

# VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICOS E QUÍMICOS EM SOLOS ORIGINADOS NOS SEDIMENTOS DA FORMAÇÃO BARREIRAS

Sérgio Roberto Lemos de CARVALHO<sup>1</sup>  
 Geraldo da Silva VILAS BOAS<sup>2</sup>  
 Francisco de Souza FADIGAS<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Licenciado em Química, Engenheiro Agrônomo, Doutor em Geologia, Pesquisador da EBDA; Professor da FAMAM e da FACEMP. E-mail: sergior@ufba.br

<sup>2</sup> Geólogo, Doutor em Geologia; Professor do Instituto de Geociências da UFBA. E-mail: gsvboas@ufba.br

<sup>3</sup> Engenheiro Agrônomo, Doutor em Ciência do Solo; Professor do CETEC-UFRB. E-mail: fadigas@ufrb.edu.br

**RESUMO.** O objetivo deste estudo foi avaliar a dependência espacial de atributos físicos e químicos, aplicando a geostatística uni e multivariada, em um Latossolo Amarelo Distrocoeso argissólico, da Formação Barreiras. Utilizou-se como metodologia a amostragem sistemática com grade conhecida e amostras georreferenciadas. Ajustou-se o modelo esférico para os atributos físicos e químicos que apresentaram dependência em superfície, porém, em subsuperfície, outros modelos proporcionaram melhor ajuste: gaussiano (argila) e exponencial (carbono e acidez potencial). Os atributos físicos e químicos apresentaram, em superfície, forte dependência espacial, exceto o carbono, que apresentou moderada dependência. Na camada subsuperficial, a maioria dos atributos apresentou caráter moderado.

**Palavras-chave:** dependência espacial, variograma, krigagem.

**ABSTRACT.** *Spatial variability of physical and chemical attributes in soils from Barreiras formation sediment.* The objective of this study was to assess the spatial dependence of physical and chemical attributes, applying uni and multivariate geostatistics in Yellow Clay-Loam Dystrophic Latosol from Barreira Formations. The systematic sampling methodology was used with a known grade and georeferenced samples. The spherical model was adjusted for the physical and chemical attributes that presented dependence on surface; however, in the subsurface, other models provided a better adjustment: Gaussian (clay) and exponential (carbon and potential acidity). On the surface, the physical and chemical attributes presented strong spatial dependence, except for carbon, which presented moderate dependence. On the subsurface layer, most attributes presented a moderate character.

**Key words:** spatial dependence, variogram, kriging.

## INTRODUÇÃO

Os solos desenvolvidos tendo como material parental a Formação Barreiras notadamente solos com horizontes subsuperficiais coesos, apresentam como principal característica o seu adensamento natural, decorrente de processos genéticos. Os horizontes do solo podem tornar-se naturalmente adensados, como consequência de sua composição textural, seu regime de umidade ou da maneira pela qual foram formados (JACOMINE, 2001).

Os solos, de maneira geral, são representados espacialmente como geocampos categóricos, apoiando-se na irreal suposição de que suas propriedades físicas e químicas são constantes dentro de regiões homogêneas (BURROUGH; MCDONNELL, 1998). Conforme Gonçalves et al. (2001), tais procedimentos consideram que ocorre a independência entre os valores amostrais e que a variável segue distribuição normal. Comumente estas hipóteses não são testadas e, além disso, a independência tem que ser assumida *a priori*, antes de se amostrar. Assim, toda variabilidade apresentada pelos

valores é atribuída ao resíduo, ou seja, a fatores não controlados. Porém, para Carvalho et al. (2003), o solo apresenta variabilidade espacial e temporal de seus atributos, resultante da interação de processos que comandam os fatores responsáveis pela sua formação. Vieira et al. (1983) consideram que dentro de um certo domínio, as diferenças entre valores de uma propriedade do solo podem ser expressas como uma função da distância de separação entre pontos medidos.

O conhecimento espacial dos atributos do solo em determinada área é importante para a avaliação dos efeitos da agricultura sobre a qualidade ambiental, assim como é importante para a definição da intensidade de amostragem do solo para sua caracterização, possibilitando, desta maneira, reduzir o erro padrão da média, maximizando a eficiência da amostragem, e reduzir os custos e mão-de-obra do trabalho (CORÁ et al., 2004). Para Vieira (2000), a maneira de se aproximar da densidade de amostragem ideal seria o uso de técnicas de avaliação da variabilidade espacial de parâmetros de solo.

## Geoestatística

Variabilidade em solos e plantas tem sido motivo de inúmeros estudos, considerando a dificuldade de sua caracterização e quantificação. A geoestatística, pela análise de semivariogramas, tem sido a técnica mais utilizada para a caracterização das variabilidades, espacial e temporal. A obtenção de semivariogramas representativos depende fundamentalmente do número de pares de pontos encontrados em determinada direção, para diferentes distâncias. O semivariograma fornece uma medida do grau de dependência espacial entre amostras em uma direção e pode crescer até um valor constante (patamar) dentro de determinado intervalo, ou, então, crescer continuamente sem apresentar evidências de atingir um patamar (CARVALHO et al., 2004). Quanto maior a semivariância, mais dissimilares são as propriedades dos solos em dois locais (COELHO, 2003).

As técnicas geoestatísticas podem ser usadas para descrever e modelizar padrões espaciais (variografia), para prever valores em locais não amostrados (krigagem), para obter a incerteza associada a um valor estimado em locais não amostrados (variância da krigagem) e para otimizar malhas de amostragem (REMACRE; UZIMAKI, 1996). Os autores ressaltam ainda a importância de um bom ajuste dos modelos para obtenção de resultados satisfatórios da krigagem. Trata-se de um método interpolador que permite a estimação de valores de variáveis, em locais não mensurados, por meio de funções de autocorrelação (BURROUGH; MCDONNELL, 1998).

A validação cruzada é uma ferramenta destinada a avaliar modelos alternativos de semivariogramas que efetuarão a krigagem. Na sua análise, cada ponto contido dentro do domínio espacial é removido individualmente, sendo seu valor estimado por meio de krigagem como se ele não existisse. Para Faraco et al. (2008), dentre vários métodos de avaliação de ajustes estudados, o da Validação Cruzada foi o mais adequado para escolha do melhor ajuste do modelo de variabilidade espacial, proporcionando, assim, mapas temáticos mais acurados.

Quando há correlação espacial, definida pelo variograma, é possível estimar valores para outros locais onde a propriedade não foi medida (interpolação). Assim, a krigagem é um meio de estimação local no qual cada estimativa é uma média ponderada dos valores observados na sua vizinhança (SOUZA, 1992). A estimativa  $Z^*$  na posição  $x_0$  pode ser obtida através de:

$$Z^*(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i)$$

na qual  $Z(x_i)$  é o valor medido na posição  $x_i$ ,  $\lambda_i$  é o peso associado ao valor medido na posição  $x_i$ , e  $N$  é o número de valores medidos usados na

estimativa do valor  $Z^*(x_0)$  (GUERRA, 1988), os quais são selecionados de forma que a estimativa obtida não seja tendenciosa, isto é:

$$E [ Z^*(X_0) - Z(X_0) ] = 0$$

As construções dos mapas com os valores obtidos por meio da krigagem são importantes para a verificação e interpretação da variabilidade espacial. A análise geoestatística dos dados é completada com as informações mostradas nos mapas visualmente comparadas com o entendimento da variabilidade das propriedades químicas do solo e que são úteis nas tomadas de decisões.

O objetivo do presente trabalho foi quantificar a variabilidade espacial da fração granulométrica argila e dos atributos químicos: pH, soma de bases, cátions básicos (cálcio e magnésio), carbono orgânico e acidez potencial em um Latossolo Amarelo Distrocoeso argissólico, no domínio dos Tabuleiros Costeiros, com o intuito de assim obter um melhor entendimento das inter-relações entre os atributos do solo e os fatores ambientais.

## MATERIAL E MÉTODOS

### Local e solo

O estudo foi realizado em uma reserva natural na Estação Experimental da EBDA, em Conceição do Almeida (BA) em um Latossolo Amarelo Distrocoeso argissólico (EMBRAPA, 2006). As coordenadas geográficas da área experimental são: 12°47'3438" de latitude Sul e 39°09'031" de longitude Oeste, estando a 220m acima do nível do mar. O clima da região, segundo a classificação de Thornthwaite, corresponde ao tipo C<sub>1</sub>, seco e subúmido.

### Amostragem

O padrão de amostragem utilizado foi a sistemática, na qual os pontos de amostragem são localizados em intervalos regulares em um grid (MCBRATNEY; WEBSTER, 1983). A amostragem do solo foi realizada em outubro de 2006 nos pontos de interseção em um "grid" de 32 x 32m, com pontos espaçados de intervalos regulares de 4 x 4m, totalizando 162 amostras em superfície e subsuperfície. O material do solo foi coletado com trado pedológico nas profundidades de 0,0 – 0,2 m e 0,8 – 1,0 m.

Após a coleta das amostras, o material foi acondicionado em béqueres de polietileno (previamente lavados com ácido nítrico 10%), lacrados com filme plástico e transportados para o laboratório. O material foi submetido à secagem à temperatura ambiente (25 a 30°C), quarteados, sendo duas partes separadas para as análises químicas, uma parte para a avaliação

granulométrica e a outra estocada como contra-prova.

Os procedimentos analíticos foram realizados nos laboratórios da Universidade Federal da Bahia (Instituto de Geociências – IGEO), da Universidade Federal do Recôncavo da Bahia (Laboratório de Química do Solo e Física do Solo), da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) e da Empresa Baiana de Desenvolvimento Agrícola (EBDA – Pesquisa e Desenvolvimento).

### Determinações

As amostras foram destorroadas, secas ao ar e passadas em peneiras de 2mm de diâmetro de malha para análise química. As determinações do teor de carbono orgânico ( $C_{org}$ ),  $Ca^{+2}$ ,  $Mg^{+2}$ ,  $Al^{+3}$ ,  $Na^+$ , pH, acidez ativa (pH em água e KCl) e acidez potencial ( $Al^{+3}+H^+$ ) sendo indiretamente calculados, através do uso dos parâmetros anteriores, a saturação por bases e por alumínio, a capacidade de troca de cátions (CTC) e a pH 7,0, foram realizadas no laboratório de Solos da EBDA e a análise granulométrica (determinação dos teores de areia, silte e argila) foi realizada no laboratório de Físico do Solo da UFRB. Todos os procedimentos foram realizados segundo Embrapa (1997).

