

**KRIGAGEM ORDINÁRIA E SIMULAÇÃO SEQUENCIAL GAUSSIANA NA INTERPOLAÇÃO DA EMISSÃO DE CO<sub>2</sub> DO SOLO**

DANIEL DE BORTOLI TEIXEIRA<sup>1</sup>, ELTON DA SILVA BICALHO<sup>2</sup>, ALAN RODRIGO PANOSSO<sup>3</sup>, LUCIANO ITO PERILLO<sup>4</sup>, JULIANO LUCIANI IAMAGUTI<sup>5</sup>, GENER TADEU PEREIRA<sup>6</sup> & NEWTON LA SCALA JÚNIOR<sup>7</sup>

---

**RESUMO:** A metodologia adotada na caracterização da variabilidade espacial da emissão de CO<sub>2</sub> do solo pode afetar significativamente a precisão da estimativa obtida. O objetivo deste estudo foi comparar as predições da emissão de CO<sub>2</sub> do solo sob o cultivo de cana-de-açúcar quando estimadas pelos métodos da krigagem ordinária e simulação sequencial gaussiana. O estudo foi conduzido na Fazenda Santa Olga, onde foi instalada uma malha amostral com 141 pontos para avaliar a emissão de CO<sub>2</sub> durante sete dias. Modelos esféricos e gaussianos foram ajustados para a descrição da variabilidade espacial. A técnica de krigagem ordinária produziu, em todos os dias avaliados, uma representação mais próxima aos dados observados em campo, apresentando uma melhoria na acurácia de 7,4 a 34,8% em relação à simulação sequencial gaussiana.

**Palavras-chave:** Respiração do solo, validação externa, transformação logarítmica.

---

<sup>1</sup> Pós-graduando em Agronomia, UNESP/Jaboticabal/Depto. de Ciências Exatas, Via de Acesso Prof. Paulo Donato Castellane s/n 14884-900 Jaboticabal - SP, [daniel.dbt@hotmail.com](mailto:daniel.dbt@hotmail.com)

<sup>2</sup> Pós-graduando em Agronomia, UNESP/Jaboticabal/Depto. de Ciências Exatas, Via de Acesso Prof. Paulo Donato Castellane s/n 14884-900 Jaboticabal - SP, [eltonbicalho@ig.com.br](mailto:eltonbicalho@ig.com.br)

<sup>3</sup> Pós-doutorando em Agronomia, UNESP/Jaboticabal/Depto. Ciências Exatas, Via de Acesso Prof. Paulo Donato Castellane s/n 14884-900 Jaboticabal - SP, [arpanosso@yahoo.com.br](mailto:arpanosso@yahoo.com.br)

<sup>4</sup> Graduando em Agronomia, UNESP/Jaboticabal/Depto. de Ciências Exatas, Via de Acesso Prof. Paulo Donato Castellane s/n 14884-900 Jaboticabal - SP, [lucianoperillo@yahoo.com.br](mailto:lucianoperillo@yahoo.com.br)

<sup>5</sup> Graduando em Agronomia, UNESP/Jaboticabal/Depto. de Ciências Exatas, Via de Acesso Prof. Paulo Donato Castellane s/n 14884-900 Jaboticabal - SP, [jliamaguti@gmail.com](mailto:jliamaguti@gmail.com)

<sup>6</sup> Professor adjunto, UNESP/Jaboticabal/Depto. de Ciências Exatas, Via de Acesso Prof. Paulo Donato Castellane s/n 14884-900 Jaboticabal - SP, [genertp@fcav.unesp.br](mailto:genertp@fcav.unesp.br)

<sup>7</sup> Professor adjunto, UNESP/Jaboticabal/Depto. de Ciências Exatas, Via de Acesso Prof. Paulo Donato Castellane s/n 14884-900 Jaboticabal - SP, [lascala@fcav.unesp.br](mailto:lascala@fcav.unesp.br)

## ORDINARY KRIGING AND SEQUENTIAL GAUSSIAN SIMULATION IN THE INTERPOLATION OF SOIL CO<sub>2</sub> EMISSION

**SUMMARY:** *The methodology used to characterize the spatial variability of soil CO<sub>2</sub> emissions can significantly affect the accuracy of the estimate obtained. The aim of this study was to compare the predictions of soil CO<sub>2</sub> emission under cultivation of sugar cane as estimated by the methods of ordinary kriging and sequential Gaussian simulation. In the study area was installed a sampling grid with 141 points where the emission was measured over a seven-day trial. Spherical and Gaussian models were fitted to describe the spatial variability. The technique of ordinary kriging produced in all the days considered a representation closer to the observed data field, an increase of accuracy ranging from 7.4 to 34.8% over the sequential gaussian simulation.*

**Keywords:** *Soil respiration; external validation; logarithmic transformation.*

### 1 INTRODUÇÃO

O aumento da temperatura média em decorrência do aquecimento global pode provocar graves perdas na produção agrícola brasileira nas próximas décadas (IPCC, 2007). Nesse cenário o problema da fome em diversos países do mundo pode ser agravado, afetando diretamente inúmeras culturas comerciais (PINTO et al., 2008). CO<sub>2</sub>, CH<sub>4</sub> e N<sub>2</sub>O destacam-se como os gases principais causadores do efeito estufa adicional, contribuindo significativamente para o aquecimento global de acordo com os últimos dados do IPCC, devido ao rápido aumento em suas concentrações atmosférica (IPCC, 2007).

A contribuição da queima de combustíveis fósseis, para os gases do efeito estufa (GEE), pode ser facilmente quantificada, considerando que as quantidades de petróleo, carvão e gás natural retirado e consumido por ano são bem conhecidas (OVERPECK; COLE, 2006). Por outro lado a emissão de GEE a partir da agricultura e mudança no uso da terra são mais complexas e difíceis de serem determinadas com precisão (GREGORY et al., 2005). Estima-se que a agricultura seja a segunda maior fonte antropogênica de emissão de GEE, sendo responsáveis por 20% das emissões totais. Apenas a queima de combustíveis fósseis supera a emissão por parte da agricultura, sendo responsável por 66% das emissões totais (IPCC, 2001). Porém no Brasil a realidade é diferenciada do resto do mundo, pois as atividades relacionadas a agricultura correspondem a 21,3% do total das emissões de GEE (CERRI et al., 2009).

