

# HETEROGENEIDADE DOS PONTOS EXPERIMENTAIS DE CURVAS DE RETENÇÃO DA ÁGUA NO SOLO<sup>1</sup>

S.O. MORAES<sup>2</sup>; P.L. LIBARDI<sup>2</sup>; K.REICHARDT<sup>2</sup>

*Departamento de Física e Meteorologia da ESALQ/USP - C.P. 9, CEP: 13418-900 - Piracicaba,SP.*

O.O.S.BACCHI<sup>2</sup>

*Centro de Energia Nuclear na Agricultura - USP, C.P. 96, CEP: 13418-970 - Piracicaba,SP.*

**RESUMO:** Em uma área de Terra Roxa Estruturada Latossólica de Piracicaba,SP, foram coletadas 250 amostras de solo com estrutura indeformada à profundidade de 25 cm, segundo um espaçamento regular de 5 m. As amostras foram submetidas às tensões de  $5 \times 10^2$ ;  $1 \times 10^3$ ;  $6 \times 10^3$ ;  $1 \times 10^4$  (Funil de Haines) e pressões de  $3 \times 10^4$ ;  $8 \times 10^4$ ;  $3 \times 10^5$  e  $1,5 \times 10^6$  Pa (Câmara de Pressão de Richards) para obtenção das relações entre potencial mátrico e umidade do solo. Assim foram obtidos duzentos e cinquenta valores de umidade à base de massa (variável dependente) para cada valor de tensão fixado (variável independente), num total de dois mil resultados experimentais. Utilizaram-se medidas de posição (moda, mediana e média aritmética), variabilidade (amplitude total, amplitude interquartil, desvio padrão, coeficiente de variação, assimetria, curtose e limites de confiança em torno da média aritmética) e número de amostras para estimar a média da umidade a um dado nível de probabilidade, com os seguintes objetivos: a) verificar o quanto as distribuições de probabilidade dos valores de umidade para as diferentes tensões consideradas se afastam da distribuição normal e, consequentemente, investigar qual a melhor medida de posição para representar o conjunto; b) quantificar a variabilidade de cada tensão considerada, identificando as mais problemáticas no estudo da retenção da água no solo, ao lado de uma análise da sensibilidade das medidas, através do cálculo do número necessário de amostras para estimar a média (desconsiderando-se a dependência espacial das amostras). A análise dos resultados obtidos permitiu concluir que as umidades às tensões de  $5 \times 10^2$  e  $1 \times 10^3$  Pa apresentaram distribuição com assimetria exagerada e portanto há que se tomar cuidado com o uso da média aritmética como medida de posição. O descarte de amostras-problema, baseado na análise física dos resultados, permitiu, no entanto, melhor aproximação da normalidade para estas tensões, indicando que se deve sempre dar preferência à curva completa de retenção de água no solo e não apenas a dois ou três pontos de interesse imediato, como é feito usualmente. As umidades às várias tensões utilizadas apresentaram baixo coeficiente de variação ( $\leq 10\%$ ), quando comparadas a outras medidas de propriedades físicas do solo.

**Descritores:** curva de retenção da água no solo, variabilidade, estatística descritiva, terra roxa estruturada latossólica.

## HETEROGENEITY OF EXPERIMENTAL POINTS OF SOIL-WATER RETENTION CURVES

**ABSTRACT:** In an area of "Terra Roxa Estruturada Latossólica" (Rhodic Kanhapludalf), in Piracicaba, SP, Brazil ( $20^\circ 42' 30''$  S,  $47^\circ 38' 00''$  W, 576 m), 250 undisturbed soil samples were collected at 25 cm soil depth, according to a regular grid of spacing of 5 m, resulting a network of 25 lines and 10 columns. These samples were used to determine 250 soil water retention curves each one with eight experimental points, using Haines funnels (tensions of  $5 \times 10^2$ ,  $1 \times 10^3$ ,  $6 \times 10^3$  and  $1 \times 10^4$  Pa) and Richards pressure chambers (pressures of  $3 \times 10^4$ ,  $8 \times 10^4$ ,  $3 \times 10^5$  and  $1 \times 10^6$  Pa), totalizing two thousand values. Position measurements (mode, median and arithmetic mean), variability (total amplitude, interquartil amplitude, standard deviation, coefficient of variation, asymmetry, kurtosis and confident limits around the mean) and number of samples to estimate the mean of the soil water content at a specific probability level, were used with the following objectives: a) to verify how close to the normal distribution are the values of soil water content for the different considered tensions and hence, to investigate what is the best position measurement; b) to quantify the variability in each considered tension, identifying the most problematic in the study of soil-water retention and also to analyse the measurement sensibility through the calculation of the necessary number of samples to estimate the mean (assuming a spatial independence of the samples). From the analysis of the obtained results, it could be concluded that the soil-water content values corresponding to tensions of  $5 \times 10^2$  and  $1 \times 10^3$  Pa showed very skewed distributions, so that care should be taken in using the arithmetic mean as a position

<sup>1</sup> Parte do trabalho de Doutorado do primeiro autor, junto ao Curso de Pós-Graduação em Solos e Nutrição de Plantas ESALQ/USP.

<sup>2</sup> Bolsista do CNPq.

measurement. The neglect of problem-samples, based on the physical analyses of results, allowed a better approximation to the normal distributions for these tensions, indicating that a complete soil-water retention curve should always be preferred in the place of only two or three points of restricted interest as it is normally done. Soil-water contents corresponding to the several considered tensions showed low coefficients of variation ( $< 10\%$ ) as compared to other soil physical measurements.

