

ISBN: 970-27-0770-6

VARIABILIDAD ESPACIAL MEDIANTE TÉCNICAS GEOESTADÍSTICAS DE LA CAPACIDAD DE INTERCAMBIO CATIONICO DEL SUELO EN UNA PARCELA AGRÍCOLA EN EL MUNICIPIO DE IXTLAHUACÁN DE LOS MEMBRILLOS, JALISCO, MÉXICO.

**Patricia Zarazúa Villaseñor¹, Diego R. González Eguiarte¹, Ricardo Nuño Romero¹
José Ariel Ruiz Corral² José Pablo Torres Morán¹**

**¹Universidad de Guadalajara-CUCBA-Departamento de Desarrollo Rural
Sustentable**

**Zapopan, Jalisco, México. Km 15.5 Carretera Guadalajara- Nogales.
pzarazua@cucba.udg.mx**

**² Instituto Nacional de Investigaciones Forestales y Agropecuarias
CIRPAC-Guadalajara, Jalisco, México**

Introducción

Gran variedad y número de estudios se han realizado en México relacionados con el manejo de suelos agrícolas, sin embargo los trabajos deben continuar para lograr, entre otros propósitos, mejorar las técnicas que incrementen la producción y disminuyan la contaminación de suelos y aguas. En México, Jalisco es uno de los estados que mayor superficie dedican a la agricultura, especialmente bajo el sistema de secano. Los tipos de suelo, así como el clima, favorecen la producción de una amplia gama de cultivos. La interacción de diferentes propiedades del suelo tanto físicas, químicas como biológicas, controla la disponibilidad de nutrimentos para las plantas, es por esto que una correcta comprensión de estos procesos nos permitirá un manejo adecuado de dichas propiedades, y la optimización de la disponibilidad de nutrimentos, así como la productividad vegetal. La capacidad de intercambio catiónico es la suma total de cationes intercambiables que un suelo puede adsorber, medida en cmol_c/kg de suelo. El uso de $\text{meq}/100$ g de suelo, para medir esta propiedad es muy conveniente debido a la naturaleza de las reacciones de intercambio ocurridas en el suelo. Se han encontrado correlaciones altamente significativas entre la CIC, el porcentaje de materia orgánica y el porcentaje de arcilla en los suelos de varias regiones. De acuerdo con Mulla y McBratney (2000), las variaciones en las propiedades del suelo pueden deberse a diferencias regionales como son clima, topografía y material de origen; sin embargo, existen numerosas evidencias de que variaciones importantes son comunes no solo en diferentes regiones sino también en superficies relativamente pequeñas. 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, que son muy abundantes, son razonablemente homogéneas con fines de muestreo para análisis de suelos. Bajo este razonamiento, se ha vuelto tradicional y muy extendida una técnica de muestreo aleatorio

en zig-zag que se aplica en superficies “aparentemente” homogéneas, pero que podrían no serlo debido a la influencia del manejo. Para estos casos, lo común es preparar una muestra compuesta a partir de varias submuestras. La preocupación es que dentro de estas secciones de terreno exista tal variación, que la muestra compuesta no sea suficientemente representativa del terreno en estudio, y que de esta manera no se pueda hacer un diagnóstico adecuado (Zarazúa *et al.*, 2003). Al ser el suelo un cuerpo dinámico que se encuentra en constante actividad, debe entenderse que existe cierta heterogeneidad en el mismo y que la verdadera interrogante es qué tan significativa es esta variación como para que estas áreas, supuestamente homogéneas, requieran de un manejo diferente. El objetivo del presente trabajo, fue evaluar la variabilidad espacial de la capacidad de intercambio catiónico del suelo en una parcela agrícola del estado de Jalisco, partiendo de la suposición de que parcelas consideradas aparentemente homogéneas y de escasa superficie podrían ser consideradas del tipo isotrópico, es decir que la variabilidad presente no se ve afectada por la dirección en la parcela.

