

Distribución espacial de huevos de *Colias lesbia* (Lepidoptera: Pieridae) en lotes de alfalfa en la región central de Córdoba (Argentina)

Serra, G. V.; N. La Porta, V. Mazzuferi y S. Avalos

RESUMEN

Se estudió la distribución espacial de huevos de *Colias lesbia* (F.) en dos lotes de alfalfa ubicados en Manfredi y en el Campo Experimental de la Fac. de Cs. Agropecuarias, U.N.C., en la Pcia. de Córdoba, Argentina, desde 1999 hasta 2002. Se probó el ajuste a las distribuciones de Poisson (patrón aleatorio) y binomial negativa (patrón agregado); se encontró un mejor ajuste a esta última ($p > 0,05$). La relación entre la varianza y la media se estudió mediante la ley de potencias de Taylor y el modelo de regresión de Iwao. Ambos métodos mostraron muy buen ajuste a los datos (Taylor $R^2=0,97$, Iwao $R^2=0,94$, $p < 0,0001$). Se puede concluir con base en ambos modelos que los huevos de *C. lesbia* en el cultivo de alfalfa se distribuyen de manera agregada.

Palabras clave: huevos de *Colias lesbia*, distribución espacial, ley de potencias de Taylor, modelo de regresión de Iwao.

Serra, G. V.; N. La Porta, V. Mazzuferi and S. Avalos, 2005. Spatial distribution of *Colias lesbia* (Lepidoptera: Pieridae) eggs in alfalfa fields in the central region of Córdoba (Argentina). Agriscientia XXII (2): 79-85

SUMMARY

The *Colias lesbia* (F.) eggs spatial distribution on alfalfa fields was studied at the locations of Manfredi and Experimental station of Fac. Cs. Agropecuarias U.N.C. in Córdoba, Argentina, from 1999 to 2002. The Poisson frequency (random pattern) and negative binomial (aggregated pattern) distributions were tested; the negative binomial model best fit the data ($p > 0,05$). The relationship between mean and variance was studied both by Taylor's power law and Iwao's regression model. Both models showed good fit to the data (Taylor $R^2=0,97$, Iwao $R^2=0,94$, $p < 0,0001$), coincidentally concluding that the *Colias lesbia* eggs have an aggregated distribution on alfalfa fields.

Keywords: *Colias lesbia* eggs, spatial distribution, Taylor's power law, Iwao's regression model.

Fecha de recepción: 15/11/04; Fecha de aceptación: 20/12/05

G. V. Serra, N. La Porta, V. Mazzuferi y S. Avalos. *Zoología Agrícola, Departamento de Protección Vegetal, Facultad de Ciencias Agropecuarias, U.N.C., C.C.509, 5000 Córdoba, Argentina. (gserra@agro.uncor.edu)*

INTRODUCCIÓN

La alfalfa es un recurso fundamental para la producción agropecuaria en las regiones templadas del mundo. Su cultivo en la Argentina ocupa aproximadamente cinco millones de hectáreas, de las cuales un millón se siembran en la provincia de Córdoba, donde esta forrajera es básica para la producción de leche y de carne. Además, juega un rol importante en la sustentabilidad de los sistemas de producción por su función de recuperación de fertilidad y estabilidad edáfica (Pordomingo, 1995).

Larvas de varias especies de lepidópteros tales como *Colias lesbia* (Fab.), *Spodoptera frugiperda* (Smith) y *Rachiplusia nu* (Guen.), se desarrollan en el cultivo de alfalfa consumiendo sus hojas, que es la parte de mayor valor del cultivo. *Colias lesbia*, conocida como oruga de la alfalfa, es considerada plaga principal en este cultivo, pues todos los años produce ataques en los meses de verano pudiendo provocar una pérdida equivalente a uno o dos cortes de forraje en áreas como el norte de Buenos Aires, La Pampa, Entre Ríos, Córdoba y Santa Fe (Curvetto y Ves Losada, 1980; Imwinkelried *et al.*, 1992).

