

Métodos de muestreo binomial y secuencial para *Tetranychus urticae* Koch (Acari: Tetranychidae) y *Amblyseius californicus* (McGregor) (Acari: Phytoseiidae) en fresón

J. E. GONZÁLEZ ZAMORA, F. GARCÍA-MARÍ, A. RIBES, J. SAQUÉS, L. MASIELLO y S. ORENGA

Desde agosto de 1988 hasta julio de 1991 se realizaron 484 muestreos de la araña roja *Tetranychus urticae* Koch y del fitoseido *Amblyseius californicus* (MCGREGOR) en 10 parcelas de fresón en Valencia (España). Con estos datos se han desarrollado un método de muestreo enumerativo y un método de muestreo binomial (basado en el concepto de valor de corte) para estimar la densidad poblacional. También se ha desarrollado un muestreo binomial de toma de decisión utilizando los valores de corte. Se ha comprobado que la población de *T. urticae* (hembras y formas móviles) y de *A. californicus* (formas móviles) cumplen la ley potencial de Taylor con unos valores de b de 1,46 y de 1,58 para hembras y formas móviles de *T. urticae* respectivamente y 1,31 para formas móviles de *A. californicus*. Se ha encontrado que muestrear hembras de *T. urticae* es un índice aceptable de la población total de formas móviles, con un coeficiente de correlación $r = 0,927$. En el muestreo enumerativo se han obtenido las curvas que relacionan la densidad poblacional con el tamaño de muestra, con una precisión de $E = 0,25$, basándose en los índices de Taylor encontrados, necesiéndose 25 y 35 foliolos para estimar adecuadamente la población de hembras y formas móviles de *T. urticae* cuando las poblaciones están alrededor de los umbrales de daño (7 hembras por foliolo y 20 formas móviles por foliolo); para formas móviles del fitoseido *A. californicus* son necesarios 75 foliolos para estimar su población a un nivel de 0,5 formas móviles por foliolo. El muestreo binomial para la estimación de la densidad poblacional se ha desarrollado en base a obtener la relación existente entre el número de ácaros por foliolo y el porcentaje de foliolos ocupados por *T* o menos individuos, bien por medio de la distribución binomial negativa, bien a partir de una fórmula empírica. El criterio para la elección del valor de corte ha sido el de optimizar la robustez y minimizar el coste del método de muestreo, eligiéndose en el caso de *T. urticae* los valores de corte $T = 4$ para hembras y $T = 9$ para formas móviles, con un tamaño de muestra de 65 y 93 foliolos respectivamente cuando se muestrea con densidades poblacionales cercanas a los niveles de daño. Para fitoseidos, tomando como único valor de corte $T = 0$, se ha visto que utilizando la distribución binomial negativa se necesitan 125 foliolos para poblaciones alrededor de 0,5 formas móviles por foliolo. En el desarrollo del muestreo binomial secuencial de toma de decisión para *T. urticae* se han comparado dos de los procedimientos descritos en la literatura usando los valores de corte encontrados. Se han obtenido las curvas operativa característica (OC) y del número medio de muestras (ASN), necesarias para valorar el proceso de la toma de decisiones, en función de dichos valores de corte.

J. E. GONZÁLEZ ZAMORA, F. GARCÍA-MARÍ, J. SAQUÉS, L. MASIELLO y S. ORENGA. Departamento de Producción Vegetal. ETS Ingenieros Agrónomos. Universidad Politécnica, Camino de Vera, 14. 46022 Valencia.

A. RIBES. Servei de Sanitat Vegetal (Conselleria de D'Agricultura i Pesca, Generalitat Valenciana). Ctra. Alacant-València, km 249,5. Apartado 125. 46460 Silla (València).

Palabras clave: Muestreo enumerativo, muestreo binomial, muestreo secuencial, muestreo, *Tetranychus urticae*, *Amblyseius californicus*, fresón, índices de agregación de Taylor.

INTRODUCCION

El ácaro tetraníquido *Tetranychus urticae* Koch es una de las principales plagas del fresón en todo el mundo. Se alimenta succionando el contenido celular por el envés de las hojas, privándolas de su capacidad de fotosintetizar. La acción prolongada de este ácaro lleva por tanto a una apreciable disminución de la cosecha y un debilitamiento de la planta que puede terminar con la muerte de ésta. El control químico ha sido la forma tradicional de controlar sus poblaciones y se enfrenta a ciertos problemas como la aparición de resistencias debidas al uso frecuente y mala utilización de acaricidas, las proliferaciones de ácaros inducidas por la eliminación de sus enemigos naturales (sobre todo fitoseidos) y también la cada vez mayor importancia que se está dando a los residuos de plaguicidas en un fruto que se consume en fresco.

Un medio para evitar o paliar estos problemas es el de la aplicación del control integrado sobre esta plaga, cosa que ya se está realizando en algunos países como Italia (BARDUCCI, 1988; BATTAGLIA *et al.*, 1990; BENUZZI *et al.*, 1990; BONOMO *et al.*, 1991), Australia (WAITE, 1988) o California (GLIESMAN *et al.*, 1990). Uno de los primeros pasos es el de desarrollar un método de muestreo adecuado para cada una de las plagas más importantes, lo que nos permitirá saber el nivel poblacional que hay y obrar en consecuencia. Además, el método de muestreo debe ser preciso, exacto y con la simplificación suficiente para poder ser práctico en el campo.

Existen diversos procedimientos de simplificación del muestreo que manteniendo la precisión deseada permiten su aplicación de forma razonablemente sencilla. El muestreo por presencia-ausencia es un tipo de muestreo al que cada vez se le está dando más importancia por las ventajas que puede manifestar en cuanto ahorro de tiempo. Es especialmente adecuado en poblaciones que muestran una fuerte agregación, como los ácaros, y consiste en contar el número de

unidades de muestreo ocupadas por los artrópodos y no el número de individuos en cada unidad de muestreo. Su aplicación está tanto en la estimación de la media poblacional como en la toma de decisiones cuando se sigue un programa de control integrado de plagas. Autores como ANSCOMBE (1948), KONO y SUGINO (1958) o PIELOU (1960) empezaron a aplicar este concepto en el control de plagas, relacionando la media poblacional (m) con la proporción de hojas no ocupadas (p_0). Tanto KONO y SUGINO (1958) como PIELOU (1960) ya indicaban además en sus trabajos la posibilidad de elección de un valor de la población mayor de uno superado el cual se podía considerar a la hoja como ocupada, aunque esta posibilidad no había tenido hasta hace poco una aplicación concreta, y en general se ha aplicado considerando como hoja ocupada aquella que contiene uno o más individuos.

Sin embargo, recientemente algunos autores (BINNS y BOSTANIAN, 1990a, 1990b) han retomado esta idea y han puesto de manifiesto que el error asociado a un muestreo binomial puede reducirse si se considera como hoja ocupada aquella en la que se encuentran más de T individuos ($T > 0$), consiguiéndose de esta manera una mayor robustez en el muestreo. Además, se pueden estimar poblaciones a niveles de densidad más elevados que con el método tradicional de $T = 0$, que era una de las limitaciones que tenía, puesto que con niveles de población cercanos al umbral de tratamiento se solía encontrar que el porcentaje de hojas ocupadas estaba cercano al 100 %. El término T , denominado por estos autores como *cut-off* o *tally threshold*, lo hemos traducido como valor de corte. La aproximación a este tipo de muestreo a través de una relación entre la media m y la proporción de hojas ocupadas por T o menos individuos (p_T) se puede hacer por dos caminos. Uno es a través de una función de distribución conocida, como es el caso de la binomial negativa (BN); el otro camino es a partir de expresiones empíricas formuladas por diversos investigadores.

El objetivo de este trabajo es obtener un método de muestreo para la plaga de la araña roja *T. urticae* en fresón basado en la presencia-ausencia de ácaros que tenga *precisión* en los valores estimados (es decir, que la varianza sea lo más pequeña posible), que sea *robusto* (es decir, que cambios en los parámetros utilizados para desarrollar el método de muestreo no influyan sensiblemente en las conclusiones), que sea exacto en los parámetros medidos (o sea, que haya escasa diferencia entre el parámetro medido y su valor real) y que además suponga un *ahorro* de tiempo en los muestros efectuados en el campo. Los trabajos de BINNS (1990), BINNS y BOSTANIAN (1990a, 1990b) y NYROP y BINNS (1992) hacen hincapié en estas necesidades y aportan soluciones que conjugan todas ellas. La elección de valor de corte adecuado es una de estas soluciones, que redundará principalmente en una mayor robustez en el método de muestreo, y que está unido al concepto de mayor exactitud dado que los métodos de muestreo binomial están basados en que se conoce la relación que existe entre la media y p_T , de forma que cuanto más robusto sea un método de muestreo binomial más exactitud habrá en sus predicciones (BINNS, 1990).

En este trabajo se van a comparar por una parte un muestreo de estimación poblacional cuando se lleva de forma enumerativa con otro de forma binomial (tanto en el caso de seguir una función de distribución, la BN en este caso, como si sigue un modelo empírico) en el que se calculará el valor de corte óptimo; por otro lado se va a proponer un modelo secuencial binomial de toma de decisiones, también basado en premisas anteriores (el valor de corte) junto con la comparación de algunas de las fórmulas que se encuentran en la bibliografía. Simultáneamente se desarrollará también un método de muestreo de ácaros fitoseidos de la especie *Amblyseius californicus* (MCGREGOR), uno de los principales depredadores de la araña roja en fresón, comparando la estimación poblacional realizada según un método enumerativo con otro de tipo binomial.

MATERIAL Y METODOS

Los datos se han obtenido en una serie de muestreos de la araña roja *Tetranychus urticae* Koch realizados sobre fresón en la provincia de Valencia desde agosto de 1988 hasta julio de 1991. Los muestreos durante 1988 hasta 1990 consistieron en la toma de 40 foliolos centrales de la parte media-alta de la planta, su traslado al laboratorio y el conteo con ayuda de una lupa binocular de las formas móviles (hembras, machos e inmaduros) y huevos presentes. Durante 1991 y también en una de las parcelas de 1989 se cogían de 25 a 50 foliolos y se contaban en la propia parcela las hembras, con ayuda de una lupa de campo cuando era necesario. En total se realizaron 484 muestreos correspondientes a 20.240 foliolos (11.640 en laboratorio y 8.600 en campo) contándose 30.480 formas móviles y 42.151 hembras de *T. urticae*. De éstas últimas 31.579 fueron en campo y el resto, 10.572, en laboratorio. El número de fitoseidos contabilizados fue de 3.990 formas móviles (1.849 en laboratorio y el resto en campo) de *A. californicus*, especie prácticamente única aparecida en el fresón.

El número de parcelas muestreadas durante este período de tiempo fue de 10, con una amplia variedad de situaciones. Las variedades que se muestrearon fueron las siguientes: Pájaro, Douglas, Chandler, Parker y Selva.

RESULTADOS Y DISCUSION

Correlación entre estados de desarrollo

Una de las formas de simplificar el muestreo o de un insecto plaga o de cualquier otro es elegir una forma de desarrollo que sea fácil de detectar en el campo, incluso a simple vista. Esto debe estar precedido por la constatación de que el estado de desarrollo elegido es representativo de la población total que nos interesa medir. En el caso de araña roja la población que causa los daños está constituida por el total de las formas



Fig. 1.—Vista general de una de las parcelas en la que se estuvo realizando los muestreos de araña roja y fitoseidos.



Fig. 2.—En una de las parcelas muestreadas se detectó un fuerte foco de infestación producido por la araña roja en la zona que llevaba el agricultor, llegando a la muerte de algunas plantas pese a los reiterados tratamientos que se efectuaron.

