

VARIABILIDAD ESPACIAL DE LAS BASES EN UN ANDISOL DE LA ZONA CAFETERA CENTRAL COLOMBIANA

SPATIAL VARIABILITY OF BASES IN AN ANDISOL OF THE COLOMBIAN CENTRAL COFFEE ZONE

DANIEL F. JARAMILLO J.

Profesor Titular. Universidad Nacional de Colombia. Medellín. djaramal@unal.edu.co

SIAVOSH SADEGHIAN K.

Investigador Científico II. Líder Disciplina Suelos Cenicafé. Chinchiná.

LUZ A. LINCE S.

Investigador Disciplina Suelos Cenicafé. Chinchiná.

Recibido para evaluación: 18 de Octubre de 2012 / Aceptación: 03 de Mayo de 2013 / Recibida versión final: 02 de Julio de 2013

RESUMEN: En una finca cafetera del departamento del Quindío, Colombia, se estudió la variabilidad espacial de las bases en Andisoles, haciendo un muestreo en red de 20x20 m. Los contenidos de bases se debieron transformar a logaritmo.

Los logaritmos de Ca y Mg tuvieron tendencia espacial cuadrática, y ellos y el log K presentaron semivariogramas experimentales que sugieren una distribución en parches. Todas las variables presentaron covariables que cuando fueron incluidas, junto con la tendencia espacial, en el cálculo de los semivariogramas, acentuaron aún más el efecto parche en ellos.

Se elaboraron mapas con diferentes grupos de datos y sistemas de interpolación para apreciar la distribución del contenido de las bases en el lote. Los tres mapas de log Ca y los tres de log Mg fueron muy similares entre sí y prácticamente zonificaron el lote de igual manera. Los dos mapas de log K, elaborados con y sin covariables, fueron muy diferentes y produjeron dos zonificaciones distintas. Según los mapas obtenidos, la fertilización con Mg y K puede hacerse con técnicas de manejo por sitio específico. En cambio, con Ca debe hacerse una aplicación generalizada a todo el lote, basada en el promedio de su contenido, como se ha hecho tradicionalmente.

PALABRAS CLAVES: Agricultura de precisión, geoestadística, manejo por sitio específico, café.

ABSTRACT: In a coffee farm in the department of Quindío, Colombia a study of the spatial variability of bases in andisols was made, doing a sampling grid of 20 x 20 m. The base contents should have transformed to logarithm.

The Ca and Mg logarithms had quadratic spatial trend, and they and the K log presented experimental semivariogram that suggest a patchy distribution. All the variables presented covariables that when included, together with the spatial trend, in the semivariogram calculation, accentuated even more the patch effect in them.

Maps were drawn with different data sets and interpolation systems to assess the distribution of base contents in the lot. The three maps of Ca log and the three of Mg log were very similar among themselves and practically zoned the lot in similar way. Both maps of log K, elaborated with and without covariables, were very different and produced two different zoning. According to the obtained maps, Mg and K fertilization can be made with techniques of handling by specific site. On the other hand, with Ca there must be done an application generalized to the whole lot, based on its content average, since it has been done traditionally.

Key words: Precision agriculture, geostatistics, site-specific management, coffee.

1. INTRODUCCIÓN

La agricultura moderna demanda altas inversiones de capital y el uso intensivo de mano de obra, de agua, de fertilizantes y de otros insumos para el manejo de los cultivos. Todo lo anterior, sumado a un mercado exigente en calidad del producto, hace que se tenga un alto riesgo de deterioro ambiental, principalmente de contaminación y de degradación de suelos y aguas.

Una manera de controlar dichos riesgos consiste en implementar prácticas de manejo localizadas, oportunas y precisas, lo que implica que hay que conocer muy bien el cultivo, el suelo y, sobre todo, la variabilidad, tanto espacial como temporal, de la producción y de los factores que la controlan. Las características mencionadas llevan a considerar la posibilidad de aplicar, en esas circunstancias, algunas de las prácticas de manejo intensivo de suelos involucradas en la Agricultura de Precisión.

La agricultura de precisión se basa en reconocer y entender la variabilidad y en utilizarla para llevar a cabo manejos diferenciales que mejoren la eficiencia en la producción: se cambian las aplicaciones generalizadas de los insumos por las aplicaciones diferenciales de ellos en el lote, teniendo en cuenta su variabilidad.

Se ha estudiado la variabilidad de propiedades físicas, químicas y biológicas del suelo que afectan la producción de los cultivos, estableciéndose asociaciones entre ellas y el rendimiento (Cambardella et al., 1996; Cambardella y Karlen, 1999; Arango, 2004; Gho, 2004; Fernández et al., 2007; Moreira et al., 2007, 2008; Bolfe et al., 2010; Mestas et al., 2010; Oliveira et al., 2010; Rubiano, 2010).

Un factor de alta incidencia en la cantidad y calidad de la producción agrícola es la fertilización, práctica que se realiza, habitualmente, haciendo aplicaciones de nutrientes en forma uniforme en todo el lote, sin tener en cuenta la variabilidad natural o adquirida de la fertilidad del suelo y/o de la productividad del sitio, haciendo que las dosis aplicadas sean excesivas en algunos lugares e insuficientes en otros (Castrignanò et al., 2000; Espinosa, 2000). Martínez (2003) agrega que la aplicación uniforme de insumos a un campo agrícola no sólo es ineficiente en términos de costos, sino que también genera impactos ambientales negativos.

Para evaluar y manejar la fertilidad del suelo es indispensable conocer su variabilidad espacial. Esto permite elaborar mapas específicos de las cualidades y propiedades del suelo, de muy buena precisión predictiva, que guíen el manejo que se vaya a hacer de él y del cultivo

Una forma de hacer los mapas mencionados consiste en utilizar técnicas geoestadísticas que estiman y modelan la variabilidad espacial que presentan las propiedades que se estudian y, mediante el uso de métodos de interpolación precisos, permiten hacer los mapas necesarios. Las herramientas fundamentales de estas técnicas son la semivarianza y el kriging.

La semivarianza establece la diferencia que hay entre los valores de una propiedad separados por una determinada distancia y se incrementa en la medida en que las muestras son más disímiles (Gringarten y Deutsch, 2001). Si la semivarianza se estima

con muestras separadas por diferentes distancias y luego se grafican estos resultados (semivarianza vs distancia entre muestras) se obtiene un semivariograma experimental. Si a este semivariograma se le ajusta un modelo matemático que represente la variabilidad se tiene un semivariograma teórico.

Con el modelo del semivariograma teórico se puede hacer una interpolación, con los datos originales, para establecer los valores de la variable en las áreas que no fueron muestreadas en el campo, obteniéndose así un mapa de la distribución espacial de la variable que se estudia. El método más utilizado para hacer dicha interpolación se conoce como kriging y hay varios de ellos que se utilizan según el tipo de datos de que se disponga. Una discusión amplia sobre el tema puede encontrarse en Goovaerts (1998, 1999) y en Webster y Oliver (2007).

La precisión de los mapas producidos con el kriging depende, en primer lugar, de la estructura espacial de la variable (relación nugget/sill). El nugget es el componente aleatorio de la variabilidad y el sill es la semivarianza máxima que se obtiene con la muestra que se tiene y que cuando el semivariograma es limitado, es constante a partir del rango o distancia hasta la cual hay dependencia espacial. Kravchenko (2003) encontró que relaciones < 0.3 representan fuerte estructura espacial y que con ellas, aun con bajo número de muestras, se podían obtener mapas confiables.

