**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Variabilidade espacial do carbono e outros atributos do solo em uma área
destinada ao reflorestamento no Rio Grande do Norte**

Gilma Amparo Reina Sánchez

**Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestre em Ciências. Área de concentração: Solos e
Nutrição de Plantas**

**Piracicaba
2010**

Gilma Amparo Reina Sánchez
Engenheiro Agrônomo

**Variabilidade espacial do carbono e outros atributos do solo em uma área destinada ao
reflorestamento no Rio Grande do Norte**

Orientador:
Prof. Dr. **CARLOS EDUARDO PELLEGRINO CERRI**

**Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestre em Ciências. Área de concentração: Solos e
Nutrição de Plantas**

**Piracicaba
2010**

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - ESALQ/USP**

Reina-Sánchez, Gilma Amparo

Variabilidade espacial do carbono e outros atributos do solo em uma área destinada ao reflorestamento no Rio Grande do Norte / Gilma Amparo Reina Sánchez. - - Piracicaba, 2010.
119 p. : il.

Dissertação (Mestrado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2010.
Bibliografia.

1. Carbono 2. Física do solo 3. Geoestatística 4. Modelagem de dados 5. Química do solo
6. Reflorestamento I. Título

CDD 631.41
R364v

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"

Ofereço

A **Deus**, pelos privilégios e por me abençoar em todo meu caminho;

A meu filho **David Felipe**, pelo amor e alegria, pela força,

por compreender minha ausência e,

pela longa espera de meus deveres como mãe.

A meus Pais **Gustavo e Gilma**, pelo esforço, educação, amor e apoio incondicional;

As minhas irmãs: **Jazmín, Yessica e Milena**, pelos momentos compartilhados;

A minha sobrinha **Mariana** e, a **Leonardo** por fazer parte de mais uma etapa da minha vida

Dedico

AGRADECIMIENTOS

Ao meu orientador, o professor **Dr. Carlos Eduardo Pellegrino Cerri (ADO)**, pelos ensinamentos contribuídos para minha formação profissional, pela orientação, motivação, pelo apoio na realização deste trabalho e, pela amizade e paciência;

À **Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” da Universidade de São Paulo (ESALQ / USP)**, por meio da **Comissão do Programa de Pós-Graduação em Solos e Nutrição de Plantas**, pela oportunidade de realização do curso;

Aos docentes do Departamento de Solos e Nutrição de Plantas, pelos ensinamentos transmitidos durante as disciplinas cursadas;

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – **CNPq** – Brasil; pela bolsa de estudos concedida;

A **Leonardo Ramírez López** pelo incentivo e apoio; e a **Elvia** pelas orações;

Aos meus colegas de sala e companheiros de orientação pela convivência amigável e saudável, pelos momentos de aprendizagem: **Rodrigo Czcza, Luisa Pissioni, Thalita Abbruzzini, Carolina Brandani, Maria Cristina Sánchez** e, em especial, a **Diana Signor** minha tradutora oficial pelas sugestões na escrita do trabalho e pelas longas conversas;

A **Eleusa Bassi**, técnica do Laboratório de Matéria Orgânica do Solo do Departamento de Solos da ESALQ e aos estagiários: **Aline, Hugo e Matheus** pelas ajudas nas análises no laboratório;

A **Vladimir** e demais técnicos e funcionários do Departamento de Ciência do Solo da ESALQ/USP;

Aos colegas da pós-graduação em Solos e Nutrição de Plantas pelo ambiente acolhedor e convivência;

A **PETROBRÁS** pelo vínculo e suporte financeiro para a realização desta pesquisa;

Ao pessoal da Universidade Federal Rural do Semi-Árido – **UFERSA**, pelo fornecimento da área para a coleta;

A **Odaqui** do pessoal do transporte e a **Ciniro** pelo grande auxílio na coleta de solos;

Ao povo Brasileiro pela recepção calorosa, alegria e humanitarismo;

Aos meus irmãos de Pátria encontrados durante minha estadia no Brasil e com os quais compartilhe momentos inesquecíveis: **Adriana, Andres, Edward, Greici, Javier, John, Mar, Miguel, Oscar, Sandra**, e demais “**Colombianos**” na ESALQ, em especial a **Silvia** pela ajuda no preparo das amostras de solo;

A **Daniel Grados** pelas sugestões na parte da análise estatística;

Aos meus familiares e amigos que me acompanham sempre além da distância, em especial aos meus avós **Lucila e Guillermo**;

A todos aqueles que, de alguma forma, contribuíram para a execução deste trabalho.

Muchas Gracias!

SUMÁRIO

RESUMO	9
ABSTRACT	11
LISTA DE FIGURAS	13
LISTA DE TABELAS	15
1 INTRODUÇÃO	17
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	21
2.1 Estoques de carbono no solo	21
2.2 Geoestatística e aplicações na ciência do solo	26
2.3 Variabilidade espacial do carbono no solo	29
3 MATERIAL E MÉTODOS	33
3.1 Área de estudo	33
3.2 Esquema de amostragem do solo	34
3.3 Preparo das amostras de solo	36
3.4 Análise granulométrica	36
3.5 Análise da densidade do solo	36
3.6 Análises químicas do solo	37
3.7 Determinação do C da biomassa microbiana do solo	37
3.8 Determinação dos teores e estoques de C no solo	39
3.9 Identificação de dados discrepantes (“outliers”)	40
3.10 Funções de pedotransferência para o aumento da resolução espacial da informação de densidade do solo	40
3.11 Análise estatística	41
3.11.1 Estatística descritiva	42
3.11.2 Análise geoestatística	42
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	45
4.1 Caracterização do solo da área de estudo	45
4.2 Funções de pedotransferência para a densidade do solo	48
4.3 Teores e estoques de C e N no solo	49

4.4	Teor de C na biomassa microbiana do solo.....	52
4.5	Análise de correlação linear simples entre os atributos avaliados.....	53
4.6	Análise de componentes principais e identificação de <i>outliers</i>	55
4.7	Estatística descritiva	56
4.8	Análise semivariográfica	60
4.9	Validações das previsões espaciais dos atributos avaliados.....	68
4.10	Mapeamento dos atributos de solo nas profundidades avaliadas	72
5	CONCLUSÕES	85
	REFERÊNCIAS.....	87
	ANEXOS	105

RESUMO

Variabilidade espacial do carbono e outros atributos do solo em uma área destinada ao reflorestamento no Rio Grande do Norte.

O solo é um importante sumidouro de carbono (C) atmosférico, uma vez que concentrações de CO₂ da atmosfera podem ser atenuadas através de mecanismos de sequestro de C no solo. Nesse contexto, solos sob clima semi-árido estão sendo atualmente avaliados como potenciais sequestradores de C, sobretudo no processo de recuperação de áreas degradadas. No entanto, ainda há carência de informações referentes aos mecanismos envolvidos no sequestro de C. Adicionalmente, há incertezas nas estimativas dos estoques de C pela falta de conhecimento sobre sua variabilidade espacial devido à complexidade dos processos físicos, químicos e biológicos que influenciam o ciclo do referido elemento. As variações espaciais do C no solo estão relacionadas a fatores naturais e induzidos pelo homem e essas variações apresentam-se em diferentes escalas espaciais. Por tais motivos a presente pesquisa teve como objetivo avaliar a variabilidade espacial do C e de outros atributos físicos, químicos e biológicos do solo numa área de 100 ha destinada ao reflorestamento na região semi-árida do Rio Grande do Norte. Para tanto, foi estabelecida uma grade regular de 644 pontos amostrais espaçados de 40 m numa área localizada no município de Angicos (RN), pertencente à Universidade Federal Rural do Semi-Árido. Foram coletadas 1932 amostras de solo nas profundidades 0-0,1; 0,1-0,2; e 0,2-0,3 m para determinações de C, areia, silte, argila, pH, Na, P, Ca, Mg e K. Para determinar o C da biomassa microbiana (C_{mic}) foram utilizadas 156 amostras referentes à camada 0-0,1m. Com relação à densidade do solo (Ds) foram coletadas 246 amostras nas três profundidades mencionadas anteriormente. Adicionalmente, foram efetuados os seguintes cálculos: estoques de C, saturação por bases (V %), CTC (CTC_(T)), saturação por Al (m) e soma de bases (SB). Os resultados foram submetidos à análise estatística descritiva clássica, seguida de análise geoestatística. O solo da área apresenta predominância de textura muito arenosa, baixa CTC e teores de C e C_{mic}; altos valores de Ds, acidez elevada e médios teores P e bases disponíveis. Estes resultados são comuns em solos de região semi-árida sob Caatinga em decorrência das condições climáticas desfavoráveis. Na análise descritiva a maioria dos atributos avaliados apresentou normalidade na sua distribuição. Os coeficientes de variação (CV) foram classificados como médios para a maioria dos atributos, a dependência espacial foi moderada com média geral dos alcances de 135 m. A maioria dos atributos ajustou-se ao modelo esférico. Na avaliação da eficiência dos modelos ajustados, tanto a validação interna como a externa apresentaram comportamentos semelhantes. A modelagem aplicada permitiu estimar o alcance e a magnitude das dependências espaciais. Por meio da krigagem foi efetuada a interpolação dos dados e gerados os mapas de variabilidade espacial para os atributos físicos, químicos e biológicos estudados. Os resultados obtidos nesta pesquisa ressaltam a importância do entendimento da variabilidade espacial do C e outras propriedades do solo, informações que servem como ponto de referência inicial (linha de base) e tem implicações importantes para futuras avaliações do impacto no sequestro de C e do potencial produtivo de Jatrofa na região semi-árida do Nordeste Brasileiro.

Palavras-chave: Geoestatística; Modelagem; Propriedades físicas químicas e biológicas do solo; Região semi-árida.

ABSTRACT

Spatial variability of soil carbon and other attributes in an area destined to reforestation in Rio Grande do Norte, Brazil.

Soil is an important carbon (C) sink, since atmospheric CO₂ concentrations can be attenuated by soil C sequestration. In this context, soils under semi-arid conditions are being evaluated as potential soil C sinks, mainly considering the process of rehabilitation of degraded areas. However, little information is available on the mechanisms associated with soil C sequestration. Moreover, there are uncertainties on soil C stocks estimates because of the lack of knowledge about its spatial variability due to the complexity of physical, chemical and biological processes that directly influence soil C cycle. Soil C spatial variability is associated with a series of natural and human-induced factors and those variations can be expressed in different spatial scales. Therefore, the main objective of the present study was to evaluate the spatial variability of C and soil physical, chemical and biological attributes in a 100 ha area destined to reforestation in the semi-arid region of Rio Grande do Norte (RN), Brazil. In order to do that, a regular grid (40 x 40 m) of 644 sampling points was defined in an area located in the city of Angicos (RN) that belongs to the Universidade Federal Rural do Semi-Árido. Samples from the 0-0,1; 0,1-0,2; e 0,2-0,3 m soil layers were collected in each sampling point totalizing 1932 soil cores that were used for the following analyses: C, sand, silt, clay, pH, Na, P, Ca, Mg and K. For microbial biomass C, 156 samples were used from the 0-0,1 m soil depth. Samples for soil bulk density (total of 246 samples) were collected in the three mentioned soil layers. Additionally, the following calculations were performed: soil C stocks, base saturations, cation exchange capacity and aluminum saturation. The results were analyzed using classical descriptive statistics and geostatistics. The soil at the studied area is very sandy and presented low values of cation exchange capacity, C content and microbial biomass; high values of bulk density and soil acidity and medium values of P content and available bases. Those results are typical for soils under native vegetation at the semi-arid region due to unfavorable climatic conditions. From the descriptive analyses, the majority of the studied attributes presented normal distribution. The coefficients of variation (CV) for the majority of the studied attributes presented medium values; the spatial dependence was moderated with mean range value of 135 m. The majority of the attributes were fitted by the spherical model. Assessment of model adjustment efficiency was performed through internal and external validations and both presented similar trends. The application of modeling technique provides estimations of the range and the spatial dependence magnitude of the evaluated soil attributes. Using kriging techniques, analytical results were interpolated and maps were generated to show the spatial variability of the soil physical, chemical and biological properties. The results from the present study stressed the importance of adequately understand C and other soil properties spatial variability. Such information has important implications for future assessments of soil C sequestration and is useful for potential production of *Jatropha* in the semi-arid condition of the Brazilian northeast region.

Keywords: Geostatistics, Modeling, Soil physical chemical and biological properties, Semi-arid region.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Localização da área de estudo em Angicos, Rio Grande do Norte.....	33
Figura 2 – Distribuição da grade utilizada na amostragem dos atributos e esquema de coleta de amostras	35
Figura 3 – Esquema de determinação de carbono da biomassa microbiana pelo método de fumigação-extração.....	39
Figura 4 – Importância de cada atributo avaliado na predição da densidade do solo usando o algoritmo florestas aleatórias (RF). Os valores de importância se encontram na escala 0-1,0	49
Figura 5 – Estoques de carbono orgânico (Mg ha^{-1}) nas profundidades de solo coletadas da área de estudo	51
Figura 6 – Gráficos de dispersão dos <i>scores</i> dos 4 primeiros componentes principais os quais apresentam a estrutura de todos os atributos estudados. Os pontos vermelhos representam os valores que foram removidos da análise geoestatística	56
Figura 7 – Semivariogramas com modelos ajustados aos dados dos atributos do solo: carbono da biomassa microbiana (C_{mic}), carbono orgânico (CO) e estoque de C (Est.CO) nas profundidades avaliados	65
Figura 8 – Semivariogramas com modelos ajustados aos dados dos atributos do solo: densidade (Ds), areia (Ar), silte (Sil), argila (A), pH, P, K e Ca nas três profundidades.....	66
Figura 9 – Semivariogramas com modelos ajustados aos dados dos atributos do solo: Mg, Na, Al, Al+H, SB, $\text{CTC}_{(\text{T})}$, V e m nas três profundidades avaliadas	67
Figura 10 – Mapas de variabilidade espacial dos teores de C (%) no solo nas profundidades 0-0,1 e 0,1-0,2 m	74
Figura 11 – Mapas de variabilidade espacial dos teores de C (%) e SB ($\text{mmol}_\text{c} \text{ dm}^{-3}$) no solo nas profundidades 0,2-0,3 e 0,1-0,2 m, respectivamente.....	75
Figura 12 – Mapas de variabilidade espacial dos conteúdos de areia (%) no solo nas profundidades 0-0,1 e 0,1-0,2 m.....	76
Figura 13 – Mapas de variabilidade espacial dos conteúdos de argila (%) no solo nas profundidades 0-0,1 e 0,1-0,2 m.....	77

Figura 14 – Mapas de variabilidade espacial dos teores de Ca ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) e Mg ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) no solo na profundidade 0,1- 0,2 m.....	78
Figura 15 – Mapas de variabilidade espacial da saturação por bases (V %) no solo nas profundidades 0,1-0,2 e 0,2-0,3 m	79
Figura 16 – Mapas de variabilidade espacial do teor de Al ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) e o pH no solo nas profundidade 0,2-0,3 m.....	80
Figura 17 – Mapas de variabilidade espacial de H+Al ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) e m (%) no solo na profundidade 0,2-0,3 m.....	81
Figura 18 – Mapas de variabilidade espacial da densidade (g cm^{-3}) do solo nas profundidades 0-0,1 e 0,1-0,2 m	82
Figura 19 – Mapa de variabilidade espacial da densidade (g cm^{-3}) do solo na profundidade 0,2-0,3 m.....	83

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Resultados das análises químicas e físicas do solo coletado na área de estudo	46
Tabela 2 – Resultados dos desempenhos dos algoritmos utilizados nas predições da densidade do solo.....	48
Tabela 3 – Teores e estoques de carbono orgânico (CO), carbono total (CT), nitrogênio total (NT) e, a relação C/N do solo coletado na área de estudo.....	51
Tabela 4 – Matriz de correlação entre os atributos físicos, químicos e biológicos avaliados na profundidade do solo 0-0,1 m.....	54
Tabela 5 – Matriz de correlação entre os atributos físicos e químicos avaliados na profundidade do solo 0,1-0,2 m	54
Tabela 6 – Matriz de correlação entre os atributos físicos e químicos estudados na profundidade do solo 0,2-0,3 m	55
Tabela 7 – Estatística descritiva clássica dos dados utilizados na modelagem espacial (90% dos dados totais) dos atributos físicos, químicos e biológicos do solo nas três profundidades avaliadas	58
Tabela 8 – Parâmetros dos modelos teóricos ajustados aos semivariogramas experimentais dos atributos do solo estudados.....	62
Tabela 9 – Resultados das validações internas e externas dos modelos espaciais dos atributos do solo nas três profundidades estudadas (1=0-0,1 m; 2=0,1-0,2; 3=0,2-0,3 m)	70

1 INTRODUÇÃO

O solo apresenta heterogeneidade tanto na dimensão vertical como na horizontal, pela própria natureza dos fatores e processos responsáveis pela sua formação. Estas variações somadas às diferentes práticas de manejo intensificam a heterogeneidade espacial dos atributos físicos, químicos e biológicos do solo numa variedade de escalas espaciais (BERG, BENGTSSON; 2007; GUO et al., 2007). A referida variação conduz a uma reavaliação do manejo a ser realizado, sendo que o conhecimento da variabilidade espacial dos atributos do solo permite uma melhor compreensão das relações complexas entre as características do solo e outros fatores ambientais (GOOVAERTS, 1998). Portanto, a aplicação de técnicas de modelagem espacial pode ser considerada como importante ferramenta para determinar as práticas apropriadas de uso do solo.

A geoestatística é uma ferramenta que permite o conhecimento desta variabilidade espacial, gerando subsídios para um manejo eficiente do solo. A referida técnica possibilita, por exemplo, um manejo diferenciado visando uma melhoria nas propriedades químicas do solo incrementando a sua fertilidade (TRANGMAR et al., 1985; BHATTI et al., 1991; SILVEIRA et al., 2000). Além disso, possibilita o desenho de melhores estratégias de amostragem (WILDING; DREES, 1983; LEÃO et al., 2007; FRANZLUEBBERS, 2010). As técnicas de modelagem espacial vêm apresentando aplicação crescente na ciência do solo, tornando-se ferramentas importantes no estudo de seus atributos em grande e pequena escala. Isso se torna possível uma vez que se compreende o comportamento da variabilidade espacial, permitindo a interpretação dos resultados com base em sua estrutura, além de possibilitar a quantificação da sua magnitude (GREGO; VIERIA, 2005; SILVA et al., 2007).

Dessa forma, torna-se importante a aplicação de técnicas estatísticas modernas, para compreender as interações que existem nos ecossistemas terrestres, e também os fatores que afetam o armazenamento de carbono (C) no solo, sendo que este possui uma grande importância uma vez que armazena três vezes mais C que a biomassa vegetal e duas vezes mais em relação à atmosfera (IPCC, 2007). Os estoques de C no solo representam o balanço dinâmico entre a adição de material orgânico e a perda para a atmosfera por decomposição ou mineralização da matéria orgânica do solo. Além de apresentar variação no tempo, varia no espaço, razão pela qual o

conhecimento da sua variabilidade espacial é importante, sobretudo, para o refinamento das práticas de manejo e avaliação dos efeitos da agricultura sobre a qualidade ambiental (CAMBARDELLA et al., 1994).

Por outro lado, estimativas de estoques de C no Brasil são escassas, pois se deparam com a falta de informações disponíveis sobre a quantidade de C orgânico nos solos sob diferentes usos e em diferentes regiões do país. Adicionalmente, há incertezas em relação às estimativas associadas à variação da densidade do solo, à escala das bases de dados e à incompatibilidade de métodos analíticos.

A fim de contribuir para que países industrializados possam atingir suas metas de redução de emissão de gases do efeito estufa (GEE) incluídas no Protocolo de Quioto (UNFCCC, 2006), pesquisas vêm sendo desenvolvidas no sentido de se encontrar alternativas que tornem o solo menos emissor e mais absorvedor de carbono (CHAVES; FARIAS, 2008). Em vários países surgem diferentes alternativas, incluindo-se a implantação de cultivos que contribuam para o sequestro de carbono e a diminuição da emissão de GEE. Uma das culturas consideradas promissoras é a *Jatropha curcas* (Linnaeus), comumente conhecida como pinhão manso. Considerada como um cultivo multi-propósito, já que além de não ser exigente no consumo de água, desenvolve-se em clima semi-árido e em solos de baixa fertilidade, o pinhão manso tem sido indicado para ser cultivado em áreas degradadas que sofrem com erosão ou desertificação latente (ABOU; ATTA, 2008).

A utilização de biodiesel oriundo de plantas oleaginosas, como a *Jatropha*, tem implicações importantes para a bioenergia como substituto de combustíveis fósseis, para atenuar os acúmulos exacerbados de GEE na atmosfera (KUMAR; SHARMA, 2008).

Nesse contexto, dada a importância do manejo das propriedades do solo na produção agrícola e nos estudos dos estoques de C devido a sua estreita relação com as mudanças climáticas globais, faz-se necessária a estimativa da variabilidade espacial do C e de outros atributos físicos, químicos e biológicos do solo, a fim de gerar metodologias e dados de referência (linha de base) para futuras avaliações de seus impactos no sequestro de C e no potencial produtivo da *Jatropha*.

O objetivo geral desta pesquisa foi avaliar a variabilidade espacial do C e de outros atributos físicos, químicos e biológicos do solo em uma área destinada ao reflorestamento na região semi-árida do Rio Grande do Norte. Tal área foi selecionada por apresentar avançado

estado de desertificação. Adicionalmente, a presente pesquisa prove informações úteis sobre a variabilidade espacial do C do solo como subsídios para a adequada seleção de locais destinados aos plantios de pinhão manso em 5 % da área total; plantas de espécies nativas consorciadas com pinhão manso em 45 % da área total e os outros 50 % com espécies nativas endêmicas, dando subsídios para recomendação de práticas de manejo que minimizem as emissões de GEE causadas pelo uso do solo e ao mesmo tempo incrementem o estoque de C no solo, com o intuito de buscar uma maior sustentabilidade ambiental sob condições de clima semi-árido no Brasil.

A presente pesquisa baseia-se na hipótese de que técnicas de modelagem espacial são adequadas para o melhor entendimento da variabilidade espacial de atributos físicos, químicos e biológicos do solo que estão diretamente associados às alterações nos teores de C do solo.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 Estoques de carbono no solo

A biosfera terrestre estoca aproximadamente 1500 Pg de C, considerando a camada de 1 m de profundidade de solo (ESWARAN et al., 1995; BATJES; SOMBROEK, 1997; LAL, 2003; LAL, 2008), a vegetação contém cerca de 650 Pg de C, e somados equivalem três vezes a quantidade contida na atmosfera (HOUGHTON, 2003).

O estudo do C do solo tem assumido grande importância em vista das mudanças climáticas e os programas de negociação de créditos de C. Mudanças no estoque de C e a conversão de ecossistemas naturais em áreas agrícolas podem causar impactos significativos nas concentrações de CO₂ contidas na atmosfera (BERNOUX et al., 2002; POLWSON, 2005). Tais mudanças climáticas condicionam um *feedback*, sendo que o potencial aumento da temperatura média da atmosfera, causado pelo incremento nas emissões de GEE, também tenderão a diminuir os estoques de C do solo devido ao aumento da decomposição do material orgânico (WANG et al., 2002; CERRI et al., 2005).

A conversão de ecossistemas naturais em áreas agrícolas tem resultado em reduções entre 20 e 40 % no conteúdo de C no solo, com estimativas de perda de C no mundo de até 1,6 Pg (DETWILER, 1986; HOUGHTON, 1995; KIMBLE et al., 2003; SOARES, 2007). Essa redução no estoque de C pode ser atribuída principalmente aos mecanismos de redução da entrada de MO no sistema (DIAS-FILHO et al., 2001), aumento na oxidação em função do preparo do solo (PAZ-GONZALEZ et al., 2000) e da degradação do solo (LAL, 2003).

Desta forma, o aumento dos níveis de CO₂ atmosférico tem atraído muita atenção aos mecanismos de sequestro de C como meio de mitigação das emissões de GEE. Dentre esses ambientes, o solo é apontado como o maior compartimento de C, porém, devido à susceptibilidade a perdas deve ser preservado para minimizar os impactos negativos das mudanças climáticas (MACHADO, 2005). No Brasil, o sequestro de C tem sido considerado como uma importante estratégia para compensar as emissões de CO₂ provenientes do uso de combustíveis fósseis (CERRI et al., 2006).

As perdas de C também comprometem a ciclagem e retenção de nutrientes, a dinâmica da água, a atividade biológica e a agregação do solo, provocando desequilíbrios no sistema e intensificando o processo de degradação ambiental (RANGEL et al., 2008).

