

VARIABILIDAD Y DISTRIBUCIÓN ESPACIALES DE ALGUNOS PARÁMETROS FÍSICOS Y QUÍMICOS DEL SUELO EN EL DISTRITO DE RIEGO 03, ESTADO DE HIDALGO, MÉXICO; PARTE 1, SEMIVARIOGRAMAS

José Luis Palacio-Prieto¹,
Christina Siebe-Grabach² y
Alfredo Cortés-Anaya¹

RESUMEN

Contando con una base de datos facilitada por la Secretaría de Agricultura y Recursos Hidráulicos (204 sitios), se evalúa la distribución espacial de algunos parámetros físicos y químicos de suelos irrigados con aguas residuales. Fueron elaborados semivariogramas para evaluar la dependencia espacial de seis parámetros químicos de suelos irrigados con aguas residuales—boro, carbonatos totales, conductividad eléctrica, cloruros, pH y materia orgánica—en los 30 cm superficiales del suelo. Tres de los parámetros—boro, conductividad eléctrica y materia orgánica—muestran una dependencia espacial relativa a nivel regional. En los casos de pH, cloruros y carbonatos totales, no se identifica una dependencia espacial evidente.

Palabras clave: Pedología, variabilidad espacial, geoestadística, semivariograma, riego agrícola con agua residual, DR03, Hidalgo, México.

ABSTRACT

A soil data-base facilitated by the Secretaría de Agricultura y Recursos Hidráulicos—204 sites—is used to evaluate selected physical and chemical properties of soils irrigated with sewage water. Semivariograms were elaborated to evaluate spatial dependence of boron, carbonates, electric conductivity, chloride, pH and organic matter for the upper 30 cm. Three of the six parameters—boron, electric conductivity and organic matter—seem to be relatively spatially dependent, but no clear dependence was found in the case of pH, carbonates and chloride.

Key words: Pedology, spatial variability, geostatistics, semivariogram, irrigation with sewage water, DR03, Hidalgo, Mexico.

INTRODUCCIÓN

Las aguas residuales provenientes de la zona metropolitana de la Ciudad de México son usadas para el riego agrícola de más de 85,000 ha en el valle del Mezquital, Estado de Hidalgo, uno de los distritos más grandes en su género a nivel mundial. Aproximadamente la mitad de dicha superficie corresponde al distrito de riego 03 (DR03; Figura 1). La superficie irrigada ha aumentado de manera continua desde finales del siglo pasado, cuando inició el distrito su operación (Figura 2) y se encuentra en proyecto la incorporación al riego de aproximadamente 30,000 ha en los próximos años. Aunque algunas tierras son regadas con agua de pozos, o bien pluviofluvial, aproximadamente el 80% del área es regada con aguas residuales o mezcladas con las primeras (Secretaría de Recursos Hidráulicos, 1976).

Dada la importancia del DR03, tanto desde el punto de vista físico como económico y social, se ha llevado a cabo diversas investigaciones, entre las cuales puede mencionarse las relacionadas con el estudio de las condiciones del suelo (Sandoval, 1946; Flores-Mata y Rodríguez-Gómez, 1970;

Martínez-Alanís, 1970; Mascareño-Castro, 1974; Gutiérrez-Ruiz, 1982; Méndez-García, 1982; Hernández-Hernández, 1988; Hernández-Silva, 1990). Igualmente, la Secretaría de Agricultura y Recursos Hidráulicos (1992) realiza anualmente un muestreo de suelos en 204 sitios, con el fin de monitorear su comportamiento a través de análisis de laboratorio. Sin embargo, esta base de datos no ha sido evaluada respecto a la variabilidad y distribución espaciales de los parámetros edáficos recabados, lo cual es de interés para el conocimiento de las alteraciones a los suelos como resultado del riego con agua residual.

Las variables consideradas en este estudio constituyen la base para la evaluación de la capacidad del suelo para actuar como filtro y tapón—*buffer*—y son referencia para la evaluación de otros parámetros ligados a la contaminación del suelo en la zona.

El presente estudio tiene como objetivo principal el evaluar la variabilidad espacial a nivel regional de algunos parámetros físicos y químicos del suelo con base en los datos obtenidos por la Secretaría de Agricultura y Recursos Hidráulicos (1992), en profundidades de 0 a 30 cm. El estudio forma parte de un proyecto de investigación más amplio encaminado a evaluar la variabilidad y distribución espaciales de metales pesados en suelos irrigados con aguas negras en el DR03.

