

VARIABILIDAD ESPACIAL DE PROPIEDADES QUÍMICAS DEL SUELO Y SU USO EN EL DISEÑO DE EXPERIMENTOS

Spatial Variability of Chemical Properties of the Soil and its Use in the Design of Experiments

D. Cristobal Acevedo^{1‡}, M. E. Álvarez Sánchez¹, E. Hernández Acosta¹, R. Maldonado Torres¹, M. Pérez Grajales² y R. Castro Brindis²

RESUMEN

La variabilidad espacial de las propiedades químicas en los suelos es un problema al que se enfrentan los investigadores que trabajan la agricultura de precisión; sobre todo cuando se desea saber cómo se distribuye la concentración de nutrimentos o algunas otras variables químicas útiles para la experimentación. En el presente trabajo se caracterizó la variabilidad espacial de las propiedades químicas del suelo, pH, materia orgánica (MO), nitrógeno total (Nt), fósforo disponible (P-Olsen) y potasio intercambiable (K), utilizando el enfoque estadístico clásico (varianza y coeficiente de variación) y el de la geoestadística (semivarianza), para la obtención de valores representativos y mapas que muestren su comportamiento. Se realizó un muestreo de suelos a una profundidad de 0-20 cm en cuadrícula, con equidistancias de 25 m y se obtuvieron 182 muestras en una tabla agrícola con una superficie de 12.7 ha. Con estos datos se analizó la variabilidad espacial desde el enfoque de la estadística clásica y se obtuvieron los siguientes valores medios, coeficientes de variación (CV) y número mínimo de determinaciones a realizar para obtener su valor medio con 95% de confianza (n), 6.97, 3.7%, y 2 para pH; 2.3%, 25.5% y 103 para MO; 0.115%, 24.3% y 93 para Nt; 21.34 mg kg⁻¹, 53.6% y 451 para P-Olsen, 215.97 mg kg⁻¹, 70.0% y 768 para K. Al aplicar el enfoque geoestadístico se encontró que todas las variables presentaron estructura espacial, manifestada en el semivariograma experimental, y se ajustaron a los modelos teóricos esférico, gaussiano lineal, lineal y efecto de agujero, para pH, MO, Nt, P y K, respectivamente. Se obtuvieron mapas de distribución de las variables aplicando el método de *kriging* y se ubicaron zonas con

diferentes gradientes y patrones de variabilidad importantes para el establecimiento de experimentos y la práctica de la agricultura de precisión.

Palabras clave: *semivariograma, estadística clásica, geoestadística, muestreo, kriging.*

SUMMARY

Spatial variability of the chemical properties in the soils is a problem which the researchers face when working in precision agriculture or when they want to know how nutrient concentrations, or some other useful chemical parameters, are distributed for selecting experimental sites. In the present research the spatial variability of the chemical parameters of the soil was characterized [pH, organic matter (OM), total nitrogen (Nt), available phosphorus (P-Olsen) and exchangeable potassium (K)], using classic statistics (variance and coefficient of variation) and geostatistics (semivariance), to obtain some representative values and maps that show their behavior. Soil sampling (0-20 cm depth) was done in a grid with equidistance of 25 m, obtaining 182 samples in an agricultural table with an area of 12.7 ha. With the data obtained the spatial variability of the soil was analyzed, obtaining the following average values, coefficient of variation (CV), and minimum number of determinations to obtain its average value with 95% of confidence (n): 6.97, 3.7%, and 2 for pH; 2.3%, 25.5% and 103 for OM; 0.115%, 24.3% and 93 for Nt; 21.34 mg kg⁻¹, 53.6% and 451 for P-Olsen; 215.97 mg kg⁻¹, 70% and 768 for K. When applying the geostatistics approach, all the parameters presented spatial structure, declared in the experimental semivariogram, adjusting the variables to the theoretical spherical Gaussian models, linear, linear and hole effect, for pH, OM, Nt, P, and K, respectively. Distribution maps of the parameters were obtained applying the *kriging* method and zones with different gradients and important patterns of variability for the establishment

¹ Departamento de Suelos, ² Departamento de Fitotecnia, Universidad Autónoma Chapingo. 56230 Chapingo, Estado de México.

[‡] Autor responsable (cristobalacevedo@yahoo.com.mx)

of experiments and the practice of precision agriculture were located.