**Key words:** soil-water retention curve, variability, descriptive statistics, Rhodic Kanhapludalf.

## INTRODUÇÃO

Estudos sobre variabilidade têm revelado que as propriedades físicas de um solo podem variar entre pontos relativamente próximos de uma mesma área, de forma significativa e sem causa visual aparente (BECKETT & WEBSTER, 1971). É comum encontrar em um campo que se maneja como uma única unidade agrônômica, diferenças no valor de um parâmetro de uma, duas ou três ordens de grandeza (10, 100 ou 1000 vezes diferente), entre pontos separados de poucos metros. Estas diferenças poderiam explicar o rendimento diferente entre plantas, que normalmente se observa em um campo cultivado.

Sob as considerações acima, há que se buscar ferramentas para a caracterização da variabilidade, o que tem sido feito principalmente através da estatística clássica (WARRICK & NIELSEN, 1980; NIELSEN et al., 1973; CASSEL & BAUER, 1975; SILVA, 1988; DOURADO NETO, 1989, entre outros) e da geoestatística (WARRICK & NIELSEN, 1980; SILVA, 1988; DOURADO NETO, 1989, entre outros).

Assumindo a independência espacial das amostras coletadas (WARRICK & NIELSEN, 1980), este trabalho objetiva estudar sob o aspecto da variabilidade, as Curvas de Retenção da Água no Solo de uma Terra Roxa Estruturada Latossólica (MORAES et al., 1993). Assim, considerando-se a umidade a base de massa como variável dependente e a respectiva tensão de água no solo que a condicionou como variável independente, são os seguintes os objetivos específicos do trabalho: a) verificar o quanto as distribuições de probabilidade para as umidades às várias tensões consideradas se afastam da distribuição normal, com o intuito de analisar a média aritmética como medida adequada para representar o conjunto; b) quantificar a variabilidade a cada tensão considerada, identificando quais tensões ocasionam maior dispersão na variável dependente, além da análise da sensibilidade das medidas efetuadas, através do cálculo do número de amostras necessário para estimar a média.

## MATERIAL E MÉTODOS

Foram coletadas 250 amostras com estrutura indeformada de uma Terra Roxa Estruturada Latossólica situada próxima ao Posto Agrometeorológico do Departamento de Física e Meteorologia da ESALQ/USP. A profundidade de coleta foi 25 cm (MORAES, 1991), segundo uma amostragem sistemática (WEBSTER, 1977; PETERSEN & CALVIN, 1986), obedecendo à um arranjo com espaçamento regular de 5 m entre os pontos amostrados, resultando numa malha quadriculada de 25 linhas e 10 colunas.

Com as amostras, foram elaboradas 250 Curvas de Retenção da Água no Solo, conforme MORAES (1991) e MORAES et al. (1993). Cada curva constou de 8 pontos ( $\psi_m \times U$ ) sendo  $\psi_{m1} = 5 \times 10^2$ ;  $\psi_{m2} = 1 \times 10^3$ ;  $\psi_{m3} = 6,0 \times 10^3$ ;  $\psi_{m4} = 1 \times 10^4$ ;  $\psi_{m5} = 3 \times 10^4$ ;  $\psi_{m6} = 8 \times 10^4$ ;  $\psi_{m7} = 3 \times 10^5$  e  $\psi_{m8} = 1,5 \times 10^6$  Pa e  $U$  (g/g) os correspondentes valores de umidade à base de massa.

Para cada variável dependente foram analisados os seguintes parâmetros estatísticos:

a) medidas de posição: i) moda, ii) mediana e iii) média aritmética ( $x_m$ ), (CLARCK & HOSKING, 1986). A comparação dos valores da moda, mediana e média é uma das maneiras de verificar a assimetria de uma distribuição (caso em que os três não coincidem) e portanto pode ser um dos indicativos da não normalidade de um particular conjunto de dados. E a rigor só teria sentido verificar a curtose para a distribuição se a simetria já estivesse satisfeita, GÓES (1980);

b) medidas de dispersão (ou variabilidade): i) amplitude total ( $R = x_{m\text{máximo}} - x_{m\text{mínimo}}$ ), ii) amplitude interquartil ( $Q_r = Q_{75} - Q_{25}$ , onde  $Q_{75}$  é o terceiro quartil e  $Q_{25}$  é o primeiro quartil), iii) desvio padrão ( $s = (\sum_{i=1}^n (x_i - x_m)^2 / (n-1))^{1/2}$ ), iv) coeficiente

de variação ( $cv = 100 s/x_m$ ), v) assimetria ( $b_1 = m'_3 / m'_2$ ), vi) curtose ( $b_2 = m'_4 / m'_2$ ) onde  $m'_2$ ,  $m'_3$  e  $m'_4$  são respectivamente o segundo, terceiro e quarto momentos centrados na média (LANDIM,

