

VARIABILIDAD ESPACIAL DEL pH, FÓSFORO Y POTASIO EN MUESTREOS DE SUELOS CON FINES DE FERTILIDAD EN PLANTACIONES DE CAÑA DE AZÚCAR EN CUBA

Daniel Ponce de León¹, Pablo Pablos¹, Carlos Balmaseda¹ y Manuel Henríquez²

RESUMEN

Se estudió la variabilidad espacial del pH y los contenidos de fósforo y potasio asimilables en un muestreo tradicional en un suelo Calcaric Cambisol cultivado con caña de azúcar, en condiciones de relieve ondulado en la provincia Santiago de Cuba al este del país, con la finalidad de comprobar la representatividad de la muestra compuesta y la metodología de muestreo tradicional en estas condiciones. Para esto se tomaron 48 muestras siguiendo la diagonal del campo, alternando surco y camellón. El fósforo y el potasio asimilables presentaron estructura espacial con un alcance de 95 y 49 m, respectivamente. Se encontraron diferencias significativas entre la muestra compuesta y la media del transecto para las variables con dependencia espacial (fósforo y potasio asimilables), mientras que no hubo diferencias en la comparación surco vs camellón a excepción del pH. Se concluye que el muestreo tradicional no es adecuado cuando las variables presentan cambios sistemáticos en el espacio, porque se sobrestima la media real y se demuestra lo inconveniente del uso del método tradicional consistente en tomar una muestra compuesta de 30 submuestras a escala de la unidad mínima de manejo (ocho hectáreas)

Palabras clave adicionales: Nutrientes, metodología de muestreo, estructura espacial

ABSTRACT

Spatial variability of pH, phosphorus and potassium in a soil fertility test on sugar cane in Cuba

The spatial variability of pH, phosphorus and potassium in soils and its influence on the traditional way of soil sampling in sugar cane for fertility purposes was studied. Traditional soil sampling considers a composed sample which comprises 30 sub-samples as representative for the entire standard plot (8 hectares) without taking into account the spatial structure of the tested variables. The work was carried out on a plot in a Calcaric Cambisol soil with undulated relief in Santiago de Cuba province at the eastern side of the country. Forty-eight observations points were taken in a diagonal transect to the plot orientation taking turn furrow and row spacing and so on. Under the study conditions, phosphorus and potassium variables show spatial dependence between the observation points with a range of 95 m and 49 m, respectively. It was found that the composed sample is not representative for the entire plot when the variables show structural dependence because it overestimates the real mean. No differences between furrow and row spacing were found except for pH.

Additional key words: Nutrients, soil sampling, spatial structure

INTRODUCCIÓN

Los análisis de suelos son la base fundamental para la decisión de las recomendaciones de fertilización fosfórica y potásica para el cultivo de la caña de azúcar en Cuba (De León, 1997). Este servicio, que comprende la toma de muestras (suelo y foliar), el análisis, la generación y la validación de la recomendación mediante lotes

controles, se lleva a cabo por el Servicio de Recomendaciones de Fertilizantes y Enmiendas (SERFE) y se extiende a todas las áreas cañeras del país.

El volumen de muestras que se maneja anualmente y la implicación económica que representa, hacen que la correcta elección del esquema de muestreo a emplear sea de gran importancia, de tal forma que los resultados sean

Recibido: Octubre 26, 1998

¹ Instituto Nacional de Investigaciones de la Caña de Azúcar, Ave. Van Troi No. 17203, C.P. 19210, Boyeros, Ciudad de La Habana. Cuba.

² Dpto. de Suelos, Decanto de Agronomía, Universidad Centroccidental Lisandro Alvarado. Apdo. 400. Barquisimeto, Venezuela

representativos de la unidad mínima para la cual se debe tomar la decisión.

El muestreo tradicional parte de considerar que una muestra compuesta, integrada por un número de submuestras (en número aproximado de 30) tomadas en diagonal sobre la parcela o área mínima de manejo a 20 cm de profundidad, es representativa del área para la cual se debe generar la recomendación. Para el caso de campos activos, las muestras se toman alternando surco y camellón.