Cuadro 1.—Coeficientes de correlación encontrados entre los diferentes estados de desarrollo de la araña roja *Tetranychus urticae* en folíolos de fresón, con las muestras llevadas al laboratorio y aplicando la transformación $\text{Ln}(m + 1)$

	Huevos	Inmaduros	Hembras	Formas móviles
Formas móviles	0,886	0,970	0,927	1,00
Total de formas	0,988	0,870	0,888	0,930

A los datos se les ha aplicado la transformación $\text{Ln}(m + 1)$.
El número de muestras utilizadas para obtener estos índices ha sido de 192.

móviles (hembras, machos, e inmaduros). Sin embargo el seguimiento de ésta en pleno campo puede ser algo engorroso, siendo imprescindible el uso de una lupa de campo; el muestreo de hembras en lugar de formas móviles sería un ahorro de tiempo importante, primero porque habría que contar menos individuos y segundo porque estos son de mayor tamaño y de coloración distintiva.

Para comprobar si es posible el muestreo de hembras se ha establecido una correlación en todos los muestreos realizados entre las diversas formas de desarrollo presentes en la población. En el Cuadro 1 se pueden ver los coeficientes de correlación que existen entre las diversas formas de araña roja

muestreadas. El valor del coeficiente de correlación de 0,927 entre HEMBRAS y FORMAS MOVILES, una vez aplicada la transformación $\text{Ln}(m + 1)$, es elevado y puede considerarse suficiente para justificar el tomar a las hembras como índice de la población total de formas móviles (Figura 3). Esto significa que puede ser factible el muestreo sólo de hembras para evaluar la población total de formas móviles, aunque es siempre más exacto el muestreo de formas móviles, ya que son éstas las que causan el daño a las plantas. En los apartados siguientes desarrollaremos los métodos de muestreo tanto para la población de hembras como para la población de formas móviles de la araña roja.

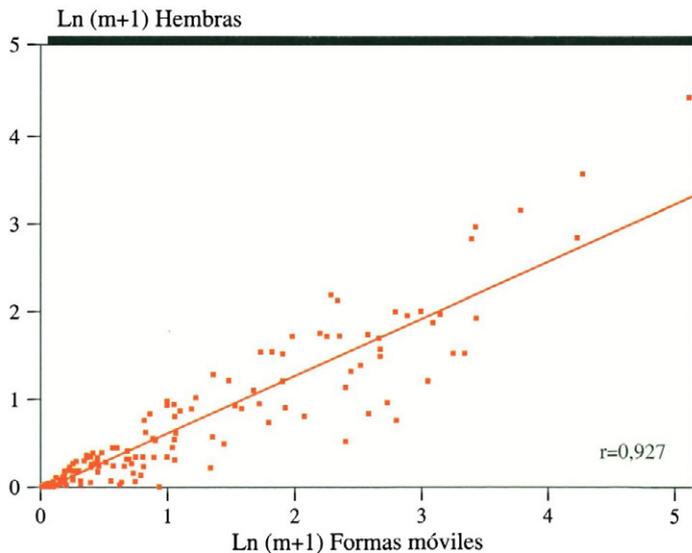


Fig. 3.—Correlación entre hembras y formas móviles de *Tetranychus urticae* encontrada en folíolos de fresón con las muestras llevadas al laboratorio entre 1988 y 1990, aplicando la transformación $\text{Ln}(m + 1)$ a los datos.

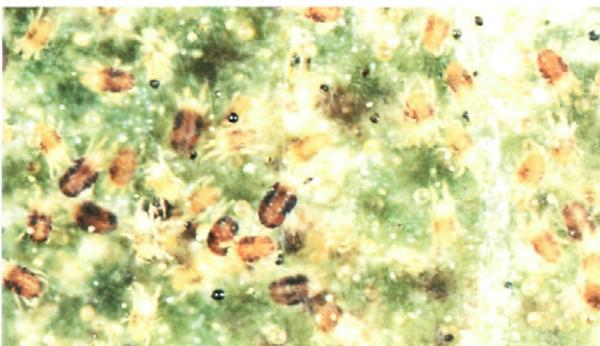


Fig. 4.—La araña roja *Tetranychus urticae* puede multiplicarse velozmente llegando a alcanzar poblaciones extremadamente elevadas, que acarrear la muerte de la hoja y hasta de la planta si no hay algún factor limitante como pueden ser los enemigos naturales.



Fig. 5.— Hembra adulta de *Tetranychus urticae* alimentándose en una hoja de fresón. La coloración roja le permite destacar sobre el fondo verde del foliolo.



Fig. 6.— Hembra adulta del ácaro fitoseido *Amblyseius californicus* cerca de un huevo de araña roja, de los que es un activo consumidor. La coloración rojiza del fitoseido aparece después de haberse alimentado de araña roja.

Existen varios métodos para llevar a cabo el muestreo de una población. Se puede intentar estimar la densidad poblacional, bien de forma enumerativa, es decir, contando el número de individuos presentes en la muestra, o bien de forma binomial, es decir, contando el número de unidades de muestreo ocupadas o no por el insecto. Por otra parte, en vez de pretender estimar la densidad poblacional se puede elaborar un método de muestreo para tomar una decisión, en este caso la de tratar o no la araña roja, previa fijación de un umbral de daño para la plaga.

Estimación de la densidad poblacional. Método enumerativo

Para evaluar la abundancia de una población de insectos de forma enumerativa es necesario tomar una serie de unidades de muestreo y contar en ellas el número de insectos presente. Para decidir el tamaño de muestra adecuado podemos fijar la precisión del muestreo de forma que el error estándar (S/\sqrt{n}) sea una proporción fija (E) de la media (m):

$$E = \frac{S}{\sqrt{n} \cdot m} \quad (1)$$

El valor de n que nos interesa despejar se consigue dando un valor a E (precisión relativa del muestreo, p.e. 0,10 ó 0,25), siendo conocidas previamente las variables de la población como son S y m . El problema inherente a esta expresión es que la media y la varianza muestral cambian y no son fijas, de ahí que GREEN (1970) propusiera una expresión que ponía a S en función de la media. Esta modificación se basa en la relación que existe entre la media y la varianza propuesta por TAYLOR (1961) ($S^2 = a \cdot m^b$), donde a y b son los denominados índices de Taylor. La ecuación anterior queda por tanto, una vez despejada n , de la siguiente forma:

$$n = \frac{a \cdot m^{(b-2)}}{E^2} \quad (2)$$

En un trabajo anterior (GARCÍA-MARÍ *et al.*, 1991) se demuestra que la agregación de las poblaciones de araña roja en nuestras parcelas de fresón se ajusta de forma bastante aceptable a la ley potencial de Taylor, tanto en el caso de hembras como para formas móviles. En el Cuadro 2 se muestran los valores de los índices de Taylor para araña roja y ácaros fitoseidos, siendo estos valores una actualización con más muestreos de los presentados en la publicación citada. Aunque los nuevos parámetros actualizados que figuran en el cuadro se han calculado con un número de muestras de más del doble en algunos casos, son casi idénticos a los que aparecen en la citada publicación.

En la Figura 7 aparecen las curvas que se obtienen para la anterior fórmula cuando se utiliza un valor de $E = 0.25$, tanto en formas móviles como en hembras. Tomando un umbral de daños para hembras de 7 por foliolo y para formas móviles de 20 por foliolo, el número de foliolos muestrear para esos valores de media sería de 25 y 35 foliolos para hembras y formas móviles respectivamente. En el caso de fitoseidos, con las poblaciones medias que se suelen encontrar en campo (0,5 a 2,0 formas móviles por foliolo), harían falta un máximo de hasta 75 foliolos para estimar adecuadamente su población a bajas densidades.

Estimación binomial

Un procedimiento de simplificación propuesto para evaluar poblaciones de insectos

que están fuertemente agrupadas en las unidades de muestreo es el de estimarlas contando, no el número de insectos por hoja, sino el número de hojas ocupadas o no. A esto se denomina muestreo binomial o por presencia-ausencia y puede aplicarse si se encuentra una relación entre la proporción de órganos ocupados (o no ocupados) y el número de insectos por órgano. Esta relación puede deducirse si se conoce la función de distribución de la población.

Una de las distribuciones más usada es la denominada Binomial Negativa (BN), que ha demostrado en muchos casos ser aplicable al estudio de la distribución en poblaciones de insectos. Si una población se distribuye según la función BN, entonces la relación entre la proporción de hojas no ocupadas [$P(0)$] y la media poblacional viene dada por la expresión (BLISS y FISHER, 1953):

$$P(0) = \left[\frac{k}{k + m} \right]^k \quad (3)$$

Previamente hay que conocer el parámetro de la BN denominado k y que en principio no debería variar con el valor de la media. Sin embargo, en muchos casos no es así y k suele variar al modificarse m . Uno de los procedimientos propuestos para evitar esto (WILSON y ROOM, 1983) es sustituir el valor de k en función de m a través de la expresión que relaciona k con m y S^2 [$k = m^2/(S^2 - m)$] y poniendo el valor de la varianza S^2 en

Cuadro 2.—Índices de agregación de Taylor para hembras y formas móviles de la araña roja *Tetranychus urticae* y formas móviles del fitoseido *Amblyseius californicus* encontrados en los muestreos llevados a cabo desde 1988 hasta 1991

<i>T. urticae</i>					
	n	a	b	I.c. de b	r ²
Hembras	393	4,47	1,46	1,43-1,50	0,95
Formas móviles	193	7,59	1,58	1,53-1,63	0,95
<i>A. californicus</i>					
	n	a	b	I.c. de b	r ²
Formas móviles	279	2,89	1,31	1,27-1,35	0,94

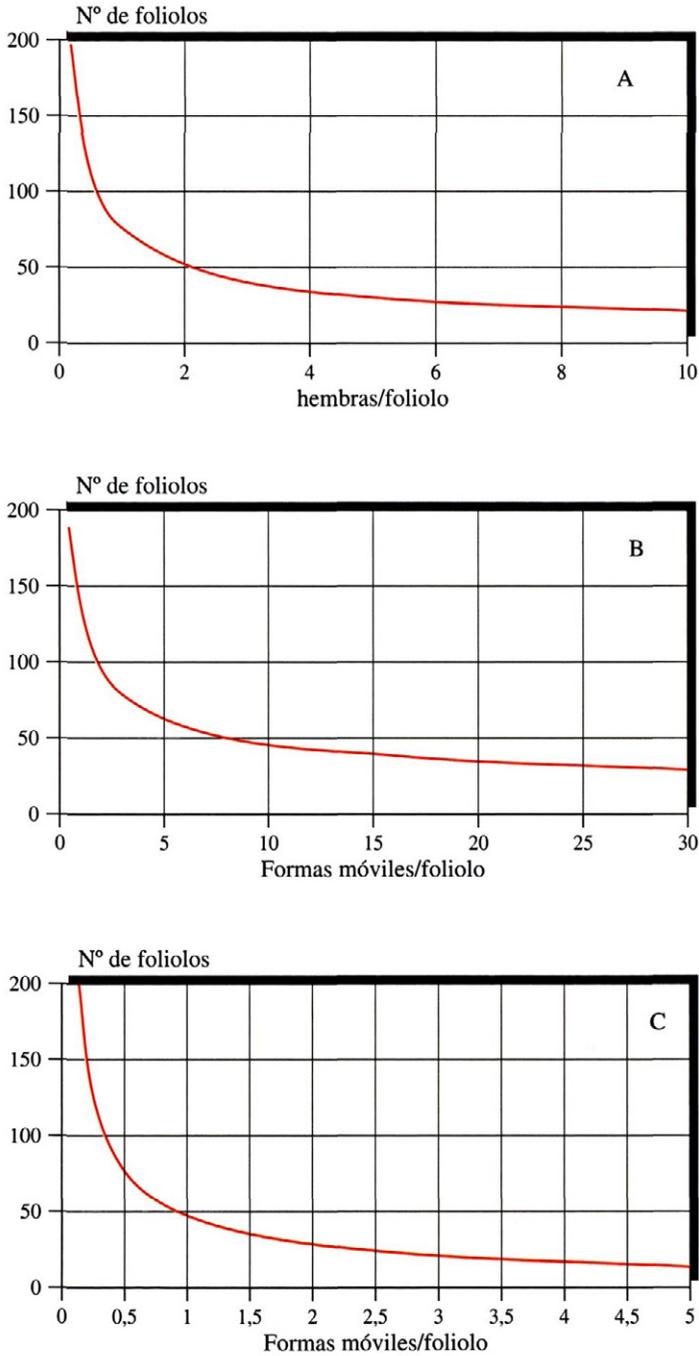


Fig. 7.—Relación entre la media y el tamaño de muestra necesario para estimar la población con un error de $E = 0,25$ siguiendo un método enumerativo para: a) hembras de *Tetranychus urticae*, b) formas móviles de *Tetranychus urticae* y c) formas móviles de *Amblyseius californicus*.

