



Boletín de Ciencias de la Tierra

ISSN: 0120-3630

rbct@unalmed.edu.co

Universidad Nacional de Colombia

Colombia

Jaramillo-Jaramillo, Daniel Francisco

Definición de áreas homogéneas de fertilidad mediante análisis factorial y geoestadística

Boletín de Ciencias de la Tierra, núm. 39, enero, 2016, pp. 5-11

Universidad Nacional de Colombia

Medellín, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=169543502001>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Definition of homogeneous fertility areas through factorial and geostatistical analysis

Daniel Francisco Jaramillo-Jaramillo

Escuela de Geociencias, Facultad de Ciencias, Universidad Nacional de Colombia. Medellín, Colombia. djaramal@unal.edu.co

Received: October 31st, 2013. Received in revised form: October 26th, 2015. Accepted: November 3rd, 2015

Abstract

In a flat lot of 4 ha, with dry warm climate and Mollisols were determined the bulk density, pH and content of sand, silt, clay, organic matter, Ca, Mg, K and P, in the first 150mm of soil, doing a sampling in a semi-regular grid with cell size of 25 x 25m.

A factorial analysis was reduced the number of variables to two (factors). The contents of clay, Ca and Mg shaped the first factor, and the second the pH and the contents of organic matter and phosphorus. To each factor and their variables was made an analysis of semivariance and the respective map of its spatial distribution using interpolation with block kriging.

In the map of factor 1 homogeneous areas were better defined, and there was a greater spatial correlation between this map and those of their variables. The factor 2 variables presented a spatial structure in patches that not corresponded with the factor structure, making its zoning produced not adequate to establish a possible programme of fertility management with techniques of precision agriculture. The zoning which gives the factor 1 should be used for this purpose.

Key words: Semivariance, kriging, Mollisol.

Definición de áreas homogéneas de fertilidad mediante análisis factorial y geoestadística

Resumen

En un lote plano de 4 ha, con clima cálido seco y Mollisoles, se determinaron la densidad aparente, el pH, y los contenidos de arena, limo, arcilla, materia orgánica, Ca, Mg, K y P, en los primeros 150mm del suelo, haciendo un muestreo en cuadrícula semi-regular con tamaño de celda de 25x25m.

Con un análisis factorial se redujo el número de variables a dos (factores). El primer factor lo conformaron los contenidos de arcilla, Ca y Mg, y el segundo, el pH y los contenidos de materia orgánica y fósforo. A cada factor, y a las variables que lo componían, se les hizo un análisis de semivarianza y el respectivo mapa de su distribución espacial mediante interpolación con kriging en bloques.

En el mapa del factor 1 se definieron mejor las áreas homogéneas, y hubo mayor correlación espacial entre este mapa y los de sus variables. Las variables del factor 2 presentaron una estructura espacial en parches que no correspondió con la estructura del factor, haciendo que la zonificación producida por él no sea adecuada para establecer un posible programa de manejo de la fertilidad con técnicas de agricultura de precisión. Para este propósito se debe utilizar la zonificación que da el factor 1.

Palabras clave: Semivarianza, kriging, Mollisol.

1. Introducción

La geoestadística univariada permite estudiar la variabilidad espacial de variables regionalizadas individualmente. Sin embargo, hay técnicas geoestadísticas que permiten hacer dicho estudio en varios atributos del suelo simultáneamente, llevando a conocer la manera en que ellas varían conjuntamente en el espacio, conocidas como geoestadística multivariada [7,14,15,28].

Una de las aplicaciones más importantes de la geoestadística multivariada en suelos consiste en definir áreas de manejo homogéneo en campos donde se vayan a implementar programas de agricultura de precisión [2,3,5-7,15,23,24,27,29].

Una forma de estudiar de manera integrada varios atributos del suelo consiste en hacer análisis de factores entre todas las propiedades evaluadas, para luego hacer el análisis geoestadístico con los factores que se seleccionen [1,10,12,22].

[8,10,21] estudiaron y mapearon problemas de contaminación con metales pesados en suelos en el sur de Gales, noroeste de Italia y Taiwan, respectivamente, utilizando el análisis de factores y técnicas geoestadísticas.

[1] hicieron muestreos en red georreferenciados y repetidos en el tiempo, tanto de suelo como foliares, para establecer las propiedades que intervenían en la producción y calidad de la uva en un viñedo de 5 ha en España. Mediante un análisis de factores lograron agrupar, en tres factores, 16 propiedades que estaban controlando el comportamiento del viñedo. El primer factor lo conformaron 8 elementos nutritivos y el segundo tres, todos medidos en los peciolo, mientras que el tercer factor tuvo los contenidos de arcilla, limo y carbonatos en el suelo, de fósforo en peciolo y la altitud del terreno como variables interrelacionadas.

El análisis de factores es una técnica estadística multivariada que trata de establecer la estructura de las interrelaciones presentes entre un gran número de variables mediante la definición de una serie de dimensiones subyacentes comunes a ellas, llamadas **Factores** [16].

En el análisis factorial se analiza la varianza común a todas las variables. Se debe tener un número relativamente alto de observaciones, en relación con las variables estudiadas. Con frecuencia se sugiere tener alrededor de 10 observaciones por cada variable, aunque no hay un criterio unificado para esto [25]. Como norma general se recomienda un mínimo de 50 observaciones y, preferiblemente, 100 [16].

Como el análisis factorial trabaja con la varianza común a las variables, es requisito que se presenten abundantes correlaciones entre ellas. Además, las variables deben tener escala métrica y distribución normal o por lo menos simétrica [25].

Con este trabajo se quieren definir áreas homogéneas de fertilidad del suelo, dentro de un lote comercial de producción de forraje seco de 4 ha aproximadamente, utilizando el análisis de factores y algunas técnicas geoestadísticas.

