

DISTRIBUCIONES ESPACIALES DE MALEZAS Y RENDIMIENTO DE MAÍZ EN LABRANZA REDUCIDA Y CONVENCIONAL

WEED AND CORN YIELD SPATIAL DISTRIBUTIONS IN REDUCED AND CONVENTIONAL TILLAGE

Mario Domingo Amador-Ramírez* y J. Santos Escobedo-Rosales

Campo Experimental Calera, Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias. Apdo. Postal 18. C.P. 98500. Calera V. R., Zac. México. Tel.: 01(478) 985-0198 Fax: 01(478) 985-0363. Correo electrónico: amadorm@inifapzac.sagarpa.gob.mx

* Autor para correspondencia

RESUMEN

La estructura espacial de la distribución de malezas y del rendimiento de maíz (*Zea mays* L.) es poco conocida, porque el análisis de estas variables con el uso de métodos estadísticos convencionales implica suponer que las poblaciones de malezas y rendimiento de maíz se distribuyen homogéneamente en los campos de cultivo. En esta investigación se usaron técnicas geoestadísticas para describir y elaborar mapas de la distribución de malezas y rendimiento de grano del maíz en 2001, en respuesta a la supresión del barbecho y surcado, en comparación a la labranza convencional. Se encontró que el rendimiento de grano de maíz y la población total de malezas se distribuyeron en agregados. El modelo exponencial proporcionó el mejor ajuste a los datos de población de malezas después de las escardas y del rendimiento de grano. Mediante estimaciones hechas con el método de kriging se elaboraron mapas bidimensionales, en los cuales el terreno, mostró dos áreas de alta densidad de malezas en su extremo sur; así como dos áreas con rendimientos intermedios de grano con pequeñas zonas de rendimientos altos y bajos de maíz. Los patrones espaciales del rendimiento de grano y malezas sugieren la nula influencia de éstas sobre el rendimiento. El monitoreo a largo plazo de las poblaciones de maleza y rendimiento de maíz será necesario para caracterizar sus patrones espaciales, con lo cual se aumentaría la eficiencia del manejo del cultivo al incluir el efecto del tipo de labranza y el uso de herbicidas, fertilizantes y riego.

Palabras clave: *Zea mays* L., distribución numérica, geoestadística, semivariograma, kriging.

SUMMARY

Little is known about the spatial structure of weeds and of the corn yield distribution because the analysis of these variables with conventional statistical methods assume that both weed population and corn grain yield are homogeneously distributed within cropped fields. In this research, geostatistical techniques were used to describe and map the distribution of weeds and corn yield in response to the suppression of moldboard plowing and ridge-till as compared to conventional tillage, in 2001. It was found that corn yield and total weed population were distributed in aggregates. Exponential model provided the best fit to data of weed population after

cultivation and of corn yield. Estimates by kriging were used to draw bi-dimensional maps, which showed two areas of high weed density at its southern extreme, as well as two areas of intermediate grain yield with small zones containing low and high corn yields. Spatial patterns of corn yield and weeds suggest the lack of influence of weeds on the corn yield. Long-term monitoring of weed populations and corn yield will be necessary to characterize their spatial-temporal patterns, which might be used to improve crop management, by including the effect of tillage, the use of herbicides, fertilizers, and irrigation.

Index words: *Zea mays* L., numerical distribution, geostatistics, semivariogram, kriging.

INTRODUCCIÓN

El sistema tradicional de producción del maíz (*Zea mays*) de riego en Zacatecas incluye prácticas agrícolas como el barbecho, dos pasos de rastra y surcado previos a la siembra, así como dos escardas a los 22 y 45 d después de siembra (Luna y Gutiérrez, 1997); la adopción de otros sistemas de producción es lenta. La labranza reducida es una forma de labranza de conservación con menos operaciones de labranza que el sistema tradicional de producción (Paxton y Lavergne, 1991; Buhler, 1998), y aplicable al maíz. Entre los beneficios de la labranza reducida están la reducción en los costos de producción y el control de la erosión del suelo (Francis *et al.*, 1986).

La labranza tiene efecto en la distribución de malezas y el rendimiento de grano del cultivo. Las malezas pueden distribuirse en forma agregada, concentrada, uniforme o lineal, producto de la distribución espacial de cultivos y manejo del suelo (labranza primaria y secundaria). Por muchos años los investigadores han supuesto que las

poblaciones de malezas se distribuían aleatoriamente en el cultivo (Schweizer *et al.*, 1998). Sin embargo, el patrón de distribución de semillas y plántulas de malezas tiende a ser en agregados (Johnson *et al.*, 1995; Cardina *et al.*, 1996; Johnson *et al.*, 1996).

Las implicaciones de la distribución de las malezas en agregados son: sobreestimación de pérdidas en rendimiento de cultivos, debida al uso de la densidad promedio de malezas en lugar de usar su carácter agregado (Schweizer *et al.*, 1998), y la ineficiencia en la aplicación de medidas de control, ya que el análisis de la estructura espacial podría influir en las decisiones de uso de herbicida, mientras que el uso eficiente del mismo sería mayor cuando las malezas están espacialmente agregadas (Johnson *et al.*, 1995).