### Análises estatísticas

As medidas de posição e dispersão são bastante sensíveis à presença de “outliers”, de forma que a verificação de ocorrência desses processos deve preceder as demais etapas de variabilidade. Assim, utilizou-se o critério de Libardi et al. (1986), segundo o qual o limite crítico para os “outliers” é definido a partir da dispersão interquartil (DQ). A verificação da normalidade da distribuição dos dados foi feita com base nos coeficientes de assimetria e curtose, e confirmada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, corrigido por Liliefors.

A dependência espacial foi avaliada com base nas pressuposições de estacionariedade da hipótese intrínseca, pelo índice de Moran e pela análise de semivariogramas ajustados pelo *software* GS+ “for Windows” (ROBERTSON, 1998). O semivariograma foi estimado pela expressão:

$$\gamma = 1/2N(h) \cdot \sum [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2$$

Em que  $N(h)$  é o número de pares experimentais de dados separados por uma distância  $h$ ;  $Z(x_i)$  é o valor determinado em cada ponto amostrado;  $Z(x_i + h)$  é o valor medido num ponto mais uma distância  $h$ .

Com o uso do *software*, testou-se semivariogramas do tipo esférico, exponencial, linear e gaussiano. A escolha dos modelos matemáticos foi realizada observando-se o menor RSS (*reduced sums of squares*), que determina uma medida exata de quão o modelo de variograma ajusta os dados avaliados (ROBERTSON, 1998), analisando-se ainda a

proporção da estrutura espacial, o coeficiente de determinação e a validação cruzada.

Os parâmetros efeito pepita ( $C_0$ ), patamar ( $C_0 + C_1$ ) e alcance ( $a$ ) foram usados nas equações ajustadas aos semivariogramas.

Nesse estudo foi calculada a razão da dependência espacial (GD), que é a proporção em percentagem da variância estrutural ( $C$ ) em relação ao patamar ( $C_0+C_1$ ) (JOURNEL, 1979).

$$GD = \frac{C}{C + C_0} \times 100$$

Onde: GD é o índice de dependência espacial,  $C$  é o valor da variância estrutural e  $C + C_0$  o patamar. Os valores calculados para o GD foram agrupados segundo a classificação de Cambardella et al. (1994), modificada por Zimback (2001), que estabelece:  $GD \leq 25\%$  - fraca dependência espacial; GD entre 25% e 75% - moderada dependência espacial e  $GD \geq 75\%$  - forte dependência espacial. Para Journel (1979), quando o GD for menor que 0,2, a estatística e a geoestatística não se diferenciam.

Observada a existência de dependência espacial definida pelo variograma, os valores estimados, foram utilizados para construção dos mapas de isolinhas, em função da coordenada geográfica.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

### Variabilidade espacial de atributos químicos

A estatística clássica não fornece uma completa descrição da variabilidade, em virtude da falta de informação da variância calculada e da distância entre observações.

De acordo com Burgess e Webster (1980), uma propriedade do solo é uma variável contínua cujo valor em uma dada posição deve ser função da direção e da distância de separação em relação aos valores vizinhos amostrados. Em função desta dependência espacial, os métodos convencionais de interpolação tornam-se inadequados, por não levarem em consideração a correlação espacial e a posição relativa das amostras (GUERRA, 1988). O estudo da distribuição dos valores de uma propriedade do solo em uma área deve considerar a possível correlação espacial dos seus valores, tornando necessário que não apenas os valores em uma série de locais sejam conhecidos, mas que se conheçam também as coordenadas desse local.

Devido ao fato de que as propriedades do solo normalmente são espacialmente correlacionadas (BURROUGHS, 1986), isto é, locais mais próximos apresentam propriedades mais similares do que locais mais distantes, a análise espacial deve ser utilizada quando o enfoque é quantificar essa variabilidade.

## Semivariogramas

O instrumento mais indicado que mostra a estimativa de dependência entre as amostras é a análise de autocorrelação, sendo que o semivariograma é a função que traduz a semivariância em função das distâncias entre os pontos amostrais.

### Camada superficial

A Tabela 1 e as Figuras 1 a 8 expressam os resultados das análises geoestatísticas para os atributos físicos e químicos analisados no horizonte superficial. Como o pH, o cálcio e a soma de bases não apresentaram distribuição de freqüências ajustada ao modelo normal, realizou-se uma transformação de dados para a escala logarítmica e a transformação de retorno (*back-transformation*) para ajustar os parâmetros estimados aos valores originais.

Todas as variáveis analisadas apresentaram dependência espacial, expressa pelos modelos de semivariogramas. As variáveis ajustaram-se ao modelo esférico, concordando com os resultados de várias pesquisas que indicam o modelo esférico como o de maior ocorrência para os atributos do solo (SOUZA et al., 1997; BERTOLANI; VIEIRA, 2001; SOUZA et al., 2004; CORÁ et al., 2004; SILVA et al., 2007).

Avaliando a profundidade de 0,0 - 0,2m em uma região agrícola de Araguari (MG), Manzione (2002) também ajustou as variáveis pH, alumínio e matéria orgânica com o modelo esférico.

Na análise do grau de dependência (GD) dessas variáveis, utilizou-se a classificação de Cambardella et al. (1994), modificada por Zimback (2001). A análise da relação  $C/(C_0+C)$  mostrou que todas as variáveis apresentaram grau de dependência espacial forte, com exceção para o carbono, que apresentou moderada dependência, concordando com o resultado encontrado por Manzione (2002) para a matéria orgânica. Isso demonstra que os semivariogramas explicam a maior parte da variância dos dados experimentais. Este resultado mostra a importância da caracterização espacial destas variáveis na área tomada para estudo.

Os dados relativos ao alcance dos semivariogramas calculados para os atributos do Latossolo estudado são apresentados na Tabela 1. O alcance indica o raio de influência de uma amostra e tem efeito prático na intensidade de amostragem, pois variáveis com pequeno alcance e coeficiente de variação elevado precisam de um número maior de amostras para representar adequadamente a média de uma área. De um modo geral, os valores de alcance obtidos para os diferentes semivariogramas variaram de 5 a 25 metros. O menor valor de alcance foi de 7,58 m, para o magnésio, e o maior foi de 22,6, para a acidez potencial (H+Al).

O valor do efeito pepita indica a descontinuidade dos dados para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras. Em outros termos, o efeito pepita é o valor da semivariância para a distância zero e representa o componente da variabilidade espacial que não pode ser relacionado com uma causa específica (MCBRATNEY; WEBSTER, 1983). Quando comparados em relação aos valores de variância estrutural, o efeito pepita foi maior para o atributo carbono, podendo ser, assim, uma possível explicação para o menor grau de dependência espacial apresentado por esta variável em relação aos outros atributos em análise.

### Camada subsuperficial

A Tabela 2 e as Figuras 1 a 8 sumarizam os resultados das análises geoestatísticas para os atributos físicos e químicos no horizonte subsuperficial. Repetindo o comportamento em superfície, as variáveis pH, cálcio e soma de bases, sofreram transformação logarítmica para serem ajustadas à distribuição normal de freqüências. Para estas, foi realizada uma *back-transformation* para gerar valores com a mesma dimensão dos originais.

Na camada de 0,80 - 1,00m, os dados se ajustaram, em sua maioria, ao modelo esférico (Tabela 2), com exceção dos valores do carbono e da soma (H+Al) que se ajustaram ao modelo exponencial e da argila que se ajustou ao modelo gaussiano.

Como indicado pela relação dos efeitos pepita e patamar, todas as propriedades do solo, na área experimental, apresentaram moderada a forte dependência espacial (ZIMBACK, 2001). O alcance, distância na qual o patamar é atingido, é o marco de separação, acima do qual as propriedades não mais estão correlacionadas, sendo um parâmetro importante para estabelecer estratégias de amostragem (COELHO, 2003). Embora o alcance dessa dependência tenha variado de 6,97 para o pH até 31,57m para a argila, todos atributos do solo apresentaram correlação espacial em distâncias inferiores a 32m. Vale salientar que foram considerados relevantes os alcances apresentados pelo cálcio e pela argila, ainda que estes atributos apresentassem um valor muito próximo da dimensão linear escolhida para compor o lado do polígono pelo qual foi realizada a amostragem sistemática. Provavelmente, para otimizar o resultado obtido para estes atributos nas condições químicas da localização pedológica, seria necessário uma maior extensão espacial da amostragem, ou um redimensionamento da malha, para se estimar estes parâmetros com uma maior confiança.

Os alcances apresentados pelos atributos na profundidade de 0,8 - 1,0m foram maiores em relação àqueles apresentados em superfície para

a maior parte das variáveis analisadas. Estes resultados confirmam uma menor descontinuidade na distribuição espacial dos atributos em profundidade, uma vez que a pesquisa foi realizada em área sob Latossolo, o qual apresenta como característica intrínseca a homogeneidade dos atributos ao longo do perfil (CORÁ et al., 2004). No entanto, os dados referentes às características relacionadas à acidez, ou seja, pH, carbono, alumínio e acidez potencial, demonstraram maior continuidade em superfície, provavelmente pelo fato de, em sendo uma área florestada e não manejada, a distribuição superficial uniforme de matéria orgânica levar a uma menor variabilidade nos atributos da acidez do solo (SCHLINDWEIN; ANGHINONI, 2000), ou seja, contribuindo para maior homogeneização desta camada, apresentando maiores valores para o alcance

destes atributos, o que deve ter condicionado uma maior continuidade na distribuição espacial em relação à subsuperfície.

Pode ser observado na Tabela 2 que a maioria das variáveis analisadas apresentou menores valores para o parâmetro GD em relação à superfície, havendo certo equilíbrio entre as classes forte e moderada.

As variáveis mais diretamente relacionadas com a acidez do solo, pH, alumínio trocável e acidez potencial revelaram um comportamento muito similar em subsuperfície, sendo que os modelos ajustaram-se até uma distância em torno de 9 metros com forte grau de dependência espacial, proporcionando, desta forma, um padrão de distribuição espacial para este fenômeno físico-químico em uma profundidade caracterizada pela elevada coesão.

Tabela 1. Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas experimentais para os atributos químicos e físicos de amostras coletadas na camada superficial de um Latossolo Amarelo Distrocoeso argissólico em Conceição do Almeida (BA).

