

Modelización y generación de mapas del comportamiento espacial de *Sporisorium reilianum* ((Kühn) Langdon y Fullerton) en Estado de México, México

Modeling and maps generation from the spatial behavior of *Sporisorium reilianum* ((Kühn) Langdon y Fullerton) in Mexico State, México

Originales: Recepción: 23/08/2010 - Aceptación: 28/09/2011

José Francisco Ramírez ¹
Andrés González ¹

Jesús Ricardo Sánchez ²
Carlos de León ³

RESUMEN

El presente estudio se realizó con la finalidad de modelizar la distribución espacial del carbón de la espiga del maíz causada por *Sporisorium reilianum* durante 2006 en el Estado de México y su visualización a través de la generación mapas de densidad. El muestreo se realizó en 100 parcelas georreferenciadas por cada localidad analizada. La incidencia de la enfermedad (porcentaje de plantas enfermas) se determinó al establecer cinco puntos parcela, en cada punto se contabilizaron 100 plantas. Se realizó el análisis geoestadístico para estimar el semivariograma experimental, una vez obtenido, se ajustó a un modelo teórico (esférico, exponencial o gaussiano) a través de los programas Variowin 2.2., su ajuste se validó a través de la validación cruzada. Posteriormente, se elaboraron mapas de agregación de la enfermedad con el método de interpolación geoestadística o krigeado. Los resultados indicaron que la enfermedad se presentó en 20 localidades de 19 municipios del Estado de México; todas las localidades presentaron un comportamiento espacial agregado de la enfermedad, 16 localidades se

ABSTRACT

This study was done with the purpose of modeling the spatial distribution of the head smut in maize, caused by the *Sporisorium reilianum* in 2006 in the Mexico State, and its visualization through the elaboration of density maps. The sampling was made in 100 parcels, which were georeferenced by location. The incidence of the disease was by establishing five points in each plot of maize. In each point 100 plants were counted by row. The plants with symptoms of this disease were registered. A geo-statistic analysis was done to estimate the experimental semivariograms once done; it was adjusted to a theoretical model (Spherical, exponential o Gaussian) through the VarioWin 2.2 program. Its adjustment was proved through the crossed validation. Subsequently aggregation maps of the disease were done through the geostatistic interpolation method or kriging. The results show that the disease was presented in 20 locations in 19 counties in the State of Mexico. All the locations presented a cluster spatial behavior of this disease.

-
- 1 Profesor Investigador. Universidad Autónoma del Estado de México. Postgrado en Ciencias Agropecuarias y Recursos Naturales. Toluca, México. Apartado Postal 435. jframirez@uaemex.mx
 - 2 Alumno del Programa Doctoral en Ciencias Agropecuarias y Recursos Naturales. Universidad Autónoma del Estado de México, Toluca, México. Apartado Postal 435.
 - 3 Profesor Investigador. Colegio de Postgraduados, Texcoco, Estado de México, México. C. P 56230.

ajustaron al modelo esférico, dos al modelo exponencial y dos localidades se ajustaron al modelo gaussiano. En todos los modelos se lograron establecer mapas de agregación que permitirá adecuar las acciones de manejo en términos de puntos o sitios específicos.

Moreover 16 locations were adjusted to the spherical model, two the exponential model and another two to the Gaussian model. In all models it was achieved to establish aggregation maps which will allow to adequate the management action in the required points.

Palabras clave

distribución espacial • *Sporisorium reilianum* • geoestadística • *Zea mays*

Keywords

spatial distribution • *Sporisorium reilianum* • geostatistic • *Zea mays*

INTRODUCCIÓN

El maíz (*Zea mays* L.) es el principal cultivo en el Estado de México con un total de 579,407 ha (25). Desde 2003, reportes del Comité Estatal de Sanidad Vegetal del Estado de México (CESAVEM) señalan que los cultivos comerciales de maíz de Valles Altos del Estado de México, ubicados en altitudes superiores a los 2,200 m s.n.m son afectados por el "carbón de la espiga" causada por *Sporisorium reilianum* (Kühn) Langdon y Fullerton (*Sphacelotheca reiliana*) (Kühn) Clint, que ataca espigas y mazorcas de las plantas reduciendo su rendimiento hasta en un 15%. En estos reportes se indica que la mayoría de las variedades e híbridos comerciales son atacados por esta enfermedad (6). Temperaturas en el suelo entre 21 y 28°C y humedad entre 15 y 25% w/w (20) favorecen la infección, sus esporas son viables en el suelo hasta por 10 años (26). En la actualidad, la enfermedad se ha observado atacando cultivares de maíz de tipo criollo o nativos poniendo en riesgo la diversidad genética del maíz, aunado a que el ancestro nativo del maíz o teocintle (*Zea mays* sp. mexicana) que crece en esta región, es afectado por dicho hongo.

El conocimiento de la distribución espacial de una enfermedad, en especial en aquellas que penetran por la plántula (8), es un aspecto muy importante para la generación de estrategias eficientes de manejo. En la actualidad no existe información sobre la distribución espacial de *Sporisorium reilianum* que proporcione soporte científico para la elección de alternativas de control integral eficientes y sustentables. Tal conocimiento permite el desarrollo exacto y eficiente de métodos de muestreo, de tácticas de control y de valoración de riesgos (4, 23, 30, 31). En este sentido, el uso de la geoestadística tiene la ventaja de caracterizar la distribución espacial en un espectro de escalas y direcciones múltiples, además de ser independiente de la relación entre la media y la varianza muestral. Los métodos geoestadísticos proporcionan una medida más directa de la dependencia espacial, debido a que tienen en cuenta la naturaleza bidimensional de la distribución de los organismos, además permiten elaborar mapas de gran utilidad (3, 14, 19, 21, 28, 29). Con el uso de la geoestadística es posible establecer mapas de la distribución espacial de cualquier enfermedad y su intensidad sobre el área de estudio, con lo cual sería posible obtener ahorros económicos y ambientales al poder dirigir las diversas alternativas de control hacia las zonas específicas de infestación lo que permitiría establecer el control de la enfermedad a través de una agricultura de precisión.

Ante tal situación, es importante generar información sobre la distribución de *Sporisorium reilianum* por medio de la integración de un conjunto de programas y aplicaciones informáticas que permitan la gestión de datos organizados, referenciados espacialmente que puedan ser visualizados mediante mapas y que sirvan de base para mejorar la sanidad del maíz. Estos elementos deben facilitar la utilización de tecnología en una agricultura de precisión en beneficio de los agricultores Mexicanos.

Objetivos

- Determinar y establecer la modelización espacial del carbón de la espiga del maíz en el Estado de México.
- Generar mapas de la superficie afectada por esta enfermedad en maíz en 2006.

