

VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICOS EM UM CAMBISSOLO HÁPLICO, SOB DIFERENTES USOS NA REGIÃO SUL DO AMAZONAS⁽¹⁾

Ivanildo Amorim de Oliveira⁽²⁾, Milton César Costa Campos⁽³⁾, Marcelo Dayron Rodrigues Soares⁽⁴⁾, Renato Eleotério de Aquino⁽⁵⁾, José Marques Júnior⁽⁶⁾ & Ediana Pereira do Nascimento⁽⁷⁾

RESUMO

Considerando a importância do conhecimento da distribuição espacial dos atributos do solo, o objetivo deste trabalho foi avaliar a variabilidade espacial de atributos físicos em um Cambissolo Háplico, sob diferentes usos na região sul do Amazonas. O estudo foi realizado em três propriedades rurais com cultivo de mandioca, cana-de-açúcar e agrofloresta, localizadas na região de Humaitá, sul do Estado do Amazonas. Nessas áreas, foram estabelecidas malhas de 70 x 70 m, com espaçamento regular de 10 x 10 m, totalizando 64 pontos e, em seguida, coletadas amostras de solos na profundidade de 0,0-0,10 m. Determinaram-se a textura (areia, silte e argila), macroporosidade, microporosidade, porosidade total, densidade do solo e estabilidade de agregado. Os dados foram analisados, utilizando-se técnicas de estatística descritiva e geoestatística. Verificou-se que os atributos estudados apresentaram variabilidade espacial, e os alcances foram diferentes entre os usos, evidenciando que o manejo de cana-de-açúcar apresentou maior variabilidade dos dados.

Termos de indexação: atributos do solo, manejos do solo, geoestatística.

⁽¹⁾ Projeto de Pesquisa financiado pela FAPEAM e SECT-AM. Recebido para publicação em 15 de outubro de 2012 e aprovado em 23 de maio de 2013.

⁽²⁾ Doutorando do Programa Agronomia (Ciências do Solo) na Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, UNESP e Bolsista de Doutorado da FAPEAM. Via de Acesso Prof. Paulo Donato Castellane. CEP 14870-900, Jaboticabal (SP), Brasil. E-mail: ivanildoufam@gmail.com

⁽³⁾ Professor Adjunto III do Instituto de Educação, Agricultura e Ambiente, UFAM. Humaitá (AM), Brasil, E-mail: mcesarsolos@gmail.com.

⁽⁴⁾ Mestrando do Programa de Pós-graduação em Ciência, Inovação e Tecnologia para a Amazônia - CITA, Universidade Federal do Acre - UFAC, Rod. BR 364, Km 04, B, Distrito Industrial. Centro. CEP 69915-900 Rio Branco (AC), Brasil. E-mail: marcelo.dayron@gmail.com.

⁽⁵⁾ Mestrando do Programa Agronomia (Ciências do Solo) na Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, UNESP e Bolsista de Mestrado da FAPEAM. Via de Acesso Prof. Paulo Donato Castellane. CEP: 14870-900, Jaboticabal (SP) Brasil. E-mail: aquino.rea@gmail.com.

⁽⁶⁾ D.Sc., Professor do Departamento de Solos e Adubos, Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, UNESP. Via de Acesso Prof. Paulo Donato Castellane. CEP: 14870-900, Jaboticabal (SP) Brasil. E-mail: marques@fcav.unesp.br.

⁽⁷⁾ Acadêmica de Agronomia do Instituto de Educação, Agricultura e Ambiente, UFAM. Humaitá (AM), Brasil. E-mail: edyanny_apui@hotmail.com

SUMMARY: SPATIAL VARIABILITY OF PHYSICAL PROPERTIES IN A CAMBISOL UNDER DIFFERENT LAND USES IN THE SOUTHERN AMAZON REGION

Considering the importance of knowledge of the spatial distribution of soil properties, the purpose of this study was to evaluate the spatial variability of physical properties in a Cambisol under different land uses in the southern Amazon region. The study was conducted on three farms with cassava, sugarcane, and agroforestry, in the region of Humaitá, in the south of the State of Amazonas. In these areas, 70 x 70 m grids were established, with a regular spacing of 10 x 10 m and a total of 64 points, where soils were sampled at 0.0-0.10 m depth. Texture (sand, silt, and clay), macroporosity, microporosity, total porosity, bulk density, and aggregate stability were determined. The data were analyzed using descriptive statistics and geostatistics. It was found that the properties varied spatially and that the range of these variations between land uses was different, with the highest variability for the sugarcane management.

Index terms: soil properties, soil management, geostatistics.

INTRODUÇÃO

Em áreas sob cultivo existem, além da variabilidade natural, fontes de heterogeneidade que são adicionadas ao solo; dentre essas, aquelas oriundas do manejo (Camargo et al., 2010). Essas variações interferem principalmente no acúmulo de material orgânico, no movimento de água no solo, na compactação do solo e na erosão hídrica (Novaes Filho et al., 2007). Entretanto, Andreola et al. (2004) afirmaram que os ambientes naturais apresentam condições favoráveis para desenvolvimento da vegetação nativa, como estrutura, densidade e porosidade do solo.

À medida que o solo sofre intervenções no uso, ocorrem modificações nos seus atributos físicos como o aumento da densidade do solo, diminuição da porosidade total, distribuição do diâmetro dos poros, alteração na agregação e no teor de matéria orgânica. O conhecimento da variabilidade espacial dos atributos do solo é fundamental, a fim de minimizar os erros de amostragem e o manejo do solo (Lima et al., 2007). Segundo Souza et al. (2009), isso só é possível com o uso de técnicas geoestatísticas, que possibilitam a interpretação dos resultados, com base na estrutura da variabilidade natural dos atributos.