Variáveis	Modelo	RSS	C <sub>0</sub>	a	C+C <sub>0</sub>	C	GD	
							%	classe
pH	ESFÉRICO	2,397E-6	1,00E-5	15,10	7,82E-3	7,82E-3	99,9	forte
SB (cmol <sub>e</sub> /dm <sup>3</sup> )	ESFÉRICO	0,164	0,014	11,76	1,211	1,018	98,6	forte
Argila (g.kg <sup>-1</sup> )	ESFERICO	14,500	0,010	9,85	10,480	10,470	99,9	forte
Carbono (g.kg <sup>-1</sup> )	ESFERICO	0,703	1,1350	16,77	2,8600	1,725	60,3	moderada
Al (cmol <sub>e</sub> /dm <sup>3</sup> )	ESFERICO	5,680E-4	0,0001	17,49	0,1232	0,1231	99,9	forte
H+Al (cmol <sub>e</sub> /dm <sup>3</sup> )	ESFÉRICO	0,0194	0,2010	22,60	2,2120	2,011	90,9	forte
Mg <sup>+2</sup> (cmol <sub>e</sub> /dm <sup>3</sup> )	ESFÉRICO	4,350E-4	0,0006	7,58	0,0599	0,0593	99,0	forte
Ca <sup>+2</sup> (cmol <sub>e</sub> /dm <sup>3</sup> )	ESFÉRICO	0,0710	0,0010	11,77	0,6510	0,6500	99,8	forte

RSS= *Reduced sum of square*; C<sub>0</sub> = efeito pepita; C+C<sub>0</sub> = patamar; a = alcance; GD = dependência espacial.

Tabela 2. Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas experimentais para os atributos químicos e físicos de amostras coletadas na camada subsuperficial de um Latossolo Amarelo Distrocoeso argissólico em Conceição do Almeida (BA).

Variáveis	Modelo	RSS	C <sub>0</sub>	a	C+C <sub>0</sub>	C	GD	
							%	classe
pH	ESFÉRICO	3,7773E-5	0,0008	6,97	0,3999	0,0391	97,8	forte
SB (cmol <sub>e</sub> /dm <sup>3</sup> )	ESFÉRICO	0,0145	0,19 04	26,33	0,3818	0,1914	50,1	moderada
Argila (g.kg <sup>-1</sup> )	GAUSSIANO	10,7000	16,100	31,57	48,2400	32,14	66,6	moderada
Carbono (g.kg <sup>-1</sup> )	EXPONENCIAL	4,408E-5	0,00350	10,41	0,04410	0,0406	92,1	forte
Al (cmol <sub>e</sub> /dm <sup>3</sup> )	ESFERICO	1,251E-3	0,0033	8,53	0,1436	0,1403	97,7	forte
H+Al (cmol <sub>e</sub> /dm <sup>3</sup> )	EXPONENCIAL	7,991E-3	0,0480	9,30	0,5390	0,4910	91,1	forte
Mg <sup>+2</sup> (cmol <sub>e</sub> /dm <sup>3</sup> )	ESFÉRICO	1,519E-4	0,0305	26,21	0,0660	0,0355	53,8	moderada
Ca <sup>+2</sup> (cmol <sub>e</sub> /dm <sup>3</sup> )	ESFÉRICO	0,0256	0,3860	31,41	0,8300	0,4440	53,5	moderada

RSS= *Reduced sum of square*; C<sub>0</sub> = efeito pepita; C+C<sub>0</sub> = patamar; a = alcance; GD = dependência espacial.

## Correlogramas

### **Camada superficial**

Pode-se observar nas Figuras 1 a 8, que os valores do índice de Moran estão situados na região positiva para os menores *lags*, indicando assim existir uma autocorrelação espacial positiva. Tal estruturação indica a presença de flutuações não-aleatórias (padrão clinal) entre valores positivos e negativos, com tendência clara do índice de Moran ser mais positivo para distâncias pequenas em oposição às grandes distâncias, caracterizando assim a estruturação espacial do correlograma analisado.

O ponto em que o correlograma cruza a abscissa, ou troca sinal, é considerado uma estimativa operacional do comprimento do menor lado de um polígono irregular que representa uma área média amostrada e a distância em que a semivariância entre as variáveis torna-se máxima (*sill*) e estabiliza, definindo, desta forma, o limite máximo de influência da variação espacial na variável em estudo. De acordo com esta relação espacial, o alcance é determinado para distâncias em torno de 8 a 12 metros de cada ponto amostrado. Esta identificação concorda em grande parte com a determinação do alcance a partir dos parâmetros definidos pelos semivariogramas teóricos, ajustado aos dados experimentais.

### **Camada subsuperficial**

As Figuras 1 a 8 apresentam os correlogramas isotrópicos das variáveis analisadas. O comportamento dos atributos em profundidade é similar àquele já apresentado em superfície. Desta forma, percebe-se uma correlação direta entre os vetores de posição e os valores apresentados pelas variáveis.

O ponto de corte do correlograma na abscissa caracteriza uma estimativa do alcance, ou seja, uma estrutura da variação espacial de cada variável. Neste aspecto, algumas das variáveis apresentaram uma estimativa de alcance em torno de 14 -16 metros, bem superior aos valores apresentados em superfície. No entanto, as variáveis acidez potencial (H + Al), pH, carbono e alumínio trocável apresentaram valores similares àqueles em superfície, entre 8 e 10 metros.

### **Validação cruzada**

Após a definição dos modelos de semivariogramas teóricos, os parâmetros dos modelos ajustados para as variáveis foram utilizados para obter estimativas em locais não amostrados por intermédio do interpolador krigagem. Para descrever os semivariogramas e fornecer informações mais precisas para a krigagem, os semivariogramas foram avaliados pela técnica conhecida como "cross-validation" ou validação cruzada, que permite comparar o impacto dos diferentes modelos de

semivariogramas sobre os resultados da interpolação, retirando os dados atuais e reestimando-os por dados dos vizinhos que permaneceram (GOOVAERTS, 1997). É importante que se tenha um meio para checar se o modelo ajustado é satisfatório ou não, bem como para validar o plano de krigagem antes do seu uso na construção de mapas.

### **Camada superficial**

As Figuras 1 a 8 apresentam os gráficos analíticos representativos da validação cruzada referente aos atributos estudados. As variáveis apresentaram satisfatória interpolação por krigagem, uma vez que os seus coeficientes de correlação referentes ao modelo linear de ajuste entre os valores observados e estimados (Tabela 3), apresentaram valores acima de 0,400, aproximando-se de 1.

Os atributos que apresentaram o menor espalhamento dos dados em torno da regressão foram variáveis relacionadas com as características de acidez dos solos: pH, alumínio trocável e a acidez potencial (H+Al), além da argila que apresenta um valor muito próximo à unidade.

### **Camada subsuperficial**

Em subsuperfície, a maioria dos atributos (Figuras 1 a 8) repetiu o comportamento apresentado em superfície. Os coeficientes de correlação (*r*) são ligeiramente próximos da unidade, o que significa que o gráfico 1:1 dos valores medidos e dos estimados tem pequena distância angular em torno da regressão, ratificando, dessa forma, a escolha da krigagem como um interpolador robusto para operar os dados amostrados (Tabela 3). De forma distinta em relação à superfície, o magnésio apresentou um coeficiente de correlação próximo à unidade, evidenciando um melhor ajuste dos parâmetros variográficos para a aplicação da krigagem.

### **Interpolação de dados**

O método da interpolação adotado foi a krigagem (ISAKS; SRIVASTAVA, 1989), disponível no GS<sup>+</sup> (ROBERTSON, 1998). A krigagem, como método geoestatístico de interpolação, necessita que seja detectada a área ou distância da dependência espacial entre as amostras para cada atributo do solo (YOST et al., 1982), bem como o efeito pepita e o patamar. Os mapas obtidos apresentaram os teores e variações dos atributos estudados.

No método da krigagem, os pesos são variáveis de acordo com a variabilidade expressa no semivariograma. Esse estimador nada mais é que uma média móvel ponderada. O que torna a krigagem um interpolador ótimo, então, é a maneira como os pesos são distribuídos (MANZIONE, 2002).

Tabela 3. Parâmetros estimados da validação cruzada para os atributos químicos e físicos de amostras coletadas em um Latossolo Amarelo Distrocoeso argissólico, Conceição do Almeida (BA).

Atributos	Coeficiente de Correlação		Intercepto	
	0,0 – 0,20m	0,8 – 1,0m	0,0 – 0,20m	0,8 – 1,0m
pH	0,99	0,63	-0,03	1,819
Soma de bases	0,85	1,02	0,29	- 0,021
Argila	1,04	0,98	-1,73	0,970
Carbono	1,19	0,77	- 0,82	0,820
Acidez potencial	1,03	0,87	- 0,17	0,645
CTC efetiva	0,78	0,95	0,52	0,118
Alumínio	1,01	0,83	- 0,01	0,198
Cálcio	0,88	0,94	0,12	0,022
Magnésio	0,44	1,05	0,41	- 0,033

### Comportamento das variáveis em cada profundidade

#### Camada superficial

Nas Figuras 1 a 8, são apresentadas as superfícies interpoladas a partir dos modelos ajustados, considerando os semivariogramas determinados na camada superficial. Na krigagem, a determinação da distribuição de probabilidades associada ao atributo é não-paramétrica (GOOVAERTS, 1997). Com base nos parâmetros de ajuste [efeito pepita ( $C_0$ ), patamar ( $C_0 + C_1$ ), alcance (a)] e nos modelos ajustados aos semivariogramas individuais descritos anteriormente, foi possível a construção dos mapas tridimensionais para cada atributo em estudo, caracterizando, assim, o comportamento espacial de cada variável em campo. Desta forma, percebe-se como a estrutura da variabilidade pode contribuir para a precisão de um plano de amostragem. As diferenças entre as concentrações, distantes apenas de 4 m entre si, são bastante evidentes.

É marcante a similaridade no padrão de distribuição espacial dos atributos pH, soma de bases, cálcio e magnésio, apresentando os menores valores sempre em uma região comum; percebe-se ainda um certo padrão de distribuição dos valores para a argila, alumínio e acidez potencial (H + Al). É interessante perceber ainda que, relativo aos padrões dos dois grupos evidenciados, a região em comum que compreende os menores valores apresentados pelos componentes do primeiro grupo (cátions básicos) corresponde às regiões que apresentam os maiores valores dos atributos do segundo grupo (acidez).

#### Camada subsuperficial

As Figuras 1 a 8 apresentam os mapas tridimensionais para as variáveis estudadas em subsuperfície. Conhecido o semivariograma da variável e havendo dependência espacial entre as amostras, pode-se interpolar valores em qualquer

posição no campo de estudo, sem tendência e com variância mínima, por meio da krigagem.

