



VARIABILIDAD ESPACIAL DEL pH Y DEL CONTENIDO DE Fe_2O_3 EN SUELOS DE LA CUENCA DEL RÍO TABURE DEL ESTADO LARA

SPATIAL VARIABILITY OF pH AND Fe_2O_3 CONTENT IN SOILS OF THE BASIN TABURE RIVER IN LARA STATE

Wilmer Hernández¹, Lue Meru Marco¹, Duilio Torres¹, Pablo Romero¹.

¹Universidad Centroccidental Lisandro Alvarado, Departamento de Química y Suelos. Venezuela.
wilmerhz@yahoo.com; mparra@ucla.edu.ve, duiliotorres@ucla.edu.ve.

Rec.: 16.04.2018. Acept.: 12.06.2018
Publicado el 2 de Julio de 2018

Resumen

El pH del suelo es una propiedad química que representa en forma general la reacción del mismo, mientras que el hierro en forma Fe_2O_3 constituye una fracción relacionada con el grado de evolución de los suelos. Con el fin de evaluar la variabilidad de dos propiedades químicas de los suelos de la cuenca del río Tabure del estado Lara, en especial el pH y el Fe_2O_3 se realizó un levantamiento de suelo sistemático en una malla de 100mx100m, y se estudiaron los parámetros estadísticos clásicos y un análisis de semivariografía con los datos brutos, obteniéndose un semivariograma omnidireccional ajustado a un modelo esférico con un rango de 580m; para el Fe_2O_3 se obtuvo el mejor ajuste para un semivariograma omnidireccional un modelo exponencial de 283 m, en el caso del pH se observó una ligera anisotropía en la dirección nw-se, mientras que el Fe_2O_3 tuvo un comportamiento isotrópico. En conclusión se logró determinar la distancia máxima de variación de las variables estudiadas y se reconoció la leve anisotropía del pH, éstos resultados son útiles en futuras investigaciones sobre la variabilidad espacial del pH y del Fe_2O_3 del suelo en la cuenca estudiada.

Palabras clave: semivariograma, geoestadística, predicción espacial.

Abstract

The pH is a chemical property of the soil that represents, in general terms, its self- reaction, while iron in the form of Fe_2O_3 sets up a fraction related to the evolution degree of soils. With the purpose of knowing the variability of two chemical properties of the soils of Tabure river basin in Lara state, namely pH and Fe_2O_3 , a systematic soil survey was made in a grid of 100mx100m and classic statistic parameters were studied and one semivariography analysis with raw data. An omnidirectional semivariogram fitting to a spheric model with a range of 580m was obtained for pH and for Fe_2O_3 the best fit for an omnidirectional semivariogram was an exponential model with a range of 283m. In the case of pH a light anisotropy in direction nw-se was observed, while Fe_2O_3 showed isotropic behavior. In conclusion the maximum variation distance of studied properties of soil was determined and a minor anisotropy of pH was recognized. These results are useful for future investigations about pH and Fe_2O_3 spatial variability of soil in the studied basin.

Keywords: semivariogram, geostatistics, spatial prediction

Introducción

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 siendo necesarias las herramientas de la estadística espacial desarrollada en el ámbito de la ingeniería de minas y que se está aplicando con mucho éxito en distintas disciplinas científicas. Jaramillo, (2012) señala la importancia de conocer la metodología relacionada con la variabilidad espacial en función de la aplicación de prácticas agrícolas conservacionistas.

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 Díaz, (2002) y Stoyan *et al.*, (2000), la geoestadística proporciona un medio para definir la autocorrelación.

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.

Los bosques secos y matorrales son ecosistemas muy amenazados debido a la acelerada pérdida de cobertura vegetal, las formaciones vegetales que incluyen tales bosques secos son: el matorral seco espinoso (generalmente en las zonas bajas contiguas a los manglares costeros), el bosque seco caducifolio (tierras bajas con altitudes entre 0 y 700 msnm) y el bosque seco semicaducifolio (en altitudes entre los 200 y 1100 msnm en zonas de colinas) (Espinoza *et al.*, 2012), los suelos del bosque y matorral seco de la Cuenca del Río Tabure se encuentran en una cuenca perteneciente al Parque Nacional Terepaima es necesario el conocimiento de las propiedades de éstos suelos para proteger y promover la vegetación natural de los riesgos de erosión natural y los peligros que representa una cuenca erosionada para la población que se encuentra en la parte baja de ésta. La reacción del suelo (pH) es necesario evaluarla ya que en las zonas áridas, semiáridas y subhúmedas con fuentes de calcita en el subsuelo, el carbonato de calcio rige el sistema buffer, concentrando altos niveles de calcio en el perfil del suelo (Bouza, 2012 y Pinochet *et al.*, 2005). Estas condiciones son determinantes para la actividad microbiana para la síntesis de sustancias húmicas en periodos de alta sequía y a la vez determinará una posible escasa disponibilidad de microelementos en un medio neutro o altamente alcalino, que definirá el tipo de población vegetal predominante en el bosque o matorral (Lorenz, 1995). Saiz *et al.*, (2011) aplicaron la geoestadística para estudiar la reacción del suelo y su determinación por interpolación en sitios no muestreados,

y relacionaron la acidez de los suelos con el mayor lavado de bases. A través de las técnicas geoestadísticas, es posible conocer la variabilidad de las propiedades de los suelos y facilita la predicción de tales propiedades en lugares no muestreados, con el fin de establecer el impacto de prácticas de manejo en cuencas altas (Monroy *et al.*, 2017; Morataya, 2015).

