

# VARIABILIDAD ESPACIAL DEL pH DEL SUELO EN TRES PARCELAS AGRÍCOLAS

## Spatial Variability of Soil pH in Three Croplands

Patricia Zarazúa-Villaseñor<sup>1</sup>, Diego R. González-Eguiarte<sup>1‡</sup>, Ricardo Nuño-Romero<sup>1</sup>,  
José Ariel Ruiz-Corral<sup>2</sup> y José Pablo Torres-Morán<sup>1</sup>

### RESUMEN

El objetivo de este trabajo fue analizar la variabilidad espacial del pH del suelo en tres parcelas agrícolas, correspondientes a las tres unidades de suelo más representativas en el estado de Jalisco (Vertisol 7.5%, Phaeozem 21.1% y Regosol 27.5%). Mediante un muestreo en cuadrícula de 20 m, se tomaron muestras de los primeros 20 cm de profundidad, de la siguiente manera: 98 muestras en Atequiza, localidad con suelo Vertisol pélico y superficie de 4.7 ha; 50 muestras en Villa Corona, con suelo Phaeozem háplico y superficie de 2.6 ha; y 78 muestras en Zapopan, con suelo Regosol éutrico y 3.9 ha de superficie. El análisis estadístico descriptivo mostró que la variabilidad del pH en todas las localidades evidencia una distribución normal ( $P > 0.150$ ,  $P > 0.150$  y  $P = 0.068$ , para Atequiza, Villa Corona y Zapopan, respectivamente), con valores de medias de  $5.53 \pm 0.03$ ,  $4.63 \pm 0.15$  y  $5.17 \pm 0.13$  para Atequiza, Villa Corona y Zapopan, respectivamente. La variación más baja correspondió a Atequiza y la más alta a Zapopan. El análisis de dependencia espacial mostró como mejores modelos al gaussiano, en Atequiza, con rango de dependencia espacial de 273.5 m, y al modelo esférico, en Villa Corona y Zapopan, con rangos de dependencia espacial de 55 m y 148.2 m, respectivamente. El muestreo intensivo realizado fue suficiente para detectar la variabilidad espacial del pH en las tres parcelas. En la parcela de Atequiza se observó fuerte efecto *nugget*, que significa variabilidad a menor escala. Los mapas de pH, interpolados mediante el método kriging de bloques, mostraron diferencias espaciales en Zapopan, lo que podría conducir a una respuesta no uniforme del suelo a la aplicación de

materiales alcalinizantes, si se utiliza como criterio de diagnóstico, el método tradicional con base en muestras compuestas.

**Palabras clave:** Jalisco, muestreo de suelos, kriging, mapeo del suelo, geoestadística, fertilidad del suelo.

### SUMMARY

The objective of this research was to analyze the spatial variability of soil pH in three croplands corresponding to the three most representative soil units in the state of Jalisco (Vertisol 7.5%; Phaeozem 21.1%; and Regosol 27.5%). Using a sampling grid of 20 m, soil samples for the first 0-20 cm depth were collected as follows: 98 soil samples were taken in Atequiza, location with a pellic Vertisol and an area of 4.7 ha; 50 soil samples in Villa Corona, where the soil is haplic Phaeozem and the plot area is 2.6 ha; and 78 soil samples in Zapopan, site with an eutric Regosol and a plot area of 3.9 ha. Descriptive statistical analysis showed that pH variability in all locations reveal normal distribution ( $P > 0.150$ ,  $P > 0.150$ , and  $P = 0.068$  for Atequiza, Villa Corona and Zapopan, respectively), with mean values of  $5.53 \pm 0.03$ ,  $4.63 \pm 0.15$  and  $5.17 \pm 0.13$  for Atequiza, Villa Corona and Zapopan, respectively. The smallest resulting variation corresponded to Atequiza and the highest to Zapopan. The space dependence analysis showed the Gaussian model as the best in Atequiza, with a range of spatial dependency of 273.5 m, while the spherical model showed to be the best in Villa Corona and Zapopan, with ranges of spatial dependency of 55 m and 148.2 m, respectively. The intensive sampling was shown to be sufficient to detect pH spatial variability in the three locations. A strong *nugget* effect was observed in Atequiza, indicating variability on a smaller scale. pH maps interpolated using the block kriging method, showed marked spatial differences in Zapopan; which may lead to a non-uniform soil response to liming materials in this site, if the traditional method, based on the compound sample method, is used as a criterion for soil diagnostics.

<sup>1</sup> Universidad de Guadalajara-CUCBA-Departamento de Desarrollo Rural Sustentable Zapopan. Zapopan, Jalisco, México.

<sup>‡</sup> Autor responsable (drgonzal@cencar.udg.mx)

<sup>3</sup> Instituto Nacional de Investigaciones Forestales y Agrícolas y Pecuarias-CIRPAC. Guadalajara, Jalisco, México.

