

Distribución espacial en poblaciones de *Oebalus insularis* Stal (Hemiptera: Pentatomidae) en el cultivo de arroz en Calabozo, estado Guárico, Venezuela

Spatial distribution in populations of *Oebalus insularis* Stal (Hemiptera: Pentatomidae) in rice in Calabozo, Guárico State, Venezuela

Luis Enrique VIVAS C. ¹✉ y Armando NOTZ ²

¹Centro de investigaciones Agrícolas del Guárico (CIAE-Guárico), Instituto Nacional de Investigaciones Agrícolas (INIA). Carretera Nacional Calabozo-San Fernando de Apure, Km. 28. Banco de San Pedro, Calabozo, estado Guárico, Venezuela y ²Universidad Central de Venezuela, Facultad de Agronomía, Maracay, estado Aragua, Venezuela. E-mails: lvivas@inia.gov.ve, lvivas18@yahoo.es y anotz@cantv.net

✉ Autor para correspondencia

Recibido: 28/10/2009 Fin de primer arbitraje: 08/10/2010 Primera revisión recibida: 10/12/2010 Aceptado: 05/02/2011

RESUMEN

Se realizaron estudios en campos de arroz con riego ubicados en tres parcelas del Sistema de Riego Río Guárico entre los años 2001 a 2004. El objetivo de este trabajo fue determinar la distribución espacial de la chinche vaneadora del grano de arroz, *Oebalus insularis* Stal., en campos de arroz. Las características poblacionales fueron estimadas mediante la relación s^2/\bar{X} , índice de Morissita; la ley de potencia de Taylor, el índice de Iwao y el modelo matemático de la binomial negativa. La chinche en su estado adulto presentó una distribución en el campo del tipo agregada o contagiosa, ajustándose al modelo matemático de la binomial negativa.

Palabras clave: *Oryza sativa*, *Oebalus insularis*, distribución espacial, modelo.

ABSTRACT

Studies were conducted on irrigated in three rice fields located at the Rio Guárico Irrigation System in Calabozo, Venezuela, between 2001 and 2004. The objective was to determine the spatial distribution of *Oebalus insularis* Stal in rice fields. The population characteristics were studied by using to s^2/\bar{X} relations, Morissita index and Taylor's power law and Iwao's index. The insect's field spatial distribution was aggregated or contagious. The population distribution adjusted to the negative binomial mathematical model.

Key words: rice, *Oryza sativa*, *Oebalus insularis*, spatial distribution, models.

INTRODUCCIÓN

El arroz (*Oryza sativa*) es uno de los cultivos más importante en el mundo, se produce en 113 países; representando el alimento básico de la dieta alimenticia de más de la mitad de la población mundial (FAO 2006, Gramene 2006). En Venezuela, el consumo per cápita de arroz es de 15 kg/año (ACA 2005); La producción para el año 2005 fue 950.000 toneladas, con un rendimiento promedio de 5 t/ha, en una superficie de 190.000 ha (FAOSTAT 2006). En el país, el 90% de la producción se concentra en los estados Portuguesa y Guárico con pequeños aportes de Barinas y Cojedes (Vivas *et al.* 2002; Vivas 2008; Vivas y Notz 2009).

Las pérdidas causadas por plagas representan una de las mayores limitantes en el incremento de la

productividad del arroz, causando un aumento significativo de los costos de producción (Dávalos 1997 citado por Labrín, 2007). En el mundo, se estima que las plagas destruyen cerca del 35% de la producción de arroz, de las cuales 12% son causadas por insectos plagas (Pantoja *et al.* 1997; Vivas *et al.* 2002; Vivas 2008; Vivas y Notz 2009).

Entre las plagas más importantes del arroz bajo riego en Venezuela se encuentra la chinche vaneadora del arroz, *Oebalus* spp., de la familia Pentatomidae. (Aponte *et al.*, 1992, 1997; Sánchez, 1995; Vivas, 1997b, 1999, 2002). Tanto los adultos como las ninfas causan daño al alimentarse de la panícula ya que los granos al ser succionados pueden quedar total o parcialmente vacíos o quebrarse en el momento de la molienda; lo cual ocasiona pérdidas en el rendimiento y calidad del grano. (Adams *et al.*

1990; Andrews y Quezada, 1989; Aponte *et al.*, 1997; Daza, 1991; Drees, 1996; Gómez y Meneses, 1985; Guharay, 2002; Gutiérrez *et al.*, 1985, 1987, 1991; Meneses *et al.*, 1995, 2001; Narres y Smith, 1984; Portal *et al.*, 1978; Red de mejoramiento de arroz para el Caribe, 1991; Viator *et al.*, 1983; Vivas, 2002; Weber, G. 1989). Estos insectos se encuentran generalmente causando daños en la época de lluvia en las zonas tropicales y durante la fase de maduración del grano en las principales zonas arroceras de América (Aponte *et al.* 1997; Daza, 1991; Gómez y Meneses, 1980, 1985; Pantoja *et al.*, 1997; Red de mejoramiento de arroz para el Caribe, 1991; Vivas, 2008).

La distribución espacial de las poblaciones es una de las características ecológicas más importantes e indispensables para que sea muestreada eficientemente (Ruesink y Kogan 1982), ya que afecta la estimación de la media poblacional (Southwood 1978) y determina parámetros específicos que permiten la separación de las especies, pues dicha distribución representa las expresiones poblacionales del comportamiento de los individuos que las conforman (Taylor 1984). A tal fin, se puede definir que una población se distribuirá al azar, cuando cualquier lugar del espacio tiene la misma probabilidad de ser ocupado por un individuo de la población, sin que esta ocupación afecte la ubicación de otros individuos pertenecientes a la misma población. Este tipo de distribución se caracteriza porque la media (\bar{X}) obtenida a través de muestreos, es igual a la varianza (S^2) calculada a partir de las diferentes muestras. La distribución espacial será agregada en aquellos casos en los cuales la presencia de un individuo genera una mayor probabilidad de encontrar en las cercanías otros de la misma población, por lo tanto la \bar{x} de las muestras tiende consistentemente a ser menor que la S^2 de las mismas. La distribución es uniforme, cuando los individuos son encontrados siguiendo un patrón regular, de manera tal que localizar un ejemplar disminuye la probabilidad de encontrar otro en las cercanías. En este caso, la \bar{X} de las muestras es mayor que la S^2 (Clavijo, 1993).

Clavijo (1993), plantea dos tipos de errores que pueden afectar la determinación de la distribución espacial de las poblaciones de insectos. El primero, debido al rápido crecimiento de dichas poblaciones, genera cambios en la densidad de las mismas, que a su vez se traducirán en cambios en los valores de los parámetros utilizados para la determinación de la

distribución espacial, y el segundo, consecuencia del primero, representado por la extrapolación de información y conclusiones en relación a la distribución espacial fuera de los límites establecidos por las condiciones en que se obtuvieron los parámetros usados para la determinación de la misma.

Fye citado por Clavijo (1993) señala que muchas de las muestras de insectos presentes en algodón tienen una distribución agregada y son descritas por la distribución de probabilidad binomial negativa; sin embargo, algunas otras se ajustan a la distribución de probabilidad Poisson, lo que sugiere una distribución al azar.

Clavijo (1978a) menciona que al trabajar con larvas del gusano cogollero del maíz, *Spodoptera frugiperda* J.E. (Smith), determinó una distribución al azar para la población de larvas (grandes y medianas) contadas en las plantas, sin separar ni extraer la parte terminal o cogollo. García (1982) confirma los resultados para larvas grandes y medianas de *S. frugiperda* y estima la distribución para la población de larvas pequeñas la que resulta agregada y responsable de la distribución de la población de larvas, cuando ésta se estima descartando el criterio de tamaño. Segnini (1984) encontró que *Empoasca kraemeri* Ross y Moore (Homoptera: Cicadellidae) presentaba variaciones en la distribución espacial de sus poblaciones tanto en relación a la época de cultivo como en cuanto a la fase de insecto involucrada en la estimación; En el caso de los adultos, la distribución espacial resultó al azar cuando sus densidades fueron muy bajas, situación frecuente al inicio del cultivo (invasión) y hacia el final del mismo (emigración). El resto del tiempo los adultos, así como los huevos y las ninfas, presentaron una distribución agregada.

Vivas (1997a) determinó que los adultos del insecto sogata, *Tagosodes orizicolus* Muir, presentaron una distribución agregada en la mayoría de las evaluaciones realizadas, mientras que el resto de los datos que no siguieron la distribución agregada coinciden con los de una distribución al azar. Por otro lado, las poblaciones de ninfas se aproximaron a la distribución al azar.

Foster *et al.*, 1989 y Espino *et al.*, 2008 demostraron que la especie *O. pugnax* se distribuye en campo de forma agregada en los estados de Florida y Texas, probando varios índices para tal fin y métodos de muestreo que incluyen la malla entomológica y métodos visuales.

Daza (1991) en Colombia, menciona para las especies *O. insularis* y *O. ornatus*, que no existen patrones de agregación dentro del campo y las mayores poblaciones se encuentran durante el período de maduración del cultivo. Así mismo, los muestreos realizados en tres áreas del campo (borde, intermedio y centro) indicaron que los chinches se encontraron distribuidos al azar, lo cual sugiere que los muestreos se pueden realizar en cualquier área del campo (Daza, 1991; Pantoja *et al.*, 1997).

