

**ESTACIONARIDADE E SIMETRIA DAS DISTRIBUIÇÕES DE UMIDADE DO SOLO E DE VARIÁVEIS DE PRODUÇÃO E SUAS ANÁLISES VARIOGRÁFICAS**Anderson Takashi Hara<sup>1</sup>, Antônio Carlos Andrade Gonçalves<sup>2</sup>, Jhonatan Monteiro de Oliveira<sup>3</sup>, Roberto Rezende<sup>2</sup> & André Maller<sup>4</sup>

1 - Doutor em agronomia, Engenheiro Agrônomo, UEM/Maringá, PR, E-mail. haratakashi1987@gmail.com.

2 - Doutor, Professor, Engenheiro Agrícola, UEM/Maringá, PR, E-mail. goncalves.aca@gmail.com.

3 - Mestre em agronomia, Engenheiro Agrônomo UEM/Maringá, PR, E-mail. jhonatan25monteiro@gmail.com.

4 - Doutor, Professor, Engenheiro Agrônomo, UNEMAT, MT, E-mail. anmaller@gmail.com.

**Palavras-chave:**componente determinístico  
estacionaridade intrínseca  
geoestatística**RESUMO**

A geoestatística é a ferramenta mais adequada para a descrição da variabilidade espacial de variáveis. Em uma análise geoestatística, é exigido o atendimento da hipótese de estacionaridade intrínseca dos dados para uma correta descrição da variabilidade espacial, que é expressa pelo semivariograma experimental. Contudo, a hipótese intrínseca pode ser negada caso o conjunto de dados apresente componentes determinísticos, presença de efeito proporcional ou falta de assimetria. O objetivo do presente estudo foi avaliar o efeito do não atendimento à estacionaridade intrínseca, decorrente da existência de componente determinístico, de efeito proporcional e do efeito da transformação de dados das variáveis em estudo, na sua análise variográfica. O experimento foi conduzido na área experimental do Departamento de Agronomia da Universidade Estadual de Maringá (UEM), em Maringá, PR. Foram realizadas análises geoestatísticas das variáveis de produção e de umidade do solo da unidade experimental. A remoção do componente determinístico, a presença do efeito proporcional e a logaritimização dos dados não modificaram a estrutura espacial das variáveis quando estas apresentaram simetria da distribuição dos dados.

**Keywords:**Deterministic component  
intrinsic stationarity  
geoestatistics**STATIONARITY AND SYMMETRY OF SOIL MOISTURE DISTRIBUTIONS AND PRODUCTION VARIABLES AND THEIR VARIOGRAPHIC ANALYSIS****ABSTRACT**

Geostatistics is the most appropriate tool for mapping spatial variability of variables. In a geostatistical analysis, geostatistics is required to meet the hypothesis of intrinsic data stationarity for a correct description of the spatial variability, which is quantified by experimental semivariogram. However, the intrinsic hypothesis may be negated if the data set presents deterministic components, presence of proportional effect or lack of asymmetry. The objective of the present study was to assess the effect of the existence of deterministic components, proportional effect and the effect of data transformation of the variables under study, in their variographic analysis. The experiment was conducted in the experimental area of the Department of Agronomy of the State University of Maringá (UEM), in Maringá, Paraná. Geostatistical analyzes were carried out on the production and soil moisture variables of the experimental unit. The removal of the deterministic component, the presence of proportional effect and the logarithmization of the data did not modify the spatial structure of the variables when they showed data distribution symmetry.

## INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, análises estatísticas usuais, geralmente baseadas na independência das observações, têm sido substituídas por análises espaciais, em que se consideram as correlações entre observações vizinhas (HAMLETT et al., 1986). Essas análises são baseadas na teoria das variáveis regionalizadas, formalizada por MATHERON (1963), base da geoestatística, possibilitando investigar a dependência espacial (JOSÉ et al., 2013).

Antes de se proceder a uma análise geoestatística, essa ferramenta necessita do atendimento da hipótese de estacionaridade intrínseca (VIEIRA, 2000). A hipótese intrínseca é definida por GRIPP (1992) como sendo a esperança matemática de  $Z(s_i)$ ,  $E [Z(s_i)]$ , não depende da posição do ponto experimental  $s_i$ , ou seja:  $E [Z(s_i)] = \mu$ ; e, para todo vetor  $h$ , a diferença ( $Z(s_i) - Z(s_i + h)$ ) tem uma variância finita, dependente do vetor  $h$ .

Os valores de uma variável regionalizada podem ser descritos pelo seguinte modelo matemático (OLIVER & KHAYRAT, 2001):

$$Z(s_i) = \mu + \varepsilon(s_i) \quad (1)$$

em que,

$Z(s_i)$  = valor da variável  $Z$  na posição do espaço  $s_i$ ;  
 $\mu$  = média dos valores da variável  $Z$ ; e  
 $\varepsilon(s_i)$  = erro aleatório na posição do espaço  $s_i$ .

Se a hipótese intrínseca de uma variável regionalizada for confirmada, pode-se assumir que o componente  $\varepsilon(s_i)$  existe em função do vetor  $h$ . Entretanto, quando é negada a hipótese intrínseca, o componente  $\varepsilon(s_i)$  pode apresentar uma relação funcional com o vetor  $h$  e com a posição  $s_i$ , devido à existência de um componente determinístico, promovendo um viés nas análises geoestatísticas. Em outros casos, o componente  $\varepsilon(s_i)$  pode ser uma resultante de uma relação funcional com o vetor  $h$ , e somado com o erro estocástico não estruturado no processo de coleta de dados desta variável, resultando em valores com distribuição assimétrica. Dentre as principais causas do não atendimento da hipótese intrínseca, podem-se destacar a presença de componente determinístico,

a ausência de simetria na distribuição dos dados e a presença de efeito proporcional.

