

## Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo em um agroecossistema de Terras Baixas

Lúcia E. Coelho da Cruz<sup>1</sup>, José Maria Filippini Alba<sup>2</sup>, Jose Maria Barbat Parfitt<sup>3</sup>; Clenio Nailto Pillon<sup>4</sup>,

<sup>1</sup> Eng. Agrônoma, Pós-Doutoranda, Embrapa Clima Temperado/Lab. Planejamento Ambiental, BR 392 Km 78 - Cx P. 403, CEP 96010-971 - Pelotas - RS, luciaecruz@yahoo.com.br

<sup>2</sup> Pós-Doutor em Geociência, Pesquisador Embrapa Clima Temperado/Lab. Planejamento Ambiental, jose.filippini@embrapa.br

<sup>3</sup> Eng. Agrônomo D.Sc., Pesquisador Embrapa Clima Temperado/Estação Experimental Terras Baixas, jose.parfitt@embrapa.br

<sup>4</sup> Eng. Agrônomo D.Sc., Pesquisador, Chefe Geral da Embrapa Clima Temperado/Departamento, chgeral@cpact.embrapa.br

**Resumo** - A região sul do Rio Grande do Sul é bastante dependente economicamente da atividade primária, principalmente da cultura do arroz irrigado. A utilização cada vez maior dos solos de terras baixas com a agricultura convencional, associado à monocultura do arroz irrigado, tem provocado alterações na fertilidade do solo ao longo do tempo. O objetivo deste trabalho foi avaliar a variabilidade espacial dos atributos químicos do solo e o comportamento desses atributos em duas profundidades diferentes em uma lavoura de arroz irrigado no sul do Brasil. O trabalho foi desenvolvido na Estação Experimental Terras Baixas da Embrapa Clima Temperado, Capão do Leão, RS. O solo foi amostrado em uma malha regular georreferenciada, com distância entre pontos de 10m, formando uma malha de 100 pontos. As coletas foram realizadas em 2008 e 2010, nas profundidades 0,0 – 0,20 e 0,0 – 0,025m, respectivamente. Os atributos químicos (pH, P, K, Ca, Mg e COT) foram analisados por meio da estatística clássica e a dependência espacial por meio da geoestatística. A variabilidade espacial dos atributos químicos do solo no agroecossistema de Terras Baixas no sul do Brasil apresenta um comportamento estável em profundidade, confirmada pela distribuição das linhas de contorno similar nas duas profundidades analisadas.

**Palavras-chave:** fertilidade do solo; geoestatística; agricultura de precisão

## Spatial variability of soil chemical properties in an agroecosystem of the Lowlands

**Abstract** - The Southern region of Rio Grande do Sul State (Brazil) depends on primary economic activities, mainly irrigated rice. Conventional agriculture dominates the lowlands systems for that crop, thus the soil fertility was harmed over time. The spatial variability of the chemical parameters of soil were evaluated according to two depths in a irrigated rice area in the experimental station "Terras Baixas", municipality of Capão do Leão, Rio Grande do Sul State, Brazil. Soil was sampled in a regular grid, georeferenced, with distance between points of 10m and total of 100 points. Samples were collected in 2008 and 2010, in two depths, 0,0 – 0,20m and 0,0 – 0,025m, respectively. Procedures of conventional statistic and geostatistical methods were applied on the chemical variables (pH, P, K, Ca, Mg and COT). The spatial variability of these variables in the ecosystems of lowlands shows steady behavior in depth with similar distribution of contour lines in each layer.

**Key words:** soil fertility; geostatistical; precision agriculture

### Introdução

A região sul do Rio Grande do Sul é bastante dependente economicamente da atividade primária, principalmente da cultura do arroz irrigado. A utilização cada vez maior dos solos de terras baixas com a agricultura convencional, associado à monocultura do arroz irrigado, tem provocado alterações na fertilidade do solo ao longo do tempo, levando este agroecossistema à degradação da qualidade do solo. O manejo da fertilidade do solo na agricultura convencional baseia-se nos teores médios dos nutrientes. De forma que, a análise química do solo expressa um único resultado para todo um talhão, assumindo que todas as

propriedades do solo são semelhantes dentro da camada amostrada e desconsiderando a presença da variabilidade espacial, entretanto, essa situação não se sustenta mais em virtude da necessidade de melhorar o gerenciamento dos fatores de produção, o uso racional dos insumos e dos recursos naturais.

