

Variabilidad espacial de propiedades edáficas y su relación con el rendimiento en un cultivo de papa (*Solanum tuberosum* L.)

The spatial variability of some soil properties and their relationship with varying production in potato crop (*Solanum tuberosum* L.)

Juan D. Muñoz¹, Luis J. Martínez² y Ramón Giraldo³

Resumen: Se efectuó una investigación con el fin de modelar la variabilidad espacial de algunas propiedades del suelo y su relación con la variación de la producción en un cultivo de papa (*Solanum tuberosum* L.), como base para identificar algunos indicadores de calidad de suelos en el departamento de Cundinamarca, región andina de Colombia. Mediante la realización de diversos análisis espaciales se encontró una alta variabilidad espacial de las propiedades del suelo y de la producción dentro del lote. Por otra parte, se encontró que el pH, la suma de bases y saturación de Al son las características de mayor influencia sobre el rendimiento, por lo tanto, pueden ser utilizadas como indicadores de calidad del suelo, bajo las condiciones del estudio. Con relación al muestreo, las redes, con 14 y 26 puntos, distancias entre puntos de 30 x 30 y 15 x 30, tuvieron varianzas de predicción aceptables y costos razonables, por lo tanto, se consideran apropiadas para las condiciones del estudio.

Palabras claves adicionales: análisis espacial, geoestadística, SIG, red de muestreo, indicador de calidad de suelo

Abstract: The spatial variability of some soil properties and their relationship with varying production in potato crop (*Solanum tuberosum* L.) was modelled as the basis for identifying some soil quality indicators in Cundinamarca department, Colombia, Andean region. Spatial analysis revealed high spatial variability in soil properties and production among lots. It was also found that pH, the sum of exchangeable bases, and aluminum saturation were the characteristics that most influenced yield. They could, thus, be used as indicators of soil quality in the conditions employed for this study. Sampling networks having 14 and 26 points (30 m x 30 m and 15 m x 30 m distances between points) presented acceptable prediction variation and returned reasonable costs, thereby being considered suitable for the conditions used in this study.

Additional key words: spatial analysis, geostatistics, GIS, sampling network, soil quality indicator

Introducción

MANTENER LA CALIDAD DEL SUELO es uno de los objetivos de la sostenibilidad de la agricultura (Bouma, 2002), para lo que se requieren indicadores que permitan saber si las formas actuales de uso y manejo se acercan o se alejan de los objetivos de la sostenibilidad, con el fin de introducir los cambios necesarios (Dumanski y Pieri, 2000). La calidad del suelo se ha definido como una condición que le permite funcionar dentro de los límites de ecosistemas naturales o manejados para mantener la

productividad animal y vegetal, mantener o mejorar la calidad del agua y del aire y la salud y el hábitat para los humanos (Karlen y Stott, 1994).

Para identificar indicadores de calidad de suelos se requiere conocer la relación existente entre las propiedades de éste y el desarrollo y producción de los cultivos, y es una de las estrategias básicas para lograr mayor eficiencia en la producción agrícola (Cassel *et al.*, 2000). La producción de los cultivos varía dentro de los lotes, como consecuencia de la variación que presentan diver-

Fecha de recepción: 22 de agosto de 2006

Aceptado para publicación: 30 de noviembre de 2006

¹ Investigador asistente, Facultad de Agronomía, Universidad Nacional de Colombia, Bogotá. e-mail: jdmunozr@unal.edu.co

² Profesor asociado, Facultad de Agronomía, Universidad Nacional de Colombia, Bogotá. e-mail: ljmartinezm@unal.edu.co

³ Profesor asistente, Facultad de Ciencias, Universidad Nacional de Colombia, Bogotá. e-mail: rgiraldoh@unal.edu.co

Los factores, entre ellos, las propiedades del suelo y las prácticas agronómicas (Godwin y Miller, 2003; Taylor *et al.*, 2003). Conocer dicha variabilidad permite definir factores limitantes, formas adecuadas para la aplicación de fertilizantes y otros insumos y establecer prácticas de manejo y de conservación del suelo.

Sobre la variabilidad espacial de los suelos se han realizado numerosos estudios; sin embargo, sólo recientemente se ha dado énfasis al estudio de la relación entre la variación del suelo y el desarrollo y la producción de los cultivos. Algunos trabajos se han enfocado principalmente a la agricultura de precisión (Jaynes y Colvin, 1997), buscando aumentar la eficiencia y la sostenibilidad de la producción. En un estudio se evaluó el comportamiento del algodón en relación a la variación del suelo, los mapas obtenidos mediante *kriging* resultaron ser buenos indicadores del rendimiento (Kravchenko y Bullock, 2002), y la variación en la topografía se relacionó con los rendimientos de soya (Johnson *et al.*, 2002). Por su parte, Sousa y Pereira (1999) analizaron los requerimientos hídricos del cultivo de la papa mediante procedimientos geoestadísticos usando un sistema de información geográfica, SIG. Igualmente, los estudios de variabilidad se consideran importantes para entender procesos de degradación de suelos (Martínez y Zinck, 1994; Martínez y Zinck, 2004) o de su conservación (Dercon *et al.*, 2003).

Este trabajo es parte de un proyecto que busca desarrollar un modelo para evaluar la calidad de las tierras dedicadas al cultivo de la papa y que integra tecnologías de información geográfica, análisis espaciales y datos de campo, de manera que se pueda monitorear el estado de las tierras. El objetivo de este estudio fue conocer la variabilidad espacial de algunas propiedades del suelo y su relación con la variación de la producción, como base para identificar algunos indicadores de calidad de suelos.

Materiales y métodos

El estudio se realizó en el municipio de Zipaquirá (Cundinamarca), en un lote de 1,3 ha cultivado con papa (*Solanum tuberosum* L.), localizado a 05° 06' 35" norte y 74° 02' 35" oeste y altitud de 3.329 msnm. El suelo era un Typic Melanudans, medial, mixto, isomésico (Ávila, 2005). El relieve es quebrado, con pendientes de 12% a 25% y presencia en algunos sectores de erosión hídrica laminar en grado ligero a moderado; los suelos son profundos, de texturas finas a moderadamente gruesas, fuertemente ácidos, con alta capacidad de intercambio

de cationes, saturación de Al de media a alta y contenidos bajos de Ca, P, Mg y K. El clima presenta temperatura media, que varía entre 8 y 12 °C y precipitación promedio anual de 900 mm.

Recolección y análisis de datos

Para el muestreo se diseñó una red regular de 15 x 15 m. El muestreo de suelos se realizó un mes después de la germinación del cultivo, a distancias de 15 x 30 m, para un total de 27 muestras. En cada punto se tomaron 5 submuestras —una central y 4 separadas a un metro— en cada eje cardinal, siguiendo la metodología propuesta por Martínez y Zinck (1994); luego se mezclaron y se obtuvo una muestra compuesta, que fue analizada en el laboratorio. El muestreo de las variables del cultivo se realizó a distancias de 15 x 15 m, para un total de 52 muestras. El porcentaje de daño causado por el patógeno *Phytophthora infestans* se calculó como el promedio de porcentajes de daño de 5 plantas alrededor de cada punto muestral. El valor en cada planta se obtuvo mediante escalas de área foliar afectada. Un procedimiento similar se usó para evaluar el daño causado por el insecto minador *Lyriomiza* sp. El rendimiento se midió como el peso promedio de tubérculos por planta, obtenido con base en 5 plantas tomadas alrededor de cada punto de muestreo (Burrows *et al.*, 2002).