2. Materiales y Métodos

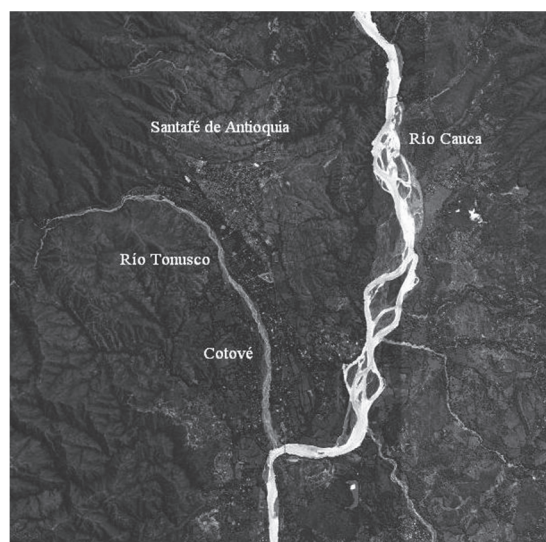
El estudio se realizó en los lotes No 3 y 4 del Centro Agropecuario Cotové de la Universidad Nacional de Colombia, Sede Medellín, ubicado en el municipio de Santafé de Antioquia, vereda El Espinal (Coordenadas: 6° 31' 51,92" N, 75° 49' 45,63" W) y distante de la ciudad de Medellín 79 km (Fig. 1). Los lotes estudiados han estado dedicados a la producción de forraje desde 1985.

El Centro Agropecuario se encuentra a 565 m de altitud y presenta un clima cálido seco (bs-T) caracterizado por una temperatura promedio mensual de 27.3 °C, una precipitación promedio anual de 1019.6 mm y una evapotranspiración promedio anual de 1611 mm. El mes más lluvioso es octubre y el más seco es enero. Se presenta un déficit total de agua promedio anual de 591.4 mm. El lote experimental se ubica en una terraza aluvial plana (pendiente < 3 %) y los suelos dominantes (Fluventic Haplustoll) son de textura media a pesada, con arcillas expandibles, moderadamente profundos y de buen nivel de fertilidad.

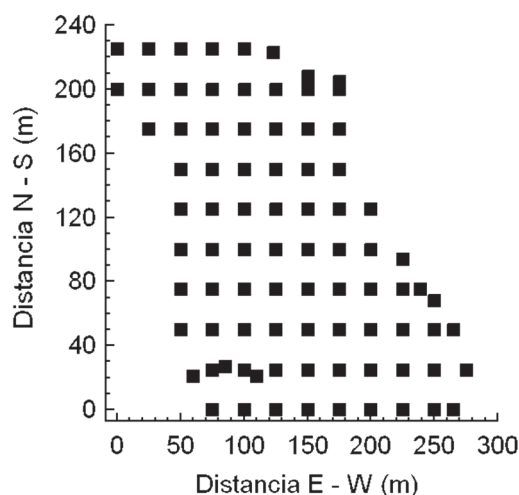
Se seleccionó una parcela de aproximadamente 4 ha en la cual se localizó una cuadrícula semi-regular con tamaño de

celda aproximado de 25 x 25 m (Fig. 1), obteniéndose una malla con 85 intersecciones que fueron georreferenciadas con un sistema de coordenadas planas (X, Y) de origen arbitrario. En cada intersección se tomó una muestra de suelo sin disturbar, con un cilindro biselado de 95.4 cm³ de volumen, para determinar la densidad aparente (D_a), y otra muestra disturbada, con barreno, entre 0 y 150 mm de profundidad, para hacer las demás determinaciones en el laboratorio.

Con la muestra disturbada se determinó la distribución de arena (A: partículas con diámetro entre 0,05 y 2 mm), limo (L: partículas con diámetro entre 0,05 y 0,02 mm) y arcilla (Ar: partículas con diámetro < 0,002 mm) del suelo, por el método del hidrómetro. Además se determinaron el pH en agua 1:1, los contenidos de materia orgánica (MO) por el método de Walkley y Black, de calcio (Ca), magnesio (Mg) y potasio (K) intercambiables, fueron extraídos con acetato de amonio normal y neutro, y cuantificados por absorción atómica, y el fósforo disponible (P) por Bray II.



a.



b.

Figura 1. a. Localización general del sitio experimental. Fuente: Google Earth. b. Esquema de muestreo utilizado. Fuente: El autor.

Con los resultados obtenidos se hicieron análisis estadísticos exploratorios, análisis de correlación lineal entre todas las propiedades evaluadas, análisis de factores y análisis de semivarianza con los factores seleccionados [16,28]. A los factores utilizados para los análisis geoestadísticos se les confirmaron los supuestos de normalidad o de simetría, y de estacionariedad, teniendo en cuenta las metodologías descritas por [9,17-20,26]. Finalmente se hizo el mapa de los factores, mediante interpolación con kriging, para definir las áreas de manejo en el lote estudiado. Todos los análisis estadísticos se hicieron con los programas Statgraphics 5.1 plus y GS+ 9.0.

3. Resultados y Discusión

Los estadísticos que caracterizaron las propiedades evaluadas se encuentran en las Tablas 1 y 2. Los suelos, en su mayoría (según Q1), presentan textura media a pesada y tienen pH neutro, contenidos altos de materia orgánica y de bases (Ca, Mg, K) y bajo de fósforo disponible. La Da presenta un valor bajo, teniendo en cuenta la textura del suelo. Los contenidos de K y de P son las propiedades más variables, con coeficientes de variación de 36.23 % y 41.45 %, respectivamente, mientras que el pH fue la menos variable, con coeficiente de sólo 2.46 %. La distribución de los valores del pH, K y P no fue normal ni simétrica y la del L fue simétrica pero no normal. Las propiedades químicas observadas en estos suelos reflejan la escasa lixiviación que han sufrido, producto del clima cálido seco en que se han desarrollado. El alto contenido de materia orgánica puede deberse a la formación de complejos entre ésta y los minerales de arcilla que la han protegido de la mineralización.