MATERIALES Y MÉTODOS

El muestreo se realizó en 20 localidades de 19 municipios del Estado de México con antecedentes de haber presentado la enfermedad durante el ciclo primavera-verano 2006. En cada localidad, se geoposicionaron 100 parcelas en las cuales se determinó la intensidad de la enfermedad cuando las diferentes variedades e híbridos comerciales de maíz se encontraban al 50% de grano lechoso-masoso; la parcela se dividió en cinco cuadrantes, en cada cuadrante se contabilizaron 100 plantas y se registró la incidencia de la enfermedad.

El análisis geoestadístico realizado con los datos de muestreo y su ubicación geográfica consistió en: 1) estimación del semivariograma experimental; 2) estimación de los parámetros del modelo de semivariograma; 3) estimación de la superficie (mapas) utilizando puntos (estimaciones) a partir del krigado.

La estimación del semivariograma experimental se estimó con datos recolectados de la incidencia de la enfermedad en las 100 parcelas muestreadas por localidad; el valor experimental del semivariograma se calculó con la siguiente expresión (15, 16):

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [(z(x_i) + h) - z(x_i)]^2$$

donde:

$\gamma^*(h)$ es el valor experimental del semivariograma para el intervalo de distancia h
 $N(h)$ es el número de pares de puntos muestrales separados por el intervalo de distancia h

$z(x_i)$ es el valor de la variable de interés en el punto muestral x_i

$z(x_i+h)$ es el valor de la variable de interés en el punto muestral x_i+h

Cualquier función matemática puede usarse para modelar un semivariograma siempre que reúna las condiciones de ser positiva y definida (2). En la práctica, se

escoge como modelo una de las funciones para las que se sabe que dichas condiciones se cumplan (15). Para la obtención del semivariograma experimental correspondiente a cada localidad se empleó el programa Variowin 2.2 (Software for Spatial Data Analysis in 2D, Spring Verlag, New York, USA). Una vez que se estimó el semivariograma experimental, considerando la incidencia del carbón de la espiga determinada en las 100 parcelas de cada localidad, se ajustó a algún semivariograma teórico. Los semivariogramas teóricos no son más que funciones con una expresión analítica sencilla y que, por ello, se emplean frecuentemente para representar semivariogramas reales (9). Los modelos teóricos más comunes y a los cuales se ajustaron los semivariogramas experimentales realizados fueron el modelo esférico, el modelo exponencial y el modelo gaussiano (7, 27). Un procedimiento habitual es la selección visual de una función que parezca ajustarse a los valores experimentales del semivariograma y realizar posteriormente una validación (9).

Para ajustar los semivariogramas experimentales a los teóricos se utilizó el programa Model de Variowin 2.2 (Software for Spatial Data Analysis in 2D, Spring Verlag, New York, USA). La validación de los diferentes modelos ajustados a los semivariogramas experimentales se realizó con el procedimiento denominado validación cruzada (15). Con este procedimiento se elimina un valor muestral y se emplea el método de interpolación geoestadística denominado krigeado, junto con el modelo de semivariograma a validar, para estimar el valor de la variable de interés en dicho punto muestral a partir de los restantes valores muestrales. Este procedimiento se efectúa sucesivamente en todos los puntos muestrales y las diferencias entre los valores experimentales y los estimados se resumen mediante los denominados estadísticos de validación cruzada (13, 15). Los parámetros del modelo a validar son el efecto pepita (C_0), la meseta (C) y el rango o alcance (a), que se van modificando en un procedimiento de prueba y error hasta la obtención de estadísticos de validación cruzada adecuados. Estos estadísticos son los siguientes:

a) Media de los errores de estimación

$$(MEE) = 1/n \sum_{i=1}^n [|z^*(x_i) - z(x_i)|]$$

donde:

$z^*(x_i)$ es el valor estimado de la variable de interés en el punto x_i

$z(x_i)$ es el valor medido de la variable de interés en el punto x_i

n es el número de puntos muestrales utilizado en la interpolación.

La MEE no debe ser significativamente distinta de 0 (Prueba de t), en cuyo caso indicaría que el modelo de semivariograma permite el cálculo de estimativos no sesgadas.

b) Error cuadrático medio

$$ECMA = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{[z^*(x_i) - z(x_i)]^2}{\sigma_k}$$

Un modelo de semivariograma se considera adecuado si, como regla práctica, el valor del estadístico es cercano a cero (13).

c) Error cuadrático medio adimensional

$$ECMA = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{[[z]]^*(x_i) - z(x_i)}{\sigma_k}$$

donde:

σ_k es la desviación estandar del error esperado en la estimación con el krigado. La validez del modelo se satisface si ECMA está comprendido entre los valores $1 \pm 2 (2/N)^{0.5}$.

d) Otro estadístico para validar el ajuste del modelo consiste en que el valor de la varianza de los errores sea menor a la varianza muestral.

Para determinar qué tan fuerte es la relación entre los datos obtenidos en los muestreos se calculó el nivel de dependencia espacial. Este valor se obtiene al dividir el efecto pepita entre la meseta y expresando el resultado en porcentaje. Si el resultado es menor de 25% el nivel de dependencia espacial es alta; si se encuentra entre 26 y 75% es moderado y si es mayor del 76% es bajo (5, 18).

Una vez que se validaron los modelos de los semivariogramas correspondientes se utilizó el krigado, que es un método de interpolación geoestadístico que permite que la estima no tenga sesgo de valores asociados a puntos que no fueron muestreados para la elaboración de los mapas de densidad de población de la enfermedad. Las estimaciones de la incidencia de *S. reilianum* en las diferentes localidades estudiadas se realizaron utilizando el programa VarioWin 2.2.

Cuando se obtuvieron las estimaciones correspondientes con el Krigado ordinario para cada localidad, se realizaron los mapas que indicaron el comportamiento espacial de la intensidad del carbón del maíz causado por *S. reilianum* en el Estado de México. Las estimaciones obtenidas de la enfermedad se representaron en forma de mapa mediante el programa Surfer 9; a partir de dichos mapas se estableció la superficie real infestada.

RESULTADOS

La enfermedad se presentó en 20 localidades de 19 municipios del Estado de México; en los municipios de Valle de Bravo e Ixtapan del Oro se ubicaron dos localidades con presencia de la enfermedad (tabla 1, pág. 162).

La incidencia de la enfermedad fluctuó de 0,2 a 14,0% dentro de las diferentes localidades evaluadas, registrándose el mayor valor de incidencia (14,0%) en la localidad de Santa Teresa del municipio de Valle de Bravo. La superficie total infestada con carbón de la espiga del maíz para el Estado de México en 2006 fue de 678.73 ha (tabla 1, pág. 162).

Tabla 1. Superficie afectada e Incidencia de *Sporisorium reilianum* (Kühn) Langdon y Fullerton ((*Sphacelotheca reiliana*) (Kühn) Clint) por municipio y localidad en el Estado de México, en 2006.

