

## Dinámica de poblaciones de *Saissetia oleae* Colv. (Hom., Coccidae) sobre cítricos. Comparación de diversos métodos para estimar la densidad de adultos a nivel de árbol\*.

R. MORENO y C. GARIJO

Este trabajo fue realizado en árboles de las variedades Clemenules y Satsuma. La unidad de muestreo seleccionada consta de la porción de tallo comprendida entre dos yemas alternas y la hoja intermedia, si la hay. Los muestreos fueron hechos al azar y se han obtenido expresiones que permiten conocer secuencialmente el tamaño de la muestra necesaria para estimar con una precisión determinada la media poblacional. También se discute sobre los tipos de distribución que presentan los adultos de *S. oleae* y de acuerdo con estos tipos se proponen diversos métodos de estimación de la media poblacional.

R. MORENO y C. GARIJO. Servicio de Defensa contra Plagas e Inspección Fitopatológica. Málaga. (España).

### INTRODUCCION

En la mayoría de los estudios bioecológicos que se realizan sobre artrópodos es imprescindible estimar sus poblaciones. Por consiguiente, antes de iniciar estos estudios se tendrá que disponer de unos métodos de estimación, adecuados a la finalidad que se persiga con cada uno de ellos. En el caso de *S. oleae*, especie univoltina en Málaga y ampliamente extendida por las regiones citrícolas de España, se han comparado en este trabajo diversos métodos de estimación de la densidad de adultos sobre las variedades Satsuma y Clemenules. Se ha elegido en principio el estadio adulto porque el trabajo aquí iniciado, dentro del amplio campo de la dinámica de poblaciones, tiene como finalidad esencial el predecir la

magnitud de la población de una generación basándose en la de la generación anterior, y para llegar a este conocimiento había que escoger el estadio evolutivo más idóneo de *S. oleae* respecto al cual referir estas poblaciones. El estadio elegido debería reunir las tres condiciones siguientes: a) poder efectuar su muestreo de forma rápida y sencilla, b) mantenerse durante un prolongado período de tiempo en ese estadio y c) ser prácticamente el único estadio existente durante ese período. En la zona donde se ha realizado el estudio estas condiciones las cumple únicamente el adulto, y además su muestreo se puede extender incluso a la época en que empiezan a aparecer los primeros estadios larvarios, con tal de tener en cuenta sólo los adultos que haya en esos momentos.

\* Vª Reunión del Grupo de Trabajo OILB - SROP «Cochinillas y Aleuródidos de los Cítricos», celebrada en Silla (Valencia 11-13 marzo 1980).

