

# VARIABILIDAD ESPACIAL DEL CARBONO EN UN SUELO DESPUÉS DE 10 AÑOS DE RETIRO E INCORPORACIÓN DE RESIDUOS DE COSECHA

## Spatial Variability of Carbon in Soil after 10 Years of Incorporating and Removing Harvest Residues

David Cristóbal Acevedo<sup>1,‡</sup>, Elizabeth Hernández Acosta<sup>1</sup>,  
Ranferi Maldonado Torres<sup>1</sup> y María Edna Álvarez Sánchez<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Departamento de Suelos, Universidad Autónoma Chapingo. 56230 Chapingo, Estado de México, México.

<sup>‡</sup> Autor responsable (cristobalacevdo@yahoo.com.mx)

---

### RESUMEN

Determinar con exactitud el comportamiento del carbono orgánico del suelo, cuando se utilizan agroquímicos y se retiran los residuos de cosecha (manejo convencional, MC) y cuando los residuos de cosecha se incorporan al suelo sin el uso de agroquímicos (manejo orgánico, MO) tiene implicaciones ambientales y productivas. Para evaluar el efecto del MO y MC, sobre la densidad aparente del suelo (DAP), el carbono orgánico del suelo (COS) y el carbono capturado por el suelo (CCS), se llevó a cabo un experimento en parcelas cultivadas con maíz durante 10 años. Al final de los 10 años se efectuó un muestreo sistemático con espaciamientos de 5 m; se tomaron 152 muestras en la parcela orgánica y 72 en la parcela convencional determinando la DAP, COS y CCS. Con los datos obtenidos se analizó el comportamiento de cada variable por medio de técnicas de estadística clásica y geoestadística. El MO presentó un mayor % de COS y cantidad de CCS, así como una menor DAP en comparación con el MC; aunque desde el punto de vista estadístico no se tuvo efecto significativo ( $P > 0.05$ ) por estas prácticas. El MO incrementó la variabilidad estadística del COS y el CCS, y no afectó la variabilidad estadística de la DAP. La variabilidad espacial del COS y el CCS expresada mediante los semivariogramas y los mapas de isovalores coincidió con la variabilidad expresada por los coeficientes de variación, dados por la estadística clásica. La estructura espacial del COS y del CCS denotada por el semivariograma experimental, fue semejante para el MO y el MC. El MO provocó un incremento en la estructura espacial del COS y CCS y no tuvo efecto sobre la DAP.

**Palabras clave:** densidad aparente; maíz; muestreo de suelos; semivariogramas.

### SUMMARY

Accurately determining the behavior of soil organic carbon when agrochemicals are used and crop residues are removed (Conventional Management, CM) and when crop residues are incorporated into the soil and agrochemicals are not used (Organic Management, OM) has environmental and productive implications. To evaluate the effect of OM and CM on soil bulk density (SBD), soil organic carbon (SOC) and carbon sequestered by the soil (CSS), an experiment was conducted in plots planted with corn for 10 years. At the end of 10 years systematic sampling at a spacing of 5 m was performed: 152 samples in the organic plot and 72 in the conventional plot to determine SBD, SOC and CSS. With the data obtained, the behavior of each variable was analyzed using techniques of classical statistics and geostatistics. OM showed a higher percentage of SOC, a greater amount of CSS and a smaller SBD compared with CM, but there was no statistically significant effect ( $P > 0.05$ ) of these practices. OM increased statistical variability of SOC and CSS, but did not affect the statistical variability of the SBD. Spatial variability of SOC and CSS expressed through semivariogram and isovalue maps coincided with variability expressed by the coefficients of variation, given by classical statistics. The spatial structure of SOC and CSS denoted by the experimental semivariogram was similar to the OM and CM. OM caused an increase in the spatial structure of SOC and CSS but had no effect on SBD.

**Index words:** *bulk density; corn; soil sampling; semivariograms.*

## INTRODUCCIÓN

El implementar prácticas de manejo que afecten el contenido de carbono en los suelos tiene implicaciones ambientales, debido a que el secuestro del carbono orgánico del suelo (COS) podría reducir las emisiones agrícolas de gases de efecto de invernadero 90% (Smith *et al.*, 2007). Además, a causa de su importancia para la fertilidad del suelo y productividad, el COS es un componente integral de la estrategia de manejo del suelo (Gong *et al.*, 2009).

Las estrategias de manejo del suelo (labranza de conservación, rotación de cultivos, retorno de residuos de cosecha, enmienda orgánica y reducción de los barbechos) pueden incrementar la concentración del COS (Tong *et al.*, 2009; Mishra *et al.*, 2010; Yang *et al.*, 2012). Por ejemplo, en un terreno donde severamente se redujo el C se estimó que 830 kg ha<sup>-1</sup> año<sup>-1</sup> de COS podrían ser secuestrados por la incorporación de 90% de los residuos (Zhang *et al.*, 2006). En contraposición a lo anterior, Rumpel (2008) afirma que estudios durante largos períodos de tiempo han demostrado que el aumento de las entradas de residuos de cosecha dio lugar a poco aumento del COS.

En la actualidad, existe incertidumbre en cuanto a si la eliminación de residuos de cosecha afecta los niveles de COS (Lemke *et al.*, 2010). Huggins *et al.* (2014) sugieren que la literatura científica sobre el impacto del manejo sobre el COS es amplia, variable y en ocasiones ofrece resultados ambiguos entre y dentro de los ecosistemas. Se ha demostrado que los cambios en el COS son sitio-específicos y dependen de condiciones biofísicas y de manejo; una de las principales causas de las inconsistencias en los resultados puede ser el régimen de devolución de residuos (Su *et al.*, 2006), porque la cantidad de residuos de los cultivos que regresa al suelo es controlada directamente por los rendimientos de los cultivos y el régimen de gestión de residuos. Gollany *et al.* (2011) encontraron que la eliminación de cantidades considerables de residuos podría reducir el COS, la calidad del suelo y la sostenibilidad. En contraste, Campbell *et al.* (2005) muestran evidencia de que la eliminación de los residuos en los sistemas mal fertilizados no afectó los niveles de COS. En suelos muy fértiles, rara vez se registró la disminución prevista de COS; sin embargo, hubo una disminución en el COS