función de m a través de la ley potencial de Taylor, suponiendo que los datos de los muestreos cumplan dicha ley. Con ello resulta:

$$k = \frac{m^2}{a m^b - m} \quad (4)$$

Esta segunda opción parece algo más realista que tratar de encontrar un valor de k constante, aunque como han destacado algunos autores (BINNS y BOSTANIAN, 1990a; NYROP y BINNS, 1992) el ajuste existente entre el valor de k calculado por esta expresión y el encontrado en los muestreos no suele ser muy bueno. Después de sustituir y reordenar la ecuación 4 en la 3 se obtiene la expresión:

$$P(\geq 1) = 1 - e^{(-m) \frac{\ln [a m^{(b-1)}]}{a m^{(b-1)} - 1}} \quad (5)$$

propuesta por WILSON y ROOM (1983).

En aquellos casos en que la BN no sea una buena aproximación a los muestreos es posible utilizar una fórmula empírica que relacione m con p_0 . KONO y SUGINO (1958), y GERRARD y CHIANG (1970), de forma independiente, propusieron la siguiente expresión:

$$m = \alpha [-\ln p_0]^\beta \quad (6)$$

mientras que NACHMAN (1984) obtuvo esta otra relación:

$$\ln m = a' + b' \ln (-\ln p_0) \quad (7)$$

donde α , β , a' y b' son constantes obtenidas al realizar la regresión. Como puede deducirse fácilmente ambas expresiones son equivalentes sin más que aplicar \ln a la primera expresión. Esta última ecuación es la que aplicó RAWORTH (1986) en un método de muestreo de araña roja en fresón teniendo en cuenta el porcentaje de folíolos no ocupados.

En la Figura 8 se pueden comparar la distribución binomial y la expresión empí-

rica con los datos encontrados. El valor del coeficiente de regresión r^2 que se obtiene al establecer una regresión lineal entre los valores de p observados y los estimados por ambas curvas puede permitirnos establecer una comparación entre ambos tipos de curvas para los distintos tipos de ácaros. En *T. urticae* para hembras la BN tiene un $r^2 = 0,89$ y la fórmula empírica $r^2 = 0,88$ y en el caso de formas móviles la BN tiene un $r^2 = 0,88$ y la fórmula empírica $r^2 = 0,84$. Para formas móviles del fitoseido *A. californicus* en la BN resulta $r^2 = 0,92$ y en la expresión empírica $r^2 = 0,92$. Vemos que en ambas expresiones el ajuste obtenido resulta muy similar.

En este trabajo, tal como se apuntó al comienzo en la introducción, la solución dada para obtener robustez en el método de muestreo se basa en la elección de lo que denominamos como nivel o valor de corte (T) y que consiste en determinar un nivel de población por encima del cual se considera a la hoja ocupada, mientras que para valores iguales o inferiores a él se considera no ocupada. El trabajo de BINNS (1990) ofrece una revisión del método a seguir para elegir el valor de T que nos asegure la máxima robustez; pero además de este criterio hay que tener en cuenta que elegir una T excesivamente elevada supone un aumento del trabajo de muestreo al tener que contar más ácaros a fin de decidir si una hoja se considera ocupada o no. Por ello es preferible centrarse en aquellos valores de T lo más pequeños posibles, dentro de los que nos den una robustez aceptable.

El tamaño de muestra necesario para poder estimar la media con fiabilidad parte del conocimiento de la varianza, tanto en el caso de utilizar la BN como si seguimos el modelo empírico. A continuación se va a proseguir con el cálculo del valor de T óptimo y el tamaño de muestra necesario para ese valor de corte, primero siguiendo el modelo empírico y posteriormente con la distribución BN.

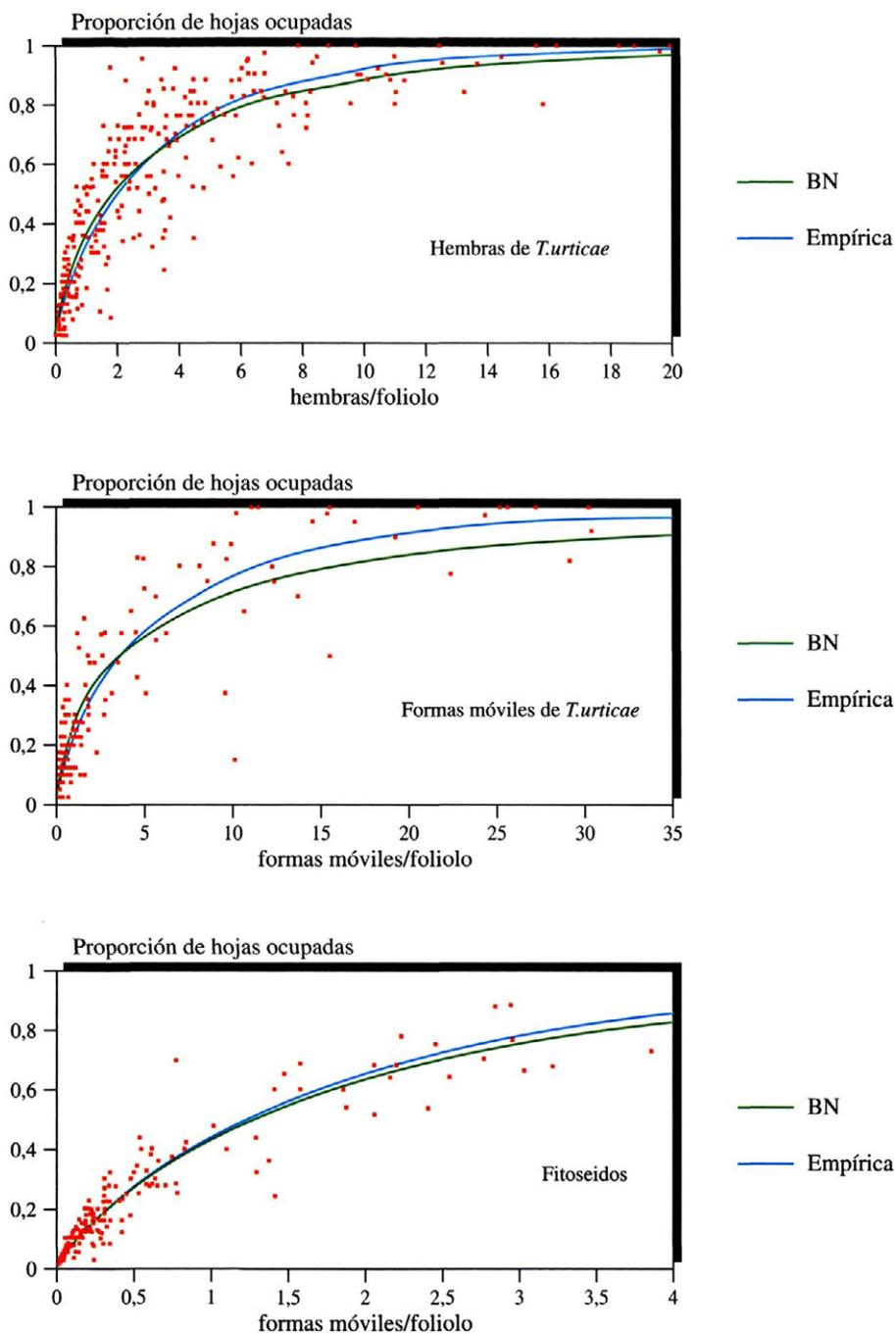


Fig. 8.—Proporción de hojas (foliolo) ocupados por hembras y formas móviles de *Tetranychus urticae* y formas móviles de *Amblyseius californicus* según la densidad poblacional, y comparación con los valores obtenidos según la distribución binomial negativa y según la expresión 7.

MODELO EMPIRICO

NACHMAN (1984) propuso una ecuación para el cálculo de la varianza de Ln μ :

$$V(\text{Ln } \hat{\mu}) = s^2 \left[\frac{1}{N} + \frac{[(\text{Ln}(-\text{Ln } \hat{p}_0) - \bar{X})^2]}{\text{SSD}_x} \right] + \frac{(b')^2 (1 - \hat{p}_0)}{n \hat{p}_0 (\text{Ln } \hat{p}_0)^2} + \frac{a}{n} \hat{\mu}^{(b-2)} \quad (8)$$

donde $\hat{\mu}$ es una estimación insesgada de m y se obtiene mediante la ecuación 7. Esta estimación debe ser previamente corregida mediante la adición del término $s^2/2$ a la constante a' (NACHMAN, 1984). Los términos a y b provienen de la ecuación de la ley potencial de Taylor, $S^2 = a \cdot m^b$, y que aparecen en el Cuadro 2. El primer sumando de la ecuación nos indica lo bien que se ajustan los datos de partida a la ecuación y corresponde a la varianza de una regresión lineal corriente; el segundo sumando corresponde a la varianza asociada a un muestreo binomial, mientras que el tercer sumando corresponde a la varianza de los puntos de muestreo alrededor de la recta de regresión, s^2 , que NACHMAN expresa en función de los índices de Taylor. Este término s^2 nos indica cuánto varía una parcela en concreto respecto a la estimación de la ecuación y es por tanto deseable que sea lo más pequeña posible, siendo una característica del conjunto de datos. La substitución de este término s^2 en función de los índices de Taylor es controvertida, tal como lo reflejan los trabajos de BINNS y BOSTANIAN (1990b) y de SCHAALJE *et al.*, (1991), sin embargo no deja de ser una aproximación que nos permite llegar a nuestro objetivo: el cálculo de un tamaño de muestra asociado a cada valor de corte.

En el caso de hembras y de formas móviles de araña roja los valores de los distintos componentes de la varianza (Fórmula 8) en función del valor de T aparecen en el Cuadro 3. Los valores asociados a cada T se calcula-

ron mediante la regresión de la fórmula 7. 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) se 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. Con todas estas consideraciones nos ha parecido adecuada la elección de un valor de corte de $T = 4$ para hembras y de $T = 9$ para formas móviles.

Para formas móviles de *A. californicus* (Cuadro 3) el único valor de corte considerado ha sido $T = 0$ puesto que poner valores superiores no es muy realista, dada la dificultad de observar a estos ácaros y los niveles poblacionales que suele alcanzar.