Para Balastreire et al. (1998), o termo agricultura de precisão (AP) refere-se a um conjunto de técnicas que permite o gerenciamento localizado do manejo das culturas. Sua principal diferença em relação aos métodos tradicionais de cultivo é o fato de tratar a área trabalhada considerando a variabilidade espacial e temporal dos atributos dos solos e das plantas. Filippini Alba et al., (2009), relatam que o que tem levado a esta nova filosofia de prática agrícola é o uso das Geotecnologias.

A AP utiliza, usualmente, uma malha regular para gerenciar a informação, à semelhança da geoestatística, uma das principais geotecnologias, cujo fundamento é o estudo da variabilidade espacial para otimizar o processo de transformação de informações pontuais em superfície contínua (CLARK, 1984). O estudo da dependência espacial de variáveis relacionadas com a agricultura de precisão é indispensável para a caracterização da área e para a geração de mapas temáticos, os quais facilitam o entendimento do comportamento e da ocorrência dessas variáveis nas áreas estudadas, conseqüentemente, da interferência no processo de produção. A geoestatística, segundo Vieira (2008), é a maneira mais correta para verificar a presença de dependência espacial. A continuidade, ou dependência espacial, é estimada através do semivariograma e o método de interpolação, chamado krigagem, usa a dependência espacial entre amostras vizinhas para estimar valores em qualquer posição dentro do campo.

O objetivo deste trabalho foi avaliar a variabilidade espacial dos atributos químicos do solo e analisar o comportamento desses atributos em duas profundidades diferentes em uma lavoura de arroz irrigado no sul do Brasil.

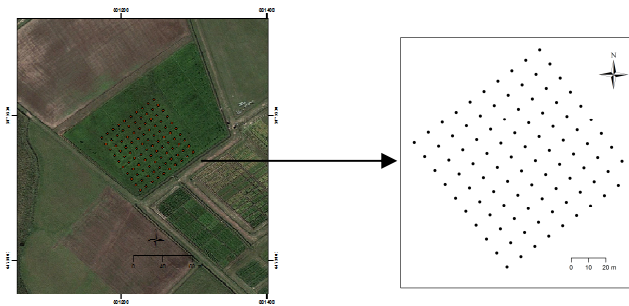
### Material e Métodos

O trabalho foi desenvolvido na Estação Experimental Terras Baixas da Embrapa Clima Temperado, Capão do Leão, RS, (31° 49' 12,34" S - 52° 27' 57,78" O), em um Planossolo Háptico (Embrapa, 2006). O clima da região, de acordo com a classificação climática de Wilhelm Köppen, é do tipo Cfa (C: clima temperado quente, com temperatura média do mês mais frio entre 3 e 18 °C; f: em nenhum mês a precipitação pluvial é inferior a 60 mm; a: temperatura do mês mais quente é superior a 22 °C).

O solo foi amostrado nos pontos de interseção de uma malha regular georreferenciada, com distância entre pontos de 10m, com um total de 100 pontos (Figura 1). As coletas foram realizadas em 2008, na profundidade 0,0 – 0,20m e em 2010, na profundidade 0,0 – 0,025m. Os dados de 2008 foram cedidos por Parfitt (2009). Nas duas épocas de amostragens foram coletadas amostras deformadas e com estruturas preservadas. As amostras de solo deformadas foram coletadas com pá-de-corte, secas ao ar, destorroadas e passadas em peneira com malha de 2,0 mm, acondicionadas e encaminhadas para determinações físicas (granulometria e densidade) (EMBRAPA, 1997) e químicas (pH, teores de fósforo (P), potássio (K), cálcio (Ca) e magnésio (Mg)), metodologia descrita em Tedesco et al. (1995). A determinação do carbono orgânico (C) foi efetuada por oxidação via seca em um Analisador Elementar modelo Flash EA 1112 Thermo Electron. Amostras com estruturas preservadas foram coletadas com anéis volumétricos para a determinação da densidade do solo conforme a metodologia descrita em Embrapa (1997). O carbono orgânico total (COT) foi calculado com base em uma massa equivalente para cada profundidade de solo, corrigidos pela densidade.