El objetivo del trabajo fue determinar la distribución espacial del estado adulto de la chinche vaneadora del grano *Oebalus insularis* en tres parcelas del sistema de riego río Guárico (S.R.R.G.) por cuatro años consecutivos.

MATERIALES Y MÉTODOS

Se empleó la información proveniente de las parcelas 152, 173 y un lote del INIA Guárico ubicadas en el S.R.R.G en Calabozo estado Guárico para determinar la distribución espacial del estado adulto de *O. insularis*.

Durante las evaluaciones desarrolladas en este trabajo de investigación, se tomaron tres parcelas por año (4 años), a las cuales se les practicó muestreos semanales por medio de la malla entomológica (5 pases dobles de malla por punto) y 10 puntos en cada parcela seleccionada. Las evaluaciones se realizaron a lo largo de dichas parcelas y a una distancia de 3 a 5 metros de las lomas de los paños evaluados. Para la revisión y conteo de la población de insectos en cada parcela, se tomaron lotes de 5 hectáreas, a los cuales se les realizaron las prácticas agronómicas típicas de la zona (control de malezas, hectáreas, fertilización, riego y en los lotes de las parcelas estudiadas, no se aplicó control químico de insectos plagas). (Vivas, 1997a; 2008). Para el análisis estadístico, se emplearon los paquetes de computación InfoStat (2004) y Statixtix (1990) empleando la prueba no paramétrica de Kruskal-Wallis, y usando como factores o fuentes de variación de dicha prueba: la población de adultos, las variedades, semanas del año y las parcelas y así mismo, se le aplicó a los resultados obtenidos la prueba de media dentro del mismo programa para las mismas fuentes, con probabilidad ($p \leq 0,05$).

Los conteos se efectuaron durante el período seco con temperaturas máximas (33,9°C), medias (28,1°C) y mínimas (22,8°C) y el período de lluvia

presentó temperaturas máximas de (31,9°C), medias (27,2°C) y mínimas (20,4°C) y una precipitación total de 1316 mm. (Vivas 2008). Dichos conteos, se realizaron por un máximo de 18 semanas, desde el inicio de cada siembra, realizada en enero de los años considerados, hasta la cosecha entre los meses de abril a mayo (período seco) u octubre a noviembre (período de precipitaciones). Se hizo hincapié en las últimas 4 a 5 semanas (fase de maduración). Una vez obtenida la información y después de la observación y procesamiento de los datos, se procedió al análisis estadístico, empleando diferentes metodologías para determinar la dispersión espacial: distribución binomial negativa, índice de Morisita, Ley de potencia de Taylor e índice de Iwao citados por Clavijo 1993; Landeros *et al* 2003; Rabinovich 1980; Taylor 1984; Trumper *et al* 2006. También se siguió el procedimiento sugerido por Cochran (1963, 1976, 1977) y Southwood (1978), señalado por Clavijo (1978a); Vivas (1997a) y Vivas *et al.*, (2001). Así mismo se utilizaron los programas computacionales Statixtic (1990); InfoStat (2004) y "Padis for Windows 95 versión 1.01 y el programa Excel 2000 (Microsoft Office 1997-2000) para el desarrollo de las fórmulas implícitas en el cálculo de los diversos índices. Del mismo modo, se realizaron las pruebas de medias y test de significancia para cada uno de los índices mencionados.

1. Índices de Agregación

Se han desarrollado diferentes clases de índices con el fin de estimar el tipo de distribución espacial de las poblaciones. De esta manera, Southwood (1978) propone utilizar la relación entre la S^2 y la \bar{X} :

$$s^2/\bar{X}$$

Donde:

$$s^2/\bar{X} = \text{relación entre la varianza y la media}$$

Si los valores de la relación, se aproximan a 1, se puede decir que la distribución de la población es completamente aleatorizada; valores de 0 o cercanos a este indican una distribución espacial uniforme y valores mayores de 1 nos señalan una distribución agregada (Southwood citado por Clavijo, 1978a y Vivas, 1997a y Vivas *et al.*, 2001).

El índice de dispersión se utiliza para probar la hipótesis nula de que la distribución es al azar, representada fundamentalmente por la distribución

Poisson, mediante una prueba de Chi-cuadrado (χ^2). De esta manera, la distribución será al azar si el valor del ID está dentro de los límites (entre las probabilidades 0,95 y 0,05) de los valores de la distribución χ^2 encontrados en las tablas para n-1 grados de libertad. (Clavijo, 1978 a).

Otro índice muy usado es el cálculo del parámetro K de la binomial negativa, el cual es calificado como un índice de agregación de una población y que tiene como limitante la variación de su valor numérico, producto de las alteraciones en la densidad de la población bajo estudio (Taylor 1984).

Bliss y Fisher citados por Poole (1974) señalan tres formas para calcular K y que se determinan por diversas fórmulas matemáticas.

2. Estimación del parámetro K de la binomial negativa a partir de la media y la varianza

Los tres métodos para calcular K son:

Método 1:

$$K_1 = \frac{(\bar{X})^2}{S^2 - \bar{X}}$$

La estimación de K por el primer método está dada por Anscombe citado por Rabinovich (1980):

Donde:

K_1 = Índice de agregación

\bar{X} = Media

S^2 = Varianza

Cuando las medias son muy bajas este método no es confiable, a menos que haya un apreciable grado de agregación (es decir, valores de K menores que 3). Este método posee una eficiencia del 90% o mas, bajo las siguientes condiciones:

a) Cuando la media es pequeña, si la relación $K/\bar{X} > 6$;

b) Cuando \bar{X} es intermedia, si,

$$\frac{(K + \bar{X})(K + 2)}{\bar{X}} \geq 15$$

c) Cuando \bar{X} es grande, si $K > 13$

En caso de dudas en cuanto a la aplicación de esta fórmula, sobre todo en lo relativo a la calificación de la media (pequeña, intermedia o grande), se recomienda usar la siguiente ecuación para el cálculo de K:

Método 2:

$$K_2 \log \left(1 + \frac{\bar{X}}{K_2} \right) = \log \left(\frac{N}{f_0} \right)$$

Donde:

N = Número de muestras

f_0 = Número de muestras sin individuos

log = logaritmo en base 10.

Si se conocen N, f_0 , y la media, el valor de K_2 es aquel valor que satisface la igualdad, y que solo se puede obtener por prueba y error. Generalmente, se comienza con un primer valor de K_2 que se obtiene interpolando entre dos valores, uno ligeramente mayor y otro menor que $\log(N/f_0)$ con este valor de K_2 , se evalúa $\{K_2 \log [1 + (\bar{X}/K_2)]\}$ y si está es diferente de $\log(N/f_0)$ en más de un factor preestablecido (por ejemplo 0,01) se incrementa o se reduce el nuevo valor de K_2 a probar, según la dirección en que se produce la diferencia. (Rabinovich, 1980, Clavijo, 1993)

Este método es eficiente en 90%, solo cuando el arreglo tiene una media baja; en casos de medias altas, el método sigue siendo eficiente solo si, existe un alto grado de agregación. Esto significa que el método es eficiente en un 90%, si aproximadamente un tercio de las muestras no poseen individuos cuando la media de la población es menor que 10 individuos por muestra [Southwood citado por Rabinovich (1980)].

Método 3:

Estimación de K por el método de máxima probabilidad.

En arreglos que puedan ser descritos por la distribución binomial negativa, pero el parámetro K no puede ser estimado adecuadamente, por alguno de

los métodos descritos anteriormente. En estos casos, el método de máxima verosimilitud (Haldeane, Sichel, Bliss y Fischer) citados por Rabinovich (1980), aunque más laborioso, permite obtener una estimación mucho más eficiente.

$$N \ln \left(1 + \frac{\bar{X}}{K_3} \right) = \sum \frac{A(x)}{K_3 + x}$$

En la expresión $\ln = \log_e$, (logaritmo en base e); N es el total de muestras, \bar{X} es el estimador de la media, y A(x) es la suma de todas las frecuencias de las muestras conteniendo más de x individuos [por ejemplo, si una tabla de frecuencias tiene 6 clases (x = 0, 1, 2, 3, 4, 5) entonces A (0) = F (1) + F (2) + F (3) + F (4) + F (5), y A(1) = F (2) + F (3) + F (4) + F (5), etc.]. La ecuación permite obtener un valor numérico para K_3 (el estimador de K para el tercer método) si el total de clases en la tabla de frecuencias no excede 20.

De la misma manera, el valor numérico de K_3 se logra por prueba y error, se comienza por un primer valor que puede ser K_1 o K_2 y modificándose este valor hasta que un cierto valor de K_3 satisfaga la igualdad dentro de un error preestablecido (por ejemplo 0,01). Si el lado izquierdo de la igualdad es mayor que el lado derecho, entonces se debe probar con un K_3 ligeramente menor, y a la inversa, si el lado derecho de la igualdad es mayor que el lado izquierdo.