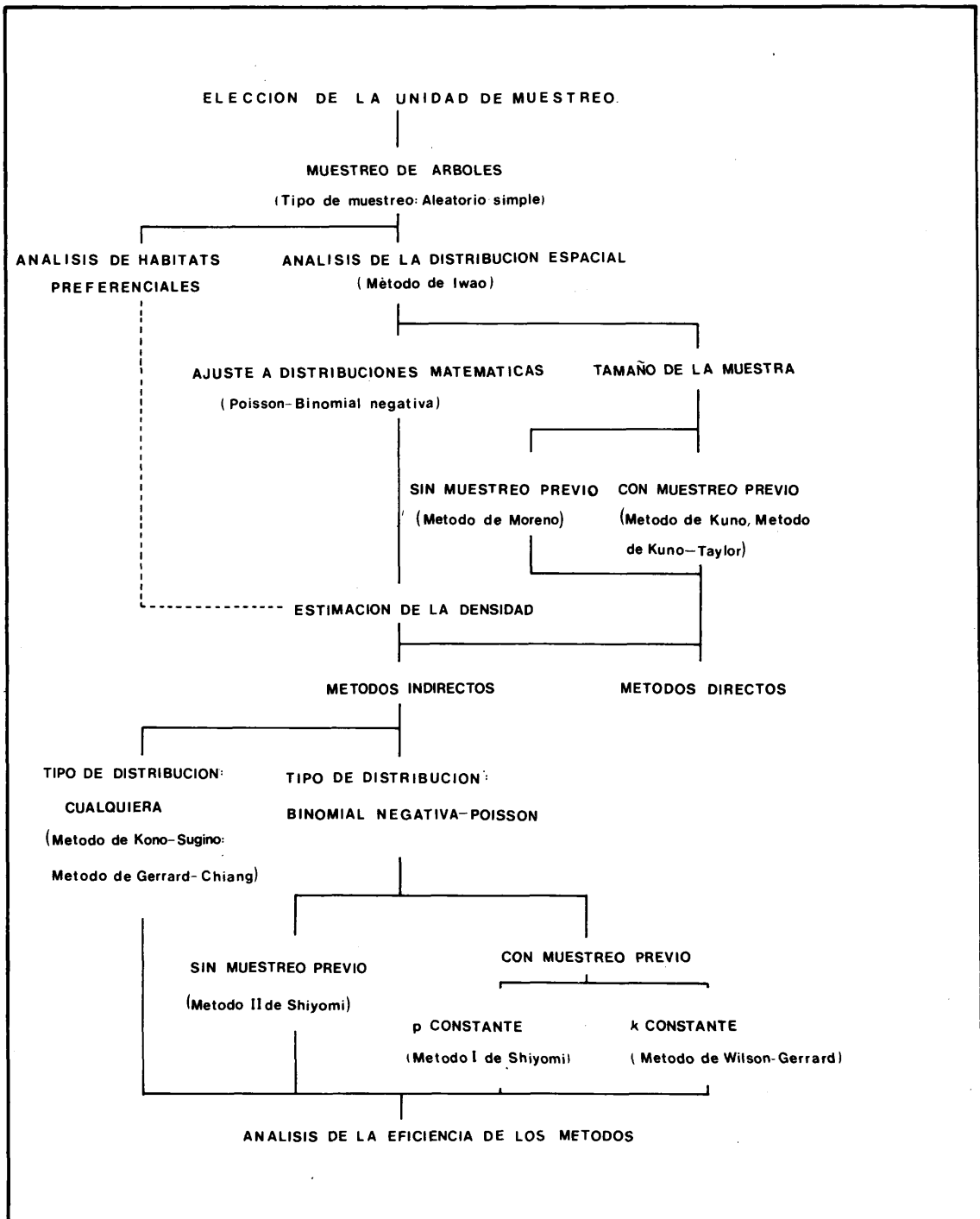


Fig. 1. Proceso seguido en la estimación de la media de adultos de *S. oleae* a nivel de árbol.

## MATERIAL, METODOS Y RESULTADOS

### Plan de trabajo

En la Fig. 1 se indica el proceso seguido en la realización de este trabajo. Con arreglo a este esquema, a continuación se expondrán los resultados que se han obtenido, discutiéndose al mismo tiempo sus aspectos más importantes.

### Unidad de muestreo

En el huerto donde se efectúa este estudio, durante 1977 se muestrearon 20 árboles de la variedad Clemenules y 19 de la Satsuma, tomando como unidad de muestreo una ramita, que podía contener varios brotes de anteriores brotaciones. El número de ramitas elegidas al azar en cada árbol varió entre 30 y 45 y el número de brotes que contenía cada ramita osciló entre 1 y 17. Se comprobó que la distribución de adultos de *S. oleae* en los brotes de cada uno de los árboles muestreados se ajustaba al modelo binomial negativo. Este comportamiento agregativo de la especie (incluso en las unidades de muestreo de mayor tamaño) y el tiempo excesivo que requería el examen de cada uno de los brotes indujo a adoptar una unidad más pequeña que el brote. Por analogía con la unidad elegida por los autores en el caso de *S. oleae* sobre olivo (trabajo aún no publicado) se escogió, para el caso de los cítricos, la porción de tallo comprendida entre dos yemas alternas y la hoja intermedia, si la hubiera. Esta unidad de muestreo se elegiría al azar dentro de la madera potencialmente receptiva de adultos, que aproximadamente coincide con la madera de 1 a 3 años y que en la práctica puede ser reconocida porque su corteza aún conserva una tonalidad más o menos verdosa.