Em solos sob clima tropical, a degradação induzida pelo homem tem afetado consideravelmente as terras agrícolas. O uso intensivo da terra, quando não são adotadas práticas conservacionistas, além de ocasionar a redução da quantidade de MO altera a qualidade da MO remanescente. Essas alterações têm efeitos negativos tanto para o ambiente como para a produtividade agrícola, afetando a disponibilidade de nutrientes e a sustentabilidade do sistema solo-planta-atmosfera, e intensificando o aquecimento global e as mudanças climáticas (KNORR et al, 2005).

O conteúdo de MO em solos com alto grau de degradação geralmente é muito baixo. Portanto, a quantidade de C que pode ser capturada por meio da reabilitação de terras é muito importante em áreas onde é viável técnica e economicamente. Recentemente, solos sob clima áridos e semi-áridos foram considerados como potenciais sequestradores de C (SQUIRES, 1998; LAL, 2002; ARDÖ; OLSSON, 2003; GRÜNZWEING et al., 2003).

A recuperação de áreas degradadas tem um grande potencial para aumentar o sequestro de C quando a área for devidamente revegetada e explorada racionalmente. Segundo Batjes (1999) o potencial de sequestro de C de solos degradados pode atingir valores de $1,29 \text{ Gt C ano}^{-1}$ e a recuperação de áreas degradadas poderiam aumentar o estoque global de C no solo em $32,2 \text{ Gt}$ nos próximos 25 anos, valores similares aos estimados por Lal (2004).

Tang et al. (2010) quantificando as consequências da erosão e recuperação da vegetação em solos sob clima árido do Sul de China, observaram maiores perdas de C causadas pela erosão em áreas reflorestadas quando comparadas com solos de áreas férteis, um vez que os solos das áreas restauradas apresentaram maiores quantidades de C. Além disso, estes autores confirmaram a melhora na qualidade dos solos nas áreas restauradas em comparação com os solos férteis.

O reflorestamento e a recuperação da produção agrícola são avaliados como possíveis estratégias para o incremento do sequestro de C nos solos, embora as taxas de acúmulo sejam muito lentas durante o reflorestamento de terras agrícolas (POST; KWON, 2000). Dessa forma, estimativas de acúmulo de C no solo podem exigir décadas, e muitas dessas medições no terreno são suscetíveis a erros associados com a variabilidade da paisagem (KIMBLE et al., 2001).

Embora o solo seja visto como um potencial reservatório de C ainda há carência de informações referentes aos mecanismos envolvidos no sequestro de C (WISEMAN; PUTTMANN, 2005). Uma melhor elucidação deste assunto é fundamental para previsões sobre sustentabilidade do sequestro de C, mudanças climáticas e mudanças no uso da terra (DAVINSON; JANSSENS, 2006).

Além disso, há incertezas em relação às estimativas dos estoques de C do solo, devido à variabilidade de medições e análises efetuadas; pela falta de conhecimento da variabilidade das propriedades do solo e pela ausência de dados em áreas específicas (BELLAMY et al., 2005; DAWSON; SMITH, 2007). Dessa forma, o melhor conhecimento sobre a variabilidade espacial do C no solo propiciaria melhoras na: (i) compreensão do papel da MOS nos processos do ecossistema, (ii) quantificação dos estoques de C e a suas incertezas, e (iii) precisão na modelagem de mudanças ambientais (SMITH, 2005; POST et al., 2008).

Portanto, base de dados que fornecem um inventário permanente dos estoques de C, o estabelecimento de métodos de estimativa e de normas para a qualidade dos dados são essenciais para melhorar as predições em longo prazo (NEGRA et al., 2008).

De acordo com Jones et al. (2004), em muitos países existe o conhecimento local da distribuição do C orgânico do solo, mas muitos desses conjuntos de dados, além de não oferecerem uma cobertura nacional, não são precisamente georreferenciados. Além disso, os autores afirmam que apenas alguns países possuem um único banco de dados nacional que inclui todas as informações do solo necessárias para a determinação dos estoques de C, ou seja, conteúdo de C, densidade do solo e camada de solo avaliada.

Os primeiros estudos sobre C orgânico no solo examinaram os estoques globais (BOHN, 1976; PARTON et al., 1987; BATJES, 1996), com estimativas de estoques de 1200 a 1600 Gt de C (WANG et al., 2003). Mais tarde, uma série de estudos para estimar o estoque de C e seus padrões de distribuição a nível mundial, país e escalas regionais foi conduzida e registrada. Por exemplo, estimativas de estoques de C e N para toda a Amazônia utilizando a base de dados de solos e terrenos da América Latina e Caribe (FAO, 1998) por Batjes e Dijkshoorn (1999), o inventário global do dióxido de C (SUNDQUIST, 1993), o estoque de C orgânico em solos florestais no Japão (MORISADA et al., 2004), o reservatório de C do solo na China e os seus

padrões de distribuição (LI et al., 2001; XIE, 2004; SUN et al., 2004; YU et al., 2007) e no caso de Brasil, estimativas dos estoques de C para todo o país foram feitas em estudo realizado por Bernoux et al. (2002) e mais recentemente pela EMBRAPA (2007).

No entanto, no Brasil são poucas as estimativas de estoques de C, pois há carência de informações sobre a quantidade de C orgânico nos solos sob diferentes usos e em diferentes regiões. Para a região Amazônica tem-se apresentado estimativas com resultados muito variados. Neill et al. (1997), estimou os estoques de C em alguns municípios de Rondônia, encontrando variações de 32,3 Mg ha⁻¹ a 62,0 Mg ha⁻¹ na camada de 0-0,3 m de profundidade. Variações semelhantes foram encontradas por Melo (2003) nos solos do Estado de Acre, com valores nos estoques de C entre 30,0 e 36,0 Mg ha⁻¹ em Argissolos e entre 33,0 e 42,0 Mg ha⁻¹ em Latossolos, na camada de 0-0,3 m de profundidade. Cerri et al. (2004a) verificaram essas variações no estado de Rondônia, encontrando valores de 24,0 a 26,0 Mg ha⁻¹, considerando a camada de 0-0,2 m de profundidade. Novaes Filho et al. (2007a), estimou os estoques de C para quatro microbacias, encontrando em média geral 35,7 Mg ha⁻¹ na profundidade 0-0,3 m. No estado de Mato Grosso, Bernoux et al (2002), usando dados do Radambrasil e do IBGE reportam 45,0 Mg ha⁻¹ de C na profundidade 0-0,3 m. Moraes et al. (1996), estudando atributos de solo no sudoeste da Bacia Amazônica, observaram estoque de C do solo sob vegetação de floresta de 37,00 Mg ha⁻¹, na profundidade de 0-0,3 m. O mesmo autor estimou que os solos da Amazônia Brasileira apresentam aproximadamente 47 Pg C na profundidade de 2 m, e que 21 Pg está contido nos primeiros 0,2 m de profundidade (MORAES et al., 1995). Cerri et al. (1999) estimaram um estoque de C de 41 Pg em 1 m de profundidade e 23,4 Pg de C na profundidade 0,3 m, ou seja, 57 %. Já para todo Brasil, foi estimado o estoque de 36,4 ± 3,4 Pg de C para a profundidade 0-0,3 m, considerando os diferentes tipos de solo sob diferentes sistemas de uso e distribuídos nos diversos biomas brasileiros (BERNOUX et al., 2002; EMBRAPA, 2007)

Mudanças do C orgânico total (COT) em solos agrícolas em diversas regiões brasileiras demonstraram que as perdas médias de COT sob sistemas intensivos e não intensivos são pequenas em comparação com resultados obtidos em ecossistemas temperados. Isso pode ser em parte devido aos baixos estoques de C na superfície, quando comparados com os solos de regiões temperadas, e da forte interação dos óxidos de Fe e Al da fração argila com a MO do solo (ZINN et al., 2005). Neufeldt et al. (2002) constataram grande aumento na concentração de COT em solos sob pastagem comparados com solos sob vegetação nativa de Cerrado. No cerrado, as

pastagens promovem a manutenção dos estoques de MOS e aquelas submetidas a boas práticas de manejo, às vezes, permitem a estocagem de C no solo superior ao observado sob a vegetação nativa (ROSCOE et al., 2006).

Em uma cronosequência avaliada por Desjardins et al. (2004), resultados encontrados demonstraram o incremento nos estoques de C com o aumento da idade das pastagens, associados ao aumento da densidade aparente do solo. Além disso, os resultados foram mais significativos nos solos argilosos quando comparados com os arenosos, demonstrando a dependência também da textura do solo.

Por outro lado, sistemas de manejo que aumentem a adição de resíduos vegetais e a retenção de C no solo são considerados alternativas importantes para aumentar a capacidade de dreno de CO₂ atmosférico (BAYER et al., 2006), aumentar os estoques de C e a fertilidade do solo (FRANCHINI et al., 2007). Inúmeros trabalhos, comparando sistemas de plantio, constataram o aumento da MO do solo no sistema plantio direto na palha (PD) em relação ao sistema de plantio convencional (PC) e que esse aumento está restrito principalmente à camada superficial do solo. De acordo com Bernoux, et al. (2009), o acúmulo anual de C em solos cultivados no Brasil sob sistema PD é de -0,5 a 0,9 Mg ha⁻¹ ano⁻¹, com valor médio de 0,65 Mg ha⁻¹ ano⁻¹, quando comparado ao PC. Entretanto, diferentes autores evidenciam a extensa variabilidade que os diferentes sistemas de produção proporcionam no acúmulo de C.

Resultados encontrados por Maia et al. (2010) avaliando diferentes sistemas de manejo nos estados de Rondônia e Mato Grosso, sugerem que a adoção de sistema de PD em mudanças do uso do solo de vegetação nativa para áreas agrícolas poderia aumentar os estoques de C na região do Cerrado do Brasil.

Os métodos de preparo do solo influenciam os estoques de C no solo, uma vez que o preparo do solo promove a oxidação do C a CO₂ e favorece a perda por erosão (BAYER; MIELNICZUK, 2008). Além disso, movimentação do solo por ação mecânica é considerada um dos principais fatores responsáveis pelo aumento nas perdas de CO₂ pelo manejo do solo (REICOSKY; ARCHER, 2007).

Segundo Bustamante et al. (2006), na região do cerrado o PC é considerado um dos sistemas que mais contribui com a degradação do solo e que na maioria das vezes leva à redução dos estoques de C no solo.

Costa et al (2008) observaram um balanço negativo no estoque de C em solos sob PC e PD com baixo aporte de resíduos vegetais, enquanto que solos sob PD associado a culturas com alta adição de resíduos vegetais apresentaram balanço positivo no estoque de C. Siqueira Neto et al. (2009) encontraram no PD sob sistema de rotação de culturas uma taxa de sequestro de CO₂ de 6 t ha⁻¹ ano⁻¹. Bayer et al. (2006) avaliando acúmulo de C em áreas sob sistema PD no Cerrado, com a sucessão de culturas, reportaram taxas anuais de acúmulo de C de 0,3 e 0,6 Mg ha⁻¹ em solos textura média e argilosa, respectivamente. Carvalho et al. (2009) também em sistema PD com sucessão de culturas observaram acúmulo de C de 0,38 Mg ha⁻¹.

No semi-árido brasileiro, Assis et al. (2010) considerando diferentes práticas de manejo em agrossistemas irrigados encontraram que independentemente do sistema de manejo, os estoques de C e N são reduzidos pelo cultivo do solo, resultando numa diminuição da qualidade do solo.

A permanência dos resíduos culturais na superfície, a rotação de culturas e o revolvimento do solo somente na linha de plantio favorecem a proteção física da MOS e a formação de agregados que ocasionam o aumento do estoque de C no solo (BAYER et al., 2000 a;b; SÁ et al., 2001; LOVATO et al., 2004; SISTI et al., 2004; DIEKOW et al., 2005).

2.2 Geoestatística e aplicações na ciência do solo

Os atributos do solo podem apresentar variações espaciais distintas em superfície e profundidade, como consequência da interação conjunta de processos físicos, químicos e biológicos que atuam em escalas múltiplas (PARKIN, 1993). Um atributo do solo é considerado como uma variável com continuidade espacial, uma vez que sua variabilidade espacial não pode ser apresentada aleatoriamente, ela tende a diminuir conforme a distância entre pontos no espaço diminuem (CETIN; KIRDA, 2003).

Portanto, o mesmo manejo do solo em áreas aparentemente homogêneas pode causar equívocos, se não forem analisadas corretamente e considerada a sua variabilidade espacial. Os padrões espaciais e escalas de variabilidade nos atributos do solo podem diferir significativamente entre áreas edaficamente similares e essas diferenças são condicionadas pelas

práticas de manejo e uso da terra (STENGER et al., 2002; FRATERRIGO et al., 2005; BEKELE; HUDNALL, 2006; GALLARDO; PARAMA, 2007; BASARAN et al., 2008). A heterogeneidade espacial das propriedades do solo tem sido resultado principalmente de fatores pedogenéticos intrínsecos (TRAGMAR et al., 1985), mas outros estudos tem demonstrado também sua relação com a topografia do terreno (BURKE et al., 1999; THANACHIT et al., 2006) e condições climáticas (YANAI et al., 2001).

As análises espaciais permitem uma compreensão mais aprofundada da relação entre o solo e o ambiente, fundamental para o estabelecimento de práticas de manejo adequadas na otimização da produtividade agrícola e na minimização do impacto ambiental (McBRATNEY; PRINGLE, 1999). As técnicas geoestatísticas têm sido muito utilizadas nas análises de dados espaciais, tornando-se uma ferramenta eficaz uma vez que permite através da incorporação de coordenadas espaciais a um conjunto de dados amostrais e métodos de interpolação, gerar uma superfície contínua, expressa por mapas. Na interpolação é utilizado um modelo de semivariograma empírico que melhor descreve a variabilidade desse conjunto de dados amostrais, sendo importante que o modelo de ajuste represente muito bem a tendência da semivariância em relação à distância. Assim, a geoestatística permite a predição de valores nos locais não amostrados considerando a correlação espacial entre valores observados e estimados, além de minimizar a variância do erro de estimação. Sendo que estas duas características de estimativa geoestatística são fundamentais para melhorar a exatidão nas predições espaciais (SAITO et al., 2005). Segundo alguns autores, a *krigagem* ordinária é o método de interpolação que confere maior exatidão às estimativas obtidas dos valores de atributos em locais não amostrados (GOLSALVES; FOLEGATTI, 2000; JOHANN et al., 2004). Adicionalmente, oferece uma descrição mais acurada da estrutura espacial dos dados e produz valiosa informação sobre a distribuição da estimativa do erro.

Resultados obtidos por Ching (2008) demonstraram que houve dependência espacial nos atributos do solo estudado, o que possibilitou a utilização da *krigagem* nas estimativas e a consequente distribuição espacial de tais atributos. Couto et al. (2000) estimaram, por meio da *krigagem*, os valores de potássio trocável e de argila nos horizontes A e B de solos ao longo de transectos que cruzaram classes pedológicas distintas.

Desde a publicação das primeiras aplicações da geoestatística nos estudos do solo em 1980 (HUANG; JIN, 2002), os métodos geoestatísticos tornaram-se populares e vem sendo utilizados com êxito na ciência do solo (PING; DOBERMANN, 2006; SCHOENING et al., 2006; SIMBAHAN et al., 2006). As análises geoestatísticas têm sido utilizadas para determinar as características heterogêneas principalmente das propriedades do solo (SCHLESINGER et al., 1996; HUTCHINGS et al., 2003), para o melhoramento de levantamento de solos (WEBSTER, 1985), nos estudos da gênese do solo, em avaliações da fertilidade do solo, na determinação da degradação do solo (MARTINES; ZINCK, 1994; MARTINES; ZINCK, 2004), na identificação de estratégias de amostragens eficientes (QUEIROZ et al., 1997, LEÃO et al., 2007) e nas estimativas do tamanho de amostras necessário para obter a precisão desejada (BURGES et al, 1981; McBRATNEY; WEBSTER, 1983).

Mas a sua utilização não tem sido limitada a tais avaliações, sendo que outros estudos têm focado suas avaliações sob os padrões espaciais de microrganismos do solo, plantas e outros microorganismos que habitam a superfície do solo (SILVA, 2007).

Por meio da geoestatística, estudos têm demonstrado que a variabilidade espacial de alguns atributos do solo tais como: densidade, porosidade, resistência do solo à penetração, argila, teor de C entre outros; não ocorre ao acaso, mas apresenta correlação ou dependência espacial. Isso significa que o valor em qualquer ponto amostrado depende de algum modo de seu vizinho (CAMBARDELLA et al., 1994; VIEIRA, 2000; CARVALHO et al., 2001; SILVA et al., 2004; NOVAES et al., 2007a; SOUZA et al., 2010). Adicionalmente, diferentes autores têm identificado diferentes graus de dependência espacial para as propriedades físicas (BERNOUX et al., 1998; CASTRIGNANO et al., 2000), químicas (REICHARDT et al; 1986; BRAGATO; PRIMAVERA, 1998; STENGER et al., 2002) e biológicas (GOOVARTS, 1998; GASTON et al., 2001) do solo.

A maioria dos estudos de variabilidade espacial do solo tem sido realizada em diferentes países (GASTON et al., 2001; FAGROUD; VAN MEIRVENNE, 2002; IQBAL et al., 2005; CORSTANJE et al., 2007). Durante os últimos anos, em alguns desses países, o uso das análises espaciais no manejo da nutrição por sítio-específico tornou-se importante. Alguns estudos sugerem que a heterogeneidade espacial dos nutrientes no solo está associada comumente à variação na distribuição das plantas sobre o solo (SCHLESINGER et al., 1996). Autores indicam que mudanças na vegetação têm afetado consideravelmente o padrão espacial e a

heterogeneidade dos nutrientes no solo, através da retroalimentação solo-planta (LANE; BASSIRIRAD, 2005), refletidos na mudança da vegetação e na sua composição durante os períodos de sucessão (ZUO, 2009). Portanto, pode-se afirmar que há estreita relação entre a distribuição da vegetação e a heterogeneidade espacial das propriedades do solo.

2.3 Variabilidade espacial do carbono no solo

As propriedades do solo são controladas pelos clássicos cinco fatores de formação do solo: clima, organismos, relevo, material de origem e tempo (JENNY, 1941), incluindo as atividades humanas (LIANG et al., 2007; YANG et al., 2008), que criam a grande variação espacial do C orgânico do solo identificados através de uma extensa pesquisa (BURROUGH, 1993; GRIMM et al., 2008).

O IPCC (2000) salienta a importância do conhecimento da variabilidade espacial do C na adoção de técnicas de amostragem estratégicas para obter o equilíbrio entre a confiabilidade e a relação custo-benefício, de acordo com o erro permitido para o propósito do estudo. Fatores a serem considerados são o tamanho da amostra e da densidade da amostra em relação à escala espacial da variação.

Phachomphon (2010) encontrou que 65 % da incerteza nas estimativas dos estoques de C foi gerada pelo processo de interpolação, indicando que se faz necessário selecionar cuidadosamente a técnica a ser utilizada, enquanto que os 35 % restante da incerteza resultaram da amostragem e das análises de laboratório.

Segundo vários autores, a densidade da variabilidade do C orgânico no solo é dependente da escala (BECKETT; WEBSTER, 1971; SEYFRIED; WILCOX, 1995; SCHÖNING et al. 2006; CORSTANJE et al. 2007; LUFAFA et al. 2008; MOMTAZ et al., 2009). Por isso, estimar a densidade da variabilidade do C em diferentes escalas é importante para o levantamento de solos e eficaz na amostragem e previsão de mudança nos estoques de C.

Recentes estudos em diferentes escalas têm sido relatados. Garten et al. (2007) encontraram que a variabilidade espacial das propriedades do solo nem sempre aumenta conforme aumenta a escala espacial em ecossistemas florestais. Na escala da paisagem,

Davis et al. (2004) realizou uma pesquisa sobre o solo florestal e considerou que a sua variabilidade no C não parecia ser tão grande.

Na escala regional Grüneberg et al. (2010), demonstraram alta variabilidade nos estoques de C e comparando as metodologias de amostragem indicaram que a amostragem que considera a espessura do horizonte do solo é benéfica quando são feitas avaliações no âmbito do armazenamento de C, enquanto que a amostragem por incrementos de profundidade pode ser mais benéfica quando foram analisadas mudanças nos estoques de C ao longo do tempo. Diversos estudos que descrevem a variabilidade espacial do C, através da geoestatística, têm sido realizados em solos agrícolas (LIU et al., 2006) ou pastagens (SCHLOEDER et al., 2001; CERRI et al., 2004a). Os estudos em solos florestais têm sido desenvolvidos de maneira mais intensa em regiões de clima temperado (KIRWAN et al., 2005; BENGSTON et al., 2007). Nas florestas tropicais as análises geoestatísticas vêm sendo utilizadas apenas para determinar escalas de dependência espacial (WANG et al., 2002; OAKE-ANTI; OGOE, 2006) e o conhecimento detalhado da sua distribuição espacial continua sendo limitado (CLARK, 2004; HOUGHTON, 2005).

Novaes Filho et al. (2007b) por meio do estudo da variabilidade espacial do C conseguiram estimar os estoques de C, além do alcance e magnitude da dependência espacial de cada atributo estudado na Amazônia Meridional. Chaves e Farias (2008) descreveram o estoque de C do solo, permitindo a definição de zonas específicas de manejo.

Chevallier et al. (2000) avaliaram a variabilidade espacial e temporal dos estoques de C do solo após a substituição de horticultura por pastagem. Foi observado um acréscimo de $7,5 \text{ Mg C ha}^{-1}$ para a camada 0-0,3 m de profundidade e a variabilidade espacial dos estoques foi explicada em grande parte pela distribuição espacial da forrageira e a estrutura física do solo. A influência da erosão do solo na distribuição da MO do solo na paisagem também tem sido avaliada, como é um fenômeno bastante destrutivo proporciona a distribuição da MO do solo (MELLO et al., 2006), alterando a sua variabilidade espacial, o estoque de C e a dinâmica dos nutrientes do solo.

Existem ainda estudos relativos aos efeitos topográficos sobre a variabilidade do C orgânico do solo (SINOWSKI; AUERSWALD, 1999; MUELLER; PIERCE, 2003; JIAN BING et al., 2006), revelando que algumas escalas mostram forte relação entre topografia e propriedades do solo e outros não. Além disso, alguns autores afirmam que espacialmente o C

orgânico pode variar num solo, devido às características da sua paisagem, ou seja, mudanças na pendente, tipo do solo, classe textural etc. (TERRA et al., 2005; NOVAK et al., 2009).

Grimm et al. (2008) conseguiram prever por meio do mapeamento digital de solos a distribuição espacial dos estoques de C, uma vez que a topografia do terreno demonstrou ter o potencial para explicar em grande parte a variabilidade. Estes autores também indicam que nem a geologia nem o histórico da floresta foram importantes nas previsões dos teores e estoques de C no solo.

Outros estudos concentram-se na relação espacial entre o C orgânico do solo e outros fatores específicos, como por exemplo, a densidade (LIEBENS; VANMOLLE, 2003). Na China, Han et al. (2010) avaliando o teor de C em 169 perfis e a densidade do solo em 12 perfis demonstrou que tanto a densidade do solo como o teor de C no solo são afetados pelo uso da terra e o tipo do solo. Adicionalmente, os autores mostram que a relação entre o teor de C e a densidade do solo pode ser expressa mediante uma função potencial. Além disso, salientam que a mudança nos estoques de C em profundidade segue um modelo logarítmico.

Esses estudos anteriores raramente consideram mais do que um grupo local de fatores e a sua influência sobre a distribuição e os estoques de C. Também tem sido relacionada à variabilidade do C com mudanças no tamanho dos agregados ou mineralogia (TISDALL; OADES, 1982; DENNET et al., 2004). No entanto, estudos em conjunto com diferentes frações são quase inexistentes. Portanto, a escolha do tipo de banco de dados de C, o uso da terra e/ou mapa de solos, a resolução do mapeamento, a profundidade de referência e a densidade podem ser de grande influência nas estimativas dos estoques finais de C.

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Área de estudo

Esta pesquisa foi realizada em uma área de 100 hectares, localizada no município de Angicos, no Estado de Rio Grande do Norte (latitude 05°39'56" sul, longitude 36°36'04" oeste) (Figura 1).

O clima regional é semi-árido muito quente classificado como BSw'h' de acordo com a classificação de Köppen, com baixa precipitação pluviométrica e mal distribuída. A temperatura média mínima é de 27,2 °C e a máxima de 33 °C, e a altitude média da região é de 110 m. Segundo Duarte (2002), os Neossolos Litólicos e os Luvisolos são as classes predominantes da região. Os mencionados solos apresentam limitações para a agricultura principalmente com relação à baixa retenção de água e elevada pedregosidade.