Schloeder et al. (2001) encontraron que la ausencia o la imprecisión en las predicciones hechas con kriging ordinario se debieron a factores como ausencia de dependencia espacial, bajo número de muestras, espaciamiento inadecuado entre las muestras, presencia de valores extremos en los datos y comportamiento errático.

Bourennane et al. (2000) encontraron que la precisión de las predicciones en el kriging aumentaba en la medida en que aumentaba la densidad de muestreo y Webster y Oliver (2007) apuntan que en la interpolación con el kriging la precisión va a estar afectada por el tamaño del área y la densidad del muestreo, entre otros factores, debido a que el efecto del nugget no se puede evitar, a que no se puede garantizar que la estacionaridad se mantiene en toda el área y a que el variograma experimental sólo es bien conocido en los primeros lags.

A pesar del efecto que tiene la estructura espacial sobre la eficiencia en la predicción del kriging, Webster (2008) sostiene que la selección del semivariograma se hace, en algunas ocasiones, de forma ligera, debido a que el kriging es robusto y no muy sensible al semivariograma. Por lo anterior, con este trabajo se quiere observar el efecto que puede tener, sobre los mapas de isolíneas de los contenidos de Ca, Mg y K de un Andisol de la zona cafetera central colombiana, la utilización de semivariogramas que presenten algunas tendencias, elaborados con el fin de aplicar manejo por sitio específico de ellos.

2. MATERIALES Y MÉTODOS

2.1. Descripción y localización del área de estudio

El estudio se realizó en un lote de 3.5 ha de una finca cafetera localizada en las coordenadas Norte 998200 m y Este 825210 m, perteneciente al municipio de Armenia en el departamento del Quindío, Colombia. El lote se encuentra bajo explotación intensiva con café, variedad Castillo, de 3 años de edad, a plena exposición solar y con el manejo recomendado por Cenicafé (Sadeghian, 2008).

El lote experimental está ubicado en el abanico de Armenia. Presenta un relieve colinado volcano-

erosional de cimas alargadas, amplias, de redondeadas a casi planas, y altitudinalmente se localiza entre los 1400 y los 1600 metros sobre el nivel del mar. El clima de la zona es medio húmedo. Las colinas presentan un recubrimiento espeso de materiales piroclásticos

En general los suelos son espesos y bien drenados. Poseen un horizonte superficial oscuro, con estructura fina a muy fina y textura gruesa a media. Son fuertemente ácidos y tienen alto contenido de materia orgánica. Subsuperficialmente se encuentran horizontes pardos y grisáceos, con poco desarrollo pedogenético. Taxonómicamente corresponden a Andisoles con régimen de humedad údico y de temperatura isotérmico. Al nivel de gran grupo predominan los Melanudands.

2.2. Muestreo

En abril de 2011 se realizó un muestreo sistemático en una malla regular de 20x20 m en el que cada punto de la malla fue georreferenciado con GPS. En cada uno de los puntos georreferenciados se tomó una muestra disturbada de aproximadamente 1 kg de los primeros 20 cm del suelo, con barreno, la cual fue empacada en una bolsa plástica hermética y llevada al laboratorio de suelos de Cenicafé para someterla a los análisis químicos correspondientes. Se recolectaron en total 88 muestras (Figura 1).

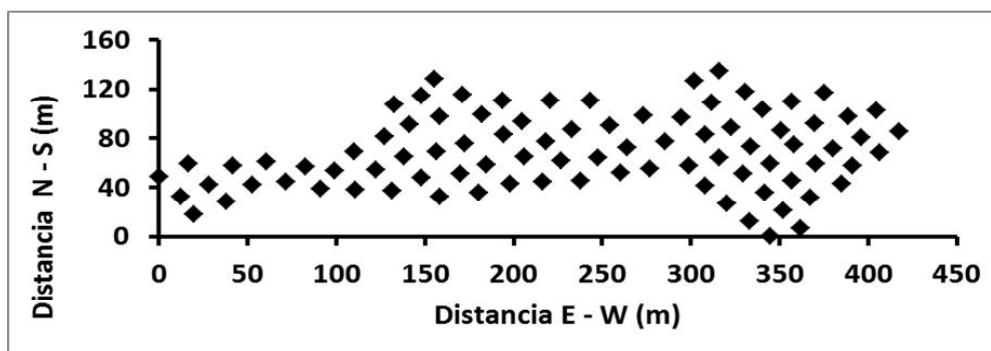


Figura 1. Localización de los sitios de muestreo en el lote experimental.

2.3. Propiedades químicas evaluadas en el laboratorio

Se determinaron según los métodos estándar. El pH en agua 1:1 v:v (pH), el contenido de materia orgánica (MO, %) mediante oxidación del carbono orgánico con dicromato de potasio (método de Walkley-Black),

los contenidos de bases intercambiables (Ca, Mg, K, Na, cmol (+) kg⁻¹ de suelo) mediante extracción con acetato de amonio 1N y neutro, el contenido de fósforo disponible (P, mg kg⁻¹) por el método de Bray II y el contenido de aluminio intercambiable (Al, cmol (+) kg⁻¹ de suelo) extraído con KCl 1N.

2.4. Análisis estadísticos

Los resultados obtenidos con todas las propiedades fueron sometidos a análisis exploratorios en los que se determinaron los estadísticos que las caracterizaron: media, mediana, desviación estándar, valores máximo y mínimo, coeficiente de variación, cuartiles superior e inferior, asimetría y curtosis. Después se hizo un análisis de correlación lineal entre todas las propiedades edáficas determinadas. Luego, se procedió a establecer si los contenidos de Ca, Mg y K cumplían los supuestos de estacionaridad y de normalidad en la distribución de los datos, requeridos para los análisis de semivariografía.

La estacionaridad se comprobó con un análisis de tendencia espacial mediante una regresión múltiple donde la variable en estudio fue la variable dependiente y las coordenadas de los puntos de muestreo las independientes (Schabenberger y Pierce, 2002; Kerry y Oliver, 2004; Diggle y Ribeiro, 2007; Jaramillo, 2008, 2009), utilizando el modelo:

$$\text{Variable} = a + b(x) + c(y) + d(xy) + e(x^2) + f(y^2) \quad [1]$$

Donde x, y son las coordenadas cartesianas planas de cada punto.

Cuando se obtuvo un modelo de regresión significativo al 95 %, se procedió a confirmar los supuestos de normalidad (estadístico de Shapiro-Wilk) y de homogeneidad de varianza (estadístico de Levene's) de los residuales de dicho modelo y, cuando estos supuestos se cumplieron (valor $p < 0.05$), se tomaron los residuales del mismo para hacer el análisis de semivarianza. Cuando no hubo un modelo de regresión significativo, la semivariografía se hizo con los valores originales de la variable, y a éstos se les hizo la prueba de normalidad.

Cuando la distribución de los datos (originales o residuales, según el caso) en alguna variable no fue normal, se aceptó que por lo menos fuera simétrica (asimetría entre -2 y +2). En circunstancias en que esta condición tampoco se dio, se procedió a transformar los datos originales de la variable. Cuando hubo que transformar se volvió a hacer todo el proceso de análisis de tendencia descrito con los datos transformados para

definir si se cumplía la estacionaridad de los mismos (Jaramillo, 2008, 2009).

Una vez confirmados los supuestos de normalidad y estacionaridad se procedió a llevar a cabo los análisis de semivarianza para cada variable con los datos correspondientes: originales, transformados o residuales. Se analizaron visualmente las formas de los semivariogramas experimentales teniendo en cuenta pautas de Diggle y Ribeiro (2007), Webster y Oliver (2007), Krasilnikov (2008) y Solomotova y Sidorova (2008) y se ajustaron modelos de semivariogramas a ellos con los que se elaboraron los correspondientes mapas de isóneas.