El hierro es un micronutriente que es esencial para el desarrollo de las plantas y de acuerdo formas químicas en el suelo está relacionado con su génesis especialmente las formas móviles del hierro (cristalizadas, amorfas y las de intercambio móviles y asimilables), muchos autores (Acevedo *et al.*, 2004, Turrión *et al.*, 2013) han estudiado éste elemento para poder comprender cómo han evolucionado los suelos y comprender su potencialidades o limitaciones en cuanto al soporte vegetal ya sea natural o para la producción agrícola (Roca *et al.*, 2007 y Vasquez *et al.*, 2010).

El objetivo de éste estudio fue analizar y describir el modelo de la variabilidad espacial del pH y del hierro (en la forma Fe_2O_3) de los primeros 10 cm de la superficie del suelo tomados en una malla de 100m correspondiente a una zona de bosque y matorral sub-húmedo de la cuenca media del río Tabure que forma parte del Parque Universitario de la UCLA adyacente al Parque Nacional Terepaima en el estado Lara en Venezuela. Los resultados de la presente investigación servirán de apoyo para el diseño de nuevos muestreos en la zona y así poder aplicar métodos de interpolación de las propiedades del suelo en las zonas no muestreadas con fines de estudios de conservación de cuenca.

Materiales y Metodos

El estudio se realizó en la cuenca media de la quebrada Tabure, Municipio Palavecino, del Estado Lara, Venezuela, entre las coordenadas $9^{\circ} 57' 32''$ y $10^{\circ} 01' 02''$ latitud norte y entre los $69^{\circ} 16' 48''$ a los $69^{\circ} 16' 52''$ longitud oeste, ubicado dentro del Parque Universitario de la UCLA adyacente al Parque Nacional Terepaima. La altitud de la cuenca varía entre 500 y 1200 msnm, con una precipitación entre 600 y 1400 mm anuales, una evaporación de 2048,1 mm anuales y temperaturas entre 20° y $32^{\circ}C$ al año (López, 1995). Según Holdridge (1979), el área de estudio corresponde a una zona de vida de transición entre bosque muy seco (bms-T) y bosque seco tropical (bs-T). El parque universitario presenta una extensión aproximada de 600 ha, de topografía ondulada, y pendientes variables, conformado por una serie de quebradas de tipo intermitente que lo recorren en sentido sur norte.

La geología de la zona pertenece al Grupo Los Cristales compuesta por rocas metamórficas semejantes a las rocas de la Cordillera de la Costa, y cuya unidad superior corresponde a la Formación Mamey, debido a que no existen datos paleontológicos que permitan asignar su edad se mantiene su asignación al Cretáceo Temprano. Los esquistos del Mamey

consiste de esquistos cuarzo-sericíticos, metaconglomerados con peñones de mármol y filita (Urbani, 2014). Los suelos son de poco espesor varía de ácido en las partes más altas de la cuenca a neutros y ligeramente alcalinos en la parte baja de la cuenca según Romero (2014), (figura 1). Los suelos del

presente estudio se ubican en las partes bajas de la cuenca, en zonas de ladera con influencia importante del material calcáreo pero que ya muestran lavado de bases y translocación de arcillas en los primeros 40 cm y los suelos se clasifican como Lithic Haplustalfs .

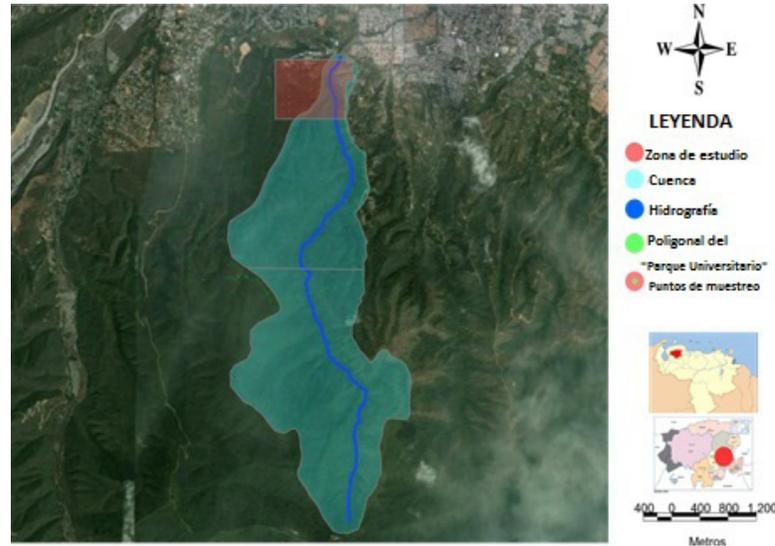


Figura 1. Ubicación geográfica del área de estudio (Romero, 2014).

