

Disposición espacial de las larvas de *Rachiplusia nu* Gueneé (Lepidoptera: Noctuidae) en el cultivo de soja

María G. Luna y Nancy M. Greco

Centro de Estudios Parasitológicos y de Vectores CEPA VE (CONICET/UNLP), 2 N° 584 (1900) La Plata, República Argentina.

Resumen. La “oruga medidora”, *Rachiplusia nu*, es una plaga de varios cultivos de la Argentina y se encuentra además en vegetación espontánea. El objetivo de esta investigación fue determinar la disposición espacial del estado larval de *R. nu* en cultivos de soja de la región pampeana y el número óptimo de muestras para estimar su densidad. El estudio se llevó a cabo en parcelas experimentales cultivadas con soja de segunda época, en dos localidades en distintos años. Mediante muestreos semanales, desde un mes después de la siembra y hasta la senescencia foliar del cultivo, se registró el número de larvas y se determinó su patrón de disposición espacial sobre la base de la relación varianza/media y de los métodos de regresión de Taylor y de Iwao. La relación varianza/media indicó que la disposición de las larvas es al azar a muy baja densidad y que existe agregación a densidades mayores. Ambos métodos de regresión detectaron agregación al considerar el rango total del promedio de larvas. El número óptimo de muestras varió ampliamente (970-10) en función del nivel de precisión y densidad promedio de larvas.

Abstract. *Rachiplusia nu* is a pest of crops and it is also found on natural vegetation in Argentina. The objective of this study was to determine the spatial pattern of *R. nu* larvae in soybean crops in the Pampean region and the optimal number of samples required to estimate larval density with a given precision. The study was carried out in double cropping soybean experimental plots, at two sites during different years. By means of weekly samplings, from one month after sowing through leaf senescence, we recorded the number of *R. nu* larvae. We determined their spatial pattern by means of the variance/mean ratio and Taylor and Iwao regression methods. Dispersion tended to become more random at lower densities and aggregation was apparent only at higher densities. Both regression methods detected clumping when the whole range of larval mean density was considered. Optimal number of sample units varied (970-10) according to precision levels and larval mean densities.

Introducción

La “oruga medidora” *Rachiplusia nu* Gueneé (Lepidoptera: Noctuidae) es una especie polífaga de origen americano. En la República Argentina se la encuentra comúnmente en cultivos de girasol (Sosa 1990), lino, soja, alfalfa, acelga, alcaucil, poroto y tomate (Rizzo 1979). Sus larvas son defoliadoras y suelen ocasionar perjuicios económicos. En la Provincia de Buenos Aires ha sido citada también en vegetación de crecimiento espontáneo (Luna 1997, Pereyra 1994).

En los cultivos de soja de la región pampeana esta especie ha sido considerada plaga (Aragón y Belloso 1987, Gamundi 1990, Iannone 1986), aunque en estudios demográficos realizados en los últimos años (Luna 1997) se registraron densidades bajas, muy inferiores al nivel de daño económico de 15-20 larvas/m surco (Bimboni 1985). Esto indicaría una disminución en los niveles poblacionales de esta especie en los cultivos en cuestión, probablemente debida a la acción de un importante complejo de enemigos naturales (Luna 1997, Minervino 1996, Molinari y Monneti 1997, Molinari y Avalos 1997).

Otros estudios aportan información sobre la biología y ecología de este Lepidóptero (Angulo 1975, Angulo y Weigert 1974, Bercellini y Malacalza 1994, Novoa y Luna 1996, Pereyra 1994 y 1995, Sánchez y Pereyra 1995). Sin embargo, se desconocen aspectos de su dinámica poblacional que contribuirían a explicar la disminución de densidad observada. En este sentido, el conocimiento de la disposición espacial de las larvas en el cultivo es básico tanto desde el punto de vista teórico como aplicado ya que constituye información necesaria para diseñar metodologías de muestreo eficientes (Bechinski et al. 1983, Hammond y Pedigo 1976, Pedigo et al. 1972, Shepard y Carner 1976, Strayer et al. 1977) y es de interés en el estudio de la interacción con sus enemigos naturales (Horn 1988, Southwood 1978, Taylor 1984, Walde y Murdoch, 1988).

