

## VARIABILIDAD ESPACIAL DE ATRIBUTOS QUÍMICOS Y FÍSICOS EN UN SUELO DE LA PAMPA LLANA SANTAFESINA

CARLOS AGUSTÍN ALESSO <sup>1,3\*</sup>; MIGUEL ÁNGEL PILATTI <sup>2</sup>; SILVIA DEL CARMEN IMHOFF <sup>1,3</sup>; MARIANO GRILLI <sup>2,3</sup>;

Recibido: 06-11-11

Recibido con revisiones: 11-08-11

Aceptado: 11-11-11

### SPATIAL VARIABILITY OF SOIL CHEMICAL AND PHYSICAL ATTRIBUTES IN A FLAT PAMPA SANTA FE FIELD

#### ABSTRACT

The processes and properties that regulate crop performance and yield vary in space and time. The assessment of the magnitude and spatial structure of their variation is required in order to apply site-specific crop management (SSCM). Our aim was to assess the intra-field spatial variability of some chemical and physical topsoil properties of a typical Argudoll of the center of Santa Fe for the use of the SSCM. Sixty soil samples of the top layer (0-20 cm depth) were taken in a 475 x 100 m plot. Sampling was distributed in three transects separated by 50 m with 20 points every 25 m. Disturbed soil samples were used to analyze N of nitrates (N-NO<sub>3</sub>), total organic C (COT), total N (Nt); available P (P), sand (Arena), clay (Arcilla) and soil reaction (pH). Soil bulk density (Ds) was determined on non-disturbed soil samples taken at 0-10 and 10-20 cm depths. Summary statistics were calculated and the spatial dependence was determined with sample variograms and envelopes obtained by permutations. Coefficients of variation (CV) for COT, Nt, Arena, Arcilla, Ds 0-10, Ds 10-20, and pH were low (CV < 15%) while they were moderate for P and N-NO<sub>3</sub> (15 < CV < 35%). Moderate spatial dependence with a range of 96 m was only observed for N-NO<sub>3</sub>. The other soil properties had no autocorrelation because their variation occurred at distances shorter than 25 m. In this study, the low variability and lack of spatial dependence of the soil properties did not allow modeling their spatial distribution as well as the development of reliable soil maps that would allow the use of the SSCM.

**Key words.** Argiudol, Geostatistic, Site-specific management

#### RESUMEN

Los procesos y atributos que influyen sobre el desempeño de los cultivos varían en el espacio y tiempo. Su magnitud y estructura espacial es específica para cada lote y su cuantificación es necesaria para la aplicación del manejo sitio-específico de cultivos (MSEC). Nuestro objetivo fue examinar la variabilidad espacial intra-lote de atributos químicos y físicos del horizonte superficial de un Argiudol típico del centro de Santa Fe para la implementación del MSEC. En una parcela de 475 x 100 m se tomaron 60 muestras distribuidas en 3 transectas de 20 puntos separados cada 25 m y 50 m entre transecta. En cada muestra perturbada (0-20 cm) se determinó N de nitratos (N-NO<sub>3</sub>), C orgánico total (COT), N total (Nt); P extractable (P), arena, arcilla, reacción del suelo (pH). La densidad aparente del suelo (Ds) se determinó a partir de muestras no perturbadas de las profundidades 0-10 y 10-20 cm. Se calcularon estadísticas descriptivas y se analizó la dependencia espacial de los atributos mediante variogramas empíricos y sus límites obtenidos por permutación (*envelopes*). Los coeficientes de variación (CV) para COT, Nt, Arena, Arcilla, Ds 0-10, Ds 10-20 y pH fueron bajos (CV < 15%) mientras que para P y N-NO<sub>3</sub> fueron moderados (15 < CV < 35%). La dependencia espacial del N-NO<sub>3</sub> fue moderada con un rango de 96 m, mientras que el resto de los atributos no presentó autocorrelación producto de la variación que ocurre a distancias menores a la utilizada en el muestreo. En este estudio no fue posible modelar la distribución espacial de los atributos ni obtener mapas de la condición de suelo confiables que permitan orientar el uso de MSEC debido a la escasa variabilidad y ausencia de estructura espacial de las propiedades del suelo evaluadas.

**Palabras clave.** Argiudoles, geoestadística, manejo sitio-específico.

1 Universidad Nacional del Litoral – Facultad de Ciencias Agrarias. Kreder 2805 (S3080HOF) - Esperanza.

2 Universidad Nacional de Córdoba – Centro de Relevamiento y Evaluación e recursos Agrícolas y Naturales. Av. Valparaiso S/N - Ciudad Universitaria (5000) – Córdoba.

3 CONICET

\* Autor para correspondencia: [calesso@fca.unl.edu.ar](mailto:calesso@fca.unl.edu.ar)

## INTRODUCCIÓN

Los procesos y atributos de suelo que influyen sobre el desempeño de los cultivos varían en el espacio y tiempo (Mulla & Schepers, 1997). El manejo sitio-específico de cultivos (MSEC), una de las formas de la Agricultura de Precisión (AP), tiene como objetivo ajustar la aplicación de insumos y prácticas agronómicas a las necesidades del suelo y cultivos en función de su variación espacio-temporal (Whelan & McBratney, 2000). Así, tanto la magnitud como la estructura espacial de la variabilidad dentro del lote son aspectos necesarios para la aplicación del MSEC mientras que la variabilidad temporal tiende a dificultar su implementación (Pierce & Nowak, 1999). Pringle *et al.* (2003) desarrollaron un índice de oportunidad para el MSEC en función de la magnitud y estructura espacial de la variabilidad de mapas de rendimiento.

