

La problemática causada por el mosquito verde, *Jacobiasca lybica* (Bergevin & Zanon) (Hemiptera, Cicadellidae) en el viñedo andaluz



Consejería de Agricultura y Pesca

**LA PROBLEMÁTICA CAUSADA POR EL
MOSQUITO VERDE, *Jacobiasca lybica*
(Bergevin & Zanon) (Hemiptera,
Cicadellidae) EN EL VIÑEDO ANDALUZ:
MODELIZACIÓN Y GENERACIÓN DE MAPAS
DE DISTRIBUCIÓN PARA SU APLICACIÓN
EN AGRICULTURA DE PRECISIÓN**

Ramírez Dávila, J.F.¹, González Andújar, J.L.¹, López Martínez, M.A.², Ocete Rubio, R.² y Lara Benítez, M.³

¹ Instituto de Agricultura Sostenible (CSIC). Córdoba.

² Laboratorio de Entomología Aplicada (Facultad de Biología, Universidad de Sevilla). Sevilla.

³ CIFA Rancho de la Merced (Instituto Andaluz de Investigación y Formación Agraria, Pesquera, Alimentaria y de la Producción Ecológica, Junta de Andalucía). Jerez de la Frontera (Cádiz).

© Edita: JUNTA DE ANDALUCÍA. Consejería de Agricultura y Pesca.
Publica: Viceconsejería. Servicio de Publicaciones y Divulgación.

Colección: AGRICULTURA

Serie: SANIDAD VEGETAL

Autores: Ramírez Dávila, J.F., González Andújar, J.L., López Martínez, M.A., Ocete Rubio, R. y
Lara Benítez, M.

Fotografías e ilustraciones: Autores

I.S.B.N.: 84-8474-143-5

Dep. Legal: SE-956-04

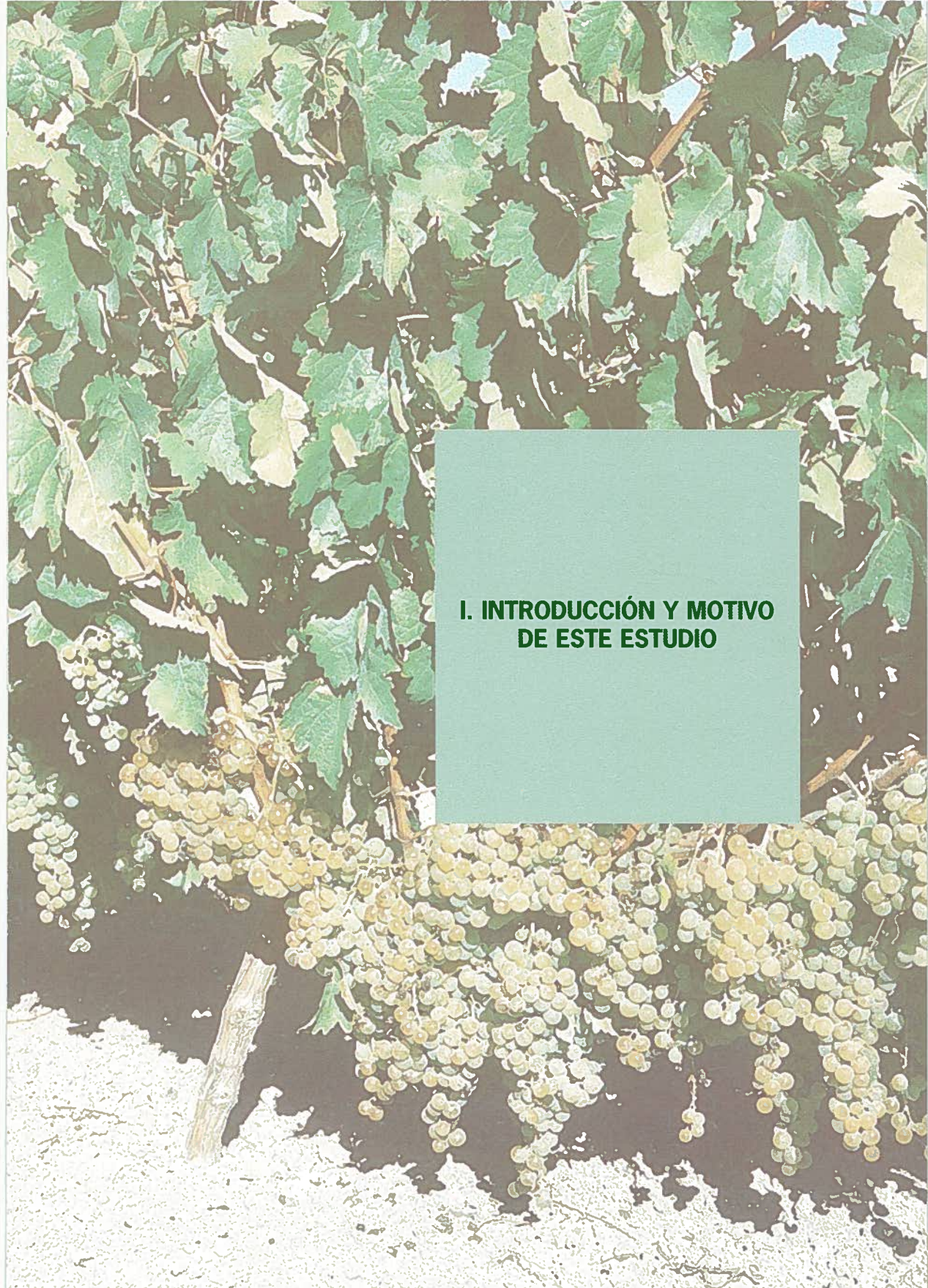
Maquetación e Impresión: A.G. Novograf, S.A. (Sevilla)

ÍNDICE

I. INTRODUCCIÓN Y MOTIVO DE ESTE ESTUDIO	9
II. DETERMINACIÓN DE LA ESPECIE DE MOSQUITO VERDE DOMINANTE EN EL VIÑEDO ANDALUZ	13
II.1. ÁREAS MUESTREADAS Y DETERMINACIÓN	15
II.2. ORIGEN, SISTEMÁTICA, DESCRIPCIÓN, BIOLOGÍA Y DAÑOS CAUSADOS POR <i>J. lybica</i>	16
III. ZONA DE ESTUDIO Y PRINCIPALES CARACTERÍSTICAS DEL MARCO DEL JEREZ	19
III.1. ZONA DE ESTUDIO	21
III.2. GEOGRAFÍA DEL MARCO DEL JEREZ	21
III.3. CLIMATOLOGÍA	22
III.4. CARACTERÍSTICAS GEOLÓGICAS Y EDAFOLÓGICAS	23
III.5. LABOREO Y PORTAINJERTOS	26
III.6. LAS VINÍFERAS	28
III.7. RELACIÓN DE LAS PRINCIPALES PLAGAS Y ENFERMEDADES PRESENTES ..	30
IV. EL SISTEMA DE CONFUSIÓN SEXUAL Y SUS CONSECUENCIAS SOBRE LAS PLAGAS SECUNDARIAS	35
V. INTRODUCCIÓN AL ESTUDIO DE LA DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DE LOS INSECTOS PLAGA	39
V.1. ESTUDIOS SOBRE LA DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DE <i>J. lybica</i>	42
V.2. ESTADÍSTICA ESPACIAL	43
V.2.1. Antecedentes de la Geoestadística	43
V.2.2. Geoestadística aplicada a estudios entomológicos	47
V.2.3. Análisis Espacial por Índices de Distancia (SADIE)	49
V.2.3.1. SADIE aplicado a estudios entomológicos	50

VI. LA AGRICULTURA DE PRECISIÓN	53
VI.1. TECNOLOGÍA DE DOSIS VARIABLE DE PRODUCTOS QUÍMICOS	57
VI.2. AGRICULTURA DE PRECISIÓN APLICADA A LA ENTOMOLOGÍA	57
VII. DISEÑO EXPERIMENTAL Y TOMA DE DATOS	61
VII.1. AÑO 2000	64
VII.2. AÑOS 2001 Y 2002	65
VII.3. SISTEMA DE POSICIONAMIENTO GLOBAL (GPS)	66
VIII. MUESTREOS	69
IX. EXPLORACIÓN ESTADÍSTICA DE DATOS	73
X. MÉTODOS ESTADÍSTICOS PARA EL ESTUDIO DE LA DISTRIBUCIÓN ESPACIAL	77
X.1. DISTRIBUCIONES ESTADÍSTICAS	79
X.1.1. Distribución de Poisson	79
X.1.2. Distribución Binomial Negativa	80
X.1.3. Distribución Regular o Uniforme	82
X.1.4. Ajuste de las distribuciones estadísticas	82
X.2. ÍNDICES DE DISPERSIÓN	82
X.2.1. Índice de dispersión (ID)	83
X.2.2. Índice de Green	83
XI. ANÁLISIS ESPACIAL POR ÍNDICES DE DISTANCIA (SADIE)	85
XI.1. ESTIMACIÓN DE LOS ÍNDICES I_A Y J_A	87
XII. ANÁLISIS GEOESTADÍSTICO	91
XII.1. ESTIMACIÓN DEL SEMIVARIOGRAMA	93
XII.2. ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS DEL MODELO DE SEMIVARIOGRAMA	97
XII.3. VALIDACIÓN	101
XII.4. NIVEL DE DEPENDENCIA ESPACIAL	102
XII.5. ELABORACIÓN DE MAPAS	103
XII.6. KRIGEADO ORDINARIO	105
XIII. ESTABILIDAD ESPACIAL Y TEMPORAL A CORTO Y LARGO PLAZO	109
XIV. AGRICULTURA DE PRECISIÓN: ESTIMACIÓN DE LA SUPERFICIE INFESTADA Y EVALUACIÓN ECONÓMICA Y MEDIOAMBIENTAL	115
XV. RESULTADOS Y DISCUSIÓN	119
XV.1. PARCELA CON RIEGO (Año 2000)	121
XV.1.1. Estadística clásica	121
XV.1.2. Análisis Espacial por Índices de Distancia (SADIE)	128
XV.1.3. Análisis Geoestadístico	133
XV.1.4. Elaboración de mapas de densidad	140
XV.1.5. Estabilidad espacial t temporal a corto plazo	144
XV.1.6. Superficie infestada	146
XV.1.7. Evaluación económica y medioambiental	148

XV.2. PARCELA CON RIEGO (Año 2001)	150
XV.2.1. Estadística clásica	150
XV.2.2. Análisis Espacial por Índices de Distancia (SADIE)	156
XV.2.3. Relación entre los valores de los índices la y Ja y el promedio de los preimaginales de <i>J. lybica</i>	160
XV.2.4. Análisis Geoestadístico	167
XV.2.5. Elaboración de mapas de densidad	170
XV.2.6. Superficie infestada	172
XV.2.7. Evaluación económica y medioambiental	174
XV.3. PARCELA SIN RIEGO (AÑO 2001)	177
XV.3.1. Estadística clásica	177
XV.3.2. Análisis Espacial por Índices de Distancia (SADIE)	183
XV.3.3. Análisis Geoestadístico	188
XV.3.4. Elaboración de mapas de densidad	194
XV.3.5. Estabilidad espacial y temporal a corto plazo	197
XV.3.6. Superficie infestada	199
XV.3.7. Evaluación económica y medioambiental	201
XV.4. Parcela con Riego (Año 2002)	203
XV.4.1. Estadística clásica	203
XV.4.2. Análisis Espacial por Índices de Distancia (SADIE)	208
XV.4.3. Análisis Geoestadístico	213
XV.4.4. Elaboración de mapas de densidad	219
XV.4.5. Estabilidad espacial y temporal a corto plazo	221
XV.4.6. Superficie infestada	223
XV.4.7. Evaluación económica y medioambiental	225
XV.5. PARCELA SIN RIEGO (AÑO 2002)	227
XV.5.1. Estadística clásica	227
XV.5.2. Análisis Espacial por Índices de Distancia (SADIE)	232
XV.5.3. Análisis Geoestadístico	237
XV.5.4. Elaboración de mapas de densidad	242
XV.5.5. Estabilidad espacial y temporal a corto plazo	244
XV.5.6. Superficie infestada	247
XV.5.7. Evaluación económica y medioambiental	249
XV.6. ESTABILIDAD ESPACIAL Y TEMPORAL A LARGO PLAZO DE LAS POBLACIONES DE LOS ESTADIOS PREIMAGINALES DEL MOSQUITO VERDE	250
XV.6.1. Parcelas con Riego: años 2001-2002	250
XV.6.2. Parcela sin Riego: años 2001-2002	253
XV.7. DISCUSIÓN GENERAL	255
XV.7.1. Distribución espacial de los estadios preimaginales	255
XV.7.2. Análisis Espacial por Índices de Distancia (SADIE)	256
XV.7.3. Analisis Geoestadístico	257
XV.7.4. Estabilidad espacial y temporal a corto y largo plazo	258
XV.7.5. Agricultura de Precisión	259
XVI. CONCLUSIONES	261
XVII. REFERENCIAS	265
XVIII. ANEXOS	289



**I. INTRODUCCIÓN Y MOTIVO
DE ESTE ESTUDIO**



La mayoría de las especies de "mosquitos verdes", pertenecientes a los géneros *Empoasca* y *Jacobiasca* (Hemiptera, Cicadellidae), son sumamente polífagas (Loukas y Drosopoulus, 1992; Planes y Carrero, 1995). Sus infestaciones van adquiriendo una importancia creciente en diversas regiones vitícolas de la Península Ibérica (Araújo, 1988; Quartau y Rebelo, 1992; Quartau *et al.*, 1989; López, 1997; Madeira *et al.*, 1988) y de Europa Central (Baillod *et al.*, 1993).

Los síntomas provocados por la absorción de savia elaborada de las hojas de la viña consisten en la aparición de decoloraciones en los márgenes, que posteriormente se necrosan, originándose una defoliación, cuya intensidad depende del nivel de ataque y de la propia susceptibilidad de la vinífera (Baillod *et al.*, 1989; Rebelo y Quartau, 1992). También se observan crispaciones del borde con un arrollamiento sobre el envés. Como consecuencia de ello, los racimos no llegan a madurar bien, lo que se traduce en un descenso del grado Baumé del mosto y en que los sarmientos no agostan con normalidad (Ruiz Castro, 1965; Ruiz Castro y Mendizabal, 1939; Toledo, 1992).

Entre los años 1994-2003, nuestro equipo de trabajo ha observado un fuerte aumento de los niveles de infestación de mosquitos verdes en los viñedos meridionales españoles pertenecientes a Tierra de Barros, Marco del Jerez (Cádiz), Montilla-Moriles, Condado de Huelva, alrededores de Mollina (Málaga) y diversos puntos de La Axarquía, Almuñécar e Ítrabo (Granada), Parrales almerienses y Los Palacios (Sevilla).

Ese aumento poblacional, que es paralelo al registrado en otras especies fitófagas que se indican posteriormente, ha sido más fuerte en aquellas parcelas pertenecientes al Marco del Jerez sometidas al sistema de confusión sexual, mediante difusores que liberan feromona sintética. En ellas, en los meses centrales del verano se pueden superar las 20 formas móviles preimaginales del mosquito verde por hoja, cuando se recomienda que no supere la densidad de población de 0,5/hoja (Toledo, 1992).

Por ese motivo, se ha realizado un estudio sobre la modelización de mapas de la distribución espacial de *Jacobiasca lybica* (Bergevin & Zanon) (Hemiptera, Cicadellidae), por ser, como se indica en el párrafo anterior, la especie de cicadélido dominante en el viñedo andaluz y del Marco del Jerez. Este estudio puede contribuir a la implantación de una Viticultura de Precisión. Cabe resaltar que la metodología del presente estudio es extrapolable al resto de las plagas que causen daños económicos de importancia en el viñedo y en el resto de los cultivos.

En el presente trabajo se persiguen los siguientes objetivos:

- 1) Modelizar la distribución espacial de los estadíos preimaginales de mediante la utilización de las estadísticas “clásica” (índices de dispersión y distribuciones estadísticas) y espacial (Análisis Geoestadístico y Análisis Espacial por Índices de Distancia (SADIE)).
- 2) Elaboración de mapas de la distribución espacial de los huevos, larvas y ninfas del mosquito verde mediante la técnica del Krigeado.
- 3) Comprobar la existencia de una estabilidad espacial y temporal a corto y largo plazo de las poblaciones de los estadíos preimaginales de *J. lybica*.
- 4) Determinar la viabilidad y eficacia de la aplicación de las metodologías de la Agricultura de Precisión en viñedo para el control de este insecto plaga.
- 5) Conocer si la implantación del sistema de riego en viña puede potenciar los niveles poblacionales de este mosquito verde.



**II. DETERMINACIÓN DE LA
ESPECIE DE MOSQUITO
VERDE DOMINANTE EN EL
VIÑEDO ANDALUZ**

En las citadas áreas vitícolas andaluzas, se ha realizado la captura sistemática de imagos, en parcelas pertenecientes a los términos municipales que aparecen especificados en la Tabla 1. La toma de muestras mensual fue realizada mediante un bote succionador, siguiendo las diagonales mayores de las parcelas, entre junio y noviembre de cada año.

Tabla 1

ÁREAS MUESTREADAS Y DETERMINACIÓN		
DENOMINACIÓN DE ORIGEN/ÁREA GEOGRÁFICA	LOCALIDADES	VARIEDAD DE VID
Marco del Jerez	Jerez de la Frontera, El Puerto de Sta. M ^a . y Sanlúcar de Barrameda	Palomino fino
Málaga	Mollina, Cómputa	Moscatel y Pedro Ximénez
Granada	Almuñécar, Ítrabo, Molvizar	Moscatel, Cabernet sauvignon, Chardonnay y Catalanista
Montilla-Moriles	Moriles, Montilla, Aguilar de la Fra., Monturque y Puentegeñil	Pedro Ximénez y Baladí-Verdejo
Los Palacios y Villafranca	Idem	Airén, Cardinal y Mollar cano
Condado de Huelva	Bollullos, Rociana, Almonte	Zalema
Parrales de Almería	Alhama, Berja, Ohanes	Ohanes, Superior seedless

Posteriormente, tanto en los insectos conservados en medio líquido (etanol al 70% con unas gotas de glicerina) como en medio en seco, se realizó la determinación específica de los cicadélidos, basada en el estudio de la genitalia de los machos adultos, según el procedimiento referido por Quartau (1987). Para ello, se procedió

a separar con mucho cuidado el abdomen de los ejemplares mejor conservados, cuya morfología del final del abdomen, observada a la lupa, coincidía con las figuras 6 y 7 procedente de la obra de Ruiz Castro (1944). Éstos fueron introducidos en una disolución de potasa (KOH) al 10% que se calentó hasta llegar a ebullición. Posteriormente, se pasaron por agua destilada y se procedió a la limpieza de las estructuras genitales, mediante agujas enmangadas muy finas, en un porta excavado, para llevar a cabo su ulterior estudio en el microscopio invertido.

El estudio de las genitales de los diversos contingentes, basado en las estructuras del tubo anal y los ápices de los apéndices del pigóforo, confirmó que la principal especie era *J. lybica* (Bergevin & Zanon), como puede apreciarse en la Figura 1.

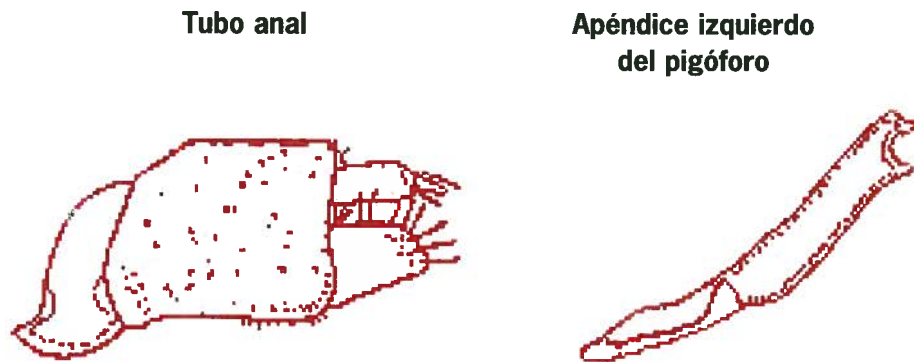


Figura 1. Genitalia del macho.

II.2. ORIGEN, SISTEMÁTICA, DESCRIPCIÓN, BIOLOGÍA Y DAÑOS CAUSADOS POR *J. lybica*.

La descripción de este mosquito verde fue realizada por Bergevin y Zanon, en 1920, sobre muestras recolectadas en parrales de Bengasi (Líbia), de ahí su nombre específico, que lo clasificaron como *Chlorita lybica* (Bergevin y Zanon, 1921), un hemiptero considerado originario del Africa oriental. Las observaciones llevadas a cabo por Paoli (1935) llevaron a la adscripción de la especie al género *Empoasca*. En la revisión realizada en 1978 se incluye dicha especie en el género *Jacobiasca*, cuya posición taxonómica es la siguiente:

Tipo Arthropoda

Clase Insecta Linnaeus

Subclase Pterygota

División Endopterygota

Orden Hemiptera

Suborden Clypeorrhyncha

Familia Cicadellidae

Subfamilia Typhlocybinae

Genero *Jacobiasca*

Especie *lybica*

Este mosquito verde es una especie considerada como termófila, por lo que es frecuente en las zonas más cálidas de Eurasia (Flaherty y Wilson, 1996). La suavidad de la climatología mediterránea ha hecho que la especie se fuera extendiendo paulatinamente por los viñedos del Magreb, desde donde, muy probablemente, comenzó la colonización de los parrales de Almería y Murcia, hacia 1926 (Ruiz Castro y Mendizabal, 1939), donde llegó a convertirse en la principal plaga de la producción de uva de mesa. La especie también causa problemas sanitarios en Sicilia (Galet, 1982).

En ocasiones, llega a producir infestaciones muy leves en ciertos ejemplares de las poblaciones de vid silvestre, *Vitis vinifera* L. subespecie *sylvestris* (Gmelin) Hegi, situados en la zona más externa de los bosques en galería de Andalucía Occidental (Ocete et al., 1996 y 1997), Extremadura (Ocete et al., 1999) y El Alentejo (Portugal) (Ocete et al., 1995).

Cada hembra deposita en torno a 50 huevos. Inicialmente, éstos son casi transparentes y alargados, con unos 0,4 mm de diámetro mayor, lo que hace que, a veces, puedan ser confundidos con exudados de la propia hoja. Más tarde su coloración se torna más acaramelada. Normalmente, las hembras realizan la puesta en grupos pequeños, con 2 ó 3 ejemplares, que se encuentran en el envés de las hojas, en zonas próximas a los nervios principales o los peciolos (Figura 2).

Tras una fase de incubación ligeramente inferior a la semana, el primer estadio larvario presenta una longitud máxima en torno a 0,7 mm; además se caracteriza por ser casi transparente, tras la eclosión. Luego, se va haciendo más amarillenta a medida que comienza a alimentarse a través de su aparato picador-chupador. Esta coloración se hace más oscura tras alcanzar su segundo estadio, en el que suele tener una longitud ligeramente superior a 1mm. La duración de la fase larvaria se puede estimar alrededor de semana y media (Figura 3).

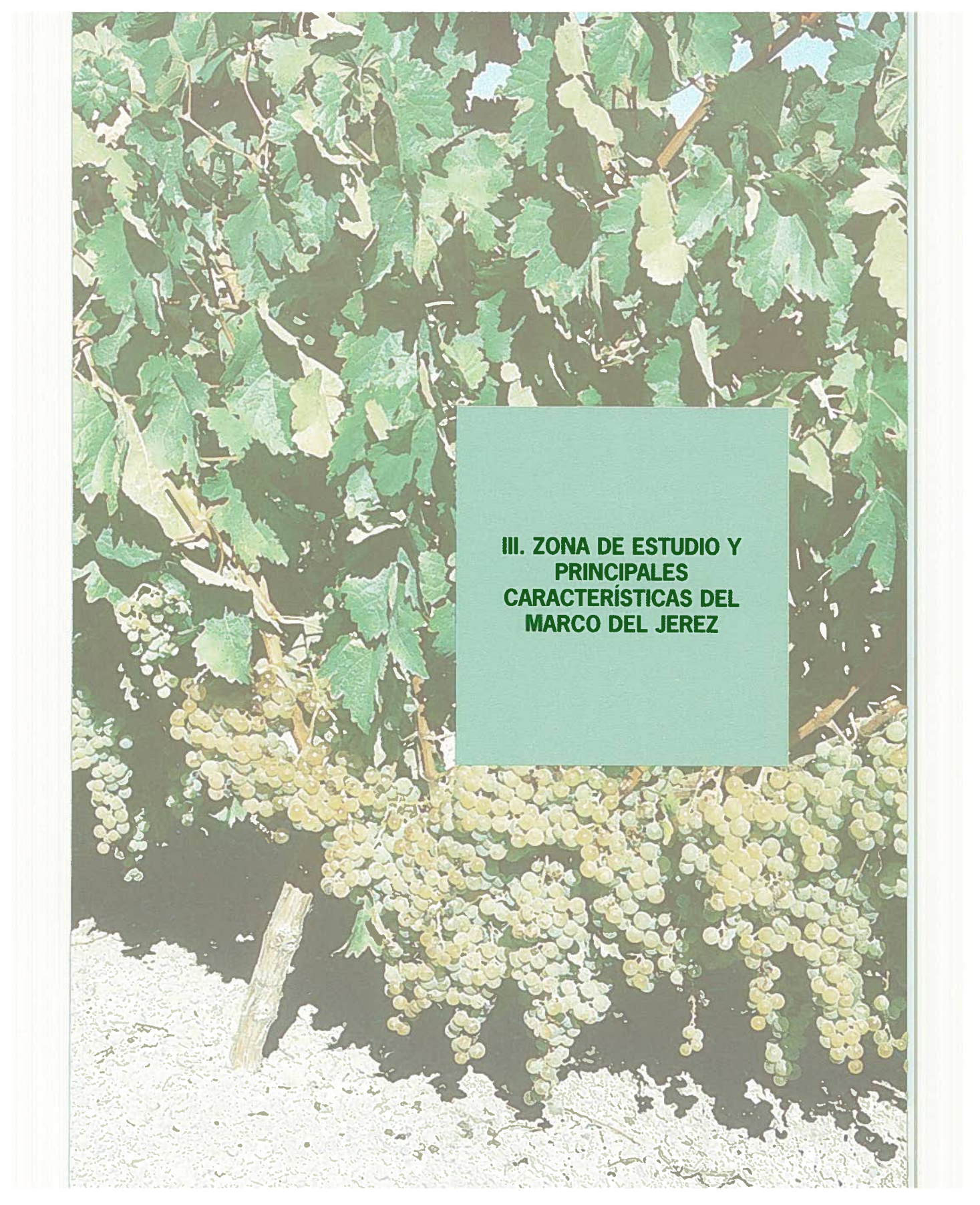
En el primer estadio ninfal se aprecian ya los esbozos alares, que alcanzan el extremo del segundo segmento abdominal. La coloración se torna verdosa y su longitud es de unos 1,5 mm. Tras una nueva muda, aparece la segunda fase ninfal. En esa etapa, la longitud de los apéndices alares llega al quinto segmento abdominal. La fase de ninfa tiene una duración de unos 8-10 días (Figura 4).

El imago presenta una coloración verdoso-amarillenta, muy influenciada por la variedad de vid de la que se alimenta. Su longitud total es de unos 3 mm. Las hembras son mayores que los machos. (Figuras 5-7). La cabeza es redondeada y su anchura es similar a la del tórax. Las alas presentan una nerviación que puede observarse en la Figura 8.

La duración estimada del ciclo completo puede situarse en unas 5 semanas. El número de generaciones entre finales de mayo y principios de noviembre es de unas 5, existiendo superporsición entre las mismas.

Se trata de una especie polífaga que puede atacar a otros cultivos como son el algodón, remolacha de siembra otoñal, agrios y hortícolas y varias especies de la flora espontánea como *Mentha rotundifolia* y especies de *Cynoglossum*, en Almería (Ruiz Castro, 1944), además de *Portulaca oleracea* y *Chenopodium polyspermum*, en Andalucía occidental (Ocete et al., 1999)

Los daños producidos por este hemíptero son muy similares a los referidos anteriormente para la generalidad de los mosquitos verdes. El ataque sobre variedades tintas hace que los bordes de sus hojas adquieran una tonalidad rojiza anticipada, que se conoce bajo el nombre de *roya colorá*. Provoca, además, el clásico *arrepollado* visible en los brotes afectados, debido a un acortamiento de los entrenudos y la brotación anticipada de las yemas, tras la abscisis generalizada. Estos efectos debilitan las reservas de la cepa, lo que puede afectar a su desarrollo y, por tanto, a su producción de uva en la siguiente temporada (Figuras 9-19).



**III. ZONA DE ESTUDIO Y
PRINCIPALES
CARACTERÍSTICAS DEL
MARCO DEL JEREZ**



III.1. ZONA DE ESTUDIO.

El presente trabajo se ha realizado en la Finca del Centro de Investigación y Formación Agraria "Rancho de la Merced", dentro del pago de Macharnudo, en el término municipal de Jerez de la Frontera.

III.2. GEOGRAFÍA DEL MARCO DEL JEREZ.

Esta comarca vitícola se halla situada entre los meridianos $5^{\circ} 27' 15''$ y $6^{\circ} 23' 90''$ y los paralelos $36^{\circ} 31' 15''$ y $36^{\circ} 54' 60''$, en el noroeste de la provincia de Cádiz. Se trata de un triángulo en cuyos vértices se encuentran las localidades de Jerez de la Frontera, Sanlúcar de Barrameda y El Puerto de Santa María. Los viñedos que lo conforman pertenecen a las Denominaciones de Origen JEREZ-XÉREX-SHERRY Y MANZANILLA DE SANLÚCAR DE BARRAMEDA. Su límite septentrional lo constituye el Río Guadalquivir, mientras que hacia el sur se extiende por debajo de la desembocadura del Guadalete, por lo que uno de sus bordes lo constituye la costa atlántica (Figuras 20 y 21).

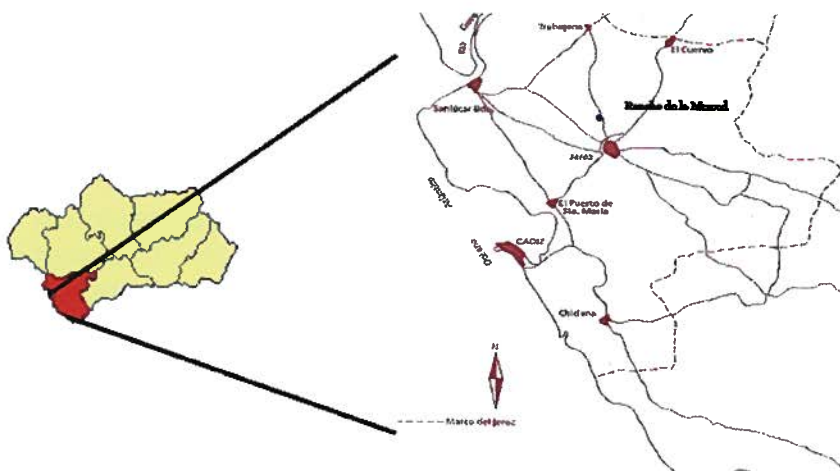


Figura 20. Situación del área de estudio

De acuerdo con los datos suministrados por el Consejo Regulador (1996), su superficie actual, tras el último Plan de Reconversión, que ha pretendido llegar a un equilibrio entre la oferta y la demanda, es de aproximadamente 10.500 ha, que ocupan parte de los términos municipales de Jerez de la Frontera, El Puerto de Santa María, Sanlúcar de Barrameda, Trebujena, Chipiona, Rota, Puerto Real, Chiclana de la Frontera y Lebrija. Los datos de superficie de cada término municipal aparecen en la Tabla 2 (Consejo Regulador, 1995).

Tabla 2.

SUPERFICIE (ha) Y CALIFICACIÓN DE LOS TERRENOS DESTINADOS PARA VIÑA EN LOS DIFERENTES TÉRMINOS MUNICIPALES DEL MARCO DEL JEREZ EN LA FECHA 1/9/95.

ZONA	LOCALIDADES	RESTO DE ZONA	RESTO DE ZONA
Jerez	6.325,12	319,65	6.644,77
Puerto de Sta. M ^a	417,15	26,62	443,77
Sanlúcar	1.140,56	221,5	1.362,14
Chiclana	-	423,87	423,87
Chipiona	59,18	208,73	267,91
Lebrija	-	197,68	197,68
Puerto Real	-	309,49	309,49
Rota	66,39	169,35	235,74
Trebujena	-	695,75	695,75
Totales	8.008,40	2.572,72	10.581,12

III.3. CLIMATOLOGÍA.

Los datos que aparecen en este apartado han sido extraídos de Núñez (1981).

El clima de esta comarca se caracteriza por presentar unos 71 días de lluvia y 294 días de sol al año. Las temperaturas límite son 0 y 40°C, estableciéndose la media anual en 17,07°C. La precipitación media es de unos 600 l/m². La proximidad del Atlántico proporciona un elevado grado de humedad relativa ambiental, cuyo valor medio anual viene a situarse cerca del 60%.

En cuanto a los vientos dominantes, cabe indicar que los vientos de Poniente, durante los meses centrales del verano, aportan un abundante rocío en las madrugadas. Por su parte, los vientos de Levante pueden provocar problemas de excesiva transpiración.

III.4. CARACTERÍSTICAS GEOLÓGICAS Y EDAFOLÓGICAS.

Dentro de la región denominada Campiña, la zona que nos ocupa se extiende por su flanco noroeste y presenta un relieve alomado característico, con una pendiente próxima al 15%, y con una altitud media comprendida entre los 50 y 60 m sobre el nivel del mar.

Los materiales geológicos más abundantes son las *albarizas*, que reciben ese nombre debido a su coloración blanquecina. Dichos sedimentos están integrados fundamentalmente por lutitas: arcillas y margas que albergan una gran cantidad de foraminíferos planctónicos y bentónicos, radiolarios, diatomeas y espículas de esponjas, principalmente (Pliego y Babiano, 1982). Generalmente, su contenido en carbonato cálcico suele oscilar entre el 28 y el 40%. Estas margas calizas se encuentran en contacto con las unidades subbéticas y el complejo de arcillas variegadas del Campo de Gibraltar.

Calderón y Paul (1886) llevaron a cabo los primeros estudios de las *albarizas* sobre muestras que fueron tomadas en Morón de La Frontera (Sevilla), por lo que dichos sedimentos fueron denominadas *moronitas*.

De acuerdo con el estudio paleontológico de los indicadores paleoecológicos y la granulometría, se ha podido determinar que el ambiente sedimentario de las citadas margas calizas podría variar entre nerítico (Galán et al., 1989) y pelágico (Perconig, 1964; San Miguel Arribas, 1976).

A partir del Oligoceno se produjo un proceso de convergencia hacia el norte y noroeste de la placa africana respecto de la europea y, especialmente de la ibérica, que continúa en la actualidad. Debido a este fenómeno se sucedieron las principales fases compresivas de la Orogenia Alpina (Gutiérrez et al., 1991). Como consecuencia de dicho desplazamiento, los zócalos paleozoicos de ambas sufrieron una flexión, que originó la Antefosa del Guadalquivir y la del Rharb, que fueron cubiertas por el mar. Los materiales anteriormente depositados en dichas cuencas Subbética e Intrarifeña fueron replegados, fracturados y sufrieron desplazamientos de sus lugares de origen por fenómenos gravitacionales submarinos hacia la Antefosa del Guadalquivir. En ésta se depositaron fundamentalmente materiales del Subbético y del Complejo del Campo de Gibraltar (materiales alóctonos), que originaron un olitostroma. Al mismo tiempo, entre el Aquitaniense Medio y el Andaluciense, tuvo lugar la sedimentación de las *moronitas* (materiales autóctonos), que serían, en parte, sedimentos sintectónicos. Téngase en cuenta que las más antiguas, con una edad que va desde el Aquitaniense Medio hasta el Langhiense Inferior, también se vieron inmersas en la tectónica de los deslizamientos gravitacionales (Colom y Gamundi, 1951; Gutiérrez et al., 1991; Perconig y Granados, 1973). Únicamente las *albarizas*

más modernas, de edad comprendida entre el Serravaliense y el Andaluciense, conservaron su posición paleográfica original (Gutiérrez et al., 1991).

Referente a la explotación de estos materiales, cabe decir que muchas de ellas se emplean en la industria cerámica y de refractarios. Los cántaros de Lebrija siguen gozando de fama y se emplean como recipientes de agua para beber en las tareas agrícolas. Las fracciones con mayor contenido de margas pueden emplearse para la obtención de cementos (Galán et al., 1993). Algunas fracciones de las moronitas pueden emplearse en los procesos catalíticos de hidrogenación de aceites vegetales (Muñoz et al., 1987) y en la fabricación de filtros.

Antiguamente, cuando los mostos no quedaban completamente claros, tras la primera fermentación, se empleaban diversos tipos de materias clarificantes, entre los que se encontraban las llamadas “tierras de Lebrija” (Sevilla) que, junto a las del yacimiento de Pozaldez (Valladolid), han sido las más utilizadas por los vinicultores nacionales, siguiendo el método expuesto por López (1882):

“Si se emplean la cola de pescado ó la tierra, veinticuatro horas ántes de aplicar el clarificante al vino, lo ponen en un barreño tambien con el doble de su peso de agua para que ablande y disuelva. Al día siguiente lo baten mucho con la escobilla añadiéndole otra poca de agua, luégo otro tanto de vino, y cuando ya está bien disuelto todo y hace mucha espuma, lo vierten poco á poco sobre el vino turbio, que agitan, menean y revuelven mucho para que se mezcle bien; y hecho esto, lo dejan quieto y sereno para que se verifique el aclaro.”

Por su parte ABELA (1885), abundando en lo anterior, indicaba:

“A los caldos que tienden á ahilarse ó que parecen de poco cuerpo se les agrega algún aguardiente. Los que se ven turbios deben clarificarse con albúmina, sea usando la sangre de buey ó doce claras de huevo por pipa de 500 l; luego se aterran amasando con aguardiente la greda (tierra negra de Lebrija en Jerez).”

En cuanto a la edafología de la zona, cabe decir que tradicionalmente se han distinguido tres tipos de suelos: Albarizas, Barros y Arenas. Referente a los dos primeros, cabe indicar que, en ambos, la roca madre es la albariza, de la que nos hemos ocupado anteriormente, y, dada su naturaleza de marga caliza, ambos tipos de suelos son pesados y capaces de retener grandes cantidades de agua. Como el horizonte “R” es blando, el sistema radicular de las vides puede profundizar hasta los 6 metros (García de Luján, 1985).

La elevada proporción de caliza activa que poseen provoca la evolución del fósforo en los perfiles hasta la formación de minerales prácticamente insolubles, similares

al hidroxapatito. Más del 62% de éste está ligado al calcio (Ocete, 1978), por tanto, es necesario abonar con una abundante cantidad del citado macroelemento.

El hierro se encuentra en forma férrica, dada la elevada proporción de caliza activa, que determina la existencia de un pH elevado del suelo. Por tal motivo, es necesario que los viticultores empleen patrones resistentes, que produzcan suficiente nivel de sustancias exudadas capaces de transformar las sales férricas en ferrosas, y evitar los problemas de clorosis en las viníferas. Los portainjertos que mejor se han adaptado a la zona tienen de común entre sí que contienen sangre *berlandieri*, es decir, tienen como un progenitor a *Vitis berlandieri*, especie de origen norteamericano.

Como ya hemos referido, la orografía del Marco del Jerez se caracteriza por la sucesión de colinas redondeadas, motivo por el que se pueden desarrollar diferentes tipos de suelos sobre la moronita en función de su posición (en la parte superior de las lomas, a media ladera o en la parte inferior). Dichos suelos han sido considerados como Entisoles Arents (García del Barrio, 1988). Afinando un poco más, se puede decir que en la parte superior de las lomas se encuentran entisoles. Éstos, de acuerdo con la clasificación americana (Soil Survey Staff, 1975), podrían denominarse “calcixerollic xerorthents”; en la pendiente se forman, ya, entisoles algo más evolucionados, clasificables como “vertic calcixerollic xerorthents”; por último, en las depresiones existentes entre las lomas se llegan a formar verdaderos vertisoles, del tipo “cromic peloxerert”, que, a simple vista, muestran una coloración más oscura que los anteriores, debido a su mayor contenido en materia orgánica.

La clásica denominación de *suelos de albarizas* agruparía a los dos tipos de entisoles, que producen los mejores mostos, mientras que los *suelos de barros* o *bujeos* corresponderían a los vertisoles.

Los suelos de albariza se encuentran en la zona de Jerez Superior, integrada por los pagos de Añina, Balbaina, Carrascal, Los Tercios, Macharnudo, Miraflores y Torrebrea. De ellos se obtienen los mostos más equilibrados y de mayor graduación alcohólica.

Los barros, con menor contenido de carbonato cálcico que los anteriores, son más productivos pero producen caldos de inferior calidad. Aparte de encontrarse entre las diferentes colinas, abundan en las zonas deprimidas existentes entre Chipiona y Trebujena.

Finalmente, las arenas constituyen la gama de suelos que albergan un menor contenido de carbonato. Dentro de ellos existen diferentes tipos, como son xeropsamments, xerochrepts, haploxeralfs y rhodoxeralfs. En cualquier caso, no son adecuados para el viñedo de la variedad Palomino fino, ya que el fruto obtenido es de peor calidad que en las albarizas y bujeos. No obstante, son indicados para las variedades empleadas en la elaboración de vinos dulces, como los Pedro Ximénez y Moscatel.

III.5. LABOREO Y PORTAINJERTOS

Seguidamente, se expone un resumen sobre las distintas labores que se realizan en el viñedo de nuestra zona de estudio, extraído de López (1997).

La vida media de una cepa suele ser de unos 35-40 años, menos que en otras Denominaciones de Origen, que no presentan infestaciones graves por termitas. Su producción viene muy determinada por la pluviometría registrada en cada campaña, siendo la producción media de mosto de unos 7.800 l/ha.

Entre los meses de octubre y noviembre se realizan las tareas de abonado orgánico. Éstas se suelen hacer con una periodicidad de unos 4 ó 5 años. En esas fechas, se realiza también la *serpia*, faena consistente en construir unas pozas alargadas y paralelas entre sí y perpendiculares a las hileras de cepas de las lomas. La finalidad de ello es doble: por un lado se disminuye la erosión provocada por las lluvias otoñales y, por otro, se recogen las precipitaciones en las pozas formadas. En las partes más llanas se realiza una labor, de unos 30 cm de profundidad, con la reja de vertedera, para voltear la tierra.

Entre diciembre y enero se realizan las labores de poda. La modalidad de poda más extendida es la conocida por los nombres de *jerezana* o *de vara y pulgar*. En efecto, se deja una vara larga con unas 8 yemas para que dé la producción ese año y un pulgar que originará la vara del siguiente. Este proceso se realiza de forma alternativa. Hay que tener en cuenta que, al año siguiente de estar injertada, el brote se corta a unos 50 cm de altura, originándose el *colodrillo*, que servirá como punto de referencia a la hora de dirigir la poda. Las cepas entran en plena producción al cuarto o quinto año (Figura 22).

La plantación se realiza mediante la colocación de los barbados (que se injertarán de yema en agosto del mismo año; si esta operación fallase, serían injertados de púa en el año próximo) o barbados injertados en un marco que no es homogéneo en toda la zona de producción. En parcelas pequeñas las dimensiones de éste suelen ser de 1,60 x 1,60 m, mientras que en las grandes fincas suele ser de 2,50 x 1 m ó de 2,30 x 1,15 m. Para facilitar la mecanización, el informe de expertos del Consejo Regulador (1996) recomienda que sea de 2,40 x 1,20 m, que implica una densidad de 3.472 cepas/ha.

En febrero tiene lugar el abonado mineral anual y el injerto en púa sobre los patrones con una estaquilla de la vinífera. A partir de la aparición de los pámpanos, en el mes siguiente, comienzan a realizarse los sucesivos tratamientos contra el mildiu y oídio.

A finales de marzo se pasa el cultivador; éste puede llevar acoplado una reja lateral para realizar la labor de intercepa. Normalmente, esta práctica se suele repetir una vez al mes hasta finales de junio. En el siguiente mes se lleva a cabo la conducción de los pámpanos sobre los alambres de la espaldera. A partir de la segunda quincena de mayo se produce la floración y el suelo comienza a secarse superficialmente.

A finales de mayo y junio, se pasa el rotavator y en julio se utiliza la reja de golondrina y el rulo. En junio también se realiza la operación de castra o poda en verde.

En agosto se realizan los injertos de yema y se sigue la evolución del fruto para poder determinar el momento óptimo de la vendimia que, aunque a veces se tiene que adelantar por causas climatológicas, suele comenzar a principios del mes siguiente. Dicha operación sigue siendo manual, colocándose, generalmente, los racimos en cajas de plástico. De esa forma se evita que los granos se rompan y comiencen a producirse algunas fermentaciones por levaduras no deseadas. Tras su carga en camiones, las cajas se introducen en el lagar mediante cintas transportadoras. En muchos casos, los racimos cortados se cargan directamente sobre cubas que se descargan en las tolvas correspondientes de la bodega.

En el caso de las uvas destinadas a la producción de vinos dulces, la cosecha se extiende y se pone al sol, durante unas 2 semanas, para incrementar el grado Baumé, faena que recibe el nombre de *soleo* o *asoleo*.

Después de la vendimia, se realiza un arado profundo, se arrancan las cepas viejas, y se da la vuelta a la tierra, antes de realizar la *serpia* o *alumbra*.

Lógicamente, a las labores indicadas hay que añadir los diferentes tratamientos fitosanitarios que sean necesarios cada año. Tradicionalmente, en octubre se da un tratamiento con herbicida de preemergencia, operación que se repite a principios de febrero, si han aparecido malas hierbas, con productos de postemergencia.

Las cepas que sobrepasan los 35 años suelen dejar de ser económicamente rentables y deben ser renovadas. Antes de volver a replantar una parcela de viña han de transcurrir 5 años para evitar, sobre todo, el problema de los nematodos perjudiciales. Durante ese tiempo se establecen otros cultivos como son la remolacha azucarera de siembra otoñal, los cereales y el girasol.

Dentro de los portainjertos más empleados en la actualidad se encuentra el 41-B (Chasselas x Berlandieri), que viene a ocupar el 80% de los viñedos, dada su buena afinidad con la vinífera Palomino fino (García de Luján, 1982).

El 333 EM (Cabernet sauvignon x Berlandieri) se suele reservar para las parcelas con mayores problemas de clorosis, dada su alta resistencia. Para muchos agricultores y técnicos que hemos consultado, éste parece ser el más apropiado.

El 161-49C (Riparia x Berlandieri) es menos resistente a la clorosis que los citados anteriormente; por ese motivo, se suele plantar en los suelos de menor contenido de carbonato cálcico.

El patrón local 13-5 EVEX, obtenido a partir del Berlandieri Resseguier nº 2, se utiliza en una pequeña proporción. Los ensayos realizados parecen indicar que induce una buena productividad y tiene una adecuada adaptación a los suelos de albariza.

III.6. LAS VINÍFERAS

En el transcurso de los años que median entre la conquista de Jerez por los cristianos y la época actual, como ya se ha comentado, se han producido notables cambios en las castas de vid empleadas para la producción de los vinos de Jerez, perdiéndose las tintas (a excepción de la Tintilla de Rota), que tuvieron mucha importancia en el pasado. La citada variedad, ya era rara en la segunda mitad del S. XIX, según el siguiente testimonio de Parada (1868):

“...la tintilla, vidueño hoy raro en Jerez y que produce el famoso vino de su nombre en Rota y que acaso constituyera en gran parte el antiguo vino tinto de la localidad, no prevalece bien sino en las arenas, al contrario de lo que sucede al palomino.”

Un buen ejemplo de los cambios cualitativos y cuantitativos en el viñedo del Marco, lo encontramos al comparar las actuales variedades con los vidueños citados en la última referencia:

“...el palomino es la especie mas generalizada en las tierras albarizas, que es en las que mejor prevalece y da mostos finos alternando con una parte de perruno, cañocazo, albillo, Pedro Ximenez y mantuo, que en conjunto proporcionado dan al mosto del palomino caracteres superiores: el mantuo castellano da abundante producto y es el que predomina en las tierras barro-arenosas, juntamete con el mollar, la beba y otros vidueños ménos comunes: la tintilla, vidueño hoy raro en Jerez y que produce el famoso vino de su nombre en Rota y que acaso constituyera en gran parte el antiguo vino tinto de la localidad, no prevalece bien sino en las arenas, al contrario de la que sucede al palomino: el mantuo castellano como el albillo son abundantes y útiles para el vino fino, pero su uva delicada y temprana se raja y pudre facilmente con la lluvia: el perruno da mostos olorosos pero es de tardía fructificacion, asi

como el mantuo de pila que no es por otra parte á propósito para buenos vinos: la uva calona como la mollar de color tinto son muy dulces y tempranas, principalmente la primera, que se destina por estas cualidades para verdeo, sucediendo lo mismo con la beba que abunda en las arenas: el cañocazo es muy dulce y temprano y delicada su uva como la del albillo, pero muy útil para vinos finos y olorosos y tambien para el dulce unido al Pedro Ximenez: los moscateles no se dan con provecho en todas las tierras y prefieren generalmente las negras ó de bugeo: casi lo mismo sucede al Pedro Ximenez, que se halla sin embargo en todas siendo vidueño casi indispensable para la formacion de los buenos vinos de Jerez."

El actual Consejo Regulador admite únicamente las variedades Palomino, Pedro Ximénez y Moscatel. Prácticamente el 96% de las cepas del Marco corresponden a la primera casta citada. Dentro del grupo Palomino, el más abundante es el llamado Palomino fino.

La tabla siguiente contiene la información de la empresa Pedro Domecq, S.A. (1996) sobre el porcentaje ocupado por cada variedad, así como el tipo de suelo en el que generalmente se encuentra.

Tabla 3

**PORCENTAJE DE SUPERFICIE DEL MARCO DEL JEREZ
OCUPADA POR CADA VINÍFERA.**

VARIETADES	TIPO DE SUELO	PORCENTAJE
Palomino	Albarizas	96%
Pedro Ximénez	Barros y Arenas, y al pie de las lomas de albariza	3%
Moscatel	Barros y Arenas (Rota y Chipiona)	1%

A continuación, se recogen algunos de los principales caracteres ampelográficos del Palomino fino, vidueño sobre el que se ha realizado el seguimiento del mosquito verde contenido en esta publicación, según García de Luján et al. (1990), trabajo del que se han extraído los datos agronómicos que figuran más adelante.

El Palomino fino pertenece a la Proles Occidentalis y se caracteriza por tener hojas pentagonales grandes, de color verde oscuro y seno peciolar en V, que poseen en el envés una alta densidad de pelos tumbados entre los nervios. Los racimos suelen

estar conformados por un elevado número de bayas, aunque no son muy compactos, y aparecen, como mucho, dos por pámpano. Las bayas son de un tamaño mediano, de un color verde-amarillo muy uniforme, con una piel muy fina. Esta variedad, fundamental para la elaboración de los vinos de la zona, se adapta muy bien a la poda jerezana y a los suelos de albariza (Fernández de Bobadilla, 1956) (Figuras 23 y 24).

Las fechas medias de los principales estados fenológicos, así como sus producciones medias, aparecen en la siguiente tabla.

Tabla 4

CALENDARIO APROXIMADO DE LOS PRINCIPALES ESTADOS FENOLÓGICOS Y PRODUCCIÓN MEDIA DE LA VARIEDAD PALOMINO FINO.

BROTACIÓN	4 de marzo
FLORACIÓN	20 de mayo
ENVERO	19 de julio
MADURACIÓN	13 de septiembre
CAÍDA DE LA HOJA	22 de noviembre
Kg DE UVAS/CEPA	5,08
Kg MADERA PODA/CEPA	0,64

III.7. RELACIÓN DE LAS PRINCIPALES PLAGAS Y ENFERMEDADES PRESENTES

A continuación, se ofrecen algunos comentarios sobre los principales patógenos y artrópodos fitófagos de la vid que, además de la filoxera, causan problemas en el Marco del Jerez. Lógicamente, éstos son más extensos en el caso de las especies que han sido empleadas en los ensayos que conforman el presente trabajo.

La polilla del racimo, *Lobesia botrana* Denis & Schiffermüller (Lepidoptera, Tortricidae), ha sido considerado hasta la actualidad como uno de los principales problemas sanitarios en la zona que nos ocupa (Del Tío, 1996) por potenciar, además, la proliferación de focos con podredumbre gris, *Botrytis cinerea* Pers., aunque la implantación del sistema de confusión sexual (Castillo *et al.*, 1994; Castillo, 1996) está dando buenos resultados (Figura 25).

Sparganothis pilleriana Schiffermüller (Lepidoptera, Tortricidae) es una polilla, conocida vulgarmente como “piral”, que causa algunos daños en las hojas y que raramente ataca a los racimos. Es frecuente encontrarla sobre diversos portainjertos. Su incidencia actual en el área de estudio es baja.

Cryptoblabes gnidiella Miller (Lepidoptera, Piralidae) se considera parásito secundario, ya que para su penetración en las bayas, las orugas de esta especie aprovechan las heridas producidas por *L. botrana*, aunque se han encontrados ataques primarios en uvas con piel muy fina, como es el caso de la variedad Palomino fino. De hecho, en Sanlúcar de Barrameda, se ha citado con carácter de plaga durante algunas campañas (Castillo, 1990). Parece ser que, en zonas próximas al litoral, puede competir con *L. botrana* por el mismo nicho (Del Tío et al., 1994).

Kaloterms flavicollis (Fabricius) (Isoptera, Kalotermitidae), constituye una de las principales plagas del viñedo meridional de la Península Ibérica y del viñedo andaluz en particular (López et al., 1998a). Su infestación, junto a los periodos prolongados de sequía constituyen las dos causas fundamentales del envejecimiento del viñedo jerezano (López, 1997). Su control químico, dado su desarrollo en el interior de la madera de las cepas, se hace bastante difícil.

Reticulitermes lucifugus Rossi (Isoptera, Rhinotermitidae) es una especie que ataca generalmente a la madera muerta de las cepas y que suele aperecer en todas las zonas donde se encuentra *K. flavicollis* (Ferrero, 1988; Prota, 1987). Se la puede considerar una plaga secundaria del viñedo, ya que se instala en aquellas cepas que están próximas a morir.

Haltica ampelophaga (Guérin-Ménéville) (Coleoptera, Chrysomelidae) ha sido una plaga secular del viñedo español y jerezano, cuya incidencia era mínima tras el uso de los insecticidas de síntesis (Ocete et al., 2001). Hasta hace unos años únicamente se registraban algunos focos en zonas de viña y parras aisladas próximas a edificaciones iluminadas que servían como atracción a los adultos.

Planococcus citri (Risso) (Hemiptera, Pseudococcidae) se conoce en la zona jerezana con el nombre de “mangla”, donde se la puede considerar una plaga secundaria, aunque, en ocasiones, puede atacar directamente a las bayas. De todas formas, como la mayor parte de la uva del Marco se destina a vinificación, el daño económico producido no es tan grave como en el caso de las zonas de producción de uva de mesa (Toledo, 1992).

El “mosquito verde”, *Jacobyasca lybica* (Bergevin y Zanon) del que ya se ha hecho referencia.

Pulgones: la mayor parte de las colonias de pulgones están integradas por *Aphis gossypii* Glover (Hemiptera, Aphididae). Este áfido se ha encontrado en otros viñedos del sur de Europa, como los de Italia (Barbagallo y Stroyan, 1994) y de Portugal (Ilharco, 1996), pero en ellos no llega a tener consideración de plaga real. Las mayores infestaciones se registran en las instalaciones para producir uva de mesa. Los tratamientos realizados con diversas materias activas, entre las que se encuentran esfenvalerato, pirimicard, fenitotrión, clorpirifos y flufenoxuron, han puesto de manifiesto la necesidad de alternarlas, ya que la escasa eficacia de los tratamientos continuados con una sola de ellas sugiere la existencia del desarrollo de resistencia por parte del áfido.

Trips: en los viñedos de Jerez se ha detectado, en los últimos años, la presencia de tres especies de tisanópteros *Drepanothrips reuteri* Uzel, *Frankliniella occidentalis* Pergande y *Oxythrips* sp. La incidencia económica directa no es grande, por las mismas razones expuestas en el caso de la mangla. Todos ellos atacan a las hojas jóvenes y a las bayas, provocándoles unas necrosis o suberizaciones (según la especie) que hacen inservibles a las uvas de mesa (Lucas, 1996).

Tetranychus urticae Koch (Acari, Tetranychidae) es también una plaga sumamente polífaga, muy frecuente en cultivos de invernadero. El establecimiento de los nidos de este ácaro en el envés de las hojas de vid provoca la aparición de manchas cloróticas, de aspecto más o menos subcircular, que posteriormente se necrosan, induciendo una abscisis precoz, que incide directamente en una pérdida del grado de azúcar y peso de la cosecha (Arias y Nieto, 1981). Cuando existe una fuerte defoliación, se producen rebrotes que provocan una pérdida de reservas de la planta (Arias, 1992a). En otoño, las hembras invernantes se refugian en la corteza de las cepas, hojarasca y algunos contingentes se siguen desarrollando sobre otros cultivos y malas hierbas.

Colomerus vitis (Pagenstecher) (Acari, Eriophyidae). De esta especie se conocen tres razas; de ellas, en los viñedos del área jerezana, se encuentran síntomas de la que origina falsas agallas en las hojas ("erineum strain") y de la que afecta al desarrollo de las yemas ("bud mite"). Esta última es la que puede producir daños económicos en la zona (Belmonte y Cordero, 1990).

Uncinula necator Burr. Esta enfermedad, conocida comúnmente con el nombre de "oídio", es producida por un hongo que ataca tanto a las hojas como a los racimos (Pérez de Obanos, 1992) y tiene en la zona de Jerez una incidencia notable, debido a lo templado de su clima por su cercanía al mar, que exige varios tratamientos anuales con azufre en polvo o con fungicidas líquidos.

Plasmopara viticola Berl. y de Toni. Puede atacar a todos los órganos verdes de la planta, causando graves daños si las condiciones climáticas le son favorables (Pérez, 1992). Su incidencia había disminuido en el viñedo jerezano a causa de la sequía, pero las lluvias de los últimos años han hecho que el “mildiu” esté volviendo a resurgir.

Botrytis cinerea Pers. Este hongo prolifera en las bayas cuando se encuentran lesionadas, como consecuencia del ataque de la polilla del racimo, como ya hemos comentado; de un fuerte ataque de oídio, que también desquebraja el hollejo; quemaduras por insolación, o debidas a acúmulos de azufre de los tratamientos antióidio o a un exceso de abonado nitrogenado, etc.

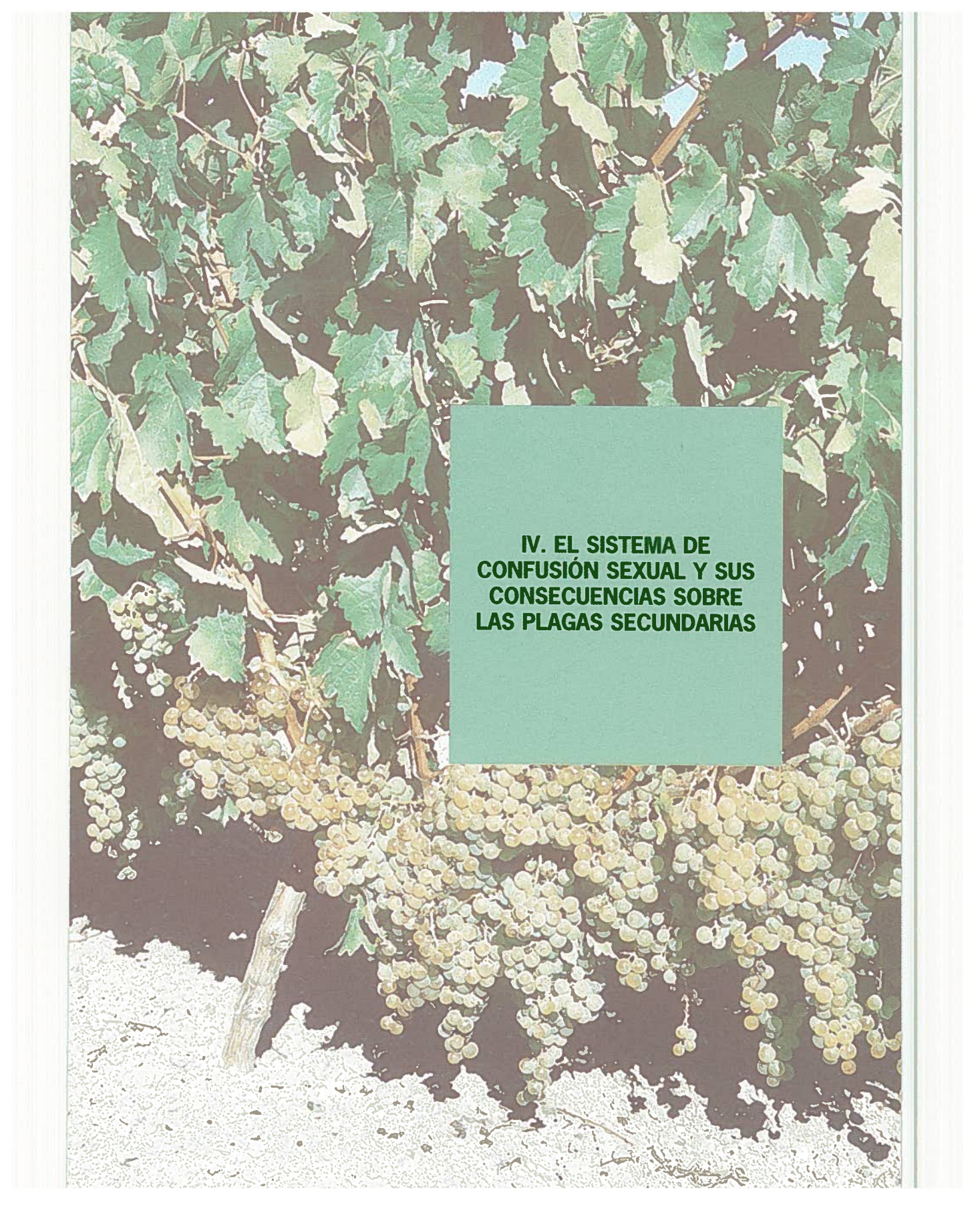
Si el ataque del hongo es severo, proliferan algunas especies de levaduras no deseables que inician una serie de fermentaciones, debido a lo cual, los mostos presentan determinadas sustancias que afectan negativamente a sus características organolépticas. A veces, también se produce una tardanza de la fermentación en la bodega.

Por último, debe hacerse una referencia a la extensión de problemas causados por los denominados *hongos de madera*, que producen una sintomatología similar a la de *Eutypa lata* (Pers.:Fr.) Tul. & C. Tul., que produce la eutipiosis (Carter, 1975). En la actualidad, se desconoce cuál es el conjunto de especies presentes en la zona del Marco de Jerez.

Otras enfermedades fúngicas mencionables son la yesca, excoriosis y la podredumbre de raíz.

Referente a bacterias y micoplasmas, cabe indicar que, hasta el momento, no hemos hallado síntomas de flavescencia dorada, que es transmitida por el cicadélido *Scaphoideus titanus* Ball, de la que ya se han registrado síntomas en las comarcas vitícolas de Cataluña.

La virosis más frecuente es la del *entrenudo corto infeccioso* o *del amarilleo canario* (*Grapevine fanleaf virus*), transmitida, probablemente, por nematodos de la especie *Xiphinema index* Thorne y Allen. Este nepovirus es el más frecuente en todas las regiones vitícolas (Martelli y Savino, 1990; Raski *et al.*, 1983). Las cepas infectadas son conocidas en la zona por *cepas carrasqueñas* o *canarias*.



**IV. EL SISTEMA DE
CONFUSIÓN SEXUAL Y SUS
CONSECUENCIAS SOBRE
LAS PLAGAS SECUNDARIAS**

La primera detección en el Marco del Jerez de la polilla del racimo, *Lobesia botrana* (Denis & Schiffermüller) (Lepidoptera, Tortricidae), fue llevada a cabo por la Estación de Viticultura y Enología de Jerez de La Frontera (Pemán, 1960). Los primeros síntomas detectados fueron los correspondientes a la pudrición de los racimos por efecto del hongo *Botrytis cinerea*.

Desde el asentamiento de esas poblaciones, el lepidóptero, dadas las condiciones ecoclimatológicas del área, se ha convertido en la principal plaga de artrópodos de la zona. De hecho se han llegado a dar hasta 7 tratamientos/temporada teniéndolo como blanco. Éstos servían, a su vez, para controlar a otras plagas secundarias. En 1981 comenzaron a desarrollarse las bases para el control integrado del viñedo con el nacimiento de las ATRIA. A partir de 1994 comenzó a consolidarse el uso del sistema de confusión sexual contra la polilla (Castillo et al., 1994; Castillo, 1995), que en la actualidad se extiende por más de 4.500 ha.

En las parcelas sujetas a este sistema de lucha biorracional, los niveles poblacionales del lepidóptero se fueron reduciendo cada año, lo que ha permitido disminuir los tratamientos químicos convencionales, o las aplicaciones de juvenoides con *Bacillus thuringiensis* Berliner (Figuras 26-27). Este hecho va a catalizar que varias plagas consideradas secundarias se vayan progresivamente convirtiendo en agentes causantes de daños crecientes en el viñedo jerezano. En concreto, el análisis de los resultados de los muestreos de las ATRIA indican un aumento en los niveles poblacionales de altica, mosquito verde, pulgón, mangla y trips, desde 1995 hasta 2003.

Dentro de las plagas indicadas en el párrafo anterior, el principal aumento de daños en uva para vinificación se deben al crisomélido y cicadélido.

Los censos realizados de altica han puesto de manifiesto una infestación creciente del crisomélido. Los mayores daños son causados por los imagos hibernantes que rompen la diapausa cuando el viñedo se encuentra en el periodo de brotación, entre la última semana de marzo y primera de abril. Por ese motivo, suelen ser cada

vez más frecuentes los tratamientos de los imagos que rompen la diapausa a base de materias activas como el dimetoato y clorpirifos.

Se han llegado a cuantificar más de 20 adultos/brote. La destrucción de esos primordios implica una importante pérdida del rendimiento en peso de la cosecha. El resto de generaciones, al alimentarse de las hojas, causan daños mucho más leves. Cabe destacar que, en el caso de la parcela de regadío perteneciente al CIFA Rancho de la Merced, el nivel de infestación del crisomélido durante el verano es muy superior, pudiéndose registrar hasta más de 12 formas móviles/hoja, frente a 4 en parcelas de secano limítrofes y pertenecientes a la misma unidad de explotación. Este hecho se debe a la continua producción de hojas tiernas, que son las preferidas por el coleóptero.

Referente a los mosquitos verdes, el cómputo de los resultados arroja, igualmente, una alarmante subida de sus niveles poblacionales en los últimos años, con las consecuencias ya reseñadas al hablar de los daños causados. Ha de tenerse en cuenta que el viñedo, dentro de la zona geográfica de estudio, es uno de los escasos cultivos verdes que existen durante el verano e inicios del otoño. Por ese motivo, tras la cosecha de la remolacha azucarera de siembra otoñal, hortalizas y, posteriormente, de girasol y algodón, se convierte en el principal reclamo para estos cicadélidos. Ello explica que, en muchos casos, se superen las 14 formas móviles/hoja. Al igual que ocurría en el caso del coleóptero anterior, los mayores niveles poblacionales, hasta 22 individuos preimaginales, se han detectado en la citada parcela experimental con regadío.

Para intentar controlar al cicadélido, se realizan varios tratamientos pre y postvendimia, generalmente, a base de materias activas como el clorpirifos y dimetoato.

En definitiva, puede concluirse que la reducción de los tratamientos químicos contra la polilla del racimo en el Marco del Jerez ha provocado un ascenso de daños causados por los fitófagos indicados. Ello supone un problema que hay que resaltar y subsanar, ya que dificulta la efectividad de aplicación de programas de Producción Integrada de Uva. Es necesario destacar que, si proliferan las explotaciones de regadío, los problemas causados por la altica y mosquitos verdes tenderán, probablemente, a aumentar.



**V. INTRODUCCIÓN AL
ESTUDIO DE LA
DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DE
LOS INSECTOS PLAGA**

the 1990s, the number of people in the world who are undernourished has increased from 600 million to 800 million (FAO 2001).

There are a number of reasons for this increase. First, the world population has increased from 5 billion in 1987 to 6 billion in 2000, and is projected to reach 9 billion by 2050 (UN 2000). Second, the world population is becoming increasingly urbanized, and the urban population is growing faster than the rural population (UN 2000). Third, the world population is becoming increasingly aged, and the aged population is growing faster than the young population (UN 2000).

There are a number of reasons for this increase. First, the world population has increased from 5 billion in 1987 to 6 billion in 2000, and is projected to reach 9 billion by 2050 (UN 2000).

Second, the world population is becoming increasingly urbanized, and the urban population is growing faster than the rural population (UN 2000). Third, the world population is becoming increasingly aged, and the aged population is growing faster than the young population (UN 2000). Fourth, the world population is becoming increasingly mobile, and the mobile population is growing faster than the stationary population (UN 2000).

Fifth, the world population is becoming increasingly diverse, and the diverse population is growing faster than the homogeneous population (UN 2000).

Sixth, the world population is becoming increasingly educated, and the educated population is growing faster than the uneducated population (UN 2000).

Seventh, the world population is becoming increasingly healthy, and the healthy population is growing faster than the unhealthy population (UN 2000).

Eighth, the world population is becoming increasingly wealthy, and the wealthy population is growing faster than the poor population (UN 2000).

Ninth, the world population is becoming increasingly democratic, and the democratic population is growing faster than the authoritarian population (UN 2000).

Tenth, the world population is becoming increasingly free, and the free population is growing faster than the unfree population (UN 2000).

Eleventh, the world population is becoming increasingly happy, and the happy population is growing faster than the unhappy population (UN 2000).

Twelfth, the world population is becoming increasingly peaceful, and the peaceful population is growing faster than the non-peaceful population (UN 2000).

Thirteenth, the world population is becoming increasingly just, and the just population is growing faster than the unjust population (UN 2000).

Fourteenth, the world population is becoming increasingly fair, and the fair population is growing faster than the unfair population (UN 2000).

Fifteenth, the world population is becoming increasingly honest, and the honest population is growing faster than the dishonest population (UN 2000).

Sixteenth, the world population is becoming increasingly virtuous, and the virtuous population is growing faster than the non-virtuous population (UN 2000).

Seventeenth, the world population is becoming increasingly noble, and the noble population is growing faster than the non-noble population (UN 2000).

Eighteenth, the world population is becoming increasingly heroic, and the heroic population is growing faster than the non-heroic population (UN 2000).

Nineteenth, the world population is becoming increasingly brave, and the brave population is growing faster than the non-brave population (UN 2000).

Twentieth, the world population is becoming increasingly strong, and the strong population is growing faster than the non-strong population (UN 2000).

Twenty-first, the world population is becoming increasingly beautiful, and the beautiful population is growing faster than the non-beautiful population (UN 2000).

Twenty-second, the world population is becoming increasingly wise, and the wise population is growing faster than the non-wise population (UN 2000).

Twenty-third, the world population is becoming increasingly kind, and the kind population is growing faster than the non-kind population (UN 2000).

Twenty-fourth, the world population is becoming increasingly gentle, and the gentle population is growing faster than the non-gentle population (UN 2000).

Twenty-fifth, the world population is becoming increasingly soft, and the soft population is growing faster than the non-soft population (UN 2000).

Twenty-sixth, the world population is becoming increasingly sweet, and the sweet population is growing faster than the non-sweet population (UN 2000).

Twenty-seventh, the world population is becoming increasingly pleasant, and the pleasant population is growing faster than the non-pleasant population (UN 2000).

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 ecológico (Castella *et al.*, 1999; Mazza de Gaiad *et al.*, 1996; Hall *et al.*, 1997). Un correcto control va estrechamente ligado al conocimiento de la distribución espacial del insecto.

Las interacciones que determinan la distribución y abundancia de los insectos plagas en el campo son muy complejas y responden a factores intrínsecos y extrínsecos (Taylor y Woiwod, 1980). En muchos casos, estos cambios son el resultado de la acción del hombre.

Los factores que afectan la distribución espacial y la dinámica poblacional de los insectos plaga son diversos, variando en intensidad entre períodos de recolección de datos y entre sitios. Algunos de estos factores son la fecundación de las hembras, los enemigos naturales, la competencia, las condiciones climáticas, las enfermedades, la dispersión y migración y la calidad del alimento (Taylor *et al.*, 1983).

El conocimiento de la distribución espacial de las poblaciones de insectos plaga es de gran importancia para la elaboración de programas de manejo integrado. Tal conocimiento permite el desarrollo exacto y eficiente de métodos de muestreo, de tácticas de control y de valoraciones de riesgo (por ejemplo: perfil de áreas que probablemente tengan poblaciones altas de insectos plaga y pérdidas económicas) (Taylor, 1961; Boiteau *et al.*, 1979; Ruesink, 1980; Taylor, 1984). Las relaciones espaciales de los insectos son a menudo manifestaciones de las características y necesidades biológicas inherentes de la especie, influidas por la planta hospedadora y el medio ambiente (Taylor, 1984). La densidad de los insectos también puede jugar un papel importante en la determinación del tipo de relación en una cierta distribución espacial. En algunos insectos un aumento de su densidad puede cambiar su distribución espacial (Taylor y Woiwod, 1982; Trumble *et al.*, 1983; Nowierski y Gutierrez, 1986; Faleiro *et al.*, 2002). El conocimiento de como las densidades de los insectos y sus distribuciones espaciales cambian en el tiempo, puede ser de

gran importancia en el desarrollo de métodos precisos de muestreo en el campo y sus consiguientes beneficios (Kuno, 1991).

V.1. ESTUDIOS SOBRE LA DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DE *J. lybica*

En la actualidad se conoce muy poco sobre la distribución espacial de *J. lybica* en viñedo. Este insecto se está convirtiendo en un serio problema sanitario para las regiones vitícolas españolas meridionales, lo cual hace necesario conocer con detalle su distribución espacial en el cultivo. No obstante, en España aún no se tiene registrado ningún trabajo al respecto, salvo el publicado por Ramírez et al. (2002).

Delrio et al. (2001) llevaron a cabo una investigación para determinar la distribución espacial de las ninfas de *J. lybica* en la región de Sardinia (Italia), durante los años 1999-2000. Muestrearon hojas primarias y secundarias de cada planta seleccionada para el estudio. Encontraron que *J. lybica* no tenía preferencia en el ataque entre hojas primarias y secundarias. Detectaron que la distribución espacial de *J. lybica* en las hojas primarias no fue homogénea. Sin embargo, hallaron que la mayor densidad de este insecto plaga se encontraba en las hojas de la parte media de las cepas de viña estudiadas y únicamente en los primeros muestreos del estudio las hojas de la parte alta de las cepas de viña fueron las más infestadas. Indicaron que la explicación para este comportamiento del mosquito verde no solo está influenciada por la interacción planta-insecto, sino que también por las condiciones microclimáticas. De hecho, la densidad mayor del mosquito verde la observaron en las cepas de viñas expuestas más hacia el norte, con respecto a las expuestas hacia el sur. Todo lo anterior parece indicar que el insecto prefiere permanecer en la porción más fresca del follaje. Asimismo, detectaron que el insecto fue menos abundante en las hojas muy expuestas a la insolación directa, situadas generalmente en la parte superior de las cepas de viña, así como en las situadas en la parte más inferior de las cepas de viña. Las hojas más viejas tienen un rango bajo de transpiración y presentan temperaturas más altas debido a su proximidad a la tierra. Encontraron que con respecto a la densidad de ninfas de *J. lybica* había una diferencia significativa en todos los muestreos realizados, excepto en uno, entre las plantas muestreadas, pero no había diferencia entre los brotes nuevos de la vid y entre las filas de plantas estudiadas. Por lo tanto, en general concluyeron que los muestreos se pueden realizar sin la estratificación adicional en subzonas, por lo menos si se trabaja en lotes experimentales pequeños. Por otro lado, las diferencias que encontraron entre plantas indican que es necesario un abundante número de muestreos, para evitar errores en la estimación de la infestación. Señalan además que el muestreo de brotes nuevos de la vid dentro de cada planta se puede omitir. Utilizando el modelo de Tay-

lor (Taylor *et al.*, 1983) demostraron que las ninfas de *J. lybica* tenían una distribución levemente agregada dentro del viñedo. Sin embargo, este estudio no tiene en cuenta las limitaciones del modelo de Taylor, muy sensible a la escala espacial del muestreo, y no considera la exacta localización espacial de las muestras.

V.2. ESTADÍSTICA ESPACIAL

Los métodos comúnmente utilizados en la estadística "clásica" 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 paquete 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 (Isaaks 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; Blom y Fleischer, 2001).

Otra metodología espacial próxima a la geoestadística que ha sido desarrollada recientemente es el llamado Análisis Espacial por Índices de Distancia (SADIE). Esta metodología también permite el desarrollo de mapas de distribución (Perry, 1996).

V.2.1. ANTECEDENTES DE LA GEOESTADÍSTICA

Los orígenes de la Geoestadística están en la minería. Como antecedentes suelen citarse los trabajos de Sichel (1947 y 1949) y Krige (1951). El primero observó la naturaleza asimétrica de la distribución del contenido de oro en las minas sudafrí-

canas, la equiparó a una distribución lognormal y desarrolló las fórmulas básicas para esta distribución. Ello permitía una primera estimación de las reservas, pero suponía implícitamente que los datos eran independientes, en clara contradicción con la experiencia de que existen “zonas” mas ricas que otras. Un primera aproximación a la solución de este problema fue dada por Krige que propuso una variante del método de medias móviles que puede considerarse equivalente al del krigeado simple que, como se describirá mas adelante en material y métodos, es uno de los métodos básicos de interpolación lineal. Sin embargo, la formulación rigurosa de la teoría vino de la mano de Matheron, en 1961, y su grupo en la Escuela de Minas de Paris (Samper y Carrera, 1996).

Matheron (1962) padre de la Geoestadística en su forma actual, la definió como “la aplicación del formalismo de las funciones aleatorias al reconocimiento y estimación de fenómenos naturales”. La función aleatoria se puede visualizar como una variable aleatoria definida en todos los puntos del espacio, o lo que es igual, cada realización de la función aleatoria es una función espacial. Según Journel (1986), el concepto de función aleatoria es la “piedra angular” de la Geoestadística. Menciona que este concepto hay que entenderlo más como un modelo que como un ente con una significación física. Entendiendo como un modelo de la realidad física, el concepto de función aleatoria proporciona la herramienta más completa para el análisis de muchos fenómenos naturales distribuidos espacialmente. Lo característico de las funciones aleatorias es que cada realización se puede concebir como suma de una componente estructurada y otra aparentemente errática (Chica Olmo *et al.*, 1995). La componente estructurada es la que permite asegurar que, si nos encontramos en una zona en que se han realizado varias medidas por encima de lo normal, lo más probable es que las medidas adicionales también sean altas. La componente aleatoria es la que impide predecir con exactitud el valor de dichas hipótesis medidas (Chilés y Delfiner, 1999). Es necesario una formulación del problema que tenga en cuenta los dos componentes de las funciones aleatorias, de tal forma que sea posible una representación simple de la variabilidad espacial, que sea consistente desde un punto de vista teórico y operativa desde un punto de vista práctico (Chica Olmo *et al.*, 1995). A este respecto, Matheron (1971) propone dos métodos: el método transitivo y el método basado en la teoría de las funciones aleatorias. El método transitivo es absolutamente general y se basa en consideraciones determinísticas. El método basado en la teoría de las funciones aleatorias introduce una interpretación probabilística de la variable regionalizada y requiere una serie de hipótesis acerca de la función aleatoria (estacionalidad, etc.) (Figura 28). Desde un punto de vista teórico ambos métodos conducen a resultados equivalentes, lo cual es importante desde un punto de vista metodológico. Sin embargo, según Matheron el método de las funciones aleatorias es preferible por dos motivos:

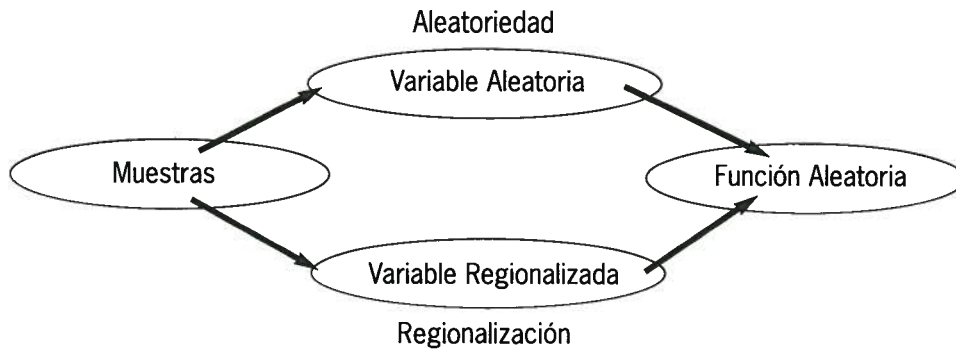


Figura 28. El modelo de la Función Aleatoria.

El enfoque probabilístico permite tener en cuenta las fluctuaciones erráticas de la variable regionalizada.

Aunque el método transitivo es absolutamente general, requiere ciertas hipótesis a la hora de calcular las varianzas de estimación. El significado epistemológico de estas hipótesis resulta ser idéntico a la necesidad de considerar la esperanza matemática. Por tanto, dado que no es realmente posible evitar la interpretación probabilística parece más adecuado considerarla explícitamente.

