

VARIABILIDADE ESPACIAL DA TAXA DE INFILTRAÇÃO EM ARGISSOLO VERMELHO⁽¹⁾

R. CICHOTA⁽²⁾, Q. de JONG van LIER⁽³⁾ & C. A. LEGUIZAMÓN ROJAS⁽⁴⁾

RESUMO

A variabilidade espacial do solo, decorrente de sua formação e manejo agrícola, tem atraído o interesse de cientistas do solo há muito tempo. Quando as variações aumentam com a distância entre amostras, uma parcela explicável pela dependência espacial está embutida na variação geral do atributo. Nesse caso, a análise da variabilidade espacial tem importância no sentido de subsidiar o planejamento de um experimento, bem como na avaliação dos efeitos dos tratamentos, visando reduzir a variação experimental atribuída ao erro aleatório. A taxa de infiltração, que, normalmente, apresenta alta variabilidade espacial, tem importância agrônômica pelo seu papel na formação de enxurrada e na determinação de taxas viáveis de irrigação. Este trabalho teve por objetivos estimar o grau de dependência espacial, o seu alcance e sua influência na variabilidade geral da taxa de infiltração, bem como determinar o número necessário de amostras para obter determinada precisão em um experimento realizado num Argissolo Vermelho textura média sob plantio direto. A taxa de infiltração foi medida pelo método dos anéis concêntricos, fazendo observações numa transeção de 40 pontos equidistantes de 1 m. O conjunto de resultados foi submetido à análise estatística descritiva, exploratória e geoestatística. A taxa de infiltração apresentou-se altamente variável, especialmente para os tempos iniciais. Verificou-se a existência de dependência espacial com alcance na ordem de 3,5 m. A estimativa do número de observações necessárias para um desvio definido aumentou quando se utilizaram apenas dados espacialmente independentes.

Termos de indexação: taxa de infiltração, variabilidade espacial, plantio direto.

⁽¹⁾ Trabalho realizado com dados obtidos pelo terceiro autor, enquanto aluno do Programa de Pós-Graduação em Ciência do Solo da Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS. Recebido para publicação em setembro de 2002 e aprovado em julho de 2003.

⁽²⁾ Engenheiro Agrícola, Pós-Graduando em Física do Ambiente Agrícola, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – ESALQ/USP. Caixa Postal 9, CEP 13418-900 Piracicaba (SP). E-mail: rcichota@esalq.usp.br

⁽³⁾ Professor Associado, Departamento de Ciências Exatas, ESALQ/USP. E-mail: qdjvlier@esalq.usp.br

⁽⁴⁾ Engenheiro-Agrônomo, Universidad Nacional de Assunción, Paraguai. E-mail: andresolos@hotmail.com

SUMMARY: SPATIAL VARIABILITY OF INFILTRATION IN AN ALFISOL

Soil spatial variability in relation to soil formation and agricultural management has been an appealing area of research recently. When the distance between samples causes increased variation of a property, this variation can in part be explained by spatial dependency. The analysis of spatial variability is an important support for the planning of experiments and to evaluate effects of treatments, aiming to reduce experimental variations attributed to random error. The infiltration rate, normally of high spatial variability, is agronomically important due to its role in runoff and to determine irrigation intensities. In this paper we estimated the spatial dependence degree and its range and influence on the variability of infiltration rates. Another aim was to determine the number of samples needed to obtain a certain level of uncertainty/accuracy. An infiltration experiment was set up in a medium textured Alfisol under no-tillage with 40 observation points in a straight transect, spaced one meter apart. The infiltration rate was determined with a cylinder infiltrometer, and the data submitted to descriptive and exploratory statistics as well as to geostatistics. The infiltration rate was highly variable, especially in the initial measurements. Spatial dependence was found in a range of 3.5 m. The number of observations needed for a certain level of uncertainty increased when only independent spatial data were used.

Index terms: infiltration rate, spatial variability, zero tillage.

INTRODUÇÃO

A variabilidade espacial de atributos do solo tem despertado interesse de cientistas do solo há muito tempo. A variabilidade natural se deve ao material de origem diverso e às condições variadas de sua formação e pode ser aleatória ou depender da posição das amostras no espaço. A variabilidade pode ainda ser alterada pelo manejo do solo (Cassel et al., 1986; Souza, 1992). Acredita-se que as variações aumentem com a distância entre amostras e que uma parcela explicável pela dependência espacial esteja embutida na variação geral da propriedade ou característica. Assim, o valor de determinado atributo numa posição poderia ser predito, em parte, pelo valor do mesmo atributo numa posição próxima. Técnicas como o autocorrelograma podem ser utilizadas para testar esta hipótese.

Para fugir do problema de analisar a dependência espacial, são empregados, muitas vezes, métodos como a utilização de áreas consideradas homogêneas e a adoção de repetições distribuídas no terreno ao acaso. Neste caso, sendo verificada a distribuição normal de frequências, assume-se, sem testes adequados, a independência entre as amostras (Vieira, 2000). O comportamento da variável é então descrito pela chamada “estatística clássica”, com medidas, como média e variância, para descrever o conjunto de dados.

