

1 **Variabilidade espacial da taxa de infiltração básica de água no solo em parcelas**
2 **experimentais em três solos do noroeste do Estado do Paraná**

3 **Jefferson Vieira José¹**

4 ¹Engenheiro Agrícola

5 **1 RESUMO**

6 Avaliou-se a variabilidade e a estrutura de dependência espacial da taxa de infiltração básica
7 do solo em áreas experimentais agronômicas na região noroeste do estado do Paraná. Cada
8 área de amostragem foi dividida em 36 subparcelas de 2 x 2 m, sendo que no ponto central de
9 cada subparcela realizou-se um teste de infiltração de água no solo, por meio do infiltrômetro
10 de anéis concêntricos de carga constante, ajustados pelo modelo de Kostiakov, para
11 determinação da taxa de infiltração básica. A caracterização da variabilidade dos resultados
12 foi realizada segundo o resumo estatístico, utilizou-se a transformação das variáveis por meio
13 da família Box-Cox para atender as pressuposições básicas. Por meio do método da máxima
14 verossimilhança foram estimados os parâmetros τ^2 , σ^2 , Φ e $\tau^2 + \sigma^2$. Pelos parâmetros de
15 variabilidade espacial, sugerem-se as distâncias de amostras entorno de 12 e 3 metros para
16 área amostragem do CTI e FEI respectivamente.

17 **UNITERMOS:** máxima verossimilhança, propriedades físico-hídricas do solo, dispersão
18 espacial

2 INTRODUÇÃO

O estado do Paraná tem dado avanços importantes na prática da irrigação foi estado da região Sul que apresentou a maior expansão relativa de área irrigada (122%) quando se compara os dois últimos censos agropecuários, de 1996 a 2006. As regiões Noroeste e Norte concentram 70,5% da área irrigada do Estado (PAULINO et al. 2011; IBGE, 2009).

O conhecimento da variabilidade das variáveis físico-hídricas do solo, no espaço e no tempo, é considerado, atualmente, o princípio básico para o manejo preciso das áreas agrícolas. Contudo, ao considerar áreas uniformes quanto às suas variáveis, mesmo em pequenas áreas, podem-se interpretar erroneamente as respostas obtidas às questões existentes, pois a hipótese de ocorrência de dependência espacial estará sendo ignorada (GREGO e VIEIRA, 2005).

No entanto, torna-se necessário a utilização das ferramentas de geoestatística, pois a estatística clássica não permite observar a presença de dependência espacial, uma vez que ela não leva em consideração a distância na qual as amostras foram coletadas no campo (SILVA NETO et al. 2011). Podendo ser aplicada em mapeamentos, orientação de futuras amostragens e modelagens, permitindo, assim, estimar o valor do atributo em locais não amostrados, facilitando a gestão dos recursos naturais (GOMES et al. 2005) e especialmente no manejo de irrigação.

A taxa de infiltração básica (Tib) é uma variável de importância para o entendimento dos processos de retenção, dinâmica da água no solo e a sua absorção pelas plantas. A quantificação desta variável em projetos de irrigação por aspersão é estabelecer a taxa máxima de aplicação de água dos aspersores que serão utilizados, para que não ocorram perdas por escoamento superficial (CALHEIROS et al. 2009).

1 Em projetos de drenagem do solo, o conhecimento da Tib é essencial para a
2 determinação do tamanho e da distância entre os drenos. A Tib pode também ser um atributo
3 relevante para a localização de represas e canais de condução de água (POTT et al., 2005). O
4 conhecimento da variabilidade espacial da Tib pode contribuir na definição de melhores
5 estratégias para o manejo do solo.

6 As contribuições e incrementos significativos nas informações de variáveis físico-
7 hídricas a partir da abordagem geoestatística em condições de solos na região noroeste do
8 estado do Paraná são pouco estudados. Diante disso, o objetivo deste trabalho foi estudar em
9 uma parcela experimental a variabilidade espacial da taxa de infiltração básica de água em
10 três solos de diferentes classes texturais e manejo do solo, onde se pratica agricultura irrigada.