Estudos mais específicos com atributos físicos do solo evidenciam que esses variam de um local para outro, apresentando continuidade ou dependência espacial, dependendo do manejo adotado e material de origem dos solos (Silva et al., 2004; Souza et al., 2006; Amaro Filho et al., 2007; Camargo et al., 2008; Botega et al., 2011). Souza et al. (2009), por sua vez, encontraram dependência espacial para os atributos físicos na cultura de cana-de-açúcar. No entanto, em área sob cultivo de mandioca na região de Humaitá, AM, Campos et al. (2012) verificaram que ocorre variabilidade espacial na resistência do solo à penetração e no conteúdo de água do solo.

A definição da variabilidade espacial dos atributos físicos do solo permite o melhor controle dos fatores de produção das culturas e monitoramento ambiental. O objetivo deste trabalho foi investigar a variabilidade espacial de atributos físicos em um Cambissolo Háplico, sob diferentes usos na região sul do Amazonas.

MATERIAIS E MÉTODOS

O estudo foi realizado em três propriedades rurais, localizadas na região de Humaitá, sul do Estado do Amazonas. A área cultivada com mandioca está situada nas coordenadas geográficas 7° 49' 42" S e 63° 15' 05" W, numa altitude média de 71 m; a com cana-de-açúcar, 7° 54' 38" S e 63° 14' 27" W, numa altitude média de 70 m; e a da agrofloresta, 7° 28' 29" S e 63° 02' 07" W, com altitude média de 63 m. O clima da região, segundo a classificação de Köppen, é do tipo tropical chuvoso, apresentando período seco de pequena duração (Am), temperaturas variando entre 25 e 27 °C, precipitação pluvial média anual de 2.500 mm, com período chuvoso iniciando em outubro e prolongando-se até junho, e umidade relativa do ar entre 85 e 90 %. O solo foi classificado como Cambissolo Háplico alítico plúntico, A moderado, textura média (CXalf) (Campos, 2009).

Foram selecionadas três áreas com diferentes sistemas de manejo tradicionais nessa região da Amazônia: a) Mandioca: área cultivada há 15 anos e com aproximadamente 120 dias, após o plantio; no último ano, foi realizada uma gradagem pesada até a profundidade 0,0-0,40 m; b) Cana-de-açúcar: área cultivada com cana-de-açúcar há mais de oito anos, com colheita manual após a queima; no último ano, efetuaram-se o corte e a queima das plantas, para renovação da lavoura; c) Agrofloresta: área com manejo agroflorestal, com aproximadamente 17 anos cultivada com espécies frutíferas amazônicas (cupuaçu, cacau,

açaí, bacaba, manga etc.); no entanto, a área era manejada com implementos manuais, sendo executado desbaste de invasoras por métodos manuais, com utilização de terçado e foice. Os solos foram amostrados entre maio e julho de 2011.

Nessas áreas, foram estabelecidas malhas de 70 x 70 m ou aproximadamente 0,49 ha, e o solo foi amostrado nos pontos de cruzamento da malha, com espaçamentos regulares de 10 em 10 m, perfazendo um total de 64 pontos amostrais em cada malha (Figura 1). Esses pontos foram georreferenciados com um equipamento de GPS GarminEtrex (*Datum South American '69*).

Coletaram-se amostras deformadas de solo na camada de 0,0-0,10 m, para análise granulométrica do solo. Além disso, amostras de solos com estrutura preservada para as análises de macroporosidade (macro), microporosidade (micro), porosidade total (Pt) e densidade do solo (Ds), por meio de anel volumétrico com 0,045 m de altura e 0,0405 m de diâmetro, foram coletadas no centro da camada amostrada. Em cada ponto amostral, recolheram-se amostras com estrutura preservada em forma de torrão na profundidade 0,0-0,10 m para determinação da

estabilidade dos agregados do solo, totalizando 192 amostras de solo, para cada área de coleta nas três malhas amostrais.

A análise granulométrica foi realizada pelo método da pipeta, utilizando uma solução de NaOH 0,1 mol L⁻¹ como dispersante químico e agitação mecânica em aparato de alta rotação, por 15 min, conforme método proposto em Embrapa (1997). A fração argila foi separada por sedimentação; a areia, determinada por tamisação e o silte, calculado por diferença.

As amostras de solo com estrutura preservada coletadas em anel volumétrico foram saturadas por meio da elevação gradual de uma lâmina de água até atingir cerca de 2/3 da altura do anel, para que esse sofresse saturação (Embrapa, 1997). A porosidade total (Pt) foi obtida pela diferença entre a massa do solo saturado e a massa do solo seco, em estufa a 105 °C, durante 24 h, sendo a massa de água usada para saturação dos anéis convertida em volume. A microporosidade do solo foi determinada pelo método da mesa de tensão. Pela diferença entre a porosidade total e a microporosidade, obteve-se a macroporosidade. A densidade do solo (Ds) foi calculada pela relação entre a massa de solo seca a 105 °C, durante 24 h, da