La agregación y estructura espacial de poblaciones de malezas y plantas de cultivo han sido caracterizadas mediante medidas de agregación numérica (Morishita, 1962; Coronado y Sánchez, 1993) o mediante estadística espacial (Halstead *et al.*, 1993; Cardina *et al.*, 1995). Un método estadístico para describir la distribución espacial de malezas y el rendimiento de cultivos es la geoestadística (Schweizer *et al.*, 1998).

La geoestadística es una colección de métodos estadísticos que describen la autocorrelación espacial entre datos de muestras, mientras que los métodos tradicionales usan datos autocorrelacionados y el propósito principal de sus planes de muestreo es evitar correlaciones espaciales. En geoestadística no hay necesidad de evitar autocorrelaciones y el muestreo es menos restrictivo. Mediante un método conocido como "kriging", es posible la predicción de valores insesgados y con varianza mínima. Los valores interpolados pueden usarse confiablemente porque la varianza de los estimados puede estimarse a sí misma (Burgess y Webster, 1980). Aunque este método se desarrolló para estimar depósitos minerales, muchos aspectos del método geoestadístico se han aplicado en la ciencia del suelo (Yost *et al.*, 1982) y de cultivos, en respuesta a la variabilidad impuesta por prácticas de manejo del suelo (Tabor *et al.*, 1984).

En el estudio de malezas se ha usado la geoestadística para mapear poblaciones de maleza (Cardina *et al.*, 1995; Johnson *et al.*, 1996), y en el estudio de cultivos se ha cuantificado la variabilidad en los patrones espaciales del crecimiento y rendimiento, del cultivo. Los factores que contribuyen a la falta de estabilidad temporal en los patrones de rendimiento son: la renovación inapropiada de nutrientes en terrenos cultivados (Gandah *et al.*, 2000), la influencia de la textura del suelo y prácticas culturales (Pettygrove *et al.*, 1999), la variabilidad espacial de la humedad del suelo inducida por el riego (Or y Hanks,

1992), y las propiedades extrínsecas como el clima, malezas, insectos, enfermedades y manejo del cultivo (Jaynes y Colvin, 1997). La distribución espacial irregular de plantas, causada principalmente por la colocación imperfecta de la semilla en el suelo, disminuye la uniformidad del rendimiento de grano (Hühn, 1999).

Debido a que el uso de la geoestadística para determinar la estructura y distribución espacial de malezas en cultivos es relativamente reciente, no existe información de este tipo en maíz para las condiciones climáticas de la región del Altiplano de Zacatecas, donde se usan varios métodos de labranza. Los costos de operación se disminuyen con la labranza reducida porque involucra menos actividades de disturbio del suelo, ya sea antes o después de la siembra del cultivo. Sin embargo, el tipo de labranza puede producir modificaciones en la distribución de las poblaciones de malezas y del rendimiento de grano de maíz. Por tanto, en este estudio se determinó la distribución espacial de poblaciones de malezas y los rendimientos de grano de maíz en lotes manejados con labranza reducida y labranza convencional en condiciones de riego.

MATERIALES Y MÉTODOS

El estudio se hizo en el Campo Experimental Zacatecas, cerca de Calera V. R., Zac. (22° 54' LN, 102° 39' LW, y 2197 msnm). Los experimentos de campo se llevaron a cabo durante 2001 en parcelas previamente manejadas por cinco años con labranza convencional y labranza reducida, así como con rotaciones de maíz-frijol-maíz en condiciones de riego. Las parcelas fueron de 10 surcos de 102 m de largo, espaciados a 0.76 m. Tres parcelas con labranza reducida y tres con labranza convencional se sembraron alternadamente con el híbrido de maíz 'H-311 Plus'. La labranza convencional consistió en la aplicación de barbecho, rastreo, surcado en dirección norte-sur (N-S), y escardas a los 25 y 45 d después de siembra, mientras que la labranza reducida sólo incluyó el rastreo y las escardas en dirección N-S a los 25 y 45 d después de siembra.

Las poblaciones de plántulas de maleza se muestrearon en lugares colocados a 1.5 m en la dirección este-oeste y 6.0 m en la dirección norte-sur; se tomaron 72 muestras por parcela. Las plántulas de maleza de un cuadrante permanente de 0.20 por 1.0 m en cada punto de muestreo fueron contadas antes de la siembra, antes del primer cultivo y 20 d después de la segunda escarda. Todas las plántulas de maleza del cuadrante fueron identificadas y removidas. Antes de la labranza primaria, la población de malezas estuvo constituida principalmente por gualdilla (*Reseda luteola* L.), chicalote (*Argemone mexicana* L.) y ocasionalmente trompillo (*Solanum eleagnifolium* Cav.),

tenedor (*Erodium cicutarium* (L.) L'Her), lechuguilla (*Sonchus asper* L.), mostacilla (*Brassica campestris* L.), malva (*Malva parviflora* L.) y coquito (*Hoffmanseggia glauca* (Ort. Eifert). Antes y después de las escardas, la población de malezas estuvo constituida principalmente por aceitillas (*Bidens* spp.), gordolobo (*Helianthus petiolaris* Nutt.) y en menor cantidad quelite (*Amaranthus palmeri* Wats.). Por otro lado, se estimó el peso de grano de las plantas de maíz en los mismos sitios donde las poblaciones de malezas fueron cuantificadas.