Index words: *semivariogram, classic statistics, geostatistics, sampling, kriging.*

INTRODUCCIÓN

La estadística clásica es la disciplina que inició el estudio de la variabilidad del suelo; sin embargo, sus evaluaciones sólo incluyen generalizaciones en cuanto a la magnitud de la variación, suponiendo que ésta se encuentra aleatoriamente dentro del área de interés (Marriott *et al.*, 1997). Stoyan *et al.* (2000) mencionan que la estadística clásica paramétrica no puede usarse para evaluar datos autocorrelacionados sin violar el supuesto central de independencia de muestras. Virtualmente todas las muestras están autocorrelacionadas, es decir, muestras tomadas cercanas unas a otras tienden a ser similares en mayor grado en comparación con las que se toman más alejadas unas de otras. Por ello, el método de caracterización de la variabilidad con la estadística clásica es insatisfactorio. Webster (1985) inició la búsqueda de una alternativa para caracterizar la variabilidad del suelo basado en las ideas de Matheron (1963), en las cuales los estudios geoestadísticos están asentados en los conceptos de funciones aleatorias, variables regionalizadas y estacionaridad. Bachmeier y Bufa (1992) mencionan que la teoría de las variables regionalizadas permite medir la dependencia espacial de propiedades edáficas, con lo cual se pueden establecer patrones de muestreo y elaborar mapas de la variabilidad del suelo. De acuerdo con Stoyan *et al.* (2000), la geoestadística proporciona un medio para definir la autocorrelación y utilizar el conocimiento de la fuerza y la escala para interpolar el valor de las variables en localizaciones no muestreadas utilizando el método de *kriging*. Éste es un método de interpolación óptimo que usa las combinaciones lineales de las ponderaciones en puntos conocidos para estimar el valor en puntos desconocidos; las ponderaciones están en función de la relación entre la varianza y la distancia descrita por el semivariograma. Para ajustar los datos experimentales a un modelo de semivariograma, primero se estima la semivarianza en función de la distancia ($g(h)$) de los datos con la fórmula:

$$g(h) = \frac{1}{2n(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} [Z(xi) - Z(xi + h)]^2 \quad (1)$$

donde: $Z(xi)$ = valor de la variable en el punto i ; $Z(xi+h)$ = valor de la variable en el punto $xi + h$; $n(h)$ = número de veces que dos puntos distintos están separados por una misma distancia h (Burrough y McDonnell, 1998).

Una gráfica de $g(h)$ contra h se conoce como semivariograma experimental y se usa para obtener el valor de los parámetros que lo definen y darle estructura. La forma del semivariograma está determinada por tres parámetros: la «pepita» (*nugget*) que describe el ruido no correlacionado; el umbral (*sill*) que es una medida de la dependencia espacial, y el rango (*range*) que es la distancia desde la cual se obtiene el umbral y con la que se relacionan las observaciones. La «pepita» es la variabilidad espacial a distancias más pequeñas que la distancia de muestreo, más el error de medición (Rossi *et al.*, 1992). Los parámetros del semivariograma se utilizan para calcular los valores interpolados con base en la distancia al punto interpolado, por lo tanto, el *kriging* considera el arreglo total de los datos de interés. De acuerdo con Olivier (1987), Rossi *et al.* (1992), Cressie (1993) y Burrough y McDonnell (1998), el semivariograma es la herramienta central de la geoestadística, ya que cuantifica la escala y la intensidad de la variación espacial además de proveer la información esencial para estimarla localmente utilizando el *kriging*. Si no se tiene correlación espacial, entonces la semivarianza para cada par de puntos estará estimando la varianza total de los datos. Para los estudios detallados de suelo con fines de investigación o producción, como en el caso de la agricultura de precisión, es necesario conocer la variación en el espacio de diversas propiedades. La geoestadística se ha empleado para elaborar mapas de las propiedades del suelo (Webster y Oliver, 2001). De acuerdo con Kravchenko (2003), Kravchenko *et al.* (2005) y Shi *et al.* (2002), la efectividad de la agricultura de precisión depende de lo preciso y efectivo del mapeo de las propiedades del suelo. Entre los factores que más afectan dicho mapeo están el número de muestras, la distancia entre los puntos de muestreo y la selección del método de interpolación. Burrough y McDonnell (1998) y Kerry y Oliver (2004) afirman que para manejar las tierras con agricultura de precisión se requieren mapas detallados de la variación de las propiedades de interés. Para producir mapas precisos, el intervalo al que debe muestrearse el suelo debe relacionarse con la escala de variación espacial.

Los mapas precisos también son útiles para la investigación, pues en los campos agrícolas experimentales se utilizan para realizar estudios en

lugares donde es necesario conocer el efecto de diferentes variables sobre la producción. En éstos, el suelo se considera como homogéneo, sin tomar en cuenta la variabilidad espacial y los diferentes gradientes de concentración nutrimental que existan y que pueden afectar la respuesta a los tratamientos. Fagroud y Van Meirvenne (2002) afirman que la heterogeneidad del suelo complica el diseño y análisis de experimentos de campo. Aunque el diseño experimental en bloques se desarrolló para solventar este problema, el análisis de resultados experimentales supone que los residuales de los tratamientos son espacialmente independientes y que, dentro de los bloques, la variación es aleatoria. Sin embargo, la experiencia indica que esto rara vez ocurre, debido a la autocorrelación de las propiedades del suelo, por lo que es necesario aplicar herramientas geoestadísticas para investigar la forma y los tamaños óptimos de parcela y seleccionar el diseño experimental que debe aplicarse. El objetivo de este estudio es caracterizar la variabilidad espacial del pH, MO, Nt, P disponible P-Olsen y K intercambiable, utilizando los enfoques de la estadística clásica y la geoestadística para generar mapas que muestren el comportamiento de los valores de las variables en el terreno, con el fin de obtener resultados que puedan ser útiles tanto para la agricultura de precisión como para el establecimiento de experimentos.

