



Revista Brasileira de Ciência do Solo

ISSN: 0100-0683

revista@sbccs.org.br

Sociedade Brasileira de Ciência do Solo
Brasil

TORMENA, C. A.; SILVA, A. P.
INCORPORAÇÃO DA DENSIDADE NO AJUSTE DE DOIS MODELOS À CURVA DE RETENÇÃO DE
ÁGUA NO SOLO

Revista Brasileira de Ciência do Solo, vol. 26, núm. 2, 2002, pp. 305-314
Sociedade Brasileira de Ciência do Solo
Viçosa, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=180218325004>

- ▶ Como citar este artigo
- ▶ Número completo
- ▶ Mais artigos
- ▶ Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

INCORPORAÇÃO DA DENSIDADE NO AJUSTE DE DOIS MODELOS À CURVA DE RETENÇÃO DE ÁGUA NO SOLO⁽¹⁾

C. A. TORMENA⁽²⁾ & A. P. SILVA⁽³⁾

RESUMO

A curva de retenção de água no solo é fundamental para o desenvolvimento de estudos relacionados com a dinâmica da água, com a modelagem de processos físicos do solo e crescimento das plantas. Normalmente, a curva de retenção é obtida por meio de medidas simultâneas do conteúdo de água (θ) e do potencial mátrico da água no solo (ψ) numa única amostra. Um procedimento alternativo consiste em utilizar várias amostras por ψ para descrever a curva de retenção. A utilização deste procedimento requer a incorporação dos fatores de variação existentes entre as amostras nos parâmetros das funções matemáticas utilizadas para descrever essa curva. O objetivo deste trabalho foi obter a curva de retenção, utilizando esta última sistemática, e ajustar duas diferentes funções não-lineares aos dados de $\theta(\psi)$. Amostras indeformadas (0,05 m de diâmetro e 0,05 m de altura) foram obtidas num Latossolo Vermelho distroférreo cultivado com milho sob plantio direto e preparo convencional do solo. Foram retiradas 96 amostras por sistema de preparo, na profundidade de 0-0,10 m, na linha e na entrelinha da cultura. A curva de retenção foi obtida utilizando-se 12 ψ , sendo 16 amostras por ψ : oito por sistema de preparo e quatro por posição amostrada. Os modelos de Genuchten (1980) - VG e o de Hutson & Cass (1987) - HC foram ajustados aos dados. Funções relacionando os parâmetros dos modelos com as variáveis independentes preparo, posição de amostragem e densidade do solo (Ds) os substituíram no ajuste dos dados. Não houve influência estatisticamente significativa dos sistemas de preparo e posição de amostragem ($p > 0,05$) no ajuste das funções aos dados. Com a função de VG obtiveram-se efeitos significativos da Ds no parâmetro n , o qual foi descrito por uma função quadrática da Ds. Resultado similar foi obtido com o parâmetro "a" da função de HC. A curva de retenção foi sensível às variações da Ds e o procedimento utilizado apresenta vantagens de natureza metodológica, bem como a redução substancial de tempo

⁽¹⁾ Recebido para publicação em fevereiro de 2001 e aprovado em novembro de 2001.

⁽²⁾ Professor Adjunto do Departamento de Agronomia, Universidade Estadual de Maringá – UEM. Av. Colombo 5790, CEP 87020-900 Maringá (PR). Bolsista do CNPq. E-mail:catormena@uem.br

⁽³⁾ Professor do Departamento de Solos e Nutrição de Plantas da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz – ESALQ-USP. Av. Pádua Dias 11, CEP 13418-900 Piracicaba (SP). Bolsista do CNPq. E-mail: apsilva@carpa.ciagri.usp.br

e custo para obter a curva de retenção. A precisão dos modelos utilizados foi praticamente similar, mas o modelo de HC apresentou menor número de parâmetros empíricos que o modelo de VG.

Termos de indexação: propriedades físicas do solo, funções de pedotransferência, regressão não-linear, porosidade do solo.

SUMMARY: INCORPORATION OF THE BULK DENSITY TO TWO MODELS ADJUSTED TO THE SOIL WATER RETENTION CURVE

The soil water retention curve plays a fundamental role in the development of studies on the dynamics of soil water, modeling of physical soil processes and plant growth. The retention curve is usually obtained by simultaneously measuring water content (θ) and soil water potential (ψ) in a single sample. An alternative procedure is to use several samples per ψ to describe the retention curve. The use of this procedure requires that the variation factors which exist among the samples are incorporated into the parameters of the mathematical functions used to describe the retention curve. The objective of this study was to obtain the retention curve using the latter procedure and fitting the $\theta(\psi)$ data using two different nonlinear functions. Undisturbed soil samples (0.05 m in diameter and 0.05 m in height) were collected from a Rhodic Ferralsol (Typic Hapludox) cropped with corn by no-tillage and conventional tillage. Ninety-six samples per soil tillage were taken at a depth of 0-0.10 m, from two positions: along the crop row and between crop rows. The retention curve was obtained using 12 matric potentials, with 16 samples per ψ : eight per tillage system and four per sampled position. Data were adjusted using the Genuchten (1980) model, VG, and the function proposed by Hutson & Cass (1987), HC. Mathematical functions relating the model parameters with the independent variables (soil tillage, sampling position and soil bulk density - Bd) substituted the model parameters in the fitting of the data. The tillage systems and sampling position exerted no statistically significant influence ($p > 0.05$) on the fitting of the data. With the VG function, Bd produced significant effects on the n parameter, which was described by a quadratic function of Bd. A similar result was obtained with the "a" parameter of the HC function. The retention curve proved to be sensitive to variations of Bd. The adopted procedure offered methodological advantages, involving substantially less time and lower costs to obtain the retention curve. The precision of the models was practically the same, but the model of HC possesses smaller number of empiric parameters than the model of VG.

Index terms: soil water, physical soil properties, pedotransfer functions, non-linear regression, soil porosity.

INTRODUÇÃO

A variabilidade espacial das propriedades do solo influencia a retenção de água, resultando em ampla variação na disponibilidade de água às plantas, no fluxo de água, ar e solutos no solo e na produtividade das culturas. A curva de retenção de água é necessária em estudos relacionados com o balanço e com a disponibilidade de água às plantas, com a dinâmica da água e solutos no solo, com a infiltração e manejo de irrigação. Neste contexto, métodos que facilitem a obtenção da curva de retenção e a sua quantificação, incorporando os fatores ligados a sua variabilidade, são fundamentais para a sua descrição em escala e precisão maiores.