para suelos bien fertilizados en las regiones más húmedas. Powlson *et al.* (2011), en una revisión de 23 experimentos, concluyeron que, en la mayoría de los casos, la eliminación de residuos de cereales tuvo un efecto pequeño sobre el COS. Además, se advirtió que la adición de material orgánico fresco aumenta la mineralización de la “vieja” MO del suelo, por un fenómeno conocido como “efecto impulsor” (EI), que lleva a pérdidas aún mayores de COS. Fontaine *et al.* (2007) afirman que el carbono estabilizado podría ser rápidamente mineralizado en presencia de celulosa y que el EI puede ser de tal magnitud, que la pérdida de MOS “vieja” supera la formación de “nueva” MOS, a través de la humificación de la materia orgánica recién agregada, lo que lleva a una pérdida neta de COS. Se reconoce que el EI puede retardar o aumentar la mineralización MOS “vieja”. Cuando la adición de sustratos con C fresco aumenta la mineralización de MOS “vieja”, el fenómeno se nombra “EI positivo”; cuando la retarda, “EI negativo”. La activación de los microorganismos por sustratos fácilmente disponibles se considera la causa principal para la aparición de EI positivos en el suelo (Kuzyakov *et al.*, 2010).

La variabilidad espacial del COS dependiente del manejo que se hace del suelo ha sido menos estudiada que el efecto del manejo sobre el COS. Se sabe que el suelo varía espacialmente en sus propiedades, a causa de los procesos naturales durante su formación (Briggs *et al.*, 2006) y al manejo que se hace en él (Burgos *et al.*, 2006; Jaramillo, 2008; Jaramillo *et al.*, 2008). Hay más variabilidad en las propiedades químicas que en las físicas, y en los suelos sometidos al uso agropecuario que en los que están en su condición natural (Obando *et al.*, 2006). A los factores que incrementan la variabilidad de los nutrientes del suelo se suma el uso histórico del suelo; las diferencias en el manejo de los fertilizantes y de los abonos orgánicos, tanto en el tipo como en la forma de aplicarlos. Camacho *et al.* (2008) concluyeron que la distribución espacial de las propiedades químicas fue alterada por la agricultura, particularmente por la aplicación de los fertilizantes, enmiendas y sistemas de labranza en la capa superficial de los suelos bajo estudio. Henríquez *et al.* (2005) reportaron que la distribución espacial de las características químicas asociadas a la fertilidad del suelo dependió del manejo agronómico. Kravchenko *et al.* (2006) demostraron que la distribución espacial de C total bajo las prácticas de conservación se volvió más continuo y estructurado espacialmente.

Para caracterizar la variabilidad de las propiedades del suelo es posible utilizar la estadística clásica y parámetros como el coeficiente de variación (CV). No obstante, este valor no informa sobre la distribución de valores en el espacio, esto es su variabilidad espacial; para ello son útiles las técnicas geoestadísticas.

El objetivo de este estudio fue determinar mediante técnicas estadísticas y geoestadísticas si durante 10 años de producción de maíz el manejo orgánico, consistente en la incorporación de residuos de cosecha, y el manejo convencional, con retiro de residuos de cosecha y fertilización mineral, provocaron un comportamiento diferente del COS.

## MATERIALES Y MÉTODOS

El estudio se realizó en el Campo Agrícola Experimental de la Universidad Autónoma Chapingo, México, en la granja orgánica “Efraím Hernández Xolocotzin”, ubicada a 19° 29’ 00” N y 98° 53’ 00” O, a una altitud de 2250 m. De acuerdo con García (1988), el clima es C(w<sub>0</sub>)(w)b(i’)g, que corresponde a templado subhúmedo, con precipitación media anual de 645 mm y temperatura promedio anual de 15 °C, con heladas tempranas a fines de septiembre y tardías en abril. En el sitio hay dos lotes: uno dentro de la granja orgánica con un área de 3150 m<sup>2</sup> donde se estableció el manejo orgánico (MO) y otro contiguo a este, con una separación de 4 m y un área de 1375 m<sup>2</sup>, con manejo convencional (MC). Para los dos, durante los 10 años (del 2001 al 2010), el sistema de labranza aplicado fue el convencional, que consistió en barbecho, rastreo, surcado y siembra. El establecimiento del cultivo de maíz fue en el mes de mayo. En el caso del manejo convencional, se utilizó la fórmula de fertilización de 200-100-60 (kg ha<sup>-1</sup> de N - P<sub>2</sub>O<sub>5</sub> - K<sub>2</sub>O); durante los diez ciclos de cultivo usando como fuente de N, P y K sulfato de amonio (21% N), superfosfato simple (18% P<sub>2</sub>O<sub>5</sub>) y sulfato de potasio (50% K<sub>2</sub>O), respectivamente. Al momento de la siembra se aplicó 50% de N, todo el P y K. El 50% restante de N se aplicó al final del desarrollo vegetativo. En el sistema orgánico no se realizó fertilización mineral, solo la incorporación de residuos de cosecha (hojas y tallos de maíz) del periodo anterior, durante los 10 ciclos de cultivo. La cantidad de residuos de cosecha incorporados fue variable con un valor medio de 8060 kg ha<sup>-1</sup>. El suelo es un inceptisol de textura franco arenosa (62.04% de arena, 20.72% de limo y 17.24% de arcilla), densidad aparente 1.4 g cm<sup>-3</sup>,

profundidad 1.2 m, pendiente 2%, pH 6.6, conductividad eléctrica (C.E) 215 μS cm<sup>-1</sup>, CIC 11.31 cmol (+) kg<sup>-1</sup>, P-Olsen 24.5 mg kg<sup>-1</sup> y K1.46 mg kg<sup>-1</sup>.