MATERIALES Y MÉTODOS

El trabajo se llevó a cabo en el lote La Huerta del Campo Agrícola Experimental de la Universidad Autónoma Chapingo, ubicado a 19° 29' 37" N y 98° 52' 44" O, con una superficie de 12.7 ha. Se trazó una cuadrícula con puntos equidistantes cada 25 m y se obtuvieron 182 nodos que se tomaron como puntos de muestreo, en los cuales se colectaron 500 g de suelo a una profundidad de 0 a 20 cm. Las muestras se secaron, se tamizaron y se realizaron las siguientes determinaciones: pH (relación suelo-agua 1:2), materia orgánica (Walkley y Black), nitrógeno total (Kjeltec-Auto Analyzer 1030), fósforo (Olsen) y potasio intercambiable, extraído con acetato de amonio 1 N, pH neutro (Norma Oficial Mexicana, 2000). Con los datos obtenidos se realizó el análisis de la variabilidad de cada una de las propiedades del suelo, de acuerdo con la estadística clásica, y se determinaron las medidas de tendencia central y dispersión. Con éstos se calculó el número de muestras que se debían tomar para obtener

el valor de cada parámetro, con una desviación (d) con respecto al valor medio, para lo cual se utilizó la ecuación siguiente:

$$n = \frac{t^2_{\alpha, \infty} S^2}{d^2} \quad (2)$$

donde: n es el número de muestras a colectar para obtener el valor medio con una probabilidad del 95%; t es la distribución de t de Student; $\alpha = 0.05$; $\infty =$ infinitos grados de libertad; d = desviación con respecto al valor medio (Oliver *et al.*, 2006).

Posteriormente, se hizo el análisis con el enfoque de la geoestadística, para lo cual se calcularon los valores de semivarianza experimental con la Ecuación 1; luego, se ajustó el semivariograma experimental al semivariograma teórico utilizando el método gráfico (Gotway y Hartford, 1996). El ajuste consistió en fijar un modelo matemático teórico conocido del semivariograma a los puntos del semivariograma experimental (Burrough, 1987; Rossi *et al.*, 1992; Maurer, 1994). Una vez conocido el modelo teórico y el valor de los parámetros del semivariograma, se aplicó el método de interpolación de *kriging*, utilizado para obtener los mapas de distribución de los valores de las variables en el área de estudio, utilizando el programa geoestadístico Geo-Eas (1991).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Los valores de tendencia central y dispersión para cada una de las variables evaluadas con el enfoque de la estadística clásica se muestran en el Cuadro 1.

El pH presentó la menor variabilidad (3.7%), seguido por el Nt (24.3%) y la MO (25.5%); la variabilidad más alta la presentaron el P-Olsen (53.6%) y el K (70%). Se sabe que el pH es una de las propiedades químicas del suelo que menos varía, debido a que es una característica intrínseca de la génesis del suelo y diversos estudios muestran que su coeficiente de variación fluctúa de 2 a 15% (Jiyan y Webster, 1984; Jury *et al.*, 1991; Shi *et al.*, 2002; Cox *et al.*, 2006). A diferencia de esta propiedad, puede esperarse una mayor variabilidad en Nt, MO, P y K debido a que son altamente dependientes de las condiciones de manejo del suelo, como la incorporación de residuos orgánicos y la adición de fertilizantes. Los valores de variabilidad observados son similares a los que señalan Ruffo *et al.* (2005), para Nt (CV de 18%), y para MO (CV de 7 a 28%), Nt (CV de 10 a 43%), P-Olsen (CV de 6 a 142%) y K (CV de 11 a 131%).

Cuadro 1. Valores de tendencia central y dispersión para las variables químicas estudiadas.

Estadístico	pH	MO [†]	Nt [‡]	P	K
		--- % ---	---	---	mg kg ⁻¹ ---
Valor mín.	5.89	1.13	0.034	4.59	49.37
Valor máx.	8.06	4.03	0.227	89.07	793.84
Rango	2.17	2.90	0.193	84.48	744.47
Mediana	6.98	2.35	0.111	19.61	158.50
Media	6.97	2.30	0.115	21.34	215.97
Varianza	0.068	0.345	0.00078	130.49	22736.65
CV (%)	3.73	25.52	24.26	53.585	70.00
Sesgo	0.435	0.406	0.865	1.778	1.683

[†] MO = materia orgánica; [‡] Nt = nitrógeno total.