Figura 1 – Localização da área de estudo em Angicos, Rio Grande do Norte

A vegetação local em sua maioria é constituída por Caatinga Hiperxerófila de espécies arbóreas e herbáceas, heterogêneas nas espécies, portes e exigências (MENDES, 1986). Esta vegetação é de caráter mais seco, com abundância de cactáceas e plantas de porte baixo. Entre outras espécies destacassem Jurema preta, mufumbom, faveleiro, marmeleiro, xique-xique e facheiro.

A área escolhida é representativa da região com solos poucos profundos, em decorrência de seu baixo grau de intemperismo, pedregosos e com alto grau de degradação tanto pela ação extrativista de madeira como pelas condições ambientais limitantes. A referida área de estudo pertence à Universidade Federal Rural do Semi-Árido (UFERSA), instituição parceira na presente pesquisa, e foi selecionada em função de seu avançado processo de desertificação.

Áreas com tais características adquirem importância estratégica, pois necessitam aplicação de recursos tecnológicos que lhes permitam auxiliar às comunidades locais de forma sustentável e, como não são viáveis economicamente para o cultivo da agricultura convencional, poderiam ser utilizadas em projetos de reflorestamento, ou para cultivo de *Jatropha* (pinhão manso) como fornecedora de matéria-prima para produção de biodiesel. Projetos desta natureza podem contribuir para a redução do CO₂ atmosférico sem afetar a área de produção de alimentos, e até mesmo promover o desenvolvimento social e a diminuição da pobreza, principalmente na agricultura familiar, proporcionando alternativas de renda estável aos pequenos produtores, através da utilização desses recursos de forma sustentável.

3.2 Esquema de amostragem do solo

As amostras foram coletadas de acordo com uma grade de amostragem (malha) com espaçamento de 40 por 40 metros numa área de 100 hectares (Figura 2) destinada ao cultivo de *Jatropha* no Rio Grande do Norte. A referida malha de amostragem foi constituída de um total de 644 pontos que foram georreferenciados através da utilização de um Global Positioning System (GPS).

Para as determinações de C, areia, silte, argila, pH em CaCl₂, sódio, fósforo, cálcio, magnésio e potássio trocáveis, capacidade de troca de cátions (CTC), soma de bases (SB), saturação por bases (V) e saturação por alumínio (m), foram coletadas amostras de solo, em cada ponto de amostragem, nas camadas 0-0,10; 0,10-0,20 e 0,20-0,30 m de profundidade. As

amostras para densidade foram coletadas nas três profundidades mencionadas anteriormente em 82 pontos (Figura 2) selecionados aleatoriamente, totalizando 246 amostras.

Para as determinações de C da biomassa microbiana (BM), foram coletadas amostras na camada 0-0,10 m, porém em apenas 156 pontos amostrais, utilizando-se pontos de acordo com uma grade de amostragem de 80 por 80 metros (Figura 2).

Figura 2 – Distribuição da grade utilizada na amostragem dos atributos e esquema de coleta de amostras

3.3 Preparo das amostras de solo

Após a coleta, as amostras de solo utilizadas para a determinação dos atributos físicos, químicos e biológicos foram secas ao ar, homogeneizadas, pesadas, tamisadas em peneira de 2 mm e quarteladas para a sequência de análises. Para a determinação do C total foram moídos manualmente aproximadamente 10 gramas de solo passando em peneira de malha de 0,15 mm.

As amostras coletadas para determinar C da biomassa microbiana (C_{mic}) e para densidade foram separadas logo após a coleta e levadas ao laboratório para serem efetuadas as determinações de massa e umidade.

Todas as análises dos atributos físicos, químicos e biológicos do solo foram realizadas nos laboratórios do Departamento de Ciência do Solo da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” - ESALQ/USP.

3.4 Análise granulométrica

Na separação das frações areia ($>0,02$ mm), silte ($0,002-0,02$ mm) e argila ($<0,002$ mm), foi utilizado o método do densímetro descrito por Camargo et al. (1986). Foram pesadas 40 gramas de terra por amostra de solo e mantidas junto com a solução dispersante hexametáfosfato de cálcio (10 g L^{-1}) sob agitação de 120 rpm durante 16 horas. Em seguida, cada amostra foi passada em peneira de malha 0,02 mm, para separar a areia da suspensão de hexametáfosfato de sódio, silte e argila. Posteriormente a suspensão foi transferida para proveta de 1000 ml e agitada manualmente durante 40 segundos. Na sequência foi realizada a primeira leitura e após duas horas uma segunda leitura com o densímetro. A primeira leitura correspondeu à porcentagem de silte e argila e a segunda à porcentagem de argila.

3.5 Análise da densidade do solo

A densidade aparente foi determinada através da utilização de amostras de solo não deformadas segundo método do cilindro volumétrico, conforme metodologia descrita pela Embrapa (1979).

As amostras foram coletadas com auxílio de anéis de aço inox com volume conhecido e, em laboratório após determinada a massa do solo úmido, secou-se o solo em estufa de circulação forçada a 105°C até massa constante e calculou-se a densidade relativa do solo de cada camada pela eq. (1):

$$Densidade (Ds) = \frac{Massa\ de\ solo\ seco\ (g)}{Volume\ do\ anel\ (cm^3)} (g\ cm^{-3}) \quad (1)$$

3.6 Análises químicas do solo

O pH do solo foi determinado em solução 0,01 mol L⁻¹ de cloreto de cálcio (CaCl₂) de acordo com metodologia de Anderson e Ingram (1989). A acidez potencial (H+Al) das amostras de solo foi quantificada pelo método do tampão SMP utilizando como extrator a solução de acetato de cálcio 1 mol L⁻¹ a pH 7,0 (EMBRAPA, 1979). A extração dos teores disponíveis de P e de cátions trocáveis (K⁺, Ca²⁺ e Mg²⁺) das amostras de terra foi realizada através do método da resina trocadora de íons (RAIJ; QUAGGIO, 1983). A quantificação do P foi feita por espectrofotometria; o K foi quantificado por fotometria de emissão atômica; e o Ca e Mg por espectrofotometria de absorção atômica.

O conteúdo de Na foi quantificado pelo extrator duplo ácido; a CTC potencial a pH 7, soma de bases (SB), saturação por bases (V) e, a saturação por alumínio (m) foram calculadas com base nos teores dos elementos determinados.

3.7 Determinação do C da biomassa microbiana do solo

As estimativas de C microbiano das amostras da camada 0-0,10 m em malha de 80 por 80 metros foram determinadas pelo método de Fumigação-Extração (Figura 3) proposto por Vance et al. (1987).

Na área foram coletadas 156 amostras acondicionadas em sacos plásticos deixando um respiro de papel higiênico, de modo a facilitar a troca gasosa com o ambiente externo. As amostras foram analisadas no Laboratório de Matéria Orgânica do Solo do Departamento de Ciência do Solo da ESALQ-USP.

Depois que o solo foi peneirado, foi efetuada a determinação da umidade e corrigida para aproximadamente 55 % da sua capacidade de campo, acrescentando água gradualmente e deixando pré-incubar as amostras por uma semana em temperatura ambiente.

Após corrigida a umidade, seis subamostras de 25 g de terra foram pesadas (totalizando 936 subamostras), sendo que três delas foram fumigadas com clorofórmio e as outras três foram deixadas como controle, ou seja, não-fumigadas. As amostras fumigadas foram colocadas dentro de um dissecador juntamente com um Becker contendo clorofórmio purificado (ausência de álcool) e pérolas de vidro. Em seguida, foi ligada ao dissecador uma bomba de vácuo durante 30 minutos. O dissecador foi mantido fechado contendo as subamostras na presença de clorofórmio durante 48 horas. O clorofórmio teve a função de romper as células microbianas, sem afetar a MO não viva.

Após esse período, as subamostras de terra fumigadas e não fumigadas foram submetidas à extração com 100 ml da solução sulfato de potássio (K_2SO_4) 0,5 M em erlenmeyer, agitando durante 30 minutos a 142 rpm. O extrato obtido foi centrifugado a 2000 rpm por 10 minutos e filtrado em sistema de seringa de teflon Millipore com tela de silk screen (120 mesh), tratada previamente com solução de K_2SO_4 0,5 M. O teor de C microbiano dos extratos foi determinado pela via úmida mediante a oxidação do CO_2 por dicromato de potássio em meio fortemente ácido. Após o excesso de dicromato foi titulado com solução de sulfato ferroso amoniacal e a quantidade de dicromato consumida na oxidação é dada pela diferença em relação a uma digestão em branco de 8 ml do extrator (K_2SO_4 0,5 M). O C extraível foi calculado assumindo que 1 ml da solução de dicromato de potássio (66,7 mM $K_2Cr_2O_7$) equivale a 1200 μg de C. O C da BM foi dado pela diferença entre os valores obtidos nas subamostras fumigadas e nas não fumigadas, utilizando o fator de correção a $kEC = 0,38$ proposto por Vance et al. (1987).

Figura 3 – Esquema de determinação de carbono da biomassa microbiana pelo método de fumigação-extração

3.8 Determinação dos teores e estoques de C no solo

Para quantificar o carbono orgânico no solo foi utilizado o método de oxidação por via úmida ou também chamado oxidação com dicromato. Neste método, utiliza-se o dicromato de potássio ($\text{K}_2\text{Cr}_2\text{O}_7$) numa solução ácida para a oxidação do carbono orgânico.

Adicionalmente, foram efetuadas para a camada 0-0,10 m, as determinações de C e N totais pelo método da combustão via seca, através da utilização de um analisador elementar. Os valores obtidos foram utilizados para determinar a relação entre o C e N totais (relação C/N).

Calculou-se o estoque de C (em Mg ha⁻¹), multiplicando-se o teor de C orgânico (em %) pela densidade aparente do solo (g cm⁻³) e pela espessura da camada (cm). Os estoques foram corrigidos utilizando a fração maior do que 2 mm, ou seja considerando o conteúdo de pedra presente na amostra de solo coletada.

3.9 Identificação de dados discrepantes (“outliers”)

Na identificação de *outliers*, foi realizada a avaliação dos dados por meio de uma análise por componentes principais (PCA) sendo obtidas novas variáveis (*scores*) que representaram em grande parte a variabilidade dos dados originais. Por meio da análise desses *scores* os dados atípicos foram identificados, utilizando a distância de mahalanobis descrita na eq. 2. Este procedimento é amplamente utilizado na identificação de *outliers* em dados multivariados (De MAESSCHALCK et al., 2000).

$$d_{ij} = \sqrt{(x_i - x_j)^T C^{-1} (x_i - x_j)} \quad (2)$$

Sendo que x_i é um vetor que representa os *scores* dos primeiros componentes principais dos dados, x_j é o centroide destes *scores*, C^{-1} é a matriz de covariância destes *scores* para o conjunto de dados. Os dados identificados como *outliers* foram eliminados da base de dados utilizada nas análises estatísticas posteriores.

3.10 Funções de pedotransferência para o aumento da resolução espacial da informação de densidade do solo

Considerando que a mensuração da densidade do solo consome bastante tempo em campo, especialmente quando varias profundidades de amostragem são avaliadas, foram desenvolvidas funções de pedotransferência que permitem efetuar estimativas dos valores da densidade do solo em toda a grade de amostragem, utilizando-se apenas uma porção reduzida de resultados analíticos oriundos de parte dos pontos amostrais. Em outras palavras o objetivo de esta etapa da pesquisa foi aumentar a resolução espacial da informação da densidade do solo de 82 pontos de amostragem para o total de 644. Desta forma, a densidade do solo foi modelada a partir das informações dos atributos físicos, químicos e biológicos do solo que foram amostrados

na grade com espaçamento de 40 x 40 m, considerando as coordenadas geográficas de cada ponto no campo. Foram então utilizados os três seguintes algoritmos de regressão: linear múltipla (LM), mínimos quadrados parciais (PLS) e florestas aleatórias (RF). Recentemente, estes algoritmos têm sido testados em previsões e mapeamento digital de atributos do solo, apresentando alto desempenho preditivo (BEHRENS et al., 2010; VISCARRA ROSSEL; BEHRENS, 2010).

Os modelos ou funções de pedotransferência construídos foram avaliados usando como critérios o coeficiente de determinação (R^2) (Eq. 8), o erro médio (ME) (Eq. 9) e a raiz quadrada do erro quadrático médio (RMSE) (Eq. 10). O desenvolvimento de funções de pedotransferência utilizando outros atributos do solo junto com as coordenadas geográficas neste caso pode resultar em melhores previsões da densidade que a modelagem geoestatística, utilizando simplesmente a informação das coordenadas de localização dos pontos de amostragem. Depois de verificar o desempenho nas previsões das funções construídas, o algoritmo que retornou melhores previsões foi escolhido para prever a densidade do solo nos pontos e profundidades onde a densidade não foi medida. Posteriormente, os dados preditos da densidade do solo foram adicionados junto aos demais resultados no conjunto completo de dados utilizados na análise geoestatística.

3.11 Análise estatística

Antes da realização da análise semivariográfica, os resultados analíticos dos atributos de solo avaliados foram submetidos a análise de variância pelo teste de Tukey ao nível de 1 % de probabilidade e divididos por meio de amostragem estratificada aleatório em dois conjuntos: i) conjunto com 90 % dos dados a serem utilizados para a construção dos semivariogramas (calibração do modelo espacial) e ii) conjunto com cerca de 10 % dos dados a serem utilizados para a validação das etapas realizadas na análise semivariográfica dos dados. A análise estatística foi então efetuada em dois estágios: (i) estatística descritiva clássica, a qual assume que dados observados são independentes uns dos outros não considerando sua localização no espaço e (ii) análise semivariográfica, utilizada para calcular qualquer dependência espacial existente.

3.11.1 Estatística descritiva

Nesta etapa foram determinados os momentos de primeira a quarta ordem, por tanto calculou-se as seguintes medidas: de posição (média, mediana, valor máximo e mínimo), de dispersão (desvio padrão e coeficiente de variação) e a forma da dispersão (assimetria e curtose). Tais momentos permitem caracterizar as posições centrais e de dispersão dos dados, além de expressar a forma da distribuição.

3.11.2 Análise geoestatística

No segundo estágio da análise estatística, os dados foram relacionados à suas coordenadas geográficas correspondentes e a variabilidade espacial dos atributos foi avaliada utilizando a teoria das variáveis regionalizadas, apresentada primeiramente por Matheron (1971) e aplicada à ciência do solo por Burgess e Webster (1980ab).

Todos os atributos do solo foram analisados através de métodos geoestatísticos utilizando a função do semi-variograma (MATHERON, 1965) (Eq. 3) para a construção dos semi-variogramas experimentais e identificação das estruturas espaciais.

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (3)$$

onde $\gamma(h)$ é a variância média entre pares de pontos separados por uma distância h . $N(h)$ é o número de pares de pontos de amostrados separados por uma distância h , $Z(x_i)$, $Z(x_i + h)$ representam os valores do atributo em dois pontos separados por uma distância h .

O programa GS+ Gamma Design Software (ROBERTSON, 1998) foi utilizado para construir os semivariogramas experimentais de cada atributo do solo avaliado em cada profundidade de solo amostrada. Foram construídos semivariogramas omnidirecionais e direcionais (para as direções Norte-Sul, Leste-Oeste, Nordeste-Sudoeste e Sudeste-Noroeste) para examinar a possibilidade de anisotropia nos dados analisados.

Após a etapa de construção dos semivariogramas, foram escolhidos os modelos que melhor se ajustasse aos dados que apresentaram estrutura de dependência espacial. Os modelos

de dependência espacial utilizados foram: modelo esférico Eq. (4), modelo exponencial Eq. (5), e modelo linear Eq. (6).

$$\begin{aligned}\gamma(h) &= C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] \text{ para } 0 \leq h \leq a; \\ \gamma(h) &= C_0 + C_1 \text{ para } h > a;\end{aligned}\tag{4}$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(\frac{-3h}{a}\right) \right] \text{ para } h \geq 0;\tag{5}$$

$$\gamma(h) = C_0 + \frac{C_1}{a} \text{ para } 0 \leq h \leq a \text{ e } \gamma(h) = C_0 + C_1 \text{ para } h > a\tag{6}$$

sendo C_0 , $C_0 + C_1$ e a denominados efeito pepita, patamar e alcance da dependência espacial, respectivamente.

Uma vez, selecionados os modelos as características destes semivariogramas foram utilizadas para determinar e classificar a dependência espacial de cada atributo. A dependência espacial foi determinada por meio da eq. (7) proposta por Robertson (1998):

$$AED = \frac{C_1}{C + C_0} \cdot 100\tag{7}$$

sendo que: C_0 é o valor da semi-variância do efeito pepita e C representa a semi-variância a entre o valor do efeito pepita e o patamar do semivariograma.

Para avaliar a qualidade da análise semivariográfica dos dados, foram conduzidos dois tipos de validação: validação cruzada interna usando o método “Jackknife” (CRESSIE, 1991) e validação externa (BOURENNANE et al., 1996; CHAPLOT et al., 2001). A validação interna consistiu, basicamente, em testar se a escolha do modelo teórico ajustado ao semivariograma foi

adequada fazendo a comparação dos valores utilizados na calibração com os estimados pelo modelo. Já a validação externa consistiu em prever os valores retirados do conjunto total, ou seja, em estimar 10 % dos dados (que não foram utilizados na etapa da análise semivariográfica) de cada atributo do solo para cada ponto de amostragem no campo, usando os valores remanescentes (90 % dos dados). Na validação foram avaliados: o coeficiente de determinação (R^2) (Eq. 8), erro médio (ME) (Eq. 9) e raiz quadrada do erro quadrático médio (RMSE) (Eq. 10).

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (8)$$

$$ME = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\hat{y}_i - y_i) \quad (9)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\hat{y}_i - y_i)^2} \quad (10)$$

$\hat{y}_i$ indica os valores estimados pelo modelo, y_i indica os valores observados e N é o número observações da variável a modelar.

Uma vez descrita a dependência espacial, as características dos semivariogramas foram usadas na construção de mapas de isolinhas para cada atributo por meio do método de interpolação por krigagem ordinária, baseada em minimização da variância do erro, construindo os respectivos mapas de variabilidade espacial de cada atributo utilizando o programa ILWIS 3.6. Finalmente foram estabelecidas as correlações lineares (Pearson $<0,01$) e espaciais (incluindo modelos multivariados) entre os atributos estudados.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Caracterização do solo da área de estudo

Os resultados das características químicas do solo estudado foram analisados e classificados baseando-se nas tabelas de níveis de fertilidade do solo, propostas pela Comissão de Fertilidade do Solo do Estado de Minas Gerais, já que não há informações específicas para o Estado do Rio Grande do Norte.

Conforme resultados mostrados na Tabela 1, em relação aos teores de areia, silte e argila encontrados para as três profundidades, o solo da área de estudo apresenta predominância de textura muito arenosa com valor médio geral para este atributo de 76,85 % e baixos valores nas porcentagens de argila e silte. De maneira geral, devido aos altos teores de areia pode-se inferir que o solo da área de estudo possui uma baixa capacidade de troca de cátions (CTC). Não obstante a CTC_T (CTC a pH 7) foi classificada como baixa (16,1-43 $\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) na camada superficial e média nas camadas mais profundas (40,1-60 $\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) com um acréscimo significativo conforme aumento da profundidade e maior conteúdo de argila.

A densidade do solo (Ds) não apresentou diferenças estatísticas significativas em relação as profundidades avaliadas. Para este atributo foram observados valores altos (1,55-1,60 g cm^{-3}) como era esperado em decorrência de sua classe textural, sendo que solos com textura grosseira possuem uma alta suscetibilidade a compactação. Luca et al. (2008) verificaram este fato, avaliando a densidade em solos de duas classes texturais, encontraram que solos de textura arenosa apresentaram maiores valores de densidade em comparação ao solo de textura argilosa. Os altos valores de densidade encontrados são aceitáveis para este solo sob vegetação nativa em função do não revolvimento deste solo.

Em relação ao pH, o solo da área pode ser considerado de acidez elevada com valores médios nas profundidades que variam entre 4,37 e 4,17 com diferenças estatísticas significativas entre as camadas avaliadas. A acidez trocável (Al^{3+}) do solo foi classificada como baixa (2,0-5,0 $\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) e média (5,1-10 $\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$). Como era de se esperar, os menores valores de pH condicionaram maiores concentrações de Al trocável do solo. Além disso, pode-se considerar a saturação por Al (m) como baixa (<30 %) para todas as profundidades (Tabela 1). Além disso, o aumento do pH está relacionado com o aumento do teor de Ca trocável no solo. Em solos, valores

de pH abaixo de 4,5 normalmente interferem na disponibilidade de nutrientes, podendo ser considerada essa acidez como indicador de condições desfavoráveis para o crescimento vegetal.

As médias dos valores da acidez potencial ($H^+ Al$) se encontram na faixa considerada baixa ($10,1-25,0 \text{ mmol}_c \text{ dm}^{-3}$) com a presença de maiores valores nas camadas mais profundas, corroborando o aumento das concentrações de Al trocável e os menores valores de pH encontrados.

Tabela 1 – Resultados das análises químicas e físicas do solo coletado na área de estudo

Atributo	Unidade	Profundidade		
		1	2	3
Densidade (Ds)	g cm^{-3}	1,58 A	1,61 a	1,54 a
Areia	%	79,06 A	76,42 b	75,09 c
Silte	%	1,79 B	1,79 ab	1,99 a
Argila	%	19,12 C	21,66 b	22,77 a
pH CaCl_2		4,37 A	4,17 c	4,22 b
Fósforo (P)	$\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$	3,11 A	2,33 b	2,42 b
Potássio (K)	$\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$	2,09 A	1,67 b	1,40 c
Cálcio (Ca)	$\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$	9,10 A	7,92 b	9,24 a
Magnésio (Mg)	$\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$	5,81 C	7,11 b	10,35 a
Sódio (Na)	$\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$	0,19 C	0,21 b	0,27 a
Alumínio (Al)	$\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$	3,46 B	6,74 a	7,09 a
Acidez potencial (H^+Al)	$\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$	21,29 B	25,10 a	24,69 a
Soma de bases (SB)	$\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$	16,96 B	16,68 b	21,18 a
CTC a pH 7 (CTC_T)	$\text{mmol}_c \text{ dm}^{-3}$	38,43 C	42,21 b	46,26 a
Saturação por bases (V)	%	43,38 B	39,42 c	44,83 a
Saturação por Al (m)	%	18,54 C	29,82 a	27,20 b

Prof. – profundidade: 1= 0-0,1 m; 2= 0,1-0,2 m; 3= 0,2-0,3 m

Os valores correspondem às médias obtidas para cada profundidade no total de dados.

As letras minúsculas comparam as médias na horizontal. Médias seguidas pela mesma letra não diferem entre si pelo teste de Tukey ($\alpha=0,01$).

De acordo com os resultados da soma de bases (SB), os valores foram classificados como médios nas três profundidades avaliadas (média geral igual a $18,3 \text{ mmol}_c \text{ dm}^{-3}$) apresentando maior valor na camada mais profunda. A saturação por bases (V), que indica quanto de bases esta saturando a CTC total do solo, foi estatisticamente diferente entre as profundidades e classificada como baixa (20,1-40,0 %) para a profundidade 0,1-0,2 m e média (40,1-60,0 %) para as profundidades 0-0,1 e 0,2-0,3 m (Tabela 1). O Ca apresentou-se como o principal contribuinte na SB seguido pelo Mg, refletindo a natureza do material de origem (arenitos calcíferos).

Não obstante, através dos valores médios dos teores de K^+ trocável demonstrou-se que houve tendência de diminuição em função da profundidade do solo com diferenças estatísticas significativas, com predominância de teores médios nas duas camadas mais profundas e alto teor na camada superficial, variando entre 1,4 e $2,1 \text{ mmol}_c \text{ dm}^{-3}$.

Os teores médios de Ca^{2+} apresentaram-se na faixa de concentração considerada como baixa e houve uma variação entre as profundidades de aproximadamente 2 unidades, sendo que o menor teor ($7,9 \text{ mmol}_c \text{ dm}^{-3}$) foi observado na profundidade 0,1-0,2m e valores maiores, porém similares entre si, foram encontrados nas demais profundidades avaliadas. Já com relação aos teores de Mg^{2+} , a concentração encontrada na camada mais profunda foi considerada alta (Tabela 1). Observou-se teores médios nas duas primeiras camadas, além de existir uma variação de aproximadamente 5 unidades entre profundidades ($5,8$ a $11,1 \text{ mmol}_c \text{ dm}^{-3}$), com tendência de aumento em função da profundidade do solo e diferenças estatísticas significativas entre as profundidades avaliadas.

