

# DESCRIPCIÓN DEL PATRÓN ESPACIAL DE *Thrips palmi* Karny EN EL CULTIVO DE PAPA MEDIANTE LA DISTRIBUCIÓN *BINOMIAL NEGATIVA* \*

Alcides Cabrera Campos<sup>1</sup>, Centro Universitario de Guantánamo, Cuba

Walkiria Guerra Bustillo, Universidad Agraria de La Habana, Cuba

Moraima Suris Campos, Centro Nacional de Sanidad Agropecuaria, Cuba

## RESUMEN

Poblaciones de larvas y adultos de *Thrips palmi* Karny (Thysanoptera: Thripidae) fueron muestreadas en plantaciones de papa, *Solanum tuberosum* L., bajo condiciones de producción durante tres campañas (1998-2000) con el objetivo de describir su patrón espacial dentro de la planta. Los datos de las tres campañas fueron combinados a partir de no existir diferencias entre los coeficientes a y b de la Ley Potencial de Taylor. La distribución binomial negativa ajustó adecuadamente las frecuencias de las poblaciones de larvas y adultos, con valores de k de 0.1516 y 0.2550, respectivamente; de aquí que el patrón espacial resultara ser agregado o contagioso, manifestándose con mayor intensidad en las larvas. Estas se ubican con mayor frecuencia en el estrato medio de la planta, mientras que los adultos lo hacen en el estrato superior. Estos resultados constituyen una valiosa información para el desarrollo de planes de muestreo de la plaga bajo las condiciones de Cuba.

## ABSTRACT

Populations of *Thrips palmi* Karny (Thysanoptera: Thripidae) were sampled in potato fields under production conditions during three years (1998-2000) in order to describe the spatial pattern within the plant. Since the lack of differences between a and b coefficients of Taylor's Power Law, data of three years were combined. The *negative binomial* distribution fitted the frequencies of adult and larvae populations with k 0.1516 and 0.2550 respectively. In both cases, results indicate an aggregated pattern showing a higher intensity in larvae. These are frequently located in the plant middle stratum, while adults are located in the higher stratum. These results are very important information for developing pest-sampling plans under the conditions studied in Cuba.

**Key words:** probabilistic model, spatial pattern, *negative binomial* distribution.

MSC: 62P10

## 1. INTRODUCCIÓN

La base para el desarrollo de todo programa de Manejo Integrado de Plagas (MIP) descansa en el muestreo, ya que la decisión de aplicar una medida de control debe ser el resultado de una estimación de su población a partir de unidades muestrales que sean representativas de la misma, la cual requiere del conocimiento del arreglo espacial de la especie en su hábitat. Patrones de tipo regular y al azar son menos frecuentes en poblaciones de insectos, donde lo más común es que se presenten disposiciones agregadas, Southwood (1978). Esta se mide mediante índices de agregación estimados de modelos de distribuciones probabilísticas y de regresión, los cuales proveerán valores de los estimadores de sus parámetros, Taylor, (1984).

Según Southwood (1978), las distribuciones probabilísticas que más se usan como modelos para describir los patrones espaciales son: la de *Poisson*, para describir patrones aleatorios, la *binomial negativa*, para describir patrones agregados y la *binomial positiva*, para describir patrones uniformes.

La distribución *binomial negativa* se distingue por su adaptación satisfactoria a una gran diversidad de fenómenos biológicos, especialmente en la descripción de patrones espaciales agregados de muchas poblaciones de insectos, pues resulta de distribuciones generalizadas o compuestas y ofrece una adecuada descripción de los arreglos espaciales de los organismos por estar generada por hipótesis compatibles con procesos biológicos y/o ecológicos, Sokal y Rohlf (1995).

---

\*This paper was presented at VIII Conferencia Latinoamericana de Probabilidades y Estadística Matemática.

E-mail: <sup>1</sup>alcides@censa.edu.cu

Su parámetro  $k$  constituye un adecuado índice de agregación, siempre que se tenga un ajuste satisfactorio entre las frecuencias observadas y las generadas por la distribución *binomial negativa*, en general los valores típicos de  $k$  están en el orden de 2; valores muy grandes ( $k > 8$ ) indican tendencia a la distribución de *Poisson*, es decir, a la aleatoriedad y valores próximos a cero indican agregación, Southwood (1978).