1988). Para a distribuição normal, a assimetria apresenta valores em torno de zero e a curtose em torno de três (CLARCK & HOSKING, 1986). Optou-se ainda por utilizar o recurso visual de verificação da normalidade, através do gráfico construído em "papel de probabilidade normal" onde uma das coordenadas se apresenta com escala aritmética e a outra em frequências probabilísticas acumuladas. Isso permite verificar o quanto uma amostra se aproxima de uma distribuição normal, comparando-se a curva resultante com uma reta que melhor passe pelos pontos (LANDIM, 19885), *vii*) limites de confiança em torno da média  $L = x_m \pm t_{\alpha} \cdot s_{x_m}$ , onde  $L$  é o limite de confiança,  $t_{\alpha}$  é o  $t$  de Student com  $n-1$  graus de liberdade ao nível  $\alpha$  de probabilidade,  $s_{x_m}$  é o erro padrão da média igual a  $s/(n-1)^{0.5}$ ,  $x_m$  é a média aritmética e  $s$  o desvio padrão;

e) número necessário de amostras para estimar a média a um dado nível de probabilidade (CLINE, 1944; ALJIBURY & EVANS, 1961; WARRICK & NIELSEN, 1980), isto é, se uma estimativa da variância é disponível, por amostragens prévias ou conhecimento prévio da população, então uma estimativa do número de amostras necessárias em amostragens futuras, para uma dada precisão com um limite especificado de probabilidade pode ser obtido da seguinte equação:  $n = (t_{\alpha})^2 \times s^2 / D^2$ , onde  $D$  é o desvio permitido,  $t_{\alpha}$  é o  $t$  de Student com  $n-1$  graus de liberdade e  $s$ , o desvio padrão (PETERSEN & CALVIN, 1986);

d) medida por razão: para determinados tipos de variável, a posição de um particular resultado da variável pode ser obtido expressando-se este resultado como uma *razão* entre algum outro resultado ou valor. No caso optou-se pelo resultado padronizado, também denominado variável reduzida  $Z$ , definida da seguinte forma:  $Z_i = (x_i - x_m) / s$  para qualquer valor  $X_i$  assumido por uma variável, onde  $x_i$  é o  $i$ -ésimo valor da variável,  $x_m$  é a média aritmética e  $s$  o desvio padrão, (CLARK & HOSKING, 1986). No presente caso a escolha dessa forma para expressar as diversas variáveis dependentes analisadas deve-se a que esta representação permite comparar a forma das distribuições apresentadas por essas variáveis, independentemente de suas posições e dispersões, e deste ponto de vista seria comparável ao coeficiente de variação.

As medidas de posição e dispersão, as distribuições probabilísticas acumuladas e as

distribuições de frequência para as variáveis reduzidas foram elaboradas utilizando o pacote STATGRAPHICS (1987).

Os limites de confiança em torno da média bem como o número necessário de amostras para estimar a média foram obtidos a partir destes resultados mais as tabelas estatísticas para valores de  $t$  aos níveis especificados de significância, desvios permitidos e  $(n-1)$  graus de liberdade.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

A TABELA 1 apresenta alguns parâmetros estatísticos da umidade do solo à base de massa para 250 amostras coletadas, nas oito tensões utilizadas. Observa-se inicialmente, que com exceção da umidade a  $5 \times 10^2$  Pa, as demais apresentam quase uma igualdade ( $6 \times 10^3$  e  $3 \times 10^5$  Pa) ou mesmo igualdade ( $8 \times 10^4$  e  $1,5 \times 10^6$  Pa) entre os valores da média, mediana e moda, sugerindo distribuição normal para estas tensões (CLARCK & HASKING, 1986). No entanto, a verificação dos coeficientes de assimetria e curtose (LANDIM, 1988; HOFFMANN, 1980), segundo os índices apresentados por GÓES (1980) mostra que:

U ( $5 \times 10^2$  Pa) apresenta assimetria exagerada e a curva é leptocúrtica;

U ( $1 \times 10^3$  Pa) apresenta assimetria exagerada e a curva é leptocúrtica;

U ( $6 \times 10^3$  Pa) apresenta simetria admissível e a curva é platicúrtica;

U ( $1 \times 10^4$  Pa) apresenta simetria admissível e a curva é platicúrtica;

U ( $3 \times 10^4$  Pa) apresenta simetria admissível e a curva é leptocúrtica;

U ( $8 \times 10^4$  Pa) apresenta simetria admissível e a curva é leptocúrtica;

U ( $3 \times 10^5$  Pa) apresenta simetria admissível e a curva é platicúrtica;

U ( $1,5 \times 10^6$  Pa) apresenta simetria admissível e a curva é platicúrtica;

Portanto, apenas a partir da tensão de  $6 \times 10^3$  Pa (inclusive) é que as distribuições observadas poderiam ser consideradas normais.

TABELA 1. Média, mediana, moda, coeficiente de variação, amplitude absoluta e relativa, amplitude interquartil, assimetria e curtose calculadas para as umidades a base de massa correspondentes a cada um dos oito potenciais mátricos da Curva de Retenção da Água no Solo (250 amostras).

Potencial Mátrico				Coeficiente de Variação (%)	Amplitude			Assimetria	Curtose	Limite de Confiança $x_m \pm t_{0,05} S_m$
	Pa	Média	Mediana		Moda	Absoluta	Relativa			
$5 \times 10^2$	0,315	0,314	0,299	10	0,324	100	0,036	1,19	9,90	$0,315 \pm 0,003$
$1 \times 10^3$	0,314	0,313	0,313	10	0,310	96	0,036	1,32	11,00	$0,314 \pm 0,003$
$6 \times 10^3$	0,278	0,279	0,279	7	0,108	33	0,027	-0,31	-0,15	$0,278 \pm 0,002$
$1 \times 10^4$	0,267	0,268	0,268	7	0,101	31	0,027	-0,15	-0,27	$0,267 \pm 0,002$
$3 \times 10^4$	0,252	0,253	0,252	8	0,136	42	0,027	-0,39	-1,00	$0,252 \pm 0,002$
$8 \times 10^4$	0,235	0,235	0,235	8	0,123	38	0,025	0,04	0,36	$0,235 \pm 0,002$
$3 \times 10^5$	0,208	0,208	0,208	10	0,115	35	0,027	0,30	-0,03	$0,208 \pm 0,002$
$1,5 \times 10^6$	0,199	0,199	0,199	10	0,085	26	0,030	-0,07	-0,82	$0,199 \pm 0,002$

TABELA 2. Frequências expressas em unidades de desvio padrão ( $Z_i = (x_i - x_m)/s$ ) para as umidades a base de massa correspondentes a cada um dos oito potenciais mátricos da Curva de Retenção da Água no Solo (250 amostras).