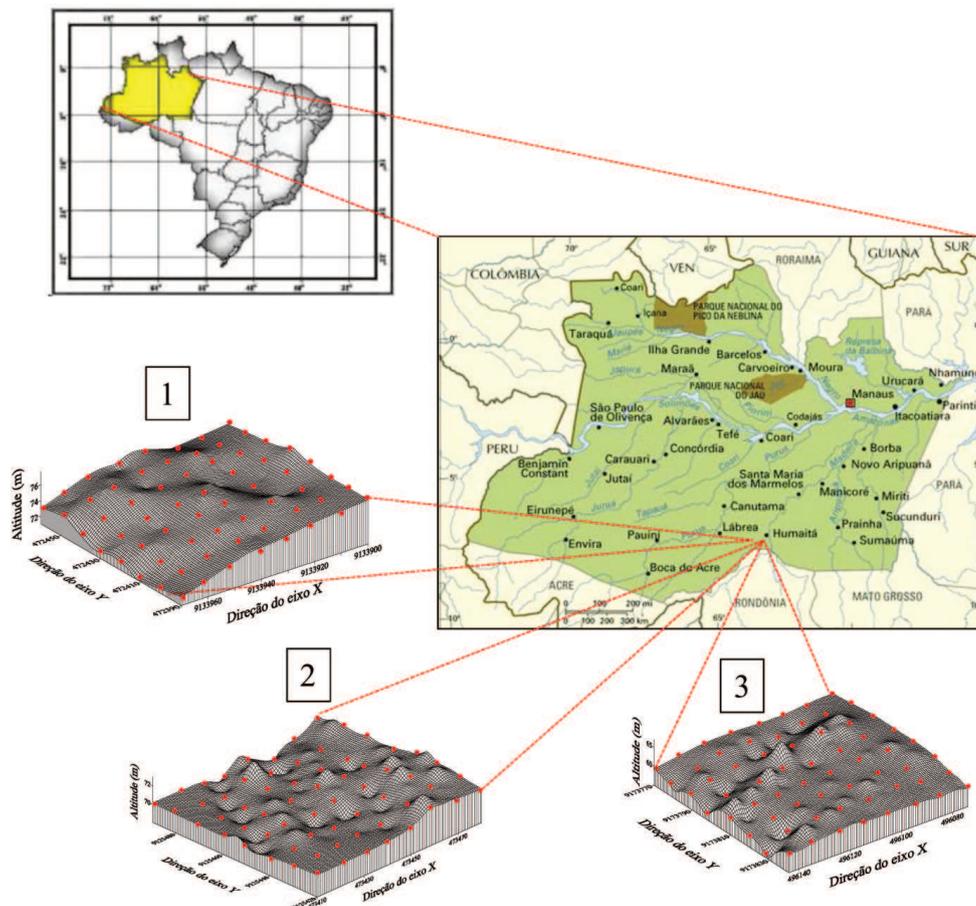


Figura 1. Localização e modelo de elevação digital: 1 = área com mandioca; 2 = área com cana-de-açúcar; e 3 = área com agrofloresta, na região sul do Amazonas.

amostra de solo do cilindro volumétrico e o volume do mesmo cilindro (Embrapa, 1997).

As amostras com estrutura preservada em forma de torrão de solo foram levemente destorroadas, de forma manual, e passadas em peneira de 9,51 mm de diâmetro de malha e retidos na peneira de 4,76 mm, secadas à sombra, para as análises relativas à estabilidade de agregados. A separação e estabilidade dos agregados foram determinadas, segundo Kemper & Chepil (1965), com modificações nas seguintes classes de diâmetro: >2,0; 2,0-1,0; e < 1,00 mm. Os agregados foram colocados em contato com a água sobre a peneira de 2,0 mm e submetidos à agitação vertical em aparelho Yoder por 15 min; o material retido em cada peneira foi colocada em estufa a 105 °C. Os resultados foram expressos em percentual dos agregados retidos nas peneiras >2,0; 2,0-1,0; e < 1,0 mm, diâmetro médio geométrico (DMG) e diâmetro médio ponderado (DMP).

Após obtenção dos dados, a avaliação dos atributos físicos dos diferentes manejos foi primeiramente realizada a análise exploratória dos dados, calculando-se a média, a mediana, o máximo e mínimo, a variância, o coeficiente de variação, o coeficiente de assimetria e curtose e o teste de normalidade. O coeficiente de variação (CV) foi calculado com base no critério de Warrick & Nielsen (1980), que classifica o CV como baixo < 12 %, médio de 12 a 60 % e alto > 60 %. A hipótese de normalidade dos dados foi testada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, no *software* estatístico Minitab 14 (Minitab, 2000). Os atributos físicos dos diferentes manejos foram submetidos à análise de variância e as médias comparadas pelo teste de Tukey a 5 %, utilizando o *software* Statistica 7.0 (Statistica, 2005).

Para a caracterização da variabilidade espacial, utilizou-se a análise geoestatística (Matheron, 1963; Isaaks & Srivastava, 1989). Sob a teoria da hipótese intrínseca, o semivariograma experimental foi estimado pela equação:

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

em que: $\hat{\gamma}(h)$ - valor da semivariância para uma distância h ; $N(h)$ - número de pares envolvidos no cálculo da semivariância; $Z(x_i)$ - valor do atributo Z na posição x_i ; e $Z(x_i+h)$ - valor do atributo Z separado por uma distância h da posição x_i .

Do ajuste de um modelo matemático aos valores calculados de $\hat{\gamma}(h)$, são definidos os coeficientes do modelo teórico para o semivariograma (o efeito pepita, C_0 ; a variância estrutural, C_1 ; o patamar, $C_0 + C_1$; e o alcance, a). O efeito pepita é o valor da semivariância para distância zero e representa o componente da variação ao acaso; o patamar, o valor da semivariância em que a curva estabiliza sobre um valor constante; e o alcance, a distância da origem até onde o patamar atinge valores estáveis, expressando a distância além

da qual as amostras não são correlacionadas (Vieira et al., 1983; Trangmar et al., 1985). Na determinação da existência ou não da dependência espacial, utilizou-se o exame de semivariogramas, por meio do programa GS+ (Robertson, 1998). Em caso de dúvida entre mais de um modelo para o mesmo semivariograma, considerou-se o maior R^2 (coeficiente de determinação).

Na análise do grau de dependência espacial das variáveis em estudo, utilizou-se a classificação de Cambardella et al. (1994), em que valores de $[(C_0/(C_0+C_1))]$ menores que 25 % são considerados dependência espacial forte, valores de $[(C_0/(C_0+C_1))]$ entre 25 e 75 % indicam dependência espacial moderada e valores de $[(C_0/(C_0+C_1))]$ maiores que 75 % determinam dependência espacial fraca.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados referentes ao teste de médias e estatística descritiva para os atributos físicos são apresentados nos quadros 1 e 2. Observa-se que os valores de média e mediana de todas as variáveis estudadas estão próximos, evidenciando que essas se aproximam de uma distribuição normal, indicando que os dados seguem distribuições simétricas. Resultados similares foram encontrados por Simões et al. (2006), em estudo dos atributos físicos do solo de um Latossolo Vermelho distroférrico.