A variabilidade natural das propriedades intrínsecas do solo, somada àquelas resultantes do

manejo do solo e das culturas, influencia a curva de retenção de água (Dexter, 1988; Gupta et al., 1989) e a precisão das suas estimativas. Por exemplo, a Ds influencia a retenção de água (Hill & Sumner, 1967; Archer & Smith, 1972; Reeve et al., 1973; Hall et al., 1977; Willians et al., 1983; Assouline et al., 1997), mas a direção e a magnitude desta influência dependem da textura do solo (Hill & Sumner, 1967). O reconhecimento da variabilidade da retenção de água no solo sugere a utilização de um grande número de amostras para a sua quantificação.

Os métodos utilizados na determinação da curva de retenção de água no solo demandam muito tempo, são tediosos e caros (Klute, 1986). Usualmente, a curva de retenção é obtida de uma única amostra por meio de medidas simultâneas de θ e do Ψ sob condições, teoricamente, de equilíbrio, com um

decréscimo lento e contínuo destas variáveis durante o processo (Topp et al., 1993). Geralmente, quando há necessidade de utilizar grande quantidade de amostras, opta-se por um menor número de pontos de $\theta(\psi)$ na curva de retenção.

Diferentes abordagens têm sido utilizadas para estimar a retenção de água a partir de outras propriedades do solo rotineiramente determinadas: (a) regressões múltiplas são utilizadas para estimar θ em determinados potenciais a partir de outras propriedades do solo (Gupta & Larson, 1979; Rawls et al., 1982); (b) parametrização da curva de retenção por funções matemáticas e o estabelecimento de relações entre os parâmetros destas funções com propriedades do solo mais facilmente quantificáveis (Wosten & Genuchten, 1988; Vereecken et al., 1989; Willians et al., 1992; Rajkai et al., 1996; van der Berg et al., 1997), o que Bouma (1989) denominou funções de pedotransferência (pedotransfers functions); (c) métodos físico-empíricos, que relacionam a curva de distribuição dos tamanhos de partículas com a curva de retenção (ex. Arya & Paris, 1981). Outros trabalhos demonstram ser possível simplificar ainda mais as estimativas da curva de retenção, fazendo uma (Gregson et al., 1987) ou duas medidas (Ahuja et al., 1985) de $\psi(\theta)$ para estimar a curva de retenção de água no solo na sua totalidade.

Recentemente, Scheinost et al. (1997) ajustaram os dados da curva de retenção a partir de funções lineares estabelecidas com base teórica e significado físico nas relações entre as características do solo e o comportamento funcional dos parâmetros da função de Genuchten (1980). Tal procedimento envolveu dois passos: (1) estabelecimento de relações lineares entre os parâmetros do modelo e propriedades do solo e (2) substituição dos parâmetros do modelo por estas equações nas estimativas da retenção de água do solo. Esta abordagem chamada de ENR (Extended Non-Linear Regression) também foi utilizada por Minasny et al. (1999).

Nestes diferentes métodos de modelagem, procura-se descrever a curva de retenção completa em cada amostra. Um procedimento alternativo que simplifica a determinação dessa curva refere-se ao uso de diferentes amostras em cada ponto de $\psi(\theta)$. Isto implica obter a curva de retenção com a influência de fatores de variação relacionados com textura, estrutura, matéria orgânica e condições de manejo do solo. Essa abordagem foi adotada por Silva et al. (1994) e Silva & Kay (1997), e os fatores de variação existentes foram utilizados como preditores dos parâmetros das funções de retenção, mediante o uso de métodos estatísticos multivariados (Willians et al., 1992).

Nas pesquisas supracitadas, os autores utilizaram modelos que descrevem a retenção de água a partir do potencial de entrada de ar no solo (Ψ_e). Estes modelos, linearizáveis, facilitam o ajuste

dos dados, bem como a descrição física e estatística da influência das propriedades do solo e, ou, outros fatores na curva de retenção de água do solo (Willians et al., 1992). No entanto, a predição e a modelagem da curva de retenção próximas à saturação requerem o uso de modelos matemáticos que prevêem, com maior precisão, a retenção de água em potenciais maiores, próximos da saturação.

Para utilizar a curva de retenção em estudos de modelagem, é necessário que ela seja descrita por funções matemáticas cujos parâmetros sejam passíveis de interpretação física. Para isto, normalmente são utilizadas várias funções matemáticas, como a descrita por Genuchten (1980) - VG e as inúmeras variações da função utilizada por Brooks & Corey (1964) - BC, como a proposta por Campbell (1974). Para descrever a curva próxima à saturação, a função de VG é preferida (Genuchten & Nielsen, 1985), já que a equação proposta por BC apresenta uma descontinuidade no Ψ em que ocorre a entrada de ar no solo (Ψ_e). Apesar de mais complexa, a função de VG tem sido amplamente utilizada por ajustar melhor os dados experimentais (Felton & Nieber, 1991; Cresswell & Paydar, 1996; Paydar & Cresswell, 1996).

A função de Campbell (1974) foi modificada por Hutson & Cass (1987), na qual uma função parabólica substitui a função exponencial na faixa de Ψ entre a saturação e o Ψ_e . Desta forma, o modelo proposto comprehende duas fases: a função parabólica, que descreve a retenção de água entre a saturação e Ψ_e , e a função exponencial, que descreve a retenção para potenciais menores que Ψ_e . Este modelo tem sido utilizado em estudos de retenção e balanço de água no solo (Cresswell & Paydar, 1996; Paydar & Cresswell, 1996; Mayr & Jarvis, 1999; Cresswell & Paydar, 2000), com a vantagem de apresentar menor número de parâmetros empíricos que VG. Funções com estas características são desejáveis quando da modelagem da curva de retenção de água no solo.

Abordagens com maior operacionalidade para estimar as propriedades hidráulicas do solo são necessárias para ampliar a aplicação dos conceitos de física do solo em agricultura e meio ambiente. As funções de VG e HC, que descrevem a curva de retenção desde a saturação até o ponto de murcha ou potenciais ainda menores, podem permitir a predição de outras propriedades hidráulicas do solo e, ou, processos físicos de interesse também na faixa de potenciais mais elevados.

