

ISSN 1678-0892

Dezembro, 2006

*Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária
Centro Nacional de Pesquisa de Solos
Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento*

Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento 104

Funções de Pedotransferência para Estimativa da Densidade dos Solos Brasileiros

*Vinícius de Melo Benites
Pedro Oliveira de Almeida Machado
Elaine Cristina Cardoso Fidalgo
Maurício Rizzato Coelho
Beáta Emöke Madari
Carolina Xavier Lima*

Embrapa Solos
Rio de Janeiro, RJ
2006

Exemplares desta publicação podem ser adquiridos na:

Embrapa Solos

Rua Jardim Botânico, 1.024 Jardim Botânico. Rio de Janeiro, RJ
Fone: (21) 2179-4500
Fax: (21) 2274.5291
Home page: www.cnps.embrapa.br
E-mail (sac): sac@cnps.embrapa.br

Comitê Local de Publicações

Presidente: Aluísio Granato de Andrade

Secretário-Executivo: Antônio Ramalho Filho

Membros: Marcelo Machado de Moraes, Jacqueline S. Rezende Mattos,
Marie Elisabeth C. Claessen, José Coelho de A. Filho, Paulo Emílio
F. da Motta, Vinícius de Melo Benites, Rachel Bardy Prado, Maria
de Lourdes Mendonça S. Brefin, Pedro Luiz de Freitas.

Supervisor editorial: *Jacqueline Silva Rezende Mattos*

Revisor de Português: *André Luiz da Silva Lopes*

Normalização bibliográfica: *Marcelo Machado Moraes*

Editoração eletrônica: *Pedro Coelho Mendes Jardim*

1ª edição

1ª impressão (2006): online

Todos os direitos reservados.

A reprodução não-autorizada desta publicação, no todo ou em parte, constitui violação dos direitos autorais (Lei nº 9.610).

631.44

B295 Benites, Vinícius de Melo.

Funções de pedotransferência para estimativa da densidade dos solos
brasileiros / Vinícius de Melo Benites ... [et al.]. – Dados eletrônicos – Rio de
Janeiro: Embrapa Solos, 2006.

(Boletim de pesquisa e desenvolvimento/Embrapa Solos, ISSN 1678-0892; 104)

Sistema requerido: Adobe Acrobat Reader.

Modo de acesso: <[http://www.cnps.embrapa.br/solosbr/
conhecimentos.html](http://www.cnps.embrapa.br/solosbr/conhecimentos.html)>

Título da página da Web (acesso em 7 dez. 2006).

1. Densidade do Solo. 2. Estoque de Carbono. 3. Funções de
Pedotransferência. I. Machado, Pedro Oliveira de Almeida. II. Fidalgo, Elaine
Cristina Cardoso. III. Coelho, Maurício Rizzato. IV. Madari, Beáta Emöke. V.
Lima, Carolina Xavier. VI. Título. VI. Série.

Sumário

Resumo	5
Abstract	7
Introdução	9
Material e Métodos	10
Resultados e Discussão	14
Análise estatística descritiva do conjunto de dados 1	14
Modelos de estimativa de densidade exploratória para todos os casos	15
Modelos de estimativa de densidade simplificada para todos os casos	19
Modelos de estimativa de densidade para horizontes de superfície e sub-superfície	21
Modelos de estimativa de densidade para Latossolos e Argissolos	21
Validação do modelo de estimativa de densidade	23
Conclusões	25
Agradecimentos	26
Referências Bibliográficas	26

Funções de Pedotransferência para Estimativa da Densidade dos Solos Brasileiros

Vinicius de Melo Benites¹

Pedro Oliveira de Almeida Machado²

Elaine Cristina Cardoso Fidalgo¹

Maurício Rizzato Coelho¹

Beáta Emöke Madari²

Carolina Xavier Lima³

Resumo

A medida da densidade do solo (DS) é indispensável para a estimativa do estoque de carbono do solo. Porém medições diretas de DS através de amostras de campo, especialmente em profundidade, são laboriosas e geralmente impraticáveis. Neste caso, modelos de funções de pedotransferência (PTFs) baseados em propriedades do solo obtidas mais facilmente são alternativas às medições laboriosas de densidade do solo. Um procedimento de regressão múltipla "forward stepwise" foi empregado para a predição de DS a partir de 17 propriedades do solo, utilizando um conjunto de dados (conjunto de dados 1) proveniente dos Arquivos de Solos da Embrapa Solos, Rio de Janeiro, Brasil. Um primeiro modelo de regressão exploratório utilizando 1002 amostras de solos do conjunto de dados 1 indicou que o nitrogênio total (N), o conteúdo de argila e a soma de bases (SB) contribuem de forma mais efetiva para a predição de DS (R^2 ajustado = 0,71, erro padrão da estimativa = 0,10). Um modelo simplificado de regressão foi desenvolvido utilizando

¹ Pesquisador da Embrapa Solos. Rua Jardim Botânico, 1024, Jardim Botânico. CEP: 22460-000. Rio de Janeiro, RJ. E-mail: vinicius@cnps.embrapa.br, efidalgo@cnps.embrapa.br, rizzato@cnps.embrapa.br.

² Pesquisador da Embrapa Arroz e Feijão. Cx Postal 179, CEP: 75375-000, Santo Antonio de Goiás, GO. E-mail: madari@cnpaf.embrapa.br, pmachado@cnpaf.embrapa.br.

³ Estagiária da Embrapa Solos.

atributos do solo facilmente medidos, como carbono orgânico (COT), argila e SB. Esse modelo explica 66% da variação da *DS* em 1396 amostras de solos distribuídas em todas as profundidades (erro padrão da estimativa = 0,11). O conteúdo de argila mostrou boa correlação com a predição de *DS* (valor beta = -0,58) seguida por COT (valor beta = -0,51) e SB (valor beta = 0,21). A separação do conjunto de dados 1 em grupos de profundidade do solo (0-30 e 30-100 cm) e em classes de solo (Latosolos e Argissolos) não aumentou a precisão das equações de regressão. Em adição, testou-se o potencial de *DS* predito pelo modelo proposto e por outros três modelos existentes (dois para o Brasil e um para os EUA) em um conjunto de dados independente (conjunto de dados 2). Uma superestimativa da predição de *DS* pelo modelo dos EUA, apresentando um erro médio de predição (MPE) de 0,11 mostra que PTFs desenvolvidas em diferentes ambientes devem ser usadas com cuidado. Modelos brasileiros desenvolvidos para o bioma Amazônia, por outro lado, apresentaram uma pequena subestimativa com valores de MPE variando entre -0,03 a -0,16. O modelo de regressão simples proposto incluindo argila, COT e SB mostrou-se mais preciso.

Palavras-chaves: pedometria, SigSolos, carbono orgânico do solo, análise multivariada.