Para establecer la bondad de las predicciones hechas en las diferentes condiciones de interpolación se hicieron validaciones cruzadas en cada uno de los mapas y se establecieron los errores del modelo y de las estimaciones. Además, se hicieron comparaciones de medias, medianas y desviaciones estándar para los valores estimados. Todos los análisis estadísticos se hicieron con el programa Statgraphics 5.1 plus, y los geoestadísticos con el GS+ 9.0.

3. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

3.1. Análisis descriptivos y de correlación

En la Tabla 1 se presentan los estadísticos que caracterizaron las propiedades del suelo en el lote experimental. Se aprecia una variabilidad relativamente alta y una distribución muy sesgada en la mayoría de las propiedades evaluadas. Los mayores valores de coeficiente de variación (> 40 %) se obtuvieron para Ca, Mg, K y P. En la Figura 2 se puede apreciar fácilmente la magnitud de la asimetría que presenta la distribución de las bases en este suelo.

El fuerte sesgo que se presenta en las propiedades seleccionadas en la Figura 2 está definido por una serie de valores anómalos y extremos en ellas, los que, a su vez, parecen proceder de otras poblaciones de suelo. En el caso del Na se presenta una situación extrema de anormalidad en la distribución pues la media, la mediana, el Q1 y Q3 tienen el mismo valor (Tabla 1), lo que hace que esta variable se asemeje bastante a una constante (Figura 2).

Tabla 1. Estadísticos básicos¹ de las propiedades del suelo evaluadas en un Andisol de una finca cafetera del municipio de Armenia, Colombia (n = 88).

	Media	Mediana	DE	CV	Rango	Q1	Q3	Sesgo	Curtosis
pH	5.15	5.1	0.2445	4.75	4.4-5.9	5	5.3	0.563	1.60
MO	13.4	13.6	2.3604	17.61	5.7-18.1	11.9	15.15	-1.688	1.017
K	0.47	0.41	0.2055	43.81	0.19-1.22	0.33	0.58	5.978	5.723
Ca	1.09	0.91	0.7318	67.19	0.26-4.31	0.67	1.24	9.32	13.665
Mg	0.35	0.315	0.1704	48.95	0.1-1.18	0.25	0.39	9.665	18.632
Na	0.02	0.02	0.0072	34.5	0.01-0.05	0.02	0.02	5.23	6.932
Al	1.28	1.25	0.4154	32.53	0.3-2.5	0.95	1.6	0.922	0.28
P	11.4	11	4.8746	42.73	4-32	8	14.5	4.51	5.053

¹: DE: Desviación Estándar. CV: Coeficiente de Variación (%). Q1: Cuartil Inferior. Q3: Cuartil Superior.

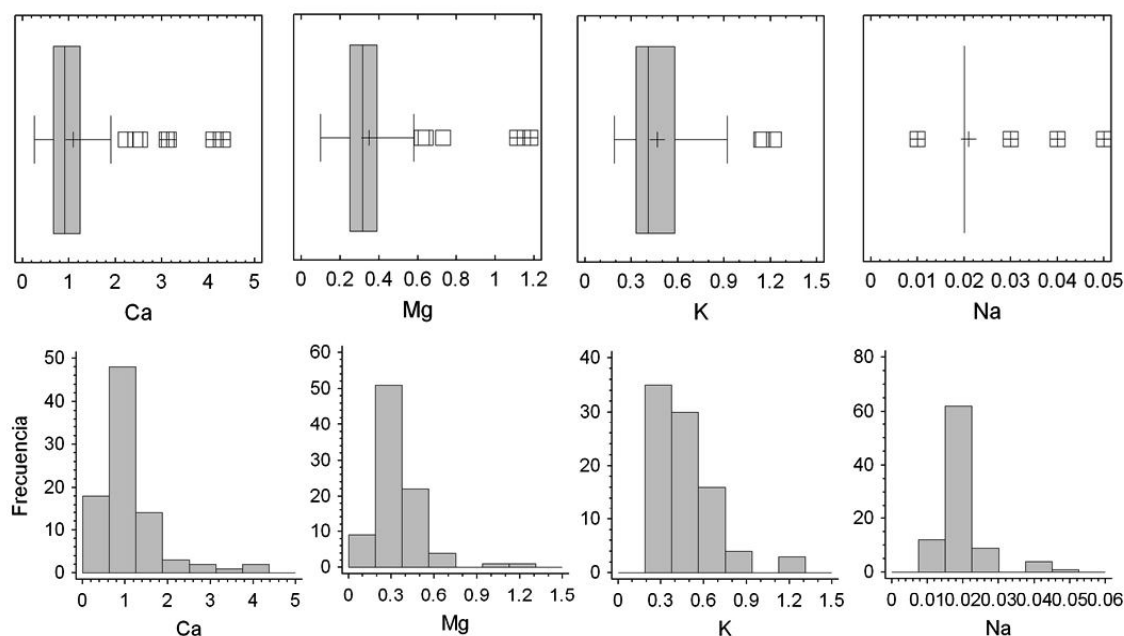


Figura 2. Gráficas de cajas y bigote e histogramas de las bases del suelo evaluadas en un Andisol de una finca cafetera del municipio de Armenia, Colombia (n = 88).

Con el contenido de las bases se hizo una prueba de Shapiro-Wilk para confirmar si la distribución de los datos era normal. Los resultados de la Tabla 2 muestran, como era de esperarse según los valores de asimetría de la Tabla 1, que ninguna de las variables presentó

distribución normal. Los problemas de distribución mencionados hacen inadecuados los datos originales para un análisis de semivarianza (Diggle y Ribeiro, 2007; Webster y Oliver, 2007; Krasilnikov, 2008).

Tabla 2. Estadístico y valor p de la prueba de Shapiro-Wilk para las bases del suelo evaluadas en un Andisol de una finca cafetera del municipio de Armenia, Colombia.

	Ca	Mg	K	Na
Estadístico	0.757649	0.801376	0.865637	0.719994
Valor p	0.0	0.0	4.7E-11	0.0

En la Tabla 3 se aprecian los coeficientes de correlación lineales entre la mayoría de las variables. En negrilla se

muestran los coeficientes que fueron estadísticamente significativos. Todas las correlaciones obtenidas son

ampliamente conocidas en suelos (Jaramillo, 2011). También se aprecian correlaciones significativas entre algunas bases y las coordenadas planas de los sitios de muestreo, lo que puede traducirse en tendencia espacial en esas variables.

3.2. Análisis de tendencia

Al hacer la regresión múltiple cuadrática entre cada propiedad y las coordenadas de cada uno de los puntos de muestreo, se encontró tendencia espacial, es decir, modelo de regresión estadísticamente significativo en el Ca, el Mg y el K, y con el Na no se presentó dicha tendencia espacial. Los modelos obtenidos fueron:

$$K = 0.641344 - 0.000941x - 0.004334y + 0.00002414xy \quad R^2 = 11.87 \% \quad [2]$$

$$Ca = 1.52176 + 0.0034717x - 0.019392y + 0.00007928xy - 0.00001825x^2 \quad R^2 = 7.64 \% \quad [3]$$

$$Mg = 0.37943 + 0.0007852x - 0.00371y + 0.00001705xy - 0.000003618x^2 \quad R^2 = 10.31 \% \quad [4]$$

Se nota en los modelos anteriores que aunque son significativos al 95 %, sus coeficientes de determinación R^2 son muy bajos, explicando mucho menos del 20 % de los valores de las variables, lo que consideran Kerry y Oliver (2004) poco relevante, desde el punto de vista de la dependencia espacial, y el análisis de semivarianza del Ca, del Mg y del K se podría hacer con los valores originales. Sin embargo, para los objetivos de este trabajo, se hará caso omiso de esta alternativa y se continuará el proceso completo de la información, siguiendo los lineamientos dados por Pradere (1999), Diggle y Ribeiro (2007), Webster y Oliver (2007), Jaramillo (2008, 2009) y Jaramillo et al. (2011), según los cuales, cuando se detecta tendencia espacial con regresión, el análisis de semivarianza se hace con los residuales de la regresión.