## Muestreo y Determinaciones Físicas y Químicas

En el mes de noviembre del décimo año de cultivo, 2010, se realizó un muestreo sistemático que consistió en el trazado de una cuadrícula con equidistancias de 5 m. Se tomaron los nodos como puntos de muestreo y se obtuvieron, en la parcela orgánica, 152 puntos de muestreo, con los que se cubrió el área de 3150 m<sup>2</sup>. En la parcela convencional, hubo 72 puntos de muestreo, que cubren el área de 1375 m<sup>2</sup>; en cada uno de los puntos se tomó una muestra de suelo a la profundidad de 0-30 cm. A las muestras se les realizaron las siguientes determinaciones: carbono orgánico por el método de Walkley y Black, (Walkley y Black, 1934), densidad aparente (DAP) por el método de la probeta que consistió en colocar 50 g de suelo tamizado en una probeta de plástico, golpeándola desde una altura de 20 cm, para posteriormente determinar el volumen que ocupaban las partículas del suelo. Para determinar la eficiencia del método, se tomaron 10 muestras de núcleos de manera aleatoria en cada manejo, determinando la DAP por el método del terrón. Para determinar el carbono orgánico capturado por el suelo, se aplicó la siguiente fórmula (Luis-Mejía *et al.*, 2007):

$$CCS = COS * DAP * P * 100 \quad (1)$$

donde: CCS = carbono capturado en el suelo (Mg ha<sup>-1</sup>), COS= contenido de carbono en el suelo (%), DAP = densidad aparente (Mg m<sup>-3</sup>), P = profundidad del suelo (m).

## Análisis Estadístico y Geoestadístico

Para determinar el efecto de los MO y MC sobre las variables DAP, COS y CCS se tomaron 20 muestras de manera aleatoria del conjunto de 152 y 72 muestras del MO el MC, respectivamente. Los 20 datos fueron tomados como repeticiones y para el análisis de varianza se usó el software SAS (2014). Para hacer la comparación de la variabilidad espacial del MO con el MC y tener la misma área y el mismo número de determinaciones, de los 152 datos del MO se tomaron 72 datos en forma sistemática. Lo anterior se hizo para determinar la diferencia en el coeficiente de variación

(CV) al cambiar la magnitud del área en el MO, pues este no sigue un patrón regular en relación con la escala; es decir, al aumentar el área, el coeficiente de variación se incrementa y a medida que el área disminuye, el CV también. A los conjuntos de datos de 152 y 72 para MO, y 72 para MC, 20 para MO y 20 para MC se obtuvieron los valores de tendencia central y de dispersión, para cada variable. Con la finalidad de saber el número de muestras a tomar y las determinaciones por efectuar, para trabajar con 95% de confianza ( $\alpha = 0.05$ ) y un error (D) de 5%; se utilizó la ecuación siguiente (Oliver *et al.*, 2006).

$$N = \frac{t^2_{\alpha, n-1} S^2}{D^2} \quad (2)$$

donde: N = número de muestras a tomar o determinaciones a realizar, t = valor de t de Student,  $\alpha$  = nivel de significancia, n = número de muestras tomadas en la prueba,  $S^2$  = varianza y D = error permitido con respecto a la media. Para determinar si las variables tenían una distribución normal, se hicieron las pruebas de Shapiro-Wilk, Anderson-Darling y Kolmogorov-Smirnov. Con los datos de DAP, COS, CCS utilizando el software GEO-EAS (1991) se obtuvieron los valores de semivarianza, con la siguiente ecuación (Gallardo, 2006).

$$\gamma(h) = \frac{1}{2n(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} [Z(xi) - Z(xi+h)]^2 \quad (3)$$

donde:  $\gamma(h)$  = semivarianza en función de la distancia,  $Z(xi)$  = valor de la variable en el punto i;  $Z(xi+h)$  = valor

de la variable en el punto xi + h,  $n(h)$  = número de veces que dos puntos distintos están separados por una misma distancia h. Una vez que se obtuvieron los datos de semivarianza se construyeron los semivariogramas experimentales, según los modelos teóricos correspondientes. Con ayuda del SURFER (Golden Software Inc., 2014), se generaron los mapas de isovalores para visualizar y analizar la variabilidad especial de las variables COS y CCS.

A los 172 y 72 datos del MO y MC, respectivamente de las variables DAP, COS y CCS, se les efectuaron las pruebas de normalidad con los criterios de Shapiro-Wilk, Anderson-Darling y Kolmogorov-Smirnov para determinar si los datos provenían de las mismas funciones de distribución.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### Manejo Orgánico y Convencional

No hubo efecto estadístico significativo ( $P > 0.05$ ) entre los manejos orgánico y convencional sobre las variables DAP, COS y CCS, aunque los valores estuvieron muy cerca del valor 0.05 (Cuadro 1). Lo anterior se atribuye a que la variabilidad entre los manejos (CV = 2.064, 39.157 y 36.638) fue menor que dentro de estos (CV = 2.200, 42.700 y 42.000) para las variables DAP, COS y CCS, respectivamente (Cuadro 3).

Las diferencias de los valores medios fueron de 0.0190 Mg m<sup>-3</sup>, 0.2120% y 8.6190 Mg m<sup>-3</sup>, para las variables DAP, COS y CCS respectivamente; siendo mayor la DAP para el MC y el COS y CCS para MO. Los resultados de la DAP se deben a que esta tiene un comportamiento inverso con los contenidos de materia

**Cuadro 1. Análisis de varianza y prueba de Tukey ( $\alpha = 0.05$ ) para las variables densidad aparente (DAP), carbono orgánico del suelo (COS) y carbono capturado (CCS) con los manejos orgánico (MO) y convencional (MC), a partir de 20 muestras de suelo tomadas de manera aleatoria en cada parcela.**

Variables	Pr >	CV	Tratamiento	Valor medio	DMS ( $\alpha = 0.05$ )
DAP (Mg m <sup>-3</sup> )	0.0515	2.064	MO	1.4380 a	0.0191
			MC	1.4570a	
COS (%)	0.0622	39.157	MO	0.9970 a	0.2234
			MC	0.7850 a	
CCS (Mg ha <sup>-1</sup> )	0.0758	36.638	MO	42.9480a	9.5575
			MC	34.3290 a	

Valores medios con la misma letra no son estadísticamente significativos bajo la prueba de Tukey ( $\alpha = 0.05$ ). CV = coeficiente de variación. DMS = diferencia mínima significativa.

