

Modelación espacial de la Sigatoka negra (*Mycosphaerella fijiensis* M. Morelet) en banano cv. Gran Enano¹

Juan Camilo Gómez-Correa^{2*}, Walter Smith Torres-Aponte², Daniel Gerardo Cayón-Salinas³,
Lilliana María Hoyos-Carvajal², Darío Antonio Castañeda-Sánchez²

10.1590/0034-737X201764010007

RESUMEN

Mycosphaerella fijiensis M. Morelet, es uno de los agentes causales del “complejo Sigatoka”, el cual, es la enfermedad más destructiva en los cultivos de banano y plátano. En el presente trabajo, se modeló espacialmente mediante técnicas geoestadísticas, la hoja más joven manchada (HMJM), como variable biológica indicadora del estado de severidad de la enfermedad en la plantación, con el objetivo de determinar su estructura y categoría de dependencia espacial. La HMJM se evaluó en las semanas 43, 45, 46 y 47 de 2005, sobre 71 plantas de banano cv. Gran Enano con emisión reciente de su inflorescencia, ubicadas en las intersecciones de una malla irregular, con una distancia mínima entre pares de plantas de 21 m y una distancia máxima de 1077 m, en una finca bananera situada en el municipio de Carepa (Antioquia), zona de vida bosque húmedo tropical (bh-T). La variable presentó un comportamiento anisotrópico para las semanas 45, 46 y 47; éste, se describió a partir de un modelo gaussiano en cada una de las semanas, con un rango de dependencia espacial decreciente de 673.25, 345.53 y 296.36 m, respectivamente, el cual diverge de los modelos reportados en otras investigaciones en patosistemas similares. Los modelos que se ajustaron para las semanas 45 y 47, evidenciaron fuerte dependencia espacial; el modelo de la semana 46, moderada dependencia espacial y el modelo de la semana 43, nula dependencia espacial.

Palabras clave: *Pseudocercospora fijiensis*; *Musa* sp.; kriging; Matérn; Urabá.

RESUMO

Modelação espacial da Sigatoka-negra (*Mycosphaerella fijiensis* M. Morelet) em banana cultivar Gran Enano

Mycosphaerella fijiensis M. Moleret é um dos agentes causadores do “complexo Sigatoka”, o qual é a doença mais destrutiva na cultura da banana e do plátano. No presente trabalho, foi modelada espacialmente, mediante técnicas geoestadísticas, a folha mais jovem manchada (FMJM) como a variável biológica indicadora da severidade da doença na cultura, com o objetivo de determinar a sua estrutura e categoria de dependência espacial. A FMJM foi avaliada nas semanas 43, 45, 46 e 47 de 2005, em 71 plantas de bananeira cultivar Gran Enano com emissão recente da inflorescência. Demarcou-se, no campo, uma malha irregular, com uma distância mínima entre pares de plantas de 21 m e uma distância máxima de 1077 m, numa fazenda localizada no Município de Carepa (Antioquia), região de floresta úmida tropical (fu-T). A variável apresentou um comportamento anisotrópico para as semanas 45, 46 e 47, que foi descrito a partir de um modelo Gaussiano em cada uma das semanas, com uma gama de dependência espacial decrescente de 673.25, 345.53 y 296.36 m, respectivamente, o que diverge dos modelos reportados em outras pesquisas, em patosistemas similares. Os modelos que se ajustaram para as semanas 45 e 47, mostraram forte dependência espacial; o modelo da semana 46, moderada dependência espacial e o modelo da semana 43, sem dependência espacial.

Palavras-chave: *Pseudocercospora fijiensis*; *Musa* sp.; kriging; Matérn; Urabá.

Enviado el 05/07/2015 y aprobado el 05/12/2016.

¹ Este trabajo hace parte de la tesis de grado para optar al título de Ingeniero Agrónomo del segundo autor; financiado por la Asociación de Bananeros de Colombia, cofinanciado por la Universidad Nacional de Colombia.

² Universidad Nacional de Colombia, Facultad de Ciencias Agrarias, Medellín, Antioquia, Colombia. jgomezco@unal.edu.co; wstorres@unal.edu.co; limhoyosca@unal.edu.co; dacasta4@unal.edu.co

³ Universidad Nacional de Colombia, Facultad de Ciencias Agropecuarias, Palmira, Valle del Cauca, Colombia. dgccayons@unal.edu.co

*Autor correspondiente: jgomezco@unal.edu.co

INTRODUCCIÓN

Las musáceas, entre las que se incluyen banano y plátano, son el cuarto cultivo alimenticio más importante económicamente, después del arroz, el trigo y el maíz (Churchill, 2011). A nivel mundial, Colombia se ubicó en el duodécimo puesto en producción de banano después de Costa Rica; donde India, China (Continental) y Filipinas, ocuparon los tres primeros lugares (FAOSTAT, 2014). En Colombia, en el año 2013, el banano en conjunto con el plátano, aportaron el 1.5% de las exportaciones totales, el 5.2% de las no tradicionales y el 33.6% de las agropecuarias sin incluir el café; las exportaciones de banano ascendieron a 96 millones de cajas de 18.14 kg, por valor de \$803.30 millones de dólares, producidas en 48325 hectáreas, de las cuales, 35425 hectáreas correspondieron a la zona bananera de Urabá (Antioquia) y 12900 hectáreas a la zona bananera del Magdalena y la Guajira (AUGURA, 2014).