El conocimiento de la distribución espacial de las poblaciones de insectos es fundamental en estudios de ecología. En poblaciones donde los individuos están distribuidos aleatoriamente, es decir de manera independiente unos de otros, la varianza (σ^2) de la densidad poblacional es proporcional a la media (μ) (Southwood, 1978). Sin embargo, el mismo autor destaca que en las poblaciones naturales la presencia de un individuo no es independiente de la presencia de otro; la atracción mutua lleva a la formación de patrones agregados de distribución espacial, lo cual hace que la varianza de la densidad sea mayor que la media ($\sigma^2 > \mu$). En cambio, la repulsión mutua produce patrones regulares de distribución espacial de los individuos, resultando la varianza de la densidad menor que la media ($\sigma^2 <$

μ) (Southwood, 1978). En poblaciones naturales, la distribución completamente aleatoria del número de individuos por unidad de superficie es sólo un punto de la serie continua de posibles distribuciones que van desde la distribución regular hasta una altamente agregada y es, por lo tanto, poco común (Taylor, 1961).

El patrón espacial es una de las propiedades ecológicas más características de las especies. A diferencia de las tasas de crecimiento y reproducción, las cuales a menudo varían entre generaciones, la distribución espacial presenta parámetros altamente específicos (Taylor, 1961). Desde un punto de vista aplicado, el interés se centra en disponer de la información apropiada para la elaboración de planes de muestreo, ya que pueden no ser confiables sin un conocimiento de la distribución espacial subyacente (Taylor, 1984).

A partir del conocimiento del patrón espacial de una especie, se pueden elaborar planes de muestreo secuenciales. Éstos permiten estimar la media poblacional con un nivel de precisión fijado por el investigador y son relativamente fáciles de implementar, aunque en algunas situaciones pueden requerir de un elevado esfuerzo de muestreo.

Para describir el patrón espacial los investigadores han utilizado funciones de distribuciones (modelos de probabilidad) del número de individuos por unidad de muestreo, ordenados en tablas de frecuencias (Aragón y Harcourt, 1977; Yuen-Shaung *et al.*, 1983). A menudo, un juego de datos de campo puede ser explicado por más de un modelo estadístico (Taylor, 1961). Este inconveniente es salvado describiendo el patrón espacial mediante el uso de alguna relación entre la varianza y la media, como las propuestas por Taylor (1961) y por Iwao (1968), en lugar de un modelo probabilístico.

En la Argentina, es escaso el conocimiento sobre el patrón de distribución espacial de huevos de *C.*

lesbia en alfalfa. Hasta la fecha se dispone de un único trabajo, el de Aragón y Harcourt (1977) en la localidad de Marcos Juárez, provincia de Córdoba. En el mencionado trabajo, se caracteriza el patrón de distribución espacial ajustando 16 muestras a los modelos de Poisson y binomial negativo, y se estiman sobre la base de estas 16 muestras los parámetros de la ley de potencias de Taylor. Sin embargo, los muestreos para la estimación de los parámetros de ley de potencias de Taylor, deberían cubrir varias campañas y un rango de sitios equivalentes a aquellos donde normalmente crece el cultivo (Taylor, 1984). Por otro lado, el índice b de la ley de potencias de Taylor puede no ser consistente de un sitio a otro a lo largo del continente, y puede estar influenciado por ciertas prácticas agrícolas como el uso de insecticidas (Binns and Nyrop, 1992). Además, las condiciones agroclimáticas de Marcos Juárez no son las mismas que las de la región central de la provincia, ya que dicha localidad pertenece a una zona subhúmeda húmeda, mientras que la región central de Córdoba pertenece a una zona subhúmeda seca (Thorntwaite and Mather, 1955; Defina *et al.*, 1966). Por otro lado, no hay trabajos en la Argentina que estudien la relación entre la varianza de la densidad de huevos de *Colias lesbia* y la media mediante la metodología propuesta por Iwao (1968).

El objetivo de este trabajo fue caracterizar el patrón de distribución espacial de huevos de *Colias lesbia* en lotes de alfalfa en la región central de la provincia de Córdoba mediante ley de potencias de Taylor, método de regresión de Iwao y ajuste de las frecuencias observadas a las distribuciones de Poisson y binomial negativa.