**Cuadro 2. Valores de tendencia central, dispersión y de forma para las variables densidad aparente del suelo (DAP), carbono orgánico del suelo (COS) y carbono capturado del suelo (CCS) para los manejos orgánico 152 determinaciones (MO152), 72 determinaciones (MO72) y manejo convencional 72 determinaciones (MC72).**

	MO152			MO72			MC72		
	DAP	COS	CCS	DAP	COS	CCS	DAP	COS	CCS
	Mg m <sup>-3</sup>	%	Mg ha <sup>-1</sup>	Mg m <sup>-3</sup>	%	Mg ha <sup>-1</sup>	Mg m <sup>-3</sup>	%	Mg ha <sup>-1</sup>
$\bar{X}$	1.44	0.986	42.412	1.43	0.990	42.480	1.46	0.736	32.202
S <sup>2</sup>	0.001	0.216	396.490	0.001	0.238	444.318	0.001	0.067	127.393
CV	2.00	47.20	46.90	1.70	44.00	44.00	2.00	35.15	35.05
S	-0.760	0.959	0.951	-0.268	1.090	1.088	-0.156	-0.097	-0.130
K	1.215	0.857	0.919	-0.587	0.772	0.776	0.509	0.192	0.080
N	1	347	344	1	386	392	1	197	195

$\bar{X}$  = media aritmética; S<sup>2</sup> = varianza; CV = coeficiente de variación; S = sesgo; K = kurtosis y N = número muestras por tomar o determinaciones por realizar para trabajar con 95% de confianza ( $\alpha = 0.05$ ) y un error (D) de 5%.

orgánica (Salamanca y Sadeghian, 2005), que a su vez depende directamente de los contenidos de carbono: al ser mayor el carbono, como ocurrió en el MO, la DAP disminuyó. En el caso del COS y el CCS, su comportamiento se atribuye a que la parcela con MO recibió los aportes de residuos de cosecha durante los 10 años, con un aporte promedio de COS por año de 0.02120% y de CCS de 0.86190 Mg ha<sup>-1</sup> más que en el MC. Este resultado coincide con lo reportado por Mishra *et al.* (2010) y Yang *et al.* (2012). Para el MO, la cantidad mayor de CCS es similar a la reportada por Zhang *et al.* (2006), quienes registraron 830 kg ha<sup>-1</sup> año<sup>-1</sup>; al igual que Rumpel (2008). El incremento en el COS y el CCS debió ser mayor, pero la labranza convencional aplicada a los MO y MC, pudo mermar la MOS como resultado del aumento de la tasa de mineralización del carbono orgánico (Yu *et al.*, 2006). Por lo anterior, una alternativa para elevar las cantidades de COS bajo

incorporación de residuos de cosecha sería el reducir las labores de labranza mediante el establecimiento de un sistema de labranza mínima.

### Variabilidad Estadística

La variabilidad estadística expresada por el coeficiente de variación (CV) fue menor para la DAP: se necesitó solo una muestra para trabajar con un nivel de significancia  $\alpha$  de 0.05 y un error de 0.05%, respecto de la media (Cuadro 2). Lo anterior se debió a que el método de la probeta homogenizó la muestra de la prueba; además dicha variable presenta coeficientes de variación muy bajos (Larreal *et al.*, 2009). Se puede afirmar que con el método de la probeta se obtuvo un valor medio de la DAP similar al registrado con el método del terrón parafinado, efectuado a 10 muestras tomadas de manera aleatoria en las parcelas orgánica y

**Cuadro 3. Valores de tendencia central, dispersión y de forma para la muestra de tamaño 20 en el manejo orgánico (MO) y convencional (MC).**

	MO			MC		
	DAP	COS	CC	DAP	COS	CCS
	Mg m <sup>-3</sup>	%	Mg ha <sup>-1</sup>	Mg m <sup>-3</sup>	%	Mg ha <sup>-1</sup>
$\bar{X}$	1.44	0.998	42.948	1.46	0.786	34.329
S <sup>2</sup>	0.001	0.182	325.950	0.001	0.061	119.826
CV	2.20	42.70	42.00	2.00	31.40	31.90
S	-0.985	0.213	0.146	0.616	-0.801	-0.700
K	1.818	-0.443	-0.390	-0.375	0.417	0.199
N	1	320	309	1	173	178

$\bar{X}$  = media aritmética; S<sup>2</sup> = varianza; CV = coeficiente de variación; S = sesgo; K = kurtosis y N = número muestras por tomar o determinaciones por realizar, para trabajar con 95 % de confianza ( $\alpha = 0.05$ ) y un error (D) de 5%.

convencional, los resultados fueron de 1.42 Mg m<sup>-3</sup> para el MO y de 1.47 Mg m<sup>-3</sup> para el MC.

Las variables con una variabilidad estadística mayor fueron COS y CCS en el MO con CV de 44.00 y 44.00%, respectivamente, en comparación con el MC con CV de 35.15 y 35.00%, respectivamente (Cuadro 2). Lo anterior se debió a que las incorporaciones de residuos de cosecha en el MO no fueron homogéneas; hubo sitios con mayor y menor concentración de residuos, lo que incrementó los CV, como ya lo habían relatado Obando *et al.* (2006). Los CV fueron superiores a los reportados por Gallardo y Paramá (2007) de 21.59 y 20.93%, y a los registrados por Navas *et al.* (2012) de 22.8 y 22.6%, en sistemas sin incorporación de residuos de cosecha para el COS. Al incrementarse la variabilidad estadística se incrementó el número de determinaciones (N), para trabajar con un nivel de significancia  $\alpha$  de 0.05 y un error de 0.05 % con respecto a la media, y un número máximo para la variable CCS de 392.

Se observó que al cambiar el tamaño de la parcela con manejo orgánico de 3150 m<sup>2</sup> (MO152) a 1375 m<sup>2</sup> (MO72) con un porcentaje de disminución de área de 56.35%, disminuye el CV 15, 6.78 y 6.18% para DAP, COS y CCS, respectivamente. Por ello no se tuvo un comportamiento proporcional entre la disminución del área y la disminución de variabilidad estadística dada por el CV.

Al analizar los resultados de los Cuadros 2 y 3, se observa que la muestra de tamaño 20 fue representativa, sobre todo en los valores medios. En el caso de la DAP,

los resultados fueron los mismos que al tomar todos los valores. En el caso de las variables COS y CCS, las diferencias fueron mínimas. Al analizar el comportamiento del CV, se observó que los valores de variabilidad fueron menores para la muestra, con una diferencia de alrededor de 10%, con respecto al total de los valores, lo que impactó con un menor número de determinaciones.