Classe	Limite	Limite								
	Inferior	Superior	$\psi_{m1}$	$\psi_{m2}$	$\psi_{m3}$	$\psi_{m4}$	$\psi_{m5}$	$\psi_{m6}$	$\psi_{m7}$	$\psi_{m8}$
1	-5,000	-4,235	0	0	0	0	1	0	0	0
2	-4,235	-3,471	0	0	0	0	0	0	0	0
3	-3,471	-2,706	1	1	1	1	0	0	0	0
4	-2,706	-1,941	7	7	9	7	6	10	3	6
5	-1,941	-1,176	14	18	21	21	21	20	28	30
6	-1,176	-0,412	65	57	52	56	51	61	59	53
7	-0,412	0,353	70	79	64	72	78	60	76	68
8	0,353	1,118	71	66	71	61	63	64	53	55
9	1,118	1,882	18	18	29	24	26	30	23	35
10	1,882	2,647	3	3	3	8	4	4	5	3
11	2,647	3,412	0	0	0	0	0	0	0	0
12	3,412	4,176	0	0	0	0	0	0	0	0
13	4,176	4,941	0	0	0	0	0	0	0	0
14	4,941	5,706	0	0	0	0	0	0	0	0
15	5,706	6,471	0	0	0	0	0	0	0	0
16	6,471	7,235	0	0	0	0	0	0	0	0
17	7,235	8,000	0	0	0	0	0	0	0	0

$$\psi_{m1} = 5 \times 10^2 \text{ Pa}, \psi_{m2} = 1 \times 10^3 \text{ Pa}, \psi_{m3} = 6 \times 10^3 \text{ Pa}, \psi_{m4} = 1 \times 10^4 \text{ Pa}, \psi_{m5} = 3 \times 10^4 \text{ Pa}, \psi_{m6} = 8 \times 10^4 \text{ Pa}, \psi_{m7} = 3 \times 10^5 \text{ Pa} \text{ e } \psi_{m8} = 1,5 \times 10^6 \text{ Pa}$$

A importância da distribuição normal reside não apenas no fato de que ela é requisito básico para utilização de métodos estatísticos clássicos, mas também no erro que se pode cometer ao tratar uma distribuição não normal como normal (WARRICK & NIELSEN, 1980). Isto porque, a média é notadamente influenciada pelos valores extremos, assim, em distribuições assimétricas, a média estará deslocada para os dados extremos da distribuição, podendo, portanto, não ser a medida de tendência central mais representativa. E nesse caso a moda ou mediana é o melhor estimador.

A TABELA 2 apresenta as freqüências expressas em termos de desvio padrão de umidades para as 8 tensões e 250 amostras. Isto permite a análise comparativa da variabilidade entre as distribuições de freqüências.

Assim, pela TABELA 2, vê-se que para as tensões de  $5 \times 10^2$  ( $\psi_{m1}$ ) e  $1 \times 10^3$  ( $\psi_{m2}$ ) Pa apenas uma amostra está deslocando o intervalo de classe para valores mais altos (assimetria exagerada) e no caso à direita, o que também é dado pelos valores positivos dos coeficientes de assimetria para estas tensões (TABELA 1). Raciocínio análogo pode ser feito para as demais tensões, comparando-se os módulos e sinais dos coeficientes de assimetria na TABELA 1 e as distribuições de freqüência na TABELA 2. A observação de distribuição empírica normal para dados de propriedades físicas do solo, está dentro das expectativas, uma vez que quase sempre se obtém distribuição normal ou log-normal (NIELSEN et al., 1973; COELHO, 1974; CASSEL & BAUER, 1975; GUMAA, 1978; SILVA, 1988; ANDERSON & CASSEL, 1986).

A análise subsequente baseia-se no coeficiente de variação (cv). Comparando-se os dados da TABELA 2 com os dados de WARRICK & NIELSEN (1980) que relacionam vários parâmetros físicos do solo em termos de baixa (cv < 12%), média ( $12 \leq cv \leq 52\%$ ) e alta (cv  $\geq 52\%$ ) variação, observa-se que para os dados em questão, todos apresentaram baixo coeficiente de variação (cv  $\leq 10\%$ ). A importância do coeficiente de variação como medida de variabilidade reside no fato de ser adimensional, isto é, pode-se compará-lo, por exemplo, com dados relacionados à infiltração e condutividade hidráulica do solo, onde os coeficientes de variação podem chegar a atingir 5300% (ANDERSON & CASSEL, 1986), que podem implicar num erro de 100 ordens de grandeza, quando da estimativa de um valor médio (BABALOLA, 1978).