A respiração do solo é determinada por um conjunto de fatores bióticos e abióticos (HERBST et al., 2009), tais como temperatura e umidade do solo (EPRON et al., 2004; KOSUGI et al., 2007; PANOSSO et al., 2009), propriedades físicas (DILUSTRO et al., 2005), químicas (LA SCALA et al., 2000; RETH et al., 2005) e biológicas (FANG et al., 1998). Todas estes fatores apresentam autocorrelação espacial. Desta forma a emissão de CO<sub>2</sub> do solo, apresentará, além de sua variabilidade temporal, uma componente estrutural bem definida caracterizada por sua variabilidade espacial (BRITO et al., 2010).

O terceiro levantamento sobre a safra 2010/2011 de cana-de-açúcar (*Saccharum spp.*) divulgado em 2011 pela CONAB (COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO, 2011), estimou uma produção recorde que atingirá cerca de 625 milhões de toneladas, o que representa um aumento de 3,4% em relação à produção obtida na safra 2009/2010. O estado de São Paulo, principal estado produtor brasileiro, possui 4,36 milhões de hectares de cultivo, representando 54,23% da área total brasileira.

Considerando a importância da cultura da cana-de-açúcar para o Estado de São Paulo, torna-se de fundamental importância caracterizar os aspectos principais da emissão de CO<sub>2</sub>, levando-se em conta sua variabilidade espacial. As ferramentas geoestatísticas são adequadas para modelar a dependência espacial das variáveis regionalizadas e tem sido utilizada para descrever a variabilidade da emissão de CO<sub>2</sub> do solo (LA SCALA et al., 2000; PANOSSO et al., 2009).

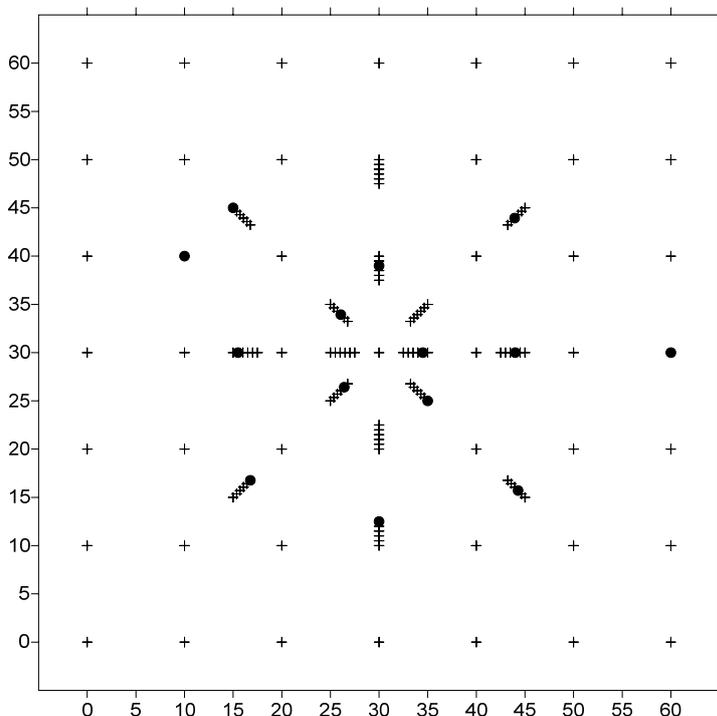
Existe um grande número de algoritmos geoestatísticos que fornecem, através da interpolação de valores em locais não amostrados, um mapa da propriedade em estudo. A krigagem ordinária (KO), tem sido o algoritmo adotado na maioria dos estudos sobre emissão de CO<sub>2</sub> do solo (ROCHETTE et al., 1991; LA SCALA et al., 2000; OHASHI; GYOKUSEN, 2007; KONDA et al., 2008; PANOSSO et al., 2009; BRITO et al., 2010), sendo reconhecida como o método mais favorável para estimativa espacial univariada (HENGL et al., 2004). As simulações, especialmente a simulação sequencial gaussiana (SSG), vem sendo utilizadas como alternativas a krigagem (CARDELLINI et al., 2003; HERBST et al., 2009). Tais métodos eliminam o efeito de suavização presente na krigagem e em outros métodos que visam à minimização da variância, além de incorporar os padrões de continuidade espacial inferidos na variável original e produzir representações mais próximas do real (DEUTSCH; JOURNAL, 1998).

Alguns estudos recentes buscam avaliar o melhor método de interpolação para a respiração do solo (LEWICK et al., 2005). Neste trabalho os métodos de krigagem ordinária e simulação sequencial gaussiana foram testados a fim de verificar qual o método propicia uma estimativa mais acurada da emissão de CO<sub>2</sub> do solo em áreas de cana-de-açúcar na região sudeste do Brasil.

## 2 MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi conduzido na Fazenda Santa Olga (21°21' S, 48°11' W) pertencente à Usina São Martinho, localizada no município de Guariba, São Paulo. Segundo a classificação de Köppen, o clima local é o tropical de verão chuvoso e inverno seco com temperatura média anual de 22,2°C. A precipitação média anual é 1.432 mm, com período de maior concentração de outubro a março e com precipitações mais espaçadas e de menores intensidades de abril a setembro.

A área apresenta cana-de-açúcar (*Saccharum* spp. var. SP87-365) há 8 anos sobre o sistema de cana crua com colheita mecanizada. No dia 13 de julho de 2010 foi instalada uma malha regular de 60 x 60 m contendo 141 pontos espaçados em distâncias que variaram de 0,5 a 10 m, a partir da instalação de colares de PVC utilizados na metodologia de avaliação da emissão de CO<sub>2</sub> do solo (LA SCALA et al., 2000) (Figura 1).



**Figura 1** - Pontos demarcados para coleta de amostras de solo. (•) Pontos utilizados no procedimento de validação externa.

A emissão de CO<sub>2</sub> foi avaliada utilizando-se três câmaras de solos LI-COR 8100. A câmara é acoplada a um sistema de análise que quantifica a concentração de CO<sub>2</sub> em seu interior através da

espectroscopia de absorção óptica na região espectral do infravermelho. As avaliações foram efetuadas durante os períodos das manhãs (8h00min – 9h30min) dos dias julianos 195 (F195), 196 (F196), 197 (F197), 200 (F200), 202 (F202), 204 (F204) e 207 (F207) de 2010.