El objetivo de esta investigación fue determinar la disposición espacial del estado larval de *R. nu* en el cultivo de soja. Complementariamente, se calculó el número óptimo de muestras para estimar su densidad.

Materiales y Métodos

El estudio se realizó en parcelas cultivadas con soja de segunda época, ubicadas en dos partidos de la Provincia de Buenos Aires, República Argentina: Alberti (35° S; 60.3° W) en 1993 y Chivilcoy (34.4° S; 60° W) durante 1992, 1994 y 1996. Cada lote, de aproximadamente 1 ha, fue sembrado utilizando prácticas de labranza y control de malezas convencionales para la zona. No se aplicó ningún insecticida.

Los muestreos para la determinación de la disposición espacial de las larvas de *R. nu* se realizaron semanalmente, a partir de un mes después de la siembra (fines de enero) y hasta cuando ocurrió la senescencia foliar del cultivo (fines de abril o principios de mayo). Las muestras (entre 35 y 80) fueron tomadas al azar utilizando el método del paño horizontal (Kogan y Pitre 1980).

Para cada fecha de muestreo se registró el número de larvas y se calcularon la media, expresada como número de larvas por paño, y la varianza. El patrón de disposición espacial se determinó mediante la relación varianza/media o índice de dispersión (I) (Elliott 1971): $I = s^2 / \bar{x}$. Para contrastar la hipótesis de aleatoriedad ($I=1$) se utilizó el índice $I_D = (n-1) s^2 / \bar{x}$, que se distribuye aproximadamente como chi cuadrado χ^2 con $(n-1)$ grados de libertad, siendo n el número de muestras (Southwood 1978). Cuando n fue mayor que 30, en lugar de χ^2 se utilizó una variable normal (d) con media 0 y desviación estándar 1, siendo $d = \sqrt{2\chi^2} - \sqrt{[2(n-1) - 1]}$ (Elliott 1971).

Los datos de cada fecha de muestreo se ajustaron a las distribuciones probabilísticas de Poisson o binomial negativa que describen disposiciones espaciales aleatoria y agregada, respectivamente. El ajuste fue comprobado mediante la prueba de chi cuadrado de bondad de ajuste, excepto en los casos en que la distribución de frecuencias fue discontinua o los grados de libertad fueron insuficientes, para los cuales se utilizó el estadístico U (Elliott 1971). La distribución binomial negativa está descripta por la media y el parámetro k , el cual constituye una medida de la agregación. Cuanto más pequeño es su valor mayor es el grado de agregación, mientras que valores más grandes (alrededor de 8) indican que la distribución se aproxima a Poisson. El cálculo de k se realizó a partir de la frecuencia de muestras sin individuos: $\log(1 + \bar{x} / k) = \log(n / f_0)$, donde: \bar{x} = promedio de larvas; n = número total de muestras; f_0 = número de muestras sin individuos. Para las fechas en que no hubo muestras sin individuos, k se calculó a partir del método de estimación de máxima probabilidad: $n \ln(1 + \bar{x} / k) = \sum (A_x / k + x)$, donde $A_x = \sum$ de las frecuencias de muestras que contienen más de x individuos (Southwood 1978). Ambos métodos iterativos requieren de una estimación preliminar de k que se realizó según $k = \bar{x}^2 / s^2 - \bar{x}$.

Se calculó la agregación media en cada muestreo de acuerdo a la siguiente ecuación (Lloyd 1967): $m^* = \bar{x} + (s^2 \bar{x}) - 1$, la cual describe la intensidad de la interacción entre individuos así como el nivel de agregación en una unidad de hábitat dado. Para cada año se calculó la regresión lineal entre la agregación media y la media (Iwao 1968): $m^* = \alpha + \beta \bar{x}$, donde α es el índice de agregación básica y β el índice de agregación por densidad. Cuando $\alpha = 0$, la interacción entre individuos es neutra y el componente básico de la distribución es el individuo; cuando $\alpha > 0$ existe una interacción positiva y la unidad básica es un grupo de individuos, mientras que $\alpha < 0$ indica

Tabla 1. Índice de dispersión y modelos probabilísticos que describen la disposición espacial de larvas de *Rachiplusia nu* en cultivos de soja de Alberti y Chivilcoy (Buenos Aires, Argentina). *n*: número de unidades muestrales; \bar{x} : promedio de individuos por paño; *I*: índice de dispersión; $I_D = (n-1) s^2 / \bar{x}$; *d*: variable normal ($d > 1.96$; $P < 0.05$; disposición agregada); ^a: valores de *k* estimados por el método basado en la proporción de muestras con cero; ^b: valores de *k* estimados por el método de máxima probabilidad.