Os objetivos deste trabalho foram: (a) determinar a curva de retenção com diferentes amostras ao longo dos potenciais utilizados; (b) ajustar os dados às funções de Genuchten (1980) e Hutson & Cass (1987), incorporando os fatores de variação entre as amostras nos parâmetros independentes dos modelos; (c) avaliar o performance dos modelos utilizados para predizer a curva de retenção, utilizando a sistemática descrita em (a).

MATERIAL E MÉTODOS

Este estudo foi desenvolvido numa área agrícola comercial situada no município de Guaíra, região nordeste do estado de São Paulo, entre as coordenadas 20° 19' 13" de latitude sul e 48° 18' 03" de longitude oeste. De acordo com a classificação de Köppen, o clima da região é do tipo Cwa, com temperatura média de 22,7°C, precipitação média de 1.420 mm entre outubro e abril, e um período seco com precipitações de menos de 220 mm entre maio e setembro.

As amostras foram obtidas num Latossolo Vermelho distroférrego, com granulometria composta por 800 g kg⁻¹ de argila, 150 g kg⁻¹ de silte e 50 g kg⁻¹ de areia. A camada amostrada apresentou as seguintes características químicas: pH = 6,0; C = 17,0 g kg⁻¹; P = 4,0 mg kg⁻¹; Ca⁺⁺ = 24,0 mmol_c kg⁻¹; Mg⁺⁺ = 7,0 mmol_c kg⁻¹; K⁺ = 3,8 mmol_c kg⁻¹; H⁺ = 41,0 mmol_c kg⁻¹, sendo a fração argila composta por caolinita e sesquióxidos de ferro e alumínio. A amostragem foi feita em dois talhões contíguos, cultivados em sistema plantio direto e preparo convencional, e irrigados por meio de pivô-central. A área sob plantio direto estava sendo cultivada neste sistema por quatro anos, enquanto a área sob preparo convencional por cerca de 10 anos. O preparo convencional do solo foi feito com uso de grade pesada e grade niveladora.

Em ambos os sistemas de preparo, o sistema de rotação de culturas consistia das culturas de soja, milho e feijão. A amostragem foi realizada na primeira quinzena de agosto de 1996, quando a área estava cultivada com milho (*Zea mays* L.) cv. Cargill 701. Neste período, a cultura estava em fase de maturação no talhão sob plantio direto e na fase de enchimento de grãos na área sob plantio convencional. Foram retiradas amostras com estrutura indeformada (0,05 m de diâmetro e 0,05 m de altura) no centro da camada de 0-0,10 m de profundidade. Os pontos de amostragem foram localizados numa transeção transversal às linhas das culturas, com as amostras sendo retiradas a cada 0,45 m, seqüencialmente na linha (L) e entrelinha (EL) da cultura, totalizando 96 amostras por sistema de preparo.

As amostras foram saturadas por elevação gradual de uma lâmina de água numa bandeja, até atingir cerca de 2/3 da altura da amostra. Para determinar a curva de retenção, adotou-se o procedimento descrito em Silva et al. (1994). As amostras foram divididas em 12 grupos de 16, sendo quatro amostras por posição em cada sistema de preparo. Em cada grupo de amostras, foram aplicados os seguintes potenciais: -0,001, -0,003, -0,005, -0,006, e -0,008 MPa numa mesa de tensão similar à descrita por Topp & Zebtchuk (1979), e os potenciais de -0,01, -0,03, -0,05, -0,07, -0,1, -0,5 e -1,5 MPa, utilizando pressões aplicadas em câmaras

de pressão com placas porosas (Klute, 1986). Em seguida, as amostras foram secas em estufas a 105-110°C, por 24 horas, para determinação de θ e D_s .

Os dados de $\psi(\theta)$ foram ajustados por meio da função proposta por Genuchten (1980), descrita na equação 1:

$$\theta = [\theta_r + (\theta_s - \theta_r) / [(1 + \alpha \psi)^n]^m] \quad (1)$$

sendo θ = conteúdo de água do solo (m³ m⁻³); θ_r = conteúdo de água residual (m³ m⁻³), definido como o conteúdo de água em que $d\theta/d\Psi = 0$; θ_s = conteúdo de água na saturação (m³ m⁻³); α , n e m são os parâmetros empíricos do modelo. A restrição para $m = 1-1/n$ foi adotada (Genuchten & Nielsen, 1985). A eq. (1) apresenta quatro parâmetros independentes: θ_r , θ_s , α e n . O valor de θ_s foi obtido como $\theta_s = (1-D_s/2,65)$, a partir de D_s e assumindo o valor da densidade de partículas igual a 2,65 Mg m⁻³. Os parâmetros α , n e θ_r foram determinados iterativamente no ajuste do modelo aos dados.

O modelo proposto por Hutson & Cass (1987) utiliza a eq. 2 para descrever a retenção de água na parte mais seca da curva:

$$\theta = \theta_s(\Psi/a)^{-1/b} \quad \Psi < \Psi_e \quad (2)$$

a qual é combinada com a função parabólica para descrever a curva de retenção entre a saturação e o potencial de entrada de ar no solo (Ψ_e):

$$\theta = [\theta_s - \theta_s \Psi^2 (1 - \theta_e/\theta_s)] / [a^2 (\theta_e/\theta_s)^{-2b}] \quad \Psi > \Psi_e \quad (3)$$

sendo Ψ = potencial mátrico (cm); a e b parâmetros de ajuste. O valor do conteúdo de água em que ocorre a entrada de ar no solo (θ_e) e o respectivo valor de Ψ_e podem ser obtidos por:

$$\theta_e = [2b\theta_s] / [1 + 2b] \quad (4)$$

$$\Psi_e = a(2b/(1 + 2b))^{-b} \quad (5)$$

Os dados foram inicialmente ajustados utilizando estimativas dos parâmetros θ_r , n e α , no modelo de VG, e de a e b , no modelo de HC. Os baixos valores de coeficiente de determinação obtidos indicaram que outras variáveis, além do potencial, determinaram a variabilidade de θ .