A presença de um componente determinístico pode ser contornada utilizando-se um modelo obtido por meio de regressão polinomial (GONÇALVES et al., 2001; BETTÚ & FERREIRA, 2005; DALCHIAVON, 2012; SILVA et al., 2012; LISBÔA et al., 2016), que permite a remoção desse componente.

A transformação logarítmica é outra ferramenta empregada nos trabalhos com geoestatística, pelo fato de que a transformação dos dados reduz a assimetria da distribuição (ALVARENGA et al., 2011), aumentando a probabilidade de que a primeira condição da hipótese intrínseca seja atendida, como pode ser observado nos trabalhos de ALVARENGA et al. (2011), BASSO et al. (2011), SANTOS et al. (2011), JOSÉ et al. (2013), OLIVEIRA et al. (2013), MELLO et al. (2016).

A inexistência de efeito proporcional é comprovada quando a média e a variância dos dados são constantes na área de estudo (DALCHIAVON et al., 2012). A técnica das janelas móveis é uma ferramenta que possibilita a identificação do efeito proporcional (MALLANTS et al., 1996), permitindo a identificação de valores anômalos presentes no conjunto de dados.

Em virtude da escassez de estudos a respeito deste tema, este trabalho foi desenvolvido com o objetivo de avaliar o efeito da ausência de estacionaridade intrínseca sobre a análise variográfica de uma série de dados. Para isso, avaliou-se a presença de componente determinístico, de efeito proporcional e do efeito da transformação de dados das variáveis em estudo, as quais foram a umidade do solo na área experimental e variáveis de produção da cultura de rúcula.

## MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi realizado no ambiente protegido localizado no Centro Técnico de Irrigação (CTI) da Universidade Estadual de Maringá (UEM), em Maringá, PR, apresentando uma estrutura de cobertura tipo arco, com 30 m de comprimento, 6,9 m de largura e 3,5 m de pé direito. O ambiente protegido, assim como a unidade experimental, está orientado no sentido Norte/Sul.

A unidade experimental foi constituída por um canteiro com dimensões de 2 m de comprimento, 0,4 m de largura e 0,1 m de altura. O solo da unidade experimental pertence à classe NITOSSOLO Vermelho Distroférico. Sobre a unidade experimental foi instalado o sistema de irrigação de gotejamento com duas linhas laterais separadas entre si por uma distância de 0,2 m e 2 m de comprimento. Cada linha lateral foi constituída por tubos gotejadores AIT-P1 Light Dripline, de polietileno de baixa densidade de 16 mm de diâmetro. Os gotejadores apresentam vazão nominal de 1,5 L h<sup>-1</sup> por gotejador, empregando-se uma pressão de serviço de 100 KPa.

Trinta dias antes do plantio da cultura foi realizada a análise química do solo da unidade experimental (Tabela 1), posteriormente foi feita a calagem para elevar a saturação de bases a 80% (CARVALHO *et al.*, 2012) e a adubação orgânica, utilizando-se 2,6 kg m<sup>-2</sup> de esterco bovino curtido. Antes do plantio da cultura foi realizada a adubação mineral, considerando-se as doses de 40, 300 e 60 kg ha<sup>-1</sup> de nitrogênio, P<sub>2</sub>O<sub>5</sub> e K<sub>2</sub>O, respectivamente, de acordo com a recomendação de TRANI (2012).

Antes da semeadura da rúcula, foi realizado o teste de uniformidade do sistema de irrigação da unidade experimental considerando-se todos os gotejadores. Foram calculados os coeficientes de uniformidade de Christiansen.

A semeadura da cultura foi realizada manualmente nos canteiros utilizando-se espaçamento de 0,2 m entre linhas e 0,05 m entre plantas na linha de semeadura (SOUZA *et al.*, 2010). Foi utilizada a cultivar de rúcula folha larga e as sementes foram posicionadas a 0,01

m de profundidade, compondo três linhas de semeaduras na unidade experimental. Uma linha de semeadura foi disposta na parte central da unidade experimental, sendo situada entre duas linhas laterais de irrigação. As duas linhas de semeadura restantes foram dispostas a 0,1 m de distância de cada linha lateral de irrigação, de modo que as três linhas de semeadura estivessem distanciadas entre si a 0,2 m.

O manejo da irrigação foi baseado no potencial de água no solo, utilizando-se o valor de -25 kPa como referência (KOETZ *et al.*, 2012; MONTEIRO *et al.*, 2016). O potencial de água no solo foi medido por meio do tensiômetro, sendo que a cápsula cerâmica foi instalada a 0,05 metros de profundidade, entre as duas linhas laterais, na parte central da unidade experimental. Foram realizadas três aplicações de cobertura dos nutrientes N e K, utilizando-se em cada aplicação 40 kg de N e 10 kg de K<sub>2</sub>O por hectare, via fertirrigação, iniciadas na terceira semana após a emergência das plantas, com intervalo entre as aplicações de uma semana.

