

VARIABILIDAD ESPACIAL DEL NITRÓGENO DISPONIBLE EN ANDISOLES DE LA ZONA CAFETERA COLOMBIANA

William A. Ochoa-M.*; Senén Suárez-V**; Siavosh Sadeghian-Kh.***

RESUMEN

OCHOA M., W.A.; SUÁREZ V., S. Variabilidad espacial del nitrógeno disponible en andisoles de la zona cafetera colombiana. *Cenicafé* 54 (2):179-189. 2003

Con el propósito de identificar la estructura de la variabilidad espacial de la disponibilidad de nitrógeno (N), en Andisoles de la zona cafetera central colombiana, se analizaron los contenidos de materia orgánica, N total y el N nítrico en cuatro plantaciones tecnificadas de café, ubicadas en tres granjas experimentales de Cenicafé (Estación Central Naranjal y las Subestaciones Paraguaicito y Maracay) y una finca cafetera particular. Se realizó un muestreo sistemático en cuadrícula cada 10m, a 25cm de profundidad. La materia orgánica y el N total exhibieron menores coeficientes de variación frente a la fracción nítrica. Se encontraron diferencias en la dependencia espacial de las propiedades evaluadas entre sitios. En tres de las cuatro localidades no fue posible describir la variabilidad espacial de N-NO₃, debido a que el área empleada para el estudio no fue suficiente.

Palabras claves: Café, materia orgánica, nitrógeno disponible

ABSTRACT

In order to identify the structure of the spatial variability of nitrogen (N) availability in Andisols in the central Colombian coffee zone, the organic matter contents, total N and nitric N were analyzed. These analyses were carried out in four technified coffee plantations located in three experimental farms at Cenicafé (Central Station Naranjal and the Substations Paraguaicito and Maracay) and a particular coffee farm. A systematic sampling was done in a square fashion each 10m, at 25 cm deep. The organic matter and the total N exhibited variation coefficients under the nitric fraction. There were differences in the spatial dependence of the evaluated properties among places. In three of the four localities it was not possible to describe the spatial variety of N-NO₃ since the area used for the research was not enough.

Keywords: Coffee, organic matter, nitrogen

* Universidad Nacional de Colombia, Sede Palmira. Convenio Colciencias – Cenicafé.

** Investigador Principal I. Suelos, hasta Junio de 2000. Centro Nacional de Investigaciones de Café, Cenicafé. Chinchiná, Caldas, Colombia.

*** Asistente de Investigación. Suelos. Centro Nacional de Investigaciones de Café, Cenicafé. Chinchiná, Caldas, Colombia.

La recomendación del uso de fertilizantes nitrogenados en el cultivo de café en Colombia, se hace con base en el contenido de materia orgánica (MO), obtenida del análisis de suelos. Pero cuando no se cuenta con esta herramienta, la recomendación generalizada sugiere la aplicación de 240kg de N/ha/año para café en producción (20).

El ajuste que se hace en la recomendación con base en el contenido de MO es bastante controvertido por el servicio de extensión y algunos caficultores, debido a la uniformización hecha al incluir rangos de MO muy amplios e iguales para todo tipo de suelos y climas de la zona cafetera. La recomendación no se hace con base en el nitrógeno disponible ya que no se conoce la dinámica del mismo en los distintos suelos de la zona cafetera. Por otra parte, se hace necesario conocer, para este nutrimento, la variabilidad espacial que afecta el muestreo.

Un aspecto crítico dentro del análisis de suelos, es obtener una muestra de suelo que sea representativa del lote. Si la muestra no cumple este supuesto, es posible que la recomendación de fertilizantes que se desprenda de su análisis no sea la más apropiada, llegándose a considerar mayor el error de muestreo que el error en los análisis de laboratorio (8).

La certeza de la representatividad de la muestra de suelo depende del grado de dependencia espacial que exista entre las submuestras. Los resultados de diferentes investigaciones permiten sugerir que las propiedades químicas pueden ser espacialmente dependientes, producto de los procesos de formación del suelo y del manejo (23).

La variabilidad de las propiedades del suelo es generalmente descrita por la estadística clásica, la cual asume que la variación

está aleatoriamente distribuida dentro del lote (4, 19); sin embargo, la variabilidad del suelo, por ser el resultado de muchos procesos que actúan e interactúan a una escala de tiempo y espacio, hace que las propiedades del suelo frecuentemente exhiban dependencia espacial (4, 11). Generalmente, muestras tomadas con poca distancia entre ellas son más similares que las tomadas a mayores distancias. Por tanto, la estadística clásica es inadecuada para el análisis de la dependencia espacial de las variables, por que se asume que las observaciones medidas son independientes, a pesar de su distribución en el espacio (7).

El desarrollo de la teoría de las variables regionalizadas ha permitido involucrar las características aleatorias y estructuradas de las variables espacialmente distribuidas, permitiendo su óptima descripción. La geoestadística, cuya base teórica está basada en la teoría de las variables regionalizadas, permite analizar la variabilidad espacial de las propiedades del suelo.

