

Modelización y mapeo de la distribución espacial de las ninfas del mosquito verde *Jacobiasca lybica* (Bergevin & Zanon) (Hemiptera, Cicadellidae) en viñedo

J. F. RAMÍREZ-DÁVILA, J. L. GONZÁLEZ-ANDÚJAR, M. A. LÓPEZ MARTÍNEZ, R. OCETE

En el presente artículo se modeliza la distribución espacio-temporal en viñedo de las ninfas de *Jacobiasca lybica* (Bergevin & Zanon) (Hemiptera, Cicadellidae) y se elaboran mapas de infestación de dicha plaga que contribuyen a la aplicación diferenciada de medidas de control dentro de la filosofía de la Agricultura de Precisión. El trabajo de modelización y mapeo ha sido abordado utilizando una rama de la estadística espacial denominada Geoestadística, que caracteriza la distribución espacial en un espectro de escalas, y proporciona una medida más directa de la dependencia espacial.

J.F. RAMÍREZ-DÁVILA, J.L. GONZÁLEZ-ANDÚJAR. Departamento de Protección de Cultivos. Instituto de Agricultura Sostenible (CSIC), Apdo. 4084. 14080 Córdoba, Spain. Email: andujar@cica.es.

J.F. RAMÍREZ-DÁVILA, M.A. LÓPEZ MARTÍNEZ, R. OCETE. Laboratorio de Zoología Aplicada. Universidad de Sevilla, Facultad de Biología, Avda. Reina Mercedes, 6, 41012 Sevilla, Spain.

Palabras clave: Agricultura de Precisión, distribución espacial, Geoestadística, *Jacobiasca lybica*, mapeo, modelización.

INTRODUCCIÓN

El adecuado control de insectos plaga es uno de los aspectos más importantes en el manejo de cualquier cultivo, tanto desde el punto de vista económico como de la agricultura sostenible (CASTELLA *et al.*, 1999; MAZZA DE GAIAD *et al.*, 1996; HALL *et al.*, 1997). Por ello, cualquier actuación de control va estrechamente ligada al conocimiento de la distribución espacial de la plaga.

En el momento de implementar programas de manejo de las plagas que afectan a los cultivos, el conocimiento del patrón de distribución espacial de dichas plagas permite mayor eficiencia en el diseño de programas de muestreo, la selección de métodos de análisis de datos, la estimación de tamaños

poblacionales y el estudio de las relaciones predador-presa y huésped-parásito (HART-COURT, 1967, SEVACHERIAN y STERN, 1972). La determinación de los posibles patrones de distribución a los que se ajusta una población de insectos en un cultivo dado ayuda a conocer sus hábitos de vida, su tendencia a agruparse o no en las diferentes etapas de su desarrollo y las preferencias con respecto a su hábitat (SOUTHWOOD, 1995; MANOILOFF *et al.*, 1982).

Los métodos comúnmente utilizados en la estadística no espacial para el estudio de las distribuciones espaciales de los organismos se basan en el uso de las distribuciones estadísticas e índices de dispersión, y, por consiguiente, no tienen en cuenta la exacta localización espacial de la muestra. Ello produce

ciertos efectos indeseables: estos métodos en ocasiones fallan al diferenciar patrones espaciales diferentes, y sus descripciones de los patrones espaciales son altamente dependientes del tamaño de las unidades de muestreo y de la relación entre la media y la varianza (SAWYER, 1989, HURLBERT, 1990) y no tienen en consideración toda la información espacial disponible. A causa de estos problemas y la disponibilidad de paquetes estadísticos apropiados, se ha incrementado el interés en el uso de distintas ramas de la estadística espacial. Una de las ramas más frecuentemente utilizada es la Geoestadística, que tiene la ventaja de caracterizar la distribución espacial en un espectro de escalas y direcciones múltiples, además de ser independientes de la relación entre la media y la varianza.

Los métodos geoestadísticos proporcionan una medida más directa de la dependencia espacial, ya que tienen en cuenta la naturaleza bidimensional de la distribución de los organismos a través de su exacta localización espacial. La Geoestadística, además, permite elaborar mapas de gran utilidad de la distribución espacial de un organismo (ISAKS y SRIVASTAVA, 1988; OLIVIER y WEBSTER, 1991; ROSSI *et al.*, 1992; LIEBHOLD *et al.*, 1993; MIDGARDEN *et al.*, 1993; WALLACE y HAWKINS, 1994; BRENNER *et al.*, 1998; ESTRADA-PEÑA, 1998; LIEBHOLD y SHAROV, 1998; SPEIGHT, *et al.*, 1998; SCIARRETTA *et al.*, 2001 y BLOM y FLEISCHER, 2001).

Se conocen como “mosquitos verdes” a un grupo de hemípteros, cicadélidos, que afectan a la viña y a otros cultivos. Las especies encontradas son varias (FREITAS y AMARO, 2001; MAZZONI *et al.*, 2001). Dentro del Marco del Jerez la principal especie existente es *Jacobiasca lybica*. Con su aparato chupador ataca principalmente los nervios de las hojas provocando la decoloración y posterior necrosamientos de los bordes del limbo foliar en variedades blancas, como es el caso del Palomino fino (LÓPEZ, 1997). Ello conlleva una defoliación, cuya intensidad depende del nivel de ataque y de la propia susceptibilidad de la vinífera (BAILLOD *et al.*, 1993a; REBELO y QUARTAU,

1992). También se observan crispaciones del borde con un arrollamiento sobre el envés. Como consecuencia de ello y de la brotación de nuevas yemas, los racimos no llegan a madurar bien, lo que se traduce en un descenso del grado Baumé y los sarmientos no se agostan normalmente (RUIZ CASTRO y MENDIZÁBAL, 1939; RUIZ CASTRO, 1965). Incluso, después de la vendimia, los brotes nuevos exhiben el clásico *arrepollado* (RUIZ CASTRO, 1965).

J. lybica se está convirtiendo en una plaga de incidencia creciente dentro del Marco del Jerez, debido a que el control de la polilla del racimo, *Lobesia botrana* Denis & Schiffermüller, mediante las técnicas de confusión sexual (CASTILLO, 1995; LÚCAS, 2002) ha hecho disminuir el número de tratamientos químicos en esa zona vitícola (LÓPEZ, 1997; OCETE *et al.*, 1997).

El objetivo de este trabajo es presentar los resultados obtenidos en la aplicación de la geoestadística para analizar la distribución espacial y la elaboración de mapas de las poblaciones de ninfas de *J. lybica* en parcelas de viña del término municipal de Jerez de la Frontera.

MATERIAL Y MÉTODOS

El estudio se realizó en El Centro de Investigación y Formación Agraria “Rancho de la Merced”, situado en Jerez de la Frontera (Cádiz). Este centro se encuentra ubicado en la comarca vitícola denominada Marco del Jerez.