Os solos das áreas de mandioca e cana-de-açúcar apresentaram textura siltosa, enquanto a área de agrofloresta apresentou textura argilosa (Quadro 1), corroborando estudos desenvolvidos por Campos et al. (2012), em toposequência na região sul do Amazonas.

Verifica-se que os atributos macro, micro, Pt e Ds sofreram alterações, em razão dos sistemas de manejo implantados (Quadro 1). A área cultivada com mandioca apresentou maior macroporosidade e porosidade total, quando comparada às áreas sob cultivo de cana-de-açúcar e agrofloresta; esse fato deve-se possivelmente à área ter sofrido gradagem no último ano para plantio da lavoura. A microporosidade e a Ds foram mais elevadas para a área de agrofloresta, quando comparadas às áreas sob cultivo de cana-de-açúcar e mandioca, o que deve estar relacionado ao não revolvimento há mais de 17 anos da área de agrofloresta; os demais manejos, cana-de-açúcar e mandioca, sofreram constante movimentação por parte de maquinário, fazendo com que os atributos do solo tivessem alterações, conforme destacam Islam & Weil (2000).

Para a estabilidade de agregados (Quadro 2), observa-se que a cana-de-açúcar e mandioca apresentaram maior DMG e DMP e maior porcentagem de agregados, na classe >2,00 mm. Esse aumento no tamanho dos agregados pode ter ocorrido

por causa da maior pressão recebida nesse solo em razão da mecanização. Portugal et al. (2010), trabalhando com estabilidade de agregados sob diferentes usos e comparado com mata, encontraram elevada estabilidade de agregados em superfície. Souza et al. (2005), ao avaliarem sistemas de colheita de cana-de-açúcar em um Latossolo Vermelho-Amarelo na região de Ribeirão Preto, SP, verificaram que a colheita de cana-de-açúcar sem queima e com incorporação parcial dos resíduos proporcionou maiores valores de DMP, até 30 cm de profundidade. Contudo, foram os agentes cimentantes, ligados a aspectos biológicos, como a atividade microbiana, a liberação de exsudados por raízes, o crescimento e funcionamento das raízes, o crescimento e a morte dos tecidos etc., que conferiram maior estabilidade aos agregados (Salton et al., 2008). Além disso, observase maior porcentagem de agregados na classe > 2,00

mm, apresentando valores acima de 80 % (Quadro 2), indicando maior resistência à desagregação. Segundo Neves et al. (2006), a agregação é uma das propriedades responsáveis pela manutenção da estrutura e redução da erodibilidade dos solos.

Os resultados referentes ao teste Kolmogorov-Smirnov indicaram normalidade para todas as variáveis estudadas (Quadros 1 e 2). Apesar de a normalidade dos dados não ser exigência da geoestatística, essa permite observar maior precisão das estimativas da krigagem, as quais são com base nos valores médios (Isaaks & Srivastava, 1989; Cressie, 1991).

Pelos limites de coeficiente de variação (CV) propostos por Warrick & Nielsen (1980), os valores de CV para a classificação de variáveis do solo - microporosidade, Pt e Ds, foram baixos (CV < 12 %), indicando baixa variabilidade nos três usos estudados

Quadro 1. Teste de médias e estatística descritiva dos atributos físicos (argila, silte, areia, macroporosidade, microporosidade, porosidade total, densidade do solo), na profundidade 0,0-0,10 m, em áreas com diferentes usos na região sul do Amazonas

Estatística descritiva	Argila	Silte	Areia	Macro	Micro	Pt	Ds
Mandioca							
Média	282,41b	558,65a	158,95b	12,93a	27,49c	40,43a	1,16c
Mediana	272,00	573,23	145,9	13,11	27,45	40,55	1,16
Mínimo	104,8	161,22	101,71	5,64	22,10	34,37	0,99
Máximo	662,90	649,93	664,73	22,65	34,40	45,43	1,36
DP ⁽¹⁾	58,60	74,53	71,91	3,39	1,80	2,47	0,07
Variância	3433,83	5554,83	5171,68	11,48	3,24	6,12	0,01
CV (%) ⁽²⁾	20,75	13,34	45,24	26,19	6,55	6,12	6,28
d ⁽³⁾	0,21**	0,25**	0,24**	0,08**	0,10**	0,05**	0,07**
Cana-de-açúcar							
Média	284,94b	474,49b	240,57a	7,00b	29,15b	36,15b	1,26b
Mediana	287,98	467,29	240,43	6,00	29,23	35,33	1,28
Mínimo	202,12	387,46	156,50	0,47	21,26	31,83	1,05
Máximo	347,68	550,59	352,66	21,93	34,26	50,22	1,50
DP	28,45	34,60	43,50	4,17	19,84	32,58	0,08
Variância	809,59	1197,17	1892,99	17,39	3,94	10,62	0,01
CV (%)	9,98	7,29	18,08	59,50	6,80	9,01	6,71
d	0,09**	0,10**	0,06**	0,14**	0,07**	0,12**	0,11**
Agrofloresta							
Média	549,09a	230,11c	220,79a	3,17c	30,86a	34,03c	1,31a
Mediana	558,87	228,69	210,29	2,70	31,68	34,40	1,31
Mínimo	402	110,54	144,15	0,92	23,04	26,65	1,07
Máximo	680	396,64	404,49	9,28	40,37	44,40	1,58
DP ⁽¹⁾	65,52	59,61	50,10	1,66	3,48	3,25	0,09
Variância	4293,71	3553,72	2510,34	2,74	12,15	10,54	0,01
CV (%)	11,93	25,90	22,69	52,28	11,29	9,54	7,22
d	0,11**	0,12**	0,15**	0,19**	0,15**	0,13**	0,06**

Médias seguidas da mesma letra na coluna não diferem estatisticamente entre si pelo teste de Tukey a 5 %; ⁽¹⁾DP: desvio-padrão; ⁽²⁾CV: Coeficiente de variação; ⁽³⁾d: teste de normalidade, e **significativo pelo teste de Kolmogorov-Smirnov.

Quadro 2. Teste de médias e estatística descritiva do DMG e DMP, classes de agregados na profundidade de 0,0-0,10 m, em áreas com diferentes usos na região sul do Amazonas

Estatística descritiva	Classe de agregado				
	DMG	DMP	>2,00	2,00-1,00	<1,00
	mm		%		
	Mandioca				
Média	2,29ab	2,96 a	85,06 b	3,58 a	11,34 a
Mediana	2,32	3,00	86,42	3,41	10,29
Mínimo	1,28	2,48	65,58	0,29	2,87
Máximo	3,02	3,25	96,01	9,13	26,57
DP ⁽¹⁾	0,37	0,17	7,14	2,11	5,36
Variância	0,14	0,03	51,09	4,45	28,80
CV (%) ⁽²⁾	16,00	6,00	8,00	58,00	47,00
d ⁽³⁾	0,09**	0,11**	0,10**	0,11**	0,13**
	Cana-de-açúcar				
Média	2,54 a	3,07 a	89,64 a	2,11 b	8,24 b
Mediana	2,61	3,11	90,57	1,91	7,49
Mínimo	2,71	1,71	74,03	0,11	1,20
Máximo	3,10	3,29	97,82	5,83	20,13
DP	0,34	0,02	5,70	1,36	4,41
Variância	0,11	0,02	32,59	1,85	19,52
CV (%)	13,18	31,10	6,12	6,42	53,62
d	0,11**	0,11**	0,11**	0,12**	0,12**
	Agrofloresta				
Média	2,03 b	2,76 b	80,79 c	4,03 a	9,02ab
Mediana	2,09	2,87	82,04	3,39	7,96
Mínimo	0,1	0,16	53,96	0,52	2,71
Máximo	3,91	3,38	98,31	14,88	27,18
DP	0,71	0,53	10,13	2,70	5,22
Variância	0,50	0,28	102,65	7,32	27,26
CV (%)	34,89	19,30	12,54	67,06	57,85
d	0,08**	0,19**	0,11**	0,16**	0,11**

Médias seguidas da mesma letra na coluna não diferem estatisticamente entre si pelo teste de Tukey a 5 %; ⁽¹⁾DP: desvio-padrão; ⁽²⁾CV: Coeficiente de variação; ⁽³⁾d: teste de normalidade, e **significativo pelo teste de Kolmogorov-Smirnov.

(Quadro 1), concordando com os resultados encontrados por Campos et al. (2007), em um Espodossolo da zona da mata, PE, e Vieira et al. (2010), em um Argissolo Vermelho-Amarelo, cultivado com leguminosas consorciadas. Para a estabilidade de agregados (Quadro 2), o maior CV foi encontrado na classe de agregados 2,00-1,00 mm (67,06 %), no manejo de agrofloresta, evidenciando alta variabilidade dos dados na área (CV > 60 %); a classe de agregado > 2,00 mm apresentou o menor CV (6,12 %), no manejo de cana-de-açúcar. Sá et al. (2000), estudando a estabilidade de agregados por meio da estatística clássica, encontraram CV médio para o DMG. As demais variáveis apresentaram moderada variabilidade (12 % < CV < 60 %). Altos valores de CV é uma estimativa de maior heterogeneidade dos atributos, indicando maior variabilidade. Para Carvalho et al. (2003), os resultados de análises de atributos do solo costumam apresentar valores altos de CV.

Os valores das análises geoestatísticas dos atributos físicos encontram-se nos quadros 3 e 4. Os valores indicaram que todos os atributos estudados apresentaram dependência espacial, que é expressa por meio dos ajustes aos modelos de semivariogramas, com exceção para as variáveis silte e microporosidade, no manejo de cana-de-açúcar, e a variável argila, no manejo de mandioca, que apresentaram efeito pepita puro, sendo esse parâmetro encontrado por Lima et al. (2007). O efeito pepita indicou a variabilidade não explicada em razão da distância de amostragem utilizada (Souza et al., 2006). Esse parâmetro facilitou a comparação do grau de dependência espacial das variáveis em estudo (Souza et al., 2009).

O modelo de semivariograma esférico e exponencial ajustou melhor a todas as variáveis analisadas (Quadros 3 e 4). Na cultura da mandioca, o modelo esférico permitiu melhor ajuste para as variáveis silte, Pt, Ds, DMP,

Quadro 3. Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas dos atributos físicos argila, silte, areia, macroporosidade, microporosidade, porosidade total e densidade do solo, na profundidade 0,0-0,10 m, em áreas com diferentes usos na região sul do Amazonas

Estatística descritiva	Argila	Silte	Areia	Macro	Micro	Pt	Ds
			Mandioca				
Modelo	EPP ⁽³⁾	Esf ⁽⁴⁾	Exp ⁽⁵⁾	Exp	Exp	Esf	Esf
Efeito pepita (C ₀)	-	196,00	306,50	4,20	0,12	2,78	0,00
Patamar (C ₀ +C ₁)	-	1302,00	613,10	8,82	1,72	5,05	0,04
Alcance (a)	-	17,21	48,30	65,40	39,80	37,63	66,94
[C ₀ /(C ₀ +C ₁)]x100 ⁽¹⁾	-	48,00	50,00	52,00	93,00	45,00	32,00
R ²⁽²⁾	-	0,82	0,79	0,91	0,90	0,95	0,82
			Cana-de-açúcar				
Modelo	EPP ⁽³⁾	Esf ⁽⁴⁾	Exp ⁽⁵⁾	Exp	Exp	Esf	Esf
Efeito pepita (C ₀)	105,37	-	422,00	5,13	-	0,01	0,00
Patamar (C ₀ +C ₁)	498,80	-	1317,58	8,35	-	0,01	0,00
Alcance (a)	6,90	-	21,00	8,80	-	5,80	61,50
[C ₀ /(C ₀ +C ₁)]x100	78,00	-	88,00	38,00	-	70,00	43,00
R ²	0,84	-	0,86	0,76	-	0,60	0,95
			Agrofloresta				
Modelo	EPP ⁽³⁾	Esf ⁽⁴⁾	Exp ⁽⁵⁾	Exp	Exp	Esf	Esf
Efeito pepita (C ₀)	2253,62	845,75	625,47	1,21	0,39	3,51	0,006
Patamar (C ₀ +C ₁)	3474,68	3187,04	2357,84	2,50	13,08	8,50	0,008
Alcance (a)	33,27	18,26	68,31	61,18	69,51	67,90	45,50
[C ₀ /(C ₀ +C ₁)]x100	35	73	73	50	97	58	27
R ²	0,85	0,81	0,92	0,99	0,99	0,98	0,96

⁽¹⁾[C₀/(C₀+C₁)]x100: grau de dependência espacial; ⁽²⁾R²: coeficiente de determinação; ⁽³⁾EPP: Efeito Pepita Puro; ⁽⁴⁾Esf: esférico; e ⁽⁵⁾Exp: exponencial.

agregados > 2,00 e < 1,00 mm. No entanto, esse modelo na cana-de-açúcar foi ajustado somente para a variável Ds. Já na agrofloresta, o modelo esférico não foi ajustado somente na variável areia. O modelo esférico obtido foi similar ao encontrado na maioria dos trabalhos em ciência do solo (Carvalho et al., 2002).

Entretanto, as variáveis na área de cana-de-açúcar foram ajustadas ao modelo exponencial. Esse resultado foi similar ao encontrado por Souza et al. (2004, 2009), os quais, estudando Latossolo Vermelho sob cultivo de cana-de-açúcar, encontraram modelo exponencial para DMP e classe de agregado de 2,00-1,00 mm. Os resultados do modelo exponencial ajustado explicaram uma mudança mais abrupta da variabilidade dos atributos do solo. Em contrapartida, o modelo esférico ajustado evidenciou que existe uma mudança mais suave e uma transeção entre os valores estimados de variabilidade.

Utilizando a classificação de Cambardella et al. (1994), a análise do grau de dependência espacial das variáveis no cultivo de mandioca evidenciou que somente a variável micro apresentou dependência espacial fraca $\{[(C_0/(C_0+C_1))] > 75\%\}$ e que todas as outras variáveis apresentaram moderada dependência espacial $\{25 > [(C_0/(C_0+C_1))] < 75\%\}$.

Para o manejo cana-de-açúcar, suas variáveis na maioria apresentaram moderada dependência espacial; somente as variáveis areia e argila demonstraram fraca dependência espacial. O ideal para essas variáveis seria o adensamento da malha de amostragem. Souza et al. (2001), estudando a variabilidade espacial de atributos físicos em um Latossolo Vermelho distrófico, sob semeadura direta em Selvíria, MS, encontraram valores de dependência espacial moderada para os atributos físico-hídricos, sendo esses parecidos com os valores encontrados nas variáveis estudadas. Eguchi et al. (2002), estudando a variabilidade espacial da textura e densidade de partículas em um solo aluvial em Lavras, MG, encontraram valores de dependência espacial forte para atributos granulométricos.

O manejo com agrofloresta apresentou moderada dependência espacial para as variáveis em estudo, com exceção apenas para a microporosidade e classe de agregado 2,00-1,00 mm, que apresentaram dependência espacial fraca. Cambardella et al. (1994) afirmaram que as variáveis que apresentam forte dependência espacial são mais influenciadas por propriedades intrínsecas do solo, oriundas dos fatores de formação do solo; dessa forma, os atributos

Quadro 4. Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas das variáveis DMG e DMP e classes de agregados na profundidade de 0,0- 0,10 m, em áreas sob diferentes usos na região sul do Amazonas

Estatística	Classe de agregado				
	DMG	DMP	>2,00	2,00-1,00	<1,00
	Mandioca				
Modelo	Exp ⁽³⁾	Esf	Esf	Exp	Esf
Efeito pepita (C ₀)	0,04	0,00	15,34	0,81	8,50
Patamar (C ₀ +C ₁)	0,14	0,03	51,05	2,56	28,80
Alcance (a)	17,70	16,00	16,12	17,78	15,60
[C ₀ /(C ₀ +C ₁)]x100 ⁽¹⁾	69,00	74,00	69,00	68,00	70,00
R ²⁽²⁾	0,74	0,85	0,83	0,83	0,79
	Cana-de-açúcar				
Modelo	Exp ⁽³⁾	Esf	Esf	Exp	Esf
Efeito pepita (C ₀)	0,03	0,00	11,38	0,73	5,21
Patamar (C ₀ +C ₁)	0,11	0,01	30,68	1,87	18,51
Alcance (a)	11,20	11,52	11,71	10,37	12,52
[C ₀ /(C ₀ +C ₁)]x100	60	73	62	61	71
R ²	0,87	0,95	0,83	0,95	0,92
	Agrofloresta				
Modelo	Exp ⁽³⁾	Esf	Esf	Exp	Esf
Efeito pepita (C ₀)	0,10	0,04	44,90	0,44	24,74
Patamar (C ₀ +C ₁)	0,43	0,18	89,81	7,22	63,16
Alcance (a)	16,07	19,48	29,60	15,83	23,35
[C ₀ /(C ₀ +C ₁)]x100	75	75	50	93	60
R ²	0,94	0,96	0,99	0,75	0,97

⁽¹⁾[C₀/(C₀+C₁)]x100: grau de dependência espacial; ⁽²⁾R²: coeficiente de determinação; ⁽³⁾Exp: exponencial; e ⁽⁴⁾Esf: esférico.

estudados em sua grande maioria sofrem moderada influência das propriedades intrínsecas do solo.

O alcance é um parâmetro importante na análise geoestatística, pois expressa a dependência espacial ou distância em que uma variável pode apresentar o mesmo efeito. Para o manejo da mandioca (Quadros 3 e 4), o alcance para todas as variáveis foi superior ao estabelecido na malha amostral, variando de 15,6 a 66,94 m, indicando maior continuidade na distribuição espacial das propriedades do solo. Para o manejo com cana-de-açúcar, as variáveis areia, macro e Pt apresentaram valores menores que o estabelecido na malha amostral, que variaram de 5,8 a 61,50 m. O manejo com agrofloresta apresentou comportamento similar ao da mandioca, com valores variando entre 15,83 e 69,51 m.

Considerando os valores médios de alcance, observaram-se menor alcance e maior variabilidade para as variáveis no manejo da cana-de-açúcar, evidenciando que o manejo do solo pode influenciar diretamente nos atributos, principalmente para as variáveis macro, Pt e Ds, que são diretamente influenciadas pelo manejo, caso esse encontrado para o cultivo de cana-de-açúcar. O valor médio de alcance foi maior para o manejo da agrofloresta,

demonstrando menor variabilidade dos dados, justificando o fato de esse sistema de manejo causar menos impacto ao solo e, assim, os atributos do solo apresentarem menor variabilidade. Pode-se afirmar que quanto maior o alcance, menor é a variabilidade, pois, segundo Marques Júnior et al. (2008), o alcance representa a distância em que os pontos amostrais estão correlacionados entre si, ou seja, os pontos localizados numa área de raio igual ao alcance são mais homogêneos entre si.

CONCLUSÕES

1. Os atributos físicos do solo nos diferentes usos estudados apresentaram dependência espacial, evidenciando que esses atributos sofreram alteração e que a variabilidade espacial pode ser alterada, em razão do manejo aplicado.

2. Os alcances obtidos demonstraram maior variabilidade espacial dos atributos físicos do solo na área sob cultivo de cana-de-açúcar, enquanto na de agrofloresta foi apresentada menor variabilidade, em razão do menor impacto das práticas agrícolas.

AGRADECIMENTOS

À FAPEAM, SECT-AM e FAPESP, pelo financiamento e apoio da pesquisa.

LITERATURA CITADA

- AMARO FILHO, J.; NEGREIROS, R.F.D.; ASSIS JÚNIOR, R.N. & MOTA, J.C.A. Amostragem e variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho em Mossoró, RN. R. Bras. Ci. Solo, 31:415-422, 2007.
- ANDREOLA, F.; COSTA, L.M. & OLSZEWSKI, N. Influência da cobertura vegetal de inverno e da adubação orgânica e, ou, mineral sobre as propriedades físicas de uma Terra Roxa Estruturada. R. Bras. Ci. Solo, 24:857-865, 2004.
- BOTTEGA, E.L.; BOTTEGA, S.P.; SILVA, S.A.; QUEIROZ, D.M.; SOUZA, C.M.A.; RAFULL, L.Z.L. Variabilidade espacial da resistência do solo à penetração em um Latossolo Vermelho distroférrico. R. Bras. Ci. Agrárias, 6:331-336, 2011.
- CAMARGO, L.A.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T. & HORVAT, R.A. Variabilidade espacial de atributos mineralógicos de um Latossolo sob diferentes formas do relevo. II - Correlação espacial entre mineralogia e agregados. R. Bras. Ci. Solo, 32:2279-2288, 2008.
- CAMARGO, L.A.; MARQUES JÚNIOR, J. & PEREIRA, G.T. Spatial variability of physical attributes of an Alfisol under different hillslope curvatures. R. Bras. Ci. Solo, 34:617-630, 2010.
- 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. Soil Sci. Soc. Am. J., 58:1501-1511, 1994.
- CAMPOS, M.C.C.; FERRAZ, F.B.; FREITAS, E.V.S. & SOUZA, Z.M. Dependência espacial de atributos físicos e hídricos de um Espodossolo da zona da mata de Pernambuco. R. Biol. Ci. Terra, 7:84-91, 2007.
- CAMPOS, M.C.C. Pedogeomorfologia aplicada a ambientes Amazônicos do Médio Rio Madeira. Recife, Universidade Federal Rural de Pernambuco. 260p. 2009. (Tese de Doutorado)
- CAMPOS, M.C.C.; OLIVEIRA, I.A.; SANTOS, L.A.C.; AQUINO, R.E. & SOARES, M.D.R. Variabilidade espacial da resistência do solo à penetração e umidade em áreas cultivadas com mandioca na região de Humaitá, AM. R. Agro@mbiente On-line, 6:09-16, 2012.
- CARVALHO, J.R.P.; SILVEIRA, P.M. & VIEIRA, S.R. Geostatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. Pesq. Agropec. Bras., 37:1151-1159, 2002.
- CARVALHO, M.P.; TAKEDA, E.Y. & FREDDI, O.S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil (SP). R. Bras. Ci. Solo, 27:695-703, 2003.
- CRESSIE, N. Statistics for spatial data. New York, John Wiley, 1991. 920p.
- EGUCHI, E.S.; SILVA, E.L. & OLIVEIRA, M.S. Variabilidade espacial da textura e da densidade de partículas em um solo aluvial no município de Lavras, MG. R. Bras. Eng. Agríc. Amb., 6:242-246, 2002.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. Manual de métodos de análise de solo. 2.ed. Rio de Janeiro, Ministério da Agricultura e do Abastecimento, 1997. 212p.
- ISAAKS, E.H. & SRIVASTAVA, R.M. An introduction to applied geostatistics. New York, Oxford University Press, 1989. 561p.
- ISLAM, K.R. & WEIL, R.R. Land use effects on soil quality in a tropical forest ecosystem of Bangladesh. Agric. Ecosyst. Environ., 79:9-19, 2000.
- KEMPER, W.D. & CHEPIL, W.S. Size distribution of aggregates. In: BLACK, C.A., ed. Methods of soil analysis. Madison, American Society of Agronomy, 1965. p.449-510.
- LIMA, J.S.S.; OLIVEIRA, R.B. & QUARTEZANI, W.Z. Variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho-Amarelo sob cultivo de pimentado-reino. Eng. Agríc., 15:290-298, 2007.
- MARQUES JÚNIOR, J.; SOUZA, Z.M.; PEREIRA, G.T. & BARBIERI, D.M. Variabilidade espacial de matéria orgânica, P, K e CTC de um Latossolo cultivado com cana-de-açúcar por longo período. R. Biol. Ci. Terra, 8:125-143, 2008.
- MATHERON, G. Principles of geostatistics. Econ. Geol., 58:1246-1266, 1963.
- MINITAB RELEASE 14.1. Statistical Software.US/ Canadá. 2000.
- NEVES, C.S.V.J.; FELLER, C. & KOUAKOUA, E. Efeito do manejo do solo e da matéria orgânica em água quente na estabilidade de agregados de um Latossolo argiloso. Ci. Rural, 36:1410-1415, 2006.
- NOVAES FILHO, J.P.; COUTO, E.G.; OLIVEIRA, V.A.; JOHNSON, M.S.; LEHMANN, J. & RIHA, S.S. Variabilidade espacial de atributos físicos de solo usada na identificação de classes pedológicas de microbacias na Amazônia meridional. R. Bras. Ci. Solo, 31:91-100, 2007.
- PORTUGAL, A.F.; COSTA, O.D.V. & COSTA, L.M. Propriedades físicas e químicas do solo em áreas com sistemas produtivos e mata na região da Zona da Mata Mineira. R. Bras. Ci. Solo, 34:575-585, 2010.
- ROBERTSON, G.P. GS+ geostatistics for the environmental sciences: GS+ user's guide. Plainwell, Gamma Design Software, 1998. 152p.
- SÁ, M.A.C.; LIMA, J.M.; SILVA, M.L.N. & DIAS JUNIOR, M.S. Comparação entre métodos para estudo da estabilidade de agregados em solo. Pesq. Agropec. Bras., 35:2043-2053, 2000.

- SALTON, J.C.; MIELNICZUK, J.; BAYER, C.; BOENI, M.; CONCEIÇÃO, P.C.; FABRÍCIO, C.A.; MACEDO, M.C.M. & BROCH, D.L. Agregação e estabilidade de agregados do solo em sistemas agropecuários em Mato Grosso do Sul. R. Bras. Ci. Solo, 32:11-21, 2008.
- SILVA, V.R.; REICHERT, J.M. & REINERT, D.J. Variabilidade espacial da resistência do solo à penetração em plantio direto. Ci. Rural, 34:399-406, 2004.
- SIMÕES, W.L.; SILVA, E.L.; LIMA, D.M. & OLIVEIRA, M.S. Variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho distroférico submetido a diferentes manejos. R. Bras. Ci. Solo, 30:1061-1068, 2006.
- SOUZA, Z.M.; PRADO, R.M.; PAIXÃO, A.C.S. & CESARIN, L.G. Sistemas de colheita e manejo da palhada de cana-de-açúcar. Pesq. Agropec. Bras., 40:271-278, 2005.
- SOUZA, Z.M.; CAMPOS, M.C.C.; CAVALCANTE, Í.H.L.; MARQUES JÚNIOR, J.; CESARIN, L.G. & SOUZA, S.R. Dependência espacial da resistência do solo à penetração e teor de água do solo sob cultivo de cana-de-açúcar. Ci. Rural, 36:128-134, 2006.
- SOUZA, Z.; MARQUES JÚNIOR, J. & PEREIRA G. T. Variabilidade espacial da estabilidade de agregados e matéria orgânica em solos de relevos diferentes. Pesq. Agropec. Bras., 39:491-499, 2004.
- SOUZA, Z.M.; MARQUES JÚNIOR, J. & PEREIRA, G.T. Geoestatística e atributos do solo em áreas cultivadas com cana-de-açúcar. Ci. Rural, 40:48-56, 2009.
- SOUZA, Z.M.; SILVA, M.L.S.; GUIMARÃES, G.L.; CAMPOS, D.T.S.; CARVALHO, M.P. & PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos físicos em um Latossolo Vermelho distrófico sob semeadura direta em Selvíria, MS. R. Bras. Ci. Solo, 25:699-707, 2001.
- STATISTICA. Statistica 7.0, EUA Software. Tucksá, StatSof, 2005.
- TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S. & UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. Adv. Agron., 38:54-94, 1985.
- VIEIRA, S.R.; BRANCALIÃO, S.R.; GREGO, C.R. & MARTINS, A.L.M. Variabilidade espacial de atributos físicos de um Argissolo Vermelho-Amarelo cultivado com leguminosas consorciadas com seringueira. Bragantia, 69:423-432, 2010.
- VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R. & BIGGAR, J.W. Geoestatística e a aplicação da variabilidade de algumas propriedades agrônomicas. Hilgardia, 51:1-75, 1983.
- 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.