Table 1. Infested surface and incidence and of *Sporisorium reilianum* (Kühn) Langdon y Fullerton (*Sphacelotheca reiliana*) (Kuhn) Clint) for municipality and location in the State of México, in 2006.

Nº	Municipio	Localidad	Superficie (ha)	Incidencia (%)
1	Almoloya de Juárez	Santa Juana	11,00	0,2-0,6
2	Apaxco	Santa María	12,00	0,4-0,6
3	Calimaya	Calimaya	148,50	0,2-3,0
4	Chapa de Mota	La Esperanza	15,00	0,4
5	Ixtapan del Oro	El Salto y Tutuapan	6,99	0,2-1,0
6	Juchitepec	Juchitepec	2,88	0,4
7	Metepéc	Metepéc	140,50	0,2-2,0
8	Ocoyoacac	Santa María	5,00	0,4
9	Otzolotepec	Guadalupe Victoria	27,00	0,2-1,6
10	Rayón	Santa María	58,80	0,4
11	Temascalcingo	San José Ixtapa	19,00	1,0
12	Temascaltepec	La Finca	11,86	0,8-1,2
13	Temoaya	Taborda	20,00	0,6-0,8
14	Tenango del Aire	San Juan	4,00	1,2-2,4
15	Tenango del Valle	Tenango	60,70	0,2-0,6
16	Tiangustenco	Tiangustenco	25,00	0,2
17	Tlalmanalco	Tlalmanalco	20,00	0,2
18	Valle de Bravo	Santa Teresa T.	14,00	0,2-14,0
		Santa Magdalena	4,50	0,2-3,0
19	Xonacatlán	Ejido Xonacatlán	72,00	0,2-1,0
		Total	678,73	

Los parámetros estadísticos de la validación cruzada (tabla 2, pág 163) permitieron validar los semivariogramas experimentales ajustados a modelos teóricos, de tal forma que en 16 localidades los semivariogramas se ajustaron al modelo con una estructura espacial esférica; dos localidades se ajustaron al modelo exponencial y dos localidades se ajustaron al modelo Gaussiano (tabla 2; figura 1, pág. 164 y 165) lo que denotó una estructura espacial agregada de *Sporisorium reilianum* en todas las localidades sin efecto pepita.

Los valores del efecto pepita fueron igual a cero en todos los semivariogramas de los modelos obtenidos, mostrando que el 100% de la variación de la distribución de la enfermedad se explicó por la estructura espacial establecida en los semivariogramas respectivos. El valor de cero en la pepita indica que el error de muestreo fue mínimo y que la escala de muestreo para cada localidad fue la adecuada (19). En las localidades con valores de incidencia por arriba de 1,0 % de *S. reilianum* se asociaron con el modelo exponencial y esférico. Los valores del alcance fluctuaron entre 143,24 a 1671,30 m entre los diferentes modelos lo que posiblemente ocasionó los diferentes tipos de agregación en las localidades analizadas. Los valores dentro del rango apropiado de los estadísticos de validación cruzada permiten validar los modelos ajustados (tabla 3, pág. 166). El nivel de dependencia espacial encontrado para todos los casos fue alta (tabla 2, pág. 163).

En todos los modelos validados se lograron establecer mapas de agregación de la enfermedad lo que permite su visualización (figura 2, pág. 167 y 168).

Tabla 2. Parámetros de los modelos teóricos ajustados a los semivariogramas de *Sporisorium reilianum* (Kühn) Langdon y Fullerton por municipio y localidad en el Estado de México, en 2006.

Table 2. Theoretical model parameters adjusted to semivariograms of *Sporisorium reilianum* (Kühn) Langdon y Fullerton for municipality and location in the State of México, in 2006.

N°	Municipio	Localidad	Modelo	Pepita	meseta	Alcance o rango	Pepita/meseta (%)	Nivel de dependencia espacial
1	Almoloya de Juárez	Santa Juana	Esférico	0	0,00141	486,67	0	Alta
2	Apaxco	Santa María	Esférico	0	0,00264	1040,40	0	Alta
3	Calimaya	Calimaya	Exponencial	0	0,10604	1671,30	0	Alta
4	Chapa de Mota	La Esperanza	Esférico	0	0,00049	483,92	0	Alta
5	Ixtapan del Oro	El Salto y Tutuapan	Esférico	0	0,02045	152,32	0	Alta
6	Juchitepec	Juchitepec	Gaussiano	0	0,00300	569,70	0	Alta
7	Metepec	Metepec	Exponencial	0	0,06139	613,85	0	Alta
8	Ocoyoacac	Santa María	Esférico	0	0,00116	336,47	0	Alta
9	Oizolotepec	Guadalupe Victoria	Esférico	0	0,00615	443,30	0	Alta
10	Rayón	Santa María	Esférico	0	0,00198	702,15	0	Alta
11	Temascalcingo	San José Ixtapa	Esférico	0	0,01027	262,40	0	Alta
12	Temascaltepec	La Finca	Esférico	0	0,28588	268,72	0	Alta
13	Temoaya	Taborda	Esférico	0	0,00399	373,08	0	Alta
14	Tenango del Aire	San Juan	Esférico	0	0,04846	143,24	0	Alta
15	Tenango del Valle	Tenango	Esférico	0	0,00282	1111,10	0	Alta
16	Tlanguistenco	Tlanguistenco	Gaussiano	0	0,00025	237,54	0	Alta
17	Tlamanalco	Tlamanalco	Esférico	0	0,00101	193,00	0	Alta
18	Valle de Bravo	Santa Teresa T.	Esférico	0	0,27169	1216,29	0	Alta
19	Xonacatlán	Santa Magdalena Ejido Xonacatlán	Esférico	0	0,11285 0,01693	376,64 1461,50	0 0	Alta Alta

