

Estabilidad Espacio Temporal de la Distribución del Carbón de la Espiga del Maíz (*Sporisorium reilianum*) en el Estado de México, México

Stability of the Temporal Spatial Distribution of Corn Head Smut (*Sporisorium reilianum*) in the State of Mexico, Mexico

José Francisco Ramírez Dávila, Jesús Ricardo Sánchez Pale, Profesor Investigador Facultad de Ciencias Agrícolas. Universidad Autónoma del Estado de México. Toluca, Estado de México, México. Apdo. Postal 435 y **Carlos de León**, Colegio de Posgraduados, Texcoco, Edo. de México, CP 56230, México. Correspondencia: jframirez@uaemex.mx

(Recibido: Agosto 09, 2010 Aceptado: Noviembre 08, 2010)

Rámirez Dávila, J. F., Sánchez Pale, J. R. y De León, C. 2011. Estabilidad Espacio Temporal de la Distribución del Carbón de la Espiga del Maíz (*Sporisorium reilianum*) en el Estado de México, México. Revista Mexicana de Fitopatología 29:1-14.

Resumen. *S. reilianum* causa daños económicos y ecológicos importantes en regiones productoras de maíz en los Valles Altos de México. El conocimiento de la distribución y estabilidad espacio temporal de la enfermedad es indispensable para la elaboración de programas de manejo integrado. El presente estudio se realizó para determinar la estabilidad espacio temporal de la distribución espacial de *S. reilianum* durante los años 2006 a 2009 en el estado de México. La incidencia de la enfermedad se determinó en 100 parcelas de maíz de la localidad de Metepec, ubicándolas geográficamente con un DGPS. La determinación de la distribución espacial se realizó con el uso de la estadística clásica y espacial (SADIE y geoestadístico). Se elaboraron mapas de agregación y se determinó la estabilidad espacio temporal a largo plazo con las pruebas de Crámer-von Mises y con el índice de asociación del SADIE. Los resultados mostraron que la estadística clásica indicó inconsistencia en la determinación de la distribución espacial de la enfermedad mientras que con la estadística espacial se logró establecer el tipo de la distribución espacial que presentó visualizándose a través de los mapas elaborados. La estabilidad espacio temporal se logró establecer para los años 2006, 2007 y 2009.

Palabras clave adicionales: *Sporisorium reilianum*, geoestadística, *Zea mays*, SADIE.

Desde el año 2003, el Comité Estatal de Sanidad Vegetal del Estado de México (CESAVEM) detectó la presencia del carbón de la espiga del maíz (*Sporisorium reilianum* (Kuhn)

Rámirez Dávila, J. F., Sánchez Pale, J. R. and De León, C. 2011. Stability of the Temporal Spatial Distribution of Corn Head Smut (*Sporisorium reilianum*) in the State of Mexico, Mexico. Revista Mexicana de Fitopatología 29:1-14.

Abstract. Significant economic and ecological damage in corn-producing regions is caused by *S. reilianum* in the Highlands of the state of Mexico. Knowledge of the disease distribution and temporal spatial stability is essential for the development of integrated pest management programs. The present study is aimed to determine the *S. reilianum* temporal space stability and temporal spatial distribution from 2006 to 2009 in the state of Mexico. The disease incidence was determined in 100 maize plots at the town of Metepec, having them geographically located by means of a DGPS device. Determination of the temporal spatial distribution was performed using classical and temporal spatial statistics (SADIE and geostatistical). Aggregation maps were elaborated and the long term temporal space stability was determined with the Crámer-von Mises tests and the SADIE association index. As revealed by the results, inconsistency in determining the temporal spatial distribution of the disease was indicated by classical statistics, while the spatial statistics were able to establish the temporal spatial distribution type, being visualized through the elaborated maps. The space temporal stability was established for the years 2006, 2007 and 2009.

Additional keywords: *Sporisorium reilianum*, geostatistic, *Zea mays*, SADIE.

The presence of maize head smut (*Sporisorium reilianum* (Kuhn) Langdon and Fullerton (= *Sphacelotheca reiliana* (Kühn) Clint) (*S. reilianum*) was detected since 2003 by the State Plant Health Committee of the State of Mexico at

Langdon y Fullerton (= *Sphacelotheca reiliana*) (Kühn) Clint (*S. reilianum*) en altitudes mayores a 2,200 m.s.n.m donde predomina un clima templado subhúmedo con lluvias en verano [Cb (W2) (W) bi], y presencia de heladas desde octubre hasta enero (García, 1988) incrementando su incidencia año con año, a pesar de ser una enfermedad propia de zonas con clima fresco y relativamente seco donde se cultiva maíz (*Zea mays* L) (De León, 2008) en donde puede causar daños económicos y ecológicos de gran importancia. Temperaturas en el suelo entre 21 y 28 °C y humedad entre 15 y 25% w/w (Pataky, 1999) favorecen la infección, sus esporas son viables en el suelo hasta por 10 años (SARH, 1992). Recientemente, la enfermedad ha infectado a cultivares criollos poniendo en riesgo la diversidad genética del maíz en México, considerado centro de origen primario. También el teocintle (*Zea mays* subsp. mexicana), el pariente más cercano del maíz, es afectado por el carbón de la espiga. En México, la incidencia de la enfermedad oscila desde 0.1 hasta 40% (SARH, 1992). En el Estado de México se ha estimado una reducción en el rendimiento hasta del 15% en variedades e híbridos susceptibles (CESAVEM, 2005). En otras regiones del mundo se han observado incidencias hasta de 80% (Pataky, 1999). Campbell y Benson (1994) consideran que un correcto control va estrechamente ligado al conocimiento de su distribución espacial, en específico para aquellas enfermedades que afectan a la raíz. La geoestadística permite caracterizar la distribución espacial en un espectro de escalas y direcciones múltiples y son independientes de 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 y permiten elaborar mapas de gran utilidad (Isaaks y Srivastava, 1988; Oliver y Webster, 1991; Rossi *et al.*, 1992; Speight *et al.*, 1998; Sciarretta *et al.*, 2001; Blom y Fleischer, 2001) formando gradientes de la intensidad de la enfermedad (Nava, 2009). Con el uso de la geoestadística es posible establecer mapas de la distribución espacial de la enfermedad y su porcentaje de infección consiguiéndose ahorros económicos y ambientales al direccionar las alternativas de control hacia zonas específicas donde se presenta la enfermedad. Una de las metas de la agricultura de precisión es dirigir las medidas de control sobre zonas específicas de infestación de una plaga o enfermedad. Es nula la información disponible sobre la estabilidad espacio temporal de *S. reilianum* a nivel de parcela o región, que proporcione herramientas epidemiológicas con soporte científico que permitan la elección de alternativas eficientes y sustentables dentro del manejo integral. Por lo tanto es importante generar información tanto de su distribución espacial como de su estabilidad espacio temporal, por medio de la integración de un conjunto de programas y aplicaciones informáticas para la gestión de datos organizados, referenciados espacialmente que puedan ser visualizados mediante mapas, considerando toda la información agroclimática disponible, y que sirva de base para la implementación de manejo integrado de la sanidad del maíz. Estos elementos deben facilitar la utilización detecnología en una agricultura de precisión en

altitudes above 2,200 meters above sea level, where a sub-humid temperature with summer rains prevails [Cb (W2) (W) bi], as well as occasional frost from October to January (García, 1988), increasing its incidence year by year despite being a disease usually developed in areas with cool, relatively dry climate where maize is grown (*Zea mays* L) (De León, 2008) where it can cause the most relevant economical and ecological damage. Soil temperatures between 21 and 28°C and humidity between 15 and 25% w/w (Pataky, 1999) promote infection; the spores are viable in the soil for up to 10 years (SARH, 1992). Recently, the disease has infected native cultivars threatening the genetic diversity of maize in Mexico, where it is considered as the primary center of origin. Also teocintle (*Zea mays* subsp. mexicana), the closest relative of maize, is affected by the smut. The incidence of the disease in Mexico ranges from 0.1 to 40% (SARH, 1992). A yield reduction of up to 15% has been estimated in the state of Mexico in susceptible varieties and hybrids (CESAVEM, 2005). There have been incidences of up to 80% in other regions of the world (Pataky, 1999). It was considered by Campbell and Benson (1994) that a proper management is closely linked to the knowledge of their spatial distribution, specifically for diseases that affect the root. Geostatistics to characterize the spatial distribution in a range of scales and multiple directions and which are independent of mean and sampling variance. The geostatistical methods provide a more direct measure of spatial dependence because they take into account the bi-dimensional nature of organisms distribution and it can produce rather useful maps (Isaaks and Srivastava, 1988; Oliver and Webster, 1991; Rossi *et al.*, 1992; Speight *et al.*, 1998; Sciarretta *et al.*, 2001; Blom and Fleischer, 2001) forming gradients of disease severity (Nava, 2009). It is possible to map the spatial distribution of disease and infection percentage with the use of geostatistics, achieving economical and environmental savings to address alternatives to control specific areas where the disease occurs. One of the goals of precision agriculture is to direct control measures on specific areas of infestation of a pest or a disease. There is no information available regarding the spatial and temporal stability of *S. reilianum* at a plot or region level that provides scientifically supported epidemiological tools that enable to choose efficient and sustainable alternatives within an integrated management. Consequently, it is important to generate information about both spatial distribution and its spatial and temporal stability through the integration of a set of programs and applications for managing organized data, spatially referenced which can be visualized by maps, considering all available information as a basis for the implementation of integrated health corn management. These elements should facilitate the use of technology in precision agriculture for the benefit of farmers. The study hereby, due to this context, had the following objectives: a) modeling the spatial distribution of *S. reilianum* from 2006 to 2009 with classical statistical techniques and geostatistics; b) determine the spatial and temporal stability of smut using the Crámer-von Mises technique and SADIE index at the town of Metepec, State of

beneficio de los agricultores. Ante este contexto, en el presente estudio se plantearon los siguientes objetivos: a) modelizar la distribución espacial de *S. reilianum* en los años 2006 a 2009 con técnicas de estadística clásica y geoestadística; y b) determinar la estabilidad espacio temporal del carbón de la espiga con el uso de la técnica de Crámer-von Mises e índice de SADIE en la localidad de Metepec, del estado de México.