Para el estudio del comportamiento espacial de las ninfas del mosquito verde *J. lybica* se establecieron dos parcelas experimentales, una de ellas de regadío y la otra de secano. A la primera de ellas se la denominó “Parcela con Riego” (PCR) y a la segunda “Parcela sin Riego” (PSR). Se realizaron cinco muestreos en las fechas del 27 de junio, 25 de julio, 30 de agosto, 27 de septiembre y 28 de octubre del 2002. Cada una de las parcelas constaba de 1925 cepas de la variedad Palomino fino, separadas entre sí por aproximadamente 1 m, con una exten-

sión de 3,700 m² cada una. En cada parcela se estableció una malla rectangular (OLIVER Y WEBSTER, 1990) de 35 x 55 cepas. Se muestreó cada dos líneas, partiendo inicialmente de la primera línea, es decir, en total se muestrearon 35 líneas. De cada línea muestreada se tomaron 7 cepas para cada muestreo, con un intervalo de 9 cepas entre sí, por lo tanto, en cada parcela se muestrearon 126 cepas. En los muestreos de cada parcela se contó el número total de ninfas del mosquito verde hallados en 10 hojas por cepa tomadas al azar según la metodología establecida por LÓPEZ (1997). Las cepas muestreadas en las cinco fechas se señalaron con antelación en la base con pintura fluorescente de color blanco y con una etiqueta que identificaba su posición indicando la línea y columna correspondiente. Las cepas muestreadas en ambas parcelas fueron georeferenciadas para tener una ubicación espacial precisa de las mismas, para ello se utilizó un GPS.

La variabilidad espacial de la variable número de ninfas de mosquito verde por planta se describió y modelizó mediante la herramienta geoestadística del semivariograma (JOURNEL Y HUIJBREGTS, 1978).

Para cada fecha de muestreo, en ambas parcelas, se calculó un semivariograma experimental a partir de los valores registrados de números de ninfas del mosquito verde por planta. El valor experimental del semivariograma se calculó con la siguiente expresión (JOURNEL Y HUIJBREGTS, *op cit.*; ISAACS Y SRIVASTAVA, 1989):

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

donde: $\gamma^*(h)$ es el valor experimental del semivariograma para el intervalo de distancia h ; $N(h)$ es el número de pares de puntos muestrales separados por el intervalo de distancia h ; $z(x_i)$ es el valor de la variable de interés en el punto muestral x_i y $z(x_i+h)$ es el valor de la variable de interés en el punto muestral x_i+h .

Debe tenerse en cuenta que cualquier función matemática puede ser usada para mode-

lizar un semivariograma, siempre que reúna las condiciones de ser positiva y definida (ARMSTRONG Y JABÓN, 1981). En la práctica, se escoge como modelo una de las pocas funciones para las que se sabe que dichas condiciones se cumplen (ISAACS Y SRIVASTAVA, *op cit.*). Un procedimiento habitual es la selección visual de una función que parezca ajustarse a los valores experimentales del semivariograma y realizar posteriormente una validación de la misma (ENGLUND Y SPARKS, 1988). En este trabajo, se eligió un modelo esférico que se define con la siguiente expresión (ISAACS Y SRIVASTAVA, *op cit.*):

$$\gamma(h) = C_0 + C \left[1.5 \left(\frac{h}{a} \right) - 0.5 \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] \quad \text{si } h \leq a$$

$$\gamma(h) = C_0 + C \quad \text{si } h > a$$

donde: C_0 es el efecto pepita; C_0+C es la meseta y a representa el rango o alcance.

La validación de los diferentes modelos esféricos ajustados a los semivariogramas experimentales se realizó con el procedimiento denominado validación cruzada (ISAACS Y SRIVASTAVA, *op cit.*). Con este procedimiento no paramétrico 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 restante valores muestrales. Este proceso se efectúa sucesivamente en todos los puntos muestrales y las diferencias entre los valores experimentales y los estimados se resumen mediante los denominados estadísticos de validación cruzada (ISAACS Y SRIVASTAVA, 1989; HEVESI *et al.*, 1992). Los parámetros del modelo a validar (C_0 , C y a) se van modificando en un procedimiento de prueba y error hasta la obtención de estadísticos de validación cruzada adecuados. Estos estadísticos son los siguientes:

a) Media de los errores de estimación (MEE)

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

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

medido de la variable de interés en el punto x_i y n es el número de puntos muestrales utilizado en la interpolación.

El MEE no debe ser significativamente distinto de 0 (test t), en cuyo caso, indicaría que el modelo de semivariograma permite el cálculo de estimas no sesgadas.

b) Error cuadrático medio (ECM).

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

Un modelo de semivariograma se considera adecuado si, como regla práctica, el ECM es menor que la varianza de los valores muestrales (HEVESI *et al.*, 1992).

c) Error cuadrático medio dimensional (ECMA).

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

donde: σ_k es la desviación standar del error esperado en la estimación con el krigado.

La validez del modelo se satisface si ECMA está comprendido entre los valores $1 \pm 2(2/N)^{0.5}$.

d) Por otra parte se debe cumplir que la varianza de los errores de estimación debe de ser \leq que la varianza muestral (SAMPER y CARRERA, 1996).

Para conocer el grado de relación entre los datos correspondientes resultó importante establecer el nivel de dependencia espacial. Este valor se obtuvo al dividir el efecto pepita entre la meseta y expresando en porcentaje el resultado. Si el resultado es menor de 25% el nivel de dependencia espacial es alta, si se encuentra entre 26 y 75% el nivel

de dependencia espacial es moderado y si es mayor del 76% el nivel de dependencia es bajo (CAMBARDELLA *et al.*, 1994).

Una vez obtenidas las estimaciones correspondientes para cada muestreo y para cada parcela experimental, se realizaron los mapas que indicaron la distribución espacial en el campo de las poblaciones de ninfas del insecto.

Una de las metas de la Agricultura de Precisión es dirigir las medias de control sobre las zonas específicas de infestación de un insecto plaga. Lo cual determinaría un posible ahorro económico y una reducción de la cantidad del volumen de insecticida aplicado. Para lograr este objetivo se estableció la superficie infestada de cada uno de los mapas elaborados.

En base al porcentaje de superficie infestada detectada, se procedió a establecer la evaluación económica y medioambiental que se obtendría si se aplicaran las medidas de control utilizando los criterios de la Agricultura de Precisión, es decir, realizar las aplicaciones de forma dirigida sobre las zonas específicas de infestación del insecto plaga.