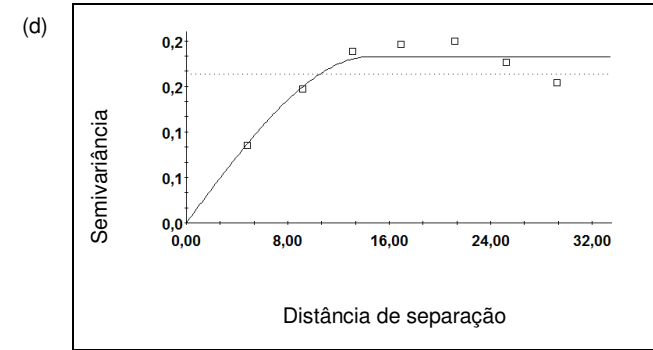
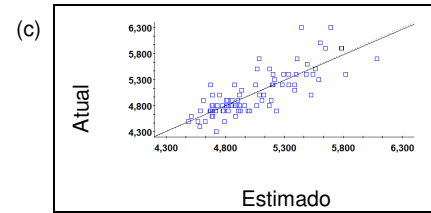
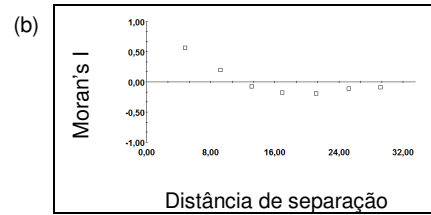
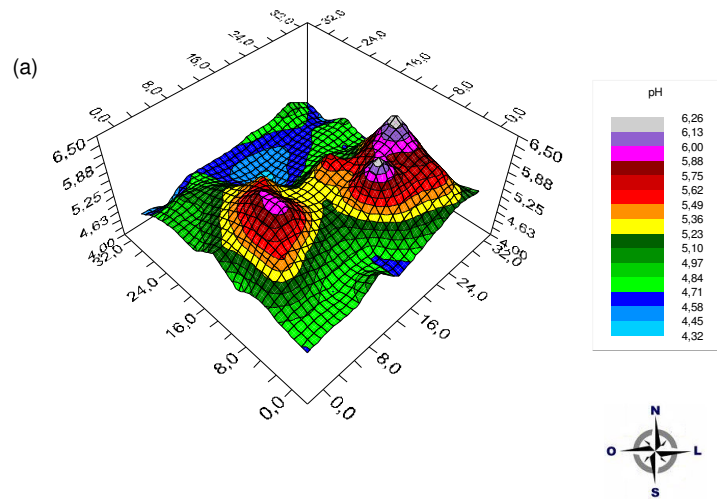
A partir dos mapas, pode-se perceber que o cálcio, o magnésio e a soma de bases, variaram de maneira muito semelhante, onde para quase todas as situações de máximo e mínimo para as concentrações de cálcio, correspondeu uma situação semelhante para os valores do magnésio e da SB, apresentando assim variações que obedeceram a um determinado padrão de distribuição espacial. A análise gráfica ainda revelou certo padrão de semelhança entre a dispersão espacial das concentrações de alumínio (Figura 6) com os valores da acidez potencial (Figura 5), denotando a forte influência daquele elemento na determinação deste atributo químico na subsuperfície dos solos coesos.

#### Comparação da dispersão de cada variável entre profundidades

O pH (Figura 1) não apresentou grande diferença entre os valores médios em superfície e subsuperfície, apresentando também certa similaridade espacial de variação em profundidade, principalmente nas coordenadas de valores máximos. Este comportamento, em parte, correspondeu àquele apresentado pela acidez potencial. A estabilidade da acidez potencial (Figura 5) nas duas profundidades estudadas pode ser conseqüência do equilíbrio decorrente da diminuição do teor de carbono orgânico (Figura 4) compensado pela elevação do teor de alumínio trocável (Figura 6).

Concordando com resultados encontrados por Manzione (2002), as regiões que apresentaram os maiores teores de alumínio coincidiram com aquelas que apresentaram os menores valores de pH. No caso do alumínio, percebe-se claramente uma região em superfície com valores bem mais altos, enquanto que em subsuperfície, a distribuição do elemento apresenta-se de forma difusa, revelando, porém, algumas similaridades com o padrão da superfície.

**SUPERFÍCIE (0,0 – 0,2 m)**



**SUBSUPERFÍCIE (0,8 – 1,0 m)**

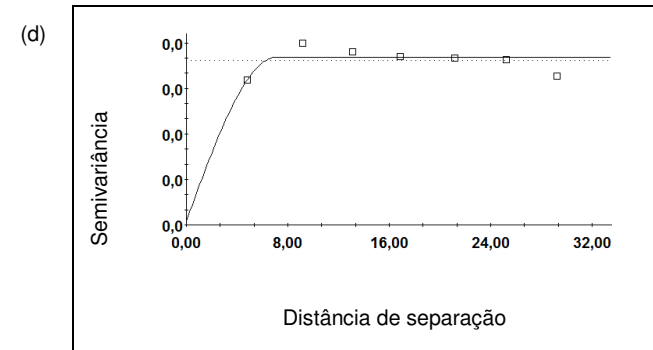
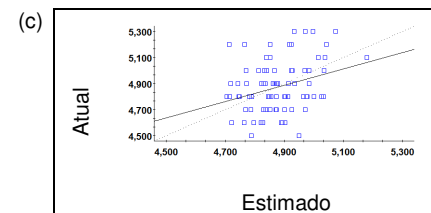
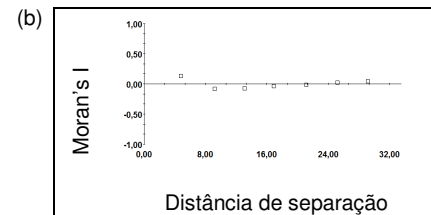
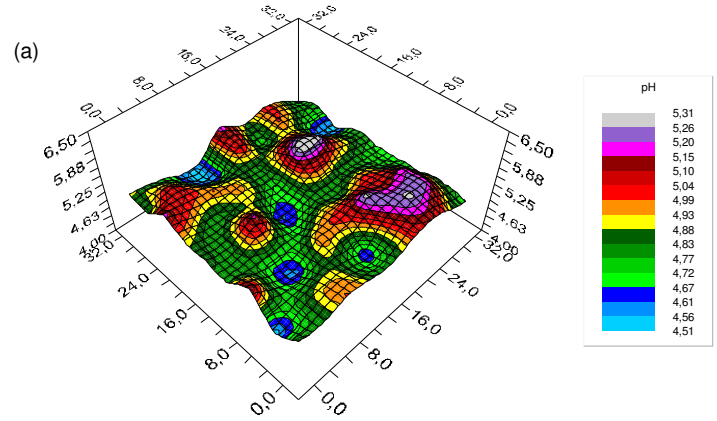
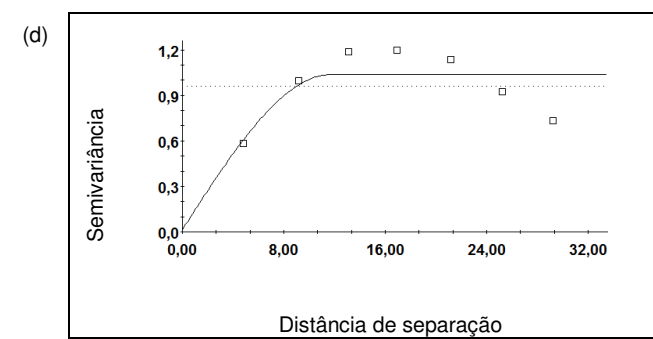
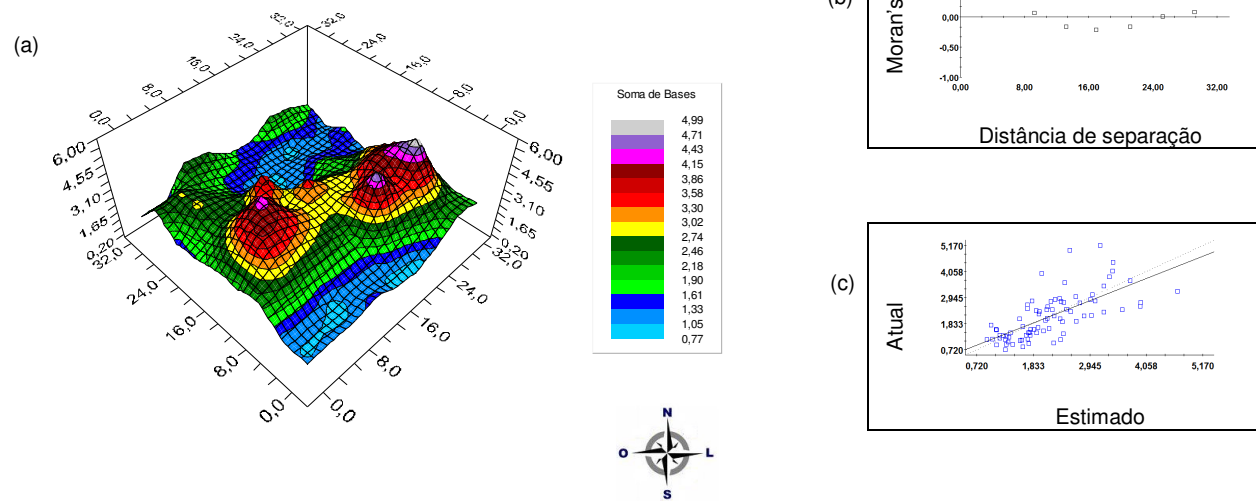


Figura 1. Distribuição espacial (a), correlograma (b), validação cruzada (c) e semivariograma (d) do pH da camada superficial e subsuperficial de um Latossolo Amarelo Distrocoeso argissólico em Conceição do Almeida (BA).