Este parámetro también se emplea en el cálculo de tamaños mínimos de muestras, el diseño de muestreos secuenciales y en expresiones para transformar los datos y eliminar la dependencia entre la media y la varianza para cumplir los supuestos del Análisis de Varianza, Krebs (1999).

La aplicación de este modelo probabilístico tendrá como modelo a *Thrips palmi* Karny (Thysanoptera: Thripidae), plaga de reciente introducción en el país, Anónimo (1997), que afecta principalmente a cultivos de importancia económica y de arraigo en la alimentación de la población cubana como la papa (*Solanum tuberosum* L.), el frijol (*Phaseolus vulgaris* L.), la berenjena (*Solanum melongena* L.), el pepino (*Cucumis sativus* L.) y otros, Vázquez (1994). En Cuba, no se han realizado aplicaciones de este modelo a dicha plaga. Por otra parte, se conoce del ajuste de la *binomial negativa* a poblaciones de *T. palmi* por Verghese **et al.** (1988) sobre el cultivo de mango en la India.

El objetivo del presente trabajo es ajustar las frecuencias observadas de poblaciones de *T. palmi* a las generadas por la distribución *binomial negativa* y estimar su parámetro  $k$  para describir su patrón espacial dentro de la planta de papa.

## 2. MATERIALES Y MÉTODOS

Los datos de las poblaciones de *T. palmi* para el estudio se tomaron de plantaciones de papa (*Solanum tuberosum* L.), variedad Desirée, establecidas bajo condiciones de producción, durante tres campañas (inviernos de 1998, 1999 y 2000), en áreas del municipio Güira de Melena, provincia La Habana. Las áreas del cultivo, sembradas bajo sistema de riego Fregat, recibieron todas las atenciones previstas, según lo establecido en el Programa de Defensa Fitosanitaria para el cultivo de la papa.

Las áreas de cultivo sembradas bajo el sistema de riego referido eran circulares y estaban conformadas por cuatro cuadrantes, uno de los cuales se seleccionó como área experimental y en la que se ubicaron cinco parcelas. De cada parcela se tomaron 15 plantas al azar siguiendo la diagonal, cuyo sentido se alternó en cada muestreo y en las que semanalmente se observó el foliolo apical, Plana **et al.** (2001) de las hojas situadas en los estratos inferior, medio y superior, y donde se cuantificaron las larvas y los adultos al momento del muestreo con el auxilio de lupas de 10 aumentos.

Para cada campaña se calcularon las medias aritméticas ( $\bar{x}$ ) y las varianzas ( $s^2$ ) de las larvas y los adultos de *T. palmi* por muestreo, con las que se determinaron los coeficientes de la Ley Potencial de Taylor ( $s^2 = a \bar{x}^b$ ) a través del paquete estadístico STATGRAPHICS Plus 4.1 (1999). Para combinar los datos de las tres campañas en un único conjunto y considerar las muestras como provenientes de una misma población, Sigarroa (1985), se probó la homogeneidad de las pendientes y los interceptos de las regresiones de la Ley Potencial de Taylor (LPT) mediante la técnica de Análisis de Covarianza, Sokal y Rohlf (1995) para la comparación de rectas de regresión y para su confirmación se aplicó la prueba de Chow, según Gujarati (1997). Esta prueba permite comparar regresiones mediante el estadígrafo F de Fisher haciendo uso de la Suma de Cuadrados del Error (SCE) de las mismas.

Con el objetivo de estimar el parámetro  $k$  y evaluar el ajuste a la distribución *binomial negativa*, se confeccionaron las distribuciones de frecuencias de larvas y adultos a través del paquete estadístico STATGRAPHICS Plus 4.1 y se compararon con las frecuencias teóricas de este modelo probabilístico, generadas por la expresión:

$$P(x) = [\mu / (\mu + k)]^x [(k + x - 1)! / (x!(k - 1)!)] [1 + (\mu / k)]^{-k}$$

donde  $P(x)$  es la probabilidad de que una muestra contenga exactamente  $x$  individuos,  $\mu$  es la media poblacional que puede ser estimada por  $\bar{x}$  y  $k$  es el parámetro de la distribución, que puede ser estimado por varios métodos; aquí se hizo a partir de la proporción esperada de frecuencias cero, mediante la ecuación iterativa dada por:

$$\log (N / N_0) = k \log [1 + (\bar{x} / k)]$$

donde N es el número total de muestras, N<sub>0</sub> es el número de muestras con frecuencia cero y el primer valor de k es el obtenido por la expresión:

$$k = \bar{x}^2 / (s^2 - \bar{x}^2) \text{ donde } s^2 \text{ es la varianza muestral.}$$