Tabla 3. Coeficientes de correlación lineal entre las propiedades del suelo, y entre ellas y las coordenadas planas, evaluadas en un Andisol de una finca cafetera del municipio de Armenia, Colombia. Los valores en negrilla indican correlación significativa al 95 %. (n = 88).

	pH	MO	Ca	Mg	K	Na	Al	P
pH		-0.3927	0.5557	0.5203	0.5799	0.2157	-0.8196	-0.3709
MO			0.1148	0.1772	0.1519	-0.0264	0.5316	0.5179
Ca				0.8926	0.4639	0.1423	-0.5664	0.2018
Mg					0.5025	0.1511	-0.4787	0.0691
K						0.3046	-0.3480	-0.0374
Na							-0.1081	-0.0924
Al								0.2998
X	0.0348	0.1183	0.0332	0.1621	0.1772	-0.1586	0.0602	0.0214
Y	-0.0705	0.1443	0.1253	0.2137	0.1724	-0.1934	0.0369	-0.1820
XY	0.0005	0.2407	0.1538	0.2867	0.3018	-0.1885	0.0662	-0.0279
X ²	0.0425	0.1580	-0.0057	0.1228	0.2207	-0.1175	0.0886	0.0547
Y ²	0.0025	0.0771	0.1204	0.1807	0.1763	-0.1474	-0.0063	-0.2258

Para que el análisis de tendencia realizado tenga validez, los residuales de las regresiones deben tener distribución normal y homogeneidad de varianza, supuestos que no se cumplieron en ninguna de las bases (resultados no mostrados). Esta situación, combinada con la ausencia de normalidad (Tabla 2) y de simetría (Tabla 1) en los valores originales de las bases, obligó

a transformar dichos datos (Webster y Oliver, 2007; Jaramillo, 2008, 2009; Jaramillo et al., 2011). La forma de los histogramas sugiere una transformación logarítmica. Después de realizar esta transformación se tuvo distribución normal y simétrica en log Ca, log Mg y log K, y aunque no se logró normalidad en log Na, sí se obtuvo simetría en ella (Tabla 4).

Al hacer nuevamente la regresión múltiple cuadrática entre las variables transformadas y las coordenadas de cada uno de los puntos de muestreo, se encontró tendencia espacial, en el log Ca y el log Mg; con las otras dos bases no se presentó dicha tendencia espacial. Los modelos obtenidos fueron:

$$\log \text{Ca} = 0.182649 + 0.0009778x - 0.008162y + 0.00003258xy - 0.0000063x^2 \quad R^2 = 12.86 \% \quad [5]$$

$$\log \text{Mg} = -0.37879 + 0.0004689x - 0.005585y + 0.00002429xy - 0.00000371x^2 \quad R^2 = 15.72 \% \quad [6]$$

Tabla 4. Estadístico y valor p de la prueba de Shapiro-Wilk, y valor de la simetría para las bases del suelo, transformadas a logaritmo, evaluadas en un Andisol de una finca cafetera del municipio de Armenia, Colombia.

	log Ca	log Mg	log K	log Na
Estadístico Shapiro-Wilk	0.971938	0.97437	0.970213	0.736778
Valor p Shapiro-Wilk	0.228217	0.311237	0.180119	0.0
Sesgo	1.64943	0.615091	1.64976	-1.11153

A los residuales de las regresiones y a las variables que no presentaron tendencia se les hicieron pruebas de normalidad (Shapiro-Wilk) y de homogeneidad de varianza (Levene's de anava después de fraccionar el lote en filas y columnas) para determinar su

validez como variables adecuadas para los análisis de semivarianza, y los resultados obtenidos se presentan en la Tabla 5, donde puede confirmarse que en todas las variables se cumple la homogeneidad de varianza, la normalidad y la simetría.

Tabla 5. Variables¹ definidas para el análisis de semivarianza y confirmación de los supuestos (valor p > 0.05 para Shapiro-Wilk y Levene's, y -2 > Simetría > 2) que las hacen viables para él en un Andisol de una finca cafetera del municipio de Armenia, Colombia.

Propiedad	Valor p de Shapiro-Wilk	Simetría	Valor p de Levene's	
			Filas	Columnas
log Ca	0.228217	1.64943	0.197432	0.534401
Res log Ca	0.509455	1.61606	0.279805	0.927617
log Mg	0.311237	0.615091	0.051113	0.872715
Res log Mg	0.575133	1.14372	0.0710032	0.90413
log K	0.180119	1.64976	0.483031	0.186946
log Na	0.736778	-1.11153	0.86723	0.199078

¹: Res: Residuales. log: Logaritmo base 10.

3.3. Análisis de semivarianza

En la Figura 3 se presentan los semivariogramas, experimentales y teóricos, de las propiedades estudiadas, y en la Tabla 6 se encuentran los parámetros que caracterizaron los modelos teóricos ajustados a los semivariogramas experimentales.

En los semivariogramas experimentales de log y Res log de Ca, Mg y K se aprecia la forma típica que Kerry y Oliver (2003), Webster y Oliver (2007) y

Krasilnikov (2008) han atribuido a la presencia de una tendencia cuadrática en los datos, lo que induce a pensar o que estas variables conservan una tendencia cuadrática que no es espacial sino que se relaciona con otras propiedades del suelo o del ambiente, o que hay variables que las afectan y que no fueron consideradas en el análisis de semivariografía (Diggle y Ribeiro, 2007). Esta tendencia es la que llaman Webster y Oliver (2007) "drift externo". También cabe la opción de que haya algún factor afectando esas variables que les esté induciendo una distribución en parches en el lote.