El análisis estadístico de los datos de poblaciones de maleza y rendimiento de maíz incluyó una prueba de normalidad (opción NORMAL en el procedimiento UNIVARIATE), así como el cálculo de la media, mediana, desviación estándar y coeficiente de variación, mediante el procedimiento PROC UNIVARIATE (SAS, 1996). Las distribuciones numéricas de los datos para determinar los patrones espaciales de malezas y rendimiento de maíz se hizo mediante el Índice de Dispersión de Morishita I_{δ} (Morishita, 1962) y se usó una prueba de chi-cuadrada para comprobar el tipo de dispersión numérica.

Análisis geoestadístico

La geoestadística está basada en la teoría de la regionalización, que consiste en suponer una continuidad proporcionada por la correlación espacial entre puntos de muestreo de los datos de una variable, mientras que la estadística está basada en la aleatoriedad e independencia entre datos al suponer cero-continuidad. La teoría de la variable regionalizada consiste en expresar como varianza a la diferencia entre pares de valores de una variable (Pierson y Wight, 1991). El proceso geoestadístico consta de dos fases: la primera es el análisis por variografía y la otra es la interpolación de datos mediante el método de kriging.

Variografía. Se midió el grado de correlación o continuidad entre los datos mediante un semivariograma, el cual describe cómo la varianza de las observaciones cambia con la distancia en una dirección dada. Se examinó esta autocorrelación espacial mediante la ecuación de la semivarianza (Isaaks y Srivastava, 1989):

$$\gamma_h = \frac{1}{2N_h} \sum_{i=1}^N [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2$$

donde γ_h es la semivarianza de los sitios muestreados separados por la distancia h ; $Z(x_i)$ y $Z(x_i + h)$ son densidades de maleza o rendimientos de maíz en los puntos

x_i y $x_i + h$, y N_h es el número de pares de sitios muestreados separados por la distancia h .

Se construyó un semivariograma omnidireccional para cada fecha de muestreo de malezas, así como un semivariograma para el rendimiento de maíz a la cosecha, con dos series de datos provenientes de los tratamientos de labranza reducida y convencional. En todos los semivariogramas hubo nueve intervalos de clase, con una distancia promedio entre clases de 8.5 m. Cada punto en las gráficas representan datos con al menos 4200 pares de muestras. Para calcular el valor de γ_h , se usaron todos los pares de puntos separados por la distancia h .

Kriging. Este método se usó para predecir valores del número total de malezas y del rendimiento de maíz en sitios no muestreados sin sesgo y con mínima varianza. Los valores interpolados pueden usarse con confianza conocida, ya que la varianza de los estimados puede a sí misma ser estimada (Burgess y Webster, 1980). La primera fase en kriging es la medida de la variación espacial, tanto de la población de malezas como del rendimiento de maíz, que conduce a la elección de una estrategia y técnica apropiadas de muestreo. El procedimiento en kriging empezó por ajustar un modelo al semivariograma empírico. Los modelos esférico, exponencial y lineal fueron los que mejor describieron el semivariograma en este estudio. El modelo esférico está dado por: $\gamma(h) = Co + Cs\{3h/2a - (h^3/r^3)\}$, el modelo exponencial está dado por: $\gamma(h) = Co + Cs\{1 - \exp(-h/r)\}$, mientras que el modelo lineal está dado por: $\gamma(h) = Co + wh$; donde Co es el y-intercepto, $Co + Cs$ es el umbral o asíntota, h es la separación en distancias, r es la amplitud y w es un gradiente considerado como la intensidad espacial de la variación.

Los parámetros de los modelos exponencial, esférico y lineal se usaron para estimar valores en sitios no muestreados mediante el método kriging ordinario por bloqueo. Se construyeron mapas bidimensionales que muestran la densidad de malezas o rendimientos de maíz en bloques de 2 x 2 m en una cuadrícula de 45 x 102 m en intervalos de 1.2 m. Se usó un máximo de 16 puntos vecinos para estimar valores en cada bloque con un radio de búsqueda de 110 m. Se realizaron semivariogramas, kriging y mapeo mediante el uso del programa GS⁺ (Robertson, 1998).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Distribución de malezas

Según el análisis estadístico descriptivo, la densidad media de malezas estimada antes de la labranza primaria fue 22 % más alta en parcelas con labranza convencional que en labranza reducida; en contraste, la densidad media de malezas cuantificada antes de las escardas y 20 d después de la última escarda fue 37 y 47 % más alta en parcelas con labranza reducida que en parcelas con labranza convencional, respectivamente (Cuadro 1). Las poblaciones de malezas, que fluctuaron desde cero hasta 70 plantas/m², cuantificadas antes del primer cultivo, propiciaron que las desviaciones estándar fueran de la misma magnitud que la media, lo que indica una gran variación alrededor de la media.

Los coeficientes de variación entre los datos en cada fecha de muestreo fueron similares, pero el CV fue mayor a 100 % en el muestreo realizado antes de las escardas en parcelas con labranza convencional, lo que indica que la variabilidad (como un porcentaje de la media) en las poblaciones de maleza en condiciones de labranza convencional fue mayor que en condiciones de labranza reducida (Cuadro 1). La fluctuación en los coeficientes de variación de 55 hasta 132 % podría ser explicada por el carácter agregado de las poblaciones de malezas en el lote experimental. Aparentemente, los valores menores en esta fluctuación significan baja variabilidad en la distribución de malezas; sin embargo, los coeficientes de variación podrían ser considerados altos si se comparan con los de las siembras de cultivos en surcos. Por otro lado, coeficientes de variación mayores a 100 % también fueron obtenidos

por Johnson *et al.* (1996) durante el análisis espacio-temporal de *Chenopodium album* y *Abutilon theophrasti* en maíz y soya (*Glycine max* L.).