El formalismo de las funciones aleatorias se aplica principalmente al estudio y caracterización de fenómenos naturales, lo que conduce a varios tipos de aplicaciones de las técnicas geoestadísticas (Wackernagel, 1998). El primero es la estimación a partir de un conjunto de medidas. La innovación de la Geoestadística es que permite obtener no sólo la estimación sino también una medida de incertidumbre. La estimación suele producir mapas que son más “suaves” que la realidad. Por ello, en los casos en que la variabilidad espacial sea de interés es necesario recurrir a técnicas de simulación (segundo grupo de aplicaciones de la Geoestadística), a fin de obtener realizaciones plausibles de la variable estudiada. Otro tipo de aplicaciones son las que resultan del hecho de que al proporcionar medidas sobre la incertidumbre de la estimación, la Geoestadística constituye un marco ideal para seleccionar la ubicación de puntos de muestreo de forma que se minimice la incertidumbre de estimación. Sobre esta base, el número de aplicaciones a que da lugar en cada rama del conocimiento resulta innumerable (Rivoirard *et al.*, 2000; Webster y Oliver, 2001).

Desde la minería, las técnicas Geoestadísticas se han exportado a otros muchos campos y, como técnica, la Geoestadística parece haber alcanzado su madurez.

De hecho en la actualidad, los ámbitos de aplicación de la Geoestadística abarcan la Minería, la Industria Petrolífera, la Geología, la Meteorología y Climatología, la Cartografía de suelos y Edafología, la Hidrología y Geohidrología, la Silvicultura, la Ecología, la Patología vegetal, la Epidemiología, la Entomología, las Ciencias Ambientales, la remediación de suelos contaminados y la Salud Pública (Chilés y Delfiner, 1999).

La interpretación probabilística de una variable regionalizada $z(x)$ como realización de una función aleatoria $Z(x)$ tiene sentido operativo sólo si es posible inferir, al menos en parte, la función de distribución o ley de probabilidad de $Z(x)$ (Figura 29). En general, no es posible la inferencia estadística a partir de una sola realización, de la misma manera que no es posible reconstituir la función de distribución de una variable aleatoria a partir de una sola observación. Para hacer posible la inferencia estadística, se hace imprescindible introducir hipótesis adicionales acerca de $Z(x)$ para poder reducir el número de “parámetros” de los que depende la función de distribución. Estas hipótesis tienen que ver con la homogeneidad espacial de la función aleatoria. Por ejemplo, suponer que la función aleatoria es estacionaria puede interpretarse como equivalente a que la función aleatoria se “repite” en el espacio y esta “repetición” proporciona la información equivalente a muchas realizaciones de la misma función aleatoria, permitiendo de esta forma la posibilidad de la inferencia estadística (Olivier y Webster, 1990).

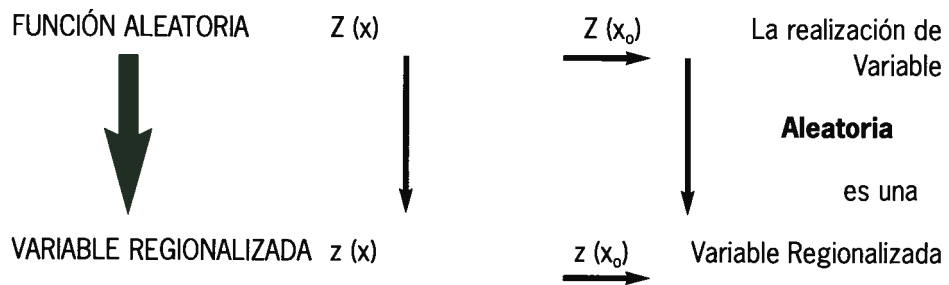


Figura 29. La Variable Regionalizada como una realización de una Función Aleatoria.

A este mismo aspecto se refieren Goovaerts (1997) y Houlding (2000), al decir que las funciones aleatorias tienen distribuciones multidimensionales, por lo que hay que establecer una hipótesis sobre las características de estas distribuciones. Se introduce la hipótesis de estacionalidad. Suponer estacionalidad es importante para poder tratar los datos en diferentes puntos como si fueran realizaciones diferentes de la propiedad. Estacionalidad significa que la función de distribución del proceso aleatorio tiene características que son iguales en todos los puntos (pri-

mer y segundo momento). Esta hipótesis supone que la media es constante en todos los puntos u (estacionalidad de primer orden), que la varianza es finita y constante en todos los puntos u (estacionalidad de segundo orden) y que la covarianza tan sólo depende de la separación (h) entre dos puntos y no de su posición absoluta.

Por otro lado, con el objeto de facilitar la inferencia estadística de una función aleatoria $Z(x)$ suele ser conveniente introducir la hipótesis de ergodicidad. En su forma más general, se dice que un proceso es ergódico si se pueden determinar todos sus estadísticos a partir de una sola de sus realizaciones. Por ejemplo si la función aleatoria $Z(x)$ es una propiedad de un acuífero, cada realización de la función aleatoria puede interpretarse como un acuífero distinto. Por tanto, el conocimiento de la esperanza matemática $E[Z(x_0)]$, o de cualquier otro estadístico de Z , requeriría conocer el valor de dicha propiedad en el punto x_0 en cada uno de los distintos acuíferos. En la práctica, sólo se puede disponer de información en un *único* acuífero (una sola realización). La hipótesis de ergodicidad surge como una forma de soslayar esta dificultad ya que la estimación de los estadísticos de Z , puede expresarse como la media de los valores observados en un único acuífero (Samper y Carrera, 1996; Rivoirard, 2000).

V.2.2. GEOESTADÍSTICA APLICADA A ESTUDIOS ENTOMOLÓGICOS.

La aplicación de los métodos geoestadísticos para cuantificar los patrones espaciales en los estudios entomológicos es relativamente nueva, actualmente hay pocos ejemplos en la literatura entomológica.

A continuación, se detallan algunos trabajos de investigación en los cuales se utilizaron las herramientas geoestadísticas con el fin de determinar la distribución espacial de los insectos plaga.

Kemp *et al.* (1989) realizaron un trabajo en el que compararon la relación espacial de saltamontes en tres regiones de Montana, USA. Para tal fin elaboraron semivariogramas para cada una de las tres localidades. En base a ellos, encontraron una relación fuerte entre la variabilidad de los conteos de saltamontes separados por una distancia menor a 90 kilómetros en la primera región, a 112 kilómetros en la segunda y a 43 kilómetros en la tercera región. Hallaron diferencias importantes en los valores de los parámetros de los respectivos semivariogramas, consideraron que la topografía y el manejo del suelo en las respectivas zonas fueron las razones para tal diferencia. Además, mediante la técnica del krigeado elaboraron mapas regionales para establecer la distribución espacial de los saltamontes en cada una

de las regiones estudiadas, así como áreas de riesgo de infestación. Tales mapas les fueron de utilidad para diseñar un programa de control de los insectos. Finalmente, señalan el fuerte potencial del desarrollo de semivariogramas y de la técnica del krigeado en el contexto del manejo integrado de plagas.

Schotzko y O'Keeffe (1989) evaluaron la distribución espacial en cinco localidades, durante dos años de *Lygus hesperus* Knight (Heteroptera, Miridae) en lentejas. Señalan que la geoestadística usa variaciones temporales o espaciales, para determinar el grado de asociación y dependencia de datos relacionados. Estos análisis revelan inicialmente una distribución espacial uniforme para los adultos y las ninfas de esta plaga, la cual va variando según se desarrolla el cultivo y cambian las densidades poblacionales. Posteriormente se detecta que los adultos se distribuyen de manera agregada. A mitad del desarrollo fenológico del cultivo, la distribución de los adultos fue agregada en densidades bajas y era uniforme en densidades más altas. Y al final del desarrollo del cultivo, los adultos presentaban otra vez, una distribución agregada. Las ninfas presentaron patrones de distribución que variaron de azar a uniforme, hasta ya avanzado el desarrollo del cultivo, cuando la densidad poblacional aumentó, entonces su distribución espacial fue agregada.

Liebhold et al. (1991) cuantificaron la dependencia espacial de las densidades de masas de huevos de la polilla gitana (Lepidoptera, Lymantriidae) en cuatro localidades, a escalas que abarcaron desde 25 metros a 100 kilómetros. Encontraron pequeñas evidencias de una dependencia espacial a grandes distancias. Utilizando el krigeado ordinario elaboraron mapas de estimas interpoladas de las densidades de masas de huevos de la polilla gitana. Señalan además, que este tipo de mapas pueden ser de gran utilidad en el desarrollo más eficiente de programas de manejo de esta plaga.

Crist (1998) estudió la escala de distribución de las termitas subterráneas *Reticulitermes tibialis*, en un ecosistema de estepa en Colorado (Estados Unidos). La Geoestadística fue utilizada para modelizar la probabilidad de presencia de las termitas a lo largo de un transecto de 900 metros, e identificar la extensión de la distribución y el papel potencial de las termitas en el ecosistema estudiado. La semivarianza fue calculada entre pares de muestras de diferentes distancias y se usó el krigeado para interpolar la probabilidad de presencia de las termitas a lo largo del transecto. El semivariograma señaló una dependencia espacial en la distribución de las termitas entre muestras separadas entre 10 y 330 metros y convergió en la varianza poblacional a distancias mayores de 330 metros. Lo cual sugiere que la dependencia espacial aclara mucho la escala de variación en la distribución de las termitas. Crist

determinó que la distribución de las termitas estuvo significativamente asociada con la proximidad a un determinado arbusto, lo cual mostró una dependencia espacial fuerte a escalas menores de 500 metros. El autor puntualiza además, que estas aproximaciones geoestadísticas son de gran interés como base para estudios posteriores sobre las termitas en estos ecosistemas, donde su papel en la descomposición de la celulosa y en el ciclo de nutrientes se desconoce.

Brandhorst-Hubbard *et al.* (2001) elaboraron mapas de distribución espacial de las poblaciones de invertebrados del suelo, muestreados por métodos acústicos y por conteo directo en excavaciones, para ello elaboraron semivariogramas para las especies de invertebrados del suelo (la mayoría de ellos eran Coleópteros) y utilizaron la técnica del krigeado para obtener las estimaciones de la población de estos organismos, necesarias para elaborar los mapas correspondientes. El trabajo fue realizado en dos ocasiones en un campo de heno de Grove Hill y en una ocasión en un campo de heno de Auburn, ambas localidades situadas en Alabama. Los mapas elaborados utilizando los datos obtenidos del método por excavación y por el método de muestreo acústico se compararon, para ello se correlacionaron las estimaciones (obtenidas por krigeado) de los invertebrados del suelo contados por medio de la excavación, con las estimaciones (obtenidas por krigeado) del conteo de sonidos por minuto. En la localidad de Auburn, ambas estimaciones estuvieron positivamente correlacionadas.

V.2.3. ANÁLISIS ESPACIAL POR ÍNDICES DE DISTANCIA (SADIE).

Dentro de los nuevos desarrollos de la estadística espacial ha aparecido recientemente una nueva metodología llamada SADIE (Análisis Espacial por Índices de Distancia) que ha sido desarrollada por el Dr. Joe N. Perry del Dpto. de Entomología y Nematología de Rothamsted Experimental Station (Reino Unido). SADIE identifica el modelo espacial para datos bidimensionales, con un índice asociado de la agregación y de una prueba para la desviación de la aleatoriedad basada en un algoritmo de atracción, el cual incorpora un modelo biológico para la dispersión de individuos de un origen en el que a cada individuo se le asigna un territorio dinámico (Perry, 1995; Perry *et al.*, 1996). Con este método se hace uso de los datos concernientes a cada muestreo y no hay restricción en la ubicación de las unidades muestrales. Las técnicas del SADIE se desarrollaron específicamente para realizar análisis espaciales de datos de poblaciones ecológicas agregadas, especialmente de datos recolectados en lugares con referencia espacial, los cuales tienen un patrón dinámico y desigual, donde frecuentemente hay una alta proporción de valores cero en el muestreo y la abundancia puede tener una estructura de covarianza

no estacionaria (caso que no contempla la Geoestadística). Perry *et al.* (1999) han extendido estos métodos para proporcionar un índice de agregación para cada una de las unidades muestrales, para medir el grado en el cual contribuye cada observación por unidad de muestreo a la agregación total. Además, los grupos se identifican separadamente, ya sea como anexos o como apartados. Estas técnicas también han sido utilizadas para proporcionar índices y pruebas de asociación espacial (Perry, 1998). Actualmente, la citada metodología se está utilizando con éxito en el análisis de la distribución espacial de insectos de importancia económica (Perry y Klukowski, 1997).

V.2.3.1. SADIE APLICADO A ESTUDIOS ENTOMOLÓGICOS.

Desde su desarrollo, la utilización del Análisis Espacial por Índices de Distancia (SADIE) para estimar la distribución espacial de poblaciones de insectos se ha incrementado. Con el tiempo este método ha manifestado ser de gran utilidad en la determinación de patrones espaciales que reflejan el comportamiento en el campo de dichas poblaciones entomológicas (Holland *et al.*, 2000). Comparado con otros métodos empleados para la misma función el SADIE ha demostrado su eficiencia y su fiabilidad para determinar la asociación y la agregación de poblaciones de insectos (Perry *et al.*, 2002).

A continuación se detallan algunos ejemplos de trabajos realizados utilizando esta técnica para determinar la distribución espacial de poblaciones de insectos.

Winder *et al.* (1999), estudiaron la distribución espacial y temporal del pulgón del grano *Sitobion avenae* F. (Hemiptera, Aphididae) dentro de un campo de trigo durante el verano de 1996. El muestreo consistió en utilizar cuatro mallas anidadas que comprendieron 133 ubicaciones, los conteos del pulgón se llevaron a cabo una vez a la semana durante 6 semanas. Para estudiar la distribución espacial del insecto utilizaron los índices I_a y el I_t que forman parte del SADIE. En base a los resultados del índice de agregación I_a encontraron que existió una agregación moderada de las poblaciones del pulgón, pero que en ninguna ocasión resultó significativa. Utilizaron el índice I_t para establecer si existía una asociación espacial entre las poblaciones del pulgón de muestreos diferentes, en este caso entre muestreos de semanas sucesivas, encontraron que existía en todos los casos una asociación moderada entre las poblaciones del insecto, pero no de forma significativa.

Bohan *et al.* (2000) realizaron un trabajo de investigación sobre la dinámica espacial de la depredación del escarabajo *Pterostichus melanarius* (Illiger) sobre las babosas. Los escarabajos y las babosas se muestrearon a través de una serie de mallas

anidadas de puntos de muestreo, sobre un campo de trigo de invierno durante los meses de junio y julio de 1997. Encontraron que la distribución espacial de todas las babosas en junio fue variable, pasó de ser al azar en la escala de 0.25 m, a ser agregada a 1 m, y nuevamente al azar a 4 m, en la escala más alta la de 16 m las babosas se agregaron espacialmente de forma significativa. Mencionan que la distribución de los escarabajos en junio también fue espacialmente dinámica, con observaciones al azar en las escalas de 4 y 8 m. En la escala de 16 m observaron una agregación significativa. Encontraron que la distribución dinámica de las babosas y los escarabajos a los 16 m no estaba asociada, y que esto no fue determinado por los factores del suelo y del cultivo. Al comparar las poblaciones de babosas y escarabajos hallaron, sin embargo, que las distribuciones de ambos a los 16 m estuvieron asociadas dinámicamente una con la otra.

Ferguson *et al.* (2000) investigaron la distribución espacio-temporal de los adultos de *Ceutorhynchus assimilis* Payk. (Coleoptera, Curculionidae) capturados en una malla rectangular de trampas aéreas en un cultivo de ajonjolí. La distribución de los adultos de este insecto la compararon con la de sus larvas y con la de su parasitoide *Trichomalus perfectus* (Walker) (Hymenoptera, Pteromalidae). Los autores hallaron que la distribución de los adultos de *C. assimilis* que inmigraron fue consistente en su llegada a las fronteras del cultivo y en el movimiento dentro del cultivo hacia su centro. Detectaron que los adultos de *C. assimilis* estuvieron agregados todo el tiempo, iniciando la invasión en dos frentes, dirigidos a la formación de dos grupos mayores dentro del cultivo. Mencionan además que grandes áreas del cultivo permanecieron relativamente sin población de este insecto. Los autores encontraron que la distribución de los adultos y de las larvas de *C. assimilis* y de las larvas de su parasitoide *T. perfectus* estuvieron espacialmente asociadas. Por otro lado, detectaron que la distribución del parasitoide no mostró una densidad dependiente con la de su hospedador.

Fernández *et al.* (2000) estudiaron la densidad, distribución y dispersión del escarabajo *Nebria brevicollis* en dos campos adyacentes de cereal. Ellos determinaron la distribución de este escarabajo en base a 4 muestreos realizados en el otoño de 1994, en las fechas del 7, 12 y 21 de octubre y en la fecha del 3 de noviembre, empleando para ello el método de captura-recaptura. En un principio lograron marcar 3560 escarabajos y de ellos recapturaron 1887 en trampas colocadas y extendidas 32 m entre setos previamente localizados, en dos campos de cereal recientemente cosechados. En cuanto a la distribución de los escarabajos los autores utilizaron el análisis espacial por índices de distancia (SADIE). Señalaron que los índices de agregación que ellos obtuvieron utilizando 200 simulaciones por prueba,

indicaron una agregación en todos los datos que recolectaron. De ellos, los datos del 7 de octubre fueron los que presentaron una agregación significativa. Analizaron la estabilidad temporal de los patrones de agregación utilizando también pruebas del SADIE por asociación, mediante 200 simulaciones por prueba, en base a estos resultados detectaron distribuciones agregadas en muestras sucesivas y además entre todos los pares de comparaciones se estableció una asociación espacial.

Thomas et al. (2001) estudiaron la agregación y la estabilidad temporal de las distribuciones de escarabajos de la Familia Carabidae en campos de cultivo y en un hábitat de setos. Los autores muestrearon 156 localidades en un cuadrante con trampas de aproximadamente una hectárea, que comprendía un hábitat de setos y las partes adyacentes de dos campos cultivables. Las trampas las monitorearon entre junio y noviembre de 1994 para obtener los datos necesarios para establecer las distribuciones espacio temporales de seis especies de escarabajos. Estos autores utilizaron el análisis espacial por índices de distancia (SADIE) para obtener los índices de agregación y determinar a diferentes tiempos la distribución de las especies de escarabajos. Hallaron que cada especie estuvo agregada la mayor parte del tiempo, pero las especies se distribuyeron en focos dentro del campo de cultivo y/o el hábitat de setos con extensiones diferentes y variables. Indican que las fronteras del campo fueron importantes para algunas especies, siendo el único lugar en el que detectaron *Amara spp.*, el foco mayor de la distribución de *Harpalus rufipes* y el refugio estacional de *N. brevicollis*. Encontraron que las distribuciones espaciales entre muestras consecutivas estuvieron fuerte y positivamente asociadas, lo que indica una estabilidad de los focos de localización en escalas de tiempo corto. Señalan que la fuerza de la asociación estuvo correlacionada con la actividad-densidad. En muchos casos detectaron que las asociaciones positivas entre las distribuciones de las muestras se mantuvieron por periodos de tiempo prolongado, lo que demostró una estabilidad de los focos. Finalmente, mencionaron que identificar las causas fundamentales de la distribución de las poblaciones de insectos tienen implicaciones importantes en el manejo del hábitat, para aumentar las poblaciones de depredadores benéficos y para regular las aplicaciones de insecticidas dentro de la Agricultura de Precisión y, con ello, disminuir sus efectos adversos.



**VI. LA AGRICULTURA
DE PRECISIÓN**



La Agricultura de Precisión (AP) consiste en gestionar adecuadamente la información existente sobre los diversos factores productivos del agroecosistema para la toma de decisiones de intervención con criterios económicos y que a la vez resulten favorables para el medio ambiente. Este tipo de agricultura es el inicio de una revolución en la gestión de los recursos naturales. Basada fundamentalmente en las tecnologías de la información, que en algunos años va a introducir a la agricultura en la era digital (Sokal y Rohlf, 1995).

Hasta la fecha, las herramientas más decisivas en el desarrollo de este concepto han sido las tecnologías de obtención, almacenamiento y procesado de información georeferenciada sobre las diversas propiedades de los campos de cultivo (Figura 30). Gracias al empleo de sistemas de posicionamiento geográfico por satélite (GPS) y de sistemas de información geográfica (GIS), hoy en día es posible confeccionar mapas detallados sobre la topografía de un campo, sus características edáficas, el estadio del cultivo, la presencia de malas hierbas, insectos o enfermedades, la cosecha obtenida, etc. Con la ayuda de esta información, y disponiendo de maquinaria agrícola adecuada (en gran parte ya desarrollada) es posible optimizar la gestión de los campos, aplicando a cada zona los inputs que requiere. Esto supone una clara reducción de los consumos y de los impactos ambientales. Asimismo, es posible relacionar entre sí los diversos mapas, lo que nos puede permitir comprender el por qué de las diferencias existentes dentro del campo (NRC, 1997).

En la actualidad, estos sistemas se están utilizando en un 20% de la superficie cultivada de los EEUU, y se encuentran también bastante extendidos en Australia y norte de Europa (Dinamarca, Gran Bretaña y Alemania principalmente). Aunque hasta la fecha se han aplicado fundamentalmente a cultivos extensivos sembrados en grandes superficies (maíz, soja, trigo) las oportunidades de aplicación a cultivos mediterráneos (olivo, viña, frutales, cítricos) son enormes. Dado que este terreno está prácticamente virgen, aquí se tiene un campo de trabajo prometedor (Rabbin-ge, 1997).

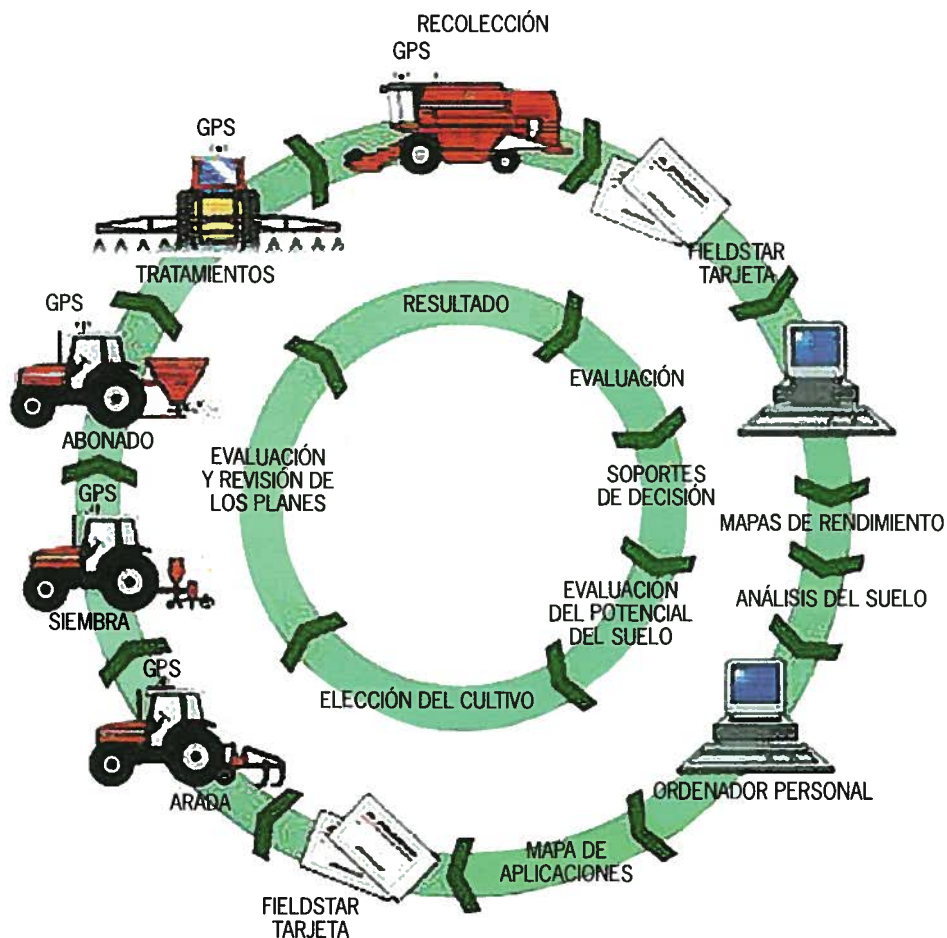


Figura 30. Ciclo de la Agricultura de Precisión.

La AP supone no sólo una revolución en la forma de *hacer* agricultura. También supone un cambio radical en los planteamientos a la hora de *investigar* en agricultura. La AP es un concepto "holístico", considerando la agricultura de una forma global. Por ello, requiere la integración de los trabajos realizados en diferentes campos: agronomía, fertilidad de suelos, riego, protección vegetal, geoestadística, maquinaria agrícola. Es interesante el constatar que la AP ha introducido una nueva manera de hacer la investigación de campo. Por ejemplo, en lugar de partir de un campo lo más uniforme posible al que se aplican unos tratamientos y se evalúan sus efectos

(mediante técnicas estadísticas de ANOVA o de regresión), ahora se parte de un campo lo más heterogéneo posible, estudiando las variaciones existentes mediante técnicas geoestadísticas (Mulla, 1997).

VI.1. TECNOLOGÍA DE DOSIS VARIABLE DE PRODUCTOS QUÍMICOS.

Esta es una de las áreas de mayor desarrollo dentro de la agricultura de precisión en los últimos años. Las prácticas más comunes son la aplicación variable de productos químicos (herbicidas, fungicidas, insecticidas y nematocidas), también denominada aplicación en “manchones”, de acuerdo a mapas de población de incidencia de malas hierbas, plagas o enfermedades, confeccionados a partir de un muestreo del área de cultivo, o de acuerdo a la detección directa de presencia de malezas a través de sensores montados al frente del tractor. En el primer caso, utilizando un diseño de muestreo *ad-hoc*, se recorre el área de cultivo identificando el tipo y número de malezas, insectos, o la incidencia y severidad de enfermedades. Con esta información se construyen mapas de distribución espacial de las plagas y se decide la aplicación variable de plaguicidas, definiendo el tipo y la dosis del producto a aplicar en cada sector definido en un mapa de prescripción. El mapa de prescripción (tratamiento) se coloca dentro del computador que controla la aplicación variable de los plaguicidas. En Estados Unidos, Stafford y Miller (1993) han evaluado ahorros de productos que varían entre 7 y 69 %, con la aplicación variable de herbicidas, dependiendo de la distribución de las malezas dentro del campo. Una de las dificultades principales para la aplicación de esta metodología es el uso de una estrategia de muestreo adecuada para describir la variabilidad espacial de la incidencia de plagas y enfermedades. El uso de fotografía aérea en colores (espectro visible) o fotografía infrarroja en conjunto con un recorrido en tierra del área de cultivo ha demostrado ser una herramienta muy efectiva para la aplicación de herbicidas totales (glifosato) de presiembra (Johnson *et al.*, 1995).

VI.2. AGRICULTURA DE PRECISIÓN APLICADA A LA ENTOMOLOGÍA.

La complejidad espacial y temporal del comportamiento de las plagas de insectos proporciona una oportunidad para integrar numerosas estrategias para manejar a estos insectos en los agroecosistemas. La habilidad para integrar información de una variedad de fuentes, resulta necesaria para realizar el proceso de toma de decisiones en el manejo de las plagas (Weisz *et al.*, 1996a). Desafortunadamente, con el estadio de las tecnologías actuales de la agricultura de precisión, su utilización en el manejo de plagas de insectos está limitada a insectos de poca movilidad en alguno de sus estadios, debido a que estos son difíciles de caracterizar de manera oportuna y económica. En muchos casos las poblaciones de insectos en cuestión pue-

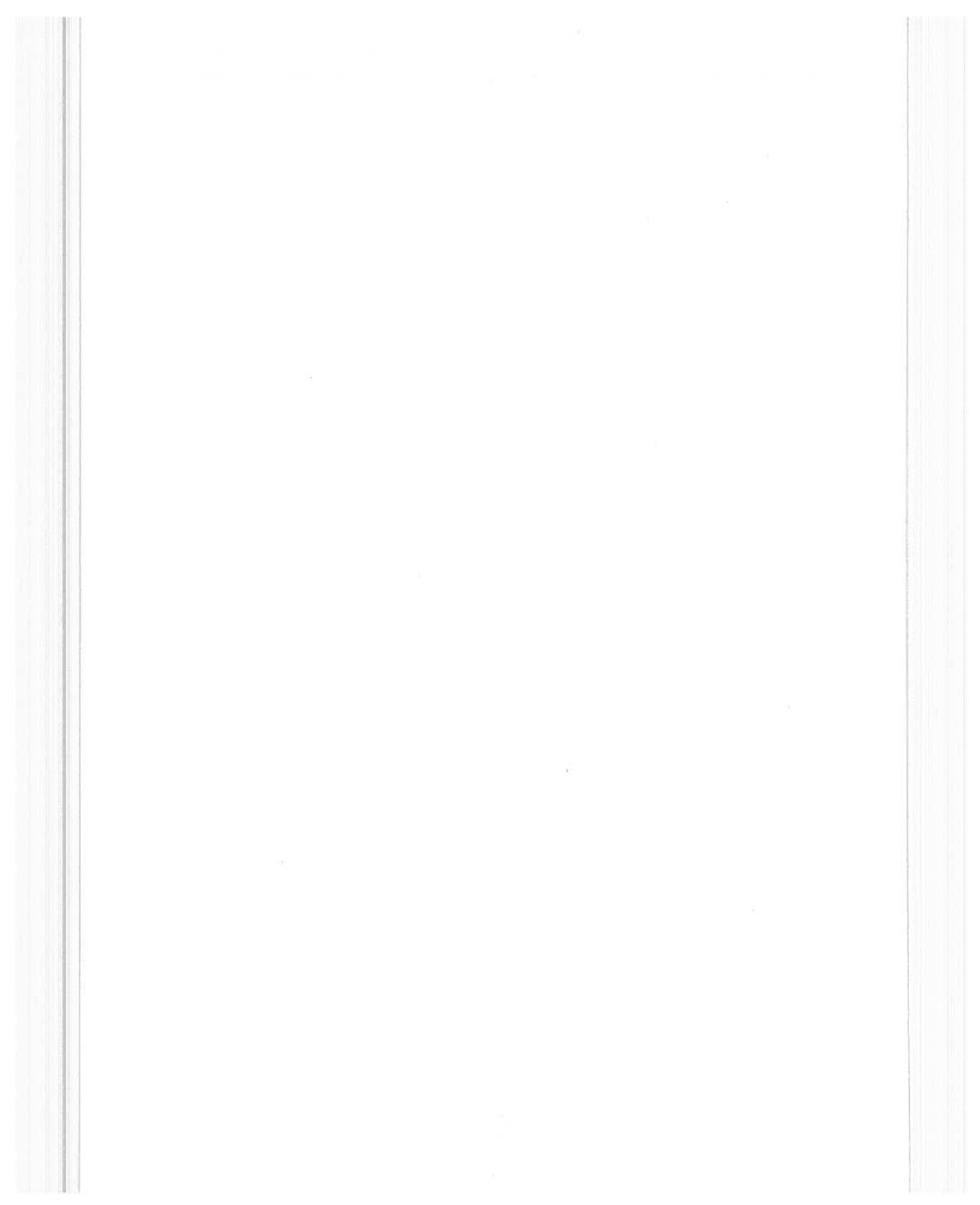
den cambiar rápidamente en unos pocos días, por lo que la media de vida de los datos de densidad de muchos insectos es corta. La naturaleza compleja de los insecticidas y su uso en el ambiente crea la necesidad de requerir información y guía en el proceso de la toma de decisiones. En el futuro, el manejo de plagas de insectos mediante este método se incrementará, al mejorar las tecnologías de la agricultura de precisión, con beneficios potenciales para los agricultores, el medio ambiente y la reducción de residuos sobre nuestro suministro de alimento (Pierce y Nowak, 1999).

En el caso de insectos, la distribución sistemática de trampas con feromonas dentro del área de cultivo, georeferenciadas con GPS, y la evaluación continua del número de insectos atrapados en cada una de ellas, más un muestreo a través de un recorrido por el cultivo, parece ser una buena alternativa para el mapeo de la población de insectos de interés económico. Esto permitiría la aplicación de insecticida sólo en aquellos sectores en que la población de insectos sobrepase el nivel de daño económico de la plaga (Weisz *et al.*, 1995). A este respecto Fleischer *et al.* (1999a) mencionaron que la medición y la comprensión espacial de los insectos plaga es un componente fundamental en la dinámica de poblaciones. Señalaron que los mapas resultantes pueden manejar la variabilidad espacial en el manejo de insectos plaga, que definen como el manejo integrado de insectos plaga con precisión.

El manejo integrado de insectos plaga con precisión tiene el potencial para reducir el uso de insecticidas y reducir la tasa de desarrollo de la resistencia a causa de la creación de refugios temporales dinámicos. Este enfoque en el manejo integrado de plagas requiere muestreos en los cuales el objetivo sea medir la variación espacial y la elaboración de mapas de la densidad de las plagas. Es necesario tener en cuenta la interpolación de datos espacialmente referenciados y la influencia del diseño de los muestreos al visualizar los mapas generados. Los autores indicaron que el muestreo espacial crea problemas generando una precisión pobre y más aún en tamaños de muestra pequeños, esto puede solventarse parcialmente escogiendo las unidades muestrales basadas en sus propiedades geoestadísticas, adoptando la tecnología de sistemas globales de posicionamiento y el mapeo de las media locales. Señalaron la importancia de realizar mapas que indiquen la probabilidad de exceder el umbral económico por un determinado insecto plaga utilizando para ello la técnica del krigeado, destacando su empleo como una herramienta de toma de decisiones en el manejo integrado de plagas con precisión.

En otro trabajo, Fleischer *et al.* (1999b) siguieron en el tiempo la continuidad espacial de *Empoasca fabae* plaga de la alfalfa y de *Leptinotarsa decemlineata*, plaga de

la patata. La dependencia espacial de los insectos varió con el tiempo en los dos sistemas. La estructura espacial de *Empoasca fabae* se incrementó con el tiempo después de que la alfalfa fue cosechada. Las partes interiores del campo cultivado tendieron a tener las densidades más bajas. En el caso de *Leptinotarsa decemlineata* la estructura espacial aumento directamente con la densidad del insecto, y con la proporción de área de campo infestada. El despliegue de tratamientos de barrera de un insecticida sistemático redujo exitosamente la colonización de las poblaciones de *Leptinotarsa decemlineata* y su crecimiento por las orillas del cultivo. Además, los tratamientos de barrera aumentaron la tasa del desarrollo de la estructura espacial como una función de la densidad. Esto implica que los tratamientos de barrera pueden ayudar imponiendo la estructura espacial, que podría facilitar el tratamiento sobre focos específicos de infestación de las plagas. En el artículo se señala, además, que confeccionaron mapas indicadores que representaban la probabilidad de que las poblaciones de estos insectos plaga estuvieran por encima del umbral económico preestablecido, los cuales son un ejemplo de mapas utilizados como herramienta para la toma de decisiones en el control integrado de insectos plaga con precisión.





**VII. DISEÑO EXPERIMENTAL
Y TOMA DE DATOS**

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

Para el estudio del comportamiento espacial del mosquito verde se establecieron tres parcelas experimentales en El Centro de Investigación y Formación Agraria "Rancho de la Merced". En el año 2000 se muestreó sobre una parcela experimental de regadío, en los años 2001 y 2002 se muestreó sobre 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). Los muestreos se realizaron durante la fase de mayor actividad del insecto, entre los meses de junio y octubre (Toledo, 1992) (Tabla 5).

Tabla 5

**FECHAS DE MUESTREO EN LAS CORRESPONDIENTES
PARCELAS EXPERIMENTALES.**

Año	2000	2001	2002
Parcela CIDA	Fecha 1: 30-07		
	Fecha 2: 06-08		
	Fecha 3: 13-08		
	Fecha 4: 20-08		
	Fecha 5: 27-08		
Parcela con Riego		Fecha1: 29-06	Fecha 1: 27-06
		Fecha 2: 07-08	Fecha 2: 25-07
		Fecha 3: 30-08	Fecha 3: 30-08
		Fecha 4: 27-09	Fecha 4: 27-09
		Fecha 5: 26-10	Fecha 5: 28-10
Parcela sin Riego		Fecha 1: 29-06	Fecha 1: 27-06
		Fecha 2: 07-08	Fecha 2: 25-07
		Fecha 3: 30-08	Fecha 3: 30-08
		Fecha 4: 27-09	Fecha 4: 27-09
		Fecha 5: 26-10	Fecha 5: 28-10

VII.1. AÑO 2000

La parcela de estudio estaba compuesta por 120 cepas de la variedad Palomino fino, separadas entre sí por aproximadamente 1m de distancia, con una extensión de 100m². En ella se estableció una malla rectangular (Oliver y Webster, 1990) de 10 x 12 cepas (Figura 31). Se muestreo la segunda columna y a partir de ahí una de cada tres columnas lo que supuso un total de 40 muestras. Se realizaron los muestreo en 5 fechas (Tabla 5) que abarcan la parte mas importante del ciclo biológico de la especie según lo mencionado por Toledo (1992).

En cada muestreo se contó el número total de huevos, larvas y ninfas del mosquito verde presentes en 10 hojas por cepa tomadas al azar siguiendo la metodología establecida por López (1997).

Las cepas que se muestrearon en las cinco fechas fueron previamente señaladas en la base con pintura fluorescente color blanco y con una etiqueta identificativa de su posición indicando la línea y columna correspondiente. Se estableció la localización espacial de cada cepa muestreada a través de sus coordenadas espaciales

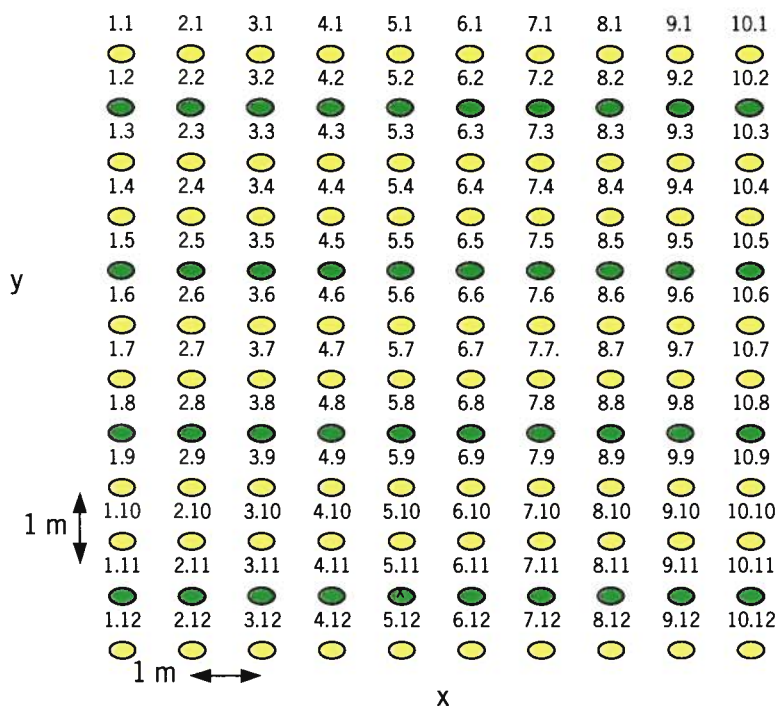


Figura 31. Parcela experimental del año 2000.

(x,y) medidas en metros. Esta parcela experimental fue sometida al efecto de los insecticidas Vektafid y Tiosol contra el mosquito verde. Esto es importante señalarlo para comprender con mayor detalle los resultados obtenidos en el mismo. Las aplicaciones se realizaron el 30 de julio y el 20 de agosto. El muestreo para la determinación de la distribución espacial de *J. lybica* se realizaba con antelación a la aplicación de los insecticidas, estos se aplicaron durante las cinco fechas que duró el muestreo. En la Figura 31 se detalla la distribución de las cepas de Palomino fino muestreadas en este lote experimental. De color verde se destacan las cepas que se muestrearon.

VII.2. AÑOS 2001 Y 2002

Se establecieron dos parcelas experimentales, una con regadío y otra de secano, cada una de ellas constaba de 1925 cepas de la variedad Palomino fino, separadas entre sí por aproximadamente 1 m, con una extensión de 3.700 m² cada una. En cada parcela se estableció una malla rectangular (Oliver y Webster, 1990) de 35 x 55 cepas (Figura 32). 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. Los muestreos fueron realizados durante 5 fechas (Tabla 5) que abarcaron la etapa más importante del ciclo biológico de la especie, tal y como lo menciona Toledo (1992).

En cada muestreo de ambas parcelas se contó el número total de huevos, larvas y 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 color blanco y con una etiqueta que identificaba su posición indicando la línea y columna correspondiente. Las dos parcelas experimentales fueron sometidas al efecto del insecticida malatión (en polvo) contra el mosquito verde, en el año 2001. Esta situación es de gran relevancia para comprender con mayor detalle los resultados que se obtuvieron en ambas parcelas ese año. La aplicación se realizó el 25 de julio. Cabe resaltar que tal aplicación no forma parte del experimento. En la Figura 32 se detalla la distribución de las cepas de palomino fino que se muestrearon en estas parcelas experimentales. De color marrón se destacan las cepas que fueron muestreadas.

Las cepas muestreadas en ambas parcelas fueron georeferenciadas para tener una ubicación espacial precisa de las mismas, para ello se utilizó un GPS (Figura 33).

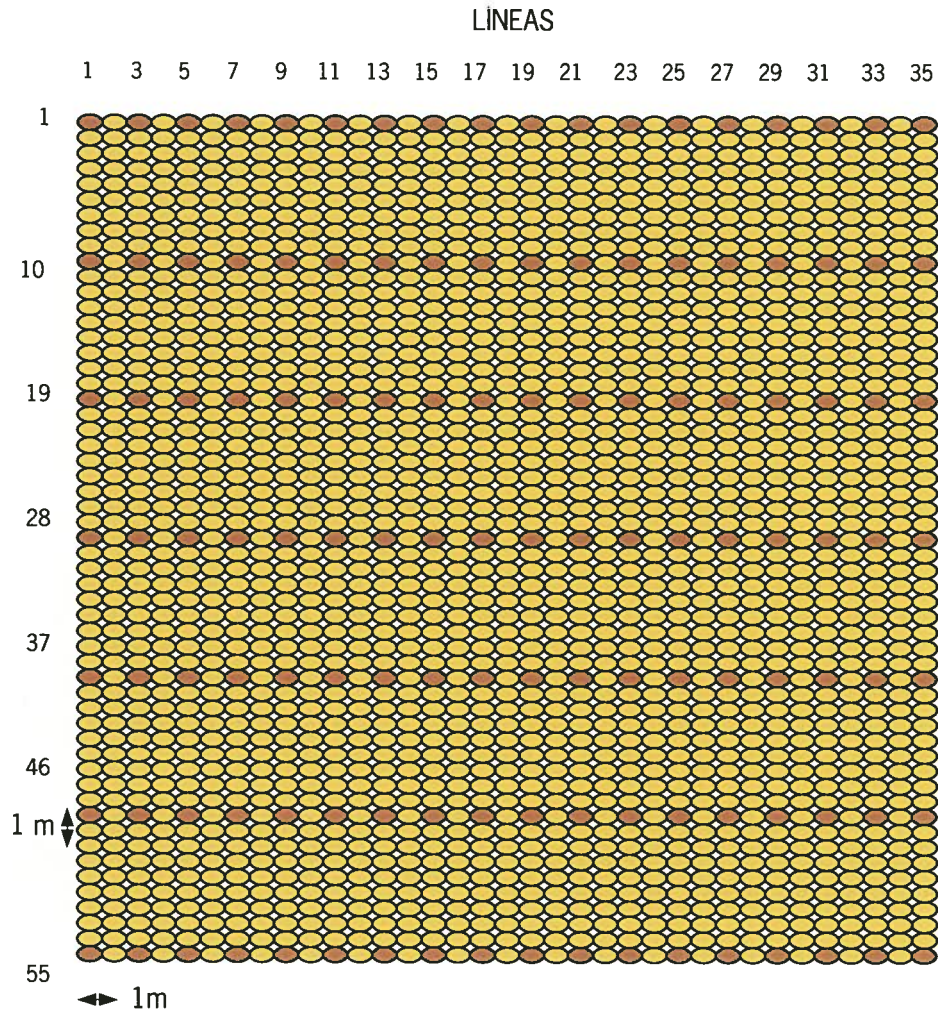


Figura 32. Parcelas experimentales de los años 2001 y 2002.

VII.3. SISTEMA DE POSICIONAMIENTO GLOBAL (GPS).

El Sistema de Posicionamiento Global (GPS), diseñado por el Departamento de Defensa de EE.UU. con fines militares, se basa en una constelación de 24 satélites que están en órbita alrededor de la Tierra a gran altitud. La altura a la que se encuentran los satélites es suficiente como para no presentar los graves inconvenientes de otros sistemas con base en la Tierra o con órbita muy baja (Hofmann-Wellenhof, 1994) (Figura 34).

Los sistemas GPS utiliza una tecnología precisa que define posiciones casi exactas en cualquier lugar del mundo durante las 24 horas del día. El sistema calcula la posición de un receptor que se encuentra situado en la Tierra midiendo la distancia del mismo a un grupo de satélites. Esta distancia se calcula a partir del tiempo que tarda una señal de radio emitida por un satélite. Aunque pueda parecer que este tipo de localización es muy precisa hay errores asociados a las señales de radio, un método de corrección lo suministra el GPS diferenciales (DGPS) (Weber y Tiwari, 1995). En este caso se dispone de un receptor GPS ubicado en una posición conocida de la Tierra, de modo que la diferencia entre la posición calculada y la verdadera situación del receptor es lo que permite conocer la corrección que debe hacerse y ésta se transmite a otros receptores GPS cercanos (hasta 100Km). El uso de DGPS obliga, al menos inicialmente, a disponer de una antena base fija que será a partir de la cual se recibirán las correcciones diferenciales. Otro método de recibir correcciones diferenciales es a través de empresas que las transmiten, este es el caso en España de Radio Nacional que transmite las correcciones diferenciales en frecuencia modulada (sistema RASANT).



Figura 33. Georeferenciación de las cepas muestreadas por medio de un GPS.

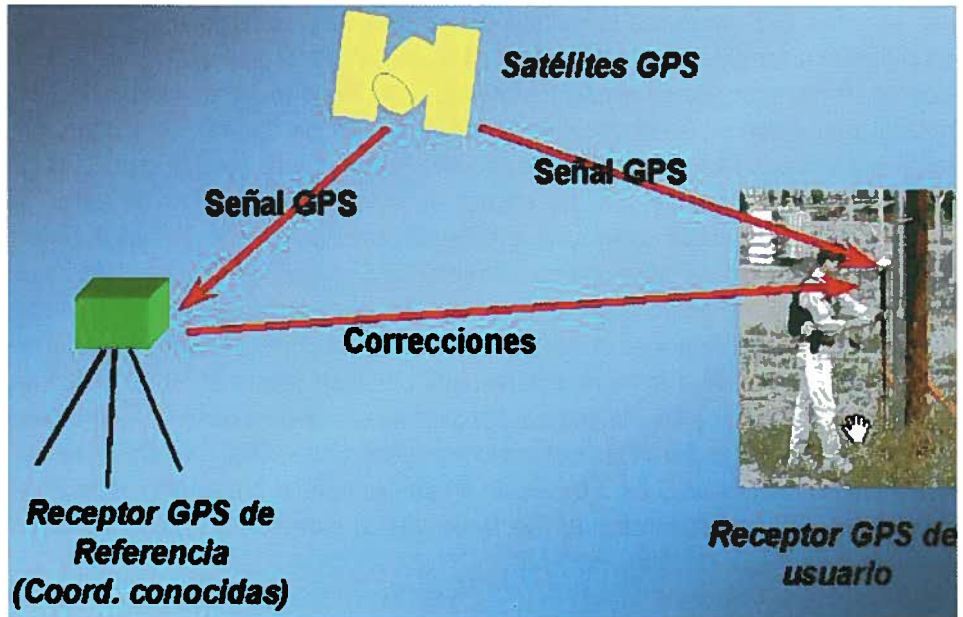


Figura 34. Diferencial GPS en tiempo real



VIII. MUESTREOS

the 1990s, the number of people with a diagnosis of schizophrenia has increased in many countries (Murray & Lopez, 1996).

There is a need to understand the nature of the illness and to identify the factors that influence its course. This paper reports on a study of the experience of people with schizophrenia, with a particular focus on the experience of the illness and the impact of the illness on the lives of people with schizophrenia.

The paper is organized as follows. First, the experience of the illness is discussed. Then, the impact of the illness on the lives of people with schizophrenia is discussed.

The paper concludes with a discussion of the implications of the findings for the development of interventions to help people with schizophrenia.

The paper is organized as follows. First, the experience of the illness is discussed. Then, the impact of the illness on the lives of people with schizophrenia is discussed.

The paper concludes with a discussion of the implications of the findings for the development of interventions to help people with schizophrenia.

The paper is organized as follows. First, the experience of the illness is discussed. Then, the impact of the illness on the lives of people with schizophrenia is discussed.

The paper concludes with a discussion of the implications of the findings for the development of interventions to help people with schizophrenia.

The paper is organized as follows. First, the experience of the illness is discussed. Then, the impact of the illness on the lives of people with schizophrenia is discussed.

The paper concludes with a discussion of the implications of the findings for the development of interventions to help people with schizophrenia.

The paper is organized as follows. First, the experience of the illness is discussed. Then, the impact of the illness on the lives of people with schizophrenia is discussed.

The paper concludes with a discussion of the implications of the findings for the development of interventions to help people with schizophrenia.

The paper is organized as follows. First, the experience of the illness is discussed. Then, the impact of the illness on the lives of people with schizophrenia is discussed.

The paper concludes with a discussion of the implications of the findings for the development of interventions to help people with schizophrenia.

The paper is organized as follows. First, the experience of the illness is discussed. Then, the impact of the illness on the lives of people with schizophrenia is discussed.

The paper concludes with a discussion of the implications of the findings for the development of interventions to help people with schizophrenia.

The paper is organized as follows. First, the experience of the illness is discussed. Then, the impact of the illness on the lives of people with schizophrenia is discussed.

The paper concludes with a discussion of the implications of the findings for the development of interventions to help people with schizophrenia.

The paper is organized as follows. First, the experience of the illness is discussed. Then, the impact of the illness on the lives of people with schizophrenia is discussed.

The paper concludes with a discussion of the implications of the findings for the development of interventions to help people with schizophrenia.

The paper is organized as follows. First, the experience of the illness is discussed. Then, the impact of the illness on the lives of people with schizophrenia is discussed.

The paper concludes with a discussion of the implications of the findings for the development of interventions to help people with schizophrenia.

The paper is organized as follows. First, the experience of the illness is discussed. Then, the impact of the illness on the lives of people with schizophrenia is discussed.

The paper concludes with a discussion of the implications of the findings for the development of interventions to help people with schizophrenia.

The paper is organized as follows. First, the experience of the illness is discussed. Then, the impact of the illness on the lives of people with schizophrenia is discussed.

The paper concludes with a discussion of the implications of the findings for the development of interventions to help people with schizophrenia.

The paper is organized as follows. First, the experience of the illness is discussed. Then, the impact of the illness on the lives of people with schizophrenia is discussed.

The paper concludes with a discussion of the implications of the findings for the development of interventions to help people with schizophrenia.

Las fechas correspondientes a los muestreos llevados a cabo en los años 2001 y 2002 se señalan en la Tabla 5.

En la Figura 35 se aprecia la localización de ambas parcelas. Además en la Figura 36 se detalla la posición exacta de cada una de las cepas dentro de la parcela correspondiente. Cabe señalar que la distancia de las cepas dentro de una misma línea era de aproximadamente un metro y entre líneas la distancia aproximada era también de un metro. En la Figura 36 se observa que las cepas no estaban exactamente alineadas por ello los puntos representativos no guardan un orden preciso.

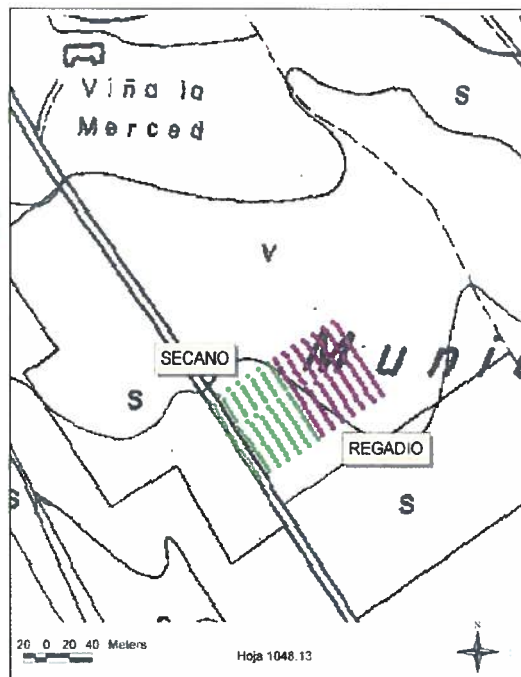


Figura 35. Ubicación de las parcelas con y sin riego.

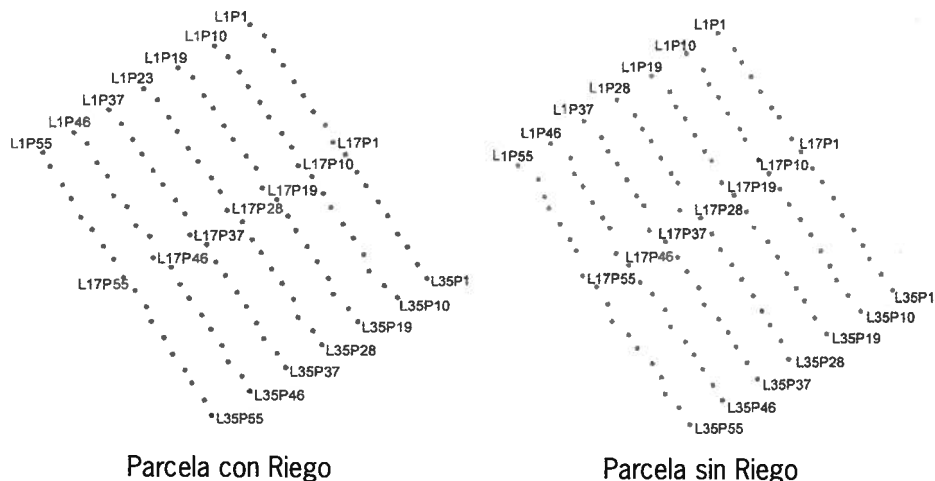


Figura 36. Ubicación de las cepas en sus respectivas parcelas experimentales.

En cada fecha correspondiente se muestrearon las 126 ya descritas en cada uno de estas parcelas, se contabilizó el número total de huevos, larvas y ninfas del mosquito verde *J. lybica* presentes en 10 hojas por cepa, y se realizó un promedio de los estadios preimaginales del insecto por cepa. Estas hojas eran seleccionadas al azar abarcando en la selección hojas de la partes superior, media e inferior. El muestreo fue similar tanto en la parcela con riego como en la parcela sin riego (Figura 37).



Figura 37. Toma de datos en las correspondientes parcelas experimentales.

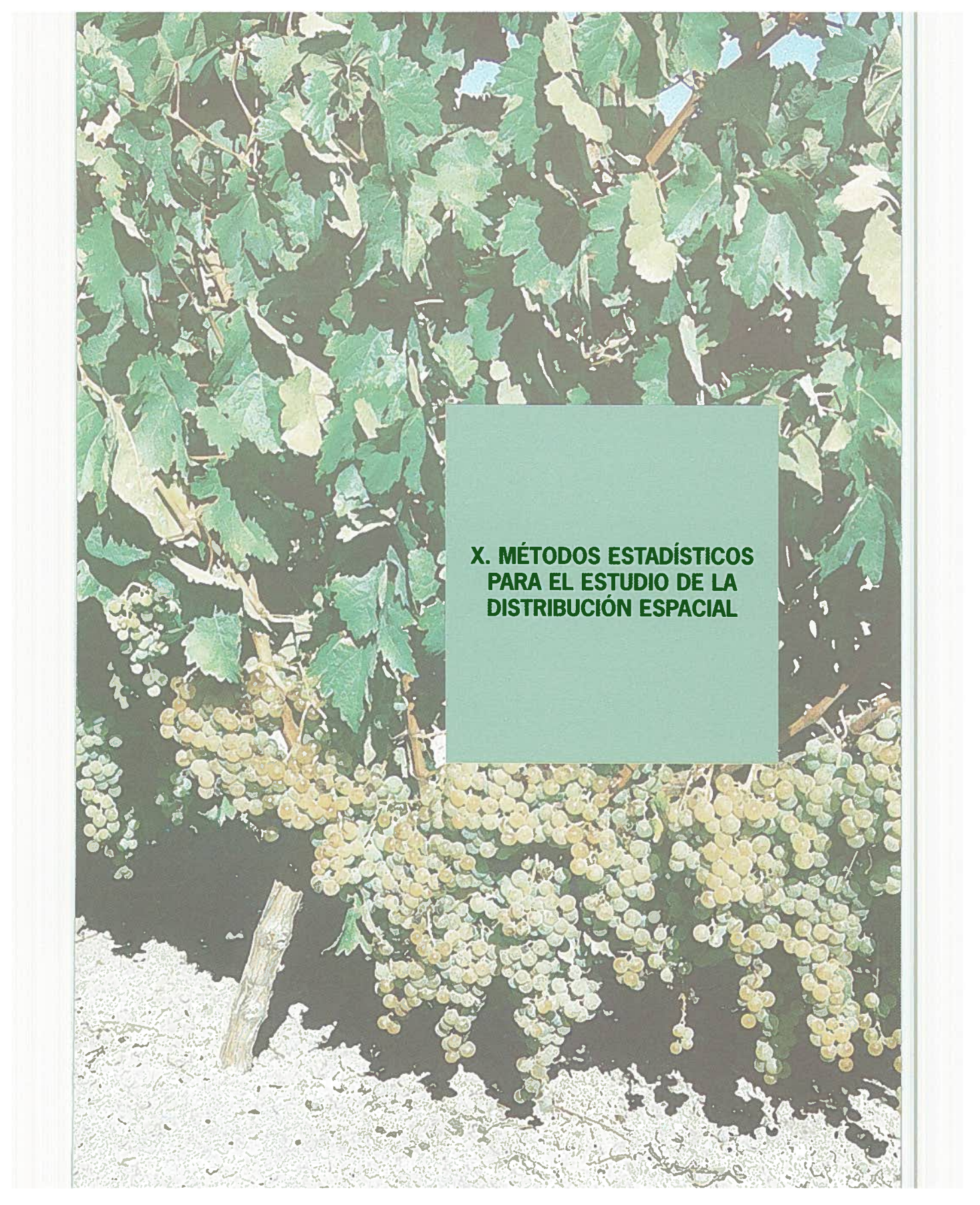


**IX. EXPLORACIÓN
ESTADÍSTICA DE LOS DATOS**

Se realizó una exploración estadística de los datos originales de las poblaciones de huevos, larvas y ninfas del mosquito verde, para cada muestreo, parcela y año correspondiente.

Cuando fue necesario se realizó una transformación logarítmica de los datos $[\log_{10}(n+1)]$ para normalizarlos.





**X. MÉTODOS ESTADÍSTICOS
PARA EL ESTUDIO DE LA
DISTRIBUCIÓN ESPACIAL**

La distribución espacial de cualquier organismo puede ser aleatoria o al azar, en agregados o contagiosa y regular o uniforme (Pielou, 1977) (Figura 38).

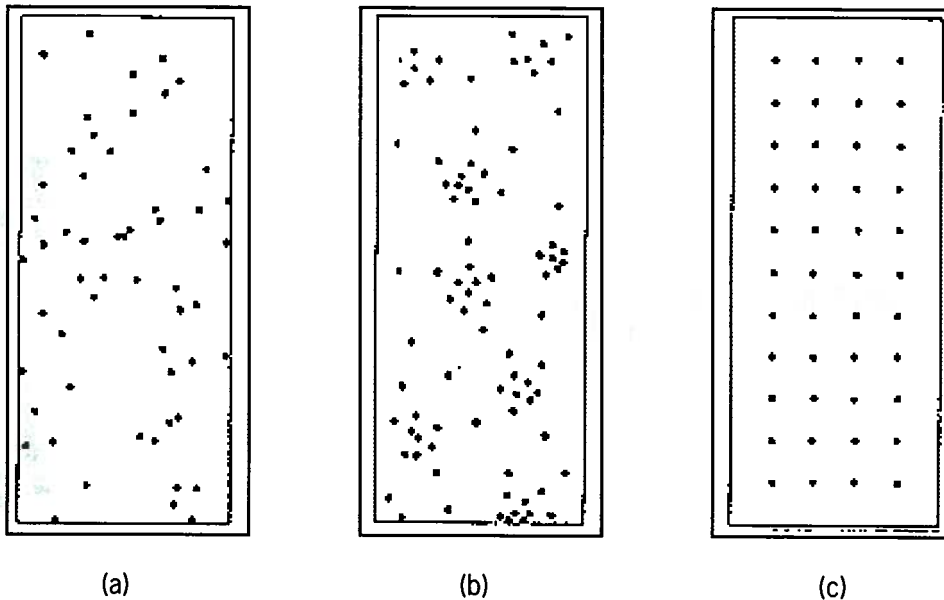


Figura 38. Diferentes tipos de distribución: a) Aleatoria, b) Agregada y c) Regular.

Existen dos métodos generales para establecer la distribución espacial de los organismos: las distribuciones estadísticas y los índices de dispersión.

X.1. DISTRIBUCIONES ESTADÍSTICAS.

X.1.1. DISTRIBUCIÓN DE POISSON.

La hipótesis más sencilla relativa a la distribución espacial de los individuos de una población es que se encuentran esparcidos aleatoriamente y con independencia unos de otros. Además, la probabilidad de que un individuo se encuentre en un lugar

determinado es muy pequeña, ya que se supone una población y hábitat muy extensos, lo que suele ocurrir en la mayoría de los casos (Cadahía, 1977).

La distribución que responde a una distribución aleatoria es la de Poisson (1837), cuya principal característica es que la varianza es igual a la media: $\sigma^2 = m$. De aquí que se emplee como criterio de aleatoriedad de la distribución de frecuencias observadas a través de un muestreo, la razón entre la varianza y la media muestrales s^2/\bar{x} (Steel y Torrie, 1985).

Actualmente, ha quedado comprobado por numerosos estudios ecológicos que los organismos, tanto plantas como animales, no es frecuente que se repartan aleatoriamente, incluso en hábitats aparentemente homogéneos. En la mayor parte de los casos el medio no es verdaderamente homogéneo y las respuestas etológicas de los insectos, que gobiernan su distribución, son generalmente específicos y por tanto no aleatorios (Cadahía, 1977).

Excepcionalmente, la distribución de los insectos invasores de los campos de cultivo puede ser aleatoria inicialmente, aún cuando esta aleatoriedad pueda ser un resultado artificial de las frecuencias resultantes de una baja densidad en relación con el tamaño de la muestra. Las puestas de muchos insectos se distribuyen aleatoriamente, aun cuando los huevos y larvas neonatas de primera generación se encuentren agrupadas, y posteriormente por la etología de su dispersión lleguen de nuevo a repartirse aleatoriamente o aproximarse a ello (Chiang y Hodson, 1959).

Formalmente podemos expresar la distribución de Poisson de la siguiente manera: La probabilidad de encontrar un cierto número (r) de individuos en una muestra de una población con media (\bar{x}) y distribuida aleatoriamente es:

$$P[\varepsilon = r] = e^{-\bar{x}} \frac{\bar{x}^r}{r!} \quad (\text{Carrasco, 1989})$$

X.1.2. DISTRIBUCIÓN BINOMIAL NEGATIVA

El modelo Binomial Negativo es probablemente la distribución más comúnmente utilizada para modelizar fenómenos agrupados, es decir, poblaciones contagiosas o agregadas (Sokal y Rohlf, 1981). La Binomial Negativa está definida por dos parámetros: la media m y un exponente k , o en términos del desarrollo de $(q - p)^k$, donde $p = m/k$ y $q - p = 1$. La probabilidad de encontrar r individuos en una muestra de

una población de parámetros k y m será:

$$P[\varepsilon = r] = (k + r - 1) \left(\frac{1}{q}\right)^k \left(\frac{p}{q}\right)^r$$

Como $m = kp$ y $\sigma^2 = kp(1 + p)$, se deduce:

Para la población $\sigma^2 = m + m^2/k$ y para la muestra $s^2 = \bar{x} + \bar{x}^2/k$ (Taylor et al., 1979).

La Binomial Negativa, por otra parte, está relacionada matemáticamente a las distribuciones de Poisson y logarítmicas: Cuando $K \rightarrow N$, la varianza de la distribución tiende a la media con incremento de la aleatoriedad, obteniéndose la distribución de Poisson como límite. Cuando $K \rightarrow 0$ se incrementa la agregación, y si sólo se incluyen las unidades muestrales que contengan individuos resulta la serie logarítmica (Fisher et al., 1943).

Puede llegarse a la distribución Binomial Negativa por varios caminos diferentes (Waters y Henson, 1959):

1. Muestreo binomial inverso: Si una proporción q de individuos de una población posee un cierto carácter, el número de observaciones en exceso de k que deben hacerse para obtener justamente k individuos con ese carácter se distribuye según una binomial negativa (Waters y Henson, 1959).
2. Distribución compuesta de Poisson: Donde las medias de las distribuciones Poisson componentes varían de acuerdo con una distribución T (Itó et al., 1962).
3. Distribuciones compuestas de Poisson y logarítmicas: Si un número de colonias son distribuidas según Poisson y el número de individuos por colonia sigue una distribución logarítmica, la resultante será una binomial negativa (Quenouille, 1949).
4. Simple proceso de inmigración (nacimientos-muertes): En este modelo de crecimiento de una población, en que son constantes las tasas de nacimiento y muerte relativas a un individuo y la tasa de inmigración es también constante, se llega a una distribución binomial negativa para el tamaño de la población (Kendall, 1948). El proceso de crecimiento de la población en algunos insectos tiene alguna semejanza con el modelo de Kendall descrito.

Finalmente, es necesario indicar que la Binomial negativa es muy dependiente del marco de muestreo (Southwood, 1978).

X.1.3. DISTRIBUCIÓN REGULAR O UNIFORME

En la distribución regular o uniforme los organismos se encuentran distribuidos en el área de estudio pero, a diferencia de la distribución aleatoria la distribución uniforme es predecible y constante (Carrasco, 1989). La distribución regular indica uniformidad en el medioambiente, ya que las distancias entre individuos son aproximadamente las mismas dentro de la población. A diferencia de la distribución aleatoria la regular señala la existencia de algún mecanismo como territorialismo que mantiene los organismos a cierta distancia mínima. Este tipo de distribución se encuentra raramente en la naturaleza (Binns y Bostanian, 1990).

La distribución regular o uniforme se define en términos del desarrollo de $(q + p)^N$ donde p es la probabilidad de que un punto dado esté ocupado por un individuo de la población y N es la "capacidad biológica" o número máximo de individuos por unidad de hábitat. La probabilidad de encontrar un cierto número (r) de individuos en una muestra de una población con parámetros N y p será:

$$P[\xi = r] = \binom{N}{r} p^r q^{N-r} \quad (r = 0, 1, 2, \dots, N)$$

Como $m = Np$ y $\sigma^2 = Npq$, se deduce: $\sigma^2 = m - m^2/N$; luego $\sigma^2 < m$

La varianza se aproximará más a la media cuanto más grande sea N , que equivale a que el volumen de cada individuo sea más pequeño (Cadahía, 1977).

X.1.4. AJUSTE DE LAS DISTRIBUCIONES ESTADÍSTICAS

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 test χ^2 (Sokal y Rohlf, 1995).

X.2. ÍNDICES DE DISPERSIÓN

La varianza y la media son iguales en una teórica distribución Poisson. Por esto, han sido propuestos un número de índices basados en cocientes varianza-media para 1) probar la igualdad de la varianza y la media en una serie Poisson y 2) medir el grado de agregación de una población de organismos. Multitud de índices han sido elaborado para establecer la distribución espacial de los organismos. Algunos de ellos han sido utilizados por el autor y olvidados rápidamente. Entre los índices más importantes se encuentran el Índice de Dispersión y el Índice de Green (Ludwig y Reynolds, 1988).

X.2.1. ÍNDICE DE DISPERSIÓN (ID).

Se calcula con la siguiente formula: $ID = \frac{s^2}{\bar{x}}$

donde \bar{x} y s^2 son la media muestral y la varianza respectivamente. Si la muestra está en consonancia con una teórica serie de Poisson, se esperaría que este cociente fuera igual a 1. Por lo tanto, se puede comprobar, para un serie de datos cuando el número de muestras (N) es inferior a 30, si ID se desvía significativamente de 1 usando la prueba chi-cuadrado (χ^2). Entonces, si ($s^2 = \bar{x}$) se acepta que se trata de una distribución de Poisson. Si ($s^2 < \bar{x}$) tendremos una distribución regular o uniforme, finalmente, si ($s^2 > \bar{x}$) nos encontraremos ante una distribución en agregados o contagiosa.

Para tamaño de muestra grande ($N \geq 30$), $\sqrt{(\chi^2)}$ tiende hacia una distribución normal, y se puede emplear la prueba estadística denominada *d*.

$$d = \sqrt{\chi^2} - \sqrt{2(N-1) - 1}$$

Si $|d| < 1,96$, se acepta que es una distribución al azar ($P > 0,05$), si $|d| < -1,96$, se acepta que es una distribución regular o uniforme, y si $|d| > 1,96$ se acepta que es una distribución agregada.

Es necesario indicar que el ID es útil como un índice comparativo de agregación únicamente si el número de datos es el mismo en todas las muestras (Ludwig y Reynolds, 1988).

X.2.2. ÍNDICE DE GREEN.

Green (1966) hizo una revisión de diferentes índices aparecidos en la literatura científica y propuso un nuevo índice que es una variantes del índice de dispersión que es independiente del tamaño de la muestra.

El Índice de Green (GI por sus siglas en inglés) se calcula con la siguiente fórmula:

$$GI = \frac{(s^2 / \bar{x}) - 1}{N - 1} = \frac{IC}{N - 1}$$

El GI varia entre $-1/(N-1)$ (distribución uniforme) y 1 (distribución agregada). Si el valor GI es igual a 0 tendremos una distribución al azar. Los valores entre 0 y 1 nos van a indicar la fuerza de la agregación o contagio. Cuando el contagio es positivo el índice de Green es independiente de N y de la media lo que cual son cualidades muy deseables para un índice de dispersión (Ludwig y Reynolds, 1988).



**XI. ANÁLISIS ESPACIAL POR
ÍNDICES DE DISTANCIA
(SADIE)**

El objetivo de SADIE 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 muy adecuado. Él demostró como distinguir no aleatoriedad en la forma de heterogeneidad estadística, de la no aleatoriedad espacial. Perry (1995b) desarrolló 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 limitaciones para detectar múltiples grupos, amontonamientos o parches.

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 (1995 a y b) para establecer el modelo de distribución de las poblaciones de huevos, larvas y ninfas, en cada una de las parcelas experimentales y para cada año.

XI.1. 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 $i = 1, \dots, n$

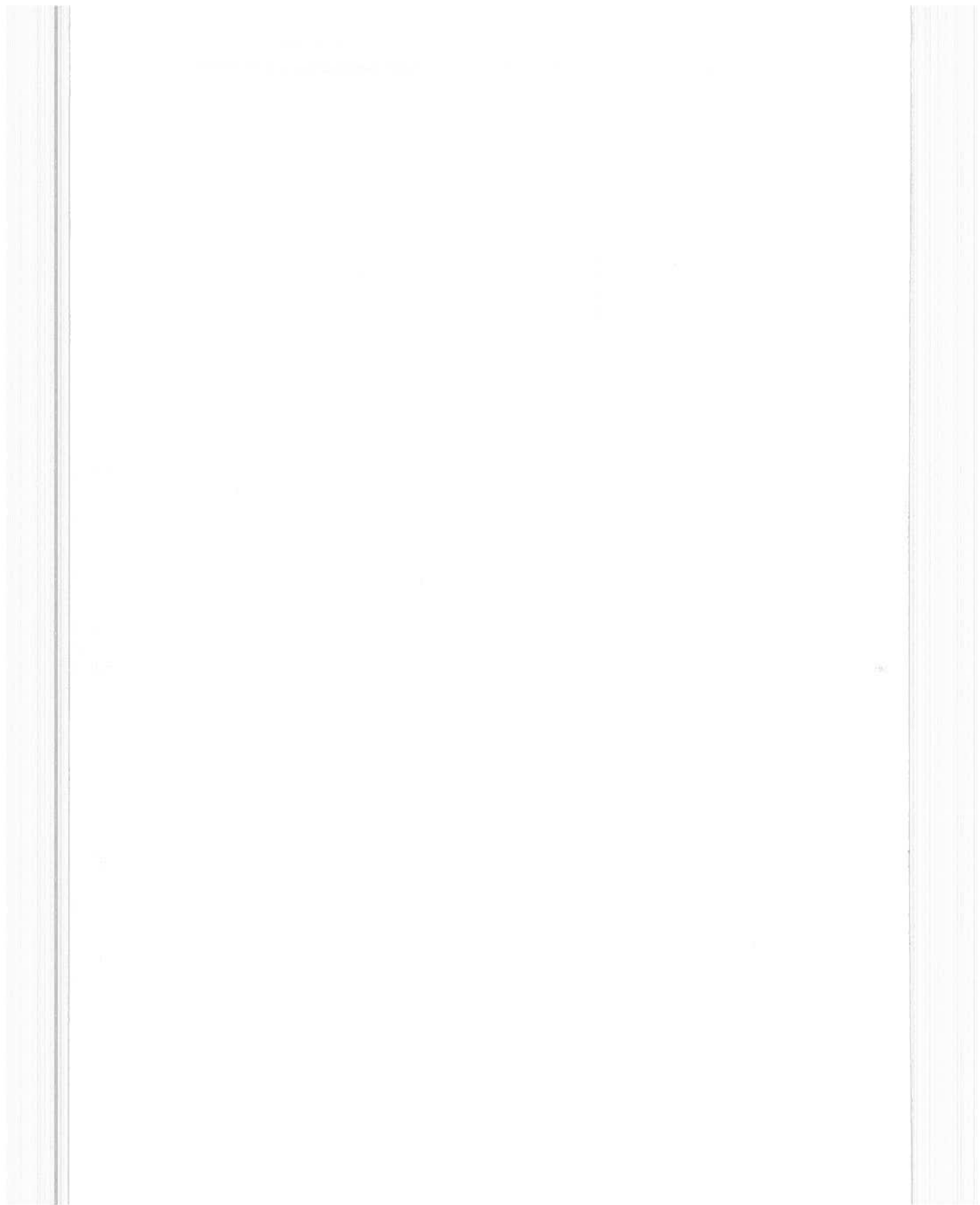
unidades de muestreo. Se asume además por ser conocidas la posición bidimensional (x_i, y_i) de cada unidad de muestreo y su conteo asociado, N_i . La distancia para la regularidad, D , es el valor mínimo de la distancia total que los individuos en la muestra pueden haberse movido, de una unidad de muestreo 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 . Intuitivamente, con un valor grande de D podría esperarse que estuviera implicado un agregamiento o un agrupamiento, por ejemplo, un patrón espacial heterogéneo, e inversamente, un valor pequeño de D implicaría una regularidad, por ejemplo, un patrón espacial uniforme. Un valor de P_a derivado de un número suficientemente grande de aleatorizaciones proporciona una prueba formal de aleatoriedad; la hipótesis nula de aleatoriedad espacial se puede rechazar, si $P_a < 0.025$ (en favor de una hipótesis alternativa de agregación), o si $P_a > 0.975$ (en favor de la alternativa de regularidad) dando el usual 5% de probabilidad de rechazar la hipótesis nula cuando es verdad. Si la distancia media aritmética para la regularidad de las muestras aleatorias se denota como E_a , entonces el índice de agregación, denominado I_a , está definido como $I_a = D/E_a$. 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 . Intuitivamente, para datos que comprenden un agrupamiento individual, un valor pequeño de C denotaría un patrón espacial agregado; inversamente un valor alto de C implicaría un patrón espacial regular. Análogamente, la hipótesis nula de aleatoriedad puede ser rechazada si $Q_a < 0.025$ (en favor de la alternativa de agregación) o si $Q_a > 0.975$ (en favor de la

alternativa de regularidad), y si la distancia media para el agrupamiento para muestras aleatorias se denota como F_a , entonces el índice de agregación J_a , se define como $J_a = F_a/C$. 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 aleatorizaciones en el software empleado para obtener sus respectivos valores.

Se realizó una regresión simple entre el valor medio de huevos, larvas y ninfas del mosquito verde y los valores respectivos de I_a y J_a de los muestreos realizados en cada fecha y en cada año, con el objeto de establecer si existía o no una relación significativa entre ellos.

El programa utilizado en este trabajo para determinar los valores y las probabilidades de ambos índices fue el SADIE 1.22 (programa cedido por el Dr. Perry).





**XII. ANÁLISIS
GEOESTADÍSTICO**

La Geoestadística abarca una colección de métodos estadísticos los cuales se han usado tradicionalmente en geociencias. Estos métodos describen la autocorrelación espacial entre datos muestreados y la emplea en varios tipos de modelos espaciales. Los métodos Geoestadísticos se han adoptado recientemente en Entomología y parecen ser muy útiles en esta nueva área.

La autocorrelación espacial puede ser analizada usando variogramas (semivariogramas), correlogramas y funciones de covarianza. En el presente trabajo se utilizaron para este fin únicamente semivariogramas. En resumen, el análisis geoestadístico tiene generalmente los siguientes pasos:

Estimación del Semivariograma

Estimación de los parámetros del modelo de Semivariograma.

Estimación de la superficie (mapas) utilizando puntos (estimaciones) a partir del krigeado

XII.1. ESTIMACIÓN DEL SEMIVARIOGRAMA.

Considérese una función aleatoria $Z(x)$ definida en R^n . Para cualquiera k puntos x_1, x_2, \dots, x_k , el vector aleatorio $[Z(x_1), Z(x_2), \dots, Z(x_k)]$ se caracteriza por su función de distribución k -variable.

$$F_{x_1 x_2 \dots x_k}(Z_1, Z_2, \dots, Z_k) = \text{Pr ob}[Z(x_1) \leq Z_1, Z(x_2) \leq Z_2, \dots, Z(x_k) \leq Z_k] \quad (1)$$

El conjunto de todas estas distribuciones para todo valor de k y para cualquier selección de puntos en R^n constituye la "ley espacial de probabilidad" de la función aleatoria $Z(x)$. En Geoestadística lineal son suficientes los dos primeros momentos de la distribución de $Z(x)$. De hecho, en la mayoría de las aplicaciones prácticas la información disponible no permite inferir momentos de mayor orden.

El momento de primer orden es la esperanza matemática definida como

$$E[Z(x)] = m(x) \quad (2)$$

Aunque la función $m(x)$ se conoce con los nombres de deriva y tendencia, algunos autores prefieren la utilización del término deriva.

Los tres momentos de segundo orden considerados en Geoestadística son:

a) La varianza o momento de segundo orden de $Z(x)$ respecto a $m(x)$:

$$\sigma^2 = \text{Var}[Z(x)] = E\{[Z(x) - m(x)]^2\} \quad (3)$$

En general, $\text{Var}[Z(x)]$ es una función de x .

b) La covarianza de dos variables aleatorias $Z(x_i)$ y $Z(x_j)$, $C(x_i, x_j)$, definida como:

$$C(x_i, x_j) = E\{[Z(x_i) - m(x_i)][Z(x_j) - m(x_j)]\} \quad (4)$$

Es en general una función de x_i y x_j . Esta función se llama a veces función de autocovarianza.

c) El semivariograma $\gamma(x_i, x_j)$ que se define como:

$$\gamma(x_i, x_j) = \frac{1}{2} E\{[Z(x_i) - Z(x_j)]^2\} \quad (5)$$

El variograma es por tanto $2\gamma(x_i, x_j)$. Sin embargo, hay autores que usan indistintamente ambos términos para referirse a la función $\gamma(x_i, x_j)$ (Chilés y Delfiner, 1999)

Es importante hacer notar que tanto la varianza como el semivariograma son siempre positivos mientras que la covarianza puede adoptar valores negativos (Mcbratney y Pringle, 1999).