El valor de K puede ubicarse entre cero e infinito y cuando se aproxima a infinito la distribución tiende a ajustarse a Poisson (al azar), mientras que cuanto más se acerca a cero mayor será el grado de agregación de la población y mejor su ajuste a la binomial negativa. Según Poole (1974) valores de K hasta un máximo de 8 indican agregación en la población.

Morisita (1962) tratando de evitar el efecto del tamaño de las muestras en la estimación del nivel de agregación de las poblaciones, menciona un índice de agregación que asume para ser válido, el que la población este constituida por grupos de individuos espacialmente diferenciados y que dentro de cada uno de estos grupos la ubicación de los individuos es al azar. El índice de Morisita se calcula mediante la fórmula:

$$I_s = \frac{\sum n_i (n_i - 1)}{n (n - 1)} N$$

Donde:

I_s = Índice de agregación.

n_i = Número de individuos en cada una de las muestras.

n = Total de individuos en el total de muestras.

N = Número de muestras.

Si el índice de agregación es igual a 1, la distribución es al azar, si es mayor que 1, agregada, y si es menor que 1 será uniforme.

La significación estadística de la desviación del índice con respecto a la unidad puede ser probada mediante una prueba de F, en la cual:

$$F_c = \frac{I_s (n - 1) + N - n}{N - 1}$$

El valor de F_c es comparado con la tabla de F con N-1 grados de libertad para el numerador e infinito para el denominador.

Taylor (1971), para el establecimiento de la distribución espacial, sugiere una relación empírica entre \bar{X} y s^2 de una población, la cual ha pasado a conocerse como la ley de potencia de Taylor (Southwood, 1978; Ruesink, 1980; Ruesink y Kogan, 1982 y Clavijo, 1993).

$$S^2 = a \bar{X}^b$$

La relación puede expresarse como:

Donde:

S^2 = Varianza

\bar{X} = Media

a = Coeficiente que varía según la técnica de muestreo

b = Exponente que representa una constante de las especies.

Al tomar los logaritmos en ambos miembros se obtiene la ecuación lineal $\text{Log } S^2 = \text{Log } a + b \text{ Log } \bar{X}$. Esta versión linealizada permite cuantificar el

grado de agregación mediante la pendiente del modelo: $b < 1$, $b = 1$ y $b > 1$ indican patrones uniforme, aleatorio y agregado respectivamente. Asimismo, cuanto mayor es el valor de b , mayor es el grado de agregación (Trumper, 2004).

Cuando a y b son iguales a 1, la relación describe la distribución de Poisson y estaremos en presencia de una población con una distribución espacial al azar. (Clavijo, 1993). Pueden darse casos en que $b < 1$ pero la población es agregada, o $b > 1$ y la población es uniforme, dependiendo del valor de a . Además, la agregación de una población varía con la densidad – a muy bajas densidades una población es uniforme, a medida que la densidad incrementa pasa por un punto en que es al azar, y luego la distribución se vuelve más agregada. Otra cosa que hay que considerar es que al usar log para linearizar la ecuación de Taylor se sobreestima la varianza a densidades bajas. La linearización era común cuando no se tenía el poder computacional que tenemos ahora, de ser posible hay que calcular a y b usando regresión no-lineal).

Cuando se utiliza la ley de potencia de Taylor, “ a ” representa el intercepto y “ b ” la pendiente.

Ruesink (1980) indica que para el caso de insectos plaga, el valor de la pendiente se ubica usualmente entre 1,4 y 2.

Para poder aplicar estos análisis, se necesita implementar un programa de muestreo con una plaga dada a lo largo de varias campañas agrícolas. Estos muestreos deben mantener constante la técnica de muestreo, se deben aplicar siempre en el mismo cultivo y el tamaño de la unidad muestral debe ser siempre igual. En efecto, si se comienza el proceso usando una red entomológica y cada unidad muestral está representada por 5 golpes de red, entonces se deberá mantener esa técnica y los 5 golpes como unidad muestral a lo largo de todos los muestreos (Trumper, 2004).

Lloyd (1967) propone el concepto de agregación media (mean crowding), refiriéndose al número medio de individuos en relación a un individuo que no está incluido en dicha media, cuando todos están ubicados en una misma área. La intención de la medida es la de indicar los posibles efectos de interferencia o competencia que pudiesen derivarse de un encuentro al azar. Tiene validez si se

aplica sobre individuos que se mueven libremente en un hábitat continuo y uniforme, sin mostrar territorialidad. La agregación media se calcula de la siguiente forma:

$$\overset{0}{X} = \bar{X} + \left(\frac{S^2}{\bar{X}} - 1 \right)$$

Donde:

$\overset{0}{X}$ = Agregación media

S^2 = Varianza

\bar{X} = Media

Utilizando la agregación media ($\overset{0}{X}$) en relación a la media de la densidad de la población (\bar{X}), Lloyd (1967) calcula el grado de agregación de la misma en función de un índice de parche (patchiness) que se calcula con la fórmula:

$$\frac{\overset{0}{X}}{\bar{X}} = 1 + \frac{1}{K}$$

Donde K representa el parámetro de la binomial negativa, pudiendo ser tomado como una medida de agregación independiente del tipo de distribución considerada.

Si la relación entre la agregación media y la media de la densidad de la población es < 1 , su distribución será uniforme. Si $= 1$, la distribución será al azar y si la relación es > 1 , la distribución será agregada.

Iwao (1971), señala que lo propuesto por Lloyd es una buena medida de la agregación de la población cuando existe un sólo tipo de distribución espacial, mientras que si existe más de un tipo de distribución, la regresión entre la agregación media como variable dependiente y la media de la densidad de la población como variable independiente, rinde mejor información biológica. El uso de la regresión propuesta por Iwao elimina el problema que ocurre en el cálculo de otros índices cuando ocurren cambios en la densidad de la población, permitiendo así la estimación del tamaño de la muestra y la escogencia de la transformación adecuada de los datos para el análisis de la varianza (Iwao y Kuno, 1968).

Los diversos métodos propuestos para la determinación del patrón de distribución espacial, refuerzan la importancia de este aspecto como atributo específico y obligan a tener cuidado en su estimación porque no sólo cambia entre especies sino que la misma puede variar según las circunstancias.

Modelos utilizados para determinar la dispersión espacial: Morisita; Ley de potencia de Taylor e Iwao (Clavijo, 1993; Cabrera *et al.*, 2002; Landeros *et al.*, 2003; Rabinovich, 1980; Taylor, 1984; Trumper *et al.*, 2006). Las fórmulas para dichos índices se describen en el cuadro 1 con sus respectivos valores para las diferentes distribuciones.

El índice de Iwao presenta los siguientes símbolos “ α ”, “ β ” y “ \bar{X} ”, por medio de este índice se analiza la distribución espacial realizando una regresión lineal donde “ \bar{X} ” es la densidad media de la muestra y dentro de la regresión correspondiente al eje de la ordenada de X, “ α ” es un factor de muestreo determinado por la línea de regresión. Cabrera *et al.*, (2002) definen a “ α ” como el índice básico de contagio y representa por cada individuo en la muestra, cuantos se espera que convivan con él, β es el coeficiente de densidad de contagio el cual define la manera en que los individuos se dispersan por si mismos dentro del hábitat. Si $\alpha < 0$, los individuos tienden a la repulsión; si $\alpha = 0$, los individuos tienden a estar aislados y si $\alpha > 0$, los individuos tienden a agruparse o a formar colonias. Si $\beta < 1$, los individuos o colonias se distribuyen regularmente; si $\beta = 1$, la disposición será al azar y si $\beta > 1$, la disposición será agregada. Se utilizó el programa “Padis” for Windows 95 versión 1.01, para verificar la significación de los parámetros α y β .

3. Cálculo de la bondad de ajuste

La bondad de ajuste a la binomial negativa se prueba mediante el calculo de los estadísticos U o T y

el de sus respectivos errores estándar (Clavijo 1993). El uso de U o T, así como el valor aproximado de sus errores estándar puede lograrse utilizando un gráfico denominado: Errores standards aproximados de T y U para N = 100 (Clavijo, 1993), recomendándose U si las X son pequeñas y T si son grandes.

Si se utiliza U su estimación se hará mediante la fórmula siguiente:

$$U = S^2 - \left(X + \frac{\bar{X}^2}{K} \right)$$

La varianza de U se calcula por medio de la fórmula citada por Poole (1974). Calculado el valor de U o T, y estimando los errores estándar mediante el grafico 19 en Evans citado por Clavijo (1993) y Poole (1974), se dirá que hay un buen ajuste a la binomial negativa si el rango de valores, producto de sumar y restar los errores estándar a sus respectivos estadísticos (U o T) incluye el valor (0); de ser el caso, la población bajo estudio muestra una distribución espacial agregada.

El parámetro K es una de las hipótesis fundamentales en el uso de la estadística secuencial. Sí el valor de K, se incrementa con la media de la muestra, se puede calcular un K común, denotado como K_c , (Bliss y Owen 1958). Osager citado por Clavijo (1993). Estos valores se utilizaron para la determinación del plan de muestreo secuencial de la chinche vaneadora del grano de arroz (Vivas, 2008; Vivas y Notz, 2009).