MATERIALES Y MÉTODOS

El muestreo se realizó cuando las variedades e híbridos comerciales de maíz se encontraba al 50% de grano lechoso-masoso en 100 parcelas con antecedentes de haberse presentado la enfermedad en la localidad de Metepec ubicando su punto geográfico con un DGPS (Sistema de Posicionamiento Global Diferencial); la determinación de la incidencia consistió en dividir a cada predio en cinco cuadrantes o puntos de muestreo, en cada punto se contabilizaron 100 plantas consecutivas en la misma hilera; registrando las que presentaron síntomas de la enfermedad. Se analizaron las incidencias de la enfermedad de las parcelas del ciclo agrícola 2006 a 2009.

Estadística clásica. Existen dos métodos generales para establecer la distribución espacial de los organismos (Binomial Negativa y Poisson) y los índices de dispersión (de dispersión y de Green); ambos se utilizaron en este estudio para realizar la comparación pertinente entre lo hallado con la estadística no espacial y la estadística espacial. Para todas las distribuciones estadísticas se utilizó el programa MLP de máxima verosimilitud (Ross, 1987) para ajustar los modelos a los datos obtenidos. La bondad del ajuste fue examinada con un test² (Sokal y Rohlf, 1995).

Estadística espacial AEID (Analysis espacial por index de distancia). Su objetivo es establecer el modelo espacial de una población muestreada midiendo la distancia a la cual pueden desplazarse los individuos de la muestra observada. Perry y Hewitt (1991) desarrollaron un índice que utilizaba los datos colectados dentro de una cuadrícula ya preestablecida antes del muestreo, determinando que era un índice biológicamente más descriptivo e informativo de la distribución espacial de las poblaciones de insectos que el índice de dispersión, el cual depende directamente de la abundancia de la población. Perry (1995a) indicó que para datos recolectados en ubicaciones específicas el uso de la distancia para la regularidad es adecuado. El demostró cómo distinguir no aleatoriedad en la forma de heterogeneidad estadística, de la no aleatoriedad espacial. Perry (1995b) desarrollo y extendió el uso del índice de la distancia para la regularidad (I_a) para el establecimiento de la estructura espacial de las poblaciones de insectos. Además, introdujo dos diagramas de diagnóstico como ayuda a la interpretación y un índice nuevo para estimar el número de focos de agrupamiento de una población, el índice J_a . Además señaló que la escala de muestreo es un determinante importante del patrón espacial total. Alston (1996) corroboró que la distancia para la regularidad (D) proporciona bases más adecuadas para elaborar un índice, ya que el índice de agrupamiento desarrollado por Perry y Hewitt (1991) tiene serias

Mexico.

MATERIALS AND METHODS

The sampling was performed when commercial corn hybrids and varieties were at 50% of milky-dough stage in 100 plots with a record of having the disease revealed at the town of Metepec, finding its geographical location by means of a DGPS device (Differential Global Positioning System). The incidence determination consisted on dividing each plot in five quadrants or sampling points; in each point there were 100 plants in succession on the same row, keeping a record of those presenting disease symptoms. Disease incidences in the plots of the 2006-2009 agricultural cycles were analyzed.

Classical statistics. There are two general methods for establishing the spatial distribution of organisms (Negative Binomial and Poisson). Both dispersion indexes (scatter and Green) were used in the study hereby in order to make the relevant comparison with what had been revealed between non-spatial and spatial statistics. The maximum likelihood program (MLP) was used for all statistical distribution (Ross, 1987), to adjust the models to the data. Goodness of fit test was examined with a test² (Sokal and Rohlf, 1995).

Spatial statistic SADIE (Spatial Analysis by Distance Index). Its aim is to establish a spatial pattern of a population sampled by measuring the distance to which individuals can move the observed sample. An index using data collected in a grid and preset before sampling was developed by Perry and Hewitt (1991), determining that the biological indicator was more descriptive and informative of the spatial distribution of insect populations than the rate of dispersal, which depends directly on the population abundance. It was indicated by Perry (1995a) that for data collected in specific locations, using the distance for the regularity is very appropriate. He demonstrated how to distinguish non-randomness in the form of statistical heterogeneity from spatial randomness. The use of the distance index to regularity (I_a) for the establishment of the spatial structure of insect populations was developed and widespread by Perry (1995b). Also two diagnostic plots as aids to interpretation and new index to estimate the number of outbreaks in a population grouping, the J_a index, was introduced by him. Furthermore, he indicated that the scale of sampling is an important determinant of the total spatial pattern. It was confirmed by Alston (1996) that a more adequate basis for an index is provided by the distance to regularity (D), due to the fact that the clustering index developed by Perry and Hewitt (1991) has serious limitations to detect multiple groups, crowding or patches. The use of this tool is of a recent foray to determine the spatial distribution of plant diseases. The distance-based index for the I_a regularity index and the J_a index based on the distance of the Perry cluster (1995a, b) were used to establish the *S. reilianum* population distribution pattern.

Estimation of I_a and J_a indexes. The data collected in a grid previously designed (made by sampling units) are assumed to be a count of individuals where $i=1, \dots, n$ sampling units. It is further assumed that because the bi-dimensional position (x_i, y_i) of each sample unit and their associated count

limitaciones para detectar múltiples grupos, amontonamientos o parches. El uso de esta herramienta es de reciente incursión para determinar la distribución espacial de enfermedades en vegetales. En el presente trabajo se utilizaron el índice basado en la distancia para la regularidad I_a y el índice J_a , basado en la distancia del agrupamiento Perry (1995a,b) para establecer el modelo de distribución de las poblaciones de *S. reilianum*.

Estimación de los índices I_a y J_a . Los datos recolectados en una cuadrícula prediseñada (conformada por unidades de muestreo), se asumen como un sistema de conteo de individuos, donde $i = 1, \dots, n$ unidades de muestreo. Se asume además por ser conocidas la posición bidimensional (x_i, y_i) de cada unidad de muestreo y su conteo asociado, N_i . La distancia para la regularidad, D , es el valor mínimo de la distancia total que los individuos en la muestra pueden haberse movido, de una unidad de muestreo a otra, de modo que todas las unidades de muestreo contuvieran un número idéntico de individuos. La solución se refiere a la manera óptima en la cual los individuos se moverían desde cada unidad de muestreo con un conteo inicial más grande que la media, a otras unidades de muestreo con un conteo inicial más pequeño que la media. Si entonces los conteos observados se permutan aleatoriamente entre las unidades de muestreo, de modo que la muestra que resulta sea un cambio o reajuste simple de la original, entonces P_a (probabilidad de agregación) representa la proporción de muestras seleccionadas al azar con distancia para la regularidad tan grande como, o más grande que, el valor observado, D . Usualmente, se dice que una muestra es agregada si $I_a > 1$, la muestra es espacialmente aleatoria si $I_a = 1$, y la muestra es regular si $I_a < 1$. Un número total de 2000 aleatorizaciones son suficientes para derivar los valores de los índices correspondientes. El término C denota la distancia para el agrupamiento, que es el valor mínimo de la distancia total que los individuos de la muestra deben moverse para congregarse en una unidad. Este valor se encuentra más pronto que D , usando una búsqueda directa simple sobre todas las unidades de muestreo; la unidad de muestreo con el valor mínimo se le denomina como el "foco" del agrupamiento. Permutaciones aleatorias de los conteos observados conducen a una proporción denominada Q_a (probabilidad de agrupamiento), con una distancia para el agrupamiento tan pequeña, o más pequeña que el valor observado, C . Como en el caso del índice I_a , valores de $J_a > 1$ usualmente indican una muestra agregada, $J_a = 1$ representan datos espacialmente aleatorios y $J_a < 1$ muestras regulares. De esta manera, los valores del índice J_a sirven para corroborar los resultados obtenidos con el índice I_a . Además, este índice se utiliza para discriminar entre patrones espaciales donde hay un único agrupamiento importante para el cual sus valores son significativamente mayores que la unidad, y en donde hay dos o más agrupamientos para los cuales su valor no es significativamente diferente de la unidad o incluso menor que ella. Para determinar la significación con respecto a la unidad se utiliza su probabilidad respectiva (Q_a) (Perry, 1998). Los valores de I_a y J_a para conteos aleatorios no están correlacionados, por lo que se pueden utilizar también 2000