No se encontró similitud entre la media y la mediana poblacional de malezas en cada fecha de muestreo y tipo de labranza; por tanto, los coeficientes de simetría positivos pueden ser explicados por la media, la cual fue mayor que la mediana (Cuadro 1). Todos los coeficientes de simetría resultaron mayores que uno, lo que indica que la distribución de los datos fue asimétrica más que simétrica. Los valores de la prueba de normalidad (W) e índice de Morishita indican que la distribución de la población total de malezas en las tres fechas de muestreo fue en agregados. Estos resultados confirman la información obtenida por Halstead *et al.* (1993), Cardina *et al.* (1995), Johnson *et al.* (1996) y Schweizer *et al.* (1998), quienes también determinaron la distribución de malezas en agregados.

Los semivariogramas fueron calculados solamente para la dirección norte-sur (Figura 1), que corresponde a la dirección de los surcos. La forma de los semivariogramas fue diferente entre fechas de muestreo. La semivarianza para cada espacio de valores incrementó con el avance en las épocas de muestreo; la semivarianza más alta en poblaciones de malezas después de la labranza secundaria indica que la diferencia entre observaciones fue más grande en esta época de muestreo que en las anteriores. Esto es el resultado de una mayor densidad de malezas y una alta varianza entre los datos provenientes del muestreo posterior a las escardas (Cuadro 1).

Cuadro 1. Estadísticos clásicos e índices de normalidad (W) y agrupamiento de la población total de malezas (núm./m²) en maíz, en función de la labranza reducida (LR) y labranza convencional (LC) y épocas de muestreo.

Época de muestreo [†]	Labranza	W ^{††}	Media	Mediana	Máx.	Mín.	CV (%)	DS	Coef. De simetría	Índice de Morishita [‡]
Alp	LR	0.85*	3.2	2	16	0	91.5	2.96	1.6	1.6
	LC	0.80*	4.1	3	22	0	96.6	3.98	2.2	1.7
Aesc	LR	0.84*	9.5	7.5	60	0	98.4	9.36	1.7	1.9
	LC	0.73*	6.0	5	70	0	132.0	7.91	3.1	2.6
Desc	LR	0.93*	150.2	137.5	520	5	55.3	83.0	1.1	1.3
	LC	0.83*	79.4	70	90	5	72.1	57.2	2.2	1.5

[†] Alp=antes de la labranza primaria; Aesc=antes de escardas; Desc=después de escardas; CV=coeficiente de variación; DS=desviación estándar.

^{††} * Indica rechazo de la hipótesis nula de que los datos ajustan a una distribución normal a un nivel de 1 % de significancia.

[‡] Valores del índice >1 con base en una prueba de χ^2 .