Para controlar las poblaciones del mosquito verde generalmente se utiliza malatión en polvo al 4%, en una dosis de 12 Kg/ha. Actualmente el precio del kilogramo de este insecticida tiene un costo de 0,51 céntimos de euro, con lo cual el gasto de una aplicación uniforme sería de 6,12 euros/ha. De acuerdo con estos datos se estableció las diferencias entre el control uniforme y el procedente de una aplicación localizada.

Cuadro 1. Parámetros (Efecto Pepita, Meseta y Alcance) de los modelos ajustados a los semivariogramas del número de ninfas de mosquito verde en la Parcela con Riego.

Fecha	Modelo	Pepita	Meseta	Alcance	Pepita/ Meseta (%)	Nivel de dependencia espacial
27-06-2002	Esférico	0,047	0,075	29,185	62,66	Moderada
25-07-2002	Esférico	0,050	0,089	43,453	56,17	Moderada
30-08-2002	Esférico	0,055	0,090	37,368	61,11	Moderada
27-09-2002	Esférico	0,034	0,122	53,20	27,86	Moderada
28-10-2002	Esférico	0,034	0,065	39,90	52,30	Moderada

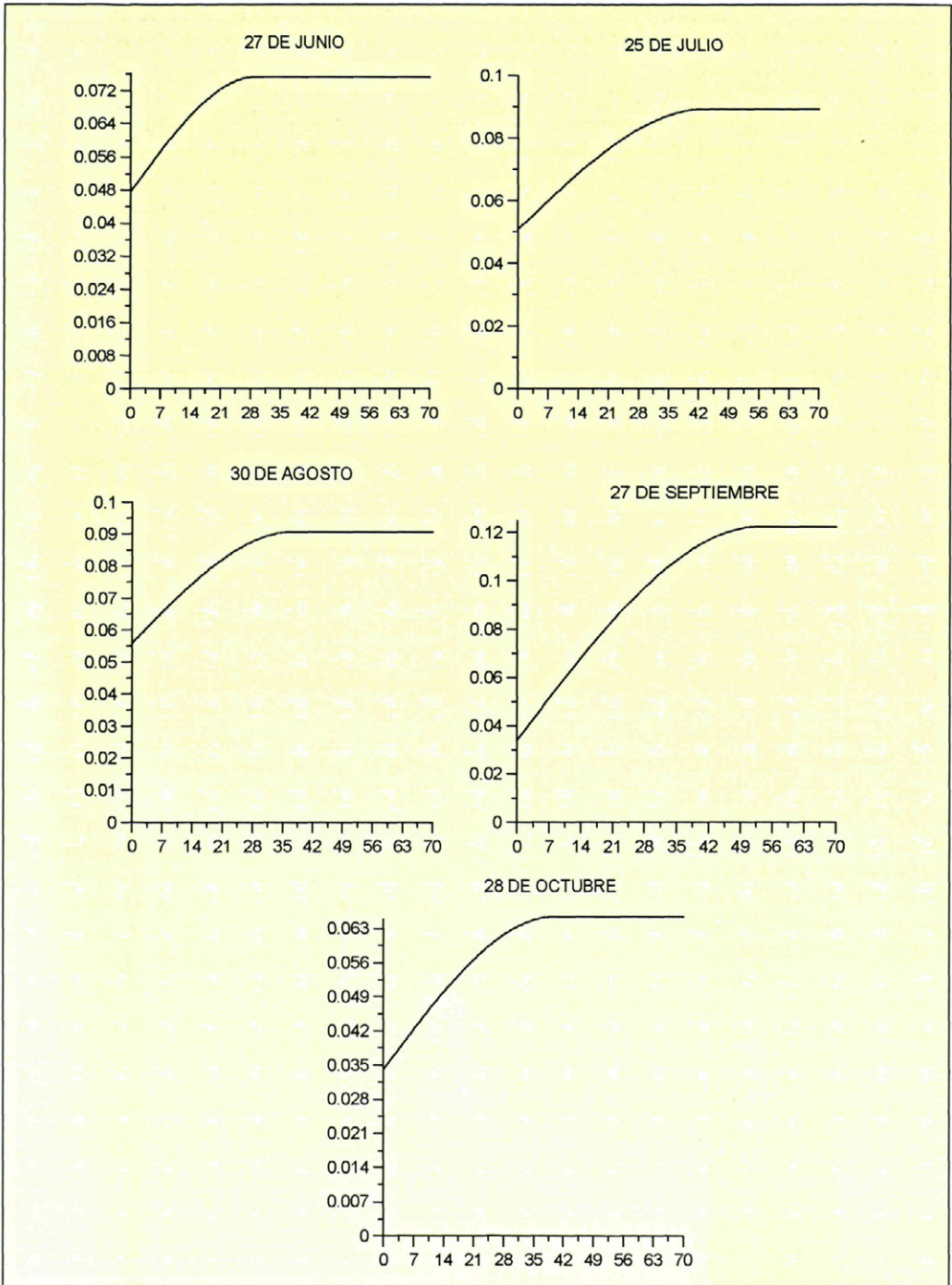


Figura 1. Semivariogramas de las ninfas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela con Riego del año 2002

Cuadro 2. Valores de los estadísticos de la validación cruzada: media de los errores de estimación (MEE), error cuadrático medio (ECM) y error cuadrático medio adimensional (ECMA), de las ninfas de mosquito verde en la Parcela con Riego.

Fecha	Tamaño de muestra	Media Muestral	Varianza Muestral	MEE	Varianza de los errores	ECM	ECMA
27-06-2002	126	0,25	0,07	0,11 ^{ns}	0,05	0,06	1,12
25-07-2002	126	0,51	0,10	0,13 ^{ns}	0,08	0,09	1,10
30-08-2002	126	0,57	0,09	0,10 ^{ns}	0,07	0,08	1,13
27-09-2002	126	0,58	0,12	0,11 ^{ns}	0,11	0,12	1,00
28-10-2002	126	0,24	0,06	0,10 ^{ns}	0,03	0,05	1,08

$1 \pm 2 (2/N)^{0.5} = 1 \pm 0,45$, ns: diferencia no significativa al 5%

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En el Cuadro 1 se presentan los modelos de semivariogramas ajustados para cada fecha de muestreo en la Parcela con Riego (Figura 1), en tanto, en el Cuadro 2 se observan los resultados de los estadísticos de validación cruzada para esas mismas fechas. En todos los casos, y de acuerdo con los resultados de la validación cruzada, se ajustó un modelo esférico con efecto pepita. En base a ello, se remarca la existencia de una estructura espacial agregada de las ninfas. Se observa que los efectos pepita, meseta y alcance fueron muy variables entre fechas.

El nivel de dependencia espacial indica una distribución agregada de las poblaciones de ninfas. El hecho de que las densidades medias de las ninfas fueran altas en todos los muestreos permitió encontrar un tipo de agregación similar en todos los casos.