A análise da emissão de CO<sub>2</sub> foi descrita utilizando a estatística clássica. Considerando que o variograma é fortemente influenciado por distribuições assimétricas positivas, uma vez que, poucos valores extremos podem contribuir para um grande aumento da semivariância (WEBSTER; OLIVER, 2009). Desta forma, antes da análise geoestatística, realizou-se transformações logarítmicas das variáveis (FCO<sub>2</sub>) visando a correção da assimetria dos dados originais. A estatística clássica também foi aplicada aos dados transformados.

A variabilidade espacial (magnitude e direção) foi analisada utilizando a modelagem do variograma experimental, que tem como base a teoria das variáveis regionalizadas (VIEIRA, 2000), o qual é estimado por:

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

em que,  $\hat{\gamma}(h)$  é a semivariância experimental para uma distância de separação  $h$ ,  $Z(x_i)$  é o valor da propriedade FCO<sub>2</sub> no ponto  $i$ , e  $N(h)$  é o número de pares de pontos separados pela distância  $h$ .

A volta da transformação logarítmica (*Back Transformation*) foi realizada diretamente através do anti-log (padrão) ou de forma ponderada, como demonstrado na equação 2.

$$\hat{z}(x_i) = \exp \left[ \hat{y}(x_i) + \frac{\sigma_{\kappa_0}^2(x_i)}{2} \right] \quad (2)$$

em que,  $\hat{z}(x_i)$  é o valor da FCO<sub>2</sub> no ponto  $i$  após a transformação de volta,  $\hat{y}(x_i)$  é o valor estimado da FCO<sub>2</sub> no ponto  $i$  através da krigagem lognormal, e  $\sigma_{\kappa_0}^2(x_i)$  é a variância da krigagem lognormal no ponto  $i$ . O anti-log é um estimador viesado, já a transformação ponderada produz uma estimativa não viesada, embora ambas sejam extremamente sensíveis a qualquer erro devido à exponencial envolvida no cálculo de volta (DEUTSCH; JOURNAL, 1998).

A escolha do melhor modelo ajustado ao variograma e o método de volta da transformação logarítmica, baseou-se nas validações cruzada e validação externa. Na validação externa, alguns pontos foram retirados da malha amostral antes do início da modelagem do variograma e posteriormente comparados com os valores estimados pelo método naqueles locais.

Nas duas validações um gráfico de valores observados versus estimados foi construído e o modelo adotado é aquele que produz uma regressão linear mais próxima a bissetriz. Neste estudo foram reservados 14 pontos escolhidos aleatoriamente (10% dos dados originais) para a validação externa

(CERRI et al., 2004.). Não houveram diferenças significativas entre os dois conjunto de dados, modelo (N=127) e validação (N=14), pelo teste-t ( $p>0,05$ ).

A krigagem ordinária lognormal é uma média ponderada das amostras vizinhas (Equação 3), sendo que os pesos ( $\lambda_i$ ) de cada vizinho são determinados utilizando o modelo de correlação de dados estruturais, representado pela semivariância  $\hat{\gamma}(h)$  em função de  $h$  (Equação 3), resultando em uma estimativa de variância mínima.

$$\hat{z}(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i z(x_i), \quad (3)$$

em que,  $\hat{z}(x_0)$  é o valor estimado da emissão de CO<sub>2</sub> no ponto 0, N é o número de valores utilizados na predição,  $\lambda$  é a ponderação associada a cada valor e  $z(x_i)$  é o valor observado no ponto  $i$ . Apesar da krigagem ser a melhor estimativa linear não viesada, ela tem por característica promover a suavização dos resultados, superestimando os valores mais baixos e subestimando os valores mais elevados e com isso não garantindo a reprodução do variograma ajustado e do histograma dos dados (DEUTSCH; JOURNAL, 1998).

Por outro lado, nas simulações estocásticas a reprodução dos momentos da distribuição referência (dados) é priorizada em relação a uma predição ótima dos locais não amostrados (krigagem ordinária). Diversos algoritmos de simulação estão disponíveis. No presente estudo foi utilizada a simulação sequencial gaussiana (SSG). Na SSG mapas equiprováveis da distribuição das variáveis são produzidos, usando o mesmo modelo do variograma utilizado na krigagem. As diferenças entre as diversas realizações fornecem uma medida da incerteza global na predição espacial dos dados.

Para o procedimento da simulação é necessário que os dados apresentem uma distribuição multigaussiana, o que implica na existência da distribuição normal. Desta forma os valores da FCO<sub>2</sub> foram transformados (média e variância igual a 0 e 1, respectivamente). Após a normalização foram ajustados variogramas nas variáveis transformadas. Posteriormente, um caminho aleatório capaz de passar por todos os pontos não amostrados da malha refinada é determinado. A estimativa do valor da FCO<sub>2</sub> em cada ponto da grade amostral é realizada com base na função de distribuição acumulada condicional considerando os valores originais vizinhos e os previamente simulados. Após a determinação dos valores simulados em todos os pontos de uma grade mais refinada, realiza-se a transformação de volta para os valores originais. Após estas etapas, a SSG produz um mapa médio das n realizações para a variável FCO<sub>2</sub>. Neste trabalho foram consideradas 50 realizações de cada variável.

Para identificar o método mais eficiente para a interpolação da FCO<sub>2</sub> em campo, os mapas gerados foram submetidos à validação externa, baseada na soma de quadrado dos resíduos (SQR), erro médio

(ME) e raiz quadrada do erro médio (RSME) (Cerri et al. 2004; Bourennane et al. 2007; Chai et al. 2007; Chirico et al. 2007) dados pelas seguintes equações:

$$SQR = \sum_{i=1}^n \left[ z(x_i) - \hat{z}(x_i) \right]^2 \quad (4)$$

$$ME = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[ z(x_i) - \hat{z}(x_i) \right] \quad (5)$$

$$RSME = \left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[ z(x_i) - \hat{z}(x_i) \right]^2 \right\}^{0,5} \quad (6)$$

em que,  $n$  é o número de valores utilizados na validação,  $z(x_i)$  é o valor da FCO<sub>2</sub> no ponto  $i$ , e  $\hat{z}(x_i)$  é o valor estimado/simulado da FCO<sub>2</sub> no ponto  $i$ . Para estimativas não viesadas, SQR e ME deve ser próximo a zero, enquanto uma maior acurácia está relacionada a menores valores de RSME.