Analizando los mismos cuadros para el sesgo (S) y el kurtosis (K), al considerar todos los valores y los de la muestra de tamaño 20, se observa que para el MO y el MC el comportamiento es irregular para las variables analizadas, pues en algunos casos se incrementaron los resultados y en otros disminuyeron, y en unos se cambia de signo y en otros no. Por lo anterior, se puede afirmar que S y K son parámetros estadísticos altamente sensibles en relación con el tamaño de muestra.

Las variables COS y CCS se ajustaron a una distribución normal bajo las tres pruebas de bondad de ajuste, tanto en el MO como en el MC (Cuadro 4); por lo anterior, las variables son comparables en el análisis de variabilidad, al tener una distribución de probabilidades homogénea. La variable DAP no se ajustó a una distribución normal bajo los criterios de Shapiro-Wilk y Anderson-Darling, tanto para el MO como para el MC, pero si lo hizo bajo el criterio de Kolmogorov-Smirnov, por lo que, desde el punto de vista del manejo, la variabilidad es comparable y las posibles diferencias no se deberán a que los datos provienen de diferentes funciones de distribución de probabilidades.

**Cuadro 4. Prueba de bondad de ajuste ( $\alpha = 0.05$ ) para las variables densidad aparente (DAP), Carbono orgánico del suelo (COS) y carbono capturado por el suelo (CCS) con los manejos orgánico (MO) y convencional (MC).**

Manejo	Prueba de bondad de ajuste	DAP	COS	CCS
		Mg m <sup>-3</sup>	%	Mg ha <sup>-1</sup>
		----- p-valor -----		
MO	Shapiro-Wilk	0.0001	0.668	0.707
	Anderson-Darling	0.0001	0.615	0.788
	Kolmogorov-Smirnov	0.288	0.157	0.132
	Valor crítico K-S	0.294	0.294	0.294
MC	Shapiro-Wilk	0.0001	0.219	0.219
	Anderson-Darling	0.0001	0.149	0.149
	Kolmogorov-Smirnov	0.281	0.192	0.167
	Valor crítico K-S	0.294	0.294	0.294

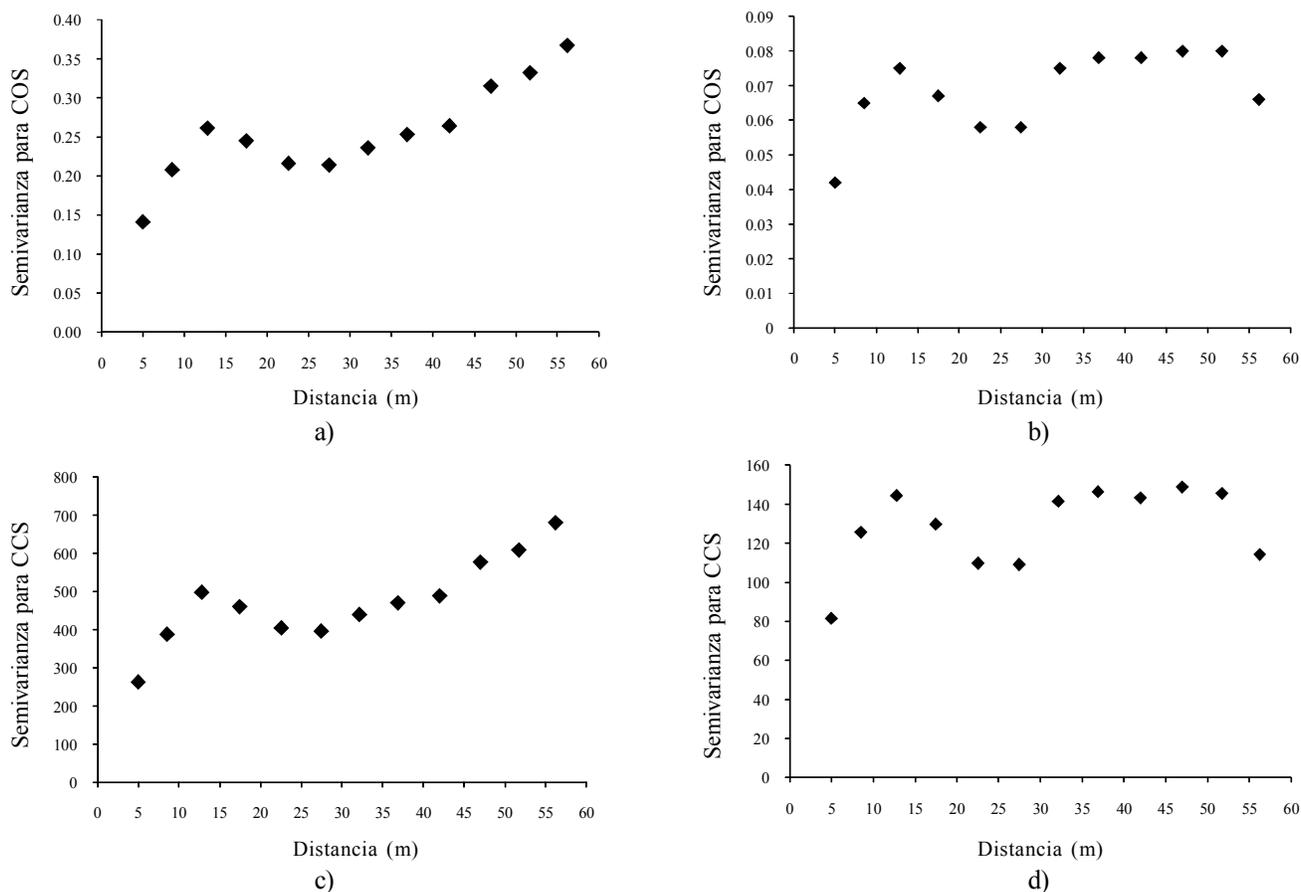
Para Shapiro-Wilk y Anderson-Darling cuando el p-valor computado es menor que el nivel de significación  $\alpha = 0.05$  se debe rechazar la hipótesis de que la variable de la cual se extrajo la muestra sigue una distribución normal. Para Kolmogorov-Smirnov cuando el valor es menor que el valor crítico se acepta que la variable sigue una distribución normal ( $\alpha = 0.05$ ).