Esta metodología constituye una adaptación de los resultados de Romero (1987), al estudiar las varianzas y sus razones a 25 combinaciones de números de muestras, partiendo de los supuestos de la estadística llamada "paramétrica", que considera, entre otros, que las observaciones deben ser independientes entre sí. Este supuesto de homogeneidad espacial puede no cumplirse debido a que la representatividad de una muestra está relacionada al grado de dependencia espacial de las observaciones, por lo que es preferible siempre suponer que existe dependencia espacial y no lo contrario (Burrough, 1991).

La dependencia espacial ha sido reconocida desde hace dos décadas para muchas características de los suelos (Trangmar et al., 1985) y se manifiesta más fuertemente en las características químicas (Webster, 1985) que son las que más varían.

Si los cambios de una variable dada son sistemáticos (existe correlación espacial), no se cumple el supuesto de aleatoriedad de las observaciones y se estaría en presencia de una variable regionalizada, cuya razón de cambio medio puede ser estudiada con la función semivarianza (Journel y Huijbregts, 1978; Burgess y Webster, 1980; Utset et al., 1989) que pertenece a la geoestadística, dada por:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N} \sum_{i=1}^N [z_{(x)} - z_{(x+h)}]^2, \quad \text{donde:}$$

$\gamma(h)$ = semivarianza; N = número de pares;

$z_{(x)}$ = valor del atributo en la posición x;

$z_{(x+h)}$ = valor del atributo a una distancia h del lugar x.

Muchos factores influyen en la sistematización del comportamiento espacial de una variable, uno de los cuales es el relieve, que como elemento

pasivo juega un papel importante en los procesos erosivos y la redistribución de elementos como los compuestos fertilizantes. El relieve puede ser modelado para su estudio mediante técnicas digitales, lo que se conoce como modelo digital de terreno (MDT). El MDT y sus productos derivados permiten el estudio de las relaciones de las características edáficas con el paisaje (Burrough, 1986) y el conocimiento de estas relaciones contribuye a la óptima aplicación de los fertilizantes, base de la "agricultura de precisión" (Franzen et al., 1996).

Desde el inicio de la aplicación de la geoestadística al estudio de las variables edáficas, su principal motivación fue el diseño de esquemas de muestreo óptimos (McBratney y Webster, 1986). Sin embargo, aún hoy los muestreos periódicos de suelos, base para la recomendación de fertilizantes en Cuba en condiciones de producción, no tienen dichas técnicas como basamento.

El presente trabajo persiguió el objetivo de comprobar la representatividad de la muestra compuesta y la fiabilidad del método de muestreo tradicional de suelos con fines de fertilidad en las condiciones particulares del estudio.

MATERIALES Y MÉTODOS

El estudio se condujo en un campo de caña de azúcar (5,02 ha) en condiciones de producción, con retoños de la variedad Ja60-5 y rendimientos de 52,9 t·ha⁻¹, en un suelo Calcaric Cambisol (FAO, 1988), Pardo con Carbonatos Típico, según la clasificación de suelos local (Instituto de Suelos, 1980), en la provincia de Santiago de Cuba, al este de Cuba. Las características edáficas generales de la parcela son: suelo medianamente profundo (40-60 cm), bien drenado, medianamente erosionado, textura franca y 3,7% de materia orgánica.

Procedimientos de muestreo

Se tomaron 48 muestras en un trayecto diagonal a la orientación de la parcela en un transecto de aproximadamente 322 m (Figura 1), con una separación promedio entre puntos de 6,84 m alternando surco y camellón, registrando la ubicación exacta de cada punto. Se realizaron los análisis habituales con fines de fertilidad que

incluyen: pH en KCl por potenciometría, fósforo asimilable (P_2O_5) y potasio asimilable (K_2O) por Oniani (H_2SO_4 , 0,1N). Estos análisis se les realizaron a las 48 observaciones por separado y a una muestra compuesta por las anteriores, previamente homogeneizadas.

Estadística paramétrica

Se obtuvieron los estadígrafos descriptivos generales de las tres variables en estudio para todos los puntos del transecto y para los datos pertenecientes a surco y a camellón por separado. Los estadígrafos considerados fueron: media y desviación estándar (Desv. Std.), mostrándose además el coeficiente de variación (C.V.).

Estadística no paramétrica

Se utilizaron pruebas no paramétricas, para las tres variables, debido al número limitado de observaciones y al no poder asumir el supuesto de independencia entre las muestras (espacial y pares igualados).