El comportamiento de la distribución de las variables pH, K y P obligó a eliminar un valor extremo en el pH y a transformar a logaritmo el K y el P, con lo cual se consiguió que las variables tuvieran distribución normal. La A y el L no se tuvieron en cuenta para el análisis de factores, debido a la dependencia lineal que hay entre ellos y la Ar, lo que impide hacer el análisis factorial. En la Tabla 3 se presentan los coeficientes de correlación lineal (Pearson) entre las propiedades evaluadas, con la que se confirma que hay una buena cantidad de correlaciones significativas, cumpliéndose uno de los requisitos del análisis de factores [16,25].

Tabla 1.
Estadísticos básicos⁽¹⁾ de los atributos⁽²⁾ físicos del suelo evaluados (n = 85).

	A	L	Ar	Da
Media	34.66	30.82	34.52	1.11
Mediana	34.00	30.00	34.00	1.13
DE	5.72	5.33	6.22	0.14
CV (%)	16.50	17.29	18.02	12.98
Mínimo	22.00	20.00	20.00	0.85
Máximo	50.00	44.00	50.00	1.57
Q1	32.00	28.00	30.00	0.99
Q3	38.00	34.00	38.00	1.21
Sesgo	0.39	1.66	-0.09	1.72
Norm	0.28	0.025	0.127	0.052

⁽¹⁾ DE: Desviación Estándar. CV: Coeficiente de Variación. Q1: Cuartil inferior. Q3: Cuartil superior. Norm: Valor p de Shapiro-Wilks (Si Norm > 0.05, la distribución de los datos de la variable es normal).

⁽²⁾ A: Arena (%). L: Limo (%). Ar: Arcilla (%). Da: Densidad aparente (Mg m⁻³).

Fuente: El autor.

Tabla 2.

Estadísticos básicos⁽¹⁾ de los atributos⁽²⁾ químicos del suelo evaluados (n = 85).

	pH	MO	Ca	Mg	K	P
Media	6.94	4.97	24.73	10.16	0.29	9.41
Mediana	6.90	5.10	24.60	10.20	0.27	9.00
DE	0.17	0.81	3.21	1.68	0.10	3.90
CV (%)	2.46	16.36	12.99	16.52	36.23	41.45
Mínimo	6.40	2.50	19.00	6.10	0.11	4.00
Máximo	7.60	6.90	32.60	13.60	0.77	26.00
Q1	6.80	4.30	22.40	9.10	0.21	7.00
Q3	7.00	5.60	26.90	11.40	0.35	11.00
Sesgo	2.37	-0.94	1.56	-0.99	5.65	5.17
Norm	0.013	0.746	0.066	0.29	0.011	0.0002

⁽¹⁾ DE: Desviación Estándar. CV: Coeficiente de Variación. Q1: Cuartil inferior. Q3: Cuartil superior. Norm: Valor p de Shapiro-Wilks (Si Norm > 0.05, la distribución de los datos de la variable es normal).

⁽²⁾ MO: Materia orgánica (%). Ca: Calcio (cmolc kg⁻¹ suelo). Mg: Magnesio (cmolc kg⁻¹ suelo). K: Potasio (cmolc kg⁻¹ suelo). P: Fósforo (mg kg⁻¹ suelo). Fuente: El autor.

Tabla 3.

Matriz de coeficientes de correlación lineal entre todas las variables⁽¹⁾ evaluadas (los que están en negrilla son estadísticamente significativos al 95 %) (n = 84).

	A	L	Ar	pH	MO	Ca	Mg	Log K	Log P
L	-0.397	1							
Ar	-0.601	-0.495	1						
pH	-0.073	0.391	-0.271	1					
MO	0.164	-0.609	0.375	-0.501	1				
Ca	-0.391	0.021	0.353	0.073	0.053	1			
Mg	-0.325	-0.288	0.559	-0.198	0.338	0.847	1		
Log K	0.155	-0.532	0.316	-0.352	0.473	0.403	0.569	1	
Log P	-0.229	0.745	-0.432	0.222	-0.525	0.032	-0.231	-0.267	1
Da	-0.049	0.147	-0.081	0.102	-0.357	-0.246	-0.233	-0.203	0.108

⁽¹⁾ A: Arena (%). L: Limo (%). Ar: Arcilla (%). Da: Densidad aparente (Mg m⁻³). MO: Materia orgánica (%). Ca: Calcio (cmolc kg⁻¹ suelo). Mg: Magnesio (cmolc kg⁻¹ suelo). K: Potasio (cmolc kg⁻¹ suelo). P: Fósforo (mg kg⁻¹ suelo). Log: logaritmo base 10.

Fuente: El autor.

Tabla 4.

Resultados del análisis de factores con todas las variables evaluadas.

Factor número	Eigenvalor	Porcentaje de varianza	
		Explicado	Acumulado
1	3.24449	40.556	40.556
2	1.58849	19.856	60.412
3	1.00055	12.507	72.919
4	0.837828	10.473	83.392
5	0.590506	7.381	90.773
6	0.345455	4.318	95.091
7	0.313531	3.919	99.011
8	0.0791508	0.989	100.000

Fuente: El autor.

Los resultados del análisis de factores se presentan en las Tablas 4 y 5, y en la Fig. 2. Se seleccionaron los tres primeros factores que tuvieron valores propios mayores a 1 y los cuales explicaron casi el 73 % de la varianza.