En el cálculo del parámetro k, se utilizó el paquete computacional “Padis for Windows 95 versión 1.01, propuesto por López y Osada (1997). Los índices seleccionados en este trabajo fueron: el índice de Morisita; la ley de potencia de Taylor, el índice de Iwao, la relación s^2/\bar{X} , y el modelo matemático de la binomial negativa.

Cuadro 1. Fórmulas para los índices con sus respectivos valores para las diferentes distribuciones utilizadas en el estudio de *Oebalus insularis* en tres parcelas del sistema de riego río Guárico en Calabozo, estado Guárico, Venezuela.

Índice	Fórmula	Distribución Uniforme	Distribución al Azar	Distribución Agregada
Morisita	$I_s = \frac{\sum n_i (n_i - 1)}{n (n - 1)} N$	< 1	$= 1$	> 1
Ley de potencia de Taylor	$S^2 = a \bar{X}^b$ (Log $S^2 = \text{Log } a + b \text{ log } \bar{X}$)	$b < 1$	$B = 1$	$b > 1$
Iwao	$\alpha + \beta \bar{X}$	$\beta < 1$	$\beta = 1$	$\beta > 1$

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Al emplear el análisis estadístico de Kruskal-Wallis a la información proveniente de las poblaciones de adultos en las tres parcelas del sistema de riego río Guárico (SRRG) y los cuatro años de estudio; se obtuvo la información que se presenta en el Cuadro 2. No se observaron diferencias significativas entre las poblaciones de adultos de la chinche para las parcelas bajo estudio y durante los cuatro años, por lo tanto, esto permitió que se combinara la información de las tres parcelas en cada año (Cuadro 2).

Al aplicar los criterios de Soutwood (1966) a los datos obtenidos en este trabajo (Cuadros 3, 4, 5 y 6), se observó que la mayoría de las poblaciones estimadas de adultos de *O. insularis* en las tres parcelas del SRRG; al tomar en consideración la semana del año, presentaron según la relación (s^2/\bar{X}): medias inferiores a las varianzas, lo que permite decir, en una primera instancia que la distribución en el campo sigue un patrón agregado.

Además, las mayores poblaciones del adulto

de la chinche vaneadora se observaron durante la época de lluvias que coincide con las semanas 19 a 25 del año (mayo a julio) y con la fase de maduración del grano de arroz; información que coincide con la obtenida por Aponte *et al.* (1992, 1997); Vivas (1997b; 2008) y Vivas *et al.* (2010) en los estados Portuguesa y Guárico e igualmente, con lo observado por Daza (1991); Gómez y Meneses (1985); Red de mejoramiento de arroz para el Caribe (1991); Pantoja *et al.* (1997) y Weber (1989).

Cuadro 2. Análisis estadístico de la población de adultos de *Oebalus insularis* en tres parcelas del sistema de riego río Guárico en Calabozo, estado Guárico, Venezuela.

Parcela †	Medias (2001)	Medias (2002)	Medias (2003)	Medias (2004)
152	390,31 a	380,33 a	402,11 a	396,51 a
173	400,61 a	410,41 a	409,41 a	407,65 a
Lote INIA Guárico	426,59 a	407,63 a	415,91 a	419,33 a

† Prueba de Kruskal-Wallis. Valores seguidos de una misma letra en la columna, no son significativamente diferentes al nivel de 5%. En paréntesis el año bajo estudio.

Cuadro 3. Medias, varianzas e índices de dispersión, Morisita y parámetro k, calculados en base a muestreos poblacionales de adultos de *Oebalus insularis* en tres parcelas del sistema de riego río Guárico en Calabozo, estado Guárico, Venezuela. Año 2001. (*) (φ)

SEM	N	\bar{X}	s	s^2	s^2/\bar{X}	$\bar{X} < s^2$	Morisita	k	k_p	$k_{común}$
7	10	0	0	0	0					
8	10	0	0	0	0					
9	10	0	0	0	0					
10	10	0	0	0	0					
11	10	0	0	0	0					
12	10	0	0	0	0					
13	10	0	0	0	0					
14	10	0	0	0	0					
15	10	0	0	0	0					
16	10	0	0	0	0					
17	10	0	0	0	0					
18	10	0,67	0,81	0,66	0,99 (ns)	=	1,00 (ns)			
19	10	3,17	2,31	5,36	1,69 (s)	+	2,69 (s)	4,57	1,58 ⁽¹⁾ (φ)	
20	10	4,5	2,88	8,30	1,84 (s)	+	1,68 (s)	5,32	1,46 ⁽²⁾ (φ)	
22	10	6,0	3,79	14,40	2,40 (s)	+	1,32 (s)	4,28	3,08 ⁽³⁾ (φ)	
23	10	3,5	2,88	8,30	2,37 (s)	+	1,37 (s)	2,55	2,70 ⁽⁴⁾ (φ)	1,52 ⁽⁵⁾ (φ)

(*) s^2/\bar{X} : relación media/varianza; k: parámetro k de la binomial negativa; N = Número de muestras
 ES(k): 0,196078⁽¹⁾; 0,537702⁽²⁾; 0,695265⁽³⁾; 2,645370⁽⁴⁾; 0,196078⁽⁵⁾.

k (Anscombe, 1949, 1950); k_p = k del programa estadístico Padis95; $k_{común}$ = k común del programa estadístico con todos los datos; ES(k): Error estándar de k

(φ) Valores de k que se ajustaron a la binomial negativa de acuerdo a la prueba de $U \pm ES$, propuesta por Poole (1974).

Significación para los índices: ns = no significativo ($p > 0,05$); s = significativo ($p \leq 0,05$).

Cuadro 4. Medias, varianzas e índices de dispersión, Morisita y parámetro k , calculados en base a muestreos poblacionales de adultos de *Oebalus insularis* en tres parcelas del sistema de riego río Guárico en Calabozo, estado Guárico, Venezuela. Año 2002. (*) (ϕ)

SEM	N	\bar{X}	s	s^2	s^2/\bar{X}	$\bar{X} < s^2$	Morisita	k	k_p	$k_{común}$
9	10	0	0	0	0					
10	10	0	0	0	0					
11	10	0	0	0	0					
12	10	0	0	0	0					
13	11	0	0	0	0					
14	10	0	0	0	0					
15	10	0	0	0	0					
16	10	0	0	0	0					
17	10	0,5	0,7	0,50	1,00 (ns)	=	1,00 (ns)			
18	10	1,2	1,6	2,84	2,37 (s)	+	1,46 (s)	0,87	2,14 ⁽¹⁾ (ϕ)	
19	10	1,1	1,1	1,21	1,10 (s)	+	1,28 (s)	10,89	3,46 ⁽²⁾ (ϕ)	
20	10	1,0	1,2	1,55	1,55 (s)	+	1,66 (s)	1,79	1,50 ⁽³⁾ (ϕ)	
21	10	3,0	2,2	5,11	1,70 (s)	+	1,81 (s)	4,26	1,22 ⁽⁴⁾ (ϕ)	
22	10	5,6	4,5	20,26	3,61 (s)	+	1,54 (s)	2,13	1,82 ⁽⁵⁾ (ϕ)	
23	10	3,7	2,5	6,45	1,74 (s)	+	1,55 (s)	4,96	1,79 ⁽⁶⁾ (ϕ)	
24	10	3,4	3,2	10,26	3,01 (s)	+	1,74 (s)	1,68	1,33 ⁽⁷⁾ (ϕ)	1,02 ⁽⁸⁾ (ϕ)

(*) s^2/\bar{X} : relación media/varianza; k: parámetro k de la binomial negativa; N = Número de muestras

ES(k): 2,14(1), 3,58(2), 0,90(3), 0,36(4), 0,50(5), 0,52 (6), 0,45(7), 0,07(8).

k (Anscombe, 1949, 1950); k_p = k del programa estadístico Padis95; $k_{común}$ = k común del programa estadístico con todos los datos; ES(k): Error estándar de k.

(ϕ) Valores de k que se ajustaron a la binomial negativa de acuerdo a la prueba de $U \pm ES$, propuesta por Poole (1974).

Significación para los índices: ns = no significativo ($p > 0,05$); s = significativo ($p \leq 0,05$).

Cuadro 5. Medias, varianzas e índices de dispersión, Morisita y parámetro k , calculados en base a muestreos poblacionales de adultos de *Oebalus insularis* en tres parcelas del sistema de riego río Guárico en Calabozo, estado Guárico, Venezuela. Año 2003. (*) (ϕ)

SEM	N	\bar{X}	s	s^2	s^2/\bar{X}	$\bar{X} < s^2$	Morisita	k	k_p	$k_{común}$
10	10	0	0	0						
12	10	0	0	0						
14	10	0	0	0						
15	10	0	0	0						
17	10	0	0	0						
18	12	0	0	0						
19	12	0	0	0						
20	13	0	0	0						
21	11	0,5	0,7	0,5	1,00 (ns)	=	1,00 (ns)			
22	11	1,9	1,9	3,69	1,93 (s)	+	1,60 (s)	2,04	1,64 ⁽¹⁾ (ϕ)	
24	10	2,4	2,2	4,93	2,05 (s)	+	1,56 (s)	2,27	1,77 ⁽²⁾ (ϕ)	
25	11	2,6	2,5	6,25	2,36 (s)	+	1,79 (s)	1,92	1,26 ⁽³⁾ (ϕ)	
26	12	2,8	2,9	8,87	3,13 (s)	+	1,58 (s)	1,32	1,70 ⁽⁴⁾ (ϕ)	1,25 ⁽⁵⁾ (ϕ)

(*) s^2/\bar{X} : relación media/varianza ; k: parámetro k de la binomial negativa; N = Número de muestras

ES(k): 0,751248⁽¹⁾, ES(k): 0,801434⁽²⁾, ES(k): 0,511060⁽³⁾, ES(k): 0,451607⁽⁴⁾, ES(k): 0,145235⁽⁵⁾

k (Anscombe, 1949, 1950); k_p = k del programa estadístico Padis95; $k_{común}$ = k común del programa estadístico con todos los datos; ES(k): Error estándar de k.