**Index words:** Jalisco, soil sampling, kriging, soil mapping, geostatistics, soil fertility.

## INTRODUCCIÓN

En México, se han realizado variados y numerosos estudios relacionados con el manejo de suelos agrícolas; sin embargo, los trabajos deben continuar para, entre otros propósitos, mejorar las técnicas que incrementen la producción y disminuyan la contaminación de suelos y aguas. Jalisco, México, es uno de los estados que mayor superficie dedican a la agricultura, con 23.8% (INEGI, 2002), especialmente en condiciones de secano. Los tipos de suelo, así como el clima, favorecen la producción de una amplia gama de cultivos. La acidez del suelo es una de las variables más estudiadas, por su estrecha relación con otras propiedades del suelo que influyen en el desarrollo de los cultivos (Havlin *et al.*, 1999). La intensa explotación agrícola, como la que se da en la región de estudio, propicia una disminución de las bases intercambiables (Havlin *et al.*, 1999), lo cual reduce el pH y, con ello, la fertilidad del suelo (Goijberg-Rein y Aguilar-Santelises, 1987); de aquí, la importancia de evaluar el pH del suelo.

Mulla y McBratney (2000) señalan que la variación en las propiedades del suelo puede deberse a diferencias regionales, como son clima, topografía y material parental; sin embargo, existen numerosas evidencias de que variaciones importantes son comunes no sólo en diferentes regiones, sino también en superficies relativamente pequeñas (Van Groenigen *et al.*, 2000). No obstante, en la práctica parece darse por hecho que en superficies reducidas, y con fines de muestreo de suelos, la heterogeneidad no es relevante; es así que, con frecuencia, se considera que parcelas de 4 a 5 ha, abundantes por el tipo de tenencia de la tierra, son razonablemente homogéneas con fines de muestreo para análisis de suelos. Bajo este razonamiento, es común y extendido el uso de la técnica de muestreo aleatorio en zig-zag en superficies "aparentemente" homogéneas, sin embargo, éstas podrían no serlo, debido a la influencia del manejo. Para estos casos, lo común es preparar una muestra compuesta a partir de varias submuestras (Castellanos *et al.*, 2000; Rodríguez y Rodríguez, 2002). Lo preocupante es que dentro de estas secciones de terreno exista tal variación o que la muestra compuesta no sea representativa del terreno en estudio, de manera que no pueda hacerse un diagnóstico adecuado. Por ser el suelo un cuerpo dinámico, existe cierta heterogeneidad

en el mismo y habría que determinar si esta variación es suficientemente significativa; de serlo, podría afirmarse que dentro de estas áreas, supuestamente homogéneas, existen condiciones que demandan un manejo diferente. Mulla y McBratney (2000) reportan dos tipos de variación de las propiedades del suelo: 1) la debida al mapeo y error de clasificación, al elaborar mapas de unidades de suelos, y 2) dentro de unidades de suelo, la debida a los efectos de las actividades de manejo realizadas por los humanos sobre el suelo. Para evaluar esta última variación es posible recurrir a técnicas geoestadísticas que permiten conocer el comportamiento de las variables del suelo a través del espacio. El objetivo del presente trabajo fue evaluar la variabilidad espacial del pH del suelo en parcelas agrícolas que representan tres importantes unidades de suelo del estado de Jalisco, bajo la hipótesis de que existen parcelas de superficies reducidas, pero no homogéneas (Hartkamp *et al.*, 1999), y que presentan variabilidad de manera isotrópica, es decir, que ésta es semejante en cualquier dirección.

## MATERIALES Y MÉTODOS

La selección de las parcelas se basó en las recomendaciones para muestreo tradicional (Castellanos *et al.*, 2000; Rodríguez y Rodríguez, 2002), las cuales consideran como parcela homogénea aquella con el mismo manejo, cultivo, color, drenaje y topografía. El estudio se desarrolló en tres parcelas con unidades de suelos representativas del estado de Jalisco: Vertisol, 7.5%; Phaeozem, 21.1% y Regosol, 27.5% (SPP, 1981). En el municipio de Ixtlahuacán de los Membrillos se localiza la parcela Atequiza, en las coordenadas 20° 25' N, 103° 13' O, a una altitud de 1540 m, con una superficie de 4.7 ha, cultivada con maíz y sorgo por varios años; la unidad de suelo predominante en ésta es Vertisol pélico (Spaargaren, 2000). En el municipio de Villa Corona, la parcela del mismo nombre, con coordenadas 20° 26' N, 103° 41' O y una altitud de 1390 m, con una superficie de 2.6 ha en producción de caña de azúcar por más de 30 años y que en el año previo a este estudio se utilizó para cultivo de maíz, pertenece a la unidad de suelo Phaeozem háplico. Por último, en el municipio de Zapopan, la parcela del mismo nombre, con coordenadas 20° 44' N, 103° 30' O y una altitud de 1670 m, con una superficie de 3.9 ha, utilizada por más de 30 años para producir maíz, corresponde a un Regosol éutrico. El método de muestreo se basó en una cuadrícula de dimensiones 20 x 20 m, con muestra compuesta por