Las pruebas utilizadas fueron (Siegel, 1987):

- Prueba de normalidad Kolmogorov – Smirnov, para probar si las observaciones se ajustaban a una distribución normal.
- Análisis de varianza para muestras relacionadas de Friedman, para probar la representatividad de

la muestra compuesta y para conocer si existían diferencias entre el surco y el camellón; esto es, si las observaciones eran extraídas de una misma población. En el primer caso se justifica debido a que la muestra compuesta se conforma a partir de las muestras individuales (pares igualados), además de no poder asumir homogeneidad de la varianza, y en el segundo se atiende a la existencia o no de dependencia espacial.

- Análisis de varianza para muestras independientes de Kruskal – Wallis, para probar las diferencias surco vs camellón en caso de no existir dependencia espacial.

- Correlación de rangos de Spearman, para probar las relaciones entre las características agroquímicas con respecto a las variables derivadas del MDT como son la altitud (ALT), pendiente (PEND) y drenaje acumulado (DREN).

Análisis espacial

Se obtuvieron los semivariogramas experimentales para las variables en estudio y los parámetros varianza residual (C_0), meseta (C) y alcance (h) a los casos que mostraron estructura. Los análisis se efectuaron mediante el programa computarizado VARIOWIN V2.3 (Pannatier, 1994).

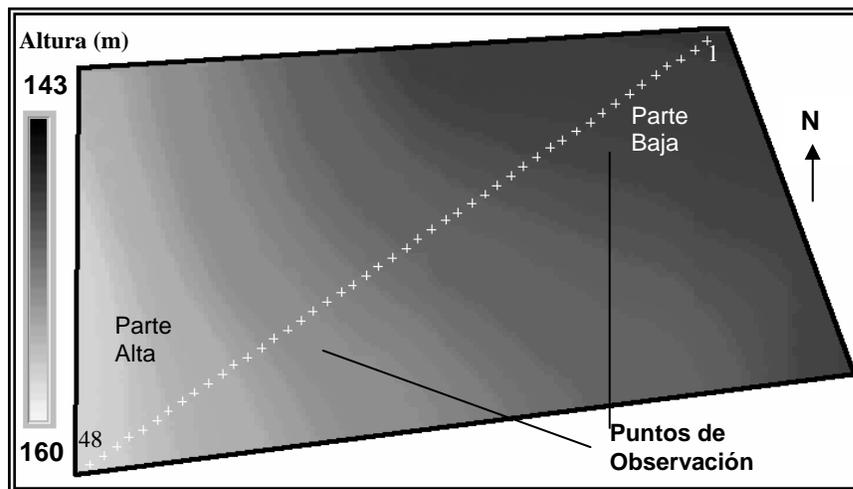


Figura 1. Ubicación del transecto en la parcela y disposición con respecto al relieve (MDT).

El modelo digital de elevación se obtuvo a partir de la interpolación por el método de distancia inversa de las curvas de nivel del mapa topográfico a una equidistancia de 2,5 m, previa

digitalización. El procesamiento del MDT se realizó en el módulo de Sistema de Información Geográfica (TeleMapGIS) de TeleMap 2.1 (GeoCuba, 1994).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En el Cuadro 1 aparecen los estadígrafos generales de las variables estudiadas. El P_2O_5 exhibe un C.V. más alto que el K_2O , lo que puede atribuirse a la diferencia de movilidad de estos elementos en el suelo en la medida que el potasio se redistribuye de manera más rápida a razón de una mayor disolución, motivo por el cual las pérdidas de este elemento por escorrentía y lixiviación son mayores.

Los valores medios de los elementos fósforo y potasio en todo el transecto, fueron tomados como objeto de comparación para estimar la representatividad de la muestra compuesta,

partiendo del supuesto que estos valores se aproximan a la media real, considerando el esquema de muestreo tradicional.

De acuerdo a los niveles vigentes para estimar las necesidades de fósforo y potasio para el cultivo de la caña de azúcar, los contenidos promedios de fósforo y potasio en el transecto se ubican dentro de la categoría de “*medio o medianamente abastecidos*”, con los siguientes valores umbrales: 2,5 – 5 mg/100g de P_2O_5 y 20 – 30 mg/100g de K_2O (De León, 1997). En todos los casos (surco, camellón y ambos) los valores de K_2O se sitúan muy cercanos al límite entre las clases medio y pobre.

