

Métodos de muestreo binomial y secuencial del trips de las flores *Frankliniella occidentalis* (Pergande) (Thysanoptera, Thripidae) y de antocóridos (Heteroptera, Anthocoridae) en fresón

F. GARCÍA-MARÍ, J. E. GONZÁLEZ-ZAMORA, A. RIBES, E. BENAGES y A. MESEGUER

Con los datos de 183 muestreos de trips y 222 muestreos de antocóridos llevados a cabo en flores de fresón en tres años y en 10 parcelas se han calculado los parámetros de agregación del trips de las flores *Frankliniella occidentalis* (Pergande) y de los antocóridos, sus principales depredadores, y se han elaborado diversos planes de muestreo de ambos: enumerativo y binomial para estimar la densidad poblacional, y un método binomial-secuencial indicado para la toma de decisiones. Los parámetros de agregación del trips y de los antocóridos son similares al comparar distintos años y/o estados de desarrollo de la flor, por lo que se han calculado índices conjuntos. El ajuste ha resultado mejor para los índices de Taylor que para los de Iwao. El coeficiente b de Taylor es de 1,37 en huevos de trips, 1,55 en larvas de trips y de 1,34 en adultos de *F. occidentalis*, lo que manifiesta elevada agregación, sobre todo en larvas. En cuanto a los antocóridos, tanto en flores de fresón como en habas los valores del coeficiente b se encuentran muy próximos a la unidad en ninfas y adultos, lo que sugiere una distribución al azar, confirmada con el hecho de que el 92 % de los muestreos de antocóridos en fresón siguen la distribución de Poisson ($p \leq 0,01$). Los coeficientes de correlación entre estados de desarrollo, tanto en trips como en antocóridos, no son altos, lo que desaconseja muestrear las formas más visibles para estimar el total de la población. En cuanto a métodos de muestreo, para el enumerativo se ha calculado el tamaño de muestra en función de la densidad poblacional basándose en los índices de Taylor, con una precisión del 25 %, encontrándose que es suficiente muestrear 20 flores para poblaciones superiores a 2 trips por flor. En el caso de antocóridos hay que observar de 50 a 150 flores para estimar las densidades habituales en campo. El muestreo binomial se ha basado en encontrar la relación existente entre el número de individuos por flor y la proporción de flores ocupadas por T o menos individuos, calculándose también el tamaño de muestra. En trips se han seguido para el ajuste dos fórmulas, una empírica y otra basada en la distribución binomial negativa, eligiéndose el valor de corte $T = 6$ para optimizar la robustez del método y minimizar el coste. Para poblaciones cercanas al umbral convencional de daños (10 trips por flor) se requieren 30 flores para mantener la precisión del 25 %. En el método binomial-secuencial de toma de decisiones para trips se han utilizado el umbral de daños y el valor de T citados, comparándose dos procedimientos descritos en la literatura para la obtención de las rectas de decisión, y se han calculado asimismo las curvas operativa característica (OC) y del número medio de muestras (ASN), según un procedimiento que hace intervenir la variabilidad del muestreo.

F. GARCÍA-MARÍ, J. E. GONZÁLEZ-ZAMORA, A. RIBES, E. BENAGES y A. MESEGUER. Departamento Producción Vegetal (Entomología Agrícola). ETS Ingenieros Agrónomos. Universidad Politécnica, Camino de Vera, 14. 46022 Valencia.

Palabras clave: Muestreo enumerativo, muestreo binomial, muestreo secuencial, muestreo, *Frankliniella occidentalis*, antocóridos, fresón, índices de agregación de Taylor.

INTRODUCCION

El trips *Frankliniella occidentalis* (Per-gande) es un insecto que ataca a multitud de cultivos en todo el mundo. A mediados de los años ochenta se inició su expansión por diversos países europeos, y en 1986 se le encuentra en España (LACASA, 1990). En nuestros cultivos de fresón constituye, desde su introducción, la plaga más importante debido a la rapidez con que se multiplica y a la dificultad para su control (RIBES, 1990).

El establecimiento de un control racional de esta plaga pasa por la introducción de los principios de lucha integrada: el uso de diversas técnicas de control compatibles entre sí, entre las que destaca el uso de enemigos naturales, especialmente los insectos antocóridos. Para aplicar estas técnicas es imprescindible conocer los niveles poblacionales de las plagas y sus enemigos naturales, a fin de estar en condiciones de tomar decisiones en función de los umbrales preestablecidos y de la previsión de pérdidas. Un adecuado método de muestreo nos permite evaluar las poblaciones tanto en un control químico como en control biológico.

Se han encontrado pocos trabajos en la bibliografía sobre métodos de muestreo aplicados a *F. occidentalis*. En el trabajo de STEINER (1990) se obtienen los parámetros de agregación del trips según los índices de Taylor y se desarrolla un muestreo secuencial-enumerativo y por presencia-ausencia, tanto del trips como del fitoseido depredador *Amblyseius cucumeris* (Oudemans), en el cultivo de pepino en invernadero. RIBES y COSCOLLA (1992) también estudian la agregación de las poblaciones de *F. occidentalis* (según los índices de Taylor) en las flores de fresón, desarrollando a continuación un método de muestreo secuencial enumerativo. BELDA *et al.* (1992) han estudiado la agregación de *F. occidentalis* en hojas, flores, y frutos de pimiento mediante los índices de Iwao y comparan dos distribuciones, una empírica y otra basada en la distribución Binomial Negativa utilizando los índices de Iwao, para relacionar la densidad po-

blacional con la frecuencia de aparición en los tres órganos muestreados. Por otra parte GONZÁLEZ TIRADO (com. per., 1991) ha desarrollado un método binomial de muestreo de trips en fresón, calculando el número de trips por flor necesarios para considerar la flor ocupada y minimizar el esfuerzo utilizando un tamaño de muestra fijo.

El objetivo de este trabajo es elaborar y comparar métodos de muestreo de las poblaciones del trips occidental de las flores y antocóridos en el cultivo del fresón. Para ello se pretende inicialmente caracterizar las pautas de agregación de estos artrópodos y posteriormente desarrollar métodos de muestreo de diversos tipos: bien enumerativos (contando el número de trips por flor), bien binomiales (en los que se cuenta el número de flores ocupadas). Se pretende optimizar este último método mediante la variación del número de insectos por flor necesarios para considerar a ésta como ocupada.

MATERIAL Y METODOS

Los datos utilizados en este trabajo se han obtenido en una serie de muestreos de trips y antocóridos realizados en flores de fresón en la provincia de Valencia durante tres años: 1990, 1991, y 1992. Los muestreos de trips se llevaron a cabo en los dos primeros años, cogiendo muestras de 10 flores que se introducían de forma individual en botes con etanol al 70 %. Estas flores se examinaban a continuación en el laboratorio de forma individual contando huevos, larvas y adultos de trips, determinando la especie de estos últimos. En total se realizaron 183 muestreos. En el año 1992 se muestrearon antocóridos mediante la observación visual de 60 flores por muestreo en las propias parcelas, anotando el número de adultos e inmaduros por flor. Periódicamente se recogían adultos para su identificación. En total se realizaron 222 muestreos. Asimismo se han analizado los datos de 54 muestreos de antocóridos realizados en habas, mediante la observación de 30 órganos (ápices, flores, o frutos).

Las muestras se recogieron de 10 parcelas: una en 1990 en Alginet con las variedades Chandler y Pájaro; tres parcelas en 1991, una en Alginet con la variedad Chandler, y dos en Bolbaite con las variedades Chandler y Pájaro; y tres parcelas en 1992, una en Alberique (variedades Pájaro, Oso Grande, e Irvine), y las otras dos en Anna y Bolbaite (variedades Oso Grande y Pájaro). Las muestras de habas se tomaron de plantas situadas junto a las tres parcelas de 1992.

Agregación de poblaciones

Se han calculado los índices a y b de la Ley Potencial de Taylor ($S^2 = a \cdot m^b$) (TAYLOR, 1961) y α y β de la expresión de Iwao ($m^* = \alpha + \beta m$) (IWAO, 1968), en base a la relación existente entre la varianza y la media en cada muestreo.

Método secuencial-enumerativo

El cálculo del tamaño de muestra mediante el método secuencial-enumerativo se ha basado en la fórmula de GREEN (1970), que consiste en establecer la precisión del muestreo en base a que el error estándar (s/\sqrt{n}) sea una proporción fija (E) de la media (m). En nuestros cálculos hemos tomado como valor de $E = 0,25$, que es el recomendado habitualmente en estudios extensivos de poblaciones de insectos (SOUTHWOOD, 1978), y se ha obtenido una fórmula general al substituir el valor de la varianza por su expresión según los índices de Taylor, resultando la expresión $n = a \cdot m^{(b-2)}/E^2$.

Método binomial

Este método se basa en estimar la densidad poblacional contando el número de unidades de muestreo ocupadas (o no ocupadas) por el insecto y es aplicable si se encuentra una relación constante entre la pro-

porción de unidades de muestreo ocupadas por el insecto (p) y el número medio de insectos por unidad de muestreo (m).

Se puede intentar encontrar dicha relación a partir de una fórmula empírica, como la propuesta primero por KONO y SUGINO (1958), $m = a[-\ln(1-p)]^b$, y posteriormente por GERRARD y CHIANG (1970) y NACHMAN (1984), donde m y p son las definidas anteriormente, y a y β son constantes obtenidas al realizar la regresión.

Otra forma de relacionar la media con la proporción de órganos ocupados es conociendo la función de distribución de la población. La función Binomial Negativa (BN) es la que más a menudo se ajusta a la distribución de las poblaciones de insectos en la naturaleza, ya que estas suelen encontrarse agregadas y no distribuidas al azar en las unidades de muestreo. Si los datos se ajustan a dicha función de distribución entonces la fórmula que relaciona p con m viene dada por la expresión de BLISS y FISCHER (1953): $p = 1 - (k/(k+m))^k$, siendo k un parámetro característico de la distribución BN. El valor de dicho parámetro k no suele ser constante, sino que varía al modificarse la media, por lo que se puede intentar encontrar una k común, o bien, de forma más realista, suponer que k es función de la media según la expresión de la BN, y teniendo en cuenta la Ley Potencial de Taylor, que relaciona la varianza con la media, llegar a una relación constante entre p y m de la forma $p = 1 - \exp[-m(\ln(a \cdot m^{(b-1)})/(a \cdot m^{(b-1)} - 1))]$, propuesta por WILSON y ROOM (1983), donde a y b son las constantes de la Ley Potencial de Taylor.