Ao analisar tais dados, é possível encontrar graus de variabilidade bastante altos, o que dificulta a análise e até pode prejudicar o experimento de tal forma que a parcela seja considerada inadequada para a experimentação feita. Estas variações podem,

no entanto, estar relacionadas com a variabilidade espacial das características ou propriedades do solo, tanto vertical como horizontalmente, mesmo em parcelas aparentemente homogêneas (Cadima et al., 1980; Libardi et al., 1986; Reichardt et al., 1986; Albuquerque et al., 1996).

Se houver relação entre as amostras e suas posições no espaço e se esta for conhecida, este grau de dependência pode ser estimado. A geoestatística, ou teoria das variáveis regionalizadas (Matheron, 1963 e 1971), pode ser empregada, neste caso, para descrever o padrão de variabilidade espacial do atributo medido. O uso de ferramentas, como o autocorrelograma e o semivariograma, permite definir o grau de dependência espacial e o alcance desta dependência para a amostragem feita (Reichardt et al., 1986).

Assim, é possível descrever, com maior precisão, a variável em estudo, não só por diminuir a variação aleatória a ela atribuída (Trangmar et al., 1985), mas também por definir a distância mínima entre as amostras para que possam ser consideradas independentes. Desta forma, a análise da variabilidade e da dependência espacial de uma variável é importante para subsidiar o planejamento de experimentos, bem como para avaliar os efeitos dos tratamentos por reduzir a variação experimental atribuída ao erro aleatório.

A taxa de infiltração é definida como o volume de água que penetra a unidade de superfície por unidade de tempo. No sistema plantio direto, esta pode ser afetada pela palhada deixada na superfície do solo, decorrente da redução do selamento superficial (Sidiras et al., 1984), e pela manutenção

dos canais contínuos formados pela ação das minhocas e pela senescência das raízes (Ehlers, 1975).

Dentre os atributos físicos, aqueles que se relacionam com a dinâmica da água no solo, como a condutividade e difusividade hidráulica e a taxa de infiltração, exibem uma alta variabilidade espacial (Vieira et al., 1980; Warrick & Nielsen, 1980). A taxa de infiltração tem importância agrônômica pelo seu papel na formação de enxurrada, agente erosivo, e na determinação de taxas viáveis de irrigação.

Em virtude da alta variabilidade espacial, existem muitas dúvidas quanto à adequação de experimentos para determinar a taxa de infiltração do solo, especialmente quanto ao número de repetições e distância entre estas. Neste trabalho, avaliou-se a variabilidade espacial da taxa de infiltração medida aos 3,5 e 105 min do início do processo, representando, respectivamente, a “taxa instantânea de infiltração” e a “velocidade de infiltração final” ou “taxa de infiltração básica”, com o objetivo de estimar o grau de dependência espacial, o seu alcance e sua influência na variabilidade geral desta propriedade. Também faz parte dos objetivos determinar o número necessário de observações para obter determinado grau de precisão e a distância mínima para considerar independentes as determinações da taxa de infiltração.

MATERIAL E MÉTODOS

Um experimento de infiltração foi realizado na Estação Experimental da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, situada no município de Eldorado do Sul (RS), coordenadas geográficas 30 ° 05 ' S e 51 ° 40 ' W, numa parcela experimental sob plantio direto há três anos. O solo no local foi classificado como Argissolo Vermelho textura média e encontra-

se em relevo ondulado a suave ondulado. O clima no local é subtropical úmido, sem estiagem freqüente (Cfa segundo a classificação de Köppen). Alguns resultados de análises físicas em amostras do solo estão apresentados no quadro 1.

A taxa de infiltração foi determinada pelo método dos anéis concêntricos (Cauduro & Dorfman [19-]; Bouwer, 1986), sendo o diâmetro do anel menor de 0,30 m e do maior de 0,50 m de diâmetro. As medições foram feitas numa transeção de 40 pontos equidistantes em 1 m, sendo realizadas leituras da lâmina infiltrada aos 1, 2, 5, 30, 90 e 120 min do início da infiltração em cada ponto. A taxa de infiltração média para cada intervalo de tempo foi calculada pela equação 1:

$$i = \frac{h_t - h_{t-1}}{t_t - t_{t-1}} \quad (1)$$

sendo i a taxa de infiltração média do intervalo de tempo (m h^{-1}), h_t (m) a leitura no tempo t e t_t (h) o tempo no qual se realizou a leitura. Considerou-se que a taxa média representa a taxa de infiltração no tempo médio entre as duas leituras. Para este estudo, utilizou-se a taxa calculada entre 2 e 5 min, representando 3,5 min, e a taxa calculada com as leituras em 90 e 120 min, representando 105 min.

O conjunto de dados de taxas de infiltração obtido no experimento foi submetido à análise estatística descritiva, composta do resumo estatístico, análise exploratória e teste de normalidade. Verificou-se também a necessidade de transformar os dados e de avaliar as hipóteses de estacionaridade, ou seja, homogeneidade da média e independência da variância (Hamlett et al., 1986; Libardi et al., 1996). Após normalização dos dados e eliminação de tendência, procedeu-se à análise geoestatística, com confecção dos semivariogramas, que foram modelados utilizando-se o software Variowin (Pannatier, 1999).