N_i is already known, the distance to regularity, D , is the minimum value of the total distance that individuals in the sample may have been moved from one sampling unit to another, aiming to have all sample units containing an equal number of individuals. The solution concerns to the optimal way in which individuals would move from each simple with an initial count larger than the average to other sampling units with an initial count smaller than average. If then the observed counts were randomly permuted among sample units in order for the resulting sample to be a change or an adjustment of the original, then P_a (aggregation probability) represents the proportion of randomly selected samples with distance for regularity as large as or even larger than the observed value, D . Usually, it is said that if $I_a > 1$, a sample is added; if $I_a = 1$, the sample is spatially random; if $I_a < 1$, the sample is regular. A total of 2000 randomizations are sufficient to derive the values of the corresponding indexes. The term C denotes the distance for grouping, which is the minimal value of the total distance that the sample individuals should move to congregate in one unit. This value is revealed faster than D , using a direct simple search on all simple units; the sampling unit with the minimum value is labeled as the "focus" of the cluster. Random permutations of the counts observed lead to a proportion called Q_a (cluster probability), with a distance to the cluster as small as or even smaller than the observed value, C . As in the case of the I_a index, an aggregate sample, $J_a = 1$, is usually indicated by values of $J_a > 1$, representing spatially random data and $J_a < 1$ represents regular samples. Thus, J_a index values are used to corroborate the results obtained with the I_a index. Additionally, this index is used to discriminate among spatial patterns where there is only one important grouping for which their values are significantly greater than the unit, and where there are two or more groups for which their value is not significantly different from the unit or even lower. The respective probability (Q_a) is used for significance determination with regards to the unit (Perry, 1998). The values of I_a and J_a for randomized counts are not correlated; therefore, 2000 randomizations can also be utilized in the software used to obtain their values. The SADIE 1.22 (program provided by Dr. Perry) was the program used in the present study to determine the values and probabilities of both indexes. Density maps made in advance were used through Geostatistical Analysis, for which the Ordinary Kriging was used to confirm the results obtained with SADIE indexes.

Geostatistic. The geostatistic analysis consisted in: 1) semivariogram estimation; 2) estimation of the variogram model parameters; 3) estimation of the area (maps) using points (estimates) from kriging. The semivariogram estimation was made with data collected from disease sampling sites; the semivariogram experimental value was calculated with the following expression (Journel and Huijbregts, 1978; Isaaks and Srivastava, 1989)

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

where: $\gamma(h)$ is the semivariogram experimental value for the distance interval h ; $N(h)$ is the number of simple point pairs

aleatorizaciones en el software empleado para obtener sus respectivos valores. El programa utilizado en este trabajo para determinar los valores y las probabilidades de ambos índices fue el AEID 1.22 (programa cedido por el Dr. Perry). Se utilizaron mapas de densidad realizados con antelación mediante un Análisis Geoestadístico en el cual se empleó el Krigado Ordinario, para corroborar los resultados obtenidos con los índices del SADIE.

Geoestadística. El análisis geoestadístico consistió en: 1) estimación del semivariograma, 2) estimación de los parámetros del modelo de semivariograma, y 3) estimación de la superficie (mapas) utilizando puntos (estimas) a partir del krigado. La estimación del semivariograma se hizo con datos recolectados en los sitios de muestreo de la enfermedad; el valor experimental del semivariograma se calculó con la siguiente expresión (Journel y Huijbregts, 1978; Isaaks y Srivastava, 1989)

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

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

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

Cualquier función matemática puede usarse para modelar un semivariograma siempre que sea positiva y definida (Armstrong y Jabin, 1981). En la práctica, se escoge como modelo una de las funciones para las que se sabe que dichas condiciones se cumplan (Isaaks y Srivastava, 1989). Un procedimiento habitual es la selección visual de una función que parezca ajustarse a los valores experimentales del semivariograma y posteriormente se efectúa una validación (Englund y Sparks, 1988). La validación de los modelos ajustados a los semivariogramas experimentales se realizó con el procedimiento de validación cruzada (Isaaks y Srivastava, 1989); con éste se elimina un valor muestral y se emplea el método de interpolación geoestadística denominado krigado, 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 en estadísticos de validación cruzada (Isaaks y Srivastava, 1989; Hevesi *et al.*, 1992).

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

Los parámetros a validar son el efecto pepita, la meseta y el alcance, que se van modificando a prueba y error hasta la obtención de los siguientes estadísticos de validación cruzada (Isaaks y Srivastava, 1989; Hevesi *et al.*, 1992). Los parámetros a validar son el efecto pepita, la meseta y el alcance, que se van modificando a prueba y error hasta la obtención de los siguientes estadísticos de validación

separated by the distance interval h ; $z(x_i)$ is the value of the variable of interest in the sampling point x_i and $z(x_i+h)$ is the value of the variable of interest in the sampling point x_i+h .

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

Any mathematical function can be used to model a semivariogram as long as it is positive and well defined (Armstrong and Jabin, 1981). One of the functions for which it is known that such conditions are met is the model chosen in practice (Isaaks and Srivastava, 1989). A common procedure is the visual selection of a function that seems to fit the experimental semivariogram values and then a validation is performed (Englund and Sparks, 1988). The models validation fitted to experimental semivariograms was performed with the cross validation procedure (Isaaks and Srivastava, 1989); the simple value is removed with it and the geostatistical interpolation method called kriging is used with the variogram model to estimate the value of the variable of interest in the sample point from the remaining sample values. This procedure is performed on all simple points and the differences between experimental and estimated values are summarized in statistical cross validation (Isaaks and Srivastava, 1989; Hevesi *et al.*, 1992).

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

The parameters to validate are the nugget effect, the plateau and the scope, which is modified through trial error to obtain the following cross validation statistics: a) Average estimation errors (AEE) where: $z^*(x_i)$ is the estimated value of the variable of interest at the point x_i ; $z(x_i)$ is the measured value of the variable of interest at the point x_i and, n is the number of sample points used in interpolation. The AEE must not be significantly different from 0 (t test), in which case, it would indicate that the semivariogram model allows the calculation of unbiased estimated values. b) Mean square error (MSE): A semivariogram model is considered adequate if, as a rule of thumb, the statistical value is close to zero (Hevesi *et al.*, 1992). c) Dimensionless mean square error (DMSE) where: s_k is the standard deviation of expected error in the kriging estimation. The model validity is satisfied if DMSE is between the values $12(2/N)^{0.5}$. d) Another statistic to validate model fitting is that the value of variance of the error is less than the simple variance. The level of spatial independence was compared in order to determine how strong the relationship between the data obtained in the samples was. This value is obtained by dividing the nugget effect and the plateau, expressed as a percentage: less than 25% is high; between 26 and 75% is moderate and over 76% is low (Cambardella *et al.*, 1994; López-Granados *et al.*, 2002).

Infested area calculation based on density maps. The Kriging was used after validating the models of semivariograms to estimate unbiased values to items that were not sampled for density mapping of the disease that indicated *S. reilianum* spatial behavior at the town of Metepec, State of Mexico.

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

cruzada: a) Media de los errores de estimación (MEE) 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 y, n es el número de puntos muestrales utilizados 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 valores estimativos no sesgados. b) Error cuadrático medio (ECM): Un modelo de semivariograma se considera adecuado si, como regla práctica, el valor del estadístico es cercano a cero (Hevesi *et al.*, 1992). c) Error cuadrático medio adimensional (ECMA) donde: σ_k es la desviación estándar del error esperado en la estimación con el kriging. La validez del modelo se satisface si ECMA está comprendido entre los valores $12(2/N)^{0.5}$. 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 que 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 y la meseta, expresado en porcentaje: con menos de 25% es alto; entre 26 y 75% es moderado y mayor a 76% es bajo (Cambardella *et al.*, 1994; López-Granados *et al.*, 2002).

Cálculo de la superficie infestada en base a mapas de densidad. Después de validar los modelos de los semivariogramas se utilizó el Kriging para estimar los valores insesgados a puntos que no fueron muestreados para la elaboración de mapas de densidad de la enfermedad que indicaron el comportamiento espacial de *S. reilianum* en la localidad de Metepec, Estado de México.

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

Las estimaciones de incidencia del carbón de la espiga del maíz en los diferentes años de la localidad estudiada se realizaron con el programa VarioWin 2.2., y se estimó la superficie real infestada con este hongo con el programa Surfer 9.0.

Estabilidad espacial y temporal a largo plazo. Se compararon los mapas elaborados con el método del Kriging Ordinario con la finalidad de establecer si existía o no una estabilidad espacio-temporal de las poblaciones de *S. reilianum* mediante la utilización de la prueba estadística no paramétrica de Crámer-von Mises (Ψ) modificada por Syrjala (1996) tal y como lo aconsejan Liebhold *et al.* (1993), cabe indicar que las comparaciones fueron realizadas con resultados de fechas próximas entre sí tal y como lo indican Rossi *et al.* (1992). Paralelamente se utilizó el Índice de Asociación del AEID llamado I_m (Perry y Klukowsky, 1997 y Korie *et al.*, 2000). Si $I_m > 0$, indica que existe una asociación o una estabilidad espacio-temporal entre los mapas si existe un nivel de significación de $P_m < 0.025$. La determinación de la estabilidad se realizó con el programa AEID 1.22.

RESULTADOS

La incidencia de *S. reilianum* fluctuó de 0.2 a 2.0% durante los cuatro años de estudios. La mayor incidencia

Incidence estimates of maize head smut in different years of the study site were performed with the program VarioWin 2.2., the actual area infested with this fungus was estimated with the program Surfer 9.0.

Spatial and temporary stability at a long term. maps produced by the Ordinary Kriging method were compared aiming to establish whether there was *S. reilianum* population spatial and temporal stability using Crámer-von Mises (Ψ) nonparametric statistical tests modified by Syrjala (1996) as advised by Liebhold *et al.* (1993). It is noteworthy that comparisons were made with results from closely spaced dates, as indicated by Rossi *et al.* (1992). The SADIE association index called I_m was used in parallel (Perry and Klukowsky, 1997 and Korie *et al.*, 2000). If $I_m > 0$, it indicates that there is an association or a space-temporal stability among the maps only if there is indeed a significance level of $P_m < 0.025$. The stability determination was performed with the SADIE 1.22 program.