Mediante el uso del semivariograma, una herramienta del análisis geoestadístico, ha sido posible estimar la estructura de la variabilidad espacial de muchas propiedades biológicas, químicas y físicas del suelo, y la información se ha utilizado para definir diseños óptimos de muestreo en suelos con condiciones similares a las del respectivo estudio (1, 2, 5, 12).

El semivariograma ilustra la relación entre datos separados espacialmente, como una función de la distancia de separación (lag) entre ellos. Uno de los parámetros del semivariograma de interés en el diseño de esquemas de muestreo es el rango de dependencia espacial, el cual indica que muestras tomadas a distancias más cortas que este rango están relacionadas espacialmente y, por el contrario, las que se toman a distancias mayores no están espacialmente relacionadas, debido

a que la semivarianza se hace igual a la varianza de la muestra, lo que implica variación aleatoria (19).

Los rangos del semivariograma dependen de la escala de observación y de la interacción espacial de los procesos del suelo que están afectando la propiedad del suelo en la escala de muestreo usada. En un estudio realizado por Cahn *et al.* (3), encontraron que el rango de dependencia espacial para el $N-NO_3^-$, en un área de 3,3ha, es de 5m; en este caso el muestreo se hizo en cuadrículas cada 50m. Por el contrario, cuando se hizo un muestreo aleatorio en un área de 0,25ha, el rango fue $\leq 45m$. Cambardella *et al.* (4), encontraron un rango de dependencia espacial igual (201m) tanto para un lote de 6,25ha (250 x 250m) como para uno de 10ha (200 x 500m). Los muestreos se realizaron en cuadrícula cada 25m y un muestreo secundario cada 2, 5 y 10m (241 puntos de muestreo) para el primer lote, y en cuadrícula de 100m con puntos secundarios cada 5, 25 y 60m (72 puntos de muestreo) para el segundo lote. Estos mismos autores definieron los rangos de dependencia espacial para el N total en los mismos lotes de 89 y 115m, respectivamente.

El conocimiento de la dinámica del nitrógeno disponible permitirá ajustar más eficientemente la recomendación nitrogenada para café y otros cultivos. Del mismo modo, y como parte fundamental dentro la búsqueda de mayor eficiencia en el uso de fertilizantes, la toma de muestras de suelo representativas de un lote cobra destacada importancia; por tanto, el objetivo de este trabajo fue el de identificar la estructura espacial del nitróge-

no disponible (nitrato) que afecta la toma de muestras de suelo para este nutrimento.

MATERIALES Y METODOS.

1. Descripción de los sitios y suelos. Este trabajo se realizó en las subestaciones experimentales de Cenicafé: Paraguaicito y Maracay; en la Estación Central Naranjal, y en la finca cafetera comercial San Roque, cuyos datos geográficos se registran en la Tabla 1.

Los suelos de estos sitios corresponden a Andisoles y pertenecen a dos unidades de uso y manejo representativas de la zona cafetera central del país, las unidades Montenegro (Paraguaicito y Maracay) y Chinchiná (San Roque y Naranjal). La clasificación taxonómica de cada una de las subestaciones es la siguiente:

- Paraguaicito: *Typic fulvudands* (Antonio Caballero, información personal).
- Maracay: *Typic melanudands* (Antonio Caballero, información personal).
- San Roque: *Typic fulvudands* Federacafé (6).
- Naranjal: *Acrudoxic Melanudands* (17).

En cada uno de los sitios se escogió un lote de una hectárea, homogéneo en paisaje y fisiografía, sembrado con café a plena exposición solar y fertilizado dos veces al año. Las características específicas de cada uno de los lotes son:

Paraguaicito: Lote con pendientes suaves y medianas, sembrado con café variedad Colombia a 1 x 1m en Junio de 1993 y zoqueado

Tabla 1. Datos geográficos de los lotes experimentales.

Paraguaicito	Maracay	San Roque	Naranjal
Buenavista (Quindío)	Quimbaya (Quindío)	Pereira (Risaralda)	Chichiná (Caldas)
4°23' Latitud N	4°36' Latitud N	4°45' Latitud N	4°59' Latitud N
75°44' Longitud W	75°46' Longitud W	75°45' Longitud W	75°79' Longitud W
1.250 m.s.n.m.	1.450 m.s.n.m.	1.350 m.s.n.m.	1.400 m.s.n.m.

en enero de 1998. En la Figura 1 se representa la forma del lote y los puntos de muestreo. La última fertilización fue realizada en la segunda quincena del mes de febrero de 1999 con 70g/planta del fertilizante 17-6-18-2 y 20g/planta de urea.