Preparación de los datos de suelo

La cuenca del río Tabure se caracteriza por tener dos tipos de relieve, uno predominantemente montañoso (inclinado) y otro plano, que presenta un microrelieve liso en algunos lugares, así como pequeñas aéreas con ondulaciones, estas dos zonas se unen de forma abrupta. El estudio se efectuó en la zona inclinada, la cual se caracteriza por presentar laderas con estribaciones montañosas dentro de los márgenes del Parque Universitario del Núcleo “Héctor Ochoa Zuleta” de la Universidad Centroccidental “Lisandro Alvarado”, el área de estudio seleccionada corresponde específicamente a un área de 86 hectáreas, estableciendo puntos de muestreos a través de una malla conformada por una cuadrícula con 100 metros de distancia entre puntos. Las muestras de suelo fueron tomadas a una profundidad de 0 a 10 cm para su análisis. Se realizaron análisis químicos entre ellos se midió el pH del suelo en agua (relación 1:2), siguiendo metodología de rutina en el laboratorio de suelos del Decanato de Agronomía de la Universidad Centroccidental Lisandro Alvarado (Fondo Nacional de Investigaciones Agropecuarias, 1990) y se midió el contenido de hierro elemental en forma de Fe_2O_3 , con el método de espectrometría de fluorescencia de rayos x de energía dispersiva (EDXRF), utilizando un equipo espectrómetro portátil Bruker S2, la cuantificación se llevó a cabo mediante parámetros fundamentales (Roca y Bayon, 1987; Bruker, 2016).

Análisis de datos

Se cuantificaron las variables pH y $%Fe_2O_3$ del suelo, se realizó un análisis exploratorio de los datos de 65 observaciones para cada variable y se estudió su comportamiento, se estudió el cumplimiento de la normalidad según la prueba de Shapiro-Wilk. Posteriormente se realizó el análisis geoestadístico para construir un semivariograma ajustado según el modelo encontrado para cada variable, determinando el sill, rango y efecto nugget. Se determinó la posible existencia de anisotropía en las variables estudiadas y con el rango poder recomendar una distancia de muestreo adecuada para posibles muestreos futuros. Los análisis estadísticos se realizaron con el software libre R-Studio versión 1.0.143.

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:

$$n = \frac{t_{\alpha, \infty}^2 S^2}{d^2}$$

donde: n es el número de muestras a coleccionar 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 y la S2 (Oliver *et al.*, 2006).

Para evaluar la estructura espacial de las variables pH y Fe₂O₃ se calculó el semivariograma el cual representa la relación entre los lags (espacios) del intervalo de muestreo y la semivarianza (Goovaerts, 1997). Teóricamente, un semivariograma puede ser calculado según la ecuación (1).

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{\alpha=1}^{N(h)} \{z(x_{\alpha} + h) - z(x_{\alpha})\}^2 \quad (1)$$

Donde $\gamma(h)$ representa el variograma para una distancia (lag) h entre observaciones $z(x_{\alpha})$ (valor de la variable en el punto α) y $z(x_{\alpha} + h)$ (valor de la variable en el punto $\alpha + h$) con $N(h)$ número de pares separados por h . Una gráfica de $\gamma(h)$ (semivarianza) 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 la variable aleatoria; 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 (Acevedo *et al.*, 2008).

Se calculó un semivariograma experimental en 4 direcciones para cada propiedad del suelo estudiada para verificar si existía una variabilidad espacial diferente, se calcularon los semivariogramas omnidireccionales fijando tentativamente las constantes de sill, rango y nugget. Finalmente se ajustó los semivariogramas omnidireccionales para determinar la función teórica que se ajustaba mejor a cada variable.

Resultados y Discusión

Estadísticos descriptivos de los datos: En el cuadro 1 se presentan los resultados de los principales estadísticos del conjunto de los datos analizados. La figura 2 reporta los histogramas de frecuencia correspondientes a las variables pH y Fe₂O₃.