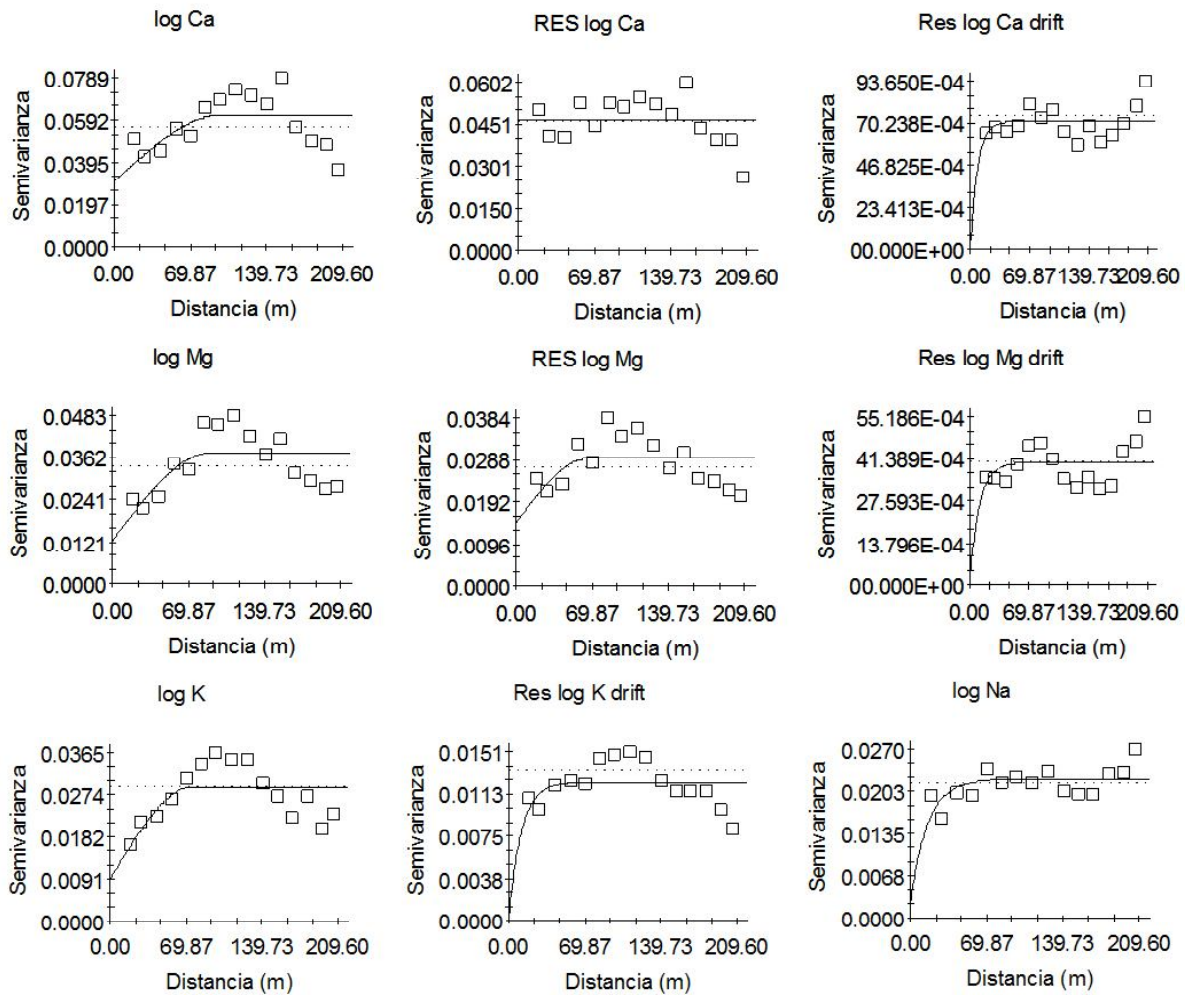


Figura 3. Semivariogramas experimentales (cuadros) y modelos teóricos ajustados (líneas continuas) de las bases de un Andisol de una finca cafetera del municipio de Armenia, Colombia.

El grado de dependencia espacial en la mayoría de las propiedades que tuvieron modelos limitados estuvo entre medio y alto, según clasificación de Cambardella et al. (1994): $C/Sill > 50\%$. El rango de dependencia

espacial de las propiedades analizadas fue de 75.54 m en promedio, con una variación amplia entre 45 y 99 m, lo que dificulta el manejo de ellas en estos suelos.

Tabla 6. Parámetros geoestadísticos de las bases de un Andisol de una finca cafetera del municipio de Armenia, Colombia (alcance = 209.60 m; lag = 13.97 m; pares en el lag 1 = 117).

Propiedad*	Modelo	Nugget	Sill	Rango (m)	C/Sill (%)	RSS
log Ca	Esférico	0.0307	0.0616	99.3	50.1	1.8E-3
Res log Ca	Nugget	0.0466	0.0466	-	0.0	1E-3
log Mg	Esférico	0.0125	0.0375	90.3	66.7	6.5E-4
Res log Mg	Esférico	0.0145	0.0291	65.4	50.2	3.8E-4
log K	Esférico	0.0092	0.0290	75.9	68.4	3.3E-4
log Na	Exponencial	0.0026	0.0222	46.8	88.3	7E-5

*: Res: Residuales. log: Logaritmo base 10.

3.4. Análisis de semivarianza con tendencias externas

De acuerdo con lo expuesto en el ítem anterior, se procedió a hacer un análisis de semivarianza asumiendo que había otras variables, aparte de las coordenadas, que estaban generando distorsión en los semivariogramas las bases Ca, Mg y K. Para confirmar la estacionaridad se hicieron nuevamente análisis de regresión múltiple con los logaritmos de las bases, tomando como variables independientes las coordenadas de los puntos y las propiedades químicas correlacionadas con dichos logaritmos (Tabla 3). En las tres variables analizadas se presentó tendencia, y en este caso los coeficientes de determinación R² fueron mucho mayores, y relevantes, que cuando sólo se tuvieron en cuenta las coordenadas, como puede verse en los siguientes modelos:

$$\log Ca = 0.674891 - 3.78087E-7x^2 - 0.114099A1 + 1.07452\log Mg \quad R^2 = 86.26 \% \quad [7]$$

$$\log Mg = -1.33407 + 0.0041551y + 4.061E-7x^2 - 0.00002609y^2 + 0.1061pH + 0.0106688MO + 0.617278\log Ca \quad R^2 = 87.12 \% \quad [8]$$

$$\log K = -3.34584 + 0.0058541y + 5.92099E-7x^2 - 0.000033172y^2 + 0.596112pH + 0.126933A1 + 0.296544\log Na \quad R^2 = 50.37 \% \quad [9]$$

Cabe destacar en los modelos anteriores que efectivamente se presenta una tendencia cuadrática

con algunas coordenadas, sin que haya un efecto de interacción entre ellas. En este análisis se incluyeron las propiedades del suelo al cuadrado pero ninguna fue estadísticamente significativa dentro del modelo. Los residuales de las anteriores regresiones cumplieron con los supuestos de normalidad y de homogeneidad de varianza en todas, excepto la normalidad en el log Ca (ecuación N° 7), la cual tampoco fue simétrica. A pesar de lo anterior, con los residuales de las tres se elaboraron los respectivos semivariogramas, identificados con el complemento “drift” en el nombre de cada uno en la Figura 3. Los parámetros que caracterizan los semivariogramas se encuentran en la Tabla 7.

En la Figura 3, el semivariograma experimental del log K drift conserva la forma del original del log K, y los de Res log Ca drift y Res log Mg drift acentúan la forma que sugiere la presencia de una distribución en parches de las variables. Esta distribución en parches puede estar relacionada con el sistema de fertilización localizada que se emplea en el cultivo del café donde, a cada árbol se le coloca el fertilizante en corona o en media corona, dependiendo de la topografía, alrededor del tronco, en el plato. Otras prácticas de manejo también se hacen en él. En ninguno de los casos las regresiones empleadas tuvieron la capacidad de eliminar los factores que estaban incidiendo en la disturbación de la distribución de las variables, los cuales, obviamente, no fueron considerados en las propiedades que se estudiaron en este trabajo.

Tabla 7. Parámetros geoestadísticos de los residuales de la regresión de las bases con las coordenadas y otras propiedades químicas de un Andisol de una finca cafetera del municipio de Armenia, Colombia (alcance = 209.60 m; lag = 13.97 m; pares en el lag 1 = 117).

Propiedad*	Modelo	Nugget	Sill	Rango (m)	C/Sill (%)	RSS
Res log Ca	Exponencial	0.00040	0.00714	26.4	94.4	1.15E-5
Res log Mg	Exponencial	0.00032	0.0040	35.1	92.0	6.5E-6
Res log K	Exponencial	0.00026	0.0124	34.5	97.9	5.0E-5

*: Res: Residuales. log: Logaritmo base 10.