10 submuestras aleatorias en cada intersección de la cuadrícula (Bullock *et al.*, 1994; Wollenhaupt y Wolkowski, 1994; Melchiori *et al.*, 2000). En abril y mayo de 2002 se tomaron 98 muestras en la parcela Atequiza, 50 en la parcela Villa Corona y 78 en la parcela Zapopan. Las muestras se secaron al aire y se pasaron por un tamiz de malla 2 mm (Goijberg-Rein y Aguilar-Santelises, 1987). El pH se determinó por duplicado mediante un potenciómetro Beckman, en una relación suelo-solución de 1:2, en  $\text{CaCl}_2$  0.01 M, con pH de 5.8 (Goijberg-Rein y Aguilar-Santelises, 1987). El usar  $\text{CaCl}_2$  permite obtener resultados más comparables; la metodología adoptada considera indistintamente el uso de soluciones de  $\text{CaCl}_2$  y KCl.

Se aplicó la prueba de Kolmogorov-Smirnov (Zar, 1999) para probar normalidad de datos y obtener los parámetros de estadística descriptiva requeridos en geoestadística: media, mediana, cuartiles, desviación estándar, varianza, coeficiente de variación y coeficiente de asimetría.

De acuerdo con Kaluzny y Vega (1998), los datos estadísticos muestran variación a pequeña escala que puede modelarse por la autocorrelación espacial e incorporarse a procesos de estimación. Dicha variación espacial puede describirse mediante un correlograma o un variograma, los cuales consideran una serie de valores  $z(x_1), z(x_2), \dots, z(x_n)$  localizados en  $x_1, x_2, \dots, x_n$ , definidos en 1, 2 o 3 dimensiones (Warrick *et al.*, 1986; Isaaks y Srivastava, 1989; Mulla y McBratney, 2000). Por su parte, Fortín *et al.* (2001) consideran que para una variable autocorrelacionada es posible predecir su valor en un punto dado en el espacio, por medio de valores conocidos de la variable en otros puntos en el espacio. Warrick *et al.* (1986), Isaaks y Srivastava (1989), Cristóbal-Acevedo *et al.* (1996), y Mulla y McBratney (2000) mencionan que la dependencia espacial modelada mediante el semivariograma es estimada por la ecuación:

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

donde:  $g(h)$  es el valor de semivarianza obtenido entre pares de valores,  $h$  es la distancia de separación entre los puntos  $x_i$  y  $x_{i+h}$ ,  $z_i$  y  $z_{i+h}$  son los valores medidos para la variable regionalizada en los puntos  $x_i$  o  $x_{i+h}$  y  $n(h)$  es el número de pares en cualquier distancia de separación  $h$ .

El semivariograma experimental, para una cierta dirección, según lo plantean Cristóbal-Acevedo *et al.*

(1996), se obtiene al graficar los valores de  $g(h)$  contra los valores del intervalo  $h$ . Teóricamente, la semivarianza aumenta con el incremento de la distancia entre los puntos muestreados y alcanza un valor constante, denominado "umbral" o meseta (*sill* en inglés), representado como  $C_0 + C$ , a una cierta distancia llamada "rango" (*range* en inglés), representado como  $A_0$ , el cual marca el grado de dependencia espacial.

En teoría, el semivariograma experimental debe pasar a través del origen cuando la distancia de separación es cero; sin embargo, varios factores, como son errores de muestreo y escala pequeña de variabilidad, pueden provocar que valores de muestras separadas por mínimas distancias sean ligeramente diferentes, tal es el caso de varias propiedades del suelo que presentan una semivarianza diferente de cero cuando la distancia de separación es cero. Esta magnitud se llama "pepita" (*nugget*, en inglés, y hace alusión al origen de la geoestadística que inició en la industria minera) y se representa como  $C_0$ . Cristóbal-Acevedo *et al.* (1996) señalan que para facilitar los cálculos de interpolación, el semivariograma experimental se sustituye por modelos matemáticos continuos, como el modelo lineal, el modelo exponencial, el modelo gaussiano y el modelo esférico. Una vez obtenido el mejor modelo de estimación, se realiza el procedimiento de validación cruzada, para corroborar la eficiencia del modelo, haciendo uso del software GS + 7.0 (Gamma Design Software, 2004). El método de interpolación seleccionado deberá permitir lograr una estimación lo más confiable posible, evitando una sobreestimación o subestimación. En varios estudios de comparación de métodos de interpolación, según lo expresado por Cristóbal-Acevedo *et al.* (1996) y Mulla y McBratney (2000), al método kriging corresponden las mejores estimaciones de variables en sitios no muestreados. Para la interpolación de valores se optó por el método de kriging de bloques, en el cual la estimación de los valores en puntos no muestreados en un área se realiza mediante un promedio con los valores de los puntos vecinales muestreados. Los procedimientos del análisis de dependencia espacial e interpolación requieren de cálculos laboriosos y complejos, por lo que es recomendable el uso de software especializado para su desarrollo.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

El análisis de estadística descriptiva mostró que el pH en las tres parcelas presenta una distribución normal,

de acuerdo con la prueba de normalidad Kolmogorov-Smirnov, con valores  $P > 0.150$ ,  $P > 0.150$  y  $P = 0.068$  para Atequiza, Villa Corona y Zapopan, respectivamente. El resumen estadístico se presenta en el Cuadro 1, en el cual se aprecia poca diferencia entre la media y la mediana en las tres parcelas, mientras que el coeficiente de asimetría está cerca de cero; esto confirma que los datos son simétricos.