11

12

3 MATERIAL E MÉTODOS

13 **3.1 Área de estudo**

14

15 Os dados foram coletados em três áreas experimentais agronômicas no noroeste do
16 Estado do Paraná: Centro Técnico de Irrigação (CTI), da Universidade Estadual de Maringá,
17 localizado na latitude 23°23' S e na longitude 51°57' W, com altitude de 504 m; Fazenda
18 Experimental de Iguatemi (FEI), da Universidade Estadual de Maringá, no distrito de
19 Iguatemi, município de Maringá, localizado na latitude 23°21' S e na longitude 52°04' W,
20 com altitude de 561 m; Estação Experimental de Paranavaí do Instituto Agrônomo do
21 Paraná (IAPAR), situada no município de Paranavaí, localizado na latitude 23°05' S e na
22 longitude 52°26' W, com altitude de 465 m (Figura 1a). Na Tabela 1 é apresentada a
23 classificação textural das três áreas amostrais.

24

25

1 **Tabela 1.** Classificação textural do solo das três áreas amostrais

Áreas amostrais	Areia	Silte	Argila	Classificação do solo
	(g kg ⁻¹)			
CTI	122	121	757	Nitossolo Vermelho distroférrico
FEI	710	80	210	Latossolo Vermelho distrófico
IAPAR	892	10	98	Latossolo Vermelho distrófico

2 CTI - Centro Técnico de Irrigação; FEI - Fazenda Experimental de Iguatemi; IAPAR - Estação Experimental de
 3 Paranaíba do Instituto Agrônomo do Paraná

4
 5 A área de amostragem do CTI permaneceu por mais de dois anos em pousio. Na área
 6 de amostragem da FEI, as culturas desenvolvidas nos últimos anos, têm sido: no verão, milho
 7 e, no inverno, aveia. Na área de amostragem do IAPAR, vem sendo pastejada por bovinos sob
 8 pastejo de gramínea coastcross (*Cynodon dactylon* Pers.) por aproximadamente 14 anos.

9

10 3.2 Estratégia de amostragem no campo

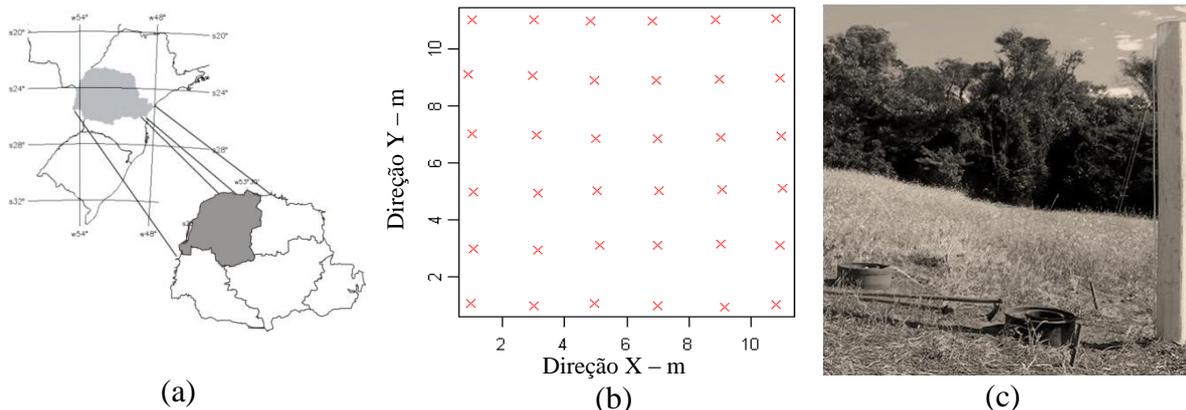
11

12 As três áreas amostradas foram dividida em 36 subparcelas de 2 x 2 m, sendo que no
 13 ponto central de cada subparcela realizou-se o teste de infiltração de água solo o método
 14 utilizado foi infiltrômetro de anéis concêntricos de carga constante de acordo com a
 15 metodologia de COELHO et al., (2000) (Figura 1). Com os resultados da lâmina de água
 16 acumulada no solo (I) em função do tempo de ensaio (t) obtiveram-se, por regressão linear, os
 17 parâmetros (k e α) do modelo de Kostiakov ($I = k t^\alpha$). A taxa de infiltração da água no solo
 18 foi obtida derivando-se a equação da lâmina acumulada em relação ao tempo ($TI = dI dt^{-1}$).
 19 Para se obter o valor da taxa de infiltração básica de água no solo (Tib), atribui o valor de -
 20 0,01 cm h⁻¹ min⁻¹ correspondente a tangente de β igual a 1°:

21

$$22 \quad Tib = k \cdot \alpha \left[\frac{-0,01}{k \cdot \alpha \cdot (\alpha - 1)} \right]^{\frac{\alpha - 1}{\alpha - 2}} \quad (1)$$

23



1 **Figura 1.** Localização da área de estudo (a), croqui do grid de amostragem (b) e
 2 infiltrômetros de anéis concêntricos de carga constante (c).