Al comparar las Tablas 6 y 7, en todos los casos, la inclusión de nuevas variables en las regresiones finales redujo el nugget, el sill y el rango de los semivariogramas, efecto notado por Diggle y Ribeiro (2007) al incluir covariables en la determinación de la tendencia en datos de elevación para transformar los datos originales en residuales y determinar con ellos el semivariograma. Además, se incrementó la dependencia espacial de las bases, al incrementar su relación C/Sill, lo que confirma que las propiedades

incluidas sí tienen algún control sobre la estructura espacial de las bases de este suelo.

Una de las exigencias de la agricultura de precisión es contar con mapas adecuados que faciliten hacer un manejo diferencial de los recursos de la producción, y el semivariograma permite hacer interpolaciones precisas, mediante el kriging, para elaborar dichos mapas. Como en este trabajo se tienen tres fuentes de datos diferentes

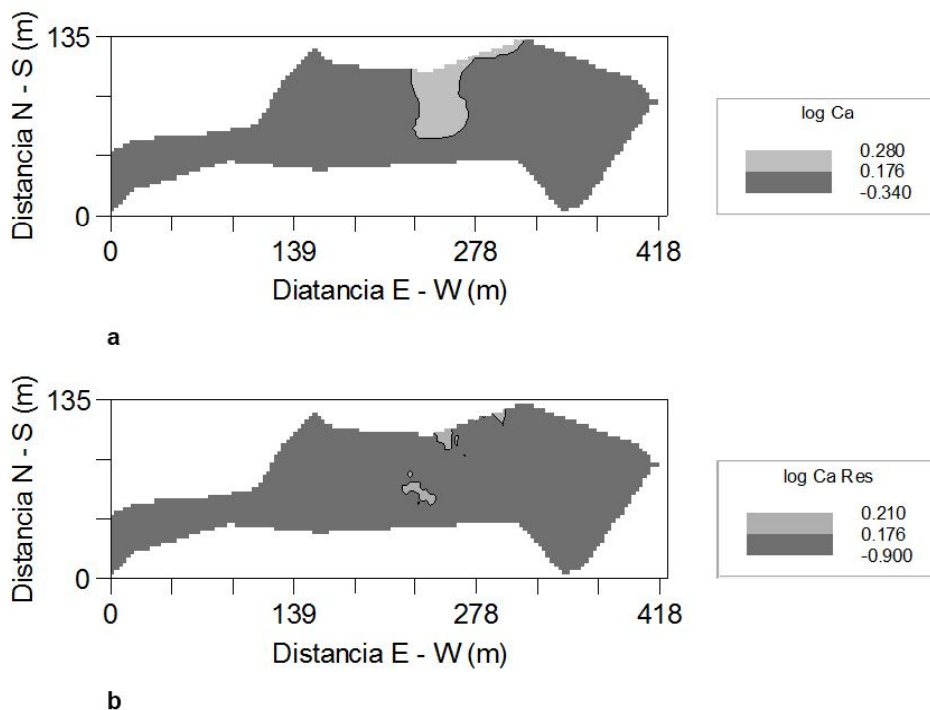
para hacer semivariogramas: datos transformados a log, residuales de la tendencia espacial de los log y residuales de la regresión con coordenadas y covariables de los log (Tablas 6 y 7), se hicieron tres mapas de isolíneas con las mismas variables para observar el comportamiento espacial de las mismas (Figura 4).

Los mapas 4a, 4d y 4g de la Figura 4 se hicieron mediante interpolación con kriging de log Ca, log Mg y log K, respectivamente. El mapa 4b, se hizo interpolando con el inverso de la distancia ponderado (IDW) del log Ca, puesto que los residuales de la tendencia del log Ca no tuvieron estructura espacial. El mapa 4e se produjo interpolando con el IDW los valores estimados con el kriging de los residuales de la tendencia de log Mg, complementados con el valor estimado del log Mg mediante la ecuación de regresión de su tendencia espacial. Los mapas 4c, 4f y 4h corresponden a una interpolación con IDW de los valores de log Ca, log Mg y log K, respectivamente, estimados con el kriging, más los valores estimados de los log con las ecuaciones de regresión [7], [8] y [9] correspondientes. Los valores para los rangos de interpolación se definieron con los niveles críticos de fertilidad para café en producción, establecidos por Sadeghian (2008).

Los mapas de log Ca y log Mg son consistentes en la distribución que despliegan de estas bases en el lote: las

áreas de los diferentes contenidos son muy similares en tamaño, aunque los valores máximos y mínimos de las variables son diferentes en los tres mapas elaborados para cada una. Los mapas correspondientes al log K, en cambio, muestran un patrón de estructura espacial muy diferente entre ellos, dependiendo del tipo de datos tomados para hacerlos. Además, los valores interpolados en cada caso son muy diferentes. Llama la atención el hecho de que en los mapas no se detecte el patrón de distribución en parches, sugerido por los semivariogramas, lo que puede deberse a la amplitud de los rangos utilizados para hacer la zonificación en el lote.

El comportamiento descrito en el párrafo anterior reafirma lo dicho por Schloeder et al. (2001), en el sentido de que se entiende poco el patrón y la naturaleza exactos de la dependencia espacial que tienen ciertos atributos del suelo y de lo difícil que puede ser caracterizarlos espacialmente, además de no saber qué características de los datos son relevantes y cuándo ellas pueden ser importantes. Para ilustrar este planteamiento puede observarse la distribución de los valores del contenido de cada una de las bases en la Figura 2 y las características de los mismos en la Tabla 1: el Ca y el Mg tienen una distribución mucho más sesgada y con más valores extremos y anómalos que el K y, sin embargo, éste es el que presenta una estructura espacial más compleja.