La variabilidad del suelo es, en sí misma, dependiente de la escala ya que responde a la acción de factores formadores que actúan en un *continuum* de escalas espaciales y temporales, dando como resultado estructuras de variación anidadas (Trangmar *et al.*, 1985). A escala regional, el clima, los patrones de uso de la tierra, tipo de vegetación y característica del relieve son los principales determinantes de la variación (Mallarino & Vittry, 2004). A escala de lote, la topografía es uno de los principales factores que origina variabilidad espacial a través del control de la distribución de agua y sedimentos (Ceddia *et al.*, 2009). Incluso en paisajes muy suavemente ondulados a planicies extendidas, la presencia de micro relieves determina la formación de complejos de suelos contrastantes a pocos metros de distancia (Hein *et al.*, 1989). En suelos cultivados, las prácticas de manejo como la orientación de los surcos, método de aplicación de nutrientes, labores y compactación pueden dominar las causas de variabilidad a escalas pequeñas (Mallarino & Vittry, 2004), alterando atributos químicos, físicos, y biológicos del horizonte superficial (Corá *et al.*, 2004).

Desde sus primeras aplicaciones a la ciencia del suelo a principios de la década del 1980 (Campbell, 1978; Burgess & Webster, 1980a y b; Webster & Burgess, 1980; Burgess *et al.*, 1981; Vieira *et al.*, 1981), la geoestadística ha sido utilizada para la descripción y cuantificación de la variabilidad espacial del suelo mediante la variografía de sus atributos (McBratney & Pringle, 1999). Resultados de estos estudios, abarcando diversas condiciones edafoclimáticas y escalas de observación, demuestran que las propiedades edáficas frecuentemente presentan autocorrelación espa-

cial de distinta magnitud (Warrick *et al.*, 1986; Trangmar *et al.*, 1985; Whelan, 1998; Mulla & McBratney, 2000).

La estructura espacial de la variabilidad de los atributos edáficos es específica para cada lote (Mallarino, 1996). No obstante, en ausencia de estudios previos en un sitio de interés, referencias locales de condiciones similares (*i.e.* tipo de suelo, topografía, etc.) son de utilidad para orientar la toma de muestras (Webster & Oliver, 2007). En sitios donde se cuenta con una descripción de la continuidad espacial de un atributo, es posible optimizar la intensidad de muestreo en función de la variabilidad deseada en las predicciones, *i.e.* varianza kriging (McBratney & Webster, 1981).

A nivel nacional se ha estudiado la variabilidad espacial de distintos atributos de suelo sobre distintos tipos de suelo y utilizando distintos esquemas de muestreo (Di Pietro *et al.*, 1985; Correa & Sosa, 1998; Melchiori, 2000; Kemerer & Melchiori, 2004; Zubillaga *et al.*, 2004; Cruzate & Rivero, 2010; Gilli *et al.*, 2010; Rivero *et al.*, 2010), aunque para el centro de la provincia de Santa Fe la información es más escasa (Alesso & Pilatti, 2008).

La pampa llana santafesina se caracteriza por la presencia de áreas planas de relieve «subnormal» y áreas suavemente onduladas o de relieve «normal», ambas con micro relieves. Nuestro objetivo fue examinar la variabilidad espacial de atributos químicos y físicos del horizonte superficial de un lote de producción de la zona central de Santa Fe con relieve normal, cultivado en siembra directa con rotación agrícola y aplicación de fertilizantes, para verificar la viabilidad de implementar el sistema de manejo sitio-específico de cultivos (MSEC).

## MATERIALES Y MÉTODOS

El estudio se llevó a cabo en el distrito La Pelada, provincia de Santa Fe (30° 56' 17" S, 60° 55' 23" O). La región se caracteriza por su relieve muy suavemente ondulado con predominio de Argiudoles y Argialboles asociados; material de origen loésico o limo-loésico y clima subhúmedo-húmedo con precipitaciones anuales que varían entre 920 a 1689 mm y régimen mesotérmico con una temperatura media anual de 19 °C (De Petre *et al.*, 1977).

Se seleccionó un lote destinado a agricultura continua en siembra directa con secuencia de cultivos soja-maíz y dosis moderadas de fertilizantes nitrogenados y fosforados. Dentro de un sector con pendiente general 0,7 % se realizó un muestreo

sistemático dentro de una parcela de 475 x 100 m dominada por Argiudoles típicos y ácuicos, según Mapa de Suelos semi-detallado de la provincia de Santa Fe (INTA, 2009). Con estación total Pentax R 326 EX se trazaron tres transectas paralelas distanciadas a 50 m entre si con 20 puntos cada una (n = 60) cada 25 m (Fig. 1). En cada sitio se registró la cota relativa al punto más bajo (Z, m) y se tomó una muestra perturbada de los primeros 0-20 cm, compuesta de cinco submuestras tomadas en un radio de 2-3 m, y muestras no perturbadas con cilindros de volumen conocido a 0-10 y 10-20 cm de profundidad.

A cada muestra perturbada se le determinó N de nitratos ( $N-NO_3$ ,  $mg\ kg^{-1}$ ) por el método del ácido fenoldisulfónico (Jackson, 1982); C orgánico total (COT,  $g\ kg^{-1}$ ) estimado a partir del carbono fácilmente oxidable Walkley & Black (1934) con factor de recuperación 0,77; N total ( $N_t$ ,  $g\ kg^{-1}$ ) por el método Kjeldahl (Jackson, 1982); P extractable (P,  $mg\ kg^{-1}$ ) según Bray & Kurtz (1945); arena entre 50  $\mu m$  y 2 mm (Arena,  $g\ kg^{-1}$ ) por tamizado en húmedo y arcilla < 2  $\mu m$  (Arcilla,  $g\ kg^{-1}$ ) por el método del hidrómetro sin pretratamientos según Gee & Or (2002); y reacción del suelo (pH) por el método potenciométrico en relación suelo-agua 1:2,5 (Jackson, 1982). A las muestras no perturbadas se le determinó la densidad aparente del suelo ( $D_s$ ,  $Mg\ m^{-3}$ ) mediante el método del cilindro 100  $cm^3$  (Forsythe, 1975).