RESULTS

The *S. reilianum* incidence fluctuated from 0.2 to 2.0% during the four years of study. The highest incidence (2.0%) was revealed in 2006 (Table 1).

Classical statistic. Table 1 shows the statistical summary of smut of maize from 2006 to 2009. The range of incidence varied from 0.2 to 2.0% in the four years of study, while the infested area was located from 91.3 to 161.3 ha. Disease aggregation was indicated by the dispersion index in 2006, 2007 and 2009, but the smut distribution was random in 2008. It was indicated by the Green index that for every year there is an aggregate type distribution but mild. The disease was adjusted to a random distribution (Poisson) on distributions on 2007, while in 2006 and 2009 was adjusted to an aggregation (negative binomial) with k values indicating that aggregation is moderate. Finally, the disease that was presented in 2008 did not meet any of these distributions.

SADIE and I_a and J_a index estimation. It was determined by the spatial analysis by distance indexes (SADIE) that in the case of I_a the highest value (1.74) was obtained in 2009, and the lowest (1.51) in 2006. In all those years the I_a value was significantly higher than 1 (Table 2), indicating an aggregated spatial distribution of head smut of maize in the four years of study with regards to the J_a the highest value (1.19) was found in 2006 while the lowest (1.12) was introduced in 2009. It is indicated by the fact that their values are greater than 1 that the population distribution of smut has aggregation, but since they are not significantly higher than 1 (Q_a) it indicates that the disease population spatial distribution is concentrated in several aggregation centers. The existence of an aggregate distribution of head smut of maize is confirmed by both of I_a and J_a indexes in the four years of study.

Geostatistic. it was indicated by the statistical analysis of cross validation (Table 3) that the semivariogram was fitted to a model with an exponential type spatial structure from 2006 to 2008 (Figure 1a) while in 2009 the spatial distribution was fitted to the spherical model. An aggregated spatial

(2.0%) se presentó en el año 2006 (Cuadro 1).

Estadística clásica. En el cuadro 1 se observa el resumen estadístico del carbón de la espiga del maíz para los años 2006 a 2009. El rango de la incidencia varío de 0.2 a 2.0 % en los cuatro años de estudio mientras que la superficie infestada se ubicó de 91.3 a 161.3 ha. El índice de dispersión indica que hay agregación de la enfermedad en los años 2006, 2007 y 2009, pero en 2008 indica que la distribución del carbón de la espiga fue aleatoria. El índice de Green indicó que para todos los años existe una distribución de tipo agregada pero leve. Respecto a las distribuciones, en 2007 la enfermedad se ajustó a una distribución aleatoria (Poisson), mientras que en 2006 y 2009 se ajustó a una agregación (Binomial negativa) con valores de k que indican que la agregación es moderada; finalmente la enfermedad que se presentó en 2008 no se ajustó a ninguna de estas

structure of the smut of maize was indicated by these results in the four years of study at the town of Metepec. A zero nugget effect was determined in all the semivariograms of the models obtained, which means that 100% of the variation in the disease distribution is explained by the spatial structure established in the respective semivariograms. The zero value of the nugget effect is an indicative that the sampling scale used was appropriate (Rossi *et al.*, 1992). The values concerning the plains ranged between 0.0156 and 0.0614 for the exponential model and 0.0032 for the spherical model (Table 3). The level of spatial dependence found for all cases was high. The values obtained within the appropriate range of cross validation statistics (Table 4) allow to validate the adjusted models. The adjusted semivariogram models established per year are displayed in Figure 1a.

Infested area based on density maps. Aggregation

Cuadro 1. Superficie, incidencia, índices de dispersión y distribuciones estadísticas de la distribución espacial de *S. reilianum*
Table 1. Surface, incidence, rates of dispersion and statistical distributions of *S. reilianum* spatial distribution.

Fecha	Superficie (Ha.)	Incidencia (%)	Índice de Dispersión	Índice de Green	Poisson	Binominal Negativa	K
2006	140.5	0.2-2.0	1.42 ^s	0.007	NS	S	11.07
2007	161.3	0.2-1.2	1.29 ^s	0.004	S	NS	-
2008	114.7	0.2-1.8	0.92 ^s	0.002	NA	NA	-
2009	91.3	0.2-0.4	1.25 ^s	0.001	NS	S	5.19

S: significativo; NS: No significativo; nivel de significancia al 5%. NA: No ajustada

distribuciones.

AEID y estimación de los índices I_a y J_a . El análisis espacial por índices de distancia (AEID) determinó que en el caso del índice I_a el valor más alto (1.74) se obtuvo en el año 2009 y el más bajo (1.51) en el año 2006. En todos los años el valor de I_a fue significativamente mayor a uno (Cuadro 2) lo que indica una distribución espacial agregada del carbón de la espiga del maíz en los cuatro años de estudio; en lo referente al índice J_a , el mayor valor (1.19) se encontró en 2006 mientras que el menor valor (1.12) se presentó en 2009, el hecho que sus valores sean superiores a uno indica que las distribución de las poblaciones del carbón de la espiga presentan agregación pero por no ser significativamente superior a uno (Q_a) señala que la distribución espacial de las poblaciones de l

maps were established with the models obtained (Figure 1b) from the head smut of maize, as well as disease gradients that allow viewing. Aggregations for the *S. reilianum* populations in maize with irregular boundaries were obtained from 2006 to 2008, expressing an aggregated spatial distribution but discontinuous, while in 2009 their distribution was observed in specific areas where the disease is expressed with regards to the rest of the sample points with incidences not higher than 0.4%, suggesting a relation between both aspects. There was no relationship between disease incidences with a greater number of aggregation centers; the map with the lowest disease incidence was not observed to have higher non-infested areas either. Aggregation centers were located on the left margin of the maps (Figure 1b). The estimated area without smut was located between 14.0 and 31.0% from the total simple area for 2007 and 2006, respectively (Table 5). The most infested estimated area was revealed in 2007 (86%) allowing identifying either infested areas or in need of management as free of disease.

Long term space-temporal stability. It was determined, by means of the Crámer-von Mises (Ψ) bi-variable test to compare the different estimates of the spatial distribution of head smut of maize made with kriging, that the 2006 and 2007, as well as 2008 and 2009 comparisons are not statistically different, indicating a disease smut spatial and temporal stability (Table 6), while the 2007 and 2008 comparisons are statistically different, indicating that there is a lack of spatial and temporal stability, probably caused by having a strong difference in geographical location and

Cuadro 2. Valor de los índices I_a y J_a y sus respectivas probabilidades P_a y Q_a en las poblaciones de carbón de la espiga durante los años 2006 a 2009.

Table 2. Value of I_a and J_a indexes and their respective probabilities P_a and Q_a in the populations of head smut of maize from 2006 to 2009.

Año	I_a	P_a	J_a	Q_a
2006	1.51	0.012 ^s	1.19	0.126 ^{ns}
2007	1.68	0.014 ^s	1.14	0.211 ^{ns}
2008	1.59	0.011 ^s	1.16	0.244 ^{ns}
2009	1.74	0.018 ^s	1.12	0.185 ^{ns}

ns: no significativo al 5% s: significativo al 5%

la enfermedad se concentró en varios centros de agregación. Los índices I_a y J_a corroboran la existencia de una distribución agregada del carbón de la espiga del maíz en los cuatro años de estudio.

Geoestadística. Los análisis estadísticos de validación cruzada (Cuadro 3) indicaron que los semivariogramas obtenidos se ajustaron a un modelo con estructura espacial de tipo exponencial para los años 2006 a 2008 (Figura 1a) mientras que en 2009 la distribución espacial se ajustó al modelo esférico. Dichos resultados denotan una estructura espacial agregada del carbón de la espiga del maíz en los cuatro años de estudio en la localidad de Metepec. En todos los semivariogramas de los modelos obtenidos se determinó un efecto pepita igual a cero lo que significa que el 100% de la variación de la distribución de la enfermedad se explica por la estructura espacial establecida en los semivariogramas respectivos. El valor de cero en el efecto pepita es indicativo que el error de muestreo fue mínimo y que la escala de muestreo utilizada fue adecuada (Rossi *et al.*, 1992). En cuanto a meseta, los valores variaron entre 0.0156 y 0.0614 para el modelo exponencial y de 0.0032 para el modelo esférico, lo que posiblemente ocasionó los dos tipos de agregación en los años analizados. Los valores del rango o alcance fluctuaron entre 613.9 a 942.0 m para el modelo exponencial y de 647.4 m para el modelo esférico (Cuadro 3). El nivel de dependencia espacial encontrado para todos los casos fue alto. Los valores obtenidos dentro del rango apropiado de los estadísticos de validación cruzada (Cuadro 4) permiten validar los modelos ajustados. Los modelos de los semivariogramas ajustados establecidos por año se observan en la Figura 1a.

Cuadro 3. Parámetros de los modelos ajustados a los semivariogramas del carbón de la espiga del maíz obtenidos del año 2006 a 2009.

Table 3. Model parameters fitted to the head smut of maize semivariograms obtained from 2006 to 2009.