Una vez validados los modelos, fueron empleados para obtener las estimaciones de ninfas en puntos no muestreados, mediante la técnica del krigeado, que permitió elaborar los mapas de puesta (Figura 2). En éstos se observa con mayor detalle la distribución espacial agregada de las poblaciones de ninfas en la Parcela con Riego.

Los focos de agregación más importantes, debido a su mayor densidad, se localizaron principalmente en el área central-izquierda de los mapas respectivos. La invasión de la parcela parece provenir del costado izquierdo, es decir, de cepas vecinas localizadas en ese flanco. Al encontrarse cepas en mejor

estado fisiológico en esta parte de la parcela, las ninfas se vieron más atraídas hacia dicha zona.

Se halló que el área sin infestar por las ninfas del mosquito verde se encontró entre 84% y 52,8% del área total, con un valor medio de 31,52%. Al aumentar la densidad de las ninfas disminuyó el porcentaje de superficie sin infestar, con una pequeña excepción el 27-09 donde a pesar de registrarse la mayor densidad de ninfas, el área libre de infestación aumentó ligeramente con respecto a la del muestreo anterior. En el último muestreo esta superficie libre de infestación aumentó de forma significativa al reducirse notoriamente la densidad de ninfas (Cuadro 3). Como demuestran los resultados obtenidos, las ninfas del mosquito verde de forma natural no invaden el 100% del área que infesta, es decir, la infestación no es uniforme sobre el área afectada. Este trabajo abre las puertas a una aplicación dirigida de las medias de control sobre las áreas que realmente están infestadas con el insecto plaga, lo cual hace factible obtener ahorros económicos y medioambientales.

Cuadro 3. Porcentaje de superficie infestada y no infestada por las ninfas en la Parcela con Riego.

Fecha	% Infestado	% No Infestado
27-06-2002	49,6	50,4
25-07-2002	77,4	22,6
30-08-2002	84	16
27-09-2002	78,6	21,4
28-10-2002	52,8	47,2

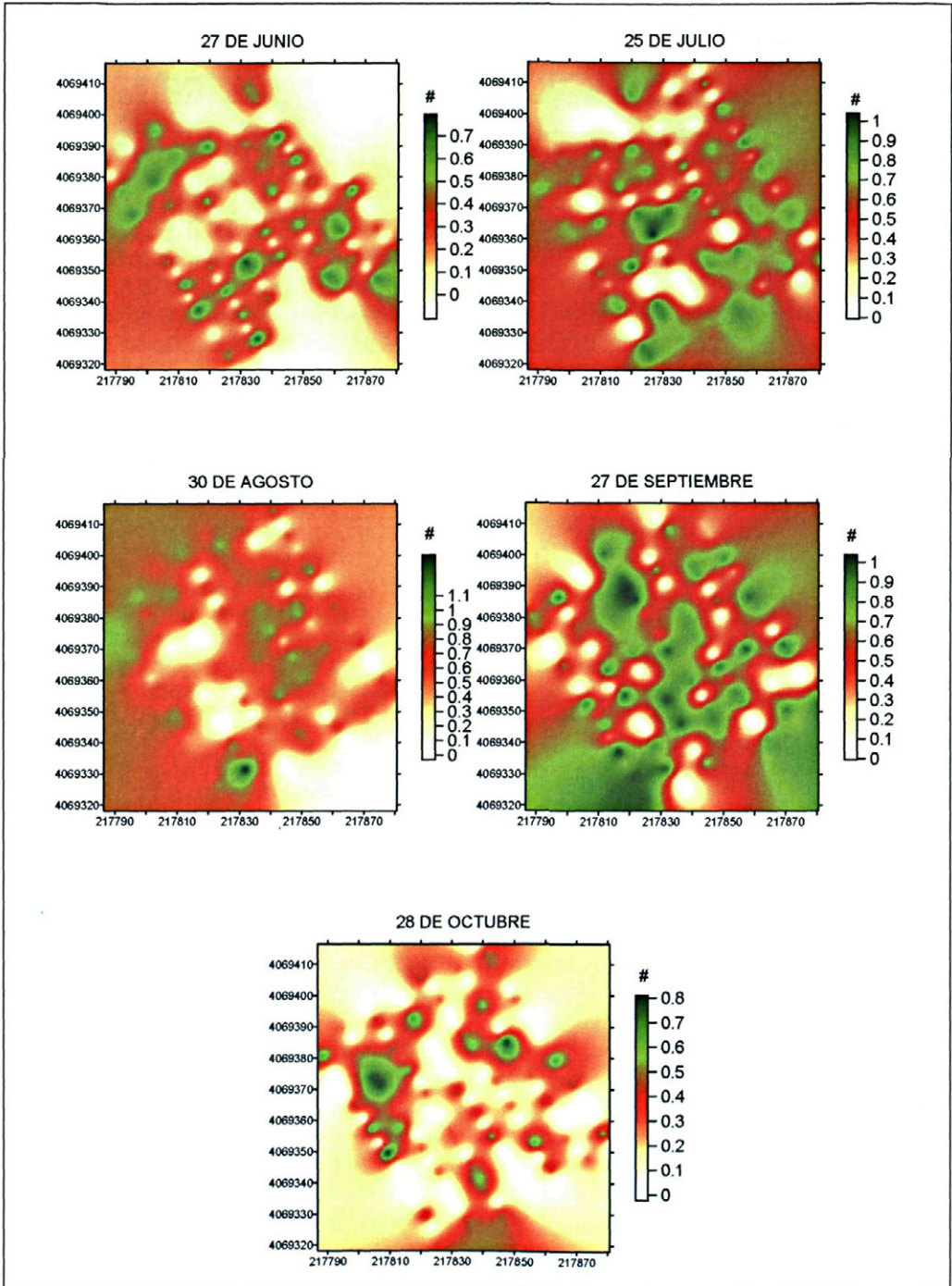


Figura 2. Mapas de densidad de las ninfas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela con Riego del año 2002

Cuadro 4. Evaluación económica y medioambiental en la Parcela con Riego.

Ninfas	Coste en Agricultura de Precisión (Euros/ha)	Ahorro (Euros/ha)	Cantidad de insecticida aplicado en Agricultura de Precisión (Kg/ha)	Ahorro en Insecticida (Kg/ha)
27-06-2002	3,00	3,05	5,95	6,05
25-07-2002	4,68	1,38	9,27	2,73
30-08-2002	5,08	0,97	10,05	1,95
27-09-2002	4,76	1,30	9,41	2,59
28-10-2002	3,19	2,86	6,32	5,68

Cuadro 5. Parámetros (Efecto Pepita, Meseta y Alcance) de los modelos ajustados a los semivariogramas del número de ninfas de mosquito verde en la Parcela sin Riego.