Maracay: Lote con pendiente suave, sembrado con café variedad Colombia a 1 x 1m en abril de 1990 y zoqueado en 1996 (Figura 2). La última fertilización fue realizada en septiembre de 1999 con 53g/planta del fertilizante 25-4-24.

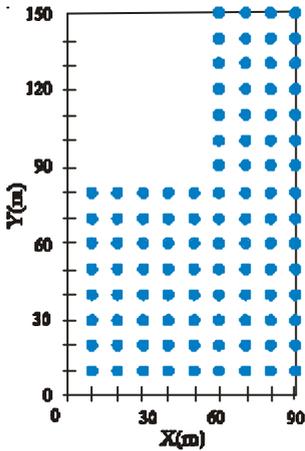


Figura 1. Forma del lote y sitios de muestreo en la Subestación Paraguaicito.

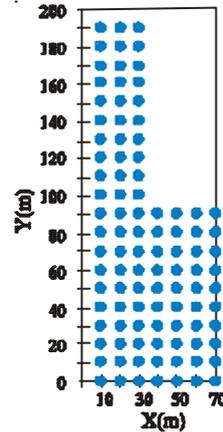


Figura 2. Forma del lote y sitios de muestreo en la Subestación Maracay

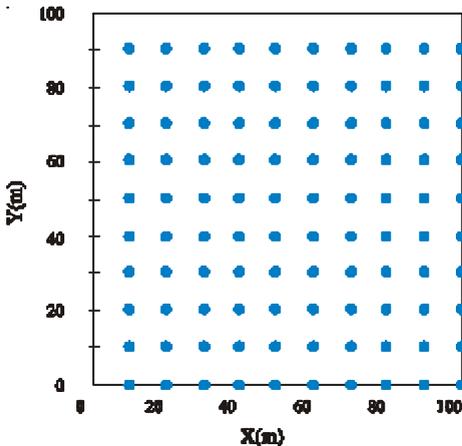


Figura 3. Forma del lote y sitios de muestreo en la Subestación San Roque

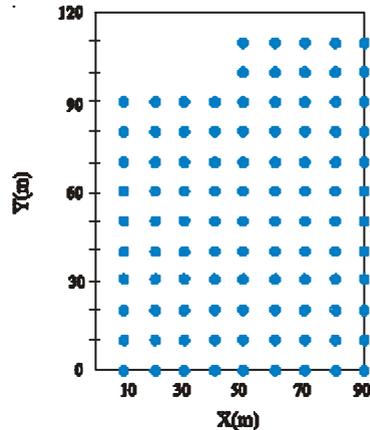


Figura 4. Forma del lote y sitios de muestreo en la Estación Central Naranjal

San Roque: Lote con fisiografía plana o casi plana (pendiente entre 0-6%), sembrado con café variedad Caturra a 2 x 2m en 1985 y zoqueado en noviembre de 1999 (Figura 3). La última fertilización fue realizada en julio de 1998 (100g/planta del fertilizante 17-6-18-2), posteriormente se aplicó una enmienda con el producto Calfos en dosis de 40g/planta en agosto de 1999.

Naranjal: Lote con pendiente suave (entre 6 y 20%), sembrado con café variedad Colombia a 1 x 1 metros en abril de 1994 y zoqueado en enero de 1999 (Figura 4). La

última fertilización se realizó en diciembre de 1999 con 20g/planta de urea. En las Figuras 1,2,3 y 4 se presenta gráficamente la forma de los lotes y los puntos de muestreo para Paraguaicito, Maracay, San Roque y Naranjal respectivamente.

2. Toma de muestras. En cada uno de los lotes de una hectárea se estableció un muestreo sistemático en cuadrícula de 10 x 10 metros y en cada punto de intersección, representado por un árbol de café, se colectó una muestra de suelo con un barreno. Para asegurar la cantidad de suelo necesaria para los análisis (500g suelo húmedo), la muestra se colectó mezclando cuatro submuestras tomadas alrededor del tallo de café a 30cm de este y a una profundidad de 25cm. En total fueron 100 muestras en cada lote experimental.

Las muestras de suelo fueron tomadas en las siguientes épocas:

Paraguaicito: Agosto 19 de 1999.

San Roque: Diciembre 7 de 1999.

Maracay: Enero 12 del 2000.

Naranjal: Febrero 8 del 2000.

2.1 Métodos de laboratorio. Una vez colectadas las muestras fueron llevadas al laboratorio de suelos de Cenicafé, en donde se les realizaron los siguientes análisis: $N-NO_3^-$ fue determinado con un reflectómetro portátil marca Merck Rqflex. Las muestras frescas fueron pasadas por un tamiz de 4mm de diámetro. Una muestra de 10g de suelo tamizado se saturó con agua en una relación suelo:agua de 4:1, se agitó dos minutos y se centrifugó a 4000r.p.m. durante cinco minutos. El contenido de nitratos se determinó en el sobrenadante. El contenido de humedad de la muestra se determinó gravimétricamente después de secarlas a 105°C durante 24 horas.