Cuadro 1. Estadígrafos generales de las variables en estudio.

| Variable | Datos | N | Media | Desv. Est. | C.V. (%) |
|-----------------------|----------|----|------------|------------|----------|
| pH-KCl | Camellón | 24 | 5,02±0,03 | 0,13 | 2,54 |
| | Surco | 24 | 4,91±0,04 | 0,18 | 3,66 |
| | Ambos | 48 | 5,12±0,03 | 0,19 | 3,78 |
| P_2O_5 (mg/100g) | Camellón | 24 | 3,58±0,20 | 0,96 | 26,82 |
| | Surco | 24 | 3,60±0,24 | 1,18 | 32,78 |
| | Ambos | 48 | 3,59±0,15 | 1,07 | 29,80 |
| K_2O (mg/100g) | Surco | 24 | 21,31±0,65 | 3,17 | 14,88 |
| | Camellón | 24 | 22,35±0,87 | 4,27 | 19,10 |
| | Ambos | 48 | 21,83±0,54 | 3,76 | 17,22 |

Análisis de los semivariogramas

Todas las variables tuvieron una distribución cercana a la curva normal, lo cual es un requisito para la obtención de semivariogramas experimentales, debido a que éstos son sensitivos a la simetría de las distribuciones (Myers, 1991).

La Figura 2 muestra los semivariogramas obtenidos para el transecto y los parámetros de los modelos esféricos ajustados para el P_2O_5 ($C_0=0,3$; $C=0,996$ y $H=95,19$) y el K_2O ($C_0=0,0028$; $C=0,004$ y $h=49,29$), respectivamente.

El pH no presentó estructura, el gráfico muestra valores de semivarianza que oscilan alrededor de la varianza total de la población e indica un claro carácter aleatorio de su distribución espacial con un efecto residual puro (Journel and Huijbregts, 1978; Webster, 1985; Warrick et al., 1986).

El P_2O_5 y el K_2O mostraron dependencia espacial entre las observaciones, más fuerte en el caso del fósforo, confirmada por un valor del

“*sill*” o meseta varias veces superior al “*nugget*” o varianza residual ($C=3C_0$), coincidente con que el fósforo es la variable que tiene el mayor C.V. Los (h) de 95 m y 49 m, respectivamente (P_2O_5 y K_2O) obtenidos del ajuste, indican que una observación puntual es representativa de las áreas aledañas no muestreadas a distancias equivalentes para la escala y dirección de las observaciones.

Representatividad de la muestra compuesta

En la Figura 3, se observa la variación del pH, fósforo y potasio en el transecto con respecto a la muestra compuesta. Mientras que los valores de pH fluctúan alrededor del valor de la muestra compuesta, los contenidos de fósforo y de potasio son sobrestimados en el muestreo tradicional, lo cual se confirma mediante la prueba de Friedman (Cuadro 2). En esta prueba se juzga la hipótesis de partida (H_0) que supone que la media compuesta y la media del transecto deben pertenecer a la misma población.