No momento da colheita, foram descartadas as duas linhas de bordadura, utilizando-se apenas a linha central de plantio da unidade experimental. Cada planta de rúcula foi colhida e acondicionada em sacos plásticos, sendo referenciada a posição de colheita de cada planta, compondo um total de 31 plantas ao longo de 1,55 metros de distância. No laboratório, em cada planta de rúcula referenciada foi medida a massa fresca total (MFT), a massa fresca comercial (MFC) e o número de folhas (NF). Na medida de massa fresca comercial e número de folhas foram desconsideradas as folhas senescentes. Na contagem do número de folhas

**Tabela 1.** Análise química do solo antes da implantação do experimento

Variáveis	Unidade	Valores
pH em CaCl <sub>2</sub>	-	5,4
pH em H <sub>2</sub> O	-	6,1
Matéria orgânica	g dm <sup>-3</sup>	12,61
Fósforo (Mehlich)	mg dm <sup>-3</sup>	9,6
Potássio	cmolc dm <sup>-3</sup>	0,2
Cálcio	cmolc dm <sup>-3</sup>	3,44
Magnésio	cmolc dm <sup>-3</sup>	1,4
CTC	cmolc dm <sup>-3</sup>	8,11
V%	-	62,25%

das plantas foram consideradas as folhas que apresentaram um comprimento de limbo superior a 0,01 metros.

Foi avaliada a variabilidade espacial da umidade do solo na unidade experimental, coletando-se 31 amostras de solo referenciadas ao longo da área central da unidade experimental, correspondentes às posições em que foram amostradas as plantas de rúcula, sendo realizadas após a colheita. Primeiramente, foi feita a irrigação da unidade experimental adicionando uma lâmina de 29,4 mm. A lâmina adicionada foi suficiente para elevar a umidade do solo da unidade experimental acima da capacidade de campo até a profundidade do solo de 0,1 m. Foi realizada a coleta das amostras deformadas de solo para a determinação da umidade do solo quando o potencial de água no solo, registrado pelo tensiômetro, atingiu o valor de -6 KPa, correspondente ao potencial na capacidade de campo, que ocorreu cerca de 25 horas após a irrigação. Para a coleta das amostras de solo foi utilizado um cilindro de PVC com dimensão de 0,03 metros de diâmetro e 0,05 metros de comprimento. Cada amostra de solo coletada foi acondicionada em latas de alumínio, tampadas imediatamente após a coleta, e no laboratório foi determinada a umidade do solo (U), com base em massa.

Com o propósito de avaliar o efeito do atendimento, ou não, da hipótese intrínseca nas análises variográficas foram utilizadas três séries de dados: dados experimentais originais, dados experimentais logaritmizados ( $_{(1)}$ ) e dados experimentais residuais ( $_{(2)}$ ). Para os dados originais (U, MFT, MFC e NF), não foi realizada qualquer modificação; os dados experimentais logaritmizados ( $U_{(1)}$ ,  $MFT_{(1)}$ ,  $MFC_{(1)}$  e  $NF_{(1)}$ ) foram obtidos por meio da transformação logarítmica, em base decimal, dos valores, após o que eles foram multiplicados por um fator 10.

Para a obtenção dos dados experimentais residuais ( $U_{(2)}$ ,  $MFT_{(2)}$ ,  $MFC_{(2)}$ ,  $NF_{(2)}$ ), foi realizada, primeiramente, uma análise de regressão polinomial de segundo grau, estabelecendo-se uma relação dos valores das variáveis originais em função da posição de coleta das amostras. Esse processo teve como propósito a identificação de um possível componente determinístico existente nos valores das variáveis originais. A presença do componente determinístico em uma determinada variável foi comprovada por meio da significância dos coeficientes do modelo adotado, considerando-

se um nível de significância de 5%. Posteriormente, as variáveis que apresentaram um componente determinístico foram submetidas a um processo de remoção deste, de acordo com a equação 2:

$$R_{ij} = Y_{ij} - (b_1 x_{ij} + b_2 x_{ij}^2) \quad (2)$$

em que,

$R_{ij}$  = dados residuais da variável j na posição i;

$Y_{ij}$  = variável j na posição i;

$b_1$  e  $b_2$  = coeficientes angulares do modelo que descreve o componente determinístico; e

$X_{ij}$  = posição no espaço que se encontra a variável j na posição i.

Com o propósito de averiguar a existência do efeito proporcional, procedeu-se à técnica de janelas móveis, para as variáveis originais, transformadas e residuais, estabelecendo-se a relação entre a variância e a média. Foram utilizados cinco valores para cada janela, nos cálculos da variância e da média.

Foram construídos semivariogramas para descrever a continuidade espacial das variáveis da planta e do solo, utilizando-se os dados originais, logaritmizados e residuais. Foi ajustado o modelo esférico para todos os semivariogramas. Para a construção e ajustes de modelos ao semivariograma, foi utilizado o *software* VARIOWIN. O semivariograma experimental foi estimado por:

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

em que,

$\gamma(h)^*$  = semivariância estimada; e

$N(h)$  = número de pares de valores da variável Z, medidos em pontos separados pelo vetor h.

Como objetivo de comparar os semivariogramas, estes foram escalonados de acordo com a metodologia descrita por GONÇALVES et al. (1999), utilizando-se as variâncias amostrais.

O ajuste dos modelos aos semivariogramas experimentais foi realizado por meio do programa estatístico R, utilizando-se os pacotes nls2 e a função *.lm.R*, e os coeficientes dos modelos validados pelo teste “t” no nível de probabilidade de 5%.