MATERIALES Y MÉTODOS

Localización del estudio y muestreo

El estudio se llevó a cabo en dos lotes de alfalfa en la provincia de Córdoba, Argentina, distantes 50 km entre sí: un lote ubicado en el Campo Experimental de la Facultad de Ciencias Agropecuarias de la Universidad Nacional de Córdoba (Campo FCA) Latitud 31° 29' S, Longitud 64° 00' W y el otro en la Estación Experimental INTA Manfredi (EEA Manfredi) Latitud 31° 49' S, Longitud 63° 46' W con una precipitación media anual de 759 mm y una temperatura media anual de 16,8 °C. Los valores mensuales históricos de precipitación y temperatura media se muestran en la Figura 1. La superficie muestreada fue de una hectárea en cada sitio. Los muestreos en ambas localidades se realizaron en las campañas agrícolas comprendidas entre 1999 y 2002 inclusi-

ve. Se recolectaron en total 78 muestras, 42 en Campo FCA y 36 en EEA Manfredi. Cada muestra estuvo compuesta de 20 unidades muestrales de 5 tallos de alfalfa cada una seleccionados al azar, totalizando 100 tallos por muestra; el lote se recorrió a través de sus diagonales y se descartaron las borduras. Los tallos se revisaron individualmente en laboratorio y se registró el número de huevos. La media (m) y la varianza (S^2) fueron estimadas para cada muestra.

Distribución espacial

Se utilizaron dos modelos estadísticos para analizar la distribución espacial de huevos de *C. lesbia*:

Distribución de Poisson: se caracteriza por presentar la varianza igual a la media ($\sigma^2 = \mu$).

La probabilidad de obtener x individuos en una determinada muestra está dada por la siguiente ecuación:

$$P(x) = e^{-m} \cdot (m^x / x!)$$

Donde $P(x)$ es la probabilidad de encontrar x individuos en una unidad muestral; m es la media poblacional del número de individuos por unidad muestral y e es la base del logaritmo natural; x el número de individuos por muestra.

Distribución binomial negativa: se caracteriza por que la varianza es mayor que la media ($\sigma^2 > \mu$). Esta distribución posee dos parámetros, la media μ y el exponente k ($k > 0$). La probabilidad de obtener x individuos en una determinada muestra esta dada por la siguiente ecuación:

$$P(x) = (1 + m/k)^k \cdot (k+x-1)! / x!(k-1)! \cdot (m/m+k)^x$$

Donde $P(x)$ es la probabilidad de encontrar x individuos en una unidad muestral; x el promedio poblacional del número de insectos por unidad muestral y k es un parámetro que caracteriza a la distribución binomial negativa y que se interpreta como un índice de agregación. Valores de k próximos a cero indican agregación, mientras que con valores crecientes, mayores que ocho, la distribución se aproxima y eventualmente es idéntica a la distribución de Poisson (Southwood, 1978).

El ajuste de los datos observados a las distribuciones de frecuencias teóricas se hizo mediante la prueba de bondad de ajuste de Chi-cuadrado (χ^2) máximo verosímil con $Nc - Np - 1$ grados de libertad y con un nivel de significación $\alpha = 0,05$. Donde Nc = número de clases de la distribución de frecuencias, y Np = número de parámetros de la distribución, siguiendo la metodología desarrollada en Pedigo y Zeiss (1996). Se utilizó para este análisis el módulo Fitting del programa ENSTAT 4.0 (Klubertanz and Evanson, 1996).

La relación entre la varianza y la media fue caracterizada mediante la ley de potencias de Taylor (Taylor, 1961) y mediante el modelo de regresión de Iwao (Iwao, 1968). Los coeficientes de la ley de potencias de Taylor $S^2=m^b$, fueron estimados mediante una regresión lineal del logaritmo de la varianza sobre el logaritmo de la media del número de individuos por unidad muestral. La pendiente de la ecuación de regresión $\log S^2 = a + b \log m$ es considerada un índice de agregación que se interpreta de la siguiente manera: $b=1$ indica patrón aleatorio, $b<1$ patrón uniforme o sub disperso y $b>1$ indica patrón agregado o sobre disperso. El coeficiente a es un factor de escala (Southwood, 1968).

Para calcular los coeficientes de la regresión de Iwao, se estimó primero el índice de apiñamiento medio m^* para cada muestra mediante la fórmula

$$m^* = m + (S^2/m) - 1$$

Donde m y S^2 representan la media y la varianza de cada muestra (Lloyd, 1967); la relación entre m^* y m se caracterizó mediante análisis de regresión lineal. El coeficiente α de la ecuación $m^* = \alpha + \beta.m$, representa un índice de contagio básico, donde $\alpha + 1$ es una medida del tamaño de los grupos. El parámetro β es considerado un índice de contagio dependiente (Iwao, 1968).

Se compararon los parámetros de estas dos regresiones entre localidades mediante la incorporación de variables auxiliares (variables *dummy*) al análisis de regresión (Draper & Smith, 1998). Como no hubo diferencias significativas entre localidades prueba t ($p < 0,05$), se procedió a realizar los estudios de la relación varianza media con los datos de las dos localidades.

