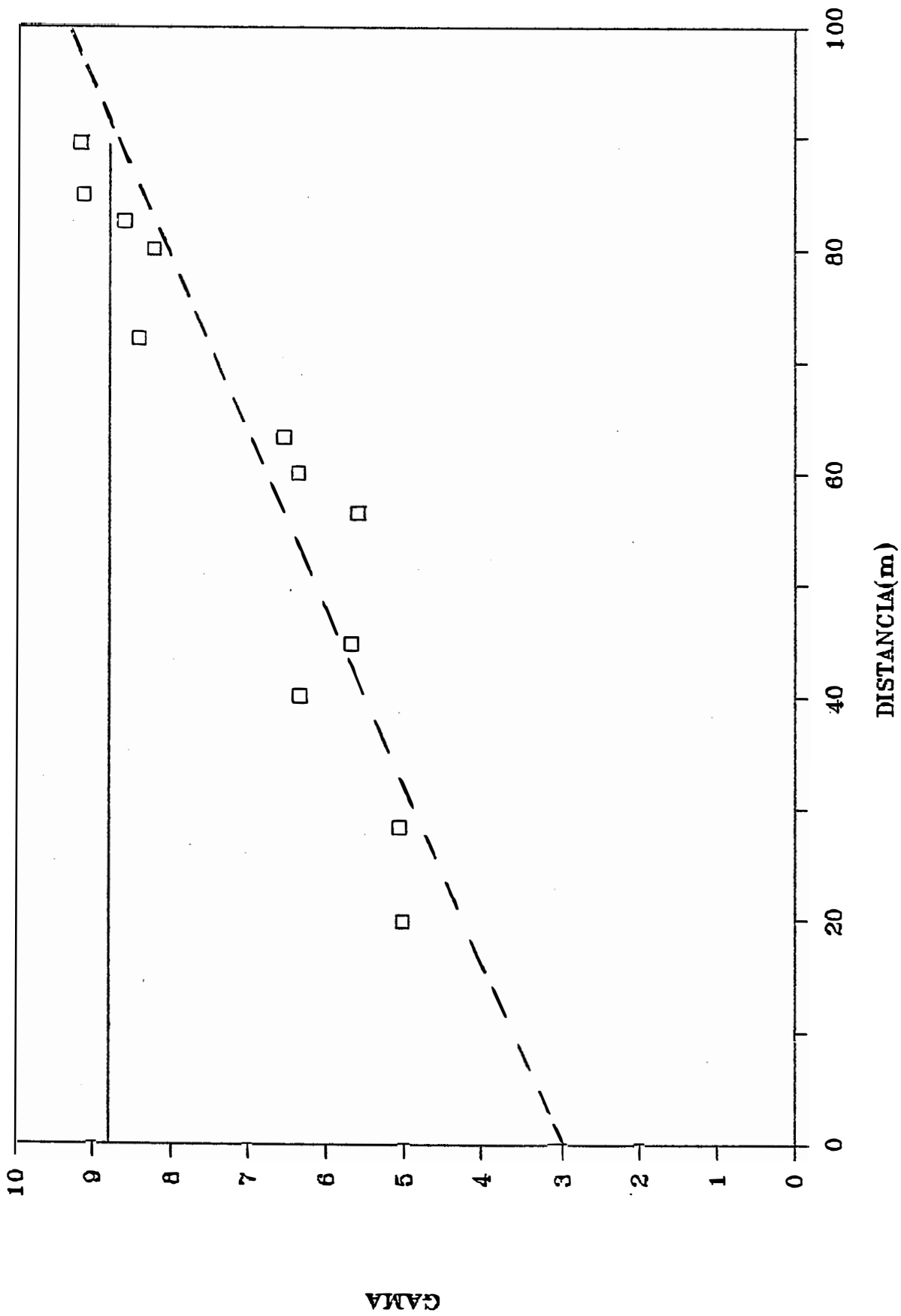


Figura 8. Semivariograma para argila (%) a profundidade de 25 cm.
 A linha cheia representa a variância dos dados.

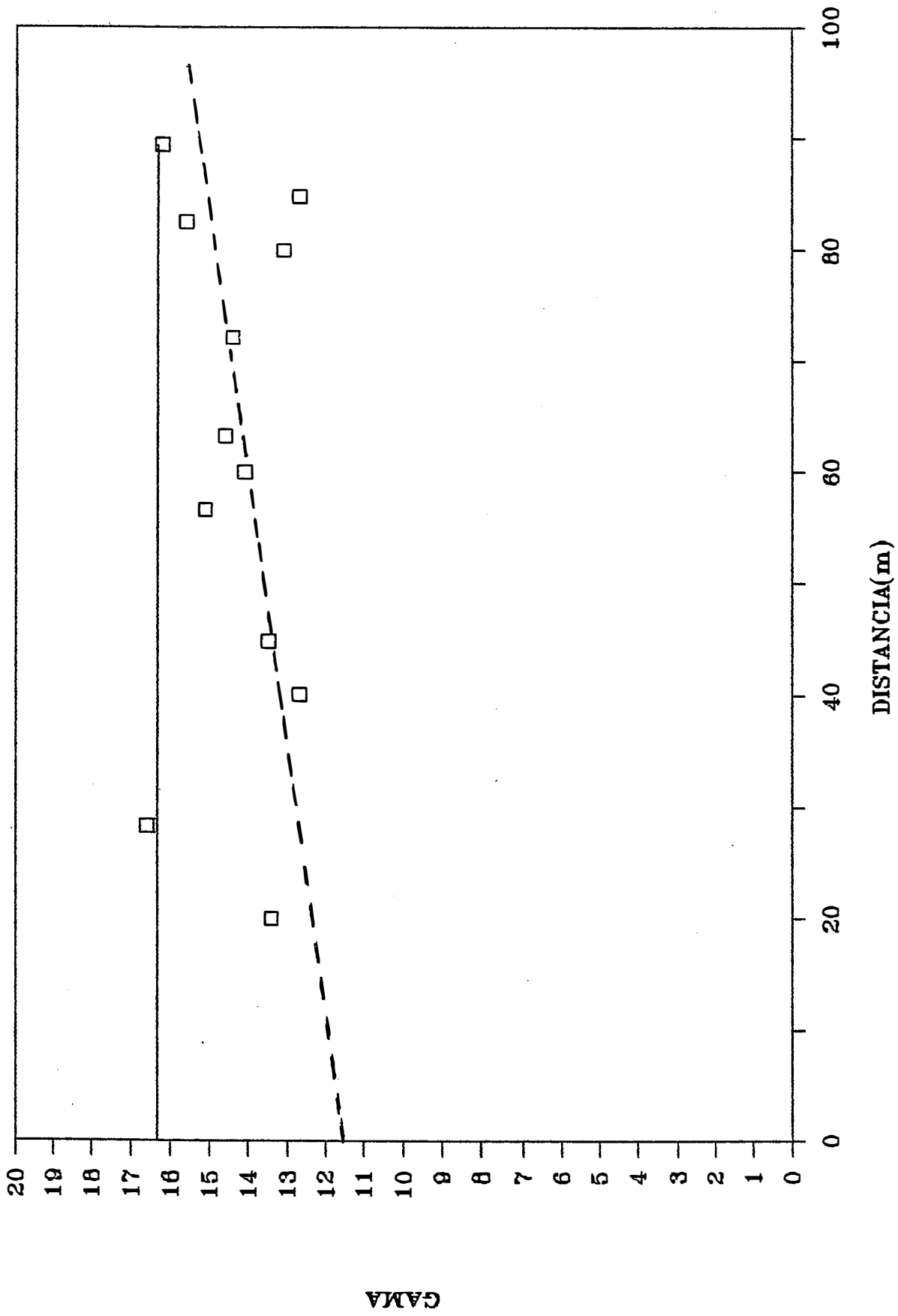


Figura 9. Semivariograma para argila (%) a profundidade de 50 cm.
 A linha cheia representa a variância dos dados.

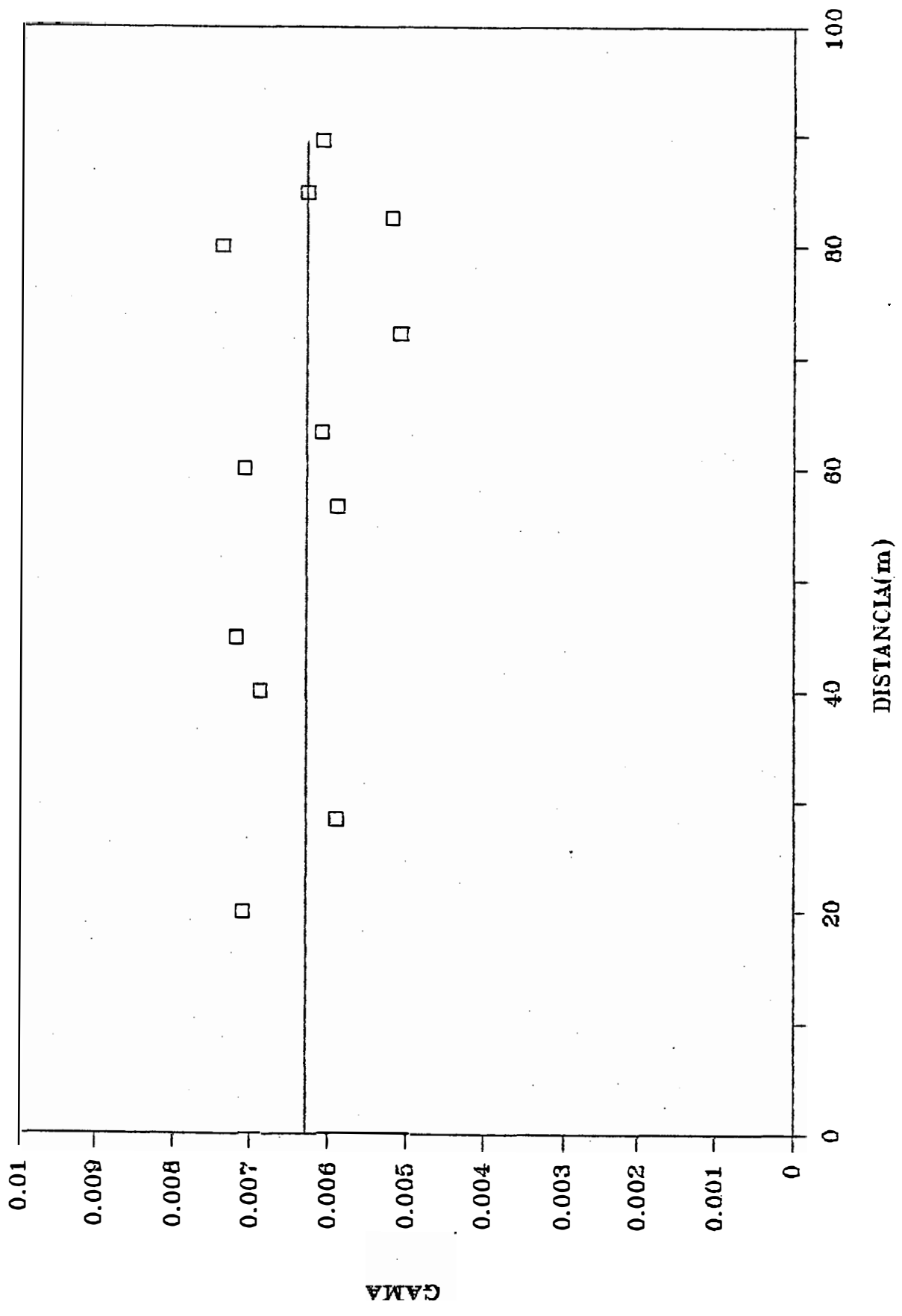


Figura 10. Semivariograma para densidade do solo (g/cm^3) a profundidade de 25 cm. A linha cheia representa a variância dos dados.

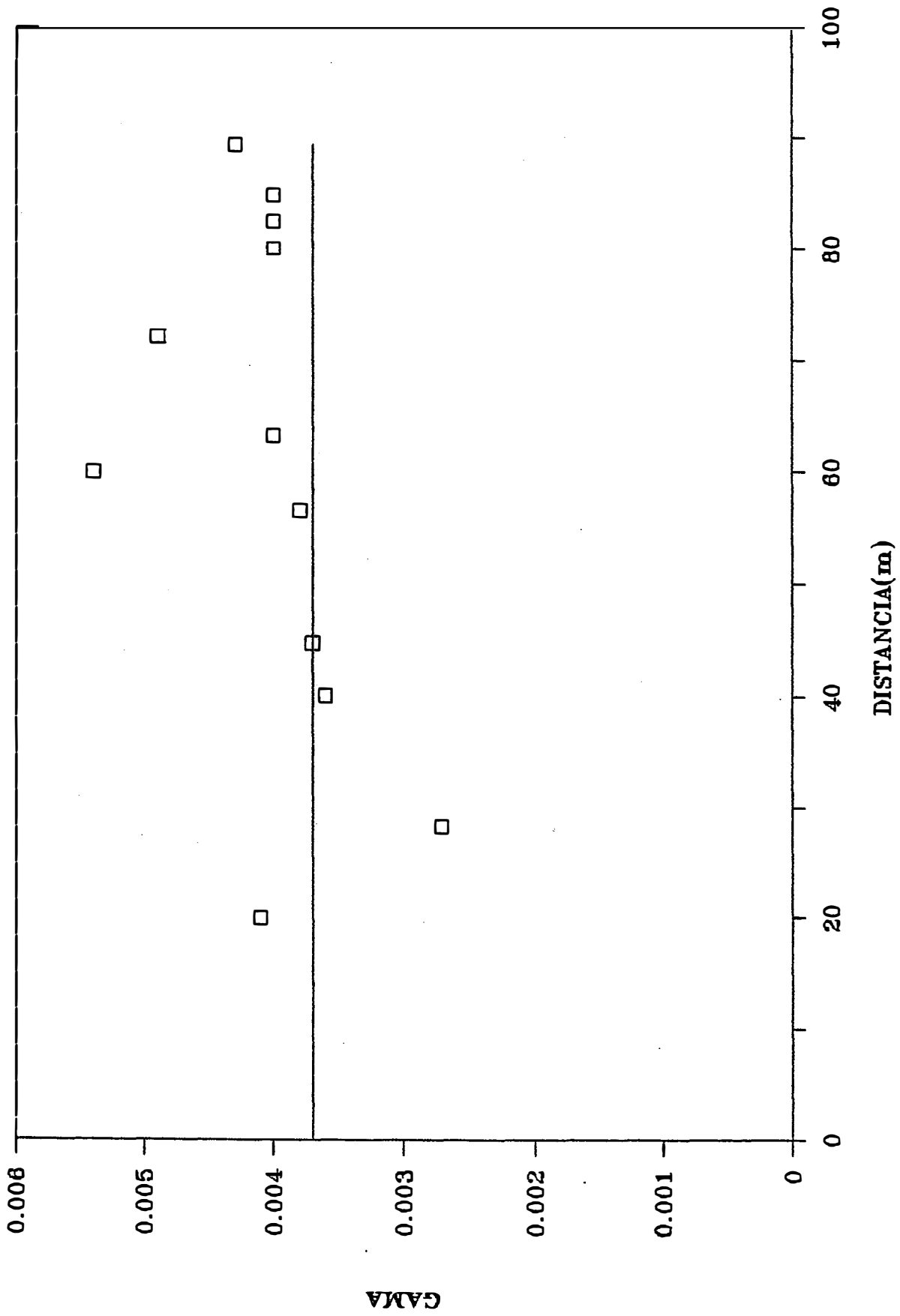


Figura 11. Semivariograma para densidade do solo (g/cm^3) a profundidade de 50 cm. A linha cheia representa a variância dos dados.