Se calcularon estadísticas de resumen univariadas y gráficos exploratorios para cada atributo utilizando el paquete estadístico R (R Development Core Team, 2011). Se examinó la presencia de valores atípicos mediante gráficos de caja removiéndose aquellos que se encontraban a 1,5 veces el rango intercuartílico respecto de uno de esos cuartiles. Posteriormente se verificó el supuesto de normalidad mediante la prueba

Shapiro-Wilks y se evaluaron transformaciones para distribuciones no normales. La estacionariedad de segundo orden se verificó para cada atributo ajustando polinomios en función de las coordenadas, altimetría u otros atributos como covariables. En aquellos casos que la tendencia explicó más del 20% de la varianza total (i.e.  $R^2$  ajustado) se procedió a calcular los variogramas a partir de los residuos (Kerry & Oliver, 2007).

El análisis geoestadístico se realizó utilizando el paquete geoR (Ribeiro Jr. & Diggle, 2001). Se analizó la dependencia espacial de los atributos mediante variogramas experimentales con intervalos de espaciamento (*lag*) de 25 m sobre una distancia activa de 200 m con un mínimo de 30 pares por *lag* (Goovaerts, 1998). Se utilizó el estimador robusto de las semivarianzas (Ecuación 1) propuesto por Cressie & Hawkins (Cressie, 1993):

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{\left\{ \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} |Z(x_i) - Z(x_{i+h})|^{0,5} \right\}^4}{0,914 + \frac{0,988}{N(h)}} \quad (1)$$

donde:  $\gamma(h)$  es la semivarianza,  $N(h)$  es el número total de pares a una distancia  $h$ , y  $Z(x_i)$  y  $Z(x_{i+h})$  pares de observaciones separados por una distancia  $h$ .

Se calcularon los límites mínimos y máximos de los variogramas empíricos (*envelopes*) por medio de permutaciones de los datos sobre las coordenadas bajo el supuesto de independencia espacial (Diggle & Ribeiro Jr., 2007). En los casos en que el variograma empírico se ubicó próximo o por fuera de los límites simulados, la presencia de autocorrelación espacial se corroboró mediante el ajuste de variogramas teóricos por el método de máxima verosimilitud restringida

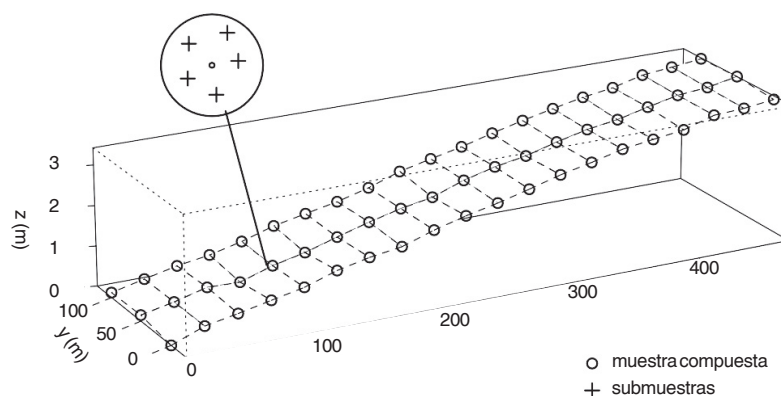


Figura 1. Diseño de muestreo y altimetría (factor de exageración en eje Z = 30). En el círculo superior representa el detalle de la toma de muestras compuestas.

Figure 1. Sampling design and elevation (Z axis expand factor = 30). The magnified circle shows details on the composite sampling method.

(REML) y posterior prueba de razón de verosimilitud (*likelihood ratio test*) respecto a un modelo no espacial (pepita puro). Se evaluaron funciones de semivarianza esférica (Ecuación 2) y exponencial (Ecuación 3) reteniéndose aquel modelo con menor Índice de Información de Akaike (AIC).

$$\hat{\gamma}(h) = \begin{cases} c_0 + c_1 \left\{ \frac{3h}{2a} - \frac{1}{2} \left( \frac{h}{a} \right)^3 \right\} & h \leq a \\ c_0 + c_1 & h > a \end{cases} \quad (2)$$

$$\hat{\gamma}(h) = \begin{cases} c_0 + c_1 \left\{ 1 - \exp\left(-\frac{h}{r}\right) \right\} & h \leq r \\ c_0 + c_1 & h > r \end{cases} \quad (3)$$

donde:  $\gamma(h)$  es la semivarianza entre pares separados a una distancia  $h$ ,  $c_0$  es la varianza no estructurada (*nugget*),  $c_1$  varianza estructurada (*partial sill*),  $h$  es distancia entre pares y  $r$  o  $a$  el rango de dependencia espacial (m).

Para la clasificación de la estructura espacial de los atributos se utilizó la relación pepita-meseta (*nugget:sill*), i.e. proporción de varianza no explicada respecto a la varianza total ( $c_0/(c_0+c_1)$ ), adoptando tres clases propuestas en Cambardella *et al.* (1994): débil ( $> 0,75$ ), moderada (0,25-0,75), y fuerte ( $< 0,25$ ).

La capacidad predictiva del modelo se evaluó utilizando el procedimiento de validación cruzada (Webster & Oliver, 2007). A partir de los pares de valores observados y predichos se calculó la raíz cuadrada del error cuadrático medio (RMSE, Ecuación 4), el cociente medio de desviación cuadrada (MSDR, Ecuación 5) y el criterio G (Ecuación 6) de bondad de ajuste.