Hubo 10 muestras en las que se registró un único huevo en un único tallo (subelemento). Estas muestras fueron excluidas de todos los análisis, porque los valores de S^2 y m están restringidos a una única observación ($S^2 = m$), lo cual conduce a la pseudo aleatoriedad (Hamilton and Hepworth, 2004).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

La Figura 2 muestra la distribución temporal de los huevos de *C. lesbia* en los tres años de estudio para las dos localidades. En la campaña 99/00, el pico de ovoposición en el Campo FCA fue de 4,8 huevos por unidad muestral y se registró el 10/05/2000, mientras que en EEA Manfredi, el pico de 3,25 huevos por unidad muestral fue más temprano, registrándose el 08/03/2000. De las tres campañas estudiadas, la correspondiente al 2000/01 fue la de mayor actividad de ovoposición. En esta cam-

Tabla 1. Resultados de la prueba de bondad de ajuste de Chi-cuadrado de las frecuencias observadas contra las frecuencias esperadas para las distribuciones binomial negativa y de Poisson en Campo FCA y EEA Manfredi para el número de huevos por muestra de *Colias lesbia* en alfalfa. (nivel de significación $\alpha=5\%$)

	Distribución de Poisson		
	Acepto	Rechazo	Ajuste a ambas distribuciones
Campo FCA	4	3	5
EEA Manfredi	3	4	5
Total	7	7	10
	Distribución binomial negativa		
	Acepto	Rechazo	Ajuste a ambas distribuciones
Campo FCA	11	2	5
EEA Manfredi	7	-	5
Total	18	2	10

paña el pico de ovoposición, simultáneo en las dos localidades, se registró el 15/02/2001 y fue de 6,35 y de 8,35 huevos por unidad muestral para Campo FCA y para EEA Manfredi respectivamente. Mientras que en la campaña 2001/02 la actividad de ovoposición fue muy inferior respecto a las campañas anteriores, y los picos de ovoposición fueron coincidentes hacia fines de abril, registrándose los valores de 1,5 y 0,6 huevos por muestra para Campo FCA y para EEA Manfredi, respectivamente.

Distribución espacial

La Tabla 1 muestra un resumen de las pruebas de bondad de ajuste de Chi-cuadrado de la distribución de huevos de *C. lesbia*, a las distribuciones binomial negativa y Poisson para las localidades de Campo FCA y EEA Manfredi

En Campo FCA se encontraron huevos en 42 muestras. De éstas, 11 presentaron buen ajuste sólo a la distribución binomial negativa, y en 2 muestreos se rechazó esta distribución. En 19 fechas de muestreo no fue posible probar el ajuste a esta distribución por falta de clases de frecuencias. Además, 4 muestras ajustaron sólo a la distribución de Poisson y se la rechazó en 3 casos. No fue posible ajustar esta distribución por falta de clases de frecuencias en 30 fechas de muestreo. En 5 fechas de muestreo la distribución de huevos ajustó tanto a la distribución binomial negativa como a la de Poisson.

En EEA Manfredi se registraron huevos en 36 fechas de muestreo, de las cuales 7 presentaron buen ajuste sólo a la distribución binomial negativa. No fue posible probar el ajuste a esta distribución por falta de clases de frecuencias en 24 fechas de muestreo. Por otra parte, 3 de los 36 muestreos ajus-