A área experimental foi tradicionalmente cultivada com arroz irrigado no sistema convencional, e a partir de janeiro de 2008 a área foi sistematizada (PARFITT, 2009), a coleta de 2008 foi realizada logo após a sistematização.

Os atributos químicos (pH, P, K, Ca, Mg e COT) foram analisados por meio da estatística clássica, através do programa SPSS (2003) e a dependência espacial por meio da geoestatística. Os dados experimentais foram submetidos ao ajuste de modelos teóricos: esférico, exponencial e gaussiano, utilizando a Versão 7.0 do GS+ (2004) que é de domínio público. O ajuste do modelo permite a estimativa dos parâmetros: efeito pepita ( $C_0$ ), patamar ( $C_0+C$ ) e alcance (a). A escolha do modelo foi baseada no melhor coeficiente de determinação ( $R^2$ ) e na menor soma de quadrados do resíduo (SQR). Os parâmetros do modelo do semivariograma ajustado foram submetidos ao processo de validação cruzada e para analisar a precisão da interpolação dos dados por krigagem na construção dos mapas de variabilidade espacial. O recorte da área, foi realizado através do software ArcGIS (2008). A similaridade dos mapas gerados foi comparada por meio da análise de correlações de Pearson, através do programa SPSS (2003).



**Figura 1.** Grid – malha regular georreferenciada, com distância entre pontos de 10m, formando uma malha de 100 pontos (imagem Google).

### Resultados e Discussão

Os coeficientes de variação (Tabela 1) demonstraram grande variabilidade dos dados nas duas profundidades amostradas, principalmente para P e K, que apresentaram valores altos de CV. Valores baixos (PIMENTEL-GOMES, 1984) foram apresentados pelo pH, nas duas profundidades e para Ca, na profundidade 0,0 – 0,025m.

Os valores de assimetria e curtose de 0 a 3 (Carvalho et al., 2002), indicam a normalidade dos dados. Todos os atributos químicos estudados apresentaram distribuição normal nas duas profundidades, com exceção para o COT na profundidade 0,0 – 0,025m.

**Tabela 1.** Valores de média, coeficiente de variação, assimetria e curtose das variáveis de pH (H<sub>2</sub>O), P, K, Ca, Mg e COT, nas profundidades de 0,0 – 0,025m (2010) e 0.0 – 0,20m (2008).

Variável	x	0.0 - 0.025m (2010)			x	0.0 - 0.20m (2008)		
		CV	C <sub>s</sub>	C <sub>k</sub>		CV	C <sub>s</sub>	C <sub>k</sub>
pH	5.23	2.21	0.42	0.15	4.87	3.13	0.67	1.02
P (mg.dm <sup>-3</sup> )	7.24	38.57	0.60	-0.10	6.93	45.90	-0.02	-0.84
K (mg.dm <sup>-3</sup> )	41.78	19.42	0.92	0.92	31.47	31.78	0.41	-0.95
Ca (cmolc.dm <sup>-3</sup> )	2.20	8.71	0.04	-0.21	2.25	19.88	-0.41	-0.75
Mg (cmolc.dm <sup>-3</sup> )	1.26	17.14	-0.48	0.23	0.88	27.12	-0.13	-0.70
COT (Mgha <sup>-1</sup> )	5.04	14.80	1.90	5.19	4.05	14.42	-0.70	0.35

X – média; CV – coeficiente de variação; C<sub>s</sub> – coeficiente de assimetria; C<sub>k</sub> – coeficiente de curtose

Os resultados da análise de semivariogramas podem ser observados na Tabela 2. A escolha dos modelos esférico, exponencial e gaussiano, ajustados aos semivariogramas, foi baseada no melhor coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>) e na menor soma de quadrados do resíduo (SQR). Os parâmetros do modelo do semivariograma ajustado foram submetidos ao processo de validação cruzada e para analisar a precisão da interpolação dos dados por krigagem na construção dos mapas de variabilidade espacial.