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^n [z(x_i) - \hat{Z}(x_i)]^2} \quad (4)$$

$$\text{MSDR} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \frac{[z(x_i) - \hat{Z}(x_i)]^2}{\hat{\sigma}_{OK}^2(x_i)} \quad (5)$$

$$G = \left[ 1 - \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^n [z(x_i) - \hat{Z}(x_i)]^2}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^n [z(x_i) - \bar{Z}]^2} \right] \times 100 \quad (6)$$

donde:  $N$  es el número observaciones utilizadas en la validación cruzada,  $z(x_i)$  es el valor observado de  $z$  en la  $i$ -ésima posición,  $\hat{Z}(x_i)$  es el valor estimado por el modelo para la  $i$ -ésima posición,  $\hat{\sigma}_{OK}^2(x_i)$  varianza kriging de la predicción para el punto  $x_i$ ,  $\bar{Z}$  valor medio de  $Z$  en la región.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En la Tabla 1 se presentan las estadísticas de resumen de los atributos de suelo estudiados luego de la remoción de dos valores atípicos de N-NO<sub>3</sub>, pH y Arena, y un valor de Ds 10-20, respectivamente. Los coeficientes de sesgo y curtosis no difirieron significativamente de aquellos esperados para una distribución Normal. En la Figura 2 se observan las distribuciones empíricas de cada atributo junto con la distribución normal (línea 1:1) y sus intervalos de confianza 95%. Para pH y Arcilla algunas observaciones se ubicaron por fuera de los intervalos de confianza de una distribución Normal verificado con la prueba Shapiro-Wilks ( $P < 0,05$ ). Dada la ligera asimetría positiva del pH se evaluó la transformación logarítmica de esta variable, mien-

Tabla 1. Estadísticas de resumen de los atributos del horizonte superficial (profundidad 0-20 cm) de un Argiudol típico del centro de Santa Fe.

Table 1. Summary statistics of topsoil properties (0-20 cm depth) of a typic Argiudoll from central Santa Fe.

Atributo	n	Mín.	Med.	Mna.	Máx.	CV%	Asim.	Curt.
N-NO <sub>3</sub> (mg kg <sup>-1</sup> )	58	9,5	16,0	16,5	23,0	20	-0,15	-0,48
COT (g kg <sup>-1</sup> )	60	8,6	11,2	11,6	13,7	11	-0,22	-0,33
Nt (g kg <sup>-1</sup> )	60	0,66	0,84	0,85	1,04	10	-0,08	0,04
P (mg kg <sup>-1</sup> )	60	6,5	16,9	16,4	31,2	34	0,59	-0,21
Arena (g kg <sup>-1</sup> )	58	67	92	92	117	11	0,00	-0,46
Arcilla (g kg <sup>-1</sup> )	60	161	199	193	226	8	0,08	-0,81
pH	58	5,32	5,73	5,69	6,45	5	0,85	0,11
Ds 0-10 (Mg cm <sup>-3</sup> )	60	1,24	1,37	1,38	1,49	5	-0,11	-0,77
Ds 10-20 (Mg cm <sup>-3</sup> )	59	1,34	1,47	1,47	1,56	3	-0,31	-0,05

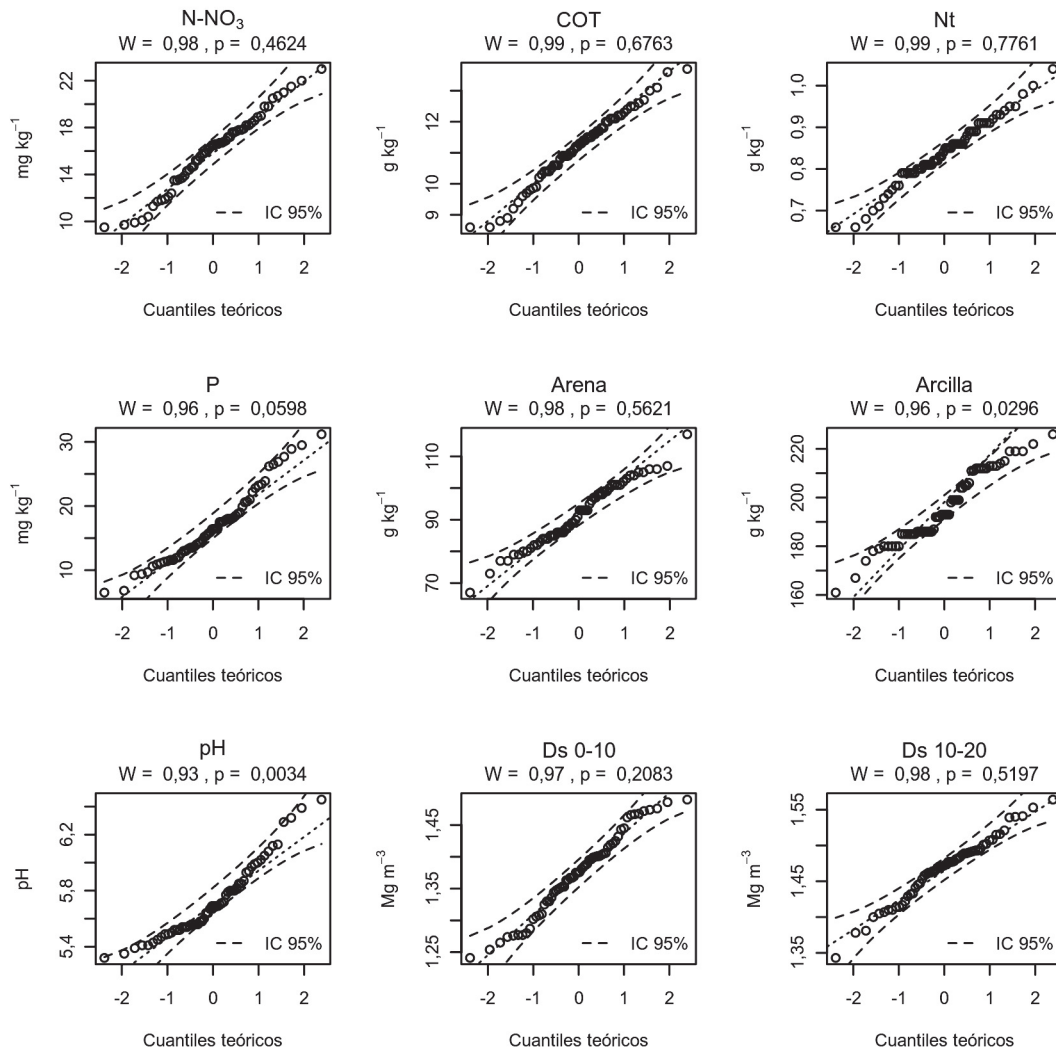


Figura 2. Gráficos de probabilidad normal e intervalos de confianza 95% (IC 95%) de los atributos del horizonte superficial (profundidad 0-20 cm) en un Argiudol típico del centro de Santa Fe.