Por último, si los insectos se distribuyen al azar en las unidades de muestreo la función de distribución es la de Poisson, y la relación correspondiente es: $p = 1 - \exp(-m)$. En este caso el tamaño de muestra se ha calculado a través de la expresión $n = (1-p)/(p \cdot E^2)$ (KARANDINOS, 1976), substituyendo el valor de p en función de m según la expresión anterior.

La elección de un número de insectos mayor de uno para considerar la unidad de

muestreo como ocupada es otra forma de mejorar el muestreo binomial. El valor del número de insectos por unidad de muestreo para considerar a ésta como ocupada se ha denominado *valor de corte T*. La razón fundamental para tomar un valor de *T* mayor de cero es que con ello se mejora la robustez del método, tal como han demostrado algunos autores (BINNS, 1990; BINNS y BOSTANIAN, 1990a, 1990b), es decir, se reduce el riesgo de cometer errores al suponer el ajuste de los datos a determinadas funciones o parámetros. Además, nos permite muestrear niveles poblacionales más elevados a los correspondientes a todas las unidades ocupadas por al menos un individuo. Por último, el valor de corte debe elegirse lo más bajo posible de entre los que cumplen las dos condiciones anteriores a fin de minimizar el esfuerzo del muestreo, ya que hay que contar menos insectos para decidir si una unidad de muestreo se considera o no ocupada.

El cálculo del valor de corte óptimo *T* se ha realizado para el caso del trips suponiendo los dos tipos de ajuste, a la forma empírica de KONO y SUGINO y a la distribución BN, y se ha realizado siguiendo el procedimiento descrito por BINNS (1990) y BINNS y BOSTANIAN (1990a, 1990b). El tamaño de muestra o número de unidades de muestreo a tomar para determinar el nivel poblacional con un grado de precisión conocido se ha calculado a partir de la expresión de la varianza para los dos tipos de ajuste, el empírico (NACHMAN, 1984) y el de la BN (KUNO, 1986). Dichos cálculos se encuentran expuestos con detalle en un trabajo anterior (GONZÁLEZ ZAMORA *et al.*, 1993).

Método binomial-secuencial para la toma de decisiones

En ocasiones la finalidad del muestreo de una plaga es simplemente tomar una decisión, generalmente la de tratar o no tratar, según la población se encuentre por encima o por debajo de un nivel poblacional prede-

terminado, que es el umbral de tratamiento. Nos encontraremos con un ahorro importante de tiempo si la población de la plaga está muy por debajo del umbral, pues unas pocas muestras (menos que las definidas por los anteriores métodos) tomadas al azar por la parcela nos bastarán para tomar la decisión de no tratar; igualmente, si la población está muy por encima de dicho umbral también necesitaremos coger pocas muestras para tomar la decisión de tratar. En este tipo de muestreo siempre hay una zona de indecisión en la que hay que seguir tomando muestras hasta salir de ella. También se puede desarrollar en términos de presencia-ausencia de la plaga, con lo que tendríamos un muestreo secuencial que combina el procedimiento binomial con la toma de decisión. El cálculo de las líneas para un muestreo binomial-secuencial se realiza en base a hacer intervenir umbrales de daño a fin de detener el muestreo cuando se llega a una decisión con una precisión determinada. El tamaño de muestra es variable y no se pretende conocer la densidad poblacional sino simplemente si ésta supera o no el umbral de daño.

Este método requiere definir el umbral de daño para la especie en cuestión. En la experiencia que hay en nuestro país con el cultivo del fresón se ha tenido como referencia el valor de 10 trips por flor como un nivel razonable (RIBES, 1990). En California, zona originaria de este trips, los investigadores que trabajan en el fresón consideran que durante la primera mitad del cultivo la variedad Pájaro puede soportar hasta 10 trips por flor sin manifestar daños en el fruto o en la flor (F. SANCES y W. W. ALLEN *com. per.*, 1992). Ha sido este nivel de 10 trips por flor el que hemos considerado en este trabajo. Para las probabilidades α y β de los errores asociados a las tomas de decisiones, error tipo I y error tipo II (WILSON *et al.*, 1983), se ha escogido el valor de 0,1 en ambos casos.

Las líneas de decisión se han calculado por dos métodos. En el primero se han calculado las ecuaciones de Wald (expuestas

en su Test de la Tasa de Probabilidad Secuencial) en función del tipo de distribución (WALD, 1947; FOWLER y LYNCH, 1987), aplicando las fórmulas de la distribución binomial. En todos los casos se obtienen las ecuaciones de dos rectas, una superior, por encima de la cual hay que tratar, y otra inferior por debajo de la cual no hay que tratar. El nivel superior de plaga (p_1) está dado por el umbral de daños mientras que el nivel inferior (p_0) se escoge como un porcentaje más o menos arbitrario del umbral, y se expresan ambos como proporción de flores ocupadas.

Se han calculado, también a partir de las ecuaciones de Wald, la curva *Operativa Característica* (OC), que indica la probabilidad del muestreo de dar valores de m menores o iguales al umbral, y la curva del *Número Medio de Muestras* (ASN), que indica el tamaño de muestra requerido para alcanzar una decisión. Ambas se han obtenido según el algoritmo propuesto por NYROP y BINNS (1992) cuando se sigue una distribución empírica en el muestreo binomial, haciendo intervenir la variabilidad del muestreo s^2 (cuadrado medio residual).

En el segundo método se han aplicado las ecuaciones que proponen WILSON *et al.* (1983), donde sólo es necesario conocer un nivel de plaga (el del umbral de daños), no siendo necesario el segundo umbral. Se obtienen también dos rectas, cuyas ecuaciones son: recta superior $n_s = t_\beta^2 (p - T_i)^{-2} p q$ y recta inferior $n_i = t_\alpha^2 (p - T_i)^{-2} p q$.

En estas ecuaciones t se obtiene de la tabla de Student para los valores de α y β considerados (0,1), T_i es el nivel de daño (expresado como proporción), p es la proporción de flores con infestación, bien por debajo de T_i (recta inferior) bien por encima de T_i (recta superior) y q es igual a $(1 - p)$. Las rectas se construyen dando valores a p , lo que nos dará un número de flores a muestrear, teniendo que calcular a continuación el número de flores infestadas según el valor de p considerado. Toda la metodología para el cálculo de las líneas de decisión, así como para el de las otras curvas relacionadas se

encuentra descrita en GONZÁLEZ-ZAMORA *et al.* (1993).

RESULTADOS Y DISCUSION

Parámetros de agregación de las poblaciones

Los valores de los índices de agregación calculados en diferentes parcelas y años no difieren significativamente entre sí, y por ello se han agrupado las muestras de los dos años en que se estudiaron las poblaciones de trips. Los índices de regresión de la ley potencial de Taylor resultan en general algo más elevados y más constantes que los encontrados para la regresión de Iwao (Cuadro 1). Las larvas se encuentran más agrupadas que adultos ($b = 1,55$ y $b = 1,34$ respectivamente), manteniendo los huevos un valor de b casi idéntico al de adultos. El conjunto de larvas y adultos de trips tiene un valor de $b = 1,45$, que manifiesta una clara agregación.

En la bibliografía consultada no abundan los trabajos relativos al estudio de los índices de agregación de trips. STEINER (1990) obtuvo los parámetros de agregación de larvas y adultos de *F. occidentalis* sobre hojas de pepino cultivado en invernadero. Para los adultos del trips b variaba entre 1,31 y 1,56, dependiendo de la hojas que se muestreara, mientras que las larvas tenían unos valores más elevados, entre 1,62 y 1,73. Estos valores son parecidos a los que se encuentran en nuestro estudio, y muestran claramente la mayor agregación de las larvas respecto a los adultos. RIBES y COSCOLLA (1992) encuentran unos valores muy semejantes a los nuestros al realizar el mismo estudio en la misma zona y cultivo, aunque con un número de muestreos inferior. BELDA *et al.* (1992) estudian la agregación de *F. occidentalis* en el cultivo del pimiento en invernadero mediante los índices de Iwao, encontrando que el trips se encuentra distribuido de forma agregada. Con los valores de los índices de Iwao obtenidos en este trabajo se

Cuadro 1.-Índices de agregación de Taylor e Iwao encontrados para el trips *Frankliniella occidentalis* en flores de fresón y para antocóridos en flores de fresón y en habas

Especie	Estado de desarrollo	N	Índices de Taylor			Índices de Iwao				
			a	b	Intervalo de confianza de b	r ²	α	β	Intervalo de confianza de β	r ²
<i>Frankliniella occidentalis</i>	Huevos	80	2,970	1,370	1,279 - 1,461	0,920	5,251	1,147	1,045 - 1,248	0,866
	Larvas	176	2,169	1,553	1,482 - 1,624	0,914	1,847	1,734	1,567 - 1,901	0,704
	Adultos	168	1,489	1,343	1,293 - 1,392	0,945	0,511	1,230	1,181 - 1,280	0,935
	L + A	179	1,628	1,448	1,373 - 1,524	0,890	2,059	1,243	1,164 - 1,321	0,845
Antocóridos en fresón	Ninfas	108	1,000	0,995	0,941 - 1,049	0,926	0,105	0,991	0,025 - 1,958	0,037
	Adultos	114	0,796	0,940	0,920 - 0,960	0,987	-0,040	0,554	0,306 - 0,801	0,149
	N + A	166	0,894	0,971	0,939 - 1,002	0,956	-0,008	0,929	0,556 - 1,302	0,127
Antocóridos en habas	Ninfas	39	0,874	0,945	0,840 - 1,050	0,900	0,158	0,358	-(1,003) - 1,720	0,008
	Adultos	35	0,833	0,950	0,889 - 1,011	0,968	-0,039	0,769	0,445 - 1,093	0,414
	N + A	43	0,846	0,953	0,859 - 1,047	0,911	-0,035	0,855	0,418 - 1,292	0,275

llega a las mismas conclusiones, es decir, al ser α mayor que cero la unidad básica está formada por una agregación de individuos, mientras que al tener β un valor superior a 1 nos indica que la distribución espacial de las colonias es agregativa.