Según Churchill (2011), el agente causal de la Sigatoka negra - SN (*Mycosphaerella fijiensis* M. Morelet, anamorfo *Pseudocercospora fijiensis* (M. Morelet) Deighton), es calificado como el miembro más destructivo del “complejo Sigatoka”, el cual incluye a la Sigatoka amarilla - SA (*M. musicola* R. Leach ex. J.L. Mulder, anamorfo *P. musae* (Zimm.) Deighton) y a la mancha foliar Eumusae (*M. eumusae* Crous & Mour., anamorfo *P. eumusae* Crous & Mour.). Así mismo, el complejo Sigatoka, es considerado como la enfermedad más destructiva para los cultivos de banano y plátano, puesto que, al atacar las hojas, genera un rápido deterioro del área foliar, disminuye la capacidad fotosintética de éstas y reduce la calidad y cantidad de la fruta, al inducir la maduración prematura de los racimos (Patiño, 2000; Bornacelly, 2009; Churchill, 2011).

Hidalgo *et al.* (2006) hallaron que la tasa fotosintética neta foliar (F_n ; $\mu\text{mol de CO}_2$ reducidos por m^2s^{-1}), decayó con el incremento del porcentaje de severidad ($F_n = 6.85 - 0.15X$; $R^2 = 0.72$) y el estadio de la enfermedad ($F_n = 8.36 - 1.62X$; $R^2 = 0.60$). Rodríguez-Gaviria & Cayón (2008) afirmaron que en hojas donde se observó el grado cuatro de severidad, según la escala de Stover modificada por Gauhl (1989), hubo una disminución de la tasa fotosintética cercana al 30%. Chillet *et al.* (2009) y Castelan *et al.* (2012) reportaron la reducción de la vida verde de la fruta (6.1 a 13.8 días) en parcelas donde no se controló la enfermedad, en comparación con parcelas donde sí se efectuó control (24.7 a 28 días); así como un menor peso de la fruta (40%) (Castelan *et al.*, 2012). Además, Kema (2006) y Rey & Mira (2010) aseveran que el control de la enfermedad representa entre el 20 y el 30% de los costos de producción.

Chellemi *et al.* (1988) afirman que la caracterización de la posición espacial de los miembros de una población de organismos como: patógenos de plantas y plantas enfermas, pueden facilitar la determinación de variables como la

relación entre la densidad de inóculo y la incidencia de la enfermedad, parámetros óptimos de muestreo, y la influencia de factores culturales, biológicos y ambientales en la dinámica de poblaciones; y, el establecimiento de mapas de distribución y expansión espacial de cualquier enfermedad y su intensidad sobre el área de estudio (Moreira *et al.*, 2010; Ramírez *et al.*, 2011; Sánchez-Pale *et al.*, 2011;). Para tal fin, se usan aproximaciones de la geoestadística, a través de las cuales, es posible cuantificar el comportamiento espacial de variables no fácilmente perceptibles en múltiples direcciones del espacio (patrón espacial) a distintas escalas seleccionadas (Gallardo, 2006; Ramírez *et al.*, 2011; Sánchez-Pale *et al.*, 2011). Araújo *et al.* (2011) aseveran además, que la geoestadística, es una herramienta importante en el análisis de datos espaciales y en la generación de información y conocimiento que puede ser empleado en la agricultura de precisión; con la cual, según Zucoloto *et al.* (2009), Ramírez *et al.* (2011) y Sánchez-Pale *et al.* (2011) sería posible obtener ahorros económicos y ambientales, al poder dirigir las diversas alternativas de control hacia las zonas específicas de infestación.

Ramírez *et al.* (2011) y Sánchez-Pale *et al.* (2011) en 20 localidades de 19 municipios del estado de México (México) durante el 2006 y 30 localidades de 27 municipios del mismo estado durante el 2008, respectivamente, para el patosistema *Sporisorium reilianum* (Kühn) Langdon y Fullerton – *Zea mays* L., encontraron un comportamiento espacial agregado de la enfermedad con alta dependencia espacial; el cual describieron, durante el 2006 en 16 localidades, mediante modelos esféricos, con un rango que osciló entre 143.24 y 1461.50 m; en dos localidades, por medio de modelos exponenciales con rangos de 613.85 y 1671.30 m y en dos localidades, a través de modelos gaussianos con rangos de 237.54 y 567.70 m; durante el 2008 en 21 localidades, mediante modelos esféricos con un rango que osciló entre 157.29 y 1730.80 m; en cinco localidades, por medio de modelos exponenciales con un rango que osciló entre 644.74 y 1083.09 m y en dos localidades, a través de modelos gaussianos con rangos de 2035.44 y 2230.19 m. Moreira *et al.* (2010), ajustaron modelos gaussianos al patosistema *Candidatus Liberibacter* spp. – *Citrus sinensis* (L.) Osbeck, los cuales presentaron alta dependencia espacial con rangos que oscilaron entre 300 y 560 m, en evaluaciones realizadas entre marzo de 2005 y julio de 2007 en el estado de São Paulo (Brasil). Zucoloto *et al.* (2009) asignaron un modelo exponencial al patosistema *Fusarium oxysporum* Schlecht f. sp. *cubense* – plátano cv. Prata-anã (*Musa* sp. AAB, subgrupo Prata), el cual evidenció alta dependencia espacial y un rango de 10 m, en una investigación desarrollada en el estado de Espírito Santo (Brasil). No obstante, Almeida *et al.* (2011) no hallaron dependencia espacial para el patosistema

Phytophthora nicotianae Breda de Haan – *Allium cepa* L., en un estudio adelantado entre los meses de diciembre de 2005 y mayo de 2006 en el estado de São Paulo.