Table 1. Dispersion index and probabilistic models describing spatial pattern of *Rachiplusia nu* larvae in soybean crops in Alberti and Chivilcoy (Buenos Aires, Argentina). *n*: number of sample units; \bar{x} : individuals per cloth mean; *I*: dispersion index; $I_D = (n-1) s^2 / \bar{x}$; *d*: normal variable ($d > 1.96$; $P < 0.05$; contagious distribution); ^a: *k* values estimated from proportion of zeros; ^b: *k* values estimated from maximum-likelihood method.

muestras	<i>n</i>	\bar{x}	<i>I</i>	I_D	<i>d</i>	<i>k</i>	Poisson	Binomial negativa
1992								
M ₁	40	1.750	2.463	96.057	5.086*	1.4 ^a		•
M ₂	40	2.250	1.483	57.837	1.980*	5.3 ^a		•
M ₃	40	0.850	1.032	40.248	0.197		•	
M ₄	40	0.275	1.453	56.667	1.871		•	
M ₅	40	0.150	1.517	58.890	2.078	0.15 ^a		•
M ₆	40	0.325	0.828	32.292	-0.738		•	
M ₇	40	1.100	1.490	58.110	2.006*	2.24 ^a		•
M ₈	40	0.550	1.814	70.746	3.120*	0.4 ^a		•
M ₉	40	0.200	0.800	31.200	-0.876		•	
M ₁₀	40	0.100	0.900	35.100	-0.396		•	
M ₁₁	40	0.050	0.950	37.050	-0.167		•	
1993								
M ₁	80	1.100	2.491	196.789	7.309*	0.5 ^a		•
M ₂	60	3.800	1.559	91.981	2.746*	7.5 ^b		•
M ₃	80	3.425	1.575	124.425	3.246*	3.5 ^a		•
M ₄	60	1.883	1.046	61.714	0.293		•	
M ₅	60	1.550	1.321	77.939	1.668		•	
M ₆	60	0.816	1.408	83.072	2.073*	1 ^a		•
M ₇	60	0.367	1.179	69.561	0.978		•	
M ₈	60	0.150	0.850	50.150	-0.802		•	
M ₉	60	0.117	0.833	49.147	-0.903		•	
M ₁₀	60	0.217	1.091	64.369	0.529		•	
M ₁₁	60	0.067	0.933	55.047	-0.324		•	
1994								
M ₁	60	3.817	1.629	96.111	3.047*	6 ^b		•
M ₂	60	3.833	1.871	106.790	3.797*	4.4 ^b		•
M ₃	60	2.417	1.976	116.584	4.453*	2 ^a		•
M ₄	60	1.25	0.843	49.737	-0.843		•	
M ₅	60	0.983	1.034	61.006	0.229		•	
1996								
M ₁	35	0.265	0.957	32.538	-0.118		•	
M ₂	60	0.467	0.890	52.510	-0.569		•	
M ₃	60	0.45	0.846	49.914	-0.826		•	
M ₄	60	1.067	1.089	64.251	0.519		•	
M ₅	60	2.617	1.262	74.458	1.386		•	
M ₆	60	1.367	0.804	47.436	-1.077		•	
M ₇	60	0.417	1.703	100.477	3.359*	1 ^a		•
M ₈	45	0.159	1.412	62.128	1.817		•	
M ₉	35	0.088	0.912	31.008	-0.305		•	

una interacción negativa entre individuos. Si $\beta = 1$, el componente básico se dispone al azar en el

Tabla 2. Parámetros de las regresiones de Iwao y de Taylor para larvas de *Rachiplusia nu* en cultivos de soja de Alberti y Chivilcoy (Provincia de Buenos Aires, Argentina). *n*: número de puntos en la regresión (cada *n* basado entre 35 y 80 unidades muestrales); (): error estándar; *: pendiente significativamente distinta de 1 ($P < 0.05$).