Para el P, la alta variabilidad encontrada concuerda con los estudios realizados por Daniels *et al.* (2001), quienes encontraron que la desviación estándar para los contenidos de P puede tomar valores de 150 mg kg⁻¹, como resultado de las características intrínsecas del suelo y el historial de manejo. El significado agronómico de los resultados obtenidos va en términos de su aplicación para experimentos futuros. Así, el coeficiente de variación para Nt fue de 24.26% (Cuadro 1), el cual indica que se necesitan 93 muestras para tener una precisión de 95% (Cuadro 2). Como se observa en los resultados, el coeficiente de variación para algunas variables es muy alto, razón por la que con frecuencia en estudios de balance de elementos como N o C, donde se aplican tratamientos y no se toma el número suficiente de muestras, no se encuentra significancia estadística entre éstos.

En cuanto a los valores de sesgo encontrados, éste es positivo para todas las variables; es decir, el histograma no es simétrico, sino que tiene un sesgo hacia la derecha. Esta asimetría es mayor para la concentración de P-Olsen, seguida por la de K, razón por la cual se pensaría que sus distribuciones no se ajustarán a la normal. Para corroborar lo anterior se realizaron

Cuadro 2. Cálculo del número mínimo de determinaciones a realizar para obtener el valor medio de las variables con cierta precisión.

Variable	pH	MO [†]	Nt [‡]	P	K
Valor de $t_{\alpha/2}$	1.984	1.984	1.984	1.984	1.984
Error	5%	5%	5%	5%	5%
Error (d [§])	0.3485	0.115	0.00575	1.067	10.7985
n [#]	2	103	93	451	768

[†] MO = materia orgánica; [‡] Nt = nitrógeno total; [§] d = valor medio x 0.05;

[#] n = número de muestras a coleccionar para obtener el valor medio con una probabilidad del 95%.

las pruebas de bondad de ajuste de Shapiro-Wilk, Anderson-Darling y Kolmogorov-Smirnov (Stevens y D'Agostino, 1986; Royston, 1992); las tres pruebas coincidieron en que sólo el contenido de MO se ajustó a la distribución normal y las otras variables se sesgaron hacia la derecha. Young *et al.* (1998) también encontraron que la mayoría de las propiedades del suelo son sesgadas y que la mayoría de 17 propiedades físicas, químicas y biológicas (Gaston *et al.*, 2001) se distribuían como log-normal. Otro aspecto derivado del análisis de la estadística clásica fue el cálculo del número mínimo de determinaciones a realizar para obtener el valor medio de la variable con cierta precisión, aplicando la Fórmula 1 y con la información del Cuadro 1 (Cuadro 2).

El número mínimo de muestras (n) para obtener el valor medio de la variable con un porcentaje de error de 5%, con excepción del pH, resultó ser excesivo, costoso e impráctico. De lo anterior se desprende que, cuando se toma un mismo número de muestras para determinar pH, MO, Nt, P y K, algunos de éstos se subestimarán (en este estudio P-Olsen y K) y otros se sobreestimarán (en este estudio pH, Nt y MO).

En la Figura 1 se muestran los semivariogramas experimentales obtenidos para cada una de las variables probadas, utilizando el enfoque de la geoestadística. En ella se puede observar que la semivarianza aumenta a medida que se incrementa la distancia y la semivarianza experimental se ajusta a los siguientes modelos teóricos; esférico, gaussiano, lineal, lineal y efecto de agujero (hole effect), para pH, MO, Nt, P-Olsen y K, respectivamente. Los resultados anteriores concuerdan con los de Shi *et al.* (2002) y Baxter *et al.* (2006), quienes estimaron la distribución de K, P y pH, y encontraron que los variogramas presentaban correlaciones espaciales; es decir, que la semivarianza se incrementa a medida que lo hace la distancia. Los estudios de distribución de P-Olsen en el suelo de Needelman *et al.* (2001) también mostraron que dicha variable estaba correlacionada. El Nt, por su parte, presenta correlación espacial, lo que coincide con Buscaglia y Varco (2003), Ruffo *et al.* (2005) y Peng *et al.* (2007). También Jiyan y Webster (1984) encontraron que las concentraciones de MO, Nt y P-Olsen se ajustaron al modelo lineal del semivariograma y el pH a un exponencial. Al utilizar el método de *kriging*, con los valores de los parámetros de los modelos teóricos del semivariograma, se obtuvieron las representaciones de distribución de