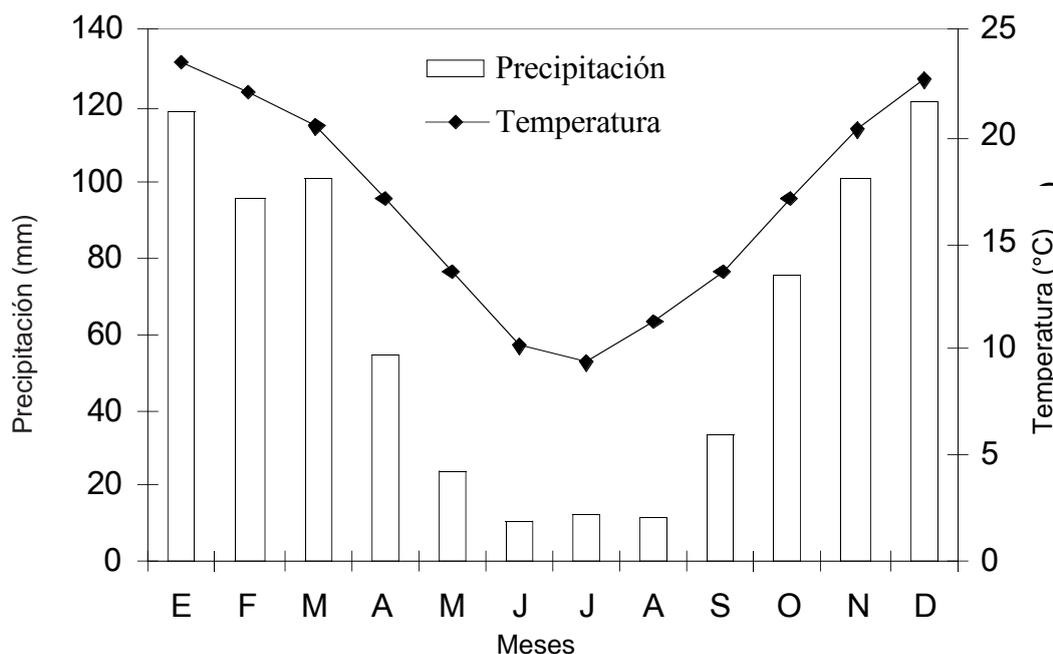


Figura 1. Precipitación media mensual y temperatura media mensual (datos históricos) para la EEA Manfredi.

taron sólo a la distribución de Poisson, y se la rechazó en 4 casos, mientras que no fue posible probar el ajuste por insuficiente cantidad de clases de frecuencias en 24 fechas de muestreo. En esta localidad hubo 5 muestras que ajustaron a ambas distribuciones.

Teniendo en cuenta ambas localidades, y considerando sólo las muestras que ajustaron a una única distribución, se observó que presentaron buen ajuste 18 de las 20 muestras en que fue posible probar el ajuste a la distribución binomial negativa. Por otra parte, de 14 fechas en que fue posible probar el ajuste a la distribución de Poisson se la aceptó en 7 casos. El mejor ajuste de los datos a la distribución binomial negativa (prueba diferencia de proporciones; $p=0,017$) parece indicar una tendencia de los huevos al patrón espacial agrupado.

La regresión lineal entre el $\log S^2$ y el $\log m$ con un $R^2=0,94$ ($n=68$), fue altamente significativa ($p<0,0001$). La pendiente $b=1,20$, resultó significativamente mayor que la unidad ($F=29,13$; $gl=1$; $p<0,0001$), lo que indica un patrón agregado de los huevos (Figura 3).

Este patrón de distribución agregado de los huevos de *C. lesbia* fue coincidente con los resultados reportados por Aragón y Hourcourt (1977), aunque

el coeficiente ($b=1,43$) de la relación entre la varianza y la media obtenido por estos autores fue mayor que el encontrado en este estudio. Esta discrepancia puede deberse a diferencias ambientales entre localidades, y en mayor medida al menor número de muestras utilizadas por aquéllos para caracterizar esta relación ($n=16$), lo cual se tradujo en un menor rango de densidades medias de huevos por muestra.

Para estudiar el patrón espacial mediante el método de regresión de Iwao, se procedió de manera similar a lo realizado con la ley de potencias de Taylor, verificándose que no hubo diferencias significativas de ordenadas al origen y de pendientes de regresión lineal entre ambas localidades.

La regresión lineal entre la media de la densidad de huevos y el índice de apiñamiento medio m^* , con un $R^2=0,93$ ($n=68$), fue altamente significativa ($p<0,0001$) (Figura 4). El coeficiente $a=0,08$ de la regresión no resultó significativamente diferente de cero ($F=0,64$; $gl=1$; $p=0,43$). Un coeficiente de cero indica que el componente básico de la distribución es el individuo. En efecto, *Colias lesbia* coloca sus huevos de manera individual. La pendiente de la regresión $b=1,36$ resultó significativamente mayor que 1 ($F=58,04$; $gl=1$; $p<0,0001$), lo que indica,