## Variabilidad Espacial

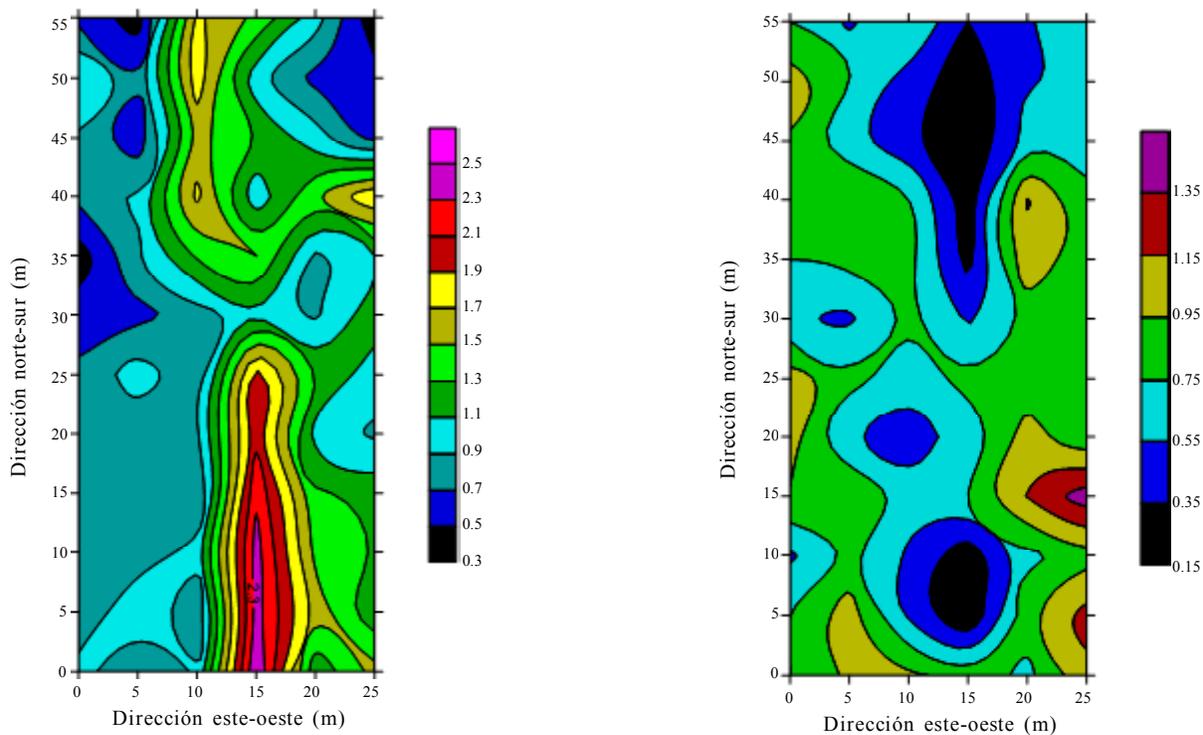
Las variables COS y CCS con MO (Figura 1a y c) presentaron una mayor estructura espacial, pues a medida que se incrementó la distancia, se elevaron los valores de semivarianza, de manera más clara que en el caso del MC (Figura 1b y d). Este resultado coincide con Kravchenko *et al.* (2006), quienes demostraron que la distribución espacial de C total, bajo las prácticas de labranza de conservación, se volvió más espacialmente continua y estructurada. La diferencia de los valores de semivarianza entre el primero y último punto fue más amplia para el MO, lo que denota una mayor variabilidad espacial en comparación con el MC. Es importante notar que la estructura espacial de las variables COS y CCS fue la misma para los MO y MC, a pesar de que, para obtener el valor CCS, interviene la DAP. Pero al tener un coeficiente de variación bajo (2%), no modificó la estructura espacial del COS. La DAP no presentó estructura espacial debido a que sus valores fueron casi constantes. Los modelos teóricos a los que se ajustaron

los semivariogramas experimentales, utilizando el procedimiento de mínimos cuadrados, fueron el modelo lineal para el COS y el CCS con MO y al modelo esférico para el COS y el CCS con MC.

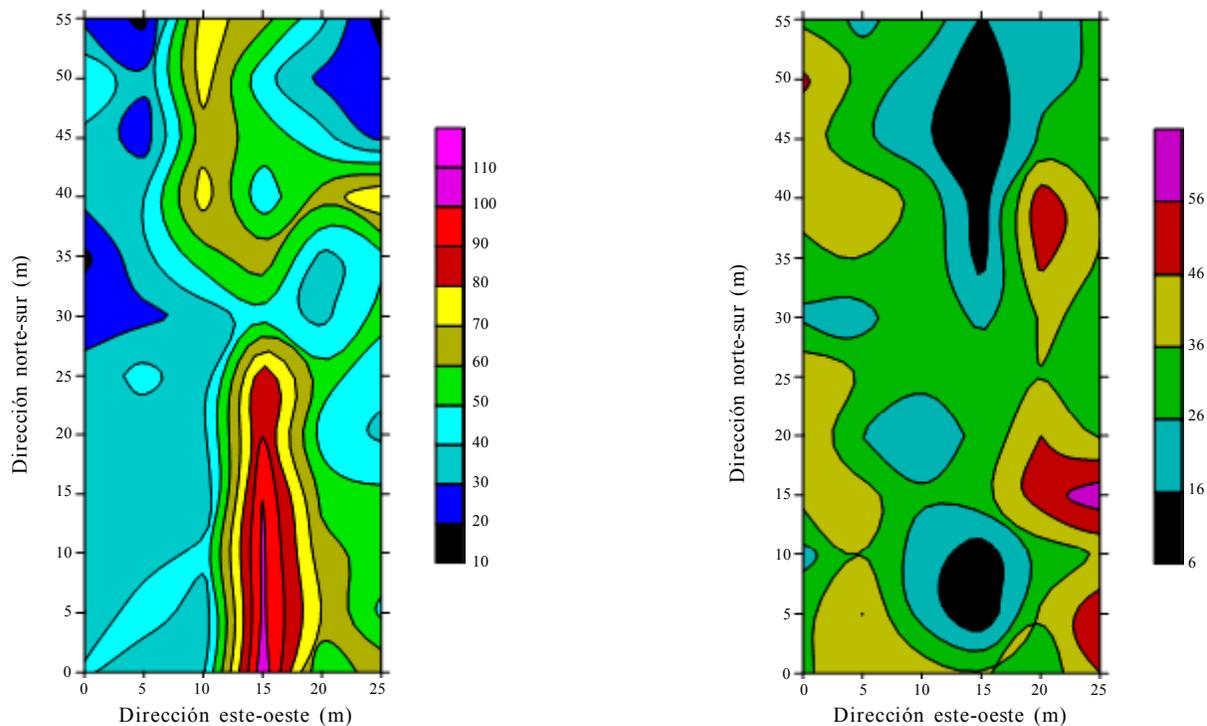
Como se observa en las Figuras 2 y 3, el COS y el CCS con manejo convencional presentaron una menor variabilidad espacial; es decir, sus valores fueron más homogéneos en comparación con el manejo orgánico. Para el manejo orgánico como para el convencional, la más alta variabilidad espacial se presentó en la dirección este a oeste, perpendicular a la dirección del surcado y a la pendiente en los dos manejos. Si se compara la variabilidad estadística dada por los coeficientes de variación, con la variabilidad espacial dada por las líneas de isovalores, para COS y CCS la variabilidad estadística y la variabilidad espacial coincidieron. Es decir los coeficientes de variación para el manejo orgánico fueron mayores en comparación con los del manejo convencional y del mismo modo se comportó la variabilidad espacial.