Figure 2. Normal probability plots with a 95% confidence interval (IC 95%) of topsoil properties (0-20 cm depth) of a typical Argiudoll from central Santa Fe.

tras que para Arcilla las observaciones se concentraron en torno a dos modos, aunque no distantes entre sí (*i.e.* 190 y 210 g kg<sup>-1</sup>), posiblemente producto de los errores de la técnica analítica. Las transformaciones exploradas no permitieron aproximar los valores de estas variables a una distribución Normal, y se procedió a utilizar los datos sin transformar.

La variabilidad encontrada para COT, Nt, Arena, Arcilla, Ds 0-10, Ds 10-20, y pH fue baja (*i.e.* CV < 15%) y moderada para P y N-NO<sub>3</sub> (*i.e.* 15 < CV < 35%), de acuerdo a la clasificación propuesta en Wilding & Drees (1983). Estos

resultados se encuentran dentro de los CV reportados en la bibliografía. Di Pietro *et al.* (1986) en un estudio a micro escala obtuvieron CV inferiores para P, pH, Nt, COT y Arcilla de un Argiudol típico de Pergamino; mientras que Álvarez *et al.* (2004) encontraron resultados similares a nuestro estudio a escala de lote sobre Argiudoles típicos de la Pampa Ondulada bajo siembra directa, salvo para P cuya variabilidad fue casi 10 veces mayor. El aumento del área de muestreo incrementa la varianza total, aunque la relación entre ésta y las diferentes escalas no siguen patrones consistentes (Wilding & Drees, 1983).

El Nt mostró una ligera tendencia negativa en función de la cota relativa ( $R^2 = 0,22$ ), observándose los mayores valores en las posiciones más bajas del área estudiada. Los variogramas empíricos para este atributo se calcularon luego de sustraer dicha tendencia para satisfacer el supuesto de estacionariedad de segundo orden.

Para la mayoría de los atributos, los variogramas empíricos se ubicaron dentro de los límites obtenidos por simulación bajo el supuesto de independencia espacial (Fig. 3). La ausencia de correlación espacial observada a esta escala

de trabajo indica que la resolución utilizada no fue apropiada para describir la continuidad espacial de estos atributos debido a la ocurrencia de variación espacial a distancias menores al intervalo de muestreo (Webster & Oliver, 2007).

Para  $N-NO_3$ , Nt y Arena, los variogramas empíricos en el primer intervalo de distancia se ubicaron próximos a los límites, aunque sólo el modelo teórico ajustado para  $N-NO_3$  difirió de la hipótesis de independencia espacial ( $P < 0,05$ ). Para este atributo la varianza estructurada representó