(ϕ) Valores de k que se ajustaron a la binomial negativa de acuerdo a la prueba de $U \pm ES$, propuesta por Poole (1974).

Significación para los índices: ns = no significativo ($p > 0,05$); s = significativo ($p \leq 0,05$).

En los Cuadro 4 y 6, se puede observar que de un total de ocho estimaciones de población realizadas en las parcelas, siete (87,5%) presentaron una distribución agregada, mientras que el resto 1 (12,5%), presentó una distribución al azar. Lo antes indicado corrobora que las poblaciones de *O. insularis* se distribuyen de manera agregada. En los cuadros 3 y 5, se observan iguales resultados, pero en menor número de estimaciones.

En los mismos cuadros 3, 4, 5 y 6, se presenta el tipo de distribución que presentó *O. insularis* en el área de estudio. Los índices citados (s^2/\bar{X} , Morisita y el parámetro k) muestran una disposición espacial de

la población de forma agregada; pudiéndose afirmar lo antes expuesto. Cabe mencionar que en las parcelas, cuando las poblaciones resultaron bajas, la distribución fue al azar. Esto pudo deberse a que el método de evaluación no resultó el más idóneo que según Taylor, citado por Clavijo (1993) demuestra la incapacidad del método para estimar la verdadera distribución o que sea necesario tomar un mayor número de muestras para detectar la distribución real (Kogan y Herzog, 1980; Taylor, 1984; Gómez e Higuera, 1986).

En el Cuadro 7, se presenta la información del cálculo de k común con todos los datos por año.

Cuadro 6. Medias, varianzas e índices de dispersión, Morisita y parámetro k, calculados en base a muestreos poblacionales de adultos de *Oebalus insularis* en tres parcelas del sistema de riego río Guárico en Calabozo, estado Guárico, Venezuela. Año 2004. (*) (ϕ)

SEM	N	\bar{X}	s	s^2	s^2/\bar{X}	$\bar{X} < s^2$	Morisita	k	k_p	$k_{común}$
7	10	0	0	0						
8	10	0	0	0						
9	10	0	0	0						
10	10	0	0	0						
11	10	0	0	0						
12	10	0	0	0						
13	10	0	0	0						
14	10	0	0	0						
15	10	0	0	0						
16	10	0	0	0						
17	10	0,5	0,70	0,50	1,00 (ns)	=	1,00 (ns)			
18	10	4,3	2,66	7,12	1,66 (s)	+	1,37 (s)	6,55	2,69 ⁽¹⁾ (ϕ)	
19	10	72,1	17,59	309,40	4,29 (s)	+	1,16 (s)	21,90	6,07 ⁽²⁾ (ϕ)	
20	10	61,9	19,69	387,80	6,27 (s)	+	1,35 (s)	11,75	2,85 ⁽³⁾ (ϕ)	
21	10	52,8	16,21	262,80	4,98 (s)	+	1,34 (s)	13,27	2,89 ⁽⁴⁾ (ϕ)	
22	10	54,6	34,19	1169,00	21,42 (s)	+	1,45 (s)	2,67	2,18 ⁽⁵⁾ (ϕ)	
23	10	3,2	3,22	10,40	3,25 (s)	+	1,91 (s)	1,42	1,09 ⁽⁶⁾ (ϕ)	
24	10	8,8	5,78	33,51	3,80 (s)	+	1,70 (s)	3,13	1,41 ⁽⁷⁾ (ϕ)	1,37 ⁽⁸⁾ (ϕ)

(*) s^2/\bar{X} : relación media/varianza ; k: parámetro k de la binomial negativa; N = Número de muestras
 ES(k): 0,9337⁽¹⁾ ; 0,6106⁽²⁾; 0,2272⁽³⁾; 0,2514⁽⁴⁾; 0,1778⁽⁵⁾; 0,3427⁽⁶⁾, 0,2634⁽⁷⁾, 0,0291⁽⁸⁾

k (Anscombe, 1949, 1950); k_p = k del programa estadístico Padis95; $k_{común}$ = k común del programa estadístico con todos los datos; ES(k): Error estándar de k.

(ϕ) Valores de k que se ajustaron a la binomial negativa de acuerdo a la prueba de $U \pm ES$, propuesta por Poole (1974).

Significación para los índices: ns = no significativo ($p > 0,05$); s = significativo ($p \leq 0,05$)

Cuadro 7. Cálculo del parámetro k común para los años en estudio de *Oebalus insularis* en tres parcelas del sistema de riego río Guárico en Calabozo, estado Guárico, Venezuela †

Año	2001	2002	2003	2004	k común del set de datos
k común	1,525	1,025	1,258	1,375	1,381
ES (k)	0,196	0,077	0,145	0,029	0,029

† k: parámetro k de la binomial negativa; ES (k): Error estándar de k; Programa Padis for Windows 95

Como se observa el k para *O. insularis*, se encontró entre 1,025 y 1,525 y para efectos de los cálculos en este trabajo, se utilizó como valor de $k = 1,381$ con un error estándar (k) de 0,029 (Cuadro 7).

La bondad de ajuste de la distribución binomial negativa para la distribución de las frecuencias observadas se analizó mediante el cálculo del estadístico U . Se obtuvo para cada año y para el k común, los respectivos valores de U , $Var(U)$ y su error estándar (ES), cumpliéndose para cada caso la relación: $U \pm ES$, propuesta por Poole (1974).

El valor estimado de U más su error estándar (ES) contiene el valor cero (0), para cada uno de los valores del parámetro (k) obtenido en cada año e igualmente, para el k común; lo que permite concluir que la binomial negativa se ajustó a la distribución de las frecuencias observadas.

De una manera general, el valor de k es indicativo del valor de la agregación de la población y puede ubicarse entre 0 e infinito. Cuando k se aproxima a infinito la distribución tiende ajustarse a Poisson (al azar), como ocurrió cuando las poblaciones resultaron muy bajas (Cuadros 3, 4 y 5) mientras que cuanto más se acerca a cero mayor será el grado de agregación de la población y mejor su ajuste a la binomial negativa (Clavijo 1993; Poole (1974).

En el Cuadro 8, aplicando la Ley de Potenciación de Taylor, es decir la regresión del \log_{10} de la media sobre el \log_{10} de la varianza, se obtuvieron pendientes (b) positivas y significativamente mayor que uno, (b entre 1,387 y 2,058) con una ($p > 0,0001$); lo cual también indica una distribución del tipo agregada.

En la Figura 1, se observa el buen ajuste de las observaciones a la línea de regresión que

corrobora los altos valores obtenidos con los coeficientes de determinación.

La regresión del índice de agrupamiento medio de Lloyd sobre el número medio de adultos de *O. insularis* por muestra, produjo el índice de agregación de Iwao que se describe en el Cuadro 9, en la cual se detalla la línea de regresión, el coeficiente r , la probabilidad y los parámetros alfa y beta.

Alpha (α) se define como el índice básico de agregación que representa cada individuo en la muestra y cuantos se espera que convivan con él, y β es el coeficiente de densidad de agregación. El modelo en todos los casos resultó estadísticamente significativo con valores de ($p \leq 0,0001$); alcanzándose un buen ajuste a las observaciones (Figura 2) tal como se observó para el caso de la ley de Taylor. El parámetro β presentó valores mayores a 1 (entre 1,10 y 2,14) para los adultos ($p \leq 0,01$), demostrando que se distribuye en el campo de una forma agregada. De la misma manera, cuando se considera el parámetro α ó índice básico de agregación (Cabrera *et al.*, 2002), puesto que dicho parámetro presentó valores mayores que cero ($\alpha > 0$) ($p > 0,05$); los individuos tienden a agruparse o formar colonias y en todos los casos estudiados se cumplió con esta condición.

Resultados similares a los obtenidos en este trabajo han sido reportados, para la misma especie y en el estado adulto, por la Red de Mejoramiento de Arroz para el Caribe (1991) en Cuba, y, para una especie similar, *O. pugnax*, por Foster *et al.* (1989) en Florida y Espino *et al.* (2008) en el sureste de Texas; mientras que Daza (1991) en Colombia, menciona que no existen patrones de agregación de las especies *O. insularis* y *O. ornatus* dentro del campo y las mayores poblaciones se encuentran durante el período de maduración del cultivo.

Cuadro 8. Cálculo de los parámetros y análisis de regresión empleando la ley de potenciación de Taylor durante los años de estudio de *Oebalus insularis* en tres parcelas del sistema de riego río Guárico en Calabozo, estado Guárico, Venezuela.