El pH se midió con el potenciómetro en relación 1:1 suelo:agua; el C orgánico se determinó por el método de Walkley-Black; los cationes Ca, Mg, Na y K se extrajeron con acetato de amonio 1 N a pH 7 y se valoraron por espectrofotometría de absorción atómica; la capacidad de intercambio catiónico se determinó al desplazar el amonio (NH₄) intercambiado con NaCl 1 M y con valoración volumétrica; el Al y el H de cambio se extrajeron con KCl 1 M y se les realizó valoración volumétrica; el P se determinó siguiendo la técnica de Bray II y la textura, por el método de Bouyoucos (IGAC, 1990).

En la figura 1 se muestran los principales análisis de los datos. En la etapa inicial se calcularon las medidas de localización y variabilidad para describir de manera global los datos, utilizando el software SAS. Luego se hicieron análisis geoestadísticos sobre cada una de las variables y sobre ejes factoriales resultantes de hacer análisis de componentes principales (Digby y Kempton, 1992), con las variables de mayor correlación. Lo anterior permitió identificar el comportamiento de cada variable en el lote y establecer relaciones entre ellas.

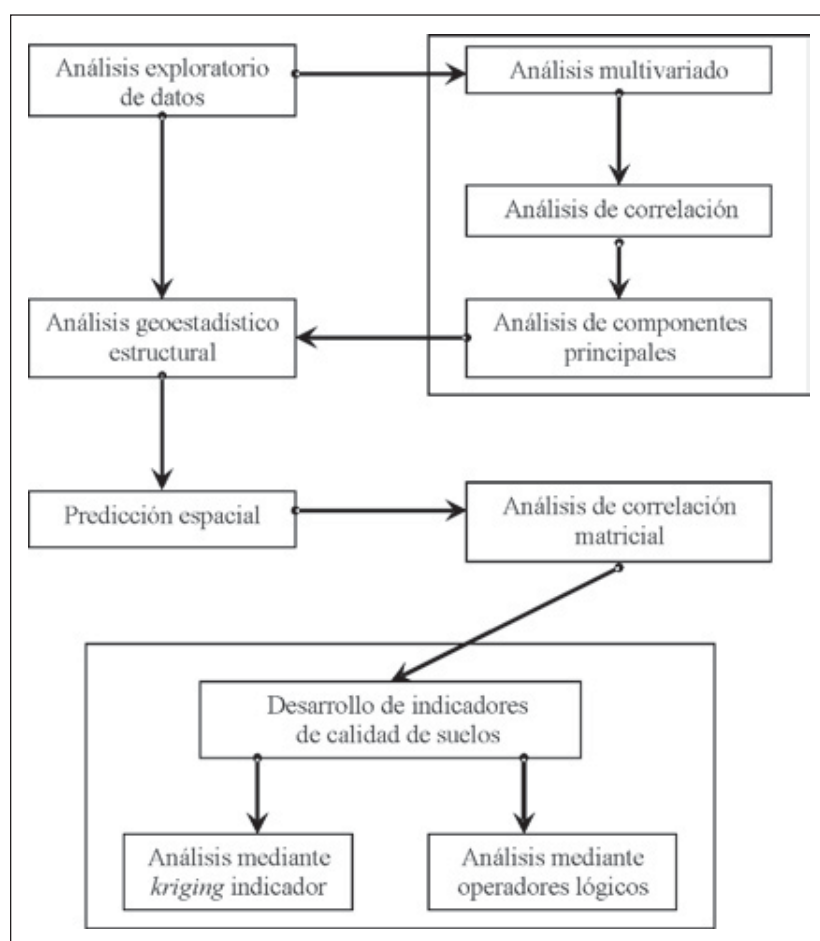


Figura 1. Diagrama con los procedimientos de análisis aplicados en el estudio.

En la etapa de modelación geoestadística, primero se calcularon semivariogramas experimentales a través de la ecuación (Cressie, 1993):

$$\gamma(h) = 1/[2n(h)] \sum [z(x_i+h) - z(x_i)]^2 \quad (1)$$

donde $z(x_i)$ es el valor de la variable en un sitio x_i , $z(x_i+h)$ es otro valor muestral separado del anterior por una distancia h y $n(h)$ es el número de parejas que se encuentran separadas por dicha distancia. Los modelos teóricos se ajustaron usando regresión no lineal (Draper y Smith, 1983) con los softwares Geo-EAS (Englund y Sparks, 1991) y GS+ (Gamma Design, 1995). Luego se efectuó análisis de interpolación mediante *kriging*, utilizando el software ArcGIS (Esri, 2001), según la ecuación:

$$z^*(x_0) = \sum \lambda_i z(x_i), \quad \text{con} \quad \sum \lambda_i = 1 \quad (2)$$

Esta ecuación indica que la predicción en cada punto no muestreado (x_0) es calculada como una combinación lineal de los n datos muestrales $z(x_i)$. Se considera que

$z^*(x_0)$ es el mejor predictor, porque los pesos o ponderaciones (λ_i) se obtienen de tal manera que minimizan la varianza del error de predicción, cuya estimación está dada por:

$$\sigma_0^2 = \sum \lambda_i \gamma_{i0} + \mu \quad (3)$$

En donde $\gamma_{i0} + \mu$ es la mitad del multiplicador de Lagrange empleado para la restricción dada en (1) y γ_{i0} es igual a $\gamma(h)$ calculado para la distancia entre la observación muestral i -ésima y el punto donde se desea hacer la predicción.

Como criterios de bondad de ajuste, para la escogencia de los mejores modelos de semivarianza se utilizó el coeficiente de determinación (r^2) y algunas medidas resultantes de hacer validación cruzada (Esri, 2001): el promedio del error de predicción, la desviación estándar del error de predicción, la desviación estándar de los errores de predicción estandarizados y el promedio de los errores estándar de predicción del *kriging*.

Con el fin de establecer relaciones espaciales entre las propiedades del suelo y el rendimiento, se calcularon los coeficientes de correlación de Pearson con los datos obtenidos en cada punto. También, se calcularon las correlaciones entre los mapas *raster* obtenidos con la función matriz de correlación del software Ilwis (ITC, 1997).

Se realizaron una aproximación para obtener los indicadores de calidad del suelo mediante *kriging* indicador (Smith *et al.*, 1994) y operaciones lógicas entre los mapas del rendimiento y los de las variables que se correlacionaron con éste.

Resultados y discusión

Variabilidad de propiedades edáficas y agronómicas

Las condiciones sanitarias en el cultivo fueron buenas, como lo muestran los bajos porcentajes de daño por *P. infestans* y de *Lyriomiza sp.* (tabla 1). Comparando los promedios de las características del suelo (tabla 1) con los requerimientos nutricionales del cultivo de la papa

Tabla 1. Resumen de los estadísticos descriptivos para cada variable.