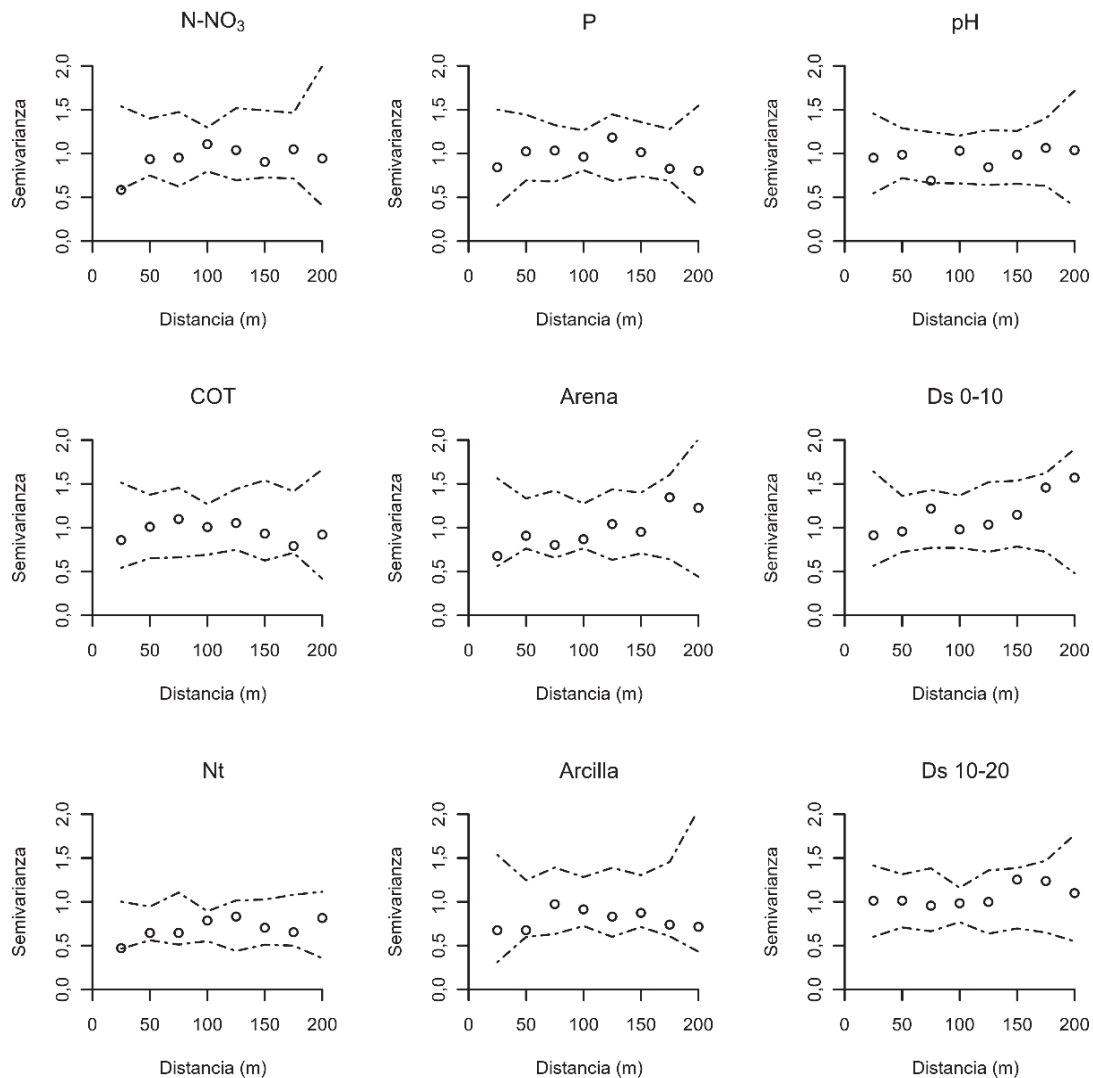


Figura 3. Variogramas empíricos (círculos) y límites (línea cortada) de los atributos del horizonte superficial (profundidad 0-20 cm) en un Argiudol típico del centro de Santa Fe. Los valores de semivarianza han sido escalados a la varianza de la muestra.

Figure 3. Sample variograms (circles) and envelopes (dashed lines) of topsoil properties (0-20 cm depth) of a Typic argiudoll from central Santa Fe. Variogram values have been scaled to the sample variance.

un 74% de varianza total con un rango de dependencia espacial de 96 m (Fig. 4.a). En la Figura 4.b se presentan los resultados del procedimiento de validación cruzada. El modelo obtenido permitió estimar con el contenido de contenido de N-NO<sub>3</sub> con un error de  $\pm 2,8 \text{ mg kg}^{-1}$ , lo que resultó en un incremento del 27% de exactitud respecto a la estimación del contenido de N-NO<sub>3</sub> a partir de la media del área estudiada. No obstante, en el diagrama de dispersión se observa una marcada tendencia a sobre y subestimar los valores bajos y altos de N-NO<sub>3</sub> respectivamente, que se traduce en un nivel de correlación moderado. La relación entre el error de estimación y la varianza kriging muestran que el modelo ajustado sobrestima ligeramente esta última (MSDR < 1).

La escala y diseño del muestreo, *i.e.* número y distribución de las muestras, condicionan fuertemente los resultados obtenidos a partir de los variogramas empíricos (Diggle & Ribeiro, 2007). Estos factores deben ser considerados en la comparación de dichos resultados (Stenger *et al.*, 2002). Di Pietro *et al.* (1986), utilizando espaciamientos 10 veces menores a los utilizados en nuestro estudio encontraron resultados similares para Nt y pH, mientras que para P, COT y Arcilla estos autores encontraron grados de estructuración alta, media y baja, según Cambardella *et al.* (1994), con rangos de dependencia espacial de 6,3, 9,8 y 15 m respectivamente. Alesso & Pilatti

(2008) en un Argiudol del centro de Santa Fe con relieve subnormal no encontraron autocorrelación espacial para la Ds, mientras que para P observaron estructura espacial moderada y rango de dependencia de 50 m aproximadamente.

Atributos tales como la granulometría pueden ser controlados por variaciones intrínsecas de las características del suelo, mientras que variaciones extrínsecas como la aplicación de fertilizantes y enmiendas o labores pueden afectar la estructura espacial a corta distancia de atributos relacionados (Cambardella *et al.*, 1994). Mallarino (1996) encontró asociación entre los patrones de variabilidad de P y K a corta distancia y la distribución no uniforme de fertilizantes y abonos.

La presencia de micro relieves incluso en zonas muy suavemente onduladas determina la formación de complejos de suelos en espacios de entre 15 y 20 m (Hein *et al.*, 1989). Este tipo de variación a distancias inferiores a la resolución empleada en este estudio podría explicar la ausencia de autocorrelación espacial observada en los contenidos de Arcilla y Arena. Por otro lado, las variaciones a distancias inferiores a los 25 m de los niveles de nutrientes pueden atribuirse a la aplicación y remoción no uniforme de fertilizantes, mientras que el tránsito de maquinarias puede ocasionar variaciones de la densidad del suelo.

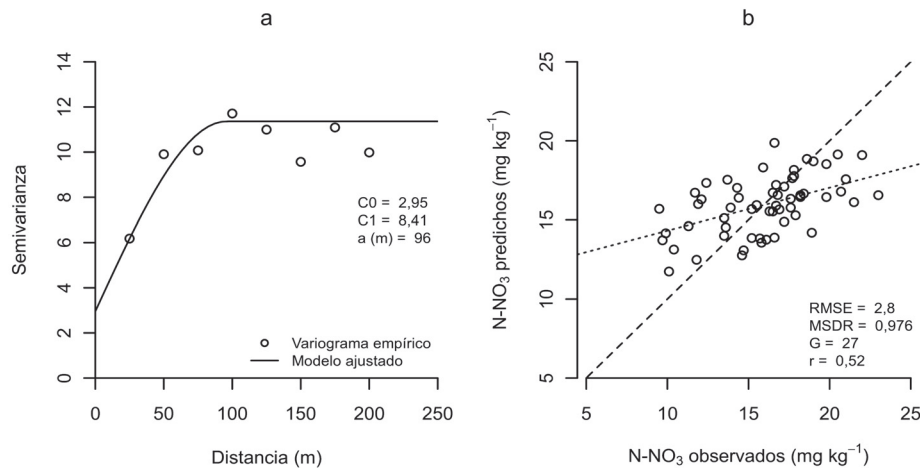


Figura 4. Modelo teórico de variograma del contenido de N-NO<sub>3</sub> del horizonte superficial (0-20 cm) de un Argiudol típico del centro de Santa Fe: (a) Variograma empírico (círculos) y teórico (línea) ajustado por REML; y (b) gráfico de dispersión de los valores observados vs predichos obtenidos por el procedimiento de validación cruzada.