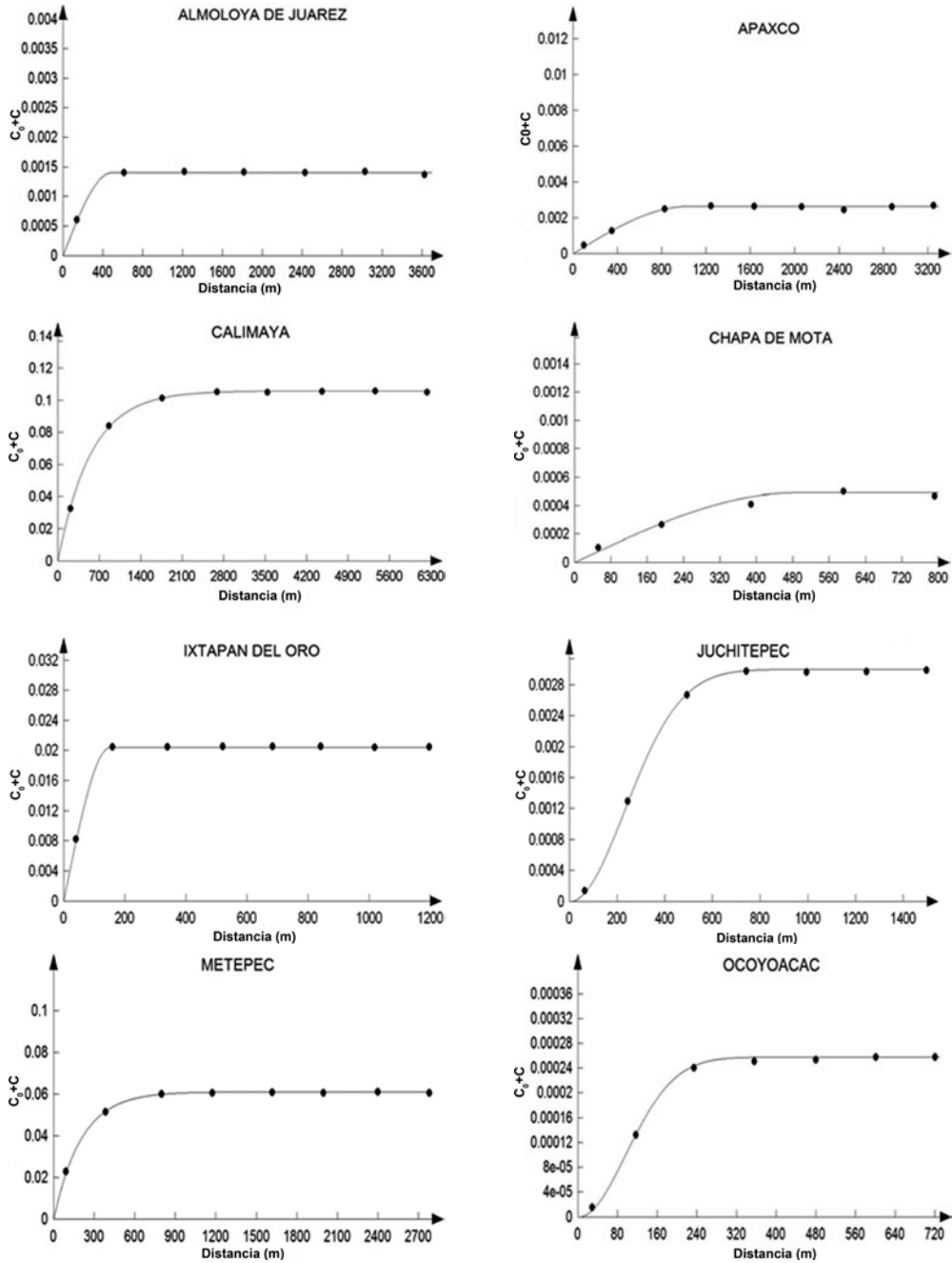


Figura 1. Semivariogramas de carbón de la espiga del maíz obtenidos en diferentes localidades en 2006 (C_0 = Efecto pepita; C = Meseta).

Figure 1. Semivariograms of corn head smut obtained in different locations in 2006 (C_0 = Nugget effect; C = Sill).

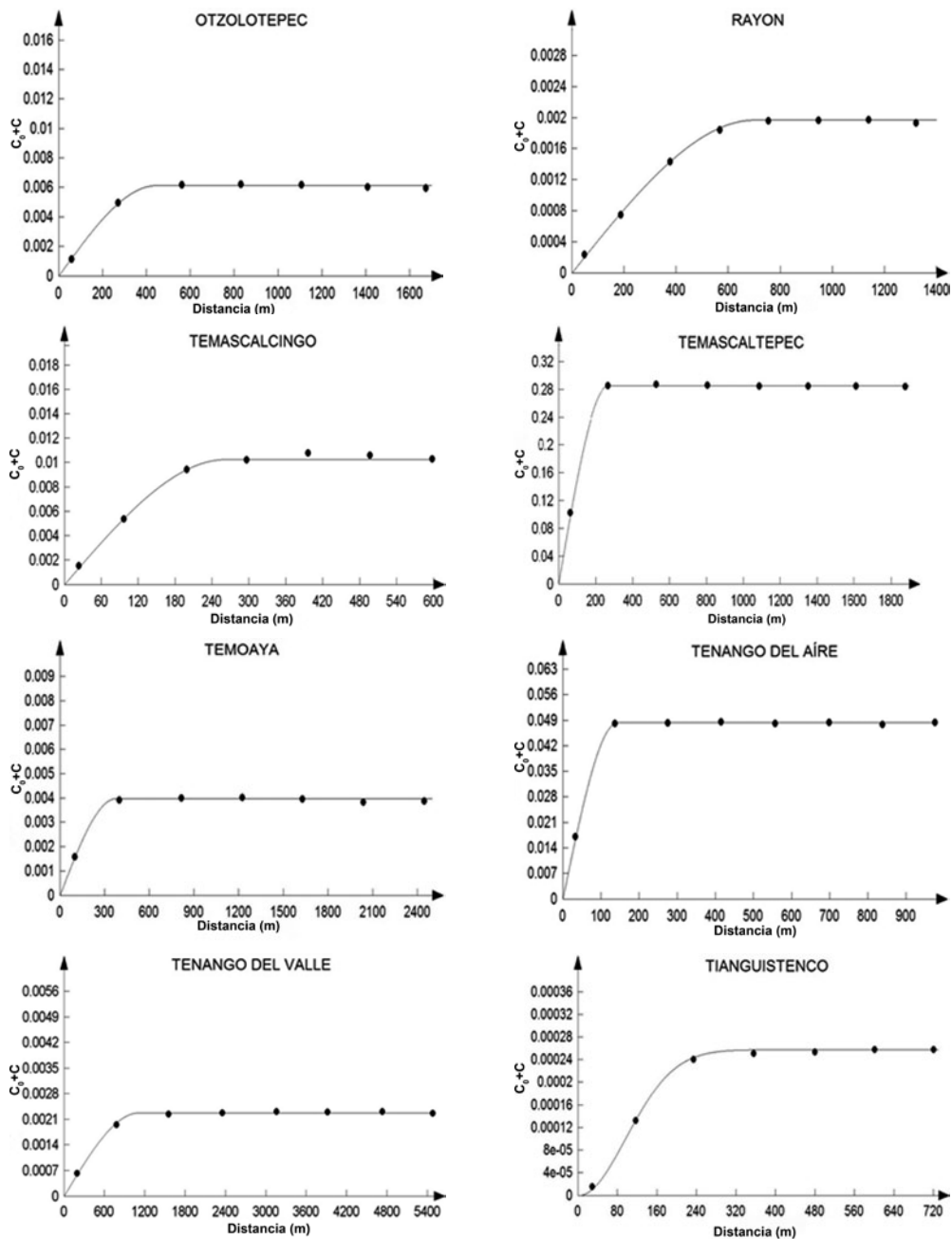


Figura 1 (cont.). Semivariogramas de carbón de la espiga del maíz obtenidos en diferentes localidades en 2006 (C_0 = Efecto pepita; C = Meseta).