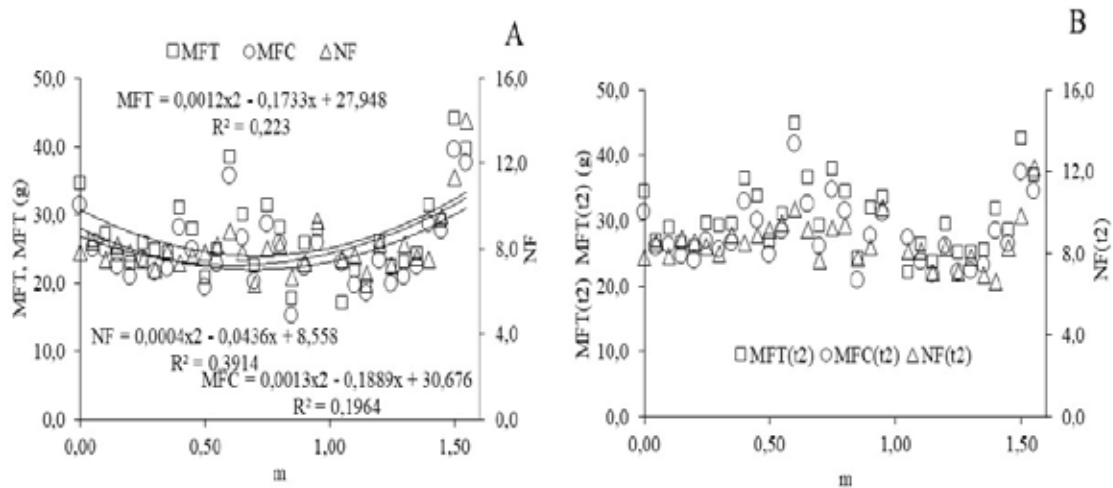
## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para a variável U, não foi identificado componente determinístico em função da posição espacial de amostragem, de acordo com a análise de regressão polinomial, adotando-se um nível de significância de 5%, utilizando-se o teste “t” na validação dos coeficientes do modelo.

As variáveis MFT, MFC e NF apresentaram componente determinístico, sendo descrito pelo modelo apresentado na Figura 1A. O componente determinístico é justificado provavelmente pela maior disponibilidade de nutrientes, água e luz solar para as plantas localizadas nas extremidades

da área experimental, propiciando melhor condição de desenvolvimento da cultura. Com a remoção desse componente (Figura 1B), as distribuições de valores das variáveis MFT, MFC e NF foram assumidas como intrinsecamente estacionárias.

A estatística descritiva das variáveis é apresentada na Tabela 2. Os dados das variáveis MFC, NF e  $NF_{(t1)}$  não apresentam distribuição normal, de acordo com o teste de Shapiro-Wilk, no nível de 5% de probabilidade. Contudo, analisando-se o coeficiente de assimetria dos dados originais e logaritmizados, pode-se assumir que a distribuição não apresenta caudas muito alongadas, que poderia comprometer as análises geoestatísticas (CRESSIE, 1991).



**Figura 1.** Distribuição de valores originais, ao longo da linha central de plantio, para as variáveis MFT, MFC e NF (A) e valores transformados:  $MFT_{(t2)}$ ,  $MFC_{(t2)}$  e  $NF_{(t2)}$  (B) em função da posição de amostragem.

**Tabela 2.** Coeficientes de Assimetria (As) e Curtose (C), p valor do teste de Shapiro-Wilk (SW), média, mediana (Med) e coeficiente de variação (CV) das variáveis em estudo

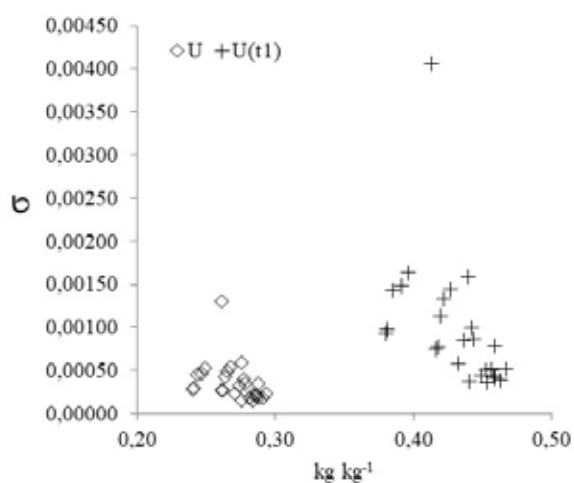
Variável	Média	Med	CV	As	C	SW
U	0,27	0,27	9,32	-0,63	0,22	0,42
MFT	26,90	25,85	22,76	1,01	1,27	0,05
MFC	24,69	23,17	22,31	1,11	1,31	0,01*
NF	8,10	7,83	17,74	2,77	9,61	0,00*
$U_{(t1)}$	0,43	0,44	9,84	-0,88	0,75	0,12
$MFT_{(t1)}$	2,42	2,41	3,90	0,34	0,38	0,77
$MFC_{(t1)}$	2,38	2,36	3,84	0,47	0,61	0,39
$NF_{(t1)}$	1,90	1,89	3,45	2,05	6,04	0,00*
$MFT_{(t2)}$	30,68	29,41	17,89	0,80	0,33	0,12
$MFC_{(t2)}$	27,95	26,59	17,38	0,92	0,76	0,08
$NF_{(t2)}$	8,56	8,37	13,09	1,01	2,42	0,09

\*Significativo a 5% de probabilidade pelo teste de Shapiro-Wilk.