Cuadro 1. Estadísticos descriptivos del pH y contenido de Fe₂O₃ del suelo analizado

Variable	Mínimo	Máximo	Media	Mediana	Varianza	Desv. Std.	Asimetría	Kurtosis	CV.
pH	5,93	8,600	7,623	7,800	0,40	0,639	- 1,048	0,291	0,083
Fe ₂ O ₃ (%)	0,040	11,890	5,469	4,990	5,45	2,352	0,835	0,951	0,417

Desv. Std. = desviación estándar, CV = coeficiente de variación

En el resumen de los estadísticos descriptivos del cuadro 1 se observa que la media para el pH del suelo es de 7,62 con un coeficiente de variación de 0,08 mientras que para el Fe₂O₃ la media fue de 5,46 correspondiente a un coeficiente de variación de 0,41. 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 (CV) fluctúa de 2 a 15% (Jury *et al.*, 1991; Shi *et al.*, 2002; Cox *et al.*, 2006; Acevedo *et al.*, 2008). El coeficiente de variación para el pH fue de 8,3% y para el Fe₂O₃ fue de 41,7% lo que indica que el número de muestras tomadas fue suficiente para los cálculos realizados en el caso del pH mientras que para el Fe₂O₃ presenta una variabilidad media. Summer, (1999) variables con CV > 65% se consideran con una alta variabilidad, con CV entre 25 y 65% se califican de variación media y aquellas con < 25% son consideradas de baja variabilidad. En este análisis las variables analizadas son de baja a media variabilidad, sin embargo los valores que se utilicen en el análisis geoestadístico pueden generar conclusiones más precisas para el pH que para el Fe₂O₃, tal como lo reportan Gotway *et al.*, (1996).

En cuanto a los valores de asimetría para el caso del pH dio un valor negativo lo que se evidencia en la figura 2 del histograma del pH donde se observa un leve sesgo hacia la izquierda de

los datos, mientras que para el caso del hierro la asimetría dio un valor positivo cercano a cero y se observa en el histograma de la figura 2 un leve sesgo hacia la derecha de los datos del Fe₂O₃. Según Adhikari *et al.*, (2009) para una distribución normal y simétrica, éstos coeficientes deberían ser iguales a 0 y 3 para asimetría y kurtosis respectivamente. Para comprobar la normalidad se realizó la prueba de bondad de ajuste de Shapiro-Wilks (Razali y Wah, 2011), para el pH arrojó un valor para el estadístico $W = 0,888$ y un valor de $p\text{-value} = 1.769e-05$, mientras que para la variable Fe₂O₃ se obtuvo el estadístico $W = 0,916$ y un valor de $p\text{-value} = 0.0002254$, con lo cual se concluyó que los datos no seguían una distribución normal con nivel de significancia de 0,05, Young *et al.*, (1998) señalan que la mayoría de las propiedades químicas de los suelos son sesgadas, también Webster y Oliver (2007) señalan que la semivarianza es más sensible a las distribuciones asimétricas de los datos y a la presencia de valores anómalos y/o extremos entre ellos, por tal razón se prefirió eliminar valores anómalos que hacer otra manipulación de los datos. Garbanzo *et al.*, (2017) al realizar un meta-análisis de datos de variables químicas de suelos de una amplia área en Costa Rica, encontraron en el caso del pH la mayor cantidad de rangos de las frecuencias en torno a la media y una distribución de probabilidad normal mientras que para el caso del hierro la

distribución no fue normal, cuyas variaciones pueden estar asociadas a procesos de oxidación reducción en ambientes aluviales, otros elementos como Ca, Mg y K presentaron todas distribuciones anormales, éste comportamiento se explica debido al manejo agronómico y a la génesis de los suelos. El área del presente estudio corresponde a un área de parque protegido es decir, sus condiciones son naturales con poco grado de intervención humana, donde el relieve y la geología

subyacente determinan en gran parte las variaciones químicas resultantes de la pedogénesis.

En el cuadro 2 se observa el número mínimo de muestras (n) para obtener el valor medio de la variable con un porcentaje de error de 5%, para el caso del pH, resultó ser aceptable, no tan costoso y práctico. Para el caso del hierro, el valor del número mínimo de muestras es de 1, lo cual es un valor aceptable.

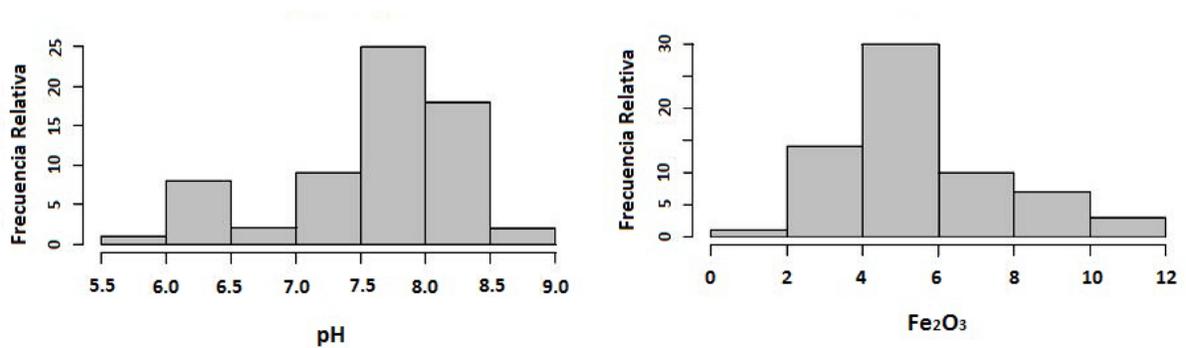


Figura 2. Histogramas del pH y % Fe_2O_3 del suelo analizado, se observa la leve tendencia normal de los datos ya que los mismos no se concentran completamente en la media.