Teniendo en cuenta el número de muestras, la carga factorial significativa para que una variable sea conservada en el modelo de un factor es de 0.60 [16,25], por lo que en el factor 1 (F1) se conservaron las variables Ca y Mg, el factor 2 (F2) estuvo definido por el pH, el contenido de materia orgánica y por el logaritmo de P, y el factor 3 (F3) estuvo

Tabla 5.

Matriz de cargas del factor después de una rotación varimax.

Variable ⁽¹⁾	Factor			Comunalidad	Varianza específica
	1	2	3		
Ar	0.58591	0.52098	0.2723	0.68885	0.31115
pH	0.01146	-0.70182	0.15451	0.51655	0.48345
MO	0.13775	0.80894	-0.34946	0.79548	0.20452
Ca	0.93245	-0.18753	-0.15972	0.93014	0.069857
Mg	0.93397	0.19843	-0.10246	0.92217	0.077828
Log K	0.54388	0.43952	-0.25285	0.55292	0.44708
Log P	-0.10939	-0.75351	-0.14915	0.60199	0.39801
Da	-0.15786	-0.11761	0.88695	0.82542	0.17458

⁽¹⁾ Ar: Arcilla (%). Da: Densidad aparente (Mg m⁻³). MO: Materia orgánica (%). Ca: Calcio (cmolc kg⁻¹ suelo). Mg: Magnesio (cmolc kg⁻¹ suelo). K: Potasio (cmolc kg⁻¹ suelo). P: Fósforo (mg kg⁻¹ suelo). Log: logaritmo base 10.

Fuente: El autor.

representado sólo por la Da. Debido a la alta carga que presentó la Ar en el F1, a lo cerca que está la carga del límite establecido para incorporar una variable en el factor y a la alta cantidad de correlaciones significativas que se detectaron entre ella y las demás variables (Tabla 3), se optó por incluir aquella en la definición del factor 1. Así mismo, debido a que el factor 3 sólo estuvo representado por una variable, él no se tuvo en cuenta para los análisis siguientes pues dicha característica contradice el propósito fundamental del análisis factorial [25]. Observando las variables que definen los factores 1 y 2 puede decirse que estos factores evalúan la “actividad de la fracción mineral” y la “actividad de la fracción orgánica” del suelo, respectivamente.

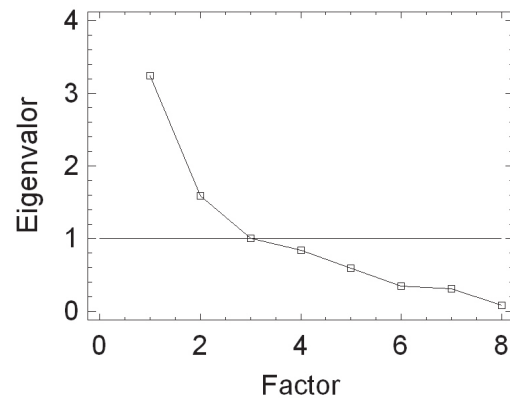
Siguiendo el criterio de autores como [10,11,24,28], quienes mostraron que los componentes principales pueden ser sometidos a análisis de semivarianza y kriging para producir mapas que, al involucrar varios atributos relacionados con la producción, representan áreas homogéneas en el campo, se procedió a desarrollar un análisis de semivarianza con los dos factores seleccionados. Para utilizar esta alternativa, cada factor debe cumplir los supuestos de normalidad, o en su defecto simetría, y estacionaridad [13,14,28]. La estacionaridad se confirmó mediante un análisis de tendencia con una regresión múltiple de segundo orden [9,17-19,26] en la que el factor fue la variable dependiente y las coordenadas (x,y) de los puntos de muestreo fueron las independientes. El análisis de regresión mostró que en ambos factores había una tendencia espacial, representada por los siguientes modelos:

$$F1 = 55.637 + 0.0841y - 0.0000931x^2 - 0.0005977y^2, R^2 = 33.00\%$$

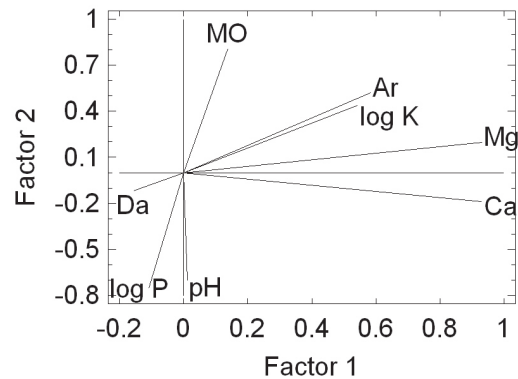
$$F2 = -2.997 + 0.019x + 0.0257y - 0.000071xy - 0.0000687x^2 - 0.0000865y^2, R^2 = 44.39\%$$

Los residuales de los modelos anteriores presentaron distribución normal y simétrica, y además tuvieron homogeneidad de varianza en las direcciones N - S y E - W, según el estadístico de Levene's, como puede verse en la Tabla 6.

Con los supuestos cumplidos, los residuales de los factores se utilizaron para hacer el análisis de semivarianza que permitió definir las áreas homogéneas buscadas. La dependencia espacial de los residuales del F1 se ajustó a un modelo esférico y la del F2 a uno exponencial (Fig. 3), modelos cuyos parámetros se dan en la Tabla 7. Según criterio de [4], con los valores de Co/Sill obtenidos, en Res F1 se presentó una dependencia espacial media y en Res F2, alta.



a.



b.

Figura 2. a. Gráfica de valores propios por factor. b. Carga factorial de las variables en los factores 1 y 2.

Fuente: El autor.

Tabla 6.

Verificación de los supuestos para el análisis de semivarianza en los residuales de los factores 1 y 2.