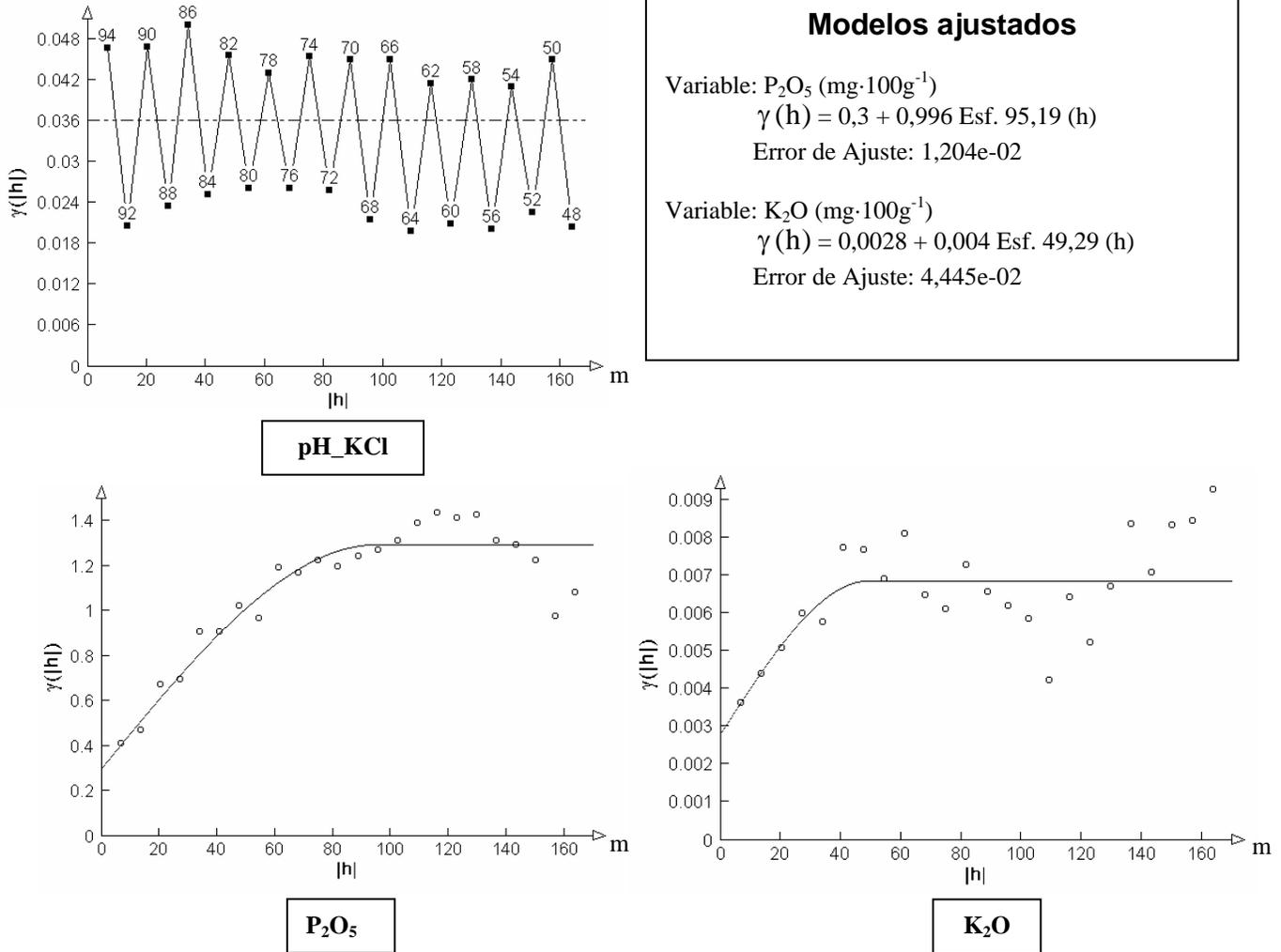


Figura 2. Semivariogramas experimentales de las variables pH, P_2O_5 y K_2O .

Para el caso del pH, cuyo comportamiento espacial es aleatorio, se demuestra que tanto la media del transecto como el valor de la muestra compuesta fueron extraídos de la misma población y por lo tanto, la muestra compuesta es representativa de la parcela bajo estudio.

Para el caso del fósforo y el potasio se comprobó que existen diferencias altamente significativas entre la muestra compuesta y los valores de las variables P_2O_5 y el K_2O medidas en el transecto. De lo anterior, se podría concluir que bajo condiciones de dependencia espacial el procedimiento tradicional no es un buen estimador de los contenidos del fósforo y el potasio del suelo de la parcela para la cual se toma la decisión.

Sin embargo, en la práctica la recomendación de una dosis de fósforo o de potasio se realiza,

entre otras consideraciones, a partir del contenido de estos elementos en el suelo, clasificado en categorías que se fijan a partir de experimentos sobre la respuesta del cultivo a dosis crecientes de uno u otro compuesto (De León, 1997). Para el presente estudio, tanto los valores de la muestra compuesta como la media calculada de fósforo y potasio para el transecto califican como “medianamente abastecidos”, por lo que la dosis recomendada sería la misma si se toma como referencia la muestra compuesta o la media del transecto.

Si asumimos que la probabilidad de rechazar H_0 siendo verdadera es ínfima y teniendo en cuenta que la potencia - eficiencia de la prueba de Friedman - es comparable con su homóloga paramétrica más poderosa, la prueba de F (Siegel,

1987), entonces podría pensarse que los estimadores caen en una misma categoría a pesar de las diferencias significativas encontradas entre la muestra compuesta y el transecto, debido a que los límites de las clases están sobrestimados. Otra razón probable es el hecho de que a medida que el contenido de un elemento en el suelo es más alto, la respuesta del cultivo a la aplicación del fertilizante que lo contiene es asintótica, por lo que se registran incrementos muy pequeños en los rendimientos en un rango más amplio del contenido del elemento en el suelo, lo cual se refleja en las clases.