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

Variable	pH	Fe_2O_3
Valor de $t_{\alpha/2}$	1,984	1,984
Error (%)	5	5
Error(d_s)	0,38165	6,2816
n°	11	1

(d_s) = valor medio x 0,05; n° = número de muestras a coleccionar para obtener el valor medio con una probabilidad del 95%.

Construcción de los semivariogramas y análisis:

La variable regionalizada es estacionaria si su función de distribución conjunta es invariante respecto a cualquier translación del vector h, es decir que exceptuando fluctuaciones aleatorias no muestra una tendencia definida en alguna dirección (Giraldo, 2002). En la figura 3 se representa la distribución de la varianza en un plano xy del pH y de Fe_2O_3 respectivamente, aunque no se detecta un patrón de tendencia fuerte de las variables con respecto a algún eje, se nota que los valores extremos tienden a ubicarse en los bordes de la malla, en el caso del pH hay una leve tendencia de que la varianza en una orientación NW-SE, es decir una leve autocorrelación entre los datos en dicha dirección, mientras que en el caso del hierro es más uniforme la distribución de la misma. Diversos autores encuentran diferentes comportamientos de

las varianzas de las variables pH y Fe_2O_3 lo que demuestra influencia direccionales de los datos. Guayllas, (2010), en un suelo derivado de vulcanitas intermedias a silíceas, con pH de 5,1 se detectó autocorrelación espacial de dicha variable mayor en la dirección (NE-SW) para el mayor valor de alcance del semivariograma. En algunos casos es posible que no haya ninguna estructura espacial como reportó Valera *et al.*, (2008) para variables edáficas como el pH del suelo. La comparación de estructuras espaciales provenientes de estudios con diferentes diseños de muestreos puede ser muy difícil aún para suelos similares dado que no existen semivariogramas absolutos para propiedades de suelos, sin embargo la inclusión de la estructura espacial puede ayudar a delimitar zonas con mayor contigüidad (Alesso, 2014). Giraldo (2002) señala que es fácil identificar la estacionariedad en modelación de

series temporales ya que hay una sola dirección de variación (el tiempo), pero en el campo espacial existen múltiples direcciones y por lo tanto se debe asumir que en todas el fenómeno sea estacionario, es decir el fenómeno es isotrópico, por lo tanto en el presente estudio debido a que las tendencias de las varianzas en los ejes x,y no son fuertes asumimos la isotropía de las variables de suelo estudiadas. En la figura 4 se observa los semivariogramas

omnidireccionales ajustados a dos modelos teóricos: esférico y exponencial para el pH y Fe_2O_3 . Según se observa en ambas figuras que la semivarianza aumenta a medida que se incrementa la distancia y la semivarianza experimental. El incremento de la semivarianza con la distancia concuerda con Acevedo *et. al.* (2008) y otros autores (Morales, 2004, y Fernández *et al.*, 2007), es decir que los semivariogramas presentaban correlaciones espaciales.

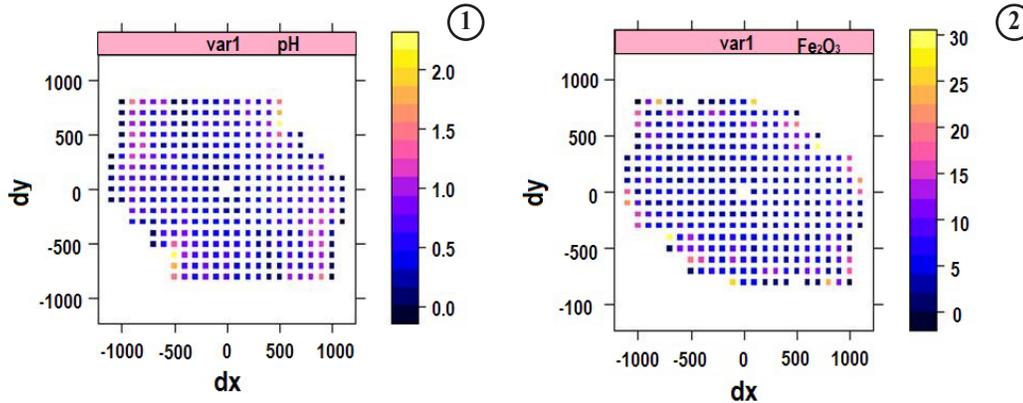


Figura 3. Distribución espacial de las varianzas del pH y Fe_2O_3 en el espacio xy, respectivamente. 1.-2.-