Año	Modelo	Pepita	Meseta	Rango	Pepita/ Meseta (%)	Nivel de dependencia
2006	Exponencial	0,00	0,0614	613,9	0,00	Alta
2007	Exponencial	0,00	0,0398	710,8	0,00	Alta
2008	Exponencial	0,00	0,0156	942,0	0,00	Alta
2009	Exponencial	0,00	0,0032	647,4	0,00	Alta

Superficie infestada en base a mapas de densidad.

Con los modelos obtenidos se lograron establecer mapas de agregación (Figura 1b) del carbón de la espiga del maíz, así como los gradientes de la enfermedad que permiten su visualización. Para los años 2006 a 2008 se obtuvieron agregaciones de las poblaciones *S. reilianum* en maíz con límites irregulares expresando una distribución espacial agregada pero discontinua, mientras que en 2009 su distribución se observó en zonas específicas donde se expresa la enfermedad respecto al resto de los puntos muestreados, con incidencias no mayores al 0.4%, lo que sugiere una relación entre ambos aspectos. No se observó una relación entre incidencia de la enfermedad con una mayor cantidad de centros de agregación, tampoco se observó que el mapa con la menor incidencia de la enfermedad tuvieran las mayores áreas

incidence of infested area in both years. Similar results were revealed with the SADIE analysis (I_m).

DISCUSSION

Classical statistics. The indexes of dispersion and statistical distribution used, which allowed for some years to determine the population aggregate structures of smut, either determined the random distributions or failed to adjust to a population for the remaining dates, or even revealed conflicting results for the disease aggregation results, probably causing incidence and disease presence in the plots during the years of evaluation; such results do not allow a proper determination of their spatial distribution, which turn the obtained determinations into a difficulty to focus on the control measures, but suggesting a full implementation of control measures. Another potential limitation is that the nature bi-dimensional populations of the disease are not considered because it does not take into account the exact location of the sampled plots, making it impossible to generate distribution maps at the study site.

SADIE. The aggregated spatial distribution of head smut of maize was determined with the I_a and J_a SADIE analysis, which means that the disease was revealed in geographical locations within the town of Metepec in the period under evaluation; these results are consistent with what had been previously reported by Bassanezi and Laranjeira (2007), who determined the *Citrus leprosis virus* (CiLV) aggregation and its vector *Brevipalpus phoenicis*; despite the recent incursion of the SADIE test into the phytopathological area, it has demonstrated to be rather useful with other agencies, such as *Sitobion avenae* (Winder *et al.*, 1999),

Ceutorhynchus assimilis (Ferguson *et al.*, 2000), *Harpalus rufipes* (Thomas *et al.*, 2001), *Jacobiasca libica* (Ramírez and Porcayo, 2009a) and *Arcetobium* sp. (Ramírez and Porcayo, 2009b).

Geostatistic. It is indicated by the high level of spatial dependence that was observed by the geostatistic analysis in the four years of study that the *S. reilianum* distribution is of aggregated type to the town of Metepec in the State of Mexico. The two types of aggregation were originated by the differences in incidence of smut and the number of plots with disease presence. Validation of the semivariograms from each site confirmed the disease aggregate distribution at a regional level, which allowed certainty regarding the fact that the method and scale of sampling used in the study were appropriate. The geostatistical analysis was appropriate for

Cuadro 4. Estadísticos de validación cruzada en los modelos de agregación del carbón de la espiga del maíz obtenidos durante los años 2006 a 2009.

Table 4. Cross validation statistics in the aggregation model of head smut of maize obtained from 2006 to 2009.

Año	Tamaño de muestra	Media Muestral	Varianza muestral	MEE	Varianza de los errores	EMC	ECMA
2006	100	0,030	0,04990	0.09 ^{ns}	0,03201	0,09	1,11
2007	100	0,002	0,00040	0.10 ^{ns}	0,00029	0,11	1,07
2008	100	0,016	0,01014	0.11 ^{ns}	0,00872	0,14	1,10
2009	100	0,032	0,03418	0.10 ^{ns}	0,02164	0,06	1,09

$1 \pm 2(2/N)^{0.5} = 1 \pm 0.45$, ns: not differs significant to 5%; MEE: Mean estimation error; MSE: Mean squared error; SMSE: Standarized mean squared error

sin infestar. Los centros de agregación se ubicaron en el margen izquierdo de los mapas (Figure 1b). El área estimada sin carbón de la espiga se ubicó entre 14.0 y 31.0% del área casos fue alto. Los valores obtenidos dentro del rango apropiado de los estadísticos de validación cruzada (Cuadro 4) permiten validar los modelos ajustados. Los modelos de los semivariogramas ajustados establecidos por año se observan en el Figura 1a. total muestreada para los años 2007 y 2006, respectivamente (Cuadro 5). La mayor superficie infestada estimada se presentó en el año 2007 (86%) permitiendo identificar tanto áreas infestadas o con necesidad de manejo como libres de la enfermedad.

Estabilidad espacio temporal a largo plazo.

Utilizando la prueba bivariable de Crámer-von Mises (Ψ) para comparar las diferentes estimaciones de la distribución espacial del carbón de la espiga del maíz realizadas con el krigeado, se determinó que las comparaciones de los años 2006 y 2007 así como 2008 y 2009 no son estadísticamente diferentes lo que indica estabilidad espacial y temporal (Cuadro 6) de la enfermedad del carbón de la espiga, mientras que la comparación 2007 y 2008 son diferentes estadísticamente hablando lo que indica que se carece de estabilidad espacial y temporal posiblemente ocasionado por tener una fuerte diferencia en la ubicación geográfica e incidencia de la superficie infestada entre ambos años. Resultados similares se encontraron con el índice de asociación de distribución espacial (I_m) del análisis AEID.

DISCUSIÓN

Estadística clásica. Los índices de dispersión y las distribuciones estadísticas utilizadas permitió determinar la

Cuadro 5. Estimación del porcentaje de superficie infestada y no infestada con carbón de la espiga del maíz obtenida durante los años 2006 a 2009.

Table 5. Estimated percentage of surface both infested and non-infested with head smut of maize obtained from 2006 to 2009.

Año	% Infestada	% No Infestada
2006	69	31
2007	86	14
2008	81	19
2009	78	22

Cuadro 6. Comparación de mapas con la prueba bivariable de Crámer-von Mises (Ψ) e índices de asociación de distribución espacial (SADIE I_m) obtenidos durante los años 2006 a 2009. Table 6. Maps comparison with the Crámer-von Mises (Ψ) testing bivariate and indexes of spatial distribution association (SADIE I_m) obtained from 2006 to 2009.

Fechas Comparadas	Ψ	Valor de P	Diferencia (5%)	I_m
2006 vs 2007	0.17	0.48	No significativa	0.77
2007 vs 2008	0.51	0.02	Significativa	-0.31
2008 vs 2009	0.14	0.45	No significativa	0.86

Valores de $I_m > 0$ indican asociación espacial

the study of the disease spatial distribution. The highest disease incidence levels were associated with the spatial distribution adjusted to the exponential model that biologically manifested an aggregated distribution of irregular boundaries or random smut of maize in the area of study, which allows to infer the existence of a possible factor that causes it; the variety susceptibility and hybrids could be a possible cause; consequently, it is possible as well that the presence of such genotypes to be either irregular within the location or else it is caused by a greater abundance of landraces which express a lower susceptibility to the disease (CESAVEM, 2005). There is a relationship between higher disease incidence levels and exponential distribution. This relationship will allow the acquaintance of the disease aggregation in advance, which would facilitate to focus on the monitoring actions and to direct control measures at specific points. The adjustment of the spatial distribution of the disease to the spherical model in 2009 is an indicative that in this town there are certain areas where *S. reilianum* occurs the most with regards to the rest of the points or sampled plots, suggesting the existence of favorable environmental conditions or susceptible maize genotypes that favor the expression of the disease. The geostatistical spatial modeling of *S. reilianum* in maize obtained in the study hereby is consistent with what had been obtained by Groves *et al.* (2005) in sick leaf scorch caused by *Xylella fastidiosa* almond and sleepy of lettuce caused by *Sclerotinia minor* and *Sclerotinia sclerotiorum* (Hao and Subbarano, 2005) in California; the modeling of the damages caused by

estructura agregada de las poblaciones del carbón de la espiga para algunos años así como distribuciones de tipo aleatorio o bien no logró ajustarse a alguna población para las restantes fechas, e incluso muestran resultados contradictorios en los resultados de agregación de la enfermedad, posiblemente ocasionado incidencia y la cantidad de predios con presencia de la enfermedad presentes en los años de estudio, dichos resultados no permite realizar una adecuada determinación de

Pratylenchus crenatus in carrot (Hay and Pethybridge, 2005) in Tasmania was achieved in this very same sense; the freckle on the leaf of strawberry caused by *Mycosphaerella fragariae* (Turechek and Madden, 1999) in Ohio, and the association of the viruses *Beet necrotic yellow vein virus* and *Beet soilborne mosaic virus* in sugar beet fields (Workneh *et al.*, 2003); similarly, Larkin *et al.* (1995) modeled the epidemic caused by *Phytophthora capsici* in fields of Chile in order to determine the disease spatial patterns, water content in soil and its relation to the disease development at farm level. The preparation of maps that can lead to an accurate pest and disease management is allowed by the use of geostatistical techniques (Fleischer *et al.*, 1997). Such management has the potential to reduce pesticide use and slow the resistance development due to the dynamic creation of temporal shelters (Fleischer *et al.*, 1999). The use of distribution maps of pests and diseases in order to direct control measures on areas that are actually infested was initially conducted by Weisz *et al.* (1996) emphasizing that a tool for cost savings is provided by an accurate management of the pest, as it reduces the amount of pesticides to be used.