Quadro 1. Porosidade, densidade e granulometria obtidas em amostras na área de experimentação

Profundidade	Porosidade total	Macroporosidade	Densidade do solo	Areia	Silte	Argila
m	m ³ m ⁻³		kg dm ⁻³	kg kg ⁻¹		
0,00-0,07	0,423	0,185	1,514	0,602	0,250	0,148
0,07-0,15	0,389	0,164	1,584	0,622	0,229	0,149
0,15-0,25	0,380	0,157	1,598	0,602	0,237	0,161
0,25-0,35	0,409	0,187	1,511	0,588	0,240	0,172
0,35-0,45	0,315	0,074	1,751	0,585	0,226	0,189
0,45-0,55	0,359	0,115	1,653	0,617	0,133	0,250
0,65-0,75	0,384	0,133	1,583	0,479	0,227	0,294
0,85-0,95	0,430	0,100	1,453	0,302	0,180	0,518
0,95-1,15	0,428	0,100	1,478	0,286	0,178	0,536

Os modelos foram testados pelo processo de "autovalidação", utilizando-se a técnica conhecida por "jack-knifing" (Vieira, 2000), que consiste na retirada dos valores conhecidos, um a um, e na estimação destes valores por krigagem, utilizando o semivariograma modelado. Como medidas de validação, utilizaram-se os parâmetros da regressão linear dos valores observados versus estimados: os coeficientes linear (a), angular (b) e de ajuste (R^2), com valores ideais de zero, um e um respectivamente. Utilizou-se, ainda, o erro reduzido ou relativo, mais facilmente interpretado por sua média e variância, com valores ideais de zero (média) e um (variância). O erro reduzido é calculado pela razão entre o desvio de cada estimativa [$Z^*(x_j) - Z(x_j)$] e seu respectivo desvio-padrão $\sigma_x Z^*(x_j)$, conforme equação 2:

$$ER[Z(x_j)] = \frac{[Z^*(x_j) - Z(x_j)]}{\sigma_x Z^*(x_j)} \quad (2)$$

O número de medições necessárias para estimar a média da taxa de infiltração foi determinado pela equação 3:

$$n = \left[\frac{t.s}{D} \right]^2 \quad (3)$$

sendo n o número de amostras, t o valor da distribuição de Student para determinado intervalo de confiança (utilizou-se 90 e 95 %), D o desvio permitido ou precisão e s^2 a variância estimada da variável (Petersen & Calvin, 1986). Para determinar a variância, levou-se em conta o alcance da dependência espacial, ou seja, somente foram utilizados na estimativa de s^2 os valores das amostras

com distâncias entre si superiores ao alcance encontrado na modelagem do semivariograma. O desvio D utilizado corresponde a aproximadamente 10 % da média dos valores. Este desvio foi transformado para desvio logaritmo pela equação 4:

$$d_l = \log(D + 10^{m_l}) - m_l \quad (4)$$

em que m_l é a média dos valores transformados pela função logaritmo e d_l é o desvio máximo permitido para os dados transformados. Este mesmo valor foi utilizado para trabalhar com os resíduos da regressão.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Análise descritiva e exploratória

A taxa de infiltração, nos tempos inicial e final, apresentou-se altamente variável, como demonstrado pelos elevados valores do coeficiente de variação (Quadro 2). A diferença entre os valores da média e mediana e especialmente os altos valores de assimetria e curtose mostram a não-normalidade da distribuição, conforme também indicado pelo teste de Shapiro-Wilk. A figura 1 exibe o gráfico de freqüências para a taxa de infiltração após 3,5 min, quando se pode verificar a assimetria à direita da distribuição, mostrando uma possível distribuição log-normal, comum para esta propriedade do solo. O comportamento da distribuição da taxa após 105 min é semelhante. Embora a análise feita utilizando a estatística tradicional seja possível com

Quadro 2. Resumo estatístico para taxa de infiltração (i), com dados originais e transformados ($\log(i)$) obtidos 3,5 e 105 min após o início do experimento

	i (m h ⁻¹)		$\log(i)$	
	3,5 min	105 min	3,5 min	105 min
Número	40	40	39	39
Média	0,099	0,042	-1,13	-1,49
Mediana	0,070	0,032	-1,15	-1,47
Soma	3,940	1,689	-44,17	-58,16
Mínimo	0,000	0,002	-2,00	-2,15
Máximo	0,470	0,168	-0,33	-0,77
Quartil inferior	0,040	0,018	-1,40	-1,73
Quartil superior	0,128	0,051	-0,87	-1,29
Amplitude	0,470	0,166	1,67	1,38
Ampl. interquartil	0,088	0,033	0,53	0,44
Variância	0,0079	0,0013	0,128	0,112
Desvio-padrão	0,089	0,037	0,36	0,33
Assimetria	2,23	1,80	-0,13	0,17
Curtose	7,00	3,48	-0,07	-0,48
C.V. (%)	90,15	86,64	31,54	22,45
Teste de Shapiro-Wilk				
w	0,8058	0,8141	0,9895	0,9736
Probabilidade	<0,0001	<0,0001	<0,982	<0,590

cautela, uma análise geostatística requer dados normalizados. A figura 1 também exibe o gráfico da média versus desvio-padrão de pequenas subamostras (separadas de 5 em 5 observações, a partir do início da transeção), onde se observa um indicativo de dependência da variância de acordo com a média, evidenciando que os dados não satisfazem a exigência básica (estacionaridade) para utilização da geostatística. Após a transformação dos dados pela função logaritmo e a eliminação da observação de um dos pontos em que a taxa observada foi zero, resultante, possivelmente, de erros experimentais, ambos os problemas foram contornados (Figura 2).