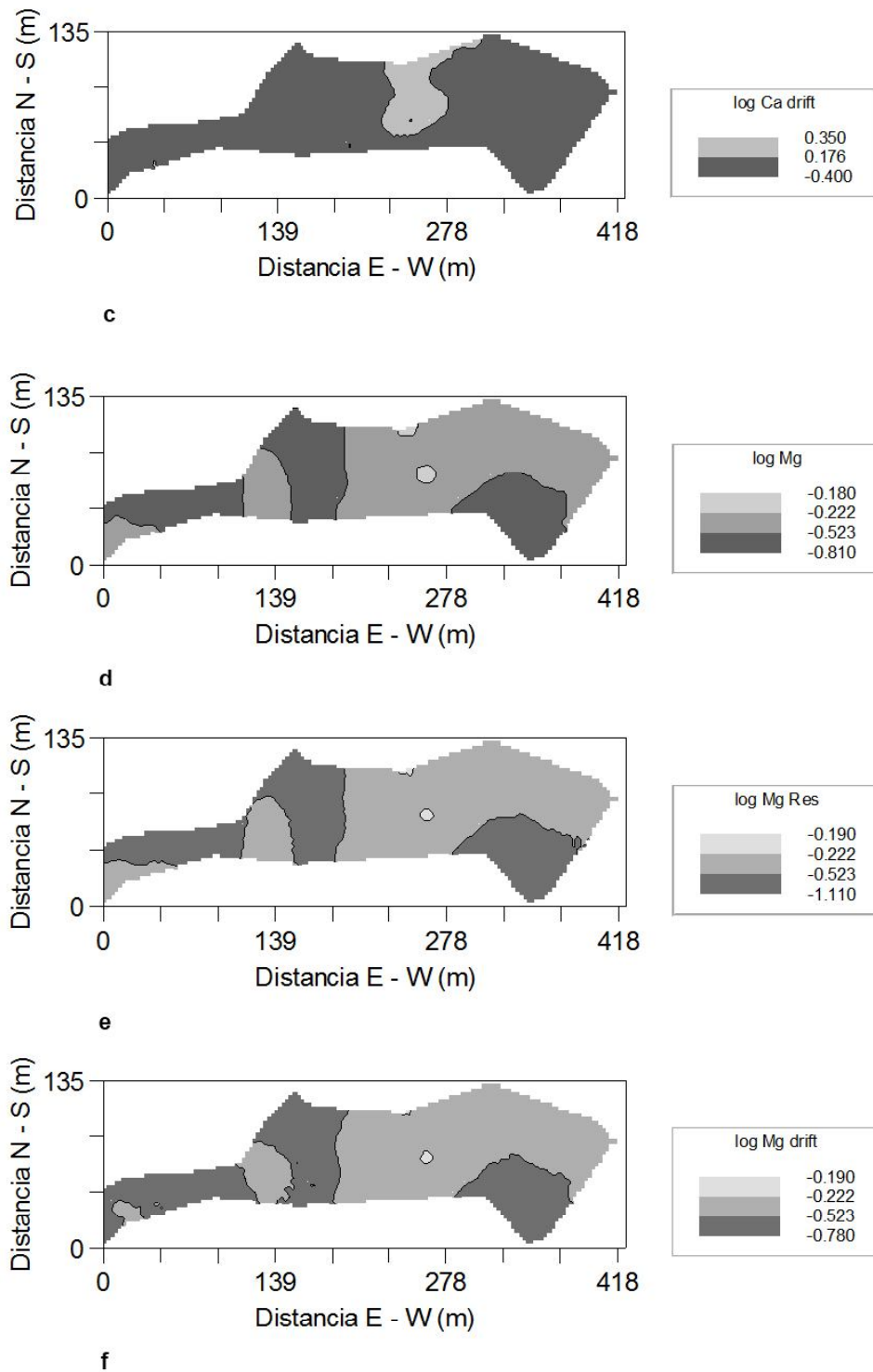


Figura 4. Mapas de isolíneas del log de Ca, Mg y K de un Andisol en una finca cafetera del municipio de Armenia, Colombia, elaborados con diferentes tipos de datos y de interpolación. (Ver texto para significado de las variables).

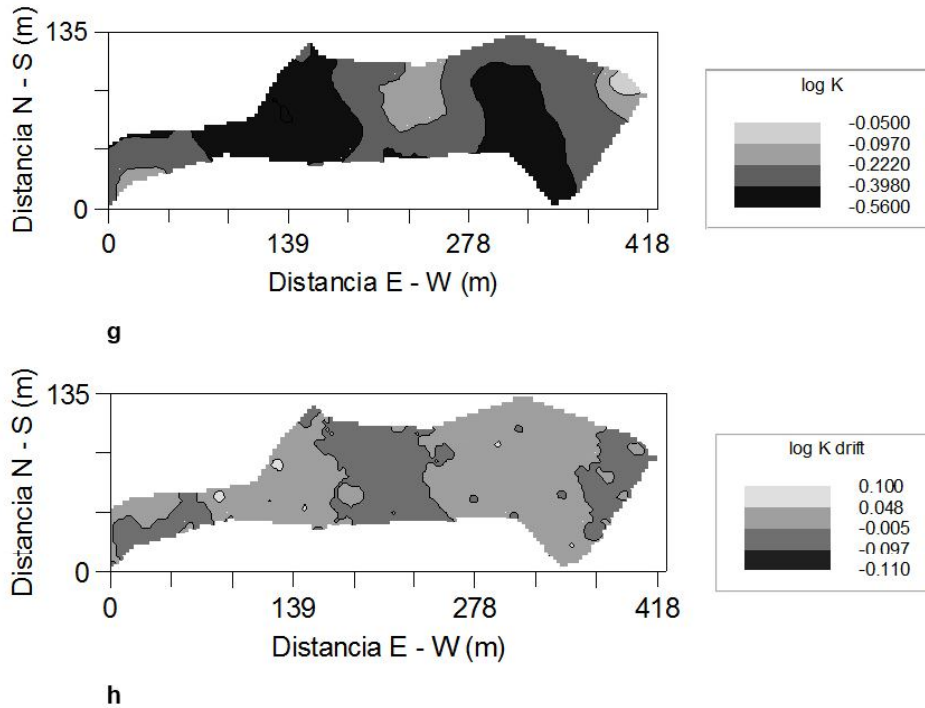


Figura 4. Mapas de isolíneas del log de Ca, Mg y K de un Andisol en una finca cafetera del municipio de Armenia, Colombia, elaborados con diferentes tipos de datos y de interpolación. (Ver texto para significado de las variables).

Los niveles bajos de nutriente, expresados como log, corresponden a valores menores a 0.176 ($1.5 \text{ cmol}_c \text{ kg}^{-1}$ suelo) para Ca, -0.523 ($0.3 \text{ cmol}_c \text{ kg}^{-1}$ suelo) para Mg y -0.699 ($0.2 \text{ cmol}_c \text{ kg}^{-1}$ suelo) para K, y los altos a valores mayores de 0.653 ($4.5 \text{ cmol}_c \text{ kg}^{-1}$ suelo), -0.046 ($0.9 \text{ cmol}_c \text{ kg}^{-1}$ suelo) y -0.097 ($0.8 \text{ cmol}_c \text{ kg}^{-1}$ suelo) para Ca, Mg y K, respectivamente (Sadeghian, 2008). Puede decirse, entonces, según los mapas de la Figura 4, que en este lote el contenido de Ca es bajo, el de Mg está entre medio, en más de la mitad del área, y bajo, y que el de K es alto.

Si en este lote se fueran a utilizar técnicas de agricultura de precisión con la modalidad de manejo por sitio específico, este tratamiento se podría hacer para la fertilización con Mg y K que son los elementos cuyo patrón espacial permite definir dos áreas homogéneas de manejo. La aplicación de Ca como fertilizante debe hacerse en la forma tradicional de aplicación homogénea a todo el lote debido a que no presentan un comportamiento espacialmente contrastado como para aquel manejo específico.

4. CONCLUSIONES

En el Andisol estudiado se debieron transformar a logaritmo los contenidos de bases para obtener

estacionaridad y normalidad en ellos. Las variables log Ca y log Mg presentaron tendencia espacial cuadrática y ellas, más log K presentaron semivariogramas experimentales con la forma indicativa de una distribución en parches. Todas las variables presentaron covariables que cuando fueron incluidas, junto con la tendencia espacial, en el cálculo de los semivariogramas, acentuaron aún más el efecto parche en ellos.

Los mapas elaborados para log Ca y log Mg con base en diferentes grupos de datos fueron muy similares y prácticamente zonificaron el lote de igual manera en todos. Los mapas de log K elaborados con y sin covariables fueron muy diferentes y produjeron dos zonificaciones distintas.

Según los mapas obtenidos, la fertilización con el Mg y el K es posible hacerla con técnicas de manejo por sitio específico; en cambio, con el Ca se debe hacer una aplicación generalizada a todo el lote, basada en el promedio de su contenido, como se ha hecho tradicionalmente.

5. AGRADECIMIENTO

Al Comité Departamental de Cafeteros del Quindío por el soporte económico para desarrollar este trabajo.

Al Centro Nacional de Investigaciones de café, CENICAFÉ, y a la Universidad Nacional de Colombia por el apoyo logístico brindado al mismo.