Infested area calculations based on density maps. It

has been demonstrated by the maps obtained in the study hereby that *S. reilianum* was not distributed over 100% of the area of the sampled location; which means that the distribution was not uniform. These results are consistent with those of Roumagnac *et al.* (2004) who obtained maps of *Xanthomonas axonopodis* pv. *allii* in onion with non-uniform distributions of the disease; irregular maps of the *Heterodera glycines* distribution were obtained by Gavassoni *et al.* (2001) in soybean, while the non-uniform distribution of *Colletotrichum kahawae* in coffee was obtained by Mouen-Bedimo *et al.* (2007) and *Verticillium dahliae* in olive (Rodríguez *et al.*, 2009). It was evident that the exponential model was associated with both higher and lower percentage of the uninfested estimated area; this model was similarly associated with high incidence levels. The highest percentages of infested area estimates, on the other hand, were associated with the exponential model. No relation was revealed among the highest disease incidence percentages of estimated infested areas. It has been reported by Fleischer *et al.* (1999) that a pest usually has varying densities in the total area to infest, and that such infestation rarely reaches 100%, allowing direct control tactics on infested areas and that such infestation hardly ever reach 100%, allowing to direct the control tactics over the infested areas and specially in those where the population exceeds the economic threshold, as long as such level is known. Different actions to implement disease control are suggested by the results, as well as to focus the sampling activities within the town of Metepec on areas where the smut is present in order to get significant economic and environmental savings. It is possible to establish control strategies, with the aggregation maps obtained from *S. reilianum*, targeted to specific smut infestation areas. The use of maize seed treated with fungicide and removal of disease plants can justify the use of the techniques of precision agriculture to control the damage caused by *S. reilianum*.

Spatial and temporal stability in the long term.

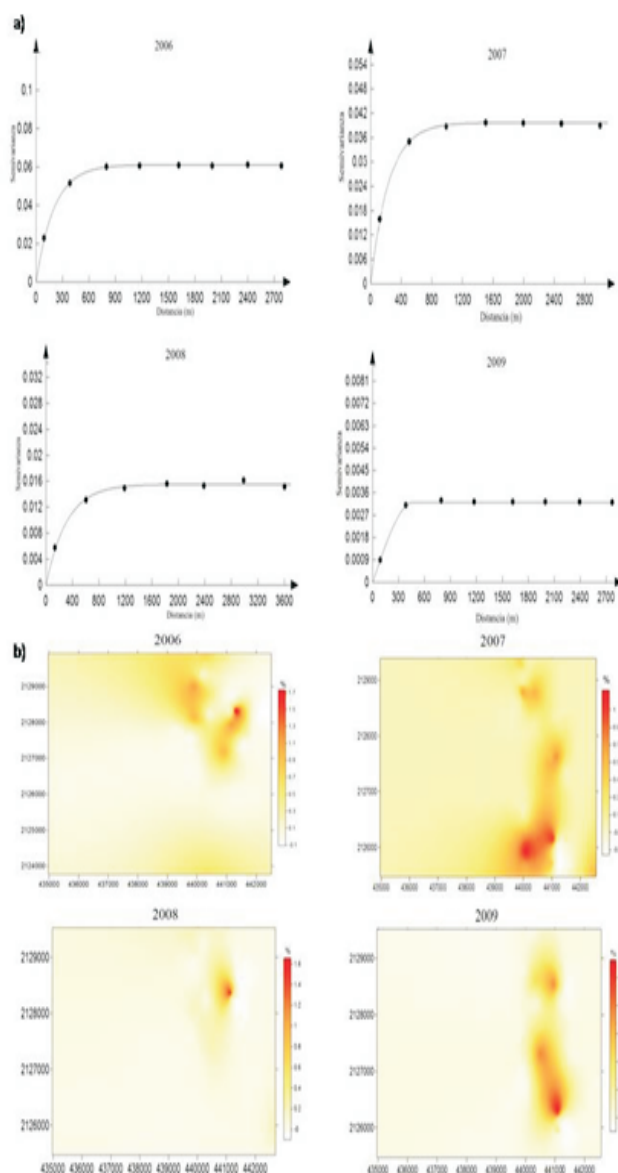


Figura 1. Semivariogramas (a) y mapas de densidad(b) del carbón de la espiga del maíz obtenidos de 2006 a 2009. % indica incidencia de la enfermedad.

Figure 1. Semivariograms (a) and density maps (b) of the head smut of maize obtained from 2006 a 2009. % indicate incidence of the disease.

su distribución espacial que origina que las determinaciones obtenidas dificultan focalizar las medidas de control, pero sugiere una aplicación total de la medida de control. Otra de sus posibles limitantes es que no considera la naturaleza bidimensional de las poblaciones de la enfermedad ya que no toma en cuenta la localización exacta de las parcelas muestreadas por lo que no permite generar mapas de sudistribución en la localidad estudiada.

AEID. La distribución espacial agregada del carbón de la espiga del maíz en los cuatro años de estudio se logró determinar con los índices I_a y J_a del análisis SADIE, es decir, la enfermedad se presentó en puntos geográficos específicos dentro de la localidad de Metepec durante el periodo estudiado; dichos resultados concuerdan con lo determinado por Bassanezi y Laranjeira (2007) quienes determinaron la agregación de *Citrus leprosis virus* (CiLV) y su vector *Brevipalpus phoenicis*; si bien el análisis AEID es de reciente incursión en el área fitopatológica, su utilidad se ha demostrado con otros organismos como *Sitobion avenae* (Winder *et al.*, 1999), *Ceutorhynchus assimilis* (Ferguson *et al.*, 2000), *Harpalus rufipes* (Thomas, *et al.*, 2001), *Jacobiasca libica* (Ramírez y Porcayo, 2009a) y *Arcetobium* sp. (Ramírez y Porcayo, 2009b).

Geoestadística. El alto nivel de dependencia espacial que se observó con el análisis geoestadístico en los cuatro años de estudios indicó que la distribución de *S. reilianum* es de tipo agregada para la localidad de Metepec del Estado de México. Las diferencias en incidencia del carbón de la espiga y la cantidad de predios con presencia de la enfermedad originaron los dos tipos de agregación. La validación de los semivariogramas de cada localidad corroboró la distribución agregada de la enfermedad a nivel de región que permitió tener certeza de que el método y la escala de muestreo utilizado en el estudio fueron apropiados. El análisis geoestadístico fue apropiado para el estudio de la distribución espacial de la enfermedad. Los más altos niveles de incidencia de la enfermedad se asociaron a la distribución espacial ajustada al modelo exponencial que biológicamente manifiestan una distribución agregada de límites irregulares o aleatorios del carbón de la espiga del maíz dentro del área de estudio lo que permite inferir la existencia de un posible factor que la origina, una causa puede ser la susceptibilidad de las variedades e híbridos, por lo que es posible que la presencia de dichos genotipos sea irregular dentro de la localidad o bien sea originada por una mayor abundancia de variedades criollos los cuales expresan una menor susceptibilidad a la enfermedad (CESAVEM, 2005). Existe una relación entre los mayores niveles de la incidencia de la enfermedad con la distribución de tipo exponencial, dicha relación permitirá conocer anticipadamente la agregación de la enfermedad, lo que facilitaría focalizar las acciones de monitoreo y dirigir las medidas de control hacia puntos específicos. El ajuste de la distribución espacial de la enfermedad en 2009 al modelo esférico es indicativo que dentro de dicha localidad existen zonas en que se manifiesta más *S. reilianum* respecto al resto de puntos o parcelas muestreadas y permite suponer la existencia de condiciones medio ambientales favorables o de genotipos susceptibles de maíz que favorecen la expresión de

Stability of the spatial and temporal distribution of *S. reilianum* in maize obtained with the index of spatial association (Im) SADIE analysis and the Crámer-von Mises (Ψ) bivariate tests in the comparisons made in 2006 and 2007, as well as 2008 and 2009, would allow the possibility of early prediction and thus direct control efforts towards areas of future infestations; these results are consistent with what has been previously reported by Oveise *et al.* (2010), as it achieved to determine *Orobanche crenata* the space temporal stability in broad bean by the use of SADIE. The aforementioned stability detection allows to direct the control tactics to precise geographical points in the town of Metepec that require management and it can open doors for the use of the techniques of precision agriculture in this disease; these results are consistent with those obtained in other organisms such as those made with *Cydia funebrana* (Sciarretta *et al.*, 2001), *Leptinotarsa decemlineata* (Blom and Fleisher, 2001), *Jacobiasca lybica* (Ramírez-Dávila *et al.*, 2004a, 2004b; Ramírez and Porcayo 2008), *Grapholita molesta* and *Anarsia ineatella* (Sciarretta and Trematerra, 2006) and *Lobesia botrana* (Sciarretta *et al.*, 2008) which represented this initial base of plant protection in specific sites towards precision agriculture and that has accomplished cost savings, as well as less ecological impact on management. Possibly the differences in the density of the infested area existing in the 2007-2008 comparison was the probable cause of the lack of spatial stability, which highlights the relevance of population density in the maintenance of spatial stability of this disease. The SADIE indexes were originally created to establish the spatial-temporal stability of insect populations, but it has currently been utilized in studies of spatial behavior of other living organisms, and the present study is the first case in Mexico that is used to determine the spatial distribution of a phytopathological problem.