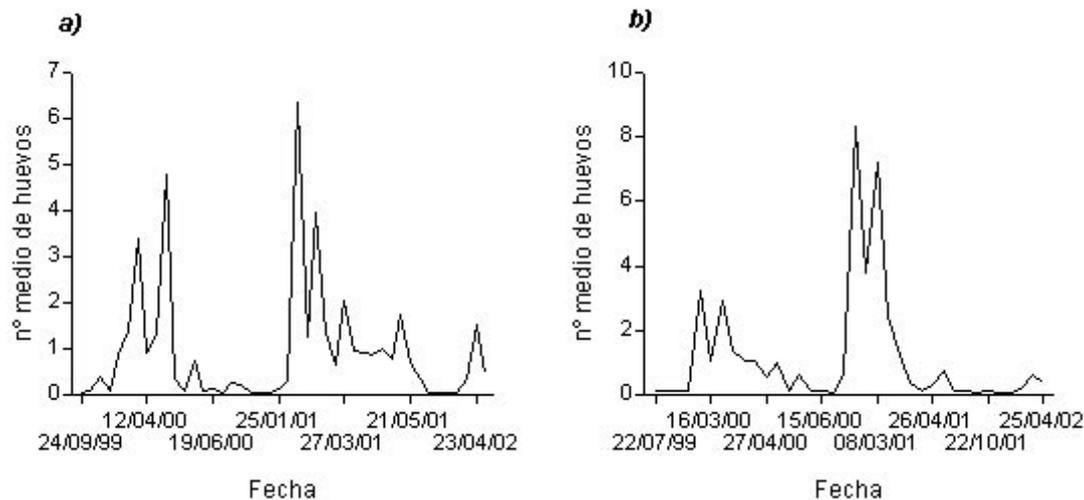


Figura 2. Distribución temporal del número medio huevos por muestra de *Colias lesbia* en tres años de estudio para las localidades de a) Campo FCA y b) EEA Manfredi.

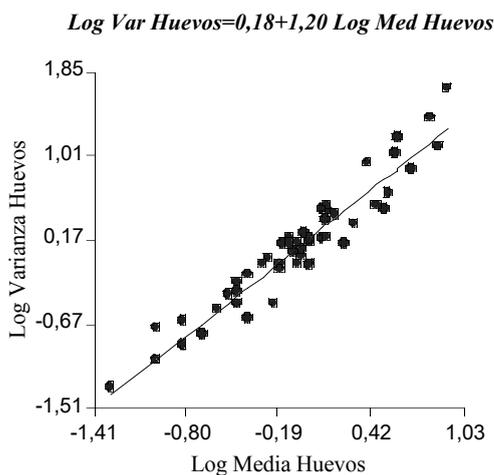


Figura 3. Relación entre la varianza y la media del número de huevos de *C. lesbia* por muestra.

al igual que la ley de potencias de Taylor, que la distribución espacial de los huevos es agregada.

El número de fechas de muestreo utilizados en este trabajo ($n=68$) para estudiar la distribución espacial de huevos de *C. lesbia*, resultó adecuado, obteniéndose coeficientes confiables desde el punto de vista predictivo (Taylor $R^2=0,94$; Iwao $R^2=0,93$).

El uso de modelos estadísticos de distribución de

frecuencias permitió caracterizar el patrón espacial de los huevos de *C. lesbia*. No obstante, estos modelos muestran algunas limitaciones en su aplicación. El número de muestras que ajustaron tanto a la distribución binomial negativa como a la distribución de Poisson, y el rango de variabilidad muy amplio del coeficiente K de la distribución binomial negativa de (0,029 a 8,485, con algunos valores extremos que tienden a infinito), ponen de manifiesto lo inapropiado de calcular un K común. Este valor de K es necesario para elaborar planes de muestreo a partir de poblaciones caracterizadas mediante la distribución binomial negativa. Este inconveniente no se presenta en los modelos de Taylor e Iwao, ya que caracterizan la distribución espacial de manera independiente de la distribución de frecuencias subyacente.

CONCLUSIONES

Colias lesbia coloca sus huevos de manera individual, siguiendo un patrón espacial de tipo agregado, como lo confirman de manera coincidente los distintos métodos utilizados.

La caracterización de un patrón espacial de tipo agregado de huevos de *C. lesbia* a través de los coeficientes de las regresiones aquí presentadas, constituye la base para la elaboración de planes de muestreo secuencial, que permitirán evaluar las densidades de huevos de este lepidóptero con el nivel de precisión deseado.