Table 2. Iwao and Taylor regression parameters of *Rachiplusia nu* larvae in soybean crops in Alberti and Chivilcoy (Buenos Aires Province, Argentina). *n*: number of data points in regression (each *n* based on 35-80 sample units); (): standard error; *: slope significantly different from 1 ($P < 0.05$).

Fecha	n	Regresión de Iwao			Regresión de Taylor		
		α	β	R^2	$\log a$	b	R^2
1992	11	0.113 (0.469)	1.346 (0.222)	0.802	0.175 (0.137)	1.173 (0.085)	0.954
1993	11	0.122 (0.450)	1.147 (0.107)	0.927	0.128 (0.106)	1.153* (0.055)	0.979
1994	5	-0.246 (0.365)	1.291 (0.134)	0.968	-0.023 (0.101)	1.509 (0.185)	0.957
1996	9	0.089 (0.345)	1.011 (0.141)	0.879	0.026 (0.119)	0.998 (0.091)	0.945
1992-1996	36	0.099 (0.408)	1.167* (0.059)	0.919	0.116 (0.123)	1.129* (0.038)	0.962

Tabla 3. Número de unidades muestrales (pañes) requeridos para muestrear larvas de *Rachiplusia nu* en cultivos de soja, con niveles de precisión de 0.1 y 0.2 y distintas densidades larvales.

Table 3. Number of sample units (ground-clothes) required to sample *Rachiplusia nu* larvae in soybean crops, at 0.1 and 0.2 precision levels and varying larval densities.

Densidad	Nivel de precisión	
	0.1	0.2
0.1	970	242
0.5	239	60
1	131	33
1.5	92	23
2	71	18
4	40	10

espacio y cuando $\beta > 1$ la disposición es agregada. Para probar diferencias significativas de α y β con respecto a 0 y 1, respectivamente, se utilizó la prueba t (Sokal y Rohlf 1995).

Otro método de regresión utilizado fue el de Taylor (1961): $s^2 / a \bar{x}^b$, donde: b es considerado una medida de la agregación característico de cada especie. Si $b = 1$ la población se distribuye al azar; si $b < 1$ la población se distribuye en forma regular o agregada, respectivamente. El parámetro a está asociado con el método de muestreo. Las diferencias de la pendiente de cada regresión con respecto a 1 fueron contrastadas mediante la prueba t (Sokal y Rohlf 1995).

El número óptimo de muestras necesario para estimar la densidad de las larvas de *R. nu* en soja, con un nivel de precisión dado y a una densidad determinada, se calculó según la ecuación propuesta por Finch et al. (1975): $n = a / p^2 \bar{x}^{(b-2)}$ donde a y b son los parámetros de la función de Taylor obtenidos para el conjunto de las muestras, y \bar{x} es el número promedio de larvas por paño utilizado para el cálculo (0.1 a 4 larvas por paño). El índice de precisión deseado (p) se fijó en términos de la relación error estándar/media y se consideraron adecuados errores estándar del 10 y 20% de la media ($p = 0.1$ y 0.2), siendo el primero más aconsejable para estimar la densidad en estudios de dinámica poblacional (Southwood 1978).