¹Instituto de Geografía, Universidad Nacional Autónoma de México, Delegación Coyoacán, 04510 D.F.

²Instituto de Geología, Universidad Nacional Autónoma de México, Delegación Coyoacán, 04510 D.F.



Figura 1.- Mapa de localización del DR03, Estado de Hidalgo.

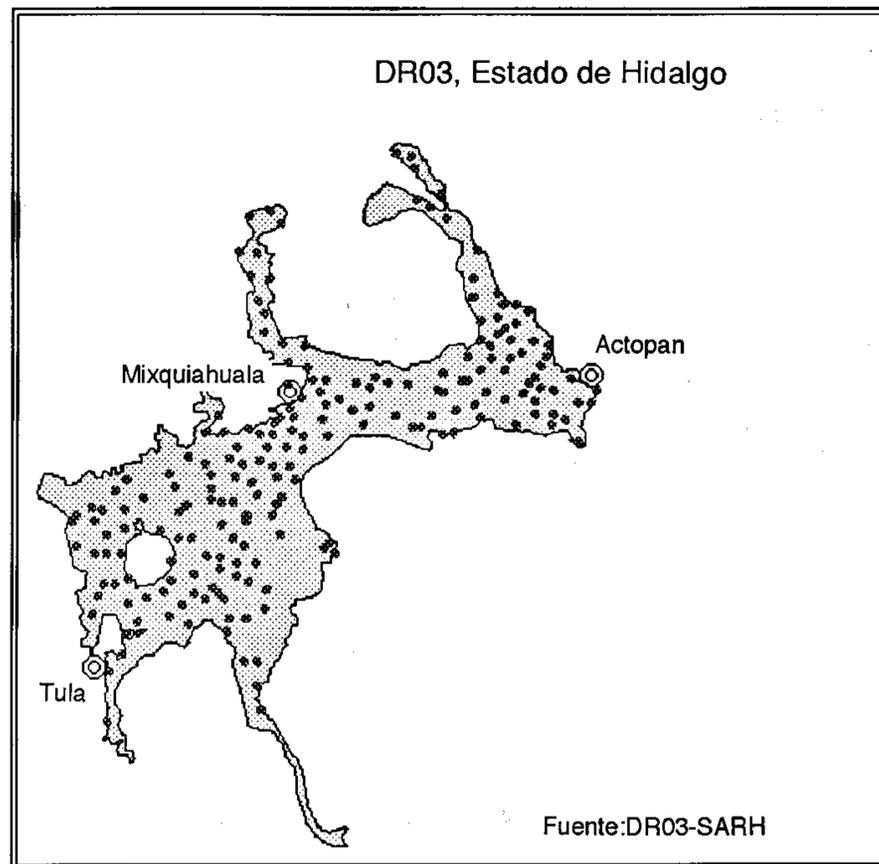


Figura 3.- Mapa de localización de los 204 sitios de muestreo de suelos.

BASE DE DATOS Y TÉCNICAS DE LABORATORIO

En 1976, la Secretaría de Agricultura y Recursos Hidráulicos (1992) comenzó el muestreo anual sistemático de 204 sitios distribuidos a lo largo del DR03 (Figura 3). Los análisis de rutina incluyen alrededor de 20 determinaciones, de las cuales seis fueron seleccionadas en atención a su relación con la contaminación de suelos y su relación potencial con el comportamiento de metales pesados, de acuerdo con los objetivos del proyecto general de investigación. La base de datos se construyó considerando 13 años de información, entre 1976 y 1989, referente a boro, carbonatos totales, materia orgánica, cloruros, pH y conductividad eléctrica, de los 30 cm superiores del suelo.

Los sitios muestreados por la Secretaría de Agricultura y Recursos Hidráulicos fueron seleccionados en 1976, utilizando una cuadrícula de 500 por 500 m, de la cual se generó 2,000 sitios posibles, y de los cuales, a su vez, fueron seleccio-

nados 204 al azar, constituyendo, aproximadamente, el 10%. Las muestras fueron obtenidas con una barrena del tipo California—núcleos de 30 cm de longitud—a tres profundidades: 0-30, 30-60 y 60-90 cm; en este estudio se considera únicamente la profundidad de 0 a 30 cm. Se recolectó cinco núcleos por sitio, en una muestra compuesta por una muestra central y cuatro muestras más a una distancia de 30 m en las cuatro direcciones cardinales (Hernández-Hernández, 1988).