Se dice que una función aleatoria es estrictamente estacionaria si su función de distribución (1) es invariante respecto a cualquier traslación de vector \mathbf{h} , o lo que es lo mismo, la función de distribución del vector aleatorio $[Z(x_1), Z(x_2), \dots, Z(x_k)]$ es idéntica a la del vector $[Z(x_1+h), Z(x_2+h), \dots, Z(x_k+h)]$ para cualquier \mathbf{h} . Sin embargo, puesto que la Geoestadística lineal se basa en los dos primeros momentos de la función aleatoria, es suficiente suponer que estos dos momentos existen y limitar la hipótesis de estacionariedad a los dos primeros momentos. Se dice que una función aleatoria $Z(x)$ es estacionaria de orden 2 o de segundo orden si:

a) $E[Z(x)]$ existe y no depende de x , es decir,

$$E[Z(x)] = m \quad \text{para todo } x \quad (6)$$

b) Para toda pareja de variables aleatorias $\{Z(x+h), Z(x)\}$ su covarianza existe y sólo depende del vector separación h , es decir,

$$C(x+h, x) = E[Z(x+h)Z(x)] - m^2 = C(h) \quad (7)$$

La estacionariedad de la covarianza implica que la varianza $\text{Var}[Z(x)]$ existe, es finita y no depende de x , es decir, $\text{Var}[Z(x)] = C(0)$. Asimismo, bajo esta hipótesis el semivariograma también es estacionario y se cumple que:

$$\gamma(x+h, x) = \gamma(h) = \frac{1}{2} E\{[Z(x+h) - Z(x)]^2\} \quad (8)$$

Dado que h es un vector y γ una función escalar, en general γ puede depender tanto de la magnitud $h = |h|$ como de la orientación $u = h/h$. Es decir, $\gamma(h)$ puede ser anisótropa. Sin embargo, en la mayoría de los casos el número de datos no es suficiente para estimar esta anisotropía y se suele hacer la hipótesis de suponer que γ es independiente de la orientación de h y tomarlo como isótropo (Houlding, 2000)

Podría considerarse que el semivariograma es repetitivo, redundante e innecesario ya que mide la variabilidad espacial del fenómeno de forma similar a la más conocida función de covarianza. Efectivamente, cuando la función aleatoria es estacionaria, la relación entre el semivariograma y la covarianza es inmediata, ya que de acuerdo con (8) se cumple

$$\begin{aligned} \gamma(h) &= \frac{1}{2} E\{[Z(x+h) - m - Z(x) + m]^2\} = \frac{1}{2} \{E[Z(x+h) - m]^2 + E[Z(x) - m]^2 \\ &- 2E[Z(x+h) - m)(Z(x) - m)]\} = \text{Var}(Z) - E[(Z(x+h) - m)(Z(x) - m)] \quad (9) \end{aligned}$$

y puesto que de (7) se deduce que

$$C(h) = E[Z(x+h) - m][Z(x) - m] \quad (10)$$

se obtiene finalmente

$$\gamma(h) = \text{Var}(z) - C(h) \quad (11)$$

Es decir, bajo la hipótesis de estacionariedad el semivariograma resulta ser igual a la varianza menos la covarianza, por lo que la equivalencia es total. Sin embargo, cuando la media varía "lentamente" de forma que en la escala local se puede suponer constante (aunque desconocida), el semivariograma es independiente del valor local de dicha media, mientras que la autocovarianza requiere su estimación. Esto intro-

duce un sesgo en el cálculo de la función de autocovarianza (Anderson, 1971). En este sentido, $r(h)$ es un estadístico más conveniente que $C(h)$, para aquellas funciones cuya media varía lentamente (Isaaks y Srivastava, 1988).

El denominado semivariograma experimental se estimó en base a los datos recolectados en los distintos muestreos de la población de huevos, larvas y ninfas del mosquito verde en cada parcela experimental, el valor experimental del semivariograma se calculó con la siguiente expresión (Journel y Huijbregts, 1978; Isaaks y Srivastava, 1989):

$$\gamma^*(\mathbf{h}) = \frac{1}{2N(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{N(\mathbf{h})} [z(\mathbf{x}_i + \mathbf{h}) - z(\mathbf{x}_i)]^2 \quad (12)$$

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 . Cabe notar que esta expresión es consecuencia inmediata de (8) si se tiene en cuenta que, en términos de valores esperados:

$$E\left\{\frac{1}{N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i + h) - Z(x_i)]^2\right\} = E\{[Z(x) - Z(x + h)]^2\} \quad (13)$$

Cabe resaltar que el número de pares de puntos muestrales separados por el intervalo de distancia h disminuye al aumentar la distancia h . Si bien esto no tiene porqué ser así siempre, es común que el número de parejas se reduzca a partir de una cierta distancia.

Normalmente el semivariograma es una función monótona no decreciente, ya que al aumentar h también aumenta, al menos en sentido cuadrático, la diferencia entre $Z(x + h)$ y $Z(x)$. Si Z es estacionaria, γ alcanza un valor límite constante llamado meseta que coincide con la varianza σ^2 de Z . La distancia a la que se alcanza este valor se denomina rango o alcance y marca la zona de influencia en torno a un punto, más allá de la cual la autocorrelación es nula. Aunque $\gamma(0) = 0$, con frecuencia el semivariograma es discontinuo en el origen, con un salto finito que se llama pepita, o efecto pepita (del inglés "nugget"), el efecto pepita representa la incertidumbre asociada a los datos experimentales y/o a la variabilidad espacial que pueda existir a una escala de muestreo menor que la efectuada (Figura 39).

Para la realización del semivariograma experimental correspondiente a cada muestreo y a cada parcela experimental se utilizó el programa Variowin 2.2 (Software for Spatial Data Analysis in 2D. Spring Verlag, New York. USA).

En todos los casos estudiados se trabajó bajo las hipótesis de isotropía y estacionariedad.

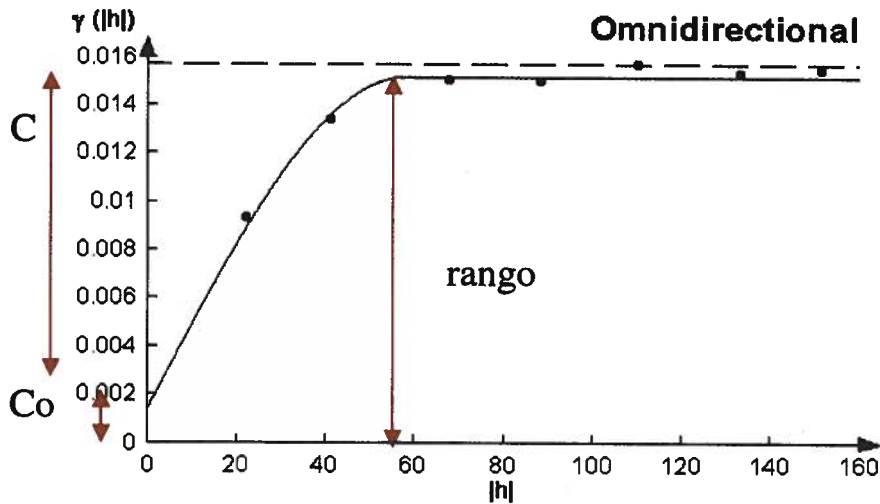


Figura 39. Parámetros del semivariograma. C_0 : Efecto pepita y $C_0 + C$ = meseta.

XI.2. ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS DEL MODELO DE SEMIVARIOGRAMA.

Una vez que se estimó el correspondiente semivariograma experimental para cada muestreo de la población de los estadios preimaginales del insecto plaga en cada parcela correspondiente, este se ajustó a algún semivariograma teórico. Los semivariogramas teóricos no son más que funciones con una expresión analítica sencilla y que, por ello, se emplean frecuentemente para representar semivariogramas reales. Debe indicarse, sin embargo, que en general sus expresiones no se han deducido a partir de ninguna hipótesis especial, ni pretenden representar procesos específicos. En este sentido, los modelos teóricos de semivariograma no son realmente teóricos y este apelativo debe entenderse como acuñado por la práctica y no como un calificativo estricto (Englund y Sparks, 1988).

Los modelos de semivariograma deben de cumplir ciertas condiciones:

1) De la definición de semivariograma se deduce que $\gamma(h)$ ha de ser idénticamente nulo en el origen, es decir

$$\gamma(0) = 0 \quad (14)$$

Esto no tiene graves implicaciones prácticas, ya que, como se permiten discontinuidades, la condición (14) se obvia fácilmente imponiendo las definiciones analíticas para $h>0$ (Armstrong y Jabin, 1981).

2) $\gamma(h)$ es una función “condicionalmente negativa definida”, o bien, $-\gamma(h)$ es “condicionalmente positiva definida”. Es decir, para todo conjunto x_1, \dots, x_n de puntos arbitrarios y para todo conjunto $\lambda_1, \dots, \lambda_n$ de coeficientes que satisfacen $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 0$ ha de cumplirse que:

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j \gamma(x_i - x_j) \leq 0 \quad (15)$$

Esta condición se deduce del hecho de que la variable Y ,

$$Y = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad (16)$$

ha de tener varianza positiva, es decir:

$$\text{Var}(Y) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j C(x_i - x_j) \geq 0 \quad (17)$$

Sustituyendo (11) en (17), esta condición es equivalente a;

$$\text{Var}(Y) = \text{Var}(z) \sum_{i=1}^n \lambda_i \sum_{j=1}^n \lambda_j - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j \gamma(x_i - x_j) \geq 0 \quad (18)$$

Pero como $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 0$ (Condición que se impone precisamente para evitar los casos en que $\text{Var}(Z)$ no esté definida), resulta (15).

3) Como consecuencia de la propiedad anterior, se puede demostrar que el semivariograma debe tener un ritmo de crecimiento inferior a h^2 (Journel y Huijbregts, 1978), es decir

$$\lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\gamma(h)}{h^2} = 0 \quad (19)$$

Cuando el semivariograma experimental no satisface esta condición, hay que plantearse la posibilidad de que no satisfaga la condición de estacionariedad (Goovaerts, 1997).

Cuando se habla de modelos de semivariograma, se refiere a una serie de funciones de las que se sabe que satisfacen las condiciones anteriores. Estas funciones son las utilizadas en la práctica para ajustar los semivariogramas experimentales, ya que estos últimos pueden no satisfacerlas y son más incómodos para trabajar con ellos. Los modelos teóricos más comunes son los presentados en la Figura 40.

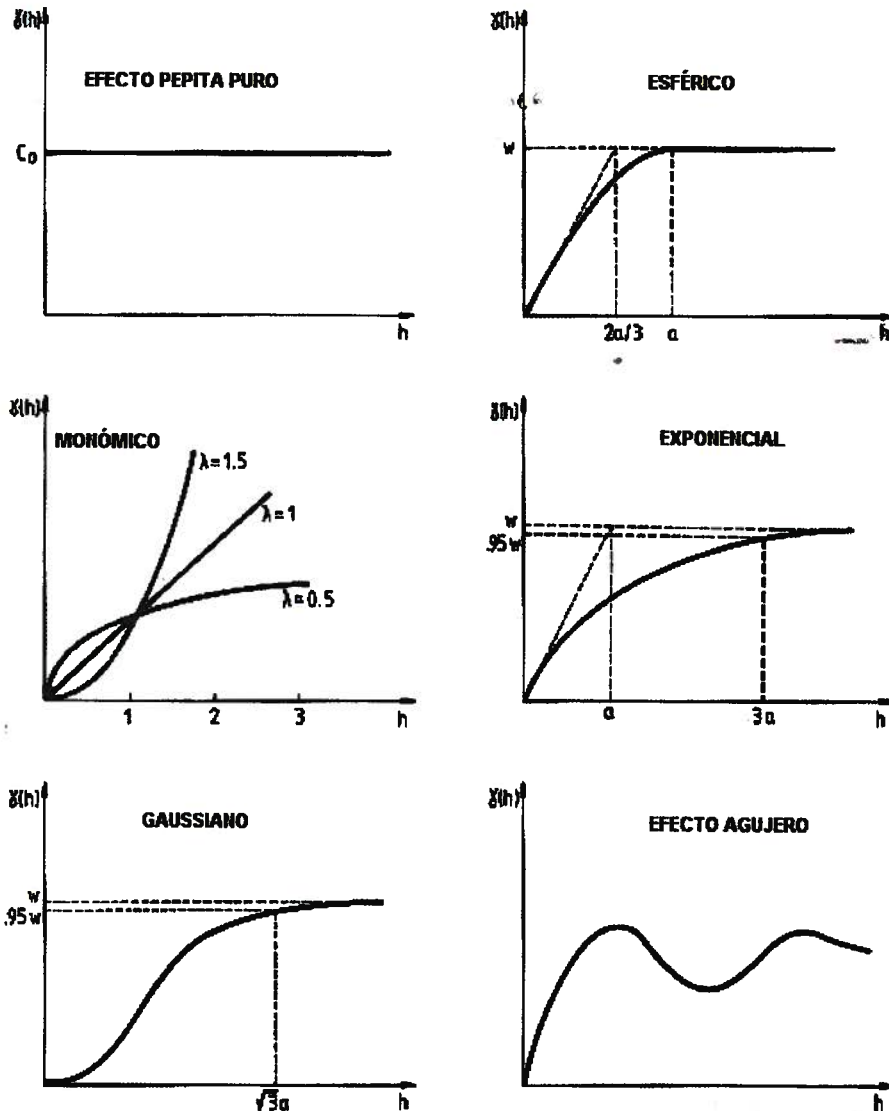


Figura 40. Semivariogramas teóricos más comunes.

En el presente trabajo se ajustaron a los respectivos semivariogramas experimentales los modelos esférico y exponencial, los cuales a continuación se describen:

Modelo esférico. Su ecuación está dada por:

$$\begin{aligned}\gamma(h) &= C_0 + C \left[1.5 \left(\frac{h}{a} \right) - 0.5 \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] && \text{si } h \leq a \\ \gamma(h) &= C_0 + C && \text{si } h > a\end{aligned} \quad (20)$$

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

Por tanto, sus características son el alcance y la meseta. Es uno de los más empleados en la práctica, cuando se presenta una distribución espacial en agregados. Se caracteriza porque alcanza la meseta para una distancia finita ($h=a$). Es indicativo de fenómenos continuos (o con un conjunto a lo sumo numerable de discontinuidades), aunque no derivables. Es decir, fenómenos cuya representación puede presentar quiebros. Es decir, aparecen tanto fluctuaciones de pequeña amplitud pero gran frecuencia como de amplitud grande y frecuencia baja. Respecto a estas últimas, cabe notar que las amplitudes máximas están relacionadas con el valor de la meseta, o mejor, con su raíz cuadrada. Análogamente el período máximo (inverso de la frecuencia) será tanto mayor cuanto mayor sea el alcance.

Modelo exponencial. Viene dado por:

$$\gamma(h) = C_0 + C(1 - e^{-\frac{h}{a}}) \quad (21)$$

donde: $C_0 + C$ es la meseta y a representa el rango o alcance

Por lo tanto, alcanza su meseta de forma asintótica:

$$\text{Meseta} = \lim_{h \rightarrow \infty} C_0 + C(1 - e^{-\frac{h}{a}}) = C_0 + C \quad (22)$$

Este modelo es utilizado en casos de una distribución espacial en agregados. También, al igual que el modelo esférico, el semivariograma exponencial es representativo de fenómenos continuos salvo en un conjunto de puntos (en una dimensión), líneas (en dos dimensiones) o planos (en tres dimensiones).

Los otros modelos tienen las siguientes características generales:

Modelo Gaussiano. También alcanza su meseta asintóticamente. Es utilizado cuando la distribución espacial es en agregados. Este modelo se emplea para representar fenómenos “suaves”, es decir, continuos en todos los puntos y derivables en la mayoría.

Efecto pepita puro. Este modelo es indicativo de un fenómeno sin ninguna autocorrelación espacial. No es común emplearlo solo, sino en combinación con algún otro. Este modelo se utiliza cuando existe una distribución espacial al azar.

Efecto agujero. Es indicativo de fenómenos con componentes periódicos o casi periódicos.

Modelos monómicos. Se emplean para representar fenómenos no estacionarios (Samper y Carrera, 1996).

Para ajustar los correspondientes semivariogramas experimentales a los semivariogramas teóricos de cada muestreo y parcela experimental se utilizó el programa Variowin 2.2 (Software for Spatial Data Analysis in 2D. Spring Verlag, New York. USA).

XII.3. VALIDACIÓN.

Una vez que los semivariogramas experimentales fueron ajustados a alguno de los modelos descritos, fue necesario validarlos. Como se señaló anteriormente en el presente trabajo se ajustaron modelos esféricos y exponenciales a los correspondientes semivariogramas experimentales elaborados con los datos de los diferentes muestreos. La validación de los diferentes modelos ajustados a los semivariogramas experimentales se realizó con el procedimiento denominado validación cruzada (Isaaks y Srivastava, 1989). Con este procedimiento no paramétrico, se elimina un valor muestral y se emplea el método de interpolación geoestadístico denominado krigeado, junto con el modelo de semivariograma a validar, para estimar el valor de la variable de interés en dicho punto muestral a partir de los restantes valores muestrales. Este 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 (Isaaks 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)

$$\mathbf{MEE} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [z^*(x_i) - z(x_i)] \quad (23)$$

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).

$$\mathbf{ECM} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [z^*(x_i) - z(x_i)]^2 \quad (24)$$

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 adimensional (ECMA).

$$\mathbf{ECMA} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{[z^*(x_i) - z(x_i)]^2}{\sigma_k} \quad (25)$$

donde: γ_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) Además se debe cumplir que la varianza de los errores de estimación debe de ser \leq que la varianza muestral (Samper y Carrera, 1996).

Una vez validados los modelos se realizó una regresión simple entre el promedio por fecha de cada uno de los estadios preimaginales del insecto y su correspondiente valor del efecto pepita, para observar si existía o no una relación significativa entre ellos. Este proceso se efectuó para cada parcela experimental y para cada año. Asimismo, se realizaron gráficas que relacionaran el promedio y el efecto pepita correspondiente a cada muestreo.

XII.4. NIVEL DE DEPENDENCIA ESPACIAL.

Para conocer el grado de relación entre los datos correspondientes resulta importante establecer el nivel de dependencia espacial. Este valor se obtiene 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).

XII.5. ELABORACIÓN DE MAPAS.

Una vez que los modelos de los semivariogramas correspondientes fueron validados se empleó el método geoestadístico denominado krigado para la elaboración de los mapas de densidad. El krigado es un método de interpolación que permite la estima no sesgada de puntos no muestreados.

La Figura 41 muestra el efecto suavizador de las estimaciones del krigado.

Etimológicamente la palabra krigado procede del nombre de un geólogo sudafricano, D. G. Krige, cuyo trabajo sobre la estimación de reservas de oro de los depósitos de Witwatersrand (Krige, 1951) suele considerarse como precursor del método. El objetivo de la utilización de este método es obtener una estimación $Z^*(x)$, de $Z(x)$, como una combinación lineal de los valores medidos Z_i en los puntos de observación x_i . Y obtener además, la varianza del error de estimación. Por ser lineal, el estimador tiene la siguiente forma:

$$Z^* = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z_i \quad (26)$$

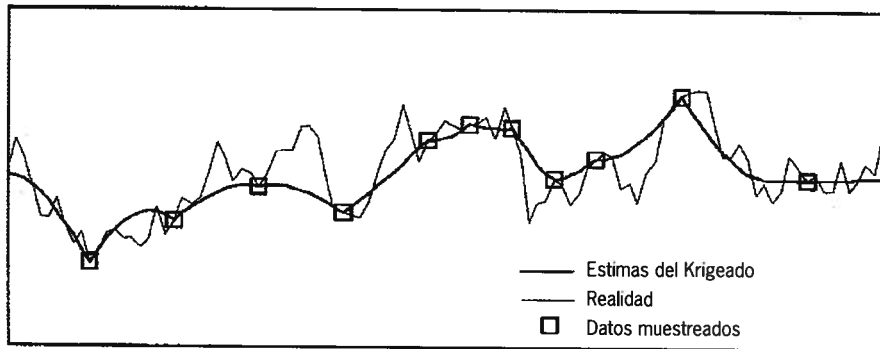


Figura 41. Ilustración del efecto suavizador del Krigado.

Los parámetros λ_i se denominan coeficientes de ponderación o coeficientes de krigado (Figura 42). Z^* debe ser insesgado, es decir, $E(Z^* - Z) = 0$, por lo que suponiendo que Z es estacionaria la varianza del error de estimación es:

$$\begin{aligned}
 \text{Var}(Z^* - Z) &= E[(Z^* - Z)^2] = \\
 &= E\left[\left(\sum_i \lambda_i Z_i\right)\left(\sum_j \lambda_j Z_j\right)\right] - 2E\left[\sum_i \lambda_i Z_i Z\right] + E[Z^2] = \\
 &= \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j E(Z_i Z_j) - 2 \sum_i \lambda_i E(Z_i Z) + E(Z^2) \quad (27)
 \end{aligned}$$

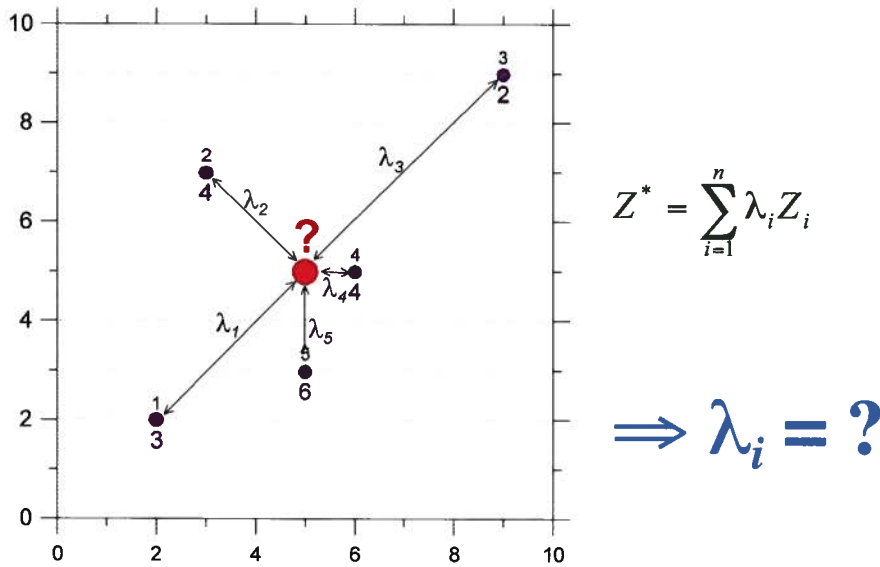


Figura 42. Estimación ó Interpolación Espacial (Krigado).

Si se conocen $E(Z_i Z_j)$, $E(Z_i Z)$ y $E(Z^2)$, lo cual es posible si se conoce el semivariograma o bien la función de covarianza, entonces basta obtener X_i ($i = 1 \dots n$, número de puntos de observación), para que Z_i^* y su varianza queden perfectamente determinados. Los coeficientes λ_i se obtienen imponiendo que la varianza de estimación sea mínima. Esto da lugar a un sistema lineal de ecuaciones que se conoce con el nombre de ecuaciones de krigado. Bajo distintas hipótesis hay varios tipos de krigado a continuación se describen sus características distintivas.

1. Krigado Simple: Se utiliza cuando la variable es estacionaria con media y covarianza conocidas.
2. Krigado Ordinario: Se utiliza cuando la variable es estacionaria con covarianza conocida y media desconocida.

3. Krigado con una Deriva: Cuando la media no es constante dentro de un área limitada.

4. Krigado por Bloques: Resuelve el problema de la estimación del valor promedio de una variable sobre un dominio (bloques) a partir de medidas puntuales o promediadas de la misma (Chilés y Delfiner, 1999).

En el presente trabajo se utilizó el Krigado Ordinario para obtener las estimaciones correspondientes. Estas estimaciones de las poblaciones de los huevos, larvas y ninfas de *J. lybica* en cada parcela experimental se realizó mediante el programa Geoeas 1.3. U. S EPA Environmental Monitoring Systems Laboratory, Las Vegas, Nv. Environmental Protection Agency.

XII.6. KRIGADO ORDINARIO.

Para desarrollar las ecuaciones de este krigado hay que imponer que la estimación sea lineal, insesgada y con varianza mínima:

1. Linealidad

$$Z^* = \sum_i \lambda_i Z_i \quad (28)$$

2. Sesgo nulo

$$E(Z^*) = E(Z), \text{ equivalente a } \sum_i \lambda_i = 1 \quad (29)$$

3. Varianza mínima

$$E[(Z^* - Z)^2] \text{ es mínimo} \quad (30)$$

Desarrollando esta última expresión se obtiene:

$$\begin{aligned} E[(Z^* - Z)^2] &= E[(\sum_i \lambda_i Z_i - Z)^2] = E[(\sum_i \lambda_i Z_i - \sum_i \lambda_i Z)^2] = \\ &= E[(\sum_i \lambda_i (Z_i - Z))^2] = \\ &= E\left[\sum_i \lambda_i (Z_i - Z) \sum_j \lambda_j (Z_j - Z)\right] = \\ &= \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j E[(Z_i - Z)(Z_j - Z)] \end{aligned} \quad (31)$$

Este último término se puede obtener a partir de la definición del semivariograma:

$$\begin{aligned}
 \gamma(x_i - x_j) &= \frac{1}{2} E[(Z_i - Z_j)^2] \\
 &= \frac{1}{2} E\{[(Z_i - Z) - (Z_j - Z)]^2\} \\
 &= \frac{1}{2} E[(Z_i - Z)^2] + \frac{1}{2} E[(Z_j - Z)^2] - E[(Z_i - Z)(Z_j - Z)] \\
 &= \gamma(x_i - x) + \gamma(x_j - x) - E[(Z_i - Z)(Z_j - Z)] \quad (32)
 \end{aligned}$$

A partir de (32) se obtiene el valor esperado que aparece en la última línea de (31). Sustituyéndolo se obtiene:

$$E[(Z^* - Z)^2] = -\sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \gamma(x_i - x_j) + \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \gamma(x_i - x) + \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \gamma(x_j - x) \quad (33)$$

Sacando factor común a $\sum \lambda_i$ y $\sum \lambda_j$, que valen uno, en los dos últimos sumandos de (33), y teniendo en cuenta que

$$\sum_i \lambda_i \gamma(x_i - x) = \sum_j \lambda_j \gamma(x_j - x)$$

ya que i y j son índices de referencia, resulta la siguiente expresión de la varianza de estimación:

$$E[(Z^* - Z)^2] = -\sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \gamma(x_i - x_j) + 2 \sum_i \lambda_i \gamma(x_i - x) \quad (34)$$

Para la minimización se emplea el método de los multiplicadores de Lagrange, que conduce a la siguiente función objetivo

$$\zeta(\lambda_i, \mu) = \frac{1}{2} E[(Z^* - Z)^2] - \mu (\sum_i \lambda_i - 1) \quad (35)$$

que hay que minimizar con respecto a λ_i y μ . Para ello se igualan a cero las derivadas parciales de (34) con respecto a los λ_i y a μ , lo que conduce al siguiente sistema lineal de $(n+1)$ ecuaciones:

$$\begin{aligned}
 \sum_j \lambda_j \gamma(x_i - x_j) + \mu &= \gamma(x_i - x) \quad i=1, \dots, n \\
 \sum_j \lambda_j &= 1 \quad (36)
 \end{aligned}$$

En forma matricial, este sistema tiene la siguiente expresión:

$$\begin{pmatrix} 0 & \gamma_{12} & \gamma_{13} & \dots & \gamma_{1n} & 1 \\ \gamma_{21} & 0 & \gamma_{23} & \dots & \gamma_{2n} & 1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots \\ \gamma_{n1} & \gamma_{n2} & \gamma_{n3} & \dots & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & \dots & 1 & 1 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_n \\ \mu \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \vdots \\ \gamma_n \\ 1 \end{pmatrix} \quad (37)$$

donde

$$\gamma_{ij} = \gamma(x_i - x_j) \quad \text{y} \quad \gamma_i = \gamma(x_i - x)$$

Si $\gamma(h)$ es condicionalmente definida positiva, la matriz del sistema es siempre regular y siempre existe solución.

La varianza del error de estimación, también llamada varianza del krigado, se obtiene teniendo en cuenta que, al ser $E(Z^* - Z) = 0$,

$$\sigma_k^2 = \text{Var}(Z^* - Z) = E[(Z^* - Z)^2] \quad (38)$$

de donde se deduce, tras sustituir la primera línea de (36) en (34),

$$\text{Var}(Z^* - Z) = \sum_i \lambda_i \gamma(x_i - x) + \mu \quad (39)$$

Esta la formulación más común del método del krigado. Tras resolver (36), se obtiene Z^* mediante (28) y la varianza de su error de estimación mediante (39) (Wackernagel, 1998; Webster y Oliver, 2001).

Una de las ventajas del krigado sobre la mayoría de los interpoladores es la forma en que tiene en cuenta la distribución de los datos. Parece razonable exigir a cualquier estimador que asignase pesos máximos a los puntos situados más cerca y que estos fuesen disminuyendo a medida que aumenta la distancia entre puntos de estimación y datos. Igualmente, parece razonable exigir que si dos puntos están muy próximos, sus pesos sean menores que si están alejados. En el método del krigado no es preciso exigir estas propiedades porque se cumplen de forma natural. En este método de interpolación el error de estimación es mínimo y no sesgado. Es importante notar que la minimización del error se hace sobre la base de que se conoce el semivariograma con exactitud, sin embargo, la estimación del semivariograma es no sólo un proceso difícil, sino que no cuantificable. El krigado es un estimador exacto, esto es, si se trata de estimar Z en un punto de observación, el

resultado será el valor medido con incertidumbre nula. Las ecuaciones de krigeado no dependen de los valores medidos de las variables, sino solamente de sus posiciones y del semivariograma. La técnica del krigeado permite además la posibilidad de obtener mapas de la distribución espacial de los organismos estudiados, los cuales a su vez, tienen amplias utilidades (Samper y Carrera, 1996). Los mapas de distribución espacial pueden ser de utilidad en la Agricultura de Precisión con el objeto de dirigir las medidas de control sobre áreas específicas de infestación o zonas donde se rebase el umbral de daño económico por parte de un insecto plaga (Fleischer *et al.*, 1999)

En el presente trabajo, 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 los huevos, larvas y ninfas del mosquito verde *J. lybica*. Las estimas obtenidas fueron representadas en forma de mapa mediante el uso del programa Surfer 8 (Surface Mapping System. Golden Software Inc. 809, 14th Street. Golden, Colorado 80401-1866. USA).

De los mapas elaborados se determinó la superficie infestada por el insecto plaga, con el objeto de poder establecer el ahorro económico y medioambiental al dirigir las medidas agroquímicas de control hacia los focos específicos de la infestación del mosquito verde.



**XIII. ESTABILIDAD ESPACIAL
Y TEMPORAL A CORTO Y
LARGO PLAZO**

Uno de los objetivos de este trabajo fue estudiar la existencia de una estabilidad espacio-temporal a corto (dentro del año) y largo plazo (entre años) de las poblaciones de preimaginales del mosquito verde *J. lybica*. Para tal efecto se compararon los mapas obtenidos con el método del krigeado.

Las comparaciones fueron realizadas utilizando una modificación de la prueba estadística no paramétrica de Cramér-von Mises (Syrjala, 1996). Dicha prueba se utiliza para contrastar la diferencia entre dos funciones de distribución (Conover, 1980). Para aplicar la prueba es necesario que los individuos sean muestreados aleatoriamente de una población determinada y se construye una función de distribución acumulativa, a través del rango de esa variable. Es de suma importancia para realizar la comparación pertinente que se conozca perfectamente la localización espacial de los individuos muestreados y que además el muestreo se realice sobre los mismos puntos a comparar.

Syrjala (1996) modificó la prueba Cramer-Von Mises de la siguiente manera: Para construir una prueba independiente del tamaño de la población, considerando además su localización espacial (x_k, y_k) , primero se normaliza los datos de densidad observados: dividiendo cada densidad observada por la suma de todas las densidades observadas para las especies en cuestión, esto es:

$$\gamma_i(x_k, y_k) = \frac{d_i(x_k, y_k)}{D_i} \quad (1)$$

donde $d_i(x_k, y_k)$ es la densidad de la muestra en los k^{th} localización del muestreo de las i^{th} poblaciones

definiendo la densidad normalizada de las observaciones donde

$$D_i = \sum_{k=1}^k d_i(x_k, y_k)$$

El valor de la función de distribución acumulativa en la localización (x_k, y_k) para las i^{th} poblaciones, denotadas $\tau_i(x_k, y_k)$, es la suma de todas las densidades normalizadas de las observaciones, $\gamma_i(x, y)$, de la que la localización (x, y) es tal que $x \leq x_k$ e $y \leq y_k$.

Todas estas localizaciones del muestreo quedan comprendidas dentro de un rectángulo A entre el origen de las coordenadas Cartesianas $(0,0)$ y los puntos (x_k, y_k) . Entonces, la función de distribución acumulativa para las i^{th} poblaciones en las k^{th} localizaciones del muestreo se puede definir como

$$\Gamma_i(x_k, y_k) = \sum_{\forall x \leq x_k, \forall y \leq y_k} \gamma_i(x, y) \quad (2)$$

Un estadístico para probar la hipótesis nula de la prueba de Cramér-von Mises es el cuadrado de la diferencia entre las dos funciones de distribución acumulativas, sumado sobre todas las localizaciones del muestreo; esto es

$$\psi = \sum_{k=1}^k [\Gamma_i(x_k, y_k) - \Gamma_2(x_k, y_k)]^2 \quad (3)$$

Desafortunadamente, el estadístico no es invariante con respecto a la esquina del rectángulo A que se elige como el origen del sistema de coordenadas. En general, no hay una esquina del rectángulo A que se defina como el origen del sistema de coordenadas. Una solución a este dilema fue propuesta por Zimmerman (1993), este presenta una prueba de hipótesis para conocer si una distribución espacial determinada es una distribución aleatoria: calcula cuatro veces, una vez con cada esquina de A definida como el origen, y hace un promedio de los cuatro valores para obtener una prueba estadística. (2) y (3) pueden reescribirse como

$$\Gamma_i(x_{c,k}, y_{c,k}) = \sum_{\forall x \leq x_{c,k}, \forall y \leq y_{c,k}} \gamma_i(x, y) \quad (4)$$

y

$$\Psi_c = \sum_{k=1}^k [\Gamma_1(x_{c,k}, y_{c,k}) - \Gamma_2(x_{c,k}, y_{c,k})]^2 \quad (5)$$

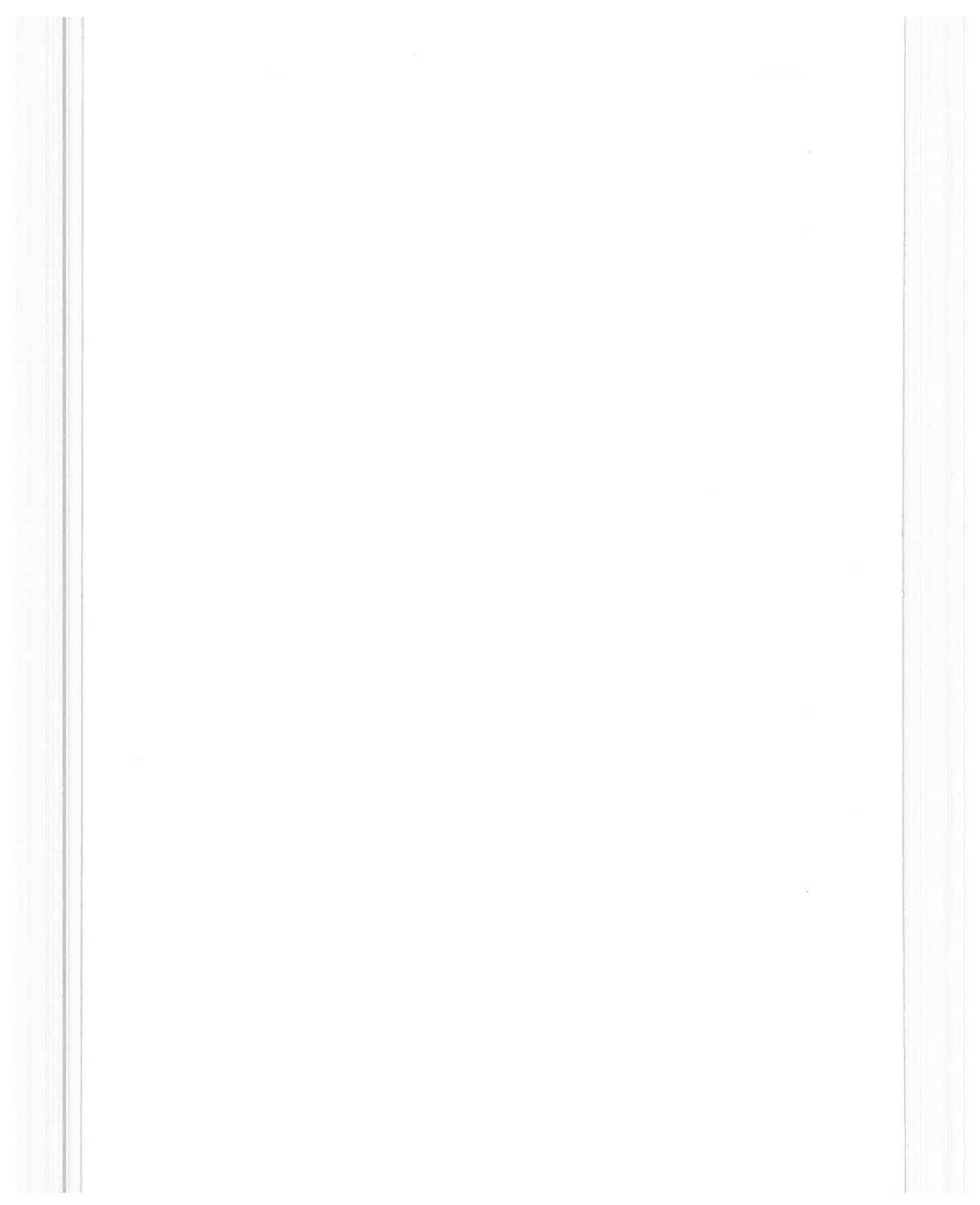
$\{c = 1, 2, 3, 4\}$, donde cada valor de c identifica una esquina diferente del rectángulo A como el origen de las coordenadas de x y donde $(x_{c,k}, y_{c,k})$ denotan la localización de las k^{th} localizaciones del muestreo relativas al origen de la esquina c . $\tau_2(x_{c,k}, y_{c,k})$ es la i^{th} función de distribución acumulativa calculada con las coordenadas de la localización del muestreo definidas en relación a la esquina c . Finalmente, se define la prueba estadística como el promedio de los cuatro estadísticos,

$$\Psi = \frac{1}{4} \sum_{c=1}^4 \Psi_c \quad (6)$$

Bajo la hipótesis nula, en una localización de muestreo dada (x_k, y_k) , cualquier observación de la densidad $\gamma_i(x_k, y_k)$, $i = 1, 2$, es igualmente probable para cada población. Así, para un determinado grupo de datos, la distribución de la prueba estadística se puede construir calculando el valor de la prueba estadística para todas las 2^k pare-

jas de permutaciones de el grupo de datos. La necesidad de permutar las observaciones apareadas es porque cada población debe ser muestreada en cada localización del muestreo. El nivel de significación de una realización específica de la prueba estadística se determina en base a su posición en el conjunto ordenado de los valores de la prueba estadística de todas las 2^k permutaciones (Syrjala, 1996).

Para la mayoría de los estudios, el número de las localizaciones del muestreo, k , es bastante grande, tanto que llega a ser de cómputo impráctico para calcular el valor de la prueba estadística para todas las 2^k permutaciones de los datos. En este caso, se puede utilizar una prueba aproximada de aleatorización; empleado un número grande (pero no exhaustivo) de permutaciones aleatoriamente seleccionadas para aproximar la distribución de la prueba estadística y por lo tanto el nivel de significación de los valores observados (Syrjala, 1996).





**XIV. AGRICULTURA DE
PRECISIÓN: ESTIMACION DE
LA SUPERFICIE INFESTADA Y
EVALUACIÓN ECONÓMICA Y
MEDIOAMBIENTAL**

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. Ésto 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 los mapas elaborados utilizando en programa Surfer 8.0.

Una vez obtenido el porcentaje de superficie infestada en cada uno de los mapas se procedió a calcular el coste de una aplicación normal, tal como la realizan los agricultores en la zona, y el coste de una aplicación dirigida (sólo áreas infestadas). Obviamente la diferencia entre ambos valores nos indicó el ahorro económico obtenido con la metodología de precisión. Igualmente, procedimos a realizar el cálculo correspondiente al ahorro en la cantidad de producto utilizado bajo ambas estrategias de control. De esta manera, se tendría una idea de la disminución del impacto nocivo hacia el medioambiente, ya que al reducir la cantidad de insecticida en el manejo de las poblaciones del mosquito verde, se reduce, asimismo, el conjunto de efectos negativos sobre la parcela de viñedo.

11
12
13

14

15

16

17

18
19
20
21
22
23
24
25
26
27
28
29
30
31
32
33
34
35
36
37
38
39
40
41
42
43
44
45
46
47
48
49
50
51
52
53
54
55
56
57
58
59
60
61
62
63
64
65
66
67
68
69
70
71
72
73
74
75
76
77
78
79
80
81
82
83
84
85
86
87
88
89
90
91
92
93
94
95
96
97
98
99
100

A photograph of a grapevine with clusters of green grapes and a central green text box. The background is a dense canopy of green leaves, some showing signs of aging or damage. In the foreground, several large, round clusters of small, green grapes hang from the vine. A wooden stake is visible in the lower-left corner, supporting the vine. The ground is covered in light-colored soil or mulch.

**XV. RESULTADOS Y
DISCUSION**

XV.1. PARCELA CON RIEGO (AÑO 2000).

XV.1.1. ESTADÍSTICA CLÁSICA.

A. Resumen estadístico de los huevos

En la Tabla 6 se observa el resumen estadístico de los huevos del mosquito verde.

Tabla 6.

RESUMEN ESTADÍSTICO DE LOS HUEVOS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	\bar{x}	S	S ²	Coefficiente de Curtosis
30-07	4,30	3,29	10,88	4,45
06-08	0,35	0,76	0,59	4,97
13-08	7,97	5,58	31,15	5,22
20-08	4,55	6,90	47,63	5,48
27-08	3,62	5,40	29,21	4,21

El rango de densidad de huevos varió entre 7,97 y 0,35 huevos por planta. La densidad más baja observada se debió a un fuerte efecto de control del insecticida sobre la población de adultos aplicado el 30 de julio que produjo indirectamente una reducción del 92% de la densidad de huevos. Como consecuencia de ese bajo nivel poblacional quedaron vacantes bastantes nichos ecológicos produciendo posteriormente una fuerte colonización de adultos que elevó la población a una media de 7,97 huevos por planta (13 de agosto), quizás un valor muy por encima de la capacidad de carga del medio que posiblemente se encontraba alrededor de 4,5 huevos por planta como muestran las fechas "normales" de muestreo (30-07 y 20-08). El 20 de agosto se produjo una segunda aplicación de insecticida que no fue tan efectiva como la primera y sólo disminuyó un 20% la población de huevos.

Como era de esperar en un ambiente heterogéneo y sujeto a la acción humana la variabilidad de las puestas fue bastante considerable. La varianza de los datos se

halló entre 47,63 y 0,59. El valor obtenido del coeficiente de Curtosis mostró que los datos no siguieron una distribución Normal por lo que para análisis posteriores se procedió a su transformación logarítmica (ver material y métodos).

B. Distribución espacial de los huevos

En cuanto al tipo de distribución espacial de los huevos los resultados se hallan registrados en la Tabla 7. El índice de dispersión señala que en todas las fechas de muestreo se encontró una distribución agregada de los huevos. Por su parte, el índice de Green confirmó dicha agregación, indicando, en función de su bajo valor (Tabla 7), que la agregación fue leve.

La fecha del 6 de agosto presentó el valor mas bajo del índice de dispersión como consecuencia de la reducción tan drástica que experimentó la población de huevos, quizás debido al confinamiento de la población en pocos focos de infestación y, por consiguiente, poca varianza poblacional. Sin embargo, esa disminución de la densidad no se refleja en el índice de Green (Tabla 7) para la citada fecha.

Tabla 7

ÍNDICES DE DISPERSIÓN Y DISTRIBUCIONES ESTADÍSTICAS DE LOS HUEVOS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	ÍNDICE DE DISPERSIÓN	ÍNDICE DE GREEN	POISSON	BINOMIAL NEGATIVA	k
30-07	2,53 ^s	0,008	S	S	2,75
06-08	1,69 ^s	0,05	NS	S	0,26
13-08	3,90 ^s	0,009	NS	S	1,74
20-08	10,46 ^s	0,05	NA	NA	-
27-08	8,05 ^s	0,04	NS	S	0,22

s=significativa; ns= no significativa; nivel de significación al 5%; na= no ajustada

En base a las distribuciones estadísticas los resultados indican que en todos los casos se ajustó una distribución Binomial negativa (agregación) a los datos. La fecha 30 de julio también presentó un ajuste a la distribución de Poisson (aleatoria) por lo que no podemos discernir el tipo de distribución de los huevos. Quizás la explicación a dicha dualidad puede estar en que para valores altos del parámetro k , como es relativamente el caso, la Binomial negativa tiende a la distribución de Poisson (Southwood, 1978) por lo que al realizar el ajuste estadístico por máxima verosimilitud se

ajusten a los datos ambos modelos indistintamente. Los resultados obtenidos por el índice de dispersión y el índice de Green apuntan a que esta fecha presenta mas bien una distribución agregada leve.

Los datos obtenidos el 20 de agosto no fue posible ajustarlos a ninguna distribución estadística ya que no fue posible obtener la convergencia de los algoritmos de ajuste por máxima verosimilitud. Esto ejemplifica una de las limitaciones con que nos encontramos cuando deseamos ajustar distribuciones estadísticas a nuestros datos.

El valor de k de la distribución Binomial negativa es en si mismo un índice de contagio y está relacionado inversamente con el patrón de agregación (Southwood, 1978; Taylor, 1984). En nuestros resultados dicho valor osciló entre 0,22 y 2,75, presentando los valores más bajos (0,22 y 0,26; Tabla 7) y, por consiguiente, más fuerte agregación inmediatamente después de la aplicación del insecticida. Este resultado tiene su explicación lógica en el hecho de que la mortalidad producida por el insecticida no alcanzó a toda la población dejando reductos poblacionales que produjeron un agrupamiento de la población en relación con el total de la superficie tratada.

Muchos valores de k han sido reportados en la literatura entomológica como consecuencia lógica del comportamiento agregativo de los insectos. Desafortunadamente no existen valores de referencia para *J. lybica* con los cuales comparar nuestros resultados. Aunque obtenidos para otros insectos, algunos trabajos como el de Foster *et al.* (1989) que arrojaron para los huevos de *Oebalus ornatus* valores de k dentro del rango de 1,40 a 1,07 o el trabajo de Cho *et al.* (2000) en huevos de *Thrips palmi* donde obtuvieron valores de k entre 2,82 y 3,71 nos dan una idea de que nuestros resultados se encuentra en el rango de variación esperado para los huevos de insectos (Tabla 7).

En la Figura 43 (Anexo I) se observa la evolución temporal de la población de huevos del insecto en los respectivos muestreos.

C. Resumen estadístico de las larvas

En la Tabla 8 se detalla el resumen estadístico de las larvas del mosquito verde.

La densidad media fluctuó entre 50,90 y 0,27 larvas por planta. El 6 de agosto presentó la densidad más baja como consecuencia de una aplicación anterior de insecticida, que redujo la población un 95% con relación a la fecha previa de muestreo. Este descenso en el nivel poblacional de las larvas provocó una colonización masiva de los adultos en las posteriores fechas, lo que elevó la población a un promedio de

hasta 50,90 larvas por planta (20 de agosto), tal vez muy por encima de la capacidad de carga del medio, de alrededor de 5,2 larvas por planta tal y como lo demuestran los datos de las fechas menos afectadas por el insecticida. La segunda aplicación de insecticida producida después del 20 de agosto no resultó tan efectiva, ya que solo redujo la población de larvas en un 53 % aproximadamente.

Tabla 8

RESUMEN ESTADÍSTICO DE LAS LARVAS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	\bar{x}	S	S ²	Coefficiente de Curtosis
30-07	5,15	3,35	11,25	-5,20
06-08	0,27	1,30	1,69	34,07
13-08	5,85	3,73	13,92	6,22
20-08	50,90	13,27	176,14	8,99
27-08	27,42	9,17	84,14	4,04

La varianza de los datos se encontró entre 176,14 y 1,69. Los datos no siguieron una distribución Normal en base al valor obtenido del coeficiente de Curtosis procediéndose a una transformación logarítmica de los mismos (ver material y métodos).

D. Distribución espacial de las larvas

En la Tabla 9 se observan los resultados de distribución de las larvas. Los resultados indican que en base al valor del índice de dispersión en todas las fechas de muestreo se encontró un tipo de distribución agregada. Esta agregación se vio reafirmada por el valor del índice de Green de las diferentes fechas, los valores de este índice señalaron que con excepción de la fecha 06-08 con una agregación moderada, en el resto de los muestreos, la agregación de las poblaciones de larvas fue leve. La aplicación del insecticida el 30 de julio provocó que las poblaciones de larvas disminuyeran drásticamente, las larvas que sobrevivieron a tal efecto se vieron concentradas de forma importante en zonas específicas por lo que la agregación encontrada en la fecha del 06-08 fue mayor que en las restantes fechas.

En lo referente a las distribuciones estadísticas se detectó que con excepción del 6 de agosto en el resto de muestreos la distribución de las larvas fue agregada. Esta agregación fue más fuerte el 13-08 ya que en este caso el valor de k fue el menor, aunque hay que resaltar que de forma general los valores obtenidos para k fueron altos. Utilizando la distribución Binomial negativa y el índice de dispersión Bohlen y Barrett (1990) encontraron una distribución espacial agregada de las larvas de *Popi-*

llia japonica. Estos autores obtuvieron valores de k en el rango de 1,28 a 0,65, lo que indica que las poblaciones de larvas del insecto estudiado por ellos se hallaban más agregadas que las larvas del mosquito verde. Resultados similares reportaron Murray y Clements (1995) en las poblaciones de larvas de *Sitona lineatus* en este caso los valores de k fluctuaron entre 2,86 y 1,55, lo que indica que la agregación de las poblaciones de larvas de *S. lineatus* fue mayor que la hallada en las larvas del mosquito verde.

Tabla 9

ÍNDICES DE DISPERSIÓN Y DISTRIBUCIONES ESTADÍSTICAS DE LAS LARVAS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	ÍNDICE DE DISPERSIÓN	ÍNDICE DE GREEN	POISSON	BINOMIAL NEGATIVA	k
30-07	2,18 ^s	0,005	NS	S	4,34
06-08	6,15 ^s	0,51	NA	NA	-
13-08	2,38 ^s	0,005	NS	S	4,23
20-08	3,46 ^s	0,001	NS	S	20,68
27-08	3,06 ^s	0,001	NS	S	13,25

s=significativa; ns= no significativa; nivel de significación al 5%; na= no ajustada

Los datos obtenidos el 6 de agosto no se pudieron ajustar a ninguna distribución estadística ya que fue imposible obtener la convergencia de los algoritmos de ajuste por máxima verosimilitud. Lo anterior pone de manifiesto una de las limitaciones con que nos encontramos cuando deseamos ajustar distribuciones estadísticas a nuestros datos.

En la Figura 43 (Anexo I) se observa la evolución temporal de la población de larvas de *J. lybica* en los correspondientes muestreos.

E. Resumen estadístico de las ninfas del mosquito verde.

El rango de densidad de las ninfas se encontró entre 11,22 y 0,10 ninfas por planta. Las densidades más bajas que se detectaron fueron como consecuencia del fuerte efecto de control del insecticida aplicado el 30 de julio que provocó una reducción del 85% y el 98% de la densidad de ninfas el 06-08 y el 13-08 respectivamente, al parecer las poblaciones de ninfas fueron muy susceptibles a la acción del insecticida, por lo que su efecto fue más prolongado. Debido a este bajo nivel pobla-

cional varios nichos ecológicos quedaron libres produciéndose posteriormente una elevada recolonización de las poblaciones de ninfas hasta una media de 6,12 y 11,22 en los dos últimos muestreos, respectivamente. La capacidad de carga del medio, probablemente, se encontraba alrededor de 6,12 ninfas por planta, tal y como lo señala el cuarto muestreo, en el cual las poblaciones de ninfas ya se han recuperado de la acción de los insecticidas, por lo que la densidad media hallada en el último muestreo sobrepasa ese valor considerablemente. La segunda aplicación del insecticida llevada a cabo el 20 de agosto no resultó efectiva ya que en la fecha del 27 de agosto las poblaciones de ninfas incluso llegaron a aumentar.

Tabla 10

RESUMEN ESTADÍSTICO DE LAS NINFAS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	\bar{x}	S	S'	Coefficiente de Curtosis
30-07	4,57	2,76	7,63	5,06
06-08	0,70	1,30	1,70	13,50
13-08	0,10	0,30	0,09	5,97
20-08	6,12	4,26	18,21	9,90
27-08	11,22	5,75	33,10	6,18

La varianza de los datos fluctuó entre 33,10 y 0,09, lo cual resulta lógico en un ambiente nada homogéneo y afectado por la acción humana. Se observó que los datos no siguieron una distribución Normal en base, a los valores obtenidos en el coeficiente de Curtosis, debido a ello para análisis que se realizaron más adelante fue necesario llevar a cabo una transformación logarítmica (ver material y métodos).

F. Distribución espacial de las ninfas

El índice de dispersión señala en todos los casos una distribución agregada (Tabla 11), con excepción del muestreo del 13-08 para el cual indica una distribución aleatoria. Sin embargo, los valores obtenidos en el índice de Green señalan una distribución agregada leve en todos los casos.

En lo referente al tipo de distribución basada en las distribuciones estadísticas, los resultados señalan la presencia de una agregación en los muestreos de las fechas 06-08, 20-08 y 27-08 con una agregación mas fuerte en la fecha del 6 de agosto, con un valor de k de 0,62. Lo anterior supone que las ninfas resistentes a la acción del insecticida se concentraron en ciertos lugares de la parcela experimental, provocando con ello una distribución más agregada de sus poblaciones.

En los primeros dos muestreos se detectó una distribución aleatoria, sin embargo, el hecho de que los resultados obtenidos con los índices de dispersión señalen una distribución agregada, sugiere que con mayor probabilidad éste fue el tipo de distribución de las ninfas del mosquito verde.

Delrio *et al.* (2001) utilizando el modelo de Taylor comprobaron que las poblaciones de ninfas del mosquito verde se distribuían de forma levemente agregada, coincidiendo con los resultados hallados en el presente trabajo. Además Foster *et al.* (1989) utilizando el modelo de Taylor y la distribución Binomial negativa encontraron una distribución espacial agregada de las ninfas de *Oebalus pugnax*, los valores de k hallados por los autores fluctuaron entre 0,57 y 0,25, lo que sugiere que las poblaciones de ninfas de este insecto presentaron una distribución agregada más fuerte que la hallada en las ninfas del mosquito verde. Un resultado similar reportaron Butts y Schaalje (1994) para las poblaciones de ninfas de *Diuraphis noxia*, en este caso los autores utilizaron el índice de dispersión y la distribución Binomial negativa, con un rango de 4,21 a 0,69, valores entre los cuales se encontraron comprendidos los hallados para el caso de las ninfas del mosquito verde.

En la fecha del 13 de agosto no fue posible ajustar ningún tipo de distribución estadística a los datos de las poblaciones de ninfas del mosquito verde, ya que no se pudo obtener la convergencia de los algoritmos de ajuste por máxima verosimilitud. Esta es una de las limitaciones con las que nos encontramos cuando tratamos de ajustar distribuciones estadísticas a nuestros datos.

Tabla 11

ÍNDICES DE DISPERSIÓN Y DISTRIBUCIONES ESTADÍSTICAS DE LAS NINFAS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	ÍNDICE DE DISPERSIÓN	ÍNDICE DE GREEN	POISSON	BINOMIAL NEGATIVA	k
30-07	1,66 ^s	0,003	S	NS	-
06-08	2,43 ^s	0,05	S	S	0,62
13-08	0,92n ^s	0,02	NA	NA	-
20-08	2,97 ^s	0,008	NS	S	1,34
27-08	2,94 ^s	0,004	NS	S	5,75

s=significativa; ns= no significativa; nivel de significación al 5%; na= no ajustada

En la Figura 43 (Anexo I) se observa la evolución temporal de la población de ninfas del mosquito verde en los respectivos muestreos.

XV.1.2. ANÁLISIS ESPACIAL POR ÍNDICES DE DISTANCIA (SADIE).

A. Huevos

Se puede observar en la Tabla 12 que, en el caso del índice I_a , el valor más alto se registró el 13 de agosto, que fue de 1,78 y el más bajo el 27 de agosto, igual a 1,45. En todos los casos el índice I_a fue significativamente superior a 1 indicando una distribución espacial agregada. Resultados similares han sido aportados por diversos autores (Perry *et al.* 1998; Winder *et al.*, 1999) para diferentes especies de pulgones con valores entre 2,01 y 1,03. En poblaciones de huevos de *N. brevicollis* Fernandez *et al.*, (2000) encontraron valores entre 1,7 y 1,1 que se solapan con los resultados encontrados en este estudio.

En lo referente al índice J_a , el valor mayor se dio el 6 de agosto, que fue de 1,35 y el más bajo el 27 de agosto, con un valor de 1,19. El índice J_a en todas las fechas de muestreo también fue superior a la unidad, confirmando la agregación.

Otra información que es posible recabar con el índice J_a es la cantidad de centros de agregación presentes en cada muestreo, a este respecto el valor del índice J_a el 6 de agosto fue significativamente superior a uno. Este resultado indica que la población de huevos del mosquito verde en esta fecha se distribuyó en un único centro de agregación. Es importante hacer notar que precisamente el efecto más significativo de la acción de los insecticidas aplicados se encontró el 6 de agosto, por lo que es de suponer que la aplicación realizada previamente a esa fecha influyó en la distribución espacial de los adultos del insecto y por consiguiente de los huevos. Al disminuir las poblaciones por el efecto de los insecticidas, los adultos que sobrevivieron y ovipositaron posteriormente se concentraron según lo establecido por el índice J_a en un solo centro de agregación en la fecha ya citada. En las fechas de muestreo restantes, la población estaba distribuida en varios centros de agregación, ya que el valor del índice J_a no es significativamente superior a la unidad. Un ejemplo de la existencia de gran número de centros de agregación en poblaciones de huevos nos lo proporciona Magro *et al.* (1999), que encontraron una gran cantidad de ellos en poblaciones de *Nephus includens*.

Tabla 12

VALOR DE LOS ÍNDICES I_A Y J_A Y SUS RESPECTIVAS PROBABILIDADES P_A Y Q_A EN LA POBLACIÓN DE HUEVOS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	I_a	P_a	J_a	Q_a
30-07-2000	1,57	0,012 ^s	1,20	0,221 ^{ns}
06-08-2000	1,51	0,009 ^s	1,35	0,023 ^s
13-08-2000	1,78	0,005 ^s	1,29	0,344 ^{ns}
20-08-2000	1,64	0,022 ^s	1,27	0,189 ^{ns}
27-08-2000	1,45	0,016 ^s	1,19	0,271 ^{ns}

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

B. Larvas

En la Tabla 13 se aprecia que el valor más alto del índice I_a se halló el 20 de agosto, con un valor de 1,81 y el más bajo el 6 de agosto, con valor de 1,42. En todos los casos el índice I_a tuvo un valor superior a 1 lo que sugiere una distribución en agregados por parte de las larvas. Otros autores han reportado resultados similares en otros insectos. Murchie *et al.* (1999) los halló en las larvas de *Ceutorynchus assimilis* con valores de entre 1,9 a 1,3. Korie *et al.* (2000) trabajaron con varias especies de escarabajos de la Familia Coccinellidae con valores en el rango de 2,4 y 1,5. Por su lado, Holland *et al.* (2000) en las larvas de *Pterostichus madidus* hallaron valores entre 1,64 y 1,08. Los valores de I_a de estos trabajos se encuentran en el rango de los hallados en este estudio.

En el caso del índice J_a , el valor más alto del índice J_a se detectó el 6 de agosto, equivalente a 1,40 y el más bajo el 13 de agosto, con un valor de 1,16. El valor de este índice en todas las fechas también fue superior a la unidad, reafirmando con ello la agregación.

Además, gracias a los valores del índice J_a , se logró establecer la cantidad de centros de agregación existentes. En el caso del 6 de agosto el valor del índice J_a fue significativamente superior a la unidad (Tabla 13). Este valor indica que la población de larvas de *J. lybica* el 6 de agosto se distribuyó en un solo foco de agregación. Fue precisamente en esta fecha donde se hizo sentir con mayor fuerza el efecto del insecticida, al disminuir apreciablemente la población de larvas, hecho que parece ser de gran relevancia para que las larvas se concentraran en un único agrupamiento. En las restantes fechas de muestreo, el valor de J_a no fue significativamente

te superior a 1, lo que señala que la población de larvas en esas fechas se distribuyó en varios centros de agregación. Gran cantidad de centros de agregación ha sido reportada por Magro *et al.* (1999) en el caso de las larvas de *N. includens*, el reporto valores de J_a entre 1,7 y 1,4.

Tabla 13

VALOR DE LOS ÍNDICES I_a Y J_a Y SUS RESPECTIVAS PROBABILIDADES P_a Y Q_a EN LA POBLACIÓN DE LARVAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	I_a	P_a	J_a	Q_a
30-07-2000	1,58	0,015 ^s	1,21	0,312 ^{ns}
06-08-2000	1,42	0,007 ^s	1,40	0,018 ^s
13-08-2000	1,63	0,019 ^s	1,16	0,176 ^{ns}
20-08-2000	1,81	0,010 ^s	1,28	0,429 ^{ns}
27-08-2000	1,76	0,021 ^s	1,24	0,335 ^{ns}

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

C. Ninfas

Se puede observar en la Tabla 14 que en la fecha del 27 de agosto se presentó el valor del índice I_a más alto que fue de 1,72 y por el contrario en la fecha del 6 de agosto el más bajo, con un valor de 1,36. En todas las fechas de muestreo el valor del índice I_a fue superior a la unidad y de forma significativa lo que sugiere una distribución agregada de las poblaciones de ninfas. Resultados similares a los del mosquito verde se hallaron en las poblaciones de ninfas de *S. avenae* según lo citado por Winder *et al.* (1999), con valores que fluctuaron entre 1,5 y 1,1.

El valor más alto del índice J_a fue en la fecha del 6 de agosto, con un valor de 1,42, siendo el del 20 de agosto el valor más bajo, equivalente a 1,18. Los valores del índice J_a también fueron superiores a uno en todas las fechas, recalcando con ello la agregación (Tabla 14).

En los muestreos correspondientes a las fechas del 6 de agosto y del 13 de agosto el valor del índice J_a es significativamente superior a la unidad. El índice J_a además de corroborar la agregación permite determinar en cuantos focos de agregación se distribuye la población del insecto. Así el resultado hallado en las dos fechas mencionadas sugiere que las poblaciones de ninfas en la parcela experimental se concentraron en un único centro de agregación. Cabe señalar que fue precisamen-

te el 6 y el 13 de agosto donde se presentó el efecto más importante de la acción de los insecticidas aplicados, reduciendo de forma muy apreciable las poblaciones de ninfas en dichos muestreos, a tal grado que provocó que las poblaciones se refugiaron en una zona determinada. En las restantes fechas de muestreo la distribución de las poblaciones de larvas se halló en varios centros de agregación, ya que el valor del índice J_a no fue significativamente superior a 1.

Tabla 14

VALOR DE LOS ÍNDICES I_a Y J_a Y SUS RESPECTIVAS PROBABILIDADES P_a Y Q_a EN LA POBLACIÓN DE NINFAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	I_a	P_a	J_a	Q_a
30-07-2000	1,48	0,014 ^s	1,22	0,415 ^{ns}
06-08-2000	1,36	0,005 ^s	1,42	0,016 ^s
13-08-2000	1,41	0,007 ^s	1,36	0,021 ^s
20-08-2000	1,56	0,023 ^s	1,18	0,347 ^{ns}
27-08-2000	1,72	0,018 ^s	1,29	0,551 ^{ns}

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

D. Relación entre los valores de los índices I_a y J_a y el valor medio de las densidades de los estadios preimaginales de *J. lybica*

En la Tabla 15 se detalla la relación lineal ($y=a+bx$) encontrada entre los valores del índice I_a y el valor medio correspondiente de huevos, larvas y ninfas. En todos los casos se encontró una relación estadísticamente significativa, especialmente alta en el caso de las ninfas con un R^2 de 95,93%.

Tabla 15

RELACIÓN ENTRE EL PROMEDIO DE HUEVOS, LARVAS Y NINFAS CON SU RESPECTIVO VALOR DE I_a .

	PARÁMETROS	Estimación	ERROR ESTÁNDAR	R ² (%)
HUEVOS	Intercepción	1,43	0,07	65,54 ^s
	Pendiente	0,03	0,01	
LARVAS	Intercepción	1,52	0,05	77,31 ^s
	Pendiente	0,006	0,002	
NINFAS	Intercepción	1,36	0,02	95,93 ^s
	Pendiente	0,03	0,003	

ns: relación no significativa al 5% s: relación significativa al 5%

La Tabla 16 muestra el estudio de la posible relación lineal entre los valores del índice J_a y el promedio correspondiente de los tres estadios preimaginales del insecto. A diferencia de lo ocurrido con el índice I_a , en este caso, no se observó una relación significativa entre los valores del índice J_a y su correspondiente promedio de huevos, larvas y ninfas.

Tabla 16

RELACIÓN ENTRE EL PROMEDIO DE HUEVOS, LARVAS Y NINFAS CON SU RESPECTIVO VALOR DE J_a .

	PARÁMETROS	Estimación	ERROR ESTÁNDAR	R ² (%)
HUEVOS	Intercepción	1,28	0,06	7,34 ^{ns}
	Pendiente	-0,006	0,01	
LARVAS	Intercepción	1,25	0,06	0,04 ^{ns}
	Pendiente	-0,00008	0,002	
NINFAS	Intercepción	1,34	0,06	30,77 ^{ns}
	Pendiente	-0,01	0,01	

ns: relación no significativa al 5% s: relación significativa al 5%

XV.1.3. ANÁLISIS GEOESTADÍSTICO.

En las Tablas 17-23 se presentan los modelos y los parámetros de los semivariogramas ajustados para cada fecha de muestreo para los tres estadios preimaginales del mosquito verde.

A. Huevos

En lo referente a los huevos del mosquito verde se encontró que en todos los casos el mejor modelo que se ajustó a los datos fue el modelo esférico con efecto pepita (Tabla 17) como lo indican los estadísticos de la validación cruzada (Tabla 18). Dichos resultados muestran la existencia de una estructura espacial agregada coincidiendo con los resultados obtenidos con los índices de dispersión y los modelos de distribución. En la citada tabla se expone el nivel de dependencia espacial existente en los datos de las diferentes fechas de muestreo, para el caso de los huevos en la fecha del 30 de julio y del 27 de agosto se detectó una dependencia espacial moderada, en tanto en las restantes fechas de muestreo el nivel de dependencia espacial fue alto.

Se observa en la Tabla 17 que en el caso del efecto pepita los valores alcanzados fluctuaron entre 0,05 de la fecha de muestreo del 27 de agosto y 0,004 del 6 de agosto. En todos los semivariogramas el valor del efecto pepita fue menor del 40% del valor de la meseta. Lo anterior da pie a deducir que al menos más del 60% de la variación total era debido a la dependencia espacial encontrada en la escala de muestreo utilizada, dicho de otra manera, más del 60% de la variación de la distribución de los huevos se logró explicar por la estructura espacial establecida con los semivariogramas (Liebhold y Sharov, 1998). El bajo valor de la pepita encontrada en todos los casos y la pequeña varianza de los errores (Tabla 18) parecen indicar que la escala de muestreo que elegimos era la apropiada para el muestreo de las poblaciones de huevos.

Liebhold *et al.* (1991) reportaron valores de la pepita comprendidos entre el 40 y el 55% del valor de la meseta, en los semivariogramas que elaboraron para los huevos de la polilla gitana. Estos valores son más elevados que los hallados en este trabajo.

Resultó significativo el hecho de que en el segundo muestreo con el efecto pepita más bajo, el nivel de dependencia espacial sugiere una fuerte agregación de las poblaciones de huevos. Lo anterior pudo deberse al hecho de que en este muestreo se registró la densidad media más baja, debido al efecto del insecticida, dejando las poblaciones de insectos adultos muy mermadas y muy focalizadas en ciertos

puntos concretos, por lo que al realizar sus puestas, los huevos presentaron una agregación más fuerte.

En el caso del tercer y cuarto muestreo que también presentaron un nivel de dependencia espacial alto, la causa fue que los valores del efecto pepita fueron bajos pero los valores de la meseta hallada en los respectivos semivariogramas fueron de los más elevados, esta relación origina que el nivel de dependencia espacial fuera alto.

Tabla 17

PARÁMETROS (EFECTO PEPITA, MESETA Y ALCANCE) DE LOS MODELOS AJUSTADOS A LOS SEMIVARIOGRAMAS DEL NÚMERO DE HUEVOS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	MODELO	PEPITA	MESETA	ALCANCE	PEPITA/ MESETA (%)	NIVEL DE DEPENDENCIA ESPACIAL
30-07-2000	Esférico	0,027	0,074	9,011	36,48	Moderada
06-08-2000	Esférico	0,004	0,022	8,656	18,18	Alta
13-08-2000	Esférico	0,023	0,099	7,691	23,23	Alta
20-08-2000	Esférico	0,033	0,216	8,808	15,27	Alta
27-08-2000	Esférico	0,059	0,213	8,453	27,69	Moderada

En el último muestreo la densidad de los adultos bajó nuevamente por el efecto de la segunda aplicación de insecticidas pero en este caso la efectividad no fue la misma sobre los insectos adultos y por tanto los huevos presentaron una distribución agregada menos fuerte que en los tres anteriores muestreos.

En el caso de la meseta los valores se encontraron entre 0,21 y 0,02 (Tabla 17). En lo referente al alcance los valores se encontraron en el rango entre 9,01 m y 7,69 m (Tabla 17). Por lo que éste fue el rango de distancia hasta donde hubo dependencia espacial de cualquier punto de muestreo.

En la Tabla 18 se muestran los resultados de la validación cruzada. Todos los estadísticos estuvieron comprendidos dentro del rango de valores apropiados (ver material y métodos).

Tabla 18

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 LOS HUEVOS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	TAMAÑO DE MUESTRA	MEDIA MUESTRAL	VARIANZA MUESTRAL	MEE	VARIANZA DE LOS ERRORES	ECM	ECMA
30-07-2000	40	0,64	0,07	0,12 ^{ns}	0,05	0,07	1,13
06-08-2000	40	0,08	0,03	0,13 ^{ns}	0,01	0,02	1,12
13-08-2000	40	0,85	0,10	0,10 ^{ns}	0,09	0,10	1,14
20-08-2000	40	0,48	0,22	0,12 ^{ns}	0,20	0,21	1,10
27-08-2000	40	0,40	0,22	0,11 ^{ns}	0,20	0,21	1,06

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

En la Figura 44 (Anexo I) se observan los semivariogramas correspondientes (modelos ajustados), elaborados para los huevos del mosquito verde en los respectivos muestreos.

B. Larvas

En el caso de las larvas de *J. lybica* se ajustó un modelo esférico con efecto pepita en todos los casos (Tabla 19), basándose en los resultados de la validación cruzada (Tabla 20). Estos resultados señalan que fue posible detectar la presencia de una estructura espacial agregada, lo cual concuerda con lo obtenido con los índices de dispersión y los modelos de distribución.

En la Tabla 19 se puede observar que en lo referente al efecto pepita los valores se hallaron entre 0,02 detectado en el primer y tercer muestreo y 0,006 encontrado en el cuarto muestreo. El valor del efecto pepita de los correspondientes semivariogramas fue alrededor del 57% del valor de la meseta en todos los casos, incluso en el primer y tercer muestreo represento únicamente alrededor del 35% de la meseta. Por lo anterior, se deduce que, por lo menos, alrededor del 43% de la variación total era debido a la dependencia espacial encontrada en la escala de muestreo utilizada, o lo que es lo mismo, por lo menos alrededor del 43% de la variación de la distribución de las larvas se explicó por la estructura espacial establecida en los semivariogramas, en el caso del primero y tercer muestreo se logró explicar alrededor del 65% de la variación de la distribución de las larvas (Liebhold y Sharov, 1998).

En el caso de los semivariogramas elaborados para las larvas de *Melanoplus packardii*, Johnson (1989) halló que los valores de la pepita representaban entre el 30 y el 67% del valor de la meseta. Estos valores fueron similares a los hallados para el caso de las larvas del mosquito verde.

En todos los casos el nivel de dependencia espacial señala una agregación moderada (Tabla 19). Contrariamente a lo que ocurría con los huevos, las poblaciones de larvas no parecen verse demasiado afectadas en su patrón de distribución por la aplicación de los insecticidas, a pesar de que su densidad media si se vio reducida por el efecto de los mismos. Por tanto, la acción de los insecticidas no provocó el reacomodamiento de las poblaciones de larvas en focos específicos de la parcela experimental en los muestreos donde sus densidades medias se vieron seriamente reducidas.

Tabla 19

PARÁMETROS (EFECTO PEPITA, MESETA Y ALCANCE) DE LOS MODELOS AJUSTADOS A LOS SEMIVARIOGRAMAS DEL NÚMERO DE LARVAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	MODELO	PEPITA	MESETA	ALCANCE	PEPITA/ MESETA (%)	NIVEL DE DEPENDENCIA ESPACIAL
30-07-2000	Esférico	0,028	0,086	7,040	32,55	Moderada
06-08-2000	Esférico	0,015	0,026	6,997	57,69	Moderada
13-08-2000	Esférico	0,024	0,068	8,478	35,29	Moderada
20-08-2000	Esférico	0,006	0,012	7,860	50	Moderada
27-08-2000	Esférico	0,007	0,017	7,767	41,17	Moderada

Los valores de la meseta estuvieron entre 0,08 del primer muestreo y 0,01 del cuarto y quinto muestreo. En cuanto al alcance los valores fluctuaron entre 8,47 m del tercer muestreo y 6,99 m del segundo muestreo. Lo que indica que entre estas distancias se halló dependencia espacial de los datos muestreados, más allá del valor máximo de la distancia, la dependencia espacial es nula.

Los resultados de la validación cruzada están concentrados en la Tabla 20. Los valores de estos estadísticos estuvieron dentro del rango que permitió la validación de los modelos ajustados.

Tabla 20

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 LARVAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	TAMAÑO DE MUESTRA	MEDIA MUESTRAL	VARIANZA MUESTRAL	MEE	VARIANZA DE LOS ERRORES	ECM	ECMA
30-07-2000	40	0,70	0,09	0,14 ^{ns}	0,07	0,08	1,12
06-08-2000	40	0,04	0,02	0,10 ^{ns}	0,01	0,02	1,10
13-08-2000	40	0,76	0,07	0,13 ^{ns}	0,06	0,07	1,13
20-08-2000	40	1,70	0,01	0,12 ^{ns}	0,009	0,01	1,11
27-08-2000	40	1,43	0,01	0,11 ^{ns}	0,01	0,01	1,02

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

Los semivariogramas correspondientes (modelos ajustados) elaborados para las larvas del mosquito verde en los respectivos muestreos se aprecian en la Figura 45 (Anexo I).

C. Ninfas

Al igual que en los casos anteriores, el modelo esférico (Tabla 21) fue el que produjo el mejor ajuste a los datos (Tabla 22). Dicho modelo es indicativo de la existencia de una estructura espacial agregada para las ninfas. Hecho que era razonable esperar en función de la existencia del mismo comportamiento espacial de huevos y larvas, así como de la poca movilidad de las ninfas.

Tabla 21

PARÁMETROS (EFECTO PEPITA, MESETA Y ALCANCE) DE LOS MODELOS AJUSTADOS A LOS SEMIVARIOGRAMAS DEL NÚMERO DE NINFAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	MODELO	PEPITA	MESETA	ALCANCE	PEPITA/ MESETA (%)	NIVEL DE DEPENDENCIA ESPACIAL
30-07-2000	Esférico	0,021	0,049	8,647	44,08	Moderada
06-08-2000	Esférico	0,016	0,049	7,708	32,65	Moderada
13-08-2000	Esférico	0,002	0,007	6,895	28,57	Moderada
20-08-2000	Esférico	0,039	0,094	8,029	41,48	Moderada
27-08-2000	Esférico	0,026	0,046	8,749	56,52	Moderada

Los valores del efecto pepita fluctuaron entre 0,039 de la fecha del 20 de agosto y 0,002 de la fecha de muestreo del 13 de agosto (Tabla 21). El valor del efecto pepita en los respectivos semivariogramas estuvo entre el 56,52% y el 32,65% de la estima obtenida para la meseta. De esto se deduce que entre el 43% y el 69 de la variación de la distribución de las ninfas fue explicada por la estructura espacial establecida (Liebhold y Sharov, 1998).

Brenner *et al.* (1998) detectaron que los valores del efecto pepita en los semivariogramas que elaboraron para las ninfas de *Blattella asahinai* comprendían entre el 30 y el 49% del valor de la meseta. Dichos valores son similares a los encontrados en los semivariogramas de las ninfas de *J. lybica*.

El nivel de dependencia espacial indica una agregación moderada en todos los casos. Parece que las poblaciones de ninfas a pesar de que mostraron afectada su densidad media en algunos muestreos por la acción del insecticida, no variaron demasiado su distribución espacial.

En lo respectivo a la meseta sus valores fluctuaron entre 0,094 del 20 de agosto y 0,007 del 13 de agosto. Los valores del alcance se detectaron en el rango entre 8,74 m hallado en la fecha de muestreo del 27 de agosto y 6,89 m encontrado el 13 de agosto (Tabla 21). Estos valores bastante similares para todas las fechas indican que en todos los casos se dejó de detectar una correlación espacial en distancias superiores a aproximadamente 9 m.

La Tabla 22 muestra los resultados de la validación cruzada. Como se puede apreciar en todos los casos los valores estadísticos obtenidos permitieron validar los modelos ajustados.

Tabla 22

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.

FECHA	TAMAÑO DE MUESTRA	MEDIA MUESTRAL	VARIANZA MUESTRAL	MEE	VARIANZA DE LOS ERRORES	ECM	ECMA
30-07-2000	40	0,68	0,05	0,12 ^{ns}	0,02	0,04	1,05
06-08-2000	40	0,15	0,05	0,10 ^{ns}	0,01	0,03	1,12
13-08-2000	40	0,03	0,008	0,12 ^{ns}	0,002	0,00	1,11
20-08-2000	40	0,75	0,11	0,14 ^{ns}	0,10	0,10	1,13
27-08-2000	40	1,03	0,05	0,11 ^{ns}	0,03	0,04	1,10

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

En las Figura 46 (Anexo I) se observan los semivariogramas correspondientes (modelos ajustados), elaborados para las ninfas del mosquito verde en cada uno de los muestreos realizados.

D. Relación entre el efecto pepita y el promedio de los estadios preimaginales de *J. lybica*

Tabla 23

RELACIÓN ENTRE EL PROMEDIO DE HUEVOS, LARVAS Y NINFAS CON SU RESPECTIVO EFECTO PEPITA.

	PARÁMETROS	ESTIMACIÓN	ERROR ESTÁNDAR	R ² (%)
HUEVOS	Intercepción	0,02	0,02	4,98 ^{ns}
	Pendiente	0,01	0,03	
LARVAS	Intercepción	0,02	0,007	35,48 ^{ns}
	Pendiente	-0,008	0,006	
NINFAS	Intercepción	0,007	0,007	60,86 ^{ns}
	Pendiente	0,02	0,01	

En la Tabla 23 se presentan los resultados de la relación lineal ($y=a+bx$) existente entre el efecto pepita y el promedio de individuos de los estadios preimaginales. Se puede apreciar que para el caso de los huevos y de larvas no existió una relación significativa. Por el contrario, en el caso de las ninfas si existió una relación significativa, con un R^2 de 60,86%, lo que manifiesta la relación entre la estructura espacial y la densidad de ninfas.

A este respecto Liebhold *et al.* (1991) no hallaron una relación clara entre la densidad media de los huevos de la polilla gitana y el correspondiente valor del efecto pepita. Por el contrario, Fleischer *et al.* (1999b) hallaron una relación inversa entre ambas variables en los adultos y las larvas del escarabajo de la patata. Sin embargo, estos autores no dan una explicación para la existencia o no de dicha relación.

XV.1.4. ELABORACIÓN DE MAPAS DE DENSIDAD.

Una vez validados los modelos ajustados en el proceso del análisis geoestadístico, estos se utilizaron para obtener las estimaciones de las densidades de huevos, larvas y ninfas del insecto en puntos no muestreados, mediante la técnica del kriging que permitió la elaboración de mapas de densidad de los estadios preimaginales. En las Figuras 47, 48 y 49 (Anexo I) se puede observar la distribución espacial en agregados de huevos, larvas y ninfas, respectivamente.

A. Huevos

En la Figura 47 se encuentran agrupados los mapas realizados para los huevos del mosquito verde. En estos mapas se puede apreciar perfectamente la agregación en la distribución espacial de los huevos.

En el tercer muestreo se detectó la mayor oviposición, lo que indica que en esta fecha se presentó la mayor actividad reproductora que se logró detectar en esta parcela. El 6 de agosto se apreció una disminución significativa de la densidad de huevos, como se observa en el mapa correspondiente. En base a ellos se observa que existió una cierta relación entre la densidad de huevos y la cantidad de centros de agregación encontrada en los mapas. En los muestreos 1, 3, 4 y 5 con densidades medias altas con respecto al segundo muestreo, se presentaron la mayor cantidad de centros de agregación. Y en el segundo muestreo, con la densidad media más baja se presentó la menor cantidad de centros de agregación.

Fleischer *et al.* (1999a) indican que de forma general la relación existente entre la densidad media de los insectos y la cantidad de centros de agregación se puede apreciar en los mapas de densidad elaborados mediante la técnica del krigeado. Entre los trabajos realizados con huevos de insectos en los cuales la relación mencionada haya sido registrada se pueden citar los realizados por Liebhold *et al.* (1991) y Gribko *et al.* (1995) con la polilla gitana; Weisz *et al.* (1996b) con el escarabajo de la patata y Speight *et al.* (1998) con la cochinilla castaña.

En la fecha del 6 de agosto donde el índice J_a había detectado un solo centro de agregación, se observa que en su mapa correspondiente existe más de un centro. Tal contrasentido puede ser explicado por el hecho de que la densidad media en dicha fecha fue muy baja (Tabla 6) y el índice no fue capaz de detectar agregaciones que estuviesen por debajo de un cierto umbral poblacional. Esto podría demostrar una cierta limitación de J_a para detectar grupos de agregados a densidades bajas.