Para el cálculo del tamaño de muestra, y de acuerdo con GERRARD y CHIANG (1970) y NACHMAN (1984):

$$V(\hat{\mu}) = \mu^2 \cdot V(\text{Ln } \hat{\mu}) \quad (9)$$

y asimismo

$$E = CV(\hat{\mu}) = \frac{\sqrt{V(\hat{\mu})}}{\mu} = \sqrt{V(\text{Ln } \hat{\mu})} \quad (10)$$

donde E es la precisión relativa del muestreo y CV es el coeficiente de variación. E se obtuvo mediante la expresión:

$$\lambda \cdot \phi = E^2 \quad (11)$$

estando λ y ϕ relacionados por:

$$\phi = \frac{\lambda}{1 + \lambda}$$

λ y ϕ son el intervalo de error admitido para la media m y no son iguales debido al paso de Ln a unidades métricas.

Cuadro 3.—Valores de corte considerados y parámetros asociados a la regresión $\ln m = a' + b' \ln(-\ln p_T)$ para hembras y formas móviles de la araña roja *Tetranychus urticae* y para formas móviles del fitoseido *Amblyseius californicus* en foliolos de fresón

Hembras de <i>T. urticae</i>							
T	a'	b'	s ²	N	\bar{X}	SSD _X	r ²
0	1,0207	1,2099	0,3423	381	-1,12	820,67	0,90
1	1,6092	0,9516	0,2247	316	-1,31	605,14	0,89
2	1,9548	0,8925	0,1805	290	-1,53	529,54	0,89
3	2,1755	0,8419	0,1536	264	-1,66	439,56	0,89
4	2,3670	0,8211	0,1285	242	-1,67	352,37	0,87
5	2,5362	0,8129	0,1418	233	-1,82	320,37	0,87
6	2,6555	0,7997	0,1605	226	-1,96	306,23	0,84
7	2,7323	0,7725	0,1810	215	-2,06	291,76	0,82
8	2,8418	0,7797	0,1413	199	-2,06	253,33	0,85
9	2,8822	0,7429	0,1324	193	-2,14	235,46	0,84
11	3,0798	0,7463	0,1187	176	-2,26	184,27	0,83
Formas móviles de <i>T. urticae</i>							
T	a'	b'	s ²	N	\bar{X}	SSD _X	r ²
0	1,5452	1,2979	0,5784	181	-1,67	347,34	0,85
1	2,1313	1,0810	0,4320	151	-1,89	296,11	0,84
2	2,4428	1,0280	0,3644	138	-2,07	277,66	0,86
3	2,6918	1,0095	0,4014	127	-2,16	249,05	0,83
4	2,7837	0,9527	0,3743	116	-2,13	225,50	0,83
5	2,8671	0,9181	0,3536	108	-2,14	203,36	0,82
7	3,0291	0,9122	0,3804	105	-2,20	200,76	0,81
9	3,1945	0,8889	0,3159	96	-2,19	183,55	0,83
11	3,3840	0,8952	0,2700	91	-2,28	164,35	0,85
14	3,5348	0,8638	0,2598	81	-2,30	136,62	0,83
17	3,7163	0,8604	0,2067	73	-2,34	118,48	0,86
19	3,7902	0,8454	0,2034	69	-2,37	109,50	0,85
21	3,9332	0,8632	0,1941	65	-2,40	93,99	0,85
23	3,9258	0,8311	0,2065	63	-2,36	98,03	0,84
25	3,9872	0,8196	0,2322	60	-2,37	88,89	0,82
Formas móviles de <i>A. californicus</i>							
T	a'	b'	s ²	N	\bar{X}	SSD _X	r ²
0	0,5824	1,1346	0,1406	279	-2,23	370,10	0,92

Parámetros:

s² = cuadrado medio residual

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

\bar{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

Dando pues un valor a λ (p.e. 0,25) y conocidos los parámetros de la ecuación 8 es posible despejar de ella el término n basándose en las ecuaciones 10 y 11. Este método ha sido aplicado por RAWORTH (1986) en fresón. NYROP *et al.*, (1989) utilizan el

mismo método para calcular el tamaño de muestra en un sistema de muestreo binomial de *Panonychus ulmi* Koch donde comparan la utilización de la expresión 8 con otra propuesta por KUNO (1986) para el cálculo de n , también basada en la expresión empírica de

KONO y SUGINO (1958) (Fórmula 6), prefiriendo la primera por comprobar estos autores que estima mejor la varianza asociada a un muestreo binomial.

El tamaño de muestra asociado a los valores de corte elegidos como adecuados se obtuvo substituyendo en la fórmula 8 en vez de p_0 el valor de p_4 para hembras, o sea, la proporción de folíolos en cada muestreo

conteniendo 4 o menos hembras y el valor p_9 para formas móviles, es decir, la proporción de folíolos con 9 o menos formas móviles. Ambas curvas se pueden observar en la Figura 9. En el caso de HEMBRAS el número de folíolos a muestrear estaría alrededor de 65 mientras que para FORMAS MOVILES serían necesarios unos 93 al tomar como medias las correspondientes a los res-

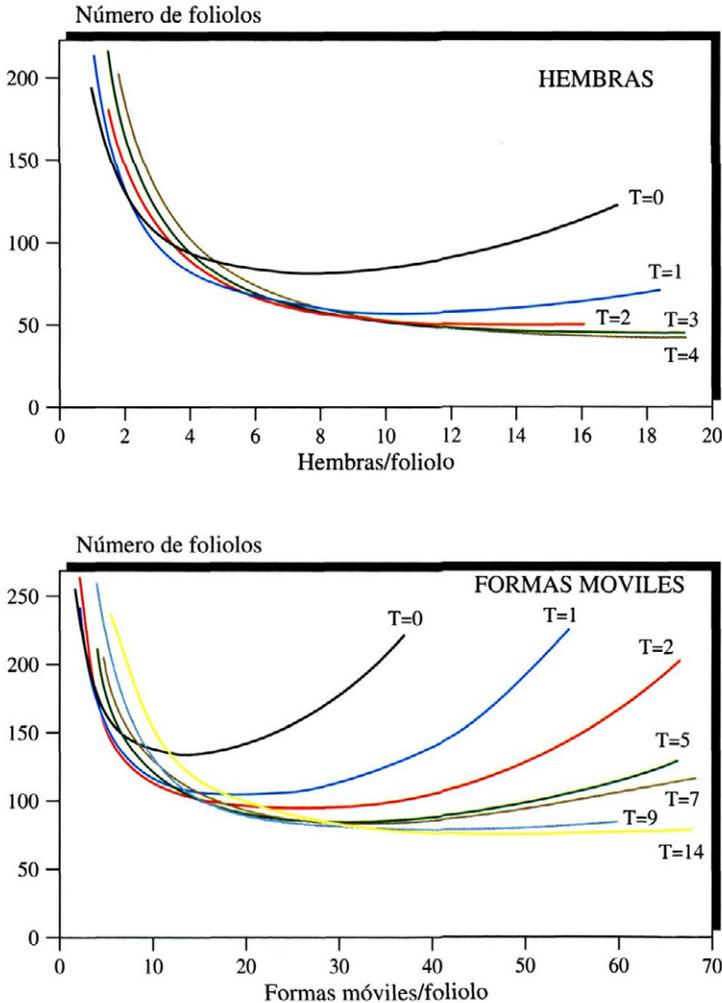


Fig. 9.—Tamaño de muestra en función de la media, para hembras y formas móviles de *Tetranychus urticae*, cuando se sigue un procedimiento de estimación binomial utilizando la expresión 7, para diversos valores de corte T , siendo el error de estimación de $E = 0,25$.

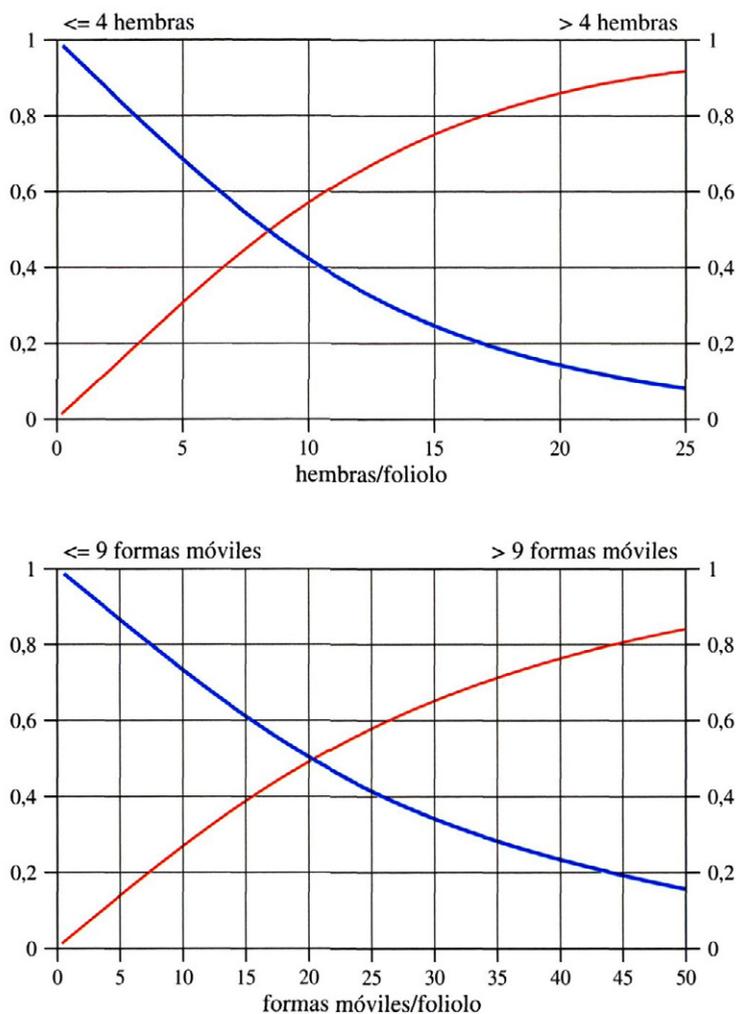


Fig. 10.—Proporción de foliolos ocupados por 4 o menos hembras y por 9 o menos formas móviles de *Tetranychus urticae* (línea de trazo grueso) y proporción de foliolos ocupados por más de 4 hembras y más de 9 formas móviles (línea de trazo fino) en función de la densidad poblacional, según la expresión 7.

pectivos umbrales de daños. En la misma figura se puede ver el tamaño de muestra necesario en caso de elegir $T = 0$: 80 foliolos en el caso de hembras y aproximadamente 145 para formas móviles. En fitoseidos serían necesarios alrededor de 200 foliolos ($T = 0$) para poblaciones de 0,5 formas móviles por foliolo (Figura 12).

La relación existente de p_4 y p_9 (para hembras y formas móviles, respectivamente, de

T. urticae) con la media poblacional, según las ecuaciones 6 y 7, pueden verse en la Figura 10.

BINOMIAL NEGATIVA

El otro método que se ha venido utilizando para desarrollar el método de muestreo binomial se ha basado en la ecuación de la

BN, modelo teórico, a diferencia del anterior que es un modelo empírico.

Este tipo de modelo es más recomendable siempre que pueda aplicarse debido a que su carga teórica permite extraer más conclusiones y más razonadas que el modelo anterior. La aplicación de la binomial negativa necesita que previamente se haya comprobado que nuestros datos se ajustan a esta 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, p. 29), que da la máxima verosimilitud para dicho parámetro. El paso siguiente consiste en desarrollar las frecuencias esperadas para cada muestreo de acuerdo con el valor de k ; esto se realizó siguiendo la fórmula que proponen BLISS y FISHER (1953):

$$F(\emptyset) = \left[\frac{k}{k + m} \right]^k \cdot N \quad (12)$$

$$F(i) = \frac{(k + i - 1) \cdot m}{(k + m) \cdot i} \cdot F(i - 1) \quad (13)$$

en donde N es el tamaño de muestra e i cada una de las clases dentro de los muestreos.