El ajuste entre las frecuencias observadas y las calculadas por el modelo teórico se realizó mediante la dícima  $\chi^2$ , siempre y cuando el número de clases fuera superior a cuatro, ya que los grados de libertad para la *binomial negativa* son tres por poseer dos parámetros que requieren ser estimados, Hoel (1978). Los cálculos se realizaron por medio de la rutina NEGBINOM.BAS, Ludwig y Reynolds (1988).

Una vez descrito el patrón espacial del insecto mediante el parámetro k, se determinó la distribución vertical dentro de la planta para corroborar la predominancia o no del mismo en determinada sección en la que fueron divididas las mismas. Con el objetivo de hallar la transformación adecuada para satisfacer los requerimientos del Análisis de Varianza (ANOVA), los datos se transformaron a través de las expresiones siguientes:  $\sqrt{X+1}$ ,  $\sqrt{X+0.5}$ ,  $\sqrt{X+0.375}$ ,  $\log(X+1)$ ,  $\log(X+(k/2))$ ,  $\log[\log(x+2)]$  y  $X^{1-(b/2)}$ . La dependencia entre la media y la varianza de los datos originales y transformados se probó mediante el coeficiente de correlación r entre estos indicadores, según Southwood (1978).

En caso de no cumplirse los supuestos del Análisis de Varianza paramétrico, los datos se procesaron mediante el Análisis de Varianza bifactorial por rangos de Friedman, y en caso de ser significativa la misma, la comparación entre los estratos se realizó mediante la dícima de comparaciones múltiples no paramétrica, ambos procedimientos son descritos por Siegel y Castellan (1995).

### 3. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

La combinación de los datos provenientes de las tres campañas se realizó a partir de los resultados del Análisis de Covarianza en los que no se detectaron diferencias significativas ( $p > 0.05$ ) entre las pendientes y los interceptos de las regresiones de la LPT (Tabla 1), tanto para las larvas como para los adultos.

**Tabla 1.** Resultados del Análisis de Covarianza para la comparación de rectas de regresión.

ESTADOS	INTERCEPTOS						PENDIENTES					
	CAMPAÑAS			F	g.l.	p	CAMPAÑAS			F	g.l.	p
	1998	1999	2000				1998	1999	2000			
LARVAS	4.12	5.99	4.26	3.42	2;15	0.0597	1.22	1.46	1.45	2.46	2;15	0.1191
ADULTOS	2.75	1.85	2.09	0.20	2;17	0.8244	1.38	1.15	1.18	2.17	2;17	0.1445

Los resultados se confirmaron mediante la prueba de Chow (Tabla 2), con la que tampoco se detectan diferencias significativas ( $p > 0.05$ ) entre las regresiones.

**Tabla 2.** Resultados de la prueba de Chow para la comparación de regresiones.

ESTADOS	REGRESIONES	n	S.C.E.	F	g.l.	p
LARVAS	1998	5	0.3324	2.9405	4; 15	0.0529
	1999	9	0.6652			
	2000	7	0.1591			
	Unidas	21	2.0637			
ADULTOS	1998	6	0.0903	1.1840	4; 17	0.3576
	1999	10	0.5377			
	2000	7	0.5527			
	Unidas	23	1.5096			

Este resultado demuestra un comportamiento similar en las poblaciones de *T. palmi* durante las tres campañas en cuanto al patrón espacial, por lo que es de suponer que no hubo influencias significativas sobre este indicador ecológico por parte de las variables climáticas y de las aplicaciones a que se sometieron las plantaciones del cultivo.