**SUPERFÍCIE (0,0 – 0,2 m)**



**SUBSUPERFÍCIE (0,8 – 1,0 m)**

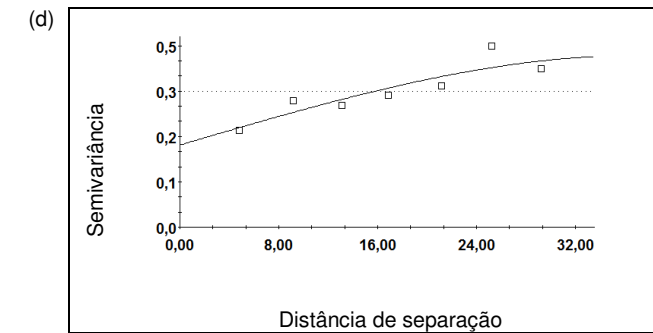
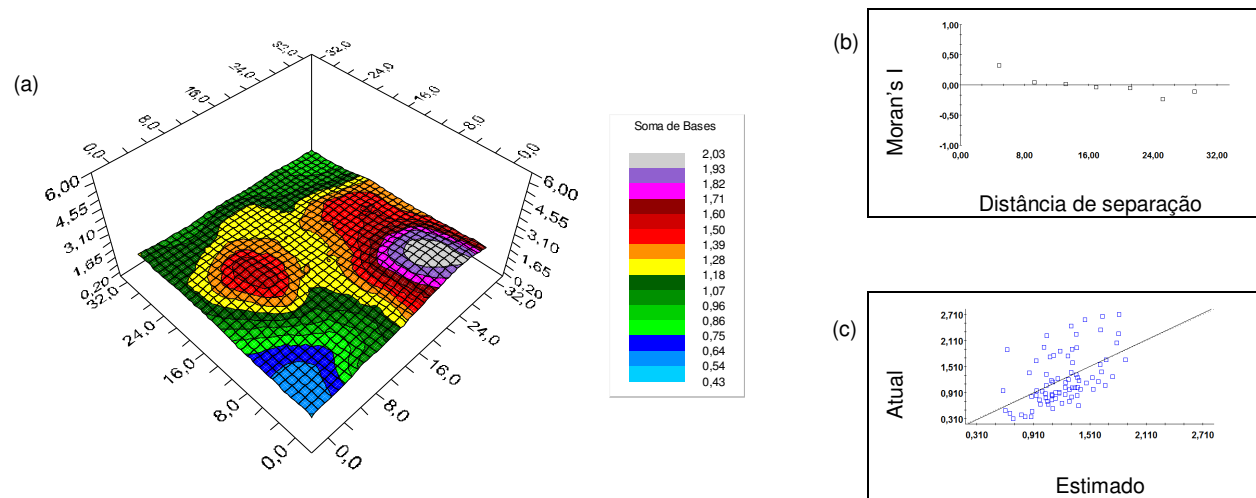


Figura 2. Distribuição espacial (a), correlograma (b), validação cruzada (c) e semivariograma (d) da Soma de Bases da camada superficial e subsuperficial de um Latossolo Amarelo Distrocoeso argissólico em Conceição do Almeida (BA).

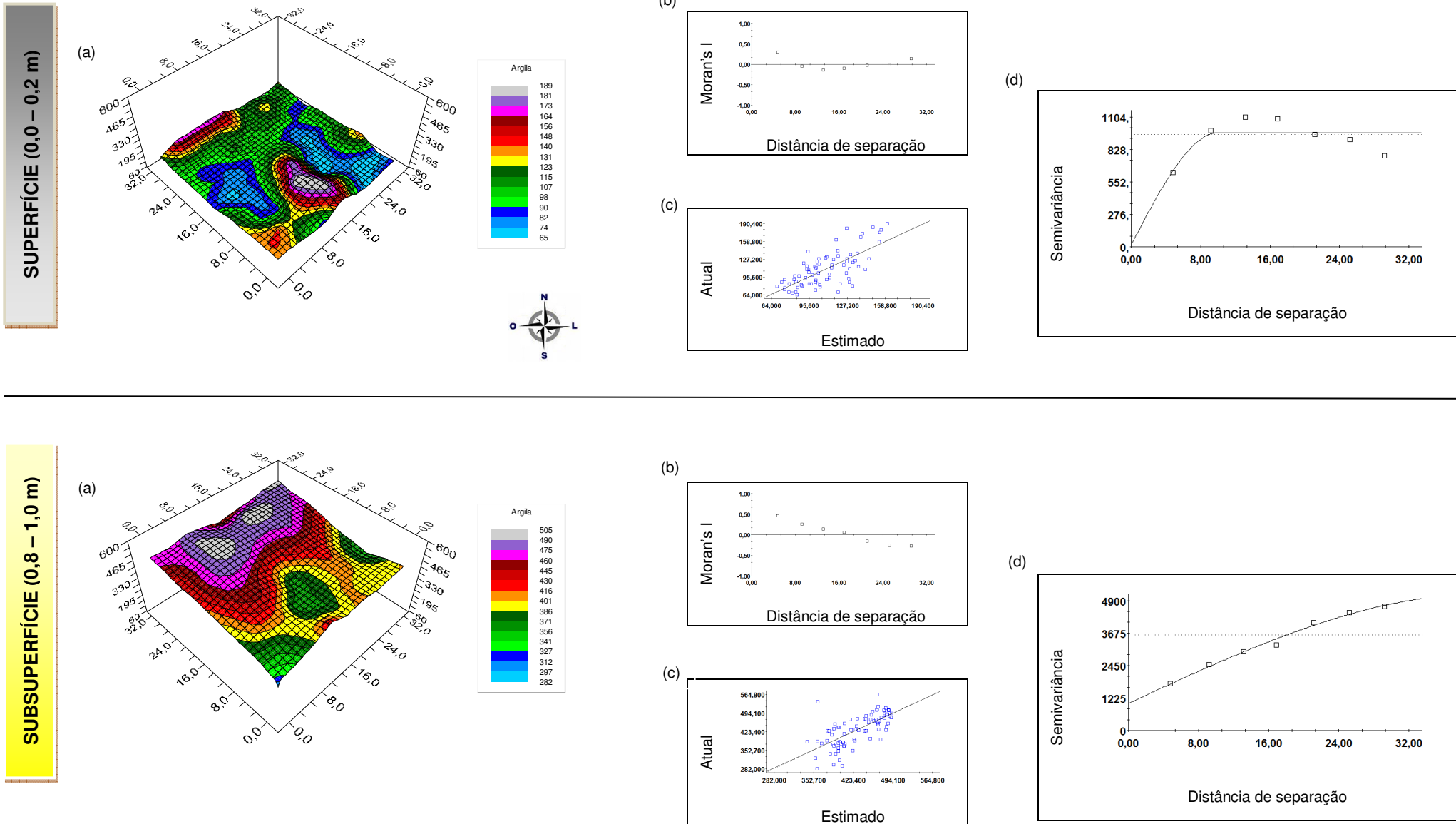
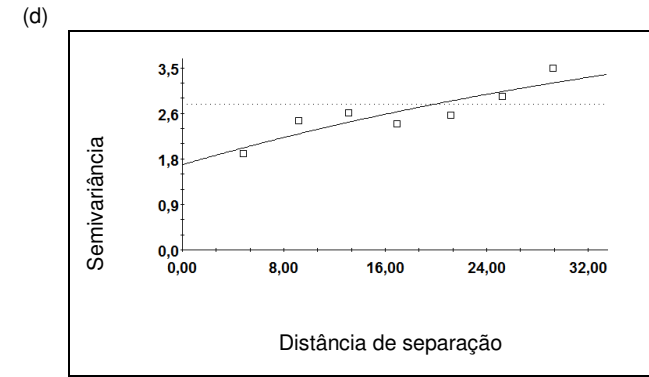
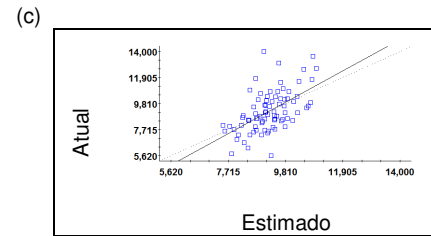
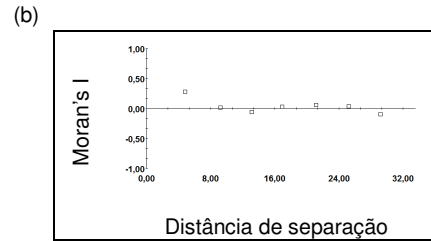
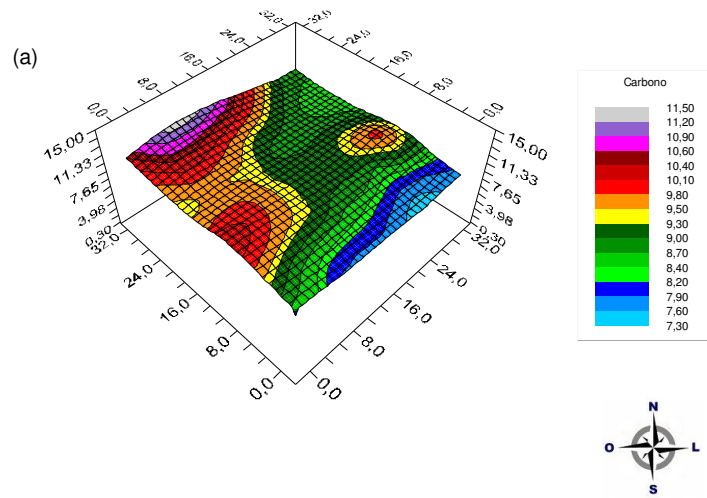


Figura 3. Distribuição espacial (a), correlograma (b), validação cruzada (c) e semivariograma (d) da Argila da camada superficial e subsuperficial de um Latossolo Amarelo Distrocóeso argissólico em Conceição do Almeida (BA).