Pedotransfer functions for bulk density estimation of brazilian soils

Abstract

Soil bulk density (D_b) measurement is key to estimate soil carbon reserves. However, field sampling, specially at depth, and direct measurement of D_b is labor intensive, tedious and often impractical. Thus regression models or pedotransfer functions (PTFs) based on easily measured soil properties are an alternative for laborious D_b measurements. A forward stepwise multiple regression routine was used to predict D_b from 17 soil properties using a data set (data set 1) constructed from the Soil Archives of Embrapa Solos, Rio de Janeiro, Brazil. A first exploratory regression model using 1002 soil samples of data set 1 led to the development of a model, which indicated that total nitrogen (N), clay content (Clay) and sum of basic cations (SB) were the three strongest contributors to D_b prediction (Adjusted- $R^2 = 0.71$, Standard error of the estimate = 0.10). A simplified regression model was developed using easily measured soil attributes, such as soil organic carbon (TOC), Clay and SB. This model described 66% of the variation of D_b in 1396 soil samples distributed at all depths (Standard error of the estimate = 0.11). Clay content showed good correlation with predicted D_b (Beta value = - 0.58) followed by TOC (Beta value = - 0.51) and SB (Beta value = 0.21). Partitioning the data set 1 into groups by soil depth (0-30 and 30-100 cm) and soil order (Latosolos and Argissolos) did not improve the accuracy of regression equations. In addition, we tested the D_b predictive potential of the

proposed model and three existing models (two from Brazil and one from the US) on an independent soil data set (data set 2). A general overestimation of predicted D_b by the US model, with mean predicted error (MPE) of 0.11 shows that published PTFs developed on different environments should be used with care. Brazilian existing models developed for the Amazonian biome, on the other hand, were found to produce a slight underestimation with MPE values ranging from -0.03 to -0.16 . The proposed simple regression model including Clay, TOC and SB was observed to be the most accurate and least unbiased.

Keywords: pedometrics, SigSolos, soil organic carbon, multivariate analysis.

1. Introdução

Preocupações com as mudanças climáticas globais e a contribuição do acúmulo de carbono à sua mitigação têm requerido estimativas nacionais do estoque de carbono dos solos (ESWARAN et al. 1993). Estimativas do estoque de carbono do solo dependem da disponibilidade de dados sobre conteúdo de carbono (em g de C/Kg de solo) e *DS*. Além disso, *DS* pode indicar compactação do solo e limitação ao desenvolvimento de raízes (DEXTER, 2004; MOUAZEN et al. 2003), e a retenção e o movimento da água dependem da densidade do solo (GIVI et al. 2004; MENDONÇA-SANTOS et al. 2005). Variação na retenção de água em Latossolo Vermelho foi devida principalmente à *DS* e ao potencial de água do solo (TORMENA; SILVA, 2002).

Valores de *DS* são necessários para converter o conteúdo de carbono como porcentagem do peso seco para peso de carbono por unidade de área (HOWARD et al. 1995). O estoque de carbono (C_t) é calculado da seguinte forma: C_t (t ha⁻¹) = densidade do solo (g cm⁻³) . concentração de carbono do solo (%) . profundidade da amostragem de solo (cm).

Porém amostragem de campo e medição de *DS* são consideradas laboriosas e fatigante principalmente abaixo de 0-30 cm de profundidade. Adicionalmente, apesar da relevância da classe de solo sobre a variação de *DS* (HEUSCHER et al. 2005), estimativas nacionais de estoques de carbono no solo a 1m de profundidade a partir de informações presentes em vários boletins de levantamento de solo são limitadas pela insuficiência de valores de *DS* para todas as classes de solos. No Brasil, Bernoux et al. (1998) e Tomasella e Hodnett (1998) forneceram a primeira base para predição de *DS* a partir das propriedades dos solos na Bacia Amazônica. Bernoux et al. (1998), usando o procedimento de regressão múltipla com inclusão progressiva de variáveis ("*forward stepwise*"), mostraram que o conteúdo de argila, o carbono orgânico e o pH são os melhores preditores de *DS*, enquanto que regressões múltiplas lineares foram ajustadas por Tomasella e Hodnett (1998) para estimar *DS* a partir do conteúdo de areia, silte e argila. Posteriormente, os resultados de Bernoux et al. (1998) foram utilizados para estimar *DS* e estoque de

carbono (massa de carbono por área) para solos similares em todo o Brasil. (BERNOUX, 2002). O conteúdo de matéria orgânica apresentou efeito dominante sobre a densidade do solo em horizontes aluviais de solos podzólicos em Wales (ADAMS, 1973). Manrique e Jones (1991) relataram que a capacidade preditiva de modelos de regressão para estimar *DS* de solos dos Estados Unidos foi ampliada quando os dados foram divididos em sub-classes.

Funções de Pedotransferência (PTF) baseadas em atributos do solo de fácil obtenção, como carbono orgânico ou conteúdo de argila, apresentam forte potencial para substituir medidas de *DS* quando estas não podem ser obtidas. Porém, como relatado por De Vos et al. (2005), PTfs publicadas mostram grandes diferenças de desempenho quando aplicadas em outros ambientes que não aqueles em que foram ajustadas. Com base nisto, a proposta deste trabalho foi desenvolver um procedimento estatístico para prever *DS* dos solos brasileiros presentes na maior parte dos biomas a partir de propriedades do solo de fácil obtenção.

2. Material e Métodos

Um conjunto de dados de perfis de solos (conjunto de dados 1) foi organizado a partir dos arquivos de solos da Embrapa Solos, no Rio de Janeiro, incluindo somente amostras em que a densidade do solo foi medida. O conjunto de dados 1 continha valores de pH do solo (água), carbono orgânico pelo método do dicromato, nitrogênio total por digestão de Kjeldahl, óxido de ferro (Fe_2O_3), óxido de titânio (TiO_2), óxido de alumínio (Al_2O_3), óxido de silício (SiO_2) pelo ataque sulfúrico cátions trocáveis (Ca^{2+} , Mg^{2+} , K^+), potássio e fósforo solúveis (EMBRAPA, 1997). Dados de propriedades físicas do solo compreenderam o tamanho das partículas, sendo areia (2,00 – 0,05 mm), silte (0,05 – 0,002 mm) e argila (< 0,002 mm) pelo método do hidrômetro usando Na-hexametafosfato como dispersante químico, *DS* pelo método do anel e argila dispersa em água. Os procedimentos laboratoriais usados para medir as propriedades físicas e químicas dos solos encontram-se descritos em Embrapa (1997). O conjunto de dados 1 incluiu ainda a razão C/N e a soma de bases (SB). Em relação às medidas de *DS*, comparado ao método do anel, o método do torrão parafinado, amplamente utilizado nas descrições de solo do

Projeto RADAMBRASIL (BRASIL, 1973-1981), geralmente resulta em maiores valores de DS (TISDALL, 1951). Dados da base compreenderam 363 perfis (1542 horizontes) coletados na maioria dos biomas brasileiros entre 1975 e 2004, e publicados em diversos boletins de levantamentos de solos.