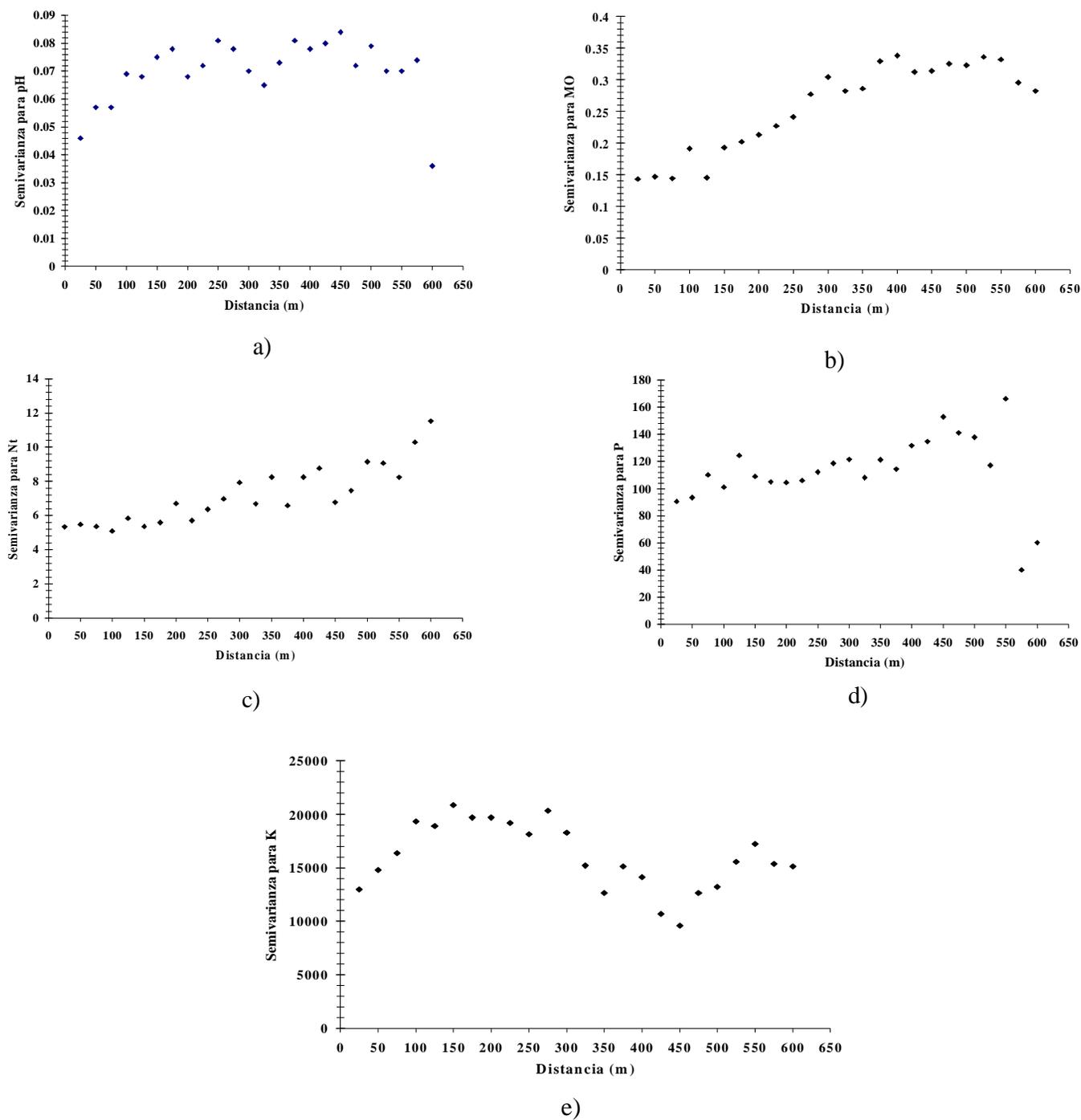


Figura 1. Semivariogramas para a) pH, b) MO, c) Nt, d) P y e) K.

las variables que se muestran en la Figura 2, utilizando el programa Surfer 8 (Golden Software, 2002).

Si se observa la Figura 2, es posible ubicar dos zonas en cuanto a los patrones de variación del pH; una zona de menor variabilidad, que se encuentra desde 0 hasta 382 m, en la dirección este-oeste, y otra de mayor

variabilidad, que se encuentra de 382 a 725 m, en la misma dirección, por lo que es recomendable considerar esta zonificación en el planteamiento y ubicación de tratamientos relacionados con el pH. En cuanto a la dirección de los patrones de mayor variación, ésta no se puede establecer con claridad, debido a que