Los coeficientes de regresión del grupo de depredadores más importantes encontrados en las flores, los antocóridos (con *Orius laevigatus* (Fieber) como la especie más común), han resultado mucho más elevados en el caso de la Ley Potencial de Taylor que para la regresión de Iwao, (Cuadro 1). Las ninfas muestran una agregación similar a la de los adultos ($b = 0,99$ y $b = 0,94$ respectivamente). Estos valores de b y el hecho de que el 92 % de los muestreos ($P \leq 0,01$) siguen la distribución de Poisson demuestran que los antocóridos se distribuyen prácticamente al azar por la flores. El conjunto de ninfas y adultos, con $b = 0,97$, muestran el mismo tipo de distribución al azar. También se han obtenido los índices de agregación de los antocóridos muestreados en habas (flores, ápices y frutos) (Cuadro 1), y los valores son muy similares a los encontrados en las flores de fresón.

Correlación entre estados de desarrollo

Puede ser interesante establecer una correlación entre diferentes estados de desarrollo,

ya que así al muestrear uno más sencillo podamos estimar de forma adecuada el total de la población. Los coeficientes de correlación entre diversos estados de desarrollo de trips y antocóridos aparece en el Cuadro 2. La relación que existe entre larvas de trips y adultos de *F. occidentalis* es baja ($r = 0,565$). En cuanto a los valores que tienen dichos coeficientes para adultos y larvas por separado respecto al total de formas móviles son más elevados, de 0,865 y 0,883 respectivamente. En caso de querer estimar la población total de formas móviles podría ser posible contar sólo los adultos o las larvas, aunque los adultos son mucho más fáciles de muestrear. Sin embargo si queremos conocer la población de larvas el muestreo sólo de adultos no resulta adecuado. Dado que la separación visual en campo entre larvas y adultos es a veces difícil y ya que no existe apenas correlación entre los dos estados de desarrollo, parece lo más adecuado el muestreo de la población total, y en su caso el de larvas y adultos por separado cuando ello interese.

En el caso de antocóridos no hay ninguna relación entre la presencia de ninfas y adultos. Las ninfas representan mejor la población total de antocóridos, con el coeficiente de correlación $r = 0,812$. No es un valor muy alto, y dada la facilidad de observar antocóridos (tanto ninfas como adultos) parece más aconsejable considerar en los muestreos la población total.

Cuadro 2.—Coeficientes de correlación (r) entre estados de desarrollo, para *Frankliniella occidentalis* y antocóridos en flores de fresón. Se ha aplicado la transformación $\text{Ln}(m + 1)$ a los datos

Especie	N (1)	Huevos	Larvas	Adultos	L + A	Total
<i>Frankliniella occidentalis</i>						
Huevos		**	0,132	0,457	0,400	0,867
Larvas	179 (2)	**	**	0,565	0,883	0,510
Adultos		**	**	**	0,865	0,615
Larvas + Adultos		**	**	**	**	0,773
Antocóridos						
Ninfas	166	nd	**	0,072	0,812	nd
Adultos		nd	**	**	0,523	nd

(1) Número de muestreos.

(2) En aquellos coeficientes donde intervienen los Huevos éstos se han calculado a partir de 81 muestreos.

nd = no determinado

Muestreo secuencial-enumerativo

En la Figura 1 aparecen las curvas del tamaño de muestra que se obtienen en el muestreo enumerativo de larvas, adultos y formas móviles (larvas + adultos) de *F. occidentalis*. Se puede apreciar en estas figuras que tomando 20 flores se puede estimar adecuadamente poblaciones de formas móviles y de adultos que superen las 2 formas por flor, y en el caso de larvas para poblaciones superiores a 3 larvas por flor.

Para antocóridos, el tamaño de muestra necesario para estimar sus poblaciones adecuadamente a los niveles normales que se suelen encontrar en campo (0,1 a 0,3 formas por flor) oscila entre 50 y 150 flores (Figura 2).

Muestreo binomial

En el caso de trips, en la Figura 3 se pueden comparar la relación entre la proporción

de flores ocupadas y el número de insectos por flor según la distribución binomial negativa (los índices de Taylor utilizados en la expresión de WILSON y ROOM son $a = 1,63$ y $b = 1,45$) y la expresión empírica de KONO y SUGINO (1958) (con $\alpha = 1,86$ y $\beta = 1,45$). El valor del coeficiente de regresión r^2 , que se obtiene al establecer una regresión lineal entre la proporción de flores ocupadas (p) observadas en los muestreos y los valores estimados por cada una de las dos curvas, puede permitirnos establecer una comparación entre los dos tipos de ajuste. La figura representa el total de formas de trips, y en este caso la BN tiene un $r^2 = 0,84$ y la fórmula empírica $r^2 = 0,83$. Para larvas la BN tiene un $r^2 = 0,81$ y la fórmula empírica $r^2 = 0,80$, y finalmente para adultos de *F. occidentalis* la BN tiene $r^2 = 0,92$ y la expresión empírica $r^2 = 0,92$. Los coeficientes resultan elevados y muy similares en ambos casos, por lo que los dos tipos de ajuste son adecuados para nuestros datos.

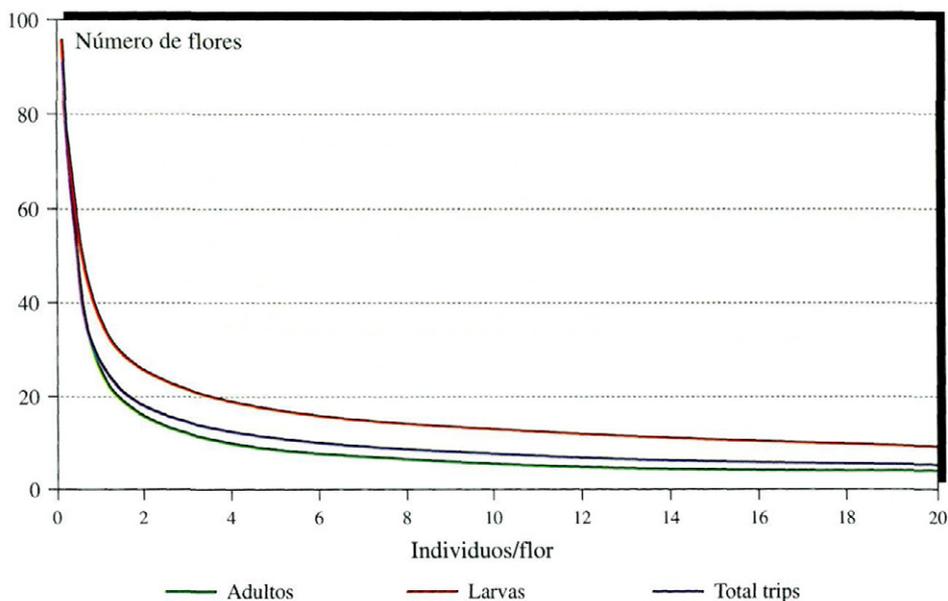


Fig. 1.—Relación entre la media y el tamaño de muestra necesario para estimar la población de formas móviles de trips, larvas, y adultos de *Frankliniella occidentalis* en flores de fresón para un muestreo enumerativo y con un error de $E = 0,25$.

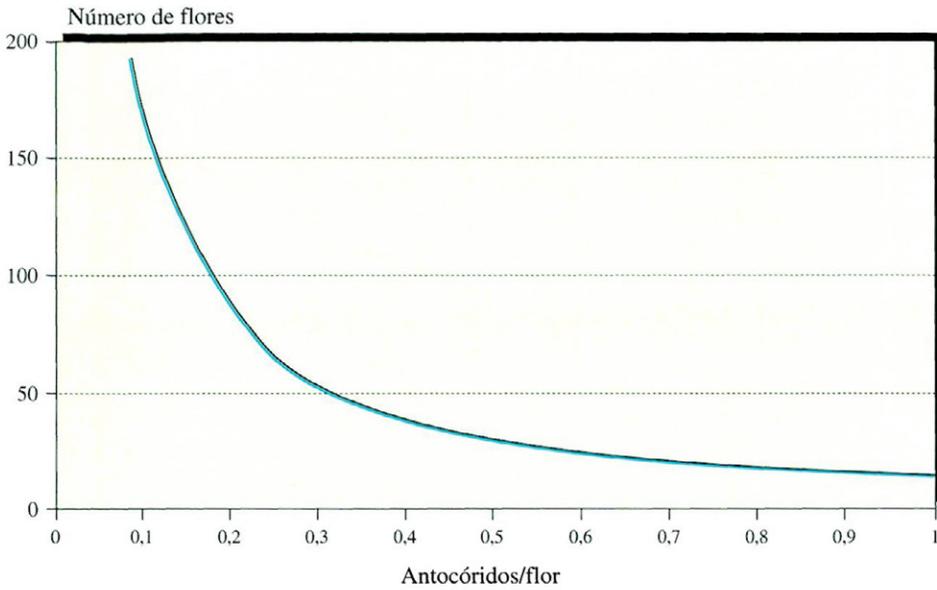


Fig. 2.-Relación entre la media y el tamaño de muestra necesario para estimar la población de antocóridos en flores de fresón para un muestreo enumerativo y con un error de $E = 0,25$.