Poblaciones de *Leptinotarsa decemlineata* Say en berenjena fueron muestreadas durante cuatro años por Hamilton **et al.** (1998) y combinadas en un único conjunto de datos basado en la falta de diferencias significativas entre las pendientes en las regresiones de la LPT entre años. Un procedimiento análogo fue realizado por Cho **et al.** (1995) al combinar datos de *Frankliniella* spp. obtenidos en tres años sobre plantaciones de tomate (*Lycopersicon esculentum* L.).

Igualmente, para *T. palmi*, Cho **et al.** (2000) obtuvieron un resultado similar al combinar datos provenientes de muestreos realizados en plantaciones de papa durante los años 1995 y 1996 en Korea y a partir de los datos combinados, generaron una regresión común de la Ley Potencial de Taylor para usar sus estimadores en el desarrollo de planes de muestreo.

### Larvas

Las larvas colectadas representaron el 78.66% del total de individuos, valor que en relación con los adultos, está determinado por el alto potencial reproductivo de la especie, que según Cristina **et al.** (1999), puede duplicar su población en cualquier hospedante en 2.0 días como promedio. Esta predominancia del estado larval en las poblaciones se acentuó a medida que aumentó el número de muestreos, al producirse un notable incremento de la población del insecto, explicado debido a que con el aumento del follaje en el cultivo se propician las condiciones para que los adultos ovopositen en mayor cantidad de sitios dentro del mismo.

Las frecuencias de las poblaciones del estado larval de *T. palmi* se ajustaron adecuadamente a la distribución *binomial negativa* en siete de los muestreos realizados, así como al considerar la población total de larvas (Tabla 3). Solo el muestreo 10 no arrojó un buen ajuste ( $p < 0.05$ ) debido a que cuando se realizó el muestreo, el cultivo culminaba su ciclo vegetativo por lo que las larvas parecen estar dispuestas de acuerdo a la disponibilidad de alimentos, el cual resulta escaso debido a la senescencia de las hojas.

**Tabla 3.** Resultados del ajuste a la distribución *binomial negativa* para las larvas de *T. palmi*.

MUESTREOS	CLASES	MEDIA	k	$\chi^2$	g.l.	p	AJUSTE
1	2	0.0207	-1.0753	-	-	-	*
2	3	0.0593	0.0450	-	-	-	*
3	5	0.1763	0.1350	3.5227	2	0.1718	+
4	9	0.9022	0.1882	7.1634	6	0.3060	+
5	8	0.8074	0.2196	6.7630	5	0.2389	+
6	13	2.1570	0.4472	4.7671	10	0.9062	+
7	13	3.1889	0.4258	4.3336	10	0.9310	+
8	7	1.1467	0.4999	9.4033	4	0.0518	+
9	10	5.5822	0.3734	5.3910	7	0.6124	+
10	9	4.5022	0.2834	14.7118	6	0.0226	-
TOTAL	21	1.3034	0.1516	23.5302	18	0.1710	+

- \* Imposible ajustar por el método Chi-cuadrado
- + Buen ajuste a la *binomial negativa*
- No se ajusta a la *binomial negativa*

En los dos primeros muestreos las densidades fueron muy bajas debido al poco tiempo de establecido el cultivo, esto conllevó a que el número de clases fuera inferior o igual a tres por lo que el método  $\chi^2$  para la bondad del ajuste no fue posible aplicarlo ya que son necesarias al menos cuatro clases para el ajuste a esta distribución, Hoel (1978).

### Adultos

Los adultos colectados representaron el 21.34 % del total de individuos, Cristina **et al.** (1999) señalan que los adultos son de movimientos rápidos y se dispersan fácilmente entre las plantas, por lo que se hace más difícil encontrarlos en la unidad de muestreo. La densidad media de los adultos considerando todos los muestreos fue 0.3536 individuos, mucho menor que la de las larvas que fue 1.3034.

Las frecuencias de las poblaciones de adultos se ajustaron adecuadamente a la distribución *binomial negativa* en cinco de los muestreos realizados y al considerar el total de este estado del insecto. En los muestreos cuarto y octavo no hubo buen ajuste debido a los elevados valores de  $\chi^2$  calculados y el escaso número de clases, lo que disminuye los grados de libertad (Tabla 4).