Embora a medida da amplitude (TABELA 1) tenha um valor bastante limitado por considerar apenas os dois extremos de um arranjo seqüencial de dados, observa-se uma grande diferença relativa entre as amplitudes a  $5 \times 10^2$  e  $1 \times 10^3$  Pa e as demais. Este fato é realçado na TABELA 1, pelos resultados das amplitudes relativas obtidas considerando-se a maior amplitude de variação ( $5 \times 10^2$  Pa) como 100% e as demais como percentuais desta. Em princípio, talvez se possa justificar esta grande variabilidade às tensões de  $5 \times 10^2$  e  $1 \times 10^3$  Pa pela influência da estrutura na retenção da água a baixas tensões. No entanto, a oscilação observada nas amplitudes dificulta a generalização da hipótese. A observação da TABELA 2, analogamente ao efetuado para a análise da assimetria, mostra o número de amostras que estão apresentando discrepâncias, bem como a sua posição relativa em relação à classe de freqüência de número 7, que passa pelo centro da distribuição. Vê-se então claramente, a fragilidade da amplitude em representar a variabilidade, pois são poucos os valores que estão deslocando a amplitude, mas deve ser ressaltada pela já mencionada influência na média e na simetria da distribuição. Ainda, a posição relativa quanto ao centro da distribuição (classe 7) justifica as oscilações observadas.

Mais representativa seria a análise da amplitude interquartil (TABELA 1) para avaliação da variabilidade entre tensões e, neste caso, as diferenças relativas não seriam tão acentuadas, embora ainda maiores para as tensões de  $5 \times 10^2$  e  $1 \times 10^3$  Pa. Considerando-se ainda que a mediana se encontra muito próxima à média, estas amplitudes interquartil poderiam ser consideradas em torno da média, o que, pela pequena variação talvez confirmasse os baixos valores do coeficiente de variação. A análise efetuada por MORAES et al. (1993) conduziria à TABELA 3 onde se excluiu amostras com  $U(3 \times 10^5 \text{ Pa}) < U(1,5 \times 10^6 \text{ Pa})$  e à TABELA 4 onde se excluiu amostras com  $U(3 \times 10^5 \text{ Pa}) \leq U(1,5 \times 10^6 \text{ Pa})$ , respectivamente com 143 e 116 amostras analisadas. A TABELA 5 resume-as, apresentando apenas os parâmetros de maior interesse no momento. Comparando inicialmente as médias apresentadas nas TABELAS 1, 3 e 4 (ou 5) observa-se que as maiores diferenças entre médias são observadas para as tensões de  $8 \times 10^4$ ;  $3 \times 10^5$  e  $1,5 \times 10^6$  Pa principalmente. Este fato é realçado pelos limites de confiança ao nível de 5% de probabilidade, que significa que há 90% de chance que o valor médio verdadeiro do depósito esteja compreendido entre  $x_m - t_{0,05} \cdot s_{xm}$  e  $x_m + t_{0,05} \cdot s_{xm}$ .

TABELA 3. Média, mediana, moda, coeficiente de variação, amplitude absoluta e relativa, amplitude interquartil, assimetria e curtose calculadas para as unidades a base de massa correspondentes a cada um dos oito potenciais mátricos da Curva de Retenção da Água no Solo (143 amostras).

Potencial Mátrico	Coeficiente de Variação				Amplitude		Limite de Confiança		
	Média	Mediana	Moda	(%)	Absoluta	Interquartil	Assimetria	Curtose	$\lambda_m \pm 1.96 S_m$
Pa									
5x10 <sup>2</sup>	0,314	0,313	0,299	9	0,169	0,036	-0,09	0,60	0,314 ± 0,003
1x10 <sup>3</sup>	0,313	0,311	0,311	8	0,150	0,037	-0,05	0,16	0,313 ± 0,003
6x10 <sup>3</sup>	0,278	0,277	0,277	7	0,098	0,028	0,01	-0,34	0,278 ± 0,002
1x10 <sup>4</sup>	0,265	0,264	0,264	7	0,098	0,026	0,21	-0,21	0,265 ± 0,002
3x10 <sup>4</sup>	0,252	0,251	0,251	8	0,136	0,028	-0,39	1,74	0,252 ± 0,002
8x10 <sup>4</sup>	0,238	0,237	0,237	8	0,119	0,024	0,38	0,68	0,238 ± 0,002
3x10 <sup>5</sup>	0,215	0,214	0,214	10	0,104	0,032	0,15	-0,45	0,215 ± 0,002
1,5x10 <sup>6</sup>	0,190	0,190	0,190	9	0,078	0,024	0,24	-0,31	0,190 ± 0,002

TABELA 4. Média, mediana, moda, coeficiente de variação, amplitude absoluta e relativa, amplitude interquartil, assimetria e curtose calculadas para as unidades a base de massa correspondentes a cada um dos oito potenciais mátricos da Curva de Retenção da Água no Solo (116 amostras).

Potencial Mátrico	Coeficiente de Variação				Amplitude		Limite de Confiança		
	Média	Mediana	Moda	(%)	Absoluta	Interquartil	Assimetria	Curtose	$\lambda_m \pm 1.96 S_m$
Pa									
5x10 <sup>2</sup>	0,315	0,312	0,299	8	0,127	0,035	0,34	-0,22	0,315 ± 0,003
1x10 <sup>3</sup>	0,313	0,310	0,310	8	0,125	0,037	0,20	-0,20	0,313 ± 0,003
6x10 <sup>3</sup>	0,278	0,278	0,275	7	0,094	0,028	0,25	-0,41	0,278 ± 0,002
1x10 <sup>4</sup>	0,265	0,264	0,264	7	0,098	0,025	0,23	-0,20	0,265 ± 0,002
3x10 <sup>4</sup>	0,253	0,251	0,251	7	0,089	0,026	0,22	-0,37	0,253 ± 0,002
8x10 <sup>4</sup>	0,240	0,241	0,241	7	0,102	0,024	0,57	-0,85	0,240 ± 0,002
3x10 <sup>5</sup>	0,218	0,218	0,217	10	0,097	0,030	0,08	-0,47	0,218 ± 0,002
3,5x10 <sup>6</sup>	0,187	0,188	0,187	9	0,078	0,023	0,25	-0,13	0,187 ± 0,002