4 3.3 Análises dos dados

6 Para as análises de dados, foi utilizada a linguagem e ambiente de R, versão 2.2.1. (R.
 7 DEVELOPMENT CORE TEAM, 2010), os métodos geoestatísticos foram implementadas
 8 nas bibliotecas geoR (RIBEIRO e DIGGLE, 2001) e Mass (VENABLES e RIPLEY, 2002).

10 3.3.1 Análise exploratória dos dados

12 O conjunto de dados taxa de infiltração básica obtidos nas áreas de amostragem foram
 13 submetidos à análise estatística descritiva, determinados os valores mínimos e máximos,
 14 média, mediana, desvio-padrão e coeficiente de variação.

15 Utilizou-se a família de transformações Box-Cox para encontrar a transformação mais
 16 adequada para alcançar o comportamento Gaussiano. Essa família depende diretamente de um
 17 parâmetro, que é o coeficiente de transformação dos dados. Na prática para um conjunto de
 18 dados, obtém-se um intervalo de confiança para que, caso inclua o valor 1, indica que a
 19 transformação dos dados não é necessária (BOX e COX, 1964).

1 3.3.2 Análise geoestatística

2

3 A dependência espacial foi analisada por meio de ajuste de semivariograma
4 baseado nas pressuposições de estacionariedade da hipótese intrínseca (VIEIRA, 2000),
5 estimado por:

6

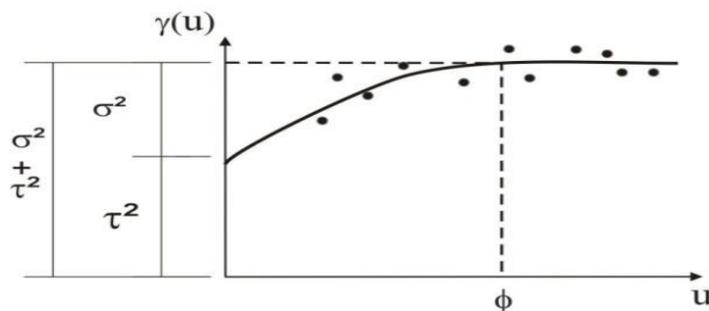
$$7 \hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i + h) - Z(x_i)]^2 \quad (2)$$

8

9 em que, $\gamma^*(h)$ é a estimativa da semivariância experimental, obtida pelos valores
10 amostrados $[Z(x_i), Z(x_i + h)]$, h é a distância entre pontos amostrais e $N(h)$ é o número total
11 de pares de pontos possíveis, dentro da área de amostragem, com a distância h .

12 Na Figura 2, o ponto em que os dados deixam de apresentar dependência espacial é
13 chamado de patamar (sill) ($\sigma^2 + \tau^2$), e a distância a partir da origem até o patamar é chamada de
14 alcance (range), que é função do parâmetro ϕ . Pela definição, $\hat{\gamma}(u)$ para $u = 0$ deverá ser zero,
15 denominado efeito-pepita (nugget), que nos modelos considerados correspondem à
16 variância τ^2 .

17



18 **Figura 2** – Semivariograma teórico.

19

1 Os variogramas empíricos foram necessários para obter variogramas baseados em
2 modelos e seus parâmetros obtidos por máxima verossimilhança. Os valores iniciais dos
3 parâmetros do modelo exponencial encontram-se na Tabela 2.

4

5 **Tabela 2.** Resultados dos valores iniciais para os parâmetros do modelo exponencial nas
6 três áreas amostrais.

Parâmetros	Áreas amostrais		
	CTI	IAPAR	FEI
τ^2	0,07	0,06	0,15
σ^2	0,58	0,48	0,31
ϕ	3,45	8,45	3,95

7

8 Para classificação do grau da dependência espacial (GDE) foi feita com base na razão
9 entre o efeito pepita e o patamar $[[C0/(C0 + C1)]-1]$, sendo considerada forte se a razão for \leq
10 0,75, moderada quando esta entre 0,74 e 0,26 e fraca se $\geq 0,25$ (CAMBARDELLA et al.
11 1994).

12

13 **4 RESULTADOS E DISCUSSÃO**

14 **4.1 Análise exploratória dos dados**

15

16 Pela estatística descritiva dos dados apresentado na Tabela 3, observa-se que os
17 valores das medidas de tendência central média e mediana para Tib das áreas estudadas, não
18 são semelhantes, o que identifica uma distribuição assimétrica, conforme constatado por
19 CALHEIROS et al. (2009).