A continuación se compara la distribución real de cada muestreo con la calculada previamente mediante la aplicación del test X^2 . Con nuestros datos los resultados fueron que en el caso de HEMBRAS, de 393 muestreos disponibles 35 de ellos (el 9 %) no seguían el modelo de la BN ($p < 0,05$); a estos últimos datos se les aplicó un segundo método de comparación, el del tercer momento (SOUTHWOOD, 1978, p.31), dando como resultado que sólo tres de los 35 muestreos no se ajustaban a una BN. En el caso de las FORMAS MOVILES se procedió de igual manera: de 193 muestreos 25 de ellos (13 %) no se ajustaban a la BN ($p < 0,05$); se aplicó también el criterio del tercer momento resultando que sólo cuatro de estos muestreos no se ajustaban tampoco a la BN. Con todos estos resultados parece posible la aplicación de la BN a nuestros datos.

Para fitoseidos no se han realizado los cálculos anteriores, pero como se puede deducir del valor de $r^2 = 0,92$ obtenido al realizar la regresión entre la proporción de hojas ocupadas según la BN y según los muestreos es perfectamente admisible que la BN se pueda aplicar a las poblaciones de fitoseidos.

El cálculo de una k común no parece realista, dado que al representar $1/k$ frente al $Ln m$ se pudo apreciar una clara pendiente en la recta, lo que desaconseja su cálculo (SOUTHWOOD, 1978).

El procedimiento para realizar un método de muestreo binomial parte de la premisa de que conocemos el umbral de daño de la plaga en cuestión, dado que a partir de éste vamos a realizar una serie de cálculos del parámetro k basándonos en la relación que existe entre éste y los coeficientes a y b de la ley potencial de Taylor (Fórmula 4). Esto permite dar un valor variable para k en función de la media m lo que parece ser mejor solución que la de darle un valor constante. Para hembras, con umbral de daños de 7 hembras por foliolo, el valor de k obtenido de la fórmula 4 es de 0,7 \emptyset y para formas móviles, con un umbral de daños de 20 por foliolo, el valor de k calculado es de 0,48.

Una vez estimado este valor de k para el umbral de daños el paso siguiente es dar un intervalo donde k varía pero dentro de los mismos valores del umbral de daños. De esta forma lo que se pretende es elegir un valor de T donde las diferencias de probabilidades entre las distintas k sean lo más pequeñas posibles y no afecten por tanto a las decisiones a tomar. El intervalo para el valor de k se obtiene observando los valores de los muestreos, cuando la media poblacional está alrededor del umbral de daños. El proceso continúa con el cálculo de las probabilidades de que en un muestreo aparezcan hojas con más de 0,1, 2, ... i individuos

$$P(x > 0) = 1 - \frac{F(\emptyset)}{N}$$

$$P(x > 1) = 1 - \frac{\sum_{i=0}^{i=1} F(i)}{N}$$

en donde las $F(i)$ se han calculado según las ecuaciones 12 y 13 sustituyendo el valor de m por el que consideremos como umbral de daños y k por el calculado en la ecuación 4 para el umbral de daños y por los valores extremos del intervalo.

El resultado de todos estos procesos se puede ver en el Cuadro 4. En él se puede observar que en el caso de HEMBRAS, para un nivel de daños estimado de 7 hembras por foliolo la máxima semejanza de las probabilidades con k distintas se da en el caso de $P > 11$, es decir, según esta cuadro habría que tratar cuando el porcentaje de hojas con más de 11 hembras superara el 20,5 %. Para FORMAS MOVILES, con un umbral de daños de 20 formas móviles por foliolo, igualmente se puede ver que cuando $P > 40$ las probabilidades para los diferentes valores de k son las más parecidas entre si; por tanto cuando el porcentaje de foliolos ocupados con más de 40 formas móviles supere el 15,6 % habría que tratar.

Una vez elegido el valor de T que nos da la máxima robustez ($T = 11$ para hembras y $T = 40$ para formas móviles) el siguiente paso es el cálculo del tamaño de muestra

asociado a ese valor. En este caso se ha seguido la expresión que aparece en KUNO (1986) para la BN, donde n es función de la probabilidad de que aparezcan hojas no ocupadas (p_0) y del valor de k :

$$n = \frac{1}{E^2} (1 - p_0) p_0^{-\binom{2}{k}-1} \left[k \left(p_0^{-\frac{1}{k}} - 1 \right) \right]^{-2} \quad (14)$$

donde E es la precisión expresada en términos de error estándar. Tal como sugieren BINNS (1990) y NYROP y BINNS (1992) el valor de k se ha hecho variar en función de la media, de acuerdo con la ecuación 4.

El cálculo de las probabilidades de que en un muestreo aparezcan T o menos individuos (p_T) se ha realizado calculando las probabilidades de que en un muestreo aparezcan cuadrantes con i individuos, según las fórmulas para las frecuencias esperadas de la BN (Fórmulas 12 y 13). La probabilidad de que aparezcan T o menos individuos es:

$$P_T = \sum_{i=0}^T P(i)$$

Cuadro 4.-Porcentaje de foliolos en una muestra que supera la cantidad de i individuos ($p > i$) para el valor k calculado según la ecuación 4 y para los valores de k que se encuentran próximos, tanto en hembras como en formas móviles de *Tretanychus urticae*, cuando se toma como umbral de daños 7 hembras por foliolo y 20 formas móviles por foliolo y utilizando la distribución binomial negativa

Hembras															
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
0,20	51,2	41,7	36,1	32,2	29,1	26,6	24,5	22,7	21,1	19,7	18,4	17,3	16,2	15,3	14,4
0,25	56,9	46,5	40,2	35,7	32,1	29,2	26,7	24,6	22,7	21,1	19,6	18,3	17,1	16,0	15,0
0,30	61,6	50,6	43,7	38,6	34,6	31,3	28,5	26,1	24,0	22,1	20,5	19,0	17,6	16,4	15,3
0,70	81,3	69,5	60,3	52,8	46,5	41,1	36,4	32,3	28,8	25,7	22,9	20,5	18,3	16,4	14,7
2,00	95,1	87,4	78,4	69,1	60,1	51,7	44,0	37,2	31,2	26,1	21,7	18,0	14,8	12,2	10,0

Formas móviles															
K	p > 0	p > 1	p > 5	p > 10	p > 15	p > 20	p > 25	p > 30	p > 35	p > 36	p > 37	p > 38	p > 39	p > 40	p > 41
0,10	41,2	35,3	26,7	22,1	19,2	17,1	15,4	14,1	12,9	12,7	12,5	12,3	12,2	12,0	11,8
0,15	52,1	44,9	33,8	27,5	23,5	20,6	18,4	16,5	15,0	14,7	14,4	14,2	13,9	13,7	13,4
0,48	83,5	75,8	58,5	45,9	37,3	30,8	25,8	21,7	18,4	17,8	17,2	16,7	16,2	15,6	15,2
1,10	96,1	92,1	76,6	60,1	46,9	36,4	28,3	21,9	16,9	16,1	15,3	14,5	13,8	13,1	12,4
1,50	98,2	95,6	82,5	65,3	50,3	38,0	28,4	21,1	15,5	14,6	13,7	12,8	12,1	11,3	10,6

y este valor es el que se va substituyendo en la ecuación 14. De esta forma todas las ecuaciones están en función de la media m .

En la Figura 11 se puede ver el tamaño de muestra necesario para hembras y formas móviles con los diferentes valores de T óptimos en cada caso, y comparándolos con el valor de $T = 0$. Para HEMBRAS son neces-

sarios unos 105 foliolos mientras que para FORMAS MÓVILES son necesarios unos 140 foliolos cuando se muestrea en la zona del umbral de daños. En todos los casos se necesitan menos foliolos cuando se utiliza el valor de corte óptimo. En el caso de los fitoseidos serían necesarios alrededor de 125 foliolos (con $T = 0$) para poblaciones de 0,5 formas móviles por foliolo (Figura 12).

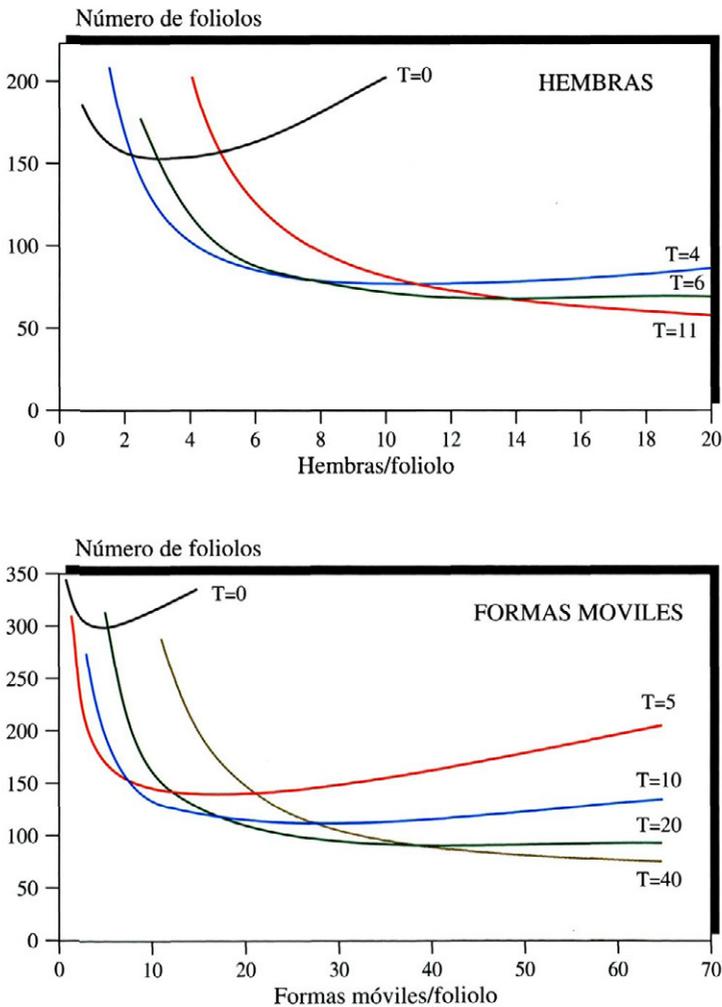


Fig. 11.-Tamaño de muestra en función de la media, para hembras y formas móviles de *Tetranychus urticae*, cuando se sigue un procedimiento de estimación binomial utilizando la distribución binomial negativa, para diversos valores de corte T , siendo el error de estimación de $E = 0,25$.

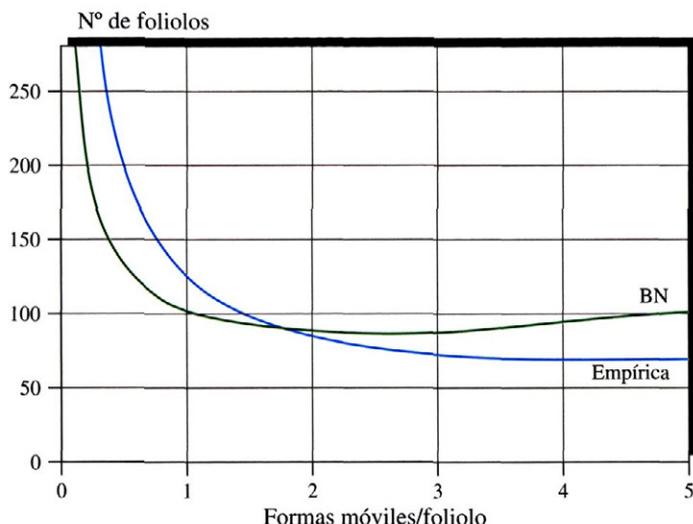


Fig. 12.—Tamaño de muestra en función de la media, para formas móviles del fitoseido *Amblyseius californicus*, cuando se sigue un procedimiento de estimación binomial basado en la distribución binomial negativa y cuando se utiliza la expresión 7, para el valor de corte $T = 0$ y un error de estimación $E = 0,25$.