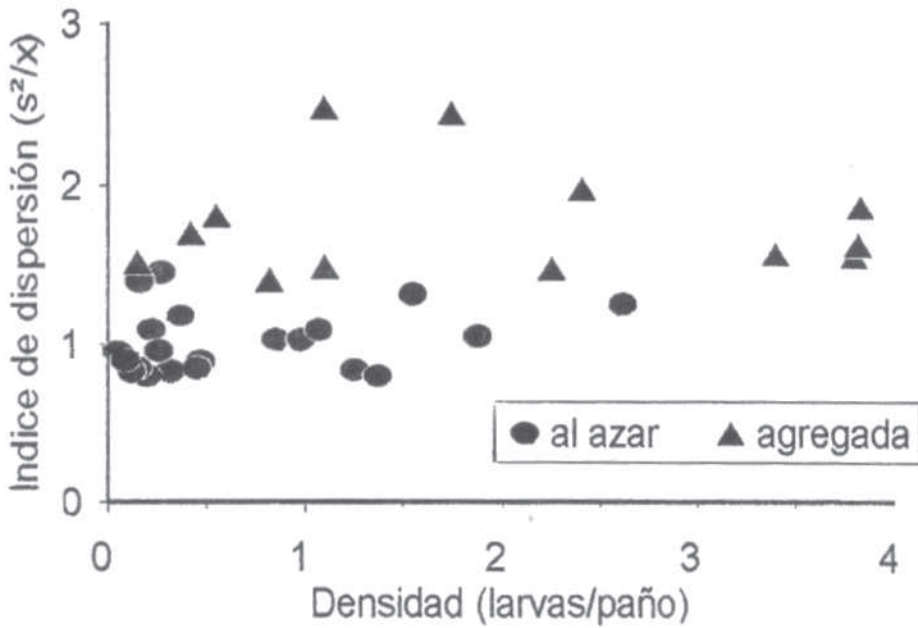


Figura 1. Relación entre el índice de dispersión de larvas de *R. nu* y la densidad registrada en cultivos de soja de la región pampeana (Buenos Aires, Argentina).

Figure 1. Relationship between the dispersion index of *R. nu* larvae and the density in soybean crops in the Pampean region (Buenos Aires, Argentina).

Resultados y Discusión

El índice de dispersión fue igual a la unidad en el 64% de los muestreos ($P > 0.05$), indicando disposición al azar, y estos datos presentaron un buen ajuste a la distribución de Poisson ($P > 0.05$). En el 36% restante la disposición fue agregada ($I > 1$; $P < 0.025$) y los datos se ajustaron al modelo de la distribución binomial negativa ($P > 0.05$) (Tabla 1). La disposición al azar se registró más frecuentemente cuando la densidad fue muy baja, mientras que a partir de 2 larvas/paño fue agregada (Figura 1).

Los valores de k indican una moderada agregación (Tabla 1). Se observó una amplia variación de este parámetro (0.15-7.5), la cual podría deberse a que: 1) su valor aumenta con el incremento de la media; 2) no es independiente del número de muestras; o bien 3) su estimación puede ser sesgada, para media pequeña y k grande, cuando se realiza por el método de máxima probabilidad (Southwood 1978).

De acuerdo al método de Iwao, el parámetro a no difirió significativamente de 0 en todos los casos, por lo cual la unidad básica de distribución es el individuo y no existen interacciones entre individuos. El valor de β fue significativamente mayor que 1 para el conjunto de muestreos, indicando que las larvas se disponen en forma agregada (Tabla 2). La pendiente de la regresión de Taylor fue también mayor que 1 sólo para el conjunto de muestreos y para los datos de 1993 (Tabla 2).

En síntesis, la relación varianza/media indicó que la disposición espacial de las larvas de *R. nu* en soja es al azar a muy baja densidad. Sin embargo, este índice reflejó agregación en varios muestreos y se observó una tendencia hacia esta disposición a densidades mayores. Ambos métodos de regresión detectaron también agregación al considerarse el rango total del promedio de larvas. Dado que la densidad de la población puede afectar a la disposición espacial, ésta puede ser al azar a bajas densidades y agregada a densidades más elevadas (Southwood 1978). Si bien la disposición

al azar parece ser más común en larvas de Lepidópteros defoliadores de la soja (Hammond y Pedigo 1976, Pedigo et al. 1972, Shepard y Carner 1976, Strayer et al. 1977), la agregación ha sido registrada por varios autores (Bechinski et al. 1983, Herzog 1980). Coincidentemente con los resultados del presente trabajo, Bechinski et al. (1983) indicaron que la disposición espacial de larvas de *Plathypena scabra* (F.) tiende a ser al azar en densidades bajas y la agregación es sólo aparente a densidades más altas.

La disposición espacial de las poblaciones está determinada por factores de comportamiento y ambientales (Iwao 1968, Taylor 1984). El proceso de oviposición suele condicionar, al menos inicialmente, la disposición espacial de las larvas de Lepidópteros ya que cuando se realiza en masas los primeros estadíos larvales se encuentran agregados. En el caso de *R. nu*, las hembras depositan los huevos en forma aislada (Angulo y Weigert 1974), pero se desconoce el arreglo espacial de los mismos a escala del cultivo, cuya heterogeneidad poco aparente podría ser detectada por las hembras al momento de la oviposición y esta característica evidenciarse sólo cuando la densidad es elevada. Asimismo, el patrón de disposición espacial está determinado en mayor o menor medida por los procesos de mortalidad que operan en el transcurso del ciclo de vida (Southwood 1978). En este sentido un mayor conocimiento de las interacciones planta-herbívoro y herbívoro-enemigos naturales contribuirían a interpretar las causas de la disposición espacial de *R. nu* en soja.