Fecha	Modelo	Pepita	Meseta	Alcance	Pepita/Meseta (%)	Nivel de dependencia espacial
27-06-2002	Esférico	0,04	0,06	26,38	62,50	Moderada
25-07-2002	Esférico	0,03	0,06	30,47	52,23	Moderada
30-08-2002	Esférico	0,04	0,06	27,56	66,66	Moderada
27-09-2002	Esférico	0,05	0,08	38,60	64,19	Moderada
28-10-2002	Esférico	0,01	0,03	40,01	42,42	Moderada

En el Cuadro 4 se aprecia el ahorro económico y medioambiental que se puede llegar a alcanzar de llevarse a cabo una aplicación dirigida de las medidas de control en los diferentes mapas elaborados para la Parcela con Riego.

En términos reales, el ahorro económico no es muy importante en este caso, debido al bajo precio de la materia activa. Así, el rango para las ninfas se encontraría entre 3,05 y 0,97 euros/ha, con un ahorro promedio de 1,91 euros/ha. Su cuantía es mayor cuando las poblaciones del insecto son más bajas y, por lo tanto, se han dispersado menos por la parcela experimental.

El ahorro medioambiental, sin embargo, resulta muy interesante, ya que se lograría evitar utilizar una cantidad importante de kilos de insecticida al dirigir las medidas sobre zonas específicas. Dicho ahorro se hallaría entre 6,05 y 1,95 Kg/ha con 3,80 Kg/ha de ahorro medio. El ahorro estuvo en relación, como es lógico, con la densidad del insecto. En términos generales, cuando las densidades fueron elevadas el ahorro fue

menor, cuando fueron más bajas y no se habían dispersado mucho por la parcela, el ahorro en kilos de producto químico es mayor. Ello se traduce, potencialmente, en un menor impacto medioambiental.

En el Cuadro 5 se aprecian los modelos de semivariogramas ajustados para cada fecha de muestreo en la Parcela sin Riego (Figura 3), a su vez, en el Cuadro 6 se detallan los resultados de los estadísticos de la validación cruzada para las fechas mencionadas. Se ajustó en todos los casos según los resultados de la validación cruzada, un modelo esférico con efecto pepita. Lo cual sugiere la existencia de una estructura espacial agregada de las poblaciones de ninfas en las diferentes fechas de muestreo. Los efectos pepita, meseta y alcance fueron variables entre las fechas de muestreo.

Según el nivel de dependencia espacial, la distribución fue moderadamente agregada. Las densidades medias no mostraron marcadas diferencias entre todos los muestreos, lo que ocasionó, posiblemente, un mismo tipo de agregación de todas las poblaciones de ninfas.

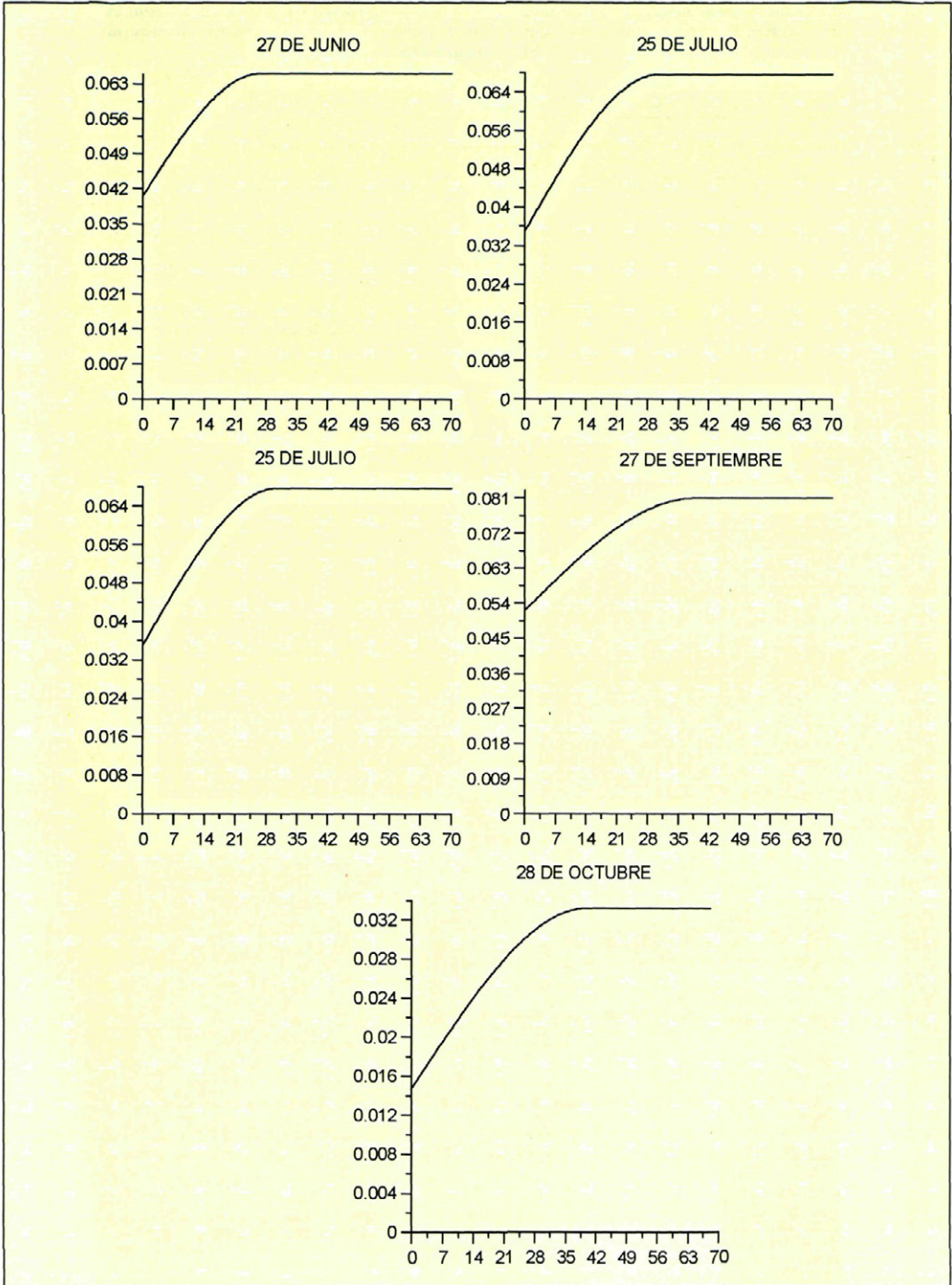


Figura 3. Semivariogramas de las ninfas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela sin Riego del año 2002

Cuadro 6. Valores de los estadísticos de la validación cruzada: media de los errores de estimación (MEE), error cuadrático medio (ECM) y error cuadrático medio adimensional (ECMA), de las ninfas de mosquito verde en la Parcela sin Riego.