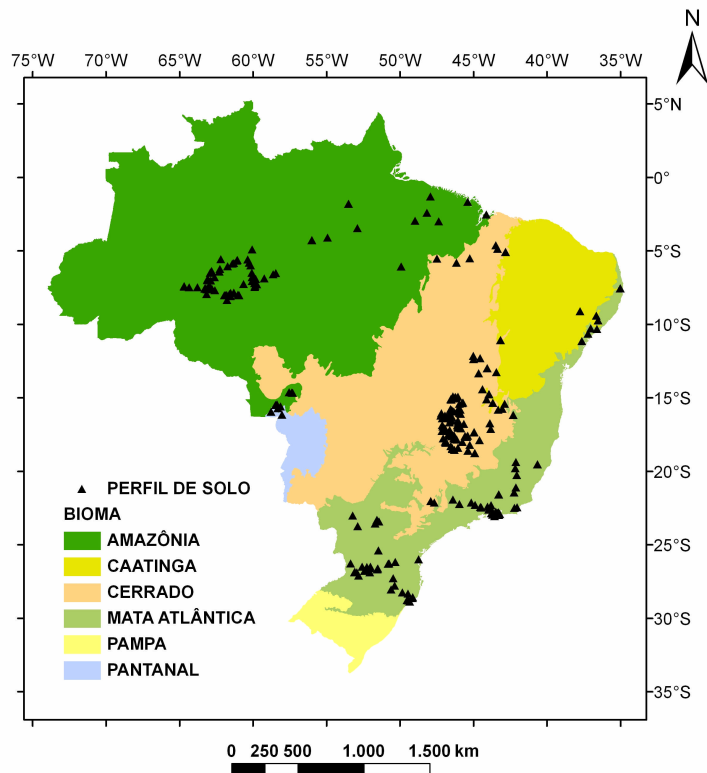


Fig. 1. Distribuição dos perfis de solos nos biomas.

A distribuição dos perfis de solos nos diferentes biomas é ilustrada na Fig. 1.

Ao conjunto de dados 1 foram acrescentadas ainda informações referentes ao número de perfil, data da amostragem, município, estado, uso da terra e classificação taxonômica em nível de sub-ordem, segundo o Sistema Brasileiro de Classificação de Solos (EMBRAPA, 1999). Procedimentos para o controle de qualidade dos dados foram desenvolvidos através do estabelecimento de limiares para cada propriedade do solo e verificação das unidades de

medida conforme sistema internacional. Os limites utilizados permitiram a eliminação de valores externos às faixas estabelecidas com base em correlações entre atributos do solo, como C vs N, pH vs Ca + Mg, e argila vs areia. Este procedimento permitiu ainda a identificação de erros de digitação nos relatórios originais dos levantamentos.

Estatísticas descritivas e análise de regressão linear múltipla (STATSOFT, 1999) foram aplicadas em todos os dados corrigidos. Um procedimento de análise de regressão múltipla "*forward stepwise*" foi utilizado para a análise exploratória relacionando *DS* a 17 atributos do solo. Utilizando o método "*forward stepwise*", foi possível selecionar o modelo mais apropriado. Diagnóstico da colinearidade dos atributos dos solos foi aplicado e, se variáveis apresentassem problemas de colinearidade, uma variável era eliminada da equação de regressão. Foram incluídas nas equações de regressão somente variáveis (atributos do solo) que apresentaram significância estatística ao nível de 0,01 e cujos procedimentos para obtenção em campo e laboratório não são laboriosos. Observações fora do padrão foram identificadas e eliminadas dos modelos ajustados quando o valor de *DS* estimado subtraído pelo valor de *DS* observado foi $> 2,5 SE$, onde *SE* é o erro padrão da estimativa. Seguindo esse procedimento, a equação foi considerada na predição de *DS* somente quando o aumento do R^2 global ajustado (coeficiente ajustado de determinação múltipla) foi significativo ao nível de 0,1% de probabilidade.

O conjunto de dados 1 (todos os horizontes; $n = 1542$) foi subdividido em grupos segundo a profundidade do horizonte e a classe do solo. Duas categorias de profundidade foram criadas: horizontes de superfície (0-30 cm de profundidade) e de sub-superfície (30-100 cm de profundidade).

A profundidade de 0-30 cm é onde *DS* e o carbono do solo são mais afetados pelo manejo do solo (WATSON et al. 2000). Informações sobre taxonomia disponíveis no conjunto de dados 1 permitiu subdividir os perfis em duas classes de solos predominantes no Brasil: Latossolos (Ferrasols) e Argissolos (Acrisols e Lixisols). A divisão dos dados para outras ordens de solos ficou prejudicada pelo pequeno número de amostras. O modelo de regressão foi avaliado comparando os valores preditos e observados de *DS* e considerando

a distribuição dos resíduos brutos. O erro padrão da estimativa para cada modelo e a correlação (valor Beta) entre as variáveis e o *DS* estimado foram ainda calculados. Foi desenvolvido um primeiro modelo de regressão exploratória considerando todos os atributos químicos e físicos do solo, em seguida um modelo de regressão simplificado, o qual inclui somente características do solo disponíveis ou fáceis de se obter.

Por último, o modelo de regressão simplificado (modelo proposto) foi comparado aos três modelos existentes (Tabela 1), aplicando-os a um conjunto de dados independente (conjunto de dados 2) organizado a partir dos perfis descritos no Workshop Internacional de Classificação de Solos (INTERNATIONAL..., 1978, INTERNATIONAL..., 1986), e nas Reuniões Brasileiras sobre Correlação e Classificação de Solos (REUNIÃO..., 1998; EMBRAPA, 1983; EMBRAPA, 1988). Os três modelos – proposto e existentes - foram aplicados ao conjunto de dados 2 e as estimativas de densidade de solo foram comparadas às observadas. Considerando que o desempenho dos modelos de regressão dependem do tipo de critérios estatísticos adotados (MOREELS et al. 2003), a avaliação dos modelos preditivos deve ser baseada em um conjunto de índices de validação, os quais avaliam diversos aspectos da predição (DE VOS et al. 2005). Nós usamos o erro médio de predição (MPE), o desvio padrão do erro de predição (SDPE) e a Raiz do Quadrado médio do erro de predição (RMSPE) para comparar o potencial preditivo dos modelos de regressão:

$$\text{MPE} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i) \quad [\text{Eq. 1}]$$

$$\text{SDPE} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n [(\hat{y}_i - y_i) - \text{MPE}]^2} \quad [\text{Eq. 2}]$$

$$\text{RMSPE} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2} \quad [\text{Eq. 3}]$$

Tabela 1. Modelos de estimativa da densidade do solo.

Modelo de regressão ¹	Número de observações	Algoritmos ²
A	323	$DS = 1,524 - 0,0046(\%argila) - 0,051(\%COT) - 0,0045(pH_{\text{água}}) + 0,001(areia)$
B	613	$DS = 1,578 - 0,054(\%COT) - 0,006(\%silte) - 0,004(\%argila)$
C	19651	$DS = 1,660 - 0,318(\%COT)^{1/2}$

¹A: Bernoux et al. (1998); B: Tomasella e Hodnett (1999); C: Manrique e Jones (1991).

²DS: densidade do solo (g cm⁻³); COT: carbono orgânico (% peso);

onde, y_i é a densidade do solo observada da i -ésima amostra de solo, \hat{y}_i é a densidade do solo predita para a i -ésima amostra de solo, e n é o número total de observações. O MPE (erro de exatidão) permite a avaliação do viés positivo ou negativo do modelo de regressão, indicando uma tendência média para a superestimativa ou subestimativa, respectivamente (DE VOS et al. 2005). O SDPE (erro de precisão) mostra a variação aleatória das predições depois da correção para o viés global. O MPE e SDPE devem ser o menor possível.