Éstas metodologías no han sido exploradas en detalle para el patosistema Sigatoka – *Musa* sp., salvo los trabajos adelantados en Brasil por Rocha *et al.* (2010), Uchôa *et al.* (2011) y Freitas (2013), en variedades comerciales de plátano y banano en ese país. En Colombia éstas interacciones, no han sido analizadas mediante aproximaciones de la geoestadística en sus zonas productoras; por tanto, el objetivo de esta investigación, fue modelar el comportamiento espacial del patosistema SN – *Musa* sp. AAA, subgrupo Cavendish, mediante métodos estadísticos, para determinar la estructura y categoría de dependencia espacial de la variable estudiada, en un área históricamente conocida por alta incidencia de la enfermedad.

MATERIALES Y MÉTODOS

Localización del experimento

La investigación se llevó a cabo en las semanas 43, 45, 46 y 47 de 2005, en la finca bananera Punto Fijo, ubicada en el Municipio de Carepa (Antioquia), región de Urabá (Colombia), a 7°47'N, 76°41'W y 16 m de altitud. La región está localizada en su mayoría, en relieve plano y ligeramente plano, con algunas inclusiones de relieve ligero y moderadamente escarpado; se distribuye en climas cálido seco, con una precipitación media entre 1900 y 2100 mm; cálido húmedo, con precipitaciones entre 2300 y 3000 y cálido muy húmedo, con precipitación anual entre 3000 y 4200 mm. La temperatura promedio anual es de 28°C (IGAC, 2007).

Malla de muestreo

Se georreferenciaron 51 puntos en una cuadrícula con celdas de 100 x 100 m, con un GPS (Trimble® GeoXM™), bajo el sistema de proyección UTM WGS1984 18 N, en los que se identificó por intersección, una planta de banano cv. Gran Enano (*Musa* sp. AAA, subgrupo Cavendish) que había emitido recientemente su inflorescencia y dentro de la misma, se anidó una cuadrícula con celdas de 50 x 50 m, en la que se ubicaron espacialmente 20 puntos y se georreferenció una planta de banano Cavendish cv. Gran Enano por sitio con las mismas características; para finalmente, obtener una malla irregular compuesta por 71 plantas, con una distancia mínima entre pares de plantas de 21 m y una distancia máxima de 1077 m (Figura 1).

En cada una de las plantas, se registraron semanalmente datos de la hoja más joven manchada (HMJM) (Torres *et al.*, 2006), como la posición de la hoja más joven con síntomas finales de la enfermedad, estados cinco y seis según los estados de evolución de la enfermedad descritos por Fouré & Ganry (2008).

Análisis estadístico y geoestadístico

En el análisis estadístico, se usó como variable respuesta la HMJM y como covariables las coordenadas. Se realizó una comparación múltiple de las medias de las sumas de los rangos mediante el test de Kruskal-Wallis, por medio de la función *kruskal* del paquete *agricolae* (de Mendiburu, 2014). Puesto que los residuales del modelo: HMJM ~ SEMANA, no se ajustaron a una distribución normal al ser evaluados mediante el test de normalidad de Shapiro-Wilk ($p < 0.01$) y las varianzas resultaron homocedásticas ($p > 0.01$), al ser calculadas con la prueba robusta tipo Brown-Forsythe Levene modificada, función *levne.test* del paquete *lawstat* (Gastwirth *et al.*, 2013). Para los análisis geoestadísticos, se verificó el supuesto de normalidad mediante el coeficiente de asimetría Skewness, según el rango establecido por Kerry & Oliver (2007).

Los procedimientos geoestadísticos en toda el área muestreada ($n = 71$), se efectuaron con la evaluación del comportamiento espacial de la HMJM, en función de los ejes coordenados, como estrategia de extracción de tendencia. Para estos análisis se utilizó el paquete *geoR* (Ribeiro & Diggle, 2001). La dependencia espacial de la HMJM, se valoró en los semivariogramas empíricos: omnidireccional y en los ángulos de 0°, 45°, 90° y 135°, con el fin de elegir aquel en el que se evidenciara mayor rango o alcance (a) (distancia máxima a la que existe correlación entre parejas de puntos), mayor meseta ($C + C_0$) (semivarianza total) y menor efecto pepita (C_0) (semivarianza atribuida al error de medición y a la variabilidad presentada a una escala menor que la de muestreo). Se determinó la existencia de dependencia espacial, con una confianza del 95%, cuando los primeros puntos de los semivariogramas seleccionados cortaron la banda envolvente inferior, generada por medio de la función *variog.mc.env*. Posteriormente, se ajustaron tres

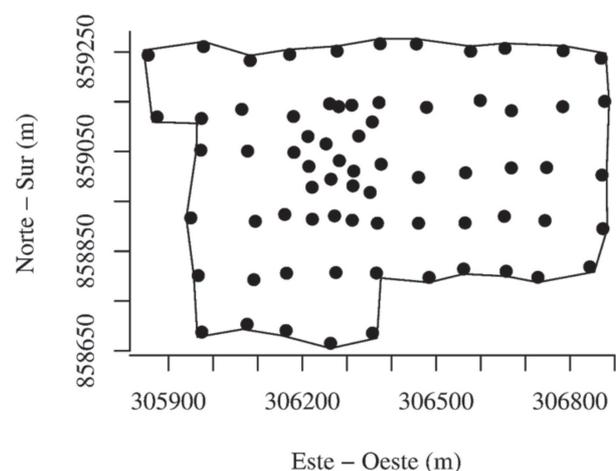


Figura 1: Malla de muestreo.

modelos teóricos a cada uno de los semivariogramas empíricos, todos pertenecientes a la familia Matérn, por medio de la función *variofit*, mediante la variación del parámetro de suavización Kappa, al cual se le asignaron valores de 0.5, 1.5 y 2.5. Según Diggle & Ribeiro (2007) un modelo es exponencial cuando Kappa = 0.5 y un modelo es gaussiano cuando Kappa tiende a infinito.