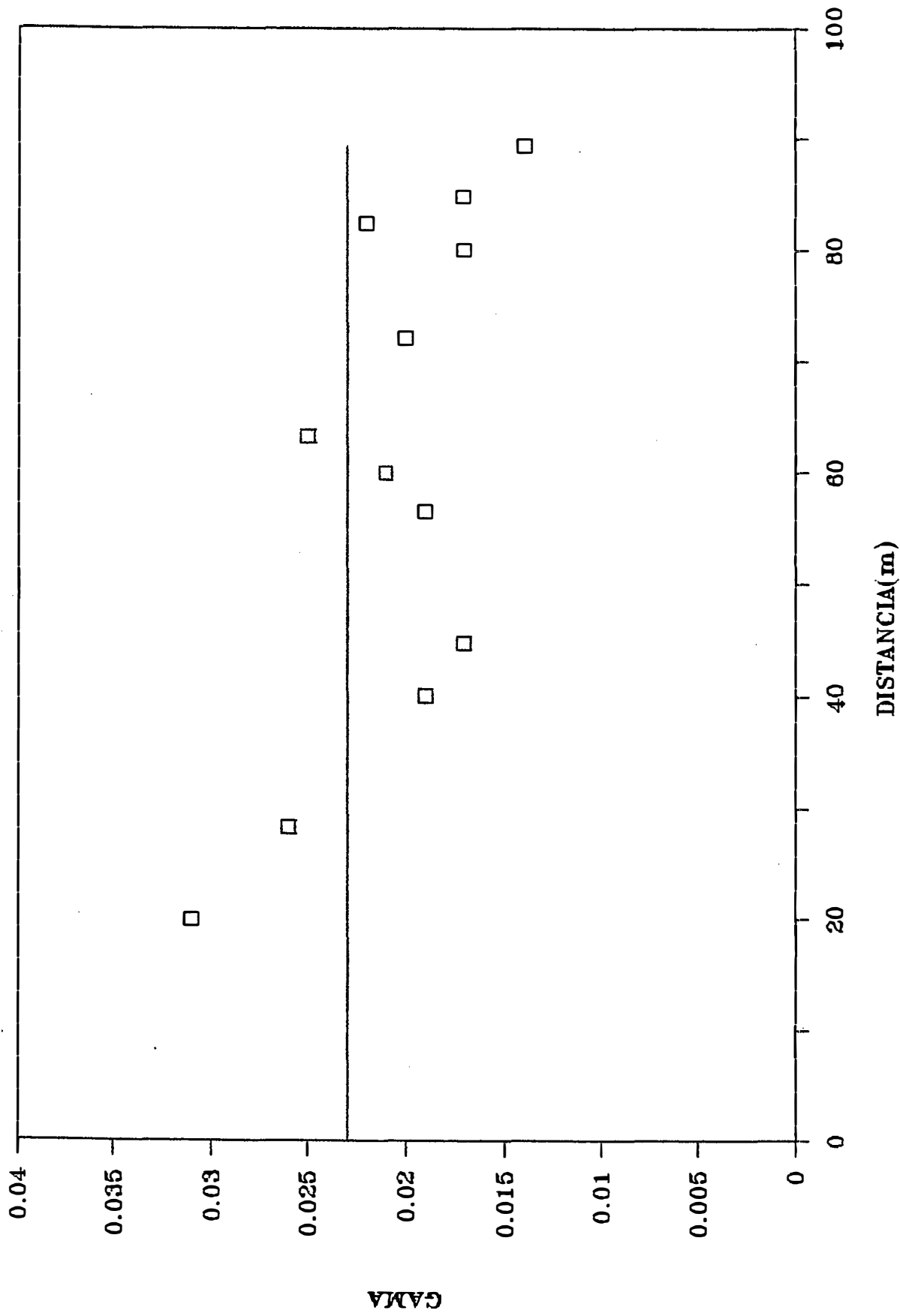


Figura 12. Semivariograma para densidade das particulas (g/cm^3) a profundidade de 25 cm. A linha cheia representa a variância dos dados.

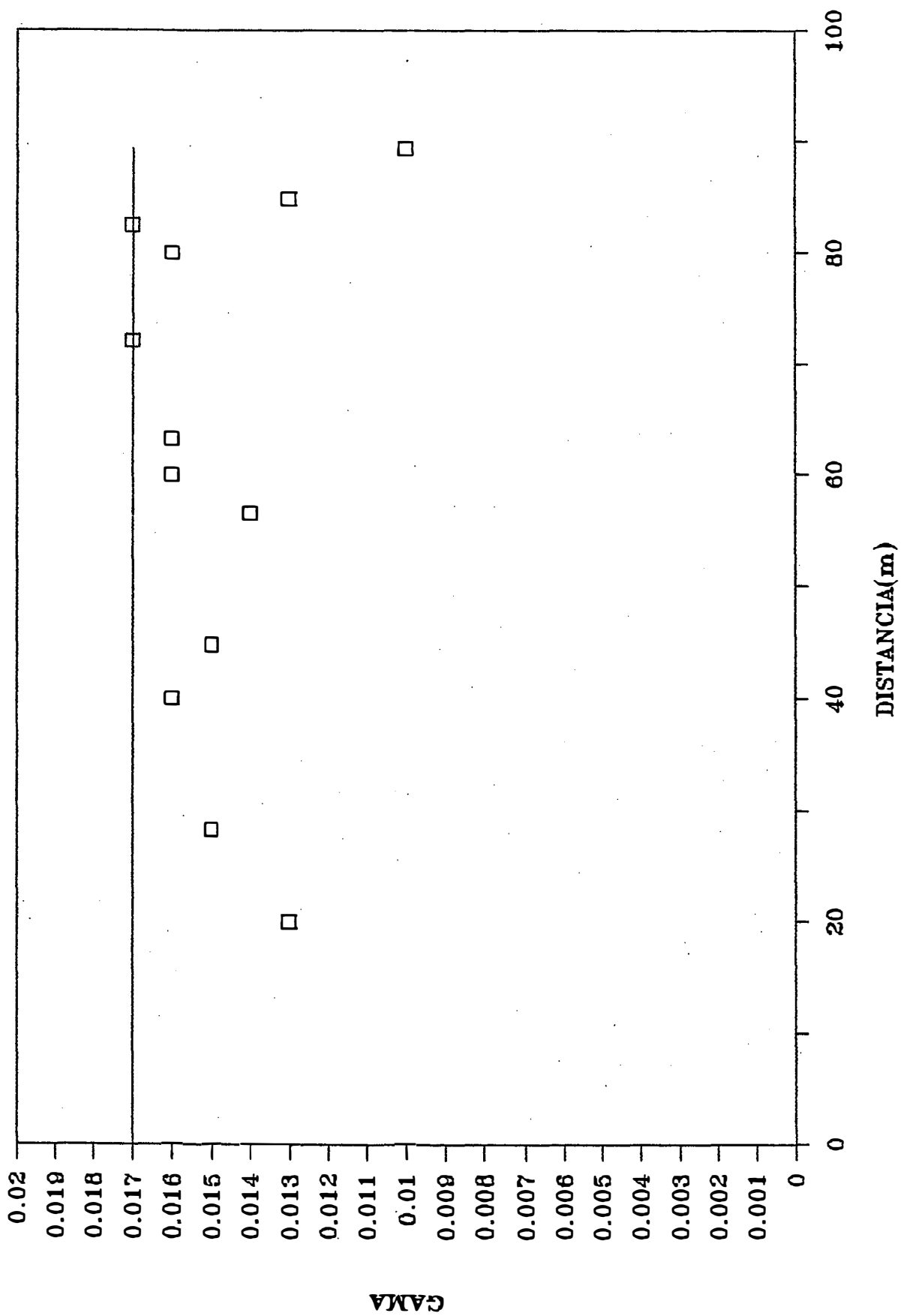


Figura 13. Semivariograma para densidade das particulas (g/cm³) a profundidade de 50 cm. A linha cheia representa a variância dos dados.

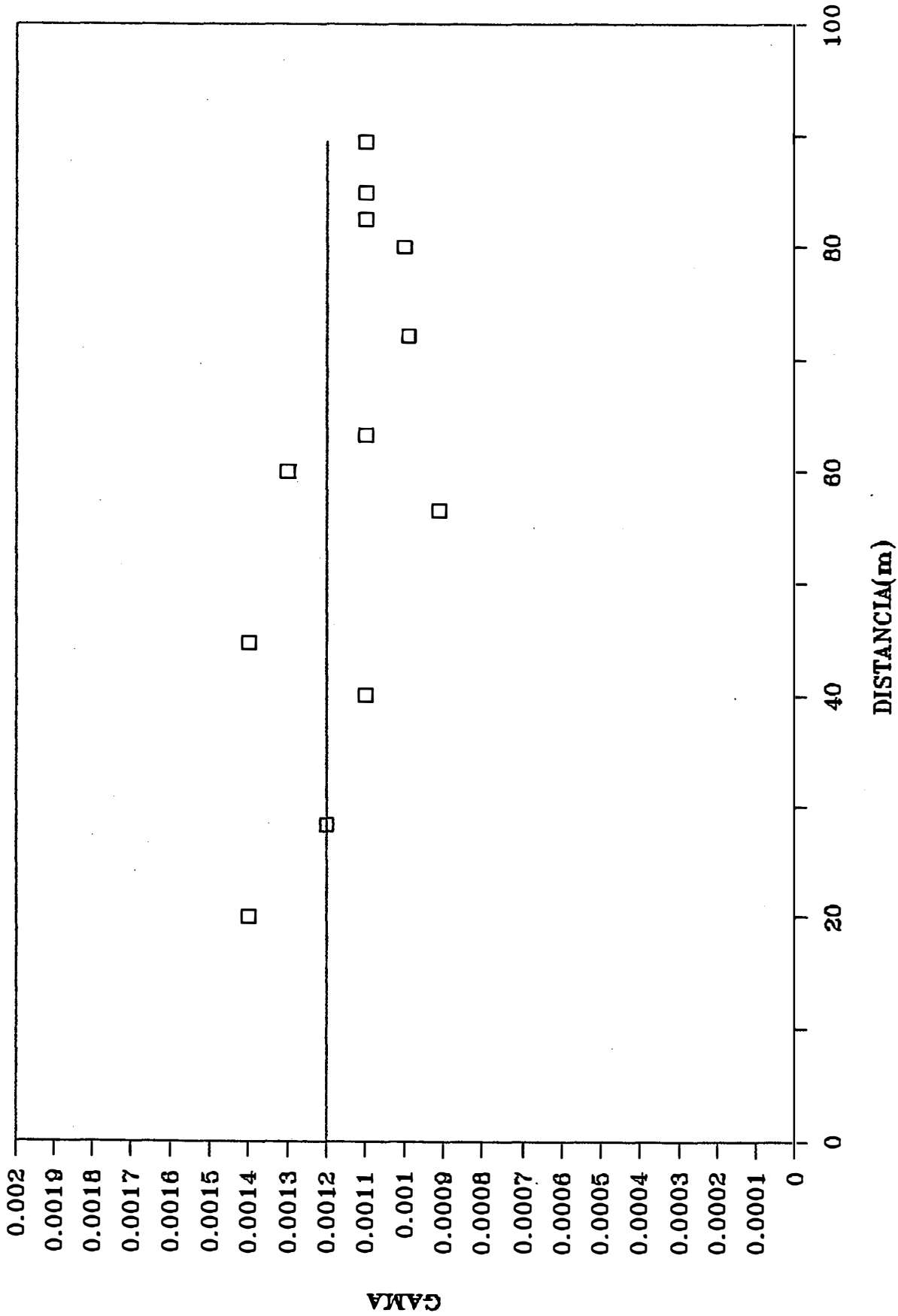


Figura 14. Semivariograma para unidade do solo saturado (cm^3/cm^3) a profundidade de 25 cm. A linha cheia representa a variância dos dados.