Los centros de agregación se encontraron esparcidos por toda la parcela experimental. A pesar de ello, los centros con densidad media más alta se hallaron en la mayoría de los casos en el lado derecho de la parcela (Figura 47). Probablemente la invasión inicial de la parcela experimental se realizó por adultos que provenían de cepas de vid vecinas localizadas al lado derecho de la parcela estudiada. En los mapas realizados con posterioridad a la aplicación de los insecticidas (segundo y último muestreo), los centros de agregación se hallaron en los bordes y hacia la parte derecha de la parcela, lo cual confirma la suposición anterior.

Es lógico observar que en el mapa del 06-08 existan grandes zonas sin infestación, a causa del efecto del insecticida. Cabe señalar que en el siguiente muestreo estas zonas libres de infestación se reducen considerablemente al existir una nueva invasión de hembras que realizan sus puestas en la parcela experimental. Por otro lado, en el mapa del 20-08 parece existir una redistribución de las poblaciones de huevos del insecto, por lo que aparecen nuevamente zonas libres de infestación. Sin embargo, el nivel de dependencia espacial de las poblaciones de huevos en estos tres muestreos mencionados es el mismo, es decir, una agregación alta. En el último muestreo la zona libre de infestación aumenta, lo que coincide con el efecto de la segunda aplicación de insecticidas una semana antes, presentándose en este caso un nivel de dependencia espacial moderado. Seguramente la densidad media al ser menor en este último muestreo, también tiene una consecuencia directa sobre el grado de agregación.

B. Larvas

En la Figura 48 están agrupados los mapas de la población de larvas del insecto. En ellos se aprecia de forma muy clara la distribución en agregados de las poblaciones de larvas.

Nuevamente se observa la relación lógica entre la densidad, en este caso de las larvas, y la cantidad de centros de agregación. En la fecha del 20 de agosto se encontró la mayor densidad de larvas del mosquito, siendo el mapa correspondiente uno de los que presentó mayor cantidad de centros de agregación. En los restantes mapas, con excepción del correspondiente al 6 de agosto, se observan también gran cantidad de centros de agregación. En el mapa del 6 de agosto se observa claramente la acción del insecticida, ya que no sólo disminuye drásticamente la densidad media de las larvas, sino también la cantidad de centros de agregación.

Weisz *et al.* (1996b) mencionan una relación entre la densidad media del escarabajo de la patata y la cantidad de centros de agregación en los mapas que elaboraron.

El valor del índice J_a señaló la existencia de un único centro de agregación en el segundo muestreo, tal y como fue posible observar en el mapa correspondiente.

Los centros de agregación de forma general se distribuyeron por toda la parcela de estudio. Sin embargo, los centros con mayor densidad se hallaron principalmente en la zona derecha de los mapas (Figura 48). La razón de esto es que las larvas que colonizaron inicialmente la parcela provenían de cepas de vid adyacentes localizadas a la derecha de la misma. Esto se confirma al observar los mapas del segundo y último muestreo, en los cuales los centros de agregación detectados en ellos se localizan en la parte derecha. Estos mapas fueron elaborados con posterioridad a cada una de las dos aplicaciones de insecticidas realizadas.

Además, se observó que en el mapa del segundo muestreo, existían grandes zonas sin infestación debido a la acción de los insecticidas. En el mapa de la tercera fecha de muestreo, estas zonas sin infestar se reducen significativamente, ya que se presentó una reinvasión de las larvas del insecto sobre la parcela experimental, llegando a tal grado que durante el cuarto y quinto muestreo existió un 100% de infestación. A pesar de todo lo anterior, la agregación en todos los casos fue moderada.

C. Ninfas

Los mapas elaborados para las ninfas de *J. lybica* se presentan agrupados en la Figura 49. Al observar los mapas, la agregación de la distribución espacial de este estadio preimaginal es bastante evidente.

La relación promedio-cantidad de centros de agregación se hace nuevamente patente. En la primera, cuarta y quinta fecha de muestreo se presentó la densidad media más alta de ninfas, fue en estas fechas y de acuerdo a los mapas correspondientes donde se encontró la mayor cantidad de centros de agregación. Por el contrario, en los muestreos 2 y 3 con densidades medias más bajas, la cantidad de centros de agregación fue menor.

Schotzko y O'Keeffe (1989) realizaron un trabajo con las ninfas de *L. hesperus* y encontraron esa relación en los mapas que realizaron.

En este caso el índice J_a indicó que en el segundo y tercer muestreo existía solamente un centro de agregación. Al observar los mapas respectivos se aprecia la existencia de más centros, aunque de tamaño reducido. Esta aparente contradicción se pudo deber a que en estos muestreos la densidad media de ninfas fue muy baja y que el índice no detectó las agregaciones con un umbral poblacional bajo.

Los centros de agregación se hallaron distribuidos en la mayoría de los casos por toda la parcela de estudio. En la parte derecha de los mapas se encontraron la mayoría de los centros con densidades más altas. La causa de esto fue la inmigración de ninfas provenientes de cepas vecinas localizadas a la derecha de la parcela experimental. Esto se corrobora con el hecho de que en los mapas de las fechas de muestreo más afectadas por la aplicación de los insecticidas (6 y 13 de agosto), los centros de agregación se hallan ubicados mayoritariamente en la parte derecha de la parcela.

En los mapas de estas dos últimas fechas mencionadas se observan grandes áreas sin infestar, esto es lógico ya que fue en estas fechas donde el efecto del insecticida se hizo sentir con mayor fuerza. En el mapa del cuarto muestreo se observa una reinvasión de ninfas y las zonas libres de infestación se reducen notoriamente. De tal calibre fue esa reinvasión de la parcela experimental que en el último muestreo la infestación de las ninfas llegó al 100%. Sin embargo, a pesar de esas diferencias entre densidades medias y cantidad de área infestada hallada entre las distintas fechas de muestreo, el grado de agregación de las poblaciones de ninfas fue similar, siendo moderado en todos los casos (Tabla 21).

XV.1.5. ESTABILIDAD ESPACIAL Y TEMPORAL A CORTO PLAZO

La comparación entre fechas de los diferentes mapas obtenidos nos pueden dar indicaciones de la dinámica espacio-temporal del insecto. Mas concretamente de la posibilidad de encontrar una estabilidad numérica en el espacio y el tiempo que puede abrir las puertas para la utilización de las técnicas de la agricultura de precisión en este insecto.

La Tabla 24 muestra los resultados de la comparación de los mapas de huevos, larvas y ninfas del insecto plaga entre fechas de muestreo, utilizando la prueba estadística bivariable de Cramér-von Mises.

A. Huevos

De acuerdo a los resultados de la comparación de los mapas de huevos entre fechas se halló que únicamente entre los mapas de las fechas 20-08 y 27-08 no hay diferencia significativa. Cabe señalar que las densidades medias de huevos en estas fechas son muy parecidas y relativamente altas, lo que origina que sus distribuciones espaciales se asemejen.

Los resultados obtenidos señalan la posibilidad de la existencia de estabilidad espacio-temporal a corto plazo para los huevos, únicamente la influencia de un control fuerte por parte de la aplicación de un insecticida puede romper dicha estabilidad espacial. De hecho, el efecto del insecticida en la segunda fecha que redujo la población en un 92% (Tabla 6), alterando la estructura espacial de las poblaciones condicionó las comparaciones 1, 2 y 3 (Tabla 24) de tal manera que condujo a diferencias significativas entre los respectivos mapas. Sin embargo, en la última comparación el efecto del insecticida fue pequeño y no produjo una reducción importante de la densidad (20%, Tabla 6) e, igualmente, no modificó la estructura espacial lo que llevó a que no existiera diferencia significativa.

Tabla 24

**COMPARACIÓN DE MAPAS (KRIGEADO) CON LA PRUEBA
BIVARIABLE DE CRAMÉR-VON MISES (ψ).**

	FECHAS COMPARADAS	ψ	VALOR DE P	DIFERENCIA (5%)
HUEVOS	30-07 vs. 06-08	1,71	0,01	Significativa
	06-08 vs. 13-08	2,09	0,03	Significativa
	13-08 vs. 20-08	2,34	0,02	Significativa
	20-08 vs. 27-08	0,42	0,54	No Significativa
LARVAS	30-07 vs. 06-08	2,84	0,03	Significativa
	06-08 vs. 13-08	2,31	0,01	Significativa
	13-08 vs. 20-08	1,06	0,46	No Significativa
	20-08 vs. 27-08	1,21	0,82	No Significativa
NINFAS	30-07 vs. 06-08	2,49	0,01	Significativa
	06-08 vs. 13-08	1,76	0,03	Significativa
	13-08 vs. 20-08	2,11	0,01	Significativa
	20-08 vs. 27-08	0,81	0,38	No Significativa

En lo referente a la comparación de los mapas de larvas se detectó que al comparar las fechas 13-08 y 20-08 y las fechas 20-08 y 27-08 no hubo diferencia significativa entre ellos. En las restantes comparaciones si existió diferencia significativa. Resulta interesante remarcar que los mapas que no fueron significativamente diferentes presentaron densidades medias altas con respecto a aquellas que se vieron seriamente afectadas por la acción de los insecticidas, hecho que permitió que sus distribuciones espaciales fueran similares.

En el caso de las poblaciones de larvas del mosquito verde, de forma general, se observó que hubo cierta estabilidad espacial y temporal en los tres últimos muestreos. La estructura espacial de las larvas se vio alterada solamente en el segundo muestreo debido a la acción del insecticida aplicado el 30 de julio, sin embargo, las poblaciones de larvas se recuperaron rápidamente en el siguiente muestreo, por lo que únicamente se vieron condicionadas por lo sucedido en el segundo muestreo, las dos primeras comparaciones. La segunda aplicación de insecticidas no causa un efecto importante en la densidad y en la estructura espacial de las larvas.

C. Ninfas

En el caso de las ninfas se encontró que solamente al comparar los mapas de las fechas 20-08 y 27-08 no existió diferencia significativa, para las restantes comparaciones entre mapas el resultado consistió en una diferencia significativa entre ellos. Las densidades medias de las fechas de muestreo 20-08 y 27-08 son significativamente más altas que las halladas en los muestreos afectados seriamente por la acción de los insecticidas, por lo mismo, su distribución espacial es muy parecida.

Los resultados muestran la posible existencia de una estabilidad espacial y temporal a corto plazo de las ninfas, la cual se ve alterada solamente por la acción efectiva de la aplicación del insecticida el 30 de julio. Tal hecho se hace patente al observar que en el segundo muestreo el insecticida redujo en un 85% la población de ninfas y en un 98% la del tercer muestreo, situación que alteró la estructura espacial de éstas, condicionando las comparaciones 1, 2 y 3 (Tabla 24) lo que generó diferencias significativas entre los mapas correspondientes. Por su parte, al realizar la comparación entre los mapas de los dos últimos muestreos, el efecto de la segunda aplicación de insecticidas fue escaso lo que propició que la estructura espacial no se viera modificada y por lo tanto, no existiera diferencia significativa entre los mapas.

XV.1.6. SUPERFICIE INFESTADA.

Una de las bases de la Agricultura de Precisión es la estimación de las áreas con necesidad de manejo. Para ello, es importante establecer que zonas están infestada y el porcentaje que representan en el conjunto total. Ello va a determinar la cantidad de ahorro económico y de aplicación de medidas de control. Con ese objetivo, se procedió a establecer el porcentaje de superficie infestada y no infestada en cada uno de los mapas elaborados para cada muestreo y para cada estadio inmaduro del mosquito verde. Los resultados se detallan en la Tabla 25.

Los resultados cuantifican lo que hemos visto en apartados anteriores, que muchas zonas del área de estudio estuvieron libres de infestación. En el caso de los huevos esa zona libre de infestación varió entre 82,1% y el 5% de la superficie total, con un valor medio de 37,92%. Sin embargo, el valor máximo obtenido (6 de agosto) es engañoso, ya que el área libre de infestación presentado es consecuencia de una aplicación previa de insecticida.

Para el caso de las larvas, en los mapas realizados con la técnica del krigeado, la zona libre de infestación fluctuó entre 92,7% y 0% de la superficie total con un valor medio de 20,54%. Lo mismo que en el caso de los huevos la fecha del 6 de agos-

to presentó la mayor superficie sin infestación del insecto como consecuencia de la aplicación con anterioridad del insecticida. Resultados similares han sido obtenidos por Weisz *et al.* (1996a) para larvas del escarabajo de la patata. Estos autores encontraron que la superficie infestada representó un máximo del 70% de las parcelas estudiadas.

En lo referente a las ninfas la zona sin infestar por parte del insecto varió entre 90% y 0% de la superficie total, con un valor medio de 34,28%.

Estos datos demuestran claramente el error que se comete al considerar la infestación de la parcela de una manera uniforme como ocurre normalmente cuando se realizan aplicaciones de las medidas de control.

Tabla 25

PORCENTAJE DE SUPERFICIE INFESTADA Y NO INFESTADA.

ESTADIO/ FECHA	KRIGEADO	
	% INFESTADO	% NO INFESTADO
HUEVOS		
30-07-2000	92,5	7,5
06-08-2000	17,9	82,1
13-08-2000	95	5,0
20-08-2000	57,5	42,5
27-08-2000	47,5	52,5
LARVAS		
30-07-2000	92,5	7,5
06-08-2000	7,3	92,7
13-08-2000	97,5	2,5
20-08-2000	100	0
27-08-2000	100	0
NINFAS		
30-07-2000	97,4	2,6
06-08-2000	31,5	68,5
13-08-2000	10	90
20-08-2000	89,7	10,3
27-08-2000	100	0

Conocer que la infestación del mosquito verde no abarca el 100% del área que invade es de gran importancia para poder dirigir las medidas de control sobre áreas específicas y poder utilizar con ello las metodologías de la Agricultura de Precisión, lo cual daría como resultado un ahorro económico en el control dirigido de las poblaciones del insecto. Además, proporcionaría un ahorro medioambiental, al reducirse la cantidad de insecticida necesario para controlar al insecto.

XV.1.7. EVALUACIÓN ECONÓMICA Y MEDIOAMBIENTAL.

En base al porcentaje de superficie infestada detectada en los mapas elaborados con el krigeado, 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 con presencia real 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. El precio del kilogramo de este insecticida sale actualmente a razón de 0,51 céntimos de euro, con lo cual el gasto de una aplicación uniforme sería de 6,12 euros/ha. En el caso de los huevos los resultados se consideraron en el caso de un ovicida que fuera aplicado en la parcela en la misma dosis y con un precio similar. De acuerdo con estos datos establecimos las diferencias entre el control uniforme y el procedente de una aplicación localizada.

En la Tabla 26 se observan los datos establecidos en los mapas elaborados.

En esta tabla se puede apreciar que el ahorro económico no es muy alto realmente, el ahorro fluctuaría en los huevos entre 5,0 y 0,30 euros/ha, con un promedio de 2,32 euros/ha. En las larvas el ahorro estaría en el rango de 5,60 a 0 euros/ha, con un valor medio de 1,26 euros/ha. En el caso de las ninfas el ahorro económico sería entre 5,40 y 0 euros/ha, con 2,10 euros/ha de media. Cabe señalar que el ahorro económico máximo en los tres estadios preimaginales es engañoso, ya que se da en las fechas de muestreo en que las densidades medias de las poblaciones del insecto se vieron seriamente afectadas por el insecticida.

El ahorro en la cantidad de insecticida aplicado sería más importante que el ahorro económico. En los huevos el ahorro de insecticida fluctuaría entre 9,90 y 0,60 Kg/ha, la media sería de 4,56 Kg/ha. Este rango estaría entre 11,20 y 0 Kg/ha en el caso de las larvas, con un valor medio de 2,48 Kg/ha. Finalmente en lo referente a las ninfas el ahorro en la aplicación de insecticidas estaría entre 10,80 y 0 Kg/ha, con una cantidad de 4,16 kilos de media/ha. Como se observa el resultado no es

del todo realista, ya que el mayor ahorro estaría en los mapas que reflejaron la acción más importante del insecticida aplicado con anterioridad. Sin embargo, el hecho de reducir la aplicación de insecticidas y, por lo tanto, la contaminación es de gran ayuda para la protección medioambiental.

Tabla 26

EVALUACIÓN ECONÓMICA Y MEDIOAMBIENTAL.

ESTADIO/ FECHA	COSTE EN AGRICULTURA DE PRECISIÓN	AHORRO (EUROS/ha)	CANTIDAD DE INSECTICIDA APLICADO EN AGRICULTURA DE PRECISIÓN (Kg/ha)	AHORRO EN INSECTICIDA (EUROS/ha)
HUEVOS				
30-07-2000	5,50	0,50	11,10	0,90
06-08-2000	1,00	5,00	2,10	9,90
13-08-2000	5,70	0,30	11,40	0,60
20-08-2000	3,40	2,60	6,90	5,10
27-08-2000	2,80	3,20	5,70	6,30
LARVAS				
30-07-2000	5,50	0,50	11,10	0,90
06-08-2000	0,40	5,60	0,80	11,20
13-08-2000	5,80	0,20	11,70	0,30
20-08-2000	6,00	0,00	12,00	0,00
27-08-2000	6,00	0,00	12,00	0,00
NINFAS				
30-07-2000	5,80	0,20	11,60	0,40
06-08-2000	1,80	4,20	3,70	8,30
13-08-2000	0,60	5,40	1,20	10,80
20-08-2000	5,30	0,70	10,70	1,30
27-08-2000	6,00	0,00	12,00	0,00

XV.2. PARCELA CON RIEGO (AÑO 2001).

XV.2.1. ESTADÍSTICA CLÁSICA.

A. Resumen estadístico de los huevos

En la Tabla 27 se registró el resumen estadístico de los huevos del mosquito verde.

La densidad de los huevos se encontró en el rango entre el 0,92 y 0,087 huevos por planta. La disminución en un 75% de la densidad media de los huevos en la fecha del 7 de agosto se debió a que el 25 de julio se aplicó malatión en polvo para controlar las poblaciones de mosquito verde, esta aplicación afectó de manera significativa a los adultos del insecto y por lo consiguiente, el promedio de los huevos disminuyó. Por lo tanto, al existir tan baja población quedaron libres gran cantidad de nichos ecológicos, que posteriormente fueron nuevamente ocupados por insectos adultos que elevó nuevamente la media de puestas de huevos en la subsiguientes fechas, alcanzando el pico máximo de puestas en el penúltimo muestreo; sin embargo, en la última fecha vuelve a existir una disminución de la población de huevos, pero en este caso fue parte del ciclo natural del insecto.

Tabla 27

RESUMEN ESTADÍSTICO DE LOS HUEVOS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	\bar{x}	S	S ²	Coefficiente de Curtosis
29-06	0,35	0,64	0,41	4,56
07-08	0,087	0,28	0,080	6,86
30-08	0,53	1,06	1,13	3,91
27-09	0,92	1,25	1,58	5,43
26-10	0,69	0,89	0,80	7,53

En este ambiente heterogéneo y bajo la influencia del hombre, al realizarse la aplicación del insecticida es lógico esperar una alta variabilidad de las puestas de huevos del mosquito verde. La varianza osciló entre 1,58 y 0,080. Se detectó que los datos no siguieron una distribución Normal, basándose en el valor del coeficiente de Curtosis, por lo tanto, fue necesario realizar una transformación logarítmica para llevar a cabo los análisis posteriores (ver material y métodos).

B. Distribución espacial de los huevos

En base a los valores del índice de dispersión hallado en las diferentes fechas de muestreo, se detectó una distribución aleatoria en los muestreos de las fechas

29-06, 07-08 y 26-10, y una distribución agregada en las fechas 30-08 y 27-09 (Tabla 28). Por su parte el índice de Green indica una agregación leve en todos los casos, con excepción de la fecha del 07-08 en la cual señala una agregación aleatoria, tal y como lo marca el índice de dispersión para esa misma fecha. Para las fechas del 29-06 y 26-10 el valor del índice de Green tiende a cero y por lo tanto, a una distribución aleatoria, lo que corrobora lo señalado por el índice de dispersión.

Tabla 28

ÍNDICES DE DISPERSIÓN Y DISTRIBUCIONES ESTADÍSTICAS DE LOS HUEVOS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	ÍNDICE DE DISPERSIÓN	ÍNDICE DE GREEN	POISSON	BINOMIAL NEGATIVA	k
29-06	1,17 ^{ns}	0,0003	S	S	2,15
07-08	0,92 ^{ns}	0	S	NS	-
30-08	2,09 ^s	0,01	NS	S	0,28
27-09	1,70 ^s	0,006	NS	S	1,03
26-10	1,15 ^{ns}	0,0001	S	S	3,19

s=significativa; ns= no significativa; nivel de significación al 5%.

En la fecha del 7 de agosto se registró el menor valor del índice de dispersión ya que fue en esta fecha donde se redujo de forma más significativa la densidad de huevos, probablemente por que la población vio reducida sus focos de infestación y con ello su varianza poblacional. Se puede apreciar que la reducción de la densidad en esa fecha también se vio reflejada en el índice de Green (Tabla 28).

Los resultados, utilizando las distribuciones estadísticas, indican que en las fechas 29-06, 07-08 y 26-10 se ajustó una distribución de Poisson (aleatoria) a los datos, coincidiendo con lo hallado con el índice de dispersión (Tabla 28). Por otro lado, con excepción del segundo muestreo fue posible ajustar, además, una distribución Binomial negativa (agregada) a los datos de los restantes cuatro muestreos. Por lo que no se pudo concluir que tipo de distribución existía en la primera y última fecha de muestreo. Una posible explicación a este doble ajuste es que los valores de k en estos dos muestreos son relativamente altos, tendiendo de esta manera la Binomial negativa a la distribución de Poisson, por lo que al realizar el ajuste se presenta la dualidad descrita. En base a lo hallado en los índices de dispersión y de Green, se puede señalar que, en el primero y último muestreo, la distribución es aleatoria.

El valor de k en la Binomial negativa está inversamente relacionada con la agregación. En los resultados obtenidos, el valor de k varió entre 0,28 y 3,19, presentando el valor más bajo en el tercer muestreo, y por lo tanto, la mayor agregación. En dicho muestreo la población de huevos aún acusaba el efecto del insecticida y se encontraba por ello confinada en ciertos puntos de la parcela experimental.

En muchos trabajos se ha utilizado el parámetro k para definir el agrupamiento de la población de insectos. En el caso del mosquito verde no existe trabajo alguno que haga referencia a una estimación de la distribución del insecto basado en este parámetro. Sin embargo, en el trabajo de Shelton *et al.* (1986) el valor de k fue de 0,19 en la población de huevos de *Ostrinia nubilalis* lo que sugiere una agregación más fuerte que los huevos del mosquito verde. Por su lado, los valores de k del trabajo de Foster *et al.* (1989) fluctuaron entre 1,40 a 1,07 valores comprendidos entre los hallados en este trabajo, por lo que la distribución de los huevos de *Oebalus ornatus* fue similar a la de *J. lybica*.

En la Figura 50 (Anexo II) se detalla la evolución temporal de la población de huevos del mosquito verde en los respectivos muestreos.

C. Resumen estadístico de las larvas

En la Tabla 29 se aprecia el resumen estadístico de las larvas del mosquito verde.

Tabla 29

RESUMEN ESTADÍSTICO DE LAS LARVAS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	\bar{x}	S	S ²	Coficiente de Curtosis
29-06	4,52	3,44	11,86	-4,17
07-08	0,59	0,97	0,94	5,26
30-08	2,14	2,66	7,09	4,31
27-09	5,53	4,13	17,09	-4,08
26-10	4,00	2,36	5,59	-4,75

La densidad de las larvas fluctuó entre 5,53 y 0,59 larvas por planta. Esta última correspondió a la fecha de 7 de agosto y fue la densidad más baja registrada, presentándose como consecuencia de la acción del malatión en polvo aplicado el 25 de julio, la disminución fue del 87% aproximadamente. Este descenso tan significativo provocó la aparición de gran número de zonas libres, las cuales se volvieron a ocupar a partir de los siguientes muestreos, alcanzando un máximo de 5,53 larvas

por planta en el cuarto muestreo, posteriormente en el último muestreo existió un descenso natural de las poblaciones de larvas del insecto.

La varianza de los datos se halló entre 17,09 y 0,94. Como se puede apreciar en la Tabla 27 los valores del coeficiente de Curtosis indican que los datos no siguieron una distribución Normal, por lo que se realizó una transformación logarítmica para los análisis posteriores (ver material y métodos).

C. Distribución espacial de las larvas

La distribución hallada de acuerdo al índice de dispersión fue agregada en todos los casos (Tabla 30), tal agregación se confirmó con el valor obtenido en el índice de Green en cada uno de los muestreos respectivos, aunque en base a este último índice la agregación hallada fue leve. No se detectó ningún efecto del insecticida sobre la distribución de las larvas, basándose únicamente en los índices de dispersión.

Tabla 30

ÍNDICES DE DISPERSIÓN Y DISTRIBUCIONES ESTADÍSTICAS DE LAS LARVAS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	ÍNDICE DE DISPERSIÓN	ÍNDICE DE GREEN	POISSON	BINOMIAL NEGATIVA	k
29-06	2,62 ^s	0,008	S	S	2,75
07-08	1,59 ^s	0,05	NS	S	0,26
30-08	3,31 ^s	0,009	NS	S	1,74
27-09	3,09 ^s	0,05	NA	NA	-
26-10	1,39 ^s	0,04	NS	S	0,22

s=significativa; ns= no significativa; nivel de significación al 5%; na= no ajustada

En cuanto a las distribuciones estadísticas no fue posible ajustar los modelos a los datos de los tres últimos muestreos. Los dos únicos ajustes que fue posible realizar se correspondieron con la distribución Binomial negativa, indicando una distribución agregada. Los valores del parámetro k obtenidos se encontraron dentro de los valores normales obtenidos para las larvas de otros insectos (e. j. Feng y Nowierski, 1992 y Murray y Clements, 1995). La fecha de 7 de agosto presentó una agregación muy fuerte ($k=0,69$) en comparación con la fecha anterior, ello se debió a que insecticida no pudo eliminar algunos focos de larvas.

La evolución temporal de las poblaciones de larvas del insecto en los muestreos correspondientes puede observarse en la Figura 50 (Anexo II).

D. Resumen estadístico de las ninfas

En la Tabla 31 se observa el resumen estadístico de las ninfas del mosquito verde.

Tabla 31

RESUMEN ESTADÍSTICO DE LAS NINFAS DEL MOSQUITO VERDE.				
FECHA	\bar{x}	S	S ²	Coefficiente de Curtosis
29-06	0,36	0,60	0,37	4,83
07-08	0,07	0,31	0,09	23,88
30-08	0,49	1,29	0,82	4,88
27-09	3,61	3,17	10,10	-3,91
26-10	2,19	1,51	2,28	8,29

Entre 3,61 y 0,07 ninfas por planta fue el rango de densidad hallado en este estudio inmaduro. La densidad del segundo muestreo fue la menor que se detectó y fue el resultado de la acción del malatión en polvo, el cual redujo en un 80% la densidad de las ninfas en este muestreo. Debido a esa reducción tan drástica de la población de ninfas, se produjo, en fechas sucesivas, una colonización de la parcela, alcanzando la máxima densidad en el cuarto muestreo, con 3,61 ninfas por planta.

Dentro de este ambiente heterogéneo e influenciado por la acción del hombre la variabilidad fue grande. La varianza de los datos fluctuó entre 10,10 y 0,09. Como se pudo ver gracias al valor del coeficiente de Curtosis en cada uno de los muestreos, los datos no siguieron una distribución Normal, con lo cual se procedió a una transformación logarítmica de los mismos para posteriores análisis (ver material y métodos).

E. Distribución espacial de las ninfas

Según el índice de dispersión en el primero y en el último de los muestreos la distribución fue aleatoria, en los tres restantes fue agregada (Tabla 32). El índice de Green señala que la distribución de las poblaciones de ninfas en los cinco casos fue levemente agregada. Hay que indicar que el valor del índice de Green en el primer y último muestreo fue muy bajo, lo que podría indicar una distribución aleatoria, coincidiendo así con lo hallado con el índice de dispersión en estas dos fechas de muestreo.

Tabla 32

ÍNDICES DE DISPERSIÓN Y DISTRIBUCIONES ESTADÍSTICAS DE LAS NINFAS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	ÍNDICE DE DISPERSIÓN	ÍNDICE DE GREEN	POISSON	BINOMIAL NEGATIVA	k
29-06	1,01 ^{ns}	0,0002	S	S	19
07-08	1,38 ^s	0,04	NS	S	0,13
30-08	1,68 ^s	0,01	NS	S	0,46
27-09	2,79 ^s	0,003	NA	NA	-
26-10	1,04 ^{ns}	0,0001	S	S	33

s=significativa; ns= no significativa; nivel de significación al 5%; na= no ajustada

De acuerdo con los modelos estadísticos, la distribución fue agregada en todos los casos con excepción del cuarto muestreo. Las fechas del 29-06 y 26-10 también presentaron un ajuste a una distribución aleatoria. Lo que complicó definir el tipo de distribución presente en las dos últimas fechas de muestreo mencionadas. Los valores del parámetro k son muy elevados, por lo que, posiblemente, tienden a una distribución de Poisson (Southwood, 1978), de ahí que se ajusten a ambas distribuciones. Esta última afirmación concuerda con lo hallado en los índices de dispersión.

No fue posible ajustar a ninguna distribución estadística los datos del 27 de septiembre. Lo anterior hace ver las limitaciones de los métodos estadísticos clásicos para establecer la distribución de los datos.

Se presentó la agregación más fuerte en el segundo muestreo basándose en su menor valor de k (Tabla 32), esto se puede entender ya que en este muestreo se registró el efecto más importante del insecticida, que redujo mucho la población de ninfas y propició que las que sobrevivieron se concentraran en ciertos puntos poblacionales.

Para las poblaciones de ninfas de *J. lybica* ya se ha reportado una agregación moderada de sus poblaciones por parte de Delrio *et al.* (2001), ellos utilizaron el modelo de Taylor para tal estudio. Estos resultados concuerdan parcialmente con los resultados de los métodos estadísticos clásicos empleados en este estudio.

Al comparar nuestros resultados con otros trabajos, en los cuales se ha utilizado la Binomial negativa, se halló que Butts y Schaalje (1994) encontraron una distribución

espacial agregada en las poblaciones de ninfas de *D. noxia*, con valores de k que fluctuaron entre 4,21 y 0,69, por lo que la agregación de las poblaciones de ninfas de *D. noxia* fue más fuerte que la encontrada en el caso del mosquito verde. Por su parte Godfrey y Chaney (1995) reportaron un valor de k de 0,35 en las ninfas de *Myzus persicae*, lo que sugiere que la distribución de las ninfas de este insecto fue más fuerte que las del mosquito verde.

En la Figura 50 (Anexo II) se aprecia la evolución temporal de las poblaciones de ninfas del insecto plaga en los respectivos muestreos.

XV.2.2. ANÁLISIS ESPACIAL POR ÍNDICES DE DISTANCIA (SADIE).

A. Huevos

En la Tabla 33 se aprecia que el valor más alto del índice I_a se detectó el 27 de septiembre, equivalente a 1,84 y el más bajo el 7 de agosto, con un valor de 1,53. Se observa que en todos los casos el índice I_a fue significativamente superior a la unidad, lo que determina la presencia de una agregación en la población de huevos de los cinco muestreos. Este tipo de distribución ha sido detectada en otros trabajos entre los que se pueden citar los realizados por Perry *et al.* (1998) sobre huevos de pulgones; el trabajo de Winder *et al.* (1999) realizado sobre las poblaciones de huevos de *S. avenae* y el de Fernández *et al.* (2000) en los huevos de *N. brevicollis*.

En cuanto al índice J_a , el valor mayor se observó el 29 de junio, siendo de 1,47 y el menor el 26 de octubre, con un valor de 1,23. Por su parte el índice J_a en todas las fechas de muestreo fue también superior a la unidad, reafirmando lo hallado con el I_a .

Es importante señalar, que el valor del índice J_a en las fechas 29 de junio, 7 de agosto y 30 de agosto, fue significativamente superior a la unidad (Tabla 33). Como ya se ha mencionado otra de las utilidades del índice J_a es conocer la cantidad de centros de agregación presentes en la distribución de los insectos, con los resultados de las tres fechas antes citadas se puede decir que en estos tres muestreos la distribución de las poblaciones de huevos se concentró en un único centro de agregación. En los dos últimos muestreos, la distribución de las poblaciones de huevos se dio en numerosos agregados, ya que su respectivo valor de J_a no fue significativamente superior a 1. Los muestreos en los que se detectó un sólo centro de agregación de las poblaciones de huevos, presentaron también las densidades medias más bajas, en el primer muestreo las poblaciones de huevos comenzaban a colonizar la parcela experimental, a ello puede deberse esa única concentración en la invasión. Los dos siguientes muestreos se vieron afectados por la aplicación del

insecticida, por ello los adultos que sobrevivieron a la aplicación se hallaron en puntos muy concretos de la parcela experimental, conformando con ello ese único centro de agregación detectado por el índice J_a .

El trabajo de Magro *et al.* (1999) confirmó la existencia de varios centros de agregación en la distribución espacial de los huevos de *N. includens*

Tabla 33

VALOR DE LOS ÍNDICES I_a Y J_a Y SUS RESPECTIVAS PROBABILIDADES P_a Y Q_a EN LA POBLACIÓN DE HUEVOS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	I_a	P_a	J_a	Q_a
29-06-2001	1,58	0,017 ^s	1,47	0,022 ^s
07-08-2001	1,53	0,008 ^s	1,36	0,012 ^s
30-08-2001	1,61	0,006 ^s	1,39	0,024 ^s
27-09-2001	1,84	0,020 ^s	1,25	0,386 ^{NS}
26-10-2001	1,77	0,010 ^s	1,23	0,411 ^{NS}

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

B. Larvas

El valor mayor del índice I_a se registró el 27 de septiembre, equivalente a 1,83, y el menor el 30 de agosto, con un valor de 1,57 (Tabla 34). Se puede apreciar según los resultados de dicha tabla que en todos los casos los valores del índice I_a son superiores a la unidad, por lo que la distribución de las poblaciones de larvas fue en agregados. La estimación de la agregación de larvas de insectos utilizando el I_a ha sido reportada por Murchie *et al.* (1999), Korie *et al.* (2000) y Holland *et al.* (2000).

Por otro lado, los valores del índice J_a también son superiores a uno, aunque, en ningún caso es significativamente superior a la unidad, sin embargo, también permiten afirmar la agregación. El valor más alto del índice J_a se halló el 27 de septiembre, el cual fue 1,23 y el más bajo el 7 de agosto, equivalente a 1,12.

Los resultados del índice J_a en los cinco muestreos señalan que la distribución de las poblaciones de larvas se extendió en numerosos centros de agregación, ya que, en todos los casos, el valor de este índice no fue significativamente superior a uno. Es importante resaltar el hecho de que en el caso de las poblaciones de larvas, a pesar

de la aplicación del insecticida, no se produjo el aglutinamiento de las larvas sobrevivientes en puntos muy concretos de la parcela, por lo que se detectaron más de un centro de agregación. Magro *et al.* (1999) reporto también la presencia de varios centros de agregación en la distribución de las larvas de *N. includens*.

Tabla 34

VALOR DE LOS ÍNDICES I_a Y J_a Y SUS RESPECTIVAS PROBABILIDADES P_a Y Q_a EN LA POBLACIÓN DE LARVAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	I_a	P_a	J_a	Q_a
29-06-2001	1,76	0,004 ^s	1,20	0,407 ^{ns}
07-08-2001	1,64	0,022 ^s	1,12	0,221 ^{ns}
30-08-2001	1,57	0,014 ^s	1,15	0,563 ^{ns}
27-09-2001	1,83	0,005 ^s	1,23	0,491 ^{ns}
26-10-2001	1,73	0,007 ^s	1,16	0,308 ^{ns}

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

C. Ninfas

Para el caso de las ninfas, los resultados de la Tabla 35 muestran que en todas las fechas de muestreo el valor del índice I_a fue superior a uno, por lo que la distribución espacial de las poblaciones de ninfas fue agregada. Lo mismo halló Winder *et al.* (1999), en la distribución de las ninfas de *S. avenae*

Los valores del índice J_a también fueron superiores a la unidad, lo que ratifica la agregación de la distribución de las ninfas.

Hay que hacer resaltar el hecho de que en las fechas del 7 de agosto y el 30 de agosto el valor del índice J_a es significativamente superior a uno. Tal hecho indica que en estas dos fechas se presentó una distribución de las poblaciones de ninfas en un sólo centro de agregación, afirmación que se puede realizar gracias a la utilización del índice J_a para establecer la cantidad de agrupamientos existentes en la distribución espacial de insectos, cuando su valor es significativamente superior a uno. En los restantes muestreos, las poblaciones de ninfas se distribuyeron en la parcela experimental en múltiples agregados.

Las poblaciones de ninfas más afectadas por la acción del insecticida fueron las del segundo y tercer muestreo, donde las ninfas que no fueron eliminadas por el mala-

ción se aglutinaron en determinadas zonas de la parcela, originando la detección por parte de los muestreos, de una sola concentración de los individuos.

Tabla 35

VALOR DE LOS ÍNDICES I_A Y J_A Y SUS RESPECTIVAS PROBABILIDADES P_A Y Q_A EN LA POBLACIÓN DE NINFAS DE MOSQUITO VERDE EN LA PARCELA CON RIEGO.

FECHA	I_a	P_a	J_a	Q_a
29-06-2001	1,71	0,002 ^s	1,14	0,116 ^{ns}
07-08-2001	1,65	0,029 ^s	1,40	0,009 ^s
30-08-2001	1,50	0,005 ^s	1,42	0,011 ^s
27-09-2001	1,85	0,004 ^s	1,24	0,309 ^{ns}
26-10-2001	1,80	0,017 ^s	1,19	0,533 ^{ns}

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

D. Relación entre los valores de los índices I_a y J_a y el promedio de los preimaginales de *J. lybica*

En la Tabla 36 se describe la relación lineal ($y=a+bx$) encontrada entre los valores del índice I_a y valor medio respectivo de los estadios preimaginales del homóptero. Cabe destacar que en los tres casos existió una relación significativa, siendo en el caso de los huevos muy importante, con un R^2 de 90,33%.

Tabla 36

RELACIÓN ENTRE EL PROMEDIO DE HUEVOS, LARVAS Y NINFAS CON SU RESPECTIVO VALOR DE I_A .

	PARÁMETROS	ESTIMACIÓN	ERROR ESTÁNDAR	R^2 (%)
HUEVOS	Intercepción	1,46	0,04	90,33 ^s
	Pendiente	0,39	0,07	
LARVAS	Intercepción	1,55	0,05	74,27 ^s
	Pendiente	0,04	0,01	
NINFAS	Intercepción	1,60	0,06	61,20 ^s
	Pendiente	0,07	0,03	

ns: relación no significativa al 5% s: relación significativa al 5%

La posible relación lineal entre los valores del índice J_a y el valor medio correspondiente de los huevos, larvas y ninfas del insecto plaga se puede apreciar en la Tabla 37. En este caso, únicamente se observó una relación significativa en el caso de las ninfas.

Tabla 37

RELACIÓN ENTRE EL PROMEDIO DE HUEVOS, LARVAS Y NINFAS CON SU RESPECTIVO VALOR DE J_a .

	PARÁMETROS	ESTIMACIÓN	ERROR ESTÁNDAR	R ² (%)
HUEVOS	Intercepción	1,44	0,07	44,52 ^{ns}
	Pendiente	-0,20	0,13	
LARVAS	Intercepción	1,10	0,01	88,45 ^s
	Pendiente	0,02	0,004	
NINFAS	Intercepción	1,32	0,08	15,65 ^{ns}
	Pendiente	-0,03	0,04	

ns: relación no significativa al 5% s: relación significativa al 5%

XV.2.3. ANÁLISIS GEOESTADÍSTICO.

En las Tablas 38, 39 y 40 se presentan los modelos esféricos ajustados para cada fecha de muestreo de los huevos, larvas y ninfas del insecto plaga, respectivamente.

A. Huevos

En la Tabla 38 se aprecia que en lo que concierne a los huevos del insecto se ajustó un modelo esférico con efecto pepita en todos los casos, validados de acuerdo con los resultados obtenidos en la validación cruzada (Tabla 39). Estos resultados permiten determinar una estructura espacial agregada, lo cual es parcialmente similar a lo hallado con los índices de dispersión y las distribuciones estadísticas.

Tabla 38

PARÁMETROS (EFECTO PEPITA, MESETA Y ALCANCE) DE LOS MODELOS AJUSTADOS A LOS SEMIVARIOGRAMAS DEL NÚMERO DE HUEVOS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	MODELO	PEPITA	MESETA	ALCANCE	PEPITA/ MESETA (%)	NIVEL DE DEPENDENCIA ESPACIAL
29-06-2001	Esférico	0,020	0,034	41,458	58,82	Moderada
07-08-2001	Esférico	0,008	0,023	28,646	34,78	Moderada
30-08-2001	Esférico	0,009	0,024	25,20	37,50	Moderada
27-09-2001	Esférico	0,008	0,028	18,20	28,57	Moderada
26-10-2001	Esférico	0,014	0,022	21,488	63,63	Moderada

En Tabla 38 se aprecia que, en el caso del efecto pepita, los valores se detectaron entre 0,02 del 29 de junio y 0,008 de las fechas del 7 de agosto y el 27 de septiembre. En todos los semivariogramas elaborados para los respectivos muestreos el valor del efecto pepita fue menor del 64% del valor de la meseta, incluso en el segundo y cuarto muestreo el valor de la pepita fue menor del 35% de la meseta. De ésto se deduce que, por lo menos, más del 36% de la variación total era debido a la dependencia espacial hallada en la escala de muestreo utilizada, es decir, más del 36% de la variación de la distribución de los huevos se logró explicar a través de la estructura espacial establecida con los semivariogramas. En el caso del segundo y cuarto muestreo alrededor del 65% de la variación de la distribución de los huevos se explicó en base a la estructura espacial establecida (Liebhold y Sharov, 1998).

Sharov *et al.* (1996) hallaron valores de la pepita que representaron entre el 50 y el 60% del valor total de la meseta en semivariogramas realizados para huevos de la polilla gitana. Estos valores se encuentran comprendidos entre los hallados en este trabajo.

El nivel de dependencia espacial (Tabla 38) señala una agregación moderada en todos los casos.

Los valores de la meseta estuvieron entre 0,03 de la fecha de muestreo del 29 de junio y 0,02 hallados en las cuatro fechas restantes (Tabla 38). En el caso del alcance sus valores se presentaron en el rango de 41,45 m del 29 de junio y 18,20 m del 27 de septiembre (Tabla 38), por lo que hasta esta distancia máxima existió dependencia espacial de cualquier punto muestreado.

Los resultados de la validación cruzada se pueden observar en la Tabla 39. Los valores de los mismos permitieron validar los modelos ajustados al estar comprendidos en el rango apropiado.

En la Figura 51 (Anexo II) se pueden ver los semivariogramas correspondientes (modelos ajustados), realizados para los huevos del mosquito verde en los respectivos muestreos.

Tabla 39

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 LOS HUEVOS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	TAMAÑO DE MUESTRA	MEDIA MUESTRAL	VARIANZA MUESTRAL	MEE	VARIANZA DE LOS ERRORES	ECM	ECMA
29-06-2001	126	0,09	0,02	0,13 ^{ns}	0,01	0,02	1,10
07-08-2001	126	0,02	0,007	0,10 ^{ns}	0,002	0,003	1,03
30-08-2001	126	0,12	0,04	0,12 ^{ns}	0,01	0,02	1,07
27-09-2001	126	0,21	0,05	0,12 ^{ns}	0,04	0,04	1,12
26-10-2001	126	0,17	0,04	0,13 ^{ns}	0,03	0,03	1,19

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

B. Larvas

En lo referente a las larvas del homóptero en todos los casos se ajustó un modelo esférico con efecto pepita (Tabla 40), de acuerdo con los resultados de la validación cruzada (Tabla 41). Lo anterior señala la presencia de una estructura espacial agregada en todos los casos, con excepción del segundo muestreo, en el cual no fue posible estimar tal estructura. La agregación concuerda con lo hallado por los índices de dispersión y, parcialmente, con lo detectado por las distribuciones estadísticas.

Tabla 40

PARÁMETROS (EFECTO PEPITA, MESETA Y ALCANCE) DE LOS MODELOS AJUSTADOS A LOS SEMIVARIOGRAMAS DEL NÚMERO DE LARVAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	MODELO	PEPITA	MESETA	ALCANCE	PEPITA/ MESETA (%)	NIVEL DE DEPENDENCIA ESPACIAL
29-06-2001	Esférico	0,058	0,114	32,846	50,87	Moderada
07-08-2001	-	-	-	-	-	-
30-08-2001	Esférico	0,018	0,054	27,30	33,33	Moderada
27-09-2001	Esférico	0,022	0,050	23,80	44	Moderada
26-10-2001	Esférico	0,021	0,046	35,697	45,65	Moderada

- No fue posible realizar la estimación

En la Tabla 40 se observa que el efecto pepita tuvo valores entre 0,05 del primer muestreo y 0,01 del tercer muestreo. El valor del efecto pepita de los semivariogramas correspondientes fue del alrededor del 50% del valor de la meseta en todos los casos, en el tercer muestreo representó alrededor del 34% del valor de la meseta. Por consiguiente, por lo menos alrededor del 50% de la variación de la distribución de las larvas fue explicado por la estructura espacial que se estableció en los semivariogramas correspondientes. En el caso del tercer muestreo se justificó alrededor del 66% de la variación.

Los valores de la pepita comprendidos entre el 30 y el 67% del valor de la meseta fueron reportados por Johnson (1989) en semivariogramas que elaboró para las larvas de *M. packardii*. Dichos valores caen dentro de los hallados en el caso del mosquito verde.

Tabla 41

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 LARVAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	TAMAÑO DE MUESTRA	MEDIA MUESTRAL	VARIANZA MUESTRAL	MEE	VARIANZA DE LOS ERRORES	ECM	ECMA
29-06-2001	126	0,60	0,09	0,11 ^{ns}	0,05	0,08	1,05
07-08-2001	126	0,14	0,04				
30-08-2001	126	0,34	0,12	0,10 ^{ns}	0,10	0,11	1,19
27-09-2001	126	0,68	0,14	0,13 ^{ns}	0,12	0,13	1,06
26-10-2001	126	0,62	0,08	0,10 ^{ns}	0,06	0,07	1,14

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

El nivel de dependencia espacial indica una agregación moderada de las poblaciones de larvas en todos los casos. Por lo tanto no parece que la influencia del insecticida haya afectado a la estructura espacial y su efecto se limitó únicamente a la reducción de la población.

Los valores de la meseta fluctuaron entre 0,11 del primer muestreo y 0,04 del quinto muestreo. En el caso del alcance, sus valores se hallaron entre 35,69 m detectados en el quinto muestreo y el 23,80 m detectado en el cuarto muestreo.

Los semivariogramas correspondientes (modelos ajustados), realizados para las larvas del insecto plaga en los respectivos muestreos, se pueden observar en la Figura 52 (Anexo II).

C. Ninfas

En cuanto a las ninfas del mosquito verde, en la Tabla 42 se aprecia que en las fechas de muestreo del 29 de junio y 30 de agosto, el modelo ajustado fue el esférico con efecto pepita, sin embargo, para las fechas de muestreo del 27 de septiembre y 26 de octubre el modelo ajustado fue el exponencial con efecto pepita, de acuerdo con los resultados de la validación cruzada (Tabla 43). En el segundo muestreo no se pudo estudiar la estructura espacial porque la densidad media de ninfas fue muy baja y el análisis geoestadístico no alcanzó a detectarla. Esto coincide parcialmente con lo encontrado en los índices de dispersión y con los resultados de los modelos de distribución estadística.

En lo referente al efecto pepita, los valores presentaron un rango entre 0,01 hallado el 29 de junio y el 30 de agosto y 0,004 registrado el 27 de septiembre (Tabla 42). El valor del efecto pepita de los semivariogramas elaborados estuvo por debajo del 45% del valor de la meseta en todos los casos, llegando incluso a ser su valor menor del 15% del valor de la meseta en el cuarto muestreo. Dichos valores indican que fue posible explicar con los modelos ajustados entre el 55% y el 85% de la variabilidad espacial encontrada.

Schotzko y O'Keeffe (1989) detectaron en los semivariogramas que construyeron para el caso de las ninfas de *L. hesperus* valores del efecto pepita que comprendían entre el 30 y el 65% del valor de la meseta. Los valores hallados en los semivariogramas de las ninfas de *J. lybica* fueron más bajos.

El nivel de dependencia espacial fue moderado, excepto el 27 de septiembre que presentó un nivel alto, indicando una fuerte agregación espacial. Ello puede ser debido al efecto combinado del crecimiento que experimento la población en dicha fecha y la concentración de la misma en centros de agregación.

Tabla 42

PARÁMETROS (EFECTO PEPITA, MESETA Y ALCANCE) DE LOS MODELOS AJUSTADOS A LOS SEMIVARIOGRAMAS DEL NÚMERO DE NINFAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	MODELO	PEPITA	MESETA	ALCANCE	PEPITA/ MESETA (%)	NIVEL DE DEPENDENCIA ESPACIAL
29-06-2001	Esférico	0,011	0,025	38,929	44	Moderada
07-08-2001	-	-	-	-	-	
30-08-2001	Esférico	0,010	0,025	31,285	40	Moderada
27-09-2001	Exponencial	0,004	0,033	70	12,12	Alta
26-10-2001	Exponencial	0,007	0,023	70	30,43	Moderada

- No fue posible realizar la estimación

Para la meseta, los valores estuvieron entre 0,03 de la fecha de muestreo del 27 de septiembre y 0,02 de las fechas 29 de junio, 30 de agosto y 26 de octubre. Entre los 70 m de las fechas 27 de septiembre y 26 de octubre y 31,28 m de la fecha 30 de agosto se hallaron los valores del alcance.

Tabla 43

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.

FECHA	TAMAÑO DE MUESTRA	MEDIA MUESTRAL	VARIANZA MUESTRAL	MEE	VARIANZA DE LOS ERRORES	ECM	ECMA
29-06-2001	126	0,09	0,02	0,12 ^{ns}	0,01	0,02	1,14
07-08-2001	126	0,02	0,007				
30-08-2001	126	0,11	0,04	0,13 ^{ns}	0,02	0,03	1,11
27-09-2001	126	0,53	0,13	0,12 ^{ns}	0,12	0,12	1,02
26-10-2001	126	0,45	0,05	0,11 ^{ns}	0,03	0,04	1,12

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

En la Figuras 53 (Anexo II) se pueden ver los semivariogramas correspondientes, elaborados para cada muestreo en el caso de las ninfas de *J. lybica*.

D. Relación entre el efecto pepita y el promedio de los preimaginales de *J. lybica*

Los resultados de la relación lineal entre el efecto pepita y el valor medio de individuos correspondiente de huevos, larvas y ninfas del insecto plaga se presenta en la Tabla 44. Se observa que en el caso de los valores medios de huevos y larvas no se registró una relación significativa. Por otro lado, en lo concerniente a las ninfas, el valor medio de éstas y sus respectivos efectos pepita por muestreo tuvieron una relación significativa, con un R^2 de 93,32%, lo que sugiere la presencia de una relación entre la estructura espacial y la densidad de este estadio inmaduro del insecto.

Tabla 44

RELACIÓN ENTRE EL PROMEDIO DE HUEVOS, LARVAS Y NINFAS CON SU RESPECTIVO EFECTO PEPITA.

	PARÁMETROS	Estimación	ERROR ESTÁNDAR	R ² (%)
HUEVOS	Intercepción	0,01	0,005	0,20 ^{NS}
	Pendiente	-0,003	0,04	
LARVAS	Intercepción	0,01	0,05	6,71 ^{NS}
	Pendiente	0,03	0,08	
NINFAS	Intercepción	0,01	0,0009	93,32 ^S
	Pendiente	-0,01	0,002	

ns: relación no significativa al 5% s: relación significativa al 5%

Cabe citar que Liebhold *et al.* (1991) no registraron una relación clara entre el promedio de los huevos de la polilla gitana y el valor del efecto pepita correspondiente. Sin embargo, Fleischer *et al.* (1999b) mencionan que detectaron una relación inversamente significativa entre el valor del efecto pepita y el promedio de los adultos y las larvas del escarabajo colorado de la patata.

XV.2.4. ELABORACIÓN DE MAPAS DE DENSIDAD.

Una vez que los diferentes modelos ajustados fueron validados en el proceso correspondiente del análisis geoestadístico, los parámetros fueron utilizados para elaborar las estimaciones de huevos, larvas y ninfas en puntos en los cuales no se había muestreado, mediante el método de interpolación llamado krigeado, que permitió la elaboración de mapas de densidad de los estadios preimaginales del insecto.

En las Figuras 54, 55 y 56 (Anexo II) se puede apreciar la distribución espacial agregada de huevos, larvas y ninfas respectivamente. En el caso de las larvas y ninfas fue imposible realizar mapas de densidad en el segundo muestreo, debido a que al ser su densidad media muy baja, el análisis geoestadístico no alcanzó a detectar la estructura espacial.

A. Huevos

La Figura 54 agrupa los mapas de densidad de la población de huevos de *J. lybica*. Es posible observar en ellos la distribución espacial agregada de los huevos.

En el muestreo de la fecha del 27 de septiembre se presentó la mayor oviposición de huevos, por lo que fue en este muestro donde se detectó la mayor actividad de reproducción del insecto. El 7 de agosto se detectó una disminución significativa del número de puestas del mosquito verde, lo cual es apreciable en el mapa correspondiente. En los mapas de las fechas 27 de septiembre y 26 de octubre se observan la mayor cantidad de centros de agregación, al mismo tiempo que la densidad media más alta de huevos. En el mapa de la fecha del 7 de agosto se registra la menor cantidad de centros de agregación, coincidiendo con la menor densidad de huevos.

De acuerdo con el valor del índice J_a , en los tres primeros muestreos existía un único centro de agregación, al observar los mapas respectivos se aprecian varios centros de agregación. Lo anterior puede deberse a que las densidades medias en estos muestreos fueron las más bajas que se detectaron y, por ello, tal vez el índice no fue capaz de registrar focos de agregación por debajo de cierto umbral poblacional. Lo que manifestaría una limitación de este índice.

Los lugares de agregación se encontraron preferentemente en el centro de los mapas respectivos, con excepción del quinto muestreo que se hallaron en los bordes de la parcela experimental. Los centros con densidades medias más altas se localizaron durante los primeros muestreos en la parte central-derecha de la parcela (Figura 54). La invasión inicial provino del cultivo de girasol localizado en el costado derecho de la parcela experimental. Los adultos que inmigraron al realizarse la cosecha del girasol se concentraron en la parte central-derecha de la parcela estudiada realizando sus puestas en esa zona. En los últimos muestreos hay una dispersión muy fuerte de los huevos en toda la parcela experimental. Otro factor importante de la concentración de huevos en la parte central-derecha es que, en esta zona, las cepas presentaban mayor vigor con respecto al resto de la parcela.

Como era de esperarse en el mapa del muestreo del 7 de agosto se incrementaron las zonas libres de infestación de huevos, esto resulta normal debido a que en esta fecha las hembras del mosquito verde se vieron seriamente afectadas por la acción del insecticida disminuyeron el número de hembras fértiles (Figura 54). En el mapa de la fecha siguiente se observó que esas zonas libres de infestación se redujeron debido a que hubo una nueva recolonización de hembras del mosquito que realizaron sus puestas en la parcela experimental. En los siguientes mapas se fue incrementando la superficie infestada.

B. Larvas

Los mapas de la población de larvas del homóptero se encuentran agrupados en la Figura 55. Se observa perfectamente la agregación de las poblaciones de larvas.

No se apreció con claridad en los mapas la relación entre densidad media y cantidad de centros de agregación

El hecho de que existieran gran cantidad de centros de agregación en todos los mapas, concuerda con lo hallado por el índice J_a .

Los centros de agregación se distribuían por toda la parcela experimental, encontrándose los centros con mayor densidad media en la parte derecha de los mapas (Figura 55). La excepción son los mapas de los últimos muestreos en los cuales se aprecia una gran dispersión del insecto sobre gran parte de la parcela. El hecho de que en los primeros muestreos la mayor densidad se concentrara en la mitad derecha estriba en que al realizarse la cosecha del cultivo de girasol adyacente al costado derecho de la parcela, las larvas presentes en él invadieron por ese flanco la parcela experimental. Además, en esta zona de la parcela se hallaban las cepas más vigorosas.

En el mapa del tercer muestreo es donde se observó el menor porcentaje de infestación; en este caso la población de larvas que había reinvadido la parcela experimental se concentraba sobre la parte derecha de la misma, con densidades bajas y concentrada en puntos concretos. En los siguientes mapas se observó como la dispersión fue acentuándose al grado de que las poblaciones de larvas ocuparon amplias zonas de la parcela.

C. Ninfas

Las poblaciones de ninfas del mosquito verde se encuentran agrupadas en la Figura 56. En este caso la cantidad de centros de agregación fue muy similar en todos los mapas.

En el mapa del tercer muestreo se observan varios centros de agregación, sin embargo, el valor del índice J_a indicaba que solo existía uno. Este contrasentido se puede deber a que el índice no detecta centros de agregación con densidades bajas, tal y como sucedió en este caso.

Los centros de agregación en los mapas de las diferentes fechas de muestreo se ubicaron por toda la parcela experimental. Los de mayor densidad media se concentraron en la mitad derecha de la parcela durante los primeros muestreos, como

consecuencia de la invasión de ninfas provenientes del cultivo de girasol localizado al lado derecho y, además, por existir en esta zona las cepas más vigorosas. Durante los últimos muestreos la dispersión de las ninfas abarcó buena parte de la parcela experimental tal y como se aprecia en los respectivos mapas.

Se observó un aumento en el mapa del tercer muestreo del área sin infestar, como consecuencia de la acción del malatión. En esta fecha las poblaciones de ninfas aún seguían manifestando las consecuencias de la aplicación del insecticida. En los mapas subsiguientes se apreció como las ninfas se dispersaron más ampliamente sobre la parcela de estudio y con ello se vieron reducidas las áreas libres de infestación.

XVII.2.5. ESTABILIDAD ESPACIAL Y TEMPORAL A CORTO PLAZO.

En la Tabla 45 se muestran los resultados de la comparación de los mapas de los estadíos preimaginales de *J. lybica* entre fechas de muestreo, utilizando la prueba estadística bivariable de Cramér-von Mises.

A. Huevos

En base a los resultados obtenidos se encontró que hubo diferencia significativa entre los mapas de las fechas 29-06 y 07-08 y los de las fechas 07-08 y 30-08. No existió diferencia significativa entre los mapas de las fechas 30-08 y 27-09 y los de las fechas 27-09 y 26-10. Cabe resaltar que las densidades de huevos en estos últimos muestreos fueron elevadas, por lo que sus distribuciones espaciales fueron similares.

Los resultados parecen indicar que existe una estabilidad espacial y temporal a corto plazo en las poblaciones de huevos del insecto, la cual se vio afectada seriamente por la aplicación del malatión. El producto químico redujo significativamente las poblaciones de adultos y por ende de huevos en el segundo muestreo, afectando de esta manera la estructura espacial de los huevos y con ello afectó las dos primeras comparaciones de mapas (Tabla 45), lo que condujo a la detección de una diferencia significativa entre ellos. Posteriormente, al recuperarse las poblaciones de huevos, la estructura espacial se reestableció encontrándose una diferencia no significativa en los dos últimos mapas.

B. Larvas

En lo que concierne a la comparación de los mapas de las larvas, se detectó que al comparar los mapas de las fechas 27-09 y 26-10 no se registró diferencia signifi-

cativa. Por el contrario, en las restantes comparaciones se presentó diferencia significativa entre los mapas. Es interesante remarcar que las densidades medias de los mapas no significativamente diferentes son semejantes y gracias a ello su distribución espacial también. El efecto del insecticida fue tan fuerte en el caso del segundo muestreo que no fue posible estimar por tal razón la estructura espacial en ese caso y por lo tanto, no se logró elaborar un mapa mediante la técnica del krigado.

La estructura espacial de las larvas se vio afectada por la aplicación del insecticida el 25 de julio. Este hecho no permitió detectar claramente su estabilidad espacial y temporal a corto plazo. El efecto del malatión afecta tanto la densidad como la estructura espacial de las larvas, lo que condicionó las comparaciones 1 y 2, provocando el resultado hallado en esos casos. Sin embargo, al recuperarse las poblaciones también lo hizo su estructura espacial por lo que en la última comparación la diferencia entre los mapas no fue significativa.

Tabla 45

COMPARACIÓN DE MAPAS (KRIGEADO) PRUEBA BIVARIABLE DE CRÁMER-VON MISES (ψ).

	FECHAS COMPARADAS	ψ	VALOR DE P	DIFERENCIA (5%)
HUEVOS	29-06 vs. 07-08	1,18	0,02	Significativa
	07-08 vs. 30-08	1,77	0,03	Significativa
	30-08 vs. 27-09	0,12	0,14	No Significativa
	27-09 vs. 26-10	0,19	0,35	No Significativa
LARVAS	29-06 vs. 30-08	1,67	0,01	Significativa
	30-08 vs. 27-09	1,90	0,03	Significativa
	27-09 vs. 26-10	0,64	0,79	No Significativa
NINFAS	29-06 vs. 30-08	0,16	0,67	No Significativa
	30-08 vs. 27-09	1,48	0,02	Significativa
	27-09 vs. 26-10	0,47	0,45	No Significativa

C. Ninfas

Únicamente al realizar la última comparación se halló que no existía diferencia significativa en la primera y última comparación. Las densidades medias de los mapas en los cuales no hubo tal significatividad fueron similares y su distribución espacial al parecer gracias a este último detalle fueron similares, también. No fue posible realizar mapa alguno para el segundo muestreo que se vio seriamente afectado por la acción del malatión en polvo, ya que no se logró estimar su estructura espacial.

Se puede afirmar la presencia de una estabilidad espacio-temporal en las poblaciones de ninfas a corto plazo. La cual sólo se vio afectada por la aplicación del insecticida. El efecto del mismo alteró la estructura espacial de estos preimaginales en el segundo muestreo, afectando con ello la segunda comparación. Los dos últimos muestreos ya no se vieron alterados ni en su densidad, ni en su estructura espacial, por lo tanto sus mapas fueron similares.

XV.2.6. SUPERFICIE INFESTADA

Uno de los objetivos de la Agricultura de Precisión es la de dirigir las medidas de control sobre los focos específicos infestados por parte de los insectos plaga, para tal fin es necesario conocer las áreas infestadas y las áreas libres de infestación. Por lo cual, fue necesario calcular este porcentaje de infestación en los mapas elaborados con la técnica del kriging para cada muestreo y estadio preimaginal de *J. lybica*. La información obtenida fue utilizada para establecer el posible ahorro económico y medioambiental al dirigir las tácticas de control sobre las zonas atacadas por el mosquito verde. Los resultados se detallan en la Tabla 46.

En algunos de los mapas se observaron zonas libres de infestación importantes, en el caso de los huevos del hemíptero, la zona sin infestación en las diferentes fechas de muestreo fluctuó entre 91,3% y 51,6% de la superficie total con un valor medio de 68,58%. Hay que remarcar, sin embargo, que fue en la segunda fecha de muestreo donde se observaron los mayores porcentajes de superficie libre de infestación, lo cual es lógico, ya que fue el muestreo más afectado por la acción del malatión en polvo.

La superficie libre de infestación, en el caso de las larvas, se registró entre 35,2% y 9,5%, siendo el valor medio de 19%. En los mapas de estimas se observa que el porcentaje mayor de área sin infestar se presentó en la fecha de muestreo del 30-08 debido a que la población de larvas en el momento del muestreo, se recuperaba lentamente de la acción del insecticida aplicado. Como ya se ha mencionado para el segundo muestreo, no fue posible elaborar el mapa de densidad.

Tabla 46

PORCENTAJE DE SUPERFICIE INFESTADA Y NO INFESTADA.

ESTADIO/ FECHA	KRIGEADO	
	% INFESTADO	% NO INFESTADO
HUEVOS		
29-06-2001	27	73
07-08-2001	8,7	91,3
30-08-2001	26,2	73,8
27-09-2001	48,4	51,6
26-10-2001	46,8	53,2
LARVAS		
29-06-2001	90,5	9,5
07-08-2001	-	-
30-08-2001	64,8	35,2
27-09-2001	82,2	17,8
26-10-2001	86,5	13,5
NINFAS		
29-06-2001	30,2	69,8
07-08-2001	-	-
30-08-2001	28,6	71,4
27-09-2001	73,8	26,2
26-10-2001	88	12

No fue posible realizar el mapa correspondiente.

En el caso de las ninfas, los porcentajes libres de infestación se hallaron entre 71,4% y 12% en los mapas del krigeado, con un promedio de 44,85%. La mayor superficie libre del ataque del insecto se halló en tercer muestreo debido a que la población de ninfas del mosquito verde aún no se recuperaba del todo del efecto nocivo del insecticida. Tampoco fue posible elaborar el mapa correspondiente a la segunda fecha de muestreo.

Los resultados obtenidos sugieren que la infestación por parte de un insecto plaga no se presenta de manera uniforme, tal y como lo mencionan Fleischer *et al.* (1999a), los cuales señalan que de forma normal un insecto plaga presenta densi-

dades variables en el total del área que infesta, y que tal infestación raramente alcanza el 100% de la misma, lo que permite según los autores dirigir las tácticas de control sobre las áreas infestadas y sobre todo sobre aquellas en las que la población del insecto supere el umbral económico, siempre y cuando se conozca tal nivel.

En el caso del mosquito verde se podrían aplicar de forma eficiente los métodos de la Agricultura de Precisión ya que según se pudo comprobar el homóptero no infesta por completo toda la parcela, lo que no es necesario realizar una aplicación de insecticidas de forma indiscriminada.

XV.2.7. EVALUACIÓN ECONÓMICA Y MEDIOAMBIENTAL.

De acuerdo al porcentaje de infestación del insecto hallada en los mapas elaborados, se procedió a determinar el gasto y el ahorro que se podría obtener si se realizara una aplicación dirigida de un insecticida sobre la superficie realmente atacada por el insecto.

Tabla 47

EVALUACIÓN ECONÓMICA Y MEDIOAMBIENTAL.

ESTADIO/ FECHA	COSTE EN AGRICULTURA DE PRECISIÓN	AHORRO (EUROS/ha)	CANTIDAD DE INSECTICIDA APLICADO EN AGRICULTURA DE PRECISIÓN (Kg/ha)	AHORRO EN INSECTICIDA (EUROS/ha)
HUEVOS				
29-06-2001	1,62	4,43	3,22	8,78
07-08-2001	0,51	5,54	1,03	10,97
30-08-2001	1,57	4,49	3,14	8,86
27-09-2001	2,95	3,11	5,78	6,22
26-10-2001	2,81	3,24	5,59	6,41
LARVAS				
29-06-2001	5,46	0,59	10,84	1,16
07-08-2001	-	-	-	-
30-08-2001	3,92	2,14	7,76	4,24
27-09-2001	4,97	1,08	9,84	2,16
26-10-2001	5,22	0,84	10,38	1,62
NINFAS				
29-06-2001	1,81	4,24	3,62	8,38
07-08-2001	-	-	-	-
30-08-2001	1,73	4,32	3,41	8,59
27-09-2001	4,46	1,59	8,84	3,16
26-10-2001	5,32	0,73	10,54	1,46

- No fue posible realizar el mapa

Generalmente, el insecticida utilizado para controlar las poblaciones del mosquito verde es el malatión en polvo al 4%, se utiliza una dosis de 12 Kg/ha. Tomando en cuenta que el kilo de malatión tiene un costo de 0,51 céntimos de euro, el gasto para una aplicación uniforme sería de 6,12 euros/ha. En lo referente a los huevos, los cálculos realizados supusieron la aplicación de un ovicida del mismo precio y con la necesidad de una dosis similar. Con los datos anteriores se procedió a establecer el ahorro económico y de aplicación de kilos de insecticida (ahorro medioambiental)

que se obtendría con una aplicación dirigida del producto químico únicamente sobre las áreas infestadas por *J. lybica*, con respecto a una aplicación uniforme en una hectárea.

El gasto y el ahorro económico y de insecticida que se lograría en los mapas elaborados con el krigeado se puede apreciar en la Tabla 42.

El ahorro económico no supera los 5 euros en la mayoría de los casos, por lo que no es demasiado importante, este ahorro estaría entre 5,54 y 3,11 euros/ha en el caso de los huevos, con un promedio de 4,16 euros/ha. Fluctuaría entre 2,14 y 0,59 euros/ha el ahorro en lo referente a las larvas, señalando que no se realizaron estimaciones para el caso del segundo muestreo por razones que ya se mencionaron con anterioridad, el promedio sería de 1,16 euros/ha. En cuanto a las ninfas, ese ahorro estaría entre 4,32 y 0,73 euros/ha, tampoco en este caso se realizaron los cálculos para el segundo muestreo, alcanzó 2,72 euros/ha de ahorro en promedio. En el caso de los huevos, el ahorro más importante se presenta en la fecha más afectada por la acción del insecticida. En el caso de las larvas y ninfas ese ahorro máximo se alcanza en el tercer muestreo donde las poblaciones de ambos estadios preimaginales aún no se habían recuperado del efecto nocivo del producto químico, por lo que habría que tomar con las reservas oportunas el resultado obtenido en los casos señalados.

De mayor importancia resultaría el ahorro en la cantidad de insecticida aplicado sobre las parcelas a tratar, tal y como lo corroboran los resultados obtenidos. En el caso de los huevos se obtendría un ahorro entre 10,97 y 6,41 Kg/ha, con un valor medio de 8,24 Kg/ha. En las larvas se ahorraría entre 4,24 y 1,16 Kg/ha, siendo 2,29 Kg/ha el ahorro medio. Y tal ahorro fluctuaría entre 8,59 y 1,46 Kg/ha en lo que se refiere a las ninfas del insecto, en este caso el valor medio rondaría los 5,39 Kg/ha. Nuevamente, el ahorro más importante se presentó en la fecha de más afectada por el insecticida en el caso de los huevos y en las fechas que aún no se recuperaban de la acción del malatión en el caso de larvas y ninfas. Sin embargo, cabe señalar de forma muy especial que, en las fechas restantes a las mencionadas anteriormente, el ahorro de insecticida aplicado es muy importante, lo cual reduciría el impacto ambiental.

XV.3. PARCELA SIN RIEGO (AÑO 2001).

XV.3.1. ESTADÍSTICA CLÁSICA.

A. Resumen estadístico de los huevos

En la Tabla 48 se recoge el resumen estadístico de los huevos del mosquito verde.

Tabla 48

RESUMEN ESTADÍSTICO DE LOS HUEVOS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	\bar{x}	S	S ²	Coefficiente de Curtosis
29-06	0,59	0,93	0,86	5,76
07-08	0,05	0,22	0,05	13,64
30-08	0,007	0,08	0,007	25,96
27-09	0,07	0,25	0,06	9,49
26-10	0,047	0,21	0,045	16,75

Fue entre 0,59 y 0,007 huevos por planta el rango donde se halló la densidad de huevos del mosquito verde. Se puede ver en dicha tabla, como el efecto del insecticida aplicado el 25 de julio (malatión en polvo) redujo drásticamente las poblaciones de huevos del insecto. El descenso fue de más del 90% de la densidad encontrada en el primer muestreo. Se puede apreciar que las poblaciones de huevos a pesar de que quedó libre gran cantidad de nichos ecológicos, nunca se recuperaron, ya que los adultos que lograron sobrevivir a la acción del insecticida no aumentaron su densidad de manera importante. Las fechas de muestreo más afectadas por el efecto del malatión fueron la segunda y la tercera, se alcanzó a observar una pequeña recuperación de las poblaciones de huevos en el cuarto muestreo, aunque ésta no llegó a alcanzar la densidad media del primero. En el último muestreo se observó una nueva disminución de la densidad de los huevos, pero en esta ocasión se debió a causas naturales.

La varianza de los datos se halló entre 0,86 y 0,007. Los valores del coeficiente de Curtosis permitieron detectar que los datos no siguieron una distribución Normal, por lo que fue necesario hacer una transformación logarítmica para llevar a cabo el análisis Geoestadístico (ver material y métodos).

B. Distribución espacial de los huevos

De acuerdo con la Tabla 49, el índice de dispersión dio como resultado una distribución aleatoria para las fechas de muestreo del 07-08, 27-09 y 26-10 y una distribución agregada para el 29-06. El índice de Green proporcionó resultados similares al respecto. El grado de agregación del primer muestreo fue leve. Sin lugar a dudas, el efecto del insecticida provocó que la población de huevos, que originalmente se había distribuido en la parcela de forma agregada, se distribuyera de forma aleatoria en los siguientes muestreos, al ver reducida su densidad y quedar dispersa por la parcela experimental, sin estructura alguna. En el segundo muestreo no fue posible establecer el valor de los índices, ya que la densidad de huevos fue muy baja.

Al ajustar los datos obtenidos en los muestreos a los modelos de distribución estadísticos, se halló que se ajustó una distribución agregada en la fecha 29-06 y una distribución aleatoria en las fechas 07-08 y 27-09 (Tabla 49). Estos resultados concuerdan con los hallados en los índices de dispersión.

No se pudo ajustar a ningún modelo los datos del segundo y quinto muestreo, ya que no fue posible obtener la convergencia de los algoritmos de ajuste por máxima verosimilitud.

En base a los índices de dispersión y a las distribuciones estadísticas, se puede decir que los huevos se distribuyeron de forma aleatoria por la parcela experimental. Algo similar detectó Logan (1980) en la masa de huevos de *Oulema melanopus*.

Tabla 49

ÍNDICES DE DISPERSIÓN Y DISTRIBUCIONES ESTADÍSTICAS DE LOS HUEVOS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	ÍNDICE DE DISPERSIÓN	ÍNDICE DE GREEN	POISSON	BINOMIAL NEGATIVA	k
29-06	1,45 ^s	0,004	NS	S	1,39
07-08	0,95 ^{ns}	0.001	S	NS	-
30-08	-	-	NA	NA	-
27-09	0,93 ^{ns}	0.001	S	NS	-
26-10	0,96 ^{ns}	0.001	NA	NA	-

s=significativa; ns= no significativa; nivel de significación al 5%; na= no ajustada

En la Figura 57 (Anexo III) se puede observar la evolución temporal de las poblaciones de huevos del mosquito verde en los muestreos realizados.

C. Resumen estadístico de las larvas

En la Tabla 50 se observa el resumen estadístico de las larvas del mosquito verde.

Tabla 50

RESUMEN ESTADÍSTICO DE LAS LARVAS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	\bar{x}	S	S ²	Coefficiente de Curtosis
29-06	3,48	3,67	13,51	4,90
07-08	0,15	0,44	0,19	8,74
30-08	0,22	1,09	1,19	27,11
27-09	0,92	0,86	0,75	-7,65
26-10	0,71	1,01	1,03	6,56

La densidad media de las larvas del mosquito verde estuvo entre 3,48 y 0,15 larvas por planta. La densidad de las larvas se vio fuertemente afectada por la aplicación del insecticida el 25 de julio, tal y como lo demuestra el descenso significativo del promedio de larvas del 7 de agosto, este descenso fue de aproximadamente el 95% con respecto al primer muestreo. A pesar de que el nivel poblacional de larvas bajó drásticamente y que quedaron muchos nichos ecológicos libres, éstos no fueron ocupados por la población de larvas en posteriores muestreos, ya que no se presentó una reinvasión importante por parte de las larvas sobre la parcela experimental. En los dos muestreos siguientes al 7 de agosto, hubo una leve recuperación de las poblaciones de larvas, aunque no llegaron a alcanzar el nivel del primero. En el último muestreo la disminución del valor medio fue como consecuencia del ciclo biológico del insecto.

La varianza de los datos se halló entre 13,51 y 0,19. Los datos recolectados no siguieron una distribución Normal tal y como lo corrobora el valor correspondiente del coeficiente de Curtosis, por lo que para llevar a cabo análisis posteriores fue necesario realizar una transformación logarítmica (ver material y métodos).

D. Distribución espacial de las larvas

Los resultados del valor del índice de dispersión señalan una distribución agregada en las fechas 29-06, 30-08 y 26-10. En las dos fechas restantes, el índice de

dispersión señala una distribución aleatoria de las poblaciones de larvas (Tabla 51). Algo similar describe el índice de Green, pero éste último señala que la agregación era leve en los casos de distribución en agregados.

Tabla 51

ÍNDICES DE DISPERSIÓN Y DISTRIBUCIONES ESTADÍSTICAS DE LAS LARVAS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	ÍNDICE DE DISPERSIÓN	ÍNDICE DE GREEN	POISSON	BINOMIAL NEGATIVA	k
29-06	3,87 ^s	0,005	NA	NA	-
07-08	1,25 ^{ns}	0,01	NS	S	0,44
30-08	5,39 ^s	0,16	NS	S	0,04
27-09	0,81 ^{ns}	0.001	S	S	-8,10
26-10	1,45 ^s	0,005	NS	S	1,19

s=significativa; ns= no significativa; nivel de significación al 5%; na= no ajustada

Resulta interesante resaltar que las poblaciones de larvas que se distribuyeron aleatoriamente según los índices mencionados fueron las encontradas en los muestreos con mayor y menor densidad después de la aplicación del malatión, es decir, en las fechas del 07-08 y 27-09. En la primera fecha citada esta distribución se debe a la acción del insecticida que provocó la desaparición de buena parte de las poblaciones de larvas, las que lograron sobrevivir se refugiaron en zonas dispersas de la parcela. En el caso del muestreo del 27-09 la densidad media de larvas fue la más alta después de la aplicación del insecticida, sin embargo, la acción letal del producto químico condicionó a las poblaciones de larvas a una distribución aleatoria al aumentar su densidad media.

Se ajustó una distribución agregada al utilizar los modelos de distribución estadísticos en la mayoría de los datos de los muestreos realizados (Tabla 51). Siendo la mayor agregación la hallada el 30-08, ya que tuvo el valor de k más bajo. En esa fecha, las poblaciones de larvas comenzaron a tener un ligero aumento después de la acción del insecticida. La fecha del 27-09 también presentó un ajuste a la distribución de Poisson (aleatoria), por lo que no se pudo determinar con claridad el tipo de distribución de las larvas.

No se ajustó a ningún tipo de distribución estadística los datos de la primera fecha de muestreo, lo que evidencia las deficiencias de estos métodos estadísticos.

La distribución agregada de poblaciones de larvas de insectos ha sido reportada por diversos autores, Huber y Marggi (1986) reportaron un valor de k de 0,99 en la población de larvas de *Pterostichus nigrita*, lo que sugiere que las larvas de este insecto tuvieron un grado de agregación similar al del mosquito verde. Bohlen y Barrett (1990) detectaron una distribución agregada en las larvas de *P. japonica*, utilizando el índice de dispersión y la distribución Binomial negativa, cuyos valores de k fluctuaron entre 1,28 a 0,65, valores comprendidos entre los hallados en este estudio, lo que indica que la distribución de *P. japonica* fue similar a la de *J. lybica*.

La evolución en el tiempo de las poblaciones de larvas en los distintos muestreos se aprecia en la Figura 57 (Anexo III).

E. Resumen estadístico de las ninfas

En la Tabla 52 se registra el resumen estadístico de las ninfas del mosquito verde.

El rango de densidad encontrado varió entre 0,37 y 0,12 ninfas por planta. En el caso de las ninfas el efecto del malatión fue tan fuerte que incluso no llegó a contabilizarse ninfas en el segundo y tercer muestreo. En el tercer muestreo se volvió a detectar la presencia de ninfas pero con un promedio inferior al del primero. En el último muestreo, el descenso de la población de ninfas fue resultado de la evolución de la fenología del insecto.

Tabla 52

RESUMEN ESTADÍSTICO DE LAS NINFAS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	\bar{x}	S	S ²	Coefficiente de Curtosis
29-06	0,37	0,75	0,57	9,08
07-08	-	-	-	-
30-08	-	-	-	-
27-09	0,15	0,38	0,14	5,13
26-10	0,12	0,43	0,19	19,29

La varianza de los datos fluctuó entre 0,57 y 0,14 debido principalmente a la acción del insecticida. Los valores del coeficiente de Curtosis indican que los datos no se ajustan a una distribución Normal, para realizar los análisis posteriores se hizo una transformación logarítmica (ver material y métodos).

F. Distribución espacial de las ninfas

En cuanto al tipo de distribución de las ninfas, se halló que, en base a los valores del índice de dispersión, el 29-06 y el 26-10 existió una distribución agregada de las poblaciones. Por otro lado, el 27-09 la distribución fue aleatoria. Los mismos resultados se hallaron con el índice de Green, éste, sin embargo, detalla que en las dos fechas en las cuales la distribución de las ninfas fue agregada, esta agregación fue leve (Tabla 53). La distribución aleatoria se presentó cuando las ninfas volvieron a invadir la parcela experimental después de la acción del insecticida, pero al ser tan escasa la densidad media en tal recolonización, las ninfas se distribuyeron en focos esparcidos por la parcela experimental. En el último muestreo se observa una redistribución de las poblaciones de ninfas que, a pesar de haber tenido una densidad media menor que la del muestreo anterior, se concentraron en focos específicos de la parcela.

Se ajustó una distribución agregada utilizando las distribuciones estadísticas tanto en el primero como en el cuarto muestreo, que fue donde existió mayor densidad media de las ninfas. Reportándose una mayor agregación en el primer muestreo al registrarse el menor valor de k . Lo anterior quiere decir, que al inicio de la invasión la población de ninfas estaba fuertemente agregada, pero que la acción del malatión rompió la estructura espacial, al reducir al máximo sus poblaciones (Tabla 53).