De cada uno de los modelos teóricos ajustados, se extrajo el valor de la meseta y del rango, y al evaluar la proporción del efecto pepita (C_0) respecto a la meseta ($C_0 + C$), se asignó una categoría de dependencia espacial según Cambardella *et al.* (1994) (Ecuación 1), quienes califican la variable como: fuertemente dependiente, cuando el porcentaje de dependencia espacial es inferior al 25%; medianamente dependiente, cuando se encuentra entre el 25 y el 75% y débilmente dependiente, cuando supera el 75%. Se fijó un modelo “efecto pepita puro”, en los casos que no se detectó dependencia espacial y finalmente, se generaron mapas predictivos para la variable, a partir del modelo teórico que arrojó el menor valor de mínimos cuadrados ponderados (MCP), para cada uno de los casos en los que se identificó dependencia espacial mediante un kriging ordinario, por medio de las funciones *krige.control* y *krige.conv.* según Moreira *et al.* (2010), lo que permite ver el comportamiento de la variable objeto de estudio a través de mapas de isolíneas. Todos los procedimientos anteriores se realizaron en el software R (R Core Team, 2014).

$$\text{Dependencia espacial} = \frac{C_0}{C_0 + C} \quad \text{Ecuación 1}$$

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

La posición de la HMJM varió entre la hoja seis y la hoja 11; observando las hojas más jóvenes manchadas en las semanas 43 y 47 (Tabla 1). A partir de la comparación múltiple de las medias de las sumas de los rangos, mediante el test de Kruskal-Wallis, se encontró que la semana 47

se diferenció significativamente ($p < 0.05$) de las semanas 43 y 46, mas no de la semana 45. Las semanas 43, 45 y 46 no difirieron entre sí. En términos generales, la población de plantas evaluadas presentó, para las semanas 43 y 47, plantas con la HMJM entre las hojas seis y 10, mientras que, para las demás semanas, entre las hojas siete y 11; lo que indica, que para el período trabajado, la enfermedad exhibió un comportamiento relativamente estable.

A partir del análisis de tendencia espacial, para la HMJM en función de los ejes coordenados, se deduce que la enfermedad presentó un comportamiento estacionario, es decir, que el valor promedio de la HMJM, se puede considerar estadísticamente similar en cualquier sector del campo de estudio; esto evidenciado, en la no relación de esta variable con los ejes coordenados, tanto a través de una superficie lineal como cuadrática. En el caso lineal, se obtuvieron coeficientes de determinación (R^2), que variaron entre 0.04 y 0.21 según la semana y para el cuadrático, entre 0.07 y 0.23, siendo además, modelos no significativos ($p > 0.05$) para las semanas 43, 46 y 47 (Tabla 1). En términos prácticos, estos resultados indican que, en el área trabajada, las características bióticas y abióticas que condicionan el desarrollo de la enfermedad, no presentan cambios significativamente contrastantes, en función de los ejes coordenados, como para que el valor promedio de la HMJM, presentara un comportamiento diferencial en ciertos sectores del cultivo.

La semivarianza de la HMJM tuvo un comportamiento anisotrópico para las semanas 45, 46 y 47 (Tabla 2); el mayor rango, meseta y categoría de dependencia espacial, se presentó en una dirección de 90° en las semanas 45 y 46, y para una dirección de 0° en la semana 47; lo que significa, que la relación de la enfermedad entre pares de puntos separados a diferentes distancias, depende de la dirección, en otras palabras, se detectó un mayor grado de similitud (autocorrelación o dependencia espacial) y a una mayor distancia, en el nivel de enfermedad presentado por las plantas, para ciertas direcciones respecto a otras. Lo

Tabla 1: Estadísticos resumen del comportamiento de la Sigatoka negra, evaluada a través de la Hoja Más Joven Manchada durante cuatro semanas, año 2005

Estadísticos de la HMJM	Semana			
	43	45	46	47
Mínimo	6.00	7.00	7.00	6.00
Mediana	8.00	8.00	8.00	8.00
Media	8.11	8.07	8.25	7.77
Máximo	10.00	11.00	11.00	10.00
Skewness	-0.10	0.64	0.31	0.42
Desviación estándar	0.89	0.92	1.01	0.81
Coefficiente de variación (%)	10.94	11.34	12.24	10.47
R^2 , tendencia lineal	0.05	0.21	0.04	0.04
R^2 , tendencia cuadrática	0.09	0.23	0.07	0.09

anterior implica que, para los diferentes ángulos de evaluación, la dependencia espacial varió, lo que permitió identificar ángulos en los que la autocorrelación de la HMJM alcanzaba mayores distancias, osea, mayor rango de dependencia espacial; mientras que, para otras direcciones, la autocorrelación se perdía a una menor distancia entre pares de puntos, es decir, menor rango de

dependencia espacial. En la práctica, esta variación en la dependencia espacial, probablemente, pueda deberse a cambios de dirección de los patrones de las corrientes de aire en la región de estudio, los cuales, pueden incidir en una dispersión diferencial de los propágulos del agente causal de la enfermedad, dependientes de la dirección de las corrientes de aire dentro la de plantación.