Fecha	Tamaño de muestra	Media Muestral	Varianza Muestral	MEE	Varianza de los errores	ECM	ECMA
27-06-2002	126	0,14	0,04	0,11 ^{ns}	0,02	0,03	1,11
25-07-2002	126	0,20	0,07	0,10 ^{ns}	0,05	0,06	1,12
30-08-2002	126	0,25	0,06	0,13 ^{ns}	0,04	0,05	1,07
27-09-2002	126	0,26	0,08	0,10 ^{ns}	0,06	0,07	1,10
28-10-2002	126	0,13	0,03	0,11 ^{ns}	0,01	0,02	1,13

1±2 (2/N)^{0.5}= 1±0,45, ns: diferencia no significativa al 5%

En los mapas de estimas realizados con el kriging (Figura 4) se observa con detalle la distribución espacial agregada de las poblaciones de ninfas del mosquito verde en la Parcela sin Riego.

En la parte central de los mapas se hallaron los centros de agregación más grandes y los de mayor densidad, al mismo tiempo, existieron algunos focos de agregación en los bordes de dichos mapas. En la parte central y en la parte izquierda de la parcela se hallaban las cepas más vigorosas por lo que resultaban más atractivas para el insecto. Además, estas cepas estaban ubicadas próxi-

mas a la parcela con riego, la cual presentaban poblaciones más elevadas del insecto.

En los mapas elaborados el rango de área sin infestar estuvo entre 64,3% y 46% con un valor medio de 56,28% (Cuadro 7). En el primer muestreo con la segunda menor densidad de ninfas, se presentó el mayor porcentaje libre de infestación. Se apreció que las ninfas no invadieron el 100% de la superficie de la parcela experimental, por tanto, considerar que su invasión es uniforme es un grave error.

Al igual que ocurría en la parcela de secano, el ahorro económico y de agresión medioambiental que se podría obtener al dirigir una aplicación de insecticida sobre sitios específicos de infestación en la Parcela sin Riego, se observa en el Cuadro 8.

Este ahorro económico tampoco fue importante ya que rondaría entre 3,92 y 2,81 euros/ha, con 3,42 euros/ha de ahorro medio. El ahorro más grande se presentaría obviamente en los mapas con menor infestación del insecto.

Cuadro 7. Porcentaje de superficie infestada y no infestada por las ninfas en la Parcela sin Riego.

Fecha	% Infestado	% No Infestado
27-06-2002	35,7	64,3
25-07-2002	40,8	59,2
30-08-2002	54	46
27-09-2002	49,2	50,8
28-10-2002	38,9	61,1

Cuadro 8. Evaluación económica y medioambiental en la Parcela sin Riego.

Ninfas	Coste en Agricultura de Precisión (Euros/ha)	Ahorro (Euros/ha)	Cantidad de insecticida aplicado en Agricultura de Precisión (Kg/ha)	Ahorro en Insecticida (Kg/ha)
27-06-2002	2,14	3,92	4,27	7,73
25-07-2002	2,46	3,59	4,89	7,11
30-08-2002	3,24	2,81	6,46	5,54
27-09-2002	2,97	3,08	5,89	6,11
28-10-2002	2,35	3,70	4,65	7,35

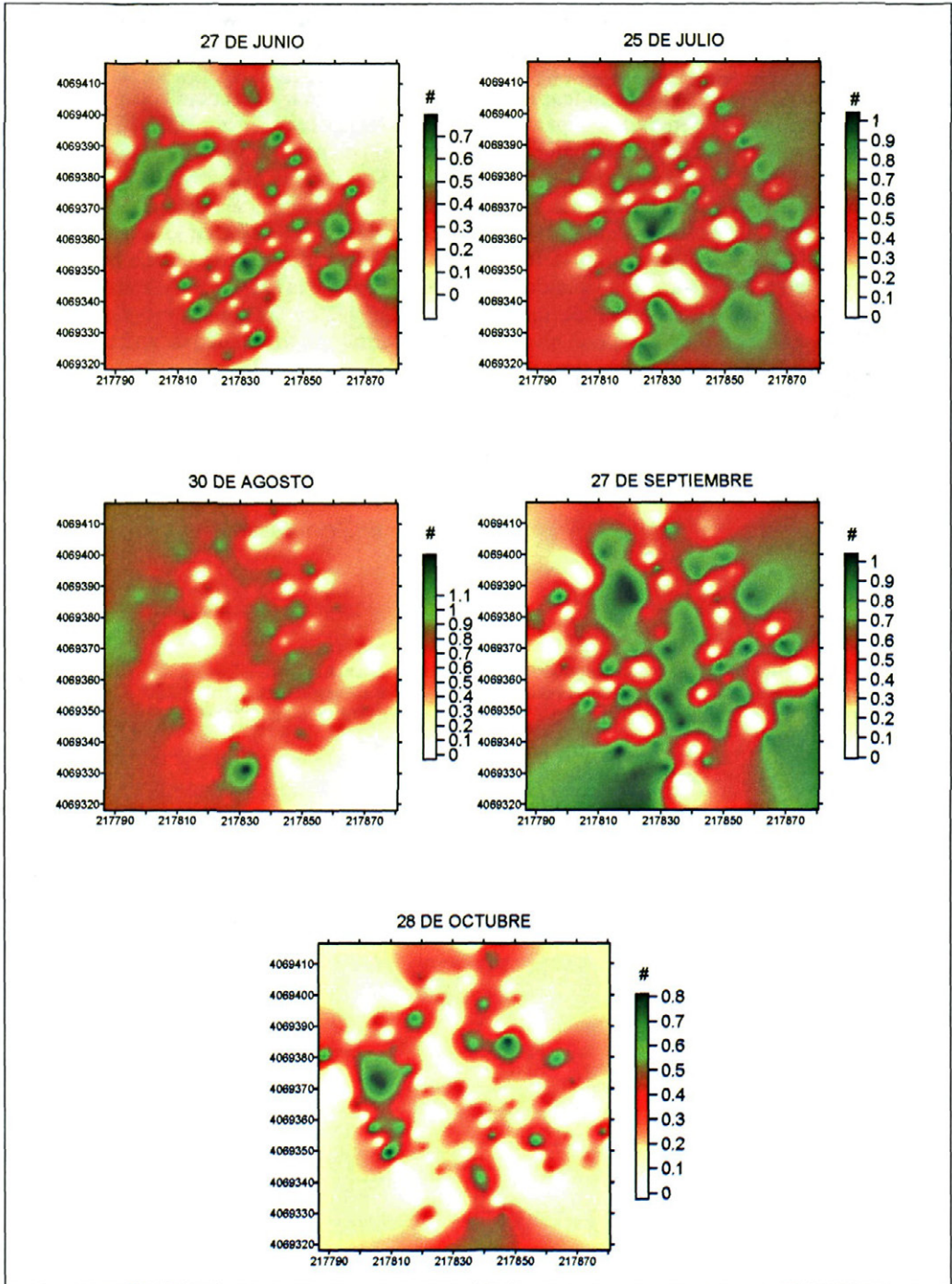


Figura 4. Mapas de densidad de las ninfas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela sin Riego del año 2002

El ahorro del tratamiento rondaría entre 7,73 y 5,54 Kg/ha, con 6,76 Kg/ha de ahorro promedio. Como se puede ver, la cantidad de insecticida que se evitaría aplicar es importante y traería los beneficios expuestos anteriormente, en el caso de la parcela de secano.