Figure 1 (cont.). Semivariograms of corn head smut obtained in different locations in 2006 (C_0 = Nugget effect; C = Sill).

Tabla 3. Estadísticos de la validación cruzada en los modelos de agregación de *Sporisorium reilianum* (Kühn) Langdon y Fullerton (*Sphacelotheca reiliana*) (Kühn) Clint) por municipio y localidad en el Estado de México, en 2006.
Table 3. Cross validation parameters of *Sporisorium reilianum* (Kühn) Langdon y Fullerton (*Sphacelotheca reiliana*) (Kühn) Clint) aggregations models, by location and municipalities in The State of México, in 2006.

N°	Municipio	Localidad	Tamaño de la muestra	Media muestral	Varianza muestral	MEE*	Varianza de los errores	ECM	ECMA
1	Almoloya de Juárez	Santa Juana	100	0,008	0,00394	0,10 ^{ns}	0,00251	0,05	1,03
2	Apaxco	Santa María	100	0,2178	0,01259	0,08 ^{ns}	0,01002	0,07	1,11
3	Calimaya	Calimaya	100	0,099	0,1367	0,11 ^{ns}	0,11973	0,010	1,14
4	Chapa de Mota	La Esperanza	100	0,004	0,00158	0,09 ^{ns}	0,0012	0,13	1,13
5	Ixtapan del Oro	El Salto y Tutuapan	100	0,042	0,03224	0,12 ^{ns}	0,02117	0,16	1,07
6	Juchitepec	Juchitepec	100	0,008	0,00314	0,10 ^{ns}	0,00202	0,07	1,15
7	Metepac	Metepac	100	0,136	0,1199	0,07 ^{ns}	0,1062	0,04	1,10
8	Ocoyoacac	Santa María	100	0,004	0,00158	0,11 ^{ns}	0,00123	0,010	1,06
9	Otzolotepec	Guadalupe Victoria	100	0,018	0,01708	0,01 ^{ns}	0,01582	0,11	1,13
10	Rayón	Santa María	100	0,008	0,00314	0,11 ^{ns}	0,00239	0,12	1,11
11	Temascalcingo	San José Ixtapa	100	0,02	0,0196	0,14 ^{ns}	0,01433	0,03	1,08
12	Temascaltepec	La Finca	100	0,632	0,34378	0,07 ^{ns}	0,25282	0,05	1,14
13	Temoaya	Taborda	100	0,014	0,0098	0,13 ^{ns}	0,00751	0,12	1,04
14	Tenango del Aire	San Juan	100	0,036	0,0667	0,12 ^{ns}	0,04113	0,010	1,07
15	Tenango del Valle	Tenango	100	0,016	0,00614	0,09 ^{ns}	0,00406	0,04	1,03
16	Tlanguistenco	Tlanguistenco	100	0,002	0,0004	0,14 ^{ns}	0,00021	0,14	1,09
17	Tlalmanalco	Tlalmanalco	100	0,006	0,0011	0,07 ^{ns}	0,00101	0,08	1,11
18	Valle de Bravo	Santa Teresa T.	100	0,314	2,1418	0,08 ^{ns}	1,76351	0,13	1,12
		Santa Magdalena	100	0,101	0,2539	0,11 ^{ns}	0,20522	0,09	1,10
19	Xonacatlán	Ejido Xonacatlán	100	0,032	0,0181	0,13 ^{ns}	0,01583	0,10	1,06

*1±2 (2N)0.5 = 1±0.45, ns: diferencia no significativa (p=0.05)
MEE: Media de los errores de estimación; ECM: Error cuadrático medio; ECMA: Error cuadrático medio adimensional

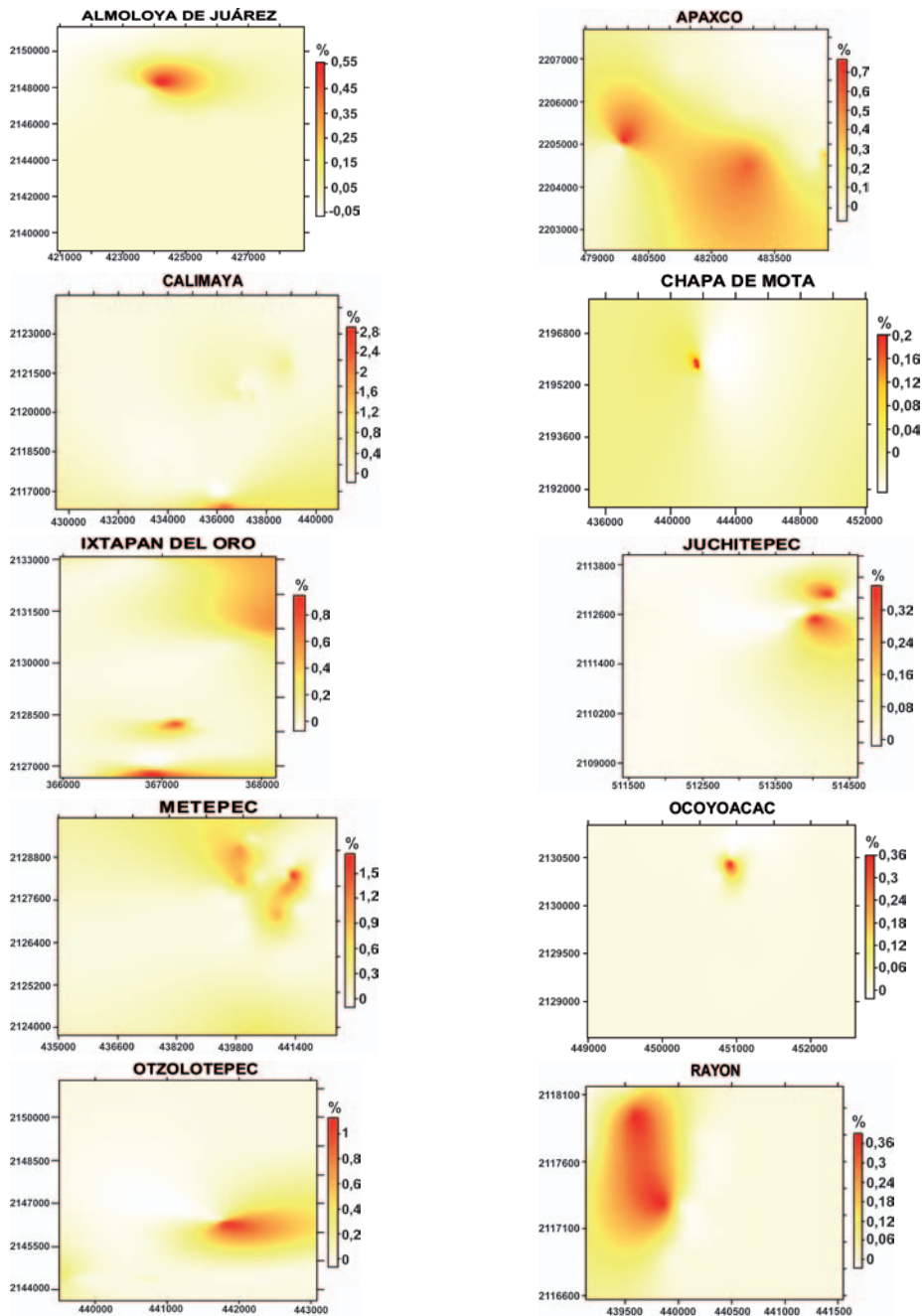


Figura 2. Mapas de densidad de carbón de la espiga del maíz en diferentes localidades en 2006 (% = Incidencia).