A transformação de dados, utilizando a função logaritmo, resultou na normalização dos dados e na eliminação da relação visível entre média e variabilidade demonstrada pelos coeficientes de ajuste (R^2). Os valores de assimetria e curtose ficaram abaixo de ± 1 e os valores de média e mediana se aproximaram (Quadro 2).

A seguir, procurou-se verificar a existência de uma tendência do logaritmo da taxa de infiltração ao longo da transeção que violaria a hipótese intrínseca de uniformidade da média. O ajuste de um modelo linear aos valores transformados de acordo com a distância na transeção mostrou-se altamente significativo (Figura 3), ou seja a modelagem geostatística iria determinar esta tendência e não a relação de dependência entre as amostras. Neste caso, o procedimento sugerido é

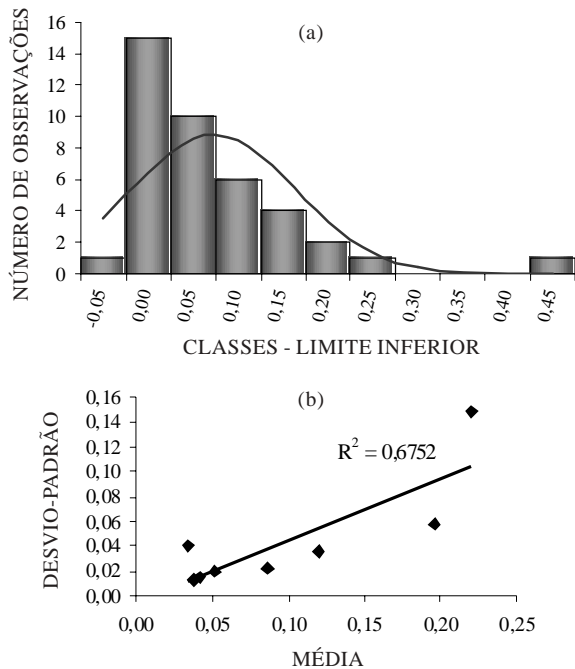


Figura 1. Distribuição de frequências (a) e desvio-padrão de acordo com a média (b) para subamostras de 5 observações para a taxa de infiltração após 3,5 min.

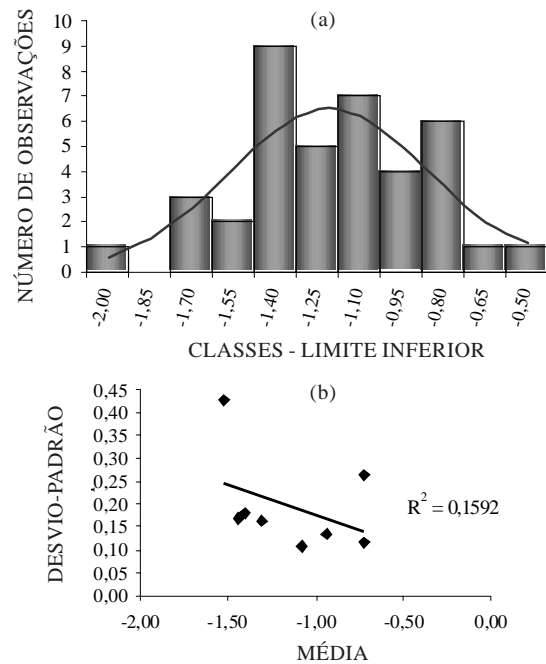


Figura 2. Distribuição de frequências (a) e desvio-padrão de acordo com a média (b) para subamostras de 5 observações para o logaritmo da taxa de infiltração após 3,5 min.

modelar esta tendência e descrever a dependência espacial com base nos resíduos (Webster & Burgess, 1980).

O resumo estatístico para os resíduos do ajuste linear do logaritmo da taxa de infiltração nos dois tempos demonstrou distribuição normal pelo teste de Shapiro-Wilk (Quadro 3). Manteve-se a independência da variância, obtida com a transformação dos dados (Figura 4).

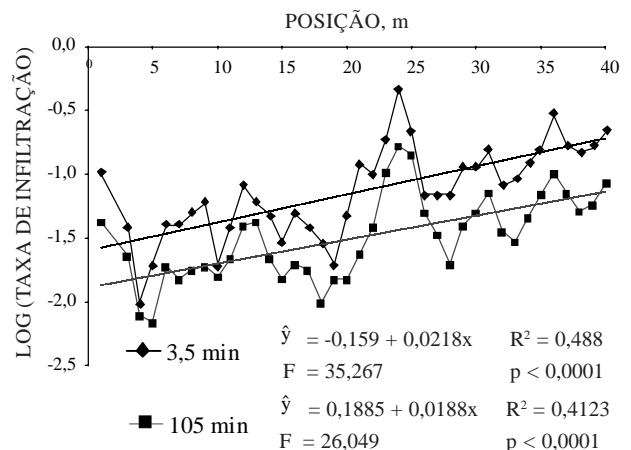


Figura 3. Logaritmo da taxa de infiltração ($m\ h^{-1}$) versus posição na transeção, com as respectivas retas ajustadas. Os valores dos coeficientes de regressão e o teste F foram usados para verificar a significância do ajuste.