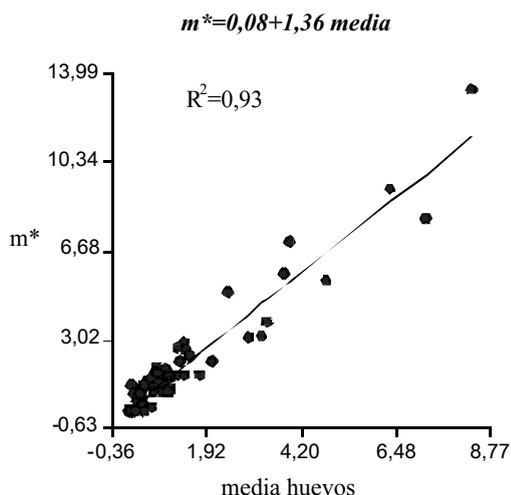


Figura 4. Relación entre el índice de apiñamiento medio y la media del número de huevos de *C. lesbia* por muestra.

AGRADECIMIENTOS

A la Secretaría de Ciencia y Técnica de la U.N.C por el apoyo económico brindado.

Al Dr. Walter Robledo, por la revisión crítica del manuscrito.

BIBLIOGRAFÍA

- Aragon, J. y D. G. Harcourt, 1977. Distribución espacial de los huevos y larvas de *Colias lesbia* (Fab) (Lepidoptera: Pieridae) en alfalfa. Revista de Investigaciones Agropecuarias INTA XII (4): 205-215.
- Binns, M. R. and J. P. Nyrop, 1992. Sampling insect population for the purpose of IPM decision making. Annual Review of Entomology, 37: 427-453.
- Curvetto, R. y J. C. Ves Losada, 1980. Estimación de las poblaciones de *Colias lesbia* (Fab.) (Lepidoptera: Pieridae) en estado de pupa. Revista de Investigaciones

- Agropecuarias. Serie 5: Patología Vegetal 15 (4): 539-548.
- De Fina, A. L.; F. Giannetto; L. J. Sabella y L. C. Villanueva, 1966. Difusión geográfica de cultivos índices en la provincia de Córdoba y sus causas. Instituto de Suelos y Agrotecnia. INTA. Publicación nº 102.
- Draper, N. R. and H. Smith, 1998. Applied Regression Analysis. John Wiley & Sons Inc., New York, 3rd Ed.
- Hamilton, A. J. and G. Hepworth. 2004. Accounting for cluster sampling in constructing enumerative sequential sampling plans. Journal of Economic Entomology 97 (3): 1132-1136.
- Imwinkelried, J. M.; R. Albrecht; C. Salto; R. Zheuder y A. Galetto, 1992. Implementación de una estrategia de control integrado de plagas de la alfalfa en un área restringida de la provincia de Santa Fe. INTA – EEA Rafaela (Arg.) Agronomía Inf. para Ext. Nº 151. 4 pp.
- Iwao, S., 1968. A new regression method for analyzing the aggregation pattern of animal population. Res. Popul Ecol. 10: 1-20.
- Klubertanz, T. H. and M. P. Evanson, 1996. ENSTAT System of Computer Programs. Supplemental Material In: Pedigo, L. P. & M. R. Zeiss. Analyses in Insect Ecology and Management. Iowa State University Press, Ames.
- Lloyd, M., 1967. Mean crowding. Journal of Animal Ecology 36: 1-30.
- Pedigo, L. P.; M.R. Zeiss, 1996. Analyses in insect ecology and management. 1st ed. Ames, Iowa : Iowa State University Press, c1996. xi, 168 pp.
- Pordomingo, A. J., 1995. Consideraciones económicas sobre la alfalfa. (Cap. 12). En: La alfalfa en la Argentina. INTA. Agro Cuyo. Edit. San Juan. 287 pp.
- Southwood, T. R. E., 1978. Ecological methods. Chapman and Hall. London. 391 pp.
- Taylor, L. R., 1961. Aggregation, variance and the mean. Nature 189: 732-735.
- Taylor, L. R., 1984. Assessing and interpreting the spatial distributions of insect populations. Annual Review of Entomology. 29: 321-357.
- Thorntwaite, C. W. and J. R. Mather, 1957. Instrucciones y tablas para el cómputo de la evapotranspiración potencial y el balance hídrico. Instituto de Suelo y Agrotecnia. INTA. Tirada interna nº 46.
- Yuen-Shaung, N.G.; J. R. Trout and S. Ahmad, 1983. Spatial distribution of the larval populations of the japanese beetle (Coleoptera: Scarabaeidae) in turfgrass. Journal of Economic Entomology 76: 26-30.