20 Com base no critério de Warrick e Nielsen (1980) para classificar o coeficiente de
21 variação – CV (baixo – $CV < 12\%$, médio – $12\% < CV < 60\%$, alto – $CV \geq 60\%$),
22 verificou-se que eles são altos para as três áreas amostrais. Os resultados obtidos são
23 concordantes com aqueles obtidos por EGUCHI et al., (2003) e AMARO FILHO et al.,

1 (2007). FARIAS (1999) destaca que a Tib possui alta variabilidade (153,55 % < CV < 228,92
2 %) e não apresenta estrutura de dependência espacial definida.

3
4 **Tabela 3.** Análise exploratória da taxa infiltração da água no solo (mm h⁻¹)
5

Estatística	CTI	FEI	IAPAR
N° elementos amostrais	36	36	36
Média	45,71	22,61	31,70
Mínimo	8,33	5,34	6,76
1° Quartil	19,01	15,35	15,68
Mediana	38,79	18,99	25,87
3° Quartil	57,55	22,54	43,01
Máximo	136,80	76,59	89,37
Desvio-padrão	30,97	20,16	16,56
CV (%)	76,38	69,05	67,09

6 CV: Coeficiente de Variação.
7

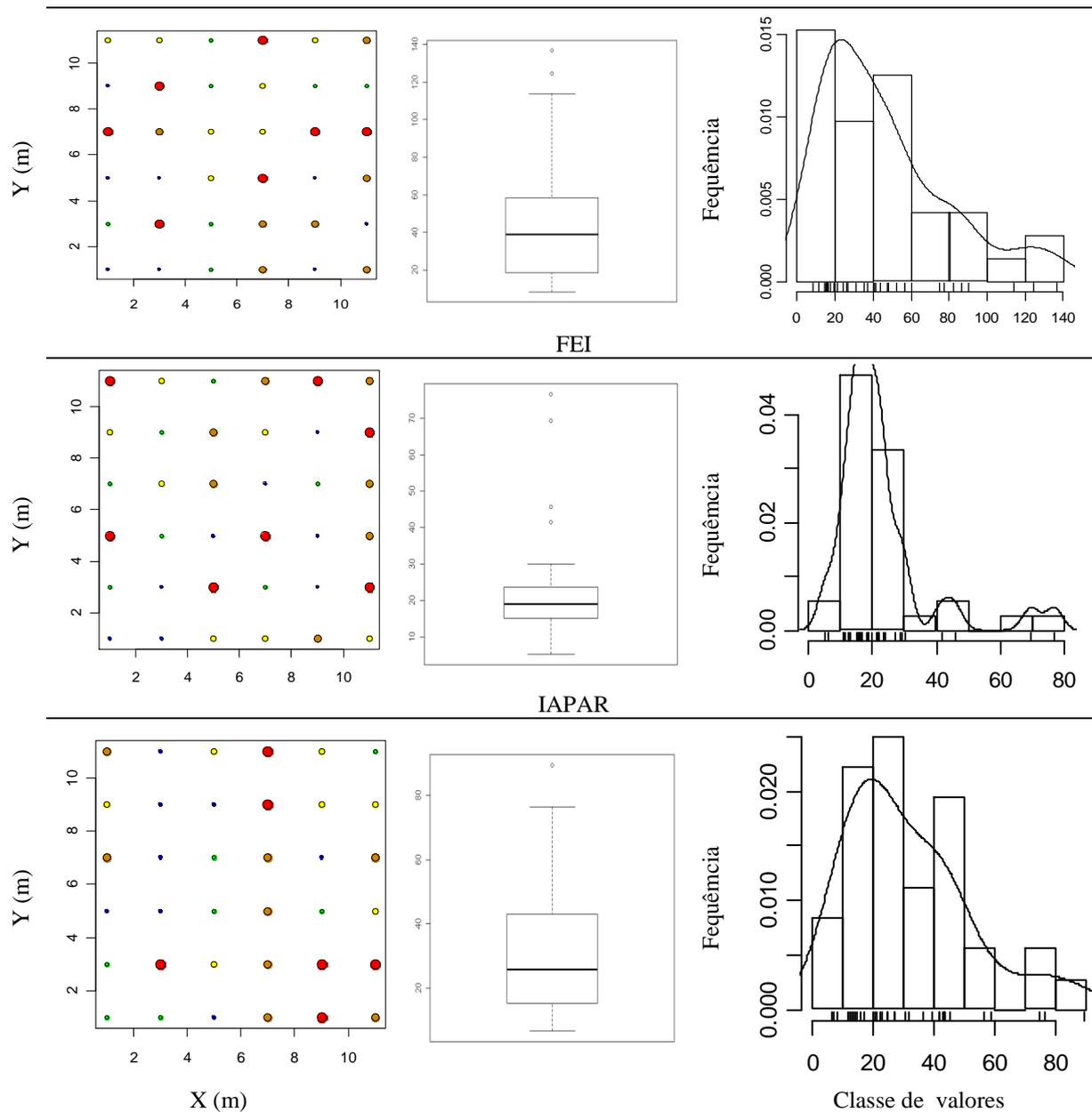
8 Na Figura 3 podem ser vistos o gráfico boxplot, os pontos que produzem alta
9 variabilidade aos dados e distorção destes em torno da média, prejudicam sua normalidade,
10 denominados outliers. Embora existam valores que distanciam dos conjuntos de dados, não
11 foram considerados outliers, pois são valores semelhantes aos valores vizinhos.