Variable	Media	ds	Mínimo	Máximo	cv (%)
Variables edáficas n = 27					
Reacción del suelo - pH	4,4	0,2	4,1	4,8	4,4
Carbono orgánico (%)	15,8	1,4	13,2	18,3	9,0
Suma de bases cambiables (cmol·kg ⁻¹)	6,5	1,4	3,7	9,3	21,3
Saturación de aluminio (%)	17,4	6,5	6,8	29,5	37,5
Capacidad de cambio catiónico (cmol·kg ⁻¹)	51,2	3,9	44,0	58,9	7,6
Fósforo (mg·kg ⁻¹)	132,9	45,3	56,7	214,7	34,0
Arcillas (%)	7,1	1,4	4,5	9,7	19,7
Limos (%)	23,8	3,9	14,4	29,6	16,3
Arenas (%)	69,0	4,5	61,5	77,4	6,5
Variables agronómicas n = 52					
Rendimiento (kg/sitio)	14,1	3,2	6,7	20,7	22,5
<i>Phytophthora infestans</i> (%)	5,4	5,0	0,2	25,0	93,1
<i>Lyriomiza</i> sp. (%)	2,6	2,3	0	10,6	86,6

ds: desviación estándar. cv: coeficiente de variación.

(Instituto Colombiano Agropecuario, 1992), se evidencia que el pH es bajo, el Al intercambiable y la saturación de Al son medios a bajos, el contenido de bases totales es bajo a medio y la relación entre cationes es normal. Por su parte, el contenido de materia orgánica es alto debido a las bajas temperaturas en la región, que generan procesos de mineralización lentos (IGAC, 1995). La capacidad de intercambio catiónico es muy alta, lo que se explica por los altos contenidos de materia orgánica y de minerales amorfos provenientes de cenizas volcánicas. El contenido promedio de P disponible es muy alto y se puede deber a la excesiva fertilización fosfórica que reciben los cultivos de papa, ya que el mismo tipo de suelo en condiciones de bosque natural presentó contenidos bajos de P (alrededor de 10 mg · kg⁻¹), como se reporta en el estudio de Ávila (2005).

El pH, el C orgánico y la capacidad de intercambio catiónico presentaron coeficientes de variación (cv) bajos (< 10%), al ser comparados con las demás variables; esto coincide con otros estudios (Martínez y Zinck, 1994) que han reportado cv bajos para estas variables. La suma de bases, la saturación de Al, el P y el rendimiento presentaron cv medios (20%-40%). Wilding y Drees (1983) encontraron cv bajos para bases totales y concentración de Al y consideran que las variables edáficas químicas presentan por lo general la mayor variación; Ritz *et al.* (2004) encontraron coeficientes altos para P. Aunque no existe información previa sobre la variación de los rendimientos del cultivo de papa dentro

del lote, se considera que se presentó variación media. Los porcentajes de daño por *P. infestans* y por *Lyriomiza* sp. presentaron los mayores cv, lo que puede deberse al hecho de que se trata de poblaciones biológicas que dependen de nichos específicos, generando distribuciones dispersas y patrones agregados.

Ajuste de modelos de semivarianza

Se ajustaron los modelos de semivarianza para cada variable (tabla 2), se generaron los semivariogramas respectivos (figura 2) y se encontró que las variables evaluadas presentan estructura de autocorrelación espacial.

Tabla 2. Modelos y parámetros del variograma estimados para cada variable.

Variable	Modelo	Nugget (Co)	Sill (Co+C)	Rango (Ao)	r ²
<i>Phytophthora infestans</i>	Lineal	13,70	33,02	107,0	0,68
<i>Lyriomiza</i> sp.	Goussiano	2,28	11,56	104,6	0,96
Rendimiento	Esférico	4,32	10,53	39,6	0,69
pH	Esférico	0,0065	0,0384	34,2	0,83
Carbono orgánico	Lineal	1,31	2,37	89,3	0,84
Suma de bases cambiables	Esférico	0,096	2,10	27,8	0,64
Saturación de aluminio	Esférico	3,60	46,31	26,5	0,41
Capacidad cambio catiónico	Esférico	0,54	17,22	96,7	0,98
Fósforo	Esférico	7,67	2233	48,4	0,79

Co: efecto nugget; Co+C: meseta (sill); Ao: rango; r²: coeficiente de determinación.