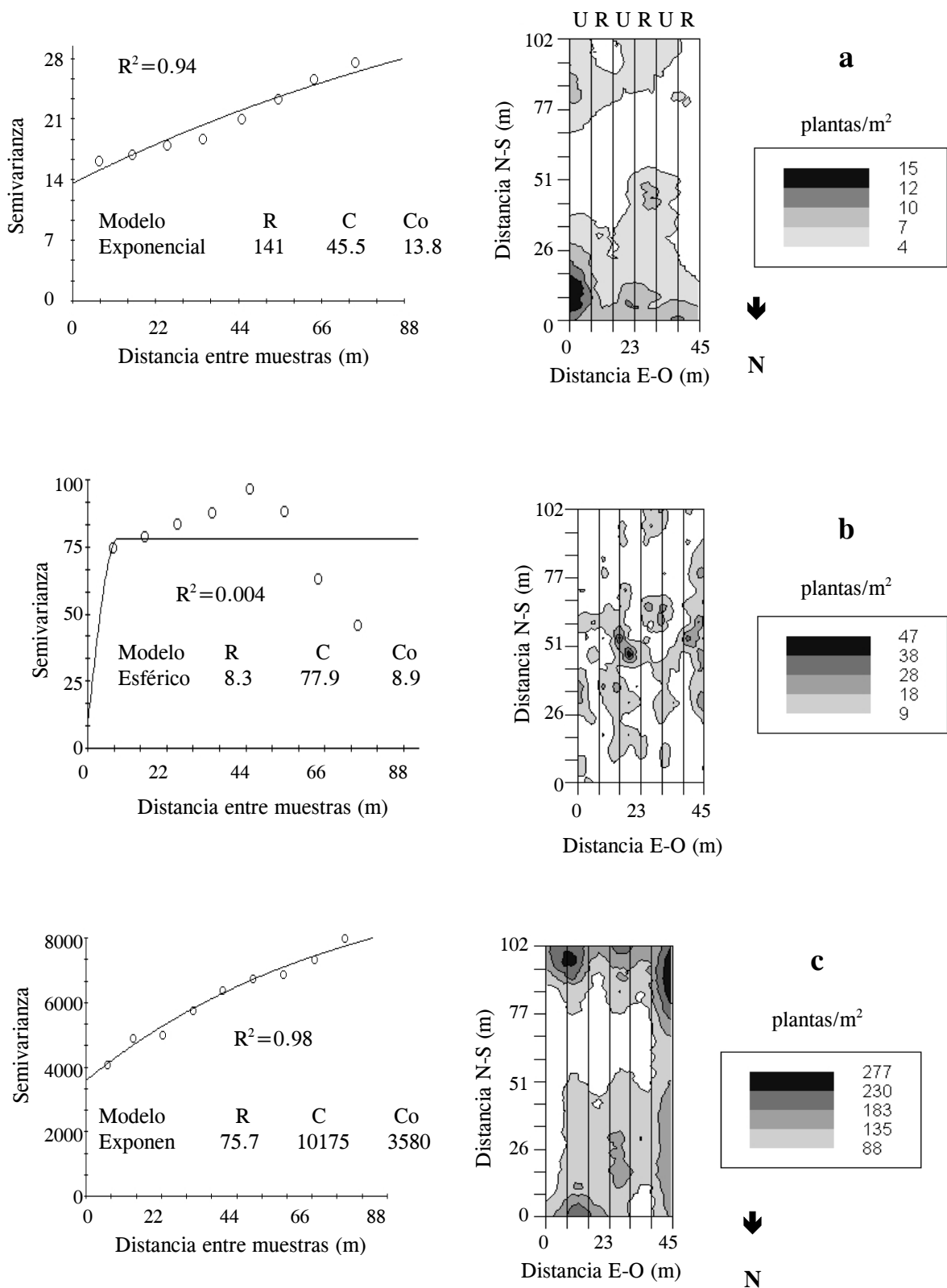


Figura 1. Semivariogramas omnidireccionales con modelos ajustados de la población total de malezas de maíz y distribución espacial de la población total de malezas en maíz con labranza convencional (U) y reducida (R), antes de la labranza primaria (a), antes de escardas (b) y después de escardas (c), R = amplitud; C = asíntota; Co = intercepto.

Con base en los semivariogramas, la distribución espacial de malezas previa a la labranza primaria y siembra del maíz, así como después de las escardas fue mejor descrita por modelos exponenciales, mientras que la distribución espacial de malezas previo a las escardas fue descrita por un modelo esférico (Figura 1). El resultado del modelo exponencial para la distribución espacial de malezas después de las escardas, la cual es de importancia económica por las pérdidas en rendimiento que puede ocasionar, indica que las muestras separadas hasta en 75.7 m estuvieron correlacionadas por lo que la distancia entre muestras deberá ser mayor en futuros muestreos. Además, el alto valor de amplitud de 75.7 m reflejó que las semillas de malezas anuales presentes en el estudio tuvieron la capacidad para distribuirse en grandes distancias (Goudy *et al.*, 2001).

En las tres fechas de muestreo, los modelos mostraron un efecto nugget (y-intercepto) mayor que cero, lo que indica que las observaciones separadas por pequeñas distancias no eran iguales; esta desigualdad podría haber sido causada por muerte de plántulas, diferencias en germinación, o por error de muestreo (Johnson *et al.*, 1996). Las diferencias en los valores del intercepto y asíntota entre fechas de muestreo se atribuyen a cambios en la densidad poblacional de malezas más que a diferencias en el movimiento o comportamiento del agregado (Goudy *et al.*, 2001).

Los mapas de la distribución espacial de malezas estimada por kriging en las tres fechas de muestreo presentan distintos patrones de agregación (Figura 1). El estado inicial de la población estimada de malezas muestra una concentración localizada a 7.6 m en la dirección este-oeste y a 8.6 m en la dirección norte-sur del lote experimental, producto posiblemente de deposición de semillas desde plantas de áreas y bordos externos (Figura 1a). Esta concentración de malezas disminuyó conforme se avanzó hacia la parte centro-norte del lote. La presencia de 4 malezas/m² en la mayor parte del lote experimental y con agregados de hasta 15 malezas/m² en la banda manejada con labranza convencional, podrían ser en respuesta al efecto producido por el frijol (*Phaseolus vulgaris* L.) sembrado el ciclo anterior, más que por efecto del tipo de labranza. El mapa de la distribución estimada de malezas previo a las escardas muestra un patrón en agregados (Figura 1b); sin embargo, estos agregados aparentemente no están relacionados con el tipo de labranza, ya que las malezas tienden a concentrarse en la parte central de la superficie muestreada.

Posterior a las escardas, se cuantificaron áreas con gran densidad de malezas y considerable variación en el extremo sur que comprende desde 77 a 102 m en dirección nor-

te-sur, así como en el margen que comprende los últimos 7.5 m en la dirección este-oeste y que se extiende desde el norte hasta el sur del área de estudio (Figura 1c). La causa de los patrones de la distribución de malezas no parece estar relacionada simplemente con la dirección de los surcos, sino que es resultado probablemente de la dispersión de semillas de malezas por el agua de riego. La distribución de malezas después de las escardas, localizada a lo largo de la distancia este-oeste después de 77 m en la distancia norte-sur del área de estudio, puede ser explicada por la distribución de gordolobo (106-166 plantas/m²), mientras que los agregados localizados en el extremo noreste son explicados por la distribución mostrada por acetillas (88 a 137 plantas/m²). A pesar de que la maleza presente en el área de estudio fue del tipo anual de hoja ancha con semillas en desarrollo dentro de una proximidad estrecha a la planta madre, los agregados de malezas fueron grandes y distribuidos, producto del manejo del cultivo durante cinco años del establecimiento de las parcelas experimentales en términos de labranza secundaria.