Por último, en la Tabla 3 se observa que el número óptimo de muestras varió ampliamente en función del nivel de precisión y densidad. El conocimiento de la disposición espacial permite elaborar planes de monitoreo utilizando el cálculo del número óptimo de muestras, una vez que se tiene una estimación preliminar de la densidad, o desarrollando un plan de muestreo secuencial. Esta última alternativa permite clasificar niveles poblacionales como inferiores o superiores a cierto nivel crítico o umbral de daño. Las densidades de larvas de *R. nu* registradas en soja durante los años de este estudio son muy inferiores al nivel de daño, por lo cual los parámetros obtenidos por los métodos de Iwao y Taylor no se utilizaron para desarrollar un muestreo secuencial y se decidió calcular el número óptimo de muestras. Estas estimaciones contemplaron el rango de densidades registrado en los cuatro años de estudio y su aplicación se limita a niveles poblacionales semejantes.

Agradecimientos. Al personal de la Escuela Agraria N°1 (Alberti) y J. Cattaneo, Flía. Minervino y J. Derisio (Chivilcoy) por permitir realizar este estudio en sus establecimientos agrícolas. A Gaby Poncio por su asistencia en las tareas de campo. A Eduardo Trumper y un revisor anónimo por sus correcciones y sugerencias. Al CONICET, CIC-BA y UNLP por el financiamiento de este trabajo.

Bibliografía

- Angulo, A.O. 1975. Estados inmaduros en Lepidópteros Noctuidae. Soc. Biol. Concepción. Publicación especial N°2. 153 págs.
- Angulo, A.O. y O.T. Weigert. 1974. *Rachiplusia nu* (Guenneé): estados inmaduros y biología. Bol. Soc. Biol. Concepción 48: 117-122.
- Aragón, J.R. y C.A. Belloso. 1987. Control de plagas. En: Producción de soja en Buenos Aires y Sante Fé. Cuadernos de Actualización Técnica AACREA 41: 69-79.
- Bechinski, E.J., G.D. Buntin, L.P. Pedigo y H.G. Thorvilson. 1983. Sequential count and decision plans for sampling green cloverworm (Lepidoptera: Noctuidae) larvae in soybean. J. Econ. Entomol. 76: 806-812.
- Bercellini, N. y L. Malacalza. 1994. Plagas y depredadores en soja en el Noroeste de la Provincia de Buenos Aires (Arg.). Turrialba 44: 244-254.
- Bimboni, H.G. 1985. Plagas de la soja. EEA San Pedro INTA. 10 págs.
- Elliott, J.M. 1971. Statistical analysis of samples of benthic invertebrates. Freshwater Biological Association, Scientific Publication N° 25. 148 págs.
- Finch, S., G. Skinner y G.H. Freeman. 1975. The distribution and analysis of cabbage root fly egg population. Ann. Appl. Biol. 79: 1-18.
- Gamundi, J.C. 1990. Control integrado de insectos plaga en el cultivo de soja. Actas de la Jornada de Actualización Profesional sobre cultivos de cosecha gruesa. Soja. Buenos Aires 27 de septiembre. INTA, UBA, UNLP y CPIA: 16-21.
- Hammond, R.B. y L.P. Pedigo. 1976. Sequential sampling plans for the green cloverworm in Iowa soybeans. J. Econ. Entomol. 69: 181-185.