Quadro 3. Resumo estatístico para os resíduos da regressão linear entre os dados transformados da taxa de infiltração obtidos 3,5 e 105 min após o início do experimento e a posição na transeção

	3,5 min	105 min
Número	39	39
Média	0,000	0,000
Mediana	-0,016	-0,035
Soma	0,000	0,000
Mínimo	-0,523	-0,453
Máximo	0,739	0,660
Quartil inferior	-0,164	-0,144
Quartil superior	0,112	0,088
Amplitude	1,262	1,113
Ampl. interquartil	0,277	0,233
Variância	0,065	0,066
Desvio-padrão	0,256	0,256
Assimetria	0,58	0,76
Curtose	1,27	0,54
C.V. (%)	-	-
Teste de Shapiro-Wilk		
w	0,9702	0,9478
Probabilidade	< 0,474	< 0,096

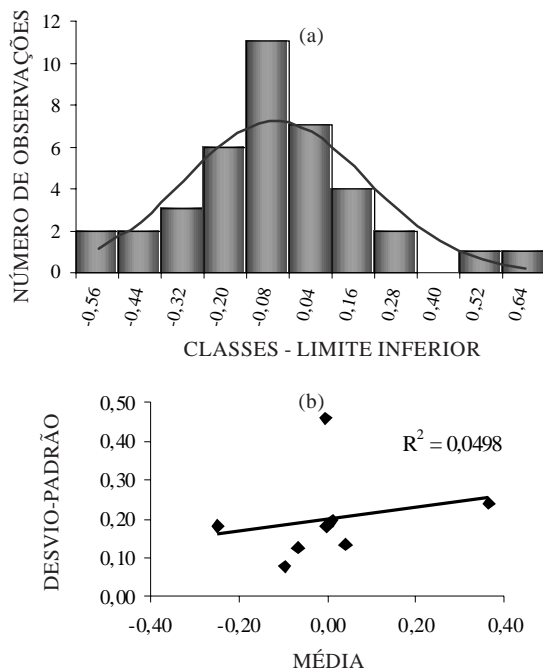


Figura 4. Distribuição de frequências (a) e desvio-padrão de acordo com a média (b) para subamostras de 5 observações para os resíduos da regressão do logaritmo da taxa de infiltração após 3,5 min.

Análise geoestatística

Os dados transformados e residuais assim obtidos, satisfazendo os pré-requisitos, foram submetidos à análise geoestatística. O padrão de

variabilidade espacial foi descrito por meio da modelagem do semivariograma experimental das variáveis, que expressa o grau de dependência espacial e seu alcance.

Ambos os modelos encontrados foram do tipo gaussiano, sendo semelhantes para os dois tempos considerados (Figura 5). Nos dois casos, os modelos apresentaram patamar acima da variância total e efeito pepita relativamente baixo (Quadro 4), garantindo a estimativa de variância baixa em interpolações com krigagem. O alcance da dependência espacial encontrado foi de 3,40 m, para os valores da taxa de infiltração após 3,5 min, e de 3,75 m, para 105 min, também semelhantes conforme sugeria o autocorrelograma.

Resultados tão semelhantes poderiam ser esperados, visto que a correlação entre as duas medidas é grande ($r = 0,93$).

Outro fato notável é ser o alcance do semivariograma um pouco maior que o do autocorrelograma e seu patamar não coincidir com a variância dos dados, indicando que os dados não se apresentam estacionários, porém, como as diferenças foram muito pequenas, este fato não deve causar maiores complicações à análise.

Os parâmetros da regressão linear dos dados observados versus estimados pelo procedimento de

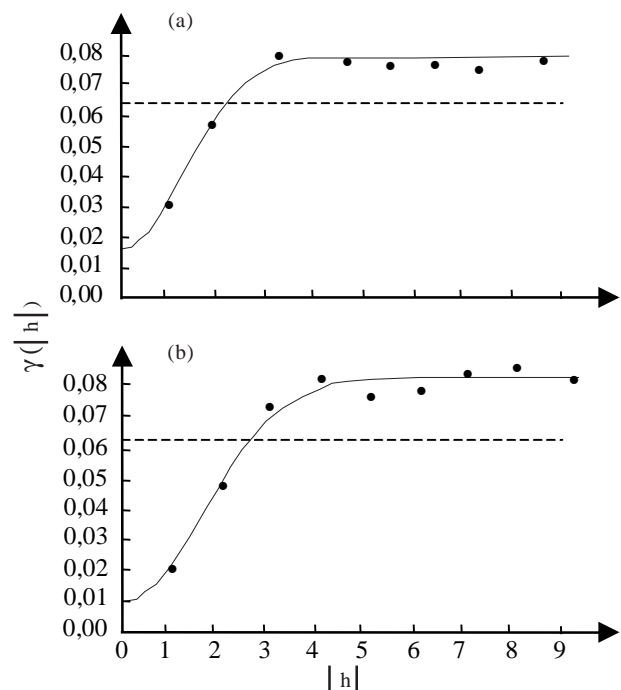


Figura 5. Semivariância (pontos) e semivariogramas modelados (linha contínua) para os resíduos do ajuste linear para o logaritmo da taxa de infiltração após 3,5 min (a) e 105 min (b). A linha interrompida representa a variância dos valores.