TABELA 5. Valores médios, assimetria e curtose e limites de confiança para vários tamanhos de amostra (N)

Potencial Mátrico	Médias				Assimetria				Curtose			
	N = 250	N = 143	N = 116	N = 250	N = 143	N = 116	N = 250	N = 143	N = 116	N = 250	N = 143	N = 116
Pa	0,315	0,314	0,315	1,19	-0,09	0,34	9,94	0,60	-0,22			
5x10 <sup>2</sup>	0,314	0,313	0,313	1,32	-0,05	0,20	11,00	0,16	-0,20			
1x10 <sup>3</sup>	0,278	0,278	0,278	-0,31	0,01	0,15	-0,15	-0,34	-0,41			
6x10 <sup>3</sup>	0,267	0,265	0,265	-0,15	0,21	0,23	-0,27	-0,21	-0,10			
1x10 <sup>4</sup>	0,252	0,252	0,253	-0,39	-0,39	0,22	1,00	1,74	-0,37			
3x10 <sup>4</sup>	0,235	0,238	0,240	0,04	0,38	0,57	0,36	0,68	0,85			
8x10 <sup>4</sup>	0,208	0,215	0,218	0,30	0,15	0,08	-0,03	-0,45	-0,47			
3x10 <sup>5</sup>	0,199	0,190	0,187	-0,07	0,24	0,25	-0,82	-0,31	-0,13			
1,5x10 <sup>6</sup>												

Potencial Mátrico	Limites de Confiança	
	N = 250	N = 116
Pa	0,315 ± 0,003	0,315 ± 0,003
5x10 <sup>2</sup>	0,314 ± 0,003	0,313 ± 0,003
1x10 <sup>3</sup>	0,278 ± 0,002	0,278 ± 0,002
6x10 <sup>3</sup>	0,267 ± 0,002	0,265 ± 0,002
1x10 <sup>4</sup>	0,252 ± 0,002	0,252 ± 0,002
3x10 <sup>4</sup>	0,235 ± 0,002	0,238 ± 0,002
8x10 <sup>4</sup>	0,208 ± 0,002	0,215 ± 0,002
3x10 <sup>5</sup>	0,199 ± 0,002	0,190 ± 0,002
1,5x10 <sup>6</sup>		

TABELA 6. Número necessário de amostras para estimar a média com desvio permitido de 10%, para níveis de significância de 90 e 95%.

Potencial Mátrico (Pa)	Níveis de Signifância <sup>(1)</sup>		Níveis de Signifância <sup>(3)</sup>		Níveis de Signifância <sup>(3)</sup>	
$5 \times 10^2$	nc	nc	2	3	2	3
$1 \times 10^3$	nc	nc	2	3	2	3
$6 \times 10^3$	2	2	1	2	1	2
$1 \times 10^4$	2	2	1	2	1	2
$3 \times 10^4$	2	2	2	2	1	2
$8 \times 10^6$	2	3	2	2	1	2
$3 \times 10^5$	3	4	3	4	3	4
$1,5 \times 10^6$	3	4	2	3	2	3

(1),(2) e (3): 250, 143 e 116 amostras respectivamente; nc: não foram calculadas uma vez que apresentaram assimetria exagerada.

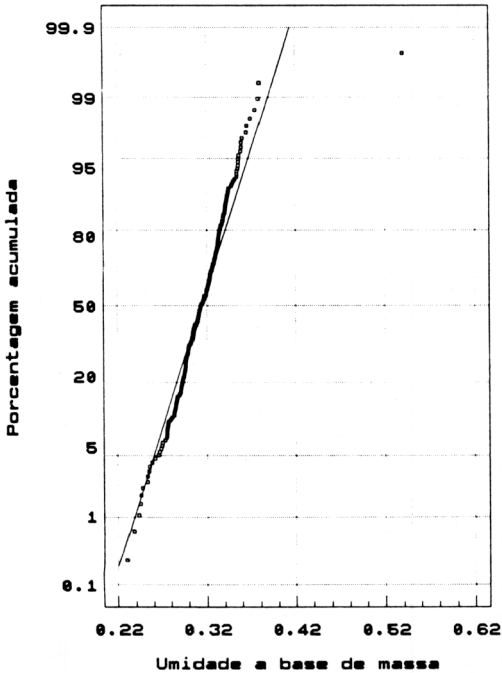


FIGURA 1. Distribuição acumulada probabilística para os valores de umidade à base de massa à tensão de  $1 \times 10^3$  Pa, para 250 amostras.

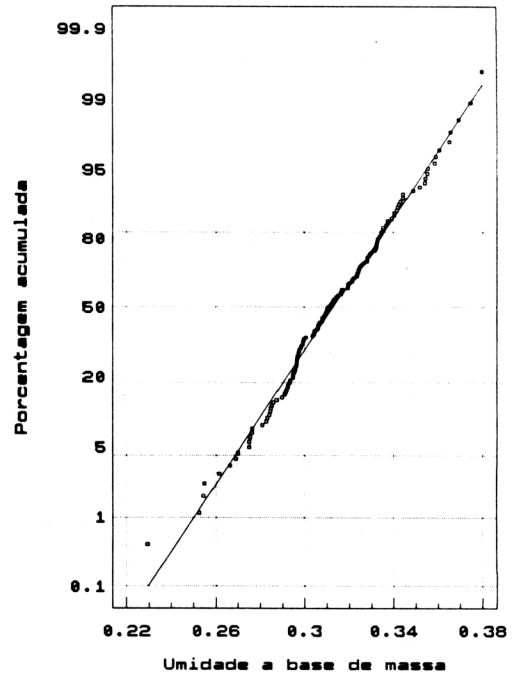


FIGURA 2. Distribuição acumulada probabilística para os valores de umidade à base de massa à tensão de  $1 \times 10^3$  Pa, para 143 amostras.