Figure 2. Density maps of corn head smut in different locations in 2006 (% = Incidence)

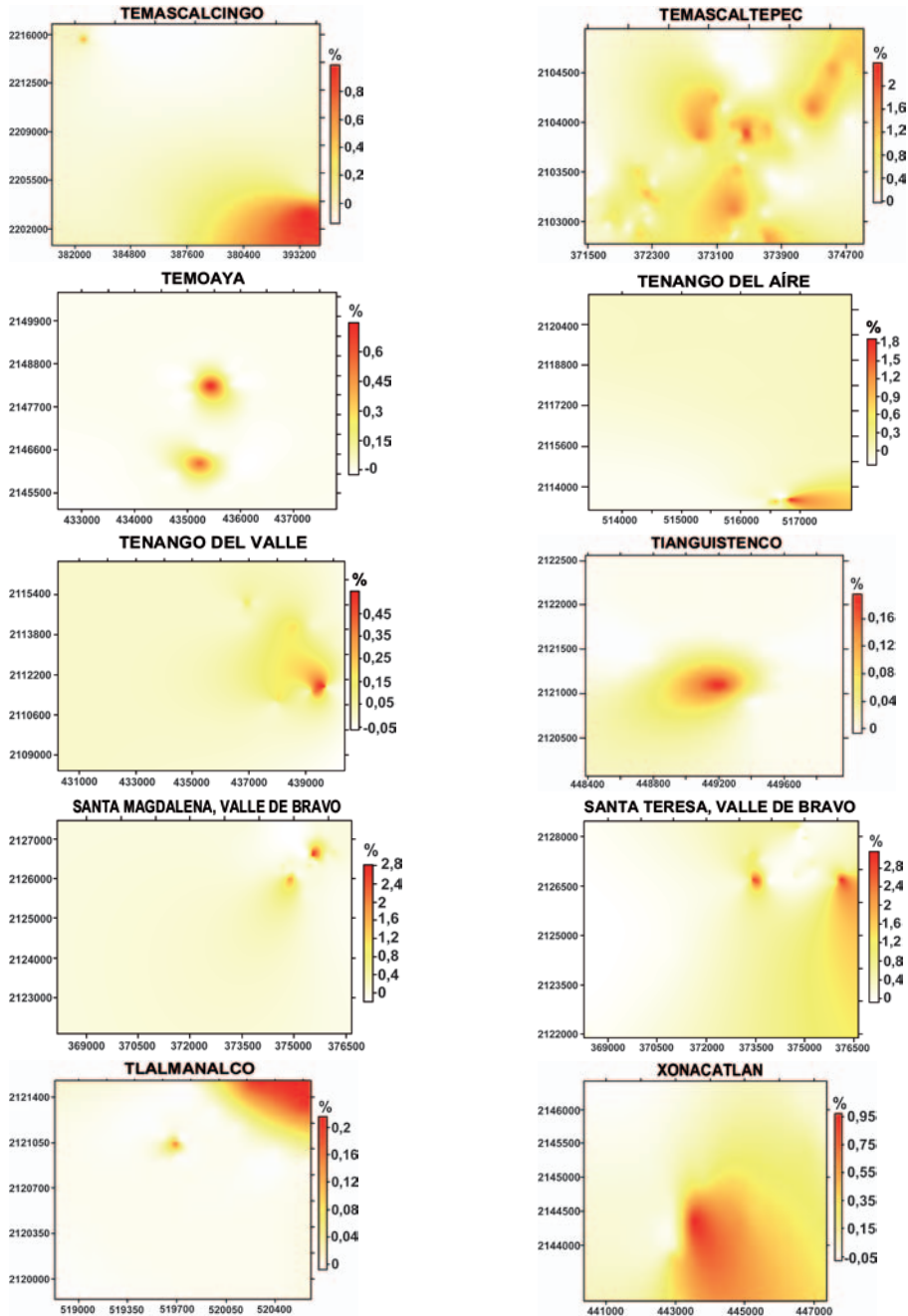


Figura 2 (cont.). Mapas de densidad de carbón de la espiga del maíz en diferentes localidades en 2006 (% = Incidencia).

Figure 2 (cont.). Density maps of corn head smut in different locations in 2006 (% = Incidence).

Las dimensiones variables en los mapas de las 20 localidades se deben a las diferencias en distancia que existen entre las ubicaciones de las 100 parcelas en las cuales se detectó la presencia de *S. reilianum* dentro de cada localidad. En ningún mapa se observó una distribución homogénea de *S. reilianum* (figura 2, pág. 167 y 168). El área estimada sin enfermedad se ubicó entre el 20,0 y 67,0%, del área total muestreada (tabla 4) con un valor medio de 40,6%.

Tabla 4. Estimación del porcentaje de superficie infestada y no infestada por *Sporisorium reilianum* (Kühn) Langdon y Fullerton por municipio y localidad en el Estado de México, en 2006.

Table 4. Infested and no infested estimated surface with *Sporisorium reilianum* (Kühn) Langdon y Fullerton by county and localities in The State of México, in 2006.

N°	Municipio	Localidad	Superficie estimada (%)	
			Infestada	No infestada
1	Almoleya de Juárez	Santa Juana	78	22
2	Apaxco	Santa María	56	44
3	Calimaya	Calimaya	51	49
4	Chapa de Mota	La Esperanza	76	24
5	Ixtapan del Oro	El Salto y Tutuapan	44	56
6	Juchitepec	Juchitepec	37	63
7	Metepéc	Metepéc	69	31
8	Ocoyoacac	Santa María	67	23
9	Otzolotepec	Guadalupe Victoria	52	48
10	Rayón	Santa María	61	39
11	Temascalcingo	San José Ixtapa	62	38
12	Temascaltepec	La Finca	66	34
13	Temoaya	Taborda	33	67
14	Tenango del Aire	San Juan	76	24
15	Tenango del Valle	Tenango	80	20
16	Tianguistenco	Tianguistenco	38	62
17	Tlalmanalco	Tlalmanalco	33	67
18	Valle de Bravo	Santa Teresa T.	48	52
		Santa Magdalena	72	28
19	Xonacatlán	Ejido Xonacatlán	79	21

Las localidades de Taborda del municipio de Temoaya, Tlalmanalco, Juchitepec y Tianguistenco presentaron los mayores porcentajes de superficie estimada sin infestar. Por otro lado, la mayor superficie infestada estimada se presentó en la localidad de Tenango del municipio de Tenango del Valle (80%), ejido Xonacatlán del municipio de Xonacatlán (79%) y Santa Juana del Municipio de Almoleya de Juárez (78%); el valor promedio se ubicó en 58,9%. Lo anterior permitió identificar áreas infestadas y libres de infestación. Ninguna localidad presentó el 100% de área infestada (figura 2, pág. 167 y 168).