Los métodos de laboratorio permanecieron sin variación durante el tiempo de estudio, con excepción del método para boro, y fueron los siguientes (Hernández-Hernández, *op. cit.*):

- Texturas con el método de Bouyoucos.
- Conductividad eléctrica en el extracto de saturación, con un puente de conductividad.
- pH con potenciómetro de electrodo doble—referencia y lectura—en el extracto de saturación.
- Cloruros: determinación volumétrica en el extracto de saturación por medio de una titulación con nitrato de plata y cromato de potasio como indicador.
- Carbonatos totales: determinación volumétrica por neutralización de HCl y valoración del HCl sobrante con NaOH.
- Materia orgánica por el método de Walkey Black en muestras tamizadas, usando la fracción <0.5 mm.
- Boro: hasta 1980, se utilizó valoración potenciométrica con Manitol y, a partir de 1981, por el método colorimétrico del carmín.

MÉTODOS

De acuerdo con Webster y Oliver (1992), cuando se aplica la geoestadística para la evaluación de la variabilidad espacial, pueden esperarse, en principio, resultados satisfacto-

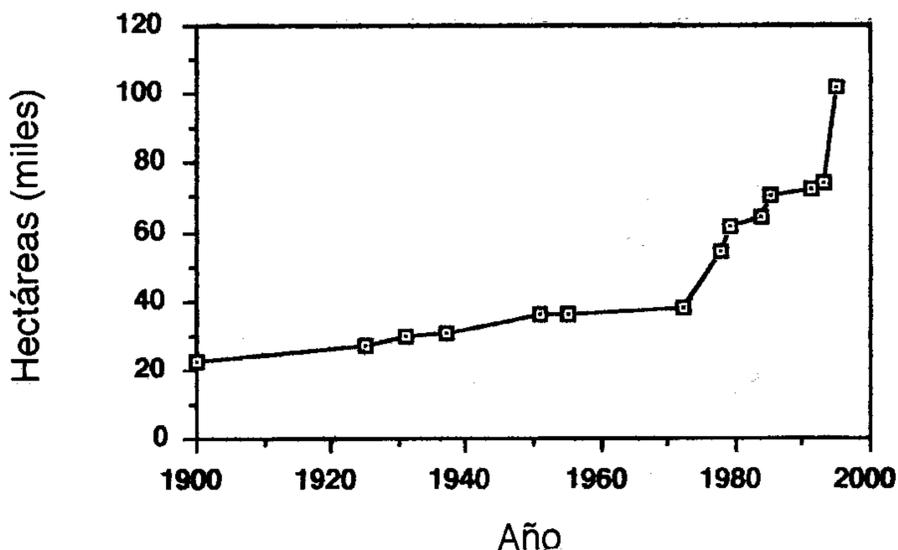


Figura 2.- Crecimiento del área bajo riego en los distritos de riego 03 y 100.

rios cuando se cuenta con más de 150 sitios de muestreo. En este caso, la base de datos está conformada, como se mencionó, por 204 sitios.

La geoestadística es un método para el análisis de información espacial correlacionada, basado en la teoría de las variables regionalizadas descrita por Matheron (1963), que utiliza el semivariograma y el *kriging* para predecir o interpolar.

La geoestadística ha sido aplicada preferentemente en áreas pequeñas (Campbell, 1978; Burgess y Webster, 1980a, 1980b; Laslet *et al.*, 1987; Bregt *et al.*, 1987; Matheron y Armstrong, 1987; Oliver *et al.*, 1989a, 1989b). Sin embargo, los semivariogramas y la interpolación por medio de *kriging* han sido también aplicados en la evaluación del comportamiento de algunas propiedades del suelo a nivel regional. Por ejemplo, Yost y colaboradores (1980a y 1980b) reportaron dependencia espacial de algunas propiedades químicas del suelo para la isla de Hawaii; los resultados están basados en dos bases de datos, con 80 y 153 sitios de muestreo, a lo largo de 21 líneas. Uehara y colaboradores (1985) evaluaron algunas propiedades de los suelos de Ruanda, donde la distancia mínima entre dos sitios de muestreo fue de 3,700 m; el área total considerada en el estudio—Ruanda mismo—fue mayor que los 2.6 millones de ha, y algunas propiedades del suelo se consigna como espacialmente dependientes.