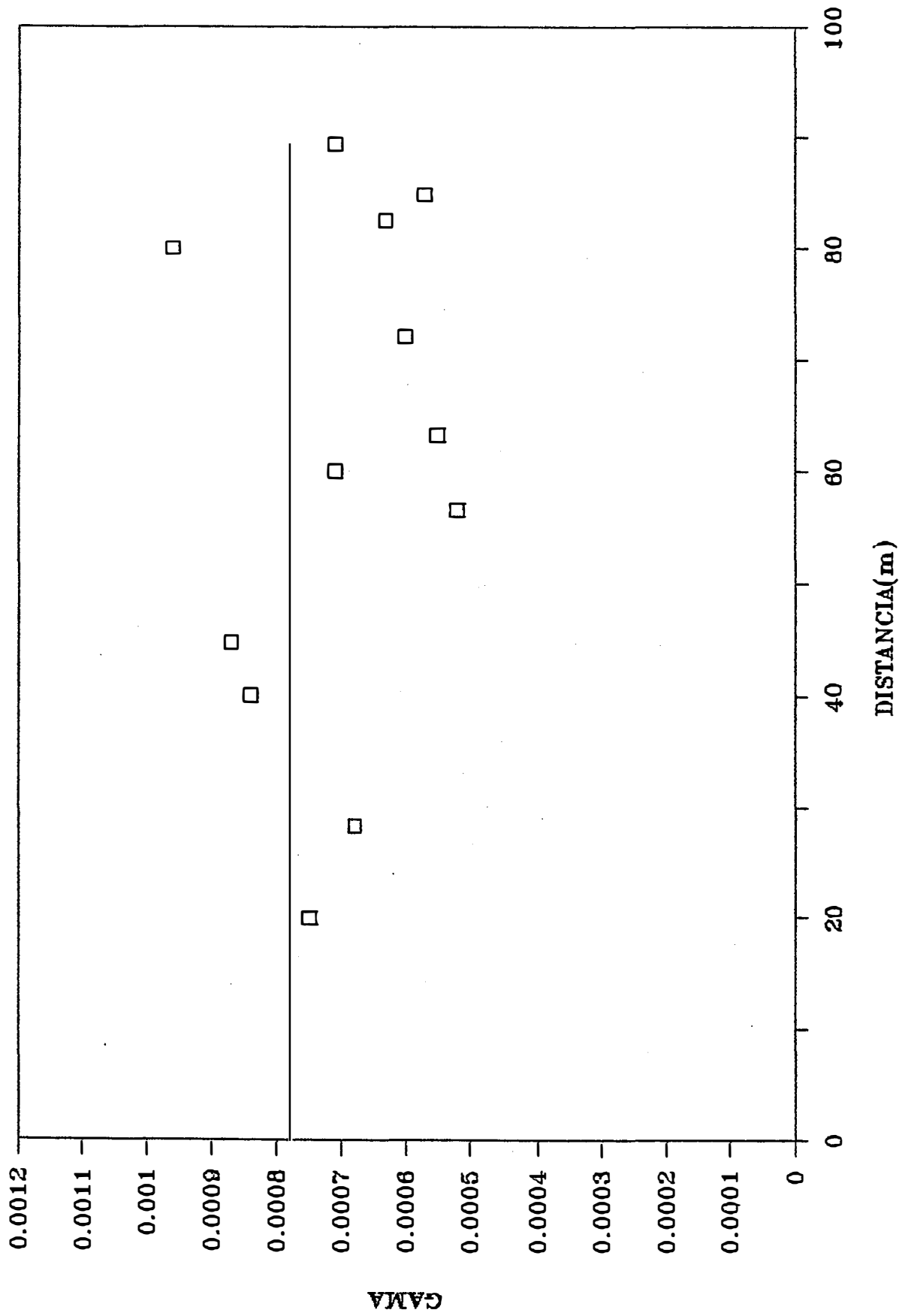


Figura 15. Semivariograma para umidade (cm^3/cm^3) na tensão de 0.01 MPa a profundidade de 25 cm. A linha cheia representa a variância dos dados.

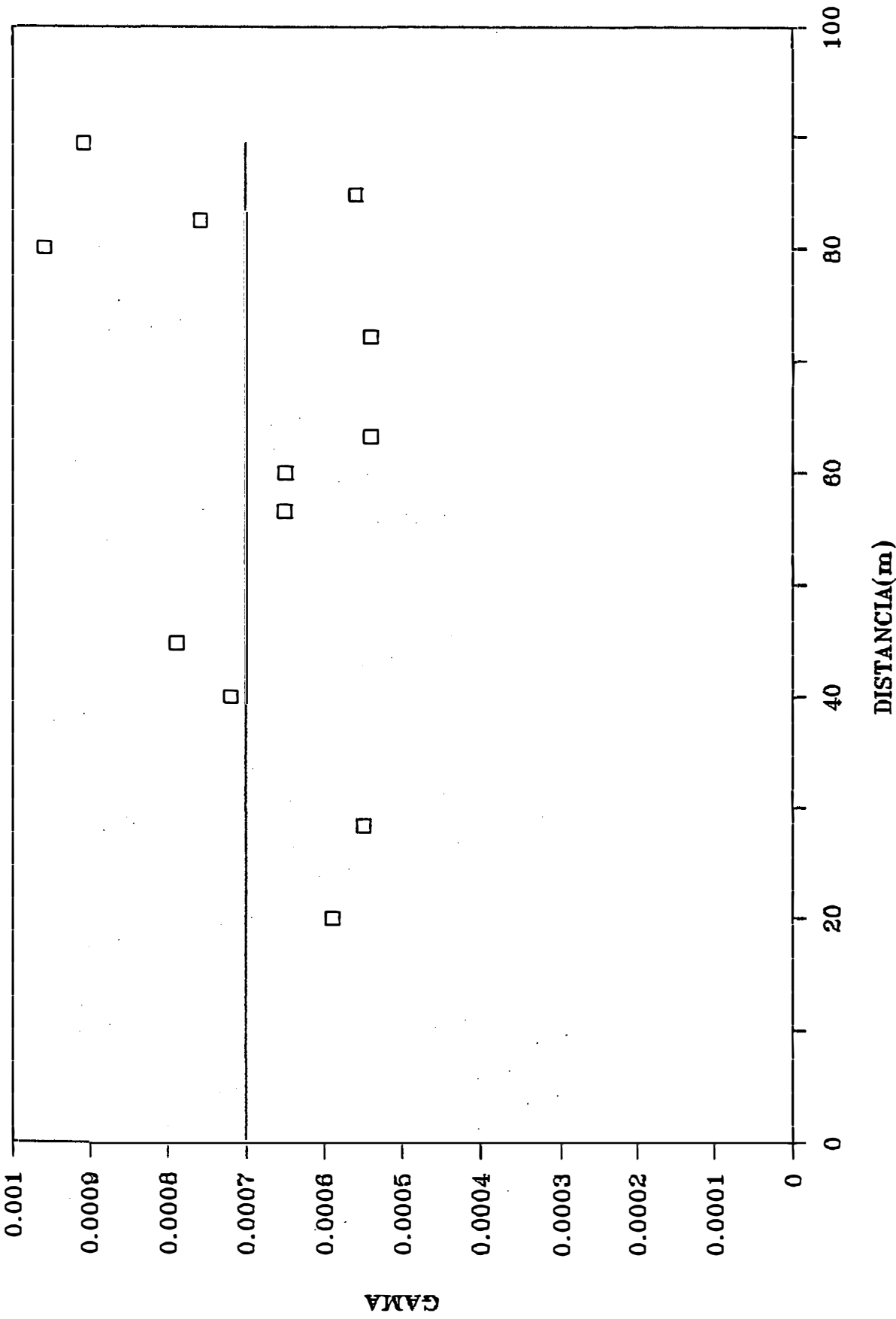


Figura 16. Semi variograma para unidade (cm^3/cm^3) na tensão de 0.033 MPa a profundidade de 25 cm. A linha cheia representa a variância dos dados.

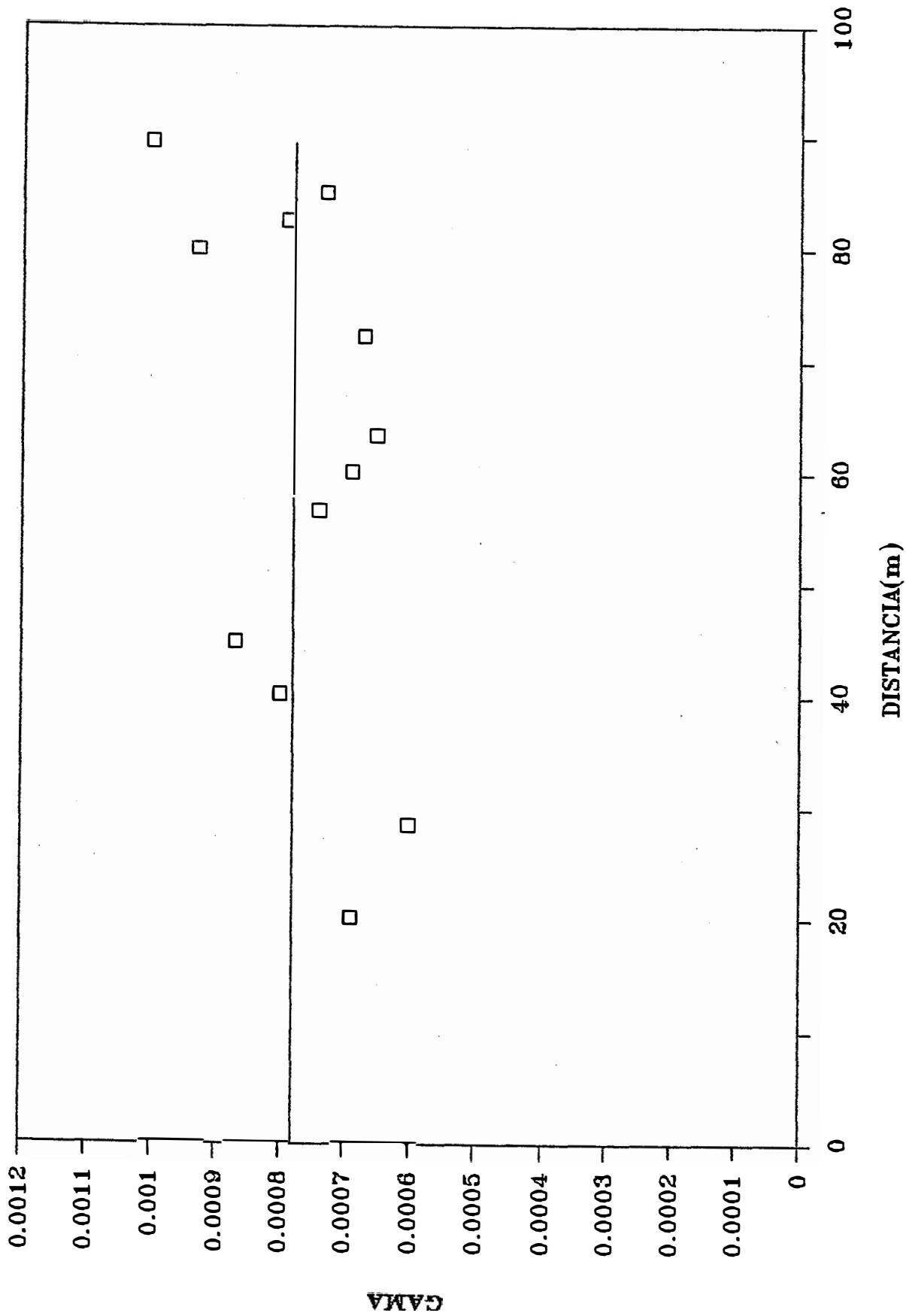


Figura 17. Semivariograma para unidade (cm^3/cm^3) na tensão de 0.1 MPa a profundidade de 25 cm. A linha cheia representa a variância dos dados.

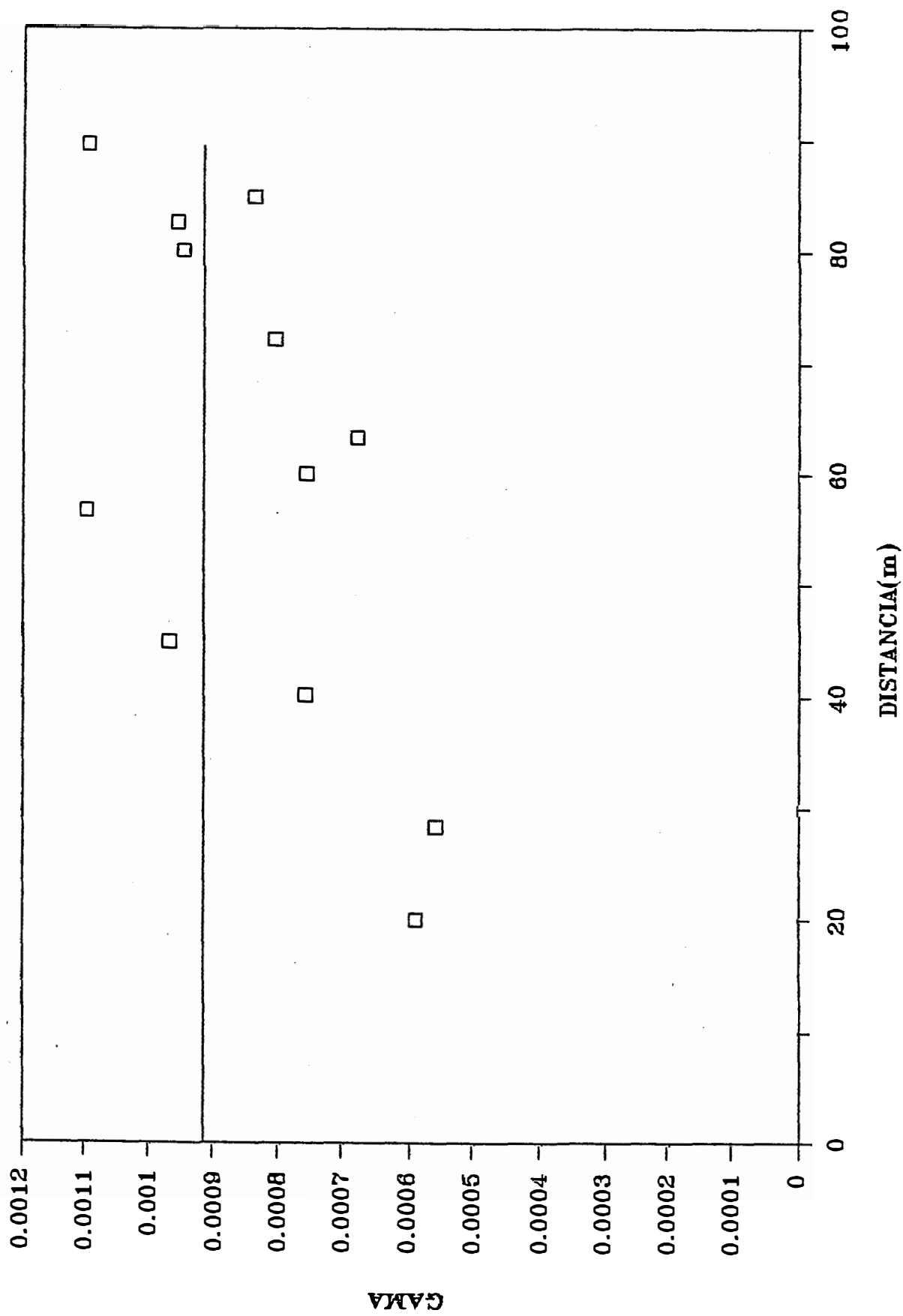


Figura 18. Semivariograma para unidade (cm^3/cm^3) na tensão de 1.5 MPa a profundidade de 25 cm. A linha cheia representa a variância dos dados.