Neste estudo, foram considerados para finalidades estatísticas os efeitos dos sistemas de preparo e posição de amostragem (variáveis qualitativas) e os devidos à variação da D_s (variável quantitativa) entre as amostras. A análise dos resíduos em relação a D_s constituiu o diagnóstico dos possíveis efeitos desta variável omitida no ajuste dos dados.

A influência da D_s (variável quantitativa) nos parâmetros dos modelos foi estabelecida a partir da análise dos resíduos em relação a D_s , conforme

Netter et al. (1989) e Glantz & Slinker (1990). Os valores dos resíduos ($\theta_{\text{medido}} - \theta_{\text{estimado}}$) foram plotados como variáveis dependentes da D_s , estabelecendo-se dependência quadrática dos resíduos em relação à D_s . Por essa razão, adotou-se um comportamento similar dos parâmetros dos modelos em relação à D_s , em adição aos efeitos lineares das variáveis qualitativas (preparo ($PD = 0$ PC = 1) e posição ($L = 0$ EL = 1)). Desta forma, valores iniciais estimados dos coeficientes das variáveis independentes D_s , preparo e posição substituíram os parâmetros dos modelos no ajuste dos dados. O procedimento de ajuste dos dados foi feito conforme Silva & Kay (1997), utilizando método de regressão não-linear disponível em SAS (1998). Os coeficientes estimados dos parâmetros possibilitam a minimização do quadrado médio do erro entre os valores medidos e estimados da variável dependente (Glantz & Slinker, 1990).

O ajuste dos dados com estimativas dos parâmetros foi baseado na minimização da soma dos quadrados dos resíduos (SQR) de θ_m medido e θ_e estimado, o qual foi utilizado para comparar o desempenho dos modelos utilizados na predição da curva de retenção de água no solo.

$$\text{SQR} = \sum_{i=1}^N (\theta_m - \theta_e)^2 \quad (6)$$

em que N é o número de pontos de $\theta(\Psi)$.

Os valores de raiz quadrada do quadrado médio dos resíduos (RMSE) foram utilizados para a avaliação da qualidade e precisão do ajuste. Determinaram-se os valores médios e médios absolutos dos resíduos ($\theta_{\text{medido}} - \theta_{\text{estimado}}$) para indicar a magnitude dos erros envolvidos no ajuste pelos modelos. Também foram estabelecidas regressões lineares entre os resíduos e os valores de q estimados pelos modelos, sendo o coeficiente angular e o de intercepção avaliados de acordo com Cresswell & Paydar (1996) e Paydar & Cresswell (1996).

O índice AIC - Akaike Information Criterion - (SAS, 1998) foi usado para avaliar a qualidade do ajuste dos dados, pelo fato de os modelos apresentarem diferentes números de parâmetros.

$$\text{AIC} = N \ln \left(\sum_{i=1}^N (\theta_m - \theta_e)^2 \right) + 2np \quad (7)$$

em que N é o número de pontos de $\theta(\Psi)$ e np é o número de parâmetros do modelo avaliado. Quanto menor o valor de AIC, melhor a performance do modelo no ajuste dos dados de $\theta(\Psi)$.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

As amostras analisadas apresentaram uma ampla variação estrutural. A D_s média foi de

1,14 Mg m^{-3} e amplitude de 0,93 Mg m^{-3} até 1,33 Mg m^{-3} . Ds apresentou uma distribuição normal pelo teste de Shapiro ($W = 0,99$; $P < W = 0,77$). A variação de Ds nas amostras nos potenciais aplicados é dada no quadro 1. A casualização na tomada das amostras para a aplicação dos potenciais implicou uma ampla variação da densidade do solo para cada potencial. As amplitudes das variações da retenção de água nestas amostras, em cada potencial, estão descritas no quadro 1.

Inicialmente, os dados de $\theta(\Psi)$ foram ajustados às funções de VG e HC e os valores dos parâmetros destas funções encontram-se no quadro 2. O intervalo de confiança destes parâmetros não inclui o valor zero, de modo que todos são estatisticamente significativos (Glantz & Slinker, 1990). Os valores de SQR foram de: 0,2261, para VG, e de 0,2999, para HC. Os resíduos produzidos no ajuste dos dados pelos modelos foram normalmente distribuídos ($W > 0,05$), enquanto o valor de RMSE foi de 0,03445, para VG, e de 0,03828, para HC. O ajuste dos dados pela função de HC resultou em valores médios e médios absolutos dos resíduos de 0,001626 e 0,032265 $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$, respectivamente; já com a função de VG, estes parâmetros foram menores, assumindo valores de 0,000556 e 0,0277 $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$. Estes resultados indicam que o modelo de VG, nesta fase, ajustou melhor os dados de $\theta(\Psi)$. Os valores de AIC foram de -279,41, para VG, e de -227,28, para HC. Os menores valores de AIC para HC resultaram do menor número de parâmetros do modelo, apesar do maior valor de SQR e dos resíduos de θ .

Os valores de R^2 foram de 0,65, para o modelo de VG, e de 0,56, para o modelo de HC, indicando que grande proporção da variância dos dados deveu-se aos erros presentes nas estimativas dos parâmetros do modelo. A melhoria do valor do R^2 pode ser feita pela redução dos efeitos das prováveis fontes de erro presentes nas estimativas de θ , o que implica a incorporação destas (preparo, posição e D_s) nas estimativas dos parâmetros dos modelos.

A análise dos resíduos obtidos com o ajuste inicial em relação às variáveis quantitativas omitidas no modelo ou estimadas pelo modelo favoreceu o diagnóstico dos possíveis erros presentes no ajuste dos dados (Netter et al., 1989; Glantz & Slinker, 1990). Na figura 1, observa-se que os resíduos de θ ($\theta_{\text{medido}} - \theta_{\text{estimado}}$) variam sistematicamente com a D_s em ambos os modelos. Tal comportamento está associado ao fato de a variação de D_s observada conter fatores diretamente relacionados com a retenção de água numa ampla faixa de potenciais, como a distribuição dos tamanhos dos poros e a quantidade de superfície ativa para a adsorção de moléculas de água (Rawls et al., 1991). Estes resultados evidenciam que a D_s é, além do potencial, outra variável que influencia a retenção de água no solo, uma vez que a granulometria e o teor de matéria orgânica do solo ($3,27\% \pm 0,29$) são considerados homogêneos entre as amostras.