Os maiores valores de coeficiente de variação encontrados foram para as variáveis da planta, com valores acima de 17%, valor próximo ao obtido no trabalho de PORTO et al. (2013). Verifica-se que a transformação logarítmica dos dados originais, para as variáveis MFT e MFC, promoveu uma significativa mudança nos valores de coeficiente de variação, os quais se tornaram inferiores a 4%. Com a transformação logarítmica dos dados, a variável  $MFC_{(t1)}$  passou a apresentar distribuição normal. Houve uma drástica redução do coeficiente de variação para todas as variáveis logaritimizadas, exceto para a variável  $U_{(t1)}$ , na qual o coeficiente de variação é superior ao dado original.

Para as variáveis  $MFT_{(t2)}$ ,  $MFC_{(t2)}$  e  $NF_{(t2)}$ , cujos valores foram obtidos por meio da remoção do componente determinístico, houve uma redução dos coeficientes de assimetria e curtose, promovendo-se uma aproximação da curva teórica de distribuição normal, como pode ser observado pelo desaparecimento da significância para o teste de Shapiro-Wilk para as variáveis MFC e NF.

As relações entre média e variância descrita por meio da técnica de janelas móveis, para os diferentes conjuntos de valores, são apresentadas nas Figuras 2, 3 e 4. De acordo com a Figura 2, pode-se observar que não ocorre efeito proporcional para os valores de umidade do solo ( $U$ ). Para a variável logaritimizada ( $U_{(t1)}$ ), existe uma tendência da redução da variância em função dos valores médios, revelando que a transformação logarítmica produziu um efeito indesejado sobre os valores originais, o qual está associado ao maior valor de CV obtido, decorrente de uma assimetria imposta aos valores originais.



**Figura 2.** Janelas móveis das variáveis  $U$  e  $U_{(t1)}$ .

As variáveis de plantas MFT, MFC e NF, por sua vez, mostram uma tendência de variação proporcional entre média e variância, como pode ser observado nas Figuras 3A, 3D e 3G.

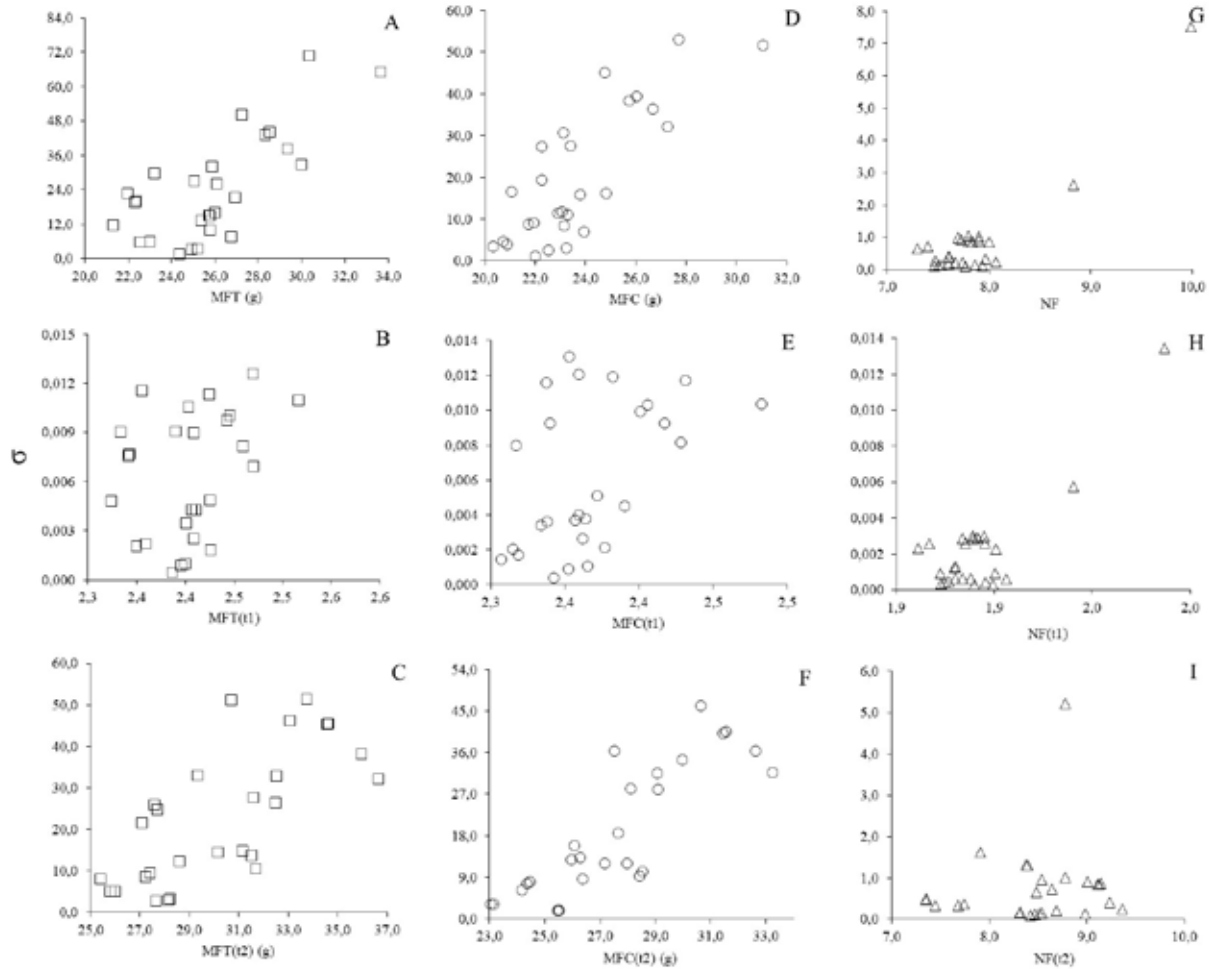
A transformação logarítmica dos dados  $MFT_{(t1)}$  e  $MFC_{(t1)}$  alterou a relação entre a variância e a média, reduzindo a tendência do aumento da variância com o aumento da média, como pode ser observado nas Figuras 3B e 3E. A remoção do componente determinístico para as variáveis MFT e MFC (Figuras 3C e 3F) não promoveu mudanças. No entanto, para a variável  $NF_{(t2)}$ , a remoção do componente determinístico promoveu uma nítida alteração na dispersão de pontos, como pode ser observado na Figura 3I, promovendo-se o desaparecimento de dois valores extremos que estão distanciados da nuvem de pontos.