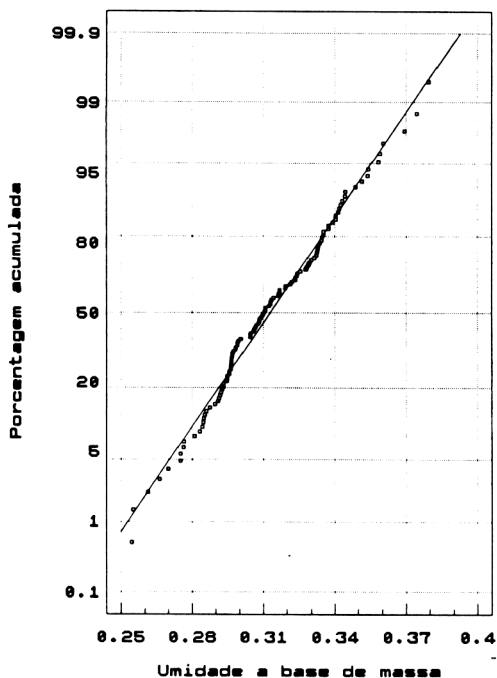


FIGURA 3. Distribuição acumulada probabilística para os valores de umidade à base de massa à tensão de  $1 \times 10^3$  Pa, para 116 amostras.

Isso indica que há 90% de chance que os valores médios verdadeiros para os 3 subconjuntos de amostras considerados ( $N=250$ ,  $N=143$  e  $N=116$ ) sejam distintos entre si para as 3 tensões consideradas, o que não deveria ocorrer.

A TABELA 5 resume ainda os coeficientes de assimetria e curtose, para os três subconjuntos. Vê-se pela comparação dos coeficientes de assimetria e curtose (CLARCK & HOSKING, 1986) que a diminuição do número de amostras de 250 para 143 tornou mais próxima à normal as distribuições correspondentes a  $5 \times 10^2$  e  $1 \times 10^3$  Pa, e no entanto afastando-as um pouco quando se considera 116 amostras, embora estando ainda próximas da normal. Estes efeitos, podem ser visualizados nas figuras 1, 2 e 3, para a tensão de  $1 \times 10^3$  Pa que apresentava as maiores discrepâncias de assimetria e curtose, em relação à normal (TABELA 5).

O fato de que com o descarte de amostras a distribuição empírica se aproximou da normal, e que ele se deveu a considerações quanto ao fenômeno envolvido (MORAES et al., 1993) nos levariam a aceitar como subconjunto representativo das amostras, o com 143 elementos, por não apresentar uma situação física impossível ( $U (3 \times 10^5 \text{ Pa}) < U (1,5 \times 10^6 \text{ Pa})$ ), além de não apresentar diferenças entre os demais valores médios, para tensões menores que  $8 \times 10^4$  Pa.

A análise final refere-se ao número de amostras necessário para estimar a média a um nível de probabilidade (CLINE, 1944; ALJIBURY & EVANS, 1961; WARRICK & NIELSEN, 1980).

Observe-se no entanto que o emprego da equação ( $n = (t_{\alpha})^2 \times s^2 / D^2$ ) não é imediato mas assenta-se nas suposições de normalidade (ANDERSON & CASSEL, 1986), independência espacial das amostras (WARRICK & NIELSEN, 1980) e número suficiente de amostras para que o teorema do limite central se aplique (WARRICK & NIELSEN, 1980; HOFFMAN, 1980), o que de certa forma contém a suposição de normalidade mas talvez seja adequado explicitar.

Assumindo a independência espacial e admitindo-se a normalidade para os conjuntos de valores de umidade que apresentaram os menos simetria admissível, foram obtidos os números de amostras ( $N$ ) para os dados das TABELAS 1,3 e 4, os quais encontram-se na TABELA 6. Esta TABELA indica, que ao invés de 250, 143 ou 116 amostras, 4 amostras teriam sido suficientes para estimar valores médios de umidade, para a maioria das tensões estudadas. No entanto, pelo menos duas ressalvas têm que ser feitas:

**1ª)** O número elevado de amostras ( $N = 250$ ) não garantiu a normalidade da distribuição para as tensões de  $5 \times 10^2$  e  $1 \times 10^3$  Pa opondo-se às implicações do Teorema do Limite Central (CLARK & HOSKING, 1986). O descarte de amostras, baseado na análise física dos problemas envolvidos, tornou a distribuição empírica próxima à normalidade permitindo que "se recomendasse" valores médios de 3 ou 4 amostras pois estas médias também seriam normalmente distribuídas (SPIEGEL, 1976), ou seja, algum conhecimento prévio de amostras da população é necessário.

**2ª)** Há que se tomar cuidado com o valor relativo da informação de que 4 amostras seriam suficientes para estimar-se o valor médio das umidades para as tensões acima, com uma dada precisão desejada.