Tabla 53

ÍNDICES DE DISPERSIÓN Y DISTRIBUCIONES ESTADÍSTICAS DE LAS NINFAS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	ÍNDICE DE DISPERSIÓN	ÍNDICE DE GREEN	POISSON	BINOMIAL NEGATIVA	k
29-06	1,53 ^s	0,009	NS	S	0,74
07-08	-	-	NA	NA	-
30-08	-	-	NA	NA	-
27-09	0,96 ^{na}	0	S	S	3,60
26-10	1,51 ^s	0,03	NA	NA	-

s=significativa; ns= no significativa; nivel de significación al 5%; na= no ajustada

Para los datos de la cuarta fecha también se presentó un ajuste a la distribución de Poisson. Se observa que en este caso el valor de k de la distribución Binomial nega-

tiva es relativamente elevado, lo que sugiere que probablemente la tendencia fuera hacia una distribución de Poisson, lo que coincidiría con lo mencionan para este caso por los índices de dispersión.

No fue posible ajustar ningún tipo de distribución estadística a los datos del último muestreo. Situación que refleja las limitaciones de estos métodos.

Para el caso de las ninfas del mosquito verde existe una referencia que concuerda solo en parte con lo hallado en esta parcela experimental. Delrio *et al.* (2001) encontró que las ninfas de *J. lybica* se distribuían de forma agregada, el autor utilizó para establecer tal distribución el modelo de Taylor. Sin lugar a dudas los datos no coinciden en este caso debido a la acción del malatión

En la Figura 57 (Anexo III) se puede ver el valor medio de la población de huevos alcanzado en los distintos muestreos.

XV.3.2. ANÁLISIS ESPACIAL POR ÍNDICES DE DISTANCIA (SADIE).

A. Huevos

En el caso de los huevos, se puede ver en la Tabla 54 que no fue posible establecer el valor de los índices I_a y J_a en la tercera fecha de muestreo, por lo que se intuye que no había patrón espacial en la población de huevos en esa fecha de muestreo, tal hecho fue provocado por la acción del insecticida al reducir drásticamente la población de huevos en este caso. En la misma tabla se aprecia que en las restantes fechas el valor del índice I_a fue mayor que la unidad, por lo que se puede decir que la distribución espacial de los huevos fue agregada. El valor más alto del índice I_a se halló el 29 de junio, siendo equivalente a 1,44, el valor más bajo se dio el 26 de octubre, con un valor de 1,29.

En cuanto al índice J_a , el valor de 1,55 hallado el 27 de septiembre, fue el mayor, siendo el valor de 1,11, encontrado el 29 de junio el menor. En todos los casos el valor del índice J_a , también fue mayor que uno, lo que confirma la agregación (Tabla 54).

Tabla 54

VALOR DE LOS ÍNDICES I_A Y J_A Y SUS RESPECTIVAS PROBABILIDADES P_A Y Q_A EN LA POBLACIÓN DE HUEVOS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	I_a	P_a	J_a	Q_a
29-06-2001	1,44	0,015 ^s	1,11	0,278 ^{ns}
07-08-2001	1,30	0,005 ^s	1,44	0,021 ^s
30-08-2001	-	-	-	-
27-09-2001	1,36	0,019 ^s	1,55	0,015 ^s
26-10-2001	1,29	0,004 ^s	1,37	0,010 ^s

ns: no significativo al 5% s: significativo al 5%. No fue posible determinar los índices

Como se recordará, el valor del índice J_a se utiliza, además, para conocer el número de centros de agregación presentes en la distribución de las poblaciones de insectos, si el valor no es significativamente superior a la unidad, existen varios centros de agregación, por el contrario si el valor es significativamente mayor de uno, solo existe un foco de agregación. En este caso el valor del índice J_a el 7 de agosto, el 27 de septiembre y el 26 de octubre fue significativamente superior a uno, como lo determina su probabilidad respectiva (Tabla 54). Este hecho indica que en estos tres muestreos la distribución de las poblaciones de huevos se concentró en un único centro de agregación. En el primer muestreo, por el contrario, las poblaciones de huevos se distribuyeron en varios centros de agregación. El hecho de que solo existiera un centro de agregación por parte de los huevos en el segundo, cuarto y quinto muestreo indica que esto se debió a la aplicación del insecticida, que redujo a tal grado las poblaciones de huevos que solo fueron detectadas en un sólo foco. En el primer muestreo existieron múltiples centros de agregación, y fue la única población de huevos que no se vio afectada por el insecticida.

B. Larvas

Según los resultados detallados en la Tabla 55, se observa que el índice I_a tuvo su valor mayor el 29 de junio, el cual fue de 1,62, y el menor fue de 1,22 registrado el 30 de agosto. Se alcanza a apreciar además, que el índice I_a tuvo un valor superior a la unidad en todos los casos, lo que permite afirmar que la distribución de las larvas era agregada.

Tabla 55

VALOR DE LOS ÍNDICES I_a Y J_a Y SUS RESPECTIVAS PROBABILIDADES P_a Y Q_a EN LA POBLACIÓN DE LARVAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	I_a	P_a	J_a	Q_a
29-06-2001	1,62	0,018 ^s	1,28	0,351 ^{ns}
07-08-2001	1,35	0,002 ^s	1,46	0,023 ^s
30-08-2001	1,22	0,005 ^s	1,51	0,014 ^s
27-09-2001	1,52	0,020 ^s	1,20	0,241 ^{ns}
26-10-2001	1,49	0,019 ^s	1,17	0,432 ^{ns}

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

Mientras tanto, el índice J_a tuvo valores que también superaron la unidad, confirmando la agregación. Este índice presentó su valor más alto el 30 de agosto, siendo este de 1,51, el valor más bajo se dio el 26 de octubre con un valor equivalente a 1,17 (Tabla 55).

Utilizando el valor del índice J_a para establecer la cantidad de centros de agregación, se halló que en las fechas de muestreo del 7 de agosto y del 30 de agosto sus valores son significativamente superiores a uno, como lo demuestra su probabilidad correspondiente (Tabla 55). Esto último permite afirmar que en estas dos fechas se detectó que las poblaciones de larvas se distribuyeron en un solo centro de agregación. Para comprender por qué se dio ese centro de agregación en estos muestreos, hay que recordar que estas fechas fueron las que presentaron la densidad media más baja y que sin duda fueron las más afectadas por la acción del insecticida, el cual redujo tanto la densidad de larvas que el índice J_a no logró detectar más que un centro de agregación. En las fechas restantes, la distribución se presentó en varios conglomerados, a pesar de que las densidades medias no alcanzaron los valores que en el primer muestreo, sin embargo, la recuperación de las poblaciones es suficiente para mostrar muchos agregados.

C. Ninfas

En la Tabla 56 se observa que el valor más alto del índice I_a se presentó el 29 de junio, siendo este de 1,55, el menor con valor de 1,26 se halló el 26 de octubre. Además, se aprecia que no fue posible establecer en el segundo y tercer muestreo los valores correspondientes de los índices I_a y J_a , ya que no se contabilizaron ninfas en esos muestreos, debido al efecto del insecticida. En las tres fechas restan-

tes, el valor del índice I_a es mayor que uno, por lo que se concluye que la distribución de las ninfas es agregada.

El valor del índice J_a también es superior a uno, remarcando la agregación. En lo que respecta a los valores, el mayor se encontró el 29 de junio, equivalente a 1,65 y el menor el 26 de octubre, con un valor de 1,48 (Tabla 56). Cabe apuntar que en los tres casos fue significativamente superior a uno, como lo corrobora su probabilidad respectiva, puede afirmarse que las poblaciones de ninfas se distribuyeron en la parcela experimental en un solo centro de agregación. La explicación para ello se encuentra en el hecho de que la densidad media del primer muestreo no fue muy alta y comenzaba la invasión por un solo frente, como consecuencia de la acción del insecticida el incremento de las poblaciones se vio cortado y al volver a reinvasir la parcela experimental las poblaciones de ninfas eran muy pequeñas y se concentraron en un solo foco de agregación. La caída natural de las poblaciones al finalizar el verano hizo que las ninfas se distribuyeran en más de un centro de agregación.

Tabla 56

VALOR DE LOS ÍNDICES I_a Y J_a Y SUS RESPECTIVAS PROBABILIDADES P_a Y Q_a EN LA POBLACIÓN DE NINFAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	I_a	P_a	J_a	Q_a
29-06-2001	1,55	0,005 ^s	1,65	0,024 ^s
07-08-2001	-	-	-	-
30-08-2001	-	-	-	-
27-09-2001	1,31	0,011 ^s	1,62	0,012 ^s
26-10-2001	1,26	0,004 ^s	1,48	0,005 ^s

ns: no significativo al 5% s: significativo al 5% - No fue posible determinar los índices

D. Relación entre los valores de los índices I_a y J_a y el promedio de los preimaginales de *J. lybica*

La relación lineal hallada entre los valores del índice I_a y el valor medio correspondiente de huevos, larvas y ninfas se observa en la Tabla 57 En los tres casos se encontró una relación significativa entre los promedios correspondientes y sus valores del índice I_a respectivo. Para los huevos y las ninfas esta relación es altamente significativa, con un R^2 de 82,88% y un R^2 de 99,73%, respectivamente.

Tabla 57

RELACIÓN ENTRE EL PROMEDIO DE HUEVOS, LARVAS Y NINFAS CON SU RESPECTIVO VALOR DE I_a .

	PARÁMETROS	ESTIMACIÓN	ERROR ESTÁNDAR	R ² (%)
HUEVOS	Intercepción	1,30	0,02	82,88 ^s
	Pendiente	0,23	0,07	
LARVAS	Intercepción	1,34	0,06	61,64 ^s
	Pendiente	0,08	0,04	
NINFAS	Intercepción	1,131	0,01	99,73 ^s
	Pendiente	1,134	0,05	

ns: relación no significativa al 5% s: relación significativa al 5%

Tabla 58

RELACIÓN ENTRE EL PROMEDIO DE HUEVOS, LARVAS Y NINFAS CON SU RESPECTIVO VALOR DE J_a .

	PARÁMETROS	ESTIMACIÓN	ERROR ESTÁNDAR	R ² (%)
HUEVOS	Intercepción	1,48	0,06	81,52 ^s
	Pendiente	-0,63	0,21	
LARVAS	Intercepción	1,36	0,09	14,02 ^{ns}
	Pendiente	-0,01	0,05	
NINFAS	Intercepción	1,48	0,11	51,43 ^s
	Pendiente	0,47	0,46	

ns: relación no significativa al 5% s: relación significativa al 5%

En lo que concierne a la posible relación lineal existente ente los valores del índice J_a y el valor medio correspondiente de huevos, larvas y ninfas del insecto, los resultados se encuentran en la Tabla 58. De acuerdo con ello, se detectó que no había

diferencia significativa entre el promedio de larvas y sus respectivos valores del índice J_a . Por otro lado, sí hubo una relación significativa en el caso de los huevos y de las ninfas. Para el caso particular de las ninfas se halló una relación altamente significativa entre el valor medio y los valores del índice J_a , con un R^2 de 81,52%.

XV.3.3. ANÁLISIS GEOESTADÍSTICO.

Se pueden apreciar en las Tablas 59, 61 y 63 los modelos de semivariogramas ajustados para cada fecha de muestreo para los tres estadios preimaginales de *J. lybica*, respectivamente.

A. Huevos

En todos los casos, se ajustó un modelo esférico con efecto pepita, de acuerdo con los resultados de la validación cruzada. Estos resultados señalan la existencia de una estructura espacial agregada en las poblaciones de huevos, con excepción del tercer muestreo en el cual no fue posible realizar el análisis Geoestadístico, debido al descenso de la densidad media ocasionado por el efecto del insecticida (Tabla 59). Estos resultados coinciden de forma parcial con los métodos estadísticos clásicos.

Los valores del efecto pepita se encontraron entre 0,37, de la fecha del 7 de agosto, y 0,29, de la fecha del 26 de octubre. El valor del efecto pepita en todos los semivariogramas establecidos fue menor del 46% del valor de la meseta. Es decir, que por lo menos, más del 54% de la variación total era debido a la dependencia espacial encontrada en la escala de muestreo utilizada, o lo que es lo mismo, más del 54% de la variación de la distribución de los huevos se explicó gracias a la estructura espacial determinada con los semivariogramas.

Sharov *et al.* (1996) reportaron valores del efecto pepita que comprendían entre el 50 y el 60% de la meseta, en el caso de los huevos de la polilla gitana. Valores más elevados que los detectados en este trabajo.

El nivel de dependencia espacial señala una agregación moderada de las poblaciones de huevos. Eso sugiere que, a pesar de que el efecto del insecticida influyó de forma importante en la densidad media de los huevos, al parecer no lo hizo tanto en el tipo de agregación alcanzada por sus poblaciones en los distintos muestreos (Tabla 59).

En lo concerniente a la meseta sus valores fluctuaron entre 0,82 hallado el 7 de agosto, y 0,74, detectado el 29 de junio. Entre 40,05 m y 33,60 m se situaron los

valores del alcance, por tanto, las distancias comprendidas en este rango indican hasta donde existió relación espacial en cualquier punto de muestreo.

Tabla 59

PARÁMETROS (EFECTO PEPITA, MESETA Y ALCANCE) DE LOS MODELOS AJUSTADOS A LOS SEMIVARIOGRAMAS DEL NÚMERO DE HUEVOS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	MODELO	PEPITA	MESETA	ALCANCE	PEPITA/ MESETA (%)	NIVEL DE DEPENDENCIA ESPACIAL
29-06-2001	Esférico	0,343	0,746	40,058	45,97	Moderada
07-08-2001	Esférico	0,378	0,820	37,692	46,09	Moderada
30-08-2001	-	-	-	-	-	-
27-09-2001	Esférico	0,324	0,810	33,60	40	Moderada
26-10-2001	Esférico	0,297	0,792	34,353	37,50	Moderada

- No fue posible realizar la estimación

Se pueden observar en la Tabla 60 los resultados de la validación cruzada. Los valores de los distintos estadísticos fueron adecuados para validar los respectivos modelos ajustados.

Tabla 60

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 LOS HUEVOS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	TAMAÑO DE MUESTRA	MEDIA MUESTRAL	VARIANZA MUESTRAL	MEE	VARIANZA DE LOS ERRORES	ECM	ECMA
29-06-2001	126	0,14	0,04	0,10 ^{ns}	0,03	0,03	1,11
07-08-2001	126	0,01	0,005	0,12 ^{ns}	0,003	0,004	1,12
30-08-2001	126	0,002	0,001				
27-09-2001	126	0,02	0,006	0,13 ^{ns}	0,004	0,005	1,08
26-10-2001	126	0,01	0,004	0,12 ^{ns}	0,002	0,003	1,11

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

Los semivariogramas correspondientes (modelos ajustados) elaborados para los huevos de *J. lybica* en los respectivos muestreos se observan en la Figura 58 (Anexo III).

B. Larvas

En el caso de las larvas del cicadélido, el modelo esférico con efecto pepita proporcionó el mejor ajuste a los datos en todos los casos (Tabla 61). Fue posible establecer una estructura espacial agregada para las poblaciones de larvas en base a estos resultados. Sin embargo, para el caso del segundo muestreo no se halló tal estructura y por lo tanto no fue posible realizar el análisis Geoestadístico, en este segundo muestreo se apreció el efecto más devastador del insecticida, por lo que no fue posible hallar estructura espacial al verse disminuidas las densidades. Estos resultados coinciden en parte con los obtenidos con los estadísticos clásicos.

En la Tabla 61 se observa que el rango de los valores del efecto pepita fue entre 7,84 y 0,35. Por lo visto en los semivariogramas, el valor del efecto pepita fue en todos los casos menor del 73% del valor de la meseta, en el tercer muestreo su valor representó menos del 34% de la meseta.

En los semivariogramas realizados para las larvas de *M. packardii* Johnson (1989) registro que los valores del efecto pepita representaban entre el 30 y el 67% del valor de la meseta. Valores un tanto por encima de lo hallado en este estudio.

Se encontró una distribución agregada de tipo moderado según el nivel de dependencia espacial hallado en todos los muestreos. Tal situación indica que, a pesar de que el insecticida afectó de forma muy importante las densidades medias de las larvas, hasta el grado de no hacer posible el análisis Geoestadístico del segundo muestreo, el tipo de distribución de los datos de los otros cuatro muestreos fue semejante y no se vio afectado por la aplicación del malatión.

Los valores de la meseta se hallaron en el rango entre 15,01, del primer muestreo, y 0,73, del cuarto muestreo. En cuanto al alcance sus valores estuvieron en el rango entre 48,73 m, encontrado en el tercer muestreo, y 36,77 m, registrado en el último muestreo.

Tabla 61

PARÁMETROS (EFECTO PEPITA, MESETA Y ALCANCE) DE LOS MODELOS AJUSTADOS A LOS SEMIVARIOGRAMAS DEL NÚMERO DE LARVAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	MODELO	PEPITA	MESETA	ALCANCE	PEPITA/ MESETA (%)	NIVEL DE DEPENDENCIA ESPACIAL
29-06-2001	Esférico	7,84	15,015	44,583	52,21	Moderada
07-08-2001	-	-	-	-	-	-
30-08-2001	Esférico	0,359	1,082	48,731	33,17	Moderada
27-09-2001	Esférico	0,529	0,732	38,068	72,26	Moderada
26-10-2001	Esférico	0,711	0,984	36,775	72,25	Moderada

- No fue posible realizar la estimación

En la Tabla 62 se aprecia que los valores de los estadísticos de validación cruzada fueron adecuados para validar los respectivos modelos ajustados.

Tabla 62

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 LARVAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	TAMAÑO DE MUESTRA	MEDIA MUESTRAL	VARIANZA MUESTRAL	MEE	VARIANZA DE LOS ERRORES	ECM	ECMA
29-06-2001	126	0,53	0,12	0,11 ^{ns}	0,11	0,12	1,13
07-08-2001	126	0,03	0,01				
30-08-2001	126	0,04	0,02	0,13 ^{ns}	0,01	0,01	1,08
27-09-2001	126	0,24	0,04	0,11 ^{ns}	0,03	0,03	1,12
26-10-2001	126	0,17	0,04	0,10 ^{ns}	0,03	0,04	1,10

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

En la Figura 59 (Anexo III) se distinguen los semivariogramas correspondientes elaborados para las larvas del mosquito verde.

C. Ninfas

En lo concerniente a las ninfas del mosquito verde fue un modelo esférico el ajustado en los casos en los que se logró establecer una estructura espacial agregada. En la Tabla 63 se puede ver que no fue posible realizar el análisis Geoestadístico para el segundo y tercer muestreo, ya que en estos casos el efecto del insecticida hizo que no se registrara ninguna ninfa en estos muestreos.

Los valores del efecto pepita fluctuaron entre 0,10 de la fecha del 29 de junio y 0,06 de la fecha del 27 de septiembre. El valor del efecto pepita obtenido de los semivariogramas en todos los casos fue menor del 43% del valor de la meseta, incluso en el primer muestreo ese valor fue menor del 21% (Tabla 63). Esto supone que por lo menos el 57% de la variación total fue debido a la dependencia espacial hallada en la escala de muestreo que se empleó, por lo tanto, alrededor del 57% de la variación de la distribución de las ninfas se explicó a través de la estructura espacial que se estableció en los diversos semivariogramas. En el caso del primer muestreo la explicación de la variación de la distribución de las ninfas fue alrededor del 79%.

Brenner *et al.* (1998) registró valores del efecto pepita que representaban entre 30 y el 49% del valor de la meseta en los semivariogramas elaborados para las ninfas de *L. hesperus*.

Se detectó una agregación alta en la población de ninfas del primer muestreo, según el nivel de dependencia espacial, lo que sugiere que la población de ninfas al comenzar a invadir la parcela experimental tenía una marcada agregación. Después de la aplicación del insecticida la población de ninfas desaparece, iniciando una nueva invasión de las ninfas en el cuarto y quinto muestreo, pero con una población más baja que en el primero, lo que condiciona que la distribución espacial sea moderada.

Tabla 63

PARÁMETROS (EFECTO PEPITA, MESETA Y ALCANCE) DE LOS MODELOS AJUSTADOS A LOS SEMIVARIOGRAMAS DEL NÚMERO DE NINFAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	MODELO	PEPITA	MESETA	ALCANCE	PEPITA/ MESETA (%)	NIVEL DE DEPENDENCIA ESPACIAL
29-06-2001	Esférico	0,10	0,49	28,48	20,85	Alta
07-08-2001	-	-	-	-	-	-
30-08-2001	-	-	-	-	-	-
27-09-2001	Esférico	0,06	0,18	52,50	35,35	Moderada
26-10-2001	Esférico	0,07	0,18	59,82	42,85	Moderada

- No fue posible realizar la estimación

Entre 0,49 del 29 de junio y 0,18 de las fechas de muestreo del 27 de septiembre y 26 de octubre se encontraba el rango de los valores de la meseta. Los valores del alcance fluctuaron entre 59,82 m hallado el 26 de octubre y 28,48 m detectado el 29 de junio. Dentro de dicho rango, se halló dependencia espacial entre los datos, más allá, esa dependencia desapareció (Tabla 63).

En la Tabla 64 se aprecia que los modelos ajustados se pudieron validar perfectamente gracias los valores de los estadísticos de validación cruzada.

Tabla 64

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.

FECHA	TAMAÑO DE MUESTRA	MEDIA MUESTRAL	VARIANZA MUESTRAL	MEE	VARIANZA DE LOS ERRORES	ECM	ECMA
29-06-2001	126	0,08	0,02	0,12 ^{ns}	0,01	0,02	1,05
07-08-2001	126	0	0				
30-08-2001	126	0	0				
27-09-2001	126	0,04	0,01	0,11 ^{ns}	0,007	0,01	1,11
26-10-2001	126	0,03	0,01	0,13 ^{ns}	0,008	0,01	1,12

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

Respecto a las ninfas, en la Figura 65 (Anexo III) se concentraron los semivariogramas correspondientes (modelos ajustados).

D. Relación ente el efecto pepita y el promedio de los preimaginales de *J. lybica*

En la Tabla 65 se aprecia la relación lineal ($y=a+bx$) existente entre el efecto pepita y el valor medio correspondiente de huevos, larvas y ninfas. Se distingue que en el caso de los huevos no hay una relación espacial. Por el contrario, en lo referente a las larvas y ninfas, se aprecia una relación significativa. En el caso de las larvas, se obtuvo un valor altamente significativo, con un R^2 de 86,18%.

Liebhold et al. (1991) no hallaron una relación clara entre el promedio de los huevos de la polilla gitana y el valor del efecto pepita. Por otro lado Fleischer et al. (1999b) reportaron haber detectado una relación inversamente significativa entre el promedio de los adultos y las larvas del escarabajo de la patata y el valor del efecto pepita.

Tabla 65

RELACIÓN ENTRE EL PROMEDIO DE HUEVOS, LARVAS Y NINFAS CON SU RESPECTIVO EFECTO PEPITA.

	PARÁMETROS	ESTIMACIÓN	ERROR ESTÁNDAR	R ² (%)
HUEVOS	Intercepción	0,33	0,02	2,43 ^{ns}
	Pendiente	0,08	0,36	
LARVAS	Intercepción	-1,62	1,40	86,18 ^s
	Pendiente	16,08	4,55	
NINFAS	Intercepción	0,04	0,02	73,82 ^s
	Pendiente	0,59	0,35	

ns: relación no significativa al 5% s: relación significativa al 5%

XV.3.4. ELABORACIÓN DE MAPAS DE DENSIDAD.

Se elaboraron mapas de densidad en base a las estimaciones realizadas con la técnica del krigado. En las Figuras 61, 62 y 63 (Anexo III) se puede observar la distribución espacial agregada de las poblaciones de los diferentes estadíos preimaginales del hemíptero.

A. Huevos

La Figura 61 agrupa los mapas de la población de huevos del mosquito verde. En ellos, se distingue los focos de agrupamiento de los huevos. La mayor cantidad de centros de agregación se presentó en ese primer muestreo, tal y como lo demuestra su mapa correspondiente. Cabe señalar que en este muestreo se dio la mayor densidad de huevos. En los mapas de las restantes fechas de muestreo se observan una disminución significativa del número de centros de agregación, al igual que una disminución de la densidad. No fue posible elaborar el mapa de densidad de huevos del tercer muestreo, ya que la población fue muy baja y no fue posible detectar la estructura espacial.

En el caso de poblaciones de huevos Liebhold *et al.* (1991), Gribko *et al.* (1995) con la polilla gitana; Weisz *et al.* (1996b) con el escarabajo de la patata y Speight *et al.* (1998) con la cochinilla castaña, han citado la correlación de la relación promedio de huevos y cantidad de centros de agregación.

En los mapas del cuarto y quinto muestreo, se observaron varios centros de agregación, a pesar de que los valores del índice J_a indicaron que solo existía un único foco de agregación. Tal situación se podría explicar por el hecho de que probablemente este índice no puede detectar focos de agregación con densidades muy bajas, como fue en este caso. Esto limita la eficiencia de este índice.

Los centros de agregación, en la mayoría de los mapas, se hallaron principalmente en la parte central de los mismos. Es importante recordar que en esta parcela no había riego artificial y que en la parte central-izquierda es donde se encontraban las cepas de viña en mejor estado fisiológico, por lo que se aprecia una preferencia del mosquito verde. Las cepas de este lado de la parcela se hallaban más cercanas a las de la parcela con riego.

Como era de esperar, en el mapa del segundo muestreo hay una reducción de la superficie colonizada por los huevos del insecto. En el cuarto muestreo se dio una reinvasión de hembras sobre la parcela experimental pero su población era muy baja y la superficie que invadieron no fue muy amplia. La población de hembras volvió a disminuir debido a causas naturales en el siguiente muestreo, por lo que la dispersión de las hembras sobre la parcela se interrumpió y la superficie infestada volvió a disminuir.

B. Larvas

Los mapas de densidad de las larvas del homóptero se agrupan en la Figura 62.

La mayor cantidad de centros de agregación se presenta en los mapas del primero, cuarto y quinto muestreo, que presentan las densidades medias más altas de larvas. Por el contrario, en el mapa del tercer muestreo, se observó la menor cantidad de centros de agregación, coincidiendo con que, en esta fecha, se dio la menor densidad de larvas. No fue posible realizar el mapa correspondiente al segundo muestreo, ya que la población de larvas en este caso disminuyó drásticamente y no fue posible detectar la estructura espacial.

Para el caso de larvas Weisz *et al.* (1996b) reportó una relación entre el promedio de larvas del escarabajo de la patata y el número de centros de agregación apreciados en los mapas de densidad que elaboró.

El índice J_s detectó un único centro de agregación en el tercer muestreo, sin embargo, al observar el mapa se aprecia más de un foco de agregación. Esto se debió muy posiblemente a que el índice no detecta agregados por debajo de un umbral poblacional determinado.

Los centros de agregación se hallaban distribuidos alrededor de toda la parcela experimental. En el mapa del tercer muestreo, se observó que los principales centros de agregación estuvieron cerca de los bordes, cabe recordar que fue el muestreo en el cual las larvas recolonizaron la parcela. Los centros con mayor densidad se localizaron en la parte central-izquierda de los mapas respectivos. Era en este lado de la parcela donde se encontraban las cepas en mejor estadio fisiológico y, además, eran las más cercanas a la parcela con riego, por lo que se deduce que hubo una preferencia de colonización.

En el mapa del tercer muestreo, se apreció que la superficie infestada se redujo significativamente, debido a que la población de larvas aún no se había recuperado de la acción del insecticida. En los mapas siguientes aparece una recuperación de las áreas infestadas por las larvas, al llevarse a cabo una reinvasión de la parcela

C. Ninfas

Los mapas de densidad de las ninfas de *J. lybica* se encuentran agrupados en la Figura 63.

En este caso no quedó tan clara la relación entre la densidad media y la cantidad de centros de agregación apreciada en los mapas. No fue posible elaborar

mapas de densidad del segundo y tercer muestreo, ya que en estos casos no se contabilizaron ninfas.

En los tres mapas que fue posible realizar se observan más de un centro de agregación, lo que no concuerda con lo registrado por el índice J_n , que indicaba la presencia de un solo centro de agregación.

Los centros de agregación se hallaban en el centro y en el caso del primer muestreo, también en el borde izquierdo. Esto indica que la invasión de la parcela provenía de ninfas localizadas en el flanco izquierdo de ésta, procedentes de la parcela con riego. En esta zona citada se hallaban las cepas en mejor estadio fisiológico. En el cuarto muestreo cuando las ninfas recolonizaron la parcela, los centros de agregación se hallaron en la parte central y algunos en el borde izquierdo.

En el cuarto y quinto muestreo, la superficie libre de infestación se incremento con respecto a la hallada en el primero de los muestreos, debido a que la recolonización de la parcela por parte de las ninfas no fue importante y no existió una adecuada dispersión de este estadio preimaginal.

XV.3.5. ESTABILIDAD ESPACIAL Y TEMPORAL A CORTO PLAZO.

En la Tabla 66 se aparecen los resultados de la comparación de los mapas de los tres estadios preimaginales del insecto plaga entre fechas de muestreo, realizada mediante la prueba estadística bivariable de Cramér-von Mises.

A. Huevos

En base a los resultados de la comparación de los diferentes mapas de densidad de huevos entre las diferentes fechas, se encontró que existía diferencia estadísticamente significativa en todos los casos.

La acción del insecticida en esta parcela afectó de forma muy drástica a los adultos del insecto y, consecuentemente, a la población de huevos. Por esa razón no fue posible hallar estabilidad espacial y temporal a corto plazo en este estadio preimaginal.

En base a lo encontrado en las otras parcelas estudiadas, podemos suponer que, en realidad, sí existe estabilidad a corto plazo, pero que se vio afectada e interrumpida por la acción del insecticida, que alteró la estructura espacial de los huevos del mosquito verde.

B. Larvas

Se observa que de acuerdo con los resultados de la comparación de los mapas de densidad de las larvas únicamente en la última comparación no existió diferencia significativa. En las dos restantes si hubo tal diferencia. Las densidades medias de larvas en los dos últimos muestreos tuvieron cierta semejanza y por lo tanto al parecer manifestaron una distribución similar.

De forma general, se puede decir que existió cierta estabilidad espacial y temporal a corto plazo en las poblaciones de larvas. La estructura espacial se vió alterada por la acción del insecticida en los tres primeros muestreos, lo que condicionó las dos primeras comparaciones. En los dos últimos muestreos, las densidades se recuperaron y sus mapas presentaron una estabilidad a corto plazo.

Tabla 66

COMPARACIÓN DE MAPAS (KRIGEADO) CON LA PRUEBA BIVARIABLE DE CRAMÉR-VON MISES (Ψ).

	FECHAS COMPARADAS	Ψ	VALOR DE P	DIFERENCIA (5%)
HUEVOS	29-06 vs. 07-08	0,95	0,02	Significativa
	07-08 vs. 27-09	0,34	0,01	Significativa
	27-09 vs. 26-10	0,35	0,03	Significativa
LARVAS	29-06 vs. 30-08	0,67	0,02	Significativa
	30-08 vs. 27-09	0,55	0,04	Significativa
	27-09 vs. 26-10	0,31	0,53	No Significativa
NINFAS	29-06 vs. 27-09	0,44	0,02	Significativa
	27-09 vs. 26-10	0,16	0,01	Significativa

C. Ninfas

En lo referente a la comparación de los mapas de densidad en el caso de las ninfas se observó que hubo diferencia significativa en los únicos dos casos en los que se pudo realizar las comparaciones.

En el caso de las poblaciones de ninfas el insecticida presentó una gran influencia en sus poblaciones al grado de no haberse registrado una sola ninfa en el segundo y tercer muestreo, tal hecho hizo imposible detectar alguna estabilidad entre las poblaciones de ninfas de los mapas que se lograron establecer. La reinvasión en el cuarto muestreo no fue suficiente y las poblaciones nunca se consolidaron en la parcela experimental.

XV.3.6. SUPERFICIE INFESTADA.

Con objeto de conocer si era posible la aplicación de los métodos de la Agricultura de Precisión, se calculó el porcentaje de superficie infestada en los mapas realizados, con el fin establecer las zonas con presencia del insecto sobre las cuales dirigir las medidas de control. Con este dato fue posible, además, conocer la cantidad de ahorro económico y medioambiental que se lograría obtener al manejar con precisión las poblaciones preimaginales del insecto. Los resultados se detallan en la Tabla 67.

En lo referente a los huevos del cicadélido, la zona sin infestar se encontró en el rango entre 95,2% y 60,8% de la superficie total, con un promedio de 85,82%, no fue posible realizar el cálculo para el tercer muestreo, por razones que se comentaron con anterioridad.

En cuanto a las larvas, el porcentaje de área sin infestar fluctuó entre 92,1% y 21,3% en los mapas de densidad, siendo 52,32% el promedio respectivo, no fue posible establecer este porcentaje en el segundo muestreo.

El área libre de infestación en los mapas estuvo entre 91,2% y 76,2%, con un valor medio de 84,36%, para el caso de las ninfas. No se realizó el cálculo para el segundo y tercer muestreo.

Tabla 67

PORCENTAJE DE SUPERFICIE INFESTADA Y NO INFESTADA.

ESTADIO/ FECHA	KRIGEADO	
	% INFESTADO	% NO INFESTADO
HUEVOS		
29-06-2001	39,2	60,8
07-08-2001	5,6	94,4
30-08-2001	-	-
27-09-2001	7,1	92,9
26-10-2001	4,8	95,2
LARVAS		
29-06-2001	78,7	21,3
07-08-2001	-	-
30-08-2001	7,9	92,1
27-09-2001	61,2	38,8
26-10-2001	42,9	57,1
NINFAS		
29-06-2001	23,8	76,2
07-08-2001	-	-
30-08-2001	-	-
27-09-2001	14,3	85,7
26-10-2001	8,8	91,2

- No fue posible realizar el mapa

Como se desprende de lo anteriormente indicado, considerar que los estadios preimaginales del insecto invaden el 100% de las parcelas sería un error. A este respecto, Magro *et al.* (1999) halló que la superficie infestada por los estadios preimaginales de *N. includens* era inferior al 70%.

En el caso de *J. lybica* es posible afirmar que los métodos de la Agricultura de Precisión podrían ser de gran utilidad para establecer áreas con infestación y dirigir las tácticas de control sobre esas zonas específicas, con el consiguiente ahorro económico y de impacto ambiental.

XV.3.7. EVALUACIÓN ECONÓMICA Y MEDIOAMBIENTAL.

Basándose en el porcentaje de superficie infestada hallada en los mapas realizados con el krigado se determinó el gasto y el ahorro que se obtendría a aplicar las medidas de control de manera dirigida hacia los puntos específicos de infestación del mosquito verde.

En el Marco del Jerez, generalmente, para controlar las poblaciones de mosquito verde se utiliza el malatión en polvo al 4%, con una dosis de 12 Kg/ha. El costo por kilo de este insecticida es de 0,51 céntimos de euro. Por lo tanto, para una aplicación uniforme el gasto rondaría los 6,12 euros. Para el caso particular de los huevos los resultados obtenidos serían aplicables a un ovicida del mismo costo y aplicable en la misma dosis. De acuerdo con estos datos se estimó el ahorro económico y medioambiental que se obtendría al realizar una aplicación dirigida del insecticida sobre la superficie infestada detectada en los mapas ya mencionados.

En la Tabla 68 se detalla el gasto y el ahorro económico y de insecticida que se registraría en los mapas realizados con el krigado.

En el caso de los tres estadios preimaginales, el ahorro de materia activa sería importante. No obstante, dado el bajo precio del producto, el ahorro económico sería escaso. En los huevos el ahorro sería de entre 5,78 y 3,70 euros/ha, con un promedio de 5,21 euros/ha. En las larvas el ahorro fluctuaría entre 5,59 y 1,30 euros/ha, con un promedio medio de 3,17 euros/ha. Finalmente, en las ninfas el ahorro se hallaría en el rango entre 5,54 y 4,62 euros/ha. No fue posible realizar los cálculos para el tercer muestreo en los huevos y para el segundo muestreo de larvas y ninfas.

Tabla 68

EVALUACIÓN ECONÓMICA Y MEDIOAMBIENTAL.

ESTADIO/ FECHA	COSTE EN AGRICULTURA DE PRECISIÓN	AHORRO (EUROS/ha)	CANTIDAD DE INSECTICIDA APLICADO EN AGRICULTURA DE PRECISIÓN (Kg/ha)	AHORRO EN INSECTICIDA (EUROS/ha)
HUEVOS				
29-06-2001	2,35	3,70	4,70	7,30
07-08-2001	0,32	5,73	0,65	11,35
30-08-2001	-	-	-	-
27-09-2001	0,41	5,65	0,84	11,16
26-10-2001	0,27	5,78	0,57	11,43
LARVAS				
29-06-2001	4,76	1,30	9,43	2,57
07-08-2001	-	-	-	-
30-08-2001	0,46	5,59	0,95	11,05
27-09-2001	3,70	2,35	7,32	4,68
26-10-2001	2,59	3,46	5,14	6,86
NINFAS				
29-06-2001	1,43	4,62	2,84	9,16
07-08-2001	-	-	-	-
30-08-2001	-	-	-	-
27-09-2001	0,86	5,19	1,70	10,30
26-10-2001	0,51	5,54	1,05	10,95

- No fue posible realizar el mapa

El ahorro en la cantidad de kilos de malatión a utilizar sí tiene mayor relevancia, en el caso de los huevos este ahorro rondaría entre 11,43 y 7,30 Kg/ha, con un ahorro promedio de 10,31 Kg/ha. En el caso de las larvas este rango estaría entre 11,05 y 2,57 Kg/ha, siendo 6,29 kg/ha el promedio de ahorro. Entre 10,95 y 9,16 Kg/ha se hallaría el ahorro para el caso de las ninfas, con un promedio de 10,13 Kg/ha. Debe tenerse en cuenta que este ahorro está influenciado por la baja densidad media de preimaginales hallada después de la aplicación. Es muy importante

recalcar que el ahorro de producto disminuye el coste medioambiental de los tratamientos convencionales

En el caso de los huevos, no fue posible establecer el ahorro para el tercer muestreo, y tampoco en el segundo muestreo de larvas y ninfas.

XV.4. PARCELA CON RIEGO (AÑO 2002).

XV.4.1. ESTADÍSTICA CLÁSICA.

A. Resumen estadístico de los huevos

En la Tabla 69 se puede ver el resumen estadístico de los huevos del mosquito verde.

El rango dentro del cual se encontró la densidad de huevos varió entre 1,66 y 0,61 huevos por planta. Se observó un ascenso de la densidad media del primero al cuarto muestreo; en el último muestreo hubo un descenso natural de la población de huevos. Se puede apreciar que al no haber existido aplicación alguna de insecticidas en este año, el insecto mostró su dinámica poblacional natural.

Tabla 69

RESUMEN ESTADÍSTICO DE LOS HUEVOS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	\bar{x}	S	S ²	Coficiente de Curtosis
27-06	0,82	1,16	1,36	4,01
25-07	1,38	1,32	1,74	-3,51
30-08	1,56	1,37	1,89	-4,17
27-09	1,66	1,50	2,27	7,30
28-10	0,61	0,91	0,84	4,85

Al no existir acción humana que afectara las poblaciones preimaginales del mosquito y a pesar de ser un ambiente heterogéneo, la variabilidad de la puesta de los huevos no fue tan acusada. La varianza de los datos fluctuó entre 2,27 y 0,84. Sin embargo, los valores de la prueba de Curtosis no se hallaron dentro del rango para manifestar que los datos siguieran una distribución Normal, debido a ello, fue necesario realizar una transformación logarítmica para los análisis posteriores (ver material y métodos).

B. Distribución espacial de los huevos

A este respecto, de acuerdo con el valor del índice de dispersión, la distribución fue agregada en las fechas de muestreo 27-06, 27-09 y 28-10, en tanto que se halló una distribución aleatoria en las fechas 25-07 y 30-08 (Tabla 70). Este índice detectó la agregación en las fechas de densidad más bajas y más alta, respectivamente. Posiblemente, esto se debió a que a densidades muy bajas las poblaciones tendieron a aglutinarse sobre ciertas áreas al iniciar la invasión de la parcela y finalmente al llegar al pico máximo de densidad e invadir de forma más extensa la parcela se redistribuyen nuevamente hacia ciertos puntos concretos. Por su lado, el índice de Green indicó que la distribución de los huevos fue agregada en todos los casos, aunque de forma leve.

Tabla 70

ÍNDICES DE DISPERSIÓN Y DISTRIBUCIONES ESTADÍSTICAS DE LOS HUEVOS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	ÍNDICE DE DISPERSIÓN	ÍNDICE DE GREEN	POISSON	BINOMIAL NEGATIVA	k
27-06	1,64 ^s	0,006	NS	S	1,002
25-07	1,25 ^{ns}	0,001	NA	NA	-
30-08	1,21 ^{ns}	0,001	NA	NA	-
27-09	1,36 ^s	0,003	NS	S	3,17
28-10	1,36 ^s	0,004	S	S	5,21

s=significativa; ns= no significativa; nivel de significación al 5%; na= no ajustada

De acuerdo con lo hallado con las distribuciones estadísticas, los datos de las fechas 27-06, 27-09 y 28-10 presentaron una distribución agregada, siendo más fuerte en el caso de la fecha 27-06, ya que mostró un valor de k más bajo (Tabla 70). Esto concuerda con lo detectado por los índices de dispersión. También se detectó que para los datos del quinto muestreo se ajustó una distribución de Poisson (aleatoria), por lo que en este caso fue difícil establecer que tipo de distribución presentaban los huevos en este muestreo. La explicación para este resultado probablemente, estriba en el valor alto del parámetro k de este muestreo, lo que indicaría que la distribución Binomial negativa tendería hacia una distribución aleatoria; asimismo, explicaría que al llevar a cabo el ajuste, exista una dualidad en el resultado. En términos generales, utilizando los métodos clásicos, no quedó claro el tipo de distribución de los huevos.

Otros artículos en los cuales se ha utilizado las distribuciones estadísticas demuestran que los valores del parámetro hallados para el caso del mosquito verde. Entre ellos, merecen destacarse el de Suman *et al.* (1987), en poblaciones de huevos de *Henosepilachna vigintioctopunctata*, y el de Daigle *et al.* (1988), en *Spissistilus festinus*.

Cabe resaltar el hecho de que no fue posible ajustar los datos del segundo y tercer muestreo a ninguna de las distribuciones estadísticas, hecho que señala las limitaciones y carencias de estos métodos.

Se puede distinguir en la Figura 64 (Anexo IV) como fluctuó el valor medio de las poblaciones de huevos del mosquito verde en los muestreos respectivos.

C. Resumen estadístico de las larvas

En la Tabla 71 se puede ver el resumen estadístico de los huevos del mosquito verde.

La densidad de las larvas se halló entre 9,18 y 2,01 larvas por planta. Se pudo observar un ascenso de la densidad media de las larvas desde el primero hasta el cuarto muestreo, en el quinto muestreo se apreció un descenso natural de la densidad media de las larvas, consecuencia del ciclo biológico del insecto.

La varianza de los datos estuvo entre 41,12 y 4,71. Los datos no siguieron una distribución Normal, esto se comprobó gracias al valor del coeficiente de Curtosis, por lo tanto, fue necesario llevar a cabo una transformación logarítmica (ver material y métodos).

Tabla 71

RESUMEN ESTADÍSTICO DE LAS LARVAS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	\bar{x}	S	S ²	Coficiente de Curtosis
27-06	3,32	3,23	10,44	6,31
25-07	8,23	6,41	41,12	4,54
30-08	8,89	4,93	24,34	-3,59
27-09	9,18	5,37	28,83	-4,94
28-10	2,01	2,17	4,71	10,75

D. Distribución espacial de las larvas

En todos los casos, el índice de dispersión detectó una distribución agregada (Tabla 72). Hay que señalar que las densidades medias fueron relativamente altas en todas las fechas, lo que podría ocasionar tal distribución en este caso. El índice de Green manifiesta los mismos resultados, sin embargo, señala que la agregación era siempre muy leve.

Utilizando las distribuciones estadísticas sólo fue posible ajustar los datos del último muestreo a una distribución agregada con un valor de k de 0,93 (Tabla 72). Este problema en el ajuste de los modelos de distribución estadísticos evidencia las carencias y limitaciones de los métodos estadísticos para establecer la distribución de las poblaciones de insectos. Tomando en cuenta los índices de dispersión se puede considerar que todas las poblaciones de huevos fueron agregadas.

Tabla 72

ÍNDICES DE DISPERSIÓN Y DISTRIBUCIONES ESTADÍSTICAS DE LAS LARVAS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	ÍNDICE DE DISPERSIÓN	ÍNDICE DE GREEN	POISSON	BINOMIAL NEGATIVA	k
27-06	3,14 ^s	0,005	NA	NA	-
25-07	4,99 ^s	0,003	NA	NA	-
30-08	2,73 ^s	0,001	NA	NA	-
27-09	3,14 ^s	0,001	NA	NA	-
28-10	2,34 ^s	0,005	NS	S	0,93

s=significativa; ns= no significativa; nivel de significación al 5%; na= no ajustada

Wyatt y Foster (1988) registraron que la agregación de las poblaciones de larvas de *Bledius spectabilis* era agregada, basándose en la distribución Binomial negativa, es su estudio hallaron un valor de k igual a 0,90, valor muy similar al único valor de k hallado en este estudio. Feng y Nowierski (1992) registraron para la población de larvas de *S. avenae* un valor de k fue de 0,44, lo que sugiere que este insecto mostraba una distribución agregada más fuerte que la del mosquito verde.

En la Figura 64 (Anexo IV) se aprecia la evolución en el tiempo de las poblaciones de larvas de *J. lybica* en los muestreos correspondientes.

D. Resumen estadístico de las ninfas

En al Tabla 73 se detalla el resumen estadístico de las ninfas del mosquito verde.

Tabla 73

RESUMEN ESTADÍSTICO DE LAS NINFAS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	\bar{x}	S	S ²	Coefficiente de Curtosis
27-06	1,21	1,52	2,31	7,09
25-07	3,10	2,47	6,12	-3,93
30-08	3,70	3,26	10,67	23,23
27-09	3,88	3,11	9,71	-8,14
28-10	1,11	1,42	2,02	4,11

La densidad de las ninfas se encontró entre 3,88 y 1,11 ninfas por planta. En los primeros cuatro muestreos hay un ascenso constante de las densidades de las ninfas, sin embargo, en el último muestreo se detectó un descenso natural de la población. En este año no hubo aplicación de insecticidas, lo que hizo posible observar el comportamiento normal de las poblaciones de ninfas en la parcela experimental. En este caso la acción humana no tuvo que ver con la variabilidad de las poblaciones de ninfas. La varianza de los datos estuvo entre 10,67 y 2,02. Los valores de la prueba de Curtosis no se hallaron entre el rango que confirmaría que los datos siguieron una distribución Normal, por lo tanto, se realizó una transformación logarítmica para realizar el análisis Geoestadístico (ver material y métodos).

E. Distribución espacial de las ninfas

Los valores del índice de dispersión y del índice de Green indican que las poblaciones de ninfas se distribuyen de forma agregada. Sin embargo, este último índice señala que tal agregación fue leve (Tabla 74). El hecho de que las densidades medias de los distintos muestreos fueran altas hace pensar que fue la razón de hallar en todos los casos una distribución similar.

Al tratar de ajustar los modelos de distribución estadística, sólo fue posible ajustar una distribución agregada en el primer y último muestreo, más marcada en el primer muestreo, ya que el valor del parámetro k está relacionado inversamente con el patrón de agregación (Southwood, 1978; Taylor, 1984) (Tabla 53), de ello se deduce que la población de ninfas al comenzar a invadir la parcela estaba más aglutinada. De

forma general en base a los índices de dispersión se puede decir que fue agregada la distribución de las ninfas.

En un trabajo realizado por Delrio *et al.* (2001) se detectó una distribución agregada de las ninfas del mosquito verde utilizando para ello el modelo de Taylor, este resultado es similar al encontrado en este trabajo. Además, Briales y Campos (1988) hallaron una distribución espacial de las ninfas de *Saissetia oleae* mediante la distribución Binomial negativa, en su estudio hallaron valores de k entre 0,50 y 0,82, lo que indica que las ninfas de este insecto tuvieron una distribución agregada muy similar a la del mosquito verde. Por otro parte, Godfrey y Chaney (1995) hallaron una distribución agregada de las poblaciones de ninfas de *M. persicae*, reportando un valor de k igual a 0,35, lo que indica una tendencia más fuerte que la del mosquito verde.

Tabla 74

ÍNDICES DE DISPERSIÓN Y DISTRIBUCIONES ESTADÍSTICAS DE LAS NINFAS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	ÍNDICE DE DISPERSIÓN	ÍNDICE DE GREEN	POISSON	BINOMIAL NEGATIVA	k
27-06	1,90 ^s	0,005	NS	S	0,67
25-07	1,97 ^s	0,002	NA	NA	-
30-08	2,87 ^s	0,004	NA	NA	-
27-09	4,49 ^s	0,003	NA	NA	-
28-10	1,81 ^s	0,005	NS	S	1,03

s=significativa; ns= no significativa; nivel de significación al 5%; na= no ajustada

En la Figura 64 (Anexo IV) se aprecia como varió el valor medio de las poblaciones de ninfas del mosquito verde en los muestreos correspondientes.

XV.4.2. ANÁLISIS ESPACIAL POR ÍNDICES DE DISTANCIA (SADIE).

A. Huevos

En la Tabla 75 se aprecia que los valores del índice I_a en cuanto a los huevos fueron en todos los casos superiores a la unidad, con lo cual es posible afirmar que las poblaciones de los huevos presentaron una distribución agregada. El mayor valor del índice I_a se encontró en la fecha de muestreo del 27 de septiembre, con un valor de 1,93, y el valor menor se halló el 28 de octubre, el cual fue de 1,42.

Los resultados obtenidos con las poblaciones de huevos de este insecto plaga coinciden con lo hallado en otros trabajos, en los que se ha utilizado el índice I_a . Tal es el caso del estudio realizado por Perry *et al.* (1998) en el cual los autores detectaron una fuerte agregación de las poblaciones de huevos de varias especies de pulgones. Winder *et al.* (1999) encontraron un resultado similar en las poblaciones de huevos de *S. avenae*. Y Fernández *et al.* (2000) registraron lo mismo en los huevos de *N. brevicollis*.

El valor de 1,27 hallado el 27 de septiembre resultó ser el valor más alto en el caso del índice J_a , en tanto que el 1,11 detectado el 28 de octubre resultó ser el valor más bajo. En todas las fechas de muestreo los valores de J_a también fueron superiores a la unidad (Tabla 75), pero en ningún caso de forma significativa, sin embargo remarcan la agregación detectada por el índice I_a .

Tabla 75

VALOR DE LOS ÍNDICES I_a Y J_a Y SUS RESPECTIVAS PROBABILIDADES P_a Y Q_a EN LA POBLACIÓN DE HUEVOS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	I_a	P_a	J_a	Q_a
27-06-2002	1,55	0,011 ^s	1,19	0,225 ^{ns}
25-07-2002	1,67	0,007 ^s	1,14	0,316 ^{ns}
30-08-2002	1,77	0,005 ^s	1,23	0,408 ^{ns}
27-09-2002	1,93	0,002 ^s	1,27	0,571 ^{ns}
28-10-2002	1,42	0,016 ^s	1,11	0,361 ^{ns}

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

Con el valor del índice J_a se pretendió conocer, además, la cantidad de centros de agregación en los cuales se distribuyeron los huevos sobre la parcela experimental. Como estos valores no fueron significativamente diferentes de la unidad, se concluye que las poblaciones de huevos se distribuyeron en la parcela experimental en varios centros de agregación.

B. Larvas

En lo referente a las larvas, se puede observar en la Tabla 76 que, en todos los muestreos, el valor del índice I_a fue superior a uno, tal hecho permite asegurar que las larvas se distribuyeron de forma agregada. El valor de 1,87, registrado el 27 de septiembre, fue el valor más alto alcanzado por el índice I_a . El menor se halló el 27 de junio, 1,53.

Los valores del índice J_a también resultaron ser mayores a uno en todas las fechas de muestreo, pero no de forma significativa, a pesar de ello también establecen la agregación. El valor más elevado de este índice fue 1,25, registrado el 27 de septiembre, y el más bajo, 1,15, hallado el 28 de octubre (Tabla 76).

Según los resultados del índice J_a , las poblaciones de larvas se distribuyeron en torno a varios centros de agregación, ya que sus valores no fueron significativamente diferentes de uno. Esto concuerda con lo hallado por Magro *et al.* (1999), que señalaron la presencia de más de un centro de agregación en la distribución de las larvas de *N. includens*, utilizando para ello el índice J_a .

Tabla 76

VALOR DE LOS ÍNDICES I_A Y J_A Y SUS RESPECTIVAS PROBABILIDADES P_A Y Q_A EN LA POBLACIÓN DE LARVAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	I_a	P_a	J_a	Q_a
27-06-2002	1,53	0,009 ^s	1,21	0,180 ^{ns}
25-07-2002	1,63	0,010 ^s	1,22	0,107 ^{ns}
30-08-2002	1,74	0,015 ^s	1,24	0,315 ^{ns}
27-09-2002	1,87	0,019 ^s	1,26	0,241 ^{ns}
28-10-2002	1,40	0,004 ^s	1,15	0,416 ^{ns}

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

C. Ninfas

Los valores alcanzados por el índice I_a fueron mayores de uno, lo que señala una estructura espacial agregada por parte de las ninfas (Tabla 77). La agregación hallada concuerda con lo reportado por Winder *et al.* (1999), los cuales encontraron una agregación importante de las ninfas de *S. avenae*.

Por su lado, los valores del índice J_a fueron mayores a la unidad en todos los muestreos, pero no de forma significativa, aún así, recalcan la agregación (Tabla 77).

Tabla 77

VALOR DE LOS ÍNDICES I_a Y J_a Y SUS RESPECTIVAS PROBABILIDADES P_a Y Q_a EN LA POBLACIÓN DE NINFAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	I_a	P_a	J_a	Q_a
27-06-2002	1.46	0.018 ^s	1.10	0.219 ^{ns}
25-07-2002	1.59	0.005 ^s	1.17	0.342 ^{ns}
30-08-2002	1.65	0.014 ^s	1.20	0.217 ^{ns}
27-09-2002	1.72	0.008 ^s	1.25	0.381 ^{ns}
28-10-2002	1.43	0.005 ^s	1.12	0.311 ^{ns}

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

Otra utilidad del índice J_a es la de estimar la cantidad de centros de agregación existente en la distribución de las poblaciones de insectos. En el caso de las ninfas, al tener valores significativamente no diferentes de 1, se comprobó la existencia de más de un foco de agregación en la distribución de este estadio preimaginal del cicadélido.

D. Relación entre los valores de los índices I_a y J_a y el promedio de los preimaginales de *J. lybica*

La relación encontrada entre los valores del índice I_a y el valor medio correspondiente de los estadios preimaginales del insecto plaga se registró en la Tabla 78. Es interesante señalar que en el caso de los tres estadios preimaginales del mosquito verde existió una relación altamente significativa con los valores de I_a .

Tabla 78

RELACIÓN ENTRE EL PROMEDIO DE HUEVOS, LARVAS Y NINFAS CON SU RESPECTIVO VALOR DE I_A .

	PARÁMETROS	ESTIMACIÓN	ERROR ESTÁNDAR	R ² (%)
HUEVOS	Intercepción	1,18	0,09	90,92 ^s
	Pendiente	0,40	0,07	
LARVAS	Intercepción	1,32	0,08	83,79 ^s
	Pendiente	0,04	0,01	
NINFAS	Intercepción	1,33	0,03	95,96 ^s
	Pendiente	0,08	0,01	

ns: relación no significativa al 5% s: relación significativa al 5%

En la Tabla 79 se aprecia la relación existente entre los valores medios de los huevos, larvas y ninfas del insecto y sus valores del índice J_A correspondientes. En los tres casos la relación fue significativa.

Tabla 79

RELACIÓN ENTRE EL PROMEDIO DE HUEVOS, LARVAS Y NINFAS CON SU RESPECTIVO VALOR DE J_A EN LA PARCELA CON RIEGO.

	PARÁMETROS	ESTIMACIÓN	ERROR ESTÁNDAR	R ² (%)
HUEVOS	Intercepción	1,06	0,06	54,75 ^s
	Pendiente	0,10	0,05	
LARVAS	Intercepción	1,14	0,02	77,77 ^s
	Pendiente	0,01	0,003	
NINFAS	Intercepción	1,05	0,02	88,66 ^s
	Pendiente	0,04	0,008	

ns: relación no significativa al 5% s: relación significativa al 5%

XV.4.3. ANÁLISIS GEOESTADÍSTICO.

En las Tablas 80, 81 y 82 se señalan los modelos y los parámetros de los semivariogramas ajustados para cada fecha de muestreo en el caso de los huevos, larvas y ninfas del insecto plaga respectivamente.

A. Huevos

En base a los resultados de la validación cruzada se halló que, en las fechas de muestreo del 27 de junio, 25 de julio y 30 de agosto, el modelo ajustado fue un modelo exponencial con efecto pepita. En las fechas de muestreo del 27 de septiembre y del 28 de octubre se ajustó un modelo esférico con efecto pepita (Tabla 80). Estos resultados permiten afirmar que se registró una estructura espacial agregada en las poblaciones de huevos, coincidiendo parcialmente con lo hallado con los índices de dispersión y los modelos de distribución. En esta misma tabla se aprecia el nivel de dependencia espacial, que fue moderado en todas las fechas de muestreo.

En la Tabla 80 se distingue que en lo concerniente al efecto pepita los valores fluctuaron entre 0,03 de la fecha de muestreo del 27 de septiembre y 0,01 de la fecha del 30 de agosto. En todos los casos, el valor del efecto pepita de los distintos semivariogramas fue menor del 60% del valor de la meseta, en el caso del segundo y tercer muestreo el valor de la pepita se halló alrededor del 35% de la meseta. Este valor del efecto pepita supone que por lo menos más del 40% de la variación total era debido a la dependencia espacial detectada en la escala de muestreo que se usó, o lo que es lo mismo, que más del 40% de la variación de la distribución de los huevos se explicó mediante la estructura espacial establecida con los semivariogramas. En cuanto al segundo y tercer muestreo, alrededor del 65% de la variación de la distribución de los huevos se logró explicar basándose en la estructura espacial que se estableció (Liebhold y Sharov, 1998).

En los semivariogramas realizados en el caso de los huevos de la polilla gitana Liebhold *et al.*, (1991) encontraron que la pepita comprendía entre el 40 y el 55% del valor de la meseta. Dichos valores se encuentran dentro del rango detectado para los huevos del homíptero.

El nivel de dependencia espacial indica una agregación moderada de los huevos en todos los muestreos (Tabla 80). La densidad media en todos los casos es moderadamente alta, esto hizo posible que se detectara una distribución agregada similar en todos los casos. El hecho de no haber existido una aplicación de insecticidas sugiere que las poblaciones de huevos del insecto tienen normalmente una distribución agregada moderada.

En el caso de la meseta sus valores se detectaron entre 0,06 del tercer y cuarto muestreo y 0,03 del quinto muestreo. En cuanto al alcance, se halló que sus valores estuvieron entre 70 m encontrado el 27 de junio y 33,91 m registrado el 27 de septiembre. En este rango de distancia fue donde existió dependencia espacial de cualquier punto muestreado.

Tabla 80

PARÁMETROS (EFECTO PEPITA, MESETA Y ALCANCE) DE LOS MODELOS AJUSTADOS A LOS SEMIVARIOGRAMAS DEL NÚMERO DE HUEVOS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	MODELO	PEPITA	MESETA	ALCANCE	PEPITA/ MESETA (%)	NIVEL DE DEPENDENCIA ESPACIAL
27-06-2002	Exponencial	0,024	0,052	70	46,16	Moderada
25-07-2002	Exponencial	0,022	0,058	62,08	37,93	Moderada
30-08-2002	Exponencial	0,019	0,063	58,88	30,15	Moderada
27-09-2002	Esférico	0,035	0,061	33,916	57,37	Moderada
28-10-2002	Esférico	0,021	0,039	37,80	53,84	Moderada

En la Tabla 81 se observan los resultados obtenidos con la validación cruzada. En ella es apreciable que los valores alcanzados por los estadísticos permitieron validar los diferentes modelos ajustados.

Tabla 81

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 LOS HUEVOS 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	0,19	0,05	0,11 ^{ns}	0,01	0,03	1,10
25-07-2002	126	0,30	0,07	0,12 ^{ns}	0,02	0,05	1,13
30-08-2002	126	0,33	0,07	0,10 ^{ns}	0,02	0,06	1,11
27-09-2002	126	0,35	0,06	0,12 ^{ns}	0,01	0,05	1,08
28-10-2002	126	0,15	0,04	0,11 ^{ns}	0,01	0,02	1,12

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

En la Figura 65 (Anexo IV) se observan los semivariogramas correspondientes (modelos ajustados) elaborados para los huevos de *J. lybica* en los cinco muestreos respectivos.

B. Larvas

Se ajustó un modelo esférico con efecto pepita en todos los muestreos de las larvas del mosquito verde (Tabla 82). De acuerdo con ello, se afirma que existió una estructura espacial agregada de las larvas del insecto en los cinco muestreos. Lo cual concuerda con lo hallado por los índices de dispersión.

En la Tabla 82 se puede ver que los valores del efecto pepita fluctuaron entre 0,08 del 30 de agosto y 0,02 del 28 de octubre. El efecto pepita presentó valores que fueron menores al 61% del valor de la meseta en todos los semivariogramas elaborados. Por lo menos el 39% de la variación de la distribución de las larvas se explicó gracias a la estructura espacial establecida en los semivariogramas respectivos.

Entre 30 y 67% de la meseta representaron los valores del efecto pepita en el trabajo realizado por Johnson (1989) sobre las larvas de *M. parckardii*, rango comparable a lo hallado en este estudio.

Tabla 82

PARÁMETROS (EFECTO PEPITA, MESETA Y ALCANCE) DE LOS MODELOS AJUSTADOS A LOS SEMIVARIOGRAMAS DEL NÚMERO DE LARVAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	MODELO	PEPITA	MESETA	ALCANCE	PEPITA/ MESETA (%)	NIVEL DE DEPENDENCIA ESPACIAL
27-06-2002	Esférico	0,068	0,126	35,107	53,96	Moderada
25-07-2002	Esférico	0,079	0,131	39,578	60,30	Moderada
30-08-2002	Esférico	0,085	0,141	31,878	60,28	Moderada
27-09-2002	Esférico	0,040	0,114	47,243	35,08	Moderada
28-10-2002	Esférico	0,029	0,094	38,014	30,85	Moderada

Se registró una agregación moderada de las larvas, indicada por el nivel de dependencia espacial encontrado (Tabla 82), en todos los casos, se halló una densidad media relativamente alta de las poblaciones de larvas lo que provocó que la intensidad de la agregación fuera muy similar entre los muestreos. Al no aplicarse insecticidas, parece ser que las poblaciones de larvas se ubicaron de forma natural en una agregación moderada.

Los valores de la meseta se registraron en el rango entre 0,14 en la fecha de muestreo del 30 de agosto, y 0,09, el 28 de octubre. El alcance presentó valores entre 60,30 m, el 25 de julio, y 30,85 m, el 28 de octubre. A una distancia mayor de 60 m dejó de existir relación espacial entre los puntos de muestreo.

Los resultados de la validación cruzada se pueden consultar en la Tabla 83. Los modelos ajustados se validaron gracias a que los valores de los estadísticos estuvieron dentro del rango apropiado.

Tabla 83

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 LARVAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	TAMAÑO DE MUESTRA	MEDIA MUESTRAL	VARIANZA MUESTRAL	MEE	VARIANZA DE LOS ERRORES	ECM	ECMA
27-06-2002	126	0,50	0,13	0,10 ^{ns}	0,11	0,12	0,12
25-07-2002	126	0,83	0,14	0,11 ^{ns}	0,12	0,14	0,14
30-08-2002	126	0,88	0,14	0,10 ^{ns}	0,12	0,13	0,13
27-09-2002	126	0,90	0,12	0,10 ^{ns}	0,11	0,12	0,12
28-10-2002	126	0,36	0,09	0,12 ^{ns}	0,07	0,08	0,08

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

En el caso de las larvas, los semivariogramas elaborados para los distintos muestreos se concentraron en la Figura 66 (Anexo IV).

C. Ninfas

En lo que concierne a las ninfas del homíptero, de acuerdo a los resultados obtenidos de la validación cruzada (Tabla 85), se halló que en todos los casos el modelo que produjo el mejor ajuste a los datos fue el modelo esférico con efecto pepita (Tabla 84). En base a ellos se remarca la existencia de una estructura espacial agregada de las ninfas, lo que coincide con lo detectado por los índices de dispersión.

En la Tabla 84 se aprecia que en el caso del efecto pepita, sus valores se hallaron entre 0,05, encontrado en el segundo y tercer muestreo, y 0,03, hallado en el cuarto y

quinto muestreo. El valor del efecto pepita fue menor del 63% del valor de la meseta en todos los semivariogramas realizados. De esto se deduce que al menos el 37% de la variación total se debió a la dependencia espacial encontrada en la escala de muestreo que se usó. Schotzko y O'Keeffe (1989) encontraron valores del efecto pepita similares a los hallados en este trabajo realizado sobre *L. hesperus*.

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. Al no haber existido un efecto nocivo de insecticida alguno, las poblaciones de ninfas del mosquito verde de manera natural se distribuyeron en agregados de forma moderada.

Tabla 84

PARÁMETROS (EFECTO PEPITA, MESETA Y ALCANCE) DE LOS MODELOS AJUSTADOS A LOS SEMIVARIOGRAMAS DEL NÚMERO DE NINFAS DE MOSQUITO VERDE.

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

En cuanto a la meseta, los valores se encontraron entre 0,12 del cuarto muestreo y 0,06 del quinto muestreo. Los valores del alcance fluctuaron entre 53,20 m del cuarto muestreo y 29,18 m del primer muestreo (Tabla 84).

Tabla 85

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.

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%

En la Figura 67 (Anexo IV) aparecen los semivariogramas elaborados para cada muestreo en el caso de las ninfas del insecto.

D. Relación entre el efecto pepita y el promedio de los preimaginales de *J. lybica*

En la Tabla 86 se puede observar la relación lineal ($y=a+bx$) existente entre el efecto pepita y el promedio respectivo de huevos, larvas y ninfas del mosquito verde. En los tres casos no se detectó una relación estadísticamente significativa.

Tabla 86

RELACIÓN ENTRE EL PROMEDIO DE HUEVOS, LARVAS Y NINFAS CON SU RESPECTIVO EFECTO PEPITA.

	PARÁMETROS	ESTIMACIÓN	ERROR ESTÁNDAR	R ² (%)
HUEVOS	Intercepción	0,01	0,01	16,25 ^{ns}
	Pendiente	0,02	0,03	
LARVAS	Intercepción	0,02	0,03	23,47 ^{ns}
	Pendiente	0,04	0,04	
NINFAS	Intercepción	0,03	0,01	8,49 ^{ns}
	Pendiente	0,01	0,03	

ns: relación no significativa al 5% s: relación significativa al 5%

En cuanto a la relación existente entre las densidades promedio y el valor del efecto pepita, Liebhold *et al.* (1991) señalan que encontraron una relación inversamente significativa entre la densidad promedio de los adultos y de las larvas del escarabajo colorado de la papa y el correspondiente efecto pepita. Por otro lado, Fleischer *et al.* (1999) no hallaron una relación clara entre la densidad media de los huevos de la polilla gitana y el valor del efecto pepita que obtuvieron.

XV.4.4. Elaboración de mapas de densidad.

En las Figuras 68, 69 y 70 (Anexo IV) se pueden observar los mapas de estimas en los cuales se aprecia con claridad la agregación en la distribución de los tres estadios preimaginales.

A. Huevos

La Figura 68 agrupa los mapas de la densidad de las poblaciones de huevos del insecto. En el cuarto muestreo se halló la mayor oviposición de huevos.

En los mapas se aprecia que al haber densidades medias altas de la población de huevos, también hay abundantes centros de agregación. En el primero y último muestreo con las poblaciones más bajas de huevo fue donde se apreciaron menos centros de agregación. Esa relación existente entre la densidad media de los insectos y la cantidad de los centros de agregación que se presentan en los mapas, fue descrita de manera general por Fleischer *et al.* (1999a). Para el caso particular de los huevos de insectos, Liebhold *et al.* (1991), y Gribko *et al.* (1995), con la polilla gitana; Weisz *et al.* (1996b), con el escarabajo de la patata y Speight *et al.* (1998) con la cochinilla castaña, han señalado la existencia de dicha relación en los mapas de densidad.

Los mapas realizados confirman lo establecido por el índice J_a , cuyo valor respectivo indicó que en todas las fechas de muestreo existían varios centros de agregación del mosquito.

En toda la parcela se encontraron distribuidos esos centros de agregación. Los centros de mayor densidad se hallaron en la parte central izquierda en la mayoría de los mapas. El mapa de la primera fecha de muestreo parece indicar que la invasión de los adultos en este año provino de las cepas contiguas localizadas en el lateral izquierdo de la parcela. Las cepas en esta zona eran más vigorosas y probablemente resultaron más atractivas para las hembras que prefirieron ovipositar sobre ellas.

En cuanto a la superficie libre de infestación, se observó que ésta fue disminuyendo de forma general conforme aumentó la densidad media de los huevos. Es decir, del primero al cuarto muestreo el área no infestada fue disminuyendo paulatinamente, debido a la mayor dispersión de las hembras por la parcela. En el último muestreo, el porcentaje sin infestación aumentó al disminuir de forma natural la población de hembras del insecto y por lo tanto de huevos. La importancia económica y medioambiental de las áreas sin infestar se tratará más adelante.

B. Larvas

En la Figura 69 se encuentran agrupados los mapas de densidad de las poblaciones de larvas. En ellos se aprecia perfectamente los agregados en los cuales se distribuyeron las larvas.

En los mapas se observa que al haber densidades altas de larvas, también hubo una gran cantidad de centros de agregación dispersados en toda la parcela.

La existencia de una cantidad considerable de centros de agregación corrobora lo detectado por el índice J_a .

Los centros de agregación con densidades más altas se localizaron en la parte central-izquierda en la mayoría de los mapas. Al parecer la colonización de la parcela por medio de las larvas provino de las cepas de vid vecinas situadas al lado izquierdo de la misma, tal y como se puede apreciar en el mapa del primer muestreo. Las cepas más vigorosas de la parcela se hallaban en esta zona, por lo que fueron más atractivas.

Al ir aumentando las densidades medias de las poblaciones de larvas, se fue reduciendo generalmente el área libre de infestación, ya que las larvas se dispersaron por una parte considerable de la parcela experimental. El área libre de infestación aumentó en el último muestreo, al disminuir la población de larvas.

C. Ninfas

Las densidades de ninfas del mosquito verde se encuentran agrupadas en la Figura 70. Nuevamente, se aprecian una gran cantidad de centros de agregación en todos los mapas debido a que las densidades medias de ninfas en cada muestreo fueron elevadas. Los focos de agregación se distribuyeron por toda la parcela de estudio.

La información proporcionada por el índice J_a fue confirmada por la presencia de estos centros de agregación.

Los focos de agregación más importantes, debido a su mayor densidad, se localizaron, principalmente, en el área central-izquierda de los mapas respectivos. También en este caso, la invasión de la parcela parece provenir del costado izquierdo, es decir, de cepas vecinas localizadas en ese flanco. Por las razones aludidas en el caso de las larvas, las ninfas se vieron más atraídas hacia dicha zona.

En los mapas elaborados, se apreció claramente que al aumentar la densidad, creció de forma general la superficie infestada, lo que resulta lógico al incrementarse la dispersión de las ninfas. Al disminuir la densidad de ninfas en el último muestreo, se produce un descenso importante de la superficie infestada.

XV.4.5. ESTABILIDAD ESPACIAL Y TEMPORAL A CORTO PLAZO.

En la Tabla 87 se pueden ver los resultados de la comparación de los mapas de huevos, larvas y ninfas del mosquito verde entre las diferentes fechas de muestreo, utilizando para ello la prueba estadística bivariable de Cramér-von Mises.

A. Huevos

De acuerdo con los resultados de la prueba estadística que sirvió para comparar los mapas de huevos de distintas fechas, se determinó que hubo una diferencia significativa al comparar las fechas de muestreo del 27-06 y 25-07 y entre las fechas 27-09 y 28-10. En las dos comparaciones restantes no se registró diferencia significativa. Las densidades de huevos son similares y sus distribuciones espaciales resultaron muy semejantes.

Fue posible establecer una estabilidad espacial y temporal a corto plazo en las poblaciones de huevos. Hay que señalar que esa estabilidad se apreció cuando las poblaciones de huevos fueron elevadas, cuando en alguno de los mapas a comparar existió una densidad baja ya no fue posible apreciarla. Por lo que al parecer la estructura espacial se altera a bajas densidades y ocasiona que no sea posible que presente la estabilidad. La aplicación de medias de control dirigidas hacia puntos de alta infestación constantes y, por lo tanto, predecibles en el tiempo sería de gran utilidad en el control integrado de este insecto.

Tabla 87

COMPARACIÓN DE MAPAS (KRIGEADO) CON LA PRUEBA BIVARIABLE DE CRÁMER-VON MISES (ψ).

	FECHAS COMPARADAS	ψ	VALOR DE P	DIFERENCIA (5%)
HUEVOS	27-06 vs. 25-07	1,58	0,02	Significativa
	25-07 vs. 30-08	0,30	0,84	No Significativa
	30-08 vs. 27-09	0,33	0,47	No Significativa
	27-09 vs. 28-10	1,27	0,03	Significativa
LARVAS	27-06 vs. 25-07	1,21	0,01	Significativa
	25-07 vs. 30-08	0,85	0,42	No Significativa
	30-08 vs. 27-09	0,89	0,68	No Significativa
	27-09 vs. 28-10	1,87	0,03	Significativa
NINFAS	27-06 vs. 25-07	1,88	0,02	Significativa
	25-07 vs. 30-08	0,53	0,38	No Significativa
	30-08 vs. 07-09	0,57	0,72	No Significativa
	27-09 vs. 28-10	1,71	0,01	Significativa

B. Larvas

En cuanto a la comparación de los mapas elaborados para las larvas, se observó que no hubo diferencia significativa entre los mapas de las fechas 25-07 y 30-08 y entre los de las fechas 30-08 y 27-09. En las otras dos comparaciones se obtuvo el resultado contrario. Nuevamente cabe señalar que las densidades de larvas en las fechas entre las que no hubo diferencia significativa son relativamente semejantes y altas, lo que al parecer fue la razón de que la distribución espacial de las larvas también fuera similar.

A densidades altas, se detectó una estabilidad espacio-temporal a corto plazo. La cual se vio interrumpida cuando la densidad media de las larvas era baja. Lo que pone de manifiesto la importancia de la densidad poblacional en el mantenimiento de la estabilidad espacial de este insecto. La detección de la estabilidad mencionada permite poder dirigir las tácticas de control a puntos precisos que requieran tratamiento químico.

C. Ninfas

Los mapas de la segunda y la tercera comparación no fueron estadísticamente diferentes. En las otras dos comparaciones se detectó una diferencia significativa. Nuevamente se registró que las densidades medias de ninfas entre las fechas en las cuales no había diferencia significativa eran parecidas y relativamente altas, lo que propició que la distribución de este estadio preimaginal fuera similar.

La importancia de una alta densidad quedó de manifiesto también en el caso de las ninfas. A densidades altas se detecta una estructura espacial estable en el tiempo, la cual deja de ser estable a bajas densidades. Dicha estabilidad es de gran importancia para conocer con anticipación las probables zonas con elevado grado de infestación de esta plaga.

XV.4.6. SUPERFICIE INFESTADA.

Con el fin de establecer la utilidad de los métodos de la Agricultura de Precisión, se procedió a conocer el área que realmente necesitaba tratamiento en la parcela experimental. Para ello, se estableció el porcentaje de área infestada y no infestada en los mapas elaborados, con el objeto final de conocer el ahorro económico y medioambiental que se alcanzaría al dirigir las medidas de control sobre el área afectada por el insecto. Los resultados se detallan en la Tabla 88.

El porcentaje de superficie sin infestar en el caso de los huevos estuvo en el rango entre 54,8% y 26,2% del área total, con un valor medio de 43,18%. Se notó que conforme fue aumentando la densidad media de los huevos, la superficie sin infestar disminuía; por el contrario, en el último muestreo, al reducirse la densidad media de huevos, aumento el área sin infestar.

Tabla 88

PORCENTAJE DE SUPERFICIE INFESTADA Y NO INFESTADA.

ESTADIO/ FECHA	KRIGEADO	
	% INFESTADO	% NO INFESTADO
HUEVOS		
27-06-2002	45,2	54,8
25-07-2002	59,5	40,5
30-08-2002	63,5	36,5
27-09-2002	73,8	26,2
28-10-2002	42,1	57,9
LARVAS		
27-06-2002	73,8	26,2
25-07-2002	88,8	11,2
30-08-2002	86,4	13,6
27-09-2002	92,1	7,9
28-10-2002	65,9	34,1
NINFAS		
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

En cuanto a las larvas, el porcentaje de área sin infestar se encontró entre 34,1% y 7,9% en los mapas de estimas, con un valor medio de 18,6%. De forma general, el área libre de infestación se vio reducida conforme aumento la densidad de las larvas con excepción de la fecha del 30-08, en la que hubo un pequeño aumento de tal superficie, cuando el promedio de larvas seguía incrementando. En el último muestreo, al reducirse significativamente la densidad de larvas, el área libre de infestación aumentó considerablemente.

Se halló que el área sin infestar ocupaba entre el 84% y 52,8% del área total para el caso de las ninfas, con un valor medio de 31,52%. De igual forma, 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.

Como demuestran los resultados obtenidos, el mosquito verde de forma natural no invade el 100% de la parcela, es decir, la infestación no es uniforme. Un resultado similar han reportado Gribko et al. (1995), que señalaron que las poblaciones de *Lymantria dispar* alcanzan un máximo de 75% de infestación sobre los pinares.

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 mejora la implementación de la producción integrada de uva.

XV.4.7. EVALUACIÓN ECONÓMICA Y MEDIOAMBIENTAL.

Utilizando la información generada en el apartado anterior se calcularon los gastos y ahorros económicos y de insecticidas que se obtendrían al controlar de forma dirigida los focos de infestación.

El malatión en polvo al 4% es el insecticida utilizado de forma primordial para el control de las poblaciones del mosquito verde. Se utiliza a una dosis de 12 kg/ha, considerando que el kilo tiene un valor de 0,51 céntimos de euro, una aplicación sobre una hectárea entera tendría un costo de 6,12 euros. En lo referente a los huevos, los resultados se exponen para el caso de un ovicida cuya aplicación tuviera un costo similar al malatión. Los resultados que se expresan a continuación son una interpolación de lo que se podría ahorrar si se utiliza una aplicación dirigida.

En la Tabla 89 aparecen los resultados obtenidos en los diferentes mapas, en dicha tabla se aprecia el ahorro económico y medioambiental que se puede llegar a alcanzar.

En términos reales, el ahorro económico no es muy importante, en el caso de los huevos el ahorro estaría entre 3,32 y 1,59 euros/ha, con un ahorro medio de 2,62 euros/ha. En lo referente a las larvas dicho ahorro fluctuaría entre 2,08 y 0,49 euros/ha, con un promedio de 1,14 euros/ha. Este rango para las ninfas se encontraría entre 3,05 y 0,97 euros/ha, con un ahorro promedio de 1,91 euros/ha. Como se aprecia, el ahorro económico es mayor cuando las poblaciones del insecto son más bajas y por lo tanto se han dispersado menos por la parcela experimental.

Tabla 89

EVALUACIÓN ECONÓMICA Y MEDIOAMBIENTAL.

ESTADIO/ FECHA	COSTE EN AGRICULTURA DE PRECISIÓN	AHORRO (EUROS/ha)	CANTIDAD DE INSECTICIDA APLICADO EN AGRICULTURA DE PRECISIÓN (Kg/ha)	AHORRO EN INSECTICIDA (EUROS/ha)
HUEVOS				
27-06-2002	2,73	3,32	5,41	6,59
25-07-2002	3,59	2,46	7,14	4,86
30-08-2002	3,84	2,22	7,59	4,41
27-09-2002	4,46	1,59	8,84	3,16
28-10-2002	2,54	3,51	5,03	6,97
LARVAS				
30-07-2000	4,46	1,59	8,84	3,16
06-08-2000	5,35	0,70	10,65	1,35
13-08-2000	5,22	0,84	10,35	1,65
20-08-2000	5,57	0,49	11,03	0,97
27-08-2000	3,97	2,08	7,89	4,11
NINFAS				
30-07-2000	3,00	3,05	5,95	6,05
06-08-2000	4,68	1,38	9,27	2,73
13-08-2000	5,08	0,97	10,05	1,95
20-08-2000	4,76	1,30	9,41	2,59
27-08-2000	3,19	2,86	6,32	5,68

La disminución del impacto ambiental, 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. En el caso de los huevos el ahorro de insecticida se encontraría entre 6,97 y 3,16 Kg/ha, con un ahorro medio de 5,19 Kg/ha. Este rango fluctuaría entre 4,11 y 0,97 Kg/ha en el control de las larvas, con un promedio de ahorro de 2,24 Kg/ha. En las ninfas dicho ahorro se hallaría entre 6,05 y 1,95 Kg/ha con 3,80 Kg/ha de ahorro medio. Nuevamente 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 de insecticida fue mayor. Con ello se contribuye a realizar una mejor práctica agrícola.

XV.5. PARCELA SIN RIEGO (AÑO 2002).

XV.5.1. ESTADÍSTICA CLÁSICA.

A. Resumen estadístico de los huevos

En la Tabla 90 se puede mirar el resumen estadístico de los huevos del mosquito verde.