Os coeficientes dos modelos ajustados para os semivariogramas das variáveis originais e transformadas são apresentados na Tabela 4. Para todas as variáveis, a transformação dos dados não acarretou grandes alterações nos valores de alcance, uma vez que foram encontradas variações entre 4 e 17% nos valores de alcance considerando-se as variáveis não transformadas.

Na Figura 4, são apresentados os semivariogramas escalonados das variáveis em estudo. Observa-se que a transformação logarítmica da variável  $U_{(t1)}$  não promoveu grandes mudanças na estrutura de dependência espacial, promovendo uma variação no alcance na ordem de 2 cm, como pode ser visto na Tabela 4.

Para as variáveis MFT e MFC, foi identificada estrutura de dependência espacial, sendo esta estrutura pouco afetada pela logaritimização dos dados originais ou pela utilização de dados residuais, conforme pode ser observado nas Figuras 4B e 4C.

A transformação logarítmica da variável NF pouco alterou o padrão de dependência espacial comparando-se com os dados originais, como pode ser observado na Figura 4D. No entanto, considerando-se os valores residuais desta variável, é possível observar pelo semivariograma escalonado uma pequena alteração no padrão de dependência espacial, aumentando os valores de semivariância para todo o domínio da função do semivariograma.



**Figura 3.** Janelas móveis da MFT (A),  $MFT_{(t1)}$  (B),  $MFT_{(t2)}$  (C), MFC (D),  $MFC_{(t1)}$  (E),  $MFC_{(t2)}$  (F), NF (G),  $NF_{(t1)}$  (H) e  $NF_{(t2)}$  (I).

**Tabela 4.** Coeficientes dos modelos ajustados para os semivariogramas dos valores originais e transformados

Variáveis	Nugget (C0)	Sill (C)	Range (a)	C0/(C0+C)
			m	
U	0,18	0,87	0,27	0,21
$U_{(t1)}$	0,13	0,90	0,25	0,14
MFT	0,39	0,62	0,29	0,63
$MFT_{(t1)}$	0,15	0,91	0,27	0,16
$MFT_{(t2)}$	-	-	-	-
MFC	0,43	0,69	0,32	0,62
$MFC_{(t1)}$	0,40	0,74	0,30	0,55
$MFC_{(t2)}$	0,50	0,82	0,39	0,61
NF	0,13	0,70	0,25	0,18
$NF_{(t1)}$	0,25	0,64	0,29	0,39
$NF_{(t2)}$	0,27	0,77	0,23	0,35

De acordo com os valores de  $C0/(C0+C)$  apresentados na Tabela 4, com exceção da variável NF, houve melhorias nos variogramas após a transformação logarítmica e remoção do componente determinístico, uma vez que quanto menor o valor da relação  $C0/(C0+C)$  maior é a contribuição da parte estruturada da dependência espacial nos valores de semivariância. Tais resultados foram decorrentes da redução dos valores de CV e da aproximação dos valores dos dados à curva de distribuição normal. Apesar dos indícios da presença do efeito proporcional no conjunto de dados, isso não influenciou na detecção da estrutura de dependência espacial.

Uma possível justificativa para discordância dos resultados para a variável NF pode ser devida ao fato de que a transformação logarítmica e a remoção do componente determinístico retiraram do semivariograma experimental o efeito deste componente sobre os valores de semivariância, tornando menor o valor do componente estruturado, o que foi expresso na relação  $C0/(C0+C)$ .

Uma possível causa para maior valor de  $C+C0$  para a variável  $NF_{(t2)}$  em relação às variáveis NF e  $NF_{(t1)}$  observado no semivariograma escalonado pode ser a normalização dos valores com conseqüente redução de CV, decorrente da transformação dos dados por meio da remoção do componente determinístico. Para esta variável, foi observado que o efeito proporcional gerou uma perturbação na construção do semivariograma experimental. Todavia, o coeficiente alcance do modelo ajustado para o semivariograma da variável  $NF_{(t2)}$  foi pouco alterado em relação ao verificado para as variáveis  $NF_{(t1)}$  e NF (Tabela 4). A falta de normalidade dos dados e a presença do efeito proporcional promoveram alterações principalmente nos valores do patamar na análise variográfica. As transformações contribuíram, em geral, para tornar o valor do patamar mais próximo da unidade, o que está associado à estacionaridade da distribuição da série de dados (GONÇALVES et al., 2001).