12 Ainda na Figura 3 o comportamento dos histogramas de frequências das diferenças
13 entre os pontos amostrados; a existência de normalidade dessas diferenças é de fundamental
14 importância em estudos que utilizam os algoritmos de máxima verossimilhança, a qual
15 consiste da aplicação de um modelo multivariado normal (RIBEIRO JUNIOR e DIGGLE,
16 2001). Pode-se verificar a assimetria à direita da distribuição mostrada na Figura 3, uma
17 possível distribuição log normal, comum para esta variável do solo.

18

19

CTI



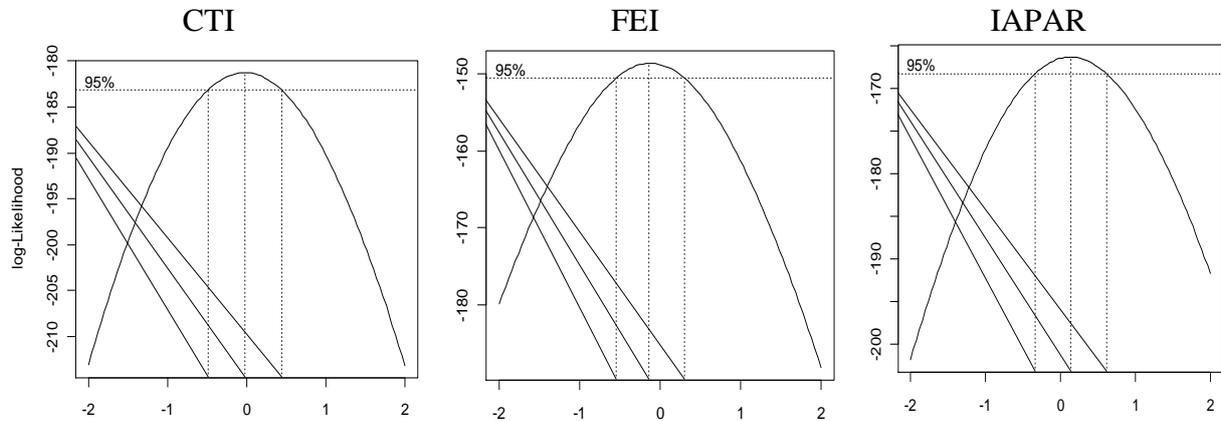
1 **Figura 3.** Dispersão da taxa de infiltração básica de água no solo nas três áreas.

2

3 Na Figura 4, observa-se o gráfico do perfil de verossimilhança do parâmetro da
 4 transformação Box-Cox. Os resultados das estimativas do parâmetro da família de
 5 transformações Box-Cox com os respectivos intervalos de confiança dos conjuntos de dados
 6 CTI, FEI e IAPAR, verificando-se que os modelos não tiveram distribuição aproximadamente
 7 normal, o que identifica uma distribuição assimétrica, conforme constatado por

1 EGUICHI et al. (2003), MONTENEGRO e MONTENEGRO (2006). Como os intervalos de
 2 confiança incluem o valor 0, adotou-se em todos os casos a transformação em Log.

3



4 **Figura 4.** Transformação Box-Cox

5

6 4.2 Análise Geoestatística

7

8

9

10 Pressupõem-se a tendência de estacionaridade, cujos dados, tem media e variância
 11 considerados como constante. Portanto os modelos foram ajustados para os semivariogramas,
 12 apresentados os resultados das estimativas dos parâmetros (τ^2 , σ^2 e ϕ) da função de
 13 verossimilhança (Tabela 2). Para as três áreas estudadas ajustadas ao modelo exponencial
 14 sugerido por GOMES et al., (2007).