As estimativas dos modelos de semivariância e a realização da krigagem e simulação sequencial gaussiana foram obtidas no programa GS<sup>+</sup> 9.0 (GAMMA DESIGN SOFTWARE, 2008) e Surfer 9.0 (GOLDEN SOFTWARE, 2009). As estatísticas descritivas e testes de variância foram realizadas no software R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2010).

### 3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A emissão média de CO<sub>2</sub> do solo apresentou pequenas variações ao longo dos dias estudados (Tabela 1), fato este que pode estar relacionado a condições climáticas homogêneas (temperaturas constantes e ausência de precipitações) ao longo do período avaliado. Em geral, as emissões foram relativamente baixas quando comparadas a outros estudos em nossa região sob a mesma cobertura, possivelmente devido à alta compactação do solo na área de estudo, apresentando valor médio de densidade do solo de 1,49 g cm<sup>-3</sup>. Panosso et al. (2009) avaliando a emissão de CO<sub>2</sub> de solos sob cultivo de cana-de-açúcar no sistema cana crua observaram valores de emissão entre 1,97 ± 0,07 e 2,16 ± 0,07 μmol m<sup>-2</sup>s<sup>-1</sup>. Brito et al. (2009), também sob cultivo de cana-de-açúcar, verificaram uma variação da emissão entre 2,40 e 2,84 μmol m<sup>-2</sup>s<sup>-1</sup>. A compactação relaciona-se diretamente com a emissão de CO<sub>2</sub> do solo, através da diminuição da aeração e difusão deste gás no interior dos solos. Ohashi e Gyokusen (2007) estudando a variabilidade espacial e temporal da respiração do solo em áreas sob floresta (*Cryptomeria japonica* D. Don) identificaram a compactação do solo como um dos fatores correlacionados a emissão.

Os valores de coeficiente de variação maiores que 40% indicam uma alta variabilidade dos dados, sendo este o primeiro indício de que a variabilidade espacial deve ser considerada. Os valores de assimetria e curtose apresentados indicam um desvio da distribuição normal em todos os dias avaliados, que pode ser comprovado pelo teste de normalidade apresentado na Tabela 1. Apesar da existência de distribuição normal não ser uma exigência para os estudos geoestatísticos, a normalidade permite a inferência de outras propriedades estatísticas ótimas, como a máxima verossimilhança (WEBSTER; OLIVER, 2009). A transformação logarítmica tem sido aplicada em diversos trabalhos sobre a emissão de CO<sub>2</sub> de solos (ROCHETTE et al. 1991; PRINGLE; LARK, 2006; KOSUGI et al., 2007; HERBST et al., 2009; PANOSSO et al., 2009). Os dados referentes às transformações logarítmicas são apresentados na Tabela 1. Apenas a variável F197 não apresentou normalidade após a transformação logarítmica, embora tenha ocorrido diminuição dos valores de assimetria e curtose.

**Tabela 1** - Estatística descritiva da emissão de CO<sub>2</sub> do solo ( $\mu\text{mol m}^{-2}\text{s}^{-1}$ ) durante os dias avaliados

Variáveis	Média <sup>1</sup>		EP <sup>2</sup>	DP <sup>3</sup>	CV <sup>4</sup>	Mín <sup>5</sup>	Máx <sup>6</sup>	Assi <sup>7</sup>	Curt <sup>8</sup>	Teste de Normalidade (p) <sup>9</sup>
F195	1,82	a	0,07	0,76	41,70	0,52	5,19	1,21	2,64	<0,01
ln(F195)	1,00		0,02	0,25	25,30	0,42	1,82	0,31	0,25	0,35
F196	1,52	ab	0,12	1,30	85,72	0,20	5,60	1,42	1,30	<0,01
ln(F196)	0,82		0,04	0,45	54,82	0,18	1,89	0,72	-0,51	0,01
F197	1,28	B	0,11	1,19	93,04	0,23	5,28	1,63	2,00	<0,01
ln(F197)	0,72		0,04	0,43	59,68	0,21	1,84	1,00	-0,09	<0,01
F200	1,53	ab	0,11	1,14	74,29	0,19	4,43	1,00	-0,06	<0,01
ln(F200)	0,84		0,04	0,42	49,67	0,17	1,69	0,45	-0,90	0,12
F202	1,49	ab	0,07	0,73	49,16	0,27	3,48	0,72	-0,15	<0,01
ln(F202)	0,87		0,03	0,29	32,89	0,24	1,50	0,16	-0,58	0,26
F204	1,63	ab	0,07	0,78	48,05	0,26	3,79	0,82	0,12	<0,01
ln(F204)	0,92		0,03	0,29	31,13	0,23	1,57	0,18	-0,34	0,33
F207	1,51	ab	0,07	0,81	53,54	0,24	3,53	0,72	-0,39	<0,01
ln(F207)	0,87		0,03	0,31	35,92	0,22	1,51	0,19	-0,72	0,15

(N=141); <sup>1</sup> Médias seguidas pela mesma letra não apresentam diferenças significativas pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade; <sup>2</sup> Erro padrão da média; <sup>3</sup> Desvio padrão; <sup>4</sup> Coeficiente de variação; <sup>5</sup> Mínimo; <sup>6</sup> Máximo; <sup>7</sup> Coeficiente de assimetria; <sup>8</sup> Coeficiente de curtose; <sup>9</sup> valor de p do teste de normalidade de Anderson Darling.

Foram ajustados modelos esférico e gaussiano na descrição da variabilidade espacial da FCO<sub>2</sub> (Tabela 2). Os valores de alcance obtidos variam de 22,39 m (F197) a 54,31 m (F204), valores estes semelhantes aqueles encontrados por La Scala et al. (2000) obtidos a partir de uma malha amostral com 65 pontos espaçados entre 10 e 20 m (100 x 100 m) sob solo desprovido de vegetação. Konda et al. (2008) avaliando a emissão de CO<sub>2</sub> do solo sob cultivo de *Acacia Mangium* em diferentes escalas, 1x1 m a 10x10 m, obtiveram valores de alcance entre 1,80 a 65 m.