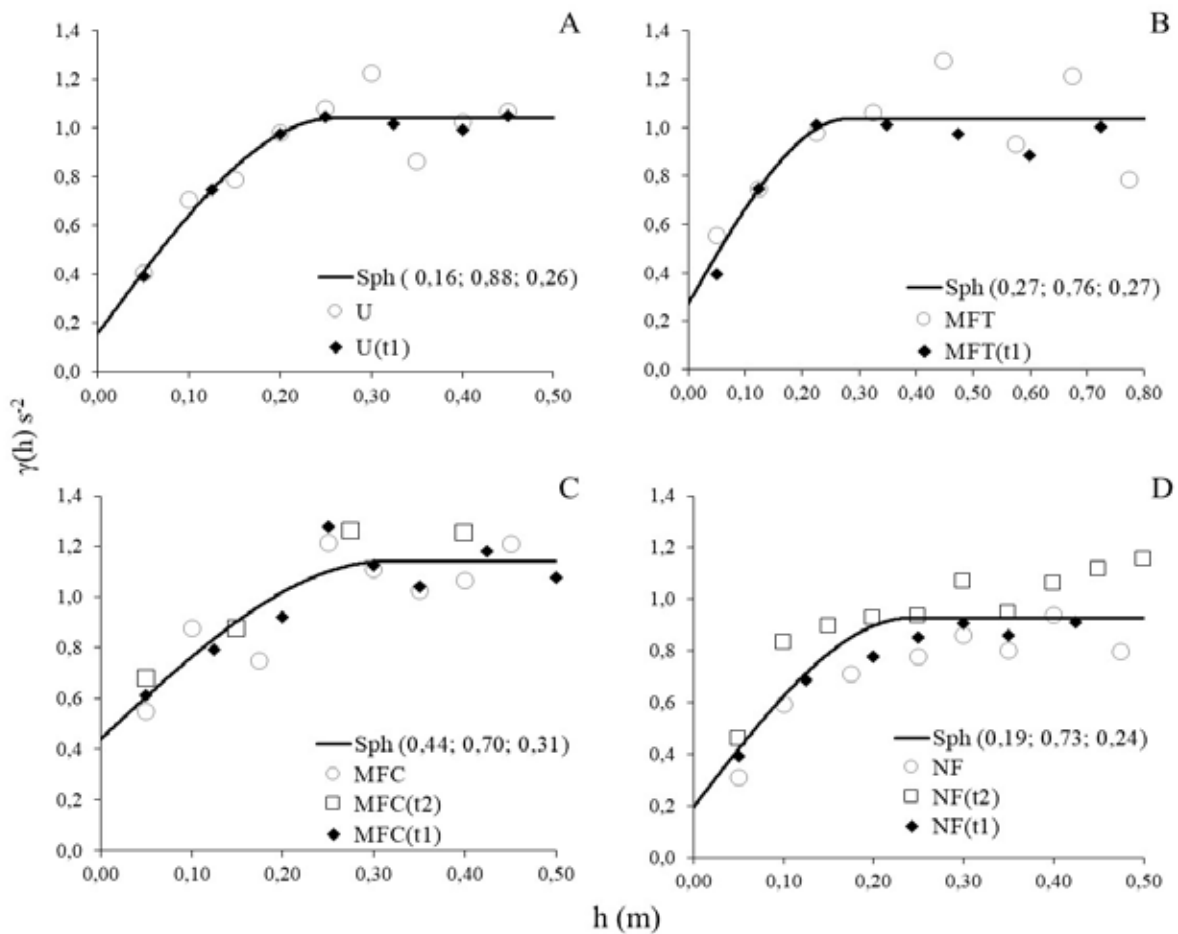


Figura 4. Semivariogramas experimentais escalonados de U (A), MFT (B), MFC (C) e NF (D).



## CONCLUSÕES

- As transformações de dados empregadas no presente estudo, por meio da remoção do componente determinístico e da logaritmização dos dados, além da avaliação da presença de efeito proporcional, contribuíram para tornar as distribuições de dados mais próximas do atendimento à estacionaridade intrínseca. Quando as distribuições originais dos dados apresentam-se simétricas, o efeito destas transformações foi menos relevante.

## AGRADECIMENTOS

À CAPES, pela concessão da bolsa de estudos ao primeiro autor.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVARENGA, C.C.; MELLO, C.R. de.; MELLO, M. de.; VIOLA, M.R. Continuidade espacial da condutividade hidráulica saturada do solo na bacia hidrográfica do Alto Rio Grande, MG. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.35, p.1745-1757, 2011.

BASSO, F.C.; ANDREOTTI, M.; CARVALHO, M.P.; LODO, B.N. Relações entre produtividade de sorgo forrageiro e atributos físicos e teor de matéria orgânica de um Latossolo do cerrado. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, Goiânia, v.41, n.1, p.1135-144, 2011.

BETTÚ, D.F.; FERREIRA, F.J.F. Modelos da superfície potenciométrica do sistema aquífero Caiuá no noroeste do Estado do Paraná: comparação entre krigagem ordinária e krigagem com tendência externa do modelo numérico do terreno. **Águas Subterrâneas**, São Paulo, v.19, n.2, p.55-66, 2005.

CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVACK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO R.F.; KNOPKA, A.E. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society America Journal**, Madison, v.58, p.1240-1248, 1994.

CARVALHO, K.dos.S.; BONFIM-SILVA, E.M.; SILVEIRA, M.H.D.; CABRAL, C.E.A.; LEITE, N. Rúcula submetida à adubação nitrogenada via fertirrigação. **Enciclopédia Biosfera**, Goiânia, v.8, n.15; p.1545, 2012.