El semivariograma es una gráfica de la variancia—la mitad de la diferencia media cuadrada—de los valores entre pares de muestras, como una función de la distancia entre ellas. Mientras más parecidos sean los valores de las muestras, menor será la semivariancia y viceversa (Burgess y Webster, 1980a). La relación siguiente puede utilizarse para medir cómo una variable Z cambia de valor entre el sitio x y el sitio $(x+h)$, situado a una distancia h del primero:

$$(h) = [Z(x) - Z(x+h)]^2/2n$$

donde (h) es la semivariancia estimada para la distancia h , y n es el número de pares de puntos de muestreo separados por la misma distancia h .

Aunque varios modelos pueden ser ajustados al semivariograma experimental, el esférico es el utilizado más frecuentemente. El modelo exponencial es también referido como de cierta aplicabilidad (Clark, 1979). El modelo esférico se define matemáticamente de la siguiente manera:

$$(h) = C_0 + C_1 (3h/2a - h^3/2a^3) \quad \text{cuando } h \leq a \quad (1)$$

$$= C_0 + C_1 \quad \text{cuando } h > a$$

donde (h) es la semivariancia a una distancia h , C_0 es el *nugget*, $C_0 + C_1$ es el *sill* del semivariograma y a es el rango (Figura 4).

El modelo exponencial se describe de la siguiente forma:

$$(h) = C_0 + C_1 [1 - \exp(-h/a)] \quad (2)$$

Para construir los semivariogramas presentados en este artículo, se utilizó el paquete de programas Geostatistical Environmental Assessment Software (GEOEAS, 1988), que permite, además, el análisis estadístico básico de la información y la interpolación por medio de *kriging*, incluyendo la estimación de error.

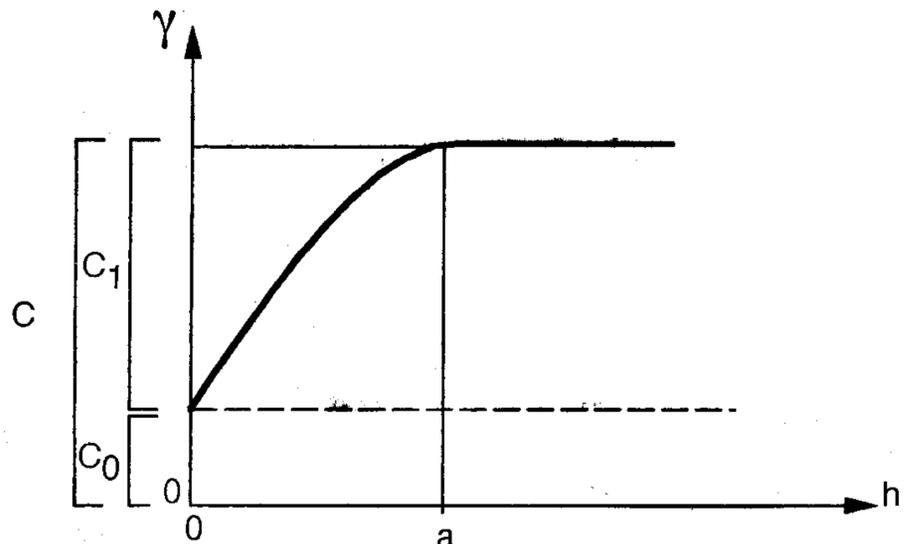


Figura 4.- Semivariograma ideal (modelo esférico).

C (*sill*) = C_0 (*nugget*) + C_1 ; a = rango, h = lag, γ = semivariancia.

En este estudio, los modelos fueron ajustados por mínimos cuadrados, con base en las ecuaciones de los modelos esférico (1) y exponencial (2), según el caso. Se elaboró un programa de computadora para calcular por iteraciones el modelo mejor ajustado al semivariograma y el coeficiente de determinación para seleccionar el mejor de ellos.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

La Tabla 1 muestra algunos parámetros estadísticos generales. La información sobre conductividad eléctrica, cloruros y carbonatos totales mostró coeficientes altos de variación, no sólo en el promedio de los años, sino también en cada uno de los sitios. Esta variación alta puede derivarse, en el caso de la conductividad eléctrica y de los cloruros, no sólo de la variabilidad espacial dentro del distrito, sino también de la variabilidad temporal que sufren los parámetros de acuerdo con el momento del muestreo—estación del año, tiempo transcurrido desde que se aplicó el último riego. Infortunadamente, esta información no pudo ser evaluada por no encontrarse disponible.