Rendimiento de maíz

El rendimiento promedio de grano de maíz fue 3.0 % más alto en parcelas con labranza convencional que en parcelas con labranza reducida (Cuadro 2), diferencia que no fue estadísticamente significativa. De acuerdo con las desviaciones estándar, la variación fue baja tanto a nivel de parcela como en promedio, y similar entre los tipos de labranza. Los coeficientes de variación fueron similares entre tipos de labranza; estas bajas variabilidades también indican que la diferencia en magnitud, tanto en las medias como en las desviaciones estándar, de rendimiento de grano entre tipos de labranza no fue significativa (Rees, 1995). Los coeficientes de variación mostrados en el estudio (18 a 24 %) son comparables con los reportados por otros investigadores quienes estimaron variabilidades en rendimiento de hasta 23 % en genotipos de maíz en respuesta a períodos de sequía (Martín del Campo y Luna, 1987) y de 16 % en respuesta a densidades de población y fertilización (Maya y Ramírez, 2002).

Los valores positivos de los coeficientes de simetría se deben a que la media fue mayor que la mediana (Cuadro 2), mientras que los valores negativos implican que la media fue menor que la mediana. Los coeficientes de simetría fueron menores que uno, lo que indica que la distribución de los datos tendió a ser simétrica, aunque no en una distribución normal ya que la media y la mediana no fueron similares (Rees, 1995). Según los valores de índice de normalidad (W) e índice de Morishita, la distribución del rendimiento de grano de maíz fue en agregados. Resultados similares fueron obtenidos por Gandah *et al.* (2000) quienes determinaron la variabilidad espacial

Cuadro 2. Estadísticos clásicos e índices de normalidad (W) y agrupamiento del rendimiento de grano de maíz (kg/ha) en respuesta a la labranza reducida y labranza convencional.

Tipo de Labranza [†]	Parcela	W ^{††}	Media	Mediana	Máx.	Mín.	CV	DS	Coef. De simetría	Índice de Morishita [‡]
Reducida	Totas	0.92*	9439.0	9342.0	15395.0	2895.0	22.9	2157.8	0.04	1.1
Convencional	Todas	0.95*	9715.2	9737.0	15395.0	3026.0	22.3	2170.3	0.01	1.0
Reducida	1	0.96*	9659.2	9474.0	15395.0	4474.0	23.9	2312.2	0.49	---
	2	0.98*	8778.3	9013.0	13816.0	2895.0	22.6	1980.0	-0.39	---
	3	0.98*	9879.3	9934.0	14342.0	4737.0	20.6	2035.9	-0.32	---
Convencional	1	0.98*	9463.6	9211.0	14474.0	3026.0	23.5	2227.5	-0.004	---
	2	0.98*	9588.8	9737.0	15395.0	4342.0	24.4	2336.4	0.14	---
	3	0.97*	10093.2	10132.0	14605.0	5789.0	18.8	1901.8	0.06	---

[†] Máx. = máximo; Mín. = mínimo; CV = coeficiente de variación; DS = desviación estándar.

^{††} * Indica rechazo de la hipótesis nula de que los datos ajustan a una distribución normal a un nivel de 1 % de significancia.

[‡] Valores del índice > 1 con base en una prueba de U².

del crecimiento y la agregación del rendimiento de mijo (*Pennisetum americanum*), mientras que Or y Hanks (1992) señalaron que las variabilidades de la altura y rendimiento de maíz exhibieron estructuras espaciales causadas principalmente por el patrón espacial del riego.

La distribución espacial del rendimiento de grano de maíz resultó mejor descrita por un modelo exponencial (Figura 2), que con los modelos esférico ($R^2=0.08$; $RSS=2.13E12$), gaussiano ($R^2=0.08$; $RSS=2.13E12$), o lineal ($R^2=0.67$; $RSS=5.54E22$), éste descartado por su alta suma de cuadrados de los residuales. El modelo exponencial indica que las muestras ubicadas dentro del límite de 2.7 m estuvieron correlacionadas, por lo que la distancia entre muestras deberá ser mayor en muestreos futuros. En el muestreo de rendimiento, el modelo mostró un y-intercepto mayor que cero, lo cual implica una fluctuación del rendimiento en distancias más cortas que el intervalo de muestreo, lo que limita la precisión de la interpolación (Burgess y Webster, 1980), e indica una variación espacial no muestreada en escalas menores que el tamaño de medición o error de medición (Jaynes y Colvin, 1997). La presencia de valores mayores que cero en el intercepto en este estudio, puede deberse a las distancias grandes entre sitios de muestreo de rendimiento de maíz, o más probablemente a que la medición del rendimiento fue hecha en parcelas pequeñas de 1.0 m de hilera.