Tabla 2: Parámetros de los modelos teóricos ajustados al comportamiento espacial de la Sigatoka negra, evaluada a través de la Hoja Más Joven Manchada durante cuatro semanas, año 2005

Semana	Semi-Variograma	Modelo	Kappa ^a	C ₀ ^b	C ₀ + C ^c	a ^d (m)	(C ₀ / (C ₀ + C)) ^e	MCP ^f
43	Omni-direccional	Efectopepita puro	0.50	0.00	0.64	1665.58	0.00	10.13
			2.50	0.00	0.45	673.25	0.00	5.70
45	90°	Matérn	0.50	0.00	0.69	314.11	0.00	1.45
			1.50	0.26	0.69	356.02	0.38	1.33
			2.50	0.29	0.68	345.53	0.43	1.27
46	90°	Matérn	0.50	0.00	0.73	806.70	0.00	4.16
			1.50	0.00	0.52	344.08	0.00	1.93
			2.50	0.00	0.49	296.36	0.00	1.39

^a Kappa, según Diggle & Ribeiro (2007), un modelo exponencial cuando Kappa = 0.5 y, un modelo gaussiano cuando Kappa tiende a infinito. ^b C₀, efecto pepita. ^c C₀ + C, meseta. ^d a, rango. ^e (C₀ / (C₀ + C)), dependencia espacial. ^f MCP, Mínimos Cuadrados Ponderados.

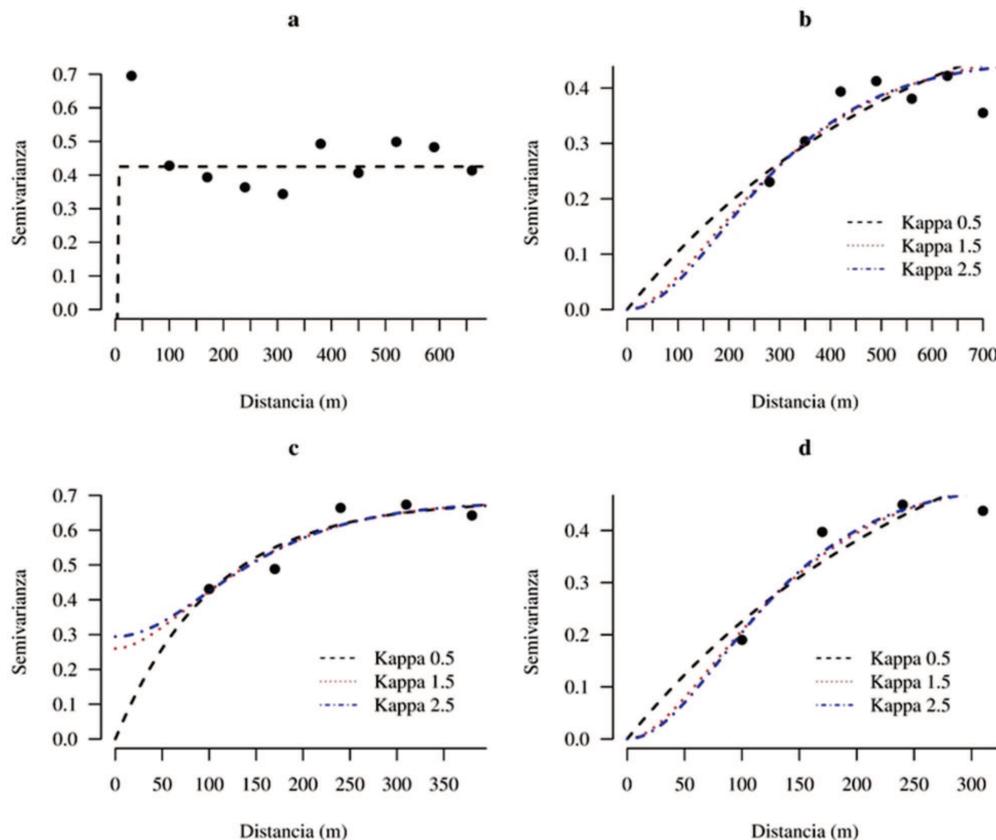


Figura 2: Modelos teóricos ajustados al comportamiento espacial de la Sigatoka negra, evaluada a través de la Hoja Más Joven Manchada durante cuatro semanas, año 2005. a. Semana 43: semivariograma omnidireccional, modelo: “Efecto pepita puro”; b. y c. Semana 45 y 46: modelo: Matérn, ángulo de anisotropía: 90°, relación de anisotropía: uno y 1.5, respectivamente; d. Semana 47: modelo: Matérn, ángulo de anisotropía: 0°, relación de anisotropía: dos.

Para el caso de estudio, en la semana 43 no se halló dependencia espacial, por lo que se asignó un modelo “efecto pepita puro”, a partir del cual se concluyó que, durante esta semana de evaluación, la posición de la HMJM, exhibió un comportamiento aleatorio en el área de estudio. Almeida *et al.* (2011), quienes ajustaron este mismo modelo a la distribución espacial de *Phytophthora nicotianae*, en un cultivo de cebolla concluyeron que se debe al alto índice de infestación del hongo en toda el área evaluada. Para las demás semanas, sí se detectó estructuración espacial para la SN. Los modelos Matérn que menor suma MCP presentaron, fue cuando se usó un valor de Kappa de 2.5, lo que se aproxima a un modelo gaussiano según Diggle & Ribeiro (2007) (Figura 2).