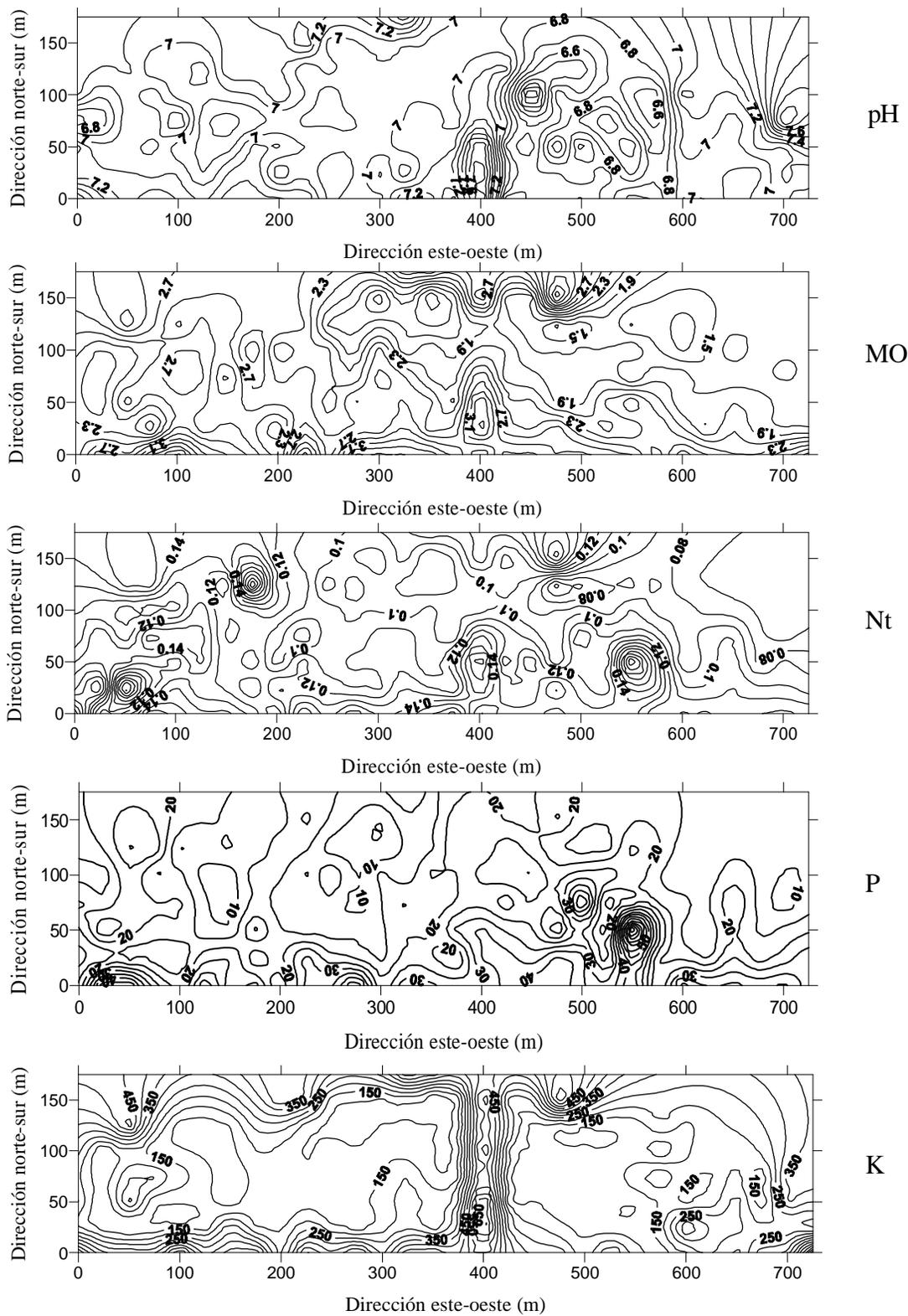


Figura 2. Distribución espacial de los valores de las variables pH, materia orgánica (MO), nitrógeno total (Nt), fósforo (P) y potasio (K), en el lote La Huerta del Campo Agrícola Experimental de la Universidad Autónoma Chapingo.

las isolíneas tienden a una forma circular. En relación con la distribución de la MO, se observan tres zonas de variabilidad: la primera, considerada de alta variabilidad, acotada por las coordenadas 0-50 m en la dirección norte-sur y 0-725 m en la dirección este-oeste, con patrones de mayor variación dependientes de la distancia en la dirección norte-sur. Otra zona considerada de mayor variabilidad que la anterior, acotada por las coordenadas 125-175 m, en la dirección norte-sur, y 258-582 m, en la dirección este-oeste, con patrones de variación en la dirección norte-sur. Una zona de variabilidad baja o más homogénea, delimitada por las coordenadas 50-125 m, en la dirección norte-sur, y 0-725 m, en la dirección este-oeste, con patrones de mayor variación en la dirección este-oeste.