Figure 4. Theoretical variogram model of soil N-NO<sub>3</sub> concentration (0-20 cm depth) of a typical Argiudoll from central Santa Fe: (a) Sample variogram (circles) and model fitted by REML (line); (b) scatterplot of observed and predicted values from cross-validation procedures.

Para la aplicación efectiva del MSEC son necesarias tanto la magnitud como la estructura espacial de la variabilidad de los atributos que determinan la respuesta del cultivo (Pierce & Nowak, 1999). A mayor magnitud de variación, mayor es la probabilidad de diferenciar dosis de insumos, mientras que una fuerte estructura espacial determina patrones de variabilidad suaves y amplios que facilitan la aplicación de dosis variables (Pringle *et al.*, 2003). En nuestro estudio, la mayoría de los atributos examinados presentó niveles de variación bajos (*i.e.* CV < 20%) que no justificarían la aplicación diferencial de insumos.

La variabilidad observada para P fue moderada pero la falta de autocorrelación de las observaciones a esta escala no permite aplicar técnicas de interpolación, siendo la media el mejor estimador (Webster & Oliver, 2007). Un incremento de la resolución de la grilla mejoraría la descripción de la continuidad espacial a corta distancia para obtener un mapa predicción confiable (Kravchenko, 2003).

Finalmente, la estructura espacial observada para N-NO<sub>3</sub> permitió obtener mapas de predicción aunque la exactitud y precisión no fueron adecuadas. Por otro lado, la variabilidad temporal y escasa correlación espacial frecuentemente observada en los variogramas de N-NO<sub>3</sub> limitan la utilidad de este indicador para el desarrollo de mapas de aplicación de dosis variables de N (Stenger *et al.*, 2002).

## CONCLUSIONES

Se evaluó la variabilidad espacial de propiedades físicas y químicas del horizonte superficial de un suelo de la pampa llana santafesina. A excepción del N-NO<sub>3</sub>, cuya estructura espacial fue moderada con un rango de dependencia de 96 m, el resto de los atributos evaluados no presentaron autocorrelación, indicando la ocurrencia de variación a distancias menores a la escala de observación empleada. La baja variabilidad y la falta de estructura espacial no permitieron modelar la distribución espacial de los atributos ni obtener mapas de condición de suelo que permitan orientar la aplicación de la técnica de MSEC.

## AGRADECIMIENTOS

A la UNL-CONICET por el apoyo financiero. El presente trabajo es parte del trabajo de tesis de Carlos Agustín Alesso para el cumplimiento de los requisitos del Doctorado en Ciencias Agropecuarias de la Universidad Nacio-

nal de Córdoba y del programa de becas de posgrado de CONICET. A la estancia La Pelada y en especial al Ing. Agr. M Lui por su apoyo y buena predisposición. Al Dr. P Cipriotti por su predisposición a atender consultas.

## BIBLIOGRAFÍA

- Alesso, A & MA Pilatti. 2008. Variabilidad espacial de la densidad del suelo, fósforo extractable y potasio intercambiable. XXI Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo. Potrero de los Funes, Argentina.
- Álvarez, R; H Steinbach; B Bauschen & JN Ejalbert. 2004. Variabilidad espacial de propiedades de los suelos de la pampa ondulada: efecto sobre el número de submuestras a tomar para el diagnóstico de la fertilidad. XVI Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo. Paraná, Argentina.
- Bray, R & L Kurtz. 1945. Determination of total, organic and available forms of phosphorous in soils. *Soils Sci.* 59: 29-45.
- Burgess, TM & R Webster. 1980a. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties: I. The semi-variogram and punctual kriging. *J. Soil Sci.* 31(2): 315-331.
- Burgess, TM & R Webster. 1980b. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties: II. Block kriging. *J. Soil Sci.* 31(2): 333-341.
- Burgess, TM; R Webster & AB McBratney. 1981. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. IV. Sampling strategy. *J. Soil Sci.* 32(4): 643-659.
- Cambardella, CA; TB Moorman; JM Novak; TB Parkin; DL Karlen; RF Turco & AE Konopka. 1994. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 58: 1501-1511.
- Campbell, JB. 1978. Spatial variation of sand content and pH within single contiguous delineations of two soil mapping units. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 42: 460-464.
- Ceddia, MB; SR Vieira; ALO Villela; LS Mota; LHC Anjos & DF Carvalho. 2009. Topography and spatial variability of soil physical properties. *Sci. Agr.* 66(3): 338-352.
- Corá, JE; AV Araújo; GT Pereira & JMG Beraldo. 2004. Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. *Rev. Bras. Ciênc. Solo* 28(6): 1013-1021.
- Correa, M de T & DA Sosa. 1998. Análisis geoestadístico de propiedades del suelo. XVI Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo. Villa Carlos Paz, Argentina.
- Cressie, N. 1993. *Statistics for Spatial Data*. Wiley-Interscience. New York, USA.
- Cruzate, GA & E Rivero. 2010. Variabilidad espacial y temporal de P y Zn en siembra directa y la relación con algunas propiedades de un suelo de Paraná. XXII Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo. Rosario, Argentina.
- De Petre, AA; LM Espino; MA Sevesco & S Perman. 1977. Carta de suelos del Departamento Las Colonias. Min. de Agr. y Ganadería de la Provincia de Santa Fe. 119 pp.
- Di Pietro, LB; L Marbán & V Ritcher. 1986. Variabilidad Espacial de parámetros físicos y químicos de un suelo de Pergamino. *Ciencia del Suelo* 2: 99-106.