14

15 **Tabela 2.** Estimativas dos parâmetros utilizando-se os estimadores de máxima
 16 verossimilhança para modelo exponencial de correlação

Parâmetros	CTI	FEI*	IAPAR
Efeito pepita (τ^2)	0,3963	0,2885	0,0020
Patamar ($\sigma^2 + \tau^2$)	0,5319	-	0,4318
Alcance (ϕ)	3,9923	-	1,1064
β_0	3,5583	2,9640	3,2648
GDE	0,25	-	0,99

17 GDE: grau de dependência espacial; *efeito de pepita puro

18

1 De acordo com o critério de CAMBARDELLA et al. (1994), a área amostral do CTI
2 apresentou fraca dependência espacial, enquanto a área amostral do IAPAR apresentou forte
3 dependência espacial (Tabela 2). Segundo SILVA et al., (2003) e MACHADO et al., (2007),
4 isso demonstra que os semivariogramas explicam a maior parte da variância dos dados
5 amostrais. Os dados de Tib para a área do CTI permitiram ajuste ao modelo e exponencial,
6 com alcance de dependência espacial de 11,97 m. Na área do IAPAR o alcance de
7 dependência espacial foi de 3,31 m.

8 MIGUEL et al. (2009) avaliaram a variabilidade de infiltração de água no solo em
9 duas profundidades e encontraram dependência espacial de moderada a forte, caracterizando
10 assim necessidade da utilização de ferramenta da krigagem ordinária, a fim de se delimitarem
11 possíveis zonas de manejo diferenciado.

12 Outra observação importante referente aos semivariogramas da Tib da área amostral
13 da FEI apresentou um efeito pepita puro, sendo o único ajuste dessa natureza. Segundo
14 GOMES et al., (2007), esse fato reflete a alta variabilidade apresentada por essa variável,
15 sendo que, a ocorrência do efeito pepita puro permite inferir que as amostras para estudo de
16 Tib, nesta parcela experimental, devem ser feitas a distâncias menores que as utilizadas na
17 amostragem deste trabalho assegurando maior precisão das pesquisas como sugerido também
18 por OLIVEIRA et al. (2006).

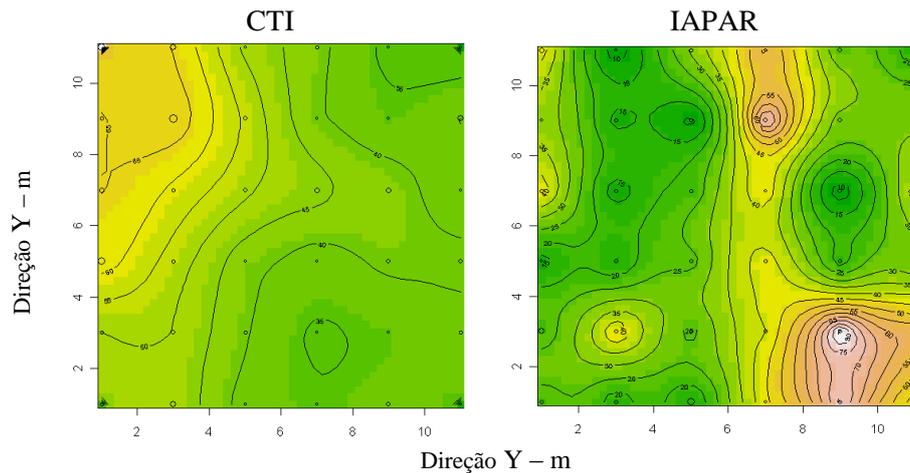
19

20 **4.2.2. Predição Espacial**

21

22 Para estimativa de valores em locais não amostrados, foi gerado mapas de distribuição
23 espacial (Figura 5), foram obtidos por interpolação por meio da krigagem, a partir dos
24 parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas.

25



1 **Figura 5.** Distribuição espacial da Tib estudadas nas áreas de amostragem

2

3 Para construção do mapa de probabilidade de escoamento superficial teve como
 4 critério uma intensidade de aplicação dos aspersores utilizadas em experimentos de cada área
 5 de amostragem estudada (Figura 6). Para área de amostragem do CTI, utilizou uma
 6 intensidade de aplicação dos aspersores de 12 mm h^{-1} (FRIZZONE et al. 2007), na área de
 7 amostragem do IAPAR, utilizou uma intensidade de aplicação de $6,9 \text{ mm h}^{-1}$ (ALMEIDA et
 8 al. 2011).