Estos resultados contrastan con los encontrados por Freitas (2013), quien ajustó dos modelos exponenciales para la SA en una plantación de plátano cv. Prata-anã, localizada en Lavras, estado de Minas Gerais (Brasil), los cuales exhibieron una moderada dependencia espacial (60.32%) y un rango de 193.71 m para la malla principal y una fuerte dependencia espacial (0%) y un rango de 6.58 m para la malla secundaria. Los modelos hallados en el

presente estudio, describen que el rango de la dependencia espacial de la enfermedad, disminuyó con el tiempo: 673.25, 345.53 y 296.36 m, en las semanas 45, 46 y 47, respectivamente, además, de una fuerte dependencia espacial (0%) para las semanas 45 y 47; mientras que, para la semana 46, se obtuvo una moderada dependencia espacial (42.56%), según las categorías de dependencia espacial propuestas por Cambardella *et al.* (1994). Adicionalmente, los modelos gaussianos se diferencian de los exponenciales, al representar espacialmente una variable homogénea como se evidencia en la Figura 3, donde para todas las semanas, el valor de la HMJM varía poco entre puntos separados a grandes distancias, lo que coincide, con los resultados logrados por Ramírez *et al.* (2011) y Sánchez-Pale *et al.* (2011), quienes concluyeron, que para las localidades en las que se asignó un modelo exponencial, manifestaron una distribución de límites irregulares o aleatorios de *Sporisorium reilianum* dentro del área de estudio, mientras que, en las que se estableció un modelo gaussiano, se observó que la enfermedad se expresó en forma o expansión continua respecto de los puntos muestreados.

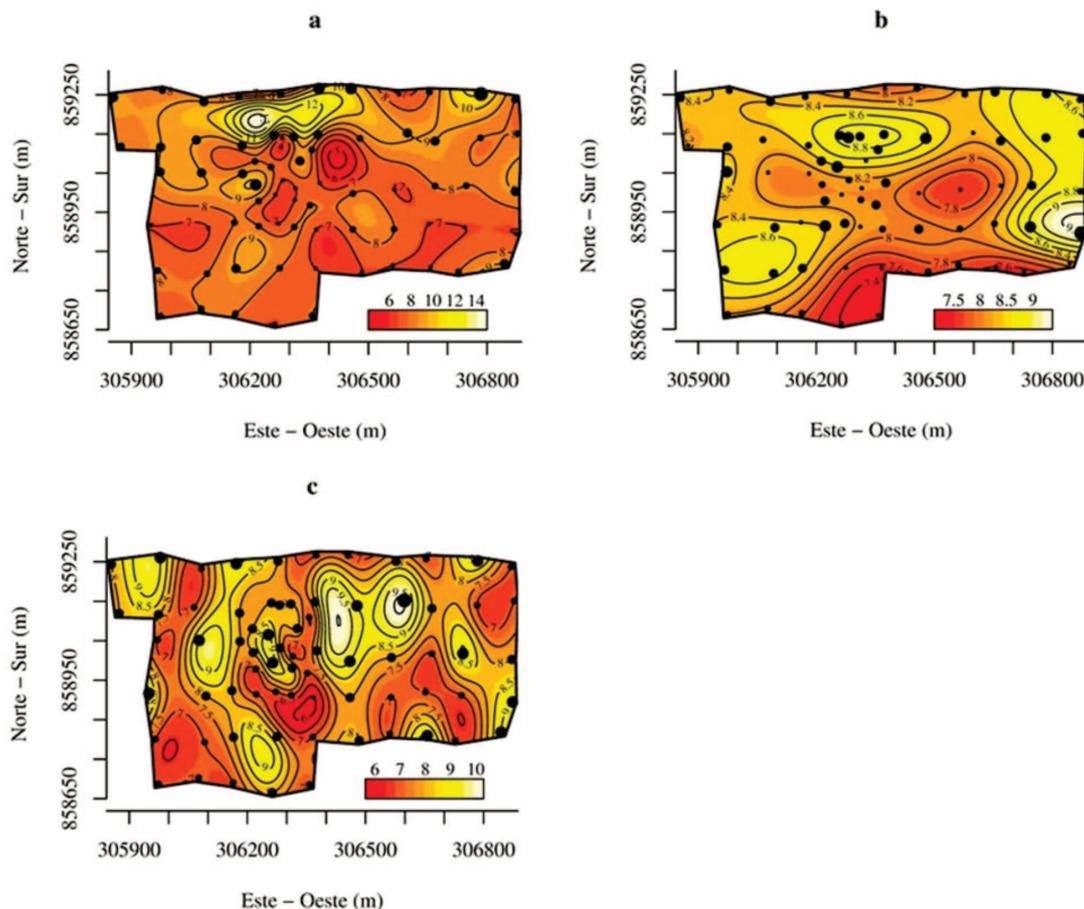


Figura 3: Mapas predictivos del comportamiento espacial de la Sigatoka negra, evaluada a través de la Hoja Más Joven Manchada durante cuatro semanas, año 2005. a. y b. Semana 45 y 46: modelo: Matérn, ángulo de anisotropía: 90°, relación de anisotropía: uno y 1.5, respectivamente, Kappa: 2.5 (modelo gaussiano); c. Semana 47: modelo: Matérn, ángulo de anisotropía: 0°, relación de anisotropía: dos, Kappa: 2.5 (modelo gaussiano).

Uchôa *et al.* (2011) no encontraron dependencia espacial para la variable severidad, evaluada según la escala de Stover modificada por Gauhl (1994, como se cita en Uchôa *et al.*, 2011), en el patosistema SN – banano cv. Gran Enano, puesto que el valor del efecto pepita y la meseta es el mismo, y según las categorías de dependencia espacial propuestas por Cambardella *et al.* (1994), indica una nula dependencia espacial, ya que la relación del efecto pepita respecto a la meseta es superior al 75% (Ecuación 1). En la práctica y para las condiciones del área de estudio, los modelos muestran un comportamiento dinámico de la enfermedad, cuyos cambios son detectables a rangos temporales muy cortos (una semana). En este caso, la enfermedad pasó de una fase de comportamiento aleatorio o nula dependencia espacial en la semana 43, a una más fuerte relación espacial; y a una fuerte y moderada dependencia espacial, en las semanas 45 y 46 respectivamente, en la dirección norte-sur (90°) del área de estudio; sin embargo, para la semana 47, además de haberse disminuido significativamente el alcance de la relación entre muestras, la dirección de ésta cambió hacia la dirección este-oeste del área, no obstante, exhibió una fuerte dependencia espacial.