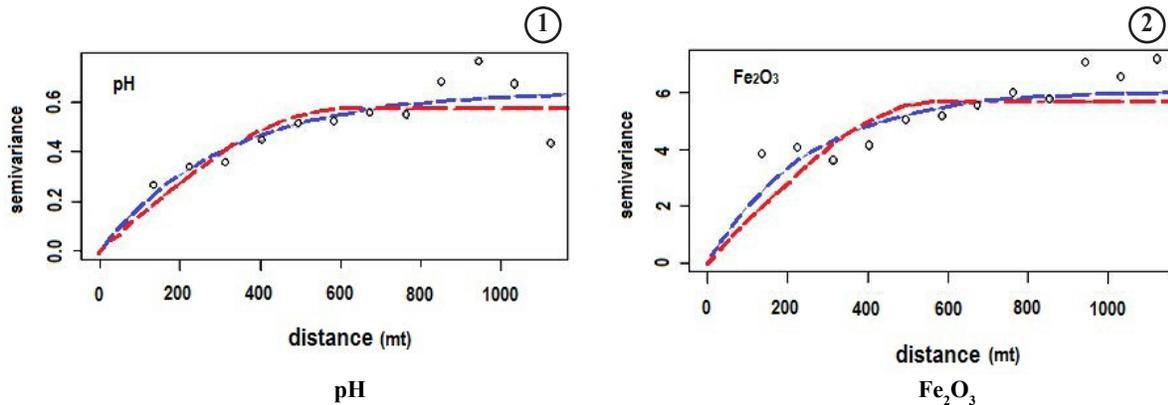


Figura 4. Semivariogramas autoajustados omnidireccionales para el pH y Fe_2O_3 respectivamente 1.- Las líneas punteadas rojas corresponde al modelo esférico y las de color azul corresponde al modelo exponencial (distancia en metros) 2.-

La dependencia espacial se refiere a que cuanto más cerca estén las muestras, éstas serán más similares, mientras que a mayor distancia de separación las observaciones serán menos similares. Según se muestra en la figura 4 y el cuadro 3 se concluye que para éstas propiedades, la distancia a partir de la cual se presente independencia de los valores, es de 580m (rango) para el caso del pH en la cual el modelo esférico presentó un mejor ajuste, mientras que para el caso del Fe_2O_3 el modelo que mejor se ajustó fue el exponencial con un rango de 283m. En ambos casos el mejor ajuste fue seleccionado en donde la mayor cantidad de puntos cayera sobre la gráfica del semivariograma. En el presente estudio las muestras fueron tomadas cada 100 m y la geoestadística nos indica que

alrededor de los 280m de distancia se pudo obtener la misma información del pH y a una distancia mayor el Fe_2O_3 (580m). Por tal motivo queda demostrado que el tratamiento de la información espacial se puede realizar con las herramientas de geoestadística que permiten obtener resultados del comportamiento de una variable regionalizada en el espacio, ya que las muestras no solo representan un punto sino que tienen un área de influencia cuyo tamaño es una función directa de la dependencia espacial existente (González, *et al.*, 2007). En este sentido, se ha demostrado que en la gran mayoría de los hechos geográficos, las muestras no solo representan un punto sino que tienen un área de influencia cuyo tamaño es una función directa de la dependencia espacial existente

(González, *et al*, 2007). En cuanto al efecto nugget en el ajuste se consiguió llevarlo a cero cambiando los parámetros del semivariograma y probando diferentes modelos, por lo que se concluye que la variabilidad aleatoria es nula en las variables

estudiadas, con los modelos construidos pudiendo explicarse toda la variación a la variación sistemática del suelo (Giraldo, 2002).

Cuadro 3. Parámetros de los semivariogramas omnidireccionales autoajustados para el pH y el Fe_2O_3

Variable	nugget	Rango	Sill	Modelo
pH	0	580	0,6	Esférico
pH	0	700	0,59	Exponencial
Fe_2O_3	0	600	5	Esférico
Fe_2O_3	0	283	6	Exponencial

Conclusiones

En estudio de la variabilidad espacial del pH y Fe_2O_3 en suelos de la cuenca del río Tabure en el estado Lara de Venezuela se demostró que existía una correlación espacial de los datos de las muestras tomadas superficialmente en el suelo. Se obtuvo que el rango o la distancia a partir de la cual se presenta independencia de los valores de las variables estudiadas para el caso del pH fue de aproximadamente 580m y para el Fe_2O_3 fue de 280m. Con ésta información se podrá establecer un ajuste de la malla de muestreo para próximos levantamientos de campo para el estudio de las variables señaladas. Para el caso del Fe_2O_3 no se detectó anisotropía en los semivariogramas direccionales. Las técnicas de geoestadística utilizadas en ésta investigación permitió obtener valores para el diseño y orientación del muestreo de suelos, en una zona de difícil acceso la cual puede ser de ayuda en estudios de conservación de suelos en cuencas hidrográficas.

Agradecimientos

Al proyecto Fonacit 2011-000961 registrado en el CDCHT-UCLA RAG -004-2012 por el financiamiento del trabajo de campo.

Bibliografía

Acevedo, O., Ortiz, E., Cruz, M., Cruz, E. 2004. El papel de los óxidos de hierro en suelos. *Terra Latinoamericana*, vol 22, num 4, octubre-diciembre. Chapingo. México. 485-497.