Igualmente se determinó N total (%), por semi-micro Kjeldahl y Materia orgánica (%) Walkley-Black y determinación por colorimetría.

2.2 Métodos estadísticos. Los datos obtenidos fueron inicialmente analizados por medio de la estadística descriptiva, o sea, por medio del cálculo de la media, desviación estándar, mediana, coeficiente de variación, asimetría y kurtosis, y un análisis de la distribución de frecuencia de los datos, verificando si seguían una distribución normal o lognormal.

Para probar la hipótesis de normalidad (o lognormalidad) de los datos, se utilizó la prueba de Kolmogorov-Smirnov al 1%. En este estadístico se prueba la hipótesis nula de que la muestra proviene de una población con distribución normal o lognormal según el caso. El análisis descriptivo fue realizado con el objetivo de observar el comportamiento general de los datos (la forma de distribución, magnitud de la variabilidad, tendencia central, etc.). En este tipo de análisis, sin embargo, se considera la independencia espacial de los datos; es importante para permitir la identificación de datos atípicos que pueden ejercer algún tipo de influencia sobre los análisis geoestadísticos, como también para comparación entre resultados obtenidos en otros trabajos.

El software geoestadístico GS + versión 3.1, Gamma Design Software fue usado para analizar la estructura espacial de los datos y para definir los semivariogramas. La semivarianza fue calculada con los datos originales cuando estos presentaron una distribución normal, según prueba de normalidad, o con los datos log-transformados cuando la prueba fue significativa para la distribución lognormal.

El cálculo de la semivarianza en el lote de Paraguaicito se basó en una máxima dis-

tancia del Lag de 75m, el cual fue dividido en 6 lag class, separados cada uno, en promedio desde 11,94m hasta 63m. Cada lag class contiene entre 323 y 672 pares de puntos para el cálculo de la semivarianza.

En el lote de Maracay, el cálculo de la semivarianza se basó en una máxima distancia del Lag de 90m, el cual fue dividido en 8 lag class, separados cada uno, en promedio desde 11,9m hasta 83m. Cada lag class contiene entre 322 y 592 pares de puntos para el cálculo de la semivarianza.

En el lote de San Roque, el cálculo de la semivarianza se basó en una máxima distancia del Lag de 60m, el cual fue dividido en 5 lag class, separados cada uno, en promedio, desde 11,96m hasta 52,96m. Cada lag class contiene entre 342 y 820 pares de puntos para el cálculo de la semivarianza.

En el lote de Naranjal, el cálculo de la semivarianza se basó en una máxima distancia del Lag de 60m, el cual fue dividido en 5 lag class, separados cada uno, en promedio,

desde 11,96m hasta 51,31m. Cada lag class contiene entre 340 y 842 pares de puntos para el cálculo de la semivarianza.

La construcción de los modelos para los semivariogramas se realizó mediante la modificación de la máxima distancia del lag (Active Lag Distance) y el intervalo del lag class (Lag Class Distance Interval); el coeficiente de determinación (r^2) y la suma reducida de cuadrados (RSS) se utilizaron para determinar la combinación del Active Lag y el Lag class que permite el mejor ajuste de los datos del semivariograma.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

1. Estadística descriptiva. La media, desviación estándar, coeficiente de variación (C.V. %), mediana, coeficientes de asimetría y kurtosis, así como el tipo de distribución de frecuencias según el estadístico de Kolmogorov-Smirnov al 1% para cada una de las variables en lotes experimentales, se consignan en la Tabla 2.

Tabla 2. Estadística descriptiva para las variables en los lotes.

	Media	DE	C.V.	Mediana	Asimetría	Kurtosis	Distribución
PARAGUAICITO							
N-NO ₃ ⁻ (kg/ha)	26,24	17,11	65,19	22,14	1,16	1,29	ln
MO(%)	7,1	1,05	14,79	7,11	0,21	-0,58	n
Ntotal (%)	0,35	0,06	17,14	0,35	0,53	-0,12	ln
MARACAY							
N-NO ₃ ⁻ (kg/ha)	37,8	14,42	38,16	35,67	1,19	2,74	ln
MO(%)	10,26	1,45	14,18	10,1	0,37	0,24	ln**
Ntotal (%)	0,38	0,07	19,01	0,38	-0,26	0,03	n
SAN ROQUE							
N-NO ₃ ⁻ (kg/ha)	46,96	10,25	21,83	47,6	0,03	0,41	n
MO(%)	10,26	1,04	10,13	10,4	0,35	1,56	n
Ntotal (%)	0,48	0,05	10,37	0,48	0,71	4,79	n
NARANJAL							
N-NO ₃ ⁻ (kg/ha)	75,65	16,53	21,85	73,22	0,48	0,31	ln**
MO(%)	14,26	1,12	7,87	14,25	-0,15	0,09	n
Ntotal (%)	0,57	0,05	9,83	0,58	-0,05	-0,06	n

Los coeficientes de asimetría y de kurtosis no tienen unidades. DE = Desviación estándar. C.V. = coeficiente de variación en %. ln = distribución lognormal. n = distribución normal. ln** = Distribución normal o lognormal.