DISCUSIÓN

En este estudio, el alto nivel de dependencia espacial entre los datos de cada localidad indicó una distribución agregada del carbón de la espiga causado por *S. reilianum* en el cultivo del maíz en el Estado de México para todas las localidades evaluadas. Las diferencias en los valores de incidencia de la enfermedad, así como en la cantidad de predios con presencia y/o ausencia de la enfermedad, originaron que se presentaran los tres tipos de agregación. La validación de los semivariogramas de cada localidad corroboró la distribución agregada de la enfermedad que permitió tener certeza de que tanto el método de muestreo y la escala de muestreo utilizado en el estudio fueron apropiados. El análisis geoestadístico demostró ser una herramienta apropiada para determinar la distribución espacial de la enfermedad. Las localidades con un ajuste al modelo esférico indicó que dentro de dicha localidad existen zonas en que se manifiesta más *S. reilianum* lo que permite suponer la existencia de condiciones ambientales y/o de genotipos comerciales susceptibles de maíz que favorecen este tipo de distribución.

Al respecto, Aquino *et al.* (1) mencionan que los genotipos comerciales de maíz sembrados en Valles Altos presentan mayor susceptibilidad respecto de los maíces nativos. En las 100 parcelas analizadas, por cada localidad, se determinaron los genotipos de variedades e híbridos susceptibles (datos no publicados), en base a lo mencionado por Aquino *et al.* (1).

Las localidades con un ajuste del semivariograma al modelo exponencial manifiestan una distribución de límites irregulares o aleatorios de *S. reilianum* dentro del área de estudio, estimándose la existencia de un posible factor que la origina. Considerando los resultados de Aquino *et al.* (1) y de Chilés & Delfiner (6), quienes indican que tanto las variedades e híbridos comerciales de maíz son los más susceptibles a la enfermedad, se puede inferir que la presencia de los diferentes genotipos sembrados están distribuidos de forma irregular dentro de cada localidad e induciendo a este tipo de agregación.

El ajuste del modelo gaussiano en las localidades de Juchitepec y Tianguistenco, con una incidencia de 0,2 a 0,4% de *S. reilianum* indica que la enfermedad se expresó en forma o expansión continua respecto de los puntos muestreados, que permite inferir la existencia de diversos factores medioambientales que le favorecen, y que da la posibilidad de que se disemine la enfermedad de una forma más rápida en términos de espacio. La modelización espacial geoestadística de *S. reilianum* obtenida en el presente trabajo concuerda con los resultados obtenidos utilizando la geoestadística como herramienta de modelización espacial de la distribución de patógenos, tal como lo indican Groves *et al.* (11) con la enfermedad causada por *Xylella fastidiosa*, así como en la modelización de *Sclerotinia minor* y *Sclerotinia sclerotiorum* sobre lechuga (*Lactuca sativa*) en California (12); con *Mycosphaerella fragariae* en fresa (*Fragaria vesca*) (32), y la modelización obtenida por Larkin *et al.* (17) con la epidemia causada por *Phytophthora capsici* permitiéndoles determinar los patrones espaciales de la enfermedad y el contenido de agua en el suelo.

Los mapas obtenidos en este estudio demostraron que la enfermedad no está presente en el 100% del área muestreada de cada localidad, es decir, la distribución no es uniforme, dichos resultados concuerdan con lo reportado por Roumagnac *et al.* (22) al obtener mapas de *Xanthomonas axonopodis* pv. *allii* en cebolla con distribuciones no uniformes así como los obtenidos por Gavassoni *et al.* (10) que obtuvieron mapas irregulares de la distribución de *Heterodera glycines* en soya. Se evidenció que los mayores porcentajes de área sin infestar se asociaron con el modelo esférico en la localidad de Taborda, municipio de Temoaya y Tlalmanalco, es decir, la enfermedad se ubicó en zonas muy específicas dentro del mapa, mientras que en las localidades de Tianguistenco y Juchitepec, que se ajustaron al modelo gaussiano, la enfermedad se localizó en forma continua, pero compacta, en los mapas.

Por otro lado, los mayores porcentajes de superficie infestada estimada se asociaron con el modelo esférico, es decir, desde su llegada a los Valles Altos de México la enfermedad se ha manifestado en mayor cantidad en algunas zonas o puntos específicos respecto de otras dentro de las localidades analizadas, lo cual podría ser debido a la característica de este patógeno que raramente se disemina a grandes distancias por el viento. Al parecer, el principio biológico del modelo soporta la idea de que la enfermedad tiene una distribución aleatoria dentro de las localidades, es decir, se visualiza su propagación a partir de una fuente puntual lo que soporta la probabilidad de que la enfermedad se originó de material contaminado, como semilla infestada o contaminada de maíz, específicamente de los híbridos comerciales de alto rendimiento que se introducen a las localidades (1, 24). Posiblemente la prevalencia de dichos genotipos en las localidades analizadas, también han originado los mayores niveles de incidencia ya que se consideran susceptibles respecto de los maíces criollos o nativos (7). No se encontró una relación entre los mayores porcentaje de incidencia en campo con los mayores porcentajes de áreas infestadas estimadas.

Los resultados de agregación y los mapas obtenidos sugieren la posibilidad de realizar alternativas dirigidas del control químico, cultural (eliminación de planta enferma, rotación de cultivos, etc.) y germoplasma tolerante a la enfermedad. Asimismo, focalizar las actividades de muestreo, que hace factible obtener ahorros económicos y ambientales, permitiendo justificar el uso de las técnicas de la agricultura de precisión para controlar las infestaciones de *S. reilianum*.

El presente trabajo es el primer reporte de la distribución espacial del carbón de la espiga del maíz causado por *S. reilianum* con el uso de herramientas geoestadísticas.

CONCLUSIONES

La distribución espacial de la enfermedad se logró explicar con los semivariogramas geoestadísticos que manifiestan el comportamiento de agregación del carbón de la espiga del maíz causado por *S. reilianum* lo cual se corrobora con los mapas realizados con el krigado.