El mapa que muestra la distribución espacial del rendimiento de grano de maíz estimado por kriging muestra distintos patrones de agregación (Figura 2). El rendimiento

de maíz tendió a aglomerarse en la parte centro-norte, así como en el margen norte-sur del lado occidental del área de estudio (9900 a 11600 kg ha⁻¹), lo cual coincide con una presencia menor de malezas después de las escardas en esas áreas, en comparación con otras áreas del mismo terreno. El rendimiento bajo en la porción central del área de estudio puede ser explicado principalmente por las propiedades del suelo tales como fertilidad, pH o materia orgánica (Jaynes y Colvin, 1997), o por la micro-topografía, donde el rendimiento se redujo en aproximadamente 27 %, lo que se atribuye al encharcamiento del agua de riego y lluvia (Gandah *et al.*, 2000), ya que la densidad de malezas como aceitilla y gordolobo en esa área del terreno, también fue baja. En los sitios con mayor rendimiento, como lo fueron la región centro-norte y margen norte-sur del lado occidental, el crecimiento del maíz no fue afectado por la diferencia en alturas entre ambas especies (maíz=150 cm; malezas=2.0 cm), no obstante haber estado expuesto a la presencia de 63 aceitillas y 76 gordolobos por m². Aparentemente, no existió una relación entre la distribución espacial del rendimiento de grano de maíz y el tipo de labranza, lo cual se infiere por el aglutinamiento del rendimiento en parcelas manejadas con labranza reducida o convencional.

CONCLUSIONES

La caracterización de la variabilidad, sin tomar en cuenta la espacialidad de los datos, demostró que la distribución de malezas fue diferente entre fechas de muestreo,

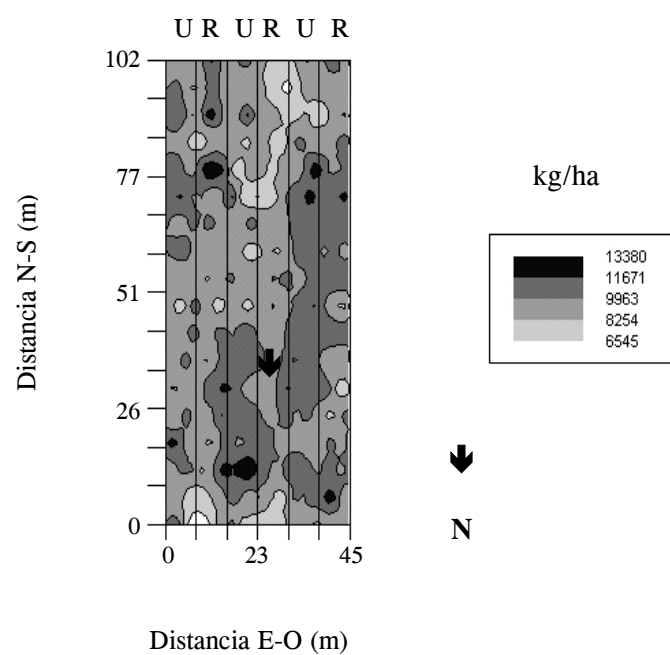
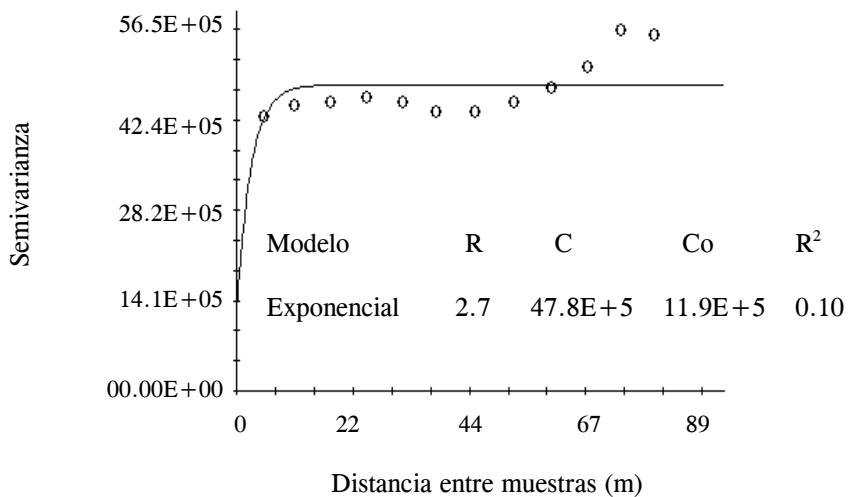


Figura 2. Semivariograma omnidireccional y distribución espacial d el rendimiento de maíz con labranza convencional (C) y reducida (R) en el 2001. R = amplitud; C = asíntota; Co = intercepto. Rendimiento mínimo de maíz localizado en el mapa en color blanco: 4 836 kg ha⁻¹.

mientras que la variabilidad del rendimiento de grano fue igual entre tipos de labranza. El rendimiento de grano de maíz y las poblaciones de malezas, constituidas principalmente por especies de hoja ancha, no estuvieron distribuidas en forma aleatoria ni regular en el área sembrada con

maíz sino que estuvieron espacialmente estructuradas en agregados.

Los patrones espaciales del rendimiento de grano y malezas sugieren la nula influencia de las malezas sobre el

rendimiento. En la medida que aumentó la población de malezas, la variabilidad expresada como semivarianza también se incrementó por lo que es necesario aumentar el tamaño de muestra (número de cuadrantes) mediante disminución de la distancia entre ellos. Mientras que los rendimientos de grano de maíz fueron iguales en parcelas manejadas con labranza reducida o convencional, la población estimada de malezas en parcelas con labranza convencional fue menor a la población estimada con labranza reducida.