El coeficiente de variación, siguiendo la clasificación realizada por Wilding (Wilding, 1985), la cual indica que para valores de coeficiente de variación de 2 a 15%, las parcelas se clasifican, por magnitud de variabilidad, de acuerdo con la variable pH, en la categoría Baja; esta situación concuerda con los resultados de otros investigadores (Brejda *et al.*, 2000; Melchiori *et al.*, 2000; Brouder *et al.*, 2001; Hernández *et al.*, 2003).

De los tres sitios experimentales, el que presenta un menor rango de variación es la parcela Atequiza (0.69 unidades de pH), lo cual podría explicarse por el alto contenido de arcilla, el cual le confiere al suelo mayor capacidad de amortiguamiento (Bloom, 2000). En cambio, las parcelas de Villa Corona y Zapopan presentaron mayores rangos de variación (1.83 y 2.32 unidades de pH, respectivamente). Aunque las tres parcelas muestran una magnitud de variabilidad aparentemente baja, como ya se indicó, no debe olvidarse que el valor del pH es una expresión logarítmica y que, por cada unidad que se incrementa o disminuye el pH, el efecto sobre algunos de los nutrientes del suelo

podría ser hasta 10 veces mayor o menor, según corresponda (Paz *et al.*, 1996; Havlin *et al.*, 1999). Esto significa que en la parcela de Zapopan habría diferente respuesta al encalado y a la fertilización en algunos puntos, si fueran similares otras variables que también influyen en dicha respuesta, como son los contenidos de materia orgánica y aluminio intercambiable (Bloom, 2000); éste sería el caso si la recomendación se basara en un muestreo tradicional, donde se contempla una sola muestra compuesta. De esta manera, es posible afirmar que el muestreo intensivo logró detectar la variabilidad espacial del pH presente en las tres parcelas.

Con respecto al análisis espacial, desarrollado mediante el software GS<sup>+</sup> 7.0 (Gamma Design Software, 2004), la elaboración de semivariogramas se realizó considerando un número suficiente de *lags* (número de clases de intervalos de distancia); para Atequiza se determinaron 10 clases, para Villa Corona 10 clases y para Zapopan 11 clases. En estos intervalos de distancia, se cuidó que cada uno comprendiera un número suficiente de pares de muestras (Paz *et al.*, 1996), el cual debía ser mayor de 30 a 50 pares para ser confiable; el número mínimo de pares para la parcela de Atequiza fue de 152 y de 27 a 78 para las parcelas de Villa Corona y Zapopan, respectivamente.

Los modelos de semivarianza generados en las tres parcelas se presentan en el Cuadro 2; los modelos teóricos de mejor ajuste concuerdan con los de otras investigaciones (Paz *et al.*, 1996; Solie *et al.*, 1999; Melchiori *et al.*, 2000; Brouder *et al.*, 2001; Gaston *et al.*, 2001; Hernández *et al.*, 2003). En los modelos teóricos ajustados para cada parcela, el coeficiente de determinación  $r^2$  muestra que los modelos seleccionados explican, en buena medida, la variación encontrada, aunque el modelo para la parcela Villa Corona tenga un valor de  $r^2$  relativamente bajo; se seleccionó el modelo esférico como el mejor, por haber tenido la menor suma de cuadrados de residuales (*RSS*) (Gamma Design Software, 2004).

El valor del *nugget*, que representa la variación en el origen, refleja que en las tres parcelas se presentan valores no muy alejados del cero, lo cual se esperaba, de acuerdo con la literatura (Isaaks y Srivastava, 1989). La proporción de esta variación en el origen, con respecto a la variación total, es de magnitud considerable para las parcelas Atequiza y Zapopan, como se muestra en la columna de la proporción  $C_0 / (C_0 + C)$ , no así para la parcela de Villa Corona, con una proporción mucho menor.

**Cuadro 1. Resultados de estadística descriptiva del pH (CaCl<sub>2</sub> 0.01 M), de las parcelas en estudio.**

Parámetro	Parcela		
	Atequiza	Villa Corona	Zapopan
Media	5.53	4.63	5.17
Mínimo	5.15	3.72	4.12
Cuartil 1	5.43	4.25	4.72
Mediana	5.54	4.56	5.07
Cuartil 3	5.62	5.02	5.59
Máximo	5.84	5.55	6.44
Moda	5.49	4.46	4.54
Desviación estándar	0.15	0.53	0.59
Varianza de la muestra	0.0224	0.2775	0.3537
Coefficiente de asimetría	-0.25	0.09	0.5
Coefficiente de variación	2.71%	11.37%	11.50%