Tabla 1.- Estadísticas generales de 204 sitios de muestreo.

	pH	C.E. [mmohs/cm]	Cloruros [meq/l]	M.O. [%]	C.T. [%]	Boro [mg/kg]
Media	7.97	1.56	7	2.96	7.57	1.16
S.D.	0.31	1.59	12.4	1.19	7.39	0.66
C.V.	3.94	104	176	40.5	112	56.9
Mínimo	6.9	0	0.2	0.13	0	0
Máximo	9.6	35	287	17.6	47.8	11.1

C.E., conductividad eléctrica S.D., desviación estándar
C.V., coeficiente de variación M.O., materia orgánica
C.T., carbonatos totales

Los carbonatos totales, en cambio, representan un parámetro más estable desde el punto de vista temporal, por lo que su alta variabilidad entre los sitios de muestreo puede deberse a un error metodológico alto o a una variabilidad espacial alta. Es factible que el análisis requiera de una mejor homogeneización de la muestra por medio de una molienda más fina.

Debido a que la determinación depende de la desintegración de los carbonatos en el ácido, es conveniente aumentar la superficie de la muestra, para garantizar que incluso partículas de la fracción de arena sean atacadas en su totalidad. Una gran parte del carbonato en los suelos proviene de una capa de caliche presente entre los 20 y los 40 cm de profundidad, en una amplia zona del distrito de riego, trozos de la cual son mezclados con el suelo muestreado, provocando una microvariabilidad alta a nivel de parcela.

El boro y la materia orgánica muestran coeficientes de variación medios—57 y 41%—en toda la base de datos, pero también tienen un comportamiento muy variable en cada sitio de muestreo entre 1976 y 1989. El parámetro con el menor coeficiente de variación es el pH con 4%.

Para el período considerado, no se detecta evidencias claras de tendencias acumulativas o de disminución en los parámetros analizados por sitio que, aunque eventualmente presentes, pasan desapercibidas por la variabilidad temporal, o bien por el error analítico. Los parámetros tampoco muestran diferencias constantes en los sitios de acuerdo con el año de muestreo, con excepción de los datos de los años 1987 y 1988, los cuales son prácticamente idénticos, razón por la cual fueron desechados los segundos.

Para hacer relativa la influencia de la variabilidad temporal y minimizar la influencia de los valores disparados por causa de errores analíticos, se optó por realizar los análisis subsecuentes de variabilidad espacial, con base en los valores de mediana de cada sitio de los datos entre 1976 y 1989, excluyendo 1988.

Se estimó los semivariogramas para los seis parámetros seleccionados (Figura 5a-f). Cuatro de ellos—materia orgánica, carbonatos, boro y cloruros—son omnidireccionales, dado que no se encontró variaciones significativas con alguna orientación definida. En cambio, los semivariogramas para pH y conductividad eléctrica son direccionales—dirección = 45, tolerancia = 22.5—aunque no se sugiere explicación clara por esta preferencia. Todos los *lags* utilizados durante la estimación se ajustan al requerimiento de ser menores que la mitad de la máxima distancia entre dos puntos (Clark, 1979); la mínima y la máxima distancias entre dos puntos de muestreo son 450 m y 62,850 m, respectivamente. El número de pares considerado para estimar la semivariancia para cada distancia—*lag*—es mayor que 25 (*cf.* parámetros en la Figura 5a-f), sugerido como mínimo necesario para proveer estimaciones estables en el semivariograma (Journel y Huijbregts, 1978); por lo tanto, es de esperar que las semivariancias estimadas sean confiables.

En todos los casos, como se esperaba, el efecto *nugget* está presente. Ello puede ser explicado por la falta de información en distancias más cortas a la mínima disponible. Una red de puntos de muestreo más densa sería eventualmente necesaria para establecer la dependencia espacial a nivel local, dado que los resultados que aquí se presenta son válidos únicamente a nivel regional.

El efecto *nugget* es especialmente apreciable en el caso de cloruros, pH y carbonatos totales (Figura 5b, e y f) donde el *nugget* representa más del 60% del *sill*. Las curvas ajustadas al semivariograma—modelos esféricos—sugieren que la dependencia espacial sea prácticamente nula; posiblemente las curvas correspondan de hecho al *sill* del modelo. Los modelos muestran, en conclusión, un puro efecto *nugget*. En el caso de los modelos exponenciales se obtiene un ajuste mejor, a juzgar por el coeficiente de determinación obtenido (Tabla 2).