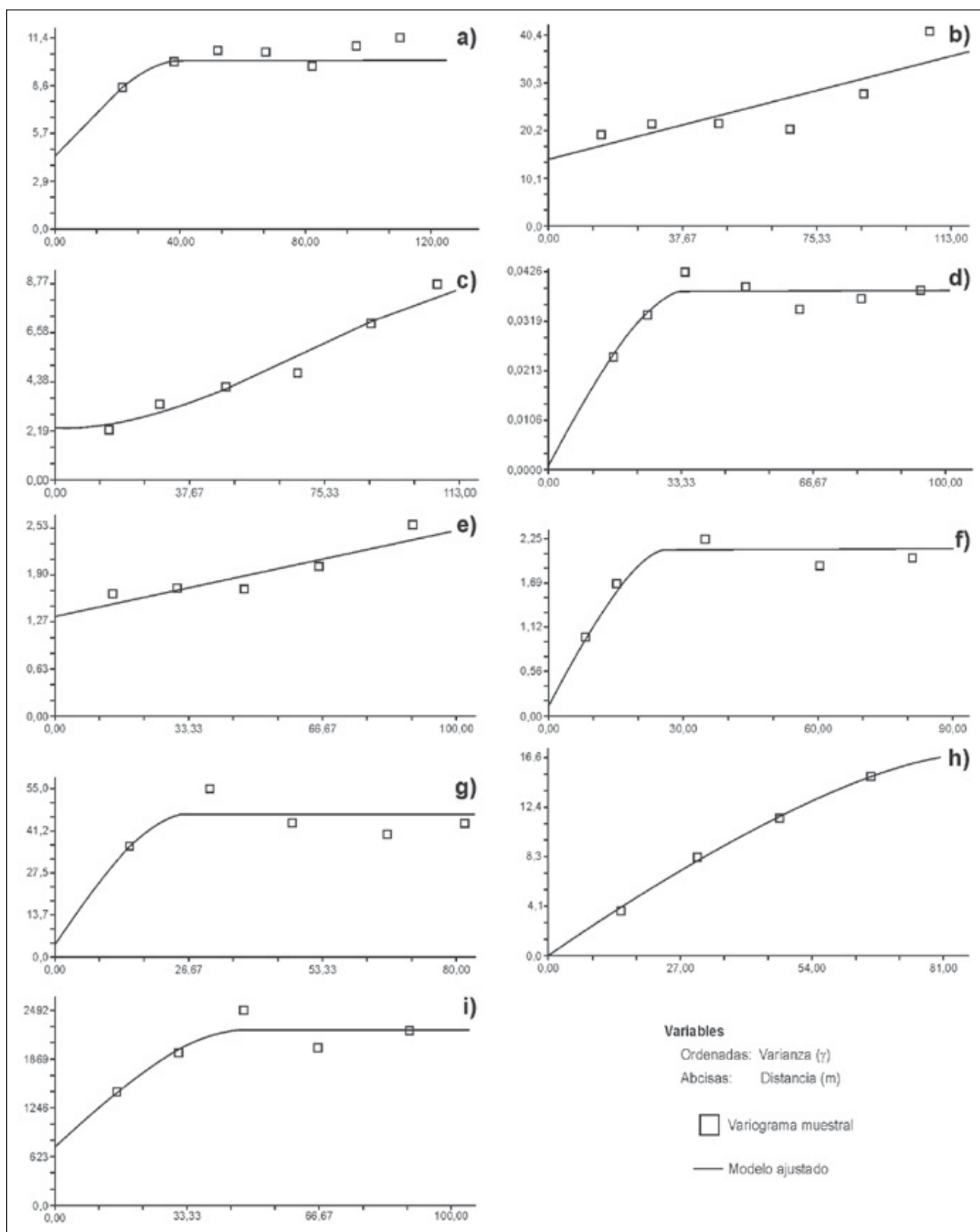


Figura 2. Semivariogramas experimentales y ajuste de los modelos para cada variable. a) Rendimiento; b) *Phytophthora infestans*; c) *Lyriomiza sp.*; d) pH; e) carbono orgánico; f) suma de bases cambiables; g) saturación de aluminio; h) capacidad de cambio catiónico; i) fósforo.

Los rangos obtenidos varían entre 26,5 m y 107,0 m (tabla 2). Algunas variables presentaron distancias de dependencia espacial moderadas a largas, como el daño por *P. infestans*, el daño por *Lyriomiza sp.*, el C orgánico y la capacidad de cambio de cationes, mientras que otras variables mostraron pérdida de dependencia espacial a distancias cortas, en las que la autocorrelación resulta débil; tal es el caso del rendimiento, el pH, la suma de bases, la saturación de Al y el P.

Los rangos altos en el porcentaje de daño por *P. infestans* y por *Lyriomiza sp.* indican que el proceso de autocorrelación espacial es fuerte, lo que puede deberse a que la distribución poblacional de organismos vivos responde a fenómenos que varían a distancias superiores a las muestreadas, como temperatura, humedad o geomorfología del terreno, coincidiendo con los resultados de Lecoustre *et al.* (1989) en poblaciones de otros organismos biológicos.

Los rangos bajos para pH, saturación de Al y suma de bases mostraron débil autocorrelación espacial debido a la incidencia de factores que varían a distancias cortas, como la fertilización y las prácticas de manejo del cultivo. Goovaerts (1998) encontró modelos esféricos con rangos de dependencia bajos para el pH y similares a este estudio. El C orgánico presentó un rango medio similar al de la capacidad de cambio catiónico, lo que indica que estas variables están siendo afectadas por factores que varían a distancias superiores de las muestreadas, como la pendiente y la forma del terreno; resultados similares han sido reportados en otras investigaciones (Martínez y Zinck, 1994; Barbizzi *et al.*, 2004).

El rendimiento mostró dependencia espacial débil, con un rango corto similar al encontrado en otras investigaciones (Nielsen y Wendroth, 2003). El rango fue similar al de otras variables como pH, suma de bases y saturación de Al, indicando que puede existir una relación espacial entre el rendimiento y las otras variables, lo que es un criterio importante para definir los indicadores de calidad de suelos. Sin embargo, se debe considerar que otros factores no evaluados en este estudio también pueden haber influido en el rendimiento. El modelo ajustado para P fue esférico con rango de dependencia espacial bajo, indicando débil dependencia espacial.

La relación entre el efecto *nugget* y el *sill* permite conocer la distribución de la variabilidad. Con excepción del C orgánico, los modelos ajustados para las otras variables presentaron relaciones *nugget-sill* menores de

50% (tabla 2), es decir, que el proceso es explicado en su mayoría por la variación estructural, con lo que se consiguen mejores resultados en la interpolación. El C orgánico presentó una relación *nugget-sill* alta, que indica que una gran proporción de la variabilidad es explicada por el efecto *nugget* y que las predicciones serán menos confiables. Aunque no existe un umbral exacto para esta relación, generalmente se considera que una razón por arriba de 50% indica que el proceso podría estar variando a distancias menores que las muestreadas (Martínez y Zinck, 1994) y, como consecuencia, se pueden presentar mayores errores en la interpolación (Yemefack *et al.*, 2005); estos mismos autores recomiendan experimentar con redes muestrales más densas.

Distribución espacial de las características edáficas y agronómicas

En la figura 3 se presentan los mapas de distribución espacial para cada variable, obtenidos mediante *kriging* ordinario. Los valores más altos para el daño por *P. infestans* conforman un foco hacia la zona sureste del lote (figura 3b). Los valores variaron entre 0,2% y 25%, aunque el mayor porcentaje del área estuvo por debajo del 6%. Los valores más altos (> 5,5%) para el daño por *Lyriomiza sp.* se ubicaron desde la parte central hasta el noroeste y los menores (< 0,3%), hacia el sureste (figura 3c). La comparación visual entre el mapa de daño por *P. infestans* y el de daño por *Lyriomiza sp.* (figuras 3b y 3c) permiten detectar una relación espacial inversa entre ellas. La zona en que se encuentra el foco del patógeno presenta los valores más bajos en el daño por el insecto y viceversa. Lo anterior se puede explicar por la competencia entre los dos organismos por el consumo de la hoja como sustrato nutricional.

El rendimiento presentó los valores más altos hacia la zona central del lote, mientras en los bordes se observaron los más bajos (figura 3a) y varió entre 6,75 y 20,75 kg. Generalmente se considera que los lotes cultivados son homogéneos, sin embargo la variabilidad en el mapa de rendimiento indica una alta heterogeneidad dentro del lote evaluado. El análisis visual muestra una relación entre el mapa de rendimiento y los mapas de otras variables, lo que permite inferir algún tipo de relación espacial; este aspecto se analizará más adelante.

El pH (figura 3d) presentó los valores más altos en la zona central y al borde suroeste. Los valores altos en la zona central concuerdan con la zona de mayor producción en el mapa de rendimiento, lo que indica la exis-