Quadro 1. Valores máximos, médios e mínimos de θ e D_s nos diferentes potenciais utilizados na quantificação da curva de retenção de água no solo

Ψ	D_s			θ		
	Média	Max.	Min.	Média	Max.	Min.
cm	$Mg\ m^{-3}$			$cm^3\ cm^{-3}$		
10	1,139	1,31	1,02	0,424	0,459	0,376
30	1,154	1,32	1,09	0,423	0,456	0,353
50	1,144	1,28	0,95	0,383	0,419	0,323
60	1,133	1,21	1,01	0,409	0,450	0,366
80	1,125	1,23	1,03	0,386	0,427	0,343
100	1,118	1,24	0,97	0,364	0,401	0,325
300	1,137	1,29	1,00	0,327	0,377	0,288
500	1,148	1,25	1,04	0,330	0,369	0,287
700	1,165	1,33	1,02	0,315	0,375	0,282
1.000	1,116	1,26	1,03	0,314	0,350	0,280
5.000	1,160	1,28	1,01	0,263	0,290	0,231
15.000	1,155	1,26	0,93	0,271	0,296	0,213

Quadro 2. Coeficientes resultantes do ajuste inicial da curva de retenção de água no solo pelos modelos de Genuchten (1980) - VG e Hutson & Cass (1987) - HC

	Coeficiente	Valor	Intervalo de Confiança
VG	θ_r	0,2511	0,2176 - 0,2846
	α	0,5183	0,1402 - 0,8966
	n	1,2668	1,1667 - 1,3669
HC	a	0,2676	0,06422 - 0,4710
	b	13,6775	12,067 - 15,2693

VG - N = 192; SQ erro = 0,2261; SQ corrigido total = 0,6476; $R^2 = 0,65$ (1-SQ erro/SQ corrigido total).

HC - N = 192; SQ erro = 0,2999; SQ corrigido total = 0,6476; $R^2 = 0,54$ (1-SQ erro/SQ corrigido total).

O comportamento dos resíduos em relação à D_s foi utilizado para estabelecer equações relacionando os parâmetros da função de VG: θ_r , n e α , e da função de HC: a e b , com a densidade do solo, preparo e posição de amostragem. A figura 1 mostra a distribuição dos resíduos ($\theta_{\text{medido}} - \theta_{\text{estimado}}$) com os valores de D_s e sugere uma relação polinomial de segunda ordem entre os dados. Isto foi constatado ao estabelecer regressões de forma linear e quadrática dos resíduos em relação à D_s , obtendo-se maiores valores de R^2 , bem como significância estatística dos coeficientes da função quadrática.

Deste modo, estabeleceu-se que a descrição dos parâmetros dos modelos deveria ser feita por funções similares àquelas dos resíduos em relação à D_s , as quais foram utilizadas para substituir os parâmetros

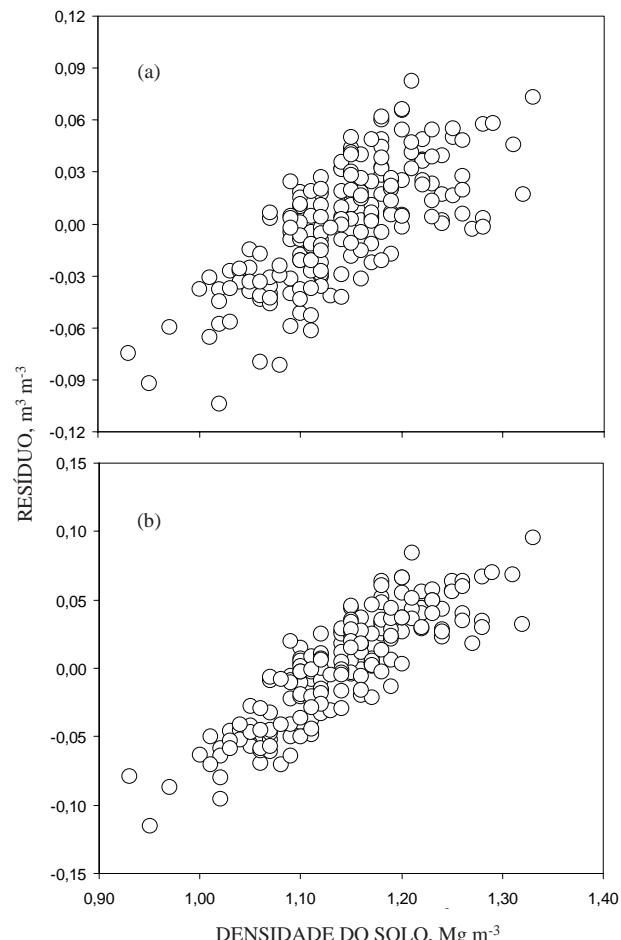


Figura 1. Distribuição dos erros da umidade ($\theta_{\text{medido}} - \theta_{\text{estimado}}$) em relação à densidade do solo para os modelos de VG (a) e HC (b).

dos modelos no ajuste dos dados. Estas funções foram introduzidas nos modelos e os parâmetros estimados simultaneamente pelo ajuste do modelo utilizando regressão não-linear. Neste procedimento, testou-se também a contribuição linear das variáveis qualitativas preparo e posição de amostragem no ajuste dos dados pelas funções utilizadas. Não foi constatada a influência do preparo e da posição de amostragem ($p > 0,05$) no ajuste dos modelos aos dados.

Os resultados demonstraram que o parâmetro “ n ” do modelo de VG e o parâmetro “ a ” do modelo de HC foram estatisticamente determinados por uma função quadrática da densidade do solo. Os coeficientes relativos aos parâmetros dos modelos ajustados aos dados são apresentados no quadro 3. Utilizando o critério de Glantz & Slinker (1990), estes mostraram-se estatisticamente significativos, pois o intervalo de confiança não incluiu o valor zero.

Os resultados indicaram que a introdução dos parâmetros a e n como funções da Ds eliminou a presença de erros sistemáticos no ajuste dos dados (Figura 2), o que pode ser visualizado pela casualização dos resíduos em relação a Ds e em relação aos valores de q estimados pelos modelos. Isto também foi observado ao estabelecer regressões entre os resíduos e os valores estimados pelos modelos, nas quais não foi constatada significância estatística do coeficiente angular e de intercepção ($p > 0,05$), indicando a ausência de erros sistemáticos nas estimativas dos modelos.