Los semivariogramas y las curvas ajustadas de todos los demás parámetros—boro, conductividad eléctrica y materia orgánica—muestran mayor estructura hacia el origen que los tres previamente mencionados, aunque en el caso de la conductividad eléctrica, el ajuste a un modelo lineal es posible. Estos tres semivariogramas pueden ser considerados como relativamente transicionales, ya que la curva puede dividirse en dos, en atención a su pendiente. De cualquier manera, el *nugget* sigue estando también presente en estos semivariogramas.

RECOMENDACIONES

Aunque puede identificarse algunas tendencias regionales en la variación de los parámetros seleccionados, los altos valores del *nugget* respecto al *sill* y, en general, la configuración de los semivariogramas, indican que las variaciones más significativas ocurren en distancias menores a los 450 m, que corresponde a la distancia media entre puntos de muestreo. La falta de una dependencia espacial evidente puede resultar más obvia con base en las variables consideradas, las cuales son altamente sensibles a variaciones espaciales y temporales cortas.

Aunque la base de datos proporcionó información útil y suficiente para esta primera evaluación regional, es altamente recomendable mejorar la calidad de la información y complementarla con historias detalladas de los sitios de muestreo—frecuencia de riegos, calidad del agua, volúmenes de agua utilizados, rendimiento agrícola, etc. Debe prestarse atención especial a la supervisión de posibles errores metodológicos, tanto en muestreos como en análisis de laboratorio. Estos últimos pueden ser controlados por medio del análisis periódico de muestras patrón. Por último, un trabajo a futuro lo constituye la evaluación de factores de variación, tales como calidad del agua, tiempo bajo riego, propiedades de los suelos originales y prácticas de irrigación.

AGRADECIMIENTOS

Se agradece la cooperación del Ing. A. Velasco, Jefe del DR03, del Ing. López-Pacheco y del Biól. L. Hernández, del Departamento de Riego y Drenaje del mismo distrito, quienes facilitaron los datos utilizados durante el estudio.

El Prof. Dr. A. Zinck, del ITC-Enschede, de los Países Bajos; el Prof. Dr. W. Fischer, del Institut f. Bodenkunde u.