Para o Na, as médias dos valores encontrados permitiram identificar aumento significativo com o aumento da profundidade do solo.

Por outro lado, a média do teor de P disponível na profundidade 0-0,1 m do solo foi classificada como muito alta, apresentando diferenças estatísticas significativas com as camadas mais profundas (Tabela 1). O teor de P do solo é importante nas regiões em processo de desertificação, a sua deficiência reduz a taxa de crescimento inicial e o estabelecimento das plantas forrageiras, limitando a capacidade produtiva das culturas (CECATO et al., 2004). Embora estes valores sejam altos, não significam disponibilidade para as plantas, o P é um

elemento de baixa mobilidade no solo e em geral é o pH quem proporciona sua maior disponibilidade para as plantas (RAIJ, 1983).

4.2 Funções de pedotransferência para a densidade do solo

Conforme descrito anteriormente, a densidade do solo é imprescindível no cálculo dos estoques de C do solo. Portanto, foi necessário desenvolver modelos de predição baseados nos atributos do solo que foram determinados para a grade de amostragem inteira. Isto também levando em conta que com a grade de amostragem utilizada para a amostragem da densidade não foi possível identificar uma estrutura espacial que permitisse fazer estimativas através de métodos geoestatísticos. A acurácia de predição dos algoritmos utilizados para estimar a densidade do solo é apresentada na Tabela 2. Embora os R^2 de todos os modelos construídos com os algoritmos testados não tenham atingido valores acima de 0,6, os erros de predição foram bastante baixos. Os algoritmos LM e PLS apresentaram os mais altos erros. O algoritmo florestas aleatórias (RF) foi o que gerou o mais baixo erro de predição (RMSE) e também o mais alto R^2 . Isso poder ter ocorrido possivelmente pelo fato de que o RF possui um melhor desempenho quando se tratar de variáveis não-lineares. Desta forma, o algoritmo escolhido para a predição da densidade do solo foi o RF. Neste modelo as variáveis mais importantes na predição da densidade foram as coordenadas geográficas (X e Y), o teor de Mg e a SB. As variáveis com que apresentaram uma importância baixa na predição da densidade do solo foram o conteúdo de silte e o teor de P (Figura 4).

Tabela 2 – Resultados dos desempenhos dos algoritmos utilizados nas predições da densidade do solo

Algoritmo	R^2	RMSE (g cm⁻³)
LM	0,424	0,037
PLS	0,416	0,038
RF	0,543	0,035

LM: linear múltipla; PLS: mínimos quadrados parciais;
RF: florestas aleatórias.

Figura 4 – Importância de cada atributo avaliado na predição da densidade do solo usando o algoritmo florestas aleatórias (RF). Os valores de importância se encontram na escala 0-1,0

4.3 Teores e estoques de C e N no solo

Os resultados dos teores e estoques de C e N no solo da área de estudo são apresentados na Tabela 3. Os valores médios dos teores de C orgânico nas profundidades avaliadas variaram de 0,2 a 0,4 % e, apresentaram diminuição com significância estatística conforme aumento da profundidade do solo. Os teores médios de C e N totais para a área de estudo foram de 0,59 e 0,06 %, respectivamente. As regiões semi-áridas apresentam características desfavoráveis à manutenção do CO no solo, encontrando-se valores bem reduzidos, como os divulgados neste trabalho e por outros autores: 0,48 % (SU et al., 2004); 1,05 % (FRANCELINO et al., 2005); 0,4 % (CHAVES et al., 2006) e; 0,81 a 1,1 % (SANTOS, 2010).

Com relação ao N, sob o ponto de vista agrícola, os teores são baixos, o que é comum nos solos do semi-árido. Este fato está associado à baixa quantidade de resíduos vegetais retornados ao solo. Conforme diferentes trabalhos disponíveis na literatura, os teores médios de CT encontrados para as ordens de solos mais frequentes sob vegetação caatinga hipo – e hiper – xerófila se encontram na sequência: Vertissolos e Cambissolos que apresentam teores de CT de 1,23 %, Luvisolos e Neossolos Litólicos com teores entre 1,0 e 1,2 % e, os Latossolos e

Argissolos entre 0,97 e 0,89 %. Em seguida, estão os Planossolos que apresentam teores relativamente baixos (valores médios de 0,74 %), enquanto que os menores valores de CT são observados em Neossolos Regolíticos, com valores médios de 0,49 %. Esta tendência decrescente nos teores de CT dos Luvisolos até o Neossolos Regolíticos apresenta semelhança à observada para os teores de argila, sugerindo uma relação estreita entre estas variáveis.

Nunes et al. (2009) e Campanha et al. (2009) encontraram valores superiores em áreas sob vegetação caatinga nativa, de 1,87 e 2,1 %, respectivamente, em comparação com diferentes usos e manejos do solo no semi-árido brasileiro. Araujo et al. (2004) também encontrou maiores teores comparando perfis ao longo de topossequências sob caatinga nordestina. O teor máximo de CT apresentado por Latossolos foi de 1,0 % enquanto nos Luvisolos o valor alcançado foi de 2,5 %.

Com relação aos estoques de CO no solo (Figura 5), de modo geral, mostraram que em superfície (profundidade 0-0,1 m), a quantidade de CO presente no solo representou 48,3 % do total da camada 0-0,3 m. Já as camadas 0,1-0,2 e 0,2-0,3 m representaram, respectivamente, 31,6 e 20 % do total encontrado para os primeiros 30 cm do solo. Tais resultados variaram de 1,2 a 2,9 Mg ha⁻¹ nas profundidades avaliadas e o valor do estoque acumulado para a profundidade 0-0,3 m foi de 6,0 Mg ha⁻¹. Variações maiores foram relatadas por Maia et al. (2006) em estudo feito em diferentes áreas sob distintas práticas de manejos no Ceará. No referido estudo o C orgânico apresentou estoques oscilando entre 2 e 8 Mg ha⁻¹, mas a proporção na camada superficial ficou constante (31 %).

O valor médio da relação C/N do solo, para a profundidade 0-0,1 m foi de 9,83. Este valor se encontra dentro da faixa de variação considerada para solos sob condições tropicais não revolvidos, uma vez que apresentam equilíbrio na relação em torno de 10. De acordo com Moreira e Siqueira (2006), valores de relação C/N menores que 20 indicam dominância do processo de mineralização.

Como era de se esperar, os teores e estoques de C orgânico apresentaram similares comportamentos em função da profundidade do solo, sendo que os estoques de C orgânico também diminuíram significativamente conforme o aumento da profundidade do solo. O maior estoque de CO na profundidade 0-0,1 m do solo é um comportamento sempre esperado, em função das entradas de material orgânico mais intensas próximos a superfície do solo.

Tabela 3 – Teores e estoques de carbono orgânico (CO), carbono total (CT), nitrogênio total (NT) e, a relação C/N do solo coletado na área de estudo

Atributo	Unidade	Profundidade		
		1	2	3
CT	%	0,59	-	-
NT	%	0,06	-	-
Relação C:N		9,83	-	-
CO	%	0,4 a	0,3 b	0,2 c
Estoque CT	Mg ha ⁻¹	4,45	-	-
Estoque CO	Mg ha ⁻¹	2,9 a	1,9 b	1,2 c
Estoque NT	Mg ha ⁻¹	0,37	-	-

Profundidade: 1= 0-0,1 m; 2= 0,1-0,2 m; 3= 0,2-0,3 m; (-)= valor não obtido;
As letras minúsculas comparam as médias na horizontal. Médias seguidas pela mesma letra não diferem entre si pelo teste de Tukey ($\alpha=0,01$).

Figura 5 – Estoques de carbono orgânico (Mg ha⁻¹) nas profundidades de solo coletadas da área de estudo

4.4 Teor de C na biomassa microbiana do solo

De acordo com os resultados das análises, a quantidade de C_{mic} no solo estudado teve média geral de 286,1 mg C kg⁻¹ solo, para a profundidade 0-0,1 m. Este resultado está em concordância com outros encontrados na literatura, também para solos sob caatinga no semi-árido nordestino. Nunes et al. (2009) avaliando a influência de diferentes usos sob os atributos biológicos do solo encontraram 247,7 mg kg⁻¹ de C_{mic} no solo sob caatinga.

O quociente microbiano ($qMic = C_{min} / CO$) foi calculado para determinar a quantidade de CO que está disponível para os microrganismos e a conversão de substratos orgânicos em C da biomassa microbiana. O valor médio do referido quociente para o solo avaliado foi de 4,84 % do CO. Segundo Jenkinson e Ladd (1981) geralmente a biomassa microbiana representa, em média, entre 2-5 % do CO em solos de clima tropical. Tal quociente microbiano indica o pobre crescimento microbiano e pode estar associado à menor disponibilidade de substrato no solo ou a uma menor eficiência de sua utilização, possivelmente devido às condições climáticas desfavoráveis para com os microorganismos. Embora o $qMic$ para este solo tenha sido baixo, outros autores relatam valores ainda mais baixos. Segundo Maia et al. (2004) entre 1 e 2 % do CO está imobilizado na biomassa microbiana em solos da região semi-árida. Entretanto, esse valor varia em função do teor de CO e por conta das diferentes metodologias e períodos de incubação utilizados para a determinação deste atributo. Nunes et al. (2009) reportaram um valor de 1,36 % para o $qMic$. No entanto, o teor de CO encontrado por estes autores foi maior do que o encontrado nesta pesquisa. Souza (2006) utilizando diferente metodologia encontrou, em amostras da região semi-árida, conteúdos variando entre 5 e 25 g C kg⁻¹ solo de CO e valores de $qMic$ entre 0,6 e 0,8 %. Alves et al. (1999) avaliando o tempo de 20 semanas de incubação encontraram a porcentagem média de 4,9 % de CO mineralizado em 10 tipos de solo do semi-árido. Maia et al. (2004) observaram aumento na relação $C_{mic} : COT$ para 3,2 % nas amostras provenientes de áreas mais degradadas.

A relação $C_{mic} : COT$ reflete o aporte de C e a conversão de substratos orgânicos em C na forma de biomassa microbiana. Altos valores de quociente microbiano indicam matéria orgânica muito ativa e sujeita a transformações.

De modo geral, solos com texturas mais grosseiras apresentam maior taxa de mineralização do C (MENDHAM et al., 2003) e, consequentemente, menores teores de C e menor atividade microbiana. Menores perdas são observadas em solos mais argilosos, os quais

possuem maior proteção coloidal do C. A biomassa microbiana pode ser utilizada para inferir alterações na MO do solo e consequentemente nos teores e estoques de C do solo. A biomassa microbiana constitui a maior parte da fração ativa da MO com tempo de reciclagem de 0,2 a 0,6 ano, em geral maior que a biomassa vegetal, sendo influenciada principalmente pela disponibilidade de C, N, P e S, umidade do solo, aeração, pH e textura do solo (MOREIRA; SIQUEIRA, 2006). Dentre os atributos biológicos, este componente destaca-se como um indicador de alta sensibilidade, uma vez que mudanças significativas no C_{mic} podem ser detectadas muito antes que as alterações na quantidade de CO, permitindo a adoção de medidas corretivas antes que a perda da qualidade do solo seja crítica.

4.5 Análise de correlação linear simples entre os atributos avaliados

As matrizes de correlação linear Pearson entre os atributos físicos, químicos e biológicos do solo para as três profundidades avaliadas na área de 100 ha são apresentadas na Tabela 4, Tabela 5 e Tabela 6. De acordo com os resultados, pode-se observar padrões similares de correlação entre os atributos para as três profundidades do solo. Os valores dos conteúdos de silte não mostraram correlação alguma com os demais atributos de solo avaliados nas três profundidades; portanto tais valores não são mostrados nas tabelas correspondentes.

Os estoques de C e os teores de C_{mic} correlacionaram-se positivamente com o teor de C, indicando atuação sinérgica entre estes atributos. Como era de se esperar, os estoques de C e os teores de C_{mic} aumentam com o aumento dos valores dos teores de C no solo.

O C_{mic} na única profundidade avaliada (0-0,1) apresentou também correlações positivas com estoques de C, conteúdos de argila, teores de K, Ca, Mg (média de 0,2) e SB (0,3) e, correlações negativas com os conteúdos de areia (-0,2). De acordo com Roscoe et al. (2006) essas correlações positivas entre o C_{mic} e o teor de argila presente no solo são comumente relatadas, uma vez que os teores de argila beneficiam o processo de proteção da MOS, criando ambientes favoráveis à manutenção de populações microbianas.

Tabela 4 – Matriz de correlação entre os atributos físicos, químicos e biológicos avaliados na profundidade do solo 0-0,1 m

	CO	C _{mic}	Est.CO	Ds	Areia	Argila	pH	P	K	Ca	Mg	Na	Al	H+Al	SB	CTC _T	V
C_{mic}	0,2	1															
Est.CO	0,4	0,2	1														
Ds	-0,1	-0,1	-0,1	1													
Areia	0,0	-0,2	0,2	-0,1	1												
Argila	0,0	0,2	-0,2	0,1	-0,9	1											
pH	0,3	0,1	-0,1	-0,2	0,1	-0,1	1										
P	0,1	0,1	0,1	-0,1	0,1	-0,1	0,2	1									
K	0,1	0,2	-0,1	-0,1	-0,3	0,3	0,4	0,0	1								
Ca	0,2	0,2	-0,1	-0,1	-0,1	0,1	0,6	0,3	0,3	1							
Mg	0,2	0,2	0,0	-0,2	-0,1	0,1	0,5	0,2	0,2	0,6	1						
Na	0,1	-0,1	0,0	-0,1	-0,1	0,1	0,0	0,1	0,0	0,2	0,1	1					
Al	-0,2	0,0	-0,1	0,1	-0,2	0,2	-0,7	-0,1	-0,2	-0,4	-0,3	0,0	1				
H+Al	0,2	0,1	0,0	0,1	-0,4	0,4	-0,6	-0,1	-0,1	-0,2	-0,2	0,0	0,7	1			
SB	0,2	0,3	-0,1	-0,2	-0,1	0,1	0,6	0,3	0,3	0,9	0,8	0,2	-0,4	-0,2	1		
CTC_(T)	0,3	-0,1	-0,1	-0,1	-0,3	0,3	0,3	0,2	0,3	0,8	0,7	0,2	0,0	0,4	0,8	1	
V	0,1	-0,1	0,0	-0,1	0,1	-0,1	0,8	0,2	0,3	0,8	0,8	0,1	-0,6	-0,6	0,9	0,5	1
m	-0,4	-1,1	-0,1	-0,1	-0,1	0,1	-0,8	-0,1	-0,3	-0,6	-0,6	-0,1	0,9	0,5	-0,7	-0,4	-0,8

Correlações em negrito são significativas a $p < 0,01$. C_{mic}: carbono da biomassa microbiana; CT: carbono total; NT: nitrogênio total; CO: carbono orgânico; Est.CO: estoque de carbono orgânico; Ds: densidade do solo; SB: Soma de bases; V: saturação de bases; m: saturação por Al.

Tabela 5 – Matriz de correlação entre os atributos físicos e químicos avaliados na profundidade do solo 0,1-0,2 m

	CO	Est.CO	Ds	Areia	Argila	pH	P	Ca	Mg	Na	Al	H+Al	SB	CTC _T	V
Est.CO	0,6	1													
Ds	-0,1	0,1	1												
Areia	0,0	0,1	0,2	1											
Argila	0,0	-0,1	-0,1	-1,0	1										
pH	0,0	0,0	-0,3	0,1	-0,1	1									
P	0,0	0,0	-0,1	0,2	-0,2	0,2	1								
K	0,0	0,0	-0,1	-0,1	0,1	0,2	0,0								
Ca	0,0	0,0	-0,4	-0,2	0,1	0,3	0,1	1							
Mg	-0,1	-0,1	-0,4	-0,2	0,2	0,5	0,1	0,6	1						
Na	-0,1	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,1	0,2	0,1	0,2	1					
Al	0,0	0,0	0,2	-0,3	0,3	-0,7	-0,1	-0,2	-0,3	-0,1	1				
H+Al	0,2	-0,1	-0,1	-0,5	0,5	-0,7	-0,1	-0,1	-0,2	0,0	0,7	1			
SB	0,0	0,0	-0,4	-0,2	0,2	0,5	0,1	0,9	0,9	0,2	-0,3	-0,2	1		
CTC_(T)	0,1	0,0	-0,3	-0,5	0,5	0,0	0,0	0,7	0,6	0,1	0,2	0,6	0,7	1	
V	-0,1	0,0	-0,4	0,1	-0,1	0,7	0,2	0,7	0,7	0,1	-0,6	-0,6	0,8	0,2	1
M	-0,1	-0,1	0,3	-0,1	0,1	-0,7	-0,2	-0,5	-0,5	-0,1	0,9	0,5	-0,6	-0,2	-0,7

Correlações em negrito são significativas a $p < 0,01$. CT: carbono total; NT: nitrogênio total; CO: carbono orgânico; Est.CO: estoque de carbono orgânico; Ds: densidade do solo; SB: soma de bases; V: saturação de bases; m: saturação por Al.

Tabela 6 – Matriz de correlação entre os atributos físicos e químicos estudados na profundidade do solo 0,2-0,3 m

	CO	Est.C	Ds	Areia	Argila	pH	P	Ca	Mg	Na	Al	H+Al	SB	CTC _T	V
Est.C	0,7	1													
Ds	0,0	0,1	1												
Areia	-0,1	0,0	0,0	1											
Argila	0,0	0,0	0,0	-1,0	1										
pH	0,1	-0,1	-0,2	0,1	-0,1	1									
P	0,0	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,2	1								
Ca	0,1	-0,2	-0,4	-0,1	0,1	0,5	0,2	1							
Mg	0,1	-0,1	-0,4	-0,1	0,1	0,6	0,2	0,7	1						
Na	0,0	0,0	0,0	-0,1	0,1	0,3	0,2	0,4	0,3	1					
Al	-0,1	0,1	0,1	-0,1	0,1	-0,8	-0,1	-0,3	-0,4	-0,1	1				
H+Al	0,0	0,0	0,0	-0,2	0,2	-0,7	-0,1	-0,2	-0,3	-0,1	0,8	1			
SB	0,1	-0,2	-0,4	-0,1	0,1	0,6	0,3	0,9	0,9	0,4	-0,4	-0,3	1		
CTC_T	0,1	-0,1	-0,4	-0,2	0,2	0,3	0,2	0,8	0,8	0,3	0,1	0,3	0,8	1	
V	0,1	-0,2	-0,3	0,0	0,0	0,8	0,3	0,7	0,8	0,2	-0,7	-0,7	0,8	0,5	1
m	-0,1	0,1	0,3	0,0	0,0	-0,8	-0,2	-0,6	-0,7	-0,2	0,9	0,6	-0,7	-0,4	-0,8

Correlações em negrito são significativas a $p < 0,01$. CT: carbono total; NT: nitrogênio total; CO: carbono orgânico; Est.CO: estoque de carbono orgânico; Ds: densidade do solo; SB: soma de bases; V: saturação de bases; m: saturação por Al.

Neste estudo, os resultados da análise linear de Pearson na profundidade 0-0,1 m (Tabela 4), apresentaram correlação positiva dos teores de C com o pH, H+Al, Ca, Mg, SB, e CTC_T, em quanto que Al e m apresentaram correlação negativa. Na profundidade 0,1-0,2 m (Tabela 5) o teor de C apresentou correlação positiva significativa com o H+Al. Já para a profundidade 0,2-0,3 m de acordo com os resultados não foi observada correlação alguma entre os atributos estudados nesta pesquisa e o teor de C no solo (Tabela 6).

4.6 Análise de componentes principais e identificação de outliers

Por meio da PCA foram obtidos 4 componentes principais (CPs) que representam 94,22 % da variabilidade total dos atributos estudados (Figura 6). Mediante a aplicação do método da distância de mahalanobis para os *scores* dos PC1, PC2, PC3 e PC4 foram identificados 86 *outliers* para os dados da profundidade 0-0,1m, 113 *outliers* para a profundidade 0,1-0,2 m e 129 *outliers* para os dados da profundidade 0,2-0,3, que correspondem respectivamente a 0,85; 1,12 e 1,28 % do conjunto inicial de dados de cada profundidade. Estes

outliers foram subtraídos do conjunto total de dados. Para os dados utilizados para as calibrações e validações dos modelos espaciais, os três primeiros componentes principais resultantes dos dados descreveram 94,1 % da variabilidade espacial total. Observou-se uma tendência de agrupamento em função da profundidade a qual é atribuída principalmente a diferenças na textura.

Figura 6 – Gráficos de dispersão dos *scores* dos 4 primeiros componentes principais os quais apresentam a estrutura de todos os atributos estudados. Os pontos vermelhos representam os valores que foram removidos da análise geoestatística

4.7 Estatística descritiva

Os parâmetros referentes à análise estatística descritiva dos dados para cada atributo avaliado são apresentados na Tabela 7. Os valores das medidas de tendência central (média e

mediana) são relativamente semelhantes para a maioria dos atributos. Isso pode ser um indicativo de que as medidas de tendência central não são dominadas por valores atípicos na distribuição (CAMBARDELLA et al., 1994), demonstrando que a maioria dos atributos estão próximos de uma distribuição simétrica, o que pode ser confirmado pelos valores de assimetria próximos de zero. As exceções foram Ds e os teores de P e Na que não apresentaram essa normalidade na sua distribuição, embora a média e mediana apresentem valores próximos. Silva e Chaves (2001), Silva et al. (2003) e Leão et al. (2009) também não verificaram normalidade dos dados para o teor de P e Na em solos da região.

Embora, a normalidade dos dados não seja uma exigência para a aplicação de técnicas geoestatísticas, é recomendado que a distribuição não apresente caudas muito alongadas para não comprometer as análises, uma vez que as estimativas por krigagem apresentam melhores resultados quando a normalidade dos dados é satisfeita (PAZ-GONZALEZ et al., 2001).

Os valores de assimetria e curtose do conjunto de dados estiveram dentro dos padrões requeridos para que sejam considerados aderentes à normalidade. O coeficiente de assimetria deve se aproximar de zero, enquanto que o de curtose deve ser próximo de três. Em geral, os atributos do solo avaliados apresentaram valores de assimetria positivo nas profundidades consideradas. As exceções à afirmativa anterior foram observadas para a densidade do solo e teores de areia que apresentaram valores de assimetria negativos nas três profundidades de solo. Nestes casos de não normalidade na distribuição dos resultados analíticos foi necessária a transformação dos dados desses atributos por meio da função logarítmica.

Quando uma variável estatística qualquer possui distribuição de frequências do tipo normal, a medida de tendência central mais adequada para representá-la deve ser a média. Em caso contrário, dever-se-ão utilizar a mediana, ou mesmo a média geométrica, caso possua distribuição de frequência do tipo lognormal. Assim, os atributos que apresentaram distribuição lognormal foram Ds, P e Na em todas as profundidades avaliadas.

O desvio padrão (DP) na maioria dos atributos aumentou conforme a profundidade do solo. O DP indica o afastamento dos valores observados em relação à média aritmética da amostra estudada, sinalizando uma possível existência de variabilidade dos dados.