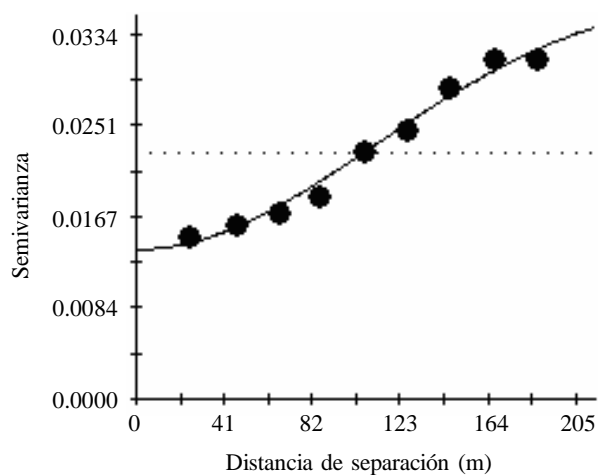
**Cuadro 2. Resultados del análisis espacial en las parcelas de estudio.**

Parcela	Modelo	<i>Nugget</i>	<i>Sill</i>	Rango	Proporción	$r^2$	RSS
		$C_0$	$C_0+C$	$A_0$	$C_0/(C_0+C)$		
Atequiza	Gaussiano	0.01356	0.03872	273.49	35.02	0.992	$3.48 \times 10^{-6}$
Villa Corona	Esférico	0.0003	0.2706	60.1	0.11	0.278	0.0499
Zapopan	Esférico	0.1239	0.4208	148.2	29.44	0.611	0.0484

RSS = suma de cuadrados de residuales.

Según Sauer y Meek (2003), estos valores significan un notable efecto *nugget* que, a su vez, puede explicarse por variaciones de esta variable a pequeña escala o por errores en el muestreo. Al igual que lo acontecido en el presente estudio, varios investigadores consignan valores altos de variación en el origen para el pH; tal es el caso de Paz *et al.* (1996), con 23% de variabilidad en el origen; Melchiori *et al.* (2000), con 25%; y Gaston *et al.* (2001), con 73% y 57%; sin embargo, Brouder *et al.* (2001) reportan valores muy bajos para esta variable del suelo.

En el semivariograma, presentado en la Figura 1, en relación con *sill*, denotado por  $C_0+C$ , el cual representa el valor de la semivarianza que se alcanza como valor estable y, comparando estos valores con las correspondientes varianzas muestrales del Cuadro 1, se aprecia que para Atequiza (Figura 1) el valor de la varianza muestral se alcanzó a una distancia de aproximadamente 100 m, a diferencia del *sill* que se alcanzó a 205 m. Para Villa Corona (Figura 2), la semivarianza muestral se alcanzó a 55 m aproximadamente y el *sill* a una distancia de 60.1 m, lo que representa una diferencia muy pequeña en distancias.

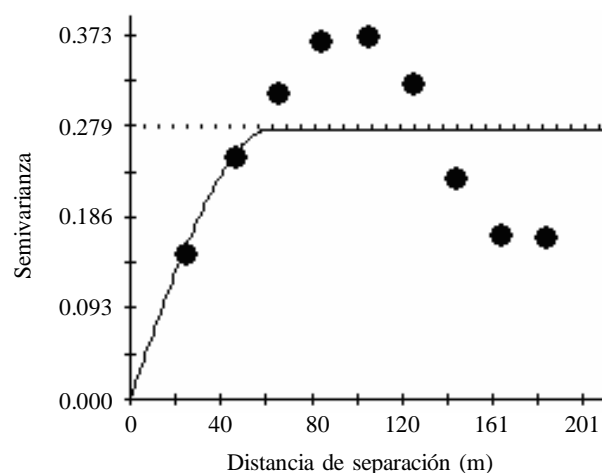


**Figura 1. Semivariograma isotrópico del pH en la parcela de Atequiza.**

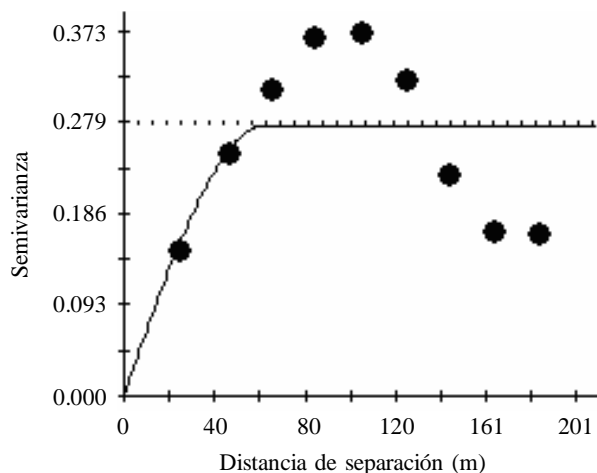
Para Zapopan (Figura 3), la varianza muestral se alcanza a una distancia de 95 m y el *sill* a 148.2 m.