La aplicación de la Geoestadística a los datos permitió modelizar la estructura espacial de las ninfas de *J. lybica* con modelos esféricos con efecto pepita. Los resultados obtenidos mostraron la existencia de una estructura espacial agregada, siendo el nivel de dependencia de la misma, moderado. Ello nos indica que el efecto pepita no fue demasiado acusado por lo que la escala de estudio fue la adecuada y el error de muestreo no fue demasiado importante (OLIVER y WEBSTER, 1991; McBRATNEY y PRINGLE, 1999).

Como se desprende, la utilización de técnicas geoestadísticas permite la elaboración de mapas. Los mapas resultantes de esta tarea pueden conducir al manejo con precisión de plagas (FLEISCHER *et al.*, 1997). Este manejo tiene el potencial de reducir el uso de insecticidas y de retardar el desarrollo de la resistencia debido a la creación de refugios temporales dinámicos (FLEISCHER *et al.*, 1999). Los mapas generados en este trabajo han mostrado claramente la existencia de zonas de densidad variable en las poblaciones de ninfas, lo que permite la posibilidad de aplicación localizada de medidas de control.

Tomando en conjunto los resultados creemos que la reducción de la aplicación de importantes cantidades de insecticidas justifica el uso de las técnicas de la Agricultura de Precisión para controlar las poblaciones de ninfas del mosquito verde en viñedo.

ABSTRACT

RAMÍREZ-DÁVILA J. F., J. L. GONZÁLEZ ANDÚJAR, M. A. LÓPEZ MARTÍNEZ, R. OCETE. 2005. Modelling and mapping on the spatial distribution of the nymphs of the leafhopper *Jacobiasca lybica* (Bergevin & Zanon)(Hemiptera, Cicadellidae) in vineyard. *Bol. San. Veg. Plagas*, 31: 119-132.

This paper contains a spatio-temporal modelling of the nymphs of *Jacobiasca lybica* (Bergevin & Zanon) (Hemiptera, Cicadellidae) in vineyards and maps on the distribution of this pest, which are a tool for the application of measures of control inherent in the Precision Farming. Modelling and maps were obtained using procedures based on Geostatistic, an applied science that characterizes the spatial distribution in multiple scales and shows a much more direct measure of the spatial dependence.

Key words: Geoestatistic, *Jacobiasca lybica*, Precision Farming, mapping, modelling spatial distribution.

REFERENCIAS

- AMSTRONG, M. y JABON, R., 1981. Variogram models must be positive-definite. *Mathematical Geology*, 13(5): 455-459.
- BAILLOD, M., CHARMILLOT, P., JEREMI, M., MEYLAN, A., VALLOTON, R., ANTONIN, PH., HÄCHLER, M., LINDER, C. y PERRIER, J., 1993. Protection intégrée et stratégies de lutte contre les ravageurs de la vigne. *Revue suisse Vitic. Arboric. Hortic.*, 25: 23-29.
- BLOM, E. y FLEISHER, S., 2001. Dynamics in the spatial structure of *Leptinotarsa decemlineata* (Coleoptera: Chrysomelidae). *Environ. Entomol.*, 30 (2): 350- 364.
- BRENNER, R., FOCKS, D., ARBOGAST, R., WEAVER, D. y SHUMAN, D., 1998. Practical use of spatial analysis in precision targeting for integrated pest management. *American Entomologist.*, 79-101.
- CAMBARDELLA, C., MOORMAN, T., NOVAK, J., PARKIN, T., KARLEN, D., TURCO, R. y KONOPKA, A., 1994. Field scale variability of soil properties in central Iowa soils. *Soil. Sci. Soc. Am. J.*, 58: 1501-1511.
- CASTELLA, J., JOURDAIN, D., TREBUIL, G. y NAPOMPETH, B., 1999. A systems approach to understanding obstacles to effective implementation of IPM in Thai-