3. Resultados e Discussão

3.1. Análise estatística descritiva do conjunto de dados 1

O conjunto de dados 1 reflete a distribuição das classes de solos no Brasil (COELHO et al. 2002), onde Latossolos (Ferralsols) e Argissolos (Acrisols e Luvisols) predominam (Tabela 2). Os horizontes de solo incluídos neste estudo variaram consideravelmente em seus atributos químicos e físicos (Tabela 3), o que era esperado, considerando a grande área a que se referem, correspondente a aproximadamente 8 milhões de quilômetros quadrados. O valor médio de DS neste conjunto de dados é 1,36, variando entre 0,13 e 2,25 (Tabela 3). O número de observações variou entre 1342 e 1539 devido a lacunas de dados referente a algumas variáveis, como N, P, Fe₂O₃, SiO₂, Al₂O₃ e TiO₂.

3.2. Modelo de regressão exploratória para todos os dados

Em uma análise de regressão exploratória utilizando todos os dados corrigidos de todos os horizontes do conjunto de dados 1, um modelo foi desenvolvido em que DS pode ser predito a partir das variáveis N, Argila, SB, C:N, WDC, Al_2O_3 , e Ca + Mg. Após 3 etapas, o modelo número 4 foi obtido, o qual explica 70% da variância (Tabela 4). Amostras de solos consideradas como fora do padrão foram retiradas do modelo para aumentar a exatidão da ~~predição de~~ DS (R^2 ajustado entre 0,49 e 0,71).

Tabela 2. Distribuição das classes de solo no conjunto de dados 1.

Classe (Embrapa, 1999)	FAO-WRB (FAO, 1998)	Número de perfis de solo	% Total
Argissolos	Acrisols, Lixisols	79	21,8
Cambissolo	Cambisols	33	9,1
Gleissolo	Gleysols	11	3,0
Latossolo	Ferralsols	134	36,9
Luvissolo	Luvisols	5	1,4
Neossolo Flúvico	Fluvisols	17	4,7
Neossolo Litólico	Leptosols	10	2,8
Neossolo Quartzarênico	Arenosols	15	4,1
Nitossolo	Nitisols	16	4,4
Organossolo	Histosols	3	0,8
Planossolo	Planosols	8	2,2
Plintossolo	Plinthosols	15	4,1
Vertissolo	Vertisols	4	1,1
Others		13	3,6
Total		363	100,0

Observa-se que o erro da estimativa apresentou distribuição normal (Figura 2). Isto significa que os erros da estimativa de DS resultantes deste modelo de regressão tendem a zero. O erro máximo do modelo é $0,2 \text{ g cm}^{-3}$, indicando 15% de erro do valor estimado para uma média de DS de $1,36 \text{ g cm}^{-3}$ em solos brasileiros.

Tabela 3. Estatísticas descritivas das propriedades dos solos do conjunto de dados 1.

Propriedade do solo ^a	Unidade	Casos válidos	Min.	Média	Max.	Desvio padrão
Areia	g kg ⁻¹	1537	0	402	1000	271
Silte	g kg ⁻¹	1537	0	193	811	155
Argila	g kg ⁻¹	1537	0	405	960	219
ADA	g kg ⁻¹	1529	0	130	740	155
<i>DS</i>	g cm ⁻³	1541	0,13	1,36	2,25	0,24
SiO ₂	g kg ⁻¹	1401	0	135,5	434,0	87,4
Al ₂ O ₃	g kg ⁻¹	1401	0	130,5	910,0	88,1
Fe ₂ O ₃	g kg ⁻¹	1401	0	61,7	385,0	63,9
TiO ₂	g kg ⁻¹	1401	0	10,2	836,0	38,5
pH	-	1539	3,30	5,16	8,40	0,74
Ca ²⁺ + Mg ²⁺	cmol _c kg ⁻¹	1542	0	2,81	35,00	4,96
K ⁺	cmol _c kg ⁻¹	1541	0	0,11	6,00	0,23
SB	cmol _c kg ⁻¹	1542	0,01	2,98	36,10	5,04
Al ³⁺	cmol _c kg ⁻¹	1536	0	1,4	12,4	1,9
P	mg kg ⁻¹	1389	0	3,8	213,0	14
COT	g kg ⁻¹	1542	0,3	8,7	205,7	14,2
N	g kg ⁻¹	1342	0,09	0,96	20,20	1,14
C/N	-	1342	0,4	8,4	144,0	6,7

^aADA: Argila dispersa em água; *DS*: densidade do solo; SB: Soma de bases (Ca²⁺, Mg²⁺, and K⁺); COT: Carbono total do solo.

É interessante notar que, em contraste com vários trabalhos (MANRIQUE; JONES, 1991; BERNOUX et al. 1998; TOMASELLA; HODNETT, 1998), os melhores modelos (número 3 e 4) não incluíram carbono orgânico na predição de *DS*. O nitrogênio total, porém, está presente em todos os modelos de predição de *DS*, o que pode ser explicado pelo processo pelo fato do processo de regressão eliminar covariantes que são menos relevantes para a determinação de *DS*. A alta correlação entre o carbono orgânico e o nitrogênio (COT = -1,775 + 10,804N; $R^2 = 0,83$; número de observações = 1342) resultou em colinearidade, por sua vez, o procedimento de regressão selecionou o nitrogênio total no lugar do carbono do solo para representar a influência da

matéria orgânica do solo sobre *DS*. Sob o aspecto químico, isso faz sentido porque a determinação do carbono do solo é baseada no procedimento da digestão ácida em dicromato, que não é capaz de medir todas as formas de carbono do solo, particularmente as muito estáveis (MADARI et al. 2005). Por outro lado, a determinação de nitrogênio total em solos é baseada no método de Kjeldahl, que é mais exato e preciso que a determinação do carbono do solo por oxidação em dicromato. Além disso, a matéria orgânica dos solos tropicais é composta, em sua maior parte, por substâncias húmicas (THENG et al. 1989) e, dependendo da composição das espécies de plantas e da lignina associada, o nitrogênio tem um potencial para aumentar os aportes de matéria orgânica estável do (DIJKSTRA et al. 2004). O nitrogênio total do solo não foi incluído nos modelos de regressão desenvolvidos para a predição de *DS* em solos da Amazônia brasileira (BERNOUX et al. 1998; TOMASELLA; HODNETT, 1998).

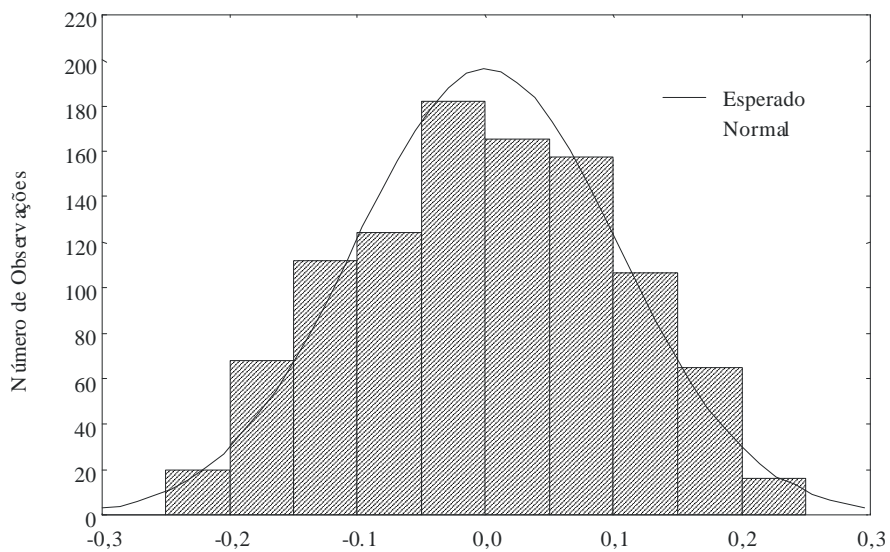


Fig. 2. Distribuição dos erros da estimativa de densidade do solo utilizando o modelo número 4 (após passo 3; Tabela 4).