Tabla 90

RESUMEN ESTADÍSTICO DE LOS HUEVOS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	\bar{x}	S	S ²	Coefficiente de Curtosis
27-06	0,32	0,54	0,30	6,24
25-07	0,47	0,60	0,36	-3,86
30-08	0,58	0,81	0,66	-5,16
27-09	0,65	0,75	0,56	5,09
28-10	0,35	0,58	0,34	4,99

Entre 0,65 y 0,32 huevos por planta se encontraba el rango de densidad de los huevos del mosquito verde. Se apreció un ascenso significativo de la densidad media del primeo al cuarto muestreo, en el último muestreo hubo un descenso natural de la población de huevos. Se pudo observar con claridad la dinámica poblacional normal del insecto gracias a que no hubo aplicación de insecticidas.

La varianza de los datos se encontró situada entre 0,66 y 0,30. Este intervalo no fue tan amplio debido a que no hubo aplicación de insecticidas y únicamente es función de la heterogeneidad de la parcela estudiada. Los valores del coeficiente de Curtosis indicaron que los datos no siguieron una distribución Normal, por lo que se realizó una transformación logarítmica, para llevar a cabo los análisis posteriores (ver material y métodos).

B. Distribución espacial de los huevos

En cuanto al tipo de distribución de los huevos, en la Tabla 91 se aprecia que según el índice de dispersión en todos los casos existió una dispersión aleatoria. El índice de Green presentó valores negativos muy cercanos a cero, lo que corrobora que la distribución de los huevos fue aleatoria. Al invadir la parcela experimental las poblaciones de huevos se distribuyeron en grupos aislados. En los siguientes muestreos se incremento su población, aunque no de forma importante por lo que no existió una redistribución de estos sobre el área infestada, evitando con ello la formación de conglomerados.

Tabla 91

ÍNDICES DE DISPERSIÓN Y DISTRIBUCIONES ESTADÍSTICAS DE LOS HUEVOS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	ÍNDICE DE DISPERSIÓN	ÍNDICE DE GREEN	POISSON	BINOMIAL NEGATIVA	<i>k</i>
27-06	0,92 ^{ns}	-0,0001	S	NS	-
25-07	0,76 ^{ns}	-0,0004	S	NS	-
30-08	1,12 ^{ns}	-0,0001	NA	NA	-
27-09	0,86 ^{ns}	-0,0001	S	S	5,45
28-10	0,96 ^{ns}	-0,0008	S	S	5,0

s=significativa; ns= no significativa; nivel de significación al 5%; na= no ajustada

Con excepción del tercer muestreo, en todos los casos se ajustó a una distribución de Poisson, lo que indica una distribución aleatoria de los datos, como lo indicaron el índice de dispersión y el de Green. Además, en el muestreo de fecha 27 de septiembre los datos se ajustaron a una distribución Binomial negativa, con un valor de $k = 5,45$. (Tabla 86). Este valor de k es muy elevado y en esos casos la Binomial negativa tiende a la distribución de Poisson (Southwood, 1978) lo que explicaría la dualidad del resultado.

Los datos del muestreo realizado el 30 de agosto no se ajustaron a ninguno de los dos tipos de distribución estadística.

En la Figura 71 (Anexo V) se observa la evolución en el tiempo de los huevos del insecto plaga en los respectivos muestreos.

C. Resumen estadístico de las larvas

En la Tabla 92 se observa el resumen estadístico de las larvas del mosquito verde.

La densidad de las larvas se encontró dentro del rango de 2,48 y 0,78 larvas por planta. Se detectó que la densidad medida aumentó progresivamente del primero al cuarto muestreo, en el último muestreo se apreció una disminución como parte normal del ciclo biológico del insecto.

Tabla 92

RESUMEN ESTADÍSTICO DE LAS LARVAS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	\bar{x}	S	S ²	Coefficiente de Curtosis
27-06	1,53	1,89	3,57	-3,87
25-07	2,07	2,26	5,11	-5,46
30-08	2,34	2,22	4,94	-4,35
27-09	2,48	2,63	6,93	-4,93
28-10	0,78	1,10	1,22	9,88

La variabilidad de las poblaciones de larvas se debió únicamente al ambiente heterogéneo. La varianza de los datos fluctuó entre 6,93 y 1,22. Para realizar los análisis posteriores fue necesario una transformación logarítmica, ya que según los valores del coeficiente de Curtosis los datos no siguieron una distribución Normal (ver material y métodos).

D. Distribución espacial de las larvas

En todos los casos los resultados de los índices de dispersión y de Green señalan una distribución espacial agregada de las poblaciones de larvas, este último índice proporcionó además, la información de que esta agregación era leve en todos los datos de los muestreos (Tabla 93). En este caso, las densidades medias fueron lo suficientemente elevadas para propiciar esa agregación en las poblaciones de larvas.

Tabla 93

ÍNDICES DE DISPERSIÓN Y DISTRIBUCIONES ESTADÍSTICAS DE LAS LARVAS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	ÍNDICE DE DISPERSIÓN	ÍNDICE DE GREEN	POISSON	BINOMIAL NEGATIVA	k
27-06	2,32 ^s	0,006	NA	NA	-
25-07	2,45 ^s	0,005	NA	NA	-
30-08	2,11 ^s	0,003	NA	NA	-
27-09	2,79 ^s	0,005	NA	NA	-
28-10	1,56 ^s	0,005	NS	S	0,86

s=significativa; ns= no significativa; nivel de significación al 5%; na= no ajustada

En cuanto al ajuste de los modelos de distribuciones estadísticas, sólo fue posible ajustar una distribución agregada en el último muestreo, a pesar de que fue en él donde se dio la densidad media más baja. En el resto no fue posible realizar el ajuste debido a que no se logró obtener la convergencia de los algoritmos de ajuste por máxima verosimilitud.

En la Figura 71 (Anexo V) se observa como fluctuó el valor medio de las larvas en el tiempo.

E. Resumen estadístico de las ninfas

En la Tabla 94 se puede ver el resumen estadístico de las ninfas del mosquito verde.

Entre 1,28 y 0,49 ninfas por planta se situó el rango de densidad de las poblaciones de ninfas de *J. lybica*. Se pudo ver que en los cuatro primeros muestreos hubo un aumento constante en la densidad media de las ninfas, sin embargo, en el último muestreo se dio un descenso natural de la densidad, como consecuencia del ciclo biológico del insecto.

Tabla 94

RESUMEN ESTADÍSTICO DE LAS NINFAS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	\bar{x}	S	S ²	Coefficiente de Curtosis
27-06	0,57	0,91	0,83	4,07
25-07	0,98	1,54	2,39	5,54
30-08	1,16	1,31	1,74	-4,18
27-09	1,28	1,67	2,79	6,63
28-10	0,49	0,67	0,45	-5,13

Entre 2,79 y 0,45 fluctuaba la varianza de los datos. Los valores del coeficiente de Curtosis hicieron posible detectar que los datos no siguieron una distribución Normal, por lo que para realizar el análisis Geoestadístico tuvo que efectuarse una transformación logarítmica (ver material y métodos).

F. Distribución espacial de las ninfas

Según el índice de dispersión de los cuatro primeros muestreos, existió una distribución agregada de las ninfas y en el último una distribución aleatoria. En cuanto al índice de Green, sus valores señalan una agregación leve de las poblaciones de ninfas también en los cuatro primeros muestreos. En la última fecha de muestreo su valor fue negativo y muy cercano a cero, lo que podría indicar la presencia de una distribución al azar, confirmando lo hallado con el índice de dispersión (Tabla 95).

En el primero, segundo y cuarto muestreo se ajustó una distribución agregada (Binomial negativa). El valor de k de la distribución Binomial negativa es en sí mismo un índice de contagio y guarda una relación inversa con el patrón de agregación (Southwood, 1978; Taylor, 1984). En los resultados de esta parcela experimental dicho valor fluctuó entre 0,61 y 0,89, siendo el más bajo el registrado en el segundo muestreo, lo que indica una mayor agregación de los datos (Tabla 95). Fue en este segundo muestreo cuando las poblaciones de ninfas comenzaron a incrementar sus poblaciones y por lo tanto a dispersarse en grupos por la parcela experimental.

En el último muestreo se ajustó una distribución de Poisson, es decir, una distribución aleatoria, lo que concuerda con lo señalado por los índices de dispersión y de Green, tal hecho se debió probablemente a que la densidad de ninfas en este muestreo cayó de forma natural y ello trajo como consecuencia que su distribución ya no fuera agregada.

En el tercer muestreo no fue posible ajustar ninguna de las distribuciones estadística, lo que pone de manifiesto las limitaciones y problemas de utilizar estos métodos para establecer la distribución espacial de insectos.

Tabla 95

ÍNDICES DE DISPERSIÓN Y DISTRIBUCIONES ESTADÍSTICAS DE LAS NINFAS DEL MOSQUITO VERDE.

FECHA	ÍNDICE DE DISPERSIÓN	ÍNDICE DE GREEN	POISSON	BINOMIAL NEGATIVA	k
27-06	1,46 ^s	0,006	NS	S	0,89
25-07	2,43 ^s	0,01	NS	S	0,47
30-08	1,49 ^s	0,003	NA	NA	-
27-09	2,17 ^s	0,007	NS	S	0,61
28-10	0,93 ^{ns}	0,0001	S	NS	-

s=significativa; ns= no significativa; nivel de significación al 5%; na= no ajustada

Con anterioridad, se había reportado la agregación de las poblaciones de ninfas del mosquito verde. Delrio *et al.* (2001) registraron esa agregación utilizando el modelo de Taylor. Estos resultados y los obtenidos en este trabajo confirman que las ninfas se distribuyen en agregados por las áreas que coloniza.

La evolución temporal de las poblaciones de ninfas se aprecia en la Figura 71 (Anexo V).

XV.5.2. ANÁLISIS ESPACIAL POR ÍNDICES DE DISTANCIA (SADIE).

A. Huevos

En la Tabla 96 se puede observar que en todas las fechas de muestreo el índice I_a presentó valores superiores a la unidad, lo que permite afirmar que la distribución de los huevos fue agregada. El valor más elevado del índice I_a se halló el 27 de septiembre, equivalente a 1,78. El valor de 1,46, hallado el 28 de octubre, fue el más bajo.

Utilizando el índice I_a se han realizado otros trabajos que han encontrado una agregación en las poblaciones de huevos de insectos, tal y como sucedió con los huevos del mosquito verde. Perry *et al.* (1998) detectaron una agregación importante en la población de huevos de varias especies de pulgones, cuyos valores de I_a se hallaron entre 2,01 y 1,2. Las poblaciones de huevos de *S. avenae* se distribuyeron

de forma agregada según lo concluido por Winder *et al.* (1999); en este caso, los valores de I_a hallados estuvieron entre 1,03 y 1,32. Tal agregación también la reportaron para los huevos de *N. brevicollis* Fernández *et al.* (2000), con valores de I_a entre 1,7 y 1,1.

Los valores del índice J_a fueron por su parte superiores a uno en todas las fechas, pero no de forma significativa, aún así, permiten corroborar la agregación. El índice J_a presentó su mayor valor el 27 de septiembre, cuyo valor fue de 1,27, el menor, que fue de 1,14, se dio el 28 de octubre (Tabla 96).

Los valores del índice J_a fueron utilizados, además, para estimar la cantidad de centros de agregación presentes en la distribución espacial de los huevos de *J. lybica*. Los valores y las probabilidades del índice J_a indican que la distribución de las poblaciones de huevos sobre la parcela experimental se realizó en todos los casos en numerosos centros de agregación. En este año no hubo aplicaciones de insecticidas que alterar la distribución de la puesta.

Tabla 96

VALOR DE LOS ÍNDICES I_A Y J_A Y SUS RESPECTIVAS PROBABILIDADES P_A Y Q_A EN LA POBLACIÓN DE HUEVOS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	I_a	P_a	J_a	Q_a
27-06-2002	1,52	0,017 ^s	1,21	0,128 ^{ns}
25-07-2002	1,64	0,011 ^s	1,18	0,351 ^{ns}
30-08-2002	1,71	0,005 ^s	1,25	0,117 ^{ns}
27-09-2002	1,78	0,008 ^s	1,27	0,408 ^{ns}
28-10-2002	1,46	0,002 ^s	1,14	0,215 ^{ns}

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

Utilizando el índice J_a como referencia para detectar la cantidad de centros de agregación Magro *et al.* (1999) hallaron una gran cantidad de focos de agregación en las poblaciones de huevos de *N. includens*, en este caso los valores de J_a se hallaron entre 1,3 y 2,4. Este resultado concuerda con lo detectado en las poblaciones de huevos de *J. lybica*.

B. Larvas

En la Tabla 92 se pueden ver los resultados de las larvas. El valor del índice I_a en todos los casos es superior a uno de forma significativa, este hecho afirma la distribución espacial en agregados de las poblaciones de larvas.

En el caso de poblaciones de larvas se ha utilizado el índice I_a para estimar el tipo de distribución de las mismas en varios insectos. Las larvas de *C. assimilis* se distribuyen de una forma agregada según Murchie *et al.* (1999), ellos encontraron valores de I_a entre 1,9 a 1,3. Este mismo tipo de distribución fue reportada para la larvas de varias especies de escarabajos de la Familia Coccinellidae (Korie *et al.*, 2000) hallaron en este caso valores de I_a entre 2,4 y 1,5. Por su lado, Holland *et al.* (2000) encontraron una distribución agregada de las larvas de *P. madidus*; en su estudio reportaron que los valores de I_a fluctuaron entre 1,64 y 1,08. Estos resultados concuerdan con lo hallado en las poblaciones de larvas del mosquito verde.

El índice J_a también registró valores por encima de la unidad, lo que permite remarcar la agregación hallada con el índice I_a (Tabla 97).

Tabla 97

VALOR DE LOS ÍNDICES I_A Y J_A Y SUS RESPECTIVAS PROBABILIDADES P_A Y Q_A EN LA POBLACIÓN DE LARVAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	I_a	P_a	J_a	Q_a
27-06-2002	1,55	0,012 ^s	1,17	0,321 ^{ns}
25-07-2002	1,58	0,018 ^s	1,20	0,248 ^{ns}
30-08-2002	1,62	0,007 ^s	1,23	0,354 ^{ns}
27-09-2002	1,69	0,016 ^s	1,26	0,216 ^{ns}
28-10-2002	1,41	0,002 ^s	1,11	0,309 ^{ns}

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

El hecho de que los valores del índice J_a no sean significativamente superiores a uno en ninguna fecha de muestreo permite afirmar que la distribución por parte de las poblaciones de larvas sobre la parcela experimental se realizó en varios centros de agregación. Al no haber existido el efecto negativo de una aplicación de insecticida, este resultado pone de manifiesto que la distribución en varios focos de agregación en el área infestada, que es la forma natural de distribución que adopta este insecto.

C. Ninfas

En la Tabla 98 se puede apreciar que el valor del índice I_a superó la unidad en todos los muestreos, lo que demuestra que las ninfas se distribuyeron de forma agregada.

Por su lado, los valores del índice J_a también fueron mayores que uno, pero en ningún caso de forma significativa, a pesar de ello permiten reafirmar la agregación (Tabla 98).

Se emplearon los valores del índice J_a para conocer si existían o no varios centros de agregación en la distribución de las ninfas del insecto. El hecho de que los valores respectivos del índice J_a no hayan sido significativamente superiores a la unidad señala que las poblaciones de ninfas se distribuyeron en varios centros de agregación dentro de la parcela experimental. Al parecer, esta forma de distribución es natural en las ninfas de este insecto, ya que no fue interrumpida por la intervención humana.

Tabla 98

VALOR DE LOS ÍNDICES I_a Y J_a Y SUS RESPECTIVAS PROBABILIDADES P_a Y Q_a EN LA POBLACIÓN DE NINFAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	I_a	P_a	J_a	Q_a
27-06-2002	1,50	0,014 ^s	1,16	0,235 ^{ns}
25-07-2002	1,63	0,005 ^s	1,15	0,151 ^{ns}
30-08-2002	1,60	0,020 ^s	1,19	0,442 ^{ns}
27-09-2002	1,67	0,007 ^s	1,28	0,367 ^{ns}
28-10-2002	1,45	0,010 ^s	1,12	0,325 ^{ns}

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

D. Relación entre los valores de los índices I_a y J_a y el promedio de los preimaginales de *J. lybica*

La relación lineal ($y=a+bx$) hallada ente los valores del índice I_a y el valor medio correspondiente de los tres estadios preimaginales del insecto se pueden apreciar en la Tabla 99. El resultado en los tres casos fue una relación altamente significativa.

La relación existente entre los valores del índice J_a y el valor medio de los huevos, larvas y ninfas del insecto se puede ver en la Tabla 100. En los tres casos se obtuvo una relación significativa. Sin embargo, en lo referente a las larvas, la relación fue altamente significativa, con un R^2 de 97,11%.

Tabla 99

RELACIÓN ENTRE EL PROMEDIO DE HUEVOS, LARVAS Y NINFAS CON SU RESPECTIVO VALOR DE I_A .

	PARÁMETROS	ESTIMACIÓN	ERROR ESTÁNDAR	R ² (%)
HUEVOS	Intercepción	1,19	0,06	93,68 ^s
	Pendiente	0,89	0,13	
LARVAS	Intercepción	1,30	0,03	94,29 ^s
	Pendiente	0,14	0,02	
NINFAS	Intercepción	1,34	0,044	90,21 ^s
	Pendiente	0,24	0,047	

ns: relación no significativa al 5% s: relación significativa al 5%

Tabla 100

RELACIÓN ENTRE EL PROMEDIO DE HUEVOS, LARVAS Y NINFAS CON SU RESPECTIVO VALOR DE J_A .

	PARÁMETROS	ESTIMACIÓN	ERROR ESTÁNDAR	R ² (%)
HUEVOS	Intercepción	1,07	0,06	62,26 ^s
	Pendiente	0,29	0,13	
LARVAS	Intercepción	1,04	0,01	97,11 ^s
	Pendiente	0,08	0,008	
NINFAS	Intercepción	1,05	0,056	64,82 ^s
	Pendiente	0,14	0,059	

ns: relación no significativa al 5% s: relación significativa al 5%

XV.5.3. ANÁLISIS GEOESTADÍSTICO.

Los diferentes modelos de semivariogramas ajustados para cada fecha de muestreo para los tres estadios preimaginales del insecto se presentan en las Tablas 101, 102 y 103.

A. Huevos

En el caso de los huevos del homíptero y de acuerdo con los resultados de la validación cruzada (Tabla 102), en todos los casos se ajustó un modelo esférico con efecto pepita (Tabla 101). Lo anterior indica que hubo una estructura espacial agregada en dichos datos, lo cual no coincide con lo encontrado con los índices de dispersión y con los modelos de distribución estadísticos. Se puede observar en dicha tabla que existió una dependencia espacial moderada en todas las fechas de muestreo.

En la Tabla 101 se aprecia que, en cuanto al efecto pepita, los valores se registraron entre 0,03, en la fecha de muestreo del 27 de septiembre, y 0,01, en las fechas de muestreo del 27 de junio, 25 de julio y 28 de octubre. En todos los casos, el valor del efecto pepita encontrado en los semivariogramas fue menor al 71% del valor de la meseta, en el primero, segundo y tercer muestreo el valor de la pepita se encontró alrededor del 55% de la meseta. Entonces, por lo menos el 29% de la variación total se debió a la dependencia espacial hallada en la escala de muestreo usada, es decir, que alrededor del 29% de la variación de la distribución de los huevos se explicó a través de la estructura espacial que se logró establecer con los semivariogramas. En lo referente a los tres primeros muestreos, se logró explicar alrededor del 45% de la variación de la distribución de los huevos mediante la estructura espacial establecida (Liebhold y Sharov, 1998).

En todos los casos, el nivel de dependencia espacial indica una agregación moderada (Tabla 101). Posiblemente, el hecho de que las densidades medias de huevos en los distintos muestreos no hayan sido tan diferentes propició que el tipo de agregación en la distribución de las distintas poblaciones fuera semejante. Al no haber densidades tan altas también ocasionó que la agregación no fuera elevada. También es importante considerar que al no haber efecto del insecticida, las poblaciones de huevos se distribuyeron de forma más natural. Posiblemente una agregación moderada es lo natural para el caso de los huevos del mosquito verde.

Tabla 101

PARÁMETROS (EFECTO PEPITA, MESETA Y ALCANCE) DE LOS MODELOS AJUSTADOS A LOS SEMIVARIOGRAMAS DEL NÚMERO DE HUEVOS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	MODELO	PEPITA	MESETA	ALCANCE	PEPITA/ MESETA (%)	NIVEL DE DEPENDENCIA ESPACIAL
27-06-2002	Esférico	0,01	0,02	18,65	54,16	Moderada
25-07-2002	Esférico	0,01	0,02	28,30	69,23	Moderada
30-08-2002	Esférico	0,02	0,05	39,14	52,94	Moderada
27-09-2002	Esférico	0,03	0,05	35,32	54,54	Moderada
28-10-2002	Esférico	0,01	0,02	35,05	70,83	Moderada

La meseta presentó valores entre 0,05 en las fechas 30 de agosto y 27 de septiembre, y 0,02 en las tres restantes fechas de muestreo. En lo que concierne al alcance sus valores se hallaron entre 39,14 m, registrado el 30 de agosto, y 18,65 m, encontrado el 27 de junio, valores que marcan el rango de distancia hasta donde hay dependencia espacial entre los datos.

Tabla 102

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 LOS HUEVOS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	TAMAÑO DE MUESTRA	MEDIA MUESTRAL	VARIANZA MUESTRAL	MEE	VARIANZA DE LOS ERRORES	ECM	ECMA
27-06-2002	126	0,09	0,02	0,11 ^{ns}	0,009	0,01	1,11
25-07-2002	126	0,13	0,02	0,12 ^{ns}	0,01	0,02	1,12
30-08-2002	126	0,15	0,03	0,10 ^{ns}	0,01	0,02	1,13
27-09-2002	126	0,17	0,03	0,11 ^{ns}	0,02	0,03	1,07
28-10-2002	126	0,10	0,02	0,12 ^{ns}	0,01	0,02	1,10

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

Los semivariogramas de los distintos muestreos elaborados para los huevos de *J. lybica* se agrupan en la Figura 72 (Anexo V).

B. Larvas

En todos los casos se ajustó un modelo esférico con efecto pepita en las poblaciones de larvas de los distintos muestreos (Tabla 103). Por lo tanto, en base a lo anterior, se afirma que se logró encontrar una estructura espacial agregada en las poblaciones de larvas del mosquito verde, estos resultados fueron similares a los hallados con los métodos estadísticos clásicos. Se detectó un nivel de dependencia espacial que en todas las fechas de muestreo fue moderado.

En la misma tabla, se aprecia que entre 0,06 del tercer muestreo y 0,02 del quinto muestreo se hallaron los valores del efecto pepita. El efecto pepita de los semivariogramas fue en todos los casos menor al 65% del valor de la meseta. Por consiguiente, al menos alrededor del 35% de la variación total se debió a la dependencia espacial encontrada en la escala de muestreo utilizada, es decir, por lo menos el 35% de la variación de la distribución de las larvas se explicó mediante la estructura espacial que se estableció gracias a los semivariogramas.

La distribución fue moderada en todos los muestreos según el nivel de dependencia espacial correspondiente. También, en este caso, las densidades medias no fueron muy diferentes entre sí, por lo que la agregación de las poblaciones de larvas fue similar en todos los casos. Al no haber efecto de insecticidas, probablemente la distribución agregada natural de las poblaciones de larvas del insecto sea moderada.

Tabla 103

PARÁMETROS (EFECTO PEPITA, MESETA Y ALCANCE) DE LOS MODELOS AJUSTADOS A LOS SEMIVARIOGRAMAS DEL NÚMERO DE LARVAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	MODELO	PEPITA	MESETA	ALCANCE	PEPITA/ MESETA (%)	NIVEL DE DEPENDENCIA ESPACIAL
27-06-2002	Esférico	0,04	0,09	52,76	48,35	Moderada
25-07-2002	Esférico	0,05	0,11	38,44	48,18	Moderada
30-08-2002	Esférico	0,06	0,10	35	64,15	Moderada
27-09-2002	Esférico	0,05	0,13	35,75	40	Moderada
28-10-2002	Esférico	0,02	0,05	32,63	48,07	Moderada

Entre 0,13 del cuarto muestreo y 0,05 del quinto muestreo, fluctuaron los valores de la meseta. El alcance presentó valores que se hallaron entre 52,76 m, encontrado en el primer muestreo, y 35 m, registrado en el tercer muestreo (Tabla 103).

En la Tabla 104 se ofrecen los estadísticos de validación cruzada cuyos valores permitieron validar los respectivos modelos ajustados.

Tabla 104

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 LARVAS DE MOSQUITO VERDE.

FECHA	TAMAÑO DE MUESTRA	MEDIA MUESTRAL	VARIANZA MUESTRAL	MEE	VARIANZA DE LOS ERRORES	ECM	ECMA
27-06-2002	126	0,29	0,09	0,10 ^{ns}	0,06	0,07	1,10
25-07-2002	126	0,36	0,11	0,13 ^{ns}	0,09	0,10	1,12
30-08-2002	126	0,40	0,12	0,10 ^{ns}	0,10	0,11	1,05
27-09-2002	126	0,41	0,13	0,12 ^{ns}	0,11	0,12	1,12
28-10-2002	126	0,18	0,05	0,11 ^{ns}	0,03	0,04	1,10

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

En la Figura 73 (Anexo V) se pueden ver los semivariogramas correspondientes (modelos ajustados) elaborados para cada muestreo de las larvas del insecto.

C. Ninfas

Respecto a las ninfas se halló que el modelo que daba el mejor ajuste a los datos en todos los casos fue el modelo esférico con efecto pepita (Tabla 105).

En la Tabla 105 se observa que los valores de la pepita se encontraron entre 0,05, hallado el 27 de septiembre, y 0,01 detectado, el 28 de octubre. El valor del efecto pepita fue menor del 67% del valor de la meseta en todos los semivariogramas. Entonces, por lo menos el 33% de la variación total fue debido a la dependencia espacial hallada en la escala de muestreo que se usó.

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. Como no hubo aplicación de insecticidas, es muy posible que la agregación moderada encontrada entre las ninfas sea la que de forma natural adoptan los individuos de este estadio (Tabla 100).

Tabla 105

PARÁMETROS (EFECTO PEPITA, MESETA Y ALCANCE) DE LOS MODELOS AJUSTADOS A LOS SEMIVARIOGRAMAS DEL NÚMERO DE NINFAS DE MOSQUITO VERDE.

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

Los valores de la meseta fluctuaron entre 0,08, el 27 de septiembre, y 0,03 el 28 de octubre. Los valores del alcance se hallaron entre el rango de 40,01 m, del 28 de octubre, y 26,38 m, del 27 de junio.

Los valores dentro del rango apropiado de los estadísticos de validación cruzada se pueden observar en la Tabla 101. Dichos valores permitieron validar los modelos ajustados en cada fecha.

Tabla 106

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.

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

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

En la Figura 74 (Anexo V) se aprecian los semivariogramas realizados para las ninfas del insecto.

D. Relación entre el efecto pepita y el promedio de los preimaginales de *J. lybica*

La relación lineal existente entre el efecto pepita y el valor medio de los tres estadios preimaginales se puede ver en la Tabla 107. Se observa que en los tres casos se obtuvo una relación significativa. Cabe resaltar que hubo una relación altamente significativa en los casos de los huevos y las ninfas, con un R^2 de 88,74% y un R^2 de 87,31%, respectivamente. Estos resultados manifiestan la existencia de una relación entre la densidad de los tres estadios preimaginales y la estructura espacial.

Tabla 107

RELACIÓN ENTRE EL PROMEDIO DE HUEVOS, LARVAS Y NINFAS CON SU RESPECTIVO EFECTO PEPITA.

	PARÁMETROS	ESTIMACIÓN	ERROR ESTÁNDAR	R^2 (%)
HUEVOS	Intercepción	-0,004	0,005	88,74 ^s
	Pendiente	0,19	0,03	
LARVAS	Intercepción	-0,003	0,01	87,31 ^s
	Pendiente	0,15	0,03	
NINFAS	Intercepción	0,001	0,01	57,22 ^s
	Pendiente	0,17	0,08	

ns: relación no significativa al 5% s: relación significativa al 5%

XV.5.4. ELABORACIÓN DE MAPAS DE DENSIDAD.

Los mapas de estimas elaborados para los huevos, larvas y ninfas de *J. lybica* se concentraron en las Figuras 75, 76 y 77 (Anexo V).

A. Huevos

En la Figura 75 se encuentran los mapas de la población de huevos del insecto plaga. En todos los casos se alcanza a distinguir la agregación en la distribución espacial de los huevos.

En el cuarto muestreo se halló la mayor densidad de huevos del insecto, lo cual sugiere que fue la época de mayor actividad de puesta. En los mapas respectivos, se aprecia que en el primer y último muestreo con densidades medias más bajas se presentó una menor cantidad de centros de agregación en comparación con el número de focos de agregación hallados en los otros tres muestreos con densidades más altas. De forma general Fleischer et al. (1999b) mencionan la existencia de la relación entre las densidades medias de los insectos y la cantidad de centros de agregación presentes en los mapas de densidad.

En todos los mapas se alcanzó a distinguir varios centros de agregación, lo que confirma lo descrito por el índice J_a para todos los casos.

Los centros de agregación se ubicaron por toda la parcela, hallándose los de mayor densidad en la parte central-izquierda, lugar donde se encontraban las cepas con mejores condiciones fisiológicas, por lo que se apreció una preferencia sobre ellas por parte del mosquito verde. Estas cepas se encontraban más cercanas a las correspondientes a la parcela con riego, la cual se encontraba más infestada.

Al aumentar la densidad de huevos, la tendencia general fue que el área libre de infestación disminuyera, con excepción del muestreo del 30-08, donde hay un ligero aumento de ese área. Al disminuir la población de huevos aumento el porcentaje de superficie libre de infestación, como fue el caso del último muestreo.

B. Larvas

Los mapas de la población de larvas de *J. lybica* se pueden ver agrupados en la Figura 76. En ellos se distingue con claridad la agregación en la población de larvas.

No se alcanza a apreciar bien que en los mapas con mayor densidad exista, a su vez, mayor cantidad de centros de agregación.

Los resultados obtenidos con el índice J_a concuerdan con lo observado en cada uno de los mapas, es decir, hay gran cantidad de centros de agregación en cada uno de ellos.

En la mayoría de los casos los centros de agregación se concentraron en la parte central-izquierda de los mapas, pero también algunos de ellos se ubicaron en los bordes. Siendo los de la parte central-izquierda los de mayor densidad. En esa ubicación se hallaban las cepas con mejor estadio fisiológico, además, eran las más cercanas a las cepas de la parcela con regadío, lo que explica por que las larvas prefirieron invadir estas cepas.

A densidades más bajas, como en el primer y último muestreo, la superficie libre de infestación fue mayor; a densidades más altas, como es lógico, el porcentaje de área libre de infestación disminuyó, como ocurrió en el segundo, tercer y cuarto muestreo.

C. Ninfas

En el caso de las ninfas del mosquito, los mapas de densidad se agruparon en la Figura 77.

En este estadio tampoco se apreció tan claramente la relación entre la densidad y la cantidad de centros de agregación.

En cada mapa se hallaron varios centros de agregación tal y como lo había descrito los valores registrados del índice J_a .

En la parte central de los mapas se hallaron los centros de agregación mayores y los de mayor densidad, también 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 más próximas a la parcela con riego, que presentaba una infestación más elevada.

En los muestreos con menor densidad de ninfas se presentó el mayor porcentaje de área libre de infestación, esto ocurrió en el primero y último. Por el contrario, a mayor densidad esta área sin infestación fue menor, como resulta lógico suponer, este caso se presentó en el segundo, tercer y cuarto muestreo.

XV.5.5. ESTABILIDAD ESPACIAL Y TEMPORAL A CORTO PLAZO.

En la Tabla 108 se pueden apreciar los resultados de la comparación de los mapas de huevos, larvas y ninfas del mosquito verde entre las distintas fechas de muestreo, utilizando para tal fin la prueba estadística bivariable de Cramér-von Mises.

A. Huevos

Basándose en los resultados de la comparación de los mapas de huevos de distintas fechas se puede apreciar que no hubo diferencia significativa al comparar los mapas de las fechas 25-07 y 30-08 y las fechas 30-08 y 27-09. En las comparaciones restantes existió diferencia significativa. Las densidades medias de huevos del mosquito verde en las fechas cuyos mapas no son diferentes significativamente fueron las más altas, lo que condicionó que su distribución fuera similar.

Sin lugar a dudas, se puede afirmar la presencia de una estabilidad espacial y temporal a corto plazo de las puestas de huevos del insecto. Dicha estabilidad parece estar influida por las densidades altas, ya que a densidades bajas se altera la estructura espacial del insecto al grado de romper dicha estabilidad. La estabilidad encontrada ayudaría a dirigir las medidas de control sobre focos constantes de infestación alta, lo que redundaría en ahorros importantes, tanto económicos como de impacto medioambiental.

B. Larvas

Al comparar los mapas de las larvas de distintas fechas se puede ver que había una diferencia significativa únicamente al comparar los mapas de las fechas 27-09 y 28-10. Al realizar las comparaciones entre las fechas restantes no hubo diferencia significativa en ningún caso. Las densidades medias de larvas en los cuatro primeros muestreos fueron las más altas, lo que permitió hallar distribuciones semejantes en los mismos.

En el caso de las larvas, la estabilidad espacio-temporal a corto plazo es aún más evidente, en los primeros muestreos hay un incremento constante de la densidad y esto parece ayudar a la estabilidad de las poblaciones de larvas en el tiempo. Al reducirse la densidad, en el último muestreo se rompe tal estabilidad, al alterarse la estructura espacial. Encontrar estabilidad dentro de un mismo año permitiría predecir los puntos de infestación importantes y aplicar tácticas de control dirigidas hacia esas zonas.

Tabla 108

COMPARACIÓN DE MAPAS (KRIGEADO) CON LA PRUEBA BIVARIABLE DE CRAMÉR-VON MISES (ψ).

	FECHAS COMPARADAS	ψ	VALOR DE P	DIFERENCIA (5%)
HUEVOS	27-06 vs. 25-07	0,42	0,01	Significativa
	25-07 vs. 30-08	0,14	0,72	No Significativa
	30-08 vs. 27-09	0,15	0,46	No Significativa
	27-09 vs. 28-10	0,35	0,03	Significativa
LARVAS	27-06 vs. 25-07	0,30	0,42	No Significativa
	25-07 vs. 30-08	0,37	0,85	No Significativa
	30-08 vs. 27-09	0,40	0,63	No Significativa
	27-09 vs. 28-10	0,67	0,02	Significativa
NINFAS	27-06 vs. 25-07	0,16	0,39	No Significativa
	25-07 vs. 30-08	0,21	0,20	No Significativa
	30-08 vs. 27-09	0,25	0,47	No Significativa
	27-09 vs. 28-10	0,46	0,04	Significativa

C. Ninfas

Referente a la comparación de los mapas de las ninfas se halló que solamente entre los mapas de las fechas 27-09 y 28-10 había diferencia significativa. En las restantes comparaciones no se detectó diferencia alguna. Las densidades más altas se presentaron en las primeras cuatro fechas de muestreo, situación que permitió detectar una distribución semejante de las ninfas en dichos muestreos.

Algo similar a lo ocurrido en el caso de las larvas se presentó en las poblaciones de ninfas. El aumento constante de las densidades conforme pasaron los muestreos parece ser determinante en la estabilidad espacial y temporal a corto plazo de las poblaciones, según lo apreciado en los mapas respectivos. Al disminuir la densidad en el último muestreo y realizar la comparación de su mapa, se presenta la diferencia significativa. Por lo tanto, las ninfas del insecto presentan estabilidad a densidades altas. Tal estabilidad es de gran relevancia para poder dirigir medidas de control hacia puntos concretos de infestaciones altas.

XV.5.6. SUPERFICIE INFESTADA.

Una de las bases de la Agricultura de Precisión es determinar las áreas con necesidad de control. Para ello, es importante conocer las áreas infestadas y el porcentaje que representan del total de la superficie. Esto va a precisar la cantidad de ahorro económico y de aplicación de tácticas de control. Con ese objetivo, se determinó el porcentaje de área infestada en cada uno de los mapas elaborados para cada muestreo y para cada estadio preimaginal de *J. lybica*. Los resultados se detallan en la Tabla 109.

En el caso de los huevos del mosquito verde, la zona sin infestar varió entre 71,4% y 50,8% de la superficie total, con un promedio de 62,26%. La mayor superficie libre de infestación se presentó en el primer muestreo con densidad media más baja.

El rango de superficie libre de infestación estuvo entre 57,10% y 41,30% en el caso de las larvas con un valor medio de 46,42%. En este caso el área sin infestar fue mayor en el último muestreo, en el que la densidad de larvas fue menor.

En los mapas elaborados el rango de área sin infestar estuvo entre 64,3% y 46% con un valor medio de 56,28% en el caso de las ninfas. En el primer muestreo que tenía la segunda menor densidad de ninfas, se presentó el mayor porcentaje libre de infestación.

Tabla 109

PORCENTAJE DE SUPERFICIE INFESTADA Y NO INFESTADA.

ESTADIO/ FECHA	KRIGEADO	
	% INFESTADO	% NO INFESTADO
HUEVOS		
27-06-2002	28,6	71,4
25-07-2002	42,1	57,9
30-08-2002	38,4	61,6
27-09-2002	49,2	50,8
28-10-2002	30,4	69,6
LARVAS		
27-06-2002	52	48
25-07-2002	58,7	41,3
30-08-2002	58,1	41,9
27-09-2002	56,2	43,8
28-10-2002	42,9	57,1
NINFAS		
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

Se apreció que el insecto no invadió el 100% de la superficie de la parcela experimental, considerar que su distribución es uniforme es un grave error. Schotzko y Quisenberry (1999) hallaron que *S. lineatus* invade como máximo alrededor del 82% del área que infesta, por lo que ellos sugieren que podrían dirigirse medidas de control sobre las áreas que realmente estas infestadas.

En el caso de *J. lybica* también es posible utilizar los métodos de la Agricultura de Precisión para llevar a cabo medidas de control sobre las áreas que realmente lo necesitan. De esta manera, se podrían obtener los beneficios económicos y ambientales referidos.

XV.5.7. EVALUACIÓN ECONÓMICA Y MEDIOAMBIENTAL.

Conociendo la superficie infestada en los mapas fue posible establecer los gastos y ahorros económicos y de aplicación de insecticidas que se podrían obtener si se llevaran a cabo medidas de control dirigidas hacia las zonas realmente infestadas.

El malatión al 4% es el que comúnmente se emplea para controlar las poblaciones de *J. lybica*, la dosis utilizada es de 12 Kg/ha. El kilo de éste insecticida cuesta 0,51 céntimos de euro. Una aplicación total tendría entonces un costo de 6,12 euros. En estos cálculos se considero que en lo referente a los huevos su control se realizaría con un ovicida del mismo precio y con la misma dosis de empleo. En base a estos datos, se estimó el ahorro económico y de materia activa (medioambiental) que se lograría si se realizara una aplicación dirigida sobre una hectárea infestada, tomando como referencia la superficie infestada hallada en los mapas elaborados.

El gasto y ahorro económico y de insecticida estimado en los mapas elaborados con el krigeado se registró en la Tabla 110.

El ahorro económico no fue muy significativo, en el caso de los huevos el ahorro económico estaría entre 4,32 y 3,15 euros/ha, con valor medio de 3,78 euros/ha. Este rango de ahorro fluctuaría entre 3,46 y 2,51 euros/ha en las larvas con un ahorro medio de 2,82 euros/ha. Finalmente en el caso de las ninfas el ahorro rondaría entre 3,92 y 2,81 euros/ha con 3,42 euros/ha de ahorro medio. El mayor ahorro se produciría, obviamente, en los mapas con menor infestación del insecto.

El ahorro de cantidad de insecticida a utilizar en una aplicación dirigida es bastante más significativo. En el caso de los huevos el ahorro estaría entre 8,59 y 6,11 Kg/ha con 7,49 Kg/ha de promedio. Entre 6,86 y 4,97 Kg/ha se hallaría el ahorro en el caso de las larvas, con un ahorro medio de insecticida de 5,58 Kg/ha. En las ninfas el ahorro 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 esto daría como resultado una reducción en la contaminación medioambiental.

Tabla 110

EVALUACIÓN ECONÓMICA Y MEDIOAMBIENTAL.

ESTADIO/ FECHA	COSTE EN AGRICULTURA DE PRECISIÓN	AHORRO (EUROS/ha)	CANTIDAD DE INSECTICIDA APLICADO EN AGRICULTURA DE PRECISIÓN (Kg/ha)	AHORRO EN INSECTICIDA (EUROS/ha)
HUEVOS				
27-06-2002	1,73	4,32	3,41	8,59
25-07-2002	2,54	3,51	5,03	6,97
30-08-2002	2,32	3,73	4,59	7,41
27-09-2002	2,97	3,15	5,89	6,11
28-10-2002	1,84	4,22	3,62	8,38
LARVAS				
27-06-2002	3,14	2,92	6,22	5,78
25-07-2002	3,54	2,51	7,03	4,97
30-08-2002	3,51	2,54	6,95	5,05
27-09-2002	3,38	2,68	6,73	5,27
28-10-2002	2,59	3,46	5,14	6,86
NINFAS				
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

XV.6. ESTABILIDAD ESPACIAL Y TEMPORAL A LARGO PLAZO DE LAS POBLACIONES DE LOS ESTADIOS PREIMAGINALES DEL MOSQUITO VERDE.

XV.6.1. PARCELAS CON RIEGO: AÑOS 2001-2002.

La existencia de estabilidad espacio-temporal en las poblaciones del mosquito verde permitiría la posibilidad de la predicción anticipada y, con ello, dirigir nuestro esfuerzo de control hacia las zonas de futura infestación. Con el objeto de investigar la

posible existencia de estabilidad espacial y temporal de los estadíos preimaginales de *J. lybica* a largo plazo se llevo a cabo la comparación de los mapas generados con la técnica del krigeado mediante la prueba estadística bivariable de Cramér-von Mises.

Los resultados obtenidos se registraron en la Tabla 111.

A. Huevos

En lo referente a los huevos, se halló una diferencia significativa al comparar entre sí las fechas de muestreo 1, 2 y 3 de los dos años. Por otro lado, al comparar las fechas 4 y 5 no hubo diferencia estadísticamente significativa.

La estabilidad entre años se vio dificultada muy probablemente por la aplicación del insecticida en el año 2001, sin embargo, al comparar los últimos muestreos de cada año, cuando el efecto del insecticida en el año 2001 había disminuido, se halló una estabilidad importante, ya que las poblaciones de huevos se distribuían sin esa perturbación.

B. Larvas

En lo concerniente a las larvas se detectó diferencia significativa en las fechas 3 y 4 de los distintos años. No existió diferencia significativa en las fechas 1 y 5. No fue posible realizar la comparación entre los mapas de la segunda fecha de muestreo.

En el caso de las larvas, se halló estabilidad en los mapas anteriores a la aplicación del insecticida en el año 2001 y en los mapas donde el efecto del insecticida sobre las poblaciones de larvas había disminuido, es decir, en el último muestreo.

Tabla 111

COMPARACIÓN DE MAPAS (KRIGEADO) CON LA PRUEBA BIVARIABLE DE CRAMÉR-VON MISES (ψ) ENTRE LOS AÑOS 2001-2002.

	FECAS COMPARADAS	ψ	VALOR DE P	DIFERENCIA (5%)
HUEVOS	29-06-01 vs. 27-06-02	1,64	0,02	Significativa
	07-08-01 vs. 25-07-02	2,76	0,01	Significativa
	30-08-01 vs. 30-08-02	2,09	0,03	Significativa
	27-09-01 vs. 27-09-02	0,26	0,17	No Significativa
	26-10-01 vs. 28-10-02	0,16	0,20	No Significativa
LARVAS	29-06-01 vs. 27-06-02	0,53	0,25	No Significativa
	07-08-01 vs. 25-07-02	-	-	-
	30-08-01 vs. 30-08-02	2,25	0,02	Significativa
	27-09-01 vs. 27-09-02	2,93	0,01	Significativa
	26-10-01 vs. 28-10-02	0,45	0,16	No Significativa
NINFAS	29-06-01 vs. 27-06-02	1,46	0,01	Significativa
	07-08-01 vs. 25-07-02	-	-	-
	30-08-01 vs. 30-08-02	1,99	0,01	Significativa
	27-09-01 vs. 27-09-02	0,54	0,13	No Significativa
	26-10-01 vs. 28-10-02	0,31	0,21	No Significativa

- No fue posible realizar la comparación

C. Ninfas

En el caso de las ninfas, la comparación de los mapas entre fechas de años diferentes, dió como resultado una diferencia significativa en las fechas 1 y 3. No se realizó la comparación entre años en el caso de la segunda fecha de muestreo.

Entre los mapas de los distintos años se encontró una cierta estabilidad, si se excluyen los muestreos del año 2001 influenciados por el tratamiento, tal fue el caso de los últimos dos muestreos de cada año, en ellos las poblaciones de ninfas tienen un comportamiento más similar.

XV.6.2. PARCELA SIN RIEGO: AÑOS 2001-2002.

Con el objeto de determinar una estabilidad espacial y temporal de los estadios preimaginales de *J. lybica* entre años, se llevó a cabo la comparación de los mapas mediante la prueba estadística bivariable de Cramér-von Mises.

Los resultados que se obtuvieron al comparar los mapas realizados con las estimas del krigeado se pueden observar en la Tabla 112.

A. Huevos

En lo que respecta a los resultados obtenidos con los mapas de huevos, se encontró una diferencia significativa en todos los casos al comparar los mapas entre fechas por años. No fue posible llevar a cabo la comparación entre los mapas de la tercera fecha de muestreo.

El hecho de que la aplicación del insecticida en el año 2001 tuviera una gran influencia en el comportamiento espacial de las poblaciones de adultos, y por lo tanto, de huevos del mosquito verde se hizo notorio, al evitar que éstas manifestaran la tendencia normal esperada en base a su ciclo biológico. Por lo tanto, no fue posible establecer ninguna estabilidad entre los mapas de los muestreos de ambos años.

B. Larvas

En el caso de las larvas, al comparar los mapas de fechas de muestreo de distintos años, se halló diferencia significativa en las fechas 3 y 4. En las fechas 1 y 5 no hubo diferencia significativa. No fue posible llevar a cabo la comparación entre los mapas de la segunda fecha de muestreo.

Fue posible establecer alguna estabilidad entre los mapas de los muestreos en los cuales el efecto del insecticida en el año 2001 no influía, es decir, en el primero y último muestreo. En los restantes casos, no se presentó tal estabilidad. Muy posiblemente la acción del insecticida provocó que los mapas establecidos para esas fechas de muestreo fueron muy diferentes a las del año 2002.

Tabla 112

COMPARACIÓN DE MAPAS (KRIGEADO) CON LA PRUEBA BIVARIABLE DE CRAMÉR-VON MISES (ψ) ENTRE LOS AÑOS 2001-2002.

	FECAS COMPARADAS	ψ	VALOR DE P	DIFERENCIA (5%)
HUEVOS	29-06-01 vs. 27-06-02	0,46	0,01	Significativa
	07-08-01 vs. 25-07-02	0,53	0,01	Significativa
	30-08-01 vs. 30-08-02	-	-	-
	27-09-01 vs. 27-09-02	0,59	0,03	Significativa
	26-10-01 vs. 28-10-02	0,42	0,02	Significativa
LARVAS	29-06-01 vs. 27-06-02	0,37	0,38	No Significativa
	07-08-01 vs. 25-07-02	-	-	-
	30-08-01 vs. 30-08-02	0,67	0,02	Significativa
	27-09-01 vs. 27-09-02	0,79	0,04	Significativa
	26-10-01 vs. 28-10-02	0,17	0,19	No Significativa
NINFAS	29-06-01 vs. 27-06-02	0,39	0,01	Significativa
	07-08-01 vs. 25-07-02	-	-	-
	30-08-01 vs. 30-08-02	-	-	-
	27-09-01 vs. 27-09-02	0,70	0,03	Significativa
	26-10-01 vs. 08-10-02	0,55	0,02	Significativa

- No fue posible realizar la comparación

C. Ninfas

Los resultados de la comparación de los mapas de las ninfas señalan que existió diferencia significativa en todas las fechas donde se logró realizar la comparación. No fue posible hacer la comparación entre los mapas de la segunda y tercera fecha de muestreo.

No se logró encontrar estabilidad en ningún caso. El efecto del insecticida en los muestreos del año 2001 provocó que los mapas de distribución del año 2001 fueran muy diferentes a los del año 2002.

XV.7. DISCUSIÓN GENERAL.

XV.7.1. DISTRIBUCIÓN ESPACIAL DE LOS ESTADÍOS PREIMAGINALES.

Los índices de dispersión utilizados en este trabajo nos mostraron un escenario general de agregación en el comportamiento espacial de los estadíos preimaginales. Nuestros resultados son afines a los encontrados en la literatura entomológica para multitud de insectos (Southwood, 1978 y referencias en el mismo). Aunque el índice de dispersión (cociente media-varianza) y el índice de Green mostraron resultados similares en cuanto a la detección del agregamiento, la fuerza de dicha agregación la detectaron de diferente manera. En general, el índice de Green encontró un mayor número de agregaciones leves. Si bien este índice es presentado como el más adecuado de los índices de dispersión, ya que es independiente del número total de individuos capturados y del valor medio de su abundancia, no es independiente del tamaño de la muestra (De los Santos, 1982). Por su parte, el índice de dispersión (cociente varianza-media) al utilizar la varianza para evaluar el grado de agregación presenta graves inconvenientes, ya que depende directamente de la abundancia (Leveche, 1972). Esto provoca que poblaciones con densidades medias altas presenten valores altos del índice, tal hecho limita en gran medida la fiabilidad del resultado obtenido.

Algunos casos presentaron distribuciones aleatorias, pero, en general, dicho comportamiento se produjo después de la aplicación de un insecticida que rompió la estructura espacial de agregación subyacente.

El uso de distribuciones estadísticas presentó unos resultados similares a los de los índices de dispersión, con un ajuste casi general a la distribución Binomial negativa. Dicho modelo tiene una larga tradición en la literatura ecológica para explicar el comportamiento espacial de los organismos (Pielou, 1977). Además, cabe señalar que en algunos casos se ajustó una distribución de Poisson (al azar) sobre todo cuando la densidad media de los estadíos preimaginales fue muy baja, como consecuencia de la aplicación de insecticida.

Asociado a la distribución Binomial negativa tenemos el parámetro k , que ha sido muy utilizado como otro índice de agregación (Southwood, 1978 y referencias en el mismo). Los valores de k obtenidos en este trabajo se encuentran dentro del rango de valores generales para insectos (Taylor, 1984). Este índice, sin embargo, está influenciado por el tamaño de la muestra y de la unidad de muestreo (Cole, 1946; Morris, 1954). Si se logra mantener constantes estos factores, este índice proporciona una media muy útil del nivel de agregación de una población, siendo a la vez

muy sensible al tipo de hábitat y a la fase de desarrollo de las poblaciones (Hairton, 1959; Waters, 1954). En este estudio fue difícil mantener constante el tamaño de la muestra en los muestreos influenciados por la acción de los insecticidas. A tal grado influyó el tamaño de la muestra, que a densidades bajas no fue posible ajustar este tipo de distribución a los datos.

Como hemos visto, los métodos estadísticos clásicos utilizados para establecer la distribución espacial de las poblaciones de insectos tienen deficiencias y limitaciones. Tales deficiencias se han puesto de manifiesto en el presente trabajo. En muchas ocasiones, los resultados obtenidos con ellos parecían ser aparentemente contradictorios, en otros casos no era posible ajustar los modelos de distribuciones espaciales y en otras circunstancias se ajustaban los datos a los dos modelos de distribución. A ello, hay que añadir otra gran limitación de estos métodos como es el no tener en cuenta la naturaleza bidimensional de las poblaciones de insectos, es decir, la localización exacta de los individuos muestreados. Por consiguiente, no utilizan toda la información espacial disponible, lo que limita su alcance.

XV.7.2. ANÁLISIS ESPACIAL POR ÍNDICES DE DISTANCIA (SADIE).

Este tipo de índices tienen la gran ventaja sobre los estudiados con anterioridad en que tienen en cuenta la localización espacial de la muestra, además de ser más intuitivos y biológicos que los índices no espaciales (Perry, 1995 a y b).

Los resultados obtenidos con estos índices (I_a y J_a) mostraron en todos los casos una estructura espacial agregada de todos los estadíos preimaginales donde no influyó la aplicación del insecticida. Por tanto, demuestran una mayor robustez que los índices no espaciales.

El índice J_a también indica si la estructura espacial agregada se encuentra dispuesta en uno o varios centros de agregación. En nuestro estudio encontramos en la mayoría de los casos la existencia de varios centros de agregación. No encontramos ninguna tendencia en que un determinado estadío preimaginal tuviese una mayor propensión a estar distribuido en varios centros de agregación. Lo que sí observamos es un efecto del insecticida consistente en que las poblaciones tras su aplicación estaban distribuidas en un único foco de agregación. La explicación a este hecho puede estar en que el único centro de agregación detectado correspondería a una población colonizadora proveniente de las parcelas vecinas. Este fenómeno se corrobora al observar los mapas elaborados con la Geoestadística, y ver que, en los mencionados casos, los focos unitarios de agregación se encuentran en los bordes o muy cerca de los mismos.

Se encontró una relación lineal significativa entre la densidad media de los tres estadios preimaginales y su correspondiente valor de I_a . La explicación para esta relación significativa entre la densidad media de huevos, larvas y ninfas y sus correspondientes valores del índice de agregación I_a podría ser que, a densidades promedio bajas de poblaciones de insectos o cuando se registra un gran número de ceros en los muestreos, la estructura espacial puede ser poco pronunciada y únicamente cuando se acumulan las interacciones ecológicas llegan a ser bastante fuertes. Otro factor a tener en cuenta es que resulta necesaria la toma de muestras consecutivas en el tiempo (Conversación personal con el Dr. Joe Perry), tal y como se ha realizado en el presente trabajo.

También, en el caso de la utilización del SADIE para establecer el tipo de distribución de este insecto sería interesante en trabajos posteriores analizar el patrón espacial con datos a diferentes escalas y a través de diversos períodos de tiempo, tal y como lo sugiere de forma general para el comportamiento espacial de insectos Perry (1998), Ferguson *et al.* (2000) y Thomas *et al.* (2001). De esta manera se podrían comparar los resultados obtenidos y conocer con mayor detalle en este caso la distribución de *J. lybica* y las bondades del método.

XV.7.3. ANALISIS GEOESTADÍSTICO.

Dentro del área de la estadística espacial es cada vez más común el uso de la Geoestadística como una herramienta de modelización de multitud de fenómenos biológicos (Rossi *et al.*, 1992). Uno de los campos que está siendo mas beneficiado, es la protección de cultivos donde el conocimiento de la distribución espacial es de vital importancia para el manejo de plagas, enfermedades y malas hierbas (Liebhold *et al.*, 1993).

La aplicación de la Geoestadística a nuestros datos nos permitió modelizar la estructura espacial de los estadios preimaginales de *J. lybica* con modelos esféricos con efecto pepita, en la mayoría de los casos, y exponencial con efecto pepita en algunos casos. Los resultados obtenidos mostraron la existencia de una estructura espacial agregada, siendo el nivel de dependencia de la misma, en general, 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).

Respecto de la estructura espacial, Weisz *et al.* (1996a) mencionan que debido a la movilidad innata de los insectos adultos y de sus estadios preimaginales, la estructura espacial hallada debe de considerarse "dinámica". Si bien compartimos lo ante-

rior plenamente, debemos señalar que las características del insecto pueden matizar el “dinamismo” de la estructura espacial. Concretamente, en el caso del mosquito verde la estructura espacial se mantuvo en algunas circunstancias a corto y largo plazo. Ello fue debido a la poca (larvas y ninfas) o nula (huevos) movilidad de los estadios preimaginales de *J. lybica*

En este trabajo encontramos las relaciones lineales positivas entre el efecto pepita y la densidad media de los estadios preimaginales que han señalado otros autores (Fleischer *et al.*, 1997; Liebhold *et al.*, 1991). Fleischer *et al.* (1999a) detectaron también correlaciones lineales, pero negativas. Al igual que los mencionados autores, no hemos podido establecer una explicación para tal efecto.

XV.7.4. ESTABILIDAD ESPACIAL Y TEMPORAL A CORTO Y LARGO PLAZO.

Uno de los objetivos planteados en este trabajo ha sido estudiar la posible existencia de estabilidad espacial y temporal a corto y largo plazo. Si bien, en principio parece que las poblaciones de insectos son poco propensas a presentar estabilidad espacio-temporal debido a la naturaleza dinámica de los mismos, especialmente de los adultos. En nuestro caso, el estudio de los estadios preimaginales de *J. lybica* menos móviles que los adultos ha permitido obtener resultados que muestran estabilidad a corto plazo. Más concretamente, de las 54 comparaciones realizadas hemos encontrado estabilidad espacio-temporal en el 44,44% de los casos. Porcentaje que aumenta hasta el 58,33% cuando consideramos el año donde no hubo aplicación de insecticidas. No encontramos que ninguno de los estadios preimaginales tuviesen un mayor porcentaje de estabilidad con respecto a los otros.

La aplicación de insecticidas significó la ruptura de la estructura espacial de las poblaciones y, por consiguiente, anuló la estabilidad espacial subyacente. De hecho todas las fechas comparadas donde influyó la aplicación del insecticida no presentaron estabilidad espacial.

La explicación que hallamos para la estabilidad a corto plazo encontrada se basa en el hecho de la poca movilidad de las larvas y ninfas que posiblemente permanecieron en la misma planta donde se depositaron los huevos.

Con respecto a la estabilidad espacio-temporal a largo plazo, nuestra hipótesis de partida fue la de que no se detectaría ninguna estabilidad. Los resultados obtenidos nos sorprendieron ya que en el 33% de los casos existió tal estabilidad. La única explicación que encontramos a este hecho es la existencia de áreas preferenciales dentro del viñedo, quizás por las condiciones fisiológicas

de las viñas que atraen a los adultos para depositar los huevos. Desde luego, la distribución espacial de los huevos esta lejos de ser al azar, como ya se ha subrayado.

XV.7.5. AGRICULTURA DE PRECISIÓN.

A. Elaboración de mapas de infestación.

La utilización de técnicas geoestadísticas permite la elaboración de mapas. Dichas representaciones de los grados de infestación 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.*, 1999a). La utilización de mapas de distribución de insectos plaga con el objeto de dirigir medidas de control sobre áreas realmente infestadas fue realizado inicialmente por Weisz *et al.* (1996a) sobre el escarabajo de la patata. El trabajo fue llevado a cabo en tres zonas y en cada una de ellas se realizaron tres muestreos en fechas diferentes de adultos, larvas pequeñas y larvas grandes. Con los datos recolectados, se elaboraron los mapas, considerando como marca de inicio de aplicación de insecticidas las zonas en las cuales el insecto sobrepasaba el umbral de daño económico que ellos habían establecido con anterioridad. Este trabajo recoge mapas para las diferentes fechas y para todos los estadios preimaginales. Los mapas generados han mostrado claramente la existencia de zonas de densidad variable, lo que permite la posibilidad de aplicación localizada de medidas de control. Dichas zonas han variado desde valores de 0% de infestación hasta 100%, con unos valores medios de 40,45%, en el caso de los huevos; 68,30%, en las larvas, y 49,75% en las ninfas, lo que se traduce en que sólo se aplicaría insecticida en esas áreas lo que conlleva un significativo ahorro de insecticida y una rentabilidad económica suficiente como para aplicar las técnicas de Agricultura de Precisión en esta localidad.

Aunque existe poca información sobre el porcentaje de infestación sobre insectos plaga, en uno de los pocos trabajos existente, Weisz *et al.* (1996a) encontraron con el escarabajo de la patata que únicamente un 49,39% de la superficie de estudio estaba infestada por la larva del insecto. Estamos seguros que la extensión de este tipo de estudios nos mostrarían variabilidades importantes en el porcentaje de infestación de las parcelas.

B. Evaluación económica y medioambiental.

Como se indicó, el establecimiento de mapas de densidad que nos permitan visualizar la variabilidad poblacional es vital en la Agricultura de Precisión. Lo cual nos va a permitir identificar áreas infestadas y libres de infestación.

Como hemos visto anteriormente, la infestación media de los distintos estadios preimaginales no alcanza el 100% de infestación, lo que abre las puertas al uso de las técnicas de la Agricultura de Precisión. Sin embargo, para establecer si el uso de dichas técnicas puede ser relevante para el control del mosquito verde en viñedo necesitamos evaluar económicamente y medioambientalmente su utilización. Hasta donde llega nuestro conocimiento, éste es el primer estudio nacional donde se abordan tales cálculos. Otros autores (Weisz *et al.* 1996a) únicamente han establecido el porcentaje de ahorro de insecticida si se aplican las técnicas de la Agricultura de Precisión.

Nuestros resultados han mostrado que se podría obtener un valor medio de ahorro de 3,61 euros/ha en los huevos, en las larvas el ahorro sería de 1,91 euros/ha y en las ninfas de 3,05 euros/ha. Estos pobres ahorros económicos son consecuencia del bajo precio del insecticida utilizado y no justifican económicamente el uso de las técnicas de la Agricultura de Precisión. Hemos de señalar que únicamente hemos considerado como coste el precio del insecticida, si consideramos otros insumos este cuadro de resultados podría cambiar.

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 los estadios preimaginales del mosquito verde en viñedo.



XVI. CONCLUSIONES

- 1ª. Los índices de dispersión mostraron un comportamiento agregado de los estadios preimaginales de *J. lybica*.
- 2ª. Los datos se ajustaron, en general, a una distribución Binomial Negativa. Lo que señala el comportamiento agregado de las poblaciones estudiadas.
- 3ª. Los métodos no espaciales presentaron serias deficiencias y limitaciones.
- 4ª. Los métodos espaciales, Geoestadística y SADIE, demostraron ser métodos más eficaces para establecer la estructura espacial de los huevos, larvas y ninfas del mosquito verde que los no espaciales.
- 5ª. Los análisis con SADIE presentaron un patrón espacial agregado con las poblaciones distribuidas en varios centros de agregación.
- 6ª. Existió una relación lineal positiva entre los índices SADIE y la densidad media de los estadios preimaginales.
- 7ª. La aplicación de la Geoestadística nos permitió modelizar la estructura espacial de los estadios preimaginales de *J. lybica* con modelos esféricos con efecto pepita, en la mayoría de los casos.
- 8ª. Los resultados obtenidos con las técnicas Geoestadísticas mostraron la existencia de una estructura espacial agregada, siendo el nivel de dependencia de la misma, en general, moderado.
- 9ª. El efecto pepita presentó una relación lineal positiva con la densidad media poblacional, si bien, no fue un comportamiento general.
- 10ª. Utilizando el krigado se lograron establecer mapas de distribución espacial de los huevos, larvas y ninfas de *J. lybica*.
- 11ª. A corto plazo, se identificó la existencia de una estabilidad espacial y temporal de las poblaciones.

- 12^a. A largo plazo, también se observó una cierta estabilidad espacio-temporal de las poblaciones.
- 13^a. El efecto de los insecticidas modificó de forma significativa la estructura espacial de las poblaciones preimaginales del insecto plaga.
- 14^a. Se identificaron áreas libres de infestación que permitieron utilizar técnicas de Agricultura de Precisión.
- 15^a. La estimación económica de la aplicación de las técnicas de la Agricultura de Precisión mostró unos pobres ahorros económicos en este estudio, ya que se trata de un producto con bajo precio. No obstante, mostró importantes reducciones en la cantidad de insecticida utilizado, lo que conlleva una reducción del impacto medioambiental negativo.
- 16^a. Analizando en conjunto los resultados económicos y medioambientales, creemos que se justifica el uso de las técnicas de la Agricultura de Precisión para controlar los estadios preimaginales del mosquito verde en viñedo.
- 17^a. Los niveles de infestación registrados son superiores en la parcela de regadío.
- 18^a. Tanto el diseño experimental de este trabajo, así como el sistema de muestreo y los métodos estadísticos empleados para el estudio de la distribución de la plaga son transferibles a otras plagas del viñedo y de diferentes cultivos, siempre y cuando tengan una movilidad limitada.



XVII. REFERENCIAS

the 1990s, the number of people in the world who are under 15 years of age has increased from 1.1 billion to 1.3 billion. The number of people aged 15 years and over has increased from 3.5 billion to 4.5 billion. The total population of the world has increased from 4.6 billion to 5.8 billion.

There are a number of reasons for the increase in the number of people in the world. One of the main reasons is the increase in life expectancy. People are living longer than ever before. This is due to a number of factors, including improved medical care, better nutrition, and a more stable environment.

Another reason for the increase in the number of people in the world is the increase in the number of people who are having children. This is due to a number of factors, including a decrease in the number of children who die before the age of five, and an increase in the number of people who are having children at a younger age.

The increase in the number of people in the world has a number of implications. One of the main implications is the increase in the demand for resources. This is due to the fact that more people need more food, water, and energy. This has led to a number of environmental problems, including deforestation, desertification, and global warming.

Another implication of the increase in the number of people in the world is the increase in the number of people who are living in poverty. This is due to the fact that the world's resources are being used up more quickly than they are being replaced. This has led to a number of social problems, including unemployment, homelessness, and crime.

The increase in the number of people in the world is a major challenge for the world. It is a challenge that we must face if we are to have a better future for all people. We must find ways to use our resources more wisely, and we must find ways to help the people who are living in poverty.

There are a number of things that we can do to help solve these problems. One of the most important things is to reduce our consumption of resources. We can do this by using energy more efficiently, recycling, and eating less meat. We can also help the people who are living in poverty by donating money and time to charities that help them.

The increase in the number of people in the world is a complex issue. It is an issue that we must all work together to solve. We must find ways to use our resources more wisely, and we must find ways to help the people who are living in poverty. Only then can we have a better future for all people.

The increase in the number of people in the world is a major challenge for the world. It is a challenge that we must face if we are to have a better future for all people. We must find ways to use our resources more wisely, and we must find ways to help the people who are living in poverty.

There are a number of things that we can do to help solve these problems. One of the most important things is to reduce our consumption of resources. We can do this by using energy more efficiently, recycling, and eating less meat. We can also help the people who are living in poverty by donating money and time to charities that help them.

The increase in the number of people in the world is a complex issue. It is an issue that we must all work together to solve. We must find ways to use our resources more wisely, and we must find ways to help the people who are living in poverty. Only then can we have a better future for all people.

The increase in the number of people in the world is a major challenge for the world. It is a challenge that we must face if we are to have a better future for all people. We must find ways to use our resources more wisely, and we must find ways to help the people who are living in poverty.

There are a number of things that we can do to help solve these problems. One of the most important things is to reduce our consumption of resources. We can do this by using energy more efficiently, recycling, and eating less meat. We can also help the people who are living in poverty by donating money and time to charities that help them.

- ALSTON, R. 1996. Statistical analysis of animal populations. Thesis PhD thesis, University of Kent. UK.
- ALVARADO, M; ARANDA, E; DURAN, J. M; ORTÍZ, E; PÁEZ, J.I; DE LA ROSA, A; SERRANO, A. y VEGA, J. M. 2002. *Plagas y enfermedades del algodón*. Dirección General de la Producción Agraria. Consejería de Agricultura y Pesca. Junta de Andalucía.
- ÁLVAREZ, R. y FERNÁNDEZ, J.A. 2000. Poblaciones silvestres de higueras, vides y olivos en la costa Cantábrica. Consideraciones acerca de su origen. *Naturalia Cantabrigiae* 1: 33-43.
- AMSTRONG, M. y JABIN, R. 1981. Variogram models must be positive-definite. *Mathematical Geology* 13(5): 455-459.
- ANDERSON, T. W. 1971. *The Statistical analysis of time series*, John Wiley, New York.
- ARAÚJO, J. 1988. Panorâmica da viticultura alentejana. I Simposio de Vitivinicultura, Evora: 1-6.
- ARIAS, A. 1992. Araña Amarilla Común (*Tetranychus urticae* Koch.). En *Los Parásitos de la Vid. Estrategias de Protección Razonada*. MAPA-Ediciones Mundi-Prensa. España. Pp. 113-119.
- BAILLOD, M. ; CHARMILLOT, P. ; JEREMI, M.; MEYLAN, A.; VALLOTON, R; ANTONIN, Ph.; HÄCHLER, M.; LINDER, C. y PERRIER, J. 1993 a. Protección intégrée et stratégies de lutte contre les ravageurs de la vigne. *Revue suisse Vitic. Arboric. Hortic.* 25: 23-29.
- BAILLOD, M.; JERMINI, M.; ANTONIN, P.; LINDER, C.; MITTAZ, Ch.; CARRERA, E. y UDRY, V. 1993 b. Stratégies de lutte contre la Cicadelle verte de la vigne, *Empoasca vitis* (Göthe). *Revue suisse vitic. Arboric. Hortic.* 25(2): 133-141.

- BEUG, H. J. 1960. Beiträge zur postglazialen Floren- und Vegetationsgeschichte in Süddalmatien: der See. *Malo Jezero auf Mljet. Flora* 250: 600-656.
- BINNS, M. R. y BOSTANIAN, J. 1990. Robustnes in empirically based binomial decision rules for integrated pest management. *J. Econ. Entomol.* 83:420-427.
- BLOM, E. y FLEISHER, S. 2001. Dynamics in the spatial structure of *Leptinotarsa decemlineata* (Coleoptera: Chrysomelidae). *Environ. Entomol.* 30 (2): 350-364.
- BOHAN, D; BOHAN, A; GLEN, D; SYMONDSON, W; WILTSHIRE, C. y HUGHES, L. 2000. Spatial dynamics of predation by Carabid beetles on Slugs. *Journal of Animal Ecology* 69: 367-379.
- BOHLEN, P. J. y BARRET, G. W. 1990. Dispersal of *Japanese beetle* (Coleoptera: Scarabaeidae) in strip-cropped soybean agroecosystems. *Environmental Entomology* 19: 955-960.
- BOITEAU, G.; BRADLEY, J.; VAN DUYN, J. y STINNER, R. 1979. Bean leaf beetle: micro-spatial patterns and sequential sampling of field populations. *Environ. Entomol.* 8: 1139-1104.
- BOUTELOU, E. 1807. *Memoria sobre el cultivo de la vid en Sanlúcar de Barrameda y Xeres de la Frontera*. Imp. Villapando. Madrid.
- BOWERS, J. E; DANGL, G.S. y MEREDITH, C. P. 1999. Development and characterization of additional microsatellite DNA markers for grape, *Am. J. Enol. Vitic.* 50: 243-246.
- BRANDHORST-HUBBARD, J.; FLANDERS, K.; MANKIN, R.; GUERTAL, E. y CROCKER, R. 2001. Mapping of soil insect infestations sampled by excavation and acoustic methods. *J. Econ. Entomol.* 94 (6): 1452-1458.
- 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.
- BRIALES, M. y CAMPOS, M. 1988. Analysis of the spatial distribution of the various stages of *Saissetia oleae* (Oliv.) on olive tree in Granada. *J. Appl. Entomol.* 105 (1): 28-34.

- BUTTS, R. A. y SCHAALJE, G. B. 1994. Spatial distribution of fall populations of Russian wheat aphid (Homoptera: Aphididae) in winter wheat. *J. Econ. Entomol.* 87(5): 1230-1236.
- BUXÓ, R. 1989. Análisis Paleocarpológico de la Neápolis de Ampurias. En *las estructuras griegas de los siglos V y VI a. De J.C. halladas en el sector sur de la necrópolis de Ampurias (Campaña de excavaciones del año 1986)*. E. Sanmartí i al., Cuadernos de Prehistoria y Arqueología Castellonenses 12, Castelló de la Plana. Pp 103-111.
- BUXÓ, R. 1997. *Arqueología de las plantas*. Ed. Crítica/ Arqueología. Barcelona.
- CABEZUELO, P. 1992. Filoxera (*Daktulosphaira vitifoliae*). En *Los Parásitos de la Vid. Estrategias de Protección Razonada*. MAPA-Ediciones Mundi-Prensa. España.
- CADAHÍA, D. 1977. Repartición Espacial de las poblaciones en Entomología aplicada. *Bol. Serv. Plagas.* 3: 219-233.
- CALDERÓN, S. y PAUL, M. 1886. La moronita y los yacimientos de Morón. *An. R. Soc. Esp. Hist. Nat.* 15: 477 – 493.
- 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.
- CANDOLFI, M. ; JEREMI, M. ; CARRERA, E. y CANDOLFI-VASCONCELOS, M. 1993. Grapevines leaf gas exchange, plant growth, yield. Fruit quality and carbohydrate reserves influenced by the grape leafhopper, *Empoasca vitis*. *Entomol. Experimentalis et Applicata* 82: 119-127.
- CARBONNEAU, A. 1983 a. Stérilités mâle et femelle dans le genre *Vitis*. I. Modélisation de leur hérédité. *Agronomie* 3: 635-644.
- CARBONNEAU, A. 1983 b. Stérilités mâle et femelle dans le genre *Vitis*. II. Conséquences en génétique et sélection. *Agronomie* 3: 645-649.
- CARRASCO DE LA PEÑA, J. 1989. *Bioestadística básica: Conceptos Fundamentales y aplicación*. Ed. Cibes, S.A.
- CASPARIE, W. A. 1972. Bog development in Southeastern Drenthe (The Netherlands). W. JUNK n. v. Publish., The Hague. Tesis Doctoral, 271 Pp.

- CASTELLA, J. JOURDAIN, D. TREBUIL, G. y NAPOMPETH, B. 1999. A systems approach to understanding obstacles to effective implementation of IPM in Thailand: 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. Pp. 89-96.
- CASTILLO, R. 1992. Termitas. En *Los Parásitos de la Vid. Estrategias de Protección Razonada*. MAPA-Ediciones Mundi-Prensa. España. Pp. 104-105.
- CHIANG, H. C., y HODSON, A.C. 1959. Distribution of the first generation egg masses of the european corn borer in corn fields. *J. Econ. Ent.* 52: 295-9.
- CHAUVE, P. 1968. *Etude geologique du nord de la province de Cádiz*. Mem. I. G. M. E. 69 : 377
- CHICA OLMO, M., DELGADO GARCIA, J. y PARDO IGÚZQUIZA, E. 1995. *Introducción al análisis Geoestadístico de variables espaciales*. Omega. Logroño. 308 Pp.
- CHILÉS, J. P. y DELFINER, P. 1999. *Geostatistics: Modeling spatial uncertainty*. John Wiley & Sons, Nueva York. 695 Pp.
- CHO, K; KANG, S. y GWAN, S. 2000. Spatial distribution and sampling plans for *Thrips palmi* (Thysanoptera: Thripidae) Infesting fall potat in Korea. *J. Econ. Entomol.* 93(2): 503-510.
- CLEMENTE y RUBIO, S.R. 1807. *Ensayo sobre las variedades de vid que vegetan en Andalucía*. Imp. Villapando. Madrid.
- CONOVER, W. J. 1980. *Practical nonparametric statistics*. Second edition. John Wiley & Sons, New York. USA.
- COLE, L. 1946. A theory for analyzing contagiously distributed populations. *Ecology* 27: 329-341.
- COLOM, G. y GAMUNDI, J. 1951. Sobre la extensión e importancia de las "Moronitas" a lo largo de las formaciones aquitanoburdigalienses del estrecho Nort - Bético. *Estud. Geol.* 7: 331-385.
- COLUMELA, J. M. 42. *De Re Rustica*.

- COSCOLLA, R. 1992. Polillas del Racimo (*Lobesia brotana* Den. y Shiff.). En *Los Parásitos de la Vid. Estrategias de Protección Razonada*. MAPA-Ediciones Mundi-Prensa. España. Pp. 29-41.
- CRIST, T. 1988. The spatial distribution of termites in shortgrass steppe: a geostatistical approach. *Oecologia* 114: 410-416.
- CRUZ, M.; GARCÍA, P.; LÓPEZ, M. y OCETE, R. 2003. Estudio sobre la infestación de *Jacobyasca lybica* (Bergenin & Zanon) (Homoptera: Cicadellidae) en la denominación de origen "Condado de Huelva". *Phytoma* 145: 24-26.
- DAIGLE, C.; SPARKS, A. Jr.; BOETHEL, D. y MITCHELL, P. 1988. Distributions of threecornered alfalfa hopper (Homoptera: Membracidae) eggs in vegetative stage soybean. *J. Econ. Entomol.* 81(4): 1057-1061.
- DE LOS SANTOS, A.; MONTES, C. y RAMÍREZ-DÍAZ, L. 1982. Modelos espaciales de algunas poblaciones de coleópteros terrestres en dos ecosistemas del bajo Guadalquivir (S.W. España). *Mediterránea Ser. Biol.* 6: 65-92.
- DEL TIO, R. 1996. Estudios biológicos y modelos de predicción para el control Integrado de *Lobesia botrana* Denis y Schiffermuller (Lepidoptera, Tortricidae) en el Marco de Jerez. Tesis Doctoral. Univ. Sevilla. 257 Pp.
- DEL TIO, R; MARTINEZ, J. L; OCETE, R. y OCETE, M.E. 2001. Study of the relationship between sex pheromone trap catches of *Lobesia botrana* (Den. & Schiff) (Lep; Tortricidae) and the accumulation of degree-days in sherry vineyards. *J. Appl. Ent.* 125: 9-14
- DELRIO, G; LENTINI, A. y SERRA, G. 2001. Spatial Distribution and Sampling of *Jacobyasca lybica* on grapevine. *Integrated Control in Viticulture IOBC wprs Bulletin* 24(7): 211-216.
- ELHAI, H. 1964. Analyse pollinique de sédiments post-glaciaires de l'embouchure du Leça, près de Porto. *Bol. Mus. Lab. Mieneral. Geol. Faculdade de Ciencias Lisboa* 10 (I): 45-52.
- 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.
- FALEIRO, J., KUMAR, A. y RANGNEKAR, P. 2002. Spatial distribution of red palm weevil *Rhynchophorus ferrugineus* Oliv. (Coleoptera: Curculionidae) in coconut plantations. *Crop Protection* 21: 171-176.
- FENG, MING-GUANG. y NOWIERSKI, R. M. 1992. Spatial distributions and sampling plans for four species of cereal Aphids (Homoptera: Aphididae) infesting spring wheat in southwestern Idaho. *J. Econ. Entomol.* 85(3): 830- 837.
- FERGUSON, W; KLUKOWSKI, Z; WALCZAK, B; PERRY, J; MUGGLESTONE, M; CLARK, S. y 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*. *Entomol. Experimentalis et Applicata* 95: 161 – 171.
- FERNANDEZ DE BOBADILLA, G. 1956. *Viníferas jerezanas y de Andalucía Occidental*. I.N.I.A. Madrid. 141 Pp.
- FERNÁNDEZ, A; GRIFFITHS, J. y THOMAS, G. 2000. Density, distribution and dispersal of the Carabid Beetle *Nebria brevicollis* in two adjacent cereal fields. *Ann. Appl. Biol.* 137: 89-97.
- FISHER. R.A., CORBET. A.S., y WILLIAMS.C.B. 1943. The relation between the number of species and the number of individuals in a random sample of an animal population. *J. Anim. Ecol.* 12: 42-58.
- FLEISCHER, S.; WEISZ, R., SMILOWITZ, 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.
- FLEISCHER, J; BLOM, E. y WEISZ, R. 1999 a. Sampling in Precision IPM: When The Objective Is a Map. *The American Phytopathological Society* 89 (11): 115-118.
- FLEISCHER, S; BLOM, P; EMMEN, D. y HOWER, A. 1999 b. Dynamics in the spatial continuity of insect Density. Fourth International Conference on Precision Agriculture. Pp: 133-141.

- FLORSCHÜTZ, F; MENÉNDEZ- AMOR, J. y WIJMSTRA, T.A. 1971. Palynology of a thick Quaternary succession in southern Spain. *Palaeogeogr., Paleoclimatol., Palaeoecol.* 10: 233-264.
- FOSTER, R. E.; CHERRY, R. H. y JONES, D. B. 1989. Spatial distribution of the rice stink bug (Heteroptera: Pentatomidae) in Florida rice. *J. Econ. Entomol.* 82(2): 507-509.
- FREITAS, J. y AMARO, P. 2001. "Explosion" de Cicadelle verte dans la region du Douro au Portugal en juillet/août 1998. *Integrated Control in Viticulture IOBC wprs Bulletin* 24(7) :217-219.
- FRENZEL, B. 1968. *Grundzüge de Pleistozänen Vegetationsgeschichte Nord Eurasiens.* F. Steiner Verlag. Wiesbaden. 326 Pp.
- GALET, P. 1982. *Les maladies et les parasites de la vigne.* Tomo II. Montpellier. 1876 Pp.
- GARCÍA DE LUJAN, A; PUERTAS, B. y LARA, M. 1990. *Variedades de la Vid en Andalucía.* Junta de Andalucía. Consejería de Agricultura y Pesca. Sevilla. 253 pp.
- GARCIA DEL BARRIO, I. 1988. *Mapa de los suelos de la provincia de Cádiz. 1. Jerez de la Frontera.* Consejería de Agricultura y Pesca de la J. A. 62 Pp.
- GERMER, R. 1989. Ägyptens auswärtige Beziehungen hinsichtlich der Kulturgewächse. *Dissertationes Bot.* 133: 57-66.
- GODFREY, L. y CHANEY, W. E. 1995. Temporal and spatial distribution patterns of aphids (Homoptera: Aphididae) on Celery. *J. Econ. Entomol.* 88(2): 294-301.
- GOOVAERTS, P. 1997. *Geostatistics for natural resources evaluation.* Oxford university Press, Nueva York. 483 Pp.
- GRAELLS, M. 1879. *Prontuario filoxérico dedicado a los viticultores españoles y delegados oficiales.* Madrid. Establecimiento tipográfico de Segundo Martínez.
- GREEN, R. H. 1966. Measurement of non- randomness in spatial distributions. *Researches Population Ecology* 8: 1-7.
- GRIKBO, L.; LIEBHOLD, A. y HOHN, M. 1995. Model to predict gypsy moth (Lepidoptera: Lymantriidae) defoliation using kriging and logistic regression. *Environm. Entomol.* 24(3): 529-537.