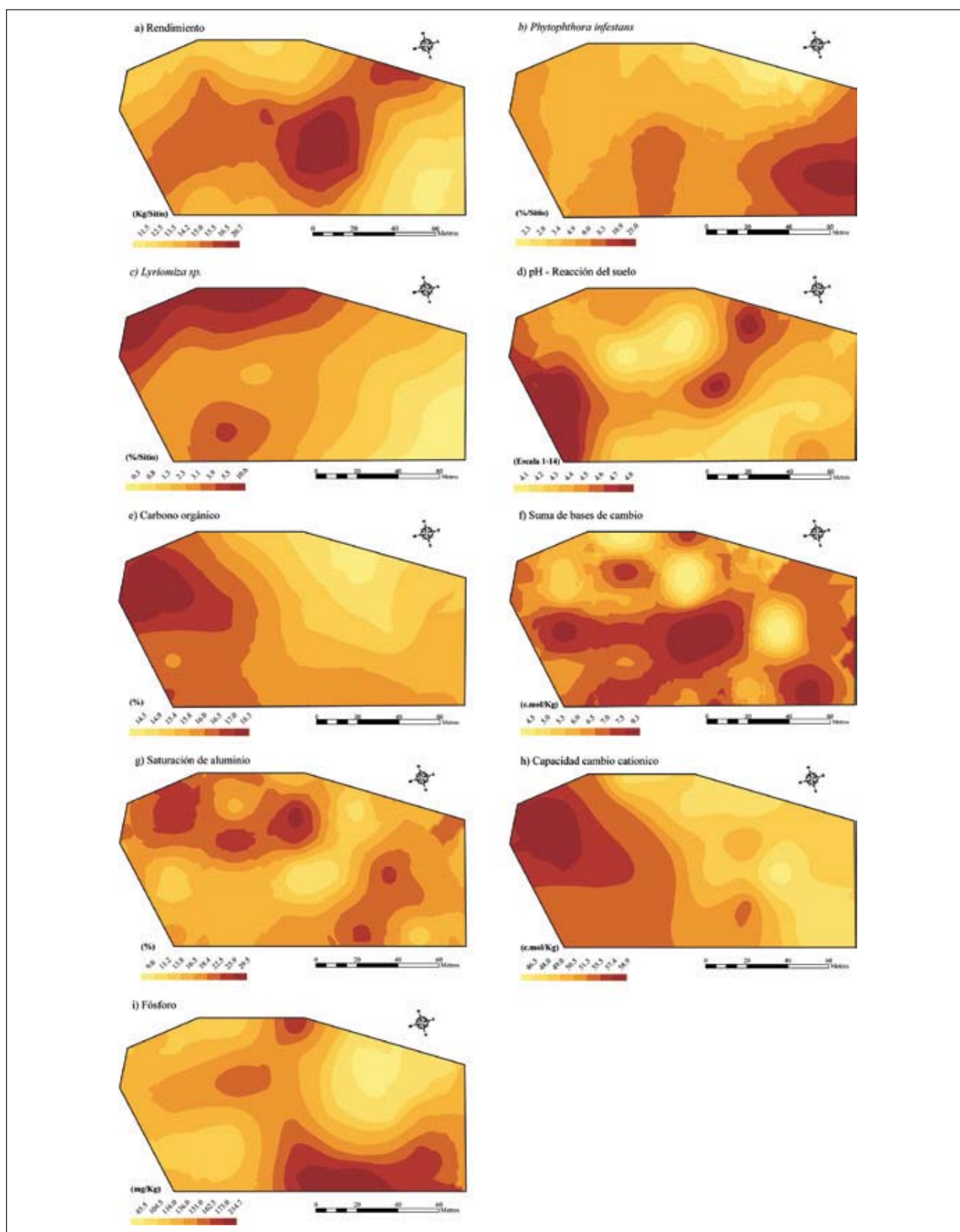


Figura 3. Mapas de distribución espacial para: a) rendimiento; b) *Phytophthora infestans*; c) *Lyrioniza sp.*; d) pH; e) carbono orgánico; f) suma de bases cambiables; g) saturación de aluminio; h) capacidad de cambio catiónico; i) fósforo.

tencia de relaciones entre las dos variables. Los valores variaron entre 4,1 y 4,8, aunque la mayor parte del área fue inferior a 4,5. En el caso de C orgánico, los datos fluctuaron entre 13,2% y 18,3%, los más altos se ubicaron en la zona noroeste (figura 3e), mientras que los más bajos hacia la región noreste. La suma de bases varió entre 3,7 y 9,3 cmol · kg⁻¹; el mapa muestra las zonas con mayor magnitud hacia la esquina sureste y hacia la zona central, muy similares en tamaño y ubicación a los patrones obtenidos en el mapa de rendimiento, lo que hace pensar que hay algún tipo de relación espacial entre dichas variables (figura 3f). Igualmente se observa relación espacial de la suma de bases con el pH y con la saturación de Al.

La saturación de Al fluctuó entre 6,85% y 29,5%. Se observa una distribución heterogénea con valores bajos en la zona central del lote, que coincide con la zona de mayores rendimientos (figura 3g). Igualmente la zona noreste con valores bajos presenta relación con la de alta producción. La capacidad de cambio catiónico varió entre 44 y 58 cmol · kg⁻¹, presenta valores altos en el borde oeste que disminuyen gradualmente hacia el este (figura 3h). En la figura 3i se observa el mapa de distribución espacial del P, que muestra zonas con magnitudes bajas hacia la zona este del lote y otras dos hacia el oeste.

En los análisis anteriores se encuentran relaciones espaciales importantes para entender y explicar parcialmente las variaciones en el rendimiento. La saturación de Al, el pH, la suma de bases parecen ser las variables que mayor incidencia tuvieron en la producción del cultivo, lo que es un criterio importante para considerarlas como indicadores de calidad del suelo en las condiciones del estudio. Sin embargo, es importante tener en cuenta que existen

otros factores que influyen sobre los rendimientos y no se tuvieron en cuenta en esta investigación.

Relación entre variables

Análisis de correlación

Los coeficientes de correlación de Pearson mostraron relaciones entre algunas propiedades del suelo (tabla 3), pero no se encontró ninguna relación significativa con el rendimiento. El pH presentó una relación directa con la suma de bases y una relación inversa con la saturación de Al y con el contenido de P. El mayor contenido de bases, principalmente de Ca, aumentó el pH por neutralización del Al. Por otra parte, la fertilización fosfórica continua y en altas cantidades generó liberación de cargas libres y, por consiguiente, aumentó la concentración de iones hidrógeno, acidificando los suelos.

El C orgánico presentó relación directa con el Al, debido a la acción de algunos compuestos orgánicos que generan acidez del suelo, como los ácidos oxálico, tartárico, láctico y málico (Hanke, 1990). El C orgánico también presentó relación directa con la capacidad de cambio catiónico, explicada por las cargas negativas que genera. Por último, se encontró relación entre el P y el C orgánico (tabla 3) ya que la materia orgánica es una fuente importante de fosfatos (Sourkova *et al.*, 2005).

Adicionalmente, se evidenció correlación inversa entre las variables daño por *P. infestans* y daño por insecto minador *Lyriomiza sp.* (tabla 3), debida a la competencia de los dos organismos por las hojas de la papa como sustrato.

Tabla 3. Coeficientes de correlación de Pearson, calculados para las interacciones entre variables agronómicas y edáficas.

Variable	Lyr	RTO	pH	co	Bases	Al	s-Al	cic	P
Phy	-0,39*	-0,24	-0,06	-0,01	0,25	0,00	-0,11	-0,13	0,18
Lyr		0,08	0,01	-0,24	-0,15	-0,17	-0,03	-0,09	-0,10
RTO			0,27	-0,02	0,14	-0,21	-0,22	0,21	-0,28
pH				-0,16	0,42*	-0,73**	-0,71**	0,09	-0,40*
co					0,10	0,59**	0,32	0,73**	0,38*
Bases						-0,50*	-0,78**	0,14	0,28
Al							0,90**	0,33	0,37*
s-Al								0,11	0,12
cic									0,12

** $P < 0,01$; * $P < 0,05$.

Phy: *Phytophthora infestans*; Lyr: *Lyriomiza sp.*; rto: rendimiento; co: carbono orgánico; Bases: suma de bases; Al: aluminio; s-Al: saturación de aluminio; cic: capacidad de intercambio catiónico; P: fósforo.