Año	Regresión	R ²	Probabilidad	log a*	b*
2001	Y = 0,07164 + 1,38715 X	0,9832	p ≤ 0,001	0,07164	1,3871
2002	Y = 0,15274 + 1,41881 X	0,9339	p ≤ 0,000	0,15274	1,4188
2003	Y = -0,03866 + 2,0588 X	0,9018	p ≤ 0,050	0,03866	2,0588
2004	Y = 0,15168 + 1,39992 X	0,9493	p ≥ 0,000	0,15168	1,3999

(*) a: antilogaritmo de la intersección con la ordenada; b: pendiente de la línea de regresión; R²: coeficiente de determinación.

Por otro lado, conclusiones muy similares en cuanto a la disposición espacial que muestran agregación se consiguen en otras plagas y cultivos. Así se puede citar el caso del ácaro *Phyllocoptruta oleivora* en cítricos en donde se probaron doce índices de dispersión y la mayoría mostró agregación (Badii *et al.* citado por Landeros *et al.* 2003). Igualmente, Trumper *et al.* (2006) demostraron que los desoves de *Diatraea saccharalis* evidencian un patrón de distribución agregado empleando la ley de Taylor en el cultivo del maíz.

De la misma manera, Cabrera *et al.* (2002) empleó diferentes criterios de ajuste y significación estadística para calcular los estimadores de la ley de potencia de Taylor y la regresión de Iwao como indicadores ecológicos del patrón espacial de poblaciones de *Thrips palmi* Karny, muestreadas en plantaciones de papa, *Solanum tuberosum* L. Ellos encontraron el mejor ajuste con la ley de potencia de Taylor pero en ambos casos apreciaron que tanto las larvas como los adultos se distribuyeron en forma agregada, mientras que López (1994) trabajando con

Cuadro 9. Cálculo de los coeficientes y análisis de regresión empleando el modelo de Iwao durante los años de estudio de *Oebalus insularis* en tres parcelas del sistema de riego río Guárico en Calabozo, estado Guárico, Venezuela. (+)

Año	Regresión	R ²	Probabilidad	α	β
2001	Y= 0,45637 + 1,14463 X	0,9562	p ≤ 0,0222	0,45637	1,14463
2002	Y= 0,02353 + 1,40646 X	0,9493	p ≤ 0,0000	0,02353	1,40646
2003	Y= -1,42716 + 2,14550 X	0,9010	p ≤ 0,0340	1,42716	2,14550
2004	Y= 1,51926 + 1,10270 X	0,9722	p ≤ 0,0000	1,51926	1,10270

(+) α = Índice básico de contagio (Intercepto de Y)

β = (Pendiente) Coeficiente de densidad de agregación ; R²: coeficiente de determinación.

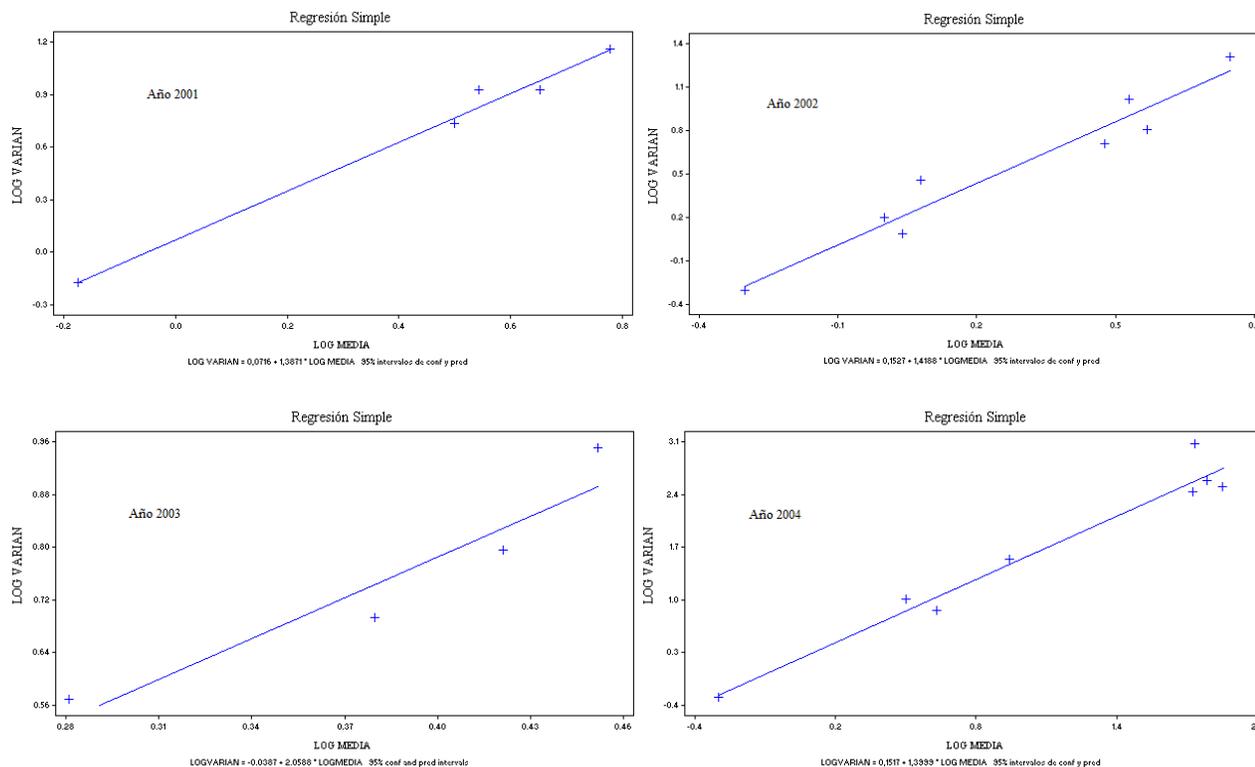


Figura 1. Relación entre media y varianza de las muestras de *Oebalus insularis* en tres parcelas del sistema de riego río Guárico en Calabozo, estado Guárico, Venezuela, durante los años 2001 a 2004.

larvas de *Anopheles nuneztovari* (Gabaldon) también obtiene resultados similares, al igual que Notz (1992) en estudios con las especies *Scrobipalpa absoluta* (Meyrick) y *Phthorimaea operculella* Zeller (Lepidoptera: Gelenthiidae) en el cultivo de la papa.

Igualmente, Vivas (1997a), trabajando con el saltahoja *T. orizicolus*, encontró que la población de adultos se distribuyó en forma agregada y Rashid *et al.*, (2006) menciona que *Oebalus pugnax* en arroz en USA, se distribuye de manera agregada en campo

La explicación biológica que determinó que la distribución de los adultos de *O. insularis* fuera agregada, se deba a la concentración de individuos por panícula, él cual es corroborado por el coeficiente α , obtenido en el análisis de regresión de Iwao.

CONCLUSIONES

La población de adultos de la chinche vaneadora del grano de arroz presentó un patrón de distribución en el campo del tipo agregada

AGRADECIMIENTO

A Henry González y Dilcia Astudillo por su colaboración en la toma de muestras y a Zurhilma Narváez por las sugerencias en el trabajo.

LITARATURA CITADA

Adams, M.; R. Vargas y A. Montaldo. 1990. El arroz en Venezuela. Rev. Fac. Agron. Maracay. UCV. Facultad de Agronomía, Comisión de Información, Documentación y Publicaciones. Alcance N° 39. 263 p.

Andrews, K. L y J. R. Quezada. 1989. Manejo integrado de plagas insectiles en la agricultura: Estado actual y futuro. Departamento de protección Vegetal. Escuela de Agricultura Panamericana. El Zamorano, Honduras, Centro América. 587 p.

Aponte, O.; L. E. Vivas, L. E. Escalona, L. M. Ramírez y F. P. Freitez. 1992. Manejo integrado de artrópodos plaga en el cultivo de arroz en Venezuela. Unidades de aprendizaje para la capacitación en tecnología de producción de arroz.