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

DALCHIAVON, F.C.; CARVALHO, M.P.; ANDREOTTI, M. MONTANARI, R. Variabilidade espacial de atributos da fertilidade de um latossolo vermelho distroférico sob sistema plantio direto. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v.43, n.3, p.453-461, 2012.

GONÇALVES, A.C.A.; FOLEGATTI, Marcos Vinicius; MATA, José de Deus Viana da. Análise exploratória e geoestatística da variabilidade de propriedades físicas de um argissolo vermelho. **Acta Scientiarum**, Maringá, v.23, n.5, p.1149-1157, 2001.

GONÇALVES, A.C.A. Estabilidade temporal da distribuição espacial da umidade do solo em área irrigada por pivô central. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.23, n.1, p.155-164, 1999.

GRIPP, A.H. Utilização de geoestatística para o tratamento de dados de prospecção geoquímica. **Revista Brasileira de Geociências**, São Paulo, v.22, n. 2, p.248-251, 1992.

HAMLETT, J.M.; HORTON, R. & CRESSIE, N.A.C. Resistant and exploratory techniques for use in semivariogram analyses. **Soil Science Society of America Journal**, v.50, p.868-875, 1986.

JOSÉ, J.V.; REZENDE, R.; GONÇALVES, A.C.A.; SOUZA, R.S.; MARQUES, P.A.A.; ROGÉRIO, F. Spatial data analysis of available water capacity in two classes of soil. **Journal of Food, Agriculture & Environment**, v.11, n.2, p.959-962, 2013.

KOETZ, M.; CARVALHO, K.S.; BONFIM-SILVA, E.M.; REZENDE, C.G.; SILVA, J.C. Rúcula submetida a doses de fósforo em latossolo

vermelho no cerrado. **Enciclopédia Biosfera**, Goiânia, v.8, n.15, p.1554-1562, 2012.

LISBÔA, É.G.; CARVALHO, J.M.C.M.DE; MENDES, R.L.R. O Uso da Geoestatística na Avaliação dos Parâmetros Hidrogeológicos para Compor o Mapa de Vulnerabilidade Intrínseca de Aquíferos. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, Porto Alegre, v.21, p.188-199, 2016.

MALLANTS, D.; MOHANTY, B.P.; JACQUES, D. & FEYEN, J. Spatial variability of hydraulic properties in a multi-layered soil profile. **Soil Science**, v.161, p.167-180, 1996.

MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic Geology**, v.58, p.1246-1266, 1963.

MELLO, Y.R.de; OLIVIERA T.M.N.de. Análise estatística e geoestatística da precipitação média para o município de Joinville (SC). **Revista Brasileira de Meteorologia**, São José dos Campos, v.31, n.2, p.229-239, 2016.

OLIVEIRA, I.R.DE; TEIXEIRA, D.D.B.; PANOSSO, A.R. PANOSSO; CAMARGO, L.A.; JÚNOR, J.M.; PEREIRA, G.T. Distribuição espacial do fósforo disponível no solo, em área de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, n.6, p.1481-1491, 2013.

OLIVEIRA, J.M.; REZENDE, R.; FREITAS, P.S.L; MALLER, A.; HARA, A.T.; SANTOS, F.A.S. Fertilização na cultura da rúcula (*Eruca sativa miller*) Conduzida em ambiente protegido. **Irriga**, Botucatu, v.21, p.438-448, 2016.

OLIVER, M.A.; KHAYRAT, A.L.A geostatistical investigation of the spatial variation of random in soil. **Computer & Geosciences**, v.27, p.939-957, 2001.

PORTO, R.de.A.; BONFIM-SILVA, E.M.; SOUZA, D.S.de.M.; CORDOVA, N.R.M.; POLYZEL, A.C.; SILVA, T.J.A.da. Adubação potássica em plantas de rúcula: produção e eficiência no uso da água. **Revista Agro@ambiente On-line**, Boa Vista, v.7, n.1, p.28-35, 2013.

SANTOS, P.C.dos; SANTANA, A.C.; BARROS, P.L.C.; QUEIROZ, J.C.B.; VIEIRA, T.O.O emprego da geoestatística na determinação do tamanho ótimo de amostras aleatórias com vistas à obtenção de estimativas dos volumes dos fustes de espécies florestais em Paragominas, estado do Pará. **Acta Amazônica**, Manaus, v.41, n.2, p.213-222, 2011.

SILVA, I.M.; PANDORFI, H. ALMEIDA, G.L.P.; GUISELINI, C.; CALDAS, A.M.; JACOB, A.L. Análise espacial das condições térmicas do ambiente pré-ordenha de bovinos leiteiros sob regimes de climatização. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.16, n.8, p.903-909, 2012.

SOUZA, E.Q.; SOUZA, R.J.; CRUZ, M.C.M.; MARQUES, V.B.; FRANÇA, A.C. Produtividade de alface e rúcula em sistema consorciado, sob adubação orgânica e mineral. **Horticultura Brasileira**, Vitória da Conquista, v.28, n.1, p.36-40, 2010.

TRANI, P.E. **Calagem e adubação para hortaliças sob cultivo protegido**. Campinas: Instituto Agrônomo, 2012. p.34.

VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R.F., ALVAREZ, V.H., SCHAEFER, G.R. (ed.) Tópicos em Ciência do solo I. Viçosa: **Sociedade Brasileira de Ciência do Solo**, v.1, p.1-54, 2000.