**Tabla 4.** Resultados del ajuste a la distribución *binomial negativa* para los adultos de *T. palmi*.

MUESTREO S	CLASE S	MEDIA A	k	$\chi^2$	g.l.	p	AJUSTE
1	2	0.0341	0.6258	-	-	-	*
2	2	0.0607	1.0235	-	-	-	*
3	2	0.0533	0.2600	-	-	-	*
4	4	0.2237	0.3010	8.0145	1	0.0046	-
5	6	0.4978	0.3381	0.5385	3	0.9104	+
6	7	0.8104	0.6200	4.3582	4	0.3597	+
7	6	0.7267	0.5935	2.7708	3	0.4283	+
8	5	0.8844	1.2000	6.2922	2	0.0430	-
9	4	0.4311	0.4591	1.7578	1	0.1849	+
10	4	0.3244	0.2450	0.0300	1	0.8625	+
TOTAL	9	0.3536	0.2550	6.4700	6	0.3726	+

- \* Imposible ajustar por el método Chi-cuadrado
- + Buen ajuste a la *binomial negativa*
- No se ajusta a la *binomial negativa*

En los muestreos primero, segundo y tercero el número de clases solo fue de dos, debido a las bajas densidades de adultos ya que en ese momento no están creadas las condiciones apropiadas para su ovoposición dentro del follaje, Cristina **et al.** (2000), lo que imposibilitó el ajuste por este método. Taylor (1984) señala que cuando las poblaciones de individuos son muy bajas hay tendencia a la aleatoriedad, situación que se da para los adultos en los primeros muestreos.

Poblaciones de *T. palmi* en mango han sido ajustadas por Verghese **et al.** (1988) a este modelo probabilístico con valores de k entre 0.83 y 1.95 y valores de probabilidad mayores que 0.05 en nueve de las 11 plantas evaluadas. Al considerar la combinación de estas, obtuvieron:  $k = 1.07$ ;  $\chi^2 = 28.85$ ; g.l.= 22 y  $p = 0.1600$ .

En general, cuando las densidades fueron muy bajas (como en los primeros muestreos), el número de clases fue menor que cuatro, e imposibilitó la aplicación del método  $\chi^2$  para la bondad de ajuste. No obstante, cuando fue posible el ajuste, tanto las frecuencias de las poblaciones de larvas como la de los adultos de *T. palmi* fueron adecuadamente ajustadas a la distribución *binomial negativa* con valores de probabilidad de 0.1710 y 0.3726, respectivamente.

Esto permite medir el grado de contagio o agregación para ambos estados de la plaga mediante el parámetro k, con valores de **0.1516** y **0.2550**, respectivamente, más acentuada en las larvas que en los adultos, coincidiendo con Kirk (1997) al respecto. Los valores de k se usaron en la transformación  $\log(x + k/2)$  para satisfacer los requerimientos del ANOVA, también pueden usarse para calcular tamaños de muestras y diseñar planes de muestreos secuenciales, Southwood (1978).

Una vez confirmada la agregación de *T. palmi* en el cultivo estudiado, al establecer la comparación entre los estratos de la planta mediante Análisis de Varianza, siempre y cuando estuvieran satisfechos los requerimientos para esta prueba estadística, no se logró eliminar la dependencia existente entre la media y la varianza mediante ninguna de las siete transformaciones a que se sometieron los datos. La misma fue medida a través del coeficiente de correlación entre ambos indicadores y en todos los casos estos fueron cercanos a uno y estadísticamente significativos ( $p = 0.0001$ ).

Esta dependencia entre media y varianza es explicada por el adecuado ajuste a la Ley Potencial de Taylor, Cabrera **et al.** (2002) en ambos estados de la plaga. Por otra parte, la propia agregación de la especie explica la heterogeneidad de varianza y el ajuste a la distribución *binomial negativa*, explica la ausencia de normalidad de los datos.