**Figura 1.** Semivariogramas experimentales para carbono orgánico en el suelo (COS), a) con manejo orgánico (MO), b) con manejo convencional (MC) y carbono capturado por el suelo (CCS), c) con manejo orgánico (MO), d) con manejo convencional (MC).



**Figura 2.** Distribución de los % de carbono orgánico del suelo (COS) en los lotes con manejo orgánico (izquierda) y manejo convencional (derecha), a una profundidad de 0-30 cm, después de 10 ciclos de cultivo de maíz año 2001 a 2010, por el método de interpolación de Kriging.



**Figura 3.** Distribución de los contenidos de carbono capturado del suelo (CCS) en  $\text{Mg ha}^{-1}$  en los lotes con manejo orgánico (izquierda) y manejo convencional (derecha), a una profundidad de 0-30 cm, después de 10 ciclos de cultivo de maíz año 2001 a 2010, por el método de interpolación de Kriging.

## CONCLUSIONES

Después de 10 años de incorporación y retiro de residuos de cosecha de maíz en el suelo, (manejo orgánico (MO) y manejo convencional (MC), en el MO existió una mayor proporción de carbono orgánico del suelo (COS) y una mayor cantidad de carbono capturado por el suelo (CCS), así como una menor densidad aparente del suelo (DAP) en comparación con el MC. No obstante desde el punto de vista estadístico no se tuvo efecto significativo ( $P > 0.05$ ) por estas prácticas. El MO incrementó la variabilidad estadística del COS y el CCS manifestada por el CV, y no afectó la variabilidad estadística de la DAP. La disminución de la variabilidad del COS, CCS y DAP en el MO no fue proporcional a la disminución del área. Las muestras de tamaño 20 tomadas para realizar el ANVA fueron representativas del total de las muestras (152 para el MO y 72 para el MC) pues sus parámetros de tendencia central y de dispersión fueron iguales. Los parámetros de forma como el kurtosis y el sesgo, al contrario, fueron altamente sensibles a la disminución del tamaño de muestra. La variabilidad espacial del COS y el CCS expresada por medio de los semivariogramas y los mapas de isovalores coincidió con la variabilidad expresada a través de los coeficientes de variación, dados por la estadística clásica. La estructura espacial del COS y del CCS denotada por el semivariograma fue semejante para el MO y el MC. La incorporación de los residuos de cosecha provocó una mayor estructura espacial de las variables COS y CCS y no tuvo efecto sobre la DAP. La menor variabilidad estadística y espacial de la DAP provocó una falta de estructura espacial tanto en el MO como en el MC.