Os valores do RMSE e os valores médios e médios absolutos dos resíduos foram: de 0,02036, 0,000283

Quadro 3. Coeficientes resultantes do ajuste da curva de retenção de água pelo modelo de Genuchten (1980), com o parâmetro descrito por $n = n_0 + n_1 Ds + n_2 Ds^2$, e pelo modelo de Hutson & Cass (1987), utilizando $a = a_0 + a_1 Ds + a_2 Ds^2$

Coeficiente	Valor	Intervalo de confiança
Modelo de Genuchten		
θ_r	0,1342	0,0666 - 0,2018
α	1,3355	0,5119 - 2,1591
n_0	2,5181	1,6269 - 3,4094
n_1	-2,064	-3,4480 - -0,601
n_2	0,7373	0,1816 - 1,2928
Modelo de Hutson & Cass		
a_0	26,7513	17,2652 - 36,2375
a_1	-53,5055	-72,1849 - -34,8259
a_2	26,7700	17,5565 - 35,9835
b	12,7306	12,0112 - 13,4499

VG: $N = 192$; SQ erro = 0,07886; SQ corrigido total = 0,6476; $R^2 = 0,8782$ (1-SQ erro/SQ corrigido total). HC: $N = 192$; SQ erro = 0,08495; SQ corrigido total = 0,6476; $R^2 = 0,8688$ (1-SQ erro/SQ corrigido total).

e 0,016405 $m^3 m^{-3}$, para a função de VG, e de 0,02105, 0,000314 e 0,016981 $m^3 m^{-3}$, para a função de HC. A introdução da Ds no ajuste dos dados de retenção por meio dos parâmetros n em VG e a em HC, além de eliminar a presença de erros sistemáticos no ajuste, reduziu substancialmente a magnitude dos resíduos, redução constatada pelos menores valores médios e médios absolutos dos resíduos. O valor da SQR foi de 0,07887, para VG, e de 0,08494, para HC, cerca de 35 e 28 % inferiores aos obtidos no ajuste inicial. Os valores de AIC foram de -477,61, para VG, e -465,44, para HC. A redução nos erros das estimativas de q também pode ser demonstrada pela substancial elevação do coeficiente de determinação dos modelos: R^2 de 0,65 no ajuste inicial para 0,89, no modelo de VG, e de 0,54 para 0,87, no modelo de HC. O coeficiente angular e o de intercepção entre os valores de θ medidos e θ estimados por ambos modelos foram estatisticamente iguais a 1 e 0, respectivamente.

Embora a função de HC apresente menores valores de AIC do que a função de VG, os menores

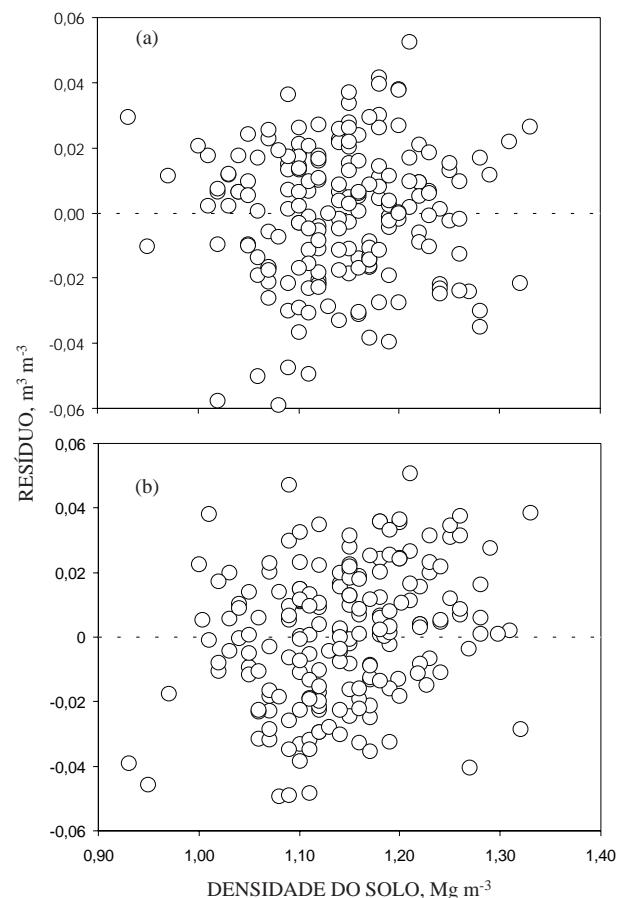


Figura 2. Distribuição dos resíduos produzidos pelo ajuste das funções de VG (a) e HC (b) após a descrição dos parâmetros n e a pela densidade do solo.

valores do RMSE, da SQR e dos valores médios dos resíduos demonstram que a função de VG produziu estimativas mais precisas do conteúdo de água comparada à de HC. Isto indica que, apesar do menor número de parâmetros empíricos em HC e, portanto, menor AIC, o que poderia ser uma vantagem do ponto de vista estatístico não se traduziu em estimativas de θ com a mesma qualidade que o modelo de VG. Os valores médios dos resíduos foram positivos para ambas as funções, indicando tendência de superestimar os valores de θ .

O parâmetro n foi sensível à variação da D_s , corroborando os resultados de Rasiah & Aylmore (1998). A redução no valor de n , ou seja, a redução do valor $d\theta/d\psi$ com aumento da densidade do solo refletiu no número de grandes poros decorrente da compactação do solo (Assouline et al., 1997). Neste estudo, os valores de n não foram inferiores a 1, atendendo ao critério proposto por Genuchten & Nielsen (1985).

De acordo com Vereecken et al. (1989), os solos argilosos foram mais sensíveis às variações neste parâmetro e valores de $n < 1$ poderiam indicar problemas metodológicos na obtenção da curva de retenção. No modelo de HC, foi constatada a redução do potencial de entrada de ar no solo com o aumento da D_s , determinada pela dependência positiva do parâmetro “ a ” em relação à D_s . O efeito positivo da D_s no parâmetro “ a ” da função de HC também foi constatado por Mayr & Jarvis (1999).