Los resultados del análisis de correlación matricial efectuado entre los mapas *raster* obtenidos mediante *kri-ging* se muestran en la tabla 4. Un resultado importante es la relación encontrada del rendimiento del cultivo con las bases (0,35), con la saturación de Al (0,36) y con el pH (0,31). Los coeficientes obtenidos son significativos ya que provienen de una población muy grande y representan zonas de asociación espacial dentro del lote. Estas relaciones muestran la importancia de la acidez del suelo y la disponibilidad de nutrientes en el rendimiento del cultivo, lo que es un criterio importante para considerar estas características como indicadores de calidad de suelos.

Tabla 4. Coeficientes de correlación para las interacciones entre los mapas raster de variables agronómicas y edáficas, calculados mediante el análisis de correlación matricial.

Variables	cic	co	Phy	Lyr	P	pH	s-Al	RTD
Bases	0,13	0,10	0,28	-0,11	0,07	0,36	-0,74	0,35
cic		0,90	-0,17	-0,11	-0,16	0,13	0,21	0,30
co			-0,14	0,10	-0,17	0,19	0,16	0,24
Phy				-0,50	0,08	-0,15	-0,13	-0,11
Lyr					-0,04	0,03	-0,07	-0,08
P						-0,45	0,16	-0,14
pH							-0,69	0,31
s-Al								-0,36

Bases: suma de bases; cic: capacidad de intercambio catiónico; co: carbono orgánico; Phy: *Phytophthora infestans*; Lyr: *Lyriomiza sp.*; P: fósforo; s-Al: saturación de aluminio; RTD: rendimiento.

Análisis de componentes principales

Los dos primeros componentes explican el 75% de la variabilidad total de los datos (tabla 5). El primer componente hace referencia a la suma de bases, el Mg y

Tabla 5. Valores reales, porcentaje de variación y porcentaje acumulado en ocho componentes principales. Análisis de componentes principales (ACP).

Componente	Valores reales	Porcentaje de variación	Porcentaje acumulado
1	3,298	47,12	47,12
2	1,953	27,90	75,02
3	0,786	11,22	86,25
4	0,431	6,17	92,42
5	0,260	3,72	96,14
6	0,214	3,06	99,21
7	0,054	0,78	100,00

el pH en sentido directo y a la saturación de Al y al H en sentido inverso. El segundo componente tiene asociación directa entre el C orgánico y la capacidad de intercambio catiónico (tabla 6).

Tabla 6. Vectores reales para cada variable, calculados para los dos componentes principales de mayor valor en el análisis de componentes principales (ACP).

Variable	Componente 1	Componente 2
pH	0,36	0,14
Carbono orgánico	-0,21	0,60
Magnesio	0,40	0,21
Suma de bases	0,44	0,30
Saturación de aluminio	-0,52	-0,05
Hidrógeno	-0,41	0,25
Capacidad de cambio catiónico	-0,11	0,63

Se calcularon los valores de los dos primeros componentes en cada punto muestral y con éstos se realizaron los mapas de variación espacial para cada componente (figura 4). El primer componente representa la acidez del suelo y participó con 47,1% de la variación total; en el mapa se pueden identificar algunas zonas con problemas de acidez que requieren un manejo específico con el fin de mejorar las condiciones para el cultivo. La región cen-

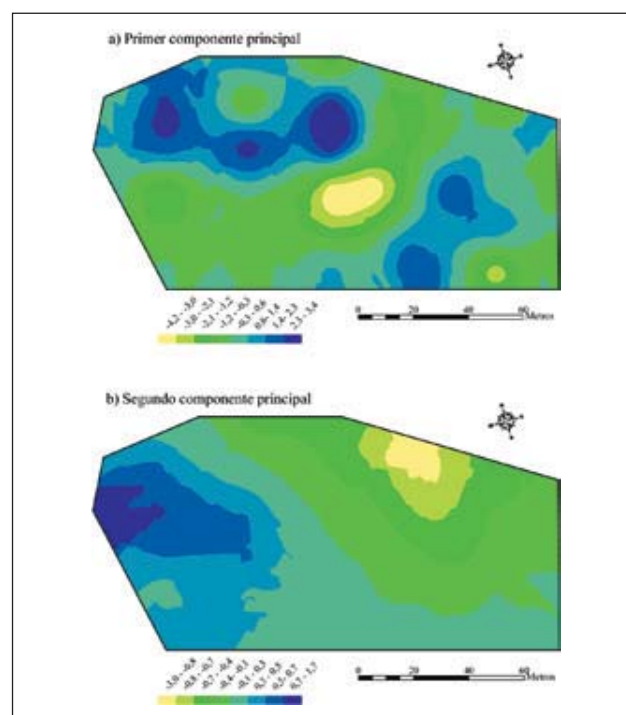


Figura 4. Mapas de distribución espacial para: a) primer componente principal y b) segundo componente principal.

tral del lote presentó las mejores condiciones, mientras que las zonas periféricas evidenciaron problemas de acidez, que hacen necesaria la aplicación de insumos.

El mapa del segundo componente (figura 4b) muestra que las mejores condiciones para el desarrollo cultivo se presentaron en la zona noroeste del lote. Sin embargo, no se encontró relación visual con el mapa de rendimiento, lo que podría explicarse por la baja participación de este componente en la variación total de los datos (27,9%) y por las condiciones del lote, donde la materia orgánica y la capacidad de cambio catiónico no son limitantes para el desarrollo del cultivo. Al comparar los mapas de la figura 4, se puede observar la importancia de las variables relacionadas con la acidez del suelo –explicada por el cp1– en el rendimiento.

Análisis mediante operadores lógicos

Mediante el análisis de superposición se crearon mapas binarios con los límites de clase siguientes: suma de bases, 7,9 cmol · kg⁻¹; saturación de Al, 15%; pH 4,7 y rendimiento, 14,8 kg por sitio. Estos valores marcan el límite entre una condición apropiada y una no apropiada para el cultivo. Se definieron las clases: 0 (cero) como las áreas donde no existió relación entre la variable indicadora y el rendimiento y 1 (uno) como aquellas en donde se presentó la relación.

Los mapas del pH, de saturación de Al y la combinación de éstos dos presentaron los valores más altos de concordancia con el mapa del rendimiento (66,9% del área), indicando que estas variables explican mejor el proceso

Tabla 7. Proporción numérica entre áreas concordantes y discordantes para cada combinación rendimiento y variables indicadoras.