- land: Key issues for the cotton industry. *Agric. Ecosyst. Environ.*, **72** (1): 17-34.
- CASTILLO, M. A., 1995. Lucha contra la polilla del racimo (*Lobesia botrana* Schiff.) por el método de confusión sexual. *Actas del 5º Symposium Nacional de Sanidad Vegetal*, Sevilla . 89- 96.
- ENGLUND, E. y 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.
- ESTRADA, A., 1998. Geostatistics and remote sensing as predictive tools of tick distributions: a cokriging system to estimate *Ixodes scapularis* (Acari: Ixodidae) Habitat suitability in the United States and Canada from advanced very high resolution radiometer satellite imagery. *J. Med. Entomol.* **35**(6): 989-995.
- FLEISCHER, J., BLOM, E. y WEISZ, R., 1999. Sampling in Precision IPM: When the objective is a map. *The American Phytopathological Society.*, **89** (11): 115-118.
- FLEISCHER, S., WEISZ, R., SMLOWITZ, Z. y MIDGARDEN, D., 1997. Spatial variation in insect populations and site-specific integrated pest management. En *The state of Site-Specific Management for Agriculture*. F. J. Pierce y E. J. Sadler Eds. ASA Miscellaneous Publication. Madison, WI. Pp.: 101-130.
- FREITAS, J. y AMARO, P., 2001. "Explosion" de Cicadelle verte dans la region du Douro au Portugal en juillet/aout 1998. *Integrated Control in Viticulture IOBC/WPRS Bulletin*, **24**(7): 217-219.
- HALL, D., CHILDERS, C., EGER, E. y ALLEN, J., 1997. Citrus rust mite (Acari: Eriophyidae) counts on fruit and the negative binomial distribution. *Florida Entomologist.*, **80** (1): 1-10.
- HARCOURT, D. G., 1967. Spatial arrangement of the eggs of *Hylemya brassicae* (Bouché), and a sequential sampling plan for use in control of the species. *Can. J. Plant Sci.*, **47**: 461-7.
- HEVESI, J., ISTOK, J. y FLINT, A. 1992. Precipitation estimation in mountainous terrain using multivariate geostatistics. Part. I. Structural analysis. *Journal of Applied Meteorology.*, **31** (7): 661-676.
- HULBERT, S. 1990. Spatial distribution of the montane unicorn. *Oikos*, **58**: 257-71.
- ISAAKS, E. H. y SRIVASTAVA; R.M., 1989. An introduction to applied geostatistics. Oxford university press, Nueva York. 561 Pp.
- ISAAKS, E. y SRIVASTAVA, M. 1988. Spatial continuity measures for probabilistic and deterministic geostatistics. *Mathematical Geology*, **20**(4): 313 - 341.
- JOURNEL, A. G. y HUIJBREGTS, C. J. 1978. *Mining geostatistics*. Academic Press, London, Reino Unido. 600 Pp.
- LIEBHOLD, A. y SHAROV, A. 1998. Testing for correlation in the presence of spatial autocorrelation in insect count data. En *Population and Community Ecology for Insect Management and Conservation*. Pp.: 1-117.
- LIEBHOLD, M; ROSSI, E. y KEMP, P. 1993. Geostatistics and Geographic Information Systems in applied Insect Ecology. *Annu. Rev. Entomol.*, **38**: 303-327.
- LÓPEZ, M.A., 1997. Incidencia de *Kaloterms flavicollis* (Fabr.) (Isoptera, Kalotermitidae) en el Marco del Jerez/Ensayos de técnicas blandas de control sobre plagas del viñedo. Tesis Doctoral. Univ. Sevilla. 477 Pp.
- LUCAS, A. 2002. Control de la Polilla del racimo por la técnica de confusión sexual. En *Aspectos actuales de la patología de la vid*. Gobierno de la Rioja. Consejería de Agricultura, Ganadería y desarrollo rural. Logroño. Pp.: 19-40.
- MANOILOFF, I. T., BARRAL, J. M. y DE LAVALLE, G. A., 1982. Distribución de la Población de Pulgones (*Aphis gossypii* Glov) en Algodón en la EERA Saenz Peña (Chaco) y su Aplicación en el Muestreo Secuencial para la Toma de Decisiones en el Control de la Plaga. 11 Págs.
- MAZZA, S., CONTRERAS, G., VIDELA, M., POLAK, J., SCHROEDER, C. y TANNURE, C. 1996. Técnicas de muestreo para la evaluación de infestación por pulgones (*Aphis gossypii*) en algodón (*Gossypium hirsutum*). Reunión de Comunicaciones Científicas y Tecnológicas SGCYT-UNNE. Actas 3(5): 1-4.
- MAZZONI, V., COSCI, A., LUCCHI, F. y SANTINI, L. 2001. Occurrence of leaf hoppers (Auchenorrhyncha, Cicadellidae) in three vineyards of the Pisa district. *Integrated Control in Viticulture IOBC/WPRS Bulletin*. **24**(7): 267-271.
- MCBRATNEY, A. Y PRINGLE, M., 1999. Estimating average and proportional variograms of soil properties and their potential use in precision agriculture. *Precision Agriculture*. 1: 125-152.
- MIDGARDEN, D., YOUNGMAN, R. y FLEISCHER, S., 1993. Spatial Analysis of counts of Western corn rootworm (Coleoptera: Chrysomelidae) adults on yellow sticky traps in corn: Geostatistics and dispersion indices. *Environmental Entomology*, **22**(5): 1124-1123.
- OCETE, R., LÓPEZ, M.A., LARA, M. y DEL TIO, R. 1997. The sanitary state of a phytoгенetic resource: the Spanish wild grapevine, *Vitis vinifera sylvestris* Gmelin (Hegi), populations. *Plant genetic Resources Newsletter* (FAO), **110**: 5-12.
- OLIVER, M. A. y WEBSTER, R., 1990. *Statistical Methods in soil and land resource survey*. Oxford University Press, Oxford. 232 Pp.
- OLIVER, M. y WEBSTER, R., 1991. How geostatistics can help you. *Soil use and management*, **7** (4): 206-217.
- REBELO, M. y QUARTAU, J., 1992. Aspectos preliminares sobre a dinâmica populacional de Cigarrinhas (Homoptera: Cicadellidae) asociadas a castas da vinha no alentejo. II Simposio da Vitivinicultura do Alentejo. Univ. Evora. Pp.: 199-208.
- ROSSI, R., MULLA, J., JOURNEL, G. y FRANZ, H., 1992. Geostatistical Tools for Modeling and interpreting Ecological Spatial Dependence. *Ecological Monographs*, **62**(2): 277-314.
- RUIZ CASTRO, A. Y MENDIZABAL, M., 1939. La roya colorada producida por *Empoasca lybica* De Bergerin (Hem. Hom.) en los parrales de Almería. *Bol. Pat. Veg. Ent. Agraria*, (7).
- RUIZ CASTRO, A., 1965. *Plagas y enfermedades de la vid*. INIA. Madrid.
- SAMPER, F.J. y CARRERA, J. 1996. *Geoestadística: Aplicaciones a la Hidrología subterránea*. 2ª Ed. Centro Internacional de Métodos en Ingeniería. Barcelona. 484 Pp.

- SAWYER, J., 1989. Inconstancy of Taylor's b: simulated sampling with different quadrat sizes and spatial distributions. *Res. Popul. Ecol.*, **31**: 11-24.
- SCIARRETTA, A., TREMATERRA, P. y BAUMGÄRTNER, 2001. Geostatistical análisis of *Cydia funebrana* (Lepidoptera: Tortricidae) Pheromone trap catches at two spatial scales. *American Entomologist*, **47**(3): 174-184.
- SEVACHERIAN, V. y STERN V.M., 1972. Spatial distribution patterns of *Lygus bugs* in California cotton fields. *Environ. Entomol.*, **1**: 695-704.
- SOUTHWOOD, T.R., 1978. *Ecological Methods*, 2ª Edición. Wiley/Halsted. New York. 524 pp.
- SPEIGHT, M., HAILS, R., GILBERT, M. y FOGGO, A., 1998. Horse chestnut scale (*Pulvinaria Regalis*) (Homoptera: Coccidae) and urban host tree environment. *Ecology*, **79**(5): 1503-1513.
- TOLEDO, J., 1992. Mosquitos verdes. En *Los Parásitos de la Vid. Estrategias de Protección Razonada*. MAPA-Ediciones Mundi-Prensa. España. Pp.: 67-70.
- WALLACE, M. K. y HAWKINS, D.M., 1994. Applications of Geostatistics in Plant Nematology. *Journal of Nematology*, **26**(4S): 626-634.

(Recepción: 31 mayo 2004)

(Aceptación: 23 agosto 2004)