La prueba de normalidad indicó que el nitrato tiene una distribución lognormal, mientras que el contenido de materia orgánica y el N total presentan una distribución que se aproxima a una normal. Igualmente, la prueba indicó que al $p < 0,01$ nivel de significancia, los datos de $N-NO_3^-$ en Paraguaicito y del contenido de MO en el lote Maracay, pueden ser asumidos con distribución normal o lognormal. Para definir en cuál distribución se ubican estas variables, se siguió el criterio utilizado por Kravchenko & Bullock (9), quienes usaron el valor de D como un criterio para decidir cuál es la distribución más adecuada. Cuando $D_n \leq D_{ln}$, se ubica como distribución normal; por el contrario cuando $D_{ln} \leq D_n$, se ubica como distribución lognormal. Para el caso de las variables que presentaron esta situación, todas se ubicaron dentro del segundo grupo ($D_{ln} \leq D_n$), por lo tanto se consideraron como distribución lognormal.

Estos resultados concuerdan con los presentados por otros investigadores, quienes encuentran que para el $N-NO_3^-$ la distribución más apropiada es la lognormal (3, 4, 13, 14, 16, 18, 22). Por el contrario, Souza *et al.* (16) muestran que en el área en que desarrollaron su estudio, la MO sigue una distribución lognormal. Cambardella *et al.* (4), describieron la variabilidad espacial de parámetros biológicos, químicos y físicos en dos sitios, y encontraron que N- total y $N-NO_3^-$ en un sitio, los datos de estas variables seguían una distribución que se aproxima a una normal, mientras que en el otro sitio no presentan esta distribución.

Penney *et al.* (13) consideran que cuando se presenta una asimetría positiva en la distribución de los datos se puede incurrir en un error sistemático cuando se utiliza una muestra compuesta para el análisis de suelos y posterior recomendación de fertilizantes. Como causa de la asimetría positiva, estos

mismos autores la relacionan con la presencia de pequeñas áreas con alto nivel de nutrientes originado por la redistribución de estos en las aguas de percolación y escorrentía, aplicación de abono sobre áreas problema, y la remoción no uniforme de nutrientes por el cultivo. Cuando se utiliza la media aritmética proveniente de una muestra con asimetría positiva, se puede estimar de manera errónea el nivel de los nutrientes disponibles reportados en el análisis de suelos, debido a que este valor estará afectado por los pocos valores extremos en los datos. Penney *et al.* (13) demostraron este error al analizar los datos de K de un sitio muestreado intensivamente; la recomendación oficial era no fertilizar este campo con K; sin embargo, un 66% del campo muestreado presentaba un nivel marginal a bajo de este elemento. Las pequeñas áreas muestreadas con un nivel alto de K sobrestimaban el nivel promedio del campo. En igual sentido, Dow and James, citado por Penney *et al.* (13), encontraron que cuando el campo se fertiliza de acuerdo al nivel promedio del análisis de suelos comparado con un muestreo intensivo en cuadrícula resulta en una sub-fertilización de un porcentaje del campo. La cantidad total de fertilizante recomendado fue siempre mayor cuando estaba basada en el muestreo en cuadrícula comparado con el de la muestra compuesta.

Reus *et al.* (15), encontraron que la media geométrica representa el contenido de $N-NO_3^-$ de un campo muestreado mejor que la media aritmética. En la Figura 5, se presenta la distribución de frecuencias de las variables analizadas.

Con base en los límites de coeficientes de variación propuestos por Warrick y Nielsen (22), para la clasificación de las propiedades del suelo se encontró que MO y N total tienen baja variación (C.V. $< 12\%$) en Naranjal y San Roque; mientras que en Paraguaicito y Maracay estas mismas variables presentaron variación media (C.V. entre 12 y 60%). El

N-NO₃⁻ presentó variación media en Maracay, Naranjal y San Roque; por el contrario, en Paraguaicito esta variable presentó alta variación (C.V.> 60%).

Al comparar los coeficientes de variación de las variables en los cuatro lotes experimentales se puede observar que los lotes de Paraguaicito y Maracay pertenecientes a la unidad de uso y manejo *Montenegro*, presentaron una mayor heterogeneidad que los lotes de Naranjal y San Roque de la unidad *Chinchiná* (Tabla 3).