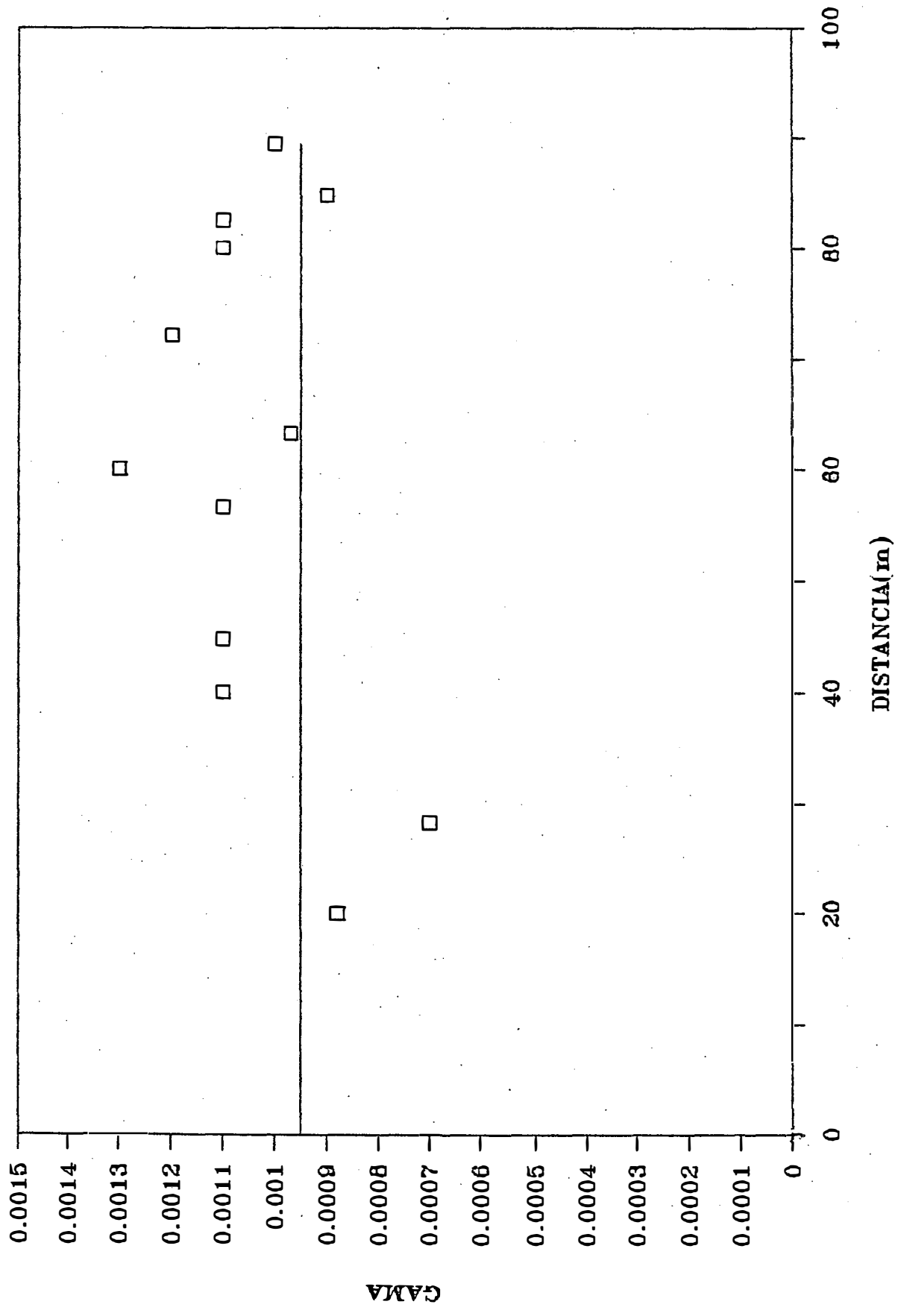


Figura 19. Semivariograma para umidade do solo saturado (cm^3/cm^3) a profundidade de 50 cm. A linha cheia representa a variância dos dados.

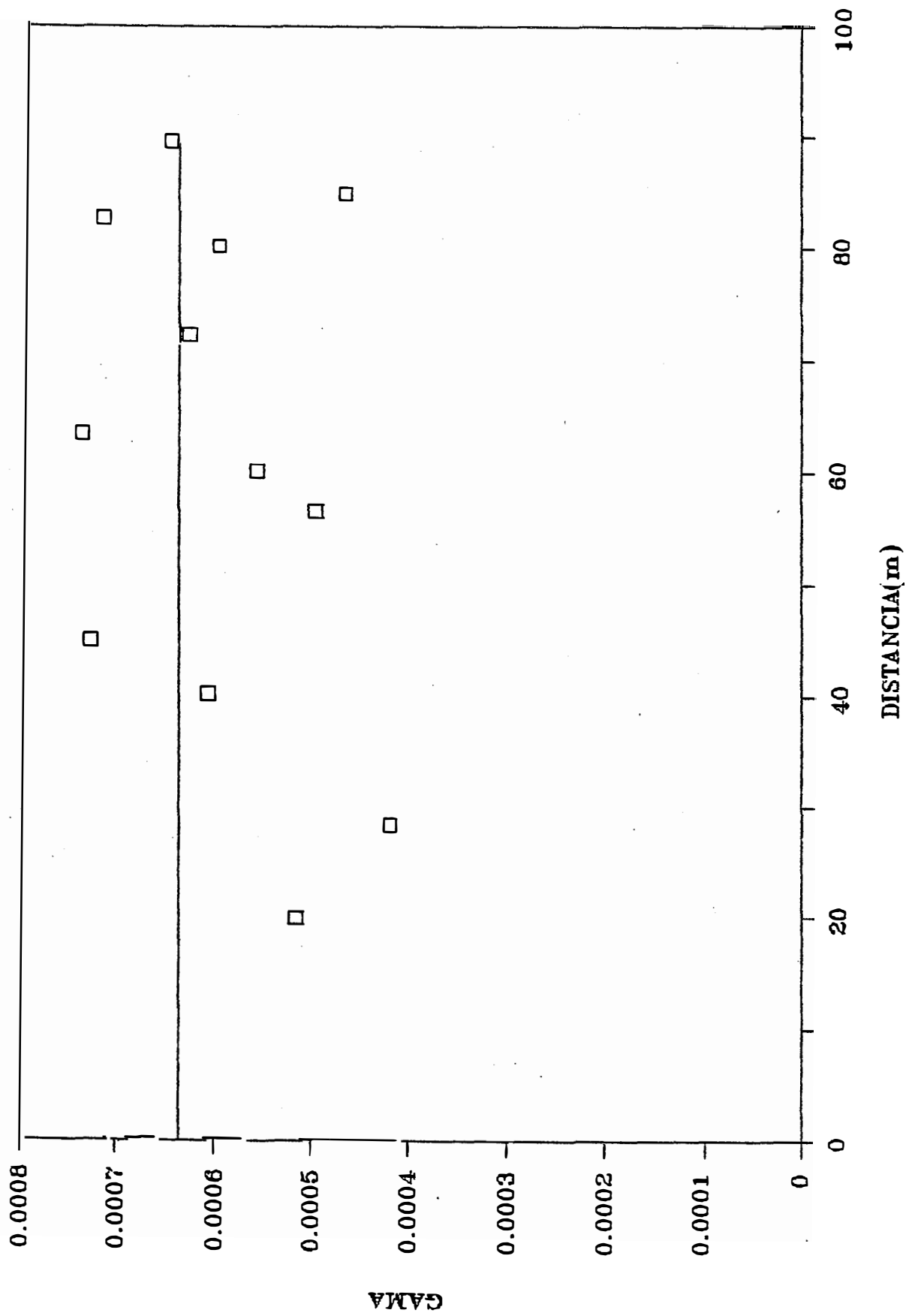


Figura 20. Semivariograma para unidade (cm^3/cm^3) na tensão de 0.01 MPa a profundidade de 50 cm. A linha cheia representa a variância dos dados.

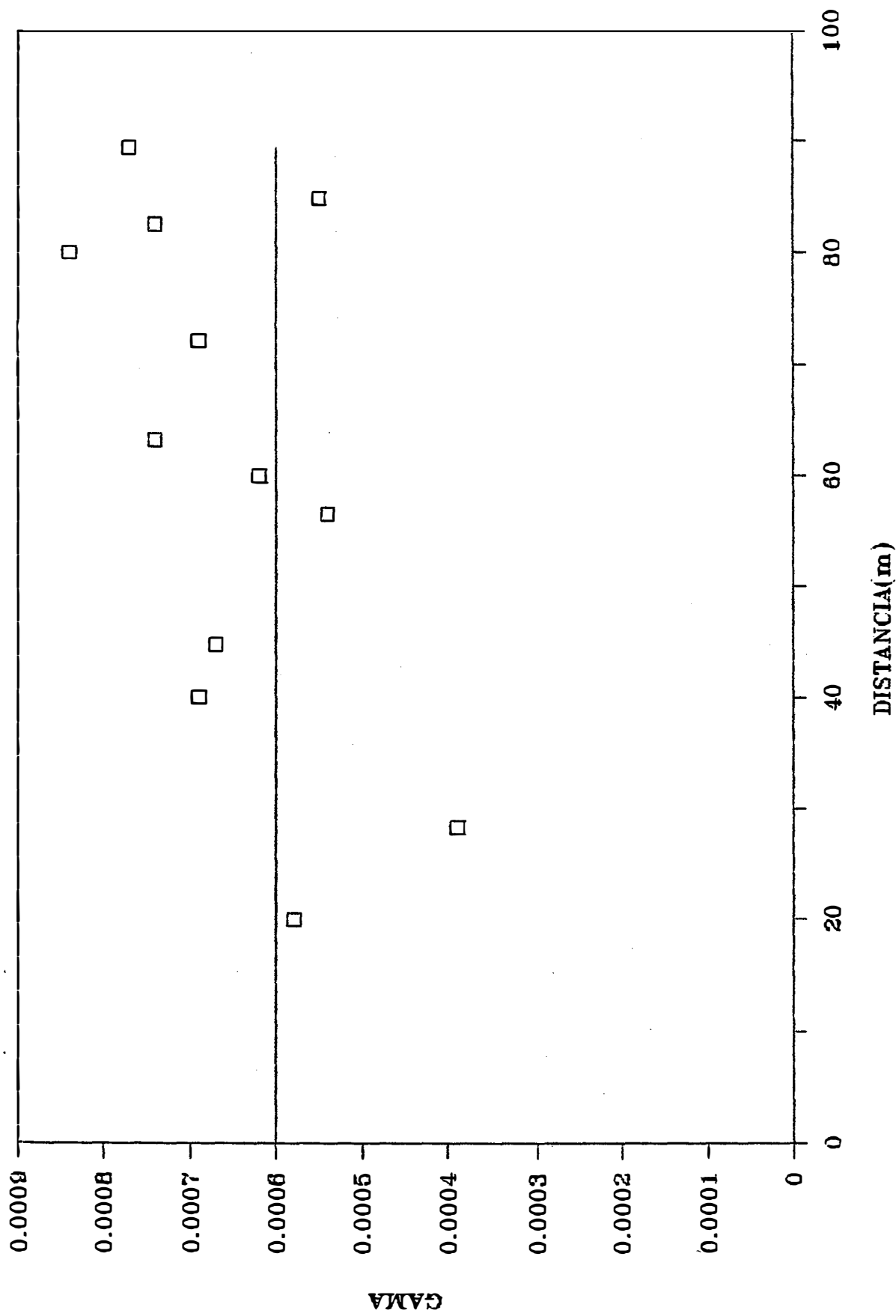


Figura 21. Semivariograma para unidade (cm^3/cm^3) na tensão de 0.033 MPa a profundidade de 50 cm. A linha cheia representa a variância dos dados.

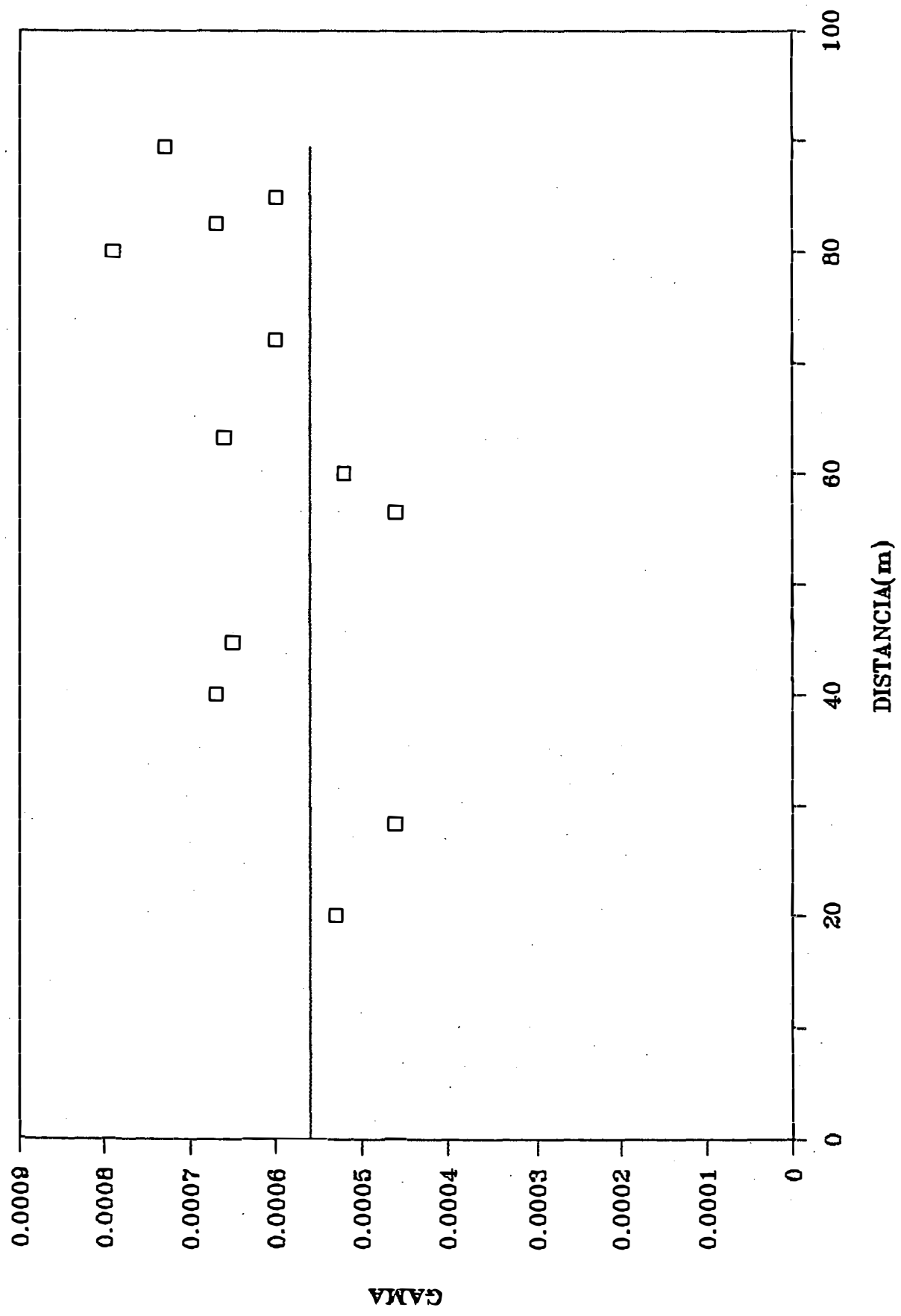


Figura 22. Semivariograma para unidade (cm^3/cm^3) na tensão de 0.1 MPa a profundidade de 50 cm. A linha cheia representa a variância dos dados.