A maioria das variáveis apresentou grau de dependência espacial de média (25 - 75%) a alta (> 75%), conforme Zimback (2001). As variáveis P e K apresentaram alta dependência espacial na profundidade de 0,0 – 0,20m e somente o P na profundidade 0,0 – 0,025m (Tabela 2). O P também apresentou maior coeficiente de variação, demonstrando grande variabilidade em torno da média (Tabela 1), nas duas profundidades. Segundo Carvalho et al. (2002), existe grande variação quanto à dependência espacial das propriedades químicas no solo conforme o método de preparo e profundidade. As variáveis P e K apresentam diferenças na dependência espacial em profundidade, independentemente do sistema de preparo do solo, o que indica que a profundidade é um fator importante no estudo da dependência espacial. No caso do P, a baixa mobilidade no perfil condiciona estes resultados, independentemente do preparo. Quanto ao K, apesar da variabilidade ser bastante dependente do preparo em virtude da sua mobilidade, a variabilidade do K no solo não deve estar relacionada somente às linhas de adubação, mas também, à localização das plantas, pois esse elemento não forma compostos orgânicos no tecido das plantas, e é

facilmente transportado da parte aérea para o solo, após a chuva. Desse modo, tende a concentrar maiores teores próximo ao colo da planta, e diminui com o afastamento da mesma, resultado encontrado também no estudo em questão.

**Tabela 2.** Estimativas dos parâmetros dos modelos dos semivariogramas ajustados para as variáveis de pH (H<sub>2</sub>O), P, K, Ca, Mg e COT, nas profundidades de 0,0 – 0,025m (2010) e 0.0 – 0,20m (2008).

Variável	Modelo	C <sub>0</sub>	C <sub>0</sub> +C	a	R <sup>2</sup>	SQR	IDE	CR
<u>0.0 - 0.025m (2010)</u>								
pH	gaussiano	0.005	0.014	70	0.930	1526 <sup>-05</sup>	65.2	0.930
P (mg.dm <sup>-3</sup> )	gaussiano	1.888	7.907	61	0.940	2.23	76.1	0.999
K (mg.dm <sup>-3</sup> )	gaussiano	45.011	66.856	70	0.704	468	32.7	0.704
Ca (cmolc.dm <sup>-3</sup> )	gaussiano	0.018	0.040	68	0.830	1250 <sup>-04</sup>	53.6	0.997
Mg (cmolc.dm <sup>-3</sup> )	gaussiano	0.022	0.048	79	0.839	2.220 <sup>-04</sup>	55.0	0.995
COT (Mgha <sup>-1</sup> )	exponencial	0.188	0.524	29	0.254	0.0356	64.1	0.024
<u>0.0 - 0.20m (2008)</u>								
pH	esférico	0.008	0.026	38	0.933	8.895 <sup>-06</sup>	67.9	0.955
P (mg.dm <sup>-3</sup> )	gaussiano	2.046	10.809	60	0.946	4.33	81.1	0.993
K (mg.dm <sup>-3</sup> )	gaussiano	11.659	100.856	66	0.939	645	88.4	0.986
Ca (cmolc.dm <sup>-3</sup> )	gaussiano	0.057	0.211	57	0.954	8.953 <sup>-04</sup>	73.0	1.000
Mg (cmolc.dm <sup>-3</sup> )	esférico	0.012	0.056	63	0.953	6.119 <sup>-05</sup>	78.6	0.983
COT (Mgha <sup>-1</sup> )	gaussiano	0.086	0.346	74	0.948	5.802 <sup>-03</sup>	75.2	0.972