Materiales y métodos

La selección de la parcela se basó en las recomendaciones para muestreo tradicional que considera como parcela aparentemente homogénea aquella con el mismo manejo, cultivo, color, drenaje y topografía. El estudio se desarrolló en el Municipio de Ixtlahuacán de los Membrillos, en las coordenadas 20° 25' de Latitud Norte, 103° 13' de Longitud Oeste y una Altitud de 1540 msnm, con una superficie de 4.7 ha; el tipo de suelo predominante es Vertisol pélico con clase textural fina según clasificación de suelos FAO-UNESCO modificada por CETENAL. En la parcela se ha estado utilizando un sistema de rotación maíz-sorgo, con rendimientos medios de 12 ton/ha para maíz, diferentes variedades, y 14 ton/ha para sorgo Convar D-65. El método de muestreo fue mediante una cuadrícula de dimensiones 20 x 20 m con muestra compuesta por 10 submuestras aleatorias en cada intersección de la cuadrícula según recomendaciones en la literatura revisada. Se tomaron 98 muestras en esta parcela, posteriormente se secaron al aire y se tamizaron en tamiz de 2 mm según recomendación de la Sociedad Mexicana de la Ciencia del Suelo. La capacidad de intercambio catiónico (CIC), se determinó en el Laboratorio de Agrología del Centro Universitario de Ciencias Biológicas y Agropecuarias de la Universidad de Guadalajara, mediante la técnica del Acetato de Amonio ajustado a pH 7.0. Para el análisis estadístico se aplicó la prueba de Kolmogorov-Smirnov, para probar normalidad de datos, y los parámetros de estadística descriptiva requeridos en geoestadística.

De acuerdo con Vega *et al.* (2001), los datos estadísticos muestran variación a pequeña escala que puede ser modelada por la autocorrelación espacial e incorporada a procesos de estimación. Dichas variaciones espaciales pueden ser descritas mediante un correlograma ó un variograma, los que 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 ó 3 dimensiones (Warrick *et al.*, 1986, Isaaks y Srivastava, 1989, Mulla y McBratney, 2000). Por su parte, Urban (2003) menciona que una variable está autocorrelacionada si 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. La dependencia espacial modelada mediante el variograma o semivariograma, es estimada por la ecuación:

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

donde: $\hat{\gamma}(h)$ es el valor de varianza (ó 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 ó x_{i+h} ; $n(h)$ es el número de pares en cualquier distancia de separación h .

El semivariograma experimental, para una cierta dirección, y según lo plantean Cristóbal *et al.* (1996), se obtiene al graficar los valores de $\hat{\gamma}(h)$ contra los valores del intervalo h . Teóricamente, la semivarianza aumenta con el incremento de la distancia entre los puntos muestreados, alcanzando 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.

Una vez obtenido el mejor modelo de estimación, se procedió a realizar el procedimiento de validación cruzada para corroborar la eficiencia del modelo, haciendo uso del software GS⁺ 7.0. 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 muy 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 la CIC presenta una distribución Normal de acuerdo a la prueba de normalidad Kolmogorov-Smirnov con un valor α de 0.05 realizado mediante el software MINITAB release 14. Estos resultados concuerdan con los obtenidos por Gaston *et al.* (2001) y Vieira *et al.* (2002). La media para las 98 muestras de suelo en esta parcela fue de 42.98 ± 0.36 meq/100 g de suelo, con una desviación estándar de 3.58 meq/100 g de suelo y coeficiente de variación de 8.33% que siguiendo la clasificación realizada por Wilding, mencionado por Mulla y McBratney (2000), que indica que para valores del coeficiente de variación de 2% al 15%, la parcela queda clasificada por magnitud de variabilidad de acuerdo a la variable CIC, como Baja; situación que concuerda con Vieira *et al.*, (2002).