Tabela 4. Resultados da regressão múltipla passo a passo para todos os dados (conjunto de dados 1) para os quatro passos etapas. Após retirada de dados fora do padrão.

Modelo	N ^a	Variáveis incluídas no modelo ^b	R ² ajustado	Desvio padrão
1	1129	1,55522 - 0,04647N - 0,00041 argila - 0,00548OC + 0,01117(Ca + Mg) - 0,00075Fe ₂ O ₃ + 0,01907Al + 0,00014silte	0,488	0,16
2	1088	1,53892 - 0,09957N - 0,00032argila + 0,04726SB - 0,00255OC - 0,00052Fe ₂ O ₃ + 0,00023Al ₂ O ₃ + 0,00008WDC + 0,00009areia	0,601	0,13
3	1042	1,61354 - 0,00037argila - 0,12290N + 0,05545SB - 0,00359C:N + 0,00012WDC - 0,00045Fe ₂ O ₃ + 0,00022Al ₂ O ₃	0,675	0,11
4	1002	1,66141 - 0,12455N - 0,00042argila + 0,10622SB - 0,00059Fe ₂ O ₃ - 0,00328C:N + 0,00011WDC + 0,00041Al ₂ O ₃ - 0,09597(Ca + Mg)	0,709	0,10

^a Número de observações.

^b Todas as variáveis apresentam nível de significância estatística de 0,01.

A soma de bases (SB) também descreve variações na densidade do solo. Sob o aspecto químico, isso faz sentido uma vez que se reconhece que em média 77% da capacidade de troca de cátions (e SB) dos solos brasileiros é devida ao carbono do solo (RAIJ, 1969; LOPES, 1984; PAVAN et al. 1985).

3.3. Modelo de regressão simplificada para todos os dados

Considerando que carbono orgânico, conteúdo de argila e soma de bases são rapidamente facilmente obtidas em levantamento de solos de todo o Brasil e que eles também refletem a matéria orgânica do solo, a textura do solo e a fertilidade, um modelo simplificado contendo essas três variáveis foi desenvolvido para prever *DS*. Comparado ao modelo de regressão exploratória, foi possível utilizar um número maior de observações ($n = 1396$; Tabela 5) para o desenvolvimento do modelo devido à redução do número de variáveis consideradas.

Tabela 5. Modelos de regressão simplificados entre propriedades e densidade do solo para todos os solos do conjunto de dados 1 (número de observações = 1396).

Modelo	Intercepto	Argila	COT ^a	SB ^b	R^2 ajustado	Desvio padrão
5	1,5600	- 0,0005	- 0,0100	0,0075	0,66	0,11
6	1,5688	- 0,0005	- 0,0090		0,63	0,11
7	1,5224	- 0,0005			0,42	0,14

^aCOT: Carbono orgânico total; ^bSB: Soma de bases.

A Tabela 5 mostra que o conteúdo de argila isolado não é um bom preditor de *DS* (Modelo número 7). O modelo de regressão número 5, que inclui argila, COT e SB, descreveu 66% da variação da densidade de todos os solos em todas as profundidades. O conteúdo de argila apresenta maior correlação com os valores preditos de *DS* (valor Beta = - 0,58), seguido de perto por COT (valor Beta = - 0,51) e SB (valor Beta = 0,20). O modelo de regressão apresentado por Bernoux et al. (1998), que inclui argila, COT, pH do solo e

areia descreve 56% da variação da densidade dos solos na Amazônia brasileira utilizando 323 pontos amostrais. Tomasella e Hodnett (1998) também desenvolveram regressões lineares múltiplas para a predição da densidade dos solos na Amazônia brasileira usando 396 pontos amostrais e encontraram um modelo de regressão que inclui COT, silte e argila e responde por 77% da variação.

O gráfico que apresenta a relação entre os dados preditos e observados mostra que há uma boa concordância na estimativa (Figura 3). O avaliação do desempenho do modelo proposto (Modelo número 5, Tabela 5) e dos modelos existentes (Tabela 1) para a predição de DS dos solos brasileiros é discutida na seção 3.6.

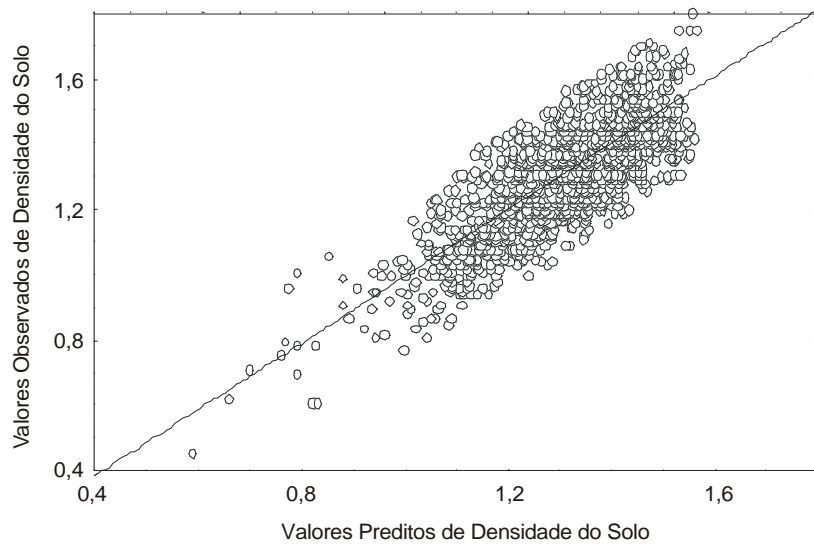


Fig. 3 . Valores observados *versus* valores preditos de densidade do solo (g cm^{-3}) utilizando o modelo simplificado (Modelo 5, Tabela 5).

3.4. Modelos de regressão para horizontes de superfície e sub-superfície

Para prever a densidade dos horizontes de superfície (até 30 cm de profundidade) e de sub-superfície (abaixo de 30 cm), variáveis do conjunto de dados 1 foram consideradas na análise de regressão múltipla. Para horizontes de superfície, o melhor modelo de predição de DS foi uma função de COT, argila, **SB**, Fe_2O_3 , P, Al e TiO_2 (R^2 ajustado = 0,74; número de observações = 300), enquanto que para horizontes de sub-superfície, o melhor modelo de regressão para prever DS foi uma função de N, argila, SB, Ca + Mg, P, C:N e COT (R^2 ajustado = 0,77; número de observações = 213).