Variable*	Valor p de			Asimetría
	Shapiro-Wilk	Levene's N - S	Levene's E - W	
Res F1	0.794896	0.545991	0.486463	-0.203847
Res F2	0.574727	0.537722	0.523665	-0.880861

* Res: Residuales, F1: Factor 1, F2: Factor 2.

Fuente: El autor.

Con los modelos de la Fig. 3, mediante interpolación con kriging ordinario en bloques, se elaboraron los mapas de isolíneas de los factores 1 y 2 que se muestran en las Fig. 4 y 5. Con las mismas técnicas geoestadísticas utilizadas con los factores se hicieron los análisis de semivarianza de las propiedades del suelo correlacionadas con cada uno de los factores y los mapas de isolíneas de ellas se presentan acompañando el respectivo factor en las figuras mencionadas. Los mapas de los factores representan las áreas homogéneas en fertilidad delimitadas en el lote experimental.

Tabla 7.

Parámetros de los semivariogramas ajustados a los residuales de los factores 1 y 2.

Variable	Modelo	Nugget (Co)	Sill	Rango (m)	Co/Sill (%)
Res F1	Esférico	16.67	33.35	66.1	50.0
Res F2	Exponencial	0.0378	0.3276	32.4	11.5

Fuente: El autor.

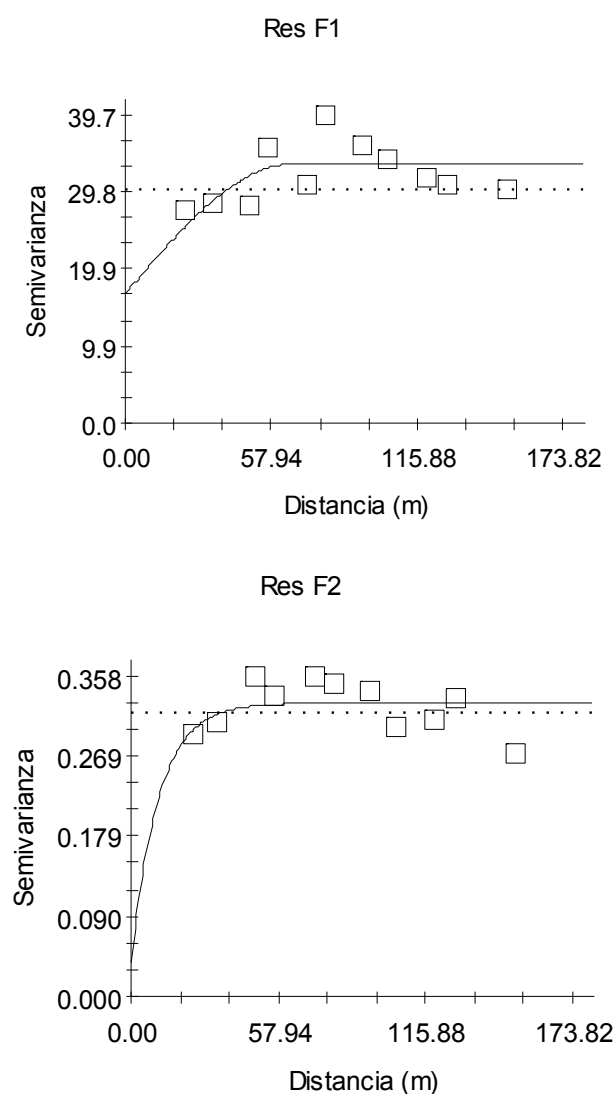


Figura 3. Semivariogramas experimentales (cuadros) y teóricos (líneas continuas) de los residuales de los factores 1 (Res F1) y 2 (Res F2).
Fuente: El autor.

En la Fig. 4 puede apreciarse la alta coincidencia que se presenta entre la estructura espacial del factor 1 y de los contenidos de Ca y Mg del suelo, producto de la alta correlación que se presentó entre estas bases y el factor (Tabla 5). La distribución espacial en parches del contenido de arcilla está corroborando la baja carga factorial que tiene esa propiedad en el factor, y hace que esta propiedad no sea adecuada para definir prácticas de manejo de la fertilidad del suelo debido a su distribución caótica en el lote.

En la Fig. 5 se observa que los contenidos de materia orgánica y de P, así como el pH, presentan un patrón espacial de parches muy diferente al patrón del F2. Esto se debe a la menor carga factorial que tienen esas propiedades en el factor (Tabla 5). En el mapa de la MO, en la orientación de las unidades cartográficas se observa cierta tendencia a mostrar la orientación de las unidades homogéneas del factor 2, debido a que es la propiedad que tiene un mayor peso en él,