Quadro 4. Parâmetros dos semivariogramas e da validação para taxa de infiltração, usando os resíduos da regressão linear dos dados transformados

Descrição		3,5 min	105 min
Semivariograma	Ef. pepita	0,018	0,010
	Modelo gaussiano		
	Patamar	0,079	0,088
	Alcance	3,40	3,75
Regressão: Observ. vs Estimados	a	-0,0115	-0,0107
	b	0,4206	0,6850
	R ²	0,4276	0,7339
Erro relativo	Média	-0,0317	-0,0343
	Variância	0,9638	0,7301

autovalidação (Figura 6) apresentam-se mais próximos da linha 1:1 para a taxa de infiltração após 105 min do que para os valores a 3,5 min (Quadro 3). O valor baixo de R² encontrado para os valores a 3,5 min evidencia maior dispersão da estimativa, provavelmente causada por valores extremos, que se apresentam em maior quantidade neste conjunto. Os valores para o coeficiente linear ficaram muito próximos do ideal (a linha 1:1), mostrando que não há tendência de super ou subestimar, de forma geral, as estimativas. Por outro lado, os valores abaixo de um para o coeficiente angular, mais acentuado para os valores a 3,5 min, mostram subestimação para valores elevados e superestimação para valores baixos.

Por se tratar de uma interpolação por média ponderada, verifica-se que na krigagem há tendência de suavização dos dados. Desta forma, é normal esperar este comportamento, especialmente pelo fato de haver no conjunto de dados valores com diferenças acentuadas em relação aos seus vizinhos (picos).

A média do erro reduzido ficou relativamente próxima de zero, porém foi negativa para os dois conjuntos de dados, ou seja, a krigagem, na média, subestima levemente os valores ao usar os modelos de semivariograma encontrados. A variância do erro reduzido teve resultado contrário ao dos parâmetros da regressão dos valores observados vs estimados, o melhor valor encontrado do parâmetro foi para taxa de infiltração após 3,5 min, muito próximo do ideal (Quadro 4), contrastando com a primeira análise de que este conjunto teria o modelo menos apropriado.

Estes resultados mostram que sempre se devem utilizar vários parâmetros para melhor avaliar o desempenho dos modelos, pois nenhum deles é conclusivo, servindo para comparações entre modelos e número de vizinhos por utilizar nas interpolações.

O número necessário de amostras para garantir um desvio de 10 % em torno da média para a taxa de infiltração nos dois tempos considerados é apresentado no quadro 5. Com os dados originais, o número de amostras foi alto. A rigor, estes não podem ser utilizados, por não se adequarem muito bem à distribuição normal e não haver independência entre amostras.

Considerando a dependência espacial, ou seja, só utilizando valores independentes, com distância entre si maior que o alcance do semivariograma, o número tende a aumentar, na média, ficando cerca de 25 % maior, para o conjunto de valores a 3,5 min, e de 30 %, para 105 min. Isso pode parecer estranho, no entanto, deve-se lembrar que a variância calculada pela estatística clássica pressupõe independência entre as amostras; como não houve independência, a variância calculada foi subestimada.

Utilizando os valores transformados, o número de amostras necessário diminui substancialmente, sendo praticamente a metade do que o dos dados originais. A tendência de aumentar este número, quando se considera a dependência espacial, continua a mesma. No entanto este conjunto ainda viola a hipótese de estacionaridade da média.

Utilizando os resíduos da regressão linear dos dados transformados, o número de amostras determinado cai novamente pela metade,

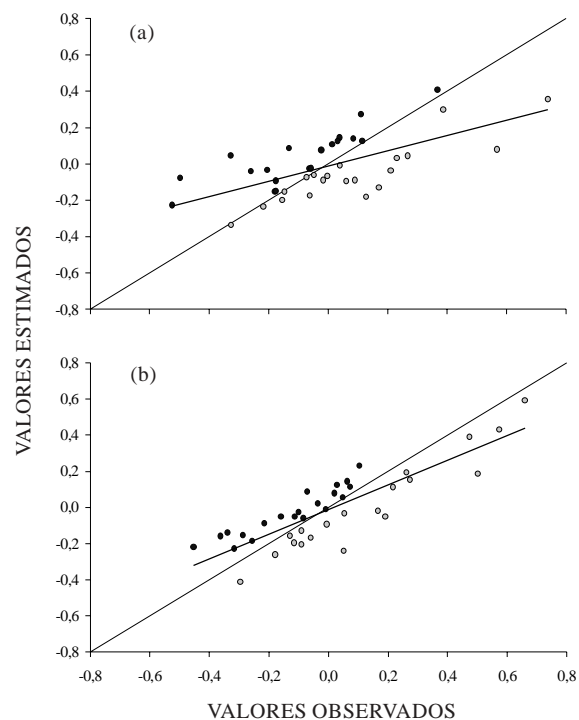


Figura 6. Valores observados vs estimados para os resíduos da regressão linear do logaritmo da taxa de infiltração após 3,5 min (a) e 105 min (b), com a reta ajustada e a reta 1:1.