Modelos de regressão simplificados para horizontes de superfície e sub-superfície foram adicionalmente desenvolvidos utilizando as mesmas variáveis incluídas nas equações de regressão simplificadas para todos os horizontes. A Tabela 6 mostra as equações de regressão simplificadas para predição de DS para os dois grupos (horizontes de superfície e sub-superfície). Os resultados evidenciam a correlação entre COT e a predição da densidade do solo nos horizontes de superfície (valor Beta = 0,60), o que é devido, principalmente, à maior variabilidade dos valores de COT nos primeiros 30cm de solo, quando comparados aos valores nos horizontes entre 30 e 100cm. Isso pode ser explicado pelos valores mais elevados de COT nos horizontes de superfície (média de COT = 16,4 g kg⁻¹) do que em horizontes de sub-superfície (média de COT = 6,4 g kg⁻¹). A influência de COT na variação de DS foi mais relevante para os horizontes de superfície (horizontes A com valor médio de COT = 16,8 g kg⁻¹) do que para os horizontes B e C (média de COT = 4,3 g kg⁻¹) na Amazônia brasileira (BERNOUX et al. 1998). Em profundidade, a correlação entre COT e valores preditos de DS foi menor (valor Beta = -0,45) que entre conteúdo de argila e valores preditos de DS (valores Beta = -0,66).

3.5. Modelos de Regressão para Latossolos e Argissolos

Um modelo de regressão foi desenvolvido para as duas maiores classes de solos do Brasil (Latosolos e Argissolos). Os melhores modelos para a predição de DS em Latossolos e Argissolos foram funções de argila, COT, Fe_2O_3 ,

ADA, SiO_2 , areia e K^+ (R^2 ajustado = 0,75; desvio padrão = 0,09; número de observações = 502). O modelo de regressão foi posteriormente simplificado para os três melhores preditores de DS , considerando seus valores Beta:

$$DS = 1,5597 - 0,0004 \text{ argila} - 0,0077 \text{ COT} - 0,0004 \text{ Fe}_2\text{O}_3 \quad [\text{Eq. 4}]$$

Número de observações = 739

R^2 ajustado = 0,66

Desvio padrão = 0,10

O conteúdo de argila apresenta melhor correlação (valor Beta = - 0,55) com os valores preditos de DS , seguido por COT (valor Beta = - 0,31) e Fe_2O_3 (valor Beta = - 0,16). Neste caso, DS mostrou-se pouco relacionado com SB e foi substituído por Fe_2O_3 . A maioria das amostras de solos pertencia à classe dos Latossolos (65%) e esses solos mostram alta estabilidade de agregados, em que os agregados de argila (principalmente caulinita e gibsita) são estabilizados pelos altos conteúdos de óxidos de Fe, matéria orgânica ou ambos (RESENDE et al. 1988; MOTTA et al. 2002).

Os resultados mostram que a subdivisão dos dados em grupos de diferentes profundidades e classes de solos não resultou em predições mais exatas de DS . Somente o modelo de regressão simplificada para horizontes de superfície (Tabela 6) teve melhores resultados para a predição de densidade do solo que o modelo simplificado para todos os solos (Modelo 1, Tabela 5). Comparado ao modelo simplificado de regressão para todos os solos (Modelo 5, Tabela 5), os resultados mostraram não ser vantajosa a divisão dos dados por classe de solo. Latossolos podem apresentar diferentes quantidades de caulinita e gibsita, sendo que os Latossolos caulínticos apresentam maior densidade dos solos ($DS = 1,55 \text{ g cm}^{-3}$) que os Latossolos gisbíticos ($DS = 0,91 \text{ g cm}^{-3}$) (FERREIRA et al. 1999). O mesmo ocorre com os Argissolos. Portanto, existe mais variação na densidade do solo dentro de cada uma destas classes, de acordo com a composição mineralógica, do que entre as classes, o que não justifica sua individualização. Adicionalmente, o modelo de regressão para Latossolos e Argissolos [Eq. (4)] inclui uma variável do solo (Fe_2O_3), cuja determinação é

laboriosa e não é geralmente medida nos laboratórios de análise de solo no Brasil. Este resultado contrasta com estudos similares conduzidos nos EUA (MANRIQUE; JONES, 1991; HEUSCHER et al. 2005), embora tenhamos que considerar que os resultados não são diretamente comparáveis, visto que os dados do Laboratório de Pesquisa de Solo em Lincoln, NE, são mais numerosos (entre 19000 e 136000 amostras de solos) e os modelos foram desenvolvidos para a predição de valores de *DS* medidos pelo método do torrão parafinado ao invés do método do anel.

Tabela 6. Modelo de regressão simplificado entre propriedades e densidade do solo em superfície (0 – 30 cm) e sub-superfície (30 – 100 cm) do conjunto de dados 1.

Profundidade do solo	n ^a	Intercepção	Argila	COT ^b	SB ^c	R ² ajustado	Desvio padrão
0-30 cm	423	1,5544	- 0,0004	- 0,0100	0,0067	0,74	0,10
30-100 cm	345	1,5674	- 0,0005	- 0,0060	0,0076	0,65	0,11

^an: Número de observações; ^bCOT: Carbono total do solo; ^cSB: Soma de bases.

3.6. Validação do modelo de regressão

O desempenho do modelo proposto (Modelo 5, Tabela 5) e dos modelos de regressão existentes são listados na Tabela 7. Excluindo o modelo III, desenvolvido por Manrique e Jones (1991), todos os modelos têm associados valores médios de erro de predição negativos (- 0,3 a - 0,16) indicando subestimativa de *DS*. O modelo proposto apresentou valores de erro médio de predição mais próximos de zero, portanto com menor viés. As diferenças de desempenho dos modelos podem ser verificadas nos gráficos de dispersão (Figura 4). O modelo proposto apresenta ainda o menor desvio padrão do erro de predição (SDPE) indicando maior precisão. O RMSPE variou entre 0,19 (modelo proposto) e 0,28 (Modelo IV). Os resultados de RMSPE e MPE e o gráfico de dispersão mostram que o modelo IV apresenta exatidão de predição inferior aos demais modelos testados, bem como maior viés. O modelo IV, devido à inclusão do pH do solo, fornece uma estimativa não realista de *DS*, particularmente para Vertissolos e Luvisolos, geralmente encontrados no Nordeste brasileiro (RCC, 1988). Por outro lado, os modelo II e IV, que foram desenvolvidos em um bioma específico (Amazônia brasileira) devem

ser usados com cuidado para estimar DS para todos os solos brasileiros, presentes em outros biomas como Cerrado, Floresta Atlântica, Caatinga e Pampa. O erro de predição do modelo III encontra-se entre os valores observados de SDPE para os modelos II e IV, mas o modelo III superestimou os valores de DS . Similar ao que foi observado nos modelos II e IV, este diferente desempenho do modelo III, como sugerido por Kaur et al. (2002) e De Vos et al (2005), indica que os modelos publicados devem ser empregados com cuidado quando aplicados em outros ambientes que não aquele para o qual foi desenvolvido.

Tabela 7. Índices de avaliação dos modelos proposto e existentes para a estimativa de DS do conjunto de dados 2.

Modelo ¹	MPE ²	SDPE ³ g cm ⁻³	RMSPE ⁴
I	- 0,03	0,19	0,19
II	- 0,04	0,24	0,24
III	0,11	0,25	0,27
IV	- 0,16	0,26	0,28

¹ I: Modelo proposto (Modelo 5; Table 5); II: Tomasella and Hodnett (1998); III: Manrique and Jones (1991); e IV: Bernoux et al. (1998).