CONCLUSIONS

The geostatistical analysis was appropriate for modeling and mapping of the spatial distribution of head smut of maize, which denoted the aggregation of populations. The aggregate behavior of the disease populations was confirmed with the I_a and J_a indexes. The spatial distribution association (Im) SADIE analysis and the Crámer-von Mises testing bivariate allowed determining space temporal stability distribution of *S. reilianum* in maize in the town of Metepec, State of México. It was possible, with the information obtained in the study hereby, to establish specific infestation areas that can be useful to direct control measures to such areas in particular and thereby reduce economic and environmental costs.

LITERATURA CITADA

- Alston, R. 1996. Statistical analysis of animal populations. Ph.D.thesis. University of Kent. UK.
- Armstrong, M. and Jabin, R. 1981. Variogram models must be positive-definite. *Mathematical Geology* 13:455-459.
- Bassanezi, R.B. and Laranjeira, F.F. 2007. Spatial patterns of leprosis and its mite vector in commercial citrus groves in Brazil. *Plant Pathology* 56:97-106

la enfermedad. La modelización espacial geoestadística de *S. reilianum* en maíz obtenida en el presente trabajo concuerda con la obtenida Groves *et al.* (2005) en la enfermedad del chamusco de la hoja del almendro causada por *Xylella fastidiosa* y la dormilona de la lechuga causada por *Sclerotinia minor* y *S. sclerotiorum* (Hao y Subbarano, 2005) en California; en este mismo sentido, se logró el modelaje de los daños causados por *Pratylenchus crenatus* en zanahoria (Hay y Pethybridge, 2005) en Tasmania; la peca de la hoja de fresa causada por *Mycosphaerella fragariae* (Turechek y Madden, 1999) en Ohio, y la asociación de los virus *Beet necrotic yellow vein virus* y *Beet soilborne mosaic virus* en campos de remolacha (Workneh *et al.*, 2003); de manera similar, Larkin *et al.* (1995) modelaron la epidemia causada por *Phytophthora capsici* en campos de chile para determinar los patrones espaciales de la enfermedad, el contenido de agua en el suelo y su relación con el desarrollo de la enfermedad a nivel de parcela. La utilización de técnicas geoestadísticas permite la elaboración de mapas que pueden conducir al manejo con precisión de plagas (Fleischer *et al.*, 1997) y enfermedades. Este manejo tiene el potencial de reducir el uso de plaguicidas y de retardar el desarrollo de la resistencia debido a la creación de refugios temporales dinámicos (Fleischer *et al.*, 1999). La utilización de mapas de distribución de plagas y enfermedades con el objeto de dirigir medidas de control sobre áreas realmente infestadas fue realizado inicialmente por Weisz *et al.* (1996), enfatizando que el manejo con precisión de la plaga, proporciona una herramienta para obtener ahorros económicos al reducir la cantidad de plaguicidas a utilizar.

Cálculo de la superficie infestada en base a mapas de densidad. Los mapas obtenidos en el presente estudio demuestran que *S. reilianum* no se distribuyó en el 100% del área de la localidad muestreada, es decir, la distribución no fue uniforme. Estos resultados concuerdan con los de Roumagnac *et al.* (2004) quienes obtuvieron mapas de *Xanthomonas axonopodis* pv. *allii* en cebolla con distribuciones no uniformes de la enfermedad, Gavassoni *et al.* (2001) obtuvieron mapas irregulares de la distribución de *Heterodera glycines* en soya, mientras que la distribución no uniforme de *Colletotrichum kahawae* en café fue obtenida por Mouen-Bedimo *et al.* (2007) y de *Verticillium dahliae* en olivo (Rodríguez *et al.*, 2009). Se evidenció que el modelo exponencial se asocio tanto con el mayor como con el menor porcentaje de área estimada sin infestar, similarmente dicho modelo se asocio con altos niveles de incidencia. Por otro lado, los mayores porcentajes de superficie infestada estimada se asociaron con el modelo exponencial. No se encontró una relación entre los mayores porcentajes incidencia de la enfermedad con los mayores porcentajes de áreas infestadas estimadas. Fleischer *et al.* (1999) señalan que de forma normal una plaga presenta densidades variables en el total del área que infesta, y que tal infestación raramente alcanza el 100%, lo que permite dirigir las tácticas de control sobre las áreas infestadas y sobre todo en aquellas en las que la población supere el umbral económico, siempre y cuando se conozca tal nivel. Los resultados sugieren aplicar acciones diversas para el control de la enfermedad y enfocar las

- Blom, E. and Fleischer, S. 2001. Dynamics in the spatial structure of *Leptinotarsa decemlineata* (Coleoptera: Chrysomelidae). *Environmental Entomology* 30:350-364.
- Cambardella, C., Moorman, T., Novak, J., Parkin T., Karlen D., Turco R. and Konopka A. 1994. Field scale variability of soil properties in central Iowa soils. *Soil Science Society American Journal* 58:1501-1511.
- Campbell, C. and Benson, D. 1994. Importance of the spatial dimension for analyzing root disease epidemics. Pp 195-243. *In*: Campbell, C.L. and Benson, D.M. (eds.). *Epidemiology and Management of Root Diseases*. First Edition. Springer-Verlag. Berlin Heidelberg, Germany. 344p.
- 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. 6p.
- De León, C., 2008. Enfermedades Importantes. Pp 47-62. *In*: *El Cultivo del Maíz*. Temas Selectos. R. Rodríguez, and C. De León (eds.). Colegio de Postgraduados & Mundi-Prensa. México D. F. 127p.
- Englund, E. and 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. 186p.
- Ferguson, W., Klukowski, Z., Walczak, B., Perry, J., Mugglestone, M., Clark, S. and Williams, I. 2000. The spatio-temporal distribution of adult *Ceutorhynchus assimilis* in a crop of winter oilseed rape in relation to the distribution of their larvae and that of the parasitoid *Trichomalus perfectus*. *Entomological Experimentalis et Applicata* 95:161-171.
- Fleischer, S., Weisz, R., Smilowitz, Z. and Midgarden D. 1997. Spatial variation in insect populations and site-specific integrated pest management. Pp. 101-130. *In*: Pierce, F.J. and . Sadler, E.J. (eds.). *The state of Site-Specific Management for Agriculture*. ASA Miscellaneous Publication. Madison, WI. 430p.
- Fleischer, J., Blom, E. and Weisz, R. 1999. Sampling in precision IPM: When the objective is a map. *Phytopathology* 89:115-118.
- García, E. 1988. Modificaciones al sistema de clasificación climática de Köppen. 4a ed. UNAM. México, D. F. 220p.
- Gavassoni, W.L., Tylka G.L. and Munkvold G.P. 2001. Relationships between tillage and spatial patterns of *Heterodera glycines*. *Phytopathology* 91:534-545.
- Groves, R.L., Chen J., Civerolo E.L., Freeman M.W. and Viveros M.A. 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.
- Hao J.J. and Subbarao K.V. 2005. Comparative analyses of lettuce drop epidemics caused by *Sclerotinia minor* and *S. sclerotiorum*. *Plant Disease* 89:717-725.
- Hay, F.S. and Pethybridge, S.J. 2005. Nematodes associated with carrot production in Tasmania, Australia, and the effect of *Pratylenchus crenatus* on yield and quality of

actividades de muestreo, dentro de la localidad de Metepec, sobre las áreas donde está presente el carbón de la espiga para obtener ahorros económicos y ambientales significativos. Con los mapas de agregación obtenidos de *S. reilianum* es posible establecer estrategias de control dirigidas a áreas específicas de infestación del carbón de la espiga. El empleo de semilla maíz tratada con fungicida y la eliminación de plantas enfermas permiten justificar el uso de las técnicas de la agricultura de precisión para controlar los daños causados por *S. reilianum*.

Estabilidad espacial y temporal a largo plazo. La estabilidad espacio temporal de la distribución de *S. reilianum* en maíz obtenida con el índice de asociación de distribución espacial (Im) del análisis AEID y la prueba bivariable de Crámer-von Mises (Ψ) en las comparaciones realizadas en los años 2006 y 2007 así como 2008 y 2009 permitiría la posibilidad de la predicción anticipada y con ello dirigir nuestro esfuerzo de control hacia las zonas de futura infestación, dichos resultados concuerdan con lo encontrado por Oveise *et al.* (2010) al lograr determinar la estabilidad espacio temporal de *Orobanche crenata* en haba con el uso de AEID. La detección de la estabilidad mencionada permite poder dirigir las tácticas de control a puntos geográficos precisos dentro de la localidad de Metepec que requieran manejo y puede abrir las puertas para la utilización de las técnicas de la agricultura de precisión en esta enfermedad; dichos resultados concuerdan con los obtenidos en otros organismos como son los realizados con *Cydia funebrana* (Sciarretta *et al.*, 2001), *Leptinotarsa decemlineata* (Blom y Fleisher, 2001), *Jacobiasca lybica* (Ramírez-Dávila *et al.*, 2004a, 2004b; Ramírez y Porcayo 2008), *Grapholita molesta* y *Anarsia ineatella* (Sciarretta y Trematerra, 2006) y *Lobesia botrana* (Sciarretta *et al.*, 2008) que ha representado las bases iniciales de protección vegetal en sitios específicos hacia una agricultura de precisión y que a logrados ahorros económicos y un menor impacto ecológico en su manejo. Posiblemente las diferencias en la densidad de superficie infestada existente en la comparación de los años 2007-2008 fue la posible causa de que no existiera estabilidad espacial. Lo que pone de manifiesto la importancia de la densidad poblacional en el mantenimiento de la estabilidad espacial de esta enfermedad. Los índices del AEID originalmente fueron creados para establecer la distribución espacial y la estabilidad espacio-temporal de poblaciones de insectos, pero en la actualidad se ha incursionando con su uso en estudios del comportamiento espacial de otros organismos vivos, y el presente estudio es el primer caso en México que se utiliza para determinar la distribución espacial de un problema fitopatológico.