Estos resultados concuerdan con muchos otros presentados en diversos estudios, en donde se evidencia que variables como el fósforo y los cationes intercambiables tienen una alta variación debida a las prácticas de manejo como la fertilización, mientras que variables como pH y los porcentajes de arenas, limos y arcillas son poco afectados por factores extrínsecos; así mismo, parámetros como materia orgánica, N total, N-NO₃⁻ conforman un grupo intermedio (1, 5, 10, 12, 15). En nuestro caso, la fertilización puede producir la alta variación encontrada en los datos de N-NO₃⁻, mientras que la baja variación de la MO y el N total se puede deber al poco efecto que tiene las prácticas de cultivo como la fertilización.

2. Análisis geoestadístico. El análisis geoestadístico mostró diferencias en la dependencia espacial de las propiedades del suelo. En la Tabla 4 se presenta los parámetros geoestadísticos de las variables. En Paraguaicito, los semivariogramas (Figura 6) para N-NO₃⁻ y N total indicaron dependencia espacial. En el caso de la MO, la semivarianza se mantuvo estable con los incrementos de la distancia, reflejando la ausencia de dependencia espacial. Para analizar el grado de dependencia espacial de las variables se utilizó la clasificación de Cambardella *et al.* (4), quienes consideran una fuerte dependencia espacial cuando el semivariograma tiene un efecto nugget ≤25% de la semivarianza total, dependencia espacial moderada cuando el efecto nugget está entre el 25 y 75%, y débil dependencia espacial cuando el efecto nugget es mayor del 75%.

Para el caso de Paraguaicito las variables presentaron moderada dependencia espacial (44 y 28% para N-NO₃⁻ y N total, respectivamente). El alcance de la dependencia espacial o rango es otro atributo importante en el estudio del semivariograma e indica la máxima distancia que una variable está correlacionada espacialmente. Los rangos encontrados para las variables N-NO₃⁻ y N total en Paraguaicito fueron 102 y 28 metros, respectivamente.

Tabla 3. Rangos de coeficientes de variación para las variables en los lotes.

	Paraguaicito	Maracay	Naranjal	San Roque
Baja variación C.V. < 12%			MO N total	MO N total
Variación media C.V. entre 12-60%	MO	MO N total N-NO ₃ ⁻	N-NO ₃ ⁻ N total	N-NO ₃ ⁻
Alta variación C. V. > 60%	N-NO ₃ ⁻			

En Maracay los semivariogramas (Figura 6), de las variables analizadas presentaron dependencia espacial: N-NO₃⁻ fuerte dependencia espacial (23%), N total y MO moderada dependencia espacial (49 y 27%, respectivamente). Los rangos fueron de 146m para N-NO₃⁻, 74m para N total y 53m para MO.

En Naranjal (Figura 6), solamente la MO presentó moderada dependencia espacial (28%). En el caso de N-NO₃⁻ y N total los modelos de los semivariogramas fijados fueron lineales, lo que indica ausencia de dependencia espacial. El rango de la variable espacialmente dependiente fue de 31m.

En San Roque (Figura 6), el N-NO₃⁻ no presentó dependencia espacial mientras que

N total y MO presentaron moderada dependencia espacial (42 y 31% respectivamente). Los rangos fueron de 40 y 42m para N total y MO.

Estos resultados sugieren que los parámetros de fertilidad analizados en este trabajo tienen diferentes rangos de correlación espacial dentro del mismo lote y aún entre lotes. Para el caso del N-NO₃⁻, por ser un ion muy móvil dentro de la solución del suelo, su patrón de variación está influenciado por la época de muestreo. Para las otras variables se considera que tienen poca variación temporal, por lo que su determinación no está influenciada por la época de muestreo, y por tanto, las diferencias encontradas en los rangos de correlación espacial pueden estar más relacionadas con