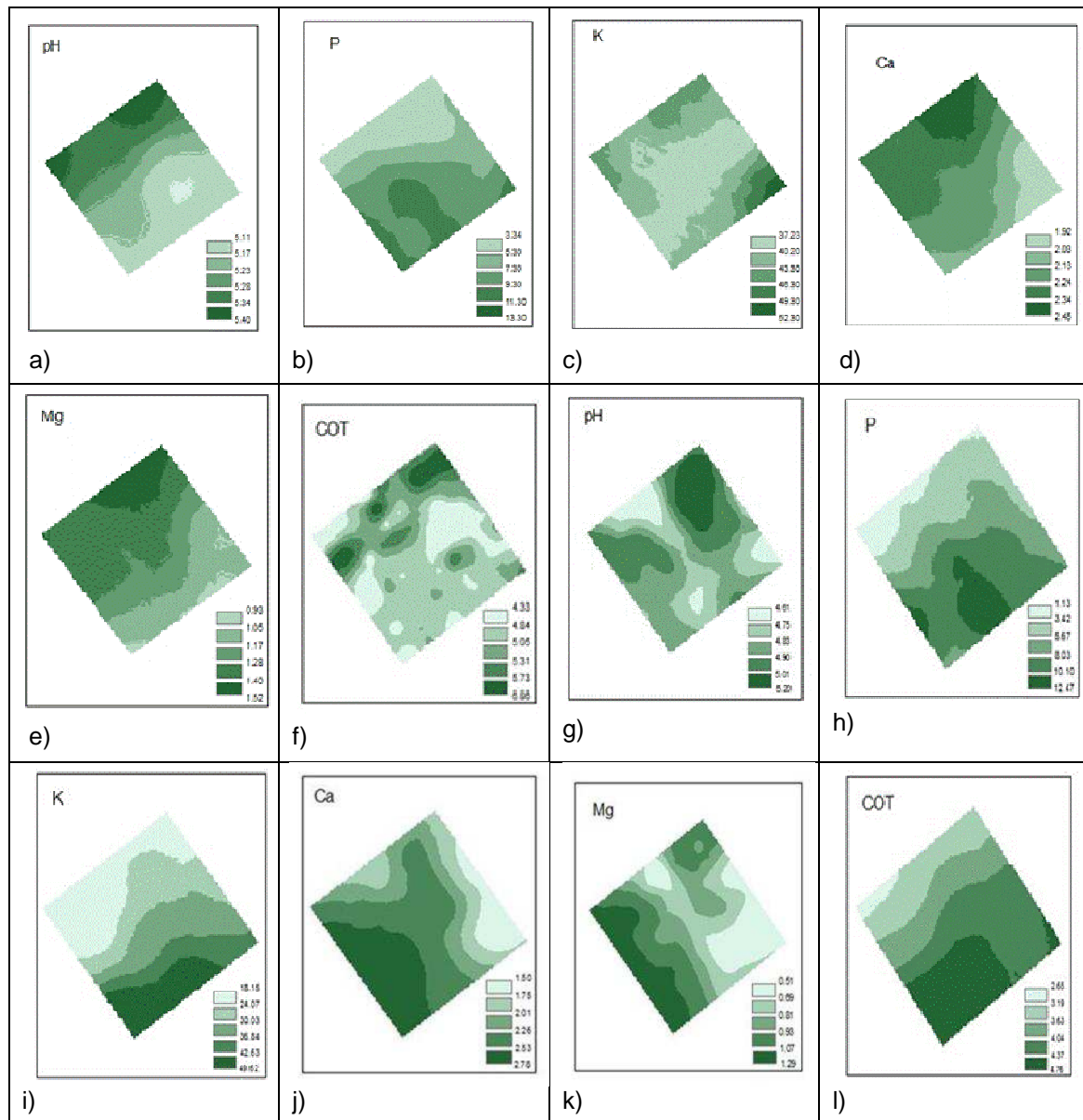
C<sub>0</sub> - efeito pepita; C<sub>0</sub>+C – patamar; a – alcance; R<sup>2</sup> - coeficiente de determinação; SQR - soma de quadrados do resíduo; IDE - índice de dependência espacial (C/(C<sub>0</sub>+C))\*100; CR – validação cruzada.

Os valores de alcance (a) foram variáveis, sendo os menores valores encontrados para o COT (29m) na profundidade de 0,0 – 0,025m e pH (38m) na profundidade 0,0 – 0,20m. Menores valores de alcance resultarão em mapas com manchas menores. O maior valor de alcance foi para o teor de Mg na profundidade de 0,0 – 0,025m (79m) e para o COT (74m) na profundidade de 0,0 – 0,20m. A diferença entre os alcances de COT nas duas profundidades pode estar relacionada diretamente a entrada de matéria orgânica na camada superficial do solo (0,0 – 0,025m). Ao atingir o solo, os resíduos orgânicos são utilizados pelos microrganismos heterotróficos como fonte de carbono, nutrientes e energia, processo que resulta na liberação de grande parte do carbono na forma de CO<sub>2</sub> para a atmosfera, sendo que parte deste carbono (geralmente inferior a 20% do total adicionado ao solo) é incorporado na MO em diferentes compartimentos (CRUZ, 2009). O sistema de cultivo, a época, a cultura e a profundidade de amostragem de solo estão relacionados diretamente nas diferenças do conteúdo de COT nas camadas.