Tabela 7 – Estatística descritiva clássica dos dados utilizados na modelagem espacial (90 % dos dados totais) dos atributos físicos, químicos e biológicos do solo nas três profundidades avaliadas

(Continua)

Atributo	Unidade	Prof.	n	Média	Med.	DP	CV	Mín.	Máx.	Ass.	Curt.
C _{mic}	mg kg ⁻¹	1	140	272	260	110	42,0	54,9	752	0,95	2,29
CO	%	1	537	0,4	0,4	0,1	20,0	0,15	0,7	0,63	1,05
		2	537	0,3	0,3	0,1	25,4	0,11	0,5	0,51	0,63
		3	541	0,2	0,2	0,1	29,8	0,07	0,4	0,51	0,34
Est. CO	Mg ha ⁻¹	1	539	2,9	2,7	0,9	32,1	0,69	6,5	0,68	0,67
		2	531	1,9	1,8	0,7	37,9	0,61	5,6	0,92	1,44
		3	557	1,2	1,3	0,6	46,9	0,04	5,8	0,92	2,75
Ds	g cm ⁻³	1	537	1,58	1,58	0,01	1,1	1,31	1,8	-0,68*	10,2*
		2	537	1,59	1,59	0,04	3,0	1,35	1,9	-0,15*	8,63*
		3	545	1,57	1,56	0,1	2,5	1,35	1,8	-0,90*	5,03*
Areia	%	1	565	79,1	79,0	3,1	3,9	66,0	88,0	-0,42	0,42
		2	564	76,4	77,0	3,8	4,9	56,0	86,0	-0,94	2,72
		3	565	75,1	75,0	4,8	6,4	48,0	86,0	-0,85	2,30
Silte	%	1	564	1,8	2,0	0,7	40,7	0,0	4,0	0,34	-0,77
		2	564	1,9	2,0	0,8	41,1	0,0	4,0	0,30	-0,83
		3	564	2,0	2,0	0,8	39,7	0,0	4,0	0,18	-0,77
Argila	%	1	564	19,1	19,0	3,0	15,9	11,0	30,0	0,25	0,09
		2	564	21,7	21,0	3,8	17,7	12,0	43,0	0,98	2,93
		3	561	22,8	23,0	4,5	19,9	12,0	38,0	0,43	0,27
pH CaCl ₂		1	560	4,4	4,4	0,2	4,8	3,7	5,0	0,18	-0,28
		2	559	4,2	4,2	0,2	5,0	3,6	4,9	0,43	-0,04
		3	557	4,2	4,2	0,2	4,7	3,7	4,9	0,50	0,52
P	mg dm ⁻³	1	558	3,1	3,0	1,5	48,9	1,0	11,0	-0,03*	0,54*
		2	559	2,3	2,0	1,6	69,5	1,0	13,0	0,60*	1,05*
		3	558	2,4	2,0	3,0	85,3	1,0	35,0	1,28*	2,87*
K	mmol _c dm ⁻³	1	560	2,1	2,1	0,4	20,6	0,7	3,5	0,35	0,26
		2	561	1,7	1,6	0,4	25,1	0,7	3,0	0,32	-0,27
		3	559	1,4	1,3	0,4	30,7	0,5	2,9	0,63	0,18
Ca	mmol _c dm ⁻³	1	559	9,1	8,0	3,8	41,4	3,0	23,0	0,09	-0,13
		2	558	7,9	7,0	3,1	39,4	2,0	19,0	0,10	-0,09
		3	556	9,2	8,0	3,9	42,3	2,0	25,0	-0,08	0,22

Tabela 7 – Estatística descritiva clássica dos dados utilizados na modelagem espacial (90% dos dados totais) dos atributos físicos, químicos e biológicos do solo nas três profundidades avaliadas

(Conclusão)

Atributo	Unidade	Prof.	n	Média	Med.	DP	CV	Mín.	Máx.	Ass.	Curt.
Mg	mmol _c dm ⁻³	1	556	5,8	5,0	2,3	40,3	1,0	15,0	-0,47	1,35
		2	552	7,0	6,0	3,1	43,9	1,0	21,0	0,13	-0,14
		3	553	10,4	9,0	5,8	55,9	1,0	33,0	0,05	0,28
Na	mmol _c dm ⁻³	1	557	0,2	0,2	0,1	70,4	0,1	1,0	0,51*	0,07*
		2	559	0,2	0,2	0,1	66,0	0,1	1,1	0,39*	-0,01*
		3	548	0,3	0,4	0,2	73,2	0,1	1,7	0,22*	-0,03*
Al	mmol _c dm ⁻³	1	564	3,5	3,3	1,6	45,4	0,5	0,1	0,65	0,14
		2	561	6,7	6,0	3,0	44,5	0,0	17,0	0,66	0,35
		3	562	7,1	7,0	2,9	41,2	1,0	16,0	0,63	0,06
H+Al	mmol _c dm ⁻³	1	560	21,3	20,7	3,7	17,3	12,7	33,0	0,80	0,31
		2	556	25,1	24,0	5,9	23,5	11,0	45,0	0,69	0,42
		3	558	24,7	24,0	6,1	24,7	12,0	45,0	0,86	0,57
SB	mmol _c dm ⁻³	1	555	17,0	15,9	5,8	34,2	5,2	39,9	0,07	0,17
		2	552	16,7	16,0	5,9	35,1	5,0	41,0	0,16	0,15
		3	555	21,2	18,8	9,2	43,6	4,1	57,7	0,18	0,24
CTC _(T)	mmol _c dm ⁻³	1	555	38,4	37,4	6,4	16,5	24,1	62,0	0,88	1,04
		2	553	42,2	41,0	7,9	18,7	22,0	70,0	0,92	1,15
		3	556	46,3	44,9	9,6	20,8	26,5	81,0	1,00	1,34
V	%	1	552	43,4	43,2	9,5	21,9	17,9	69,6	0,13	-0,40
		2	549	39,4	38,9	10,4	26,3	16,3	72,2	0,28	-0,39
		3	554	44,8	43,9	12,6	28,1	14,1	82,6	0,26	-0,32
M	%	1	554	18,5	17,2	9,8	52,9	2,1	59,4	0,68	0,19
		2	549	29,8	29,2	12,6	42,2	0,0	61,1	0,21	-0,64
		3	552	27,2	25,8	12,3	45,2	1,9	66,1	0,38	-0,25

Prof. – profundidade: 1= 0-0,1 m; 2= 0,1-0,2 m; 3= 0,2-0,3 m; Est. – estoque;

*= atributos com distribuição de frequência lognormal;

n– número de dados; Med. – mediana; DP– desvio padrão; CV– coeficiente de variação (%); Mín.– valor mínimo do atributo; Máx.– valor máximo do atributo; Ass. – coeficiente de assimetria; Curt. – curtose.

A variabilidade de um atributo pode ser classificada conforme a magnitude do seu coeficiente de variação (CV). Portanto, com base na classificação do CV (baixo: CV < 12%, médio: 12% < CV < 60% e alto: CV ≥ 60%) segundo o critério de Warrick e Nielsen (1980),

verificou-se variabilidade média para a maioria dos atributos (Tabela 7), exceto para areia, Ds e pH que foram caracterizados como de baixa variabilidade. Tal classificação aqui obtida está de acordo com resultados encontrados por Lima et al. (2006), Amaro Filho et al. (2007) e Leão et al. (2009), e no caso pH corroborando com os resultados encontrados por Souza et al. (2000), Corá et al. (2004), Montenegro; Montenegro (2006), Mendes et al. (2007) e Costa (2008). Enquanto que o teor de P (nas profundidades 0,1-0,2 e 0,2-0,3 m) e de Na (nas três profundidades) foram considerados como de alta variabilidade, concordando com resultados de obtidos na região por diferentes autores (SOUZA et al., 2000; CHAVES et al., 2004; MENDES et al., 2007; LEÃO et al., 2009). No caso do P e Na, os altos valores de CV (66,0 - 85,3 %) podem ser atribuídos, em grande parte, a erros ocorridos durante as análises laboratoriais.

Resultados similares quanto à variabilidade dos teores de CO foram obtidos por Machado et al. (2007), Chaves et al. (2008) e Silva et al. (2010). Utilizando a mesma classificação para o CV, Campanha et al. (2009) verificaram que os estoques de CO na profundidade de 0-0,1 m em áreas sob diferentes usos do solo no semi-árido brasileiro apresentaram variabilidade média, assim como foi observado neste estudo. Valores elevados nos CV são considerados como indicadores de heterogeneidade nos dados e suas variações sugerem diferentes graus de heterogeneidade entre os atributos do solo na área amostrada. Assim mesmo, esta heterogeneidade pode ser atribuída aos processos de formação inerentes a esses solos, que ocorrem pela acumulação e distribuição desuniformes de sucessivos depósitos de materiais provenientes de outros lugares, proporcionados pela posição topográfica que ocupam.

A avaliação do CV em estudos de solo tem assumido grande importância, já que, na medida em que a variabilidade aumenta para um atributo, a quantidade de amostras necessárias para a obtenção de dados confiáveis também aumenta (WARRICK; NIELSEN, 1980; DAVIS et al., 1995).

4.8 Análise semivariográfica

Os resultados analíticos dos atributos físicos, químicos e biológicos do solo avaliados foram utilizados para a geração de semivariogramas, com a finalidade de avaliar suas dependências espaciais. Assim, as variáveis foram analisadas a partir dos semivariogramas e

modelos que foram ajustados aos semivariogramas experimentais considerando-se individualmente cada atributo e também o conjunto de dados representando cada profundidade de solo. Avaliaram-se os semivariogramas direcionais, e como não foi detectada anisotropia em nenhum dos atributos para nenhuma das três camadas de solo avaliadas, ou seja, variabilidade diferenciada para as diversas direções, utilizou-se então os procedimentos geoestatísticos considerando-se as análises semivariográficas isotrópicas.

Os modelos que melhor se ajustaram aos semivariogramas teóricos foram definidos através da técnica de validação cruzada, considerando o maior valor de coeficiente de correlação entre os dados observados e preditos. Os modelos de ajuste para os semivariogramas, com seus respectivos parâmetros, para as três profundidades avaliadas, são apresentados na Tabela 8.

Constata-se que a distribuição no espaço de todos os atributos não é aleatória, uma vez que eles apresentaram dependência espacial. Isso demonstra que os semivariogramas explicam a maior parte da variância dos dados experimentais.

Todos os semivariogramas obtidos apresentaram-se bem ajustados aos modelos teóricos, com valor de coeficiente de determinação (R^2) médio de 0,86. Os modelos esférico e exponencial foram aqueles que melhor se ajustaram aos dados dos semivariogramas dos atributos do solo nas três profundidades avaliadas (Figura 7; Figura 8; Figura 9). A exceção foi para o semivariograma do teor de Na, na profundidade 0-0,1 m, uma vez que se ajustou melhor ao modelo linear. O modelo de tipo esférico foi o que permitiu o melhor ajuste dos dados dos semivariogramas da maioria dos atributos, apresentando em média $R^2 = 0,88$. O modelo exponencial ajustou-se melhor aos dados de H+Al na profundidade 0,1-0,2 m; aos conteúdos de Mg e SB na profundidade 0,2-0,3 m e para o estoque de C, Ds e o teor de P nas três profundidades estudadas (R^2 médio igual a 0,80). Estes resultados estão em concordância com os obtidos em diversos trabalhos de variabilidade espacial que indicam os modelos esféricos (TRANGMAR et al., 1985; SALVIANO et al., 1998; BERTOLANI; VIEIRA, 2001; SOUZA et al., 2004; NOVAIS FILHO, 2007; BOLFE et al., 2007; CAVALCANTE et al., 2007; SIQUEIRA et al., 2008; GUEDES FILHO et al., 2010) e modelos exponenciais (CARVALHO et al., 2002; SILVA et al., 2003; MIRANDA et al., 2004) como os de maiores ocorrências para atributos do solo.

Tabela 8 – Parâmetros dos modelos teóricos ajustados aos semivariogramas experimentais dos atributos do solo estudados

(Continua)

Atributo	Prof.	Modelo	Pepita (Co)	Patamar (Co+C)	Alcance Ao	Ajuste R ²	Relação (Co/Co+C)	DE
			(Unidade do atributo)		(m)		(%)	
C _{mic}	1	esférico	0,044	0,20	122	0,56	22	Fo
CO	1	esférico	0,001	0,006	134	0,93	17	Fo
	2	esférico	0,001	0,004	114	0,94	25	Fo
	3	esférico	0,018	0,091	122	0,79	21	Fo
Est. CO	1	exponencial	0,25	0,86	90	0,75	29	Mo
	2	exponencial	0,16	0,49	102	0,87	32	Mo
	3	exponencial	0,07	0,24	114	0,68	29	Mo
Ds	1	exponencial	1,9e-4	6,9e-4	204	0,93	27	Mo
	2	exponencial	4,1e-4	8,2e-4	357	0,95	50	Mo
	3	exponencial	1,5e-4	5,9e-4	147	0,75	26	Mo
Areia	1	esférico	0,66	9,35	133	0,97	7	Fo
	2	esférico	2,00	13,99	114	0,93	14	Fo
	3	esférico	5,37	21,91	93	0,93	25	Fo
Silte	1	esférico	0,14	0,53	50	0,52	26	Mo
	2	esférico	0,16	0,60	55	0,82	26	Mo
	3	esférico	0,16	0,61	46	0,46	26	Mo
Argila	1	esférico	0,92	9,23	136	0,97	10	Fo
	2	esférico	3,30	14,53	126	0,96	23	Fo
	3	esférico	4,88	19,85	95	0,94	25	Fo
pH	1	esférico	0,01	0,04	96	0,94	23	Fo
	2	esférico	0,01	0,05	109	0,93	21	Fo
	3	esférico	0,01	0,04	153	0,98	11	Fo
P	1	exponencial	0,07	0,21	75	0,69	32	Mo
	2	exponencial	0,08	0,27	66	0,67	31	Mo
	3	exponencial	0,12	0,39	84	0,74	32	Mo
K	1	esférico	0,05	0,19	120	0,96	24	Fo
	2	esférico	0,04	0,17	142	0,91	24	Fo
	3	esférico	0,04	0,18	146	0,94	23	Fo
Ca	1	esférico	0,02	0,14	111	0,80	16	Fo
	2	esférico	0,02	0,12	120	0,80	16	Fo
	3	esférico	0,03	0,15	138	0,76	18	Fo

Tabela 8 – Parâmetros dos modelos teóricos ajustados aos semivariogramas experimentais dos atributos do solo estudados

(Conclusão)

Atributo	Prof.	Modelo	Pepita (Co)	Patamar (Co+C)	Alcance Ao	Ajuste R ²	Relação (Co/Co+C)	DE
			(Unidade do atributo)		(m)		(%)	
Mg	1	esférico	0,04	0,16	111	0,93	23	Fo
	2	esférico	0,02	0,15	158	0,82	16	Fo
	3	exponencial	0,14	0,29	123	0,58	50	Mo
Na	1	linear	0,27	0,35	579	0,84	77	Fr
	2	esférico	0,07	0,29	95	0,94	25	Fo
	3	esférico	0,09	0,37	88	0,95	25	Mo
Al	1	esférico	0,57	2,54	133	0,97	22	Fo
	2	esférico	1,93	8,99	105	0,90	21	Fo
	3	esférico	2,29	8,44	140	0,95	27	Mo
H+Al	1	esférico	3,10	13,05	113	0,95	24	Fo
	2	exponencial	9,58	34,91	171	0,95	27	Mo
	3	esférico	8,23	37,61	128	0,97	22	Fo
SB	1	esférico	0,02	0,10	110	0,76	20	Fo
	2	esférico	0,01	0,10	145	0,88	14	Fo
	3	exponencial	0,07	0,16	372	0,92	45	Mo
CTC _(T)	1	esférico	6,80	35,12	76	0,72	19	Fo
	2	esférico	10,70	55,62	112	0,84	19	Fo
	3	esférico	17,70	83,87	90	0,79	21	Fo
V	1	esférico	20,80	89,09	125	0,95	23	Fo
	2	esférico	24,70	107,60	179	0,91	23	Fo
	3	esférico	50,20	155,50	182	0,91	32	Mo
m	1	esférico	5,10	97,00	113	0,99	5	Fo
	2	esférico	34,80	155,50	126	0,95	22	Fo
	3	esférico	48,60	146,10	165	0,91	33	Mo

DE: Dependência Espacial classificada de acordo com a relação $Co/(Co+C)$ como: ≤ 25 % Forte (Fo) – entre 25 e 75 % – Moderada (Mo) e >75 % – Fraco (Fr)

Os atributos do solo foram classificados de acordo com a magnitude da sua dependência espacial, considerando o efeito pepita observado (C_o). Quando a contribuição do efeito pepita para a variância total da população é elevada, é possível a ocorrência de erro analítico. Assim sendo, a variabilidade não explicada, pode ser devida à descontinuidade da variação dos dados a distâncias menores que as amostradas. Por esse critério, quanto menor a proporção do C_o em relação ao patamar ($Co+C$), maior a continuidade e maior a dependência espacial apresentada pelo atributo. Segundo Cambardella et al. (1994) essa dependência espacial dos atributos do solo

pode ser classificada como: forte – FO ($\leq 25\%$), moderada – MO (25-75 %) fraca – Fr ($>75\%$). Portanto, de acordo com a relação $Co/(Co+C1)$ (Tabela 8), há de moderada a forte dependências espaciais para todos os atributos estudados, com exceção do Na na profundidade 0-0,1 m, onde observou-se dependência espacial fraca. Indicando assim a significativa variabilidade do solo da área de estudo, sendo que uma amostragem mais intensiva poderia revelar ainda maior continuidade espacial dos atributos avaliados.

Os teores de C, C_{mic} , K, Ca, a $CTC_{(T)}$, os conteúdos de areia, argila e o pH apresentaram forte dependência espacial em todas as profundidades analisadas. Já o estoque de C, Ds, conteúdo de silte e o teor de P apresentaram moderada dependência espacial em todas as profundidades. Para Mg, Al, SB, V % e m foi observada moderada dependência espacial na camada mais profunda e forte nas duas mais superficiais. O teor de Na apresentou dependência espacial forte na profundidade 0,1-0,2 m e moderada dependência espacial na profundidade 0,2-0,3 m. Para H+Al verificou-se moderada dependência espacial na profundidade 0,1-0,2 m e forte nas profundidades 0-0,1 e 0,2-0,3 m.

Conforme Cambardella et al. (1994), quanto mais forte for a dependência espacial apresentada pelos atributos do solo, é possível afirmar que eles são mais influenciados por propriedades intrínsecas do solo, como textura e mineralogia. Já aqueles atributos com dependência fraca são mais influenciados por fatores externos, como o manejo do solo por exemplo. Adicionalmente, o fato de atributos apresentarem distintos graus de dependência espacial com a profundidade, evidencia também a presença de características intrínsecas de heterogeneidade na área de estudo.

Portanto, considerando os altos valores de dependência espacial, os atributos do solo estudados que estão relacionados com a variabilidade natural intrínseca do solo são: teores de CO e C_{mic} , conteúdo de areia e argila, pH, K, Ca, e $CTC_{(T)}$. Além disso, os atributos que apresentaram diferentes graus de dependência espacial com a profundidade e que também estão ligados aos fatores intrínsecos do solo são: Mg, Na, Al, H+Al, SB, V e m.

Figura 7 – Semivariogramas com modelos ajustados aos dados dos atributos do solo: carbono da biomassa microbiana (C_{mic}), carbono orgânico (CO) e estoque de C (Est.CO) nas profundidades avaliadas: ● = 0-0,1 m; ▲ = 0,1-0,2 m; ■ = 0,2-0,3 m

Figura 8 – Semivariogramas com modelos ajustados aos dados dos atributos do solo: densidade (Ds), areia (Ar), silte (Sil), argila (A), pH, P, K e Ca nas três profundidades: ● = 0-0,1 m; ▲ = 0,1-0,2 m; ■ = 0,2-0,3 m

Figura 9 – Semivariogramas com modelos ajustados aos dados dos atributos do solo: Mg, Na, Al, Al+H, SB, CTC_(T), V e m nas três profundidades avaliadas: ● = 0-0,1 m; ▲ = 0,1-0,2 m; ■ = 0,2-0,3 m

Os valores do patamar (Co+C), alcançado quando a variância da diferença entre os pares de dados se torna constante, apresentaram baixa variabilidade entre profundidades para cada atributo específico e grande variabilidade entre os atributos estudados (Tabela 8). Os atributos do solo apresentaram diferentes alcances (Ao) sendo que a média observada dentre todos os atributos foi de 135 m. Observou-se um aumento dos valores do alcance em profundidade para o estoque de C, pH, K, Ca, H+Al, SB, V % e m. Na profundidade 0-0,1m o teor de Na apresentou o maior alcance, ou seja 579 m. Esse resultados está de acordo com aqueles obtidos por Bolfe et al. (2007) para a região nordeste do Brasil. Para a profundidade 0,1-0,2m, o atributo que teve maior alcance (357 m) foi o Ds ; enquanto que para a profundidade 0,2-0,3m o maior alcance foi obtido para a SB, ou seja 372 m. Já os menores valores de alcance foram encontrados para os conteúdos de silte nas três profundidades, sendo a média de 50,3 m. Tais resultados são importantes, uma vez que o alcance indica a distância máxima até onde um atributo está correlacionado espacialmente, sendo que, determinações realizadas a distâncias maiores têm distribuição aleatória e, por isso são independentes entre si. O alcance garante que todos os seus vizinhos em uma área cujo raio seja o valor do alcance são tão similares entre si que podem ser utilizados para estimar valores em qualquer ponto entre eles.

4.9 Validações das predições espaciais dos atributos avaliados

A eficiência dos modelos teóricos ajustados aos semivariogramas experimentais dos atributos do solo foi avaliada através da validação interna e externa. Na validação interna os dados estimados através dos modelos foram comparados com os valores dos dados utilizados na construção dos semivariogramas, que efetivamente corresponderam a 90 % dos dados observados em campo. Já na validação externa foram efetuadas as comparações dos valores estimados pela krigagem (para os 10 % dos dados retirados da análise semivariográfica) com os valores dos dados efetivamente medidos que inicialmente foram retirados do conjunto total de dados e não utilizados na construção dos semivariogramas. No anexo A, são mostrados os parâmetros referentes à análise estatística descritiva do conjunto de dados que correspondeu aos 10 % utilizados na validação externa.

O desempenho dos modelos espaciais de estimativa dos atributos do solo foi classificado de acordo com o R^2 . Um maior valor no resultado de R^2 no gráfico de dispersão

entre os valores estimados e os valores observados, acompanhado de um baixo valor de RMSE, dentre os dados é considerado um indicador de boas estimativas.

As figuras encontradas nos anexos B e C ilustram as dispersões dos dados estimados pelos modelos e aqueles observados em campo, tanto para a validação interna como para a validação externa. Os resultados dessas comparações são apresentados na Tabela 9.

Segundo Vieira (2000) e Faraco et al. (2008), a técnica de validação cruzada é a mais eficiente ferramenta na avaliação da qualidade do ajuste do semivariograma.

De acordo com os resultados da validação interna os valores nos coeficientes R^2 estiveram acima de 0,4 na profundidade 0-0,1 m para C (0,62), areia (0,64), argila (0,59), Al (0,44), m (0,43) e para os outros atributos os valores obtidos estiveram abaixo de 0,4. Para a profundidade 0,1-0,2 m os valores de R^2 estiveram acima de 0,4 para areia (0,51), argila (0,47), K (0,45), Ca (0,45), Mg (0,51), SB (0,50), V (0,49), já os demais atributos apresentaram valores abaixo de 0,4. Finalmente, na profundidade 0,2-0,3 m os atributos que apresentaram valores do R^2 acima de 0,4 foram: CO (0,42), pH (0,57), Al (0,43), H+Al (0,43), V (0,41) e para os outros atributos os valores estiveram abaixo de 0,40.

Na validação externa, os resultados apresentaram comportamento semelhante aos da validação interna, ou seja, os mesmos atributos apresentaram valores de R^2 acima de 0,4 tanto para a validação interna como para a validação externa. Portanto, os coeficientes R^2 que estiveram acima de 0,4 na profundidade 0-0,1 m foram: CO (0,75), areia (0,51), argila (0,52); na profundidade 0,1-0,2 m, foram: CO (0,26), areia (0,55), argila (0,54), Ca (0,60), Mg (0,44), SB (0,56), CTC_(T) (0,47), V (0,41) e na profundidade 0,2-0,3 m foram: pH (0,74), Ca (0,50), Al (0,51), H+Al (0,57), CTC_(T) (0,42), V (0,49), m (0,46).

Embora os R^2 não tenham atingido valores acima de 0,6 na maioria dos atributos, os erros de predição para a maioria das variáveis são baixos. Os teores de C_{mic}, CO, Ds, conteúdo de silte e V (nas três profundidades de solo); o estoque de CO, conteúdo de areia, pH, H+Al e CTC_(T), na camada superficial; m na profundidade 0,1-0,2 m e; conteúdo de argila e CTC_(T), na profundidade 0,2-0,3 m, apresentaram resultados negativos de ME nas validações internas, indicando que de forma geral os valores preditos foram subestimados em relação aos observados na área de estudo.