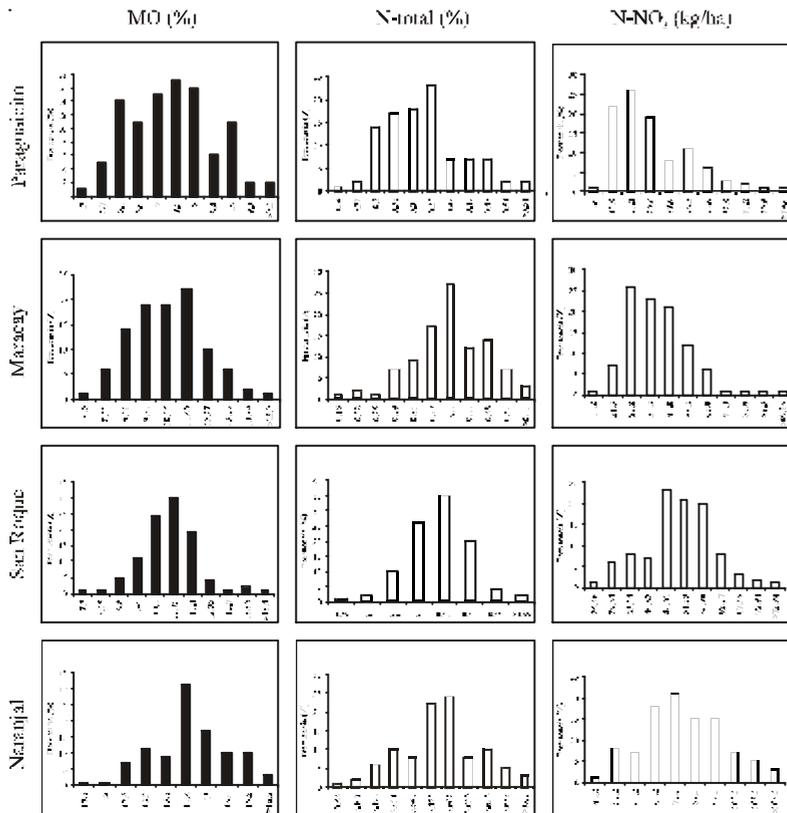


Figura 5. Distribución de frecuencia para las variables en los lotes.

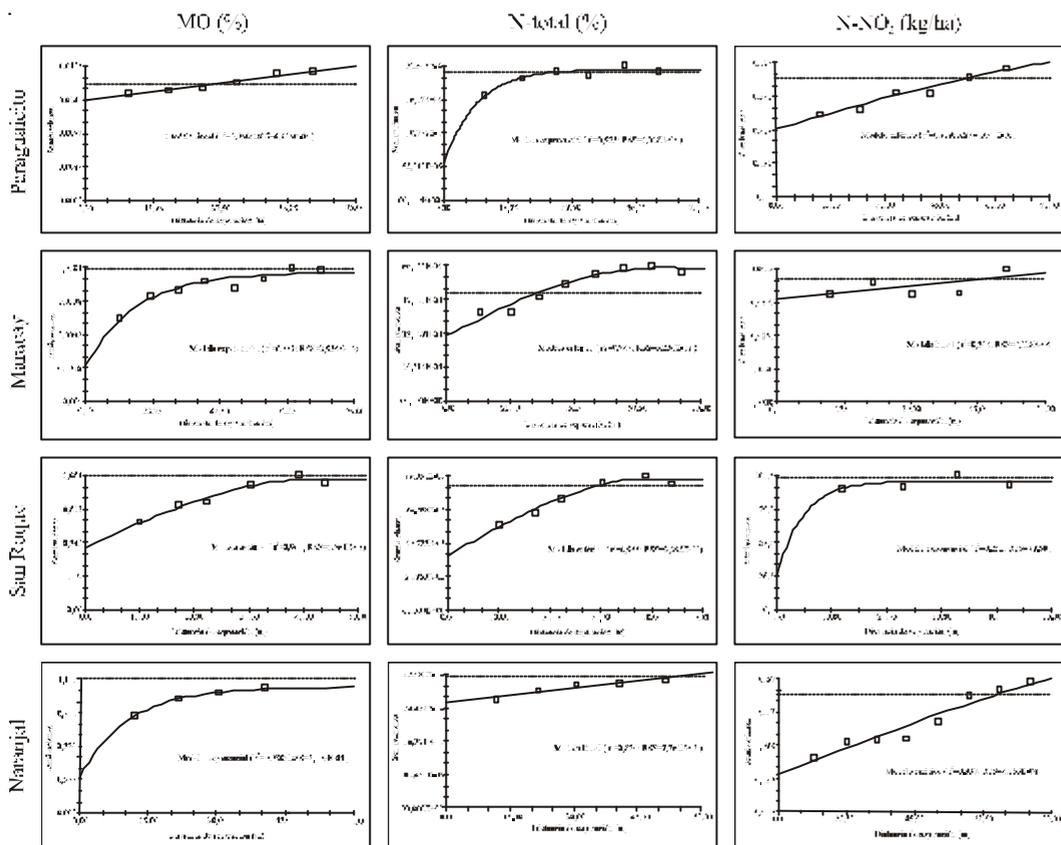


Figura 6. Semivariogramas de las variables analizadas en los lotes.

Tabla 4. Parámetros geoestadísticos de las propiedades del suelo.

Variable	Modelo	Sill	Nugget (%)	Rango (m)	Clase espacial
N-NO ₃ ⁻	Esférico	0,4984	44	102	M
N total	Exponencial	0,00059	28	28	M
MO	Lineal	**	**	**	**
MARACAY					
N-NO ₃ ⁻	Esférico	0,1722	23	146	F
N total	Esférico	0,0065	49	74	M
MO	Exponencial	0,0176	27	53	M
NARANJAL					
N-NO ₃ ⁻	Lineal	**	**	**	**
N total	Lineal	**	**	**	**
MO	Exponencial	1,08	28	31	M
SAN ROQUE					
N-NO ₃ ⁻	Lineal	**	**	**	**
N total	Esférico	0,0021	42	40	M
MO	Exponencial	0,9630	31	42	M

los efectos del paisaje.