Para la variable Nt, se pueden delimitar cuatro zonas de variabilidad. La primera, delimitada por las coordenadas 0-200 m, en la dirección este-oeste, y 0-175 m, en la dirección norte-sur, con un patrón de mayor variabilidad en la dirección norte-oeste; la segunda, delimitada por las coordenadas 200-376 m, en la dirección este-oeste, y 0-17 m, en la dirección norte-sur, con un patrón de mayor variabilidad en la dirección norte-sur; la tercera, delimitada por las coordenadas 376-600-m, en la dirección este-oeste, y 0-175 m, en la dirección norte-sur, con un patrón de mayor variabilidad en la dirección este-oeste; y la cuarta zona, delimitada por las coordenadas 376-725 m, en la dirección este-oeste, y 0-175 m, en la dirección norte-sur, con un patrón de mayor variabilidad en la dirección norte-oeste. En el caso de la variable P, se pueden ubicar dos zonas de variabilidad: la primera delimitada por las coordenadas 0-725 m en la dirección este-oeste, y 0-75 m en la dirección norte-sur, con un patrón de mayor variabilidad en la en la dirección norte-sur; la segunda delimitada por las coordenadas 0-725 m en la dirección este-oeste, y 75-175 m, en la dirección norte-sur, con un patrón de mayor variabilidad en la dirección este-oeste.

El comportamiento de la semivarianza, al generar un modelo de efecto de agujero (Figura 1e) para el K, se refleja en el mapa de isovalores alrededor de los 400 m en la dirección este-oeste, por lo cual fue más difícil delimitar áreas homogéneas y más bien parecería que se tienen dos áreas delimitadas por la coordenada 400 m, en la dirección este-oeste, y que dentro de cada área se tienen diferentes patrones de variabilidad. Aquí es importante hacer notar que el comportamiento de la semivarianza en la Figura 1e refleja un proceso de estratificación; esto coincide con el comportamiento

de las isolíneas en la figura de distribución del K. El alto coeficiente de variación denota una mayor heterogeneidad en el comportamiento de la variable, por lo tanto, es necesario generar alrededor de ocho áreas parciales para establecer zonas homogéneas en cuanto a patrones de variabilidad. La determinación de la magnitud de la variabilidad y el patrón o la dirección de ésta es de relevancia antes de instalar un experimento, pues es necesario definir el diseño experimental que se va a emplear, con el fin de reducir la variación y permitir el efecto real de los tratamientos en términos estadísticos.

CONCLUSIONES

- El estudio de la variabilidad espacial de pH, materia orgánica (MO), nitrógeno total (Nt), fósforo (P), y potasio (K) en el lote agrícola La Huerta, mostró que, a excepción del pH, estos elementos presentan una alta variabilidad. De acuerdo con el análisis de la estadística clásica se obtuvieron los siguientes valores medios, coeficiente de variación y número mínimo de muestras a tomar para obtener su valor medio con 95% de confianza (n): 6.97, 3.7% y 2 para pH; 2.3%, 25.5% y 103 para MO; 0.115%, 24.3% y 93 para Nt; 21.34 mg kg⁻¹, 53.6% y 451 para P-Olsen; 215.97 mg kg⁻¹, 70.0% y 768 para K.
- Según el enfoque de la estadística clásica, la mayoría de las variables estudiadas se sesgaron a la derecha, a excepción del Nt, que se ajustó a una función de probabilidad normal. Todas las variables estudiadas presentaron estructura espacial. Con los mapas generados por el método de *kriging* fue posible identificar áreas parciales con diferente variabilidad, así como la dirección de mayor variabilidad de la propiedad en función de la distancia. Esto es importante para ubicar y orientar las parcelas experimentales, como en los estudios de balance de nitrógeno y carbono. El número de áreas con diferente variabilidad coincidió con la magnitud de su coeficiente de variación para el pH y el K, los cuales se distinguieron notablemente en el coeficiente de variación presentado.

LITERATURA CITADA

- Bachmeier, O. A. y E. Buffa. 1992. Variabilidad espacial de un suelo bajo vegetación de *prosopis* sp. Turrialba 42: 365-370.
- Baxter, S. J., M. A. Oliver, and J. R. Archer. 2006. The representative soil sampling scheme of England and Wales: the spatial variation of topsoil nutrient status and pH between 1971 and 2001. *Soil Use Manage.* 22: 383-392.