**SUPERFÍCIE (0,0 – 0,2 m)**



**SUBSUPERFÍCIE (0,8 – 1,0 m)**

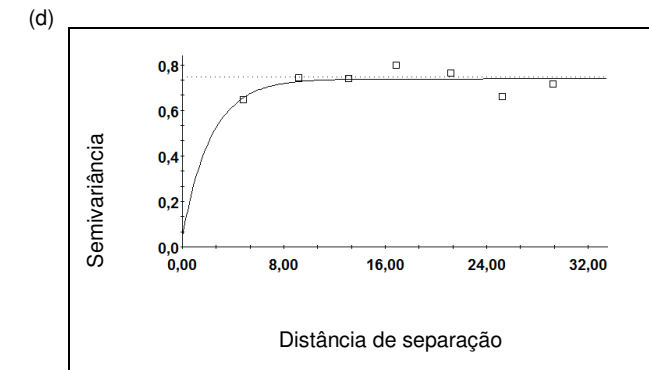
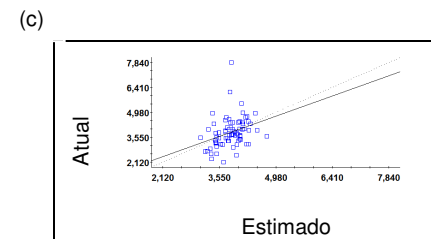
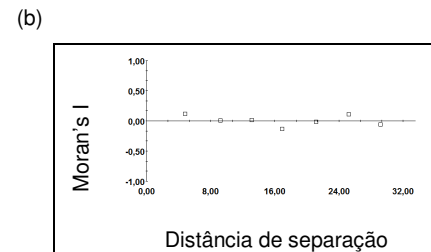
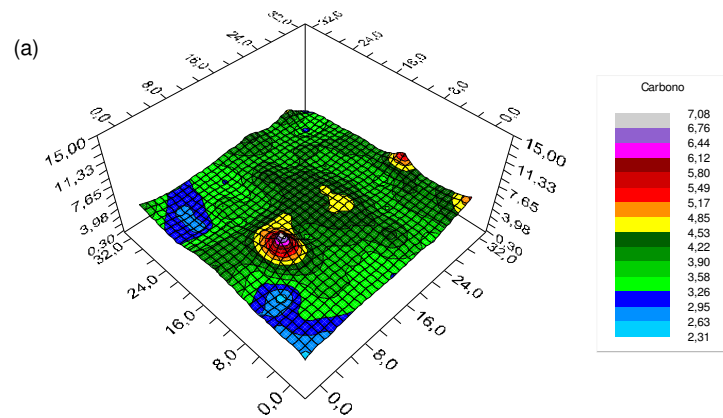
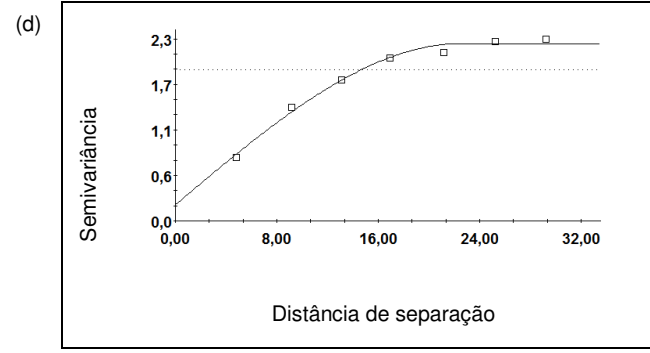
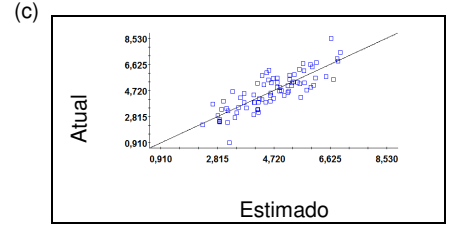
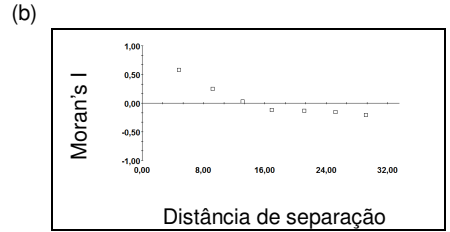
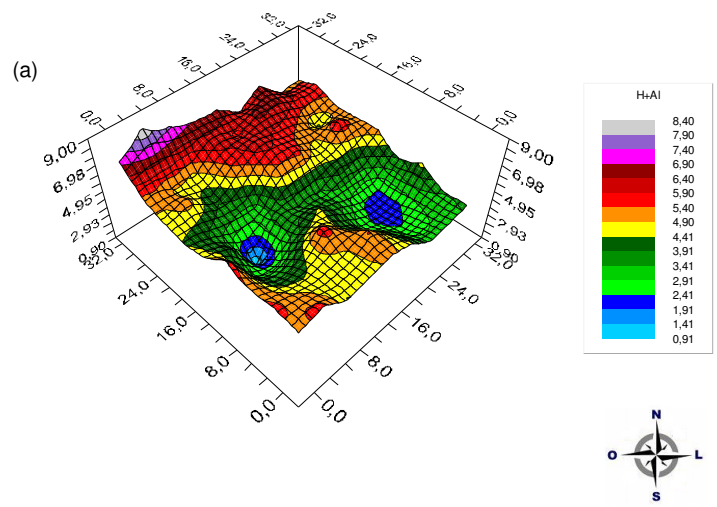


Figura 4. Distribuição espacial (a), correlograma (b), validação cruzada (c) e semivariograma (d) do Carbono da camada superficial e subsuperficial de um Latossolo Amarelo Distrocóeso argiloso em Conceição do Almeida (BA).

**SUPERFÍCIE (0,0 – 0,2 m)**



**SUBSUPERFÍCIE (0,8 – 1,0 m)**

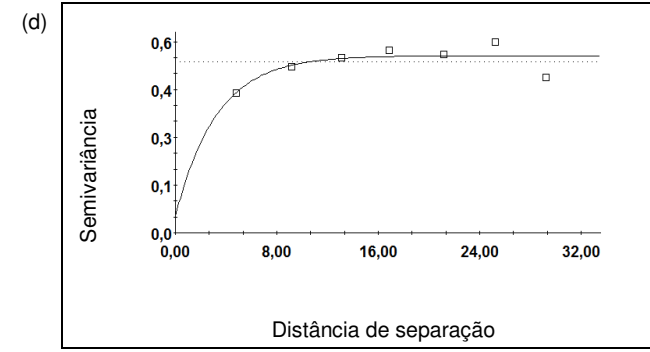
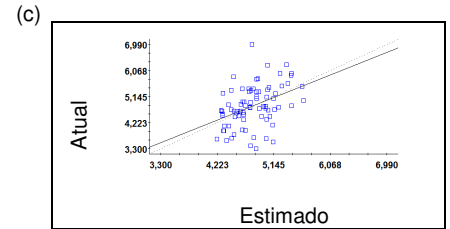
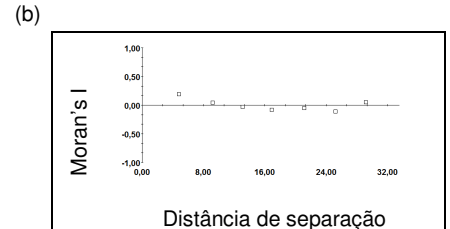
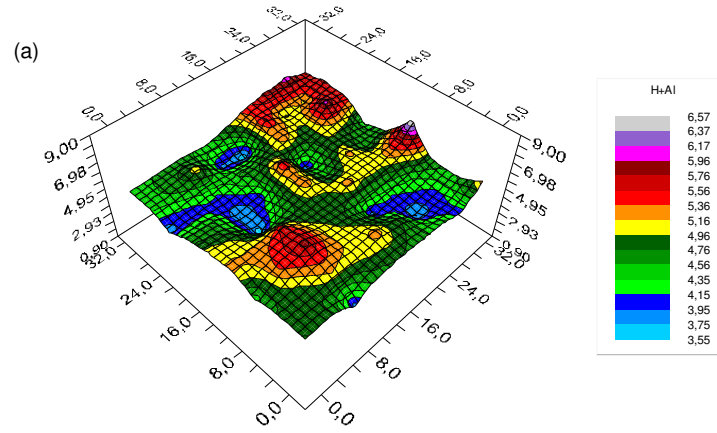
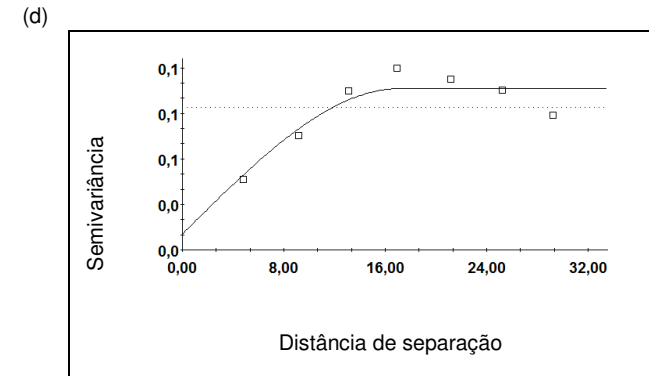
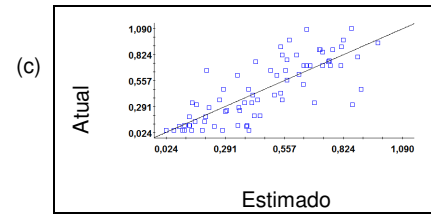
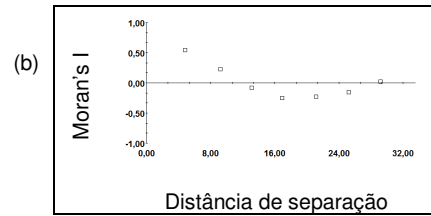
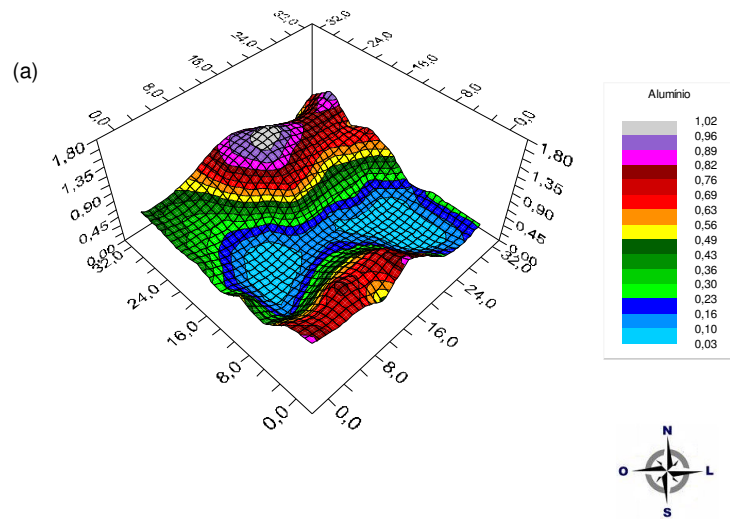


Figura 5. Distribuição espacial (a), correlograma (b), validação cruzada (c) e semivariograma (d) do H + Al da camada superficial e subsuperficial de um Latossolo Amarelo Distrocoeso argissólico em Conceição do Almeida (BA).