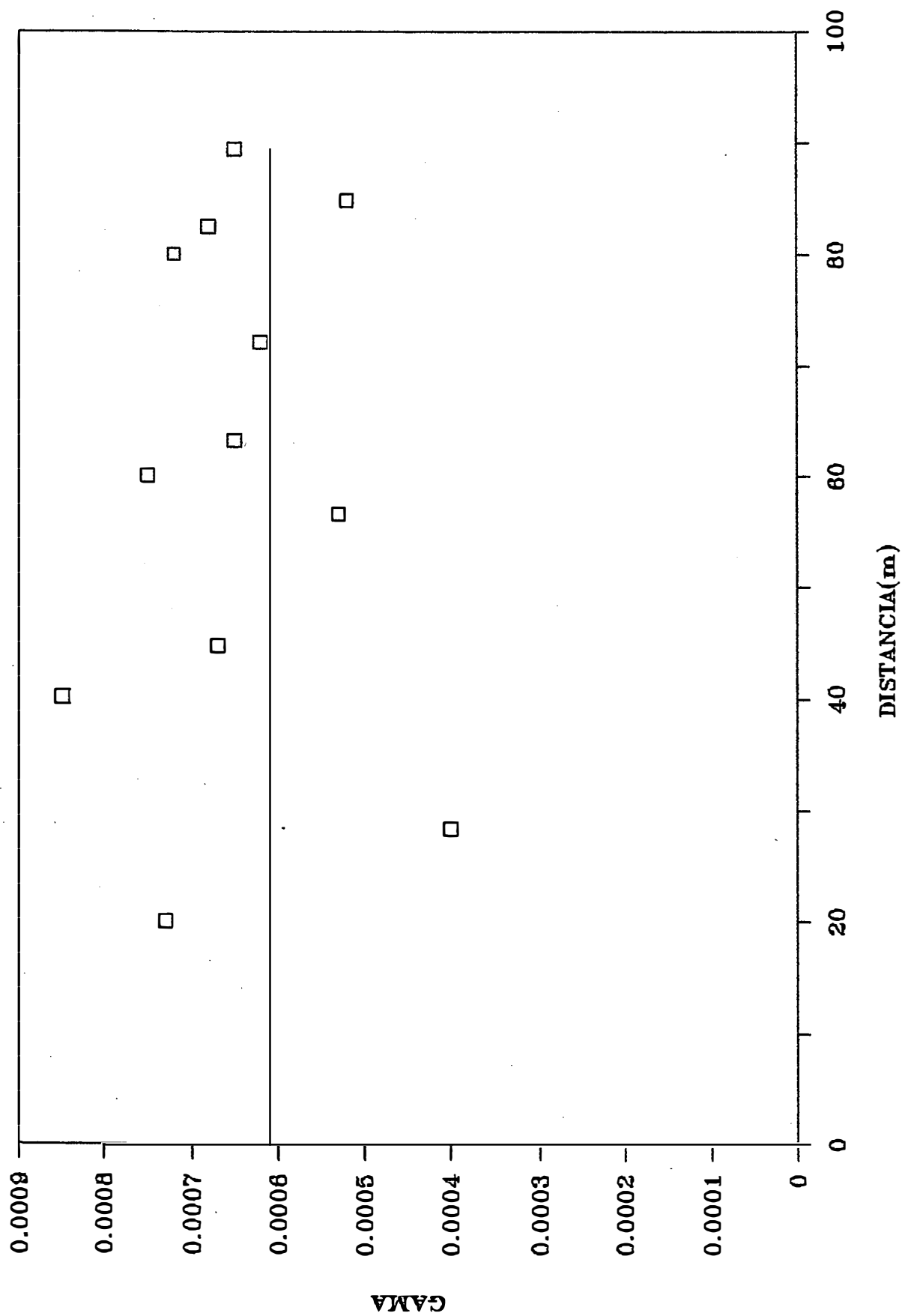


Figura 23. Semivariograma para unidade (cm^3/cm^3) na tensão de 1.5 MPa a profundidade de 50 cm. A linha cheia representa a variância dos dados.

Tabela 3. Parâmetros Geoestatísticos dos atributos físicos do solo estudado.

VARIAVEIS	PROFUND. (cm)	MODELO DO SEMIVARIOGRAMA	EFEITO "NUGGET"	PATAMAR	ALCANCE (a) (m)	EQUAÇÃO DO SEMIVARIOGRAMA
Argila	25	linear	3	indefinido	-	$\gamma(L)=3\pm 0,07L$
	50	linear	11,2	indefinido	-	$\gamma(L)=11,2\pm 0,048L$
Silte	25	linear	1,38	indefinido	-	$\gamma(L)=1,38\pm 0,0126L$
	50	linear	2,08	indefinido	-	$\gamma(L)=2,08\pm 0,0144L$
Areia	25	ausente	-	-	-	-
	50	ausente	-	-	-	-
Densidade do solo	25	ausente	-	-	-	-
	50	ausente	-	-	-	-
Densidades das partículas	25	ausente	-	-	-	-
	50	ausente	-	-	-	-
Θ saturado	25	ausente	-	-	-	-
	50	ausente	-	-	-	-
Θ 0.01 MPa	25	ausente	-	-	-	-
	50	ausente	-	-	-	-
Θ 0.033 MPa	25	ausente	-	-	-	-
	50	ausente	-	-	-	-
Θ 0.1 MPa	25	ausente	-	-	-	-
	50	ausente	-	-	-	-
Θ 1.5 MPa	25	ausente	-	-	-	-
	50	ausente	-	-	-	-

expostos, a interpretação de alguns semivariogramas do presente trabalho poderá suscitar dúvidas quanto à adequação do modelo. Entretanto esta parece ser a análise mais adequada dos dados.

Observando os semivariogramas para as variáveis estudadas constata-se que, para a maior parte deles, não foi encontrada estrutura de variância. Isso não quer dizer, necessariamente, que não exista uma estrutura de variância. Provavelmente a distância entre os pontos de amostragem (lag) não permitiu que fosse detectada essa estrutura, que deve ocorrer em distâncias menores que o lag utilizado (20 m). Esse é um outro aspecto difícil quando da utilização da geoestatística. Não é possível saber, antes de amostrar, qual o espaçamento entre amostras que permitirá encontrar a estrutura de variação. Nesse trabalho, com os 63 pontos distanciados de 20 m isso não foi possível. Para diminuir o espaçamento entre pontos de amostragem seria necessário aumentar o número de pontos que já foi extremamente alto, considerando o tamanho da área estudada. Sabendo o quanto é custoso e laborioso obter dados relativos a parâmetros físicos do solo, dificultar-se-ia, em muito, a execução do trabalho.

As variáveis onde se encontrou a estrutura da variância foram silte e argila, nas duas profundidades. Para densidade da partícula essa estrutura não foi encontrada, a qual pode ser identificada por LIBARDI et

alii (1986). A diferença básica entre os resultados obtidos pelos autores e o do presente trabalho está no fato de terem feito a avaliação em uma direção com um total de 300 amostras espaçadas de 0,5 m.

O modelo linear, sem "sill", foi o que melhor se ajustou aos dados. A partir do semivariograma são obtidos os parâmetros necessários ao estudo da estrutura da variação. A seguir será feita uma discussão desses parâmetros.

4.2.1. Efeito "nugget"

Pelo efeito "nugget" é possível verificar o grau de descontinuidade da variação dos dados a distâncias menores que aquelas amostradas. A Tabela 4 mostra a participação do efeito "nugget", em porcentagem, na variância total.

Observa-se que tanto para a argila como para o silte essa porcentagem foi alta. Isso informa que, grande parte da variação encontrada, é devido a variações a distâncias menores que a distância amostrada. Para diminuir os valores do efeito "nugget" é necessário que a amostragem seja feita a distâncias menores que a utilizada (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1978).

Tabela 4. Porcentagem do efeito "Nugget" em relação a variância dos dados.

VARIAVEIS	PROFUNDIDADE (cm)	EFEITO "NUGGET" (%)
Argila	25	34
	50	70
Silte	25	64
	50	59

4.2.2. Patamar "Sill"

O "sill" é atingido quando a variância dos dados se torna constante com a distância entre as amostras. O valor de $\gamma(L)$ nesse ponto é aproximadamente igual a variância total dos dados. É um parâmetro importante pois permite a determinação da distância limite entre dependência e independência entre as amostras.

Para as variáveis silte e argila, o "sill" não foi atingido. Tal fato mostra que a dimensão do campo de amostragem não foi suficiente para que se pudesse encontrar a distância a partir da qual as amostras são consideradas independentes. Pode-se afirmar também que, para essas variáveis a dependência entre as amostras, no espaço, ocorre a distâncias maiores que 100 m, levando a concluir que qualquer método estatístico que apresente como requisito a independência entre amostras não poderia ser aplicado nesses dados (VIEIRA *et alii*, 1983).

Para as demais variáveis não foi encontrada a estrutura de variação. Nos semivariogramas observa-se que o $\gamma(L)$ permanece constante com o aumento da distância desde o início. Em tal situação diz-se que ocorreu um efeito "nugget" puro e o fenômeno físico tem uma distribuição completamente ao acaso com respeito ao espaço de amostragem; há independência entre as amostras e a estatística clássica pode ser aplicada.

4.2.3. Propagação de erros

Analisando-se os dados de retenção de água constatou-se ter havido pequenas variações nos valores da água retida nas diferentes tensões. A partir daqueles dados fez-se curvas de retenção, para as duas profundidades, com todos os 63 dados. Essas curvas são mostradas nas Figuras 24 e 25. Observa-se que a variação não parece ser pequena, corroborando com os trabalhos de REICHARDT *et alii* (1976) e CAMERON (1978), e uma curva média traçada teria uma representatividade questionável. Deve-se ter em mente, ainda, que quanto maior o número de repetições, mais representativa é a média e, nesse caso, para dados de curva de retenção em uma área de aproximadamente 2 ha, 63 amostras é um número bastante elevado. Mesmo assim não permite assegurar um valor médio que seja representativo.

A curva de retenção tem grande utilidade na determinação da água disponível para as plantas, e esta foi calculada utilizando-se dois intervalos, ou seja, água entre as tensões de 0.01 e 1.5 MPa e água entre as tensões de 0.033 e 1.5 MPa. O primeiro valor do intervalo, que corresponde a capacidade de campo, é questionável e por isso utilizaram-se os dois valores mais aceitos pelos pesquisadores. A estatística desses dados é mostrada na Tabela 5.

Observa-se ter havido grande diferença, entre os

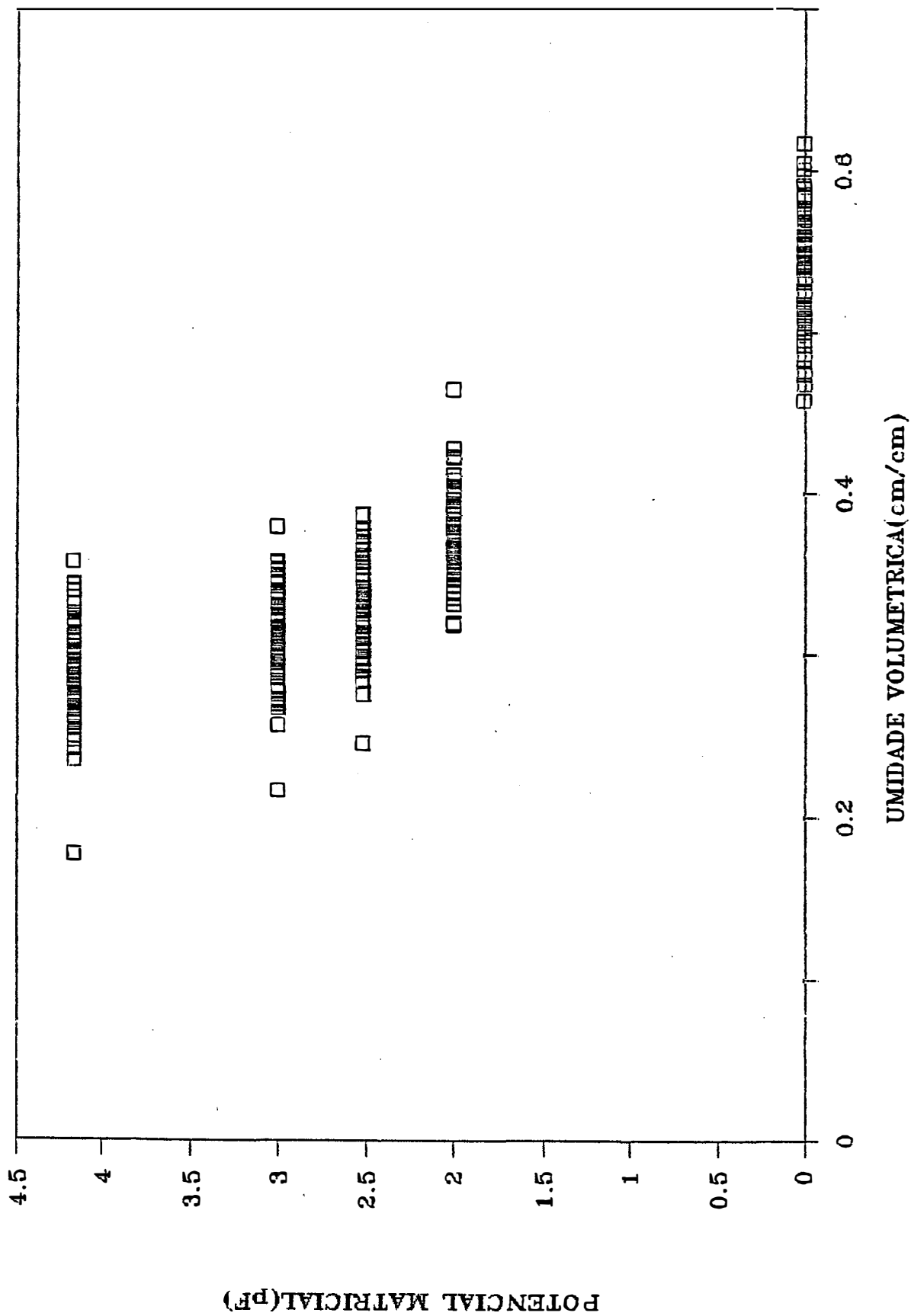


Figura 24. Curva de retenção de água a profundidade de 25 cm.