En cuanto al análisis espacial, desarrollado mediante el software GS⁺ 7.0, el modelo de mejor ajuste para la variable en estudio con un valor de r^2 de 0.951, fue el gaussiano cuyos valores para los parámetros pepita, umbral y rango fueron de 6.15, 32.29 (valores de semivarianza), y 349.35 metros, respectivamente. En la prueba de validación cruzada, este modelo obtuvo una r^2 de 0.500 considerándose muy aceptable en la estimación estadística. Con el modelo anterior y mediante el proceso de kriging de bloques se elaboró el mapa de interpolación, el cual presenta dos zonas muy bien delimitadas para esta variable en estudio, una zona predominante estratificada como muy alta y en la parte norte de la parcela una zona estratificada como alta. Estos resultados nos indican cierta homogeneidad de la variable en la parcela en estudio, y distancias adecuadas para un muestreo de 350 m

aproximadamente, que concuerda con un muestreo compuesto, es decir el muestreo “tradicional”. Las técnicas geoestadísticas utilizadas fueron suficientes para detectar estas diferencias lográndose así una estratificación en el terreno. La figura 1 muestra dicha estratificación en la parcela.

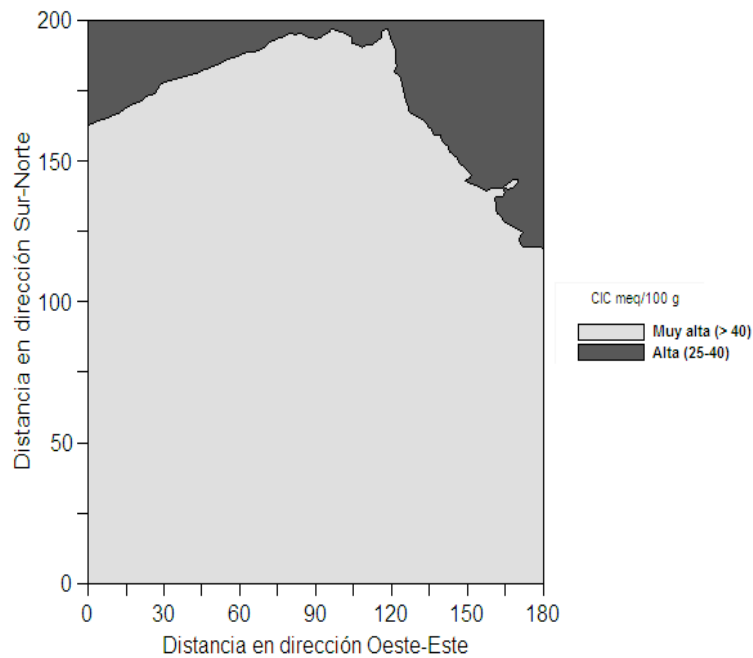


Figura 1. Mapa de interpolación por kriging de bloques para la variable capacidad de intercambio catiónico en meq/100 g de suelo en la parcela de estudio

Literatura citada

- Gaston, L.A., M.A. Locke, R.M. Zablotowicz y K.N. Reddy. 2001. Spatial variability of soil properties and weed populations in the Mississippi Delta. *SSSAJ* 65:449-459. E.U.A.
- Isaaks, E.H. y R.M. Srivastava. 1989. *Applied geostatistics*. Oxford University Press. E.U.A.
- Mulla, D.J. y A.B. McBratney. 2000. Soil spatial variability. *Handbook of soil science*. E.U.A.

- Vega, S.C. y S.P. Kaluzny. 2001. S + Spatialstats. Encyclopedia of Environmetrics, Vol. 4:1899-1910. E.U.A.
- Vieira S., R., A. Paz G., S. Dechen y I. De María. 2002. Spatial variability of nutrients in successive years. 17th World Congress of Soil Science. Paper No.1314
- Warrick, A.W., Myers, D.E. y Nielsen, D.R. 1986. Geostatistical methods applied to soil science. SSSAJ. Agronomy monograph No.9. E.U.A.
- Zarazúa V. P., D. González E., A. Ruiz C., R. Nuño R. y J.P. Torres M. 2003. Variabilidad espacial del fósforo aprovechable en el suelo en una parcela agrícola en Villa Corona. Jalisco. Avances en la investigación científica en el CUCBA. XIV Semana de la investigación científica. Universidad de Guadalajara. México.