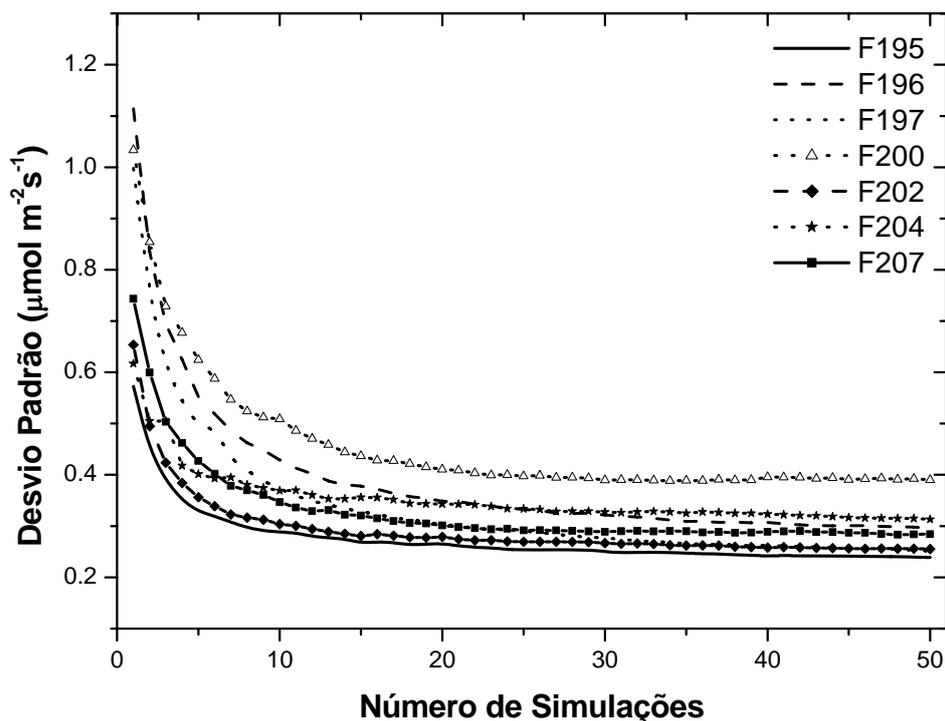
Para analisar o grau da dependência espacial (GDE) expresso pela relação entre  $C_0/C_0+C_1$ , utilizou-se a classificação de Cambardella et al. (1994). Todas as variáveis apresentaram moderada dependência espacial, caracterizada pela relação entre  $0,25 < GDE < 0,75$ . A escolha do método de transformação de volta foi determinada pelos parâmetros das validações cruzada e externa (coeficientes linear, angular e de determinação).

**Tabela 2** - Variogramas ajustados da emissão de CO<sub>2</sub> do solo nos dias avaliados.

	Mod <sup>1</sup> .	C <sub>0</sub> <sup>4</sup>	C <sub>0</sub> +C <sub>1</sub> <sup>5</sup>	A <sup>6</sup>	GDE <sup>7</sup>	R <sup>2</sup> <sup>8</sup>	Valid Cruz <sup>9</sup>			Valid Ext <sup>12</sup>			Viz <sup>13</sup>	Transf. <sup>14</sup>
							b <sup>10</sup>	a <sup>11</sup>	R <sup>2</sup>	b	a	R <sup>2</sup>		
F195	Esf. <sup>2</sup>	0,07	0,15	34,60	0,50	0,94	0,60	0,72	0,05	0,75	0,45	0,10	20	Ponder. <sup>15</sup>
F196	Gau. <sup>3</sup>	0,41	0,65	24,66	0,63	0,93	0,41	0,97	0,02	0,76	0,40	0,22	8	Padrão
F197	Esf.	0,37	0,59	22,39	0,62	0,61	0,36	0,72	0,01	1,00	0,02	0,32	8	Ponder.
F200	Esf.	0,29	0,62	27,29	0,47	0,94	0,38	1,05	0,01	0,63	0,47	0,14	48	Padrão
F202	Esf.	0,11	0,31	38,42	0,36	0,95	0,39	0,90	0,03	0,77	0,36	0,13	4	Padrão
F204	Esf.	0,09	0,27	54,31	0,34	0,85	0,76	0,41	0,08	0,23	1,12	0,01	64	Ponder.
F207	Gau.	0,19	0,41	39,49	0,48	0,97	0,36	1,00	0,01	0,32	1,00	0,04	48	Padrão

<sup>1</sup> Modelo; <sup>2</sup> Esférico; <sup>3</sup> Gaussiano; <sup>4</sup> Efeito pepita; <sup>5</sup> Patamar; <sup>6</sup> Alcance (m); <sup>7</sup> Grau de dependência espacial; <sup>8</sup> Coeficiente de determinação; <sup>9</sup> Validação Cruzada; <sup>10</sup> Coeficiente angular; <sup>11</sup> Coeficiente linear; <sup>12</sup> Validação externa; <sup>13</sup> Número de vizinhos utilizados na estimativa; <sup>14</sup> Transformação de volta; <sup>15</sup> Ponderado.

Para realizar as estimativas utilizando a SSG é necessário definir o número de realizações que serão utilizadas no processo. Poucas simulações geram mapas irregulares, porém um grande número de realizações pode promover uma convergência do mapa médio da SSG em direção ao mapa gerado a partir da KO (BOURENNANE et al. 2007, CHAI et al. 2007; ROBERTSON, 2008). Lewick et al. (2005) utilizaram a média de 300 simulações para determinar o padrão espacial do fluxo de CO<sub>2</sub> em áreas vulcânicas. Cardellini et al. (2003), também em áreas vulcânicas, utilizaram 100 simulações para gerar mapas de probabilidade da emissão de CO<sub>2</sub> do solo. A Figura 2 apresenta a média dos desvios padrão do mapa gerado após cada realização da SSG. O aumento do número de realizações promove uma rápida diminuição nos valores de desvio padrão tendendo a se estabilizar próximos a 20 realizações em todas as variáveis. Assim pode-se considerar que 20 realizações são suficientes para a simulação dos valores da FCO<sub>2</sub>.