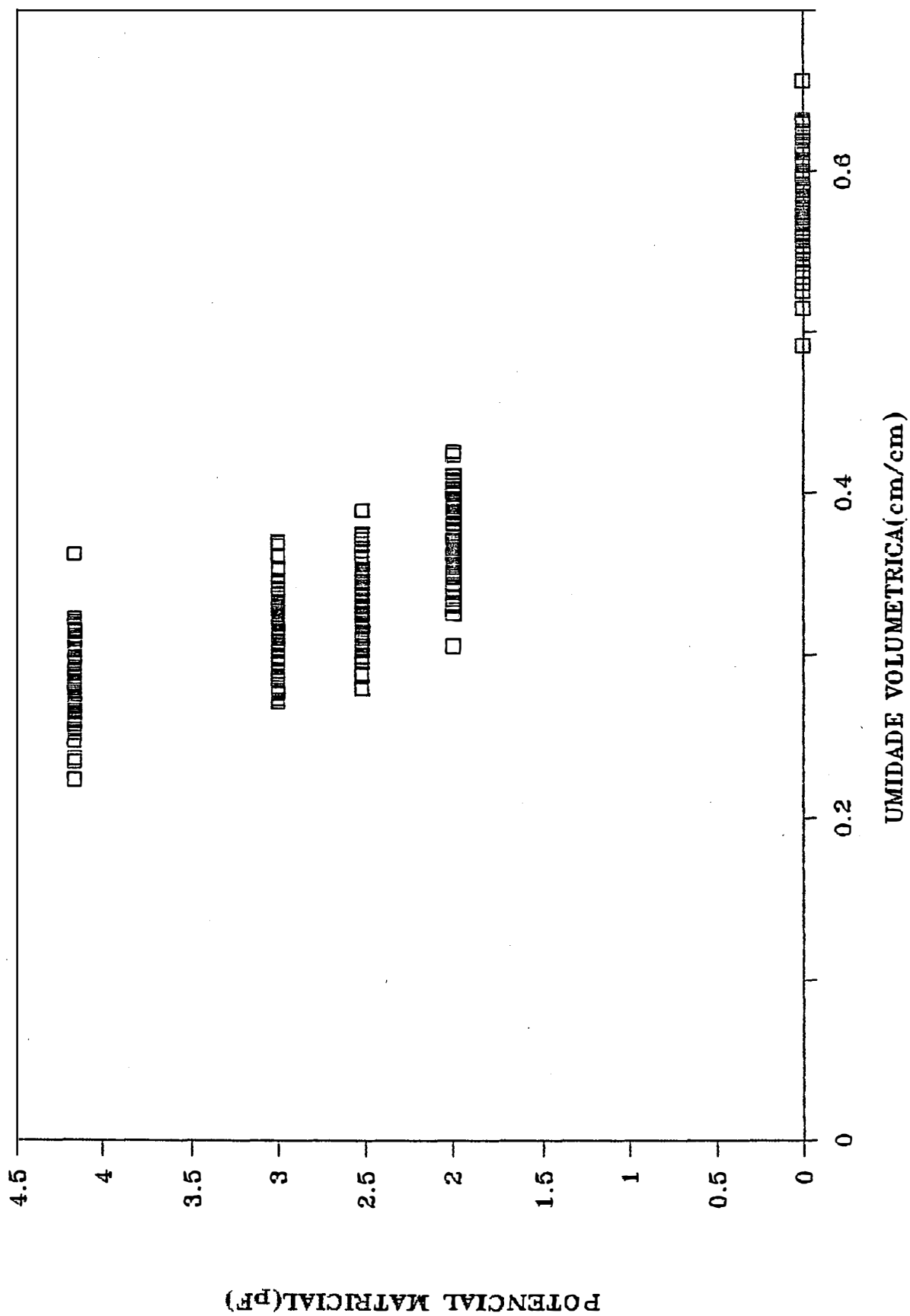


Figura 25. Curva de retenção de água a profundidade de 50 cm.

Tabela 5. Estatística da água disponível.

VARIAVEIS (MPa)	PROFUND. (cm)	AMPLITUDE Min.	MÁX. Máx.	MEDIA \bar{x}	DESV. PADRAD (s)	LIM. CLASSE $\bar{x} \pm t0.5s$	COEF. VAR. (%)	ERRD MED. $S\bar{x}$	LIM. CONF. $\bar{x} \pm t0.05.Sx$
0.01-1.5	25	0,023	0,195	0,08	0,03	0,08 \pm 0,06	37,5	0,004	0,08 \pm 0,008
	50	0,051	0,129	0,09	0,02	0,09 \pm 0,06	22,2	0,004	0,09 \pm 0,008
0.033-1.5	25	0,0054	0,084	0,04	0,02	0,04 \pm 0,04	50,0	0,002	0,04 \pm 0,004
	50	0,015	0,092	0,05	0,02	0,05 \pm 0,04	40,0	0,002	0,05 \pm 0,004

valores de água retida, quando se comparou os dois intervalos. A alteração do valor da capacidade de campo de 0.01 para 0.033 MPa fez com que os valores de água disponível fossem reduzidos a metade em termos da média.

Constata-se, também, ter havido uma grande variação desses dados com altos valores de coeficiente de variação. O número de amostras necessário para se estimar a média é bastante alto, como mostra a Tabela 6.

Cabe ressaltar que até hoje, apesar de um grande número de pesquisas realizadas, se discute o real valor da tensão da água no solo na capacidade de campo, bem como métodos que melhor ajustem a curva de retenção. Por outro lado, a preocupação com a variabilidade espacial não tem recebido a mesma atenção. Observando as Figuras 24 e 25 fica claro que a variabilidade espacial tem uma importância, no mínimo, equivalente aos aspectos do valor da capacidade de campo e ajuste da curva de retenção de água.

Para avaliar a importância da variação dos dados de retenção de água em relação ao manejo de irrigação fez-se alguns cálculos. Fixou-se a capacidade de campo a 0.033 MPa, a profundidade do sistema radicular a 30 cm, e, baseados nas necessidades da cultura de feijão, para a qual é necessário haver irrigação quando a água retida no solo atinge a tensão de 0.1 MPa, calculou-se a partir das curvas de retenção na profundidade de 25 cm, para os 63 pontos

Tabela 6. Número de amostras necessárias para estimar a média da água disponível com variação permitida de 10% em torno da média.

INTERVALO DE AGUA DISPONIVEL (MPa)	PROFUNDIDADE (cm)	NIVEL DE SIGNIFICANCIA	
		90%	95%
		Número de amostras	
0.01 - 1.5	25	39	56
	50	31	44
0.033 - 1.5	25	70	100
	50	45	64

amostrados, a lâmina útil e, considerando-se uma evapotranspiração de 4,5 mm por dia, a frequência de irrigação, sendo os dados mostrados nas Figuras 26 e 27.

A variação nos dados é muito grande, fazendo com que qualquer valor médio não representasse de maneira razoável o que acontece na área. Além disso tem-se o fato de que aplicações de lâminas erradas com uma frequência incorreta, levaria a resultados extremamente danosos tanto ao solo, no caso de run off, como para as plantas. Fica evidenciado, também, que pequenas variações nos dados de retenção, acarretarão grandes variações nos cálculos finais de lâmina e frequência de irrigação, uma vez que serão multiplicados pelos valores de densidade do solo, que também variam, e pela profundidade do sistema radicular.

As Figuras 26 e 27 expressam, com clareza, que a variabilidade espacial da lâmina útil e da frequência de irrigação, é um processo bastante complexo para ser avaliado apenas pelos parâmetros estatísticos clássicos como a média, desvio padrão e coeficiente de variação. Cabe ressaltar que o número de pontos amostrados, considerando-se as dimensões da área, é elevado.

Em um levantamento convencional de parâmetros do solo relacionados a execução de projetos de irrigação tomar-se-iam, para os 19.200 m², três amostras. Baseando-se no esquema da área mostrado anteriormente, poder-se-ia selecionar três locais que dessem uma abordagem geral da

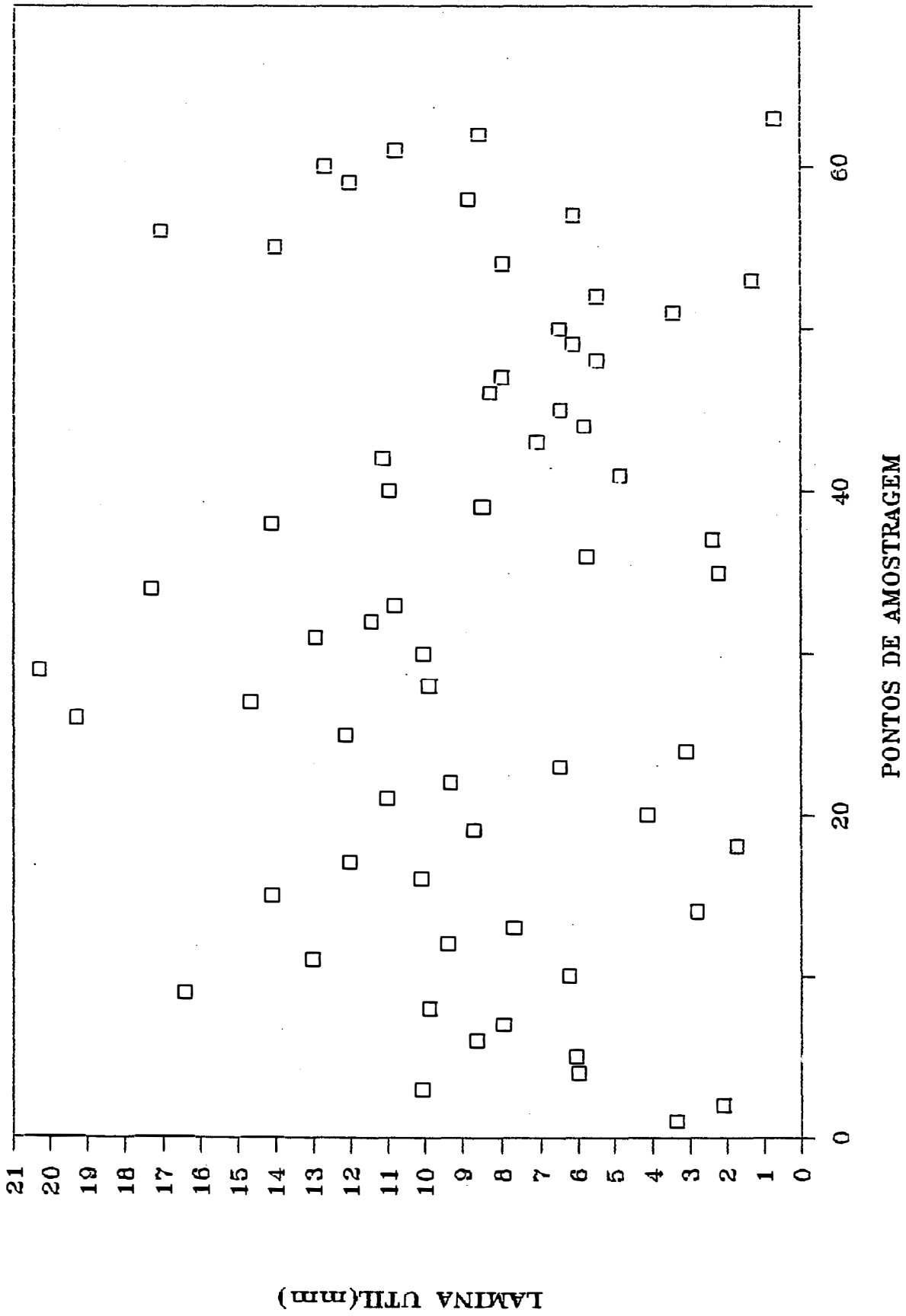


Figura 26. Lâmina útil (mm) nos pontos de amostragem.

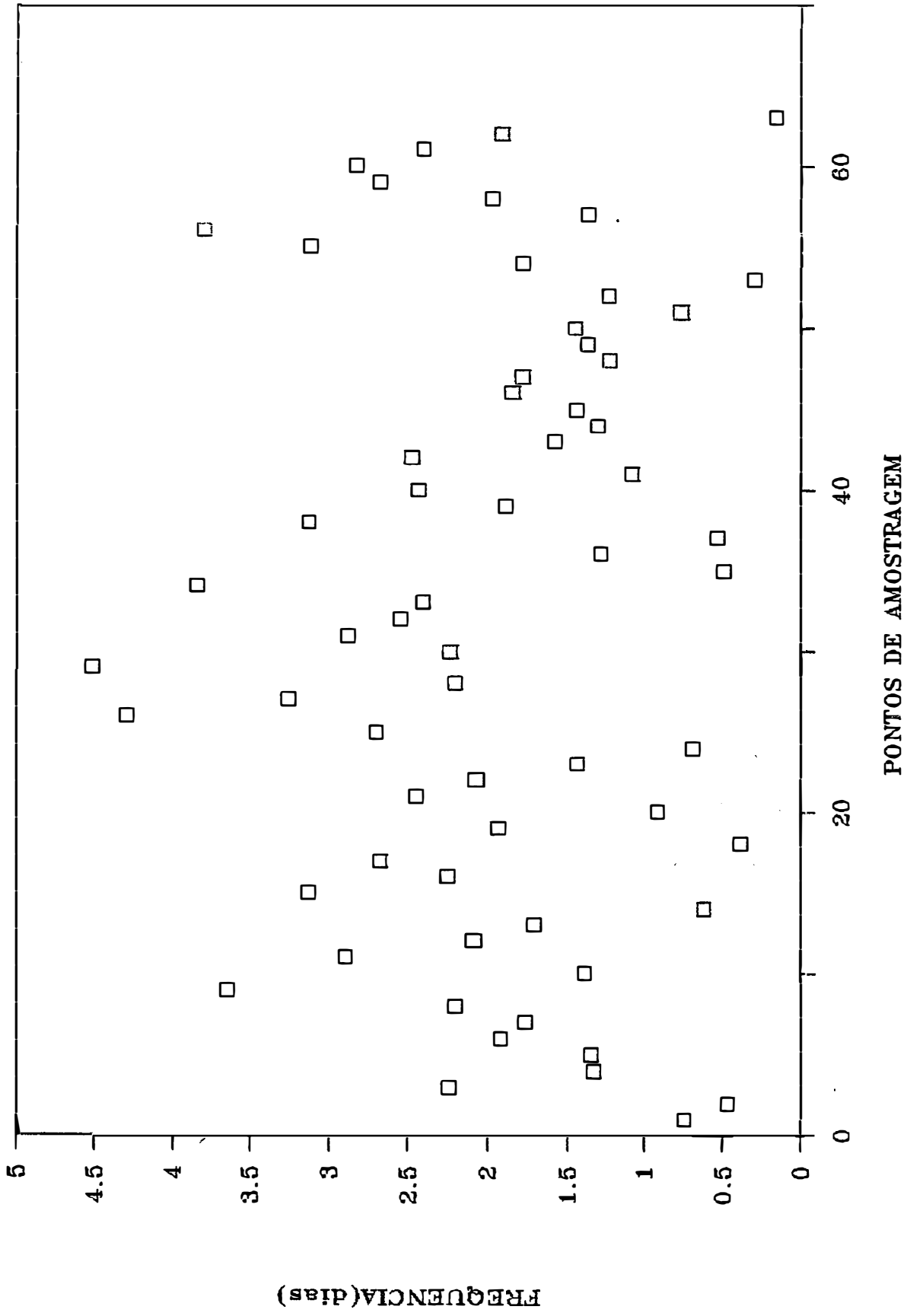


Figura 27. Frequência (dias) nos pontos de amostragem.