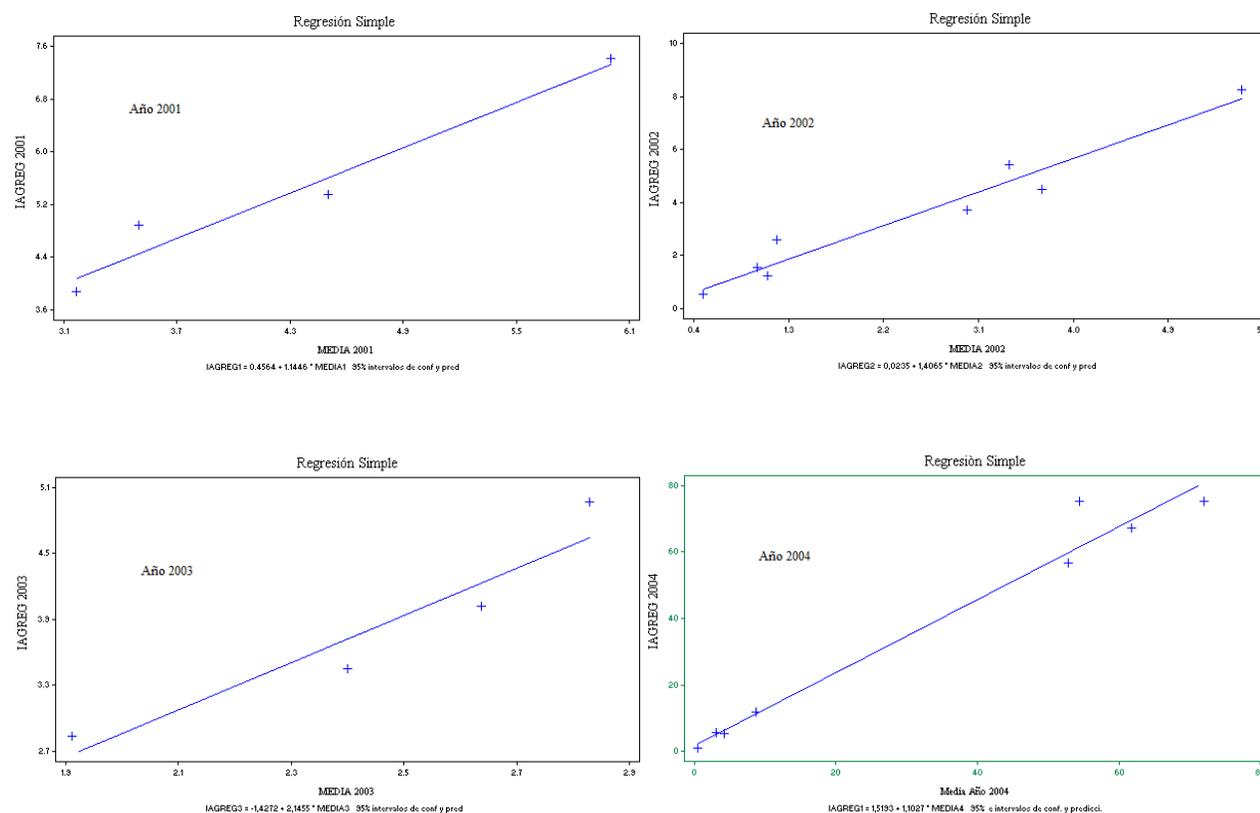


Figura 2. Relación entre medias e índice de Lloyd de muestreos de adultos de *Oebalus insularis* en tres parcelas del sistema de riego río Guárico en Calabozo, estado Guárico, Venezuela, durante los años 2001 a 2004.

- CIAT - BID - FONAIAP - APROSELLO - APROSELLAC - UNELLEZ. 144 p.
- Colombia: Centro Internacional de Agricultura Tropical (CIAT) . 36 p.
- Aponte, O.; L. E. Vivas, L. E. Escalona y P. Castillo. 1997. Manejo integrado de artrópodos plaga en arroz. Unidad de Aprendizaje para la Capacitación Tecnológica en la producción de arroz. FONAIAP – FUNDARROZ - UCV - IUTEP. Acarigua, Venezuela. 59 p.
- Drees, B. M. 1996. Texas rice production guidelines. Texas Agr. Ext. Service. The Texas A and M University System. 5 p.
- Bliss C. I. and A. R. G. Owen. 1958. Negative binomial distributions with a common K. *Biometrika* 45: 37-58.
- Espino L.; M. O. Way and L. T. Wilson L. T. 2008. Determination of *Oebalus pugnax* (Hemiptera: Pentatomidae) spatial pattern in rice and development of visual sampling methods and population sampling plans. *J. Econ. Entomol.* 101 (1): 216-25.
- Cabrera A.; W. Guerra y M. Surís. 2002. Selección de modelos de regresión para describir el patrón espacial de *Trips palmi* Karny (Thysanoptera: Thripidae) en el cultivo de papa. *Cultivos Tropicales* 23 (4): 76-81.
- Food and Agriculture Organization (FAO). 2006. Seguimiento del mercado del arroz. Roma, IT, FAO. Documento en línea Disponible en: <ftp://ftp.fao.org/docrep/fao/009/ag068s/ag068s00.pdf>. Fecha de consulta: 08-10-2008.
- Clavijo, S. A. 1978. Distribución espacial del gusano cogollero del maíz *Spodoptera frugiperda* (Smith) (Lepidoptera : Noctuidae). *Rev. Fac. Agron. (Maracay)* Alcance 26: 93-99.
- Foster, R. E.; R. H. Cherry and D. B. Jones. 1989. Spatial distribution of the rice stink bug (Heteroptera: Pentatomidae) in Florida rice. *J. Econ. Entomol.* 82 (2): 507-509.
- Clavijo, S. A. 1993. Fundamentos de manejo de plagas. Universidad Central de Venezuela. Facultad de Agronomía. Consejo de Desarrollo Científico y Humanístico. Caracas, Venezuela. 205 p.
- García, J. L. 1982. Estudio sobre la biología, comportamiento y ecología de *Spodoptera frugiperda* (Smith) (Lepidoptera: Noctuidae). Tesis Doctoral. Facultad de Agronomía. Universidad Central de Venezuela. 222 p.
- Cochran, W. G. 1977. Sampling techniques. Third ed. John Wiley and Sons. Inc, Toronto. Canada. 428 p.
- Gómez, A. D. y A. M. Higuera. 1986. Bases para el manejo integrado de plagas. Revisión crítica de la investigación entomológica. Fondo Nacional de Investigaciones Agropecuarias (FONAIAP), Estación Experimental Zulia. Serie D N° 1-21. Maracaibo, Venezuela. 92 p.
- Cheaney, R. L. y P. R. Jennings. 1975. Problemas en cultivos de arroz en América Latina. Cali, Colombia; Centro Internacional de Agricultura Tropical. p. 30-34.
- Gómez, J. y R. Meneses. 1980. Dinámica poblacional de *Oebalus insularis* (Stal.) (Hemiptera: Pentatomidae) en la zona arrocería de Sancti Spíritus, Cuba. *Centro Agrícola* 7 (2): 41-48.
- Chacín, F. L. 1999. Avances recientes en el diseño y análisis de experimentos. Universidad Central de Venezuela. Facultad de Agronomía. Maracay, Venezuela. 257 p.
- Gómez, J. y R. Meneses. 1985 Biología de *Oebalus insularis*, (Heteroptera: Pentatomidae) sobre *Echinochloa colonum*. *Ciencia y Técnica en la Agricultura. Arroz* 8 (2): 29-38.
- Daza, C. E. 1991. Biología, daño y enemigos naturales de hemípteros pentatómidos presentes en el cultivo de arroz con riego. Tesis de Grado. Universidad Nacional de Colombia. Facultad de Ciencias Agropecuarias. Palmira, Colombia. 65 p.
- Gramene. 2006. Gramene species: cereal statistic. Documento en línea. (en línea). Disponible en: <http://www.gramene.org/species/cereals.html>. Fecha de consulta: 10-10-2008
- De Galvis Y. C.; J. González y J. Reyes. 1982. Descripción y daño de los insectos que atacan el arroz en América Latina. Guía de estudio. Cali,