El valor del rango, representado por  $A_0$ , proporciona una idea de las distancias en las cuales se presenta una variabilidad significativa. Una menor distancia en la parcela de Villa Corona probablemente responda al manejo de la parcela, que ha sido intenso, con elevado uso de insumos y altas producciones, condiciones que favorecen la variabilidad (Brouder *et al.*, 2001). Así se estaría fundamentando un fuerte efecto del manejo sobre la variabilidad espacial del pH del suelo. Sobre las otras dos parcelas, que han mantenido un manejo homogéneo en los años previos al estudio, se aprecia que la variable pH presenta una dependencia espacial hasta distancias de aproximadamente 205 y 150 m.

Para complementar la selección del modelo de mejor ajuste, se aplicó el procedimiento de validación cruzada y se obtuvieron los resultados del Cuadro 3. Los valores del coeficiente de regresión (pendiente de la recta) cercanos a 1 y los valores de la ordenada al origen cercanos a 0 indican que los modelos propuestos tienden a estimar valores en zonas no muestreadas, con bajo error, según Brouder *et al.* (2001), lo cual significa que



**Figura 2. Semivariograma isotrópico del pH en la parcela de Villa Corona.**



**Figura 3.** Semivariograma isotrópico del pH en la parcela de Zapopan.

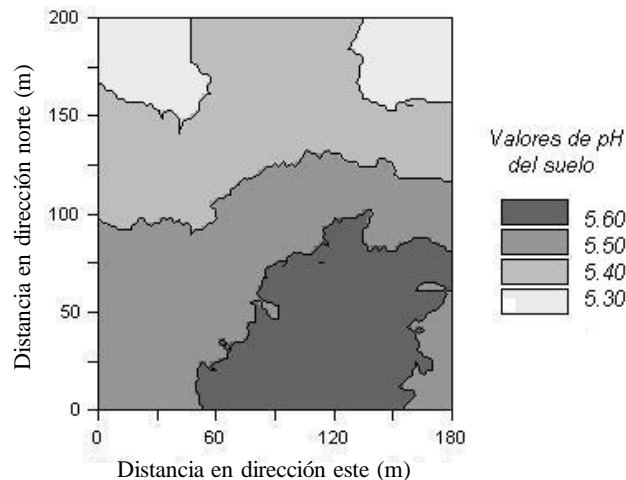
los modelos son adecuados. En la parcela Villa Corona se presentaron estimaciones para  $b_0 = 0.67$  y  $b_1 = 0.855$ , a los cuales se les aplicaron las pruebas de hipótesis  $b_0 = 0$  y  $b_1 = 1$ , en ambos casos no se rechazaron las hipótesis ( $\alpha = 0.05$ ).

Los mapas estimados mediante los modelos anteriores, de acuerdo con el método de interpolación de kriging de bloques, se presentan en las Figuras 4, 5 y 6.

La Figura 4 muestra el mapa de la parcela de Atequiza; se observa una ligera tendencia de incremento del pH en dirección norte-sur. La diferencia entre el máximo y mínimo pH en esta parcela es de 0.69 (Cuadro 1), lo cual es un razonable grado de homogeneidad; asimismo, para el estudio de dependencia espacial que arrojó un valor de rango en el semivariograma de 273.49 m, lo que permitirá establecer zonas de muestreo con longitud menor que este valor. Recuérdese que la unidad de suelo que corresponde a esta parcela es Vertisol pélico, el cual posee buena retención de humedad, pero un drenaje deficiente. Esta condición, aunada a la alta capacidad de intercambio catiónico, reduce la lixiviación de bases y, por

**Cuadro 3. Resultados de prueba de validación de los modelos teóricos del análisis espacial en las tres parcelas de estudio.**

Parcela	Coef. de regresión $b_1$	$r^2$	Ordenada al origen $b_0$	Error estándar
Atequiza	0.937	0.264	0.34	0.129
Villa Corona	0.855	0.465	0.67	0.385
Zapopan	1.019	0.418	-0.1	0.454



**Figura 4.** Mapa de interpolación mediante kriging de bloques para la parcela de Atequiza.

consecuencia, favorece un pH más uniforme en la parcela (Brady y Weil, 1996).

En la Figura 5, que se refiere al mapa de la parcela de Villa Corona, se aprecia una zona central con pH de 4.5 a 5.0, y dos zonas con valores de pH menores de 4 unidades, localizadas en los extremos este y suroeste.

Esta parcela (Villa Corona), a pesar de tener menores dimensiones (1.6 ha), muestra mayor variabilidad que la parcela anterior, lo que se confirma con el valor del rango obtenido en el análisis espacial, el cual ya se relacionó con el cambio de cultivo en dicha parcela (Havlin *et al.*, 1999).

El mapa de la parcela de Zapopan se presenta en la Figura 6; en ésta se observa una disminución del pH en dos áreas específicas: una en dirección sur y, otra, en dirección norte, con un incremento del pH hacia el centro de la parcela. El rango de valores de pH presentes en esta parcela es de trascendencia, pues si se considera que, en una distancia de 120 m aproximadamente, el valor del pH disminuye en 1.5 unidades, se corre el riesgo de hacer recomendaciones sesgadas en cuanto al uso de mejoradores y fertilizantes, aun en la misma parcela.