- GUTIÉRREZ, J. M.; MARTÍN, A.; DOMÍNGUEZ, S. y MORA, J. P. 1991. *Introducción a la geología de la provincia de Cádiz*. Servicio de Publicaciones de la Universidad de Cádiz. 315 Pp.
- HAIRSTON, N. G. 1959. Species abundance and organisation. *Ecology* 40 : 404-416.
- 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.
- 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.
- HIDALGO, L. 1990. Notas Históricas sobre los orígenes del cultivo de la vid en España. *Sevi*. 2288: 2525-2533.
- HIDALGO, L. 2002. *Tratado de viticultura general*. 3ª Ed. Mundi-Prensa. Madrid.
- HOFMANN-WELLENHOF, B. ; LICHTENEGGE H. y COLLINS, C. 1994. *GPS Theory and practice* Editorial Springer - Verlag Wien. New York.
- HOLLAND, M; WINDER, L. y PERRY, J. 2000. The impact of dimethoate on the spatial distribution of beneficial arthropods in winter wheat. *Ann. Appl. Biol.* 136: 93 -105.
- HOPF, M. 1961. Die Pflanzenfunde aus Lerna. *Zürcherter* 31: 239-247.
- HOPF, M. 1978. Plants remains, strata V – I. En *Early Arad I. The chalcolithic settlement and early bronze age city*. Ed. R. Amiran, Israel Explor. Soc., Jerusalén. Pp. 64-82.
- HOPF, M. 1983. Jericho plant remains. En *Excavations at jericho*, Vol. 5 (eds. K. M. Keenyon & T.A Holland), British School of Archaeology in Jerusalem, London. Pp. 576-621.
- HOPF, M. 1991. *Kulturpflanzenreste aus der Sammlung Siret in Brüssel*. En *Die Funde der Südostspanischen Bronzezeit aus der Sammlung Siret*. H. Schubarth & H. Ulreich. Madrider Beiträge Band 17. Philipp von Zabern, Mains. Pp. 397-413.

- HOULDING, S. W. 2000. *Practical geostatistics: Modeling and spatial analysis*. Springer-Verlag, Berlin. 159 Pp.
- HUBER, W. y MARGGI, W. 1986. Distribution of *Pterostichus negrita* (Payk) and *Pterostichus rhaeticus*, Heer (Coleoptera Carabidae) in Switzerland. Verbreitung von *Pterostichus nigrita* (Payk) and *Pterostichus rhaeticus* Heer (Coleoptera Carabidae) in der Schweiz. *Mitt. Schweiz. Entomol. Ges.* 59(3): 439-445.
- HULBERT, S. 1990. Spatial distribution of the montane unicorn. *Oikos* 58: 257-71.
- ISAAKS, E. y SRIVASTAVA, M. 1988. Spatial continuity measures for probabilistic and deterministic geostatistics. *Mathematical Geology* 20(4): 313-341.
- ISAAKS, E. H. y SRIVASTAVA, R. M. 1989. *An introduction to applied geostatistics*. Oxford University Press, Nueva York. 561 Pp.
- ITO, Y.; NAKAMURA, M., KONDO, M., MIYASHITA, K., y NAKAMURA, K. 1962. Population dynamics of the chestnut gall-wasp. *Dryocosmus kuriphilus* Yasumatsu (Hymenoptera: Cynipidae) II. Distribution of individuals in bud of chestnut tree. *Res. Popul. Ecol.* 4: 35-46.
- JOHNSON, D. 1989. Spatial autocorrelation, spatial modeling and improvements in grasshopper survey methodology. *The Canadian Entomologist* 121: 579-588.
- JOHNSON, G.A., MORTESEN, D.A., YOUNG, L.J. y MARTIN, A.R. 1995. The stability of weed seedling population models and parameters in eastern Nebraska corn (*Zea mays* L.) and soybean (*Glycine max* L.) fields *Weed Sci.* 43: 604-611.
- JOURNEL, A. G. y HUIJBREGTS, C. J. 1978. *Mining geostatistics*. Academic Press, London, Reino Unido. 600 Pp.
- JOURNEL, A. G. 1986. Geostatistics, models and tools for the earth sciences. *Math. Geol.* 18(1): 119-140.
- KEMP, W.; KALARIS, T. y QUIMBY, W. 1989. Rangeland grasshopper (Orthoptera: Acrididae) spatial variability: Macroscale population assessment. *J. Econ. Entomol.* 82(5): 1270-1276.
- KENDALL, D. G. 1948. On some modes of population growth leading to R. A. Fisher's logarithmic series distribution. *Biometrika* 35: 6-15.

- KÖNING, M. 1989. Ein Fund römischer Traubenkerne in Piesport/Mosel Dissertationes *Botanicae* 133: 107-116.
- KORIE, S.; PERRY, J. MUGGLESTONE, M.; CLARK, S.; THOMAS, C. F. y MOHAMAD, R. 2000. Spatiotemporal Associations in beetle and virus count data. *Journal of Agricultural, Biological & Environmental Statistics* 5: 214-239.
- KROLL, H. J. 1983. *Kastanas. Ausgrabungen in einem Siedlungshügel der Bronze, und Eisenzeit Makedoniens 1975, 1979. Die Pflanzenfunde, Prähistorische Archäologie in Südosteuropa*, vol 2, Verlag Volker Spiess, Berlin.
- KUNO, E. 1991. Sampling and analysis of insect populations. *Annu. Rev. Entomol.* 36: 285-304.
- LABRA, M; FAILLA, O.; FORNI, G.; GHIANI, A.; SCIENZA, A. y SALA, F. 2002. Microsatellite analysis to define genetic diversity of grapevines (*Vitis vinifera* L.) grown in central and western mediterranean countries. *J. Int. Sci. Vigne Vin*, 36(1): 11-20.
- LENTINI, A.; DEL RIO, G. Y SERRA, G. 2000. Observations on the infestations of *Jacobiasca lybica* on grapevine in Sardinia. *IOBC wprs Bulletin* 23 (4): 127-129.
- LEVECHE, CH. 1972. Mollusques benthiques du lac Tchad: ecologie, etude des peuplements et estimation des biomasses. *Cah. O. R. S. T. O. M., ser Hidrobiol.* 6(1) : 3-45.
- LIEBHOLD, A.; XU ZHANG; HOHN, M.; ELKINTON, J.; TICEHURST, M.; BENZON, G. y CAMPBELL, R. 1991. Geostatistical analysis of gypsy moth (Lepidoptera: Lymantriidae) egg mass populations. *Environm. Entomol.* 20(5): 1407-1417.
- LIEBHOLD, M; ROSSI, E. y KEMP, P. 1993. Geostatistics and Geographic Information Systems in applied Insect Ecology. *Annu. Rev. Entomol.* 38: 303-327.
- 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*. J. Braumgarter, P. Brandmayer & B.F.J. Manly [eds] Balkema, Rotterdam. Pp. 111-117.
- LOGAN, P.A. 1980. Spatial distribution of cereal leaf beetle (*Oulema melanopus* (L)) eggs and larvae and treatment of count data. *Environ. Entomol.* 9: 186-189.

- LÓPEZ, F.; JURADO, M.; ATENCIANO, S.; GARCÍA-FERRER, A.; SANCHEZ, M. y GARCÍA, L. 2002. Spatial variability of agricultural soil parameters in southern Spain. *Plant and Soil* 246: 97-105.
- LOPEZ, M. A. 1997. Incidencia de *Kaloterme 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.
- LÓPEZ, M. A; OCETE, R; LARA, M. y SERRANO, M.J. 1998 a. Caracterización del vuelo de los imagos sexuados de *Kaloterme flavicollis* Fabr. (Isoptera, Kalotermitidae) en el Marco del Jerez. *Bol. San. Veg. Plagas* 24: 293-300.
- LÓPEZ, M; OCETE, R; OCETE, E; PÉREZ, M; KÁJATI, S; DANCŞHÁZY, G; SZENDREY, G. y KAPTAS, T. 1998 b. Ensayo de Técnicas Blandas de control sobre *Jacobasca Lybica* De Berg. (Homoptera. Cicadellidae) y *Tetranychus urticae* Koch (Acari, Tetranychidae) en el Marco del Jerez. *Bol. San. Veg. Plagas* 24: 127-142.
- 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.
- LUDWING, J. y REYNOLDS, J. 1988. *Statistical ecology*. John Wiley & Sons. New Cork. 339 Pp.
- MADEIRA, J.; PADILHA, A.; MALDONADO, F. y MURTEIRA, C. 1988. Pragas e doenças mais frequentes nas vinhas do Alentejo. 1º Simposio de Vitivinicultura de Alentejo: 99-110.
- MAGRO, A; ARAUJO, J. y HEMPTINNE, L. 1999. Coccinellids (Coleoptera: Coccinellidae) in citrus groves in Portugal: listing and analysis of geographical distribution. *Bol. San. Veg. Plagas* 25: 335-345.
- MARTINEZ DE TODA, F. 1991. *Biología de la vid. Fundamentos biológicos de la viticultura*. Eds. Mundi-Prensa. Madrid.
- MATHERON, G. 1962. *Traite de geostatistique appliquee*, tome 1 and 2, Memoires du bureau de recherches Geologiques et minieres, Tecnip, Paris. Pp. 1962-3.
- MATHERON, G. 1971. *The theory of regionalized variables and its applications*. Les Cahiers du CMM, Fasc. Nº 5, ENSMP, Paris. 211 Pp.

- MAZZA, S.; CONTRERAS, G.; VIDELA, M.; POLAK, J.; SCHROEDER, 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 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.
- MORRIS, R. F. 1954. A sequential sampling technique for spruce bud worm eggs surveys. *Can. J. Zool.* 32: 302-313.
- MULLA, D. J. 1997. Geostatistics, remote sensing and precision farming. En *Precision Agriculture: Spatial and temporal variability of environmental quality*. Ciba Foundation Symposium, John Wiley & Sons. England.
- MÜLLER, J. T. V. 1882. *Guía teórico - práctica para combatir las enfermedades de la vid*. Librería de V. Suárez. Madrid.
- MURCHIE, A.; WILLIAMS, I. y PERRY, J. 1999. Spatial distributions of *Ceutorynchus assimilis* Paykull (Coleoptera: Curculionidae) and its parasitoid *Trichomalus perfectus* (Walker) (Hymenoptera: Pteromalidae) in a crop of winter oilseed rape (*Brassica napus*). *Biocontrol* 44: 379-390.
- MURRAY, P. J. y CLEMENTS, R. 1995. Distribution and abundance of three species of Sitona (Coleoptera: Curculionidae) in grassland in England. *Ann. Appl. Biol.* 127: 229-237.
- NATIONAL RESEARCH COUNCIL (NRC). 1997. *Precision Agriculture in the 21st Century: Geospatial and Information Technologies in Crop Management*. NRC National Academy of Sciences. Washington, DC. Pp. 16-43.

- NEGRUL, A. M. 1938. Evolution of cultivated forms of grapes. *C. R. Acad. Sci. USSR* 18: 585-588.
- NIKLEWSKI, J. 1968. The Eemian interglacial at Glowezyn near Wyszogrod (Central Poland). *Monographiae botanicae* 27 : 125-191.
- NOWIERSKI, R. y GUTIERREZ, A. 1986. Microhabitat distribution and spatial dispersion pattern of the walnut aphid, *Chromaphis juglandicola* (Homoptera: Aphididae), in California. *Environm. Entomol.* 15: 555- 561.
- NUÑEZ, M. 1981. *Los vinos de Jerez*. Excma. Diputación de Cádiz. 48 Pp.
- OCETE, R. 1978. Estudios de la distribución del fósforo en una catena de tres suelos pesados desarrollados sobre margas calizas del oligoceno. Tesina de Licenciatura. C.S.I.C. Sevilla. 64 Pp.
- OCETE, R. y PÉREZ, M.A. 1995. Prospección del estadio sanitario de algunas poblaciones navarras de vid silvestre. *Navarra Agraria* 91: 18-22.
- OCETE, R.; LARA, M.; ROMERO, M.A. y PÉREZ, J. 1996. Prospección del estadio sanitario de *Vitis vinifera sylvestris* (Gmelin) Hegi situadas en el entorno del parque Nacional de Doñana (Huelva, y Cádiz) y en el parque Natural "Sierra Norte " Sevilla. *Bol. San. Veg. Plagas* 22 (2): 433-441.
- OCETE, R.; LÓPEZ, M.A.; LARA, M. y DEL TÍO, R. 1997 a. The sanitary state of a phylogenetic resource: the Spanish wild grapevine, *Vitis vinifera sylvestris* Gmelin (Hegi), Populations. *Plant genetic Resources Newsletter (FAO)* 110: 5-12.
- OCETE, R.; OCETE, M. E.; DEL TÍO, R.; LÓPEZ, M. A. y PÉREZ, M. A. 1997 b. Informe sobre las poblaciones españolas de vid silvestre: Una llamada de atención sobre un recurso fitogenético amenazado. II. Congreso Internacional de Universidades por el Desarrollo Sostenible y Medio Ambiente. Granada, 11-14 de diciembre. Pp. 81- 86.
- OCETE, R.; LÓPEZ, A.; QUARTAU, J. y PÉREZ, A. 1999. La problemática actual de los Mosquitos Verdes (Homoptera, Cicadellidae) en diversas zonas vitícolas españolas. *Viticultura/Enología Profesional* 63: 16-20.
- OCETE, R; LÓPEZ, M. A. y GÓMEZ, I. 2001 a. Aplicación de medidas de control para paliar el impacto de la infestación filoxérica. *Douro- Estudos & Documentos* VI(12): 161-174.

- OCETE, R; LÓPEZ, M.A. y PÉREZ, M. A. 2001 b. Una perspectiva histórica sobre la sucesión de métodos para el control de la altica, *Haltica ampelophaga* (Guérin-Menneville) (Coleoptera, Chrysomelidae). En *Actas del I Simposio de la Asociación Internacional de Historia y Civilización de la Vid y el Vino*. Javier Maldonado Rosso (Ed.). El Puerto de Santa María. Pp. 101-117.
- OLIVER, M. A. y WEBSTER, R. 1990. *Statisticals 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.
- PEDRO DOMEQC S.A. 1996. Manual de información general. Departamento de Relaciones Públicas.
- PERCONING, E. 1964. La estratigrafía del mioceno en Andalucía Occidental (España). El límite Oligoceno/Mioceno y la fase terminal marina del mioceno. *Curso y Conferencias* 9: 219-223.
- PERCONING, E y GRANADOS, L. 1973. El estratotipo de Andaluciense. *Comm. XIII Colog. Eur. Micropaleontol.* Madrid. C.N.G. Enadimsa: 225-246.
- PERRET, M. 1998. Polymorphisme des génotypes sauvages et cultivés de *Vitis vinifera* L. Défecté à l'aide de marqueurs RAPD. *Bull. Soc. Neuchâteloise Sci. Nat.* 120: 45-54.
- PERRET, M.; ARNOLD, C.; GOBAT, J. M. y KÜPFER, P. 2000. Relationships and genetic diversity of wild and cultivated grapevines (*Vitis vinifera* L.) in central Europe based on microsatellite markers. *Acta Hort. (ISHS)*. 528: 157-162.
- PERRY, J. N. y HEWITT, M. 1991. A new index of aggregation for animal counts. *Biometrics*. 47: 1505-1518.
- PERRY, J. 1995 a. Spatial aspects of animal and plant distribution in patchy farmland habitats. In *Ecology and Integrated Farming Systems*. Eds. D. M. Glen, M. A. Greaves, H. M. Anderson. Chichester, England . Wiley. Pp. 221-242.
- PERRY, J. 1995 b. Spatial Analysis by Distance Indices. *Journal of Animal Ecology* 64: 303-314.

- PERRY, J; BELL, E; SMITH, R. y WOIWOD, I. 1996. SADIE. Software to measure and model spatial pattern. *Aspects of Applied Biology* 46: 95-102.
- PERRY, N. y KLUKOWSKY, Z. 1997. Spatial distributions of counts at the edges of sample areas. VI Conferencia de la sociedad de biometría. Córdoba, España. Pp. 103-108.
- PERRY, J. 1998. Measures of spatial pattern for counts. *Ecology* 79(3): 1008-1017.
- PERRY, J.; PARKER, W.; ALDERSON, L.; KORIE, S.; BLOOD-SMITH, J.; MCKINLAY, R. y ELLIS, S.A. 1998. Simulation of counts of aphid over two hectares of Brussels sprout plants. *Computers and Electronics in Agriculture* 21: 33-51.
- PERRY, J.; WINDER, L.; HOLLAND, J. y ALSTON, R. 1999. Red – blue plots for detecting clusters in count data. *Ecology Letters* 2: 106-113.
- PERRY, J.; LEBHOLD, A.; ROSENBERG, M.; DUNGAN, J.; MIRITI, M.; JAKOMULSKA, A. y CITRON-POUSTY, S. 2002. Illustration and guidelines for selecting statistical methods for quantifying spatial patterns in ecological data. *Ecography* 25: 578-600.
- PIELOU, E. 1977. *Mathematical Ecology*. John Wiley & Sons. Inc. 386 Pp.
- PIERCE, F. y NOWAK, P. 1999. Aspects of Precision Agriculture. *Advances in Agronomy* 67: 1-85.
- PLANCHAIS, N. 1971. Histoire de la végétation post-wünmienne des plaines du Bassin de la Loire, d'après l'analyse pollinique. Thèse Univ. Sci. Paris VI nº A o 6769 C. N. R. S. (ronétypé). 495 Pp.
- PLIEGO, D. y BABIANO, F. 1982. Las diatomitas en España. *Tecniterrae* S – 304: 47-52.
- POISSON, S. D. 1837. Recherches sur la probabilité des jugements en matière criminelle et en matière civile, précédées des règles générales du calcul des probabilités, Bachelier, imprimeur -Libraire pour les Mathématiques. La physique, etc. Paris.
- QUARTAU, J.; FANÇONY, A. I. y G. 1989. *Jacobiasca lybica* (Bergevin y Zanon, 1992) (Homoptera : Cicadellidae, Typhlocybinae) A new leafhopper infesting vineyards in southern Portugal. *Boletim da Sociedade Portuguesa de Entomologia* 114 (IV-12): 129-136.

- QUARTAU, J. y REBELO M. T. 1992. Estudos Preliminares Sobre Cicadélídeos que Constituem Pragas das Vinha em Portugal (Homoptera, Cicadellidae). *Bol. San. Veg. Plagas* 18: 407-417.
- QUARTAU, J. y SIMÕES, P. 1995. Aplicação de métodos numéricos com vista à separação das espécies das cigarrinhas verdes da vinha no alentejo (Homoptera, Cicadellidae). 3º Simposio de Vitivinicultura do Alentejo. Portugal. Evora. 1: 145-156.
- QUENOUILLE, M. H. 1949. A relation between the logarithmic, Poisson and negative binomial series. *Biometrika* 5: 162-4.
- RABBINGE, R. 1997. Chairman's introduction. En *Precisión agriculture: Spatial and temporal variability of environmental quality*. Ciba Foundation Symposium. John Wiley & Sons. England.
- RAMÍREZ, J.; GONZÁLEZ, J.; OCETE, R. y LOPEZ, M. 2002. Descripción geoestadística de la distribución espacial de los huevos del mosquito verde *Jacobiasca lybica* (Bergenin & Zanon) (Homoptera: Cicadellidae) en viñedo: modelización y mapeo. *Bol. San. Veg. Plagas* 28: 87-95.
- 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.
- REBELO, M. T, y QUARTAU, J. 1995 a. Comparação entre armadilhas amarelas adhesivas e armadilhas de Moericke na amostragem das Cigarrinhas verdes da vinha (Homoptera, Cicadellidae) *Avances de Entomología Ibérica*: 463-472.
- REBELO, M. T. y QUARTAU, J. 1995 b. Estudo sobre complexo de espécies do género *Empoasca* S. L. (Homoptera, Cicadellidae) infestantes da vinha em Portugal. II *Encontro Nacional de Protecção Integrada* 5 (1): 387- 395.
- RENFRED, J. M. 1973. *Paleothnobotany. The prehistoric food plants of the Near East and Europe*, Columbia University Press, Nueva York.
- RIVERA, D. y WALKER, M. J. 1989. A review of paleobotanical findings of early *Vitis* in the Mediterranean and the origin of cultivated grape- vines, with special reference to new pointers to prehistoric exploitation in the Western Mediterranean. *Rev. of Paleobotany* 6: 205-237.

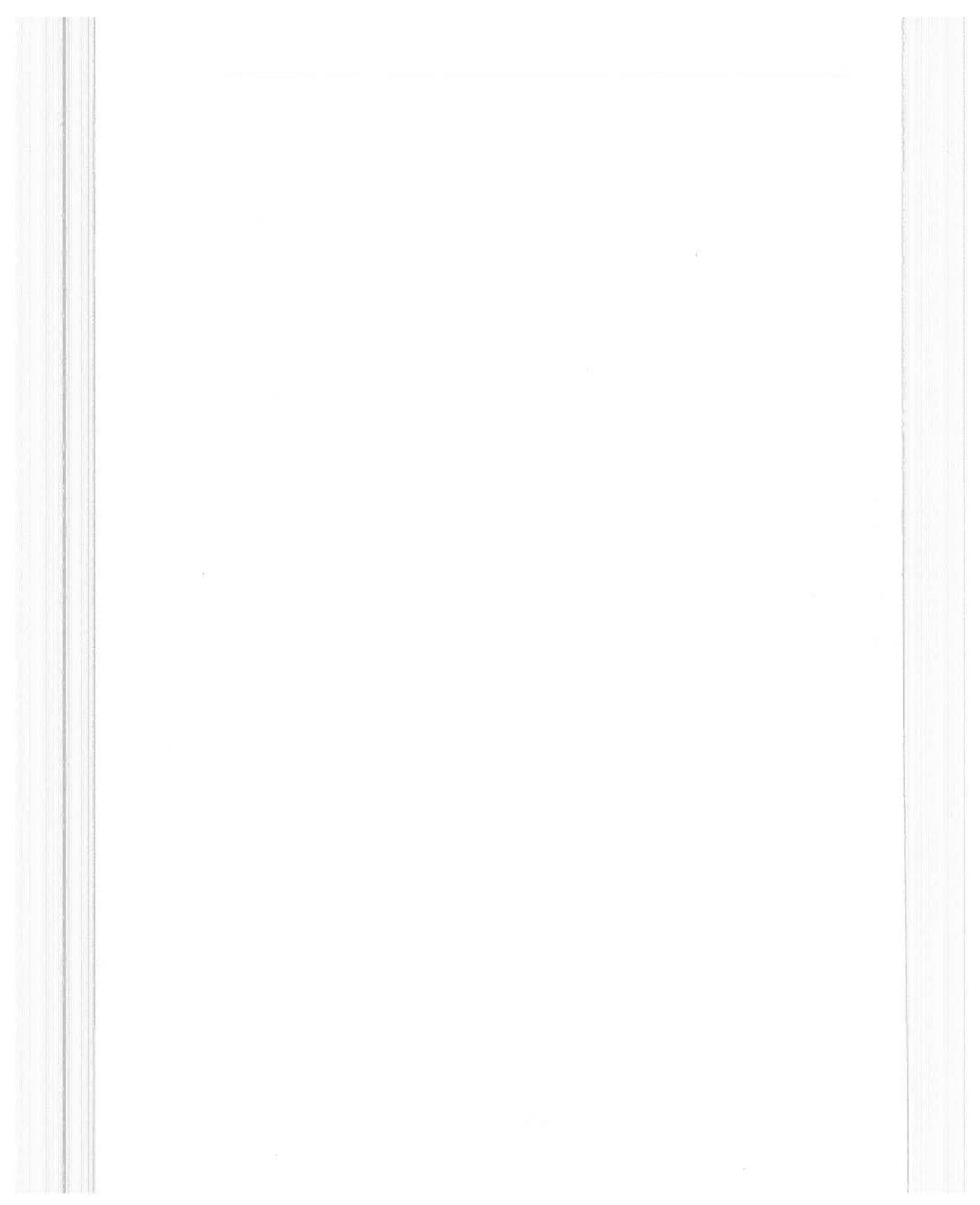
- RIVOIRARD, J., SIMMONDS, J., FOOTE, K., FERNANDEZ, P. y BEZ, N. 2000. *Geostatistics for estimating fish abundance*, Blackwell Science, Oxford. 206 Pp.
- RODRÍGUEZ, M. 1992. *Altica (Haltica ampelophaga Guer.)*. En *Los Parásitos de la Vid. Estrategias de Protección Razonada*. MAPA-Ediciones Mundi-Prensa. España. Pp. 79-81.
- ROSS, C. J. S. 1987. *Maximum likelihood program*. Rothamsted Experimental Station Harpenden. UK.
- 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.
- RUESINK, W. 1980. Introduction to sampling theory. En *Sampling methods in soybean entomology*. M. Kogan & D. Herzo. Eds. Sprigenger Verlag, New York. Pp. 61-78.
- RUÍZ CASTRO A. y MENDIZABAL, M. 1939. La roya colorada producida por *Empoasca lybica* De Bergenin (Hem. Hom.) en los parrales de Almería. *Bol. Pat. Veg. Ent. Agraria* (7).
- RUÍZ CASTRO, A. 1935. *Los enemigos de la Parra. El "Pulgón" o "Coquillo"*. Papejería Moya. Almería. Vol. I. 36 Pp.
- RUÍZ 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.
- SAN MIGUEL ARRIBAS, M. 1976. Estudio del nannoplacton calcáreo del estrecho Nort-Bético. Tesis Doctoral. Universidad Complutense. Madrid. 344 Pp.
- SAWYER, J. 1989. Inconstancy of Taylor's b: simulated sampling with different quadrat sizes and spatial distributions. *Res. Popul. Ecol.* 31: 11-24.
- SCHOTZKO, D. y O'KEEFFE, L. 1989. Geostatistical description of the spatial distribution of *Lygus hesperus* (Heteroptera: Miridae) in Lentils. *J. Econ. Entomol.* 82(5): 1277-1288.

- SCHOTZKO, D. y QUISENBERRY, S. 1999. Pea leaf weevil (Coleoptera: Curculionidae) Spatial Distribution in Peas. *Environmental Entomology* 28(3): 476-484.
- 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.
- SCOSSIROLI, R.E. 1998. Origine ed Evoluzione della vite. *Atti Ist. Bot. E Lab. Critt.* 7 (Serie 7): 35-55.
- SHAROV, A.; LIEBHOLD, A. y ROBERTS, E. 1996. Spatial variation among counts of gypsy moths (Lepidoptera: Lymantriidae) in pheromone Baited traps at expanding populations fronts. *Environ. Entomol.* 25(6): 1312-1320.
- SHELTON, A. M.; NYROP, J. P; SEAMAN, A. y FOSTER, R.E. 1986. Distribution of European conr borer (Lepidoptera: Prylidae) egg masses and larvae on sweet corn in New York. *Environ. Entomol.* 15: 501-506.
- SOIL SURVEY STAFF, 1975. *Soil Taxonomi.* Us. Dept. Agric. Handbook. Us Government Printing. Washington D.C. 87 Pp.
- SOKAL, R. y ROHLF, F. 1995. *Biometry: The Principles and Practice of Statistics in Biological Research.* 3ª Edición. Freeman, New York. 356 Pp.
- 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.
- STAFFORD, J. y MILLER, P. 1993. Spatially selective application of herbicides to cereal crops. *Computers Electronics Agric.* 9: 217-229.
- STAGER, L.E. 1985. First fruits of civilization. En *Palestine in Bronze and Iron Age: papers in honour of Olga Tufnell* (ed. J. N. Tubb), Pp. 172-187. Institute of Archaeology, London.
- STEEL, R. y TORRIE, J. 1985. *Bioestadística.* Ed. Mc. Graw Hill. 2ª Edición. Colombia. 622 Pp.

- STUMMER, A. 1911. Zur urgeschichte der Rede und des Weinbues. *Mitteilungen der Anthropologischen Gesellschaft in wien*, 41: 283-296.
- SUMAN, C.; PETER, C.; NAGARKATTI, S. y WAHI, S. 1987. Distribution pattern of immature stages of epilachna beetle *Henosepilachna vigintioctopunctata*. *Fabr. on Brinjal. Entomon.* 12 (4): 295-300.
- SYRJALA, E. 1996. A statistical test for a difference between the spatial distributions of two populations. *Ecology* 77 (1): 75-80.
- TAYLOR, L. 1961. Agregation, variance and the mean. *Nature* 189: 732-735.
- TAYLOR, R; WOWOD, I. y PERRY, J. 1979. The negative binomial as a dynamic ecological model for aggregation, and the density dependence of K. *Journal of Animal Ecology* 48: 290-340.
- TAYLOR, L. y WOWOD, I. 1980. Temporal stability as a density-dependent species characteristic. *J. Anim. Ecol.* 49: 209-24.
- TAYLOR, L. y WOWOD, I. 1982. Comparative synoptic dynamics. I. Relationships between Inter. – and intraspecific spatial and temporal variance/ mean population parameters. *J. Anim. Ecol.* 51: 879-906.
- TAYLOR, L. R.; TAYLOR, R. A; WOWOD, I. y PERRY, J. 1983. Behavioural dynamics. *Nature* 303: 801- 804.
- TAYLOR, L. 1984. Assessing and interpreting the spatial distributions of insect populations. *Annu. Rev. Entomol.* 29: 321-357.
- THIS, P.; ROUX, C.; PARRA, P.; SIRET, R.; BOURSE, T.; ADAM, A.; YVON, M.; LACOMBE, T.; DAVID, J. y BOURSQUOT, J. M. 2001. Caractérisation de la diversité d' une population de vignes sauvages du Pic Saint – Loup (Hérault) et relations avec le compartiment cultivé. *Genet. Sel. Evol.* 33 (1): S289-S304.
- THOMAS, G; PARKINSON, L; GRIFFITHS, K; FERNANDEZ, G. y MARSHALL, J. 2001. Aggregation and Temporal Stability of Carabid Beetle Distributions in Field and Hedgerow habitats. *Journal of Applied Ecology* 38: 100-116.
- TOLEDO, J. 1992. Mosquitos verdes. En *Los Parásitos de la Vid. Estrategias de Protección Razonada*. MAPA-Ediciones Mundi-Prensa. España. Pp. 67-70.

- TOLEDO, P. 1992. Melazo o Cochinilla Algodonosa (*Pseudococcus citri*, Risso). En *Los Parásitos de la Vid. Estrategias de Protección Razonada*. MAPA-Ediciones Mundi-Prensa. España. Pp. 58-61.
- TRUMBLE, J.; OATMAN, E.; y VOTH, V. 1983. Temporal variation in the spatial dispersion patterns of aphids (Homoptera: Aphididae) infesting strawberries. *Environ. Entomol.* 12: 595-598.
- TURNER, C. 1970. Middle Pleistocene deposits at Marks tey, Essex. *Philos. Trans. Roy. Soc. London. B.* 257: 373-440.
- VAN ZEIST, W. 1980. Aperçu sur la diffusion des végétaux cultivés dans la région méditerranéenne. En *La mise en Place, l'évaluation et la Caractérisation de la Flore et de la Végétation Circum-Méditerranéenne*. Colloque de la fondation L. Emberger. *Nat. Monspeliensia*: 129-145.
- VAVILOV, N. 1994. *Origin and geography cultivated plants*. Cambridge University Press, Cambridge. 500 Pp.
- WACKERNAGEL, H. 1998. *Multivariate geostatistics: An introduction with applications*. 2ª Ed. Springer-Verlag, Berlin. 29 Pp.
- WALLACE, M. K. y HAWKINS, D.M. 1994. Applications of Geostatistics in Plant Nematology. *Journal of Nematology* 26(4S): 626-634.
- WATERS, W. E. 1954. A quantitative measure of aggregation in insects. *J. Econ. Ent.* 52: 1180-1184.
- WATERS, W. E. y HENSON, W. R. 1959. Some sampling attributes of the negative binomial distributions with especial reference to forest insects. *For. Sci.* 5: 397-412.
- WEBER, L. y TIWARI, A. 1995. DGPS Architecture Based on Separating Error Components, Virtual Reference Station and FM Subcarrier Broadcast. Proc ION Annual Meeting.
- WEBSTER, R. y OLIVER, M. A. 2001. *Geostatistics for environmental scientists*. John Wiley & Sons, Chichester. 251 Pp.
- WEISZ, R.; FLEISCHER, S. y SMILOWITZ, Z. 1995. Map generation in high – value horticultural integrated pest management: Appropriate interpolation methods

- for site – specific pest management of the Colorado potato beetle (Coleoptera: Chrysomelidae). *J. Econ. Entomol.* 88: 1650-1657.
- WEISZ, R.; FLEISCHER, S. y SMILOWITZ, Z. 1996 a. 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. *J. Econ. Entomol.* 88: 1069-1080.
- WEISZ, R; FLEISCHER, J. y SMILOWITZ, Z. 1996 b. Site specific integrated pest management for high value crops: Impact on potato pest management. *J. Econ. Entomol.* 89: 501-509.
- WINDER, L; PERRY, J. y HOLLAND, J. 1999. The spatial and temporal distribution of the grain aphid *Sitobion avenae* in winter wheat. *Entomologia Experimentalis et Applicata* 93: 227- 290.
- WYATT, T. y FOSTER, W. 1988. Distribution and abundante of the intertidal saltmarsh beetle *Bledius spectabilis*. *Ecol. Entomol.* 13(4) : 453-464.
- ZIMMERMAN, D. L. 1993. A bivariate Cramér-von Mises type of test for spatial randomness. *Applied Statistics* 42: 43-54.
- ZOHARY, D. y HOPF, M. 1994. Fruit trees and nuts. En *Domestication of Plants in the Old World*. Clarendon Press. Oxford.





XVIII. ANEXOS

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...

...the ...



Figura 2. Huevos de *J. lybica*.



Figura 3. Resto de muda de una larva.



Figura 4 Ninfa.



Figura 5 Fotografía de un imago.

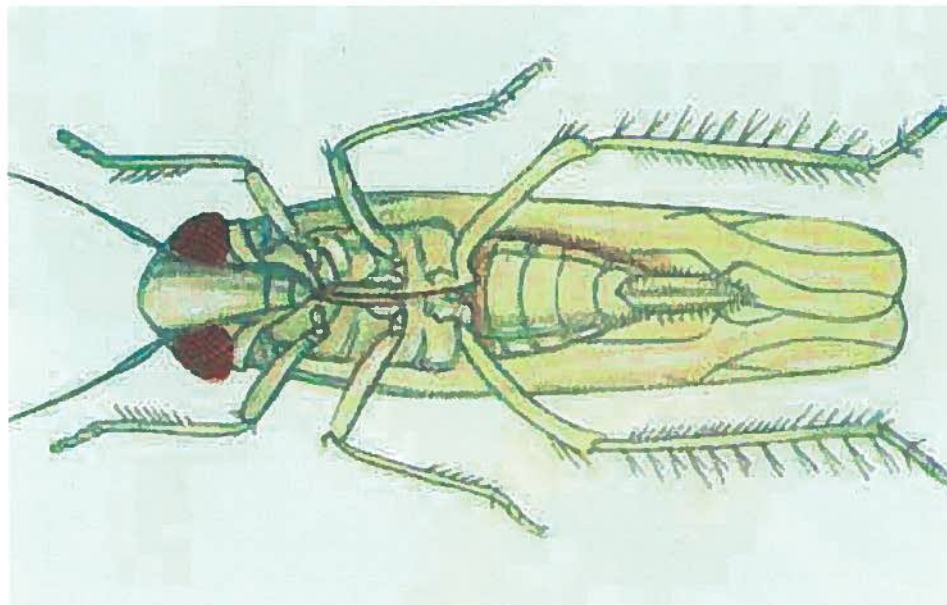
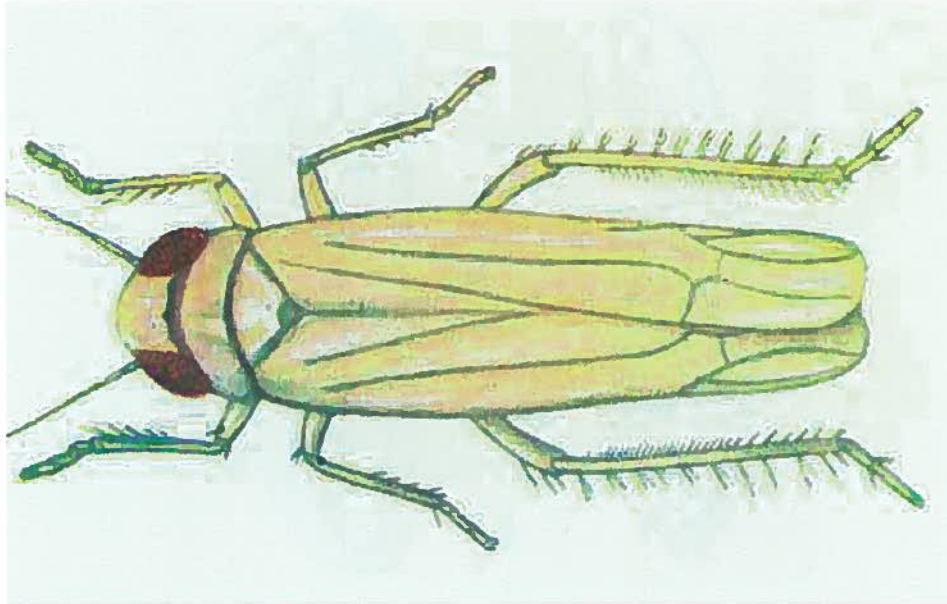


Figura 6 y 7 Vista dorsal y ventral de un imago (Tomadas de Ruiz Castro, 1944).

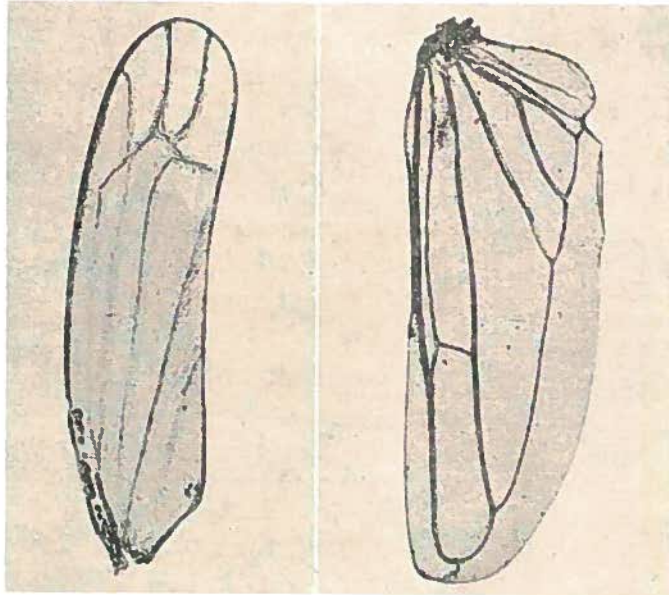


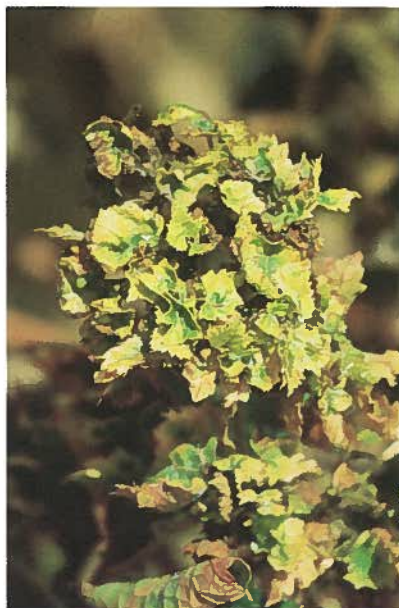
Figura 8 Morfología y venación de las alas (Tomada de Ruiz Castro, 1944).



Figura 9 . Zonas cloróticas situadas en el borde de la hoja provocadas por la acción de *J. lybica*.



Figura 10. Vista de una hoja con borde necrosado.



Figuras 11 y 12. Clásico arrepollado en la variedad Zalema (Condado de Huelva).



Figuras 13-14. Aspecto que toman las variedades tintas infestadas (Almuñécar, Granada).



Figura 15. Portainjerto atacado por el mosquito a mediados de octubre (Rociana de Condado, Huelva).



Figura 16. Aspecto de una viña con fuerte infestación a comienzos de otoño.



Figura 17. Cepas con pámpanos muy afectados (Ítrabo, Granada).

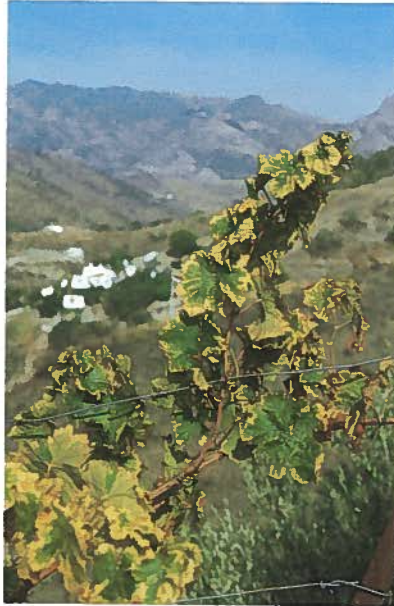


Figura 18. Aspecto de otra cepa infestada (La Axarquía, Málaga).



Figura 19. Parral atacado por el mosquito verde (Alhama de Almería).

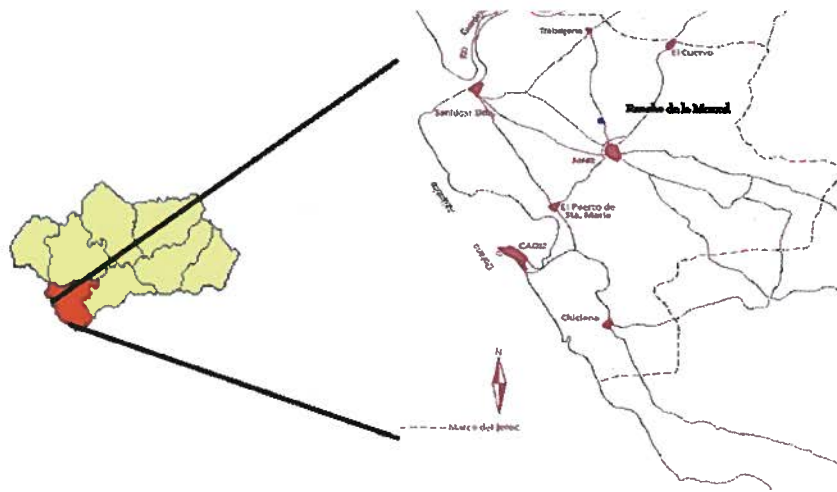


Figura 20. Situación del área de estudio



Figura 21. Panorámica del Marco del Jerez (Cádiz).



Figura 22. Típica poda de vara y pulgar o jerezana.



Figura 23. Aspecto de la variedad Palomino Fino tras el envero.

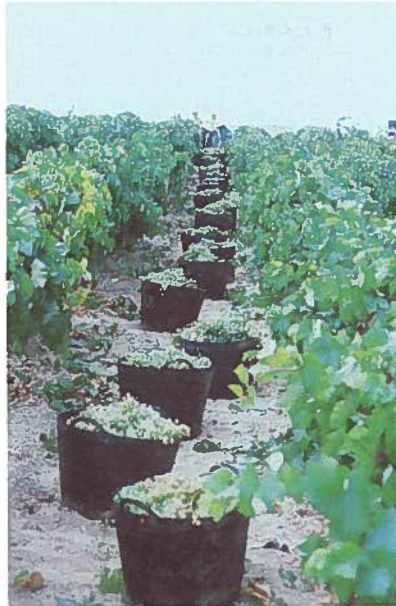


Figura 24. Vista de una parcela en vendimia.



Figura 25. Difusor de feromona empleado para el sistema de confusión sexual de la polilla del racimo.



Figura 26-27. Diversos tipos de tratamientos en el Marco del Jerez.

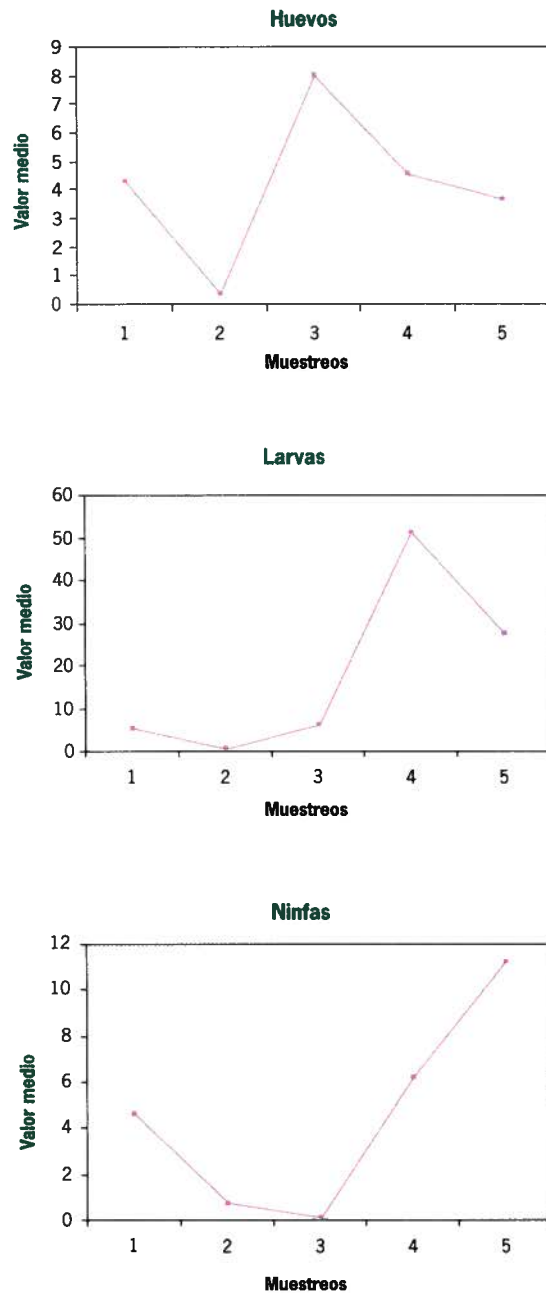


Figura 43. Evolución en el tiempo de los huevos, larvas y ninfas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo en la Parcela del año 2000.

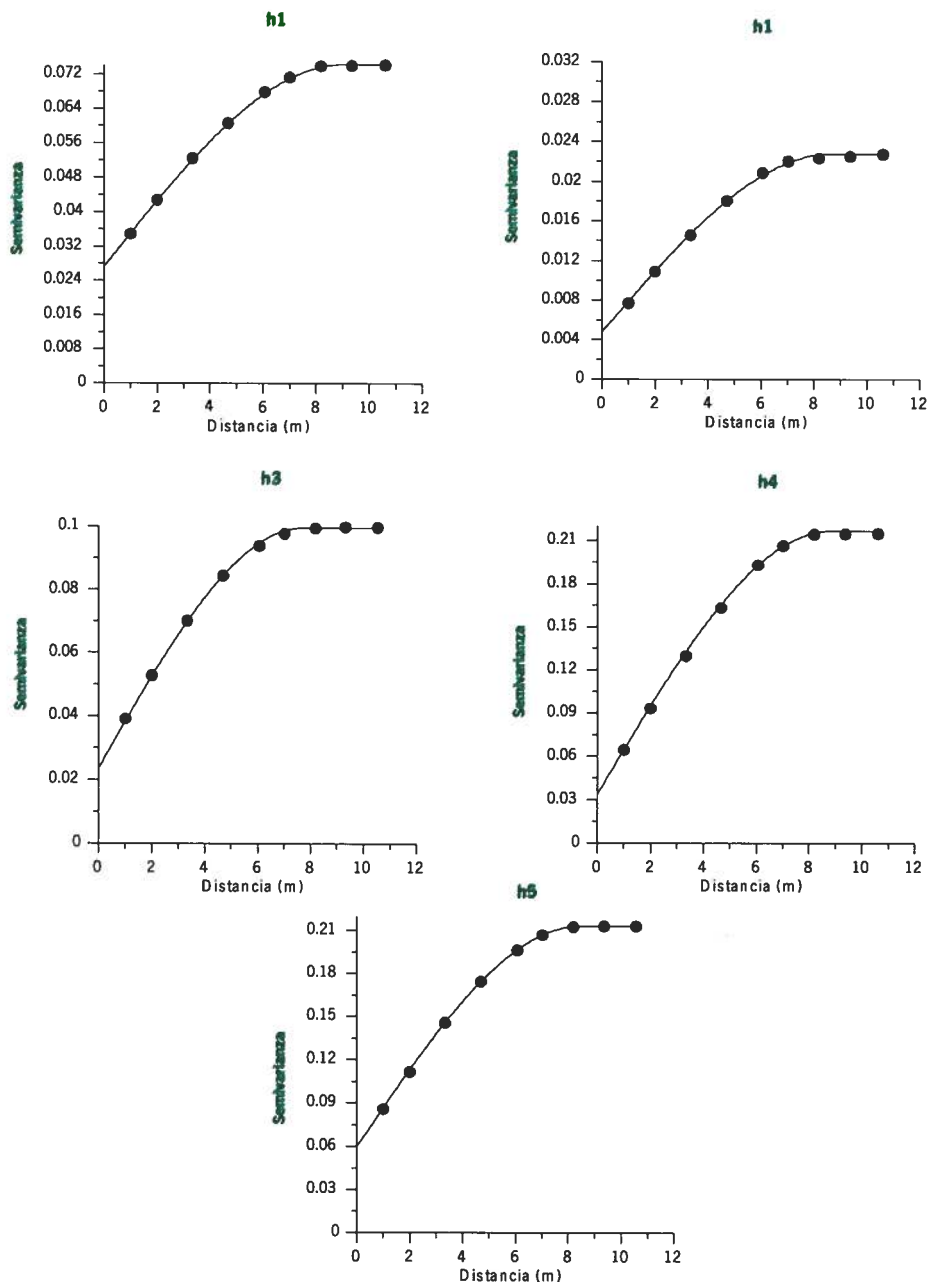


Figura 44. Semivariogramas de los huevos de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela del año 2000.

h1= 30-07, h2= 06-08, h3= 13-08, h4= 20-08 y h5= 27-08

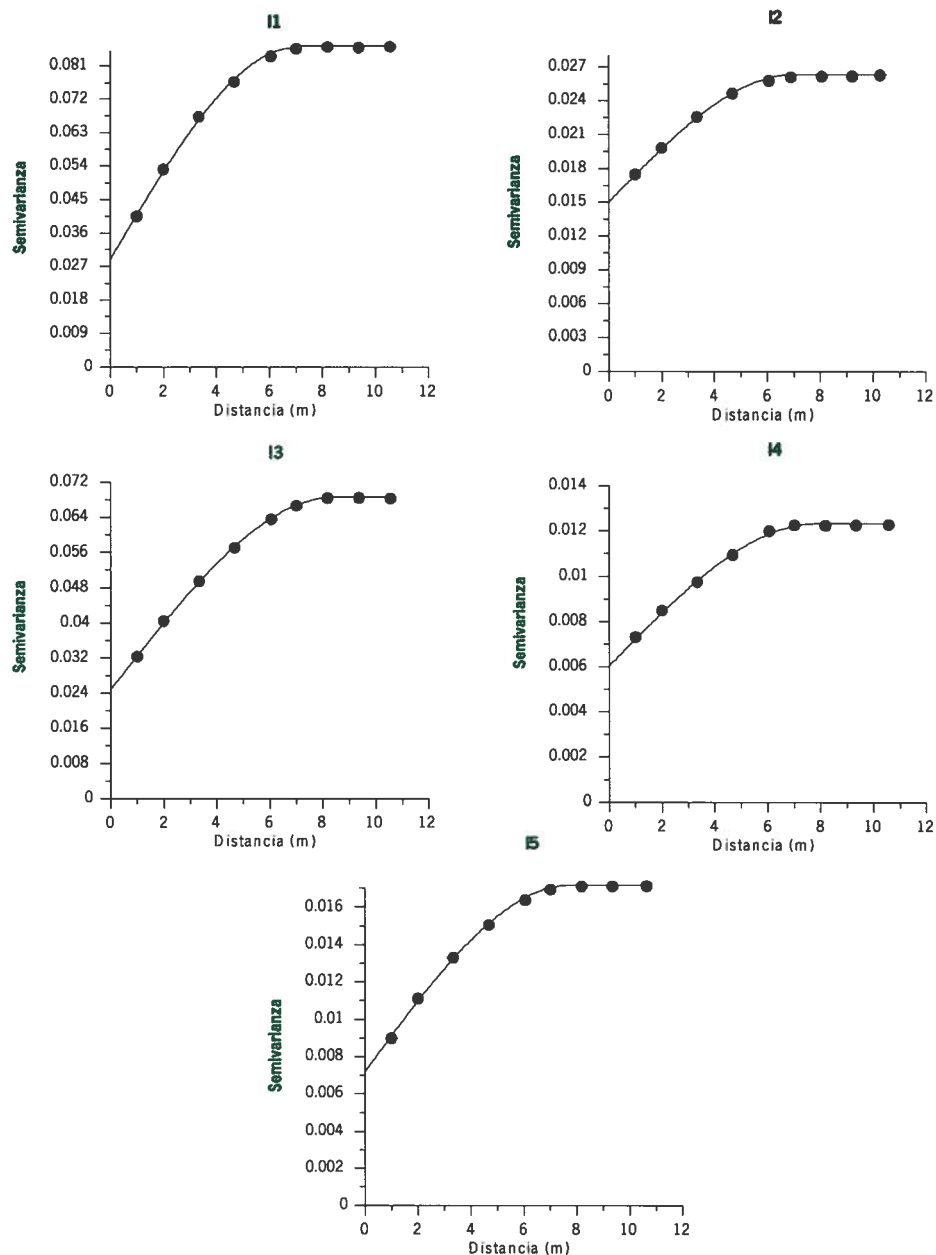


Figura 45. Semivariogramas de las larvas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela del año 2000.

I1= 30-07, I2= 06-08, I3= 13-08, I4= 20-08 y I5= 27-08

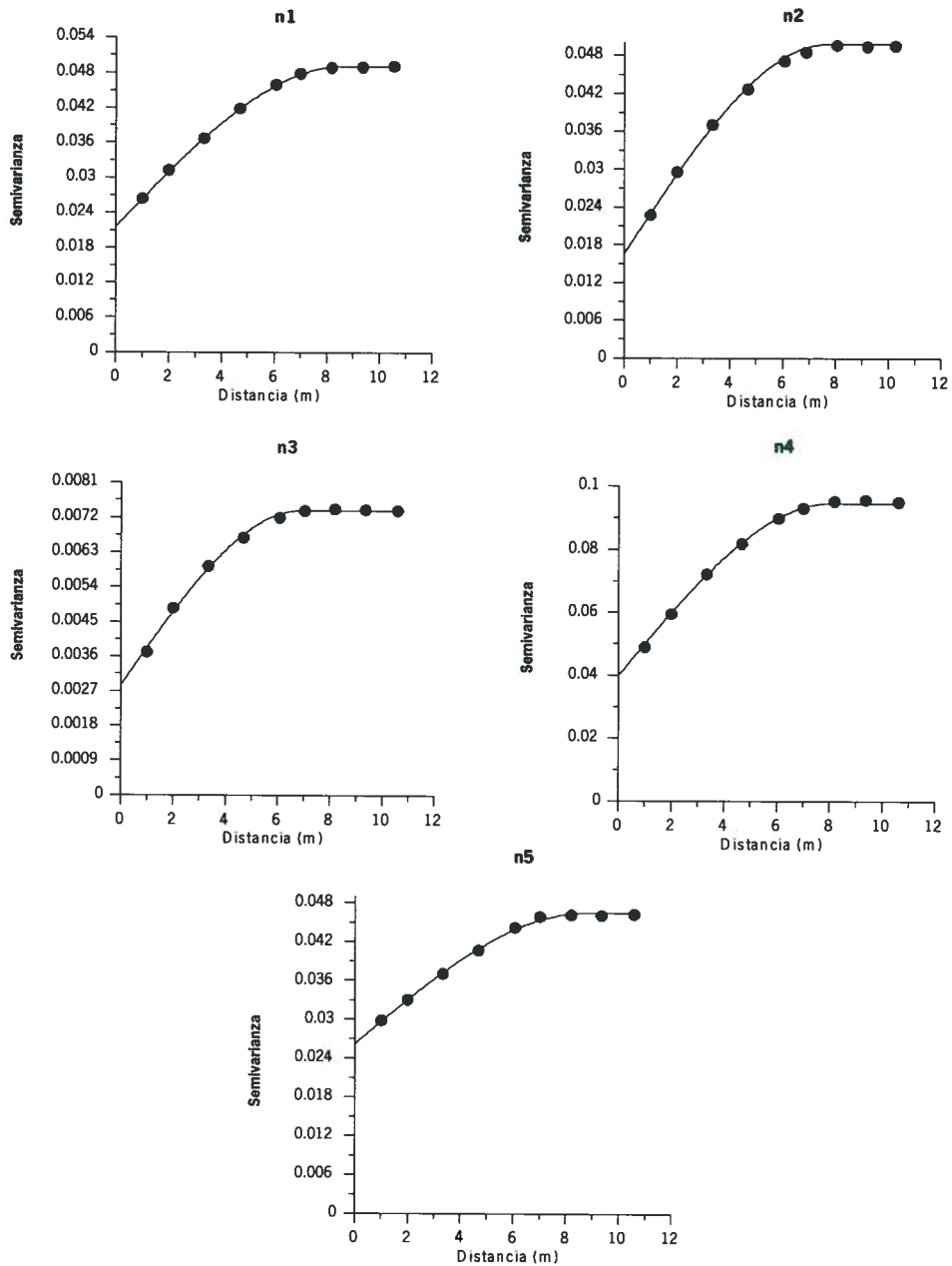


Figura 46. Semivariogramas de las ninfas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela del año 2000.

n1= 30-07, n2= 06-08, n3= 13-08, n4= 20-08 y n5= 27-08

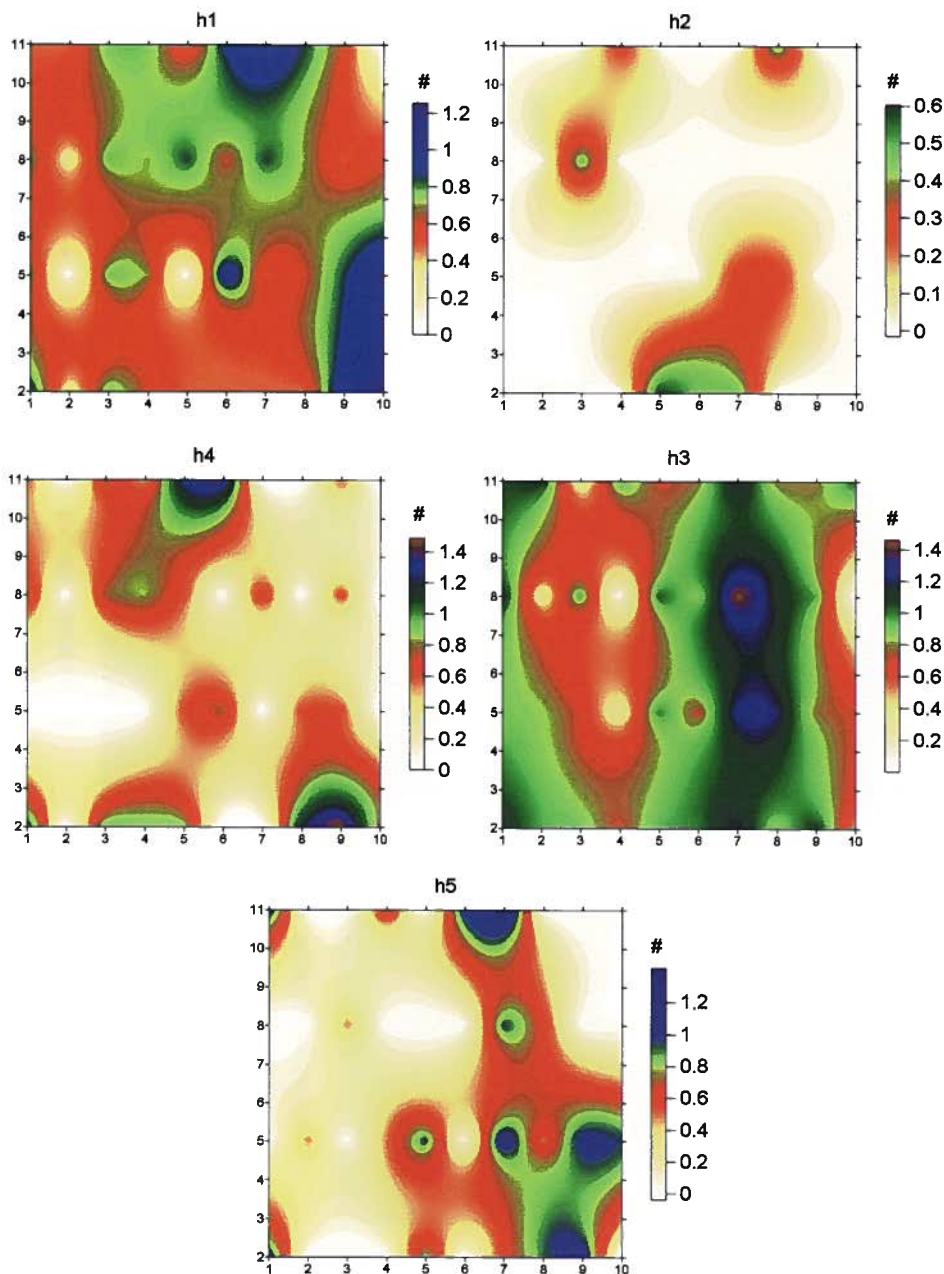


Figura 47. Mapas de densidad de los huevos de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela del año 2000.

h1= 30-07, h2= 06-08, h3= 13-08, h4= 20-08 y h5= 27-08

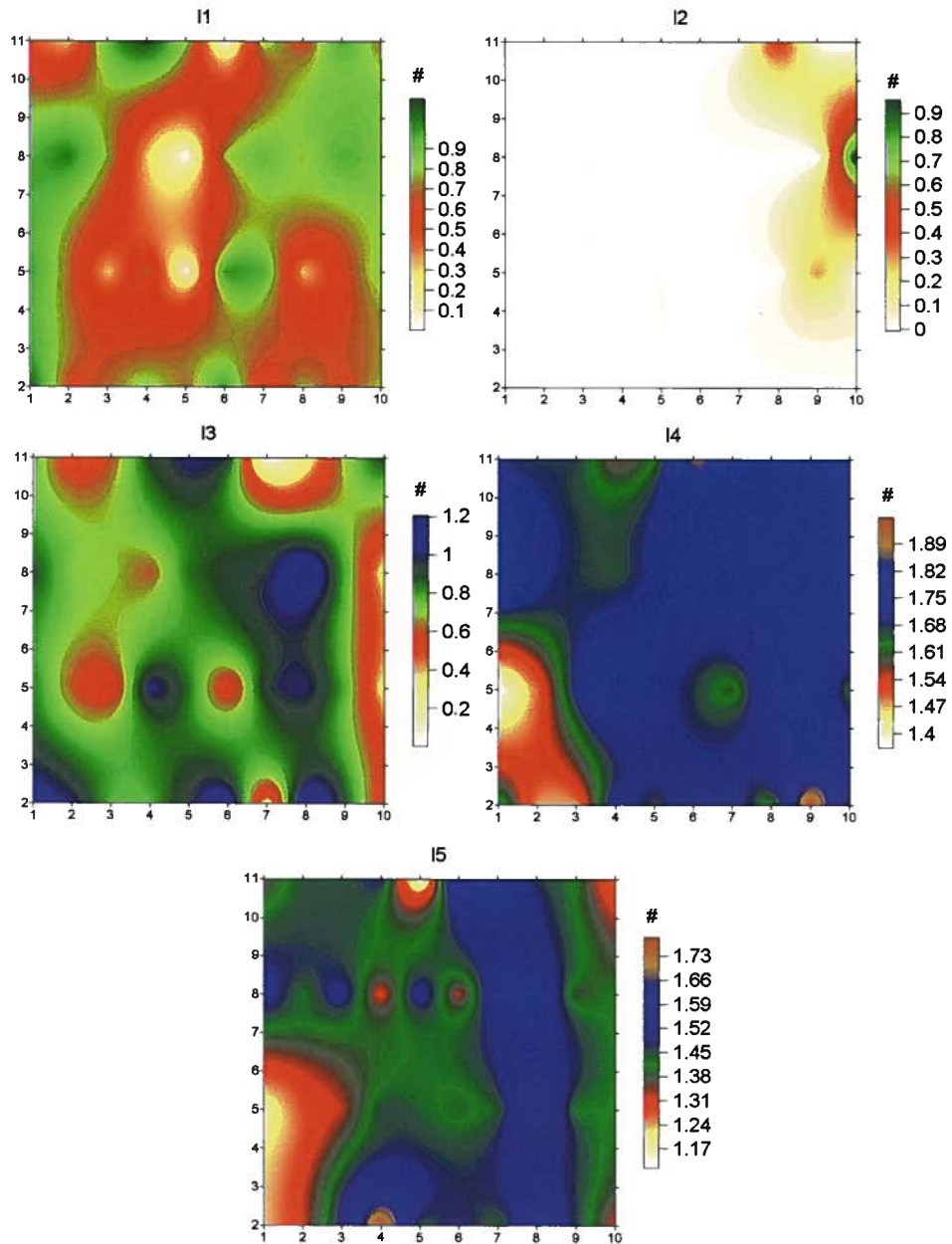


Figura 48. Mapas de densidad de las larvas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela del año 2000.

I1= 30-07, I2= 06-08, I3= 13-08, I4= 20-08 y I5= 27-08

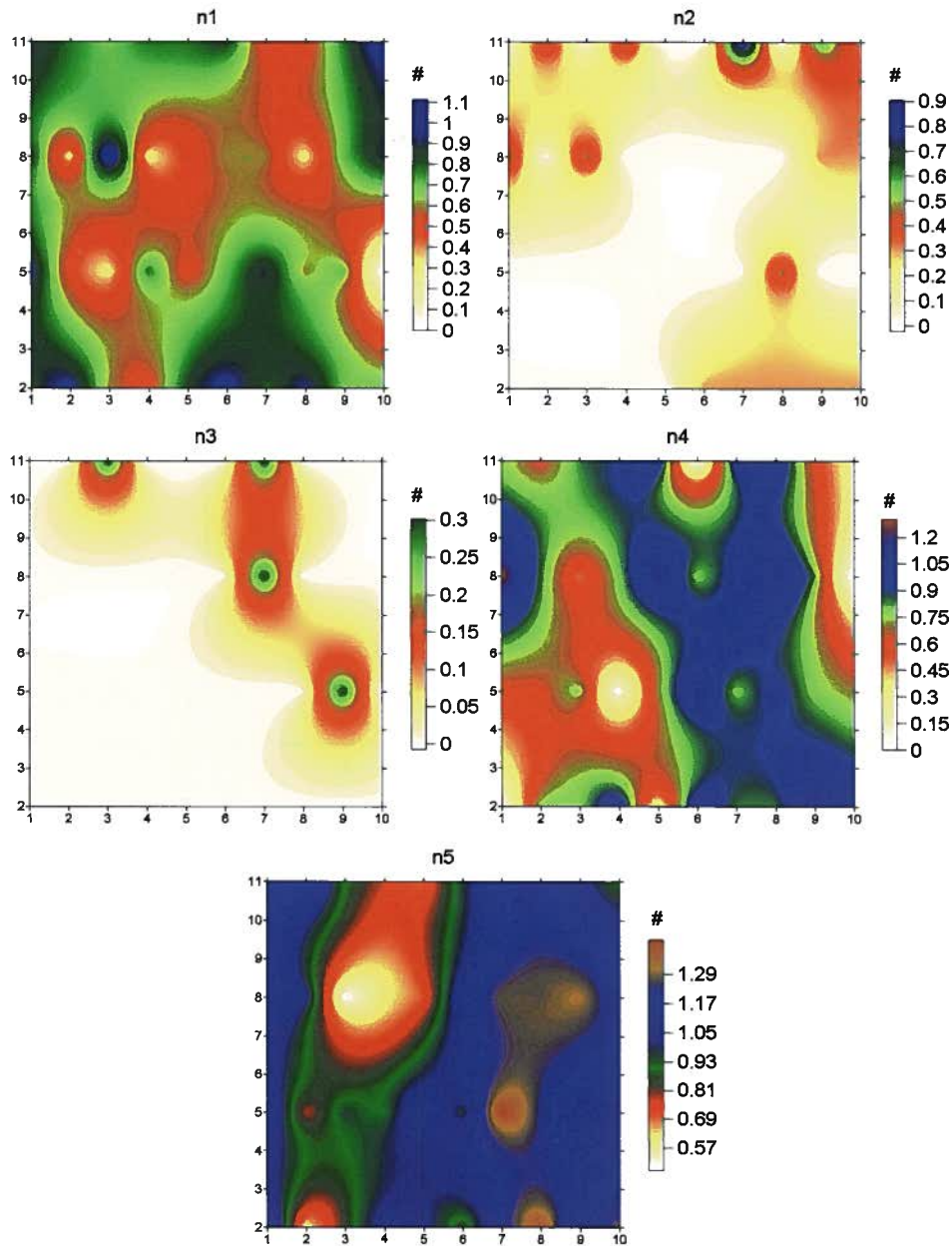


Figura 49.. Mapas de densidad de las ninfas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela del año 2000.

n1= 30-07, n2= 06-08, n3= 13-08, n4= 20-08 y n5= 27-08

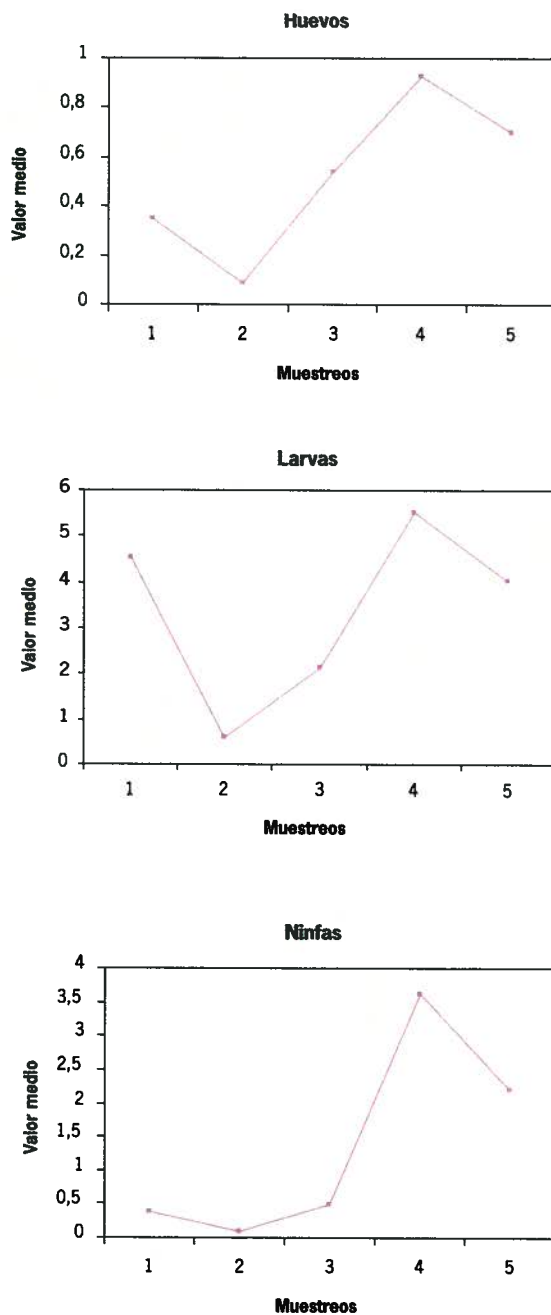


Figura 50. Evolución en el tiempo de huevos, larvas y ninfas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela con Riego del año 2001.

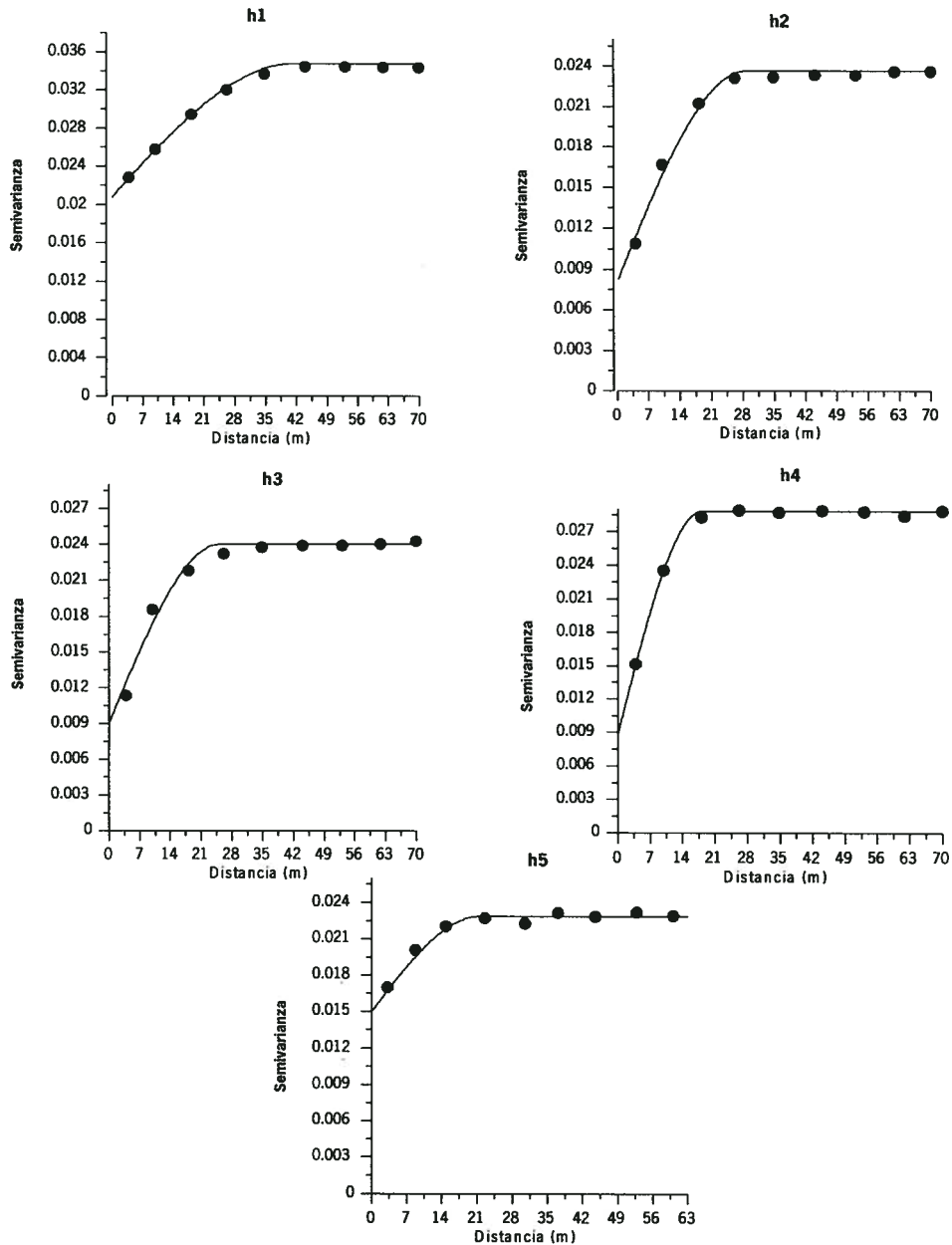


Figura 51. Semivariogramas de los huevos de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela con Riego del año 2001.

h1= 29-06, h2= 07-08, h3= 30-08, h4= 27-09 y h5= 26-10

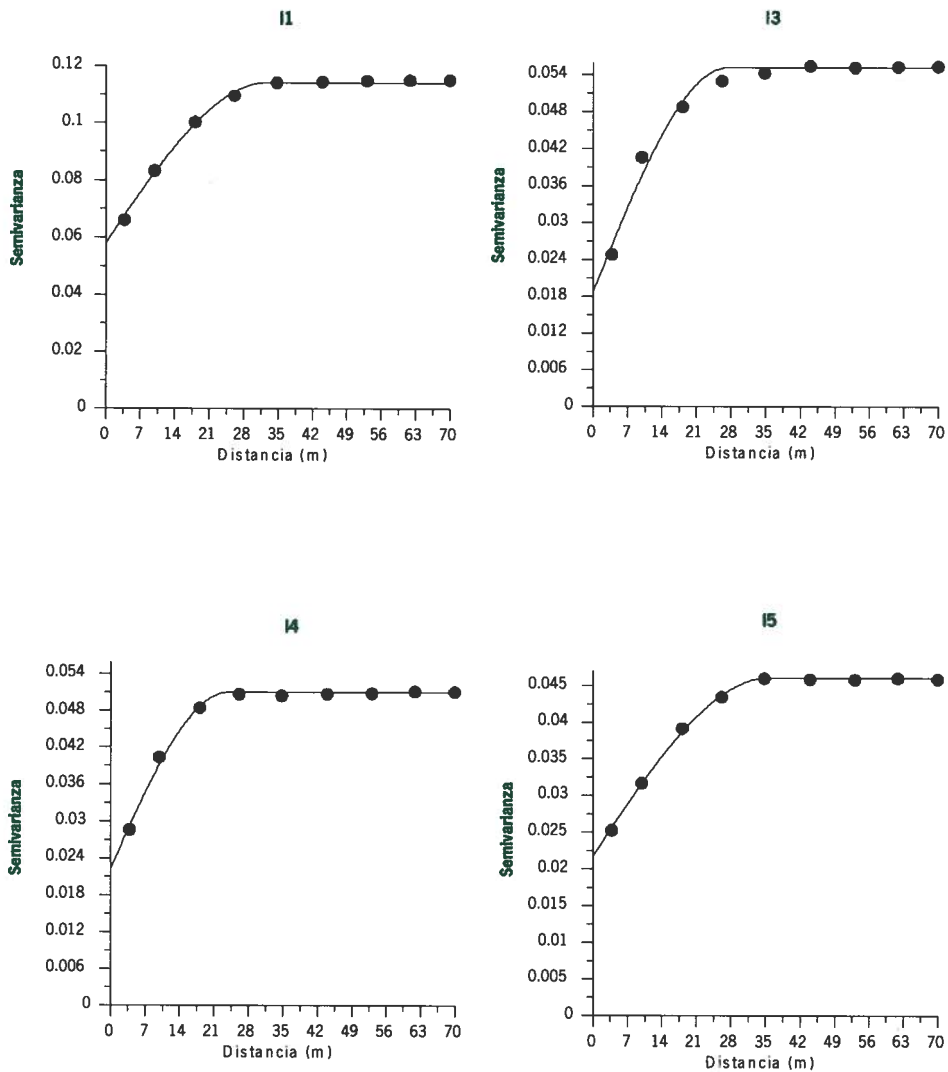


Figura 52. Semivariogramas de las larvas de *J. lybica* en las cuatro fechas de muestreo de la Parcela con Riego del año 2001.