Los valores de corte obtenidos para *T. urticae* con la fórmula empírica son bastante menores que los que resultan óptimos con la BN. Esto tiene importantes implicaciones prácticas a la hora de realizar un conteo en el campo, puesto que es mucho más costoso en tiempo contar hasta valores de corte elevados como los encontrados con la BN, de 11 en hembras y de 40 en formas móviles, que cuando son menores, como los considerados con la fórmula empírica, de 4 para hembras y de 9 en formas móviles. En cuanto a los tamaños de muestra que van asociados a cada T , según el método de obtención seguido, son claramente menores en la expresión empírica (de 65 y 93 foliolos para hembras y formas móviles respectivamente) que en la BN (105 y 140 foliolos para hembras y formas móviles respectivamente) para un mismo nivel de precisión $E = 0,25$. Ello es debido a que menores valores de T llevan generalmente asociados menores tamaños de muestra; sin embargo hay un límite a esta disminución y nos encontramos con una zona de inflexión donde es necesario elegir. En el caso del

muestreo de fitoseidos, en el que se ha considerado el valor de corte $T = 0$, nuestros resultados muestran que a niveles poblacionales inferiores a dos formas móviles por foliolo, que son los que habitualmente se encuentran en campo, el número de foliolos a muestrear resulta claramente inferior cuando se plantean los cálculos mediante la función binomial negativa (Figura 12).

Como comprobación experimental del método binomial de estimación poblacional se ha procedido a contrastar en el campo estos resultados, comparando el tiempo necesario para un muestreo binomial basado en la fórmula empírica y el muestreo enumerativo, ambos con la misma precisión del 25 % con la que se han hecho los cálculos. Como media viene a costar unos 20 minutos el realizar un conteo enumerativo con poblaciones de hembras de *T. urticae* alrededor del nivel de daños (7 hembras por foliolo), mientras que el realizar un muestreo binomial con $T = 4$ ha requerido del 30 % al 50 % menos de tiempo, manteniendo la misma precisión en ambos casos.

Muestreo para la toma de decisión o de clasificación

Un aspecto importante en el control integrado de plagas es el de tomar decisiones, generalmente la de tratar o no tratar, cuando se muestrea una plaga. Un ahorro importante de tiempo proviene de que si la población de la plaga está muy por debajo del umbral de daño 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. Además, en este tipo de muestreo siempre hay una zona de indecisión en la que hay que seguir tomando muestras hasta llegar a una decisión. También se puede desarrollar en términos de presencia-ausencia de la plaga, con lo que tendríamos un muestreo que combina el procedimiento binomial con la toma de decisión.

Un primer paso es definir el umbral de daños para la especie en cuestión. En hembras de araña roja ya hemos visto que se ha adoptado el valor de 7 hembras por foliolo y para formas móviles el valor de 20 formas móviles por foliolo, umbrales que hemos podido comprobar que son aplicables en nuestras condiciones (GONZÁLEZ ZAMORA *et. al.*, 1991), pudiendo considerarse como moderados si se comparan con los encontrados por otros autores en California para cultivos de planta frigo de fresón (WYMAN *et. al.*, 1979; OATMAM *et. al.*, 1981; SANCES *et. al.*, 1981), que llegan hasta las 50 formas móviles por foliolo sin una merma apreciable de la cantidad ni la calidad de la cosecha; en el caso de planta fresca de fresón estos autores aconsejan unos umbrales inferiores, del orden de 20 formas móviles por foliolo. Un aspecto esencial es decidir también los errores asociados a las tomas de decisiones, a saber: la probabilidad de tratar cuando el nivel de plaga está por debajo del nivel de daño (error tipo 1) representado por α y la probabilidad de no tratar cuando la

plaga ha superado el nivel de daño (error tipo II) representado por β . La elección de estos valores depende de varios factores, como el coste de la cosecha, coste de los productos plaguicidas, efectos sobre otras plagas y enemigos naturales, y relaciones entre la plaga y la planta; como ejemplo se puede decir que si el precio de la cosecha cayera el valor de α disminuiría mientras que el de β aumentaría (WILSON, 1985). En nuestro caso hemos tomado como valores de α y β el de 0,1, que es un valor empleado frecuentemente por diversos autores.

En la literatura se pueden encontrar diversas fórmulas que se han aplicado para obtener las rectas que nos indican las decisiones a tomar. Las más conocidas son las desarrolladas por WALD para su test de la tasa de probabilidad secuencial (SPRT, *sequential probability ratio test*) en función del tipo de distribución (FOWLER y LYNCH, 1987; KREBS, 1989, pág. 246). En entomología las más utilizadas son las que se aplican a la BN y a la distribución binomial (Cuadro 5). 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 está dado por el umbral de daños mientras que el nivel inferior se escoge como un porcentaje más o menos arbitrario del nivel de daño.

Las ecuaciones para este tipo de muestreo con nuestros datos de araña roja en fresón, tanto para hembras como para formas móviles, se han dibujado en la Figura 13. Sólo se tienen en cuenta las ecuaciones de la distribución binomial por lo que se aplica el desarrollo de la fórmula empírica y no la de la BN por ser este último más trabajoso y menos realista, puesto que, como se ha visto anteriormente, los valores de corte que se encuentran parecen demasiado elevados.

Las proporciones de foliolos asociadas a los umbrales de daño se han obtenido de la Figura 10. En este caso se han utilizado las proporción de hojas ocupadas por más de 4 hembras y por más de 9 formas móviles.

Cuadro 5.-Fórmulas para la obtención de las rectas de decisión de Wald cuando se realiza un muestreo secuencial de toma de decisión, según una distribución binomial y según una distribución binomial negativa

* Recta superior	$Y_s = h_2 + s \cdot n$		
* Recta inferior	$Y_i = h_1 + s \cdot n$		
	h_1	h_2	s
Binomial	$\frac{a}{\text{Ln} \left[\frac{p_1(1-p_0)}{p_0(1-p_1)} \right]}$	$\frac{b}{\text{Ln} \left[\frac{p_1(1-p_0)}{p_0(1-p_1)} \right]}$	$\frac{\text{Ln} \left[\frac{(1-p_0)}{(1-p_1)} \right]}{\text{Ln} \left[\frac{p_1(1-p_0)}{p_0(1-p_1)} \right]}$
Binomial negativa	$\frac{a}{\text{Ln} \left[\frac{P_1 Q_0}{P_0 Q_1} \right]}$	$\frac{b}{\text{Ln} \left[\frac{P_1 Q_0}{P_0 Q_1} \right]}$	$\frac{\text{Ln} \left[\frac{Q_1}{Q_0} \right]}{\text{Ln} \left[\frac{P_1 Q_0}{P_0 Q_1} \right]}$

En esta tabla las variables son:

$$- a = \text{Ln } A = \text{Ln} \frac{\beta}{(1-\alpha)}$$

$$- b = \text{Ln } B = \text{Ln} \frac{(1-\beta)}{\alpha}$$

$$- P = \frac{m}{k} ; Q = 1 + P$$

En donde α y β vienen definidos, m es la media, k es el factor de la BN y los subíndices representan 0 el límite inferior de la plaga y 1 el nivel superior o de daño. En el caso de la distribución Binomial p es una proporción.

En las ecuaciones descritas por WALD, además de las líneas de decisión, hay asociadas dos curvas, la *curva operativa característica* (operating characteristic, OC) y la *curva del número medio de muestras* (average sample number, ASN) (FOWLER y LYNCH, 1987). La primera de ellas nos indica la probabilidad de aceptar la hipótesis nula o de no tratar, mientras que la segunda nos indica el número medio de observaciones necesarias para llegar a una decisión terminante, en ambos casos en función de la densidad poblacional. Las curvas OC y ASN, tanto para hembras como para formas móviles de *T. urticae*, aparecen

en la Figura 14. En la revisión que BINNS y NYROP (1992) realizan de la aplicación de los métodos de muestreo cuando el objetivo es la toma de decisiones en el control integrado de plagas, estos autores ponen de relieve la necesidad de obtener estas curvas como un manera de valorar el método de muestreo propuesto. De esta forma, la curva ASN nos proporciona una forma de cuantificar el tiempo que hay que dedicar a tomar la decisión, mientras que la curva OC nos informa de si el método es lo suficientemente discriminante para tomar la decisión (tratar o no tratar) en función de la media poblacional.

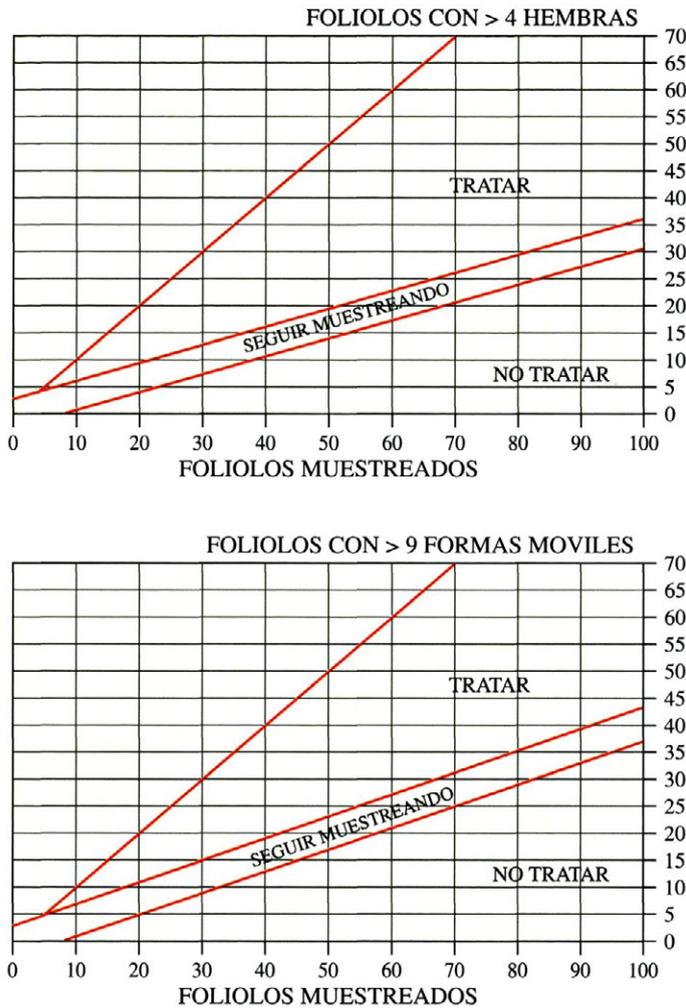


Fig. 13.—Rectas de decisión de Wadd para una distribución binomial, en hembras y en formas móviles de *Tetranychus urticae*, cuando se utilizan los valores de corte óptimos. Ecuaciones de las rectas: Hembras, recta superior $Y = 2,69 + 0,336n$, recta inferior $Y = -2,69 + 0,336n$ con $p_1 = 0,43$ y $p_0 = 0,25$ y formas móviles, recta superior $Y = 3,08 + 0,403n$, recta inferior $Y = -3,08 + 0,403n$, con $p_1 = 0,49$ y $p_0 = 0,32$.

Como se puede observar en la Figura 14, el número medio de folíolos necesarios para tomar una decisión oscila alrededor de 32 para hembras, y de 40 para formas móviles, lo que parece ser un importante ahorro de tiempo si lo comparamos con el número de hojas que habría que tomar en caso de ser necesario estimar también la densidad po-

blacional siguiendo un muestreo binomial. En las mismas figuras se comparan las curvas para los valores de corte elegidos y para el valor de $T = 0$; como se puede ver, hay una apreciable disminución de alrededor del 20 % del número de folíolos necesarios para tomar una decisión tanto en hembras como en formas móviles.