Los mapas de predicción presentados en la Figura 3 muestran que, en la mayor parte del área de estudio, el nivel de enfermedad según la HMJM, se situó entre las hojas siete a nueve (regiones naranjas a rojo), con pocas áreas relativamente más sanas, situadas en la HMJM mayor a 11 (regiones amarillo a blanco). Para la semana 46, los niveles más altos de enfermedad, se localizaron hacia la parte sur y centro del lote; mientras que en la semana 47, se evidenció un comportamiento de focos o agregados, con áreas pequeñas de diferentes niveles de enfermedad distribuidos a través del campo, comportamiento que evidencia el menor alcance en la relación entre muestras, a medida que se incrementó la distancia, semejante a lo encontrado por Rocha *et al.* (2010), quienes al realizar la caracterización espacial de la SA en tres plantaciones de plátano cv. Pacovan (*Musa* sp. AAB, subgrupo Prata), ubicadas en el Valle del Siriji, estado de Pernambuco (Brasil), identificaron un patrón agregado de plantas enfermas, al observar, que la forma de los agregados fue alargada con dirección a los surcos, con una dependencia espacial continua hasta de 81 m, mientras que lateralmente fue de hasta 39 m.

CONCLUSIONES

Se detectó estructuración espacial para el patosistema Sigatoka negra - *Musa* sp. AAA, subgrupo Cavendish, bajo las condiciones del bosque húmedo tropical (bh-T) y se modeló esa estructuración, a través del modelo gaussiano de la familia Matérn, con el cual, se describió el

comportamiento de la enfermedad en el campo de estudio, durante las semanas 45 a 47.

La enfermedad presentó un comportamiento espacial dinámico a través del tiempo, evidenciado en el cambio de los patrones de estructuración, en cuanto al rango y dirección de la relación espacial.

Los modelos teóricos ajustados, presentaron mayores rangos de dependencia espacial, a los obtenidos por otros autores en investigaciones similares en el patosistema Sigatoka amarilla – *Musa* sp. AAB, debido quizás, al mayor potencial epidémico reportado para la Sigatoka negra y a la menor susceptibilidad de los materiales AAB.

Los mapas de predicción muestran un patrón más generalizado y estructurado para las semanas 45 y 46, mientras que, se evidenciaron agregados o focos en la semana 47.

Deben realizarse nuevas investigaciones, en las que se identifiquen covariables determinantes de la dependencia espacial de la variable biológica estudiada, que a su vez, lleven a entender el cambio del ángulo de anisotropía entre semanas.

AGRADECIMIENTOS

A Colciencias y al Programa de Jóvenes Investigadores e Innovadores. A la Finca Punto Fijo y al Centro de Investigaciones del Banano – Cenibanano, por su apoyo y/o financiación de este estudio. A la doctora Gloria Patricia Castillo Urquiza por su apoyo en la traducción al portugués.

REFERENCIAS

- Almeida FA, Barreto M, Barbosa JC & da Costa FM (2011) Distribuição espacial de *Phytophthora nicotianae* e reação de cultivares de cebola ao fungo. *Summa Phytopathologica*, 37:13-17.
- Araújo G, da Silva FM, de Carvalho M, de Lima R & da Costa PAN (2011) Geostatistical analysis of fruit yield and detachment force in coffee. *Precision Agriculture*, 13:76-89.
- AUGURA - Asociación de Bananeros de Colombia (2014) Coyuntura Bananera Colombiana 2013. Colombia, AUGURA. 35p.
- Bornacelly HR (2009) Estudio del ciclo de vida de *Mycosphaerella fijiensis* en tres clones de banano (*Musa* AAA) en tres regiones de la Zona Bananera del Magdalena. Tesis de Maestría. Universidad Nacional de Colombia, Palmira. 70p.
- Cambardella CA, Moorman TB, Novak JM, Parkin TB, Karlen DL, Turco RF & Konopka AE (1994) Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. *Soil Science Society of America Journal*, 58:1501-1511.
- Castelan FP, Saraiva LA, Lange F, de Lapeyre L, Cordenunsi BR & Chillet M (2012) Effects of Black Leaf Streak Disease and Sigatoka Disease on fruit quality and maturation process of bananas produced in the subtropical conditions of southern Brazil. *Crop Protection*, 35:127-131.
- Chellemi DO, Rohrbach KG, Yost RS & Sonoda RM (1988) Analysis of the spatial pattern of plant pathogens and diseased plants using geostatistics. *Phytopathology*, 78:221-226.