Teniendo en cuenta lo anterior podría esperarse que a medida que los contenidos de fósforo y

potasio del suelo son mayores, el uso de la media compuesta implicaría errores menores en la estimación de las dosis de fertilizantes y viceversa.

Otro aspecto a considerar es la posible diferencia surco vs camellón. Este efecto se ha reportado sobre todo para el fósforo (Romero, 1987), por ser de los elementos estudiados, el menos móvil en el suelo. Los resultados de la prueba de Friedman (Cuadro 2) indican lo contrario. No se encontraron diferencias significativas para el fósforo ni para el potasio entre las muestras tomadas en el surco y las del camellón, atribuible a la reducción brusca de la fertilización en los últimos años.

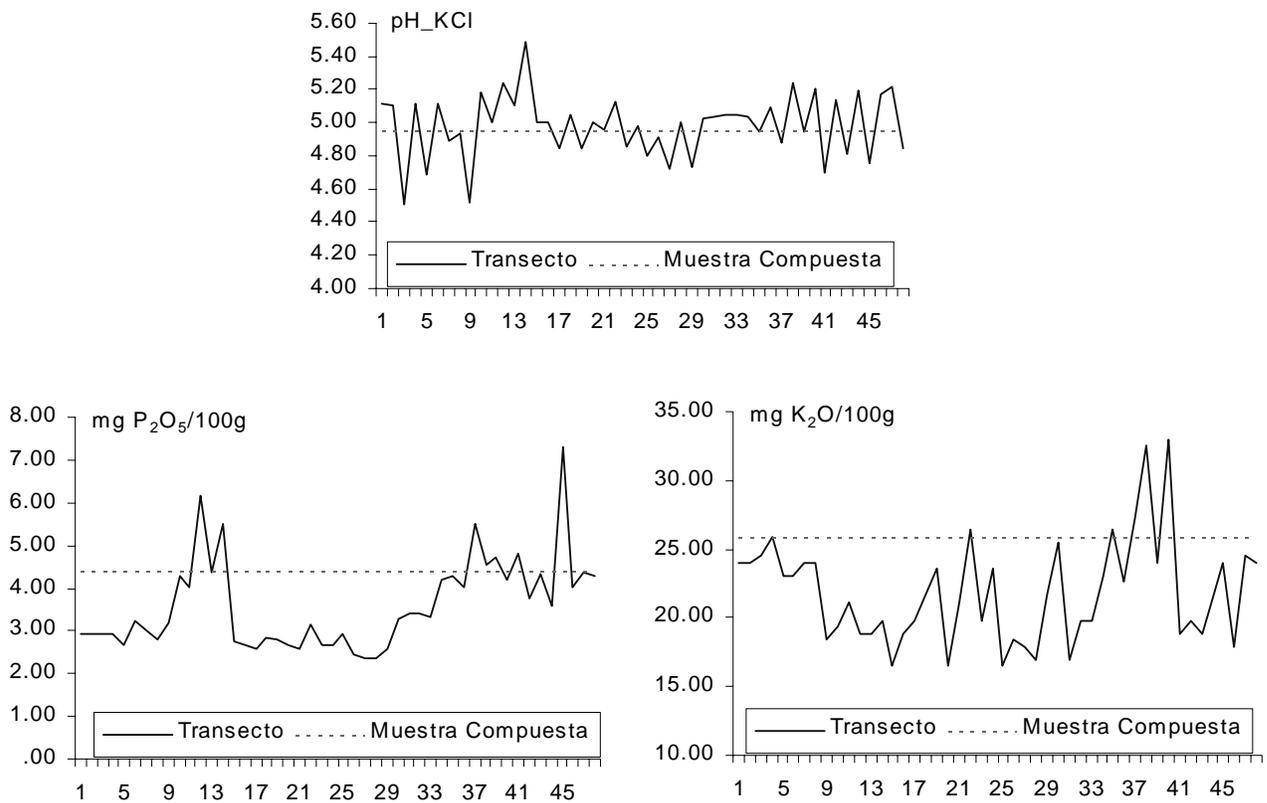


Figura 3. Variación del pH, P_2O_5 y K_2O en el transecto.