## CONCLUSIONES

- El muestreo intensivo sistemático es una herramienta adecuada para evaluar la variabilidad espacial de pH en una unidad de suelo, en la que inciden varios factores que modifican los valores de esta variable, como la aplicación de fertilizantes y mejoradores, el tipo de cultivo y la época del año en que se realice el muestreo.
- El uso de mapas de estimación mediante el método kriging de bloques permite, de manera confiable,

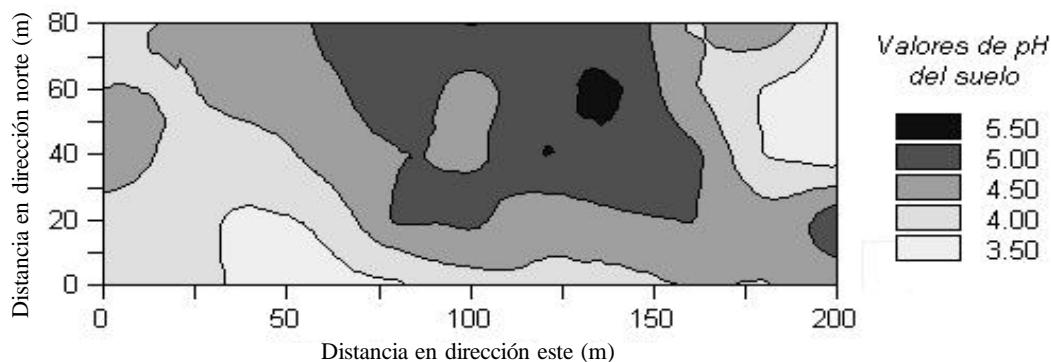


Figura 5. Mapa de interpolación mediante kriging de bloques para la parcela de Villa Corona.

representar cartográficamente e interpolar el pH del suelo.

- De acuerdo con el análisis espacial, las parcelas de Atequiza y Zapopan presentaron una proporción de variación considerable, debida al efecto *nugget* de 35% y 29%, respectivamente. Esto sugiere la conveniencia de realizar estudios con una distancia menor entre los puntos de muestreo.

- La variable pH del suelo presentó rangos de variación de 55 a 273 m en las parcelas agrícolas estudiadas que, para fines de un muestreo tradicional, se considerarían como unidades homogéneas.

- Al ser parcelas diferentes en su antecedente de manejo, es posible afirmar que éste influye en la variación espacial del pH.

- Las técnicas de muestreo de suelos que en la actualidad se usan para evaluar el pH del suelo en parcelas agrícolas, deberían revisarse para verificar su eficiencia de diagnóstico.

## LITERATURA CITADA

- Bloom, P. R. 2000. Soil pH and pH buffering. pp. B333 – B352. In: M. E. Sumner (ed.). Handbook of soil science. CRC Press. Boca Raton, FL, USA.
- Brady, N. C. and R. R. Weil. 1996. The nature and properties of soils. 11th ed. Prentice Hall. Upper Saddle River, NJ, USA.
- Brejda, J. J., T. B. Moorman, J. L. Smith, D. L. Karlen, D. L. Allan, and T. H. Dao. 2000. Distribution and variability of surface soil properties at a regional scale. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 64: 974-982.
- Brouder, S., B. Hofmann, and H. F. Reetz Jr. 2001. Evaluating spatial variability of soil parameters for input management. *Better Crops Plant Food* 85: 8-11.
- Bullock, D. G., R. G. Hoef, P. Dorman, T. Macy, and R. Olson. 1994. Nutrient management with intensive soil sampling and differential fertilizer spreading. *Better Crops Plant Food* 78: 10-12.
- Castellanos, J. Z., J. X. Uvalle-Bueno y A. Aguilar-Santelises. 2000. Manual de interpretación de análisis de suelos y aguas. 2ª. ed. Instituto de Capacitación para la Productividad Agrícola. Colección INCAPA. Celaya, Guanajuato, México.
- Cristóbal-Acevedo, D., O. Palacios-Vélez y F. Ruiz-Figueroa. 1996. Comparación de métodos de interpolación en variables hídricas del suelo. *Agrociencia* 30: 329-343.
- Fortín, M. J., M. R. T. Dale, and J. V. Hoef. 2001. Spatial analysis in ecology. *Encyclopedia Environmetrics* 4: 2051-2058.
- Gamma Design Software. 2004. GS+: Geostatistics for environmental sciences. Gamma Design Software. Plainwell, MI, USA.
- 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.
- Gojberg-Rein, G. y A. Aguilar-Santelises. 1987. pH del suelo y necesidades de cal. pp. 17-44. In: A. Aguilar S., J. D. Etchevers B. y J. Castellanos R. (eds.). Análisis químico para evaluar la