**Figura 2** - Desvio padrão da emissão de CO<sub>2</sub> do solo em função do número de realizações da SSG.

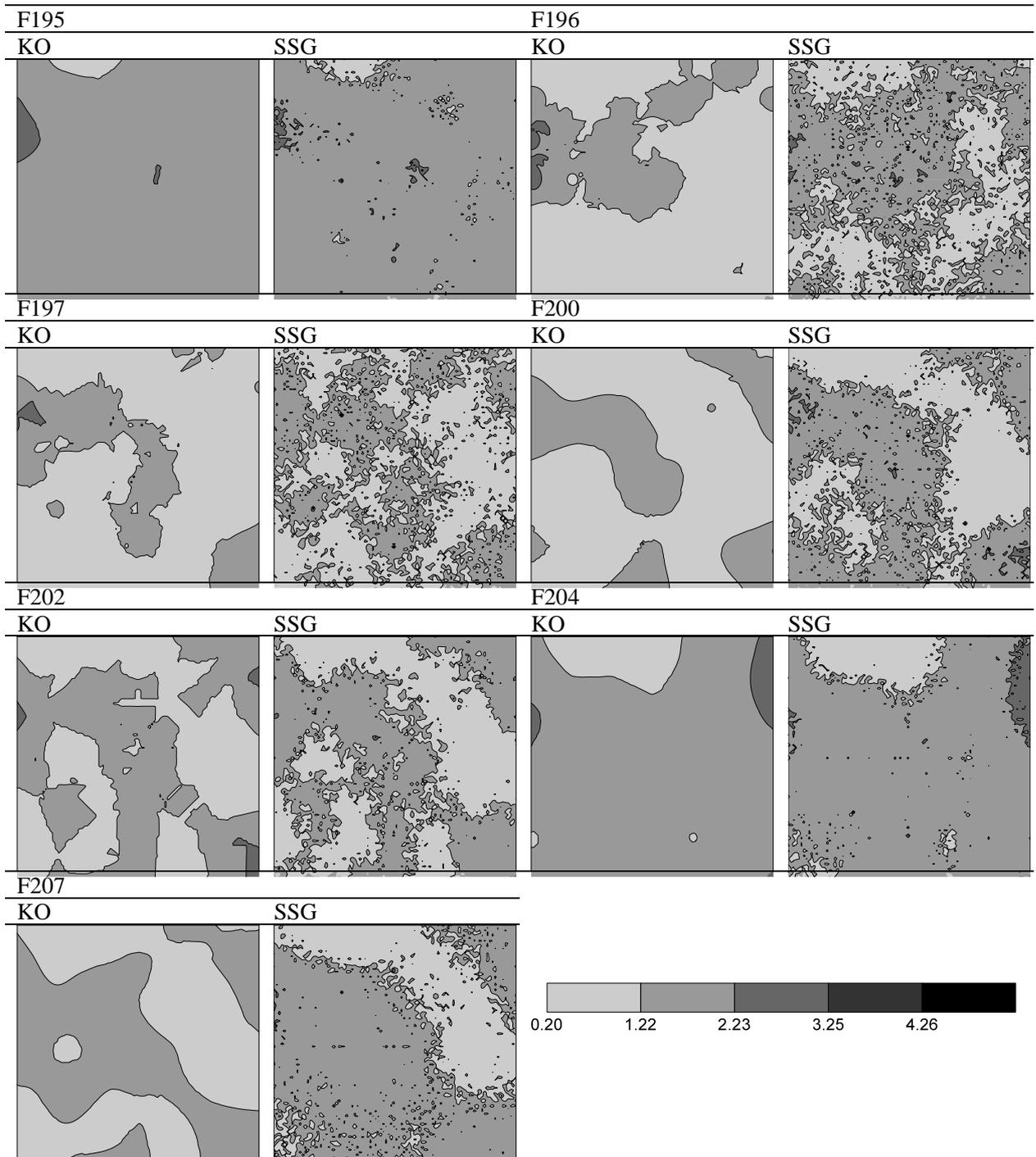
Os mapas produzidos por ambos os métodos, KO e SSG, foram submetidos à análise descritiva (Tabela 3). Nota-se que em todos os dias de avaliação a SSG produziu valores mínimo e máximo mais próximos aos valores observados em campo. Para os dias F197, F200 e F202 ambos os valores foram reproduzidos pela SSG, evidenciando uma das principais características dos métodos de simulação. Com exceção da F204, em todos os dias a média da emissão diferiu entre os diferentes interpoladores (teste t,  $p < 0,01$ ). Embora a KO promova um efeito de suavização dos dados, verificado pelos valores mínimos e máximos, este método produziu médias mais próximas aos valores reais para F195 e F202.

**Tabela 3** - Estatística descritiva dos valores interpolados da emissão de CO<sub>2</sub> do solo ( $\mu\text{molm}^{-2}\text{s}^{-1}$ ) pela krigagem ordinária (KO) e simulação sequencial Gaussiana (SSG).

	Método	Média <sup>1</sup>	DP <sup>2</sup>	CV <sup>3</sup>	Mín <sup>4</sup>	Máx <sup>5</sup>	Assi <sup>6</sup>	Curt <sup>7</sup>
F195	KO	1,70 a	0,24	14,04	1,06	2,48	0,27	-0,09
	SSG	1,61 b	0,27	16,53	0,68	3,83	0,70	1,64
F196	KO	1,03 b	0,40	39,39	0,40	2,58	1,03	0,79
	SSG	1,29 a	0,35	26,97	0,20	4,87	1,27	5,29
F197	KO	1,05 b	0,35	33,13	0,49	2,70	1,02	1,20
	SSG	1,19 a	0,30	25,51	0,23	5,28	1,20	6,85
F200	KO	1,10 b	0,32	28,86	0,36	2,24	0,26	0,14
	SSG	1,28 a	0,41	32,17	0,19	4,43	0,78	1,72
F202	KO	1,26 a	0,40	32,06	0,48	2,42	0,51	-0,09
	SSG	1,23 b	0,28	22,67	0,27	3,48	0,65	1,61
F204	KO	1,56 a	0,32	20,46	0,74	2,85	0,51	1,33
	SSG	1,56 a	0,34	22,01	0,34	3,79	0,44	1,41
F207	KO	1,22 b	0,34	27,84	0,44	2,12	0,09	-0,36
	SSG	1,34 a	0,30	22,45	0,24	3,34	0,59	1,39

(N=8.836); <sup>1</sup> Médias seguidas pela mesma letra não apresentam diferenças significativas pelo teste-t a 1% de probabilidade; <sup>2</sup> Desvio padrão; <sup>3</sup> Coeficiente de variação; <sup>4</sup> Mínimo; <sup>5</sup> Máximo; <sup>6</sup> Coeficiente de assimetria; <sup>7</sup> Coeficiente de curtose.