área. Se os pontos escolhidos fossem os de número 8, 28 e 62 a média da lâmina útil seria de 9,45 mm e a da frequência de 2,10 dias. Pelas Figuras 26 e 27, constata-se que esse cálculo poderia estar correto para alguns pontos e totalmente incorreto para outros, tanto no sentido de ser muito maior que o necessário, bem como o inverso. Supondo-se, agora, que os pontos escolhidos tenham sido os de número 9, 34 e 56. A média desses pontos é de 16,94 mm para a lâmina útil e da frequência é de 3,76 dias. Para a quase totalidade dos pontos tanto a lâmina como a frequência seriam excessivas. Num outro extremo poder-se-ia ter relacionado os pontos de número 2, 35 e 53, cujas médias seriam de 1,87 mm e 0,42 dias, para lâmina útil e frequência de irrigação, respectivamente. Nesse caso esses valores seriam inferiores a necessidade da grande maioria dos pontos.

É interessante ressaltar que o fato de considerar os valores acima calculados discrepantes é possível devido ao grande número de pontos avaliados permitindo, assim, a comparação. Se, por outro lado, não se tem essa comparação, poder-se-ia considerar, erroneamente, os valores médios dos três pontos como representativos.

A geoestatística também não teria como atuar nessa situação, pois as variáveis não podem ser consideradas Variáveis Regionalizadas na medida em que os pontos não estão correlacionados, isto é, não há uma similaridade de

valores entre pontos próximos que vai diminuindo a medida em que os pontos se distanciam entre si. Tal fato pode ser observado, sem necessitar de inferências estatísticas, pela simples observação da distribuição dos valores nas Figuras 26 e 27.

5. CONCLUSÕES

- A variabilidade das propriedades físicas, avaliada pelos parâmetros da estatística clássica, foi considerada pequena.

- A análise de variabilidade a partir da geoestatística não permitiu, para a maioria das variáveis, encontrar a estrutura de variação.

- As pequenas variações nos dados da curva de retenção de água deram origem a grandes variações quando se utilizou desses dados para a determinação dos parâmetros ligados à irrigação.

Considerações finais

A estatística é, sem dúvida, uma ferramenta na análise de dados, pelo fato de permitir o estudo de uma população a partir de amostras que estimem essa população, pois seria praticamente impossível fazer uma avaliação total.

Se a amostra retirada é representativa, todas as estimativas dela obtidas, tais como a média e a variância são válidas. Quando essa condição não é satisfeita, o tratamento estatístico dos dados, ao invés de ajudar o trabalho, poderá levar a resultados falsos.

Avaliar a dispersão dos dados em torno de um valor médio e, a partir da magnitude dessa dispersão, concluir se a variação encontrada é elevada, é prática comum. Na realidade, tal avaliação deveria ser realizada de acordo com as implicações oriundas da utilização do dado em questão. Por exemplo, no presente estudo, observou-se uma variação considerada alta para os valores da porcentagem de silte. Ocorre que, geralmente, as práticas de manejo do solo só serão modificadas, baseadas na textura, se houver mudança da classe textural o que, na maioria das vezes, depende de uma alteração acentuada dos valores. Recomendações de adubação, baseadas nos parâmetros da fertilidade do solo, seguem o mesmo raciocínio.

O mesmo não acontece para alguns parâmetros físicos do solo, notadamente aqueles influenciados pelas alterações

na estrutura. Sendo assim, alterações decimais nos valores da densidade do solo, acarretam grandes modificações nos parâmetros dela dependentes, tais como a distribuição de poros, retenção e movimentação de água, bem como o crescimento do sistema radicular. Foi visto também, que pequenas alterações nos dados de retenção de água no solo podem gerar elevadas modificações em parâmetros que dependam dessa medida. O estudo da variabilidade dessa variáveis deveria merecer um maior cuidado.

A geoestatística pode levar a um pensamento errôneo de a variabilidade espacial estaria resolvida. Na realidade é mais uma ferramenta estatística e, provavelmente, não definitiva. A sua grande contribuição foi a de possibilitar o estudo da variabilidade espacial de uma maneira mais elegante. Enquanto a estatística clássica pressupõe variações aleatórias, a geoestatística procura encontrar a estrutura da variação. E, sem dúvida, uma informação muito valiosa.

Independentemente da estatística, em certas situações, a análise da variabilidade de dados pode ser feita de uma maneira bem simples, ou seja, localizando as amostras geograficamente no espaço e, a simples observação dos dados puros, pode levar o pesquisador experiente a soluções para contornar o problema. Esse é seguramente um método que na ausência de qualquer outro mais técnico pode se aproximar bastante da realidade do campo.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- ANDERSON, S.H. & CASSEL, D.K. Statistical and autoregressive analysis of soil physical properties of Portsmouth Sandy Loam. Soil Sci. Soc. Am. J., Madison, 50: 1096-1104, 1986.
- BABALOLA, O. Spatial variability of soil water properties in tropical soils of Nigeria. Soil Science, Baltimore, 126(5): 269-279, 1978.
- BECKETT, P.H.T. & WEBSTER, R. Soil variability: a review. Soils Fert., Harpenden, 34(1): 1-5, 1971.
- BLACKWELL, D. Estatística básica. São Paulo, EDUSP, 1975. 143 p.
- BLAKE, G.R. Particle density. In: BLACK, C.A., ed. Methods of soil analysis. Wisconsin, American Society of Agronomy, Inc. Publisher, 1965. Part I. Agronomy no. 9.
- BRESLER, E.; DASBERG, S.; RUSSO, D.; DAGAN, G. Spatial variability of crop yield as a stochastic soil process. Soil Sci. Soc. Am. J., Madison, 45: 600-605, 1984.

- BRIEGER, F.G. Coeficiente de variação e índice de variação. Bragantia, Campinas, 2(9): 313-331, 1942.
- BUONA, J. Soil variability and soil survey. PROCEEDINGS OF A WORKSHOP OF THE ISSS AND THE SSSA, Las Vegas, 1984. Soil Spatial variability, Netherlands, 1985. p. 130-149.
- BURGESS, T.M. & WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. J. Soil Sci., Oxford, 31: 315-331, 1980.
- CADIMA, A.Z.; LIBARDI, P.L.; REICHARDT, K. Variabilidade espacial da condutividade hidráulica em um Latossolo Vermelho Amarelo textura média, no campo. Rev. Bras. de Ciência do Solo, Campinas, 4(2): 63-66, 1980.
- CAMERON, D.R. Variability of soil water retention curves and predicted hydraulic conductivities on a small plot. Soil Science, Baltimore, 126(6): 364-371, 1978.
- CARVALHO, H.O.; CASSEL, D.K.; HAMMOND, J.; BAVER, A. Spatial variability of in situ unsaturated conductivity of Mardock Sandy Loam. Soil Science, Baltimore, 121(1): 1-8, 1976.

- CASSEL, D.K. & BAUER, A. Spatial variability in soils below depth of tillage: bulk density and fifteen atmosphere percentage. Soil Sci. Am. Proc., Madison, 39: 247-250, 1975.
- CATANI, R.A. Amostragem de solo para estudos de fertilidade. Bragantia, Campinas, 14: 19-26, 1954.
- COELHO, M.A. Spatial variability of water related soil physical properties. Tucson, 1974. 186 p. (Ph.D. - University of Arizona).
- CORREA, J.B.D. Variabilidade espacial de características e propriedades físicas de Latossolo Roxo do município de Lavras - MG. Lavras, 1986. 83 p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura de Lavras).
- DELHOME, J.P. Application de la théorie des variables regionalisées dans les sciences de l'eau. Paris, 1976. 163 p. (Doctoral thesis - Centre D' Informatique Geologique).
- FISHER, R.A. The arrangement of field experiments. In: _____ . Contributions to Mathematical Statistics. New York, John Wiley and Sons, 1950. p. 503-513.

GAJEM, Y.M.; WARRICK, A.W.; MYERS, D.E. Spatial dependence of physical properties of a typic torrifluent soil. Soil Sci. Soc. Am. J., Madison, 45(4): 709-715, 1981.

GREMINGER, P.J.; SUD, Y.K.; NIELSEN, D.R. Spatial variability of field-measured soil-water characteristics. Soil Sci. Soc. Am. J., Madison, 49(5): 1075-1081, 1985.

GROSSI SAD, J.H. Fundamentos sobre a variabilidade dos depósitos minerais. Rio de Janeiro, DNPM/CPRM - GEOSOL, 1986. 141 p.

GUMAA, G.A. Spatial variability of in situ available water. Tucson, 1978. 140 p. (Ph.D. - University of Arizona).

GUROVICH, L.A. & STERN, J. Variabilidad espacial de la velocidad de infiltración en el suelo - Generación de datos. Ciencia e Investigación Agraria, Chile, 10: 271-277, 1983.

HEATH, D.C.S. A estatística na pesquisa científica. São Paulo, EDUSP, 1981. 95 p.

- HAJRASULINA, S.; BANIABASSI, N. METTHEY, J. ; NIELSEN, D.R.
Spatial variability of soil sampling for salinity studies in Southwest. Iran Irrigation Sci. Berlin, 1: 197-208, 1980.
- JOURNEL, A.G. & HUIJBREGTS, C.J. Mining geoestatictics. London, Academic Press, 1978. 600 p.
- KIEHL, E.J. Manual de Edafologia e Relações Solo-Planta. São Paulo, Editora Agronomica Ceres, 1979. 220 p.
- KILMER, V.J. & ALEXANDER, L.T. Methods of making mechanical analysis of soils. Soil Science, Baltimore, 68: 15-26, 1949.
- KRIGE, D.G. A statistical approach to some basic mine valuation problems on the Witwaterrand. J. Chem. Metall and Min. Soc. South Africa, 52(6): 119-139, 1951.
- LIBARDI, P.L.; PREVEDELLO, C.L.; PAULETTO, E.A.; MORAES, S.O. Variabilidade espacial da umidade, textura e densidade de particulas ao longo de uma transeção. Rev. Bras. de Ciência do Solo, Campinas, 10(2): 85-90, 1986.
- MATHERON, G. Principles of geoestatictics. Economic Geology, 58: 1246-1266, 1963.

- MATHERON, G. The theory of regionalized variables and its applications. Cahiers du Centre de Morphologie Mathématique, Fontainebleau, 1971. No. 5.
- McBRATNEY, A.B. & WEBSTER, R. Spatial dependence and classification of the soil along a transect in Northeast Scotland. Geoderma, Amsterdam, 26: 63-82, 1981.
- McBRATNEY, A.B. The role of geostatistics in the design and analysis of field experiments with reference to the effect of soil properties on crop yield. PROCEEDINGS OF A WORKSHOP OF THE ISSS AND THE SSSA, Las Vegas, 1984. Soil Spatial Variability, Netherlands, 1985. p. 3-8.
- MEAD, R. & CURNOW, R.W. Statistical Methods in Agriculture and Experimental Biology. New York, Chapman and Hall Publisher, 1983. 163 p.
- MONTGOMERY, E. Experiments in wheat breeding: experimental error in the nursey and variation in nitrogen and yield. Bur. Plant Indust., Dep. Agr. Est. Unidos, 1913. Bol. 269, 61 p.
- NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W.; ERH, K.T. Spatial variability of soil water properties. Hilgardia, 42(7): 215-259, 1973.

- O'HALLORAN, I.P.; KACHANOSKI, R.G.; STEWART, J.W.B.
Spatial variability of soil phosphorus as influenced by
soil texture and management. Can. J. Soil Sci., Ottawa,
65: 475-487, 1985.
- OLIVEIRA, J.B. & MENK, J.R.F. Variabilidade de
características químicas e físicas em duas áreas
homogêneas de oxissolo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE
CIENCIA DO SOLO, 14, Santa Maria. Anais... Campinas,
SBCS, p. 359-376, 1971.
- OLIVEIRA, J.B. & ROTTA, C.L. Aplicações generalizadas sobre
a variação das características químicas das unidades de
solos da estação experimental de Limeira. Bragantia,
Campinas, 32(2): 62-91, 1973.
- PENDLETON, R.L. Are soils mapped under a given type name by
the Bureau of Soils method closely similar to one
another? Univ. Calif. Publ. Agric. Sci., 3: 369-498,
1919.
- PINTO, F.A.; FERREIRA, P.A.; BERNARDO, S.; OLIVEIRA, L.M.
Variabilidade da condutividadee hidráulica da densidade
aparente e da distribuição do tamanho das partículas de
um Podzólico Vermelho Amarelo. Revista Ceres,
Viçosa, 27(150): 196-214, 1980.

- PREVEDELLO, B.M.S. Variabilidade espacial de parâmetros de solo e planta. Piracicaba, 1987. 166 p. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo).
- REICHARDT, K.; GROHMANN, F.; LIBARDI, P.L.; QUEIROZ, S.V. Spatial variability of physical properties of a tropical soil: I. Geometric properties. Piracicaba, CENA/USP/CNEN, 1976. Boletim Técnico, 27 p.
- REICHARDT, K.; VIEIRA, S.R.; LIBARDI, P.L. Variabilidade espacial de solos e experimentação de campo. Rev. Bras. de Ciência do Solo, Campinas, 10: 1-6, 1986.
- RICHARDS, L.A. Physical condition of water in soil. In: BLACK, C.A., ed. Methods of Soil Analysis. I. Physical and mineralogical properties, including statistics of measurement and sampling. Wisconsin, American Society of Agronomy, Inc. Publisher, 1965. p. 128-159.
- RUSSO, D. & BRESLER, E. Soil hydraulic properties as stochastic processes: I. An analysis of field spatial variability. Soil Sci. Soc. Am. J., Madison, 45: 682-687, 1981.