Quadro 5. Parâmetros estatísticos dos dados da taxa de infiltração ($m h^{-1}$), de todo conjunto e de quatro subgrupos espaçados de 4 m com (G1, G2, G3 e G4) valores originais, transformados e os resíduos da regressão linear, e o número de medições necessárias para um desvio máximo (D) com 90 e 95 % de confiança

	Ponto	Média	Desvio-padrão	C.V. (%)	D	n-90 %	n-95 %
Dados originais 3,5 min	todos	0,10	0,09	90,1	0,0	231	332
	G1	0,10	0,06	61,2	0,0	127	194
	G2	0,07	0,05	71,1	0,0	83	127
	G3	0,09	0,07	73,9	0,0	153	233
	G4	0,14	0,15	106,7	0,0	729	1110
Dados transformados 3,5 min	todos	-1,13	0,36	-31,5	0,054	122	176
	G1	-1,09	0,31	-28,1	0,054	106	162
	G2	-1,20	0,30	-25,1	0,054	105	162
	G3	-1,17	0,36	-30,7	0,054	146	222
	G4	-1,09	0,46	-42,5	0,054	244	371
Resíduos 3,5 min	todos	0,00	0,26	-	0,054	63	90
	G1	0,09	0,26	-	0,054	74	113
	G2	-0,09	0,15	-	0,054	27	42
	G3	-0,04	0,24	-	0,054	65	99
	G4	0,02	0,34	-	0,054	129	197
Dados originais 105 min	todos	0,04	0,04	86,6	0,0	213	307
	G1	0,04	0,04	89,8	0,0	295	449
	G2	0,03	0,02	61,5	0,0	68	103
	G3	0,04	0,03	73,3	0,0	188	286
	G4	0,05	0,05	100,9	0,0	499	760
Dados transformados 105 min	todos	-1,49	0,33	-22,4	0,053	112	161
	G1	-1,49	0,36	-24,1	0,053	152	231
	G2	-1,53	0,27	-17,4	0,053	86	133
	G3	-1,47	0,32	-21,9	0,053	123	188
	G4	-1,49	0,40	-27,1	0,053	192	293
Resíduos 105 min	todos	0,00	0,26	-	0,053	66	95
	G1	0,04	0,31	-	0,053	117	177
	G2	-0,06	0,17	-	0,053	34	52
	G3	0,02	0,22	-	0,053	58	89
	G4	-0,02	0,31	-	0,053	117	178

aproximadamente, tanto ao considerar todo o conjunto de valores quanto ao fazer as subdivisões de dados independentes. A grande variabilidade do número de amostras para os subgrupos se deve ao número restrito de valores e à existência de valores extremos principalmente.

Com o aumento do nível de descrição do conjunto de dados, pode-se diminuir sensivelmente a fração atribuída ao erro aleatório, o que explica a diminuição gradativa do número de amostragens necessárias, à medida que foram feitas a transformação dos dados e a retirada da tendência. A descrição feita pela média mais o desvio-padrão dos dados originais, para os valores da taxa de infiltração após 105 min do início do ensaio (Figura 7), é visivelmente inadequada, e o grau de incerteza é alto. Ao efetuar a transformação logarítmica e a modelagem da tendência, a descrição da propriedade fica muito melhor e o grau de incerteza diminui

bastante. Se, além destes cuidados básicos, for feita a modelagem da variabilidade espacial, o nível de descrição aumenta ainda mais. Assim, o investimento nos processos de análise de dados permite um aumento do nível de descrição destes dados, permitindo sua maior compreensão e menor grau de incertezas atribuídas ao erro aleatório.

CONCLUSÕES

1. A taxa de infiltração de água no solo medida após 3,5 min apresentou grande correlação com a taxa de infiltração medida após 105 min. O comportamento de ambos os conjuntos de dados foi semelhante, tanto no tipo de distribuição de probabilidade quanto no padrão da variabilidade espacial.