Os mapas produzidos por ambos os métodos nos diferentes dias de avaliação são apresentados na Figura 4. A estimativa dos dados pela KO gera mapas extremamente suavizados, enquanto a SSG produz mapas com isolinhas menos contínuas. Para todos os dias avaliados os mapas de KO e SSG apresentaram valores de correlação de Pearson variando de 0,51 (F197) a 0,90 (F204), sendo todos significativos a 1% de probabilidade.



**Figura 4** - Padrão espacial da emissão de  $\text{CO}_2$  do solo ( $\mu\text{mol m}^{-2}\text{s}^{-1}$ ) estimados pelos diferentes métodos de interpolação.

A validação externa propicia a comparação entre os valores observados em campo e estimados pelos diferentes métodos testados (Tabela 4). Os valores de ME mais próximos a zero, no geral

encontrados pela KO com exceção as variáveis F196, F204 e F207, indicam que a técnica apresentou menor viés que a SSG. Também os valores de RSME e SQR confirmam que a técnica da KO estimou os locais não amostrados com maior acurácia. Comparada a SSG, o método de KO aumentou a acurácia das estimativas cerca de 7,4 (F204) a 34,8% (F207). Este fato pode ser explicado devido a dois fatores: existência ou proximidade dos dados a distribuição normal e utilização de uma malha amostral adensada, o que pode melhorar o desempenho da krigagem. Paz-Gonzalez et al. (2001) afirmaram que a medida que a distribuição dos dados se aproxima a normal, maior será a acurácia da krigagem ordinária. Olea (1999) verificou que o grau de suavização da krigagem é inversamente proporcional a densidade dos dados disponíveis.

**Tabela 4** - Índices utilizados na validação externa para a comparação dos métodos avaliados.

	KO <sup>1</sup>			SSG <sup>2</sup>		
	SQR <sup>3</sup>	ME <sup>4</sup>	RSME <sup>5</sup>	SQR	ME	RSME
F195	4,25	-0,01	0,55	8,65	0,08	0,79
F196	5,60	0,11	0,63	8,51	0,06	0,78
F197	4,84	0,05	0,59	8,84	0,13	0,79
F200	3,29	0,03	0,48	6,96	0,03	0,71
F202	3,78	0,02	0,52	7,10	0,18	0,71
F204	5,57	-0,14	0,63	6,50	-0,09	0,68
F207	2,79	0,11	0,45	6,72	0,02	0,69

<sup>1</sup>Krigagem ordinária; <sup>2</sup>Simulação sequencial gaussiana (20 realizações); <sup>3</sup>Soma do quadrado dos resíduos; <sup>4</sup>Erro médio; <sup>5</sup>Raiz quadrada do erro médio.

#### 4 CONCLUSÕES

Para a estimativa da FCO<sub>2</sub> utilizando a simulação sequencial gaussiana pode-se considerar 20 realizações suficientes para uma boa representação da variável.

A krigagem ordinária produziu uma representação mais fiel aos dados originais de emissão de CO<sub>2</sub> do solo, em relação ao método da simulação sequencial gaussiana.

#### 5 REFERÊNCIAS

BOURENNANE, H.; KING, D.; COUTURIER, A.; NICOUILLAUD, B.; MARY, B.; RICHARD, G. Uncertainty assessment of soil water content spatial patterns using geostatistical simulations: an empirical comparison of a simulation accounting for single attribute and a simulation accounting for secondary information. *Ecological Modelling*, Amsterdam, v. 205, n. 3-4, p. 323–335, 2007.

BRITO, L.F.; MARQUES, J.; PEREIRA, G.T.; LA SCALA, N. Spatial variability of soil CO<sub>2</sub> emission in different topographic positions. **Bragantia**, Campinas, v.69, suppl., p. 19-27, 2010.

BRITO, L.F.; MARQUES, J.; PEREIRA, G.T.; SOUZA, Z.M. Soil CO<sub>2</sub> emission of sugarcane fields as affected by topography. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v. 66, n.1, p. 77-83, 2009.

CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO, R.F.; KONOPKA, A.E. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society America Journal**, Madison, v.58, n. 5, p. 1.501-1511, 1994.

CARDELLINI, C.; CHIODINI, G.; FRONDINI, F. Application of stochastic simulation to CO<sub>2</sub> flux from soil: mapping and quantification of gas release. **Journal of Geophysical Research**, Washington, v. 108, n. B9, p. 3-13, 2003.

CERRI, C.C.; MAIA, S.M.F.; GALDOS, M.V.; CERRI, C.E.P.; FEIGL1, B.J.; BERNOUX, M. **Brazilian greenhouse gas emissions: the importance of agriculture and livestock**. *Scientia Agricola*, Piracicaba, v. 66, n.6, p.831-843, 2009.

CERRI, C.E.P.; BERNOUX, M.; VOLKOFF, B.; VICTORIA, R.L.; MELILLO, J.M.; PAUSTIAN, K.; CERRI, C.C. **Assessment of soil property spatial variation in an Amazon pasture: basis for selecting an agronomic experimental area**. *Geoderma*, Amsterdam, v. 123, n. 1-2, p. 51-68, 2004.

CHAI, X.; HUANG, Y.; YUAN, X. Accuracy and uncertainty of spatial patterns of soil organic matter. **New Zealand Journal of Agricultural Research**, Singapore, v. 50, n. 5, p. 1141–1148, 2007.

CHIRICO, G.B.; MEDINA, H.; ROMANO, N. Uncertainty in predicting soil hydraulic properties at the hillslope scale with indirect methods. **Journal of Hydrology**, Orlando, v. 334, n. 3-4, p. 405–422, 2007.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. **Acompanhamento da Safra Brasileira Cana-de-Açúcar Safra 2010/2011**, Terceiro Levantamento, Janeiro de 2011, Brasília, 2011.

DEUTSCH, C.V.; JOURNEL, A.G. **GSLIB: Geostatistical Software Library: and User's Guide**, second ed. Oxford University Press, New York, NY, 1998, 369 p.