- Chillet M, Abadie C, Hubert O, Chilin-Charles Y & de Lapeyre L (2009) Sigatoka disease reduces the greenlife of bananas. *Crop Protection*, 28:41-45.
- Churchill ACL (2011) *Mycosphaerella fijiensis*, the black leaf streak pathogen of banana: progress towards understanding pathogen biology and detection, disease development, and the challenges of control. *Molecular Plant Pathology*, 12:307-328.
- Diggle PJ & Ribeiro PJ (2007) Gaussian models for geostatistical data. En: Diggle PJ & Ribeiro PJ (Eds.) *Model-based geostatistics*. New York, Springer Series in Statistics. p.46-78.
- FAOSTAT (2014) Producción de productos alimentarios y agrícolas / Países por producto. Disponible en: <http://faostat3.fao.org/browse/rankings/countries_by_commodity/S>. Consultado en: 04 de octubre de 2014.
- Fouré E & Ganry J (2008) A biological forecasting system to control Black Leaf Streak disease of bananas and plantains. *Fruits*, 63:311-317.
- Freitas AS (2013) Distribuição espacial da Sigatoka-amarela e sua relação com a fertilidade do solo e o estado nutricional das plantas. Sigatoka-amarela da bananeira em função da nutrição mineral em solução nutritiva e da distribuição espacial da fertilidade do solo. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal de Lavras, Lavras. p.49-79.
- Gallardo A (2006) Geostadística. *Ecosistemas*, 15:48-58.
- Gastwirth JL, Gel YR, Wallace WL, Lyubchich V, Miao W & Noguchi K (2013) lawstat: An R package for biostatistics, public policy, and law. Disponible en: <<http://cran.r-project.org/web/packages/lawstat/index.html>>. Consultado en: 07 de octubre de 2014.
- Gauhl F (1989) Epidemiología y ecología de la Sigatoka negra (*Mycosphaerella fijiensis* Morelet) en plátano (*Musa* sp.), en Costa Rica. Tesis Ph.D. Universidad de Gotinga, Baja Sajonia. 126p.
- Gauhl F (1994) Epidemiology and ecology of Black Sigatoka (*Mycosphaerella fijiensis* Morelet) on plantain and banana (*Musa* spp.) in Costa Rica, Central America. Ph.D. Thesis. University of Göttingen, Lower Saxony. 120p.
- Hidalgo M, Tapia A, Rodríguez W & Serrano E (2006) Efecto de la Sigatoka negra (*Mycosphaerella fijiensis*) sobre la fotosíntesis y transpiración foliar del banano (*Musa* sp. AAA, cv. Valery). *Agronomía Costarricense*, 30:35-41.
- IGAC - Instituto Geográfico Agustín Codazzi (2007) Estudio semidetallado de suelos de las áreas potencialmente agrícolas. Bogotá, IGAC. 492p.
- Kema GHJ (2006) The pesticide reduction plan for banana. En: XVII Reunión Internacional Joinville, ACORBAT. p.03-04.
- Kerry R & Oliver MA (2007) Comparing sampling needs for variograms of soil properties computed by the method of moments and residual maximum likelihood. *Geoderma*, 140:383-396.
- de Mendiburu F (2014) Statistical procedures for agricultural research using R. Disponible en: <<http://tarwi.lamolina.edu.pe/~fmendiburu/>>. Consultado en: 07 de octubre de 2014.
- Moreira R, Barbosa JC, Gregolin M, Belasque J, Takao P & Dragone J (2010) Distribuição espacial de Huanglongbing (Greening) em citros utilizando a geoestatística. *Revista Brasileira de Fruticultura*, 32:808-818.
- Patiño LF (2000) Efecto de las condiciones climáticas sobre el desarrollo de la Sigatoka negra. *Revista Augura*, 20:42-49.
- R Core Team (2014) R: A language and environment for statistical computing. Vienna, R Foundation for Statistical Computing. Disponible en: <<http://www.R-project.org/>>. Consultado en: 07 de octubre de 2014.
- Ramírez JF, Sánchez JR & de León C (2011) Modelización y generación de mapas del comportamiento espacial de *Sporisorium reilianum* ((Kühn) Langdon y Fullerton) en Estado de México, México. *Revista de la Facultad de Ciencias Agrarias*, 43:157-173.
- Rey V & Mira JJ (2010) Evolución del manejo químico de Sigatoka negra en una finca bananera en Urabá. En: XIX Reunión Internacional ACORBAT, Medellín. *Anales, Asociación de Bananero de Colombia*. p.570-571.
- Ribeiro PJ & Diggle PJ (2001) geoR: A package for geostatistical analysis. *R-NEWS*, 1:15-18.
- Rocha OM, Saraiva MP, Michereff SJ, de-Oliveira MJ, Mora-Aguilera G & Ruiz-García N (2010) Caracterización espacial de la Sigatoka amarilla del banano e implicaciones en el muestreo. *Agrociencia*, 44:351-361.
- Rodríguez-Gaviria PA & Cayón G (2008) Efecto de *Mycosphaerella fijiensis* sobre la fisiología de la hoja de banano. *Agronomía Colombiana*, 26:256-265.
- Sánchez-Pale JR, Ramirez-Davila JF, Gonzalez-Huerta A & de León C (2011) Modelization of the spatial distribution of corn head smut (*Sporisorium reilianum* Langdon and Fullerton) in Mexico. *Spanish Journal of Agricultural Research*, 9:882-893.
- Torres WS, Castañeda D & Cayón DG (2006) Aproximación a la distribución de la Sigatoka negra *Mycosphaerella fijiensis* Morelet, y su relación con algunos factores agronómicos. Trabajo de grado. Universidad Nacional de Colombia, Medellín. 33p.
- Uchôa CN, Pozza EA, Pozza AAA & Moraes WS (2011) Modelagem geoestatística da Sigatoka-negra e sua relação com a fertilidade do solo. *Bioscience Journal*, 27:357-362.
- Zucoloto M, de Souza JS & Coelho RI (2009) Uso da geoestatística na probabilidade de ocorrência do Mal-do-Panamá em bananeira Prata Anã. *Revista Facultad Nacional de Agronomía*, 62:4793-4796.