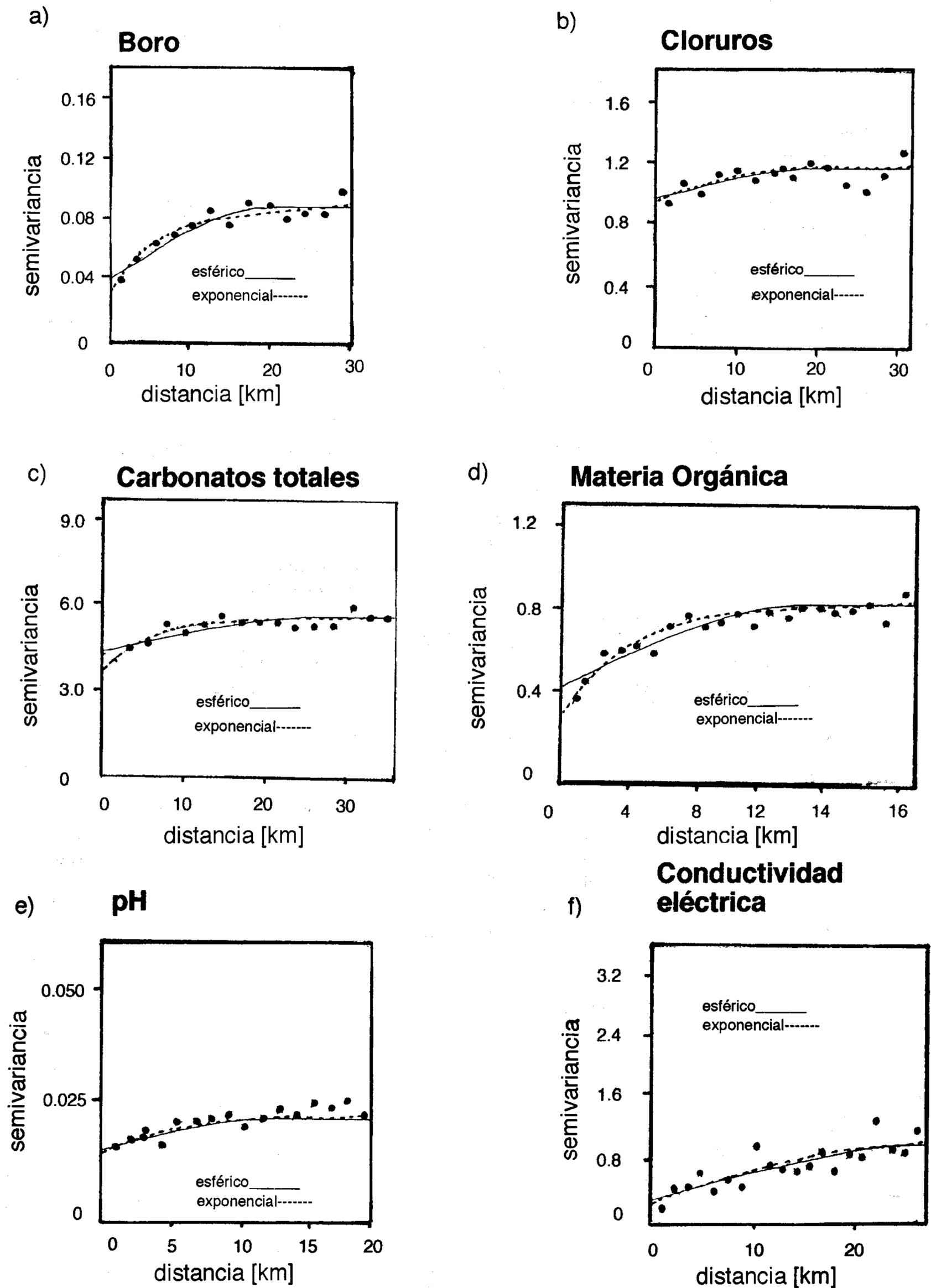


Figura 5.- (a-f) Semivariogramas de seis parámetros edáficos.

Tabla 2.- Valores de los semivariogramas (modelos esférico—Esf—y exponencial—Exp) de seis parámetros edáficos.

	SILL				RANGO		r ²	
	C ₀		C ₁		Esf	Exp	Esf	Exp
	Esf	Exp	Esf	Exp				
Boro	.039	.022	.049	.064	19910	5455	.895	.933
C.E.	.034	.297	.072	1.02	30570	20130	.650	.657
Cloruros	.969	.908	.206	.270	21280	6705	.680	.719
Carbonatos	4.34	3.46	1.26	2.04	28230	5153	.678	.829
M.O.	4.47	.318	.386	.503	14600	4015	.856	.913
pH	.016	.015	.007	.009	13160	6093	.756	.774

C.E.= Conductividad eléctrica M.O.= Materia orgánica

Standorstlehre, de la Univ. Hohenheim, de Alemania; el Dr. Jensen, del Inst. f. Matematik u. Statistik, de la Univ. Hohenheim, de Alemania; y el Dr. G. Bocco, del Colegio de la Frontera Norte, revisaron el manuscrito y aportaron valiosas sugerencias para mejorar su contenido.