A inserção da D_s nos parâmetros das funções utilizadas para ajustar os dados de $\theta(\psi)$ permitiu explicar acima de 85 % da variabilidade de θ . A análise dos resíduos produzidos pelas estimativas dos modelos pode ser utilizada como um diagnóstico dos possíveis fatores que influem nas estimativas dos modelos e na qualidade das suas estimativas. A incorporação da D_s por meio dos parâmetros a e n permitiu estimar, com boa precisão, os conteúdos de água em toda faixa de potenciais mátricos utilizados (Figura 3). Esta abordagem também pode ser utilizada com outras propriedades do solo, por meio de relações funcionais destas com os parâmetros dos modelos utilizados para descrever a curva de retenção.

No procedimento adotado neste trabalho, a D_s fixa os efeitos de q_s , n e a , reduzindo o número de parâmetros empíricos dos modelos. Esta é uma vantagem do ponto de vista do uso de funções matemáticas para a predição da curva de retenção, além de estar associado à incorporação de parâmetros que integram a forma estrutural do solo nas estimativas da umidade do solo. Segundo os resultados deste estudo, a sistemática utilizada constituiu uma alternativa de baixo custo, rápida e que potencializa a disponibilidade de recursos materiais e de equipamentos para determinar a curva de retenção de água no solo.

Com o desenvolvimento de sistemas de agricultura de precisão, informações que contemplem as

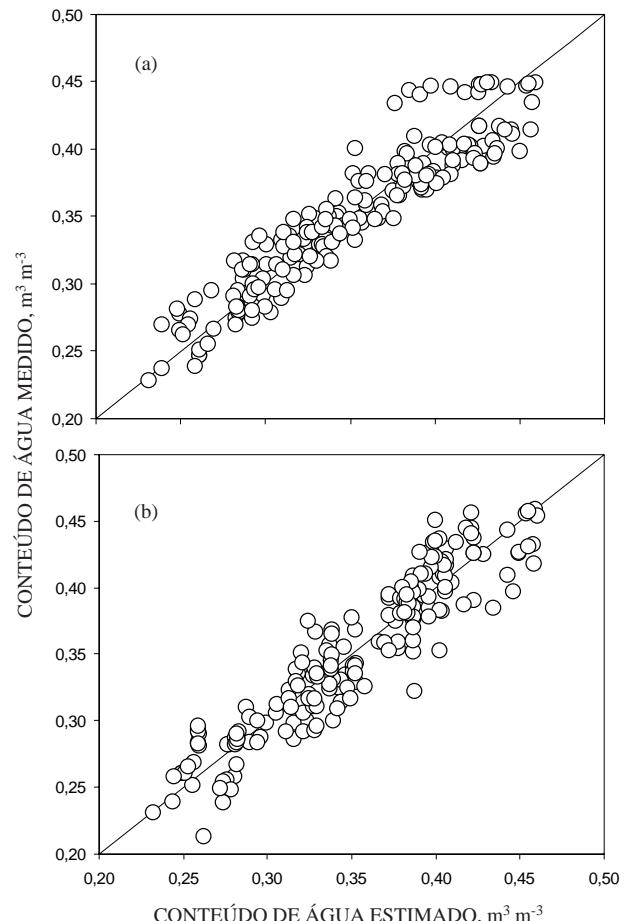


Figura 3. Conteúdo de água medido versus estimado pelas funções de VG (a) e HC (b).

variações espaciais da retenção de água são necessárias para alocação e manejo eficiente dos recursos na adoção dessas tecnologias. A variabilidade da produtividade das culturas está ligada à disponibilidade de água no solo, de forma que o manejo de água pode ser feito na escala de variação da retenção e da disponibilidade de água no solo (Camp et al., 1998). Na condição deste estudo, a D_s determinou a retenção de água no solo, sendo, portanto, um parâmetro integrador útil para descrever os efeitos da estrutura do solo na variabilidade espacial e temporal da retenção e disponibilidade de água às plantas.

CONCLUSÕES

1. A D_s determinou, juntamente com o Ψ , cerca de 85 % da variação da retenção de água no solo.
2. Os parâmetros n da função de VG e a de HC foram sensíveis às variações na D_s e a sua incorporação nestas funções proporcionou uma redução nos erros das estimativas de θ .

3. As estatísticas obtidas com o ajuste dos modelos indicam que VG produziu estimativas mais precisas de θ do que HC.

4. A incorporação da Ds nos modelos utilizados permitiu a redução no número de parâmetros empíricos dos modelos, uma vez que θ_s , n e a foram descritos em termos de Ds.

LITERATURA CITADA

AHUJA, L.R.; NANNEY, J.W. & NIELSEN, D.R. Scaling to characterize soil water properties and infiltration modeling. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 48:970-973, 1985.

ARCHER, J.R. & SMITH, P.D. The relation between bulk density, available water capacity and air capacity of soils. *J. Soil Sci.*, 23:475-480, 1972.

ARYA, L.M. & PARIS, J.F. A physicoempirical model to predict the soil moisture characteristic from particle-size distribution and bulk density data. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 45:1023-1030, 1981.

ASSOULINE, S.; TAVARES-FILHO, J. & TESSIER, D. Effect of compaction on soil physical and hydraulic properties: Experimental results and modeling. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 61:390-398, 1997.

BOUMA, J. Using soil survey data for quantitative land evaluation. *Adv. Soil Sci.*, 9:177-213, 1989.

BROOKS, R.H. & COREY, A.T. Hydraulic properties of porous media. Fort Collins, Colorado State University, 1964, 54p. (Hydrology Papers, 3)

CAMP, C.R.; SADLER, E.J.; EVANS, D.E.; USREY, L.G. & OMARY, M. Modified center pivot system for precision management of water and nutrients. *Am. Soc. Agric. Eng.*, 14:23-31, 1998.

CAMPBELL, G.S. A simple method for determining unsaturated conductivity from moisture retention data. *Soil Sci.*, 117:311-314, 1974.

CREESWELL, H.P. & PAYDAR, Z. Functional evaluation of methods for predicting the soil water characteristics. *J. Hydrol.*, 227:160-172, 2000.

CREESWELL, H.P. & PAYDAR, Z. Water retention in Australian soils. I. Description and prediction using parametric functions. *Aust. J. Soil Res.*, 34:195-212, 1996.