Mapa 1 vs. mapa 2		Clase	Área (# píxeles)	Porcentaje (%)
Rendimiento	Suma de bases	0	53057	36,8
		1	91243	63,2
Rendimiento	pH	0	51479	35,7
		1	92821	64,3
Rendimiento	Saturación de aluminio	0	47809	33,1
		1	96491	66,9
Rendimiento	Suma de bases y pH	0	61499	42,7
		1	82801	57,3
Rendimiento	Saturación de aluminio y pH	0	51928	36,0
		1	92372	64,0

productivo y pueden escogerse como variables indicadoras para el cultivo de papa bajo condiciones del estudio. En estudios posteriores es conveniente evaluar otras propiedades del suelo que no se consideraron en este estudio.

Análisis de kriging indicador

Mediante el análisis de *kriging* indicador se crearon mapas de probabilidad con base en los umbrales: suma de bases, 7,9 cmol · kg⁻¹; saturación de Al, 15% y pH 4,7. Estos mapas muestran zonas según la probabilidad estadística de superar el umbral mencionado, lo que define condiciones óptimas para el cultivo. El valor de 1,0 indica zonas con probabilidad de superar el umbral de 100%.

En la suma de bases (figura 5a), se observan zonas con probabilidades superiores al 70%, que coinciden

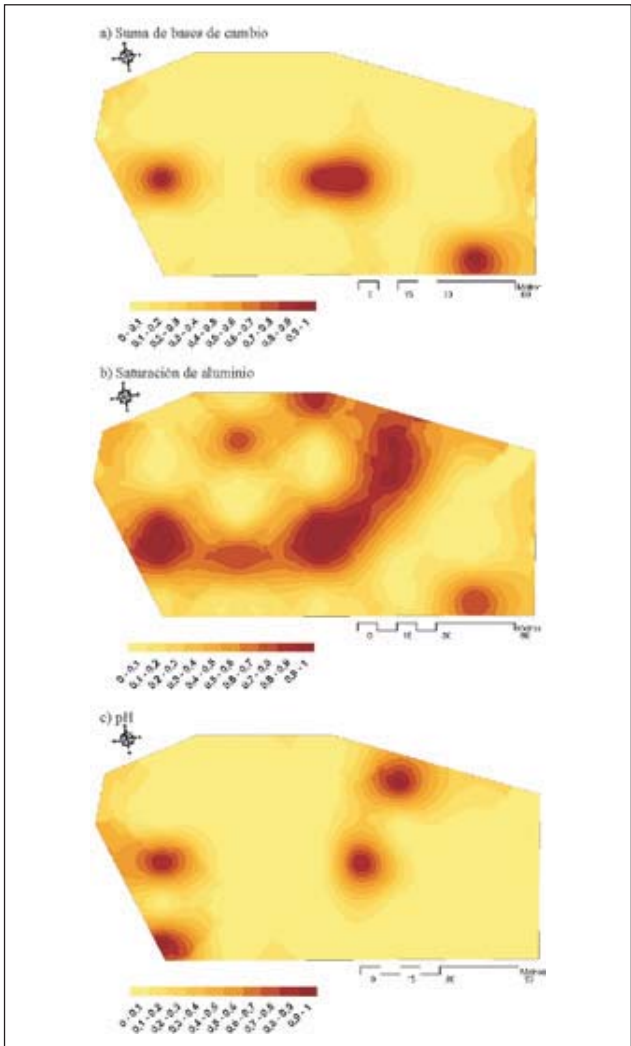


Figura 5. Mapas de probabilidad para las variables indicadoras de calidad. a) Suma de bases; b) saturación de aluminio y c) reacción del suelo (pH).

con los valores más altos en el mapa de producción; para la saturación de Al (figura 5b), la mayor área dentro del lote presentó probabilidades superiores a 70%. En el caso del pH (figura 5c), se muestran zonas con porcentaje de probabilidad superior a 50% y que se relacionan con las zonas de mayor producción del tubérculo.

Siguiendo la metodología propuesta por Smith *et al.* (1994), se generaron indicadores de calidad de suelos combinando los mapas así: suma de bases con pH, saturación de Al con pH y la suma de estas variables. Con los mapas obtenidos en formato *raster*, se calculó el coeficiente de correlación entre cada uno de ellos y el mapa de rendimiento.

Los coeficientes de correlación entre el mapa, obtenido mediante *kriging* indicador, que combina la suma de bases y el pH, presentaron la mayor relación con el mapa de rendimiento ($r = 0,56$). La combinación de las tres variables (suma de bases, saturación de Al y pH) presentó un coeficiente menor ($r = 0,43$), y la combinación saturación de Al y pH presentó un $r = 0,36$. Con este análisis de *kriging* indicador se establece que el mejor indicador de suelo es la combinación entre suma de bases y pH por su alta correlación con el rendimiento. Los valores de coeficientes de correlación obtenidos son significativos estadísticamente.

Conclusiones

Los análisis efectuados demostraron que la mayoría de las variables presentó una fuerte estructura de autocorrelación espacial, evidenciando una alta variabilidad de las propiedades del suelo y de la producción dentro del lote cultivado, lo que es importante para el manejo del cultivo en lo referente a la fertilidad del suelo y aplicación de insumos.

Las variables sanitarias daño por *Lyriomiza sp.* y daño por *P. infestans* presentaron rangos de dependencia espacial largos, indicando que los factores que afectaron su comportamiento varían a distancias mayores a las utilizadas, posiblemente la forma del terreno y los parámetros climáticos, como temperatura y humedad. El rendimiento, el pH, la suma de bases, la saturación de Al, el H y el P presentaron una fuerte estructura de autocorrelación espacial, indicando que los factores que pueden afectar su comportamiento varían a distancias cortas, como las prácticas agrícolas, la fertilización, entre otras.

Los análisis espaciales efectuados mostraron ser apropiados para la identificación de indicadores de calidad de suelos, ya que permiten establecer la variabilidad espacial de las propiedades del suelo y su relación con la variación de la producción. Las relaciones espaciales encontradas fueron entre el pH, la saturación de Al, el Ca y la suma de bases con el mapa de rendimiento. Esto demuestra la importancia de estas variables como indicadores de calidad de suelos para el cultivo de la papa bajo las condiciones del estudio.

La red muestral utilizada en este estudio sirvió para describir la estructura de autocorrelación y la variación en la mayoría de las variables dentro del lote cultivado. Se proponen redes muestrales menos densas, con distancias regulares desde 15 x 30 m hasta 30 x 30 m. Con estos diseños de muestreo las varianzas de predicción resultaron aceptables y los costos menores.

El enfoque general de la investigación basado en análisis espacial es apropiado para el desarrollo de investigaciones sobre indicadores de calidad de suelos, pero también para la comprensión de relaciones causa-efecto en los cultivos, con el fin de realizar manejos específicos que consideren la variabilidad espacial y busquen mayor eficiencia y sostenibilidad de la agricultura.

Agradecimientos

Se agradece al Servicio Nacional de Aprendizaje (Sena), al Instituto Colombiano para el Desarrollo de la Ciencia y la Tecnología 'Francisco José de Caldas' (Colciencias) y a la División de Investigaciones (DIB) de la Universidad Nacional de Colombia por la financiación de esta investigación.