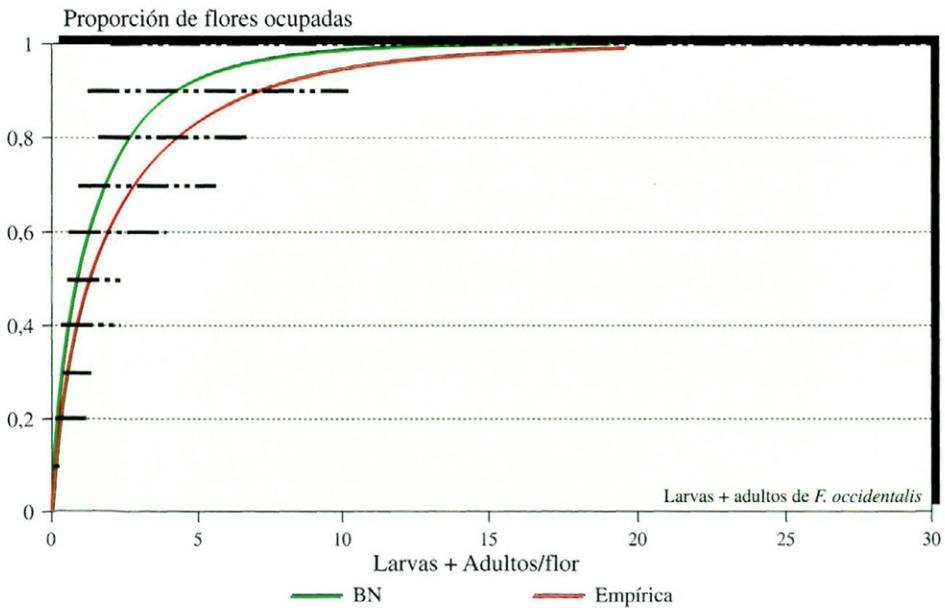


Fig. 3.-Proporción de flores de fresón ocupadas por trips (larvas + adultos de *Frankliniella occidentalis*) según la densidad poblacional, y comparación con los valores obtenidos según la distribución binominal negativa y según la expresión empírica $m = a[-Ln(1-p)]^b$.

Para el cálculo del valor de corte óptimo según el modelo de ajuste empírico se ha seguido la expresión de NACHMAN (1984) (idéntica a la de KONO y SUGINO aunque aplicando una transformación logarítmica), que relaciona la proporción de flores ocupadas por T o menos individuos (p_T) con la media poblacional ($\ln m = a' + b' \cdot \ln(-\ln p_T)$). Al realizar la regresión lineal variando el parámetro p_T se obtienen una serie de parámetros asociados que aparecen en el Cuadro 3. De acuerdo con BINNS (1990) y BINNS y BOSTANIAN (1990b) la elección de T ha de realizarse siguiendo el criterio de asegurar la máxima robustez, fijándose, en éste caso, en que el valor de s^2 (cuadrado medio residual de la regresión) sea el mínimo posible; otro de los parámetros a tener en cuenta es el coeficiente b' , dado que cuanto más bajo es, mayor será la exactitud

de las predicciones de nuestro modelo de regresión. También hay que tener en cuenta que valores excesivos de T no son operativos en el campo por lo que hay que hacer una elección ponderada. El valor de corte elegido en función del umbral de daño (10 para total de trips, RIBES, 1990) es de $T = 6$, es decir que consideraremos una flor ocupada por trips cuando tenga más de 6 individuos. La relación existente entre p_6 y la media poblacional m , según la ecuación de NACHMAN puede verse en la Figura 4 ($a' = 2,40$ y $b' = 0,67$), y es necesaria para poder conocer los niveles poblacionales asociados a las proporciones de flores ocupadas o no ocupadas.

Las curvas del tamaño de muestra para formas móviles del trips (larvas+adultos), calculadas a partir de la fórmula de la varianza del $\ln \mu$ (NACHMAN, 1984), se pueden observar en la Figura 5. Para una pobla-

Cuadro 3.-Valores de corte y parámetros asociados a la regresión $\ln m = a' + b' \ln(-\ln p_T)$ para trips (larvas + adultos de *Frankliniella occidentalis*) y para antocóridos en flores de fresón

T	a'	b'	s ²	N	X	SSD _x	r ²
Larvas + adultos de <i>Frankliniella occidentalis</i>							
0	0,619	1,451	0,279	106	-0,07	69,05	0,757
1	1,195	0,877	0,141	120	-0,37	104,67	0,828
2	1,558	0,787	0,117	125	-0,60	135,04	0,853
3	1,834	0,730	0,107	115	-0,55	106,46	0,825
4	2,045	0,683	0,098	116	-0,73	120,91	0,835
5	2,211	0,675	0,094	114	-0,82	119,17	0,837
6	2,396	0,671	0,109	110	-0,96	110,55	0,809
7	2,501	0,640	0,120	103	-1,05	106,33	0,782
8	2,594	0,602	0,091	95	-1,12	94,06	0,802
9	2,662	0,569	0,096	86	-1,12	86,19	0,776
10	2,777	0,568	0,087	79	-1,19	71,21	0,775
11	2,858	0,583	0,067	77	-1,14	73,31	0,831
12	2,958	0,605	0,067	74	-1,22	66,22	0,832
13	3,017	0,576	0,074	71	-1,24	70,56	0,821
14	3,110	0,609	0,073	72	-1,24	70,71	0,834
15	3,127	0,558	0,061	64	-1,12	68,39	0,848
Antocóridos							
0	-0,061	0,983	0,020	166	-2,32	146,49	0,977

Parámetros:

s^2 = cuadrado medio residual.

N = número de pares de observaciones de m y p_T utilizadas en la regresión.

X = media de $\ln(-\ln p_T)$.

SSD_x = suma de las desviaciones cuadradas de $\ln(-\ln p_T)$.

a' y b' = coeficientes de la regresión.

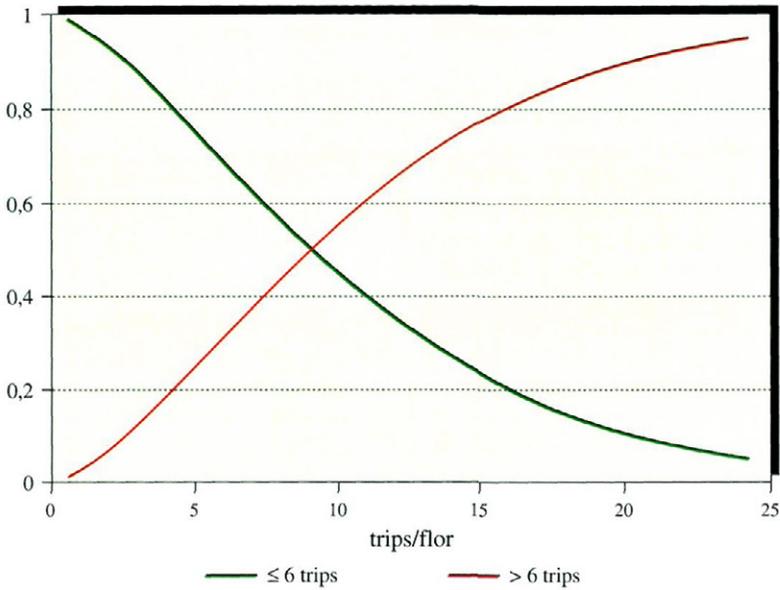


Fig. 4.—Proporción de flores de fresón ocupadas por 6 o menos trips (larvas + adultos de *Frankliniella occidentalis*) (línea de trazo grueso) y por más de 6 trips (larvas + adultos de *Frankliniella occidentalis*) (línea de trazo fino) en función de la densidad población, según la expresión empírica $\ln m = a' + b' \ln(-\ln p_6)$.

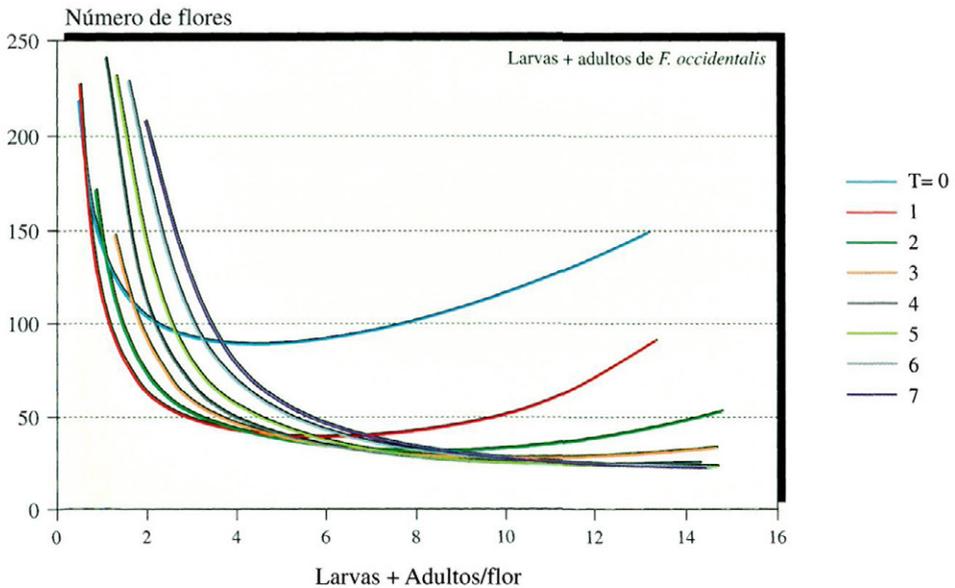


Fig. 5.—Tamaño de muestra en función de la densidad de trips (larvas + adultos de *Frankliniella occidentalis*) por flor de fresón cuando se sigue un procedimiento de estimación binomial utilizando la expresión empírica de Nachman para diversos valores de corte T , siendo el error de estimación de $E = 0,25$.

ción próxima al umbral de daño de 10 trips por flor, el número de flores a muestrear es de unas 30 usando el valor de corte $T = 6$, mientras que para $T = 0$ es de 110 flores.