No obstante, para *T. palmi* en mango, Verghese **et al.** (1988) encontraron que algunas de las transformaciones aquí utilizadas, sí lograron eliminar la dependencia entre media y varianza y estabilizar esta última. Entre las que no resolvieron el problema se hallan las transformaciones  $\sqrt{X+1}$  y  $X^{1-(b/2)}$ ; este resultado es semejante al aquí obtenido y al que llegan Costello y Daane (1997) al tratar de estabilizar la varianza y satisfacer los requerimientos del ANOVA en datos provenientes de poblaciones de diferentes especies de arañas en plantaciones de uvas y merece especial atención, pues la primera transformación es una de las que más se aplican a datos provenientes de poblaciones de insectos, en ocasiones sin verificar *a priori* y *a posteriori* el cumplimiento de los supuestos.

Al respecto, De Calzadilla (2002) refiere que en datos provenientes de experimentos conducidos mediante Diseño Completamente Aleatorizado y en Bloques al Azar, en los que se usaron 78 variables de tipo discreto que se transformaron por  $\sqrt{X}$  ó  $\sqrt{X+0.375}$ , se pudo observar que, en el 46.2 % de los casos analizados, el uso de la transformación no resolvió el cumplimiento de los supuestos teóricos de los modelos utilizados, en el 42.3 % la transformación se aplicó indebidamente y solo en el 11.5 % se cumplieron los supuestos.

Al no poder realizar el ANOVA paramétrico, debido al incumplimiento de los supuestos, entonces la comparación entre los estratos de la planta se realizó a través del Análisis de Varianza bifactorial por rangos de Friedman, el que resultó significativo ( $p < 0.0000$ ) para todos los estados del insecto (Tabla 5). Como se aprecia, las larvas predominan en el estrato medio y los adultos en el superior. En cuanto a las primeras, este comportamiento es comprensible si se considera que en el estrato medio de la planta los individuos disponen de mejores condiciones de vida al estar menos expuestos a la acción de los enemigos naturales y de la radiación solar, además de encontrarse en este nivel hojas, que por su edad, podrían resultar más adecuadas para garantizar el alimento a este estado, Suris y Plana (2001). En el caso de los adultos, predominan en el estrato superior, donde las hojas son más jóvenes, lo que les facilita la ovoposición en el tejido de estas y donde les permite una mayor movilidad, Cristina **et al.** (1999).

**Tabla 5.** Comparación de los estados de *T. palmi* entre los estratos de la planta.

ESTRATOS	LARVAS	ADULTOS
----------	--------	---------

	SUMA	$\bar{X}$	DE	RANGOS PROMEDIOS	SUMA	$\bar{X}$	DE	RANGOS PROMEDIOS
INFERIOR	1869	1.08	3.19	1.9939 b <sup>1</sup>	255	0.15	0.52	1.8438 c
MEDIO	3097	1.79	4.91	2.1006 a	611	0.35	0.96	2.0136 b
SUPERIOR	1779	1.03	3.17	1.9055 c	964	0.56	1.17	2.1426 a

<sup>1</sup>Rangos promedios seguidos de una misma letra en columnas no difieren estadísticamente según prueba de comparaciones múltiples no paramétrica.

$\bar{X}$  : Media, DE: Desviación Estándar, n = 1725.

Esta inclinación de la plaga por los estratos medio y superior ha sido señalada por Cabrera (1998), Cristina *et al.* (1999), Cho *et al.* (2000) y por Jiménez *et al.* (2000), constituyendo una valiosa información para el desarrollo de planes de muestreo para la misma bajo las condiciones de Cuba.