- SADIQ, M.H.; WIERENGA, P.J.; HENDRICKX, J.MM.H.; HUSSAIN, M.Y. Spatial variability of soil water tension in an irrigated soil. Soil Science, Baltimore, 140(2): 126-132, 1985.
- SANTOS, H.L. & VASCONCELLOS, C.A. Determinação do número de amostras de solo para análise química em diferentes condições de manejo. Rev. Bras. de Ciência do Solo, Campinas, 11(2): 97-100, 1987.
- SILVA, A.P.; LIBARDI, P.L.; VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de uma camada compactada em um Latossolo Vermelho Escuro ao logo de um traçado. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CONSERVAÇÃO DO SOLO, 6, Campo Grande. Campinas, SBCS, 1986.
- SILVA, A.P.; LIBARDI, P.L.; VIEIRA, S.R. Avaliação de duas metodologias estatísticas no estudo da variabilidade espacial de algumas propriedades físicas de um Latossolo Roxo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIENCIA DO SOLO, 21, Campinas. Campinas, SBCS, 1987.
- SMITH, L.H. Plot arrangement for variety experiment with corn. Proc. Amer. Soc. Agron., 1: 84-89, 1910.

- SNLCS, EMBRAPA. Serviço Nacional de Levantamento e Conservação de Solos. Manual de métodos de análise de solos. 1979.
- SNEDECOR, G.W. Statistical Methods. Ames, Iowa State University Press, 1940. 485 p.
- TAVARES FILHO, J. Variabilidade espacial de características e propriedades físicas de Terra Roxa Estruturada Latossòlica do município de Perdões - MG. Lavras, ESAL, 1987. 54 p. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura de Lavras).
- TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. Advances in Agronomy, 38: 45-93, 1985.
- VAUCLIN, M.; VIEIRA, S.R.; BERNARD, R.; HATFIELD, J.L. Spatial variability of surface temperature along two transects of a bare soil. Water Resour. Res., Washington, 18: 1677-1686, 1982.
- VIEIRA, S.R.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. Spatial variability of field-measured infiltration rate. Soil Sci. Soc. Am. J., Madison, 45: 1040-1048, 1981.

- VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W.
Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. California, Hilgardia Ed. Board, 1983. 73 p. Hilgardia no. 3.
- VIEIRA, S.R. & HATFIELD, J.L. Temporal variability of air temperature and remotely sensed surface temperature for bare soil. Int. J. Remote Sensing, 3: 587-596, 1984.
- VIEIRA, S.R.; DE MARIA, I.C.; CASTRO, O.M.; DECHEN, S.C.F.; LOMBARDI NETO, F. Utilização da análise de Fourier no estudo do efeito residual da adubação em uva na crotalária. Rev. Bras. de Ciência do Solo, 11: 7-10, 1987.
- WARRICK, A.W. & NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. ed. Applications of soil physics. New York, Academic Press, 1980. p. 319-344.
- WARRICK, A.W.; MYERS, D.E.; NIELSEN, D.R. Geoestatistical Methods Applied to Soil Science. In:_____. Methods of soil analysis. Part I. Physical and mineralogical methods. American Society of Agronomy - Soil Science Society of America. Madison, 1986. p. 53-52.

- WEBSTER, R. Automatic soil-Boundary location from transect data. Mathematical geology, New York, 5: 27-37, 1973.
- WEBSTER, R. Quantitative spatial analysis of soil in field. New York, Springer Verlag, New York, Advances Soil Science, 1985. V. 3. 69 p.
- WILDING, L.P. & DREES L.R. Spatial variability and pedology. In: _____. Pedogenesis and Soil Taxonomy. Amsterdam, Elsevier, 1983. p. 83-113.
- WOLLUM, A.G. & CASSEL, D.K. Spatial variability of Rhizobium japonicum in two North Carolina soils. Soil Sci. Am. J., Madison, 48: 1082-1086, 1984.
- YEH, T.C.; GELMAR, L.W.; WIERENGA, P.J. Observations of spatial variability of soil water pressure in a field soil. Soil Science, Baltimore, 142(1): 7-12, 1986.
- YOST, R.S.; UEHARA, G. & FOX, R.L. Geostatistical analysis of soil chemical properties of large land areas. Semivariograms. Soil Sci. Soc. Am. J., Madison, 46: 1026-1032, 1982.

APENDICE

```

10 REM * PROGRAMA AVARIO *
20 REM * INICIALIZACAO *
30 DATA "a:areia"
40 DATA 100,1
50 DATA 1,1,0,0,0
60 DATA 0,120,20,0,140,20
70 READ ARQ$
80 READ NLAG,NSTP
90 READ CD,ICOL,IPRI,IPLAN,ISAVE
100 READ XMIN,XMAX,XINC,YMIN,YMAX,YINC
110 OPEN "I", #2, ARQ$
120 INPUT #2, E$,I$,O$,D$,N1$
160 INPUT #2, N, NC
170 DIM NOME$(NC),UNI$(NC),X(N),Y(N),Z(N,NC)
180 NT=N*N
190 DIM PAIR(NLAG),DIST(NLAG),LAG(NT),D(NT),GAMA(NLAG,NC)
200 FOR I=1 TO NC
210 INPUT #2, NOME$(I)
220 NEXT I
230 FOR I=1 TO NC
240 INPUT #2,UNI$(I)
250 NEXT I
260 FOR I=1 TO N
270 FOR J=1 TO NC
280 INPUT #2, Z(I,J)
290 NEXT J
300 NEXT I
310 CLOSE #2
320 IF IPLAN=0 THEN 390
330 OPEN "I", #1, "B:XY.DAT"
340 FOR I=1 TO N
350 INPUT #1, X(I), Y(I)
360 NEXT I
370 CLOSE #1
380 GOTO 480
390 K=0
400 FOR I=XMIN TO XMAX STEP XINC
410 FOR J=YMIN TO YMAX STEP YINC
420 K=K+1
430 X(K)=I
440 Y(K)=J
450 NEXT J
460 NEXT I
470 REM *** CALCULA SEMIVARIOGRAMA ***
480 FOR I=1 TO NLAG
490 DIST(I)=0:PAIR(I)=0
500 FOR J=1 TO NC
510 GAMA(I,J)=0
520 NEXT J
530 NEXT I
540 DMAX=(NLAG-1) *NSTP

```

```

550 N1=N-1
560 KJ=0
570 FOR I=1 TO N1
580 L= I+1
590 FOR J=L TO N
600 DX = X(I) - X(J)
610 DY = Y(I) - Y(J)
620 DH= SQR(DX^2 +DY^2)
630 IF DH > DMAX THEN 700
640 LH=INT(DH/NSTP + .5)
650 KJ = KJ +1
660 LAG(KJ) = LH
670 D(KJ) = DH
680 PAIR(LH) = PAIR(LH) + 1
690 DIST(LH) = DIST(LH) + DH
700 NEXT J
710 NEXT I
720 IF ICOL=0 THEN NO=1 ELSE NO=NC
730 FOR K=1 TO NO
740 IF ICOL =0 THEN K=CD
750 KJ=0
760 FOR I=1 TO N1
770 L = I+1
780 FOR J = L TO N
790 KJ=KJ+1
800 LH= LAG(KJ)
810 DH = D(KJ)
820 IF DH> DMAX THEN 850
830 GAMA(LH,K)= GAMA(LH,K) + (Z(I,K)-Z(J,K))^2
840 GOTO 860
850 KJ = KJ+1
860 NEXT J
870 NEXT I
880 NEXT K
890 FOR I=1 TO NLAG
900 CP = PAIR(I)
910 IF CP=0 THEN 960
920 DIST(I)=DIST(I) / CP
930 FOR J = 1 TO NC
940 GAMA(I,J)= .5* GAMA(I,J) / CP
950 NEXT J
960 NEXT I
970 PRINT "PREPARE A IMPRESSORA"
980 PRINT CHR$(7)
990 IF NC<12 THEN A$="PEQUENO" ELSE A$="GRANDE"
1000 PRINT "VOCE PRECISA DE PAPEL ";A$
1010 F01$="###";F02$="###.#";F03$="#.##^";F04$="###.##";F05$="#####";F06$="###
###.##"
1020 INPUT "APERTE <CR> PARA CONTINUAR";A$
1030 LPRINT CHR$(27);"E"
1040 WIDTH "LPT1:",255
1050 LPRINT TAB(20) CHR$(14);"SEMIVARIOGRAMA MEDIO": LPRINT CHR$(27);"F":LPRINT
1060 LPRINT:LPRINT

```

```

1070 LPRINT TAB(15)"ENSAIO           : ";E$
1080 LPRINT TAB(15)"INTERESSADO      : ";I$
1090 LPRINT TAB(15)"LOCAL            : ";O$
1100 LPRINT TAB(15)"DATA              : ";D$
1110 LPRINT TAB(15)"ARQUIVO          : ";ARQ$; : LPRINT TAB(55)NOME$(CD)
1120 LPRINT:LPRINT
1130 IF IPRI = 1 THEN 1580
1140 LPRINT TAB(20) CHR$(14);"DADOS ORIGINAIS"
1150 LPRINT
1160 IF ICOL = 1 THEN 1330
1170 N$=NOME$(CD)
1180 U1$=UNI$(CD)
1190 LPRINT TAB(6)"N.";TAB(17)"X" ;TAB(27)"Y" ;TAB(35) N$
1200 LPRINT TAB(35) U1$
1210 A$=" "
1220 FOR I=1 TO N
1230 LPRINT TAB(4)A$;
1240 LPRINT USING F01$;I;
1250 LPRINT TAB(13)A$;
1260 LPRINT USING F02$;X(I);
1270 LPRINT TAB(23)A$;
1280 LPRINT USING F02$;Y(I);
1290 LPRINT TAB(33)A$;
1300 LPRINT USING F04$;Z(I,CD)
1310 NEXT I
1320 GOTO 1570
1330 LPRINT CHR$(30);"5";
1340 WIDTH "LPT1:",255
1350 LPRINT TAB(5)"N" ; TAB(12)"X" ; TAB(20)"Y" ;
1360 FOR I=1 TO NC
1370 KJ = 27 + 9*(I-1)
1380 IF I=NC THEN LPRINT TAB(KJ) NOME$(I) ELSE LPRINT TAB(KJ) NOME$(I);
1390 NEXT I
1400 FOR I = 1 TO NC
1410 KJ = 27 + 9*(I-1)
1420 IF I=NC THEN LPRINT TAB(KJ) UNI$(I) ELSE LPRINT TAB(KJ) UNI$(I);
1430 NEXT I
1440 FOR I = 1 TO N
1450 LPRINT TAB(3) A$;
1460 LPRINT USING F01$;I;
1470 LPRINT TAB(9) A$;
1480 LPRINT USING F04$;X(I);
1490 LPRINT TAB(17) A$;
1500 LPRINT USING F04$;Y(I);
1510 FOR J = 1 TO NC
1520 KJ = 25 + 9*(J-1)
1530 LPRINT TAB(KJ) A$;
1540 IF J=NC THEN LPRINT USING F04$;Z(I,J) ELSE LPRINT USING F04$;Z(I,J);
1550 NEXT J
1560 NEXT I

```

```

1570 LPRINT : LPRINT
1580 LPRINT CHR$(30);"0"
1590 IF ICOL = 1 THEN 1810
1600 LPRINT TAB(8) CHR$(14);"SEMIVARIOGRAMA ":LPRINT
1610 LPRINT : LPRINT : LPRINT
1620 LPRINT TAB(5)"NLAG = ";NLAG
1630 LPRINT TAB(5)"NSTP = ";NSTP
1640 LPRINT
1650 LPRINT TAB(57)"GAMA"
1660 LPRINT TAB(5)"LAG";TAB(20)"PARES";TAB(38)"DIST";TAB(57)NOME$(CD)
1670 LPRINT TAB(57)UNI$(CD)
1680 FOR I = 1 TO NLAG
1690 IF PAIR(I) = 0 THEN 1790
1700 LPRINT TAB(4) A#;
1710 LPRINT USING FO1#;I;
1720 LPRINT TAB(19) A#;
1730 LPRINT USING FO5#;PAIR(I);
1740 LPRINT TAB(36) A#;
1750 LPRINT USING FO4#;DIST(I);
1760 IF GAMA(I,CD) > 99999! OR GAMA(I,CD) < .1 THEN FO$=FO3$ ELSE FO$=FO6$
1770 LPRINT TAB(53) A#;
1780 LPRINT USING FO#; GAMA(I,CD)
1790 NEXT I
1800 END
1810 LPRINT TAB(50) CHR$(14);"SEMIVARIOGRAMA":LPRINT:LPRINT
1820 WIDTH "lpt1:",255
1830 LPRINT CHR$(30);"5";
1840 LPRINT TAB(5)"NLAG = ";NLAG
1850 LPRINT TAB(5)"NSTP = ";NSTP
1860 LPRINT : LPRINT
1870 LPRINT TAB(3) "LAG";TAB(9)"PARES";TAB(19)"DIST";
1880 FOR I = 1 TO NC
1890 KJ = 30 + 11*(I-1)
1900 IF I=NC THEN LPRINT TAB(KJ);NOME$(I) ELSE LPRINT TAB(KJ);NOME$(I);
1910 NEXT I
1920 FOR I=1 TO NC
1930 KJ=30+11*(I-1)
1940 IF I=NC THEN LPRINT TAB(KJ);UNI$(I) ELSE LPRINT TAB(KJ);UNI$(I);
1950 NEXT I
1960 LPRINT
1970 FOR I = 1 TO NLAG
1980 IF PAIR(I)=0 THEN 2080
1990 LPRINT TAB(3);A#;:LPRINT USING FO1#;I;
2000 LPRINT TAB(9);A#;:LPRINT USING FO1#;PAIR(I);
2010 LPRINT TAB(16);A#;:LPRINT USING FO4#;DIST(I);
2020 FOR J = 1 TO NC
2030 KJ = 27 + 11 * (J-1)
2040 LPRINT TAB(KJ-1);A#;
2050 IF GAMA(I,J) > 99999! OR GAMA(I,J) < .1 THEN FO$ = FO3$ ELSE FO$ = FO6$
2060 IF J=NC THEN LPRINT USING FO#;GAMA(I,J) ELSE LPRINT USING FO#;GAMA(I,J)

```

```
2070 NEXT J
2080 NEXT I
2090 IF ISAVE = 0 THEN END
2100 IF ICOL=1 THEN NARQ$=MID$(ARQ$,8,3) ELSE NARQ$=NOME$(CD)
2110 L$=LEFT$(3,ARQ$)
2120 AL$=ARQ$ - L$
2130 R$= RIGHT$(2,ARQ$)
2140 NA$=AL$ - R$
2150 G$="B:G" + NA$ +"LST"
2160 OPEN "O", #1,G$
2170 WRITE #1,NLAG
2180 FOR I = 1 TO NLAG
2190 WRITE #1,PAIR(I);DIST(I);
2200 FOR J = 1 TO NC
2210 IF J=NC THEN WRITE #1, GAMA(I,J) ELSE WRITE #1,GAMA(I,J);
2220 NEXT J
2230 NEXT I
2240 CLOSE #1
2250 END
```