El otro método utilizado para desarrollar el muestreo binomial se ha basado en la distribución BN. La aplicación de la BN requiere previamente la comprobación de que nuestros datos se ajustan a dicha distribución. Para ello primero se calcula el coeficiente k de la binomial negativa; en nuestro caso se aplicó el tercer método propuesto por SOUTHWOOD (1978), que da la máxima verosimilitud para dicho parámetro. El paso siguiente consiste en calcular las frecuencias esperadas para cada muestreo de acuerdo con el valor de k . A continuación se compara la distribución real de cada muestreo con la calculada, aplicando para ello el test χ^2 . Con nuestros datos de trips en flores se obtuvo que de 179 muestreos disponibles sólo 3 de ellos (el 1,7 %) no seguían el modelo de la BN ($p \leq 0,01$), con lo que está plenamente justificada la aplicación de la distribución BN.

El cálculo de una k común no se ha abordado en el caso de los trips por no parecer realista, dado que al representar $1/k$ frente al $\ln m$ en el total de trips, se pudo apreciar una cierta pendiente en la recta de regresión y sobre todo una agrupación de los puntos, lo que desaconseja su cálculo (SOUTHWOOD, 1978). No obstante, BELDA *et al.* (1992) sí encuentran un valor de k común para el total de trips *F. occidentalis* en hojas, flores, y frutos de pimiento.

El procedimiento para realizar el cálculo del valor de corte T óptimo con la distribución BN parte de la premisa de que conocemos el umbral de daño de la plaga en cuestión, dado que a partir de éste vamos a obtener un valor del parámetro k basándonos en la relación que existe entre la media (m), k y los coeficientes a y b de la ley potencial de Taylor ($k = m^2/(am^b - m)$, WILSON y ROOM, 1983). Esto permite dar un valor variable para k en función de la media m , lo que parece ser mejor solución que darle un valor constante. Para las formas móviles, con umbral de daños de 10 trips por flor, el valor de k obtenido de la fórmula anterior es de 2,81.

A continuación se establecen una serie de valores de k entre los que puede variar el valor obtenido por la fórmula anterior, de acuerdo con los valores de k encontrados en los muestreos para densidades poblaciones cercanas al umbral considerado. El proceso continúa con el cálculo de las probabilidades de que en un muestreo aparezcan hojas con más de 0, 1, 2, ..., i individuos según la distribución BN. El resultado de todos estos cálculos se puede ver en el Cuadro 4 en el que se observa que para el nivel de daños estimado de 10 trips por flor, la máxima semejanza de las probabilidades con k distintas se da en el caso de $P > 11$, es decir, que según la distribución BN el valor de corte óptimo corresponde a $T = 11$. Según este cuadro la población superará el umbral de daño de 10 trips por flor cuando se llegue al 34 % de las flores con más de 11 trips.

Cuadro 4.—Porcentaje de flores en una muestra que superan la cantidad de i individuos ($p > i$) utilizando la distribución binomial negativa, para el valor de k calculado según la expresión $k = m^2/(am^b - m)$ y para los valores de k extremos, cuando consideramos como umbral de daño 10 trips por flor

K	P>0	P>1	P>2	P>3	P>4	P>5	P>6	P>7	P>8	P>9	P>10	P>11	P>12	P>13	P>14
1,00	90,9	82,6	75,1	68,3	62,1	56,4	51,3	46,7	42,4	38,6	35,0	31,9	29,0	26,3	23,9
1,50	95,3	89,1	82,5	75,7	69,1	62,7	56,7	51,2	46,0	41,3	37,0	33,1	29,6	26,3	23,5
2,81	98,6	95,5	90,9	85,2	78,6	71,7	64,7	57,7	51,1	44,9	39,2	34,0	29,3	25,1	21,5
4,00	99,3	97,4	94,0	89,2	83,1	76,2	68,7	61,1	53,7	46,6	40,0	34,0	28,7	24,0	19,9
6,00	99,7	98,7	96,4	92,6	87,2	80,6	72,9	64,7	56,4	48,3	40,7	33,8	27,7	22,4	17,9

Una vez elegido el valor de T que nos da la máxima robustez el siguiente paso es el cálculo del tamaño de muestra asociado a ese valor de corte a partir de la expresión de la varianza propuesta por KUNO (1986). Los resultados se resumen en la Figura 6, donde aparece el tamaño de muestra necesario para el total de formas móviles de trips según distintos valores de corte. Para muestrear trips a densidades poblacionales cercanas a 10 trips por flor son necesarias unas 55 flores utilizando el valor de corte de $T = 11$. Se aprecia claramente cómo se necesitan menos flores cuando se utiliza el valor de corte óptimo que cuando utilizamos $T = 0$.

Los valores de corte obtenidos para el trips *F. occidentalis* con la fórmula empírica son menores a los que resultan óptimos con la BN para el umbral de daño elegido. A la hora de realizar un conteo en el campo es más costoso en tiempo contar hasta valores de corte elevados como los encontrados con la BN, de 11, que cuando son menores,

como los considerados con la fórmula empírica, de 6. En cuanto a los tamaños de muestra, son claramente menores en la expresión empírica (30 flores con $T = 6$) que en la BN (55 flores con $T = 11$) para el mismo nivel de precisión $E = 0,25$.

En el caso de los antocóridos, además de las dos expresiones anteriores se han ajustado los muestreos a la distribución de Poisson, dado que el coeficiente b de Taylor es casi la unidad; en los tres casos (BN, empírica, y Poisson) el ajuste obtenido resulta casi igual (Figura 7, donde los valores de los coeficientes de Taylor utilizados en la binomial negativa son $a = 0,89$ y $b = 0,97$, mientras que en la expresión empírica los coeficientes son $\alpha = 0,94$ y $\beta = 0,98$), con un coeficiente de regresión idéntico de $r^2 = 0,96$.

El tamaño de muestra para antocóridos se ha calculado con el valor de corte $T = 0$ puesto que poner valores superiores no parece necesario, dados los niveles poblacionales que suele alcanzar en el campo. En el

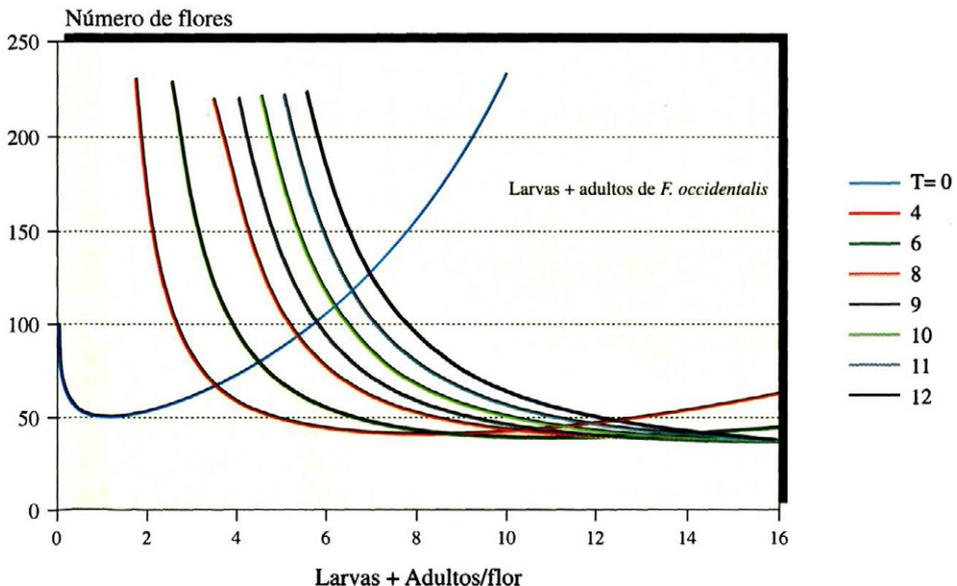


Fig. 6.—Tamaño de muestra en función de la densidad de trips (larvas + adultos de *Frankliniella occidentalis*) por flor de fresón cuando se sigue un procedimiento de estimación binomial utilizando la distribución binomial negativa, para diversos valores de corte T , siendo el error de estimación $E = 0,25$.

caso de seguir la distribución empírica es necesario muestrear alrededor de 200 flores para estimar poblaciones de 0,2 antocóridos por flor, mientras que si utilizamos la distribución BN o la de Poisson se requieren alrededor de 80 flores para los mismos niveles poblacionales (Figura 8). Los tamaños de muestra obtenidos según el muestreo binomial con la BN o con Poisson son muy similares a los calculados con el muestreo secuencial- enumerativo (Figura 2).

Muestreo secuencial para la toma de decisiones

Las rectas encontradas según las ecuaciones de Wald se presentan en la Figura 9, donde se han representado las obtenidas utilizando el valor de corte óptimo de $T = 6$ trips por flor y las de valor de corte $T = 0$. La proporción de flores ocupadas correspondiente al nivel superior o umbral de daño (p_1 , 10 trips por flor) y la del nivel inferior (p_0 , 7 trips por flor) se han obtenido de la relación binomial entre insectos por flor y proporción de flores ocupadas, desarrollada anteriormente en la Figura 4 (cuando se toma valor de corte $T = 6$) y en la Figura 3 (cuando se toma valor de corte $T = 0$).

Las curvas OC y ASN se han calculado para ambos valores de corte y se muestran en la Figura 10. En las curvas OC se observa la disminución de la probabilidad de error al tomar una decisión y el aumento de la capacidad de discriminar cuando se toma como valor de corte $T = 6$ en lugar de $T = 0$, lo que nos indica el aumento de robustez que se consigue. Según la línea ponderada de las curvas ASN, el número medio máximo de flores necesarias para tomar una decisión cuando estamos en la zona de indecisión (entre 7 y 10 trips por flor) no llega a 40, cuando $T = 6$. Al comparar las curvas para el valor de corte óptimo $T = 6$ y para el valor de $T = 0$ se puede ver que hay una apreciable disminución, aproximadamente

del 50 %, del número de flores necesarias para tomar una decisión cuando utilizamos el valor de corte óptimo.