AGRADECIMIENTOS

Los autores expresan su agradecimiento al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología por haber financiado el presente estudio mediante el proyecto clave I35638-B.

BIBLIOGRAFÍA

- Buhler D D (1998)** Tillage systems and weed population dynamics and management. *In: Integrated Weed and Soil Management*, JL Hatfield, DD Buhler, BA Stewart (eds). Ann Arbor Press. Chelsea MI. pp:223-246.
- Burgess T M, R Webster (1980)** Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. I. The semi-variogram and punctual kriging. *J. Soil Sci.* 31:315-331.
- Cardina J, D H Sparrow, E L McCoy (1995)** Analysis of spatial distribution of common lambsquarters (*Chenopodium album*) in no-till soybean (*Glycine max*). *Weed Sci.* 43:258-268.
- Cardina J, D H Sparrow, E L McCoy (1996)** Spatial relationships between seedbank and seedling populations of common lambsquarters (*Chenopodium album*) and annual grasses. *Weed Sci.* 44: 298-308.
- Coronado N R, F de J Sánchez P (1993)** Discusión de cuatro métodos estadísticos para definir el patrón espacial en poblaciones ecológicas. *Agraria* 9:87-97.
- Francis Ch, A Jones, K Crookston, K Wittler, S Goodman (1986)** Strip cropping corn and grain legumes: a review. *Amer. J. Alternative Agric.* 1:159-164.
- Gandah M, A Stein, J Brouwer, J Bouma (2000)** Dynamics of spatial variability of millet and yields at three sites in Niger, West Africa and implications for precision agriculture research. *Agric. Syst.* 63:123-140.
- Goudy H J, K A Bennett, R B Brown, F J Tardif (2001)** Evaluation of site-specific weed management using direct-injection sprayer. *Weed Sci.* 49:359-366.
- Halstead S J, K L Gross, K A Renner (1993)** Geostatistical analysis of the weed seedbank. *Weed Sci. Soc. Amer. Abst.* 33:50.
- Hühn M (1999)** Experimental results on the effects of nonregular spatial patterns of plants on yield per area. *J. Agron. Crop Sci.* 182:89-97.
- Isaaks E H, R M Srivastava (1989)** *Applied Geostatistics*. Oxford Univ. Press. New York, USA. 561 p.
- Jaynes D B, T S Colvin (1997)** Spatiotemporal variability of corn and soybean yield. *Agron. J.* 89:30-37.
- Johnson G A, D A Mortensen, A R Martin (1995)** A simulation of herbicide use based on weed spatial distribution. *Weed Res.* 35: 197-205.
- Johnson G A, D A Mortensen, C A Gotway (1996)** Spatial and temporal analysis of weed seedling populations using Geostatistics. *Weed Sci.* 44:704-710.
- Luna F M, R Gutiérrez M (1997)** Guía para cultivar maíz de riego en el Altiplano de Zacatecas. Folleto para Productores No. 18. Campo Experimental Calera, INIFAP. México. 16 p.
- Martin del Campo V S, M Luna F (1987)** Respuesta de grupos de maíz de diferente precocidad a etapas de sequía controlada. *Fitotecnia* 9:13-26.
- Maya L J B, J L Ramírez D (2002)** Respuesta de híbridos de maíz a la aplicación de potasio en diferentes densidades de población. *Rev. Fitotec. Mex.* 25:333-338.
- Morishita M (1962)** Id-index, a measure of dispersion of individuals. *Res. Pop. Ecol.* 4:1-7.
- Or D, R J Hanks (1992)** Soil water and crop yield variability induced by irrigation nonuniformity. *Soil Sci. Soc. Amer. J.* 56:226-233.
- Paxton K W, D R Lavergne (1991)** An economic analysis of reduced tillage cotton production. *Louisiana Agric.* 34 (4):8-9.
- Pettygrove G S, S K Upadhyaya, J A Young, E M Miyao, M G Pelletier (1999)** Tomato yield variability related to soil texture and inadequate phosphorus supply. *Better Crops* 83:7-9.
- Pierson F B, J R Wight (1991)** Variability of near-surface soil temperature on sagebrush rangeland. *J. Range Manag.* 44:491-497.
- Rees D G (1995)** *Essential Statistics*. Third Edition. Chapman and Hall Pub. New York. 265 p.
- Robertson G P (1998)** *GS+: Geostatistics for the Environmental Sciences*. Gamma Design Software. Plainwell, MI. USA.
- Statistical Analysis System [SAS] (1996)** *SAS/STAT User's Guide*. Carey, N. C. Release 6.12.
- Schweizer E E, D W Lybecker, L J Wiles (1998)** Important biological information needed for bioeconomic weed management models. *In: Integrated Weed and Soil Management*, J L Hatfield, D D Buhler, B A Stewart (eds). Ann Arbor Press. Chelsea MI. pp: 1-23.
- Tabor J A, A W Warrick, D A Pennington, D E Myers (1984)** Spatial variability of nitrate in irrigated cotton: I. Petioles. *Soil Sci. Soc. Amer. J.* 48:602-607.
- Yost R S, G Uehara, R L Fox (1982)** Geostatistical analysis of soil chemical properties of large land areas. I. Semi-variograms. *Soil Sci. Soc. Amer. J.* 46:1028-1032.