- Guharay, F. 2002. Biología, daño y manejo de *Oebalus insularis*, la chinche de la espiga del arroz. Revista Manejo Integrado de plagas. Hoja técnica, publicaciones periódicas. CATIE, Costa Rica. 51. P.
- Gutiérrez, A.; E. Arias, A. García y R. Corona. 1985. Evaluación del nivel de daño causado por diferentes índices de población de *Oebalus insularis* en el cultivo de arroz. Ciencia y Técnica en la Agricultura. Arroz 8 (1): 63-74.
- Gutiérrez, A.; R. Meneses, E. Arias, A. García y A. Hernández. 1987. Estimación de las poblaciones de *Oebalus insularis* en el cultivo del arroz. Ciencia y Técnica en la Agricultura. Arroz 10 (1): 43-53.
- Gutiérrez, A.; R. Meneses, A. Arias, A. Hernández y M. Amador. 1991. La chinche del arroz en Cuba. Arroz en las Américas. Boletín del Programa Arroz del CIAT 12 (2): 2-4.
- Gutiérrez, A.; R. Meneses y R. Corona. 1982. Pérdidas ocasionadas por la alimentación de *Oebalus insularis* en la fase lechosa del grano de arroz. Ciencia y Técnica en la Agricultura. Arroz 5 (1): 71-79.
- Infostat. 2004. InfoStat versión 2004. Grupo InfoStat, Facultad de Ciencias ASgropecuarias. Universidad Nacional de Córdoba, Argentina. 200 p.
- Iwao, S. 1971. An approach to the analysis of aggregation pattern in biological populations. Spatial patterns and statistical distributions. The Pennsylvania State University Press. University Park. London. UK. p. 461-513.
- Iwao, S and E. Kuno. 1968. Use the regression of mean crowding on mean density for estimating sample size and the transformation of data for the analysis of variance. Res. Popul. Ecol. 10: 210-214.
- Kogan, M and D. C. Herzog. 1980. Sampling methods in soybean entomology. Springer-Verlag. New York. USA. 587 p.
- Landeros, J.; J. Baldera, M. H. Badii, E. G. Sánchez, E. Guerrero y A. E. Flores. 2003. Distribución espacial y fluctuación poblacional de *Phyllocoptruta oleivora* (Ashmead) (Acari: Eriophyidae) en cítricos de Guemez, Tamaulipas. Acta Zoo. Mexicana (n.s.) 89: 129-138.
- López, D. M. 1994. Análisis de la dispersión y la abundancia de los estados larvales de *Anopheles nuneztovari* (Gabaldon) en estanques piscícolas del municipio de Buenaventura, Colombia. Bol. Mus. Ent. Univ. Valle 2 (1-2): 73-84.
- López, J. C. y H. K. V. Osada. 1997. Programa computacional "Padis for Windows 95. Version 1.01.
- Lloyd, M. 1967. Mean crowding. J. Anim. Ecol. 36: 1-30.
- Meneses, R. C.; A. Y. Gutiérrez, A. R. García, G. P. Antigua y J. S. Gómez. 1995. Guía para el trabajo de campo en el manejo integrado de plagas del arroz. Instituto de Investigaciones del Arroz. Estación Experimental del Arroz "Sur del Jibaro". Cuba. 26 p.
- Meneses R. C.; A. Y. Gutiérrez, A. R. García, G. P. Antigua, J. S. Gómez, F. Correa Victoria y L. Calvert. 2001. Guía para el trabajo de campo en el manejo integrado de plagas del arroz. CIAT, IIA-Cuba, FLAR. Publicación del Fondo Latinoamericano para arroz de riego (FLAR). Cuarta edición revisada y ampliada. Cali, Colombia. 76 p.
- Morisita, M. 1962. Ig-Index, a measure of dispersion of individuals. Res. Popul. Ecol. 5: 1-7.
- Narres, J. S and C. M. Smith. 1984. Feeding preference of the rice stink bug on annual grasses and sedges. Entomologia Experimentalis et Applicata. 35: 1-17.
- Notz, A. P. 1992. Distribución espacial y temporal de *Scrobipalpula absoluta* (Meyrick) y *Phthorimaea operculella* Zeller (Lepidoptera: Golenchiidae) en papa, *Solanum tuberosum*. Rev. Fac. Agron. (Maracay). 18: 413-424.
- Pantoja, A.; A. Fischer, F. Correa Victoria, L. R. Sanint y A. Ramírez. 1997. MIP en Arroz: Manejo integrado de plagas; artrópodos, enfermedades y malezas. Calí, Colombia. Centro Internacional de Agricultura Tropical. Publicación CIAT N° 292. 141 p.
- Poole, R. W. 1974. An introduction to quantitative ecology. McGraw-Hill. New York. USA. 532 p.

- Portal, F. D. C.; D. Castillo y H. Pampin. 1978. Algunas observaciones sobre *Solubea insularis* (chinche) y sus efectos sobre el grano de arroz. Ciencia y Técnica en la Agricultura. Arroz 1 (2): 75-76.
- Rabinovich, A. 1980. Introducción a la ecología de poblaciones de animales. No 20. Primera edición. Editorial Continental S. A. México. 330 p.
- Rashid, T.; D. T. Johnson and J. L. Bernhardt. 2006. Sampling rice stink bug (Hemiptera: Pentatomidae) in and around rice fields. Environ. Entomol. 35: 102-111.
- Red de Mejoramiento de Arroz para el Caribe. 1991. Mesa redonda sobre protección vegetal. J. Armenta Soto y M. Castillo (Eds). Cooperación: CIAT-CIDA-IRRI-IICA-SEA-UNDP. Santo Domingo, República Dominicana. 107 p.
- Ruesink, W. G. 1980. Introduction to sampling theory. Sampling methods in soybean entomology. Springer Verlag. New York. USA. p: 61-78.
- Ruesink, W. G and M. Kogan. 1982. The quantitative basis of pest management: sampling and measuring. Introduction to pest management. John Wiley and Sons. New York, USA. p. 315-352.
- Sánchez, C. E. 1995. El arroz, estrategia agrícola y alimentaria en Venezuela. III Taller nacional sobre la importancia del arroz. IUT – Los llanos. Calabozo. Editorial Corprensa. 275 p.
- Segnini, S. 1984. Biología y ecología poblacional de *Empoasca kraemeri* Ross y Moore (Homoptera: Cicadellidae) en caraota (*Phaseolus vulgaris*). Tesis Doctoral. Facultad de Agronomía. Universidad Central de Venezuela. 207 p.
- Southwood, T. R. E. 1966. Ecological methods with particular reference to the study of insect populations. Methuen and Co. LTD London. UK. 383 p.
- Southwood, T. R. E. 1978. Ecological methods. Second ed. Chapman and Hall Co. London, UK. 524. pp.
- Statix. 1990. Paquete computacional, Segunda edición. 100 p.
- Taylor, L. R. 1971. Aggregation as a species characteristic. Spatial patterns and statistical distributions. The Pennsylvania State University Press. University Park. London, UK. p. 357-377.
- Taylor, L. R. 1984. Assessing and interpreting the spatial distributions of insect populations. Ann. Rev. Entomol. 29: 321-357.
- Trumper, E. V. 2004. Bases para el diseño de planes de muestreo de plagas. Serie: Modelos bioeconómicos para la toma de decisiones de manejo de plagas. Estación Experimental Manfredi. Sección Entomología. Año (I). N° 2. Disponible en: www.inta.gov.ar/manfredi/info/documentos/docprodveg/entomó/bioeco2.htm. Visitado: 3 de agosto de 2007.
- Trumper, E. V.; F. Fava y J. M. Imwinkelried. 2006. Desarrollo de un plan de muestreo secuencial para la estimación de densidad de desoves de *Diatraea saccharalis* con unidades muestrales compuestas. Serie: Modelos bioeconómicos para la toma de decisiones de manejo de plagas. Estación Experimental Manfredi. Sección Entomología. Año (III). N° 1. Disponible en: www.inta.gov.ar/manfredi/info/documentos/docprodveg/entomó/bioecoIIIS3.htm. Visitado: 14 de mayo de 2007.
- Viator, H. P.; A. Pantoja and C. M. Smith. 1983. Damage to wheat seed quality and yield by the rice stink bug and southern green stink bug (Hemiptera: Pentatomidae). J. Econ. Entomol. 76 (6): 1410-1413.
- Vivas, L. E. 1997a. Dinámica poblacional de la sogata del arroz *Tagosodes orizicolus* (Homoptera: Delphacidae) en el Guárico Occidental. Tesis de Maestría. Facultad de Agronomía. Universidad Central de Venezuela. Maracay, Venezuela. 147 p.
- Vivas, L. E. 1997b. El chinche vaneador del arroz *Oebalus ypsilongriseus* (Degeer) (Hemiptera: Pentatomidae) en Venezuela. Publicado por Fundacite (Aragua), Disponible en: <http://www.plagas-agricolas.info.ve/>. 4 p. Visitado: 3 de junio de 2007.
- Vivas L. E. 1999. Manejo de insectos plagas en Calabozo. Boletín Resiembr. Concepto Milenium. Calabozo, Guárico. 1 (2): 5 p.

- Vivas, L. E. 2002. Manual de insectos plagas de arroz. Primera Edición. INIA-SINGENTA. Maracay, Venezuela. Comunicación Gráfica C. A. 30 p.
- Vivas, L. E. 2008. Muestreo secuencial del chinche vaneador del arroz, *Oebalus insularis* Stal (Hemiptera: Pentatomidae) sobre arroz (*Oryza sativa* L.) en Calabozo, estado Guárico. Tesis de Doctorado. Facultad de Agronomía. Universidad Central de Venezuela. Maracay, Venezuela. 144 p.
- Vivas L. E.; S. Clavijo y H. González. 2001. Distribución temporal y espacial en poblaciones de Sogata *Tagosodes orizicolus* (Muir) 1926 (Homoptera: Delphacidae) y número óptimo de muestras para su estimación en el cultivo de arroz, en Calabozo, estado Guárico, Venezuela. Investigación Agrícola 6: 1. Disponible en línea: <http://www.redpavfpolar.info.ve/danac/volumen6/art1/index.html>. Visitado: 02 de mayo de 2005.
- Vivas L. E.; L. Lugo, M. Acevedo y S. Clavijo. 2002. Determinación de la preferencia de *Tagosodes orizicolus* (Muir) 1926 (Homoptera: Delphacidae) sobre variedades de arroz en Calabozo, estado Guárico, Venezuela, Investigación Agrícola (7). Disponible en línea: <http://www.redpavfpolar.info.ve/danac/viewarticle.php?id=33>. Visitado: 15-05-2005
- Vivas L. E y A. Notz. 2009. Plan de muestreo secuencial de *Oebalus insularis* Stal (Hemiptera: Pentatomidae) en el cultivo de arroz en Calabozo estado Guárico, Venezuela. Revista UDO Agrícola 9 (4): 857-892.
- Vivas L. E.; A. Notz y D. Astudillo. 2010. Fluctuación poblacional del chinche vaneadora en parcelas de arroz, Calabozo, Estado Guárico, Venezuela. Agronomía Trop. 60 (1): 61-73.
- Weber, G. 1989. Desarrollo del manejo integrado de plagas del cultivo de arroz: Guía de estudio. Centro Internacional de Agricultura Tropical (CIAT). Calí, Colombia. 69 p.