En el caso de seguir el procedimiento propuesto por WILSON *et al.* (1983) las rectas de decisión aparecen en la Figura 11. Como umbral de daño (T_i) se ha tomado el de 10 trips por flor, expresado como proporción de flores ocupadas (correspondiente a 0,55 con el valor de corte 6, y a 0,94 con el valor de corte 0). Al comparar las figuras obtenidas mediante las ecuaciones de Wald (Figura 9) con las obtenidas según el método de Wilson (Figura 11), para el valor de corte óptimo, se aprecia que las fórmulas de Wilson son más restrictivas cuando la población se acerca al umbral, necesitándose más flores ocupadas para llegar a tomar la decisión de **tratar**. En cuanto a la decisión de **no tratar** no hay tanta diferencia entre ambos modelos, pero la expresión de WILSON *et al.* (1983) sigue siendo más conservadora, necesitándose mayor número de flores no ocupadas para tomar dicha decisión.

Cuando se comparan las líneas de decisión calculadas con el valor de corte óptimo con las obtenidas según el valor de corte de $T = 0$ (Figura 9 usando las fórmulas de Wald y Figura 11 cuando se utilizan las fórmulas de Wilson *et al.*) se observa cómo la zona de **tratar** disminuye apreciablemente con $T = 0$. Aunque con $T = 0$ el intervalo de indecisión es algo más reducido que cuando se toma un valor de corte óptimo (especialmente en el caso de usar las fórmulas de Wilson *et al.*) y puede parecer que se llega antes a una decisión, esto no es así ya que en el caso de $T = 0$ la zona de **tratar** es también muy reducida. El considerar como ocupada la flor a partir de una sola forma nos lleva a encontrar casi todas las flores ocupadas cuando muestreamos una población de trips con densidad próxima al umbral de daño, con lo que los puntos a representar en las figuras estarán siempre en la zona alta, con mayor probabilidad de caer dentro de la zona de indecisión, y tener que muestrear mayor número de flores para llegar a decidirse.

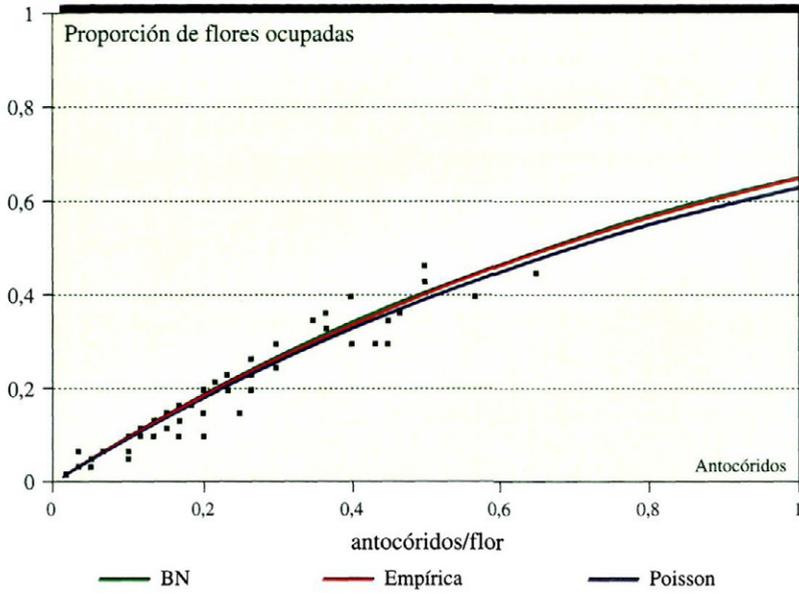


Fig. 7.—Proporción de flores de fresón ocupadas por antocóridos según la densidad poblacional, y comparación con los valores obtenidos con la distribución binomial negativa, con la distribución de Poisson, y con la expresión empírica $m = a[-Ln(1-p)]^b$.

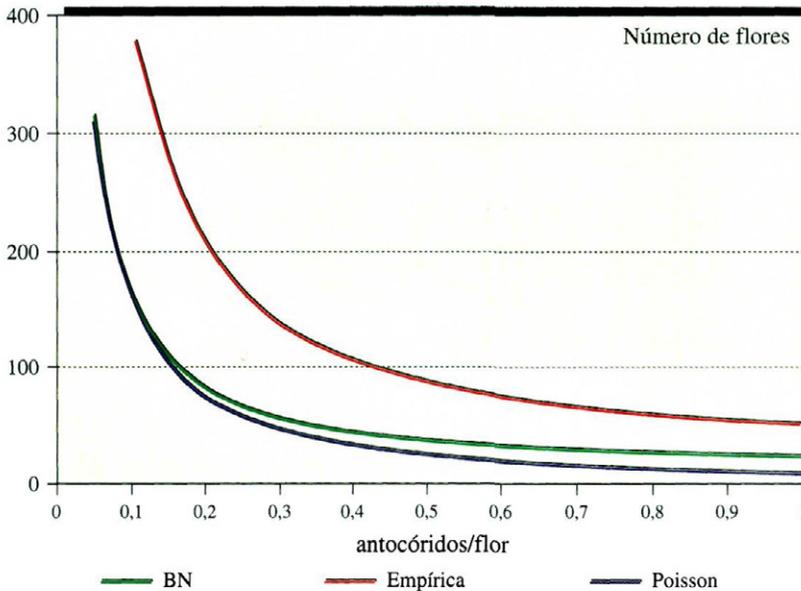


Fig. 8.—Tamaño de muestra en función de la densidad poblacional de antocóridos en flores de fresón cuando se sigue un procedimiento de estimación binomial basado en las distribuciones binomial negativa y de Poisson, y en la expresión empírica de Nachman para el valor de corte $T = 0$ y un error de estimación $E = 0,25$.

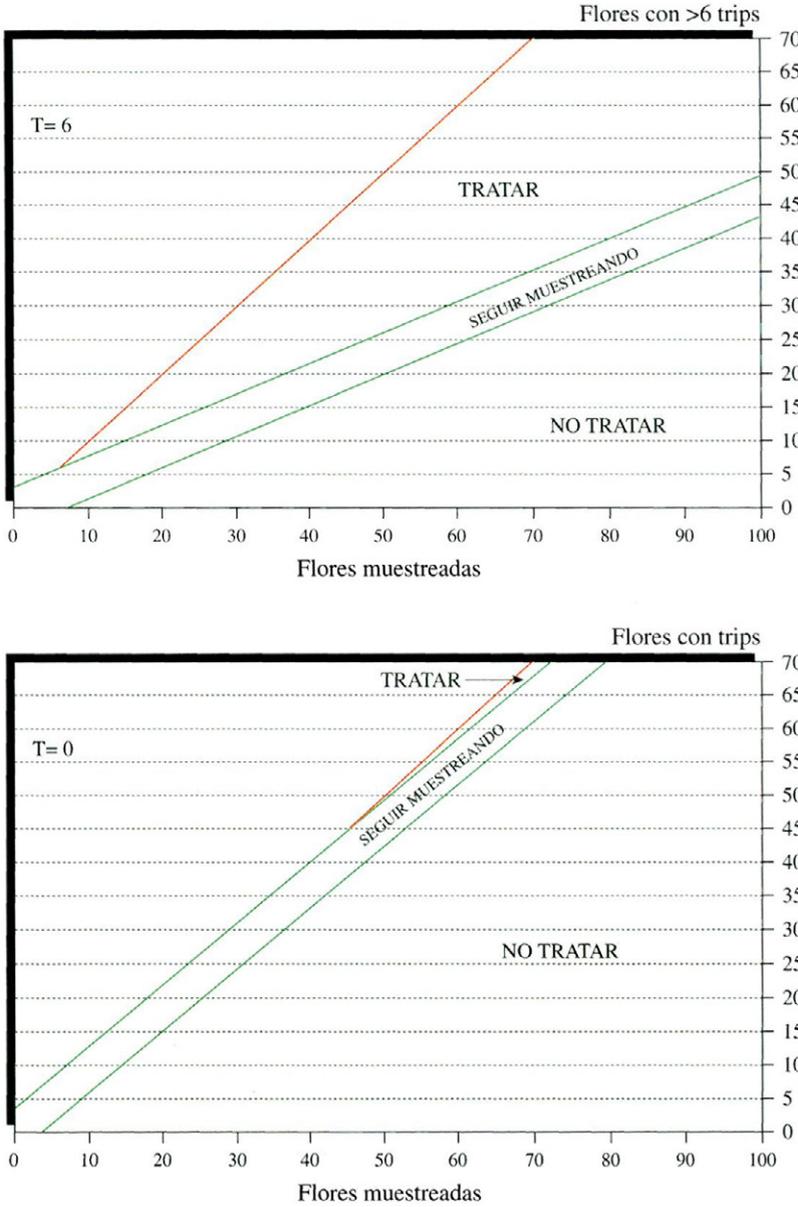


Fig. 9.—Rectas de decisión según las ecuaciones de Wald para una distribución binomial de trips (larvas + adultos de *Frankliniella occidentalis*) en flores de fresón, cuando se utilizan los valores de corte T = 6 (gráfica superior) y T = 0 (gráfica inferior) asociados al umbral de daños de 10 trips por flor y un segundo umbral de 7 trips por flor.