² Erro médio de predição (erro de exatidão);

³ Desvio padrão do erro de predição.

⁴ Raiz do quadrado médio do erro de predição.

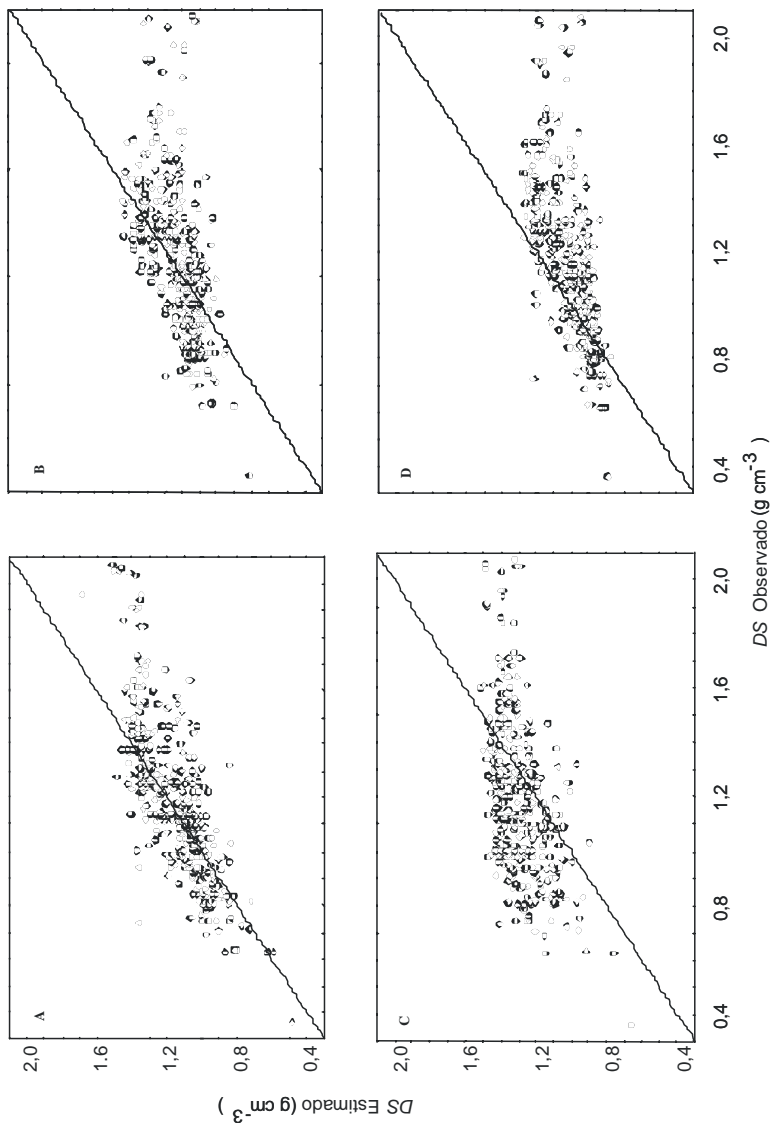


Fig. 4. Valores observados versus estimados de DS do conjunto de dados 2 para os modelos de regressão: A) Modelo Proposto (Modelo 5; Tabela 5); B) Modelo II (Tomasella and Hodnett, 1998); C) Modelo III (Manrique and Jones, 1991); e D) Modelo IV (Bernoux et al., 1998).

4. Conclusões

O valor médio de *DS* para os solos do Brasil foi $1,36 \text{ g cm}^{-3}$, variando entre $0,13$ e $2,25 \text{ g cm}^{-3}$. Funções de regressão são úteis para predição de *DS* dos solos brasileiros a partir de outras propriedades do solo. Em uma primeira análise exploratória de regressão, utilizando todas as amostras do conjunto de dados 1 (número de observações – 1002), um modelo foi desenvolvido e *DS* pôde ser predita a partir das seguintes variáveis: N, argila, SB, C:N, WDC, Al_2O_3 e Ca + Mg. Essas variáveis explicam 70% da variação de *DS*. Um modelo de regressão simplificado (Modelo 5, Tabela 5), utilizando apenas COT, argila e SB, descreveu 66% da variação de *DS* para todos os solos e todas as profundidades. A partição do conjunto de dados 1 em grupos de diferentes profundidades e classes de solo não resultou em melhorias consideráveis na predição de *DS*.

Comparado a três equações de regressão existentes, o modelo proposto (Modelo 5, Tabela 5) apresentou menor viés, maior precisão e maior exatidão. Os resultados deste estudo pretendem contribuir com bases mais exatas e precisas para a estimativa do carbono do solo nos biomas brasileiros.

5. Agradecimentos

Este estudo teve financiamento da Embrapa Macroprogama 1 (Projeto Agrogases, N. 01.02.1.03.2.1). Agradecemos a Ana Maria Almeida Rosa pelo excelente apoio técnico.

6. Referências Bibliográficas

ADAMS, W. A. The effect of organic matter on the bulk and true densities of some uncultivated podzolic soils. **Journal of Soil Science**, London, v. 24, n. 1, p. 10-17, Mar. 1973.

BERNOUX, M.; ARROUAYS, D.; CERRI, C.; VOLKOFF, B.; JOLIVET, C. Bulk densities of Brazilian Amazon soils related to other soil properties. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 62, n. 3, p. 743-749, May/ Jun. 1998.

BERNOUX, M.; CARVALHO, M. C. S.; VOLKOFF, B.; CERRI, C. C. Brazil's soil carbon stocks. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 66, n. 3, p. 888-896, May 2002.

BRASIL. Ministério das Minas e Energia. Projeto RADAMBRASIL. **Levantamento de recursos naturais**. Rio de Janeiro: Ministério das Minas e Energia, 1973-1982. 27 v.

COELHO, M. R.; SANTOS, H. G.; SILVA, E. F.; AGLIO, M. L. D. O recurso natural solo. In: MANZATTO, C. V., FREITAS JUNIOR, E., PERES, J. R. R. (Ed.) **Uso agrícola dos solos brasileiros**. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2002. p. 1-11.

DE VOS, B.; VAN MEIRVENNE, M.; QUATAERT, P.; DECKERS, J.; MUYS, B. Predictive quality of pedotransfer functions for estimating bulk density of forest soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 69, n.2, p. 500-510, Mar. 2005.

DEXTER, A. R. Soil physical quality part I: theory, effects of soil texture, density, and organic matter, and effects on root growth. **Geoderma**, Amsterdam, v. 120, n. 3-4, p. 201-214, Jun. 2004.

DIJKSTRA, F. A.; HOBBIE, S. E.; KNOPS, J. M. H.; REICH, P. B. Nitrogen deposition and plant species interact to influence soil carbon stabilization. **Ecology Letters**, Montpellier, v. 7, n. 12, p. 1192-1198, Dec. 2004.

EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Manual de métodos de análise de solo**. 2. ed. Rio de Janeiro: Embrapa-CNPS, 1997. 212 p. (Embrapa-CNPS. Documentos, 1).

EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Brasília, DF: Embrapa Produção de Informação, 1999. 412 p.