A distribuição espacial das variáveis (pH, P, K, Ca, Mg e COT) nas duas profundidades 0,0 – 0,025 (2010) e 0.0 – 0,20 (2008), estimados por krigagem estão apresentados nas Figuras 2, os valores estão agrupados em cinco classes em ordem crescente. Conforme Carvalho et al. (2002), somente pelo conhecimento da variabilidade no campo experimental é que adequados esquemas de amostragem podem ser definidos. Seus estudos mostram que a variabilidade se acentua na direção da declividade do solo, e que a amostragem ao acaso possivelmente não representaria todas as variações encontradas; daí a importância da amostragem sistemática em uma malha regular.

Através da análise dos mapas dos atributos químicos (Figuras 2), observamos que o comportamento das variáveis (pH, Ca e Mg) na profundidade de 0,0 – 0,025m, apresentaram uma relação espacial direta entre elas e inversa ao P, o que foi confirmado pela análise do coeficiente de correlação de Pearson. O pH se correlacionou positivamente e significativamente com as variáveis Ca e Mg e negativamente com o P. Este comportamento se justifica principalmente pelo incremento de Ca e Mg no solo resultante de práticas de

calagem, resultado também obtido por Mafra et al. (2011). Esse mesmo comportamento também ocorreu na profundidade (0,0 – 0,20m).



**Figura 2.** Distribuição espacial das variáveis a) pH ( $\text{H}_2\text{O}$ ), b) P ( $\text{mg}\cdot\text{dm}^{-3}$ ), c) K ( $\text{mg}\cdot\text{dm}^{-3}$ ), d)  $\text{Ca}^{2+}$  ( $\text{cmolc}\cdot\text{dm}^{-3}$ ), e)  $\text{Mg}^{2+}$  ( $\text{cmolc}\cdot\text{dm}^{-3}$ ) e f) COT ( $\text{Mg}\cdot\text{ha}^{-1}$ ), na profundidade de 0,0 – 0,025m (2010), respectivamente; g) pH ( $\text{H}_2\text{O}$ ), h) P ( $\text{mg}\cdot\text{dm}^{-3}$ ), i) K ( $\text{mg}\cdot\text{dm}^{-3}$ ), j)  $\text{Ca}^{2+}$  ( $\text{cmolc}\cdot\text{dm}^{-3}$ ), k)  $\text{Mg}^{2+}$  ( $\text{cmolc}\cdot\text{dm}^{-3}$ ) e l) COT ( $\text{Mg}\cdot\text{ha}^{-1}$ ), na profundidade de 0,0 – 0,20m (2008), respectivamente.

Os atributos K e COT na profundidade 0,0 – 0,025m apresentaram uma distribuição das linhas de contorno diferentes entre si, mas na análise do coeficiente de correlação de Pearson, houve uma correlação positiva significativa. Na profundidade de 0,0 – 0,20m, os atributos K e COT, apresentaram uma distribuição das linhas de contorno similar às linhas do P, e uma correlação positiva significativa pela análise de Pearson.

A importância em conhecer o comportamento dos atributos químicos do solo em profundidade e associar a distribuição espacial e temporal dos atributos químicos do solo às exigências da cultura a ser implantada, contribui para que sejam definidas zonas de manejo e classes de comportamento na área, consequentemente venham melhorar o uso racional dos insumos e dos recursos naturais.



### Conclusão

As variáveis (pH, Ca e Mg) nas duas profundidade (0,0 – 0,025 e 0,0 – 0,20m), apresentaram uma relação espacial direta entre si e inversa ao P, o que se confirma pela análise do coeficiente de correlação de Pearson, o pH apresentou uma correlação positiva significativa com as variáveis Ca e Mg e negativamente com o P. A variabilidade espacial dos atributos químicos do solo no agroecossistema de Terras Baixas no sul do Brasil, apresenta um comportamento estável em profundidade, confirmada pela distribuição das linhas de contorno similar nas duas profundidades analisadas.