### REFERENCIAS

- ANÓNIMO (1997): "Informe entregado por Cuba al Secretario General de las Naciones Unidas sobre la aparición en nuestro país de la plaga *Thrips palmi*", **Diario Granma**, Ciudad de La Habana, Año 33, No. 61.
- CABRERA, A. (1998): "Dinámica poblacional de *Thrips palmi* (K.) en berenjena y pimiento", **J. Agric, P.R.** 82:217-220.
- CABRERA, C.A.; W. GUERRA y M. SURIS (2002): "Selección de modelos de regresión para describir el patrón espacial de *Thrips palmi* Karny (Thysanoptera: Thripidae) en el cultivo de papa", **Cultivos Tropicales**, 23:77-82.
- COSTELLO, M.J. and K.M. DAANE (1997): "Comparison of sampling methods used to estimate spider (Araneae) species abundance and composition in grape vineyards", **Environ. Entomol.** 26:142-149.
- CHO, K.; C.S. ECKEL; J.F. WALGENBACH and G.G. KENNEDY (1995): "Spatial distribution and sampling procedures for *Frankliniella* spp. (Thysanoptera: Thripidae) in staked tomato", **J. Econ. Entomol.** 88:1658-1665.
- \_\_\_\_\_; S.H. KANG and G.S. LEE (2000): "Spatial distribution and sampling plans for *Thrips palmi* Karny (Thysanoptera: Thripidae) infesting fall potato in Korea", **Journal of Economic Entomology**, 93:503-510.
- CRISTINA, D.I.; M.N. CRISTINA y E.E. IVÁN (1999): "Ciclo de vida de *Thrips palmi* Karny (Thysanoptera: Thripidae) y registro de nuevos hospedantes en el Valle del Cauca", **Revista Colombiana de Entomología**, 25:109-120.
- DE CALZADILLA, J. (2002): "El uso y abuso de transformaciones matemáticas. Aplicaciones en modelos de análisis de varianza", **Revista Cubana de Ciencia Agrícola**, 36:103-106.
- GUJARATI, D.N. (1997): **Econometría**, Edit. ENPES, La Habana, 597.
- HAMILTON, G.C.; J.H. LASHOMB; S. ARPAIA; R. CHIANESE and M. MAYER (1998): "Sequential sampling plans for Colorado potato beetle (Coleoptera: Chrysomelidae) in eggplant", **Environ. Entomol.** 27:33-38.
- HOEL, P. (1978): **Introducción a la Estadística Matemática**, Edic. Revolucionaria, Instituto Cubano del Libro, La Habana.
- JIMÉNEZ, S.; J. CORTIÑAS y D. LÓPEZ (2000): "Distribución temporal y espacial y consideraciones para el monitoreo de *Thrips palmi* en papa en Cuba", **Manejo Integrado de Plagas**, 57:54-57.

- KIRK, W.D.J. (1997): **Distribution, abundance and population dynamics**, In Lewis, T. [ed.]. Thrips as crop pests. CAB International, U.K.
- KREBS, C.J. (1999): **Ecological Methodology**, 2<sup>nd</sup>. Ed. Addison-Wesley Educational Publishers, Inc., California.
- LUDWIG, J.A. and J.F. REYNOLDS (1988): **Statistical Ecology: a primer on methods and computing**, John Wiley and Sons, New York.
- PLANA, L.; M. SURIS; A. CABRERA y H. RODRÍGUEZ (2001): "Determinación del foliolo apical de la hoja de papa var. Desirée como unidad muestral en el monitoreo de *Thrips palmi* Karny", **Rev. Protección Veg.** 16:23-26.
- SIEGEL, S. and N.J. CASTELLAN (1995): **Estadística no Paramétrica Aplicada a las Ciencias de la Conducta**, 4ta Edic., Ed. Trillas, México.
- SIGARROA, A. (1985): **Biometría y Diseño Experimental**, 2da parte, Edit. Pueblo y Educación, La Habana.
- SOKAL, R.R. and F.J. ROHLF (1995): **Biometry**, 3rd. Ed. Freeman, New York.
- SOUTHWOOD, T.R.E. (1978): **Ecological Methods with Particular Reference of the Study of Insect Populations**, Chapman and Hall, London.
- STATISTICAL GRAPHICS CORP. (1999): STATGRAPHICS Plus for Windows 4.1.
- SURIS, M. and L. PLANA (2001): "Distribución en la planta y en el campo de *Thrips palmi* (Thysanoptera: Thripidae) en papa de la variedad Desirée", **Rev. Protección Veg.** 16:80-83.
- TAYLOR, L.R. (1984): "Assessing and interpreting the spatial distribution of populations", **Ann. Rev. Entomol.** 29:321-357.
- VÁZQUEZ, L.L. (1994): **Guía para el Diagnóstico Entomológico, *Thrips palmi* Karny**, La Habana, INISAV, 1-6.
- VERGHESE, A.; P.L. TANDON and G.S. PRASADA RAO (1988): "Ecological studies relevant to the management of *Thrips palmi* Karny on mango in India", **Tropical Pest Management.** 34:55-58.