EMBRAPA. Serviço Nacional de Levantamento e Conservação de Solos. REUNIÃO DE CLASSIFICAÇÃO, CORRELAÇÃO DE SOLOS E INTERPRETAÇÃO DE APTIDÃO AGRÍCOLA, 2., 1983, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: Embrapa, SNLCS, 1983. 138 p.

EMBRAPA. Serviço Nacional de Levantamento e Conservação de Solos. REUNIÃO DE CLASSIFICAÇÃO, CORRELAÇÃO DE SOLOS E INTERPRETAÇÃO DE APTIDÃO AGRÍCOLA, 3., 1988, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: Embrapa-SNLCS, 1988. 425 p.

ESWARAN, H.; VAN DEN BERG, E.; REICH, P. Organic carbon in soils of the world. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 57, n. 1, p. 192-194, Jan/Feb. 1993.

FAO. **World reference base for soil resources**. Rome: FAO: ISSS: ISRIC, 1998. 88 p. (FAO. World soil resources reports, 84).

FERREIRA, M. M.; FERNANDES, B.; CURI, N. Influência da mineralogia da fração argila nas propriedades físicas de latossolos da Região Sudeste do Brasil. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 23, n.3, p. 515-524, Jul/Set., 1999.

GIVI, J.; PRASHER, S. O.; PATEL, R. M. Evaluation of pedotransfer functions in predicting the soil water contents at field capacity and wilting point. **Agricultural Water Management**, Amsterdam, v. 70, n. 2, p. 83-96, Nov. 2004.

HEUSCHER, S. A.; BRANDT, C. C.; JARDINE, P. M. Using soil physical and ~~chemical properties to estimate bulk density~~. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 69, n. 1, p. 51-56, Jan. 2005.

HOWARD, P. J. A.; LOVELAND, P. J.; BRADLEY, R. I.; DRY, F. T.; HOWARD, D. M.; HOWARD, D. C. The carbon content of soil and its geographical distribution in Great Britain. **Soil Use and Management**, Oxford, v. 11, n. 1, p. 9-15, Mar. 1995.

INTERNATIONAL SOIL CLASSIFICATION WORKSHOP, 1., 1978, Rio de Janeiro. **Proceedings...** Rio de Janeiro: Embrapa-SNLCS, 1978. 376 p. Editado por: CAMARGO, M. N.; BEINROTH, F. H.

INTERNATIONAL SOIL CLASSIFICATION WORKSHOP, 8., 1986, [Rio de Janeiro]. **Proceedings...**: classification, characterization and utilization of oxisols: part 1: papers. Rio de Janeiro: Embrapa; Washington, DC: USDA Soil Conservation Services; San Juan: University of Puerto Rico, 1988. 285 p. Edited by: BEINROTH, F. H.; CAMARGO, M. N.; ESWARAN, H.

KAUR, R.; KUMAR, S.; GURUNG, H. P. A pedo-transfer function (PTF) for estimating soil bulk density from basic soil data and its comparison with existing PTFs. **Australia Journal of Soil Resource**, Collingwood, v. 40, n. 5, p. 847-857, Sep. 2002.

MADARI, B. E.; REEVES III, J. B.; COELHO, M. R.; MACHADO, P. L. O. A.; DE-POLLI, H.; COELHO, R. M.; BENITES, V. M.; SOUZA, L. F.; MCCARTY, G. W. Mid- and near-infrared spectroscopic determination of carbon in a diverse set of soils from the Brazilian National Soil Collection. **Spectroscopy Letters**, Philadelphia, v. 38, n. 6, p. 721-740, Nov. 2005.

MANRIQUE, L. A.; JONES, C. A. Bulk density of soils in relation to soil physical and chemical properties. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 55, n. 2, p. 476-481, Mar/Apr. 1991.

MENDONÇA-SANTOS, M. L.; MINASNY, B.; MCBRATNEY, A. B. Predição e mapeamento de capacidade de retenção de água do solo usando funções de pedotransferência e modelagem quantitativa. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 30., 2005, Recife. **Anais...** Recife: Embrapa Solos, 2005. 1 CD-ROM.

MOREELS, E.; DE NEVE, S.; HOFMAN, G.; VAN MEIRVENNE, M. Simulating nitrate leaching in bare fallow soils: a model comparison. **Nutrient Cycling in Agroecosystems**, Dordrecht, v. 67, n. 2, p. 137-144, Feb. 2003.

MOTTA, P. E. F.; CURI, N.; FRANZMEIER, D. P. Relation of soils and geomorphic surfaces in the Brazilian cerrado. In: OLIVEIRA, P. S.; MARQUIS, R. J. (Ed.) **The cerrados of Brazil: ecology and natural history of a neotropical savanna**. New York: Columbia University Press, 2002. p. 13-32.

MOUAZEN, A. M.; RAMON, H.; BAERDEMAEKER, J. D. Modelling compaction from on-line measurement of soil properties and sensor draught. **Precision Agriculture**, Dordrecht, v. 4, n. 2, p. 203-212, Jun. 2003.

PAVAN, M. A.; BINGHAN, F. T.; PRATT, P. F. Chemical and mineralogical characteristics of selected acid soils of the state of Parana, Brazil. **Turrialba**, San Jose, v. 35, n. 2, p. 131-139, Abr/Jun. 1985.

RAIJ, B. VAN. A capacidade de troca de cátions das frações orgânica e mineral em solos. **Bragantia**, Campinas, v. 28, n. 8, p. 85-112, Mar. 1969.

RESENDE, M.; CURI, N.; SANTANA, D. P. **Pedologia e fertilidade do solo: interações e aplicações**. Brasília: MEC: ESAL: POTAFOS, 1988. 81p.

REUNIÃO DE CLASSIFICAÇÃO, CORRELAÇÃO E APLICAÇÃO DE LEVANTAMENTO DE SOLOS, 1998, Recife. **Guia de excursão de estudos de solos nos Estados de Pernambuco, Paraíba, Rio Grande do Norte, Ceará e Bahia**. Recife Embrapa Solos, 1998. 124 p.

STATSOFT. **STATISTICA for Windows**. Tulsa, 1999. CD Rom.

TISDALL, A. L. Comparison of methods of determining apparent density of soils. **Australian Journal of Agriculture Resource**, Collingwood, v. 2, n. 3, p. 349-354, 1951.

THENG, B. K. G.; TATE, K. R.; SOLLINS, P.; MORIS, N.; NADKARNI, N.; TATE III, R. L. Constituents of organic matter in temperate and tropical soils. In: COLEMAN, D. C.; OADES, J. M.; UEHARA, G. (Ed.) **Dynamics of soil organic matter in tropical ecosystems**: NifTAL Project. Honolulu: University of Hawaii Press, 1989. p. 5-32.

TOMASELLA, J.; HODNETT, M. G. Estimating soil water retention characteristics from limited data in Brazilian Amazonia. **Soil Science**, Philadelphia, v. 163, n. 3, p. 190-202, Mar. 1998.

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**, Viçosa, v. 26, n. 2, p. 305-314, Apr/Jun. 2002.

WATSON, R. T.; NOBLE, I. R.; BOLIN, B.; RAVINDRANATH, N. H.; VERARDO, D. J.; DOKKEN, D. J. **Land use, land-use change, and forestry**. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2000. 377 p.