9 Na Figura 6, observa-se o mapa de probabilidade para predição da ocorrência para que
 10 a intensidade de aplicação de água dos aspersores exceda a Tib, ocorrendo perda por
 11 escoamento superficial. Verifica-se baixa probabilidade de ocorrência de escoamento
 12 superficial para duas áreas de amostragem, apresentando um adequado dimensionamento dos
 13 sistemas de irrigação por aspersão.

14

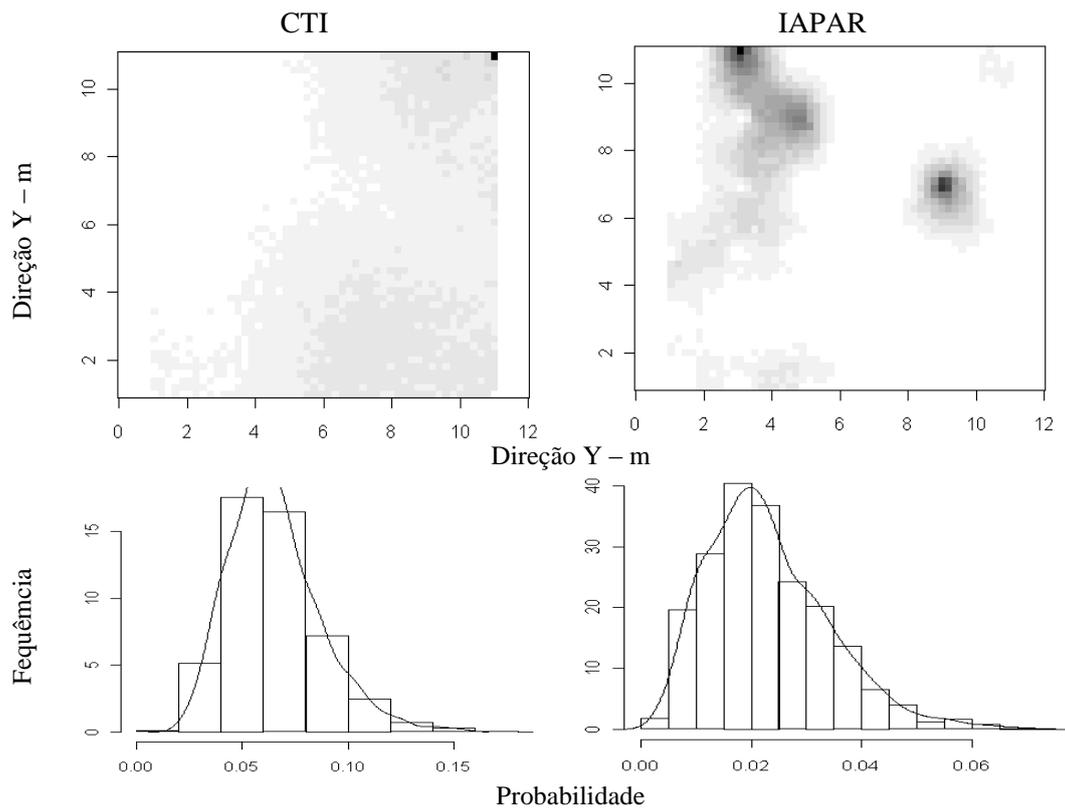
15

16

17

18

19



1 **Figura 6.** Mapa de probabilidade da intensidade de aplicação dos aspersores de 6,9 e
 2 12 mm h^{-1} dos aspersores excede a permeabilidade do solo, ocorrendo perdas por
 3 escoamento superficial.

6 CONCLUSÃO

6 Verificou-se estrutura de dependência espacial para área experimental do CTI e FEI,
 7 sendo somente forte a variável Tib da área amostragem da FEI.

8 Pelos parâmetros de variabilidade espacial, sugerem-se as distâncias entre amostras de
 9 3 e 12 metros para Tib nas áreas CTI e FEI, respectivamente.