I1= 30-07, I3= 13-08, I4= 20-08 y I5= 27-08

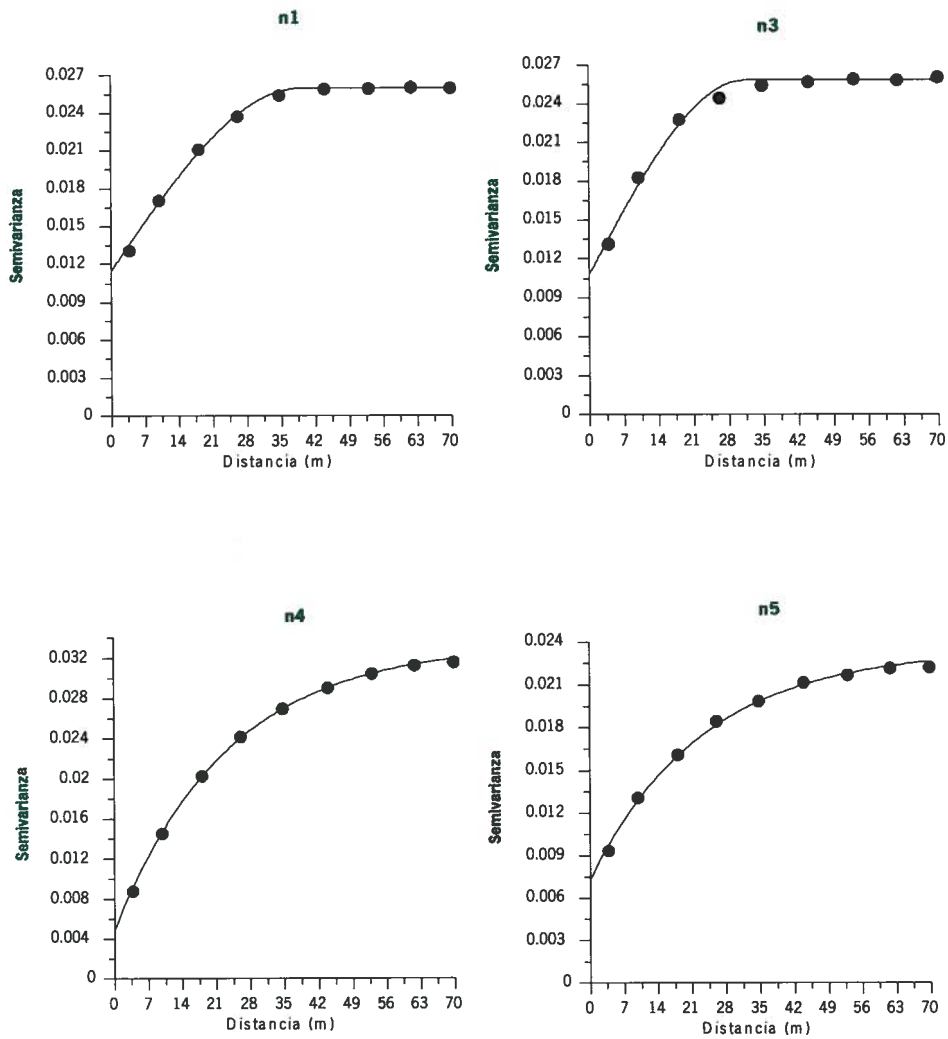


Figura 53. Semivariogramas de las ninfas de *J. lybica* en las cuatro fechas de muestreo de la Parcela con Riego del año 2001.

n1= 30-07, n3= 13-08, n4= 20-08 y n5= 27-08

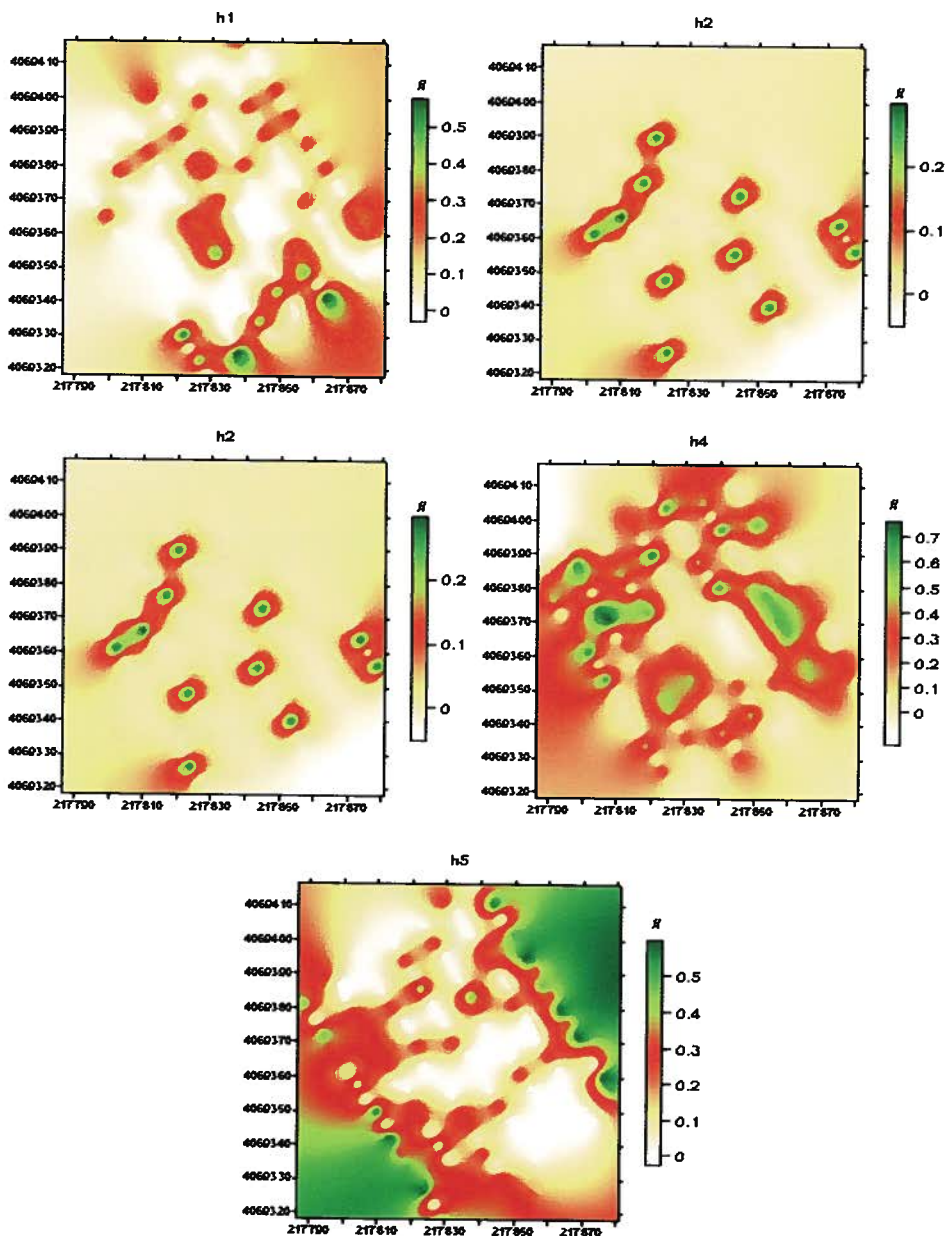


Figura 54. Mapas de densidad de los huevos de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela con Riego del año 2001.

h1= 29-06, h2= 07-08, h3= 30-08, h4= 27-09 y h5= 26-10

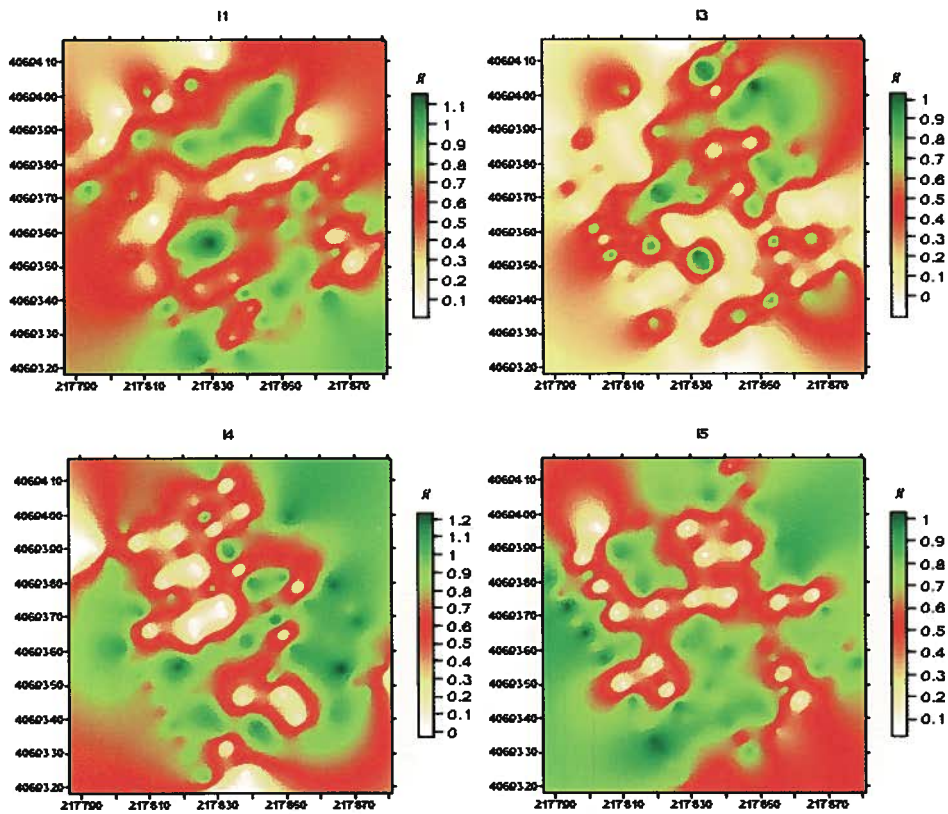


Figura 55. Mapas de densidad de las larvas de *J. lybica* en las cuatro fechas de muestreo de la Parcela con Riego del año 2001.
I1= 30-07, I3= 13-08, I4= 20-08 y I5= 27-08

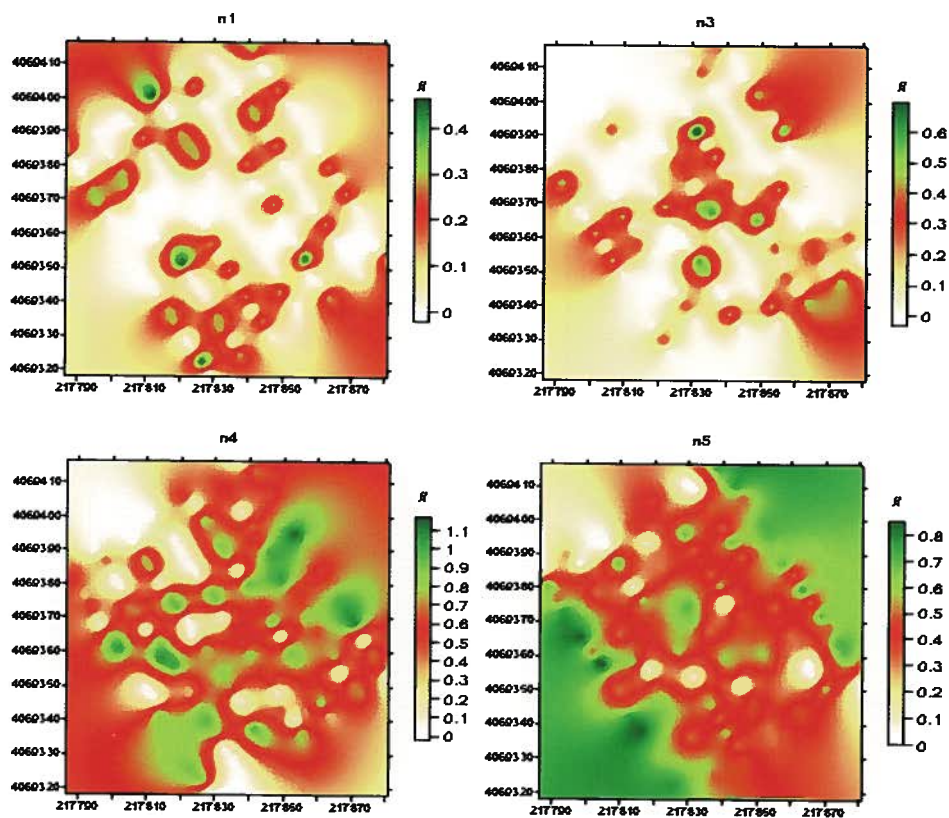


Figura 56. Mapas de densidad de las ninfas de *J. lybica* en las cuatro fechas de muestreo de la Parcela con Riego del año 2001. n1= 30-07, n3= 13-08, n4= 20-08 y n5= 27-08

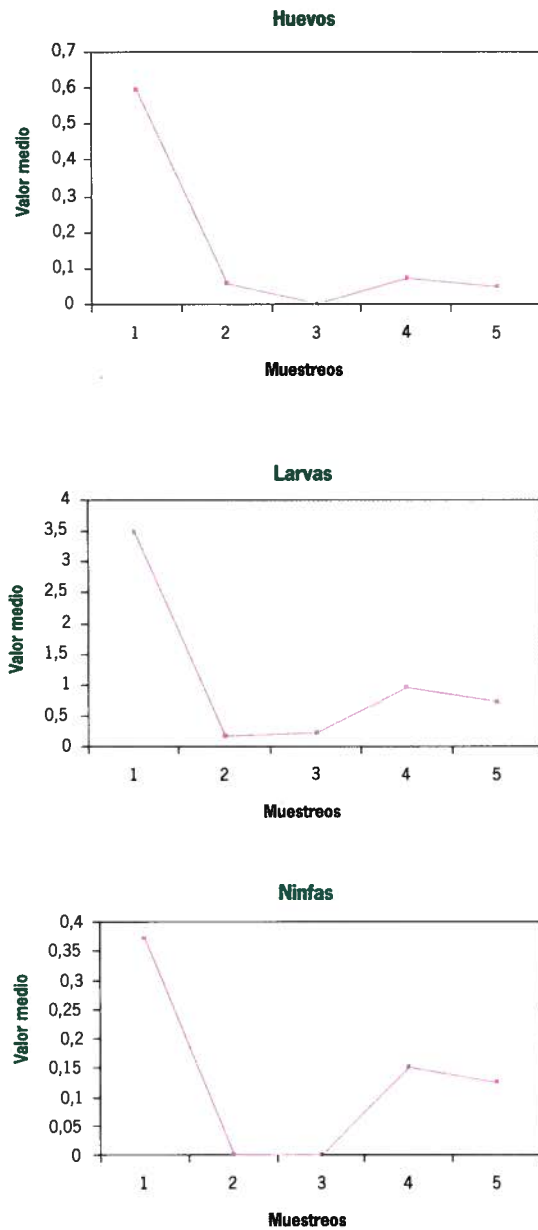


Figura 57. Evolución en el tiempo de huevos, larvas y ninfas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela sin Riego del año 2001.

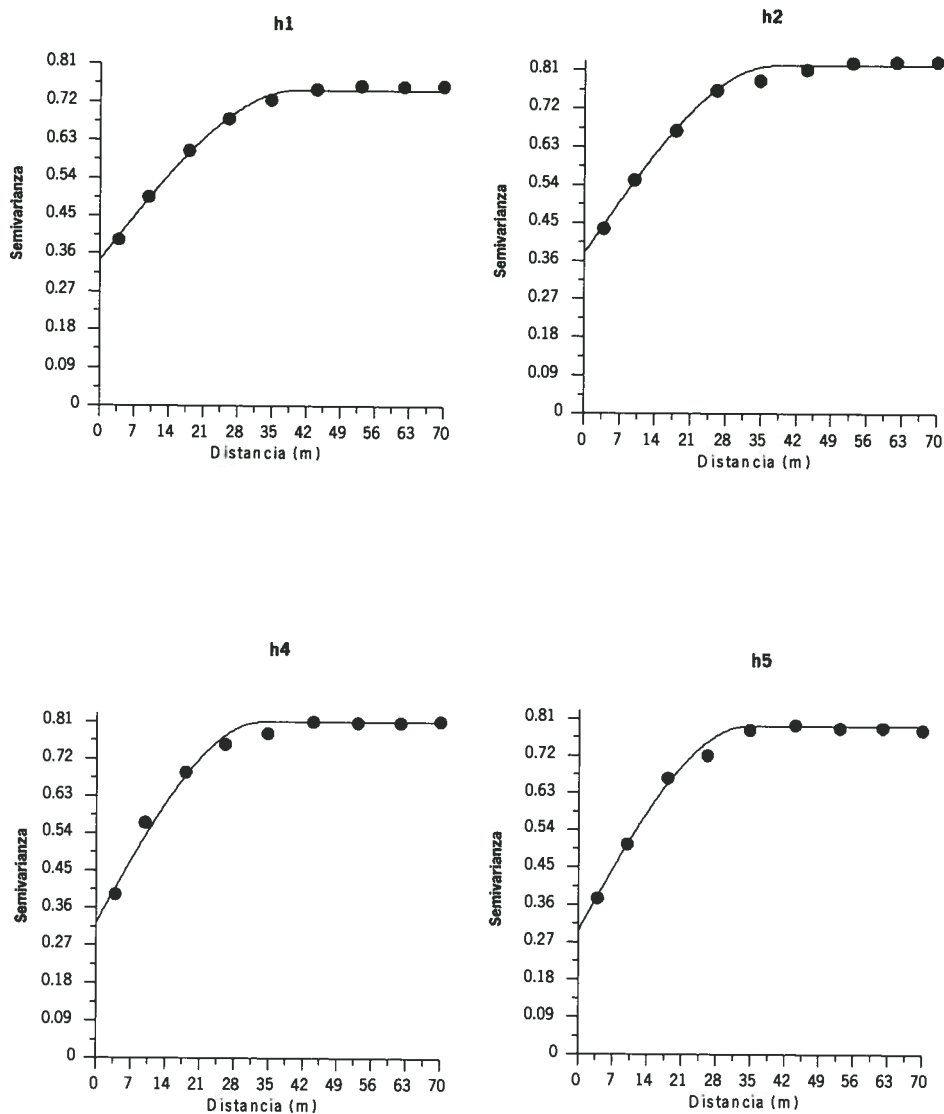


Figura 58. Semivariogramas de los huevos de *J. lybica* en las cuatro fechas de muestreo de la Parcela sin Riego del año 2001. h1= 29-06, h2= 07-08, h4= 27-09 y h5= 26-10

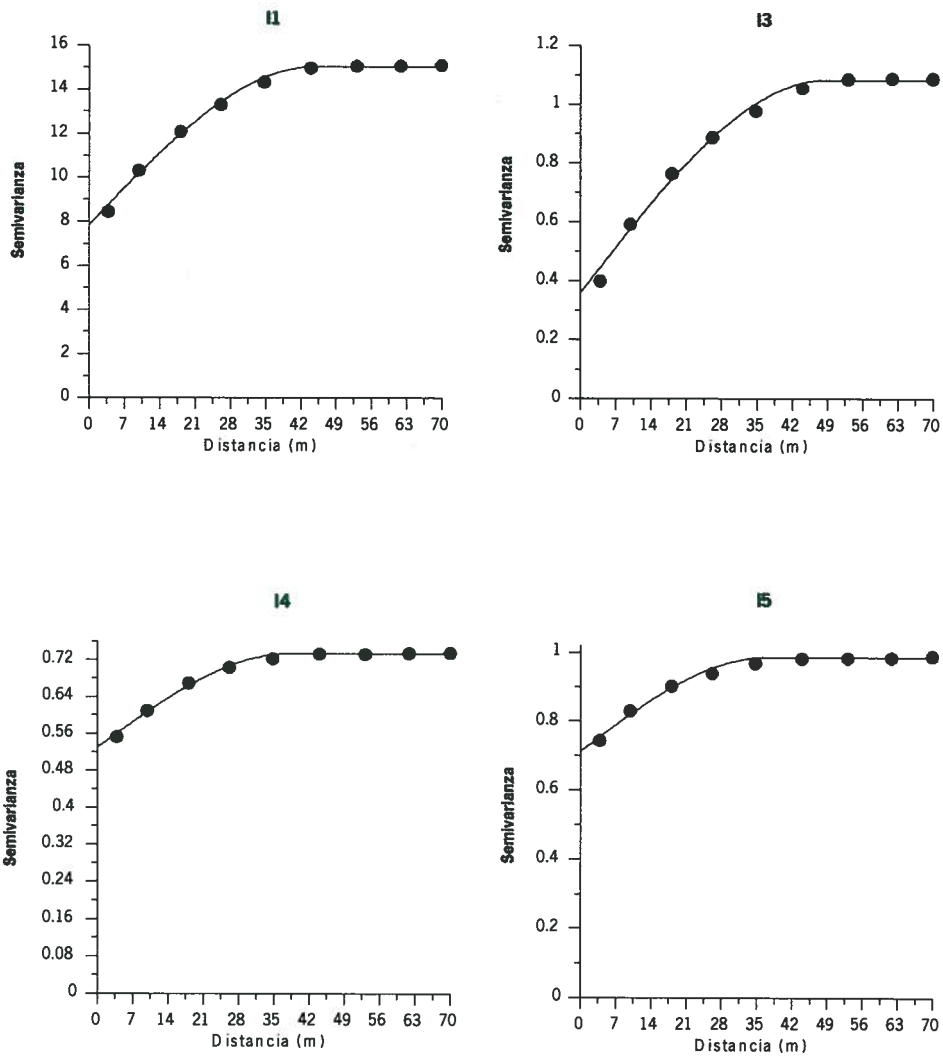


Figura 59. Semivariogramas de las larvas de *J. lybica* en las cuatro fechas de muestreo de la Parcela sin Riego del año 2001.

I1= 29-06, I3= 30-08, I4= 27-09 y I5= 26-10

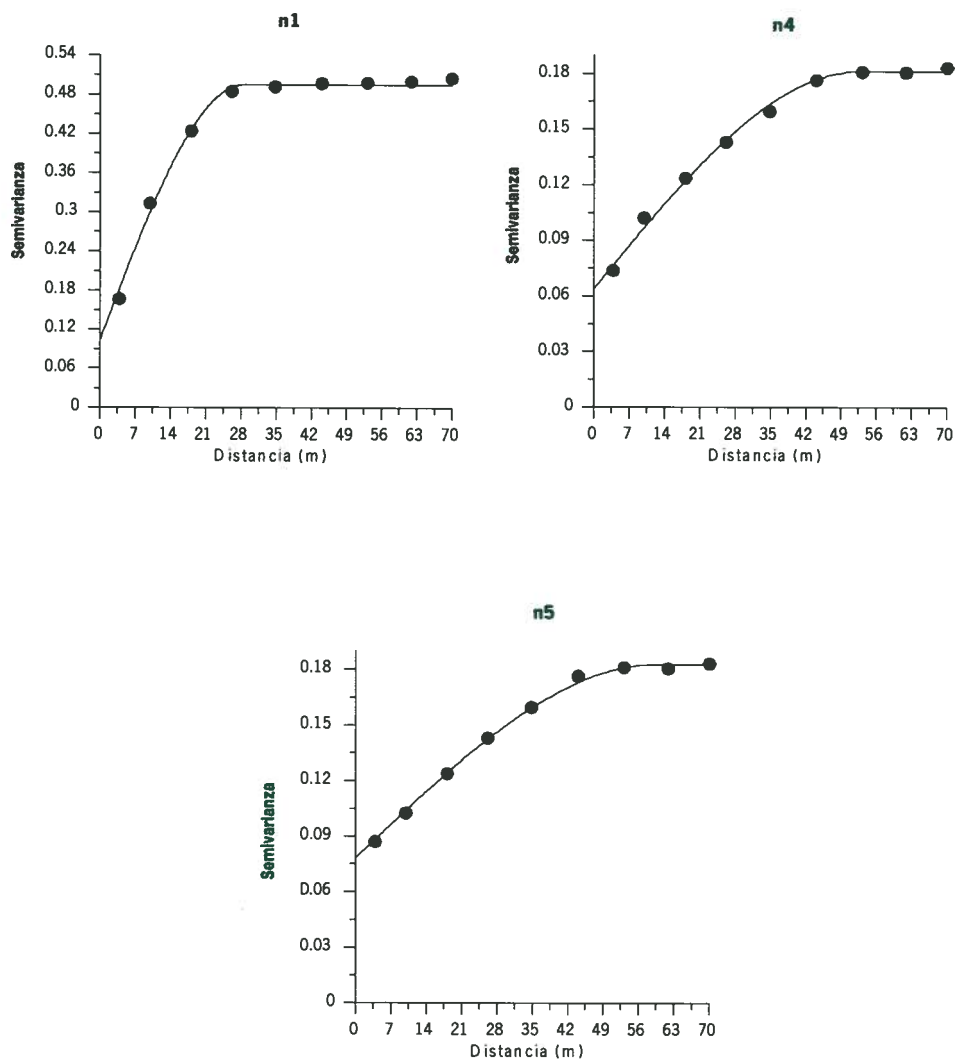


Figura 60. Semivariogramas de las ninfas de *J. lybica* en las tres fechas de muestreo de la Parcela sin Riego del año 2001.
n1= 29-06, n4= 27-09 y n5= 26-10

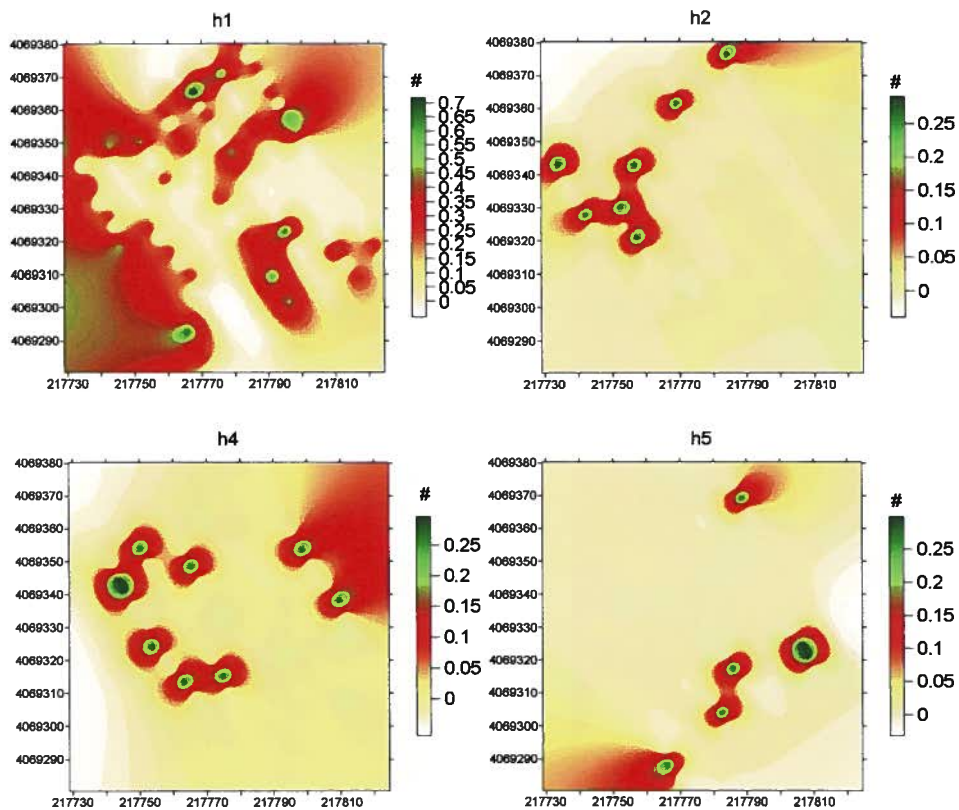


Figura 61. Mapas de densidad de las larvas de *J. lybica* en las cuatro fechas de muestreo de la Parcela sin Riego del año 2001.
I1= 29-06, I3= 30-08, I4= 27-09 y I5= 26-10

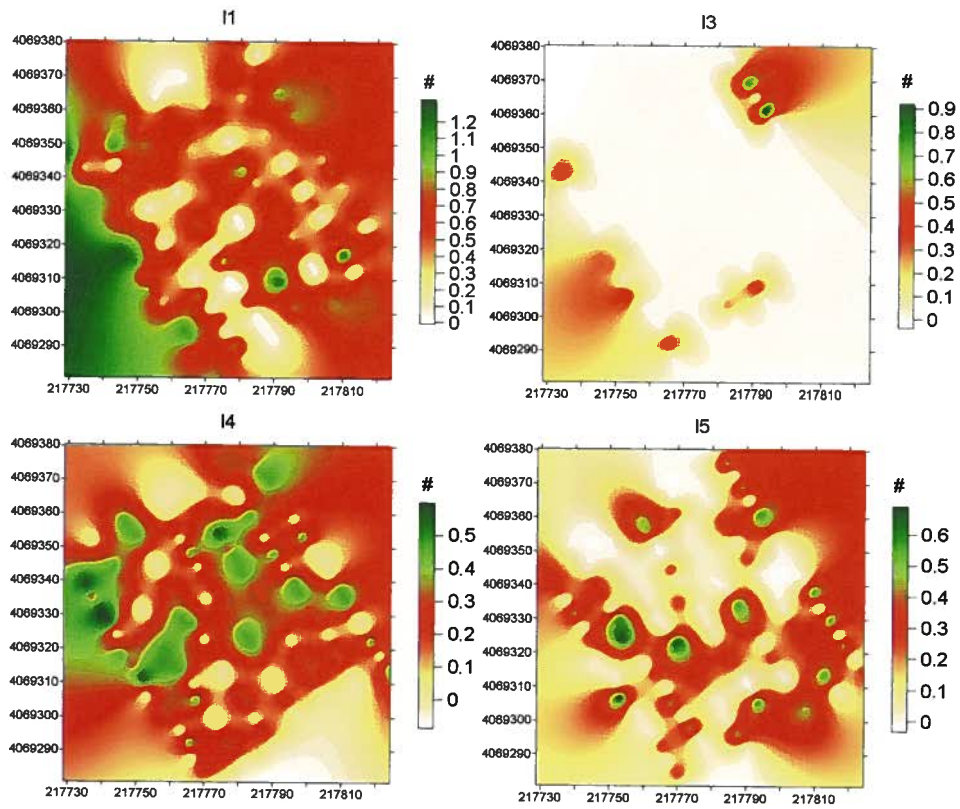


Figura 62. Mapas de densidad de las larvas de *J. lybica* en las cuatro fechas de muestreo de la Parcela sin Riego del año 2001. I1= 29-06, I3= 30-08, I4= 27-09 y I5= 26-10

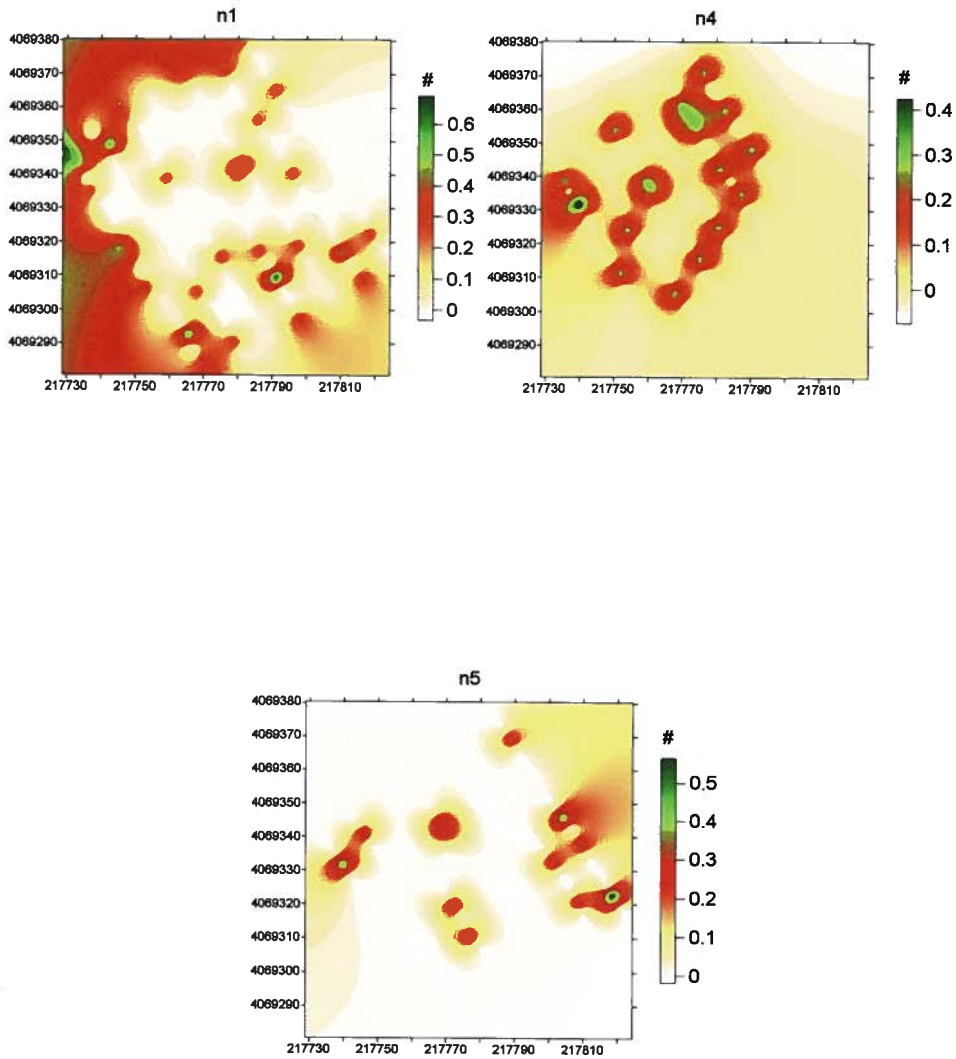


Figura 63. Mapas de densidad de las ninfas de *J. lybica* en las tres fechas de muestreo de la Parcela sin Riego del año 2001.
n1= 29-06, n4= 27-09 y n5= 26-10

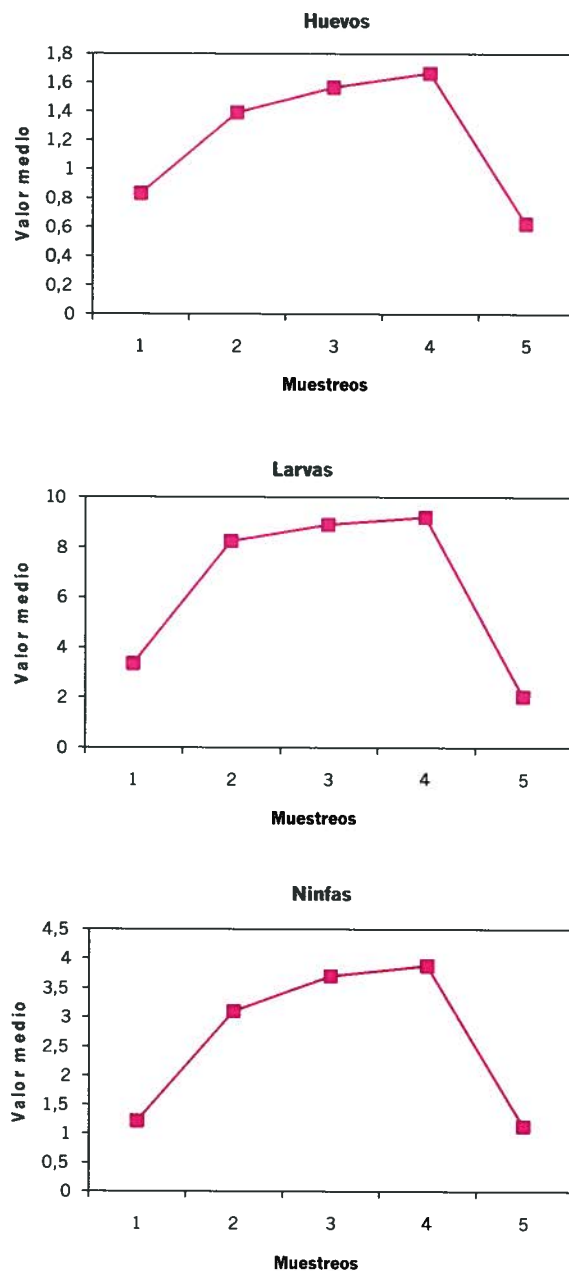


Figura 64. Evolución en el tiempo de huevos, larvas y ninfas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela con Riego del año 2002.

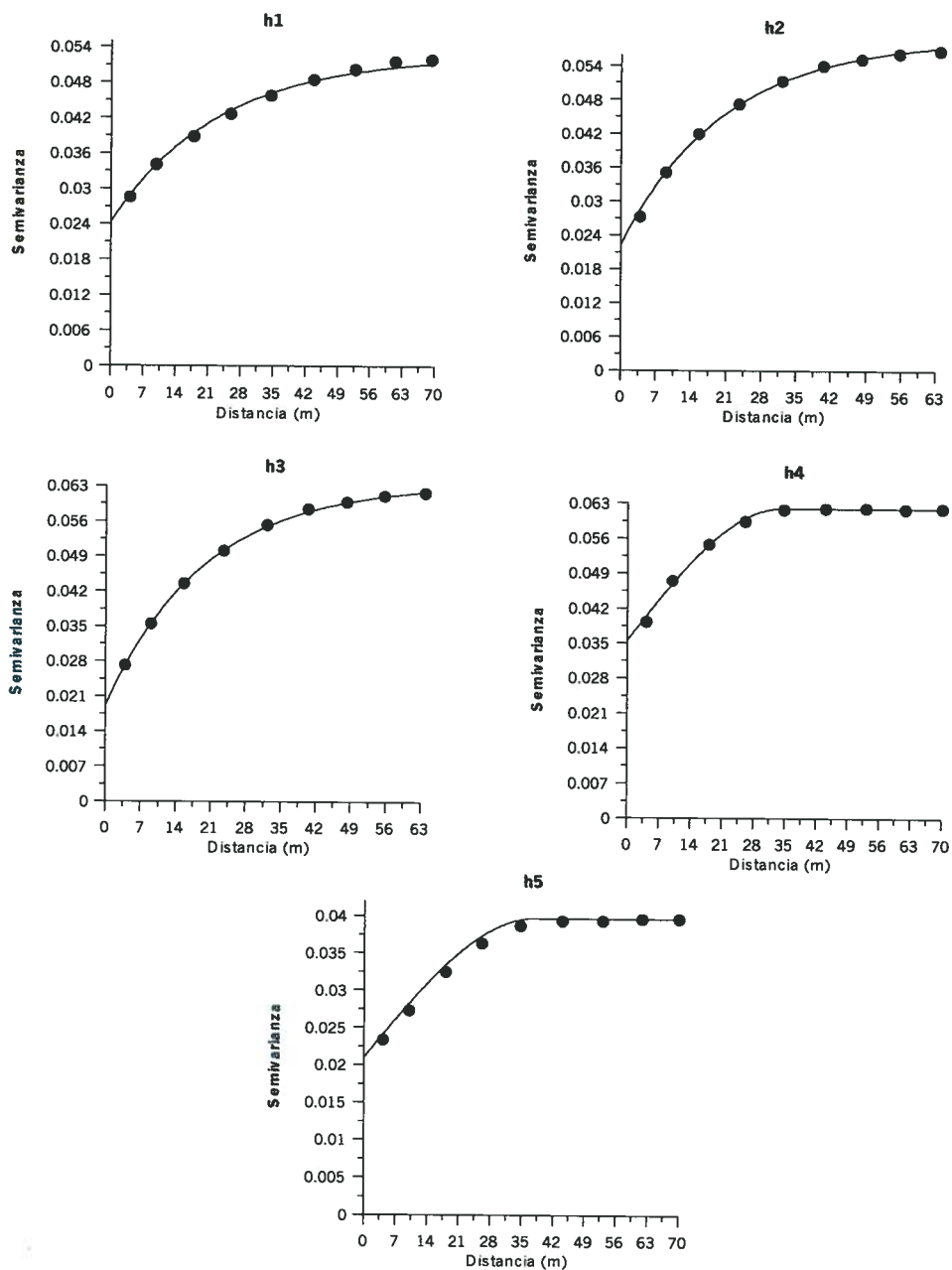


Figura 65. Semivariogramas de los huevos de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela con Riego del año 2002.

h1= 27-06, h2= 25-07, h3= 30-08, h4= 27-09 y h5= 28-10

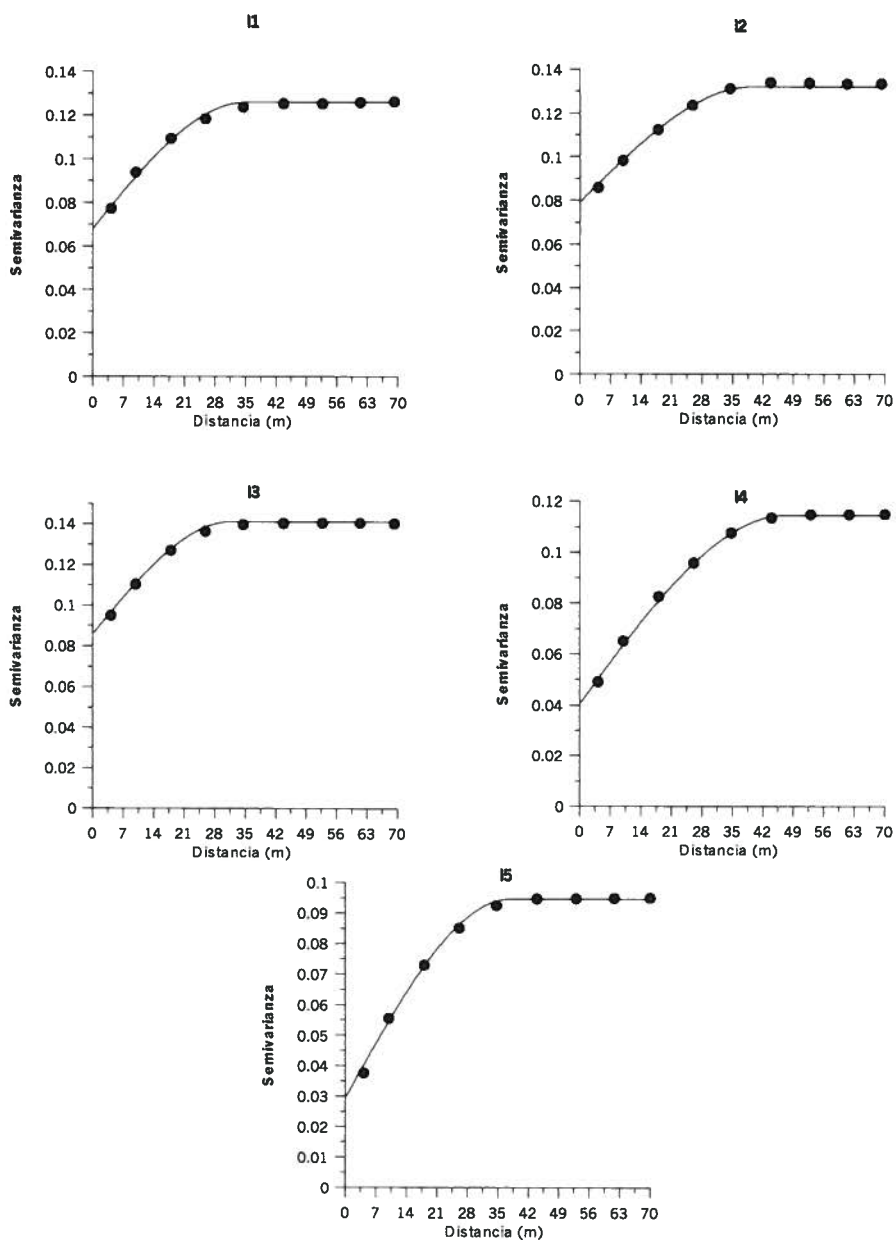


Figura 66. Semivariogramas de las larvas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela con Riego del año 2002.

I1= 27-06, I2= 25-07, I3= 30-08, I4= 27-09 y I5= 28-10

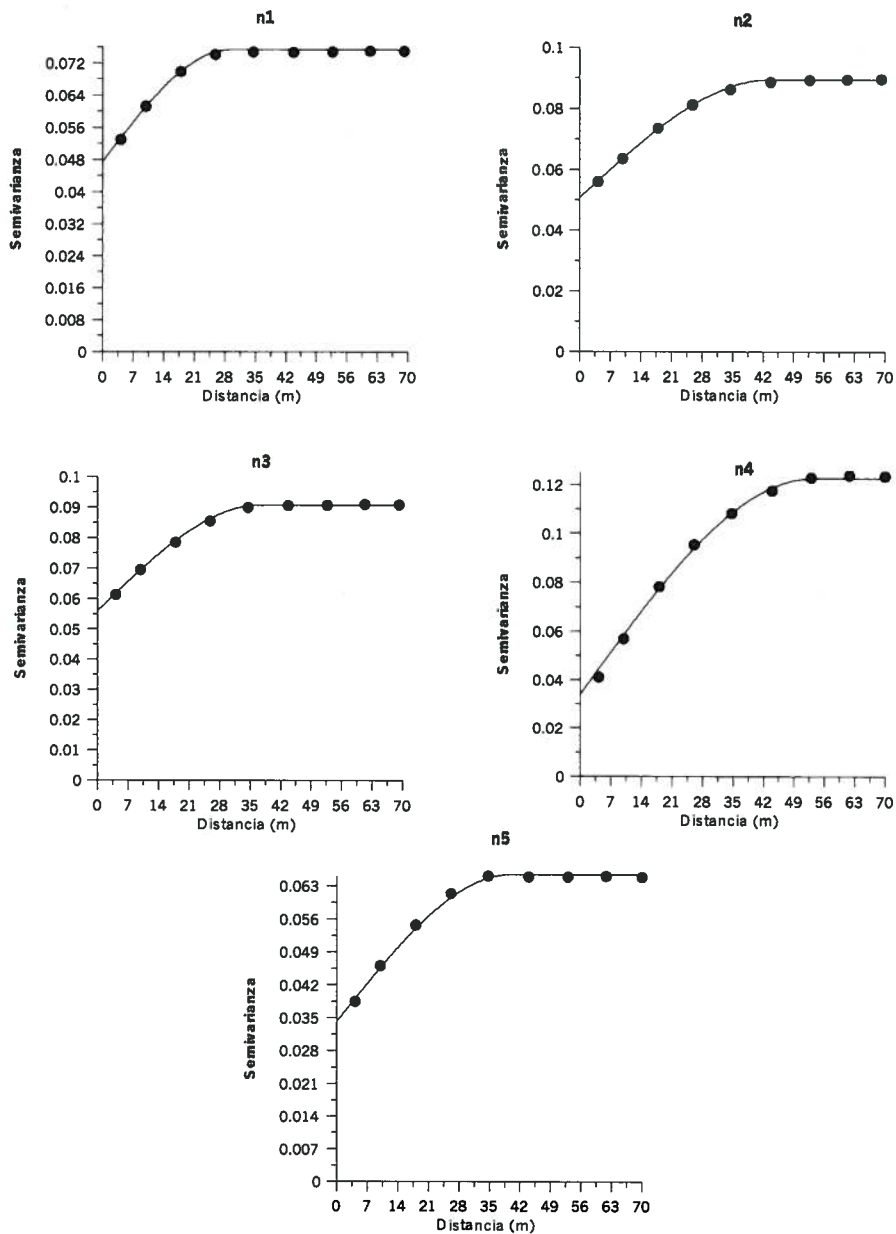


Figura 67. Semivariogramas de las ninfas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela con Riego del año 2002.

n1= 27-06, n2= 25-07, n3= 30-08, n4= 27-09 y n5= 28-10

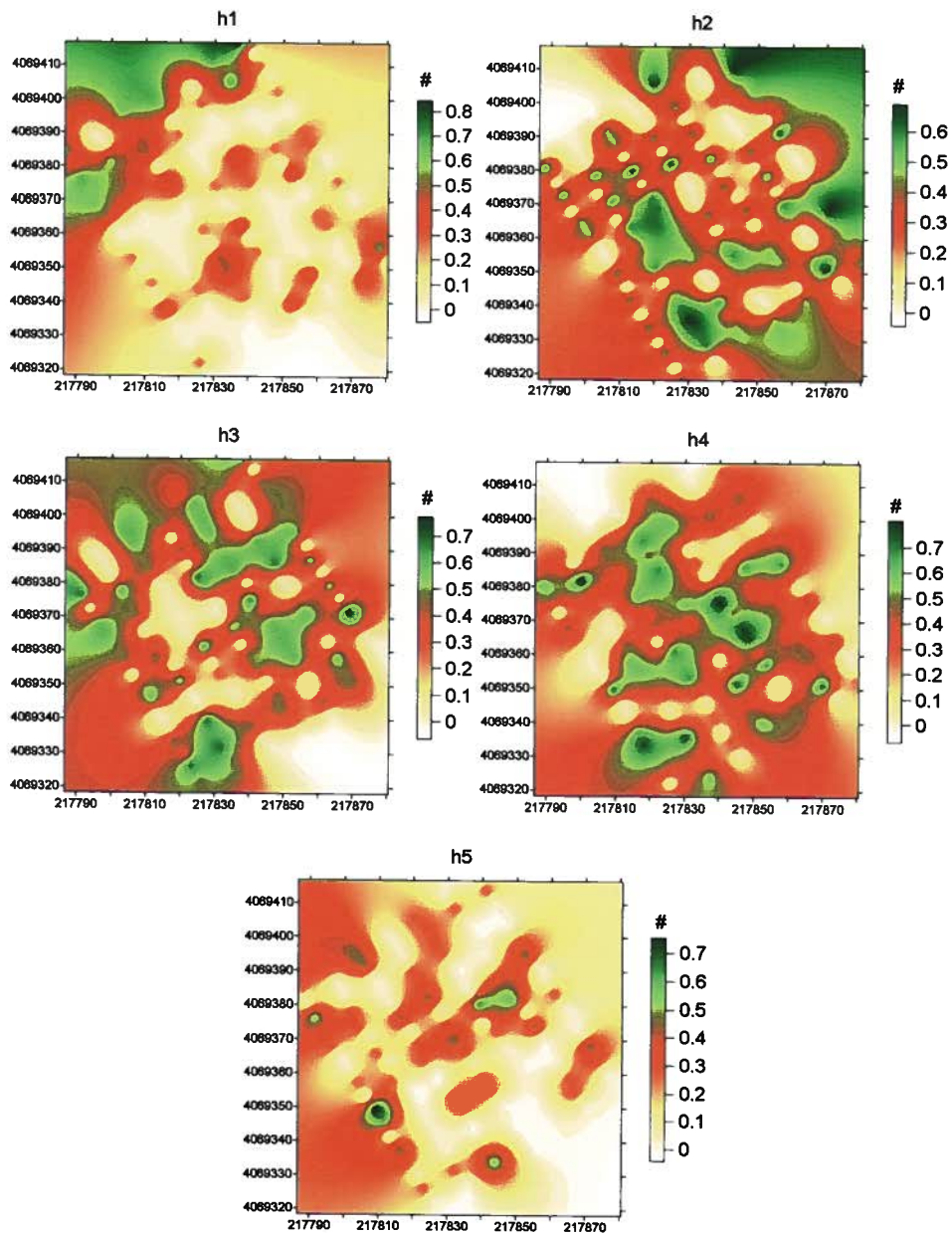


Figura 68. Mapas de densidad de los huevos de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela con Riego del año 2002.

h1= 27-06, h2= 25-07, h3= 30-08, h4= 27-09 y h5= 28-10

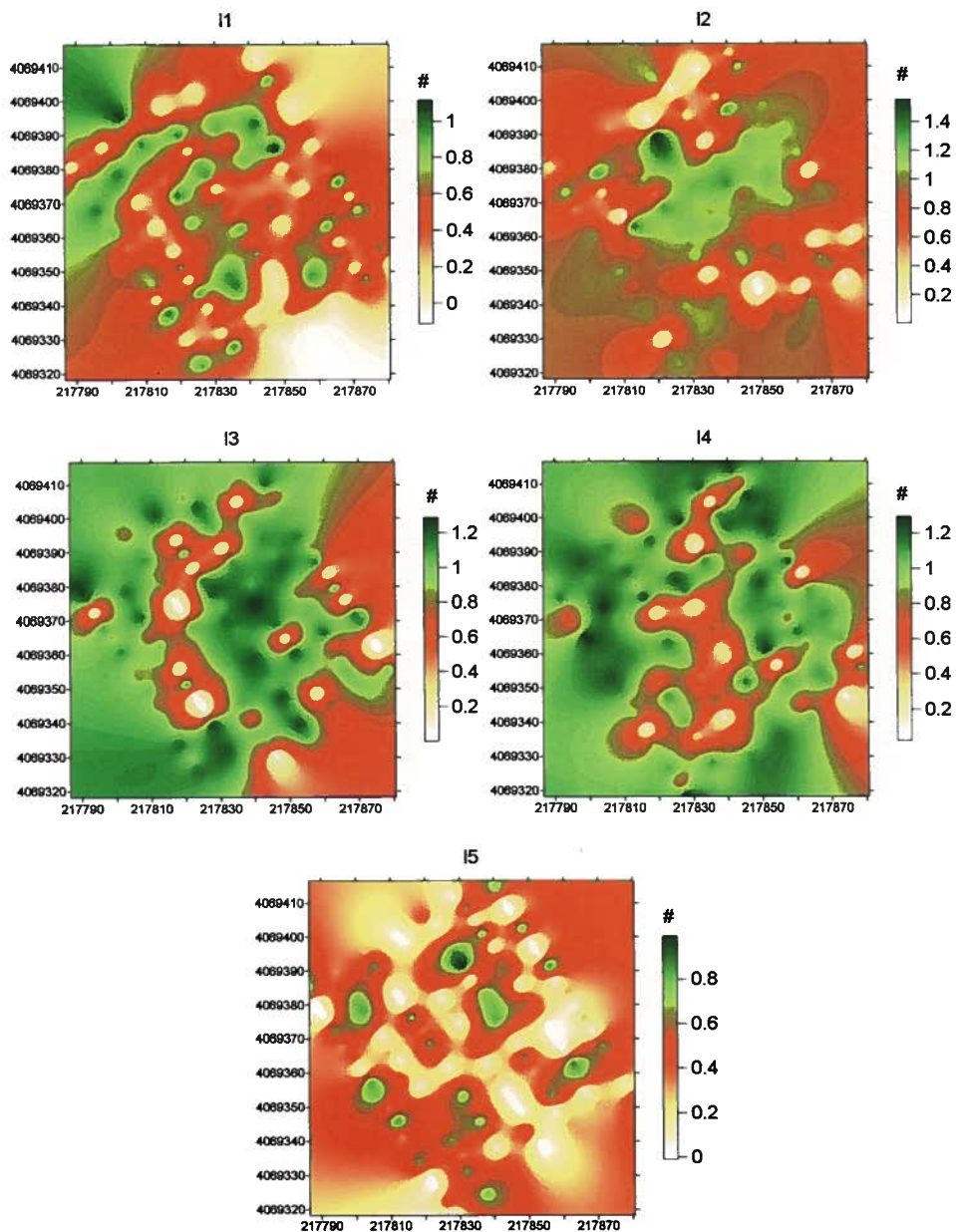


Figura 69. Mapas de densidad de las larvas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela con Riego del año 2002.

I1= 27-06, I2= 25-07, I3= 30-08, I4= 27-09 y I5= 28-10

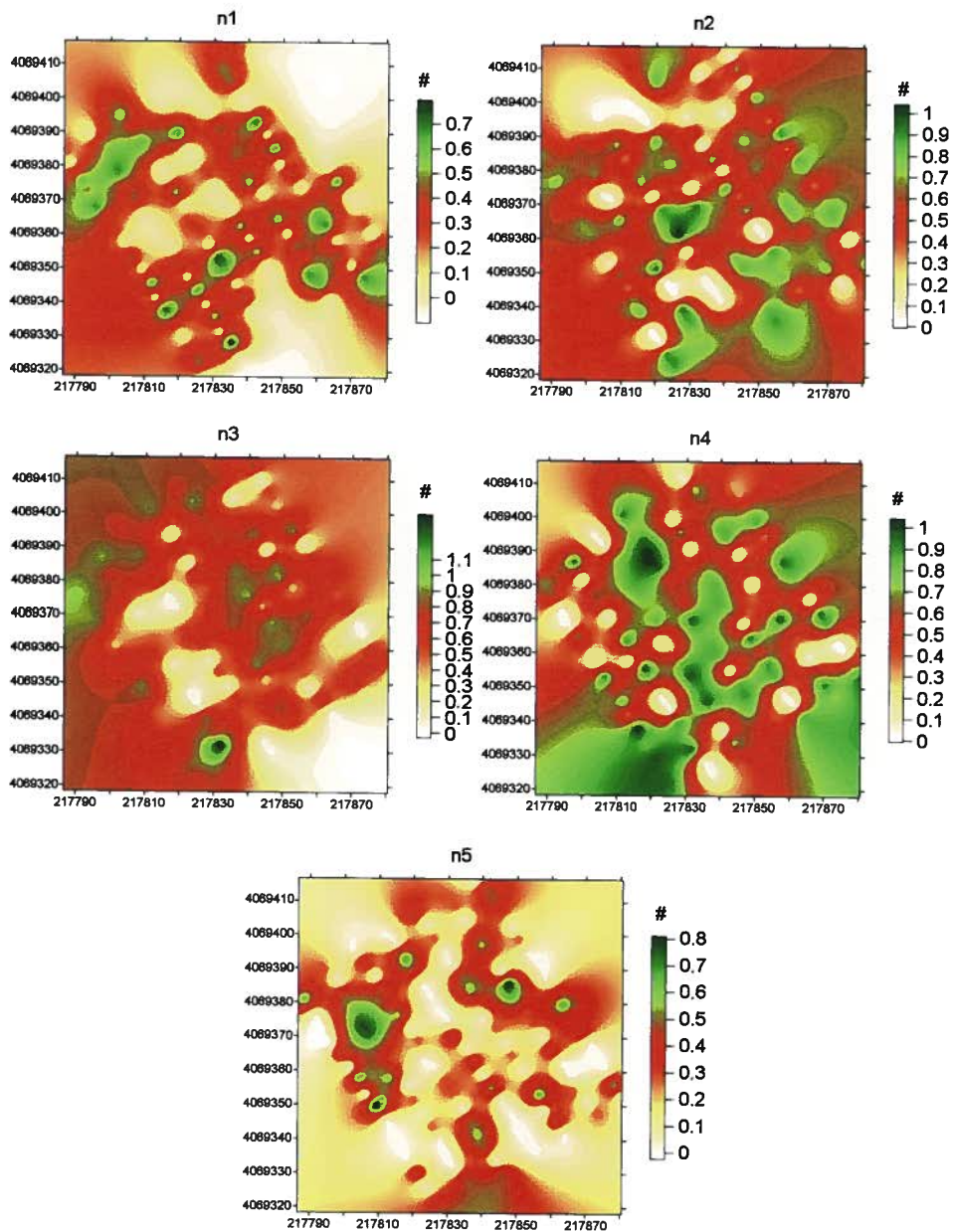


Figura 70. Mapas de densidad de las ninfas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela con Riego del año 2002.

n1= 27-06, n2= 25-07, n3= 30-08, n4= 27-09 y n5= 28-10

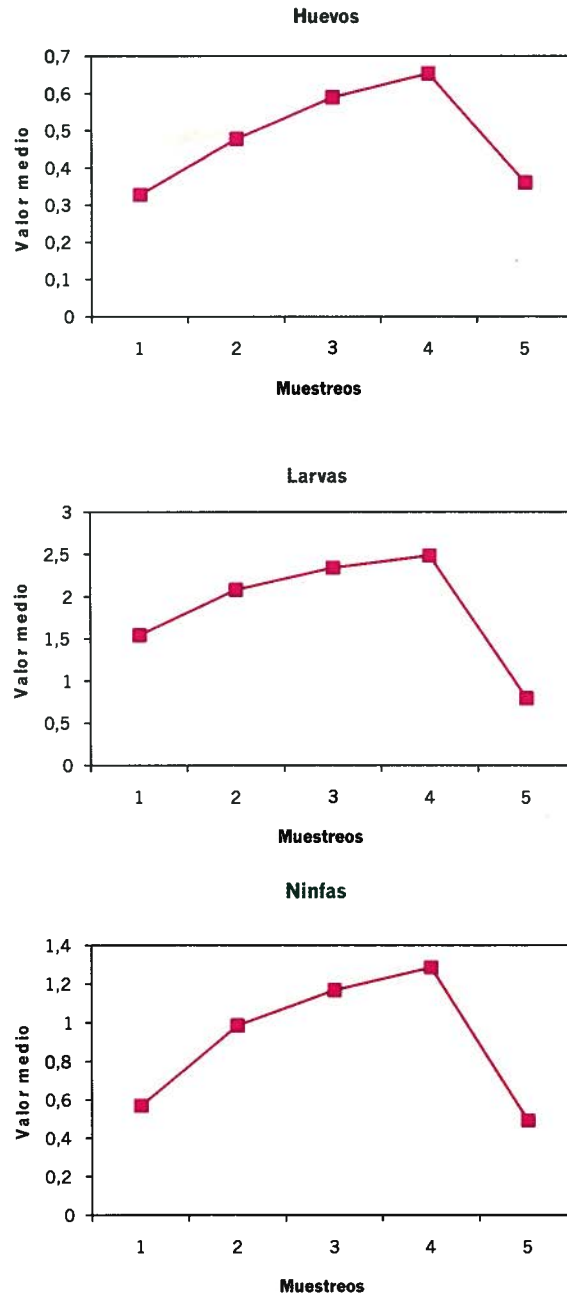


Figura 71. Evolución en el tiempo de huevos, larvas y ninfas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela sin Riego del año 2002.

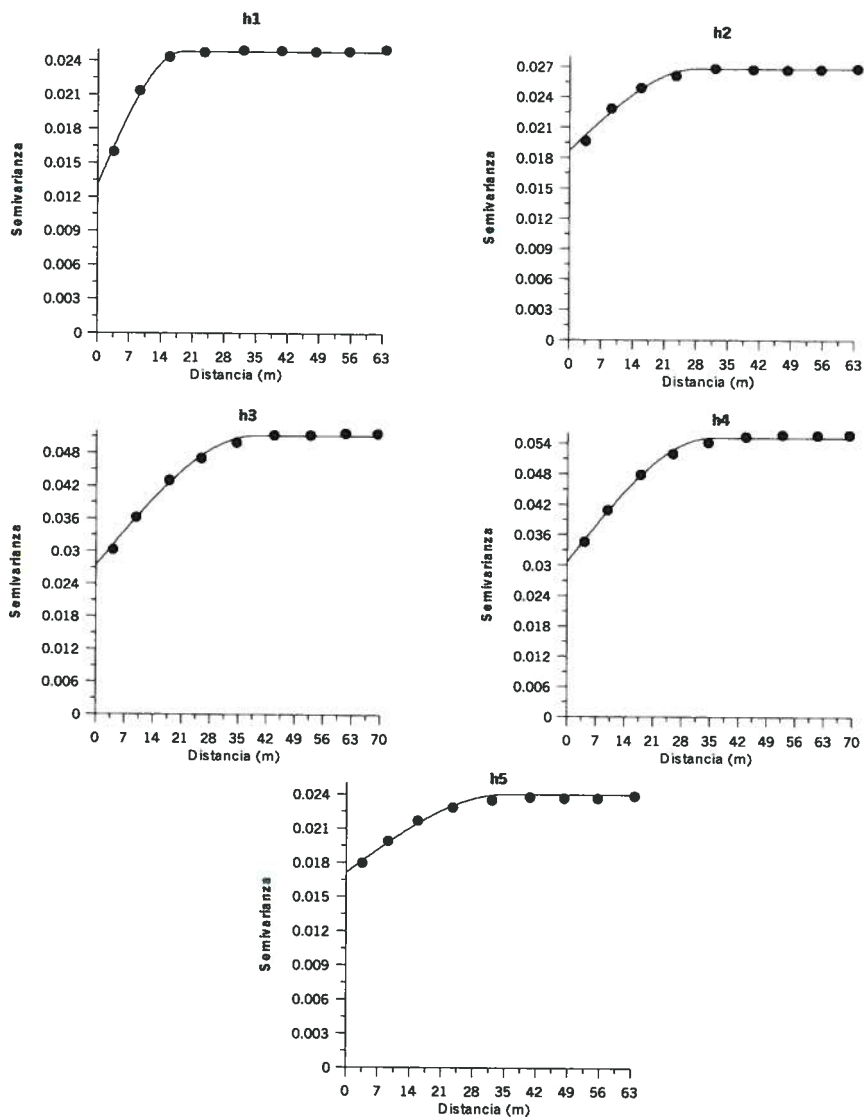


Figura 72. Semivariogramas de los huevos de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Pacela sin Riego del año 2002.

h1= 27-06, h2= 25-07, h3= 30-08, h4= 27-09 y h5= 28-10

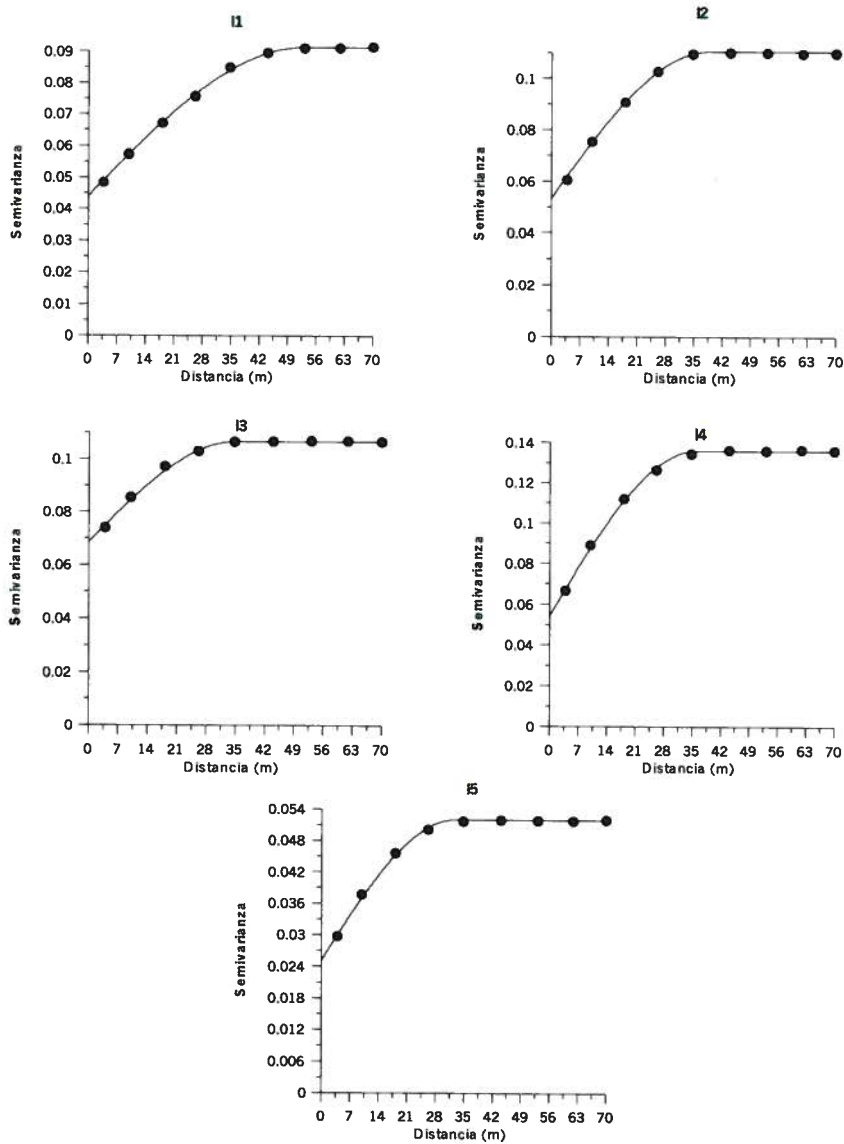


Figura 73. Semivariogramas de las larvas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela sin Riego del año 2002.

I1= 27-06, I2= 25-07, I3= 30-08, I4= 27-09 y I5= 28-10

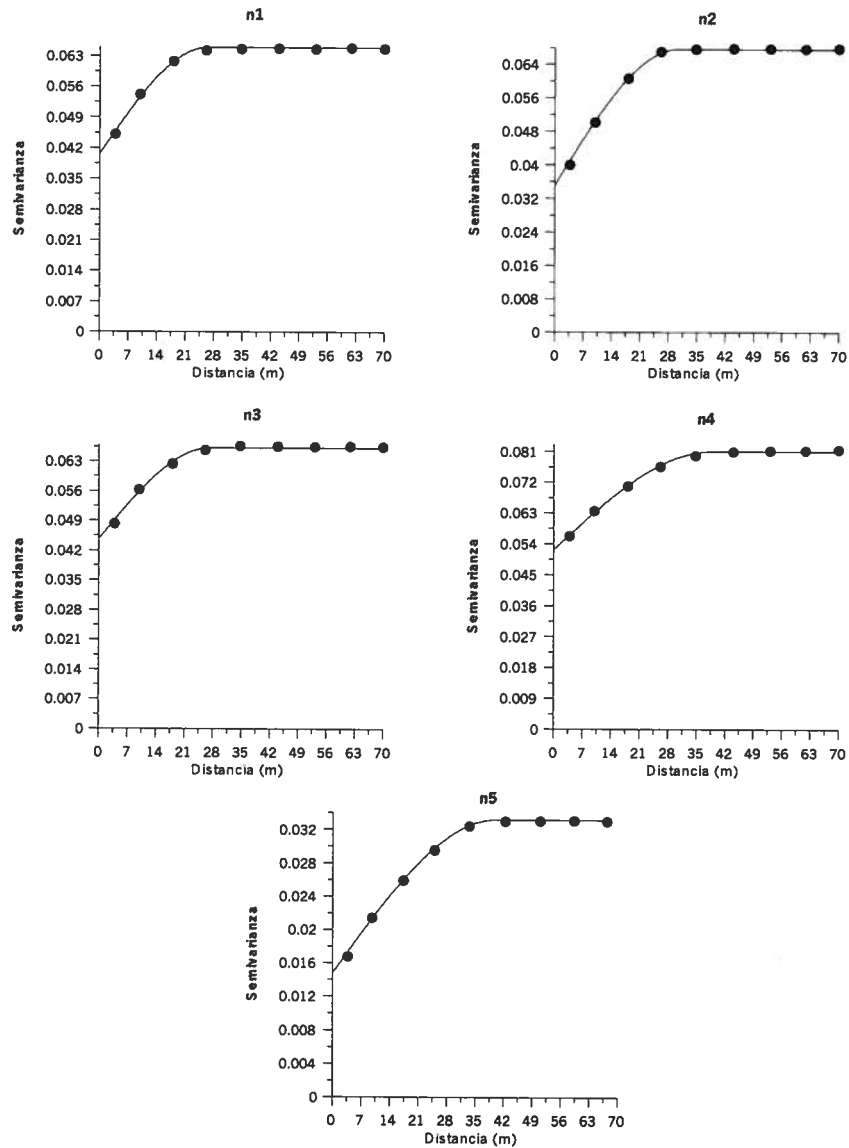


Figura 74. Semivariogramas de las ninfas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela sin Riego del año 2002.

n1= 27-06, n2= 25-07, n3= 30-08, n4= 27-09 y n5= 28-10

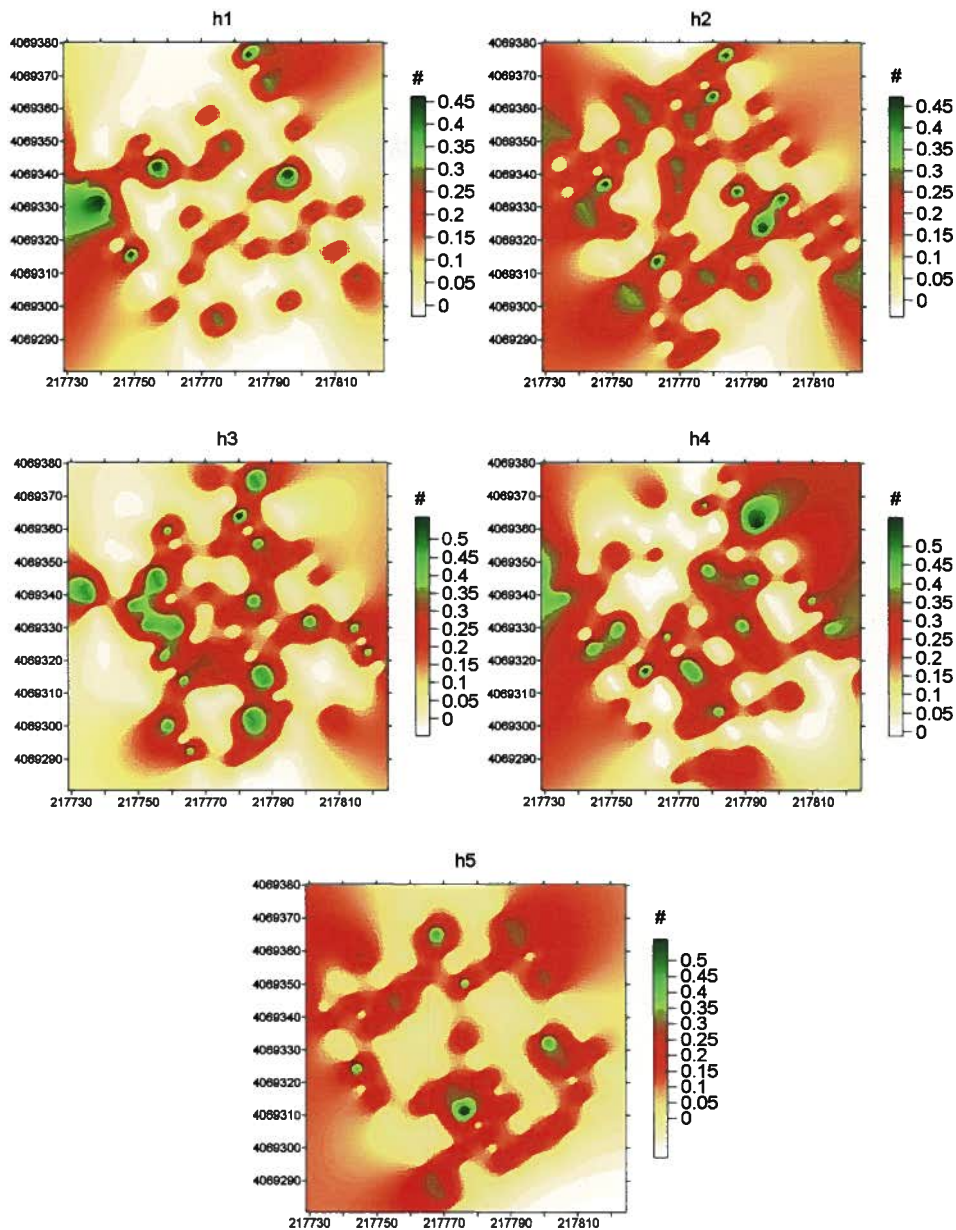


Figura 75. Mapas de densidad de los huevos de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela sin Riego del año 2002.

h1= 27-06, h2= 25-07, h3= 30-08, h4= 27-09 y h5= 28-10

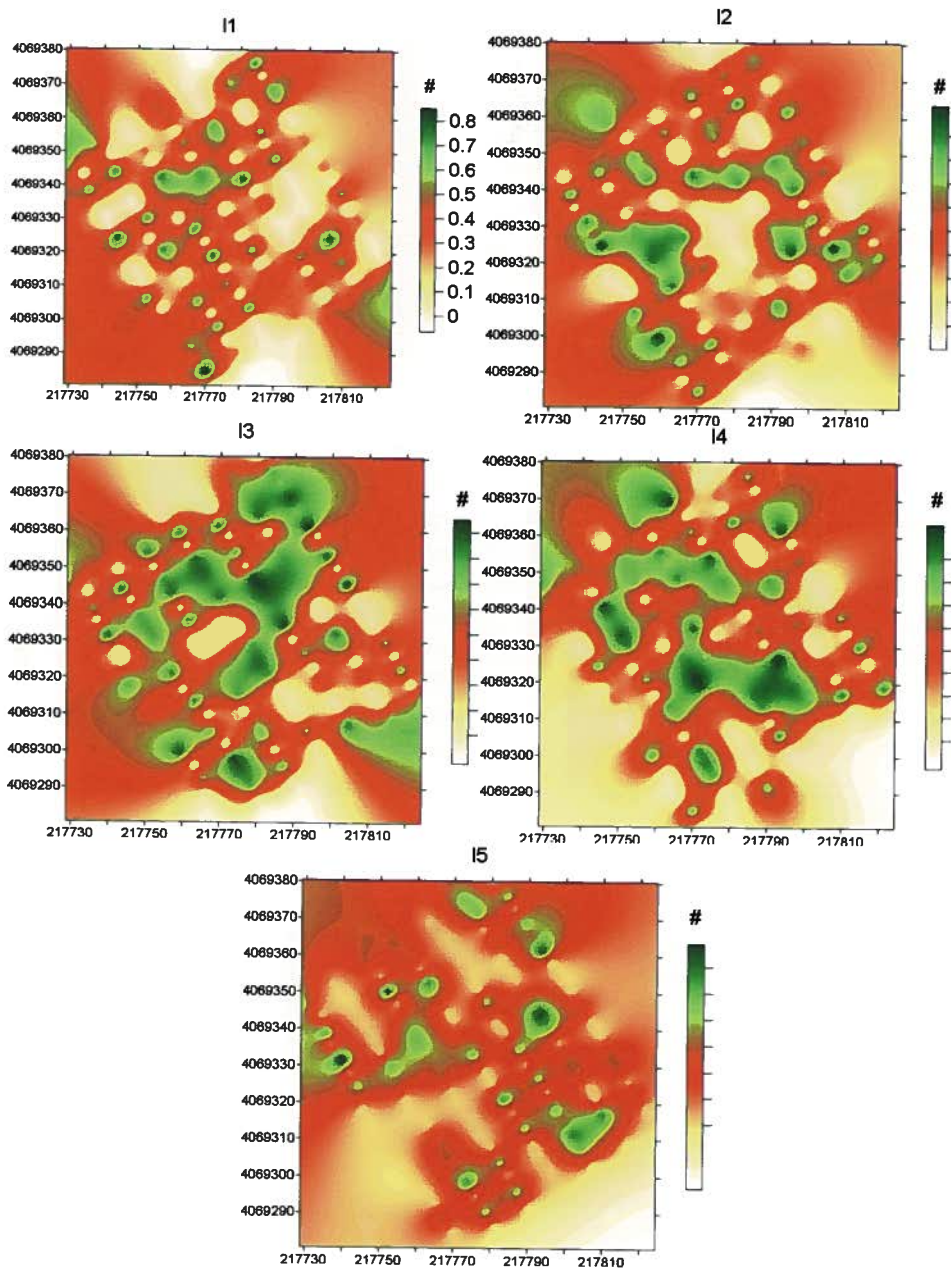


Figura 76. Mapas de densidad de las larvas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela sin Riego del año 2002.

I1= 27-06, I2= 25-07, I3= 30-08, I4= 27-09 y I5= 28-10

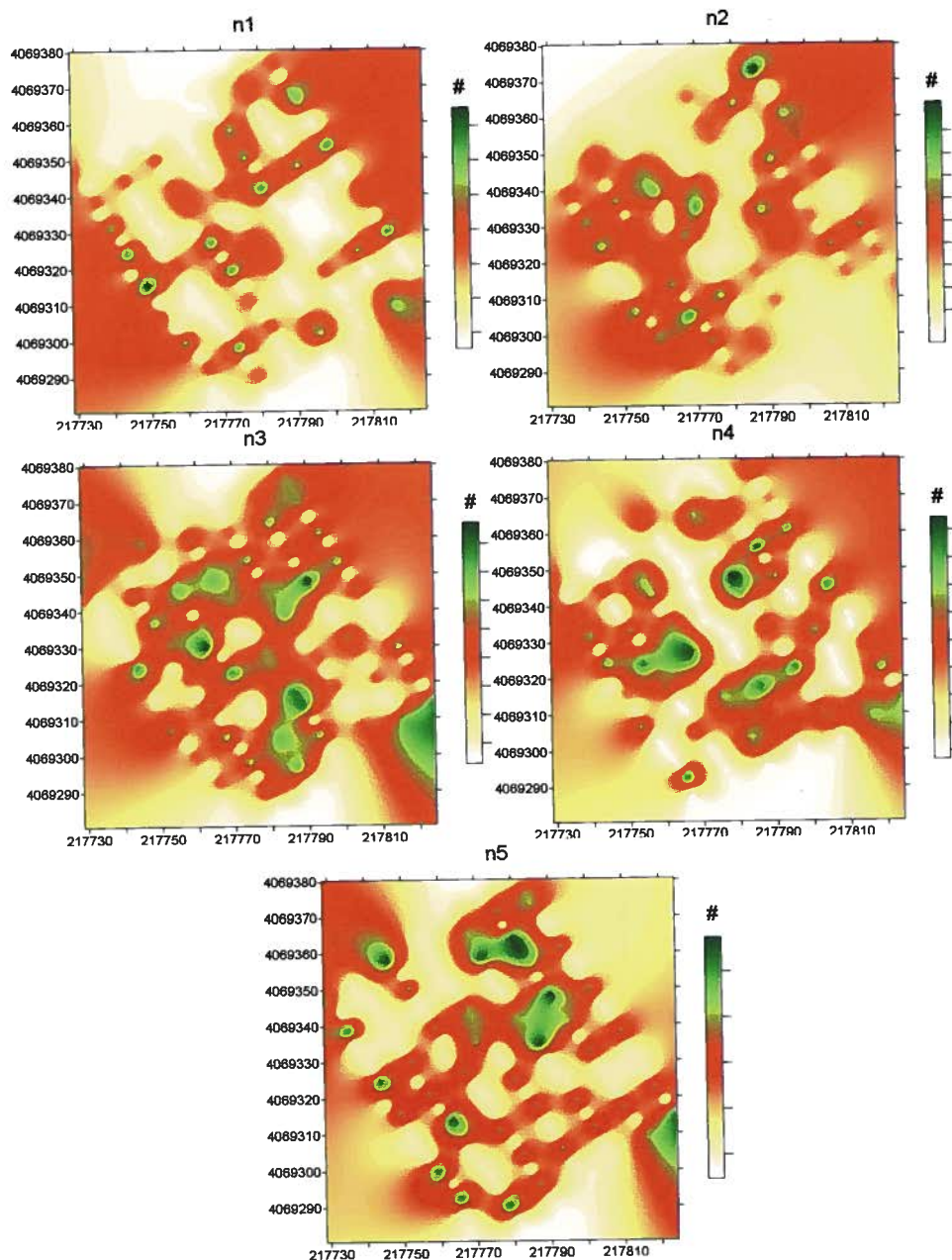


Figura 77. Mapas de densidad de las ninfas de *J. lybica* en las cinco fechas de muestreo de la Parcela sin Riego del año 2002.

n1= 27-06, n2= 25-07, n3= 30-08, n4= 27-09 y n5= 28-10

THE UNIVERSITY OF CHICAGO LIBRARY

THE UNIVERSITY OF CHICAGO LIBRARY

THE UNIVERSITY OF CHICAGO LIBRARY

THE UNIVERSITY OF CHICAGO LIBRARY

THE UNIVERSITY OF CHICAGO LIBRARY

THE UNIVERSITY OF CHICAGO LIBRARY

THE UNIVERSITY OF CHICAGO LIBRARY

THE UNIVERSITY OF CHICAGO LIBRARY

THE UNIVERSITY OF CHICAGO LIBRARY

THE UNIVERSITY OF CHICAGO LIBRARY

THE UNIVERSITY OF CHICAGO LIBRARY

THE UNIVERSITY OF CHICAGO LIBRARY

THE UNIVERSITY OF CHICAGO LIBRARY

THE UNIVERSITY OF CHICAGO LIBRARY



AGRICULTURA



GANADERÍA



PESCA Y ACUICULTURA



POLÍTICA, ECONOMÍA Y SOCIOLOGÍA AGRARIAS



FORMACIÓN AGRARIA



CONGRESOS Y JORNADAS



R.A.E.A.



ISBN 84-8474-143-5



9 788484 741435

P.V.P.: 24€



JUNTA DE ANDALUCÍA

Consejería de Agricultura y Pesca