### Agradecimentos

O presente trabalho foi realizado com o apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – CAPES, Brasil, disponibilizando bolsa de Pós-Doutorado ao primeiro autor.

### Referências

- BALASTREIRE, L. A.; ELIAS, I. A.; AMARAL, J. R. **Agricultura de Precisão: Mapeamento da Produtividade da Cultura do Milho**. Engenharia Rural, ESALQ/USP, 1998.
- CARVALHO, J. R. P.; SILVEIRA, P. M.; VIEIRA, S. R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesquisa agropecuária brasileira**, Brasília, v. 37, n. 8, p. 1151-1159, 2002.
- CLARK, I. Practical Geostatistics. Elsevier, London, p.129. 1984.
- CRUZ, L. E. C., **Dinâmica de decomposição de resíduos culturais em sistemas rotacionados de manejo em um Planossolo Háptico do sul do Brasil**. 2009. 118f. Tese (Doutorado em Produção Vegetal) - Faculdade de Agronomia Eliseu Maciel, Universidade Federal de Pelotas, Pelotas.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. **Manual de métodos de análise de solo**. 2. ed. Rio de Janeiro: Centro Nacional de Pesquisa de Solos, 1997. 212 p.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. **Sistema Brasileiro de Classificação dos Solos**. 2. ed. Rio de Janeiro: Centro Nacional de Pesquisa de Solos, 2006. 306 p.
- ESRI, ArcGIS 9.3 – ArcMap (Software). Redlants:ESRI, 2008. 1 DVD.
- FILIPPINI ALBA, J.M.; BERNY, V. M.; COSTA, F. A. DA. Geoprocessamento no contexto de empresas de pesquisa. Pelotas: Embrapa Clima Temperado. **Documentos 254**. 2009. 44 p.
- GAMMA DESIGN SOFTWARE. **GS+ - Geostatistics for the Environmental Sciences**. Version 7.0. Michigan: 2004. 1 CD-ROM.
- MAFRA, M. S. H.; CASSOL, P. C.; MIQUELLUTI, D. J.; ERNANI, P. R.; GATIBONI, L. C.; FERREIRA, E. Z.; BARROS, M.; ZALAMENA, J.; GROHSKOPF, M. A. Atributos químicos do solo e estado nutricional de videira Cabernet Sauvignon (*Vitis vinifera* L.) na Serra Catarinense. **Revista de Ciências Agroveterinárias**, Lages, v.10, n.1, p. 44-53, 2011.
- PARFITT, J. M. B. **Impacto da sistematização sobre atributos físicos, químicos e biológico em solos de varzea**. 2009. 97f. Tese (Doutorado em Solos) - Faculdade de Agronomia Eliseu Maciel, Universidade Federal de Pelotas, Pelotas.
- PIMENTEL-GOMES, F. **A estatística moderna na pesquisa agropecuária**. Piracicaba: Associação Brasileira para Pesquisa da Potassa e do Fosfato, 1984. 160 p.
- SPSS. SPSS 12.0 for Windows and SmartViewer. Chicago: SPSS Inc. 2003, 1 CD-ROM.
- TEDESCO, M. J.; GIANELLO, C.; BISSANI, C. A.; BOHNEN H.; VOLKWEISS S. J. **Análises de solo, plantas e outros materiais**. Porto Alegre: Faculdade de Agronomia. Departamento de Solos Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 1995. p. 89-105.
- VIEIRA, S.R.; XAVIER, M. A.; GREGO, C. R. 2008. **Aplicações de geoestatística em pesquisa com cana-de-açúcar**. In: MIRANDA-DINARDO, L. L.; VASCONCELOS, A. C. M.; LANDELL, M. G. A (Eds.). Cana-de-açúcar, Campinas: Instituto Agrônomo. P. 839-852.
- ZIMBACK, C.R.L. **Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade**. 2001. 114 f. Tese de Livre-Docência (Livre-Docência em Levantamento do solo e fotopedologia) – Faculdade de Ciências Agrônomo, Universidade Estadual de São Paulo, São Paulo.