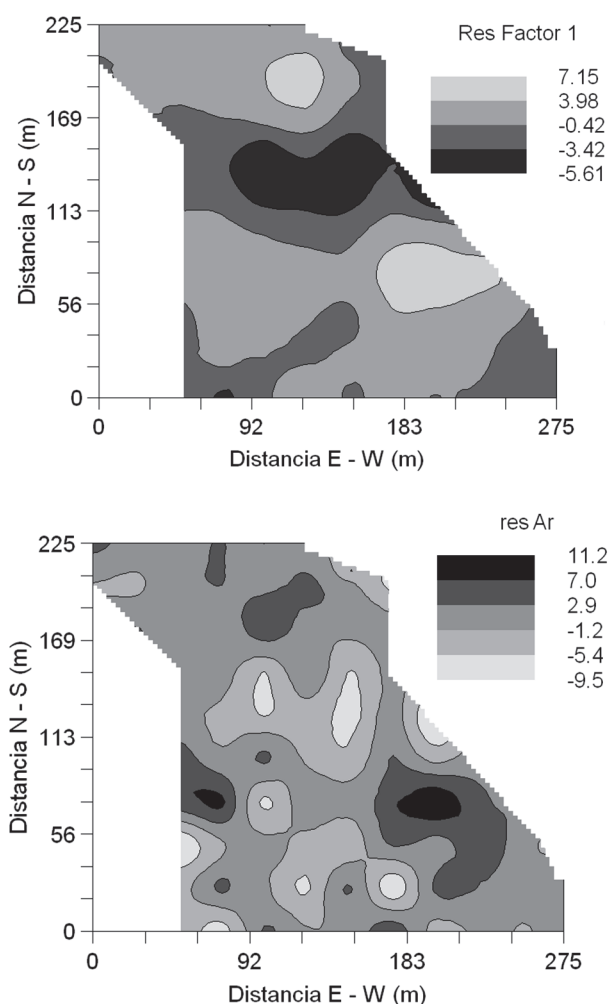


Figura 4. Mapas de la distribución espacial de los residuales del factor 1 y de las variables correlacionadas con él.

Fuente: El autor.

sin embargo, el efecto de las otras dos propiedades distorsiona fuertemente su utilidad como variable a tener en cuenta para establecer planes de manejo específico en este lote. El comportamiento descrito, unido al hecho de que el segundo factor explica aproximadamente un 20 % de la variabilidad del lote, es decir, casi la mitad de la variabilidad explicada por el factor 1 (Tabla 4), hace que la zonificación producida con el factor 2 no sea adecuada para establecer prácticas de manejo por sitio específico en este lote [15].

4. Conclusión

El análisis multivariado permitió seleccionar 2 factores que agruparon 6 de las 10 propiedades edáficas evaluadas. El primer factor lo conformaron los contenidos de arcilla, Ca y Mg, mientras que el segundo fue definido por el pH y los contenidos de materia orgánica y de fósforo. Ambos factores presentaron tendencia espacial por lo que los análisis de semivarianza se hicieron con los residuos de la regresión espacial.

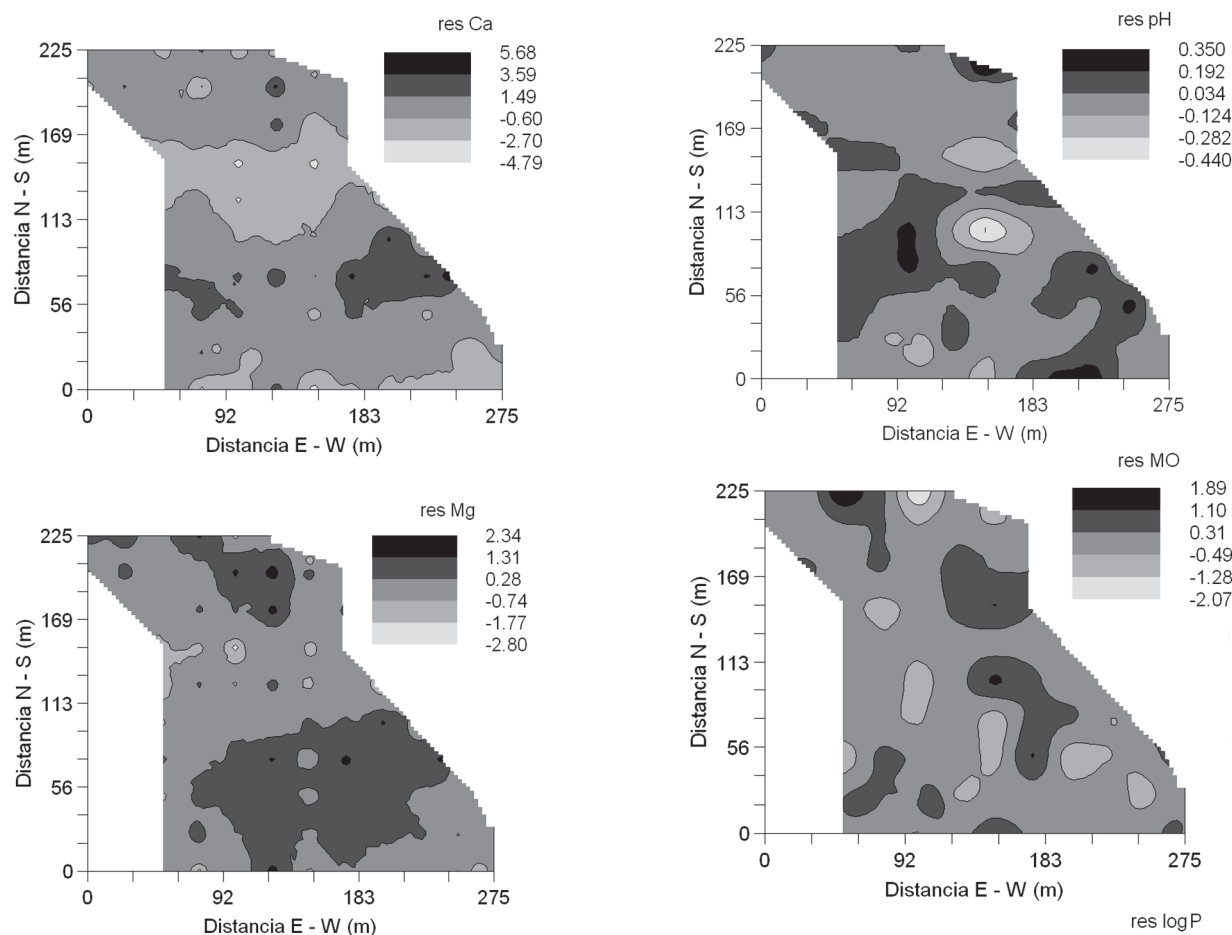


Figura 4. Continuación. Mapas de la distribución espacial de los residuales del factor 1 y de las variables correlacionadas con él.
Fuente: El autor.