Tabela 9 – Resultados das validações internas e externas dos modelos espaciais dos atributos do solo nas três profundidades estudadas (1=0-0,1 m; 2=0,1-0,2; 3=0,2-0,3 m)

(Continua)

Atributo	Prof.	Validação interna (90% dados)				Validação externa (10% dados)			
		R ²	ME	%ME	RMSE	R ²	ME	%ME	RMSE
C _{mic}	1	0,01	-0,81	-0,30	114,6	0,27	-39,7	-17,3	81,6
CO	1	0,62	-2,04E-5	-3,4E-4	0,05	0,75	0,001	0,22	0,05
	2	0,40	-0,0001	-0,002	0,05	0,26	0,003	1,04	0,05
	3	0,42	-0,001	-0,03	0,73	0,33	-0,010	-5,39	0,06
Est.CO	1	0,16	-0,001	-0,04	0,88	0,06	0,021	0,73	1,00
	2	0,13	0,002	0,08	0,66	0,01	-0,025	-1,33	0,60
	3	0,21	0,008	0,63	0,54	0,17	-0,040	-3,58	0,30
Ds	1	0,26	-0,009	-0,60	0,04	0,32	-0,005	-0,31	0,03
	2	0,27	-0,01	-0,66	0,04	0,17	-0,01	-0,52	0,05
	3	0,28	-0,015	-0,97	0,03	0,31	-0,02	-0,97	0,04
Areia	1	0,64	-0,004	-0,01	1,87	0,51	-0,86	-1,11	2,44
	2	0,51	0,007	0,01	2,65	0,55	0,36	0,47	2,21
	3	0,23	0,046	0,06	4,23	0,35	-0,04	-0,06	2,42
Silte	1	0,04	-0,003	-0,17	0,74	0,00	0,09	4,65	0,79
	2	0,01	-0,002	-0,11	0,79	0,01	0,04	1,92	0,89
	3	0,01	-0,013	-0,67	0,81	0,00	-0,12	-6,28	0,83
Argila	1	0,59	0,005	0,03	1,97	0,52	0,86	4,23	2,46
	2	0,47	0,006	0,03	2,80	0,54	-0,41	-1,93	2,19
	3	0,21	-0,041	-0,04	-0,04	0,28	0,28	1,22	3,77
pH	1	0,33	-0,001	-0,02	0,17	0,15	0,03	0,67	0,20
	2	0,28	0,000	0,00	0,19	0,36	-0,03	-0,77	0,18
	3	0,57	0,000	0,00	0,14	0,74	0,01	0,15	0,14
P	1	0,03	0,064	2,05	1,50	0,02	0,39	11,2	2,06
	2	0,01	0,062	2,66	1,63	0,21	0,24	9,74	2,02
	3	0,02	0,299	12,3	2,97	0,01	-0,28	-13,8	1,26
K	1	0,37	0,001	0,03	0,35	0,01	0,08	3,74	0,39
	2	0,45	0,002	0,11	0,32	0,21	0,03	1,72	0,38
	3	0,38	0,000	0,02	0,34	0,35	-0,01	-0,55	0,34
Ca	1	0,37	0,034	0,38	2,98	0,23	0,36	3,98	2,67
	2	0,45	0,066	0,83	2,32	0,60	0,14	1,61	1,99
	3	0,38	0,171	1,85	3,09	0,50	0,30	3,17	3,17

Tabela 9 – Resultados das validações internas e externas dos modelos espaciais dos atributos do solo nas três profundidades estudadas (1=0-0,1 m; 2=0,1-0,2; 3=0,2-0,3m)

(Conclusão)

Atributo	Prof.	Validação interna (90% dados)				Validação externa (10% dados)			
		R ²	ME	%ME	RMSE	R ²	ME	%ME	RMSE
Mg	1	0,27	0,094	0,09	0,09	0,25	0,30	5,19	1,73
	2	0,51	0,128	1,82	2,15	0,44	0,44	5,60	2,38
	3	0,20	0,151	1,46	5,28	0,11	0,47	4,38	4,21
Na	1	0,13	0,013	7,06	0,13	0,04	-0,02	-14,8	0,10
	2	0,17	0,006	2,84	0,13	0,11	0,01	5,55	0,14
	3	0,19	0,011	5,03	0,17	0,15	-0,01	-2,08	0,17
Al	1	0,44	0,002	0,07	1,18	0,28	-0,23	-6,82	1,26
	2	0,27	-0,006	-0,09	2,58	0,03	-0,48	-7,77	3,25
	3	0,43	-0,002	-0,03	2,22	0,51	-0,25	-3,84	1,84
H+Al	1	0,39	-0,012	-0,06	2,87	0,34	-0,25	-1,20	2,87
	2	0,35	0,017	0,07	6,24	0,20	0,63	2,56	5,04
	3	0,43	0,003	0,01	4,65	0,57	-0,09	-0,37	4,10
SB	1	0,33	0,126	0,74	4,89	0,13	0,93	5,37	4,77
	2	0,50	0,197	1,18	4,16	0,56	0,42	2,30	3,75
	3	0,28	0,776	3,66	7,85	0,38	0,56	2,59	6,84
CTC _(T)	1	0,26	-0,039	-0,10	5,48	0,24	-0,42	-1,09	5,27
	2	0,38	0,060	0,14	6,40	0,47	0,29	0,67	5,02
	3	0,25	-0,025	-0,05	8,42	0,42	-0,53	-1,15	6,66
V	1	0,40	-0,042	-0,10	7,34	0,26	1,58	3,59	7,34
	2	0,49	-0,008	-0,02	7,45	0,41	-0,11	-0,27	7,88
	3	0,41	-0,019	-0,04	9,66	0,49	0,50	1,07	9,82
m	1	0,43	0,077	0,42	7,44	0,25	-2,08	-12,03	7,49
	2	0,38	-0,045	-0,15	9,98	0,35	0,14	0,51	9,89
	3	0,40	0,013	0,05	9,49	0,46	-0,46	-1,78	9,47

R²: coeficiente de determinação; ME: erro médio; % ME: porcentagem de erro médio; RMSE: raiz quadrada do erro quadrático.

De forma geral, os valores de ME % foram maiores para as validações externas em comparação com os gerados a partir das validações internas (Tabela 9). O atributo que apresentou o menor valor de ME % na validação interna foi o teor de C (camadas 0-0,1 e 0,1-0,2 m). Os maiores valores foram obtidos para os teores de P e Na (2-13 %) no solo (Tabela 9).

Já nas validações externas, os menores e maiores de ME % foram obtidos para os atributos Ds (menor que -0,1) e P (9-14 %), respectivamente. Para os atributos com valores de ME % muito elevados como no caso do teor de P, os resultados das validações indicam superestimções nas predições.

Considerando então, os melhores ajustes nos R^2 , juntamente com baixos valores nos erros de predição, foram escolhidos os atributos e as profundidades para gerar os mapas de variabilidade espacial dos atributos.

4.10 Mapeamento dos atributos de solo nas profundidades avaliadas

Como resultados das interpolações, foram obtidos 55 mapas da variabilidade espacial dos 19 atributos do solo em cada uma das camadas amostradas. Na escolha dos atributos que apresentaram melhores desempenhos nos seus modelos espaciais, foram gerados 18 mapas de variabilidade espacial dentre os atributos e profundidades estudadas nesta pesquisa. Adicionalmente são ilustrados os mapas de variabilidade espacial da densidade do solo estimada nas três profundidades do solo (Figura 18; Figura 19).

Os mapas de variabilidade espacial foram obtidos pelo método de interpolação de krigagem ordinária, a partir dos parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas, a fim de estimar os valores nos locais não amostrados.

Há uma semelhança no padrão de variabilidade espacial entre as frações areia e argila (Figura 12; Figura 13). Todavia, como era de se esperar, nota-se magnitudes opostas, ou seja, as áreas de maiores teores de argila coincidem com as áreas de menores teores de areia.

Parâmetros nos atributos dos semivariogramas com mesma ordem de grandeza podem ser evidenciados nos mapas gerados para Ca e Mg (profundidade 0,1-0,2 m). Os mapas destas duas variáveis (Figura 14) se mostram semelhantes concordando com a análise de correlação, possivelmente pelo fato desses nutrientes terem a mesma origem no solo.

O padrão de variabilidade espacial é semelhante também para as variáveis Al e pH (Figura 16), sendo, que nas áreas que apresentam menores valores de pH se concentram os maiores teores de Al, verificando-se visualmente a correlação negativa (-0,7) altamente significativa entre estas duas propriedades na área de estudo.

A semelhança no padrão de variabilidade espacial entre as variáveis m (Figura 17) e SB (Figura 11) com Al, H+Al (Figura 16; Figura 17); e, Ca e Mg (Figura 14), respectivamente, é justificada já que as primeiras variáveis foram calculadas ou estimadas em função das segundas.

Com relação à variabilidade espacial dos teores de C, os três mapas gerados para as profundidades avaliadas (Figura 10; Figura 11), apresentaram padrões de variabilidade similares, demonstrando a sua diminuição na profundidade conforme já mencionado. Além disso, constatou-se correlação positiva com H+Al na profundidade 0,1-0,2 m.

As áreas que apresentam maior saturação por bases (V %) nas camadas profundas apresentam coincidência na sua distribuição com o pH do solo, corroborando com a correlação positiva altamente significativa. (Figura 15 e Figura 16).

Tais mapas de variabilidade espacial dos atributos físicos, químicos e biológicos servirão como base para a implementação de práticas adequadas de manejo com vistas à recuperação dos solos da área de estudo.

Figura 10 – Mapas de variabilidade espacial dos teores de C (%) no solo nas profundidades 0-0,1 e 0,1-0,2 m

Figura 11 – Mapas de variabilidade espacial dos teores de C (%) e SB ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) no solo nas profundidades 0,2-0,3 e 0,1-0,2 m, respectivamente

Figura 12 – Mapas de variabilidade espacial dos conteúdos de areia (%) no solo nas profundidades 0-0,1 e 0,1-0,2 m

Figura 13 – Mapas de variabilidade espacial dos conteúdos de argila (%) no solo nas profundidades 0-0,1 e 0,1-0,2 m

Figura 14 – Mapas de variabilidade espacial dos teores de Ca (mmol_c dm⁻³) e Mg (mmol_c dm⁻³) no solo na profundidade 0,1- 0,2 m

Figura 15 – Mapas de variabilidade espacial da saturação por bases (V %) no solo nas profundidades 0,1-0,2 e 0,2-0,3 m

Figura 16 – Mapas de variabilidade espacial do teor de Al ($\text{mmol}_c \text{dm}^{-3}$) e o pH no solo nas profundidade 0,2-0,3 m

Figura 17 – Mapas de variabilidade espacial de $H+Al$ (mmol_c dm⁻³) e m (%) no solo na profundidade 0,2-0,3 m

Figura 18 – Mapas de variabilidade espacial da densidade (g cm^{-3}) do solo nas profundidades 0-0,1 e 0,1-0,2 m

Figura 19 – Mapa de variabilidade espacial da densidade ($g\ cm^{-3}$) do solo na profundidade 0,2-0,3 m

5 CONCLUSÕES

Os resultados obtidos nesta pesquisa demonstram o potencial de técnicas de modelagem na avaliação da variabilidade espacial de atributos físicos, químicos e biológicos em uma área de 100 ha representativa da região semi-árida do Nordeste Brasileiro.

Do ponto de vista agronômico o solo da área apresenta predominância de textura muito arenosa, baixa $CTC_{(T)}$ e teores de C e C_{mic} ; médios teores P e bases disponíveis, altos valores de densidade e acidez. Estes resultados são comuns em solos da região semi-árida sob Caatinga em decorrência às condições climáticas desfavoráveis.

Na análise descritiva verificou-se que a maioria dos atributos estudados apresentou normalidade na sua distribuição de frequência. Além disso, constatou-se considerável variabilidade espacial na área amostrada caracterizada como de média variabilidade para a maioria dos atributos estudados. O maior valor de coeficiente de variação (CV) foi encontrado para o teor de P (85,3 % na camada 0,2-0,3 m) e os menores para densidade do solo (1-3 %).

Mediante a análise semivariográfica, observou-se para a maioria dos atributos avaliados a existência de uma importante estrutura espacial nas três profundidades avaliadas. Tal fato indica que a extrapolação dos dados pode projetar resultados equivocados quando a variabilidade espacial de atributos de solo não é levada em consideração. Os atributos estudados apresentaram dependência espacial dentro da escala avaliada (40 x 40 m), podendo influenciar a amostragem desses atributos e o manejo agrícola do solo. Para todos os atributos a dependência espacial, foi classificada como de moderada a forte, com exceção do teor de Na que apresentou dependência espacial fraca.

Com relação ao alcance da dependência espacial foi encontrada grande variação nos valores. O maior alcance obtido dentre os atributos estudados foi de 579 m para o teor de Na, na profundidade 0-0,1 m. Os menores alcances, entre 46-50 m, foram observados para o conteúdo de silte nas três profundidades. O conhecimento desses valores de alcance e as localizações das áreas onde estão concentrados os maiores e/ou menores valores de determinado atributo físico, químico e biológico, é importante para o planejamento do manejo do solo da área de estudo.

O modelo espacial que melhor se ajustou aos semivariogramas experimentais para a maioria dos atributos foi o de tipo esférico, seguido pelo exponencial. Na avaliação da eficiência

dos modelos espaciais ajustados aos atributos de solo, as correlações através das validações internas e externas indicaram bom desempenho para alguns dos atributos do solo estudados.

A modelagem aplicada permitiu estimar o alcance e a magnitude da dependência espacial de cada atributo estudado. Além disso, foi possível identificar algumas correlações entre os atributos avaliados e áreas homogêneas demonstradas por meio de mapas de variabilidade espacial.

Os resultados obtidos nesta pesquisa ressaltam a importância do entendimento da variabilidade espacial do C e de outras propriedades do solo. Tais informações têm implicação importante para futuras avaliações do impacto no sequestro de C e do potencial produtivo de *Jatropha* na região semi-árida do Nordeste brasileiro. Adicionalmente, as informações geradas na presente pesquisa são fundamentais para o projeto temático de reflorestamento de áreas desertificadas na região semi-árida do nordeste brasileiro, atualmente em desenvolvimento pela Universidade Federal Rural do Semi-Árido.

REFERÊNCIAS

- ABOU, K. A.; ATTA, M.M. Response of *Jatropha curcas* L. to water deficit: yield, water use efficiency and oilseed characteristics. **Biomass and Bioenergy**, Oxford, 2008. 8 p.
- ALVES, G.D.; SAMPAIO, R.V.; SALCEDO, I.H.; SILVA, V.M. Potencial de mineralização de N e de C em vinte solos de Pernambuco. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 23, p. 245-256, 1999.
- AMARO FILHO, J. A.; NEGREIROS, R.F.; ASSIS JÚNIOR, R.N.; MOTA, J.C. Amostragem e variabilidade espacial de atributos físicos de um latossolo vermelho em mossoró, RN. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 31, p.415-422, 2007.
- ANDERSON, J.M.; INGRAM, J.S.I. Tropical soil biology and fertility: a handbook of methods. **CAB International**, Wallingford, 1989. 171p.
- ARAÚJO, M.S.; SCHAEFER, C.R.; SAMPAIO, E.V. Soil phosphorus fractions from toposequences of semi-arid latosols and Luvisols in northeastern, Brazil. **Geoderma**, Amsterdam, v. 119, p.309-321, 2004.
- ARDÖ, J.; OLSSON, L. Assessment of soil organic carbon in semi-arid Sudan using GIS and the CENTURY model. **Journal of Arid Environments**, Amsterdam, v. 54, p. 633-651, 2003.
- ASSIS, C.; OLIVEIRA, T.; DANTAS, J.N.; MENDONÇA, E. Organic matter and phosphorus fractions in irrigated agroecosystems in a semi-arid region of Northeastern Brazil. **Agriculture, Ecosystems and Environment**, Amsterdam, v. 138, p. 74-82, 2010.
- BASARAN, M; ERPUL, G.; TERCAN, A; CANGA, M. The effects of land use changes on some soil properties in Indagi Mountain Pass-Cankiri, Turkey, **Environmental Monitoring and Assessment**, Dordrecht, v. 136, p. 101-119, 2008.
- BATJES, N.H. Management options for reducing CO₂- concentrations in the atmosphere by increasing carbon sequestration in the soil. ISRIC. Wageningen: **The Netherlands**, 1999. 114 p.
- BATJES, N.H. Total carbon and nitrogen in the soils of the world. **European**, Amsterdam, v. 47, p. 151-163, 1996.
- BATJES, N.H.; DIJKSHOORN, J.A. Carbon and nitrogen stocks in the soils of the Amazon Region. **Geoderma**, Amsterdam, v. 89, p.273-286, 1999.
- BATJES, N.H.; SOMBROEK, W.G. Possibilities for carbon sequestration in tropical and subtropical soils. **Global Change Biology**, Oxford. v. 3, p.161-173, 1997.

BAYER, C.; MARTIN-NETO, L.; MIELNICZUK, J.; CERETTA, C.A. Effect of no-till cropping systems on soil organic matter in a sandy clay loam Acrisol from southern Brazil monitored by electron spin resonance and nuclear magnetic resonance. **Soil Tillage Research**, Amsterdam, v.53, p.95-104, 2000a.

BAYER, C.; MARTIN-NETO, L.; MIELNICZUK, J.; PAVINATO, A.; DIECKOW, J. Carbon sequestration in two Brazilian Cerrado soils under no-till. **Soil Tillage Research**, Amsterdam, v. 86, p. 237-245, 2006.

BAYER, C.; MIELNICZUK, J. Fundamentos da matéria orgânica do solo, In: SANTOS, G.A.; SILVA, L.S.; CANELLAS, L.P.; CAMARGO, FAO, Ecossistemas tropicais e subtropicais, 2. ed. Porto Alegre: Metropole, , 2008. 645p.

BAYER, C.; MIELNICZUK, J.; AMADO, T.J.C.; MARTIN-NETO, L.; FERNANDES, S.V. Organic matter storage in a sandy clay loam Acrisol affected by tillage and cropping systems in southern Brazil. **Soil Tillage Research**, Amsterdam, v.54, p.101-109, 2000b

BECKETT, P.H.T.; WEBSTER, R. Soil variability. **Soils Fertilizers**, v. 34, p. 1-14, 1971.

BEKELE, A.; HUDNALL, W. Spatial variability of soil chemical properties of a prairie-forest transition in Louisiana. **Plant and Soil**, Dordrecht, v. 280, p. 7-21, 2006.

BEHRENS, T.; SCHMIDT, K.; ZHU, A. X.; SCHOLTEN, T. The ConMap approach for terrain-based digital soil mapping. **European Journal of Soil Science**, Oxford, v. 61. p. 133-143, 2010.

BELLAMY, P.H.; LOVELAND, P.J.; BRADLEY, R.I.; LARK, R.M.; KIRK, G.J.D. Carbon losses from all soils across England and Wales 1978-2003. **Nature**, London, v.437, p. 245-248, 2005.

BENGSTON, P.; BASILIKO,N.; PRESCOTT, P.; GRAYSTON, S. Spatial dependency of soil nutrient availability and microbial properties in a mixed forest of *Tsuga heterophylla* and *Pseudotsuga menziensis*, in coastal British Columbia, Canada, **Soil Biology and Biochemistry**, Oxford, v. 39, p. 2429-2435, 2007.

BERG, M.P.; BENGTTSSON, B. Temporal and spatial variability in soil food web structure, **Oikos**, Viçosa, v. 116, p. 1789-1804, 2007.

BERNOUX, M.; ARROUAYS, D.; CERRI, C.C.; BOURENNANE, H. Modeling vertical distribution of carbon in Oxisols of the western Brazilian Amazon. **Soil Science**, New Jersey, v.163, p.941-951, 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, p.888-896, 2002.

BERNOUX, M.; CERRI, C.C.; CERRI, C.E.P.; SIQUEIRA NETO, M.; METAY, A.; PERRIN, A. S.; SCOPEL, E.; RAZAFIMBELO, T.; BLAVET, D.; PICCOLO, M.C.; PAVEI, M.;MILNE,

E. Cropping systems, carbon sequestration and erosion in Brazil: a review. In: E. Lichtfouse. (Org.). Sustainable Agriculture. 1 ed. Netherlands: **Springer**, 2009, v. 1, p. 45-56.

BERTOLANI, F.C. VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial da taxa de infiltração de água e spessura do horizonte A, em um Argissolo Vermelho-Amarelo, sob diferentes usos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 25, p. 987-995, 2001.

BHATTI, A.U. Estimation of soil properties and wheat yields on complex eroded hills using geostatistic and thematic mapper images. **Remote Sensing Environment**, New Work, v.37, n. 3, p.181-191, 1991.

BOHN, H.L. Estimate of organic carbon in world soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.40, p. 468-470, 1976.

BOLFE, E.L.; GOMES, J.V.; FONTES, H.R. Variabilidade espacial de atributos do solo como subsídio para produção integrada de frutas em perímetro irrigado no nordeste do Brasil. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 13., 2007. Florianópolis. **Anais...** Florianópolis, Brasil, 21-26 abril, INPE, 2007. p. 67-74.

BOURENNANE, H.; KING, D.; CHÉRY, P.; BRUAND, A. Improving the kriging of a soil variable using slope gradient as external drift. **European Journal of Soil Science**, Oxford, v. 47, p.473-483, 1996.

BRAGATO, G.; PRIMAVERA, F. Manuring and soil type influence on spatial variation of soil organic matter properties. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.62, p.1313-1319, 1998.

BRERETON, R.G. **Chemometrics – Data analysis for the laboratory and chemical plant**. Chichester: John Wiley, 2003. p. 489.

BURGESS, T.M.; WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. I. The semivariogram and punctual kriging. **Journal of Soil Science**, New York, v.31, p.315-331, 1980a.

BURGESS, T.M.; WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. II. Block Kriging. **Journal of Soil Science**, New York, v.31, p.333-341, 1980b.

BURKE, I.C.; LAUENROTH, W.K.; RIGGLE, R.; BRANNEN, P.; MADIGAN, B.; BEARD, S. Spatial variability of soil properties in the shortgrass steppe: the relative importance of topography, grazing, microsite, and plant species in controlling spatial patterns. **Ecosystems**, New York, v.2, p. 422-438, 1999.

BURROUGH, P.A. Soil variability: a late 20th century view. **Soils Fertilizers**, Bethesda, v. 56, p. 529-562, 1993.

BUSTAMANTE, M.C.; CORBEELS, M.; SCOPEL, E.; ROSCOE, R. Soil carbon storage and sequestration potential in the Cerrado Region of Brazil. In: LAL, R., CERRI, C.C., BERNOUX, M., ETCHEVERS, J., CERRI, E. (Ed.). Carbon Sequestration in Soils of Latin America. **The Haworth Press**, Binghamton, p. 285-299, 2006.

CAMARGO, O. A. Métodos de análise química, mineralógica e física de solos do Instituto Agronômico de Campinas. **Instituto Agronômico de Campinas**, Campinas, 1986. 94p.

CAMPANHA, M.M.; NOGUEIRA, R.S.; OLIVEIRA, T.S.; TEIXEIRA, A. ROMERO, R. **Teores e estoques de carbono no solo de sistemas agroflorestais e tradicionais no semi-árido brasileiro**. Sobral; EMBRAPA, 2009. (Circular técnica 42).

CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B. KARLEN, D.L.; TURCO, R.F.; KONOPKA, A.E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa soils. **Soil Science Society of American Journal**, Madison, v.58, p.1501-1511, 1994.

CARVALHO, J.L.N.; CERRI, C.E.P.; FEIGL, B.J.; PICOLLO, M.C.; GODINHO, V.P.; CERRI, C.C. Carbon sequestration in agricultural soils in the Cerrado region of the Brazilian Amazon. **Soil Tillage Research**, Amsterdam, v. 103, p. 342-349, 2009

CARVALHO, J.R.P.; SILVEIRA, P.M.; VIEIRA, S.R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 37, p. 1151-1159, 2002.

CARVALHO, J.R.P.; VIEIRA, S.R.; MARINHO, P.; DECHEN, S.; MARIA, I.C.; POTT, C.A.; DUFRANC, G. Avaliação da variabilidade espacial de parâmetros físicos do solo sob plantio direto em São Paulo-Brasil. **Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária**, Campinas, 2001.

CASTRIGNANO, A.; GIUGLIARINI, L.; RISALITI, R.; MARTINELLI, N. Study of spatial relationships among soil physico-chemical properties of a field in central Italy using multivariate geostatistics. **Geoderma**, Amsterdam, v.97, n.1/2, p.39-60, 2000.

CAVALCANTE, E.G.S.; ALVES, M.C.; SOUZA, Z.M.; PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo sob diferentes usos e manejos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 31, p.1329-1339, 2007.

CECATO, V.; PEREIRA, L. A. F.; GALBEIRO, S.; DOS SANTOS, G.T.; DAMASCENO, J.C.; MACHADO, A.O. Influência das adubações nitrogenadas e fosfatadas sobre a produção e características da rebrota do capim Marandu (*Brachiaria*). **Acta Scientiarum**, Maringá, v.26, n.3, p.399-407, 2004.

CERRI, C.E.P.; BERNOUX, M.; CHAPLOT, V.; VOLKOFF, B.; VICTORIA, R.L.; MELLILO, J.; PAUSTIAN, K.; CERRI, C. Assessment of soil property spatial variation in an Amazon pasture: basis for selecting an agronomic experimental area. **Geoderma**, Amsterdam, v.123, p.51-68, 2004a.

CERRI, C.E.P.; CERRI, C.C.; PAUSTIAN, K.; BERNOUX, M.; MELLILO, J.M. Combining soil C and N spatial variability and modeling approaches for measuring and monitoring soil carbon sequestration. **Environmental Management**, Bethesda, v.33, S.1, p.274-288, 2004b.