7 REFERÊNCIAS

- 1
- 2 ALMEIDA, E. L. D. de. **Irrigação de plantas forrageiras tropicais e sorgo granífero na**
- 3 **região do arenito Caiuá - Paraná.** 2011. 65f. Dissertação (Mestrado) – Universidade
- 4 Estadual de Maringá, Maringá, 2011.
- 5 AMARO FILHO, J.; NEGREIROS, R.F.D.; ASSIS JÚNIOR, R.N. & MOTA, J.C.A.
- 6 Amostragem e variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho em
- 7 Mossoró, RN. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, 31:415-422, 2007.
- 8 BOX, G. E. P.; COX, D. R. An Analysis of transformations. **Journal of the Royal Statistical**
- 9 **Society**, v.26, n.2, p.211-252, 1964.
- 10 CALHEIROS, C. B. M. et al. Definição da taxa de infiltração para dimensionamento de
- 11 sistemas de irrigação por aspersão. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e**
- 12 **Ambiental**, Campina Grande, v. 13, n. 6, p. 665-670, 2009.
- 13 CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN,
- 14 D.L.; TURCO, R.F.; KONOPKA, A.E. Field-scale variability of soil properties in Central
- 15 Iowa Soils. *Soil Science Society of America Journal*, Madison, v.58, n. 5, p. 1501-1511,
- 16 1994.
- 17 DIGGLE, P. J.; RIBEIRO JR, P. J. Model based geostatistics. New York: Springer, 2007.
- 18 230p.
- 19 EGUCHI, E. S.; SILVA, E. L.; OLIVEIRA, M. S. Variabilidade espacial da condutividade
- 20 hidráulica do solo saturado e da taxa de infiltração básica determinadas “in situ”. **Ciência**
- 21 **Agrotecnologia**, Lavras, Edição especial p.1607-1613, 2003.
- 22 FARIAS, M. S. S. **Diagnóstico da necessidade de drenagem no perímetro irrigado de São**
- 23 **Gonçalo.** 1999. 75f. Dissertação de Mestrado - Universidade Federal de Paraíba, Campina
- 24 Grande, 1999.

1 FRIZZONE, JOSÉ A.; REZENDE, ROBERTO; GONCALVES, ANTONIO C. A.; HELBEL
2 JUNIOR, Celso. Produtividade do feijoeiro sob diferentes uniformidades de distribuição
3 de água na superfície e na subsuperfície do solo. **Engenharia Agrícola**. v.27, n.2, pp.
4 414-425 2007.

5 GOMES, N. M.; FARIA, M. A. de; SILVA, A. M. da; MELLO, C. R. de; VIOLA, M. R.
6 Variabilidade espacial de atributos físicos do solo associados ao uso e ocupação da
7 paisagem. **Revista Brasileira de engenharia agrícola e ambiental**, Campina Grande,
8 vol.11, n.4, p. 427-435. 2007.

9 R DEVELOPMENT CORE TEAM R. A language and environment for statistical computing.
10 Vienna, R Foundation for Statistical Computing, 2005. URL <http://www.R-project.org>

11 RIBEIRO JR., P. J.; DIGGLE, P. J. The geoR package functions for geostatistical data
12 analysis: **R.News**, v.1, n.2, p.15-18, 2001.

13 RIBEIRO JÚNIOR, P. J. **Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial de**
14 **parâmetros do solo**. 1995. 99f. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura
15 “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, 1995.

16 SILVA NETO, S. P. da; SANTOS, A. C. dos; LEITE, R. L. de L.; DIM, V. P.; CRUZ, R. S.
17 da; PEDRICO, A; NETO, D. N. das N.; Análise espacial de parâmetros da fertilidade do
18 solo em região de ecótono sob diferentes usos e manejos. **Ciências Agrárias**, Londrina, v.
19 32, n. 2, p. 541-552, abr/jun. 2011.

20 VIEIRA, S.R. **Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo**. In: NOVAIS
21 R.F.; ALVAREZ, V., V.H. & SCHAEFER, G.R., Tópicos em ciência do solo. Viçosa,
22 Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v.1, p.1-54.

23 ZIMMERMANN, B., E. ZEHE, N. K. HARTMANN, AND H. ELSENBEER. Analyzing
24 spatial data: An assessment of assumptions, new methods, and uncertainty using soil
25 hydraulic data, **Water Resour. Res.**, 44, 2007.

1 INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Censo agropecuário –
2 2006. Rio de Janeiro, 2009.

3 PAULINO, J.; FOLEGATTI M.V.; ZOLIN, C.A.; SÁNCHEZ-ROMÁN, R.M.; JOSÉ, J.V.;
4 Situação da agricultura irrigada no Brasil de acordo com o censo agropecuário 2006.
5 *Irriga*, Botucatu, v. 16, n. 2, p. 163-176, abril-junho, 2011.

6

7