- Herzog, D.C. 1980. Sampling soybean looper on soybean. Pp 141-168. En: Kogan, M y D.C. Herzog (Eds.). Sampling methods in soybean entomology. Springer Verlag.
- Horn, D.J. 1988. Ecological approach to pest management. Elsevier Applied Science Publishers. London. 285 pgs.
- Iannonne, N. 1986. Impresiones sobre la evolución de la población de insectos en soja. Carpeta de Producción Vegetal, Tomo VIII, Información N° 74. Soja. EEA Pergamino INTA. 6 pgs.
- Iwao, S. 1968. A new regression method for analyzing the aggregation pattern of animal populations. Res. Popul. Ecol. 10: 1-20.
- Kogan, M. y H.N. Pitre, Jr. 1980. General sampling methods for above ground populations of soybean arthropods. Pp 59-80. En: Kogan, M y D.C. Herzog (Eds.). Sampling methods in soybean entomology. Springer Verlag.
- Lloyd, M. 1967. Mean crowding. J. Anim. Ecol. 36: 1-30.
- Luna, M.G. 1997. Estudios ecológicos de los Lepidópteros defoliadores del cultivo de soja y sus parasitoides. Trabajo de tesis para optar al título de Dr. en Cs. Nat., Fac. Cs. Nat. y Museo, UNLP. 110 pgs.
- Minervino, E.V. 1996. Estudio biológico y bioecológico de arañas depredadoras de plagas de la soja. Trabajo de tesis para optar al título de Dr. en Cs. Nat., Fac. Cs. Nat. y Museo, UNLP. 157 pgs.
- Molinari, A.M. y C. Monetti. 1997. Parasitoides (Hymenoptera) de insectos plaga del cultivo de soja en el centro sur de la provincia de Santa Fe (Argentina). Rev. Soc. Ent. Arg. 56: 43-46.
- Molinari, A.M. y S. Avalos. 1997. Contribución al conocimiento de taquinidos (Diptera) parasitoides de defoliadoras (Lepidoptera) del cultivo de soja. Rev. Soc. Ent. Arg. 56: 131-132.
- Novoa, M.C. y M.G. Luna. 1996. Parasitism, survivorship, sex ratio and developmental time of *Cotesia marginiventris* (Cresson) (Hymenoptera: Braconidae) parasitizing *Rachiplusia nu* (Lepidoptera: Noctuidae) larvae in soybean crops in Argentina. Acta Ent. Chilena 20: 23-28.
- Pedigo, L.P., G.L. Lentz, J.D. Stone y D.F. Cox. 1972. Green cloverworm populations in Iowa soybean with special reference to sampling procedure. J. Econ. Entomol. 65: 414-421.
- Pereyra, P.C. 1994. Efecto de la edad de las hojas de soja sobre el crecimiento y la reproducción de *Rachiplusia nu* (Lepidoptera: Noctuidae). Ecol. Aust. 4: 41-49.
- Pereyra, P.C. 1995. Ecología nutricional de la "oruga medidora" *Rachiplusia nu* (Lepidoptera: Noctuidae). Rev. Soc. Entomol. Argent. 54: 31-40.
- Rizzo, H.F. 1979. Catálogo de insectos perjudiciales en cultivos de la Argentina. Ed. Hemisferio Sur, S.A. 65 págs.
- Sánchez, N.E. y P.C. Pereyra. 1995. Life tables of the soybean looper *Rachiplusia nu* (Lepidoptera: Noctuidae) in the laboratory. Rev. Soc. Entomol. Argent. 54: 89-96.
- Shepard, M. y G.R. Carner. 1976. Distribution of insects in soybean fields. Can. Entomol. 108: 767-771.
- Sokal, R.R. y F.J. Rohlf. 1995. Biometry. W.H. Freeman and Company. 887 pgs.
- Sosa, M.A. 1990. Manejo integrado de plagas de girasol. En: Actas de la Jornada de actualización profesional sobre cultivos de cosecha gruesa: maíz y girasol. Buenos Aires 30 de agosto. INTA, UBA, UNLP y CPIA: 23-26.
- Southwood, T.R.E. 1978. Ecological methods with particular reference to the study of insect populations, 2nd ed. Chapman and Hall, London 524 pp.
- Strayer, J, M. Shepard y S.G. Turnipseed. 1977. Sequential sampling for management decisions on the velvetbean caterpillar on soybeans. J. Georgia Entomol. Soc. 12: 215-220.
- 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. Ann. Rev. Entomol. 29: 321-357.
- Walde, S.J. y W.W. Murdoch. 1988. Spatial density dependence in parasitoids. Ann. Rev. Entomol. 33: 441-466.

Recibido: Enero 8, 1998

Aceptado: Mayo 25, 1998