CERRI, C.C.; BERNOUX, M.; ARROUAYS, D.; FEIGL, B.J.; PICCOLO, M.C. Carbon stocks in soils of the Brazilian Amazon. In: LAL, R.; KIMBLE, J.; FOLLET, R.; STEWART, B.A. (Ed.) Global climate change and tropical ecosystems. **Advances in Soil Science**. Boca Raton; New York: CRC Press, 1999. p.33-50.

CERRI, C.C.; BERNOUX, M.; CERRI, C.E.P.; LAL, R. Challenges and opportunities of soil carbon sequestration in Latin America. In: LAL R.; CERRI C.C.; BERNOUX M.; ETCHEVERS J.D.; CERRI C.E.P.. (Org.). **Carbon sequestration in soils of Latin America**. 01 ed. Columbus: 2006, v. 01, p. 41-47.

CERRI, C.C.; BERNOUX, M.; CERRI, C.E.P.; PAUSTIAN, K. Impact of climate change on SOM status in cattle pasture in western Brazilian Amazon. In: LAL, R.; UPHOFF, N.; STEWART, B.A.; HANSEN, D.O. (Ed.). **Climate change and global food security**. Boca Raton; New York: CRC Press, 2005. chap.9 p. 223-240.

CETIN, M.; KIRDA, C. Spatial and temporal changes of soil salinity in a cotton field irrigated with low-quality water. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v.272, n.1/4, p.238-249, 2003.

CHAPLOT, V.; BERNOUX, M.; WALTER, C.; CURMI P.; HERPIN, U. Soil carbon storage prediction in temperate hydromorphic soils by using morphologic index and Digital Elevation Model. **Soil Science**, New Jersey, v.166, n.1, p.48-60, 2001.

CHAVES, L.H.G.; CHAVES, I.B.; SILVA, P.C.M.; VASCONSELOS, A.C.F. de; Variabilidade de propriedades químicas do solo aluvial da Ilha de Picos, Pernambuco. **Revista de Biologia e Ciências da Terra**, São Paulo, v. 6, n.1, p, 2006.

CHAVES, L.; FARIAS, C. Variabilidade espacial do estoque de carbono nos Tabuleiros Costeiros da Paraíba: Solo cultivado com cana-de açúcar. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, Recife, v.3, n.1, p.20-25, 2008.

CHING, L.; COUTO, E.; NOVAES FILHO, J.; RODRIGUES, C.; JOHNSON, M.; WEBER, O. Distribuição espacial da granulometria, cor e carbono orgânico do solo ao longo de um transecto em microbacias na Amazônia meridional. **Acta Amazonica**, Manaus, v.38, n.4, p. 715-722, 2008.

COMISSÃO DE FERTILIDADE DO SOLO DO ESTADO DE MINAS GERAIS. Recomendações para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais. 5. Aproximação. Lavras: FSEMG, 1999. Viçosa. 359 p.

CORÁ, J.E.; ARAUJO, A.V.; PEREIRA, G.T.; BERALDO, J.M.G. Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 28, n. 6, p. 1013-1021, 2004.

CORSTANJE, R.; SCHULIN, R.; LARK, R. Scale-dependent relationships between soil organic carbon and urease activity. **European Journal of Soil Science**, Oxford, v. 58, p.1087-1095, 2007.

COSTA, D.M. Impactos da irrigação na variabilidade espacial e temporal da salinidade de um solo aluvial no semi-árido potiguar. **Holos environment**, London, v. 2, p. 62-71, 2008.

COSTA, F. de S.; BAYER, C.; ZANATTA, J.A.; MIELNICZUK, J. Estoque de carbono orgânico no solo e emissões de dióxido de carbono influenciadas por sistemas de manejo no sul do Brasil. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 32, n. 1, p. 323-332, 2008.

COUTO, E.G.; KLAMT, E.; STEIN, A. Estimativa do teor de argila e do potássio trocável em solos esparsamente amostrados no sul do Estado de Mato Grosso. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 24, p.129-139, 2000.

CRESSIE, N. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley, 1991. 900p.

DAVIDSON, E.A.; JANSSENS, I.A. Temperature sensitivity of soil carbon decomposition and feedbacks to climate change, **Nature**, London, v. 440, p.165-173, 2006.

DAVIS, A.A.; STOLT, M.H.; COMPTON, J.E. Spatial distribution of soil carbon in Southern New England hardwood forest landscapes. **Soil Science Society of America Journal**, Madison v. 68, p. 895-903, 2004.

DAWSON, J.J.C.; SMITH, P. Carbon losses from soil and its consequences for land-use management. **Science of the Total Environment**, Amsterdam, v. 382, p.165–190, 2007.

DENEF, K.; SIX, J.; MERCKX, R.; PAUSTIAN, K. Carbon sequestration in microaggregates of no-tillage soils with different clay mineralogy. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 68, p.1935-1944, 2004.

DESJARDINS, T. BARROS, E.; SARRAZIN, M.; GIRARDIN, C.; MARIOTTI, A. Effects of forest conversion to pasture on soil carbon content and dynamics. **Brazilian Amazonia Agriculture, Ecosystems and Environment**, Amsterdam, v. 103, p. 365-373, 2004.

DETWILER, R.P. Land use change and the global carbon cycle: the role of tropical soils. **Biogeochemistry**, Dordrecht, v. 2, p. 67-93, 1986.

DIAS-FILHO, M.B.; DAVIDSON, E.A.; CARVALHO, C.J.R. Linking biogeochemical cycles to cattle pasture management and sustainability in the Amazon basin. In: MCCLAIN, M.E.; VICTORIA, R.L.; RICHEY, J.E. (Ed.). **The biogeochemistry of the Amazon basin**. New York; Oxford University Press, 2001. p. 84-105.

DIEKOW, J.; MIELNICZUK, J.; KNICKER, H.; BAYER, C.; DICK, D.; KÖGEL-KNABNER, I. Soil C and N stocks as affected by cropping systems and nitrogen fertilization in a southern Brazil Acrisol managed under no-tillage for 17 year. **Soil Tillage Research**, Amsterdam, v. 81, p. 87-95, 2005.

EMBRAPA, Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Estoque de Carbono nos Solos do Brasil, Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento; Rio de Janeiro: EMBRAPA Solos, v.12, 2007.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. **Manual de método de análise de solo**. Rio de Janeiro, 1979. 390p.

ESWARAN, H.; VAN DEN BERG, E.; REICH, P.; KIMBLE, J. Global soil carbon resources. In: LALA, R.; KIMBLE, J.; LEVINE, E.; STEWART, B.A. (Ed.). **Soil and global change**. New York,;Boca Raton: CRC Lewis Publisher. 1995. p 27-43.

FAGROUD, M.; VAN MEIRVENNE, M. Accounting for Soil Spatial Autocorrelation in the Design of Experimental Trials. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 66, p.1134-1142, 2002.

FAO. Soil and terrain database for Latin America and the Caribbean at 1:5 million scale. Roma: FAO; ISRIC; UNEP; CIP, 1998. (Land and Water Digital Media Series, 5).

FRANCELINO, M.R.; FERNANDES FILHO, E.I.; RESENDE, M. Elaboração de um sistema de classificação da capacidade de suporte em ambiente semi-árido árido. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.9, n.1, p.83-91, 2005.

FRANCHINI, J.C.; CRISPINO, C.C.; SOUZA, R.A.; TORRES, E.; HUNGRIA, M. Microbiological parameters as indicators of soil quality under various soil management and crop rotation systems in southern Brazil. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v.92, p.18-29. 2007.

FRATERRIGO, J.M; TURNER, M.G.; PEARSON, S.M; DIXON, P. Effects of past land use on spatial heterogeneity of soil nutrients in southern appalachian forests. **Ecological Monographs**, Lawrence, v. 75, p. 215-230, 2005.

GALLARDO, A.; PARAMA, R. Spatial variability of soil elements in two plant communities of NW Spain. **Geoderma**, Amsterdam,v. 139, p. 199-208, 2007.

GARTEN JR., C.T.; KANG, S.; BRICE, D.J.; SCHADTA, C.W.; ZHOU, J.Z. Variability in soil properties at different spatial scales (1 m–1 km) in a deciduous forest ecosystem. **Soil Biology and Biochemistry**, Oxford v. 39, p. 2621-2671, 2007.

GASTON, L.A.; LOCKE, M.A.; ZABLOTOWICZ, R.M.; REDDY, K.N. Spatial variability of soil properties and weed population in the Mississippi delta. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.65, p.449-459, 2001.

GOOVAERTS, P. Geostatistical tools for characterizing the spatial variability of microbiological and physico-chemical soil properties. **Biology and Fertility of Soils**, Berlin, v.27, n.4, p.315-334, 1998.

GREGO, C.; VIERIA, S. Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo em uma parcela experimental. **Revista Brasileira da Ciência do Solo**, Viçosa, v. 29, p.169-177, 2005.

GRIMM R., BEHRENS T.; MARKER M.; ELSENBEEER H. Soil organic carbon concentrations and stocks on Barro Colorado Island - Digital soil mapping using Random Forests analysis, **Geoderma**, Amsterdam, v. 146, n.1/2, p. 102-113, 2008.

GRÜNEBERG, E.; SCHÖNING, I.; KALKO, E.; WEISSER, W. Regional organic carbon stock variability: A comparison between depth increments and soil horizons, **Geoderma**, Amsterdam, v. 155, p. 426-433, 2010.

GRÜNZWEIG, J.M.; LIN, T.; ROTENBERG, E.; SCHWARTZ, A.; YAKIR, D. Carbon sequestration in arid-land forest. **Global Change Biology**, Oxford, v. 9, p. 791-799, 2003.

GUEDES FILHO, OSVALDO; VIEIRA. S.R.; CHIBA, M.K.; NAGUMO, C.; DECHEN, S.C. Spatial and temporal variability of crop yield and some Rhodic Hapludox properties under no-tillage. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.34, n.1, p. 1-14, 2010.

GUO, L.B.; WANG, M.B.; GIFFORD, R. The change of soil carbon stocks and fine root dynamics after land use change from a native pasture to a pine plantation. **Plant and Soil**, Dordrecht, v. 299 p. 251–262, 2007.

HAN, F.; HU, W.; ZHENG, J.; DU, F.; ZHANG, X. Estimating soil organic carbon storage and distribution in a catchment of Loess Plateau, China. **Geoderma**, Amsterdam, v. 154, p. 261-266, 2010.

HOUGHTON, R.A. Changes in the storage of terrestrial carbon since 1850, In: . LAL, R.; KIMBLE, J.; LEVINE, E.; STEWART, B.A. (Ed.). , Boca Raton, FL CRC and Lewis Soils and Global Change Publishers, 1995. p. 45-65.

HOUGHTON, R.A. Why are estimates of the terrestrial carbon balance so different? **Global Change Biology**, Oxford, v.9, p.500-509, 2003.

HOUGHTON, R.A. Aboveground forest biomass and the global carbon balance. **Global Change Biology**, Oxford, v. 11, p.945-958, 2005.

HUTCHINGS, M.J.; JOHN, E.A.; WIJESINGHE, D.K. Toward understanding the consequences of soil heterogeneity from plant populations and communities. **Ecology**, Tempe, v.84, p. 2322-2334, 2003.

IPCC, 2000. Land-use, land-use change, and forestry. In: WATSON, R.T., NOBLE, I.R., BOLIN, B.R., RAVINDRANATH, N.H., VERARDO, D.J., DOKKEN, D.J. (Ed.). *Land-use*,

Land-use Change, and forestry, A Special Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC). Cambridge University Press, UK, 2000. p. 1-51.

IPCC, CLIMATE CHANGE 2007: **Synthesis Report**. An Assessment of the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC), Cambridge: University Press, UK 2007.

IQBAL, J. ; THOMASSON, J.A. ; JENKINS, J.N.; OWENS, P.R.; WHISLER, F.D. Spatial variability analysis of soil physical properties of Alluvial soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 69, p. 1338–1350, 2005.

JENKINSON, D.S.; LADD, J.N. Microbial biomass in soil: measurement and turnover. In: PAUL, E.A.; LADD J.N (Ed.). **Soil biochemistry**. Marcel Dekker, 1981. p.425-471.

JENNY, H. **Factors of soil formation**: A system of quantitative pedology. New York: McGraw-Hill, 1941. 281 p.

JIAN-BING, W.; DU-NING, X.; XING-YI, Z.; XIU-ZHEN, L.; XIAO-YU, L. Spatial variability of soil organic carbon in relation to environmental factors of a typical small watershed in the black soil region, Northeast China. **Environmental Monitoring and Assessment**, Dordrecht, v. 121, p.597-613, 2006.

JOHANN, J.A.; OPAZO, M.A.U.; SOUZA, E.G.; ROCHA, J.V. Variabilidade espacial dos atributos físicos do solo e da produtividade em um Latossolo Bruno distrófico da região de Cascavel, PR. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 8, p.212- 219, 2004.

JONES, M.B.; DONNELLY, A. Carbon sequestration in temperate grassland ecosystems and the influence of management, climate and elevated CO₂, **New Phytologist**, Cambridge, v. 164, p. 423-439, 2004.

KIMBLE, J.M.; GROSSMAN, R.B. ; SAMSON-LIEBIG, S.E. Methodology for sampling and preparation for soil carbon determination. In:R. Lal et al. (Ed.) **Assessment methods for soil carbon**. Boca Raton, FL, New York: Lewis Publ., 2001. p. 15-30.

KIMBLE, J.M.; HEATH, L.S.; BIRDSEY, R.; LAL, R. The Potential of US. Forest soils to sequester carbon and mitigate the greenhouse effect. Boca Raton, FL; CRC Publishers, 2003. p. 429.

KIRWAN, N.; OLIVER, M.A.; MOFFAT, A.J.; MORGAN, G. Sampling the soil in long-term forest plots: the implication of spatial variation. **Environmental Monitoring and Assessment**, Dordrecht, v. 111, p. 149-172, 2005.

KNORR, W.; PRENTICE, L.; HOLLAND, E. Long-term sensitivity of SOC turnover to warming. **Holos environment**, London, v. 433, p. 298-301. 2005.

KUMAR, A.; SHARMA, S. An evaluation of multipurpose oil seed crop for industrial uses (*Jatropha curcas* L.): A review. **Industrial crops and products**, v. 28, p. 1-10, 2008.

LAL, R. Soil carbon dynamic in cropland and rangeland. **Environmental Pollution**, Barking, v.116, p. 353-362, 2002.

LAL, R. Global potential of soil carbon sequestration to mitigate the greenhouse effect. Critical Reviews in: **Plant Sciences**, Chicago, v. 22, n. 2, p. 151-184, 2003.

LAL, R. Soil carbon sequestration to mitigate climate change. **Geoderma**, Amsterdam, v. 123, p. 1-22, 2004.

LAL, R. Carbon sequestration. Philosophical Transactions. **The Royal Society**, London, v. 363, n. 1492, p. 815-830, 2008.

LANE, D.R.; BASSIRIRAD, H. Diminishing spatial heterogeneity in soil organic matter across a prairie restoration chronosequence. **Restoration Ecology**, Malden, v.13, p. 403–412, 2005.

LEÃO, A.B.; DE ANDRADE, A.R.; CHAVES L.; CHAVES. I.; GUERRA, H.O. Variabilidade espacial de fósforo em solo do perímetro irrigado Engenheiro Arcoverde, PB. **Revista Ciência Agronômica**, v.38, n.1, p.1-6, 2007.

LEÃO, A.B.; CHAVES L.H.; CHAVES. I.; GUERRA, H.O.; DE ANDRADE, A.R. Variabilidade espacial da salinidade do solo no perímetro irrigado engenheiro arco verde, condado, PB. **Engenharia Ambiental**, Espírito Santo do Pinhal, v. 6, n. 3, p. 404-421, 2009.

LI, Z.; ZHAO, Q.G. Organic carbon content and distribution in soils under different land uses in tropical and subtropical China. **Plant and Soil**, Dordrecht, v. 231, p.175-185, 2001.

LIANG, A.Z.; ZHANG, X.P.; FANG, H.J.; YANG, X.M.; DRURY, C.F. Short-term effects of tillage practices on organic carbon in clay loam soil of northeast China. **Pedosphere**, Nanjing, v.17, p. 619-623, 2007.

LIMA, J.S.S.; DA SILVA, J.T.; DE OLIVEIRA, R.; DE ALMEIDA, V.S.; VANZO, F. Estudo da viabilidade de métodos geoestatísticos na mensuração da variabilidade espacial da dureza da madeira de Paraju (*Manilkara* sp.). **Revista Árvore**, Viçosa, v.30, n.4, p.651-657, 2006.

LIU, D.W.; WANG, Z.M.; ZHANG, B.; SONG, K.S.; LI, X.Y.; LI, J.P.; LI, F.; DUAN, H.T. Spatial distribution of soil organic carbon and analysis of related factors in croplands of the black soil region, Northeast China. **Agriculture, Ecosystems and Environment**, Amsterdam, v. 113, p.73-81, 2006.

LOVATO, T.; MIELNICZUK, J.; BAYER, C.; VEZZANI, F. Adições de carbono e nitrogênio e sua relação com os estoques no solo e com o rendimento do milho em sistemas de manejo. **Revista Brasileira da Ciência do Solo**, Viçosa, v. 28, p.175-187, 2004.

- LUCA, E.F.; FELLER, C.; CERRI, C.C.; BARTHÈS, B.; CHAPLOT, V.; CAMPOS, D.C.; MANCHINI, C. Avaliação de atributos físicos e estoques de carbono e Nitrogênio em solos com queima e sem queima de canavial. **Revista Brasileira da Ciência do Solo**, Viçosa, v.32, n.2, p.789-800, 2008.
- LUFABA, A.; DIÉDHIOU, I.; SAMBA, S.A.N.; SÉNÉ, M.; KHOUMA, M.; KIZITO, F.; DICK, R.P.; DOSSA, E.; NOLLER, J.S. Carbon stocks and patterns in native shrub communities of Senegal's Peanut Basin. **Geoderma**, Amsterdam, v. 146, p. 75-82, 2008.
- MAESSCHALCK, R. De; JOUAN-RIMBAUD, D.; MASSART D, L. The Mahalanobis distance, **Chemometrics Intelligent Laboratory Systems**. Amsterdam, v. 50, p.1-18, 2000.
- MACHADO, P.L.O. A. Carbono do solo e a mitigação da mudança climática global. **Química Nova**, São Paulo, v. 28, p. 329-334, 2005.
- MACHADO, L.O.; LANA, A.M.Q.; LANA, R.M.Q.; GUIMARÃES, E.C.; FERREIRA, C.V. Variabilidade espacial de atributos químicos do Solo em áreas sob sistema plantio convencional. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 31, p. 591–599, 2007.
- MAIA, S.M.F.; OGLE, S.M.; CERRI, C.C.; CERRI, C.E.P. Changes in soil organic carbon storage under different agricultural management systems in the Southwest Amazon Region of Brazil, **Soil Tillage Research**, Amsterdam, v. 106, p. 177-184, 2010.
- MAIA, S.M.F.; XAVIER, F.A.S.; OLIVEIRA, T.S. de; MENDONÇA, E.S.; ARAÚJO FILHO, J.A. de. Impactos de sistemas agroflorestais e convencional sobre a qualidade do solo no semi-árido cearense. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 30, n.5, p. 837-848, 2006.
- MAIA, S.M.F.; XAVIER, F.A.; AGUIAR, M.I.; OLIVEIRA, T.S.; MENDONÇA, E.; ARAÚJO FILHO, J. Sistemas agroflorestais no tropico Semi-árido cearense. In: MENDONÇA, E.; XAVIER, F.; LIBARDI, P.; ASSIS, J.R.; OLIVEIRA, T. (Ed.). **Solo e água: aspectos de uso e manejo com ênfase no semi-árido nordestino**. Fortaleza, 2004. p. 105-129.
- MARTÍNEZ, L.; ZINCK, A. Temporal variation of soil compaction and deterioration of soil quality in pasture areas of colombian amazonia. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v.75, n.1, p.3-18, 2004
- MATHERON, G. **The theory of regionalized variables and its applications**. Fointanebleu: Cahiers du Centre de Morphologie Mathématique de Fointanebleau, 1971. 211p.
- MATHERON, G. **Les Variabkes Regionalisees et Leur Estimation**. Paris: Masson, 1965. 306 p.
- McBRATNEY, A.B.; WEBSTER, R. How many observations are needed for regional estimation of soil properties? **Soil Science**, New Jersey, v.135, p. 177-183, 1983.

McBRATNEY, A.B.; PRINGLE, M.J. Estimating average and proportional variograms of soil properties and their potential use in precision agriculture. **Precision Agriculture**, Dordrecht, v.1, p.125-152, 1999.

MELO, A.W.F. **Avaliação do estoque e composição isotópica do carbono do solo no Acre**. 2003. 74 p. Dissertação (Mestrado em Ecologia de Agroecossistemas) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, 2003.

MELLO, G.; BUENO, C.R.P.; PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial das propriedades físicas e químicas do solo em áreas intensamente cultivadas. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola Ambiental**, Campina Grande, v. 10, n. 2, p.294-305, 2006.

MENDES, B.V. Desertificação do semi-árido. In: SEMINÁRIO SOBRE DESERTIFICAÇÃO NO NORDESTE, 1986. Recife, Brasília: Ministério do desenvolvimento Urbano e do Meio Ambiente e Secretaria Especial do Meio Ambiente (SEMA), 1986. p.111-115.

MENDES, S.A.; DUDA, G.; LIMA, J.G.; AMORIM, L.B. Variabilidade espacial de características químicas de um Cambissolo cultivado com mamão no semi-árido do Rio Grande do Norte, **Revista de Biologia e Ciências da terra**, São Paulo, v. 7, p.6, 2007.

MENDHAM, D.S.; CONNELL, A.M.; GROVE, T.S. Organic matter characteristics under native forest, long-term pasture, and recent conversion to eucalyptus plantations in Western Australia: microbial biomass, soil respiration, and permanganate oxidation. **Australian Journal of Soil Science**, Melbourne, v. 40, p. 859-872, 2002.

MOMTAZ, H.R.; JAFARZADEH, A.; TORABI, H.; OUSTAN, S.; SAMADI, A.; DAVATGAR, N.; GILKES, R. An assessment of the variation in soil properties within and between landform in the Amol region, Iran. **Geoderma**, Amsterdam, v. 149, p. 10-18, 2009.

MONTENEGRO, A.A.; MONTENEGRO, S.M.G. Variabilidade espacial de classes de textura, salinidade e condutividade hidráulica de solos em planície aluvial. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.10, n.1, p. 30-37, 2006.

MORAES, J.F.L. Soil properties under Amazon forest and changes due to pasture installation in Rondônia, Brazil. **Geoderma**, Amsterdam, v.70, p.63-81, 1996.

MORAES, J.L.; CERRI, C.C.; MELILLO, J.M. Soil carbon stocks of the Brazilian Amazon basin. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 59 p. 244-247, 1995.

MOREIRA, F.M.S.; SIQUEIRA, J.O. **Microbiologia e bioquímica do solo**. UFLA, Lavras. 2006. 729 p.

MORISADA, K.; ONO, K.; KANOMATA, H. Organic carbon stock in forest soils in Japan, **Geoderma**, Amsterdam, v.119, p. 21-32, 2004.