Para T = 6: recta superior $Y = 3,09 + 0,462n$, recta inferior $Y = -3,09 + 0,462n$ con los niveles de daño $p_1 = 0,55$ y $p_0 = 0,375$
Para T = 0: recta superior $Y = 3,33 + 0,917n$, recta inferior $Y = -3,33 + 0,917n$ con los niveles de daño $p_1 = 0,94$ y $p_0 = 0,89$

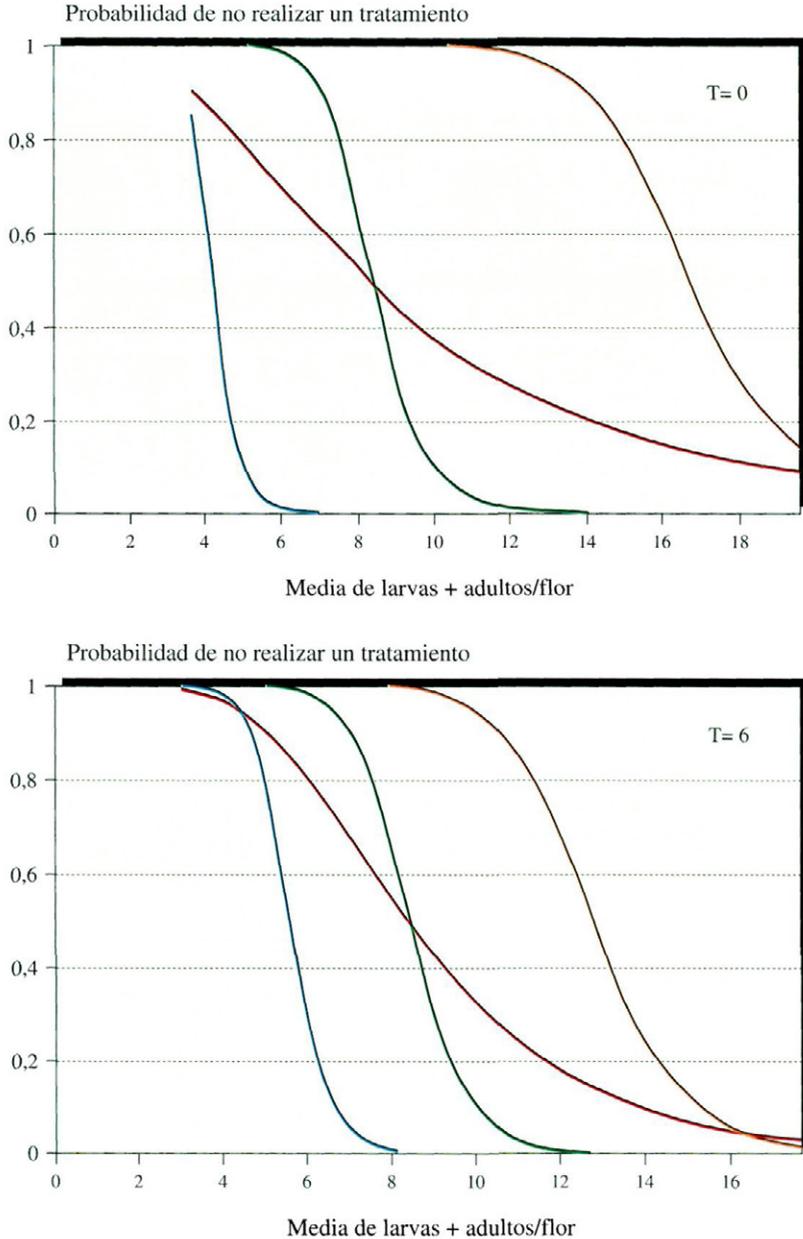


Fig. 10.—Curvas operativa característica (OC) y del número medio de muestras (ASN) para muestreos binomiales de toma de decisión basadas en el modelo empírico, utilizando dos valores de corte $T = 6$ y $T = 0$. La curva en línea continua fina está calculada de acuerdo con el modelo de Wald, que sólo considera la variabilidad debida a una distribución binomial; la curva en línea continua gruesa se ha obtenido ponderando una serie de curvas en las que se hace variar s^2 (cuadrado medio residual de la regresión), mientras que cada una de las curvas con líneas a trazos representan una probabilidad de aparición del 0.05 en función de la variabilidad del muestreo (s^2).

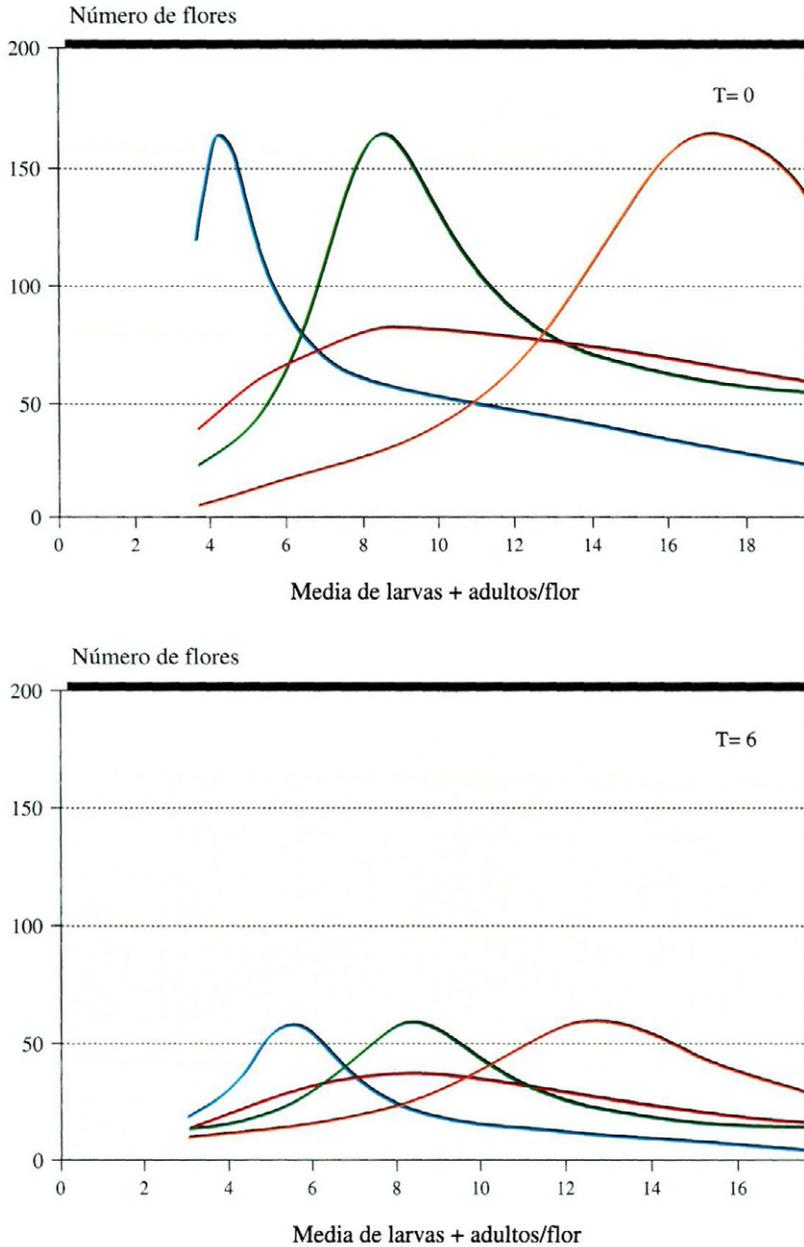


Fig. 10.—Curvas operativa característica (OC) y del número medio de muestras (ASN) para muestreos binomiales de toma de decisión basadas en el modelo empírico, utilizando dos valores de corte $T = 6$ y $T = 0$. La curva en línea continua fina está calculada de acuerdo con el modelo de Wald, que sólo considera la variabilidad debida a una distribución binomial; la curva en línea continua gruesa se ha obtenido ponderando una serie de curvas en las que se hace variar s^2 (cuadrado medio residual de la regresión), mientras que cada una de las curvas con líneas a trazos representan una probabilidad de aparición del 0,05 en función de la variabilidad del muestreo (s^2).

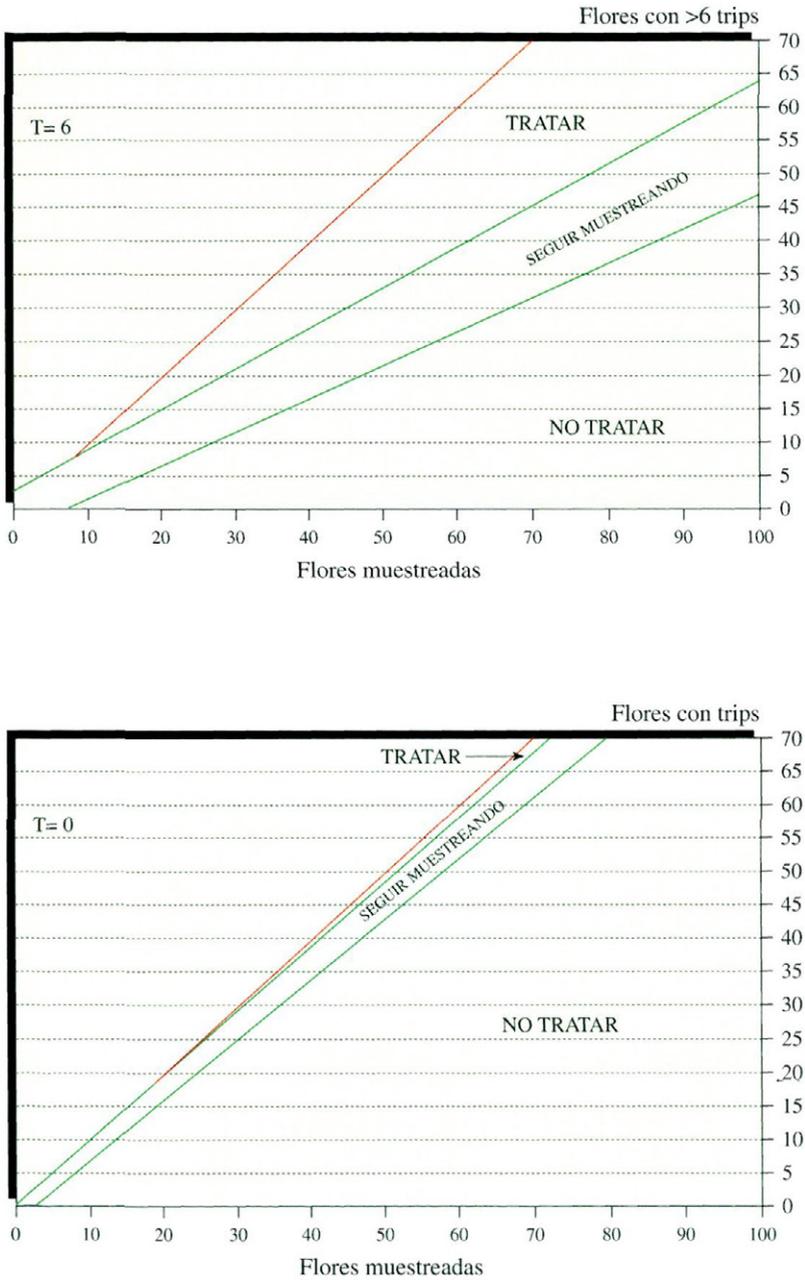


Fig. 11.-Rectas de decisión según las ecuaciones de Wilson *et al.*, para una distribución binomial de trips (larvas + adultos de *Frankliniella occidentalis*) en flores de fresón, cuando se utilizan los valores de corte $T = 6$ (gráfica superior) y $T = 0$ (gráfica inferior).