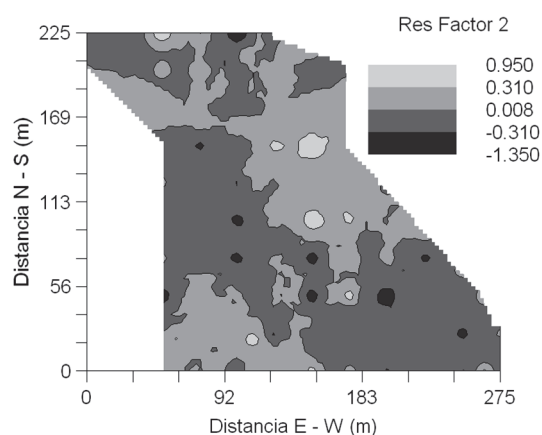


Figura 5. Mapas de la distribución espacial de los residuales del factor 2 y de las variables correlacionadas con él.
Fuente: El autor.

Con los dos factores se definieron áreas homogéneas, siendo mejor definidas las del factor 1. Al comparar los

Figura 5. Continuación. Mapas de la distribución espacial de los residuales del factor 2 y de las variables correlacionadas con él.
Fuente: El autor.

mapas de isolíneas de cada uno de los factores con los mapas de las variables que los definieron, se observó mejor coincidencia entre el patrón espacial del factor 1 y sus variables, que en el factor 2 con las suyas. Las variables de este último factor presentaron una estructura espacial en parches que no correspondió con la estructura del factor, haciendo que la zonificación producida por el F2 no sea adecuada para establecer un programa de manejo de la fertilidad con técnicas de agricultura de precisión. Para este propósito se debe utilizar la zonificación que da el factor 1.

Agradecimientos

A los estudiantes Álvarez, D., Castillo, A., Duque, W., Higueta, C., Ochoa, G. y Ospina, A., por su colaboración en el muestreo en campo. Al Laboratorio de Suelos de la Escuela de Geociencias de la Universidad Nacional de Colombia, Sede Medellín, por la realización de los respectivos análisis.