Por su parte el pH sí muestra diferencias significativas de acuerdo con el análisis de varianza para k muestras independientes de Kruskal - Wallis, atribuible a la influencia del sistema radical de la plantación que propicia valores de acidez más bajos en su entorno favoreciendo el lavado local de las bases.

Al analizar las posibles relaciones entre las características agroquímicas y las variables ALT, PEND y DREN acumulado, se obtiene que no existen relaciones entre ellas, excepto para el P_2O_5 con la ALT (Cuadro 3). La baja correlación pero significativa entre estas dos variables hace suponer un efecto de los procesos erosivos sobre

la redistribución del fósforo, lo que condiciona cambios sistemáticos de su contenido en el

paisaje, probablemente debido a la influencia del relieve.

Cuadro 2. Análisis de la representatividad de la muestra compuesta y de las diferencias surco vs camellón.

| Prueba | Estadígrafo | pH | P ₂ O ₅ (mg·100g ⁻¹) | K ₂ O (mg·100g ⁻¹) |
|--|-------------------|--------|--|---|
| Friedman N = 48 g.l. = 1 | Media Total | 5,02 | 3,59 | 21,83 |
| | Muestra Compuesta | 4,96 | 4,43 | 25,91 |
| | Chi ² | 1,688 | 24,083 | 28,521 |
| | ∞ | 0,194 | 0,0 | 0,0 |
| Friedman N = 24 g.l. = 1 | Media Surco | - | 3,60 | 21,31 |
| | Media Camellón | - | 3,58 | 22,35 |
| | Chi ² | - | 0,3750 | 3,3750 |
| | ∞ | - | 0,5403 | 0,0662 |
| Kruskal - Wallis N = 24 g.l. = 1 | Media Surco | 4,91 | - | - |
| | Media Camellón | 5,12 | - | - |
| | Chi ² | 16,610 | - | - |
| | ∞ | 0,0 | - | - |

Consideraciones sobre el muestreo

El presente estudio sólo trata las variaciones en el transecto, debido a que el objetivo fue conocer la representatividad de la muestra compuesta y la validez del muestreo tradicional en condiciones donde exista correlación espacial entre las observaciones, por lo que no tiene en cuenta el carácter isotrópico o anisotrópico de la distribución espacial de las variables; tampoco se tienen en cuenta las variaciones que puedan ocurrir a escalas menores que la observada (≈ 7 m). Sin embargo, tomando en consideración las evidencias que aporta este trabajo puede inferirse que la utilización de una muestra compuesta para

la caracterización de un área amplia con fines de fertilidad, en condiciones similares a las del estudio, es portadora de una gran incertidumbre por cuanto no se puede conocer si las variables tratadas están estructuradas espacialmente o no, debido a que a las escalas usuales de los estudios de fertilidad (1:10 000 o mayores) una muestra compuesta por campo o unidad mínima de manejo no se puede considerar puntual puesto que, enmascara la variabilidad intra campo o parcela y reduce las variaciones de corto alcance (en este caso a escala de toda la parcela), lo cual se refleja en una reducción de la información en el variograma (Burrough, 1991; Myers, 1991).

Cuadro 3. Coeficientes de correlación de Spearman y su significación (r_s/∞) para las variables estudiadas (N = 48).

| VARIABLES | ALT | PEND | DREN |
|-------------------------------|---------------|----------------|----------------|
| pH-KCl | 0,043 / 0,770 | -0,111 / 0,452 | -0,118 / 0,425 |
| P ₂ O ₅ | 0,436 / 0,002 | -0,064 / 0,664 | -0,055 / 0,709 |
| K ₂ O | 0,042 / 0,779 | -0,149 / 0,311 | -0,073 / 0,620 |

ALT = altitud; PEND = pendiente; DREN = drenaje acumulado

Los planteamientos anteriores imposibilitan el uso de la muestra compuesta en estudios de variabilidad espacial, por lo que es aconsejable utilizarla sólo en áreas pequeñas, lo cual permite a las escalas usuales considerar las observaciones puntuales y luego espaciar cada grupo algunas decenas de metros. Partiendo del ejemplo del presente estudio, se propone el estudio de un esquema donde se tomen muestras compuestas en

un diámetro de 5-7 m, atendiendo a la distancia mínima entre observaciones en el transecto y espaciarlas a distancias de 45 m para el K₂O y de 90 m para el P₂O₅, distancias que están dentro del radio de dependencia espacial, de acuerdo con los modelos presentados en la Figura 2.