AGRADECIMIENTOS

Este proyecto se ha realizado gracias al apoyo económico de la Comisión de Investigación Científica y Técnica (CICYT) en su proyecto AGR91-0700, a un proyecto conjunto del Instituto Nacional de Investigaciones Agrarias, y a un convenio con la Conselleria de Agricultura, Pesca y Alimentación de la Generalitat Valenciana a través del Servicio de Sanidad de los Vegetales. Asimismo agradecemos la beca concedida por la Conselleria de Cultura, Educación y

Ciencia de la Generalitat Valenciana al segundo autor. También agradecemos a los agricultores y cooperativas el que desinteresadamente nos hayan cedido parte de sus parcelas para poder realizar este trabajo: a la Cooperativa Agrícola de Alginet y a su técnico D. Salvador García, a la Cooperativa Agrícola de Bolbaite y especialmente a D. Juan Herrándiz y a los agricultores Sres. Francisco Valero, de Alginet, Nicasio Giner y Francisco Giner, de Bolbaite, Salvador Ases y Antonio Peiró, de Anna, y Josep Tudela, de Alberic.

ABSTRACT

GARCÍA-MARI, F.; GONZÁLEZ-ZAMORA, J. E.; RIBES, A.; BENAGES, E. y MESEGUER, A., 1994: Binomial and sequential sampling programs for the western flower thrips, *Frankliniella occidentalis* (Thysanoptera, Thripidae), and anthocorids (Heteroptera, Anthocoridae) on strawberries. *Bol. San. Veg. Plagas*, 20(3): 703-723.

The dispersion parameters of the western flower thrips (WFT) *Frankliniella occidentalis* (Pergande) and anthocorids, its main predators, have been calculated, and different sampling plans for both species have been developed, including enumerative and binomial schemes to estimate population density, and a decision-making binomial-sequential procedure. Data were from 183 samples of thrips and 222 samples of anthocorids collected from strawberry flowers of 10 plots during three years. The dispersion patterns of WFT and anthocorids are similar in different years and flower developmental stages, so common index have been calculated. Taylor's index have given better fitting than Iwao's. The coefficient b of Taylor is 1.37 for WFT eggs, 1.55 for larvae, and 1.34 for adults, reflecting strong aggregation, specially in larvae. In anthocorids, either on strawberry or in broad beans (joining data from flowers, apex, and small fruits), the value of the coefficient b lies close to 1 in nymphs and adults, suggesting a random distribution, further confirmed by the fact that 92 % of the samples of anthocorids in strawberry flowers follow the Poisson distribution ($P \leq 0.01$). The correlation coefficients between development stages, in thrips as well as in anthocorids, are not high enough to recommend the sampling of the most visible stage (adults) in order to estimate the whole population. To develop an enumerative sampling plan, the sample size based on Taylor's index has been calculated with a 25 % precision level, finding that 20 flowers are needed to estimate population levels over 2 WFT per flower. In anthocorids, between 50 and 150 flowers should be observed to estimate the population levels usually found in the field. It has been developed a binomial sampling scheme based on the relationship between the number of individuals per flower and the proportion of flowers occupied by T or less individuals in each sample, calculating afterwards the sample size. In the case of WFT, the method of adjustment has followed two formulae, one empirical and other based on the Negative Binomial Distribution, choosing the tally threshold of $T = 6$ to optimize the robustness of the method and minimize the cost of sampling. For population levels around the conventional treatment threshold of 10 trips per flower, 30 flowers should be sampled to reach the required precision level of 25 %. The same treatment and tally threshold have been used for the decision-making binomial-sequential sampling plan, comparing two procedures described in the literature to calculate the decision lines. The curves operative characteristic (OC) and of the average sample number (ASN) have been calculated by a method that includes the sampling variability.

Key words: sequential sampling, binomial sampling, decision-making sampling, sampling, *Frankliniella occidentalis*, anthocorids, strawberry, Taylor's power law index.

REFERENCIAS

- BELDA, J.; CABELLO, T.; ORTIZ, J. y PASCUAL, F., 1992: Distribución de *Frankliniella occidentalis* (Pergande) (Thysanoptera: Thripidae) en cultivos de pimiento bajo plástico en el sureste de España. *Bol. San. Veg. Plagas*, **18**: 237-252.
- BINNS, M. R., 1990: Robustness in binomial sampling for decision-making in pest incidence. En *Monitoring and Integrated Management of Arthropod Pests of Small Fruits Crops*. Editores N. J. Bostanian, L. T. Wilson, y T. J. Dennehy. Intercept Ltd., Andover, Hampshire: 63-79.
- BINNS, M. R. y BOSTANIAN, N. J., 1990a: Robust binomial decision rules for integrated pest management based on the negative binomial distribution. *Am. Entomol.*, **36**: 50-54.
- BINNS, M. R. y BOSTANIAN, N. J., 1990b: Robustness in empirically based binomial decision rules for integrated pest management. *J. Econ. Entomol.*, **83**: 420-427.
- BLISS, C. I. y FISHER, R. A., 1953: Fitting the negative binomial distribution to biological data. *Biometrics*, **9**: 176-200.
- FOWLER, G. W. y LYNCH, A. M., 1987: Sampling plans in insect pest management based on Wald's sequential probability ratio test. *Environ. Entomol.*, **16**: 345-354.
- GERRARD, D. J. y CHIANG, H. C., 1970: Density estimation of corn rootworm egg populations based upon frequency of occurrence. *Ecology*, **51**: 237-245.
- GONZÁLEZ-ZAMORA, J. E.; GARCÍA-MARÍ, F.; RIBES KONINCKX, A.; SAQUES FERNÁNDEZ, J.; MASIELLO RUIZ, L. y ORENGA ROYO, S., 1993: Métodos de muestreo binomial y secuencial para *Tetranychus urticae* Koch (Acari: Tetranychidae) y *Amblyseius californicus* (Mcgregor) (Acari: Phytoseiidae) en fresón. *Bol. San. Veg. Plagas*, **19**(4): 559-586.
- GREEN, R. H., 1970: On fixed precision level sequential sampling. *Res. Popul. Ecol.*, **12**: 249-251.
- IWAO, S., 1968: A new regression method for analyzing the aggregation pattern of animal populations. *Res. Popul. Ecol.*, **10**: 1-20.
- KARANDINOS, M. G., 1976: Optimunsample size and comments on some published formulae. *Bull. Entomol. Soc. Am.*, **22**: 417-421.
- KONO, T. y SUGINO, T., 1958: On the estimation of the density of rice stems infested by the rice stem borer. *Jap. J. Appl. Ent. Zool.*, **2**: 184-188.
- KUNO, E., 1986: Evaluation of statistical precision and design of efficient sampling for the population estimation based on frequency of occurrence. *Res. Popul. Ecol.*, **28**: 305-319.
- LACASA, A., 1990: Un trienio de *Frankliniella occidentalis* (Pergande) en España. Evolución espacial y temporal de una plaga importada. *Cuadernos Phytoma-España*, **6** (abril): 3-8.
- NACHMAN, G., 1984: Estimates of mean population density and spatial distribution of *Tetranychus urticae* (Acarina: Tetranychidae) and *Phytoseiulus persimilis* (Acarina: Phytoseiidae) based upon the proportion of empty sampling units. *J. Appl. Ecol.*, **21**: 903-913.
- NYROP, J. P. y BINNS, M. R., 1992: Algorithms for computing operating characteristic and average sample number functions for sequential sampling plans based on binomial count models and revised plans for european red mite (Acari: Tetranychidae) on apple. *J. Econ. Entomol.*, **85**: 1253-1273.
- RAWORTH, D. A., 1986: Sampling statistics and a sampling scheme for the two-spotted spider mite, *Tetranychus urticae* (Acari: Tetranychidae), on strawberries. *Can. Ent.*, **118**: 807-814.
- RIBES KONINCKX, A., 1990: Problemática del trips *Frankliniella occidentalis* en el cultivo del fresón. *Cuadernos Phytoma-España*, **6** (abril): 17-24.
- RIBES KONINCKX, A. y COSCOLLA RAMÓN, R., 1992: Notas sobre el seguimiento poblacional de *Frankliniella occidentalis* Perg. en el cultivo del fresón. *Bol. San. Veg. Plagas*, **18**: 569-584.
- SOUTHWOOD, T. R. E., 1978: *Ecological methods, with particular reference to the study of insect populations*. Chapman y Hall, London. 524 pp.
- STEINER, M. Y., 1990: Determining population characteristics and sampling procedures for the western flower thrips (*Thysanoptera: Thripidae*) and the predatory mite *Amblyseius cucumeris* (Acari: Phytoseiidae) on greenhouse cucumber. *Environ. Entomol.*, **19**(5): 1605-1613.
- TAYLOR, L. R., 1961: Aggregation, variance and the mean. *Nature*, **189**: 732-735.
- WALD, A., 1947: *Sequential analysis*. Wiley, Nueva York.
- WILSON, L. T.; PICKEL, C.; MOUNT, R. C. y ZALOM, F. G., 1983: Presence-absence sequential sampling for cabbage aphid and green peach aphid (Homoptera: Aphididae) on brussels sprouts. *J. Econ. Entomol.*, **76**: 476-479.
- WILSON, L. T. y ROOM, P. M., 1983: Clumping patterns of fruit and arthropods in cotton, with implications for binomial sampling. *Environ. Entomol.*, **12**: 50-54.