Acevedo, D., Álvarez, M., Hernández, E., Maldonado, R., Pérez, M., Castro, R. 2008. Variabilidad espacial de propiedades químicas del suelo y su uso en el diseño de experimentos. *Terra Latinoamericana*, vol 26, num 4, octubre-diciembre, 317-324.

Adhikari, K., Guadagnini, A., Tóth, G., Hermann, T. 2009. Geostatistical analysis of surface soil texture from Zala county in western Hungary. Conference: International Symposium on Environment, Energy and Water in Nepal:

Recent Researches and Direction for Future. 219-224.

Alesso, C. 2014. Variabilidad especial y temporal de rendimientos de maíz (*Zea mays L.*) y soja (*Glycine max (L.) Meer.*) y de las propiedades del suelo en las condiciones edafoclimáticas de la pampa llana Santafesina. Tesis Doctor en Ciencias Agropecuarias. Universidad Nacional de Córdoba. Facultad de Ciencias Agropecuarias. Escuela para Graduados. 132p.

Bachmeier, O., Buffa E. 1992. Variabilidad espacial de un suelo bajo vegetación de prosopis sp. *Turrialba* 42: 365-370.

Bouza, P. 2012. Génesis de las acumulaciones de carbonatos en aridisoles nordpatagónicos: su significado paleopedológico. *Revista de la Asociación Geológica de Argentina*. 69 (2): 300-315.

Bruker, 2016. Introduction to X ray fluorescence analysis (XRF). Bruker AXS. Germany. 52p.

Burrough, P., McDonnell R. 1998. Principles of geographical information systems. Oxford University Press. Oxford, UK. 333p.

Cox, M., Gerard P., Melinda A. 2006. Selected soil properties variability and their relationships with yield in three Mississippi fields. *Soil Sci*. 171: 541-551.

Cressie, N. 1993. Statistics for spatial data. John Wiley. New York, NY, USA. 928p.

Díaz, M. 2002. Geoestadística aplicada. Instituto de Geofísica, UNAM, CITMA. Cuba. 135p.

Espinoza, C., M. de la Cruz, Luzuriaga, A., Escudero, A. 2012. Bosques tropicales secos de la región del Pacífico Ecuatorial: diversidad, estructura, funcionamiento e implicaciones para la conservación. *Ecosistemas* 21(1-2):167-179.

Fernández, O., Pérez, R., Gubinelli, A., Matheus, J. 2007. Influencia de la variabilidad espacial del suelo sobre parámetros de la caña de azúcar (*Saccharum officinarum*) en Monay, Estado Trujillo. *Agricultura Andina*, vol. 13, julio-diciembre. p 39-52.

Fondo Nacional de Investigaciones Agropecuarias. 1990. Manual de Métodos y Procedimiento de Referencias (Análisis de suelo para diagnóstico de fertilidad). Serie D.