CONCLUSIONES

El análisis geoestadístico fue apropiado para la modelización y generación de mapas de la distribución espacial del carbón de la espiga del maíz, que denotaron la agregación de las poblaciones. Con los índices Ia y Ja se pudo corroborar el comportamiento agregado de las poblaciones de la enfermedad. El índice de asociación de distribución espacial (Im) del análisis AEID y la prueba bivariable de

- Kuroda-type carrot. *Plant Disease* 89:1175-1180.
- Hevesi, J., Istok J. and Flint A. 1992. Precipitation estimation in mountainous terrain using multivariate geostatistics. Part I. Structural analysis. *Journal of Applied Meteorology* 31:661-676.
- Isaaks, E.H. and Srivastava, R.M. 1988. Spatial distribution of the montane unicorn. *Oikos* 58: 257-271.
- Isaaks, E.H. and Srivastava, R.M., 1989. *An Introduction to Applied Geostatistics*. Oxford University Press. New York. 561p.
- Journel, A.G. and Huijbregts, C.J. 1978. *Mining Geostatistics*. Academic Press, London, U.K. 600p.
- Korie, S., Perry, J., Muggleston, M., Clark, S., Thomas, C.F. and Mohamad, R. 2000. Spatiotemporal association in beetle and virus count data. *Journal of Agricultural, Biological y Environmental Statics* 5:214-239.
- Larkin, R.P., Gumpertz, M.L. and Ristaino, J.B. 1995. Geostatistical analysis of *Phytophthora* epidemic development in commercial bell pepper fields. *Phytopathology* 85:191-203.
- Liebold, M., Rossi, E. and Kemp, P. 1993. Geostatistics and geographic information systems in applied insect ecology. *Annual Review Entomology* 38: 303-327.
- López-Granados, F., Jurado-Expósito, M., Atenciano, S., García-Ferrer, A., Sánchez, M. y García-Torres, L. 2002. Spatial variability of agricultural soil parameters in southern Spain. *Plant and Soil* 246:97-105.
- Mouen-Bedimo, J.A., Bieysse, D., Cilas, C. and Nottéghem, J.L. 2007. Spatio-temporal dynamics of arabica coffee berry disease caused by *Colletotrichum kahawae* on a plot scale. *Plant Disease* 91:1229-1236.
- Nava-Díaz, C. 2009. Definición de disposición espacial de patógenos vegetales. Pp: 110-114. *In*: Bautista, N., Soto, L. y Pérez, R. (eds.). *Tópicos selectos de estadística aplicados a la fitosanidad*. Colegio de Postgraduados. Texcoco, México. 256p.
- Oliver, M. and Webster, R. 1991. How geostatistics can help you. *Soil Use and Management* 7:206-217.
- Oveisi, M., Yousefi A.R. and González-Andujar, J.L. 2010. Spatial distribution and temporal stability of crenate broomrape (*Orobanche crenata* Forsk) in faba bean (*Vicia faba* L.): A long-term study at two localities. *Crop Protection* XXX:1-4
- Pataky, J.K., 1999. Smuts. Pp: 33-55. *In*: White, D.G. (ed.). *Compendium of corn diseases*. Third edition. APS Press. St. Paul Minnesota. 78p.
- Perry, J. 1995a. Spatial aspects of animal and plant distribution in patchy farmland habitats. Pp: 221-242. *In*: Glen, D.M., Greaves, M.A. and Anderson, H.M. (eds.). *Ecology and Integrated Farming Systems*. Wiley Chichester, England.
- Perry, J. 1995b. Spatial analysis by distance indices. *Journal of Animal Ecology*. 64:303-314.
- Perry, J.N. and Hewitt, M. 1991. A new index of aggregation for animal counts. *Biometrics* 47:1505-1518.
- Perry, N. and Klukowsky, Z. 1997. Spatial distributions of counts at the edges of sample areas. Pp:103- 108. *In*: VI Conferencia de la sociedad de biometría. Córdoba, España

Crámer-von Mises permitieron determinar la estabilidad espacio temporal de la distribución de *S. reilianum* en maíz en la localidad de Metepec, Estado de México. Con la información obtenida en el estudio fue posible establecer áreas específicas de infestación, lo cual puede ser de gran utilidad para dirigir las medidas de control hacia esas zonas en concreto y reducir con ello los costos económicos y medioambientales.

- Ramírez-Dávila, J.F., González-Andujar, J.L., Ocete, R. y López, M.A. 2004a. Modelización y mapeo de la distribución espacial de las ninfas del mosquito verde *Jacobiasca lybica* (Bergenin & Zanon) (Homoptera: Cicadellidae) en viñedo. Boletín de Sanidad Vegetal-Plagas 31:119-132.
- Ramírez-Dávila, J.F., González-Andujar, J.L., Ocete, R., López, M.A. y Lara, M. 2004b. La problemática causada por el mosquito verde, *Jacobiasca lybica* (Bergenin & Zanon) (Homoptera: Cicadellidae) en el viñedo andaluz. Junta de Andalucía. Consejería de Agricultura y Pesca, Sevilla, España. 337p.
- Ramírez-Dávila, J.F. and Porcayo-Camargo, E. 2008. Spatial distribution and mapping of *Jacobiasca lybica* (Bergevin & Zanon) (Homoptera: Cicadellidae) in irrigated sherry wine yards. Revista Chilena de Entomología 34:44-58
- Ramírez-Dávila, J.F. y Porcayo-Camargo, E. 2009a. Comportamiento espacial de las larvas del mosquito verde *Jacobiasca lybica*, en un viñedo de secano en Andalucía España. Ciencia ErgoSum 16:116-127.
- Ramírez-Dávila, J.F. y Porcayo-Camargo, E. 2009b. Estudio de la distribución espacial del muérdago enano (*Arcetobium* sp.) en el Nevado de Toluca, México utilizando el método del SADIE. Madera y Bosques. 15:147-160.
- Rodríguez, E., García-Garrido, J.M., García, P.A. and Campos, M. 2009. Large-scale epidemiological study and spatial patterns of Verticillium wilt in olive orchards in southern Spain. Crop Protection 28:46-52
- Ross, C.J.S. 1987. Maximum likelihood program. Rothamsted Experimental Station Harpenden. UK. 165p.
- Rossi, R., Mulla J., Journel G. and Franz, E. 1992. Geostatistical tools for modeling and interpreting ecological spatial dependence. Ecological Monographs 62:277-314.
- Roumagnac, P., Pruvost, O., Chiroleu, F. and Hughes, G. 2004. Spatial and temporal analyses of bacterial blight of onion caused by *Xanthomonas axonopodis* pv. *allii*. Phytopathology 94:138-146
- SARH. 1992. Guía Fitosanitaria para el Cultivo del Maíz. Serie Sanidad Vegetal. México, D.F. Pp:1-23.
- Sciarretta, A., Trematerra, P. and Baumgärtner, J. 2001. Geostatistical analysis of *Cydia funebrana* (Lepidoptera: Tortricidae) pheromone trap catches at two spatial scales. American Entomologist 47:174-184
- Sciarretta A. and Trematerra, P. 2006. Geostatistical characterization of the spatial distribution of *Grapholita molesta* and *Anarsia ineatella* moths in an agricultural landscape. Journal of Applied Entomology 130:73-83.
- Sciarretta, A. Zinni, A. Mazzocchetti, N. and Trematerra, P. 2008. Spatial analysis of *Lobesia botrana* (Lepidoptera: Tortricidae) male population in a Mediterranean agricultural landscape in Central Italy. Environmental Entomology 37:382-390.
- Sokal, R. and Rohlf, F. 1995. Biometry: The Principles and Practice of Statistics in Biological Research. 3^a Edition. Freeman, New York. 356 p.
- Speight, M., Hails, R., Gilbert, M. and Foggo, A. 1998. Horse chestnut scale *Pulvinaria regalis* (Homoptera: Coccidae) and urban host tree environment. Ecology 79:1503-1513
- Syrjala, E. 1996. A statical test for a difference between the spatial distributions of two population. Ecology 77:75-80.
- Thomas, G., Parkinson, L., Griffiths, K., Fernández, G. and Marshall, J. 2001. Aggregation and temporal stability of carabid beetle distributions in field and hedgerow habitats. Journal of Applied Ecology 38:100-116.
- Turechek W.W. and Madden, L.V. 1999. Spatial pattern analysis and sequential sampling for the incidence of leaf spot on strawberry in Ohio. Plant Disease 83:992-1000.
- Weisz, R., Fleischer, S. and Smilowitz, Z. 1996. Site-specific integrated pest management for high value crops: Sample units for map generation using the Colorado potato beetle (Coleoptera: Chrysomelidae) as a model system. Journal Economic Entomology 88:1069-1080.
- Winder, L., Perry, J. and Holland, J. 1999. The spatial and temporal distribution of the grain aphid *Sitobion avenae* in winter wheat. Entomologia Experimentalis et Applicata 93:227-290.
- Workneh, F., Villanueva, E., Steddom, K. and Rush, C.M. 2003. Spatial association and distribution of *Beet necrotic yellow vein virus* and *Beet soilborne mosaic virus* in sugar beet fields. Plant Disease 87:707-711.