Primeiro, outros autores já têm recomendado um mínimo de 7 amostras para caracterizar a variabilidade das propriedades do solo, em virtude da influência acentuada do pequeno número de amostras, principalmente na precisão da estimativa da média (OLIVEIRA & MENK, 1984). Em segundo lugar, quando se diz que duas amostras seriam suficientes para estimar a densidade do solo e 1300 para a condutividade hidráulica (GUMAA, 1978), não significa que 2 amostras são suficientes para uma dada propriedade e 1300 para outra mas sim que a condutividade exige um número bem maior de amostragens, indicando, portanto uma escala intrínseca de variabilidade, dependendo da propriedade sob estudo. Isto é, a informação sobre o número mínimo de amostras depende não apenas da variabilidade do solo mas também da propriedade que está sendo medida. Do ponto de vista prático no entanto, nem sempre poderá ser satisfeita tal necessidade amostral (WARRICK & NIELSEN, 1980) dadas as disponibilidades de laboratório.

### CONCLUSÕES

A análise dos resultados obtidos mostrou que a retenção de água no solo, expressa pela relação entre o potencial mátrico e a umidade do solo não pode ser caracterizada por um único tipo de distribuição. Dependendo da tensão considerada a distribuição da respectiva umidade pode estar mais afastada ou próxima da normalidade. Este afastamento da normal foi mais pronunciado às tensões de  $5 \times 10^2$  e  $1 \times 10^3$  Pa, porém, o descarte de amostras-problema, permitiu melhor aproximação à distribuição normal para estas mesmas tensões, indicando que se deve sempre dar preferência à curva completa de retenção da água no solo e não a apenas dois ou três pontos de interesse imediato. A análise do subconjunto adequado de amostras para representar todos os pontos amostrados foi possível utilizando a referida análise física, o critério de aproximação da normalidade e os limites de confiança em torno da média, indicando a importância da amostragem em número suficiente de pontos a fim de que estes recursos estatísticos se apliquem.

Finalizando, a análise do número necessário de amostras para estimar a média a um dado nível de probabilidade indicou valores pequenos de 3 a 4 para as várias tensões consideradas, comparativamente à medida de outras propriedades físicas.

### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALJIBURY, F.K.; EVANS, D.D. Soil sampling for moisture retention and bulk density measurements. *Soil Science Society of America Proceedings*, Madison, p.180-183, 1961.
- ANDERSON, S.H.; CASSEL, D.K. Statistical and autoregressive analysis of soil physical properties of Portsmouth Sandy Loam. *Soil Science Society of America Journal*, Madison, v.50, p.1096-1104, 1986.
- BABALOLA, O. Spatial variability of soil water properties in tropical soils of Nigeria. *Soil Science*, Baltimore, v.126, n.5, p.269-279, 1978.
- BECKETT, P.H.T.; WEBSTER, R. Soil variability: a review. *Soils and Fertilizers*, Wallingford, v.34, p.1-15, 1971.
- CASSEL, D.K.; BAUER, A. Spatial variability in soils below depth of tillage: bulk density and fifteen atmosphere percentage. *Soil Science of America Proceedings*, Madison, v.39, p.247-250, 1975.
- CLARK, W.A.V.; HOSKING P.L. *Statistical methods for geographers*. New York: John Wiley, 1986. 518p.
- CLINE, M.G. Principles of soil sampling. *Soil Science*, Baltimore, v.58, p.275-288, 1944.
- COELHO, M.A. Spatial variability of water related soil physical properties. Tucson, 1974. 186 p. Thesis (Ph.D.) - University of Arizona.
- DOURADO NETO, D. Variabilidade espacial das alturas de chuva e irrigação e de potenciais da solução do solo. Piracicaba, 1989. 180 p. Dissertação (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/ Universidade de São Paulo).
- GÓES, L.A.C. *Estatística: Uma abordagem decisória*. São Paulo: Saraiva, 1980. 428 p.
- GUMAA, G.A. Spatial variability of in situ available water. Tucson, 1978. 140 p. Thesis - (Ph.D.) - University of Arizona.
- HOFFMANN, R. *Estatística para economistas*. São Paulo: Biblioteca Pioneira de Ciências Sociais, 1980. 379p.
- LANDIM, P.M.B. *Introdução à geoestatística*. Rio Claro, UNESP. 1988. 114p. (Publicação Didática, 3).
- MORAES, S.O. Heterogeneidade hidráulica de uma terra roxa estruturada. Piracicaba, 1991. 141p. Tese

- (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/Universidade de São Paulo.
- MORAES, S.O.; LIBARDI, P.L.; DOURADO NETO, D. Problemas metodológicos na obtenção da curva de retenção. *Scientia Agricola*, Piracicaba, v.50, n.3, p.383-392, out./dez., 1993.
- NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W.; EARTH, K.T. Spatial variability of soil water properties. *Hilgardia*, Berkeley, v.42, n.7, p.215-259, 1973.
- OLIVEIRA, J.B.; MENK, J.R.F. Latossolos roxos do Estado de São Paulo. Campinas, Instituto Agrônomo, 1984. 132 p. (IAC. Boletim Técnico, 82).
- PETERSEN, R.G.; CALVIN, L.D. Sampling. In: BLACK, C.A., (Ed.). *Methods of Soil Analysis. I. Physical and mineralogical methods*. Madison, American Society of Agronomy, 1986. p.33-51.
- SILVA, A.P. da. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo. Piracicaba, 1988. 98 p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/Universidade de São Paulo.
- SPIEGEL, M.R. *Estatística*. São Paulo: McGRAW Hill, 1976. 580 p.
- STATGRAPHICS. *Statistical Graphics System. v.2.6*. Statistical Graphics Corporation. 1987.
- WARRICK A.W. & NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. (Ed.). *Application of soil physics*. New York: Academic Press, 1980.
- WEBSTER, R. *Quantitative and numerical methods in soil classification and survey*. Oxford: Clarendon Press, 1977. 269 p.
- 
- Enviado para publicação em 25.01.93  
Aceito para publicação em 08.06.1993