6. BIBLIOGRAFÍA

- Arango, L. 2004. Efecto de la variabilidad especial de algunas propiedades físicas y químicas del suelo relacionadas con la producción del forraje del pasto ángleton (*Dichanthium aristatum* (Poir) C. E. Hubbard). Tesis Maestría en Geomorfología y Suelos. Universidad Nacional de Colombia. Facultad de Ciencias. Medellín. 78 p.
- Bolfe, É. L.; J. B. Vasconcellos y H. Rollemberg. 2010. Geoestadística en la producción integrada de frutas en el nordeste de Brasil. *Revista UD y la GEOMática* (4): 15-27.
- Bourennane, H.; D. King and A. Couturier. 2000. Comparison of kriging with external drift and simple linear regression for predicting soil horizon thickness with different simple densities. *Geoderma* 97: 255-271.
- Cambardella, C. A. y Karlen D. L. 1999. Spatial Analysis of Soil Fertility Parameters. *Precision Agriculture*. 1: 5-14.
- Cambardella, C. A.; T. B. Moorman; J. M. Novak; T. B. Parkin; D. L. Karlen; R. F. Turco and A. E. Konopka. 1996. Soil property contributions to yield variation patterns. **In:** Proceedings of the third international conference on precision agriculture. Minneapolis, Minnesota. June. p. 189-195.
- Cambardella, C. A.; T. B. Moorman; T. B. Parking and D. L. Karlen. 1994. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. *Soil Science Society of America Journal* 58: 1501-1511.
- Castrignanò, A. et al. 2000. Study of spatial relationship among some soil physico-chemical properties of a field in central Italy using multivariate geostatistics. *Geoderma* 97: 39-60.
- Diggle, P. J. and P. J. Ribeiro. 2007. Model-based geostatistics. Springer Science. New York. 228 p.
- Espinosa, J. 2000. Manejo de nutrientes en agricultura por sitio específico en cultivos tropicales. *Informaciones Agronómicas*. (39): 9-13.
- Fernández, O.; R. Pérez; A. Gubinelli y J. Matheus. 2007. Influencia de la variabilidad espacial del suelo sobre parámetros de la caña de azúcar (*Saccharum officinarum*) en Monay, Estado Trujillo. *Agricultura Andina* (13): 39-52.
- Gho, C. 2004. Variabilidad espacial de las propiedades químicas del suelo y su relación con los rendimientos de maíz (*Zea mays* L.). Facultad de Agronomía e Ingeniería Forestal. Pontificia Universidad Católica de Chile. Santiago. 22 p.
- Goovaerts, P. 1999. Geostatistics in soil science: state-of-the-art and perspectives. *Geoderma* 89(1-2): 1-45.
- Goovaerts, P. 1998. Geostatistical tools for characterizing the spatial variability of the microbiological and physico-chemical soil properties. *Biology and Fertility of the Soils* 27(4): 315-334.
- Gringarten, E. and C. V. Deutsch. 2001. Teacher's aide variogram interpretation and modeling. *Mathematical Geology* 33(4): 507-534.
- Jaramillo, D. F. 2011. El suelo: Origen, Propiedades, Espacialidad. Universidad Nacional de Colombia. Medellín. 553 p.
- Jaramillo, D. F. 2009. Variabilidad espacial de las propiedades ándicas de un Andisol hidromórfico del Oriente Antioqueño (Colombia). *Revista Facultad Nacional de Agronomía Medellín* 62(1): 4907-4921.
- Jaramillo, D. F. 2008. Variabilidad espacial de las propiedades químicas del epipedón de un Andisol hidromórfico del Oriente Antioqueño (Colombia). *Revista Facultad Nacional de Agronomía Medellín* 61(2): 4588-4599.
- Jaramillo, D. F.; M. L. Anaya; C. A Restrepo; H. A. González y F. Álvarez. 2011. Variables físicas que explican la variabilidad de suelo aluvial y su comportamiento espacial. *Pesquisa Agropecuaria Brasileira* 46 (12): 1707-1715.
- Kerry, R. and M. Oliver. 2004. Average variograms to guide soil sampling. *International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation* 5: 307-325.
- Kerry, R. and M. Oliver. 2003. Variogramas of ancillary data to aid sampling for soil surveys. *Precision Agriculture* 4: 261-278.
- Krasilnikov, P. 2008. Variography of discrete soil properties. **In:** Krasilnikov, P.; Carré, F.; Montanarella, L. (Ed.). *Soil geography and geostatistics: Concepts and Applications*. Institute for Environment and Sustainability. European Communities. Luxembourg. p. 12-25.
- Kravchenko, A. 2003. Influence of spatial structure on

accuracy of interpolation methods. *Soil Science Society of American Journal* 67: 1564-1571.

Martínez, L. 2003. Bases para evaluar la fertilidad del suelo en Agricultura de Precisión. **En:** Triana M.; R. Silva; M. Gómez y G. Peñalosa (Eds). Manejo integral de la fertilidad del suelo. Sociedad Colombiana de la Ciencia del Suelo - Comité Regional de Cundinamarca y Boyacá. Bogotá. p. 139-152.

Mestas R. M.; M. W. Roque, E. E. Matsura, D. R. Bizary y A. Paz. 2010. Variabilidad espacial de los atributos físico-hídricos del suelo y de la productividad del cultivo de fréjol (*Phaseolus vulgaris* L) irrigado bajo un sistema de siembra directa. *Revista de Ciências Agrárias*: 307-313.

Moreira da Silva, F.; Z. Menezes de Souza; C. Pereira de Figueiredo; Marques Junior, J. y Villela, R. 2007. Variabilidade espacial de atributos químicos e de produtividade na cultura do café. *Ciênc. Rural, Santa Maria* 37(2): 401-407.

Moreira da Silva, F.; Z. Menezes de Souza; C. Pereira de Figueiredo; L. de Souza Vieira y E. de Oliveira. 2008. Variabilidade espacial de atributos químicos e produtividade da cultura do café em duas safras agrícolas. *Ciênc. Agrotec., Lavras*, 32(1): 231-241.

Oliveira de, R. B.; J. S. de Souza; S. de Assis Silva; U. Rocha y A. Fagioli da Silva. 2010. Spatial variability of the nutritional condition of canephora coffee aiming specific management. *Coffee Science, Lavras* 5(3): 190-196.

Pradere, R. 1999. Definición de patrones homogéneos de pluviosidad en los llanos centrales venezolanos mediante kriging factorial. *Agronomía Tropical* 49(3): 297-325.

Rubiano, D. J. 2010. Variabilidad espacial de las propiedades del suelo en relación con su producción, en plantaciones industriales de ceiba roja (*Pachira quinata*). Tesis Maestría en Geomática. Facultad de Agronomía. Universidad Nacional de Colombia. Bogotá, D. C. 194 p.

Sadeghian, S. 2008. Fertilidad del suelo y nutrición del café en Colombia. Guía práctica. *Boletín Técnico* N° 32. Cenicafé. Chinchiná. 44 p.

Schabenberger, O. and F. J. Pierce. (2002). *Contemporary statistical model for the plant and soil sciences*. New York: CRC Press. 737 p.

Schloeder, C. A., N. E. Zimmerman and M. J. Jacobs. 2001. Comparison of methods for interpolating soil properties using limited data. *Soil Science Society of American Journal* 65: 470-479.

Solomotova, E. y V. Sidorova. 2008. Spatial variability of forest litters in bilberry spruce forests of Fennoscandia. **In:** Krasilnikov, P.; Carré, F.; Montanarella, L. (Ed.). *Soil geography and geostatistics: Concepts and Applications*. Institute for Environment and Sustainability. European Communities. Luxembourg. p. 12-25.

Webster, R. 2008. *Soil science and geostatistics* **In:** Krasilnikov, P.; Carré, F.; Montanarella, L. (Ed.). *Soil geography and geostatistics: Concepts and Applications*. Institute for Environment and Sustainability. European Communities. Luxembourg. p. 1-11.

Webster, R. and M. Oliver. 2007. *Geostatistics for environmental scientists*. 2nd ed. John Wiley & Sons, Ltd. England. 315 p.