- MUELLER, T.G.; PIERCE, F.J. Soil Carbon Maps: enhancing spatial estimates with simple terrain attributes at multiple scales. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.67, p. 258-267, 2003.
- NEGRA, C.; SWEEDO, C.C. ; CAVENDER-BARES, K. ;O'MALLEY, R. Indicators of carbon storage in US ecosystems: Baseline for terrestrial carbon. **Journal of Environmental Quality**, Madison, v. 37, p.1376-1382, 2008.
- NEILL, C.; CERRI, C.C.; MELILLO, J.; FEIGL, B.J.; STEUDLER, P.A.; MORAES, J.F.L.; PICCOLO, M.C. Stocks and dynamics of soil carbon following deforestation for pasture in Rondonia. In: LAL, R.; KIMBLE, J.M.; FOLLETT, R.F.; STEWART, B.A. (Ed.). **Soil processes and the carbon cycle**. Boca Raton: CRC. 1997. p. 9-28.
- NEUFELDT, H.; RESCK, D.V.S.; AYARZA, M.A. Texture and land-use effects on soil organic matter in Cerrado Oxisols, Central Brazil. **Geoderma**, Amsterdam, v. 107, p.151-164, 2002.
- NOVAES FILHO, J. P.; COUTO, E.G.; OLIVEIRA, V.A.D.; JOHNSON, M.S.; LEHMANN, J.; RIHA, S.J. Variabilidade espacial de atributos físicos de solo usada na identificação de classes pedológicas de microbacias na Amazônia meridional. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 31, p. 91-100, 2007b.
- NOVAES FILHO, J.P.; SELVA, E.C.; COUTO, E.G.; LEHMANN, J.; JOHNSON, M.S.; RIHA, S. J. Distribuição espacial de carbono em solo sob floresta primária na Amazônia meridional. **Revista Árvore**, Viçosa, v.31, n.1, p.83-92, 2007a.
- NOVAK, J.M.; FREDERICK, J.R.;BAUER,P.J.; WATTS, D.Rebuilding organic carbon contents in Coastal Plain soils using conservation tillage systems. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 73, p. 622–629, 2009.
- NUNES, L.A.P.L.; ARAUJO FILHO, J.; HOLANDA JUNIOR, E.V.; MENEZES, R.I.Q. Impacto da queimada e de enleiramento de resíduos orgânicos em atributos biológicos de solo sob caatinga no semi-árido nordestino, **Revista Caatinga**, Mossoró, v.22, n.1, p.131-140, 2009.
- OAKE-ANTI, D.; OGOE, J.I. Analysis of variability of some properties of a semideciduous forest soil, **Communications In Soil Science and Plant Analysis**, New York, v. 37, p. 211-223, 2006.
- PARKIN, T.B. Spatial variability of microbial processes in soil- A review. **Journal Environmental Quality**, Madison, v.22, p. 409-417, 1993.
- PARTON, W.J.; SCHIMEL, D.S.; COLE, C.V.; OJIMA, D.S. Analysis of factors controlling soil organic matter levels in Great Plains grasslands. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.51, p.1173-1179, 1987.

PAZ-GONZALEZ, A.; TABOADA CASTRO, M.T.; VIEIRA, S.R. Geostatistical analysis of heavy metals in a one-hectare plot under natural vegetation in a serpentine area. **Canadian Journal of Soil Science**, Ottawa, v. 81, p. 469-479, 2001.

PAZ-GONZÁLEZ, A.; VIEIRA, S.R.; TABOADA CASTRO, M.T. The effect of cultivation on the spatial variability of selected properties of an umbric horizon. **Geoderma**, Amsterdam, v.97, p.273-292, 2000.

PHACHOMPHON, K.; DLAMINI, P.; CHAPLOT, V. Estimating carbon stocks at a regional level using soil information and easily accessible auxiliary variables, **Geoderma**, Amsterdam, v. 155, p. 372-380, 2010.

PING, J.L.; DOBERMANN, A. Variation in the precision of soil organic carbon maps due to different laboratory and spatial prediction methods, **Soil Science**, New Jersey, v. 171, p. 374-387, 2006.

POLWSON, D.S. Will soil amplify climate change? **Holos environment**, London. v.433, p. 204-205, 2005.

POST, J.; HATTERMANN, F.F.; KRYSANOVA, V.; SUCKOW, F. Parameter and input data uncertainty estimation for the assessment of long-term soil organic carbon dynamics. **Environmental Modelling and Software**, Oxford, v. 23, p.125-138, 2008.

POST, W.M.; KWON, K.C. Soil carbon sequestration and land-use change: processes and potential. **Global Change Biology**, Oxford, v.6, p. 317-327, 2000.

QUEIROZ, J.E.; GONÇALVES, A.C.; SOUTO, J.S.; FOLEGATTI, M.V. Avaliação e monitoramento da salinidade do solo. In: GHEYI, H.R.; QUEIROZ, J.E.; MEDEIROS, J.F., (Orgs.). **Manejo e controle da salinidade na agricultura irrigada**, Campina Grande, p. 69-111, 1997.

RAIJ, B.; QUAGGIO, J.A. Métodos de análise de solo para fins de fertilidade. **IAC Boletim Técnico**, Campinas, v.81, 31 p.1983.

RANGEL, O.J.P.; SILVA, C.A.; GUIMARÃES, T.G.; GUILHERME, L.R.G. Frações oxidáveis do carbono orgânico de latossolo cultivado com café em diferentes espaçamentos de plantio. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 32, p. 429 - 437, 2008.

REICHARDT, K.; VIEIRA, S.R.; LIBARDI, P.L. Variabilidade espacial de solos e experimentação de campo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.10, n.1, p.1-6, 1986.

REICOSKY, D.C.; ARCHER, D.W. Moldboard plow tillage depth and short-term carbon dioxide release. **Soil Tillage Research**, Amsterdam, v.94, p.109-121, 2007.

ROBERTSON, G.P. **GS+: Geostatistics for the environmental sciences - GS+ user's guide**. Plainwell: Gamma Design Software, 1998. 152 p.

ROSCOE, R.; MERCANTE, F.M.; SALTON, J.C. (Ed.). **Dinâmica da matéria orgânica do solo em sistemas conservacionistas**: Modelagem matemática e métodos auxiliares. Dourados: EMBRAPA Agropecuária Oeste, 2006. 485 p.

SÁ, J.C.M.; CERRI, C.C.; DICK, W.A.; LAL, R.; VENZKE FILHO, S.P.; PICCOLO, M.C.; FEIGL, B.J. Organic matter dynamics and carbon sequestration rates for a tillage chronosequence in a Brazilian Oxisol. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 65, p.1486-1499, 2001.

SANTOS, P. R.L **Atributos do solo em função dos diferentes usos em perímetro irrigado do sertão de Pernambuco. 2010. P.** Tese (Doutorado em Agronomia - Ciência do Solo) - Universidade Federal Rural de Pernambuco, Departamento de Agronomia, Recife, 2010.

SALVIANO, A.C.; VIEIRA, S. R.; SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* (L.) em área severamente erodida. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 22, n. 1, p.115-122, 1998.

SCHLESINGER, W.H.; RAIKES, J.A.; HARTLEY, A.E.; CROSS, A.F. On the spatial pattern of soil nutrients in desert ecosystems. **Ecology**, Tempe, v. 77, p. 364-374, 1996.

SCHLOEDER, C.A.; ZIMMERMAN, N.E.; JACOBS, M.J. Comparison of methods for interpolating soil properties using limited data. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 65, p. 470-479, 2001.

SCHÖNING, I.; TOTSCHKE, K.U.; KÖGEL-KNABNER, I. Small scale spatial variability of organic carbon stocks in litter and solum of a forested Luvisol. **Geoderma**, Amsterdam, v. 136, p. 631-642, 2006.

SEYFRIED, M.S.; WILCOX, B.P. Scale and the Holes of spatial variability: field examples having implications for hydrologic modeling. **Water Resources Research**, Washington, v. 31, n.1, p.173-184, 1995.

SILVA, F.M.; SOUZA, Z.M.; FIGUEIREDO, C.A.P.; MARQUES JUNIOR, J.; MACHADO, R.V. Variabilidade espacial de atributos químicos e da produtividade na cultura do café. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 37, p. 401-407, 2007.

SILVA, J.E.; RESCK, D.V. S.; CORAZZA, E.J.; VIVALDI, L. Carbon storage in clayey Oxisol cultivated pastures in the Cerrado region, Brazil. **Agroecology, Ecosystems and Environment**, Amsterdam, v. 103, p. 357-363, 2004.

SILVA, V.R.; REICHERT, J.M.; STORCK, L.; FEIJÓ, S. Variabilidade espacial das características químicas do solo e produtividade de milho em um Argissolo Vermelho- Amarelo distrófico arênico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 27, p.1013-1020, 2003.

SILVEIRA, A.M.; VICTORIA, R.L.; BALLESTER, M.V.; CAMARGO, P.B.; MARTINELLI, L.A.; PICCOLO, M.C. Simulação dos efeitos das mudanças do uso da terra na dinâmica de carbono no solo na bacia do rio Piracicaba. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.35, n.2, p.389-399, 2000.

SIMBAHAN, G.C.; DOBERMANN, A.; GOOVAERTS, P.; PING, J.; HADDIX, M.L. Fine-resolution mapping of soil organic carbon based on multivariate secondary data. **Geoderma**, Amsterdam, v. 132, p. 471–489, 2006.

SIQUEIRA NETO, M.; VENKZE FILHO, S.P.; PICCOLO, M.C.; CERRI, C.E.P.; CERRI, C.C. Rotacao de culturas no sistema plantio direto em Tibagi (PR). I- Sequestro de carbono no solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 33, n. 4, p. 1013-1022, 2009.

SIQUEIRA, G.M.; VIEIRA, S.R.; CEDDIA, M.B. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo determinados por métodos diversos. **Bragantia**, Campinas, v. 67, p.693-699, 2008.

SISTI, C.P.J.; SANTOS, H.P.; KOHHANN, R.; ALVES, B.J.R.; URQUIAGA, S.; BODDEY, R.M. Change in carbon and nitrogen stocks in soil under 13 years of conventional or zero tillage in southern Brazil. **Soil Tillage Research**, Amsterdam, v.39-58, 2004.

SMITH, P. An overview of the permanence of soil organic carbon stocks: Influence of direct human-induced, indirect and natural effects. **European Journal of Soil Science**, Oxford, v. 56, p. 673-680, 2005.

SOUZA, de L. C.; QUEIROZ, J. E.; GHEY, H. R. Variabilidade espacial da salinidade de um solo aluvial no semi-árido Paraibano. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 4, n.1, p.35-40, 2000.

SOUZA, Z.M.; MARQUES JÚNIOR, J. ; PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 28, n. 6, p. 937-944, 2004.

SOUZA, Z.M.; MARQUES, J.J.; PEREIRA, G.T. Geoestatística e atributos do solo em áreas cultivadas com cana-de-açúcar. **Ciencia Rural**, Santa Maria, v.40, n.1, p. 48-56, 2010.

SQUIRES, V.R. Dryland soils: their potential as a sink for carbon and as an agent to mitigate climate change. **Advances in GeoEcology**, Reiskirchen, v. 31, p. 209-215, 1998.

STENGER, R.; PRIESACK, E.; BEESE, F. Spatial variation of nitrate-N and related soil properties at the plot-scale. **Geoderma**, Amsterdam, v. 105, p. 259-275, 2002.

SU, Y. Z.; ZHAO, H. L.; ZHANG, T. H.; ZHAO, X. Y. Soil properties following cultivation

and non-grazing of a semi-arid sandy grassland in northern China. **Soil Tillage Research**, Amsterdam, v.75, p. 27-36, 2004.

SUN, O.J.; CAMPBELL, J.; LAW, B. E.; WOLF, W. Dynamics of carbon stocks in soils and detritus across chronosequences of different forest types in the Pacific Northwest, USA. **Global Change Biology**, Oxford, v. 10, p.1470-1481, 2004.

SUNDQUIST, E.T. The global carbon dioxide budget. **Science**, v. 259, p. 934-941, 1993.

TANG, X.; LUI, S.; ZHOU, G. Erosion and Vegetation Restoration Impacts on Ecosystem Carbon Dynamics in South China. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 74, p. 272-281, 2010.

TERRA, J.A.; REEVES, D.W. ;SHAW, J.N.; RAPER, R.L. Impacts of landscape attributes on carbon sequestration during the transition from conventional to conservation management practices on a Coastal Plain field. **Journal of Soil and Water Conservation**, Ankeny, v.60, p.438-446, 2005.

THANACHIT, S.; SUDDHIPRAKARN, A.; KHEORUENROMNE, I.; GILKES, R.J. The geochemistry of soils on a catena on basalt at Khon Buri, northeast Thailand. **Geoderma**, Amsterdam, v.135,p 81-96, 2006.

TISDALL, J.M.; OADES, J.M. Organic matter and water stable aggregates in soils, v. 33, p. 141-163, 1982.

TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, Newark, v. 38, p.45-94, 1985.

UNFCCC. National Reports. United Nations Frameworks Convention on Climate Change. Bonn, 2006. Available in: <http://unfccc.int/national_reports/items/1408.php>. Acesso: 20 mar. 2010.

VANCE, E.D.; BROOKES, P.C.; JENKINSON D.S. An extraction method for measuring soil microbial biomass C. **Soil Biology and Biochemistry**, Oxford, v.19, p.703-707, 1987.

VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudo de variabilidade espacial do solo: In NOVAIS, R. Tópicos em ciência do solo. **Sociedade Brasileira de Ciência do Solo**, viçosa, v.1, p.1-54, 2000.

VISCARRA-ROSSEL, R.; BEHRENS, T.A comparison of data mining techniques to model and interpret soil diffuse reflectance spectra. **Geoderma**, Amsterdam, v. 158, n.1/2, p. 46-54, 2010.

WANG, H.; CORNELL, J.; HALL, C.A.S.; MARLEY, D.P. Spatial and seasonal dynamics of surface soil carbon in the Luquillo Experimental Forest. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v.147, p.105-122, 2002.

WANG, S.H.; LIU, T.J.; PAN, S. Pattern and change of soil organic carbon storage in China, 1960s–1980s. **Tellus Series B. Chemical and physical meteorology**, Copenhagen, v. 55, p.416-427, 2003.

WARRICK, A.W.; NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: Hillel, D. (Ed.). **Applications of Soil Physics**. New York: Academic Press, 1980. p. 319-344.

WEBSTER, R. Quantitative spatial analysis of soil in the field. **Advances in Soil Science**, New York, v.3, p.1-70, 1985.

WILDING, L.P.; DREES, L.R. Spatial variability and pedology. In: WILDING, L.; SMECK, N.E.; HALL, G.F. (Ed.). **Pedogenesis and soil taxonomy: I concepts and interactions**. Amsterdam: Oxford University Press, v.1, 1983. p.83-113.

WISEMAN, C.L.S.; PUTTMANN, W. Soil organic carbon and its sorptive preservation in Central Germany. **European Journal of Soil Science**, Oxford, v. 56, p.65-76, 2005.

XIE, X.L.; SUN, B.; ZHOU, H.Z.; LI, A.B. Soil organic carbon storage in China. **Pedosphere**, Nanjing, v. 14, n.4, p. 491-500, 2004

YANAI, J.; LEE, C.K.; KAHO, T.; IIDA, M.; MATSUI, T.; UMEDA, M.; KOSAKI, T. Geostatistical analysis of soil chemical properties and rice yield in a paddy field and application to the analysis of yield-determining factors. **Soil Science and Plant Nutrition**, Tokyo, v.47, n.2, p.291-301, 2001.

YANG, X.M.; DRURY, C.F.; WANDER, M.M.; KAY, B.D. Evaluating the effect of tillage on carbon sequestration using the minimum detectable difference concept. **Pedosphere**, Nanjing, v.18, n.4, p. 421-430, 2008.

YU, D.; SHI, X.; WANG, H.; SUN, W.; CHEN, J.; LIU, Q.; ZHAO, Y. Regional patterns of soil organic carbon stocks in China. **Journal Environment Management**, v. 85, p. 680-689, 2007.

ZINN, Y.L.; LAL, R.; RESCK, D.V.S. Changes in soil organic carbon stocks under agriculture in Brazil. **Soil Tillage Research**, Amsterdam, p. 8428-8440, 2005.

ZUO, X.A. ; ZHAO, X. Y.; ZHAO, H.L.; GUO, Y. R.; ZHANG, T. H.; CUI, J.Y. Spatial Pattern and heterogeneity of soil organic carbon and nitrogen in sand dunes related to vegetation change and geomorphic position in Horqin Sandy Land, Northern China., Amsterdam: **Springer Science**, New York, 2009, 14 p.

ANEXOS

Anexo A – Estatística descritiva clássica dos dados utilizados na validação externa (10 % do conjunto total de dados)
dos modelos espaciais ajustados aos atributos físicos e químicos do solo nas três profundidades avaliadas

(Continua)

Atributo	Unidade	Prof.	n	Média	Med	DP	CV	Min.	Max.	Ass.	Curt.
C _{mic}	mg	1	16	229,9	207	96,9	42,1	87,94	434,37	0,41	-0,31
CO	%	1	63	0,40	0,37	0,17	41,4	0,07	0,88	0,62	-0,06
		2	63	0,27	0,26	0,07	28,4	0,07	0,43	-0,18	0,61
		3	63	0,19	0,19	0,08	40,9	0,07	0,41	0,67	0,12
Est.CO	Mg ha ⁻¹	1	63	2,91	2,7	1,53	50,7	0,66	9,04	1,69	4,53
		2	63	1,89	1,57	0,64	35,5	0,39	3,20	-0,02	-0,31
		3	63	1,21	1,15	0,31	45,9	0,38	3,54	0,93	2,22
Ds	g cm ⁻³	1	63	1,59	1,59	0,04	2,67	1,51	1,82	2,37	13,34
		2	63	1,59	1,60	0,08	5,01	1,29	1,84	0,15	6,08
		3	63	1,57	1,57	0,06	3,59	1,34	1,77	-0,71	6,62
Areia	%	1	63	77,70	78,00	3,49	4,49	69,00	86,00	-0,34	-0,11
		2	63	77,08	77,00	3,32	4,31	71,00	85,00	0,06	-0,52
		3	63	75,02	76,00	4,51	6,01	64,00	83,00	-0,51	-0,47
Silte	%	1	62	1,92	2,00	0,77	39,99	1,00	4,00	0,35	-0,62
		2	62	1,94	2,00	0,85	43,89	1,00	4,00	0,28	-1,21
		3	62	1,85	2,00	0,78	42,05	1,00	3,00	0,26	-1,31
Argila	%	1	63	20,38	20,00	3,55	17,42	12,00	29,00	0,30	-0,18
		2	63	20,98	21,00	3,22	15,34	14,00	27,00	-0,04	-0,64
		3	63	23,16	22,00	4,46	19,25	16,00	33,00	0,51	-0,47
pH CaCl ₂		1	62	4,38	4,30	0,21	4,80	4,00	5,00	0,77	0,27
		2	62	4,20	4,20	0,22	5,24	3,70	4,73	0,12	-0,26
		3	62	4,27	4,20	0,24	5,63	3,80	4,80	0,64	-0,39
P	mg dm ⁻³	1	62	3,44	3,00	2,08	60,54	1,00	12,00	0,81	0,91
		2	62	2,45	2,00	1,99	81,13	1,00	13,00	0,87	1,48
		3	62	2,03	2,00	1,20	59,05	1,00	7,00	0,44	-0,47
K	mmol _c dm ⁻³	1	63	2,15	2,05	0,43	20,05	1,20	3,50	0,67	0,90
		2	63	1,78	1,80	0,42	23,56	1,10	3,10	0,55	0,17
		3	63	1,41	1,30	0,41	29,06	0,60	2,60	0,58	0,03
Ca	mmol _c dm ⁻³	1	63	8,97	8,00	3,05	34,01	3,00	18,00	0,88	0,49
		2	63	8,41	8,00	3,13	37,21	3,00	17,00	0,48	-0,01
		3	63	9,52	8,00	4,50	47,25	3,00	24,00	0,18	-0,50

Anexo A – Estatística descritiva clássica dos dados utilizados na validação externa (10% do conjunto total de dados) dos modelos espaciais ajustados aos atributos físicos e químicos do solo nas três profundidades avaliadas

(conclusão)

Atributo	Unidade	Prof.	n	Média	Med.	DP	CV	Min.	Max.	Ass.	Curt.
Mg	mmol _c dm ⁻³	1	62	5,82	6,00	1,99	34,16	2,00	12,00	0,94	1,10
		2	62	7,84	7,00	3,32	42,35	3,00	18,00	-0,10	-0,13
		3	62	10,7	10,0	5,07	47,48	2,00	25,00	0,65	-0,18
Na	mmol _c dm ⁻³	1	62	0,16	0,13	0,09	56,71	0,05	0,54	0,49	4,95
		2	61	0,23	0,19	0,15	66,50	0,06	0,82	0,42	0,01
		3	62	0,29	0,24	0,17	59,55	0,06	0,94	0,15	-0,34
Al	mmol _c dm ⁻³	1	63	3,36	3,11	1,48	44,05	0,70	6,50	0,40	-0,68
		2	63	6,22	6,00	2,80	45,00	1,00	14,00	0,61	0,05
		3	63	6,43	6,00	2,61	40,60	2,00	13,00	0,35	-0,36
H+Al	mmol _c dm ⁻³	1	62	21,27	20,90	3,52	16,55	12,36	32,00	0,27	0,40
		2	62	24,65	23,00	5,63	22,84	13,00	37,00	0,42	-0,56
		3	63	23,87	23,00	6,12	25,64	15,00	43,00	0,59	0,01
SB	mmol _c dm ⁻³	1	63	17,25	15,50	5,10	29,57	8,30	33,30	0,51	0,24
		2	63	18,17	17,00	5,70	31,36	7,00	31,00	0,31	-0,71
		3	62	21,50	19,50	8,72	40,57	5,90	42,20	0,74	-0,23
T	mmol _c dm ⁻³	1	63	38,77	37,56	5,98	15,42	29,28	58,92	0,84	0,73
		2	63	42,75	43,00	6,96	16,28	27,00	60,00	0,03	-0,21
		3	63	46,00	43,80	8,77	19,07	31,70	77,20	0,54	0,13
V	%	1	63	44,05	43,16	8,55	19,41	24,04	7,93	0,96	1,87
		2	63	42,24	42,11	10,35	24,51	22,92	67,50	0,20	-0,42
		3	62	46,30	44,62	13,60	29,37	16,43	71,28	0,11	-0,91
M	%	1	63	17,29	18,03	7,49	43,33	2,99	43,88	0,44	0,03
		2	63	26,39	25,00	12,39	46,94	5,26	56,25	0,52	-0,40
		3	62	25,62	25,87	12,79	49,92	4,77	60,40	0,31	-0,58

Prof. – profundidade: 1= 0-0,1 m; 2= 0,1-0,2 m; 3= 0,2-0,3 m; Est.CO: estoque de CO;

N– número de amostras; Med. – mediana; DP– desvio padrão; CV– coeficiente de variação (%); Mín.– valor mínimo do atributo; Máx.– valor máximo do atributo; Ass. – coeficiente de assimetria; Curt. – curtose

Anexo B – Comparação entre os valores observados e estimados pelos modelos espaciais na validação interna para os atributos C_{mic} , carbono (CO) e estoque de CO (Est.CO) nas profundidades avaliadas: ● = 0-0,1 m; ▲ = 0,1-0,2 m; ■ = 0,2-0,3 m

Anexo B – Comparação entre os valores observados e estimados pelos modelos espaciais na validação interna para os atributos densidade (Ds), arena (Ar), silte (Sil) e argila (A) nas três profundidades: ● = 0-0,1 m; ▲ = 0,1-0,2 m; ■ = 0,2-0,3 m.

Anexo B – Comparação entre os valores observados e estimados pelos modelos espaciais na validação interna para os atributos pH, P, K e Ca nas três profundidades: ● = 0-0,1 m; ▲ = 0,1-0,2 m; ■ = 0,2-0,3 m

Anexo B – Comparação entre os valores observados e estimados pelos modelos espaciais na validação interna para os atributos Mg, Na, Al e H+Al nas três profundidades: ● = 0-0,1 m; ▲ = 0,1-0,2 m; ■ = 0,2-0,3 m

Anexo B – Comparação entre os valores observados e estimados pelos modelos espaciais na validação interna para os atributos SB, CTC_(T), V e m nas três profundidades: ● = 0-0,1 m; ▲ = 0,1-0,2 m; ■ = 0,2-0,3 m

Anexo C – Comparação entre os valores observados e estimados pelos modelos espaciais na validação externa para os atributos C_{mic} , carbono (CO) e estoque de CO (Est.CO) nas profundidades avaliadas: ● = 0-0,1 m; ▲ = 0,1-0,2 m; ■ = 0,2-0,3 m

Anexo C – Comparação entre os valores observados e estimados pelos modelos espaciais na validação externa para os atributos densidade (Ds), arena (Ar), silte (Sil) e argila (A) nas três profundidades: ● = 0-0,1 m; ▲ = 0,1-0,2 m; ■ = 0,2-0,3 m

Anexo C – Comparação entre os valores observados e estimados pelos modelos espaciais na validação externa para os atributos pH, P, K e Ca nas três profundidades: ● = 0-0,1 m; ▲ = 0,1-0,2 m; ■ = 0,2-0,3 m

Anexo C – Comparação entre os valores observados e estimados pelos modelos espaciais na validação externa para os atributos Mg, Na, Al e H+Al nas três profundidades: $\bullet$ = 0-0,1 m; $\blacktriangle$ = 0,1-0,2 m; $\blacksquare$ = 0,2-0,3 m

Anexo C – Comparação entre os valores observados e estimados pelos modelos espaciais na validação externa para os atributos SB, CTC_(T), V e m nas três profundidades: ● = 0-0,1 m; ▲ = 0,1-0,2 m; ■ = 0,2-0,3 m