La Dirección General de Asuntos del Personal Académico de la UNAM, la Deutscher Akademischer Austauschdienst y la Gottlieb-Daimler und Karl-Benz-Stiftung financiaron parcialmente los trabajos realizados.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bregt, A.K.; Bouma, J.; y Jellinek, M., 1987, Comparison of thematic maps derived from a soil map and from kriging of point data: *Geoderma*, v. 39, p. 281-291.
- Burgess, T.M., y Webster, Richard, 1980a, Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties; I, The semivariogram and punctual kriging: *Journal of Soil Science*, v. 31, p. 315-331.
- 1980b, Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties; II, Block kriging: *Journal of Soil Science*, v. 31, p. 333-341.
- Campbell, J.B., 1978, Spatial variation of sand content and pH within single continuous delineations of two soil mapping units: *Soil Science Society of America Journal*, v. 42, p. 460-464.
- Clark, Isobel, 1979, *Practical geostatistics*: Londres, Applied Science Publishers, 129 p.
- Flores-Mata, Gaudencio, y Rodríguez-Gómez, Rubén, 1970, Posibilidades agrícolas de los suelos del Distrito de Riego 03 Tula, Hidalgo: México, D.F., Secretaría de Recursos Hidráulicos, Dirección de Hidrología.
- GEOEAS, 1988, *Geostatistical Environmental Assessment Software User's Manual*: Las Vegas, Nevada, Environmental Protection Agency, 20 p.
- Gutiérrez-Ruiz, M.E., 1982, Estudio del contenido de iones inorgánicos y sus interacciones en suelos y plantas de los Distritos de Riego 03 y 88: México, D.F., Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Química, tesis de maestría, 251 p. (inédita).
- Hernández-Hernández, Leobardo, 1988, Evaluación de las características de los suelos del DR03 Tula, por el uso de agua residual en el riego agrícola: México, D.F., Instituto Politécnico Nacional, Escuela Superior de Ciencias Biológicas, tesis profesional, 112 p. (inédita).
- Hernández-Silva, Gilberto, 1990, Evaluación de suelos degradados en un área del Distrito de Riego 063, Estado de Hidalgo: México, D.F., Proyecto CONACYT-CIFAP, Clave P 218 CCOC 880360, 112 p.
- Journel, A.G., y Huijbregts, 1978, *Mining geostatistics*: Nueva York, Academic Press, 600 p.
- Laslett, G.M.; McBratney, A.B.; Pahl, P.J.; y Hutchinson, M.F., 1987, Comparison of several spatial prediction methods for soil pH: *Journal of Soil Science*, v. 38, p. 325-341.
- Martínez-Alanís, J., 1970, Estudio agrológico especial de San Salvador, Distrito de Riego 03 Tula, Hidalgo: México, D.F., Secretaría de Recursos Hidráulicos, Dirección de Agrología.
- Mascareño-Castro, Felisardo, 1974, Estudio preliminar sobre la contaminación de suelos y la producción agrícola en el D.R. 03 por el uso de aguas negras de la Ciudad de México: Chapingo, México, Universidad Nacional de Agricultura, Colegio de Posgraduados, tesis de maestría, 114 p. (inédita).
- Matheron, G., 1963, Principles of geostatistics: *Economic Geology*, v. 58, p. 1246-1266.
- Matheron, G., y Armstrong, M., eds., 1987, *Geostatistical case studies*: Londres, Reidel Publishing Co., 248 p.
- Méndez-García, Teodoro, 1982, Estudio sobre contaminación de suelos agrícolas del Valle del Mezquital, Hgo. por A.B.S., boro, y metales pesados por el uso de aguas negras de la Ciudad de México: México, D.F., Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Ciencias, tesis profesional, 134 p. (inédita).
- Oliver, Margaret; Webster, Richard; y Gerrard, John, 1989a, *Geostatistics in physical geography; part I, Theory*: Londres, Transactions, Institute of British Geographers, New Series, v. 14, p. 259-269.
- 1989b, *Geostatistics in physical geography; part II, Applications*: Londres, Transactions, Institute of British Geographers, New Series, v. 14, p. 270-286.
- Sandoval, Fernando, 1946, Informe agro-económico detallado del proyecto de riego del río Tula, Hidalgo: México, D.F., Comisión Nacional de Irrigación, Departamento Agrológico (inédito).
- Secretaría de Agricultura y Recursos Hidráulicos, 1992, Análisis de rutina en suelos: DDR03, Mixquiahuala, Hidalgo, México.
- Secretaría de Recursos Hidráulicos, 1976, Estudio agrológico complementario del distrito de riego núm. 03, de Tula, Hgo.: México, D.F., Secretaría de Recursos Hidráulicos, Subsecretaría de Planeación, Dirección General de Estudios, Dirección de Agrología, Serie Estudios, Publicación núm. 10, 66 p.
- Uehara, Goro; Trangmar, B.B.; y Yost, R.S., 1985, Spatial variability and soil properties, in Nielsen, D.R., y Bouma, J., eds., *Soil spatial variability: Proceedings of a workshop of the International Soil Science and Soil Science Society of America*, nov. 30 - dic. 1, 1984, Las Vegas, E.U.A. Pudoc, Wageningen, Países Bajos, p. 61-92.
- Webster, Richard, y Oliver, Margaret, 1992, Sample adequately to estimate variograms of soil properties: *Journal of Soil Science*, v. 43, p. 177-192.
- Yost, R.S.; Uehara, Goro; y Fox, R.L., 1980a, Geostatistical analysis of soil chemical properties of large land areas; part I, Semi-Variograms: *Soil Science Society of America Journal*, v. 46, p. 1028-1032.
- 1980b, Geostatistical analysis of soil chemical properties of large land areas; part II, Kriging: *Soil Science Society of America Journal*, v. 46, p. 1033-1037.

Manuscrito presentado: 3 de mayo de 1993.

Manuscrito corregido devuelto por el autor: 24 de septiembre de 1993.

Manuscrito aceptado: 21 de enero de 1994.