- DILUSTRO, J.J.; COLLINS, B.; DUNCAN, L.; CRAWFORD, C. Moisture and soil texture effects on soil CO<sub>2</sub> efflux components in southeastern mixed pine forests. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 204, n. 1, p. 87–97, 2005.
- EPRON, D.; NOUVELLON, Y.; ROUPSARD, O.; MOUVONDY, W.; MABIALA, A.; SAINT-ANDRÉ, L.; JOFFRE, R. JOURDAN, C.; BONNEFOND J. M.; BERBIGIER, P.; HAMEL, O. Spatial and temporal variations of soil respiration in a Eucalyptus plantation in Congo. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 202, n. 1-3, p. 149-160, 2004.
- FANG, C.; MONCRIEFF, J.B.; GHOLZ, H.L.; CLARK, K.L. Soil CO<sub>2</sub> efflux and its spatial variation in a Florida slash pine plantation. **Plant and Soil**, Dordrecht, v. 205, n. 2, p.135-146. 1998.
- GAMMA DESIGN SOFTWARE. **GS+ Geostatistics for the Enviromental Sciences**, version 9.0. Gamma Design Software, MI, USA, 2008.
- GREGORY, P.J.; INGRAM, J.S.I.; BRKLACICH, M. Climate change and food security. *Philosophical Transactions of the Royal Society. Biological Sciences*, Bethesda, v. 360, n. 1463, p. 2139-2148, 2005.
- HENGL, T.; HEUVELINK, G.B.M.; STEIN, A. A generic framework for spatial prediction of soil variables based on regression-kriging. **Geoderma**, Amsterdam, v. 120, n. 1-2, p. 75–93, 2004.
- HERBST, M.; PROLINGHEUER, N.; GRAF, A.; HUISMAN, J.A.; WEIHERMÜLLER, L.; VANDERBORGHT, J. Characterization and Understanding of Bare Soil Respiration Spatial Variability at Plot Scale. **Vadose Zone Journal**, Madison, v.8, n. 3, p. 762–771, 2009.
- INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE - IPCC. **Climate Change 2007: Mitigation**. Contribution of Working Group III. Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA, 2007.
- INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE - IPCC. **Climate Change 2001: Impacts, adaptation & vulnerability**. Contribution of Working Group II to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge: University Press, 2001, 1000 p.

KONDA, R.; OHTA, S.; ISHIZUKA, S.; ARAI, S.; ANSORI, S.; TANAKA, N.; HARDJONO, A. Spatial structures of N<sub>2</sub>O, CO<sub>2</sub>, and CH<sub>4</sub> fluxes from *Acacia mangium* plantation soils during a relatively dry season in Indonesia. **Soil Biology & Biochemistry**, Oxford, v. 40, n. 12, p.3021–3030, 2008.

KOSUGI, Y.; MITANI, T.; ITOH, M.; NOGUCHI, S.; TANI, M.; MATSUO, N.; TAKANASHI, S.; OHKUBO, S.; NIK, A.R. Spatial and temporal variation in soil respiration in a Southeast Asian tropical rainforest. **Agricultural and Forest Meteorology**, Amsterdam, v.147, n. 1-2, p. 35-47, 2007.

LA SCALA, N.; MARQUES, J.; PEREIRA, G.T.; CORÁ, J.E. Short-term temporal changes in the spatial variability model of CO<sub>2</sub> emissions from a Brazilian bare soil. **Soil Biology & Biochemistry**, Oxford, v. 32, n. 10, p. 1459-1462, 2000.

LEWICKI, J.L.; BERGFELD, D.; CARDELLINI, C.; CHIODINI, G.; GRANIERI, D.; VARLEY, N.; WERNER, C. Comparative soil CO<sub>2</sub> flux measurements and geostatistical estimation methods on Masaya volcano, Nicaragua. **Bulletin of Volcanology**, Heidelberg, v. 68, n. 1, p.76–90, 2005.

LIN, Y.P. Simulating spatial distributions, variability and uncertainty of soil arsenic by geostatistical simulations in geographic information systems. **The Open Environmental Sciences**, Bussum, v. 2, n. 1, p. 26–33, 2008.

OHASHI, M.; GYOKUSEN, B. Temporal change in spatial variability of soil respiration on a slope of *Japanese cedar* (*D. Don*) forest. **Soil Biology & Biochemistry**, Oxford, v. 39, n. 5, p. 1130–1138, 2007.

OLEA, R.A. **Geostatistics for Engineers and Earth Scientists**. Kluwer Academic Publishers, 1999, 303 p.

OVERPECK, J.T.; COLE, J.E. Abrupt change in Earth's climate system. **Annual Review of Environment and The Resources**, Palo Alto, v.31, n. 1, p.1-31, 2006.

PANOSSO, A.R.; MARQUES, J.; PEREIRA, G.T.; LA SCALA, N. Spatial and temporal variability of soil CO<sub>2</sub> emission in a sugarcane area under green and slash-and-burn managements. **Soil & Tillage Research**, Amsterdam, v. 105, n. 2, p. 275–282, 2009.

PAZ-GONZALEZ, A.; TABOADA CASTRO, M.T.; VIEIRA, S.R. Geostatistical analysis of heavy metals in a one-hectare plot under natural vegetation in a serpentine area. **Canadian Journal of Soil Science**, Ottawa, v. 81, n. 3, p. 469-479, 2001.

PINTO, H. S.; ASSAD, E. D.; ZULLO, J. Jr.; EVANGELISTA, S. R. M.; OTAVIAN, A. F.; ÁVILA, A. M. H.; EVANGELISTA, B. A.; MARIN, F. R.; MACEDO, C. Jr.; PELLEGRINO, G. Q.; COLTRI, P. P.; CORAL, G. **Aquecimento global e a nova geografia de produção agrícola no Brasil**, 2008, 82 p.

PRINGLE, M.J.; LARK, R.M. Spatial analysis of model error, illustrated by soil carbon dioxide emissions. **Vadose Zone Journal**, Madison, v. 5, n.1, p.168-183, 2006.

R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>. 2010

RETH, S.; MARKUS, R.; FALGE, E. The effect of soil water content, soil temperature, soil pH-value and the root mass on soil CO<sub>2</sub> efflux – A modified model. **Plant and Soil**, Dordrecht, v. 268, n. 1-2, p. 21-33, 2005.

ROBERTSON, G.P. **GS+: geostatistics for the environmental sciences**. Gamma Design Software, Plainwell, 2008.

ROCHETTE, P.; DESJARDINS, R.I.; PATTEY, E. Spatial and temporal variability of soil respiration in agricultural fields. **Canadian Journal of Soil Science**, Ottawa, v. 71, n. 1, p.189-196, 1991.

SURFER for Windows. Surface Mapping System. Golden Software, version 9.11.947, 2009.

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

WEBSTER R.; OLIVER M.A. **Geostatistics for Environmental Scientists**. Second Edition. Oxford University Press, Oxford, 2009, 315 p.