DEXTER, A.R. Advances in characterization of soil structure. *Soil Till. Res.*, 11:199-238, 1988.

FELTON, G.K. & NIEBER, J.L. Four soil moisture characteristics curve functions evaluated for numerical modeling of sand. *Trans. Am. Soc. Agric. Eng.*, 34:417-422, 1991.

GENUCHTEN, M.Th. van. A closed form equation for predicting hydraulic conductivity of unsaturated soils. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 1:892-898, 1980.

GENUCHTEN, M.Th. van & NIELSEN, D.R. On describing and predicting the hydraulic properties of unsaturated soils. *Ann. Geoph.*, 3:615-628, 1985.

GLANTZ, S.A. & SLINKER, B.K. *Primer of applied regression and analysis of variance*. New York, McGraw-Hill, 1990. 777p.

GREGSON, K.; HECTOR, D.J. & McGOWAN, M. A one-parameter model for the soil water characteristic. *J. Soil Sci.*, 38:483-486, 1987.

GUPTA, S.C. & LARSON, W.E. Estimating soil water characteristics from size distribution, organic carbon and bulk density. *Water Res. Res.*, 15:1633-1635, 1979.

GUPTA, S.C.; SHARMA, P.P. & De FRANCHI, S.A. Compaction effects on soil structure. *Adv. Agron.*, 42:331-338, 1989.

HALL, D.G.M.; REEVE, M.J.; THOMASSON, A.J. & WRIGHT, V.F. Water retention, porosity and density of field soils. Harpenden, Soil Survey, 1977. 67p. (Technician Monograph, 9)

HILL, J.N.S.L. & SUMNER, M.E. Effect of bulk density on moisture characteristics of soils. *Soil Sci.*, 103:234-238, 1967.

HUTSON, J.L. & CASS, A. A retentivity function for use in soil-water simulation models. *J. Soil Sci.*, 38:105-113, 1987.

KLUTE, A. Water retention: Laboratory methods. In: KLUTE, A., ed. *Methods of soil analysis*. 2.ed. Madison, American Society of Agronomy, 1986. p.635-660.

MAYR, T. & JARVIS, N.J. Pedotransfer functions to estimate soil water retention parameters for a modified Brooks-Corey type model. *Geoderma*, 91:1-9, 1999.

MINASNY, B.; McBRATNEY, A.B. & BRISTOW, K.L. Comparison of different approaches to the development of pedotransfer functions for water-retention curves. *Geoderma*, 93:225-253, 1999.

NETTER, J.; WASSERMAN, W. & KUTNER, M.H. *Applied linear regression models*. 2.ed. Homewwod:R.D.Irwin, 1989. 245p.

PAYDAR, Z. & CRESSWELL, H.P. Water retention in Australian soils. II. Prediction using particle size, bulk density and other properties. *Aust. J. Soil Res.*, 34:679-693, 1996.

RAJKAI, K.; KABOS, S.; GENUCHTEN, M.Th. van & JANSSON, P. Estimating water-retention characteristics from the bulk density and particle size distribution of Swedish soils. *Soil Sci.*, 161:832-845, 1996.

RASIAH, V. & AYLMORE, L.A.G. Sensitivity of selected water retention functions to compaction and inherent soil properties. *Aust. J. Soil Res.*, 36:317-326, 1998.

RAWLS, W.J.; BRAKENSIEK, D.L. & SAXTON, K.E. Estimation of soil water properties. *Trans. Am. Soc. Agric. Eng.*, 35:1316-1320, 1982.

RAWLS, W.J.; GISH, T.J. & BRAKENSIEK, D.L. Estimating soil water retention from soil physical properties and characteristics. *Adv. Soil Sci.*, 16:213-234, 1991.

REEVE, M.J.; SMITH, P.D. & THOMASSON, A.J. The effect of density on water retention properties of field soils. *J. Soil Sci.*, 24:355-367, 1973.

SCHEINOST, A.C.; SINOWSKI, W. & AUERSWALD, K. Regionalization of soil water retention curves in a highly variable soilscape. I. Developing a new pedotransfer function. *Geoderma*, 78:129-143, 1997.

SILVA, A.P. & KAY, B.D. Estimating the least limiting water range of soil from properties and management. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 61:877-883, 1997.

SILVA, A.P.; KAY, B.D. & PERFECT, E. Characterization of the least limiting water range. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 58:1775-1781, 1994.

STATISTICAL ANALYSIS SYSTEM INSTITUTE- SAS. SAS/STAT Procedure guide for personal computers. Version 5, SAS Inst. Cary, 1998.

TOPP, G.C.; GALGANOV, Y.T.; BALL, B.C. & CARTER, M.R. Soil water curves desorption. In: CARTER, M.R., ed. *Soil sampling and methods of analysis*. Lewis: Boca Raton, 1993. p.569-579.

TOPP, G.C. & ZEBTCHUCK, W. The determination of soil water desorption curves for soil cores. *Can. J. Soil Sci.*, 59:19-26, 1979.

VAN DEN BERG, M.; KLAMT, E.; VAN REUWIJK, L.P. & SOMBROEK, W.G. Pedotransfers functions for the estimation of moisture retention characteristics of Ferralsols and related soils. *Geoderma*, 78:161-180, 1997.

VEREECKEN, H.; MAES, H.; FEYEN, J. & DARIUS, P. Estimating the soil moisture retention characteristics from texture, bulk density, and carbon content. *Soil Sci.*, 148:389-403, 1989.

WILLIAMS, J.; PREBBLE, R.E.; WILLIAMS, W.T. & HIGNETT, C.T. The influence of texture, structure and clay mineralogy on the soil moisture characteristic. *Aust. J. Soil Res.*, 21:15-32, 1983.

WILLIAMS, J.; ROSS, P. & BRISTOW, K. Prediction of Campbell water retention from texture, structure and organic matter. In: GENUCHTEN, Mt. van & LUND, L.J., eds. *Indirect methods for estimating the hydraulics properties of unsaturated soils*. Riverside: University of California, p.427-441, 1992.

WOSTEN, J.H.M. & GENUHTEN, M.Th. van. Using texture and other soil properties to predict the unsaturated soil hydraulic function. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 52:1762-1770, 1988.