Literatura citada

- Ávila, E. 2005. Determinación de indicadores para evaluar la calidad de los suelos dedicados al cultivo de papa. Tesis de maestría. Universidad Nacional de Colombia, Bogotá. 220 pp.
- Barbizzi, S., P. Zorzi, M. Belli, A. Pati, U. Sansone, L. Stellato, M. Barbina, A. Deluisa, S. Menegon y V. Coletti. 2004. Characterisation of a reference site for quantifying uncertainties related to soil sampling. *Environmental Pollution* 127, 131–135.
- Bouma, J. 2002. Land quality indicators of sustainable land management across scales. *Agri. Ecosystems Environ.* 88, 129–136.
- Burrows, S., S. Gower, M. Clayton, D. Mackay, D. Ahl, J. Norman y G. Diak. 2002. Application of geostatistics to characterize leaf area index (LAI) from flux tower to landscape scales using a cyclic sampling design. *Ecosystems* 5, 667–679.
- Cassel, D., O. Wendroth y D.R. Nielsen. 2000. Assessing spatial variability in an agricultural experiment station field: opportunities arising from spatial dependence. *Agron. J.* 92, 706–714.

- Cressie, N. 1993. Statistics for spatial data. Revised edition. John Wiley and Sons, New York.
- Dercon, G., J. Deckers, G. Govers, J. Poesen, H. Sánchez, R. Vanegas, M. Ramírez y G. Loaiza. 2003. Spatial variability in soil properties on slow-forming terraces in the Andes region of Ecuador. *Soil Tillage Res.* 72, 31–41.
- Digby, P. y R. Kempton. 1992. Multivariate analysis of ecological communities. Chapman and Hall, London.
- Draper, N. y H. Smith. 1983. Applied regression analysis. John Wiley & Sons, New York.
- Dumanski, J. y C. Pieri. 2000. Land quality indicators: research plan. *Agr. Ecosystems Environ.* 81, 93–102.
- Englund, E. y A. Sparks. 1991. GEO-EAS. Geostatistical environmental assessment software. Environmental Protection Agency, Las Vegas (NV).
- Esri. 2001. Using ArcGIS. Geostatistical analyst. Environmental Systems Research Institute, Redlands.
- Gamma Design. 1995. GS+: Geostatistics for environmental sciences. Gamma Design, Plainwell.
- Godwin, R. y C. Miller. 2003. A review of the technologies for mapping within-field variability. *Biosyst. Eng.* (2003), 1-15.
- Goovaerts, P. 1998. Geostatistical tools for characterizing the spatial variability of microbiological and physico-chemical soil properties. *Biol. Fertil. Soils* 27, 315–334.
- Hanke, F. 1990. Los elementos mayores N, P y K en el suelo. pp. 186–214. En: Silva, F. (ed.). Fundamentos para la interpretación de análisis de suelos, plantas y aguas para riegos. Sociedad Colombiana de las Ciencias del Suelo, Bogotá.
- Instituto Colombiano Agropecuario [ICA]. 1992. Fertilización en diversos cultivos. Instituto Colombiano Agropecuario (ICA), Ti-baitatá, Colombia. 64 pp.
- Instituto Geográfico Agustín Codazzi [IGAC]. 1990. Métodos analíticos del laboratorio de suelos. Instituto Geográfico Agustín Codazzi (IGAC), Bogotá.
- Instituto Geográfico Agustín Codazzi [IGAC]. 1995. Suelos de Colombia: origen, evolución, clasificación, distribución y uso. Instituto Geográfico Agustín Codazzi (IGAC), Bogotá.
- ITC. 1997. Ilwis 2.1 Academic user's guide. International Institute for Aerospace Survey & Earth Sciences, Enschede, The Netherlands. 616 p.
- Jaynes, D. y T. Colvin. 1997. Spatiotemporal variability of corn and soybean yield. *Agron. J.* 89, 30–37.
- Johnson, R., R. Downer, J. Bradow, P. Bauer y E. Sadler. 2002. Variability in cotton fiber yield, fiber quality, and soil properties in Southeastern Coastal Plain. *Agron. J.* 94, 1305–1316.
- Karlen, D. y D. Stott. 1994. A framework for evaluating physical and chemical indicators of soil quality. En: Doran, J., D. Coleman, D. Bezdicsek y B. Stewart (eds.). Defining soil quality for a sustainable environment. Vol. 35. sssa, Madison (WI). 244 pp.
- Kravchenko, A. y D. Bullock. 2002. Spatial variability of soybean quality data as a function of field topography: I. Spatial data analysis. *Crop Sci.* 42, 804–815.
- Lecoustre, R., D. Fargette, C. Fauquet y P. Reffye. 1989. Analysis and mapping of the spatial spread of African Cassava Mosaic Virus using geostatistics and the kriging technique. *Phytopathol.* 79, 913–920.
- Martínez, L. y A. Zinck. 1994. Modelling spatial variations of soil compaction in the Guaviare colonization area, Colombian Amazonian. *ITC J.* (3), 252–262.
- Martínez, L. y A. Zinck. 2004. Temporal variation of soil compaction and deterioration of soil quality in pasture areas of Colombian Amazonia. *Soil Till. Res.* 75, 3–17.
- Nielsen, D.R. y O. Wendroth. 2003. Spatial and temporal statistics. Catena Verlag, Reiskirchen, Germany. 398 p.
- Ritz, K., J. McNicol, N. Nunan, S. Grayston, P. Millard, D. Atkinson, A. Gollotte, D. Habeshaw, B. Boag, C. Clegg, B. Griffiths, R. Wheatley, L. Glover, A. McCaig y J. Prosser. 2004. Spatial structure in soil chemical and microbiological properties in upland grassland. *FEMS Microb. Ecol.* 49, 191–205.
- Smith, J., J. Halvorson y R. Papendick. 1994. Multiple variable indicator kriging: a procedure for integrating soil quality indicators. En: Doran, J., D. Coleman, D. Bezdicsek y B. Stewart (eds.). Defining soil quality for a sustainable environment. Vol. 35. sssa, Madison (WI). 244 p.
- Sourkova, M., J. Frouz y H. Santruckova. 2005. Accumulation of carbon, nitrogen and phosphorus during soil formation on alder spoil heaps after brown-coal mining, near Sokolov (Czech Republic). *Geoderma* 124, 203–214.
- Sousa, V. y L. Pereira. 1999. Regional analysis of irrigation water requirements using kriging application to potato crop (*Solanum tuberosum* L.) at Trás-os-Montes. *Agric. Water Mgt.* 40, 221–233.
- Taylor, J., G. Wood, R. Earl y R. Godwin. 2003. Soil factors and their influence on within-field crop variability. Part II: Spatial analysis and determination of management zones. *Biosyst. Eng.* 84(4), 441–453.
- Wilding, L. y L. Drees. 1983. Spatial Variability and pedology. pp. 83–113. En: Wilding, L., N. Swebk y G. Hall (eds.). Pedogenesis and soil taxonomy: concepts and interactions. Vol. 1. Oxford University Press, Amsterdam.
- Yemefack, M., D. Rossiter y R. Njomgang. 2005. Multi-scale characterization of soil variability within an agricultural landscape mosaic system in southern Cameroon. *Geoderma* 125, 117–143.