Un procedimiento de esta forma permitiría además de un menor esfuerzo, utilizar los datos

como información *a priori* (Stein, 1994) en el estudio de la estructura espacial de las áreas objeto de estudio y ajustar los esquemas de muestreo subsiguientes, permitiendo la generación de mapas continuos mediante técnicas de interpolación.

CONCLUSIONES

En presencia de variables regionalizadas, el muestreo tradicional no es apropiado y en general no tiene en cuenta la variabilidad espacial de los elementos que estima.

El pH no mostró estructura espacial y una muestra compuesta puede considerarse representativa de la acidez de la parcela.

La utilización de una muestra compuesta para la caracterización de la unidad mínima de manejo sobrestima los contenidos de fósforo y potasio del suelo; sin embargo, a medida que dichos contenidos son mayores el posible error en la estimación de las dosis puede disminuir.

La muestra compuesta imposibilita su uso en los estudios de variografía a las escalas usuales de los levantamientos con fines de fertilidad.

No se encontraron diferencias entre los valores medios de fósforo y potasio del surco y el camellón, aunque sí para el pH.

El relieve es un elemento que influyó en el comportamiento espacial del fósforo en el suelo.

LITERATURA CITADA

- Burrough, P. A. 1986. Principles of geographical information systems for land resources assessment. Oxford University Press. New York.
- Burrough, P. A. 1991. Sampling designs for quantifying map unit composition. Spatial variabilities for soils and landforms. Soil Science Society of America, Special Publication No.28. Madison, Wisconsin. pp. 89-125.
- Burgess, T. M. y R. Webster. 1980. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. I. The semivariogram and punctual kriging. Journal of Soil Sci. 31: 315-331.
- De León, M. 1997. Bases para la fertilización mineral de la caña de azúcar en Cuba. Instituto Nacional de Investigaciones de la Caña de Azúcar. Ministerio del Azúcar. La Habana. 36 p.
- FAO. 1988. FAO/UNESCO Soil Map of the World, Revised Legend. World Resources Report No. 60, FAO, Rome. 138 p.
- Franzen, D. W., V. L. Hofman y L. J. Cihacek. 1996. Sampling for site-specific farming: Topography and nutrient considerations. Better Crops 80 (3): 14-17.
- GeoCuba. 1994. TeleMap Versión 2.1. Manual de Usuario. Instituto Cubano de Hidrografía. La Habana. 170 p.
- Instituto de Suelos. 1980. Clasificación Genética de los Suelos de Cuba, Academia de Ciencias. La Habana. Cuba 28 p.
- Journel, A. G. y C. Huijbregts. 1978. Mining geostatistics. Academic Press. London.
- McBratney A. B. y R. Webster. 1986. Choosing function for semivariograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. Journal of Soil Science 37:617-639.
- Myers, D. E. 1991. Interpolation and estimation with spatially located data. Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems 11: 209-228.
- Pannatier, Y. 1994. VARIOWIN V2.3 User's Guide. Institute of Mineralogy, University of Lausanne. Switzerland.
- Romero, P. 1987. Determinación del número de muestras de suelo y foliar y el efecto de borde en parcelas experimentales de caña de azúcar. Tesis. Instituto Nacional de Investigaciones de la Caña de Azúcar. Holguín. Cuba. 116 p.
- Siegel, S. 1987. Diseño Experimental no Paramétrico. Edición Revolucionaria. La Habana.

15. Stein, A. 1994. The use of prior information in spatial statistics. *Geoderma* 62:199-216.
16. Trangmar, B. B., R. S. Yost y G. Uehara. 1985. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Adv. in Agronomy*. Vol. 38. Academic Press. New York. pp. 45-94.
17. Utset, A., M. E. Ruiz y J. Herrera. 1989. Estructura espacial de las propiedades del suelo. II. Semivarianza y semivariograma. *Cienc. Agric.* 37-38: 119-123.
18. Warrick, A. W., D. E. Myers y D. R. Nielsen. 1986. Geostatistical methods applied to soil science. *Soil Sci. Soc. Amer.* (SSSA). *Agronomy Monograph* No. 9.
19. Webster, R. 1985. Quantitative spatial analysis of soil in the field. *Advances in Soil Sci.* Vol. 3. Springer Verlag. New York. pp. 1-70.