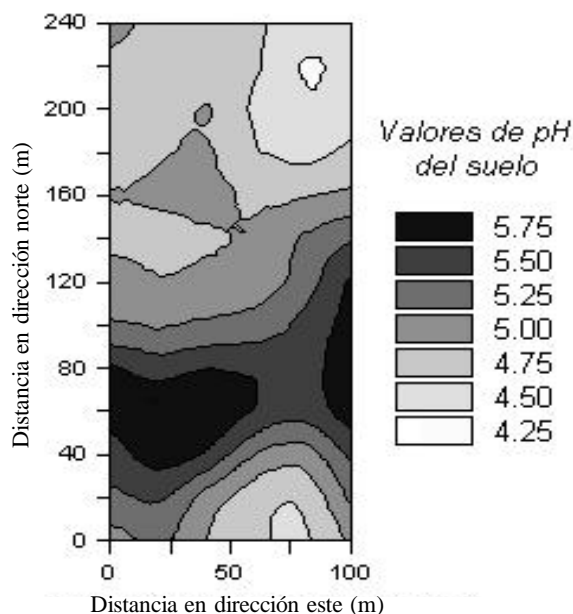


Figura 6. Mapa de interpolación mediante kriging de bloques para la parcela de Zapopan.

- fertilidad del suelo. Publicación especial 1. Sociedad Mexicana de la Ciencia del Suelo. Chapingo, México.
- Hartkamp, A. D., J. W. White, and G. Hoogenboom. 1999. Interfacing geographic information systems with agronomic modeling. *Agron. J.* 91: 761-772.
- Havlin, J. L., J. D. Beaton, S. L. Tisdale, and W. L. Nelson. 1999. Soil fertility and fertilizers. An introduction to nutrient management. Prentice Hall. Upper Saddle River, NJ, USA.
- Hernández, A., L. Lugo, A. Mora-Garcés, J. Sánchez y E. Arends. 2003. Variabilidad espacial edáfica en el sistema tradicional de conucos en el Amazonas de Venezuela. *Investigación Agraria. Sistemas Recursos Forestales* 12: 43-54.
- INEGI (Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática). 2002. Principales usos del suelo y tipos de vegetación por entidad federativa. 2002. <http://www.inegi.gob.mx> (Consulta: septiembre 5, 2006).
- Isaaks, E. H. and R. M. Srivastava. 1989. *Applied geostatistics*. Oxford University Press. New York, NY, USA.
- Kaluzny S. P., S. C. Vega, T. P. Cardoso, and A. A. Shelly, 1998. *S+Spatial Stats. User's manual for Windows and Unix*. Springer Verlag. New York, NY, USA.
- Melchiori, R. J. M., F. O. García y H. Echeverría. 2000. Variabilidad espacial en algunas propiedades del suelo. I. Asociación con las variaciones en el rendimiento del trigo. <http://www.agriculturadeprecision.org/articulos/articulos.htm> (Consulta: junio 15, 2000).
- Mulla, D. J. and A. B. McBratney. 2000. Soil spatial variability. pp. A321-A352. *In: M. E. Sumner (ed.). Handbook of soil science*. CRC Press. Boca Raton, FL, USA.
- Paz, A., M. J. Gómez y M. T. Taboada. 1996. Análisis geoestadístico de las propiedades generales de un suelo de cultivo. *Investigación Agraria: Producción y Protección Vegetal* 11: 133-160.
- Rodríguez F., H. y J. Rodríguez A. 2002. Métodos de análisis de suelos y plantas. Criterios de interpretación. Trillas. México, D.F.
- Sauer, T. J. and D. W. Meek. 2003. Spatial variation of plant-available phosphorus in pastures with contrasting management. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 67: 826-836.
- Solie, J. B., W. R. Raun, and M. L. Stone. 1999. Submeter spatial variability of selected soil and bermudagrass production variables. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 63: 1724-1733.
- Spaargaren, O. C. 2000. Other systems of soil classification. pp. E137-E173. *In: M. E. Sumner (ed.). Handbook of soil science*. CRC Press. Boca Raton, FL, USA.
- SPP (Secretaría de Programación y Presupuesto). 1981. *Síntesis Geográfica de Jalisco*. Coordinación General de los Servicios Nacionales de Estadística, Geografía e Informática. México, D. F.
- Van Groenigen, J. W., M. Gandah, and J. Bouma. 2000. Soil sampling strategies for precision agriculture research under Sahelian conditions. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 64: 1674-1680.
- Warrick, A. W., D. E. Myers, and D. R. Nielsen. 1986. Geostatistical methods applied to soil science. pp. 53-82. *In: A. Klute (ed.). 2nd ed. Methods in soil analysis, Part 1. Physical and mineralogical methods*. Agronomy 9. American Society of Agronomy-Soil Science Society of America. Madison, WI, USA.
- Wilding, L. P. 1985. Spatial variability: its documentation, accommodation and implication to soil surveys. pp. 166-194. *In: D. R. Nielsen and J. Bouma (eds.). Soil spatial variability*. Pudoc. Wageningen, The Netherlands.
- Wollenhaupt, N. C. and R. P. Wolkowski. 1994. Grid soil sampling. *Better Crops Plant Food* 78 (4): 6-9.
- Zar, J. H. 1999. *Biostatistical analysis*. 4th ed. Prentice Hall. Upper Saddle River, NJ, USA.