### Muestreo de árboles

Debido a que en este trabajo se deseaban comprobar diversos métodos de estimación indirecta, así como estudiar si existía alguna

preferencia especial de los adultos por determinadas zonas del árbol, hubo que hacer unos muestreos previos de árboles. Estos muestreos se llevaron a cabo durante los primeros meses de los años 1979 y 1980. En total se muestrearon en el citado huerto 31 árboles cada año, 15 de la var. Clemenules y 16 de la var. Satsuma. En cada uno de los árboles se eligieron al azar 40 unidades de muestreo, del tipo ya mencionado, en la zona ( $F_1$ ) del árbol comprendida entre su altura media y el suelo y otras 40 en la zona ( $F_2$ ) que se encuentra situada por encima de la altura media del árbol. A su vez dentro de cada una de estas zonas se tomaron, de las 40 unidades, 20 en los brotes que ocupaban la última posición (U.P.) y otras 20 en el resto de los brotes (P.P.).

### Habitats preferenciales en el árbol

De los datos obtenidos en los árboles muestreados se extrae la conclusión de que los adultos de *S. oleae* no son atraídos por zonas del árbol situadas a una determinada altura, ni por brotes situados dentro de la ramita en posiciones similares. En las Figs. 2, 3, 4 y 5 se han representado gráficamente las medias poblacionales de adultos para cada una de las variedades estudiadas, relacionando por un lado las medias correspondientes a las alturas ( $\bar{x}_{F_1} - \bar{x}_{F_2}$ ) y por otro las correspondientes a los brotes ( $\bar{x}_{U.P.} - \bar{x}_{U.P.}$ ), comprobándose en estos gráficos lo expuesto anteriormente; es decir, que no existe preferencia por los habitats aquí estudiados.

Como consecuencia de esto, para estimar la densidad media de adultos de un árbol en el caso que nos ocupa, se deberán elegir al azar las unidades de muestreo dentro del conjunto total de madera del árbol potencialmente receptiva a los adultos; ya que si las unidades de muestreo se escogiesen sólo en una de las zonas en que se ha dividido el árbol, la media estimada correspondería únicamente a la zona muestreada y no podría hacerse extensiva a la totalidad del árbol. En cambio, si de estos

muestreos previos de árboles se hubiese obtenido alguna relación, bien entre las medias de las dos franjas o bien entre las de los dos tipos de brotes considerados, entonces sí hubiera sido posible estimar la media total del árbol en función de la de cualquiera de las zonas citadas, con sólo muestrear esa zona.

### Análisis de la distribución espacial

Diversos autores (ver SOUTHWOOD) han elaborado métodos para analizar la distribución espacial de las poblaciones de animales. En este trabajo se ha aplicado el propuesto por IWAO (1968), basado en el parámetro  $\bar{m}$  («mean crowding») definido por LLOYD (1967). El

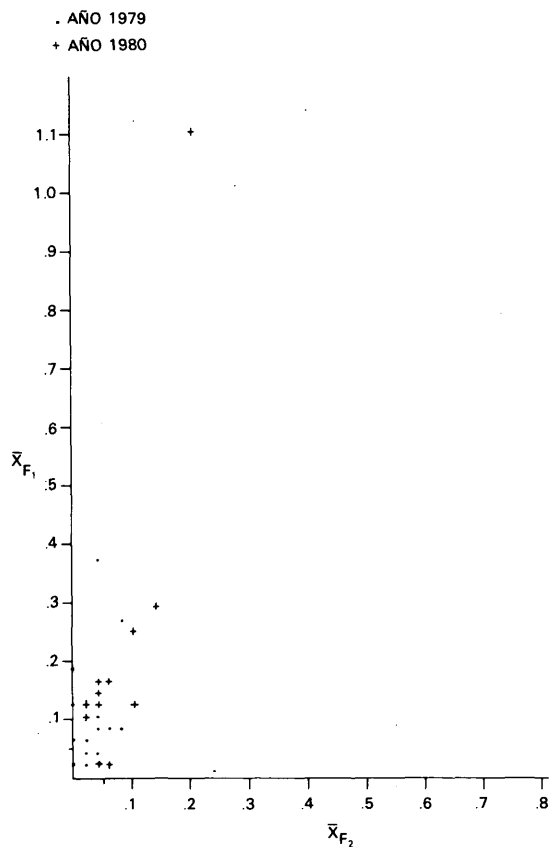


Fig. 2. Relación  $\bar{x}_{F_1} - \bar{x}_{F_2}$  en la var. Clemenules.