## LITERATURA CITADA

- Briggs, C. A. D., A. J. Busacca, and P. A. McDaniel. 2006. Pedogenic processes and soil-landscape relationships in North Cascades National Park, Washington. *Geoderma* 137: 192-204.
- Burgos, P., E. Madejón, A. Pérez-de-Mora, and F. Cabrera. 2006. Spatial variability of the chemical characteristics of a trace-element-contaminated soil before and after remediation. *Geoderma* 130: 157-175.
- Camacho-Tamayo, J. H., A. L. Carlos, and R. L. Fabio. 2008. Effect of agricultural intervention on the spatial variability of some soils chemical properties in the eastern plains of Colombia. *Chilean J. Agric. Res.* 68: 42-55.
- Campbell, C. A., H. H. Janzen, K. Paustian, E. G. Gregorich, L. Sherrod, B. C. Liang, and R. P. Zentner. 2005. Carbon storage in soils of the North American Great Plains: Effect of cropping frequency. *Agron. J.* 97: 349-363.
- Fontaine, S., S. Barot, P. Barré, N. Bdioui, B. Mary, and C. Rumpel. 2007. Stability of organic carbon in deep soil layers controlled by fresh carbon supply. *Nature* 450: 277-280.
- Gallardo, A. 2006. *Geostatística*. 2006. *Ecosistemas* 15: 48-58.
- Gallardo, A. and R. Paramá. 2007. Spatial variability of soil elements in two plant communities of NW Spain. *Geoderma* 139: 199-208.
- García, E. 1988. Modificaciones al sistema de clasificación climática de Köppen. Instituto de Geografía, Universidad Nacional Autónoma de México. México, D. F.
- GEO-EAS (Geostatistical Environmental Assessment Software). 1991. Environmental Monitoring System Laboratory. Las Vegas, NV, USA.
- Golden Software Inc. 2014. Surfer for Windows: release 12.0: contouring and 3D surface mapping for scientist's engineers user's guide. Golden Software. New York, NY, USA.
- Gollany, H. T., R. W. Rickman, Y. Liang, S. L. Albrecht, S. Machado, and S. Kang. 2011. Predicting agricultural management influence on long-term soil organic carbon dynamics: Implications for biofuel production. *Agron. J.* 103: 234-246.
- Gong, W., X.-Y. Yan, J.-Y. Wang, T.-X. Hu, and Y.-B. Gong. 2009. Long-term manuring and fertilization effects on soil organic carbon pools under a wheat-maize cropping system in North China Plain. *Plant Soil* 314: 67-76.
- Henríquez, C., R. Killorn, F. Bertsch y F. Sancho. 2005. La geostatística en el estudio de la variación espacial de la fertilidad del suelo mediante el uso del interpolador kriging. *Agron. Costarricense* 29: 73-81.
- Huggins, D. R., C.E. Kruger, K.M. Painter, and D.P. Ueberuaga. 2014. Site-specific trade-offs of harvesting cereal residues as biofuel feedstocks in dryland annual cropping systems of the Pacific Northwest, USA. *BioEnergy Res.* 7: 598-608.
- Jaramillo, D. F. 2008. Variabilidad espacial de las propiedades químicas del epipedón de un Andisolhidromórfico del Oriente Antioqueño (Colombia). *Rev. Fac. Nal. Agr. Medellín* 61: 4588-4599.
- Jaramillo J., D., H. González S. y F. Álvarez M. 2008. Variabilidad espacial de algunas propiedades físico-mecánicas de suelos de textura pesada. *Rev. CES Med. Vet. Zoo.* 3: 10-19.
- Kravchenko, A. N., G. P. Robertson, X. Hao, and D. G. Bullock. 2006. Management practice effects on surface total carbon: Differences in spatial variability patterns. *Agron. J.* 98: 1559-1568.
- Kuzyakov, Y. 2010. Priming effects: Interactions between living and dead organic matter. *Soil Biol. Biochem.* 42: 1363-1371.
- Larreal, M., I. Chirinos, L. Jiménez, V. Polo, W. Peters y N. Noguera. 2009. Variabilidad de algunas de las propiedades físicas de un suelo para la definición de la serie "Los Cortijos", sector semiárido de la altiplanicie de Maracaibo, Venezuela. *Rev. Cient. UDO Agríc.* 9: 925-936.
- Lemke, R. L., A. J. VandenBygaart, C. A. Campbell, G. P. Lafond, and B. Grant. 2010. Crop residue removal and fertilizer N: effects on soil organic carbon in a long-term crop rotation experiment on aUdic Boroll. *Agric. Ecosyst. Environ.* 135: 42-51.
- Luis-Mejía, S., A. Gómez-Guerrero, J. D. Etchevers-Barra, G. Ángeles-Pérez, M. López-López y W. R. Horwath. 2007. Acumulación de carbono orgánico en el suelo en reforestaciones de *Pinus michoacana*. *Agrociencia* 41: 711-721.

- Mishra, U., D. A. N. Ussiri, and R. Lal. 2010. Tillage effects on soil organic carbon storage and dynamics in Corn Belt of Ohio USA. *Soil Tillage Res.* 107: 88-96.
- Navas, A., L. Gaspar, L. Quijano, M. López-Vicente, and J. Machín. 2012. Patterns of soil organic carbon and nitrogen in relation to soil movement under different land uses in mountain fields (South Central Pyrenees). *Catena* 94: 43-52.
- Obando M., F., A. M. Villegas, J. H. Betancur y L. Echeverri T. 2006. Variabilidad espacial de propiedades químicas y físicas en un Typic Udivitrands arenoso de la región andina central colombiana. *Rev. Fac. Nal. Agr. Medellín* 59: 3217-3235.
- Oliver, M. A., J. R. Archer, S. J. Baxter, A. D. Todd, and R. J. Skinner. 2006. The representative soil sampling scheme of England and Wales: A statistical analysis of topsoil nutrient status and pH between 1971 and 2001. *Soil Use Manage.* 22: 372-382.
- Powlson, D. S., M. J. Glendinning, K. Coleman, and A. P. Whitmore. 2011. Implications for soil properties of removing cereal straw: Results from long-term studies. *Agron. J.* 103: 279-287.
- Rumpel, C. 2008. Does burning of harvesting residues increase soil carbon storage? *J. Soil Sci. Plant Nutr.* 8: 44-51.
- Salamanca J., A. y S. Sadeghian. 2005. La densidad aparente y su relación con otras propiedades en suelos de la zona cafetera colombiana. *Cenicafé* 56: 381-397.
- SAS Institute. 2014. Base SAS 9.4 procedures guide: Statistical procedures. SAS Institute. Cary, NC, USA.
- Smith, P., D. Martino, Z. Cai, D. Gwary, H. Janzen, P. Kumar, B. McCarl, S. Ogle, F. O'Mara, C. Rice, B. Scholes, O. Sirotenko, M. Howden, T. McAllister, G. Pan, V. Romanenkov, U. Schneider, and S. Towprayoon. 2007. Policy and technological constraints to implementation of greenhouse gas mitigation options in agriculture. *Agric. Ecosyst. Environ.* 118: 6-28.
- Su, Y. Z., F. Wang, D. R. Suo, Z. H. Zhang, and M. W. Du. 2006. Long-term effect of fertilizer and manure application on soil-carbon sequestration and soil fertility under the wheat-wheat-maize cropping system in northeast China. *Nutr. Cycl. Agroecosyst.* 75: 285-295.
- Tong, C., H. Xiao, G. Tang, H. Wang, T. Huang, H. Xia, S. J. Keith, Y. Li, S. Liu, and J. Wu. 2009. Long-term fertilizer effects on organic carbon and total nitrogen and coupling relationships of C and N in paddy soils in subtropical China. *Soil Tillage Res.* 106: 8-14.
- Walkley, A. and I. A. Black. 1934. An examination of the Degthareff method for determining soil organic and a proposed modification of chromic acid titration method. *Soil Sci.* 27: 29-38.
- Yang, X. W. Ren, B. Sun, and S. Zhang. 2012. Effects of contrasting soil management regimes on total and labile soil organic carbon fractions in a loess soil in China. *Geoderma* 177-178: 49-56.
- Yu, G., H. Fang, L. Gao, and W. Zhang. 2006. Soil organic carbon budget and fertility variation of black soils in Northeast China. *Ecol. Res.* 21: 855-867.
- Zhang, F., C. Li, Z. Wang, and H. Wu. 2006. Modeling impacts of management alternatives on soil carbon storage of farmland in Northwest China. *Biogeosciences* 3: 451-466.