- Nº 26. Escuela de Agronomía. Ministerio de Agricultura y Cría. FONAIAP. Maracay, Venezuela, 215p.
- Garbanzo, G., Alemán, B., Alvarado, A., Henríquez, C. 2017. Validación de modelos geoestadísticos y convencionales en la determinación de la variación espacial de la fertilidad de suelos del Pacífico Sur de Costa Rica. *Investigaciones Geográficas*. Instituto de Geografía. UNAM. Nº 93. Agosto.
- Giraldo, R. 2002. *Introducción a la Geoestadística: Teoría y Aplicación*. Universidad Nacional de Colombia. 94p.
- González, J., Guerra, F., Gómez, H. 2007. Conceptos básicos de geoestadística en geografía y ciencias de la tierra: Manejo y aplicación. *Geoenseñanza*, vol.12, num. 1, enero-junio. p 81-90.
- Goovaerts P. 1997. *Geostatistics for Natural Resources Evaluation*. Oxford University Press, NewYork. 496p.
- Gotway, C., Ferguson, R., Hergert, G. y Peterson, T. 1996. Comparison of kriging and inverse distance methods for mapping soil parameters. *Soil Sci.Soc. Am. J.* 60:1237-1247.
- Guayllas, V. 2010. Determinación de semivariogramas para estimar la variabilidad espacial de: textura, contenido de materia orgánica y pH de un suelo afectado por minería. Tesis Ingeniero Civil. Universidad Técnica Particular de Loja. Escuela de Ingeniería Civil. Ecuador. 89p.
- Holdridge, L. 1979. *Ecología de zonas de vida*. Instituto Interamericano de Ciencias Agrícolas. San José (Costa Rica), 216p
- Jaramillo, D. 2012. Variabilidad espacial del suelo: Bases para su estudio. *Revista de la Facultad de Ciencias, Universidad Nacional de Colombia, Sede Medellín*. Vol. 1 nº 1, julio, 73-87.
- Jury, W., Gardner, W. 1991. *Soil Physics*. John Wiley. New York, NY, USA. 328p.
- López, J. 1995. Caracterización físico natural del Parque Universitario de la Universidad Centroccidental "Lisandro Alvarado". *Bioagro*. 7(3): 85-90.
- Lorenz, G. 1995. Caracterización ecológica de un suelo Eutric Regosol bajo bosque en el Chaco semiárido, Argentina. *Quebracho* (3):13-23.
- Monroy, F., Álvarez, J., Alvarado, O. 2017. Distribución espacial de algunas propiedades físicas de suelo en un transecto de la granja Tunguavita, Paipa. *Revista U.D.C.A. Actualidad y Divulgación Científica*. 20(1): 91-100. Enero-Junio.
- Morales, L. 2004. Análisis estadísticos y geoestadísticos en diferentes estadios de algunas propiedades de un suelo bajo cultivo de arroz. Tesis Doctoral. Universidade da Coruña. Facultad de Ciencias. Área de Edafología y Química Agrícola. 483p.
- Morataya, E. 2015. Estudio de los principales factores que intervienen en la variabilidad del carbon orgánico en los suelos del Departamento de Chimaltenango, diagnóstico y servicios realizados en la unidad de sistema de información geográfica, Facultad de Agronomía, Guatemala, C.A. Trabajo de grado Ingeniero Agrónomo. Universidad de San Carlos de Guatemala. Facultad de Agronomía. 160p.
- Oliver, M. 1987. Geostatistics and its application to soil science. *Soil Use Manage.* 3: p 8–20.
- Oliver, M., Archer, J., Baxter, S., Todd, A., Skinner, R. 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.
- Pinochet, D.; Ramirez, F.; Suárez, D. 2005. Variación de la capacidad tampón en suelos derivados de cenizas volcánicas. *Agricultura Técnica (Chile)*. 65(1): 55-64. Marzo.
- Razali, N., Wah, Y. 2011. Power comparisons of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling tests. *Journal of Statistical Modeling and Analytics*. Vol. 2. Nº 1, p 21-33.
- Roca, M. y Bayon, A. 1987. Análisis de materiales geológicos silíceos mediante espectrometría de fluorescencia de rayos X con dispersión de energías. Centro de Investigaciones Energéticas, Medioambientales y Tecnológicas. Ciemat.609. Madrid. 60p.
- Roca, N., Pazos, M., Bech, J. 2007. Disponibilidad de cobre, hierro, manganeso, zinc en suelos del NO argentino. *Ciencia del suelo*. V. 25. Nº 1.ene-julio. p 31-42.
- Romero, P. 2014. Caracterización física, química y morfológica de la cuenca media de la Quebrada Tabure, Municipio Palavecino, Estado Lara. Tesis de Ingeniero Agrónomo. Universidad Centroccidental Lisandro Alvarado. Decanato de Agronomía. Departamento de Química y Suelos. 106p.
- Rossi, R., Mulla, D., Journel, A., Eldon, H. 1992. Geostatistical tools for modelling and interpreting ecological spatial dependence. *Ecol. Monogr.* 62: 277–314.
- Sainz, H., Echeverría, H., Angelini, H. 2011. Niveles de carbono orgánico y pH en suelos agrícolas de las regiones pampeana y extrapampeana argentina. *Ciencia del Suelo*, vol 29, nº 1, julio. p 29-37.
- Shi, Z., Wang, K., Bailey, J., Jordan, C., Higgins, A. 2002. Temporal changes in the spatial distributions of some soil properties on a temperate grassland site. *Soil Use Manage.* 4: 353–362.
- Stoyan, H., De Polli, H., Böm, S., Robertson, G., Leedor, P. 2000. Spatial heterogeneity of soil respiration and related properties at the plant scale. *Plant Soil* 222: 203-214.
- Summer, M. 1999. *Handbook of Soil Science*. Section A. Soil Physics, Chapter 9, p.A-347.
- Turrión, M., Tejedor, C., Bravo, F. 2013. Evaluación de hierro y aluminio en suelos bajo eucaliptales de Cantabria. <https://www.researchgate.net/publication/306039931>
- Urbani, F. 2014. Geología de la región septentrional de los estados Lara y Yaracuy. Publicación de la Universidad

- Central de Venezuela, Facultad de Ingeniería. Versión 2.
- Valera, A., Álvarez, W., García, T. 2008. Evaluación de suelos del centro de producción con rumiantes de la UNERG mediante la aplicación de métodos geoestadísticos. Revista Ingeniería UC. Vol. 15, nº 2, 61-71.
- Vasquez, J., García, D., Menjivar, J. 2010. Variabilidad espacial de propiedades físicas y químicas en suelos de la granja experimental de la Universidad de Magdalena (Santa Marta, Colombia). Acta Agronómica. Número 4. Vol. 59, nº 4, 449-456.
- Young, F., Hammer, R., Williams, F. 1998. Evaluating central tendency and variance of soil properties within map units. Soil Sci. Soc. Am. J. 62: 1640-1646.
- Webster, R. and M. Oliver. 2007. Geostatistics for environmental scientists. 2nd ed. John Wiley & Sons, Ltd. England. 315 p.