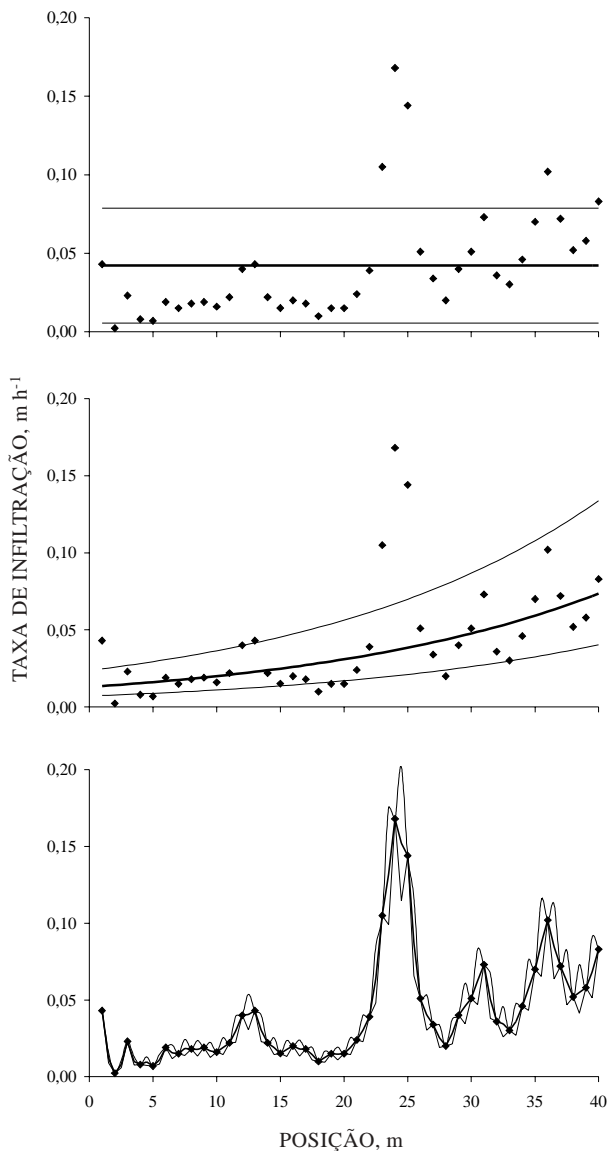


Figura 7. Valores da taxa de infiltração após 105 min, mostrando a descrição desta propriedade (linha grossa) com seus respectivos desvios (linha fina): (a) estatística clássica, apenas média; (b), estatística clássica com regressão dos dados transformados e (c) geoestatística, regressão e krigagem dos dados transformados. Os pontos representam os valores observados.

2. Observou-se dependência espacial para os valores da taxa de infiltração após 3,5 e 105 min, com alcance na ordem de 3,5 m.

3. A estimativa do número de observações necessárias para um desvio definido aumentou, em média, quando se utilizaram apenas dados espacialmente independentes.

LITERATURA CITADA

- ALBUQUERQUE, J.A.; REINERT, D.J. & FIORIN, J.E. Variabilidade de solo e planta em podzólico vermelho-amarelo. R. Bras. Ci. Solo, 20:151-157, 1996.
- BOUWER, H. Intake rate: Cylinder infiltrometer. In: KLUTE, A., ed. Methods of soil analysis I, physical and mineralogical methods. 2-ed., Madison, ASA/SSSA, 1986. p.825-844.
- CADIMA, Z.; LIBARDI, P.L. & REICHARDT, K. Variabilidade espacial da condutividade hidráulica em um latossolo vermelho-amarelo textura média no campo. R. Bras. Ci. Solo, 4:1-6, 1980.
- CASSEL, D.K.; UPCHURCH, D.R. & ANDERSON, S.H. Using regionalized variables to estimate field variability of corn yield for four tillages regimes. Soil Sci. Soc. Am. J., 52:222-228, 1986.
- CAUDURO, F.A. & DORFMAN, R. Manual de ensaios de laboratório e de campo para irrigação e drenagem. Porto Alegre, PRONI, IPH-UFRGS [19-]. 216p.
- EHLERS, W. Observation on earthworm channels in infiltration on tilled and untilled losses of soil. Soil Sci., 11:242-249, 1975.
- HAMLETT, J.M.; HORTON, R. & CRESSIE, N.A.C. Resistant and exploratory techniques for use in semivariogram analyses. Soil Sci. Soc. Am. J., 50:868-875, 1986.
- LIBARDI, P.L.; MANFRON, P.A.; MORAES, S.O. & TUON, R.L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. R. Bras. Ci. Solo, 20:1-12, 1996.
- LIBARDI, P.L.; PREVEDELLO, C.L. & PAULETTO, E.A. Variabilidade espacial da umidade, textura e densidade de partículas ao longo de uma transeção. R. Bras. Ci. Solo, 10:85-90, 1986.
- MATHERON, G. Principles of geostatistics. Econ. Geol., 58:1246-1266, 1963.
- MATHERON, G. The theory of regionalized variables and its application. Les Cahiers du centre de Morphologie Mathématique, fas.5, C.G. Fontainebleu, 1971.
- PANNATIER, Y. Variowin: software for spatial data analysis in 2D. New York, Springer-Verlag, 1999. 90p.
- PETERSEN R. G. & CALVIN, L.D. Sampling. In KLUTE, A., ed. Methods of soil analysis I, Physical and mineralogical methods, 2.ed. Madison, Soil Science Society of America, 1986. p.33-51.
- REICHARDT, K.; VIEIRA, S.R. & LIBARDI, P.L. Variabilidade espacial de solos e experimentação de campo. R. Bras. Ci. Solo, 10:1-6, 1986.
- SIDIRAS, N.; ROTH, C.H. & FARIAS, G.S. Efeito da intensidade da chuva na degradação por impacto de gotas em três sistemas de preparo do solo. R. Bras. Ci. Solo, 8:251-254, 1984.

- SOUZA, L.S. Variabilidade espacial do solo em sistemas de manejo. Porto Alegre, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1992, 166p. (Tese de Doutorado)
- TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S. & UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Adv. Agron.*, 38:45-94, 1985.
- VIEIRA, S.R. Geostatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: *Tópicos em ciência do solo*, Viçosa, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v.1, p.1-54.
- VIEIRA, S.R.; NIELSEN, D.R. & BIGGAR, J.W. Spatial variability of field-measured infiltration rate. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 45:1040-1048, 1980.
- 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. & BURGESS, T.M. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. III. Changing drift and universal kriging. *J. Soil Sci.*, 31:505-524, 1980.