LITERATURA CITADA

1. ARROUAYS, D.; MARTIN, S. ; LEPRETRE, A. ; BOURENNANE, H. Short-range spatial variability of metal contents in soil on a one hectare agricultural plot. *Communications in Soil Science and Plant Analysis* 31 (3-4): 387-400. 2000.
2. BERNDTSSON, R.; BAHRI, A.; JINNO, K. Spatial dependence of geochemical elements in a semiarid agricultural field: II Geostatistical properties. *Soil Science Society of American Journal* 57: 1323-1329. 1993.
3. CAHN, M.D.; HUMMEL, J. W.; BROUER, B. H. Spatial analysis of soil fertility for site-specific crop management. *Soil Science Society of American Journal* 58: 1240-1248. 1994.
4. CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. *Soil Science Society of American Journal* 58: 1501-1511. 1994
5. CHIEN, Y.; LEE, D.; GUO, H.; HOUNG, K. Geostatistical analysis of soil properties of mid-west Taiwan soils. *Soil Science* 162(4): 291-298. 1997.
6. FEDERACIÓN NACIONAL DE CAFETEROS DE COLOMBIA - FEDERACAFÉ. BOGOTÁ. COLOMBIA. Caracterización agroecológica Subestación Experimental La Catalina (Pereira-Risaralda). Bogotá, FEDERACAFÉ, 1997. 58p.
7. HAMLETT, J. M.; HORTON, R.; CRESIE, N. A. C. Resistant and exploratory techniques for use in semivariogram analyses. *Soil Science Society of American Journal* 50: 868-875. 1986.
8. HAVLIN, J. L.; BEATON, J. D.; TISDALE, S. L.; NELSON, W. L. Soil fertility and fertilizers. An introduction to nutrient management. 6. ed. Upper Saddle River. Prentice Hall, 1999. 499 p.
9. KRAVCHENKO, A.; BULLOCK D. G. A comparative study of interpolation methods for mapping soil properties. *Agronomy Journal* 91:393-400. 1999.
10. OLIVEIRA, J. J.; CHAVES, L. H.; QUEIROZ, J. E.; LUNA, J.G. Variabilidade espacial de propriedades químicas em um solo salino-sódico. *Revista Brasileira de Ciencia do Solo* 23(4):783-789. 1999.
11. PARKIN, T. B. Spatial variability of microbial processes in soil: a review. *Journal of Environmental Quality* 22:409-417. 1993.
12. PAZ, A.; TABOADA, M. T.; GÓMEZ, M. J. Spatial variability in topsoil micronutrient contents in a one-hectare cropland plot. *In: Hood, T.; Jones Junior, J.B. (Eds.). Soil and plant analysis in sustainable agriculture and environment.* Nueva York, Marcel Dekker, 1997. p.305-330.
13. PENNEY, D. C.; NOLAN, S. C.; MCKENSIE, R. C.; GODDARD, T. W.; KRZANOWSKI, L. Yield and nutrient mapping for site specific fertilizer management. *In: Hood, T.; Jones Junior, J.B. (Eds.). Soil and plant analysis in sustainable agriculture and environment.* Nueva York, Marcel Dekker, 1997. p. 741-755.
14. REUSS, J. O.; SOLTANPOUR, P. N.; LUDWICK, A. E. Sampling distribution of nitrates in irrigated fields. *Agronomy Journal* 56:1824-1830. 1992.
15. SOUZA, L. S.; COGO, N. P.; VIEIRA, S. R. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. *Revista Brasileira de Ciencia do Solo* 21:367-372. 1997.
16. STARR, J. L.; PARKIN, T. B.; MEISINGER, J. J. Sample size consideration in the determination of soil nitrate. *Soil Science Society of American Journal* 50:868-875. 1986.
17. SUÁREZ V., S.; ÁLVAREZ J., O. J.; BALDIÓN R., J. V. Estudio detallado de suelos y clima Estación Central Naranjal. Chinchiná, Cenicafé, 1994. 87p.
18. TABOR, J. A.; WARRICK, A. W.; MYERS, D. E.; PENNINGTON, D. A. Spatial variability of nitrate in irrigated cotton. II. Soil nitrate and correlated variables. *Soil Science Society of American Journal* 49: 390-394. 1985
19. TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Advances in Agronomy* 38:45-94. 1985.
20. URIBE H., A.; MESTRE M., A. Efecto del nitrógeno, fósforo y potasio sobre la producción de café. *Cenicafé* 27(4): 158-173. 1976.
21. WHITE, R. E.; HAIGH, R. A.; MACHUFFE, J. H.. Frequency distributions and spatially dependent variability of ammonium and nitrate concentrations in soil under grazed and ungrazed grassland. *Fertilizer Research* 11: 193-394. 1987.
22. YOST, R. S.; UEHARA, G.; FOX, R. L. Geostatistical analysis of soil chemical properties of large land areas. I. Semi-variograms. *Soil Science Society of American Journal* 46: 1033-1037. 1982.