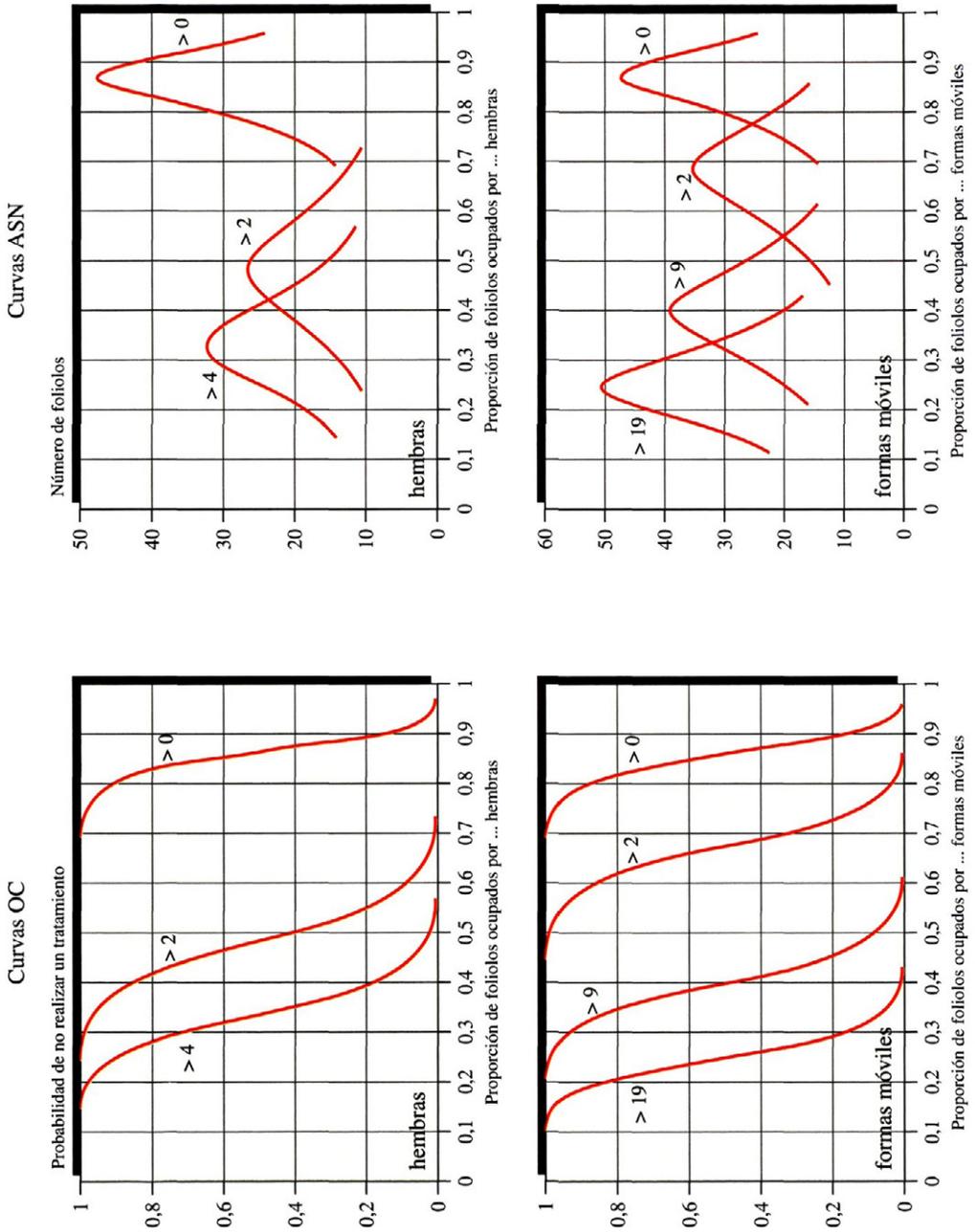


Fig. 14.—Curvas operativas características (OC) y del número medio de muestras (ASN), según Wald, para hembras y formas móviles de *Tetranychus urticae* y para diferentes valores de T .

Una salvedad que hay que hacer es que el cálculo de estas curvas OC y ASN está sometido a un error, tal como indican FOWLER y LYNCH (1987). Según estos autores, la consecuencia práctica de estos errores es que el número de folíolos indicados por la curva ASN es superior al que sería necesario realmente para ajustarnos a los errores predeterminados α y β , con lo cual estaríamos trabajando con unos errores inferiores a los elegidos.

WILSON *et al.*, (1983) propusieron otras fórmulas de muestreo binomial de toma de decisión en donde sólo es necesario conocer el umbral de daños, no siendo necesario hacer ninguna suposición para el segundo umbral:

- Recta superior $n_s = t_{\beta}^2 (p - T_i)^{-2} p q$
- Recta inferior $n_i = t_{\alpha}^2 (p - T_i)^{-2} p q$ (15)

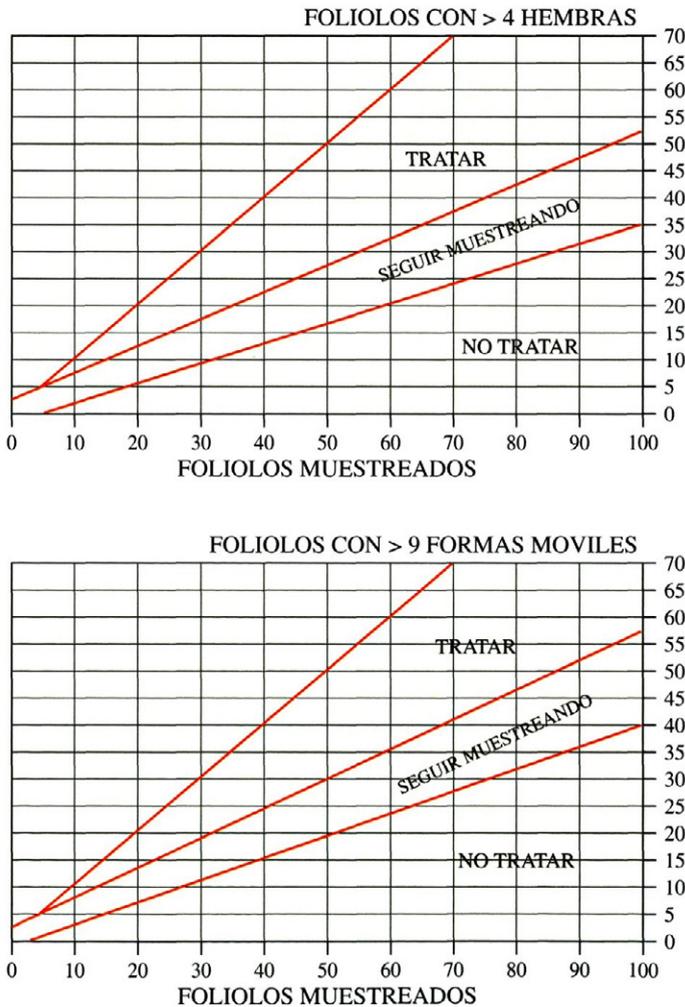


Fig. 15.-Rectas de decisión según las ecuaciones 15 de WILSON *et al.*, (1983), tomando como nivel de daños $T_i = 0,43$ para hembras y $T_i = 0,49$ para formas móviles de *Tetranychus urticae*, utilizando los valores de corte óptimos.

En donde t se obtiene de la tabla de Student para los valores de α y β considerados, T_i es el nivel de daño (expresado como proporción) y p es la proporción de foliolos con infestación, bien por debajo de T_i (recta inferior) o 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

mero de foliolos a mostrar, teniendo que calcular a continuación el número de foliolos infestados según el valor de p considerado.

Como valores de T_i se han tomado los mismos valores utilizados en la ecuaciones de Wald para el umbral superior. Las rectas de decisión obtenidas con este procedimiento se muestran en la figura 15.

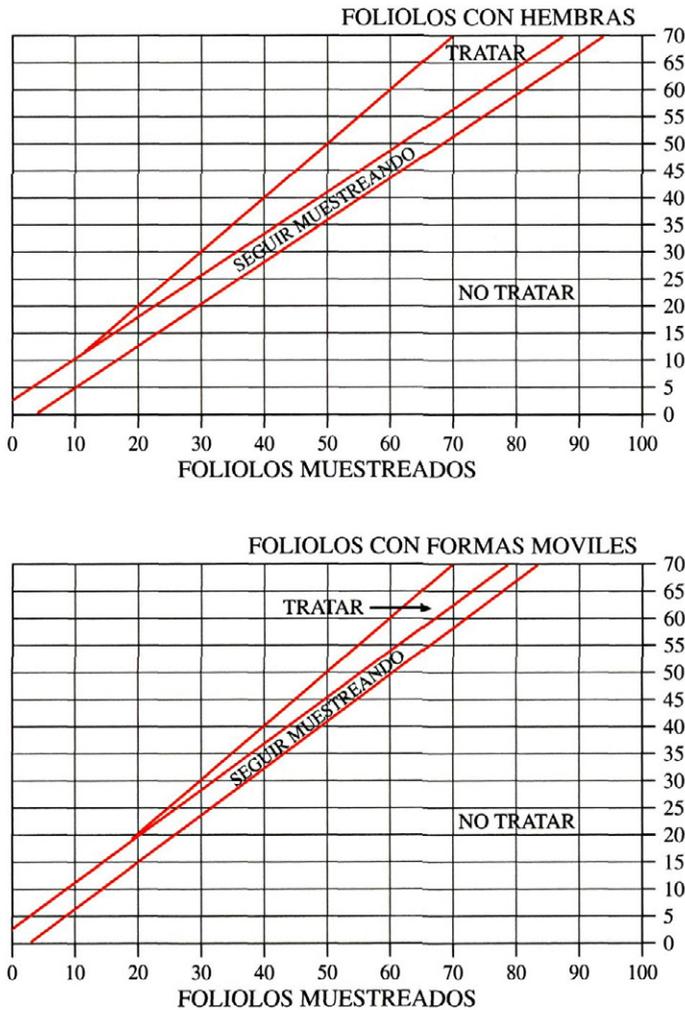


Fig. 16.—Rectas de decisión de Wald para una distribución binomial, en hembras y en formas móviles de *Tetranychus urticae*, cuando se utiliza el valor de corte $T = 0$. Ecuaciones de las rectas: hembras, recta superior $Y = 2,56 + 0,771n$, recta inferior $Y = -2,56 + 0,771n$, con $p_1 = 0,84$ y $p_0 = 0,69$ y formas móviles, recta superior $Y = 2,37 + 0,861n$, recta inferior $Y = -2,37 + 0,861n$, con $p_1 = 0,91$ y $p_0 = 0,80$.

Al comparar la Figura 13, donde se han representado las líneas de decisión según las ecuaciones de Wald para hembras y formas móviles, con la Figura 15, fórmulas de WILSON *et al.*, (1983), se observa que tanto en hembras como en formas móviles las fórmulas propuestas por WILSON *et al.*, (1983) son más restrictivas cuando la población se acerca al

umbral, necesitándose más foliolo ocupados para llegar a tomar la decisión de tratar. En cuanto a tomar la decisión de no tratar no hay tanta diferencia entre ambos modelos como ocurría en el caso anterior, pero la expresión de WILSON *et al.*, (1983) sigue siendo más conservadora, necesitando mayor número de hojas no ocupadas para tomar la decisión.