Bibliografía

- [1] Arnó, J., Rosell, J.R., Blanco, R., Ramos, M.C. and Martínez-Casasnovas, J.A., Spatial variability in grape yield and quality influenced by soil and crop nutrition characteristics, *Precision Agriculture*, 13, pp. 393-410, 2012. DOI: 10.1007/s11119-011-9254-1
- [2] Bocchi, S., Castrignanò, A., Fornaro, F. and Maggiore, T., Application of factorial kriging for mapping soil variation at field scale, *European Journal of Agronomy*, 13, pp. 295-308, 2000. DOI: 10.1016/S1161-0301(00)00061-7
- [3] Bourennane, H., Nicoulaud, B., Couturier, A. and King, D., Exploring the spatial relationships between some soil properties and wheat yields in two soil types, *Precision Agriculture*, 5, pp. 521-536, 2004. DOI: 10.1007/s11119-004-5323-z
- [4] Cambardella, C.A., Moorman, T.B., Novak, J.M., Parkin, T.B., Karlen, D.L., Turco, R.F. and Konopka, A.E., Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils, *Soil Science Society of America Journal*, 58, pp. 1501-1511, 1994. DOI: 10.2136/sssaj1994.03615995005800050033x
- [5] Casa, R. and Castrignanò, A., Analysis of spatial relationships between soil and crop variables in a durum wheat field using a multivariate geostatistical approach, *European Journal of Agronomy*, 28, pp. 331-342, 2008. DOI: 10.1016/j.eja.2007.10.001.
- [6] Castañeda, D.A., Jaramillo, D.F. y Cotes, J.M., Componentes de la variabilidad espacial en el manejo por sitio específico en banano, *Pesquisa. Agropecuária. Brasileira*, 45, pp. 836-845, 2010. DOI: 10.1590/S0100-204X2010000800009
- [7] Castrignanò, A., Giugliarini, L., Risaliti, R. and Martinelli, N., Study of spatial relationships among some soil physico-chemical properties of a field in central Italy using multivariate geostatistics, *Geoderma*, 97, pp. 39-60, 2000. DOI: 10.1016/S0016-7061(00)00025-2
- [8] Davies, B.E., Heavy metal contaminated soils in an old industrial area of Wales, Great Britain: source identification through statistical data interpretation, *Water, Air and Soil Pollution*, 94, pp. 85-98, 1997. DOI: 10.1023/A:1026478427782, 10.1007/BF02407095
- [9] Diggle, P.J. and Ribeiro Junior, P.J., *Model-based Geostatistics*, New York, Springer, 2007, pp. 12-28.
- [10] Facchinelli, A., Sacchi, E. and Mallen, L., Multivariate statistical and GIS-based approach to identify heavy metal sources in soils, *Environmental Pollution*, 114, pp. 313-324, 2001. DOI: 10.1016/S0269-7491(00)00243-8
- [11] Gallardo, A. y Maestre, F.T., Métodos geoestadísticos para el análisis de datos ecológicos espacialmente explícitos, en Maestre, F.T., Escudero, A. y Bonet, A. *Introducción al análisis especial de datos en ecología y ciencias ambientales: Métodos y aplicaciones*. Madrid, Universidad Rey Juan Carlos, Editorial Dykinson S.L., 2008. pp. 215-272.
- [12] García, M.J., Chica, M., Rigol, J.P., Pardo, E. y Rodríguez, V., Análisis especial geoestadístico para la caracterización edafológica de la Vega de Granada, en: *El acceso a la información especial y las nuevas tecnologías geográficas. Memorias Congreso Nacional del Grupo de Tecnologías de la Información Geográfica [XII, 2006, Granada]*. Universidad de Granada, España, 2006. pp. 195-206.
- [13] Goovaerts, P., *Geostatistics in soil science: state-of-the-art and perspectives*, *Geoderma*, 89, pp. 1-45, 1999. DOI: 10.1016/S0016-7061(98)00078-0
- [14] Goovaerts, P., *Geostatistical tools for characterizing the spatial variability of microbiological and physico-chemical soil properties*, *Biol Fertil Soils*, 27, pp. 315-334, 1998. DOI: 10.1007/s003740050439
- [15] Guastaferro, F., Castrignanò, A., de Benedetto, D., Sollitto, D., Troccoli, A. and Cafarelli, B., A comparison of different algorithms for the delineation of management zones, *Precision Agriculture*, 11, pp. 600-620, 2010. DOI: 10.1007/s11119-010-9183-4.
- [16] Hair, J.F., Anderson, R.E., Tatham, R.L. y Black, W.C., *Análisis multivariante*, 5th ed. Madrid, Prentice Hall, 2004, pp. 79-142.
- [17] Jaramillo, D.F., Variabilidad espacial de las propiedades ándicas de un Andisol hidromórfico del Oriente Antioqueño (Colombia), *Revista Facultad Nacional de Agronomía Medellín*, 62, pp. 4907-4921, 2009.
- [18] Jaramillo, D.F., Sadeghian S. y Lince, L.A., Variabilidad espacial de las bases en un Andisol de la zona cafetera central colombiana, *Boletín Ciencias de la Tierra*, 33, pp. 111-124, 2013.
- [19] Jaramillo, D.F., Anaya, M.L., Restrepo, C.A., González, H.A. y Álvarez, F., Variables físicas que explican la variabilidad de un suelo aluvial y su comportamiento espacial, *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, 46(12), pp. 1707-1715, 2011. DOI: 10.1590/S0100-204X2011001200017
- [20] Kraskinikov, P. and Sidorova, V., Geostatistical analysis of the spatial structure of acidity and organic carbon in zonal soils of the Russian plain, in Kraskinikov, P., Carré, F. and Montanarella, L. *Soil geography and geostatistics: Concepts and Applications*, Luxembourg, Institute for Environment and Sustainability, European Communities, 2008, pp. 55-67.
- [21] Lin, Y.P., Multivariate geostatistical methods to identify and map spatial variations of soil heavy metals, *Environmental Geology*, 42, pp. 1-10, 2002. DOI: 10.1007/s00254-002-0523-1.
- [22] Lin, Y.B., Lin, Y.P., Liu, Ch.W. and Tan, Y.Ch., Mapping of spatial multi-scale sources of arsenic variation in groundwater on ChiaNan floodplain of Taiwan, *Science of the Total Environment*, 370, pp. 168-181, 2006. DOI: 10.1016/j.scitotenv.2006.07.002.
- [23] Mariano, C., Bruno, C., Costas, J.L. and Balzarini, M., Geoestadística multivariada en agricultura de precisión, en: *Memorias Jornadas Argentinas de Informática e Investigación Operativa [40, 2011, Córdoba, Argentina]*. Sociedad Argentina de Informática y Universidad Tecnológica Nacional, Facultad Regional Córdoba. Agosto 29 a septiembre 2 de 2011, pp. 32-42.
- [24] Moral, F.J., Terrón, J.M. and Marques da Silva, J.R., Delineation of management zones using mobile measurements of soil apparent electrical conductivity and multivariate geostatistical techniques, *Soil and Tillage Research*, 106, pp. 335-343, 2010. DOI: 10.1016/j.still.2009.12.002.
- [25] Morales, P., *El Análisis Factorial en la construcción e interpretación de tests, escalas y cuestionarios [en línea]*, Madrid, Universidad Pontificia Comillas, 2011 [fecha de consulta mayo 25 de 2012], 45 P. Disponible en: <http://www.upcomillas.es/personal/peter/investigacion/AnalisisFactorial.pdf>.
- [26] Schabenberger, O. and Pierce, F.J., *Contemporary statistical models for the plant and soil sciences*, New York, CRC Press, 2002, 738 P.
- [27] Van Miervenne, M., Is the soil variability within the small fields of Flanders structured enough to allow Precision Agriculture?, *Precision Agriculture*, 4, pp. 193-201, 2003. DOI: 10.1023/A:1024561406780
- [28] Webster, R., Oliver, M.A., *Geostatistics for environmental scientists*, 2^a ed., England, John Wiley & Sons, 2007, 315 P.
- [29] Zaman, Q.U. and Schumann, A.W., Nutrient management zones for citrus base on variation in soil properties and tree performance, *Precision Agriculture*, 7, pp. 45-63, 2006. DOI: 10.1007/s11119-005-6789-z

D.F. Jaramillo-Jaramillo, es Ing. Agrónomo de la Universidad Nacional de Colombia, Medellín (1978), Esp. en Fotointerpretación aplicada a Estudios de Suelos del Centro Interamericano de Fotointerpretación, Bogotá (1979) y MSc. en Suelos y Aguas de la Universidad Nacional de Colombia, Palmira (1992). Ha participado como Reconocedor de Suelos en varios estudios de suelos con fines agropecuarios, ambientales y recreacionales en el Valle del Cauca, Cundinamarca, Antioquia, Córdoba y La Guajira. Se encuentra vinculado como profesor titular de la Universidad Nacional de Colombia, Sede Medellín desde julio de 1984 y tiene el reconocimiento como Maestro Universitario. Áreas de interés: génesis y clasificación de suelos, variabilidad espacial de suelos, hidrofobicidad de suelos, andisoles, levantamiento de suelos.
ORCID: 0000-0002-9308-9897