## SUPERFÍCIE (0,0 – 0,2 m)



## SUBSUPERFÍCIE (0,8 – 1,0 m)

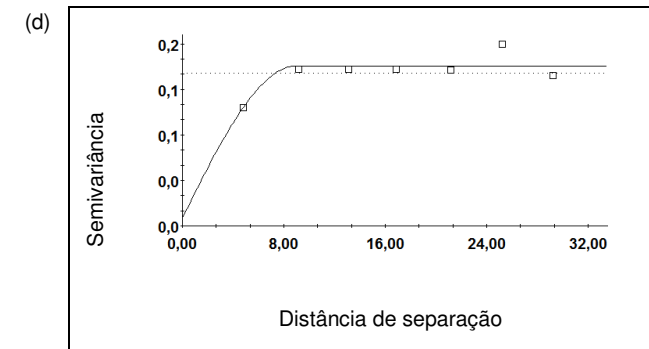
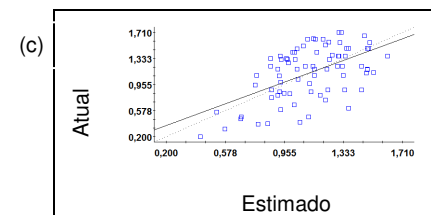
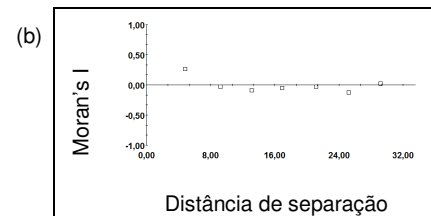
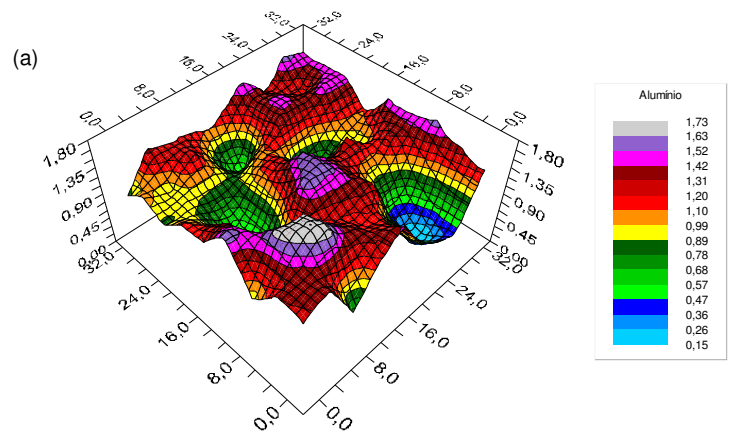
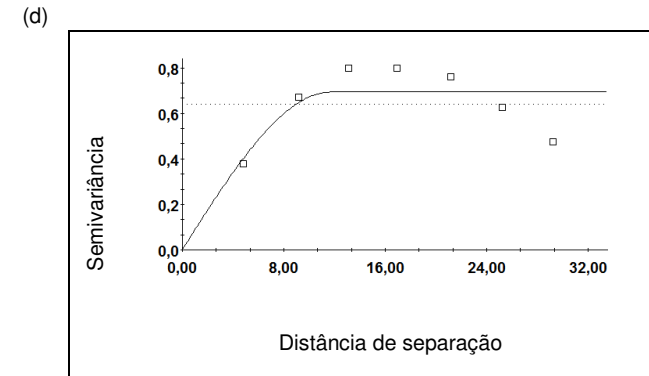
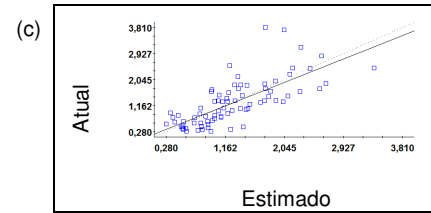
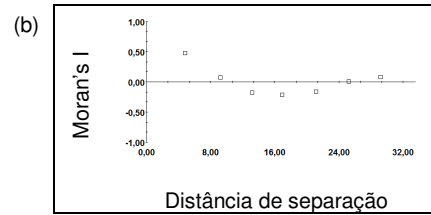
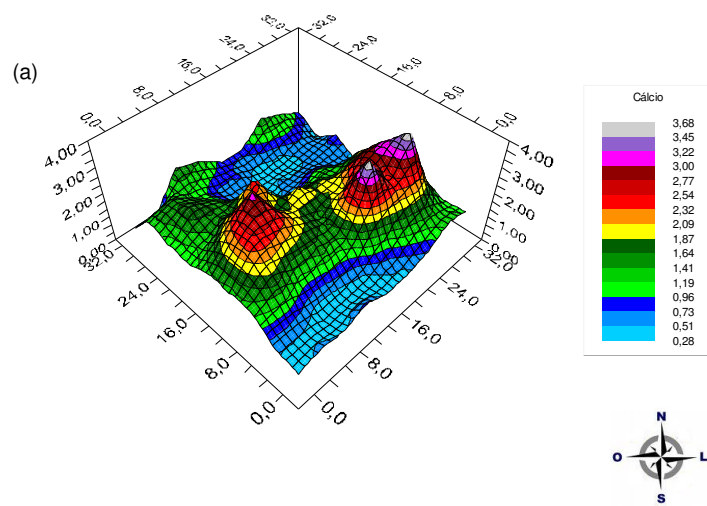


Figura 6. Distribuição espacial (a), correlograma (b), validação cruzada (c) e semivariograma (d) do Alumínio da camada superficial e subsuperficial de um Latossolo Amarelo Distrocóeso argissólico em Conceição do Almeida (BA).

**SUPERFÍCIE (0,0 – 0,2 m)**



**SUBSUPERFÍCIE (0,8 – 1,0 m)**

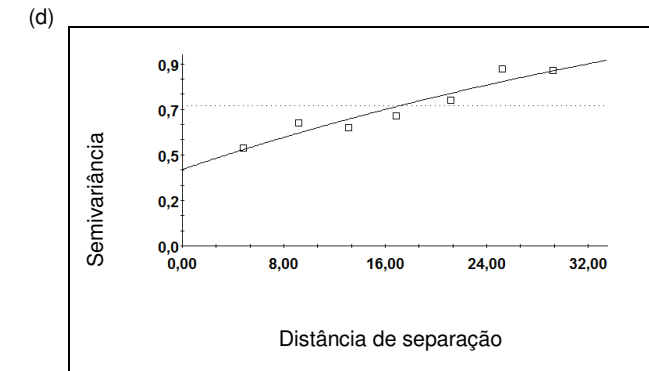
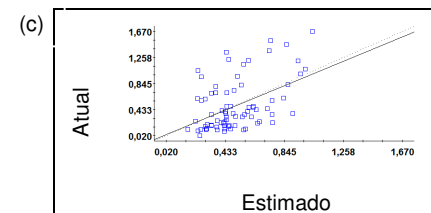
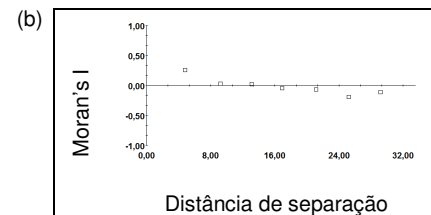
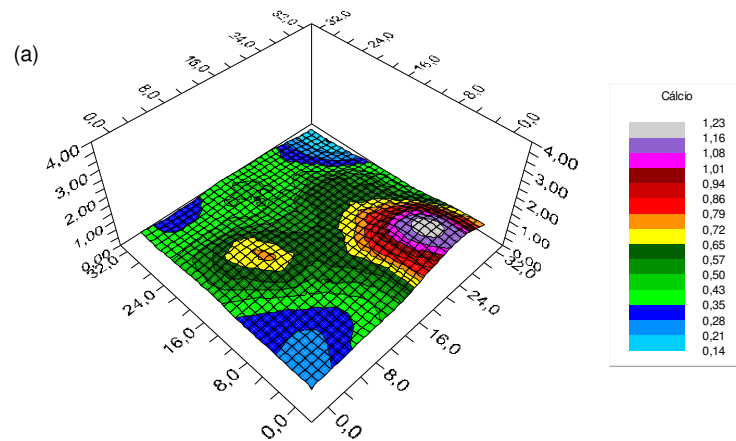
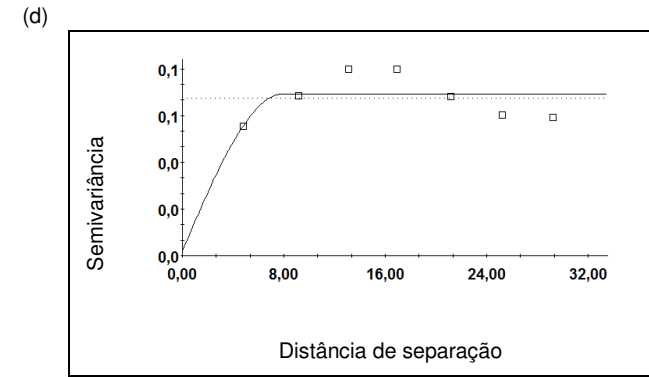
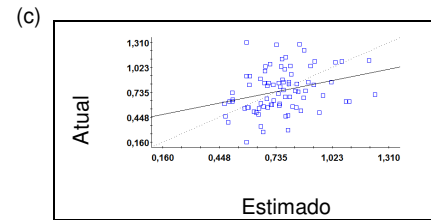
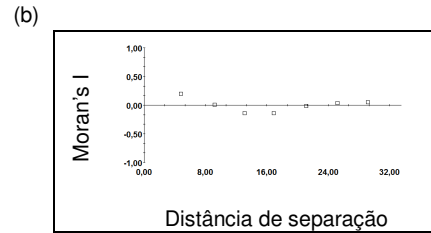
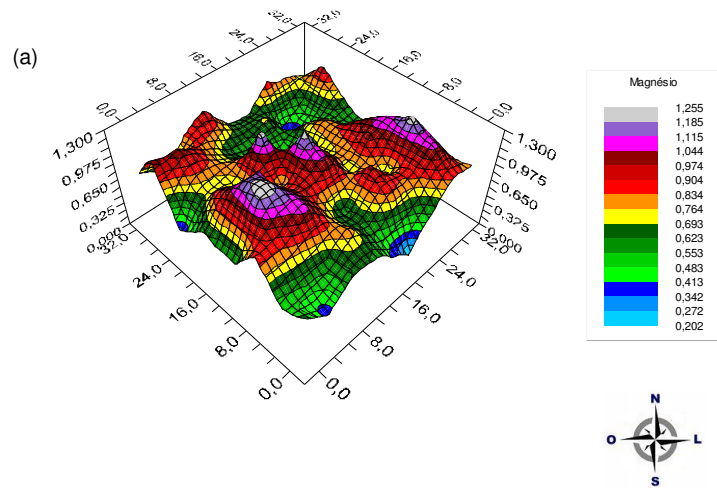


Figura 7. Distribuição espacial (a), correlograma (b), validação cruzada (c) e semivariograma (d) do Cálcio da camada superficial e subsuperficial de um Latossolo Amarelo Distrocoeso argissólico em Conceição do Almeida (BA).