- Diggle, PJ & PJ Ribeiro Jr. 2007. *Model-based Geostatistics*. Springer. New York, USA. 241 pp.
- Forsythe, W. 1975. *Manual de laboratorio de física de suelos*. IICA. San José, Costa Rica. 212 pp.
- Gee, GW & D Or. 2002. Particle-Size Analysis. Pp. 255-293. *En: Dane, JH & GC Topp (eds.)*. *Methods of Soil Analysis*. Part 4. *Physical Methods*. Vol. 5. Soil Science Society of America. Madison, USA.
- Gilli, A; M Blazarini & D Buschiazio. 2010. Variabilidad espacial de parámetros edáficos en distintos sistemas de labranza. XXII Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo. Rosario, Argentina.
- Goovaerts, P. 1998. Geostatistical tools for characterizing the spatial variability of microbiological and physico-chemical soil properties. *Biology and Fertility of Soils* 27(4): 315-334.
- Hein, NE; WIH Hein & OR Quaino. 1989. Características de los complejos de suelos de la parte central de Santa Fe. *Ciencia del Suelo* 7(1-2): 97-102.
- INTA. 2009. Mapa de suelos semi-detallado de la Provincia de Santa Fe. Rafaela, Argentina.
- Jackson, M. 1982. *Análisis químico de suelos*. Omega. 4 ed. Barcelona, España. 662 pp.
- Kemerer, AC & RJM Melchiori. 2004. Variabilidad espacial en suelos agrícolas de la provincia de Entre Ríos. Actas del XIX Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo. Paraná, Argentina.
- Kerry, R & MA Oliver. 2007. Comparing sampling needs for variograms of soil properties computed by the method of moments and residual maximum likelihood. *Geoderma* 140(4): 383-396.
- Kravchenko, AN. 2003. Influence of spatial structure on accuracy of interpolation methods. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 67: 1564-1571.
- Mallarino, AP & DJ Wittry. 2004. Efficacy of grid and zone soil sampling approaches for site-specific assessment of phosphorus, potassium, pH, and organic matter. *Precis. Agric.* 5(2): 131-144.
- Mallarino, AP. 1996. Spatial Variability Patterns of phosphorus and Potassium in No-Tilled Soils for Two Sampling Scales. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 60: 1473-1481.
- McBratney, AB & MJ Pringle. 1999. Estimating average and proportional variograms of soil properties and their potential use in precision agriculture. *Precis. Agric.* 1(2): 125-152.
- McBratney, AB & R Webster. 1981. The design of optimal sampling schemes for local estimation and mapping of regionalized variables II. Program and examples. *Comput. Geosci.* 7: 335-365.
- Melchiori, RJM. 2000. Variabilidad espacial del rendimiento en trigo, asociación con parámetros edáficos y evaluación de aplicación de nitrógeno para sitios específicos. Tesis de Maestría, Universidad Nacional de Mar del Plata, Balcarce.
- Mulla, DJ & AB McBratney. 2000. Soil spatial variability. Pp. 321-352. *En: Sumner, ME (ed.)*. *Handbook of soil science*. Boca Raton, USA ed. CRC Press.
- Mulla, DJ & JS Schepers. 1997. Key processes and properties for site-specific soil and crop management. Pp. 1-18. *En: Pierce, FJ & EJ Sadler (eds.)*. *The State of Site-Specific Management for Agriculture*. American Society of Agronomy. Madison, USA.
- Pierce, FJ & P Nowak. 1999. Aspects of Precision Agriculture. *Adv. in Agron.* 67: 1-85.
- Pringle, MJ; AB McBratney; BM Whelan & JA Taylor. 2003. A preliminary approach to assessing the opportunity for site-specific crop management in a field, using yield monitor data. *Agr. Sys.* 76(1): 273-292.
- R Development Core Team. 2011. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing. Viena, Austria.
- Ribeiro Jr., PJ & PJ Diggle. 2001. geoR: a package for geostatistical analysis. *R-NEWS* 1(2): 15-18.
- Rivero, E; GA Cruzate & S Russo. 2010. Variabilidad espacial y temporal de P y Zn en siembra directa y la relación con algunas propiedades de un suelo de San Andrés de Giles. XXII Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo. Rosario, Argentina.
- Stenger, R; E Priesack & F Beese. 2002. Spatial variation of nitrate-N and related soil properties at the plot-scale. *Geoderma* 105: 259-275.
- Trangmar, BB; RS Yost & G Uehara. 1985. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Adv. in Agron.* 38: 45-94.
- Vieira, SR; DR Nielsen & JW Biggar. 1981. Spatial Variability of Field-Measured Infiltration Rate. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 45: 1040-1048.
- Walkley, A & IA Black. 1934. An examination of the Degtjareff method for determining organic carbon in soils: Effect of variations in digestion conditions and of inorganic soil constituents. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 63: 251-163.
- Warrick, AW; DE Myers & DR Nielsen. 1986. Geostatistical methods applied to soil science. *En: (eds.)*. *Methods of Soil Analysis*. Part 1. *Physical and Mineralogical Methods*. 2 ed. Soil Science Society of America. Madison, USA.
- Webster, R & TM Burgess. 1980. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. III. Changing drift and universal kriging. *J. Soil Sci.* 31: 505-524.
- Webster, R & MA Oliver. 2007. *Geostatistics for environmental scientists*. Wiley. 2 ed. 333 pp.
- Whelan, BM & AB McBratney. 2000. The «Null Hypothesis» of Precision Agriculture Management. *Precis. Agric.* 2: 265-279.
- Whelan, BM. 1998. Reconciling Continuous Soil Variation & Crop Yield: A study of some implications of within-field variability for site-specific crop management. Tesis Doctoral, University of Sydney, Australia.
- Wilding, LP & LR Drees. 1983. Spatial variability and pedology. Pp. 83-116. *En: Wilding, LP & LR Drees (eds.)*. *Pedogenesis and soil taxonomy: concepts and interactions*. Elsevier. New York, USA.
- Zubillaga, MM; M Carmona; A Latorre; M Falcon & J Barros. 2006. Estructura espacial de variables edáficas a nivel lote en Vedia provincia de Buenos Aires. Actas del XX Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo. Paraná, Argentina.