Los mapas obtenidos constituyen una herramienta importante para dirigir las medidas de control hacia zonas de mayor intensidad de la enfermedad.

BIBLIOGRAFÍA

1. Aquino, M. J. A.; Sánchez-Flores, A.; González-Huerta, A.; Sánchez-Pale, J. R. 2011. Evaluación de Variedades e Híbridos de Maíz (*Zea mays* L.) por su Resistencia a *Sporisorium reilianum* (Kühn) Langdon & Fullerton y rendimiento de Grano. Revista Mexicana de Fitopatología 29. En prensa.
2. Armstrong, M.; Jabin, R. 1981. Variogram models must be positive-definite. Mathematical Geology 13(5): 455-459.
3. Blom, E.; Fleischer, S. 2001. Dynamics in the spatial structure of *Leptinotarsa decemlineata* (Coleoptera: Chrysomelidae). Environmental Entomology 30 (2): 350-364.
4. Boiteu, G.; Bradley, J.; Van Duyn, J.; Stinner, R. 1979. Bean Leaf Beetle: micro-spatial patterns and sequential sampling of field populations. Environmental Entomology. 8: 1139-1104.
5. Cambardella, C.; Moorman, T.; Novak, J.; Parkin, T.; Karlen, D.; Turco, R.; Konopka, A. 1994. Field scale variability of soil properties in central Iowa soils. Soil Sci. Soc. Am. J. 58: 1501-1511.
6. Chilés, J.P.; Delfiner, P. 1999. Geostatistics: Modeling spatial uncertainty. John Wiley & Sons, Nueva York. 695 p.
7. Comité Estatal de Sanidad Vegetal del Estado de México (CESAVEM). 2005. Carbón de la espiga del maíz. Campaña Manejo Fitosanitario del Cultivo del Maíz. SENASICA-SAGARPA-SEDAGRO. Folleto para Productores, Toluca, Estado de México, p 6.
8. Craig, J.; Frederiksen, R. A. 1992. Comparison of sorghum seeding reactions to *Sporisorium reilianum* In relation to sorghum head smut resistance classes. Plant. Dis. 76: 314-318.
9. Englund, E.; Sparks, A. 1988. GEO-EAS (Geostatistical Environmental Assessment Software) User's Guide. U.S. Environmental Protection Agency Document EPA/600/4-88/033. Environmental Monitoring Systems Laboratory, Las Vegas, NV, USA.
10. Gavassoni, W.; Tylka, G.; Munkvold, G. 2001. Relationships between tillage and spatial patterns of *Heterodera glycines*. Phytopathology 91: 534-545.
11. Groves, R.; Chen, J.; Civerolo, E.; Freeman, M.; Viveros, M. 2005. Spatial analysis of almond leaf scorch disease in the San Joaquin Valley of California: Factors affecting pathogen distribution and spread. Plant Disease 89: 581-589.
12. Hao J.; Subbarao, K. 2005. Comparative analyses of lettuce drop epidemics caused by *Sclerotinia minor* and *S. sclerotiorum*. Plant Disease 89: 717-725.
13. Hevesi, J.; Istok, J.; Flint, A. 1992. Precipitation estimation in mountainous terrain using multivariate geostatistics. Part I. Structural analysis. Journal of Applied Meteorology 31(7): 661-676.
14. Isaaks, E.; Srivastava, R. 1988. Spatial distribution of the montane unicorn. Oikos 58: 257-271.
15. Isaaks, E.; Srivastava, R. 1989. An Introduction to applied Geostatistics. Oxford University Press, New York, 561 p.
16. Journel, A.; Huijbregts, C. 1978. Mining Geostatistics. Academic Press, London, U.K. 600 p.
17. Larkin, R.; Gumpertz M.; Ristaino, J. 1995. Geostatistical Analysis of Phytophthora epidemic development in comercial bell pepper fields. Phytopathology 85: 191-203.
18. López, F.; Jurado, M.; Atenciano, S.; García A.; Sánchez, M.; García, L. 2002. Spatial variability of agricultural soil parameters in southern Spain. Plant and Soil 246: 97-105.
19. Oliver, M.; Webster, R. 1991. How geostatistics can help you. Soil use and Management 7(4): 206-217.
20. Pataky, J. K. 1999. Smuts. pp: 33-55. In: D.G. White (ed.). Compendium of corn diseases. Third edition. APS Press. St. Paul Minnesota. 78 p.
21. Rossi, R.; Mulla, J.; Journel, G.; Franz, H. 1992. Geostatistical tools for modeling and interpreting ecological spatial dependence. Ecological Monographs 62 (2): 277-314.

22. Roumagnac, P.; Pruvost, O.; Chiroleu, F.; Hughes, G. 2004. Spatial and temporal analyses of bacterial blight of onion caused by *Xanthomonas axonopodis* pv. *allii*. *Phytopathology* 94: 138-146
23. Ruesink, W. 1980. Introduction to sampling theory. In M. Kogan & D. Herzo. Eds. *Sampling methods in soybean entomology*. Sprigenger Verlag, New York. p. 61 - 78.
24. Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación (SAGARPA). 2002. Norma Oficial Mexicana NOM-081-FITO-2001. Manejo y eliminación de focos de infestación de plagas, mediante el establecimiento o reordenamiento de fechas de siembra, cosecha y destrucción de residuos. Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación. Diario Oficial de la Federación, 18 de septiembre del 2002. México, D. F. 8 p.
25. Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación (SAGARPA). 2006. Anuario Estadístico de la Producción Agrícola en México. México, D. F.
26. Secretaría de Agricultura y Recursos Hidráulicos (SARH). 1992. Guía Fitosanitaria para el Cultivo del Maíz. Serie Sanidad Vegetal. México, D.F. 23-1 p.
27. Samper, F. J.; Carrera, J. 1996. Geoestadística: Aplicaciones a la Hidrología subterránea. 2ª Ed. Centro Internacional de Métodos en Ingeniería. Barcelona. 484 p.
28. Sciarretta, A., Trematerra, P.; Baumgartner, J. 2001. Geostatistical analysis of *Cydia funebrana* (Lepidoptera: Tortricidae) pheromone trap catches at two spatial scales. *American Entomologist* 47 (3): 174-184
29. Speight, M., Hails, R.; Gilbert, M.; Foggo, A. 1998. Horse chestnut scale *Pulvinaria regalis* (Homoptera: Coccidae) and urban host tree environment. *Ecology* 79 (5): 1503-1513.
30. Taylor, L. 1961. Agregation, variance and the mean. *Nature* 189: 732-735.
31. Taylor, L. 1984. Assessing and interpreting the spatial distributions of insect populations. *Annual Review Entomology*. 29: 321-357.
32. Turechek, W.; Madden, L. 1999. Spatial pattern analysis and sequential sampling for the incidence of leaf spot on strawberry in Ohio. *Plant Disease* 83: 992-1000.