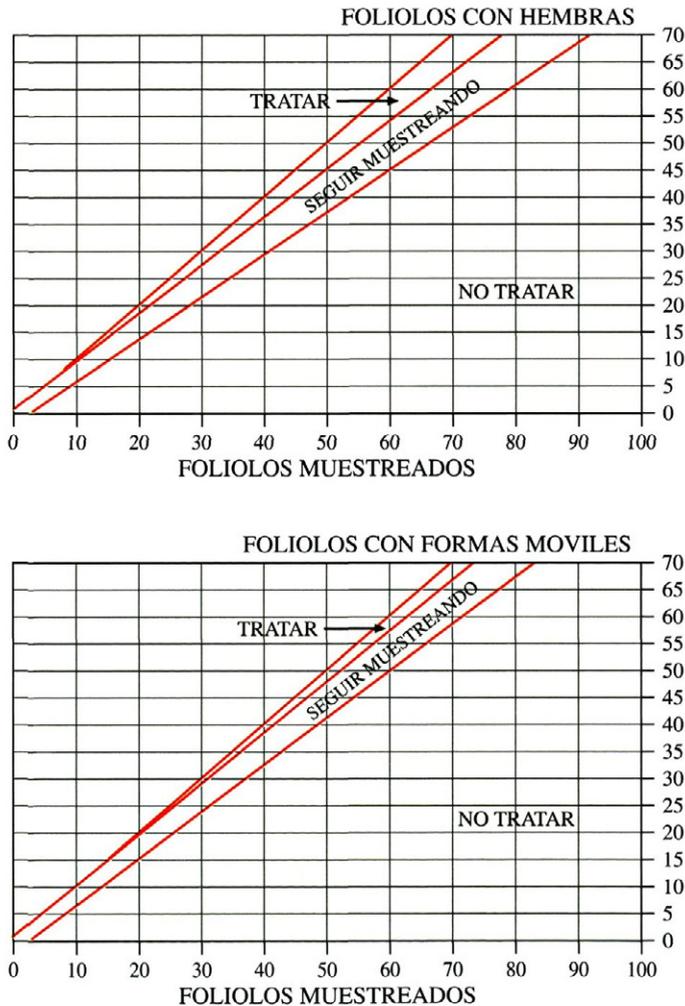


Fig. 17.-Rectas de decisión según las ecuaciones 15 de WILSON *et al.*, (1983), tomando como nivel de daño $T_i = 0,84$ para hembras y $T_i = 0,91$ para formas móviles de *Tetranychus urticae*, utilizando el valor de corte $T = 0$.

También se han obtenido las líneas de decisión cuando en vez de considerar el valor de corte óptimo se usa el valor de $T = 0$ (Figuras 16 y 17). Aunque en este caso el intervalo de indecisión es algo más reducido que cuando se toma un valor de corte superior a cero 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. Ello es debido a que considerar como ocupado el foliolo a partir de una sola forma (hembra o forma móvil) nos lleva a encontrar casi todos los foliolos ocupados cuando muestreamos una población de araña roja en fresón con densidad próxima al umbral de daño, con lo que los puntos a representar en las figuras estarán siempre en la zona alta, próxima a las áreas de tratar o de indecisión.

AGRADECIMIENTOS

Este proyecto se ha realizado gracias al apoyo económico de la Comisión Intermi-

nisterial de Ciencia y Tecnología (CICYT) en su proyecto AGR88-0175 y del Servicio de Sanidad de los Vegetales de la Conselleria de Agricultura y Pesca de la Generalitat Valenciana. Asimismo agradecemos la beca concedida por la Consellería de Cultura, Educación y Ciencia de la Generalitat Valenciana al primer autor. Deseamos expresar nuestro agradecimiento a aquellas personas que han colaborado en los trabajos de campo, Toñi Soto, Rafael Laborda, Elías Benages y Amparo Meseguer por su valiosa ayuda. 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. Espert, Zurriaga (padre e hijo), Quijal, y Valero, todos ellos de Alginet, Nicasio y Francisco Giner, de Bolbaite, Salvador Ases y Antonio Peiró de Anna y Josep Tudela de Alberic.

ABSTRACT

GONZÁLEZ ZAMORA, J. E.; GARCÍA-MARÍ, F.; RIBES, A.; SAQUES, J.; MASIELLO, L. y ORENGA, S. (1993): Binomial and sequential sampling programs for *Tetranychus urticae* Koch (Acari: *Tetranychae*) and *Amblyseius californicus* (MCGREGOR) (Acari: *Phytoseiidae*) on strawberries. *Bol. San. Veg. Plagas*, **19**(4): 559-586.

For August 1988 till July 1991, 484 samples of *Tetranychus urticae* Koch and *Amblyseius californicus* (MCGREGOR) on strawberry leaflets have been taken in 10 commercial strawberry plots in Valencia (Spain). With these data a sequential estimation and a binomial estimation (based on the tally threshold or cut-off concept) sampling program have been developed. Besides, a binomial decision sampling scheme has been evolved using the tally threshold. The distribution of the populations of the mites agree with the Taylor power law, being b 1.46 and 1.58 for female and motile stage of *T. urticae* and 1.31 for motile stage of *A. californicus*. Our data suggest that sampling only females of *T. urticae* is a good approximation to the sampling of all motile stages of *T. urticae*, with a correlation coefficient $r = 0.927$. In the sequential estimation 25 and 35 leaflets are needed to estimate the population density of females and motile stages of *T. urticae* when they are around the threshold density of 7 females per leaflet and 20 motile stages per leaflet, with a sampling error $E = 0.25$. In the case of motile stages of *A. californicus*, 75 leaflets are needed to estimate the population at low densities (0.5 per leaflet) with the same sampling error. The binomial estimation sampling program has been developed by previously estimating the relationship between the mite population density and the proportion of leaflets with T or less individuals, applying either the negative binomial distribution and an empirical relationship. The main criteria to select the cut-off number T have been maximize robustness and minimize the time cost of the samplig method. For *T. urticae* $T = 4$ (females) and $T = 9$ (motile stages) have been the cut-off selected, needing 65 and 93 leaflets to estimate the population near the threshold density. To sample *A. californicus* with a binomial method

based on the negative binomial distribution, 125 leaflets are necessary at low densities (0.5 mites per leaflet), using $T = 0$. Two methods have been compared in the process of evolving the binomial decision sampling program for *T. urticae* when using the cut-off numbers selected before. The operating characteristic (OC) and the average sample number (ASN) curves have been also obtained, based on the previous values of T , as a way of asses the proposed decision making plan.

Key words: Sequential sampling, binomial sampling, decision making sampling, sampling, *Tetranychus urticae*, *Amblyseius californicus*, strawberry, Taylor's power law index.

REFERENCIAS

- ANSCOMBE, F. J., 1948: On estimating the population of aphids in a potato field. *Ann. Appl. Biol.*, **35**: 567-571.
- BARDUCCI, S., 1988: Lotta integrata e biologica per la difesa della fragola in coltura protetta. *L'Informatore Agrario*, **21**: 89-91.
- BATTAGLIA, D.; BORRIELLO, M. y SPICCIARELLI, R., 1990: Controllo biologico del *Tetranychus urticae* Koch con *Phytoseiulus persimilis* Athias-henriot su fragola in coltura protetta nel metapontino. *Informatore Agrario*, **40** (7/8): 44-46.
- BENUZZI, M.; NICOLI, G. y BOTTEGHI, P., 1990: Lotta biologica e integrata sulla fragola. 4^o *Symposium Nacional sobre Agroquímicos*, Sevilla: 181-197.
- 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.
- BINNS, M. R.; y NYROP, J. P., 1992: Samplig insect populations for the purpose of IPM decision making. *Annu. Rev. Entomol.*, **37**: 427-453.
- BLISS, C. I. y FISHER, R. A., 1953: Fitting the negative binomial distribution to biological data. *Biometrics*, **9**: 176-200.
- BONOMO, G.; CATALANO, G.; MALTESE, V. y SPARTA, S., 1991: Esperienze di lotta biologica e integrata nella fragolicultura marsalese. *L'Informatore Agrario*, **47**: 97-100.
- 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.
- GARCÍA-MARÍ, F.; GONZÁLEZ-ZAMORA, J. E.; ORENGA ROYO, S.; SAQUES FERNÁNDEZ, J.; LABORDA CENJOR, R.; SOTO SÁNCHEZ, A. y RIBES KONINCKX, A., 1991: Distribución espacial y asociación entre especies de ácaros fitófagos (Tetranychidae) y depredadores (Phytoseiidae) en hojas de fresón. *Bol. San. Veg. Plagas*, **17**: 401-415.
- GERRARD, D.J. y CHIANG, H. C. 1970: Density estimation of corn rootworm egg populations based upon frequency of occurrence. *Ecology*, **51**: 237-245.
- GLIESMAN, S. R.; SWEZEY, S. L.; ALLISON, J.; COCHRAN, J.; FARRELL, J.; KLUSON, R.; ROSADO-MAY, F. y WERNER, M., 1990: Strawberry production systems during conversion to organic management. *California Agriculture*, **44**(4): 4-7.
- GONZÁLEZ-ZAMORA, J. E.; ORENGA, S.; GARCÍA-MARÍ, F. y LABORDA, R., 1991: Liberación de ácaros depredadores para el control de araña roja en fresón. *Phytoma-España*, **32**: 20-27.
- GREEN, R. H., 1970: On fixed precision level sequential sampling. *Res. Popul. Ecol.*, **12**: 249-251.
- KONO, T.; SUGINO, T., 1958: On the estimation of the density of rice stems infected by the rice stem borer. *Jpn. J. Appl. Entomol. Zool.*, **2**: 184-188.
- KREBS, C. J., 1989: *Ecological methodology*. Harper Collins Publishers, Inc., New York. 654 pp
- 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.
- 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.; AGNELLO, A. M.; KOVACH J. y REISSIG, W. H., 1989: Binomial sequential classification sampling plans for european red mite (Acari: Tetranychidae) with special reference to performance criteria. *J. Econ. Entomol.*, **82**: 482-490.
- 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**: 1.253-1.273.
- OATMAN, E. R.; WYMAN, J. A.; BROWNING, H. W. y VOTH, V., 1981: Effects of releases and varying infestation levels of the twospotted spider mite on strawberry yield in southern California. *J. Econ. Entomol.*, **74**: 112-115.
- PIELOU, D. P., 1960: Contagious distribution in the european red mite, *Panonychus ulmi* (Koch), and a

- method of grading population densities from a count of mite-free leaves. *Can. J. Zool.*, **38**: 645-653.
- 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.
- SANCES, F. V.; WYMAN, J. A.; TING, I. P.; VAN STEENWYK, R. A. y OATMAN, E. R., 1981: Spider mite interactions with photosynthesis, transpiration and productivity of strawberry. *Environ. Entomol.*, **10**: 442-448.
- SCHAALJE, G. B.; BUTTS, R. A. y LYSKS, T. J., 1991: Simulation studies of binomial sampling: a new variance estimator and density predictor, with special reference to the russian wheat aphid (Homoptera: Aphididae). *J. Econ. Entomol.*, **84**: 140-147.
- SOUTHWOOD, T. R. E., 1978: *Ecological methods, with particular reference to the study of insect populations*. Chapman y Hall, London. 524 pp.
- TAYLOR, L. R., 1961: Agregation, variance and the mean. *Nature*, **189**: 732-735.
- WAITE, G. K., 1988: Integrated control of *Tetranychus urticae* in strawberry in south-east Queensland. *Exp. Appl. Acarol.*, **5**: 23-32.
- 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.
- WILSON, L. T., 1985: Estimating the abundance and impact of arthropod natural enemies in IPM systems. **En Biological Control in Agricultural IPM Systems**. Editores M. A. Hoy y D. C. Herzog. Academic Press, Inc., Orlando, Florida.
- WYMAN, J. A.; OATMAN, E. R. y VOTH, V., 1979: Effects of varying twospotted spider mite infestations levels on strawberry yield. *J. Econ. Entomol.*, **72**: 747-753.

(Aceptado para su publicación: 24 marzo 1993)