- Burrough, P. 1987. Spatial aspects of ecological data. pp. 213-251. In: R. H. G. Jongman, C. J. F. ter Braak, and O. R. F. van Tongeren (eds.). *Data analysis in community and landscape ecology*. Pudoc. Wageningen, The Netherlands.
- Burrough, P. and R. McDonnell. 1998. *Principles of geographical information systems*. Oxford University Press. Oxford, UK.
- Buscaglia, H. J. and J. J. Varco. 2003. Comparison of sampling designs in the detection of spatial variability of Mississippi delta soils. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 67: 1180-1185.
- Cox, M. S., P. D. Gerard, and A. J. Melinda. 2006. Selected soil properties variability and their relationships with yield in three Mississippi fields. *Soil Sci.* 171: 541-551.
- Cressie, N. A. C. 1993. *Statistics for spatial data*. John Wiley. New York, NY, USA.
- Daniels, M. B., P. Delaune, P. A. Moore Jr., A. Mauromoustakos, S. L. Chapman, and J. M. Langston. 2001. Soil phosphorus variability in pastures: implications for sampling and environmental management strategies. *J. Environ. Qual.* 30: 2157-2165.
- Fagroud, M. and M. van Meirvenne. 2002. Accounting for soil spatial autocorrelation in the design of experimental trials. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 66: 1134-1142.
- Gaston, L. A., M. A. Locke, R. M. Zablutowicz, and K. N. Reddy. 2001. Spatial variability of soil properties and weed populations in the Mississippi delta. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 65: 449-459.
- GEO-EAS (Geostatistical Environmental Assessment Software). 1991. Environmental Monitoring System Laboratory. Las Vegas, NV, USA.
- Golden Software. 2002. Surfer 8. Golden, CO, USA.
- Gotway, C. A. and A. H. Hartford. 1996. Geostatistical methods for incorporating auxiliary information in the prediction of spatial variables. *J. Agric. Biol. Environ. Stat.* 1: 17-39.
- Jiyan, X. and R. Webster. 1984. A geostatistical study of topsoil properties in Zhangwu county, China. *Catena* 11: 13-26.
- Jury, W. A., W. R. Gardner, and W. H. Gardner. 1991. *Soil Physics*. John Wiley. New York, NY, USA.
- Kerry, R. and M. A. Oliver. 2004. Average variograms to guide soil sampling. *Int. J. Appl. Earth Observation Geoinf.* 5: 307-325.
- Kravchenko, A. N. 2003. Influence of spatial structure on accuracy of interpolation methods. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 67: 1564-1571.
- Kravchenko, A. N., G. P. Robertson, K. D. Thelen, and R. R. Harwood. 2005. Management, topographical, and weather effects on spatial variability of crop grain yields. *Agron. J.* 97: 514-523.
- Marriott, C. A., G. Hudson, D. Hamilton, R. Neilson, B. Boag, L. L. Handley, J. Wishart, C. M. Scrimgeour, and D. Robinson. 1997. Spatial variability of soil total C and N and their stable isotopes in an upland Scottish grassland. *Plant Soil* 196: 151-162.
- Matheron, G. 1963. *Principles of geostatistics*. Econ. Geol. 58: 1246-1266.
- Maurer, B. A. 1994. *Geographical population analysis*. Blackwell. Oxford, UK.
- Needelman, B. A., W. J. Gburek, A. N. Sharpley, and G. W. Petersen. 2001. Environmental management of soil phosphorus. Modeling spatial variability in small fields. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 65: 1516-1522.
- Norma Oficial Mexicana PROY-NOM-021-RECNAT-2000 que establece las especificaciones de fertilidad, salinidad y clasificación de suelos. Estudios, muestreos y análisis. Diario Oficial de la Federación. México, D. F.
- Oliver, M. A. 1987. Geostatistics and its application to soil science. *Soil Use Manage.* 3: 8-20.
- Oliver, M. A., J. R. Archer, S. J. Baxter, A. D. Todd, and R. J. Skinner. 2006. The representative soil sampling scheme of England and Wales: a statistical analysis of topsoil nutrient status and pH between 1971 and 2001. *Soil Use Manage.* 22: 372-382.
- Peng, L., S. Yirong, N. Zheng, and W. Jinshui. 2007. Geostatistical analysis and risk assessment on soil total nitrogen and total soil phosphorus in the Dongting lake plain area, China. *J. Environ. Qual.* 36: 935-942.
- Rossi, R. E., D. J. Mulla, A. G. Journel, and H. F. Eldon. 1992. Geostatistical tools for modelling and interpreting ecological spatial dependence. *Ecol. Monogr.* 62: 277-314.
- Royston, P. 1992. Approximating the Shapiro-Wilk test for non-normality. *Stat. Comput.* 2: 117-119.
- Ruffo, M. L., G. A. Bollero, R. G. Hoeft, and D. G. Bullock. 2005. Spatial variability of the Illinois soil nitrogen test. *Agron. J.* 97: 1485-1492.
- Shi, Z., K. Wang, J. S. Bailey, C. Jordan, and A. H. Higgins. 2002. Temporal changes in the spatial distributions of some soil properties on a temperate grassland site. *Soil Use Manage.* 4: 353-362.
- Stevens, M. A. and R. B. D'Agostino. 1986. *Goodness of fit techniques*. Marcel Dekker. New York, NY, USA.
- Stoyan, H., H. De Polli, S. Böm, G. P. Robertson, and P. A. Leedor. 2000. Spatial heterogeneity of soil respiration and related properties at the plant scale. *Plant Soil* 222: 203-214.
- Young, F. J., R. D. Hammer, and F. Williams. 1998. Evaluating central tendency and variance of soil properties within map units. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 62: 1640-1646.
- Webster, R. 1985. Quantitative spatial analysis of soil in the field. *Adv. Soil Sci.* 3: 2-70.
- Webster, R. and M. A. Oliver. 2001. *Geostatistics for environmental scientists*. John Wiley. New York, NY, USA.