**SUPERFÍCIE (0,0 – 0,2 m)**



**SUBSUPERFÍCIE (0,8 – 1,0 m)**

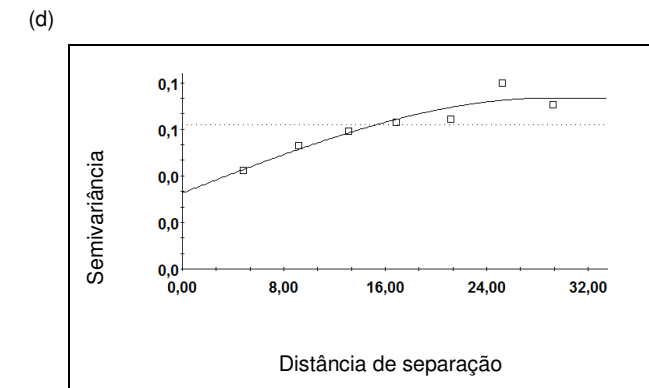
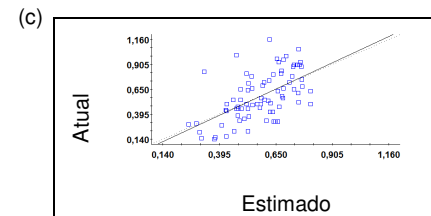
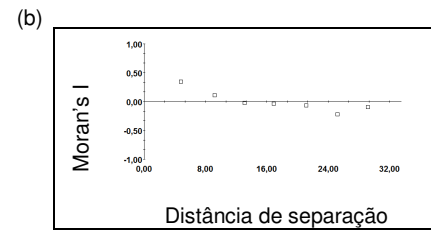
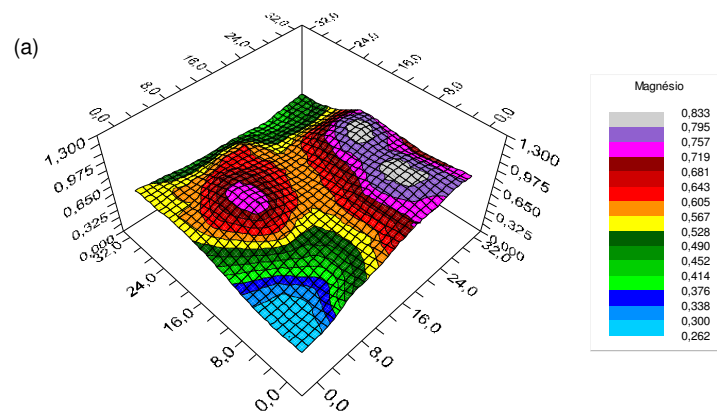


Figura 8. Distribuição espacial (a), correlograma (b), validação cruzada (c) e semivariograma (d) do Magnésio da camada superficial e subsuperficial de um Latossolo Amarelo Distrocoeso argissólico em Conceição do Almeida (BA).

Fato evidente é a grande semelhança do padrão de distribuição espacial dos elementos cálcio e magnésio e do parâmetro diretamente relacionado, soma de bases, em superfície e em subsuperfície, repetindo o padrão de semelhança entre estes atributos para cada profundidade. Isto pode ser explicado, em parte, pelo fato desta pesquisa ter sido realizada em área protegida (bosque) e que, desta forma, a mineralização do aporte de material orgânico depositado na superfície do solo libera, entre diversos compostos, ácidos orgânicos de baixo peso molecular que podem complexar  $\text{Ca}^{+2}$  e  $\text{Mg}^{+2}$  (RHEINHEIMER et al. 2000), os quais são lixiviados mais facilmente no perfil do solo (OLIVEIRA et al., 2002), retratando de certa forma, a distribuição espacial destes cátions em subsuperfície.

### CONCLUSÕES

O método método geoestatístico permitiu identificar a variabilidade das variáveis analisadas dentro do espaço amostral do ecossistema dos Tabuleiros Costeiros. Todas as variáveis analisadas apresentaram dependência espacial. A dependência foi mais acentuada em superfície que em subsuperfície.

Ajustou-se o modelo esférico para todos os atributos físicos e químicos que apresentaram dependência em superfície, porém, em subsuperfície, outros modelos proporcionaram melhor ajuste: gaussiano (argila) e exponencial (carbono e acidez potencial).

Os valores do alcance obtidos pelo semivariograma e pelo correlograma variaram, de um modo geral, em torno de 5 a 30 metros. O menor valor de alcance foi de 6,97 m, para o pH e o maior foi de 31,41m, para a argila, ambos em subsuperfície.

### AGRADECIMENTOS

À EBDA (Laboratório de Solos) e à Universidade Federal do Recôncavo da Bahia (Laboratórios do CETEC) pelas análises realizadas em seus laboratórios.

### REFERÊNCIAS

- BERTOLANI, F. C.; VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial da taxa de infiltração de água e da espessura do horizonte A, em um Argissolo Vermelho-Amarelo, sob diferentes usos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 25, p. 987-995, 2001.
- BURGESS, T. M.; WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties, I. The semivariogram and punctual kriging. **Journal of Soil Science**, Oxford, v. 31, p. 315-331, 1980.
- BURROUGH, P. A. **Principles of geographic information systems for land resources assessment**. Oxford: Oxford University Press, 1986. 193p.
- BURROUGH, P. A.; McDONNELL, R. A. **Principles of geographic information systems**. Oxford: Oxford University Press, 1998. 333p.
- CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, I. M. PRKIN, 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 America Journal**, v. 58, p. 1501-1511, 1994.
- CARVALHO, J. R. P.; DECHEN, S. C. F.; DUFRANC, G. Variabilidade espacial da agregação do solo avaliada pela geometria fractal e geoestatística. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 28, p.1-9, 2004.
- CARVALHO, M. P.; TAKEDA, E. Y.; FREDY, O. S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 27, p. 695-703, 2003.
- CINTRA, F. L. D. Disponibilidade de água no solo para porta-enxertos de citros em ecossistema de Tabuleiro Costeiro. 1997. 106 p. (Tese de Doutorado) Universidade de São Paulo, Escola Superior de Agricultura Luis de Queiroz, Piracicaba, SP.
- COELHO, A. M. Agricultura de precisão: Manejo da variabilidade espacial e temporal dos solos e das culturas. In: CURI, N.; MARQUES, J. J.; GUILHERME, L. R. G.; LIMA, J. M.; LOPES, A. S.; ALVAREZ V.; V. H. **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, v. 3, 2003.
- CORÁ, J. E.; ARAÚJO, 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 da Cana-de-Açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 28, p. 1013-1022, 2004.
- EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Brasília: Embrapa Produção de Informação, 2006. 306 p.
- EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solo (Rio de Janeiro, RJ). **Manual de métodos de análise de solo**. Rio de Janeiro: EMBRAPA-CNPQ. 1997, 212 p. il. (EMBRAPA-CNPQ. Documento, 1).SNCLS, 1979, 1v.
- FARACO, M. A.; URIBE-OPAZO, M. A.; SILVA, E. A. A.; JOHANN, J. A.; BORSSOI, J. A. Seleção de modelos de variabilidade espacial para



- elaboração de mapas temáticos de atributos físicos do solo e produtividade da soja. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 32, p. 463-476, 2008.
- GONÇALVES, A. C. A.; FOLEGATTI, M. V.; MATA, J. D. V. Análises exploratórias e geoestatísticas da variabilidade de propriedades físicas de um Argissolo Vermelho. **Acta Scientiarum**, v. 23, p. 1149-1157, 2001.
- GOOVAERTS, P. **Geostatistics for natural resources evaluation**. Oxford: Oxford University Press, 1997. 483 p.
- GREGO, C.R.; VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo em uma parcela experimental. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.29, p.169-177, 2005.
- GUERRA, P. A. G. **Geoestatística operacional**. Brasil. Departamento Nacional de Produção Mineral. Brasília, 1988.
- ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. N. **Introduction to Applied Geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561 p.
- JACOMINE, P.K.T. Evolução do conhecimento sobre solos coesos no Brasil. In: WORKSHOP SOBRE COESÃO EM SOLOS DOS TABULEIROS COSTEIROS, 2001, Aracaju. **Anais....** Aracaju: EMBRAPA-CPTAC, 2001. p.19-46.
- JOURNEL, A. J. Geoestatistical Simulation: Lethods for exploration and Mine Planning, Geoestatistical Part 6, **Engineering and Mining Journal**, 1979.
- LIBARDI, P.L.; PREVEDELLO, C. L.; PAULETTO, E. A.; MORAES, S. O. Variabilidade espacial da umidade, textura e densidade de partículas ao longo de uma transeção. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 10, p. 85-90, 1986.
- MANZIONE, R. L. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo em Araguari-MG. 2002. 143p. (Dissertação Mestrado). Faculdade de Ciências Agrônômicas- Universidade do Estado de São Paulo, São Paulo.
- McBRATNEY, A. B.; WEBSTER, R. How many observations are needed for regional estimation of soil properties? **Soil Science**, Baltimore, v. 135, p. 177-183, 1983.
- OLIVEIRA, F. H. T.; NOVAIS, R. F.; ALVAREZ V.; V. H.; CANTARUTTI, R. B.; BARROS, N. F. Fertilidade do solo no sistema plantio direto. In: ALVAREZ V., V. H.; SACHAEFER, C. E. G. R.; BARROS, N. F.; MELLO, J. W.; COSTA, L. M. **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, v. 2, 2002.
- RHEINHEIMER, D. S.; SANTOS, E. J. S.; KAMINSKI, J.; XAVIER, F. M. Aplicação superficial de calcário no sistema plantio direto consolidado em solo arenoso. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 30, p. 263-268, 2000.
- REMACRE, A. Z.; UZUMAKI, E. T. Variogramas para interpolação em geofísica. **Geociências**, v. 15, p. 17-39, 1996.
- ROBERTSON, G. P. GS<sup>+</sup>: Geostatistics for the environmental sciences – GS+ User's Guide. Plainwell, Gamma Design Software, 1998. 152p.
- SCHLINDWEIN, J. A. A.; ANGHINONI, I. Variabilidade horizontal de atributos de fertilidade e amostragem do solo no sistema plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 24, p. 85-92, 2000.
- SILVA, F. M.; SOUZA, Z. M.; FIGUEIREDO, C. A. P.; MARQUES JÚNIOR, J.; MACHADO, R. V. Variabilidade espacial de atributos químicos e de produtividade na cultura do café. **Ciência Rural**, v. 37, p. 401-407, 2007.
- SOUZA, L. S. Variabilidade espacial do solo em sistemas de manejo. 1992. 162 p. (Tese de Doutorado). Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Agronomia.
- SOUZA, L. S.; COGO, N. P.; VIEIRA, S. R. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 21, p. 367-372, 1997.
- 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, p. 937-944, 2004.
- VIEIRA, S. R. Geoestatística em Estudos de Variabilidade Espacial do Solo. In: **Tópicos em Ciência do Solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, v.1, 2000.
- VIEIRA, S. R.; HATFIELD, J. L.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardis**. Berkeley, v. 51, p. 1-75, 1983.
- YOST, R.; RAHMAN, S; VANCE, G. F.; MUNN, L. C. Geostatistical analysis of soil chemical properties of large land areas. II. Kriging. **Mathematical Geology**, v. 46, p. 1033-1037, 1982.
- ZIMBACK, C. R. L. Análise especial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento de fertilidade. Tese de Livre-Docência (Livre-Docência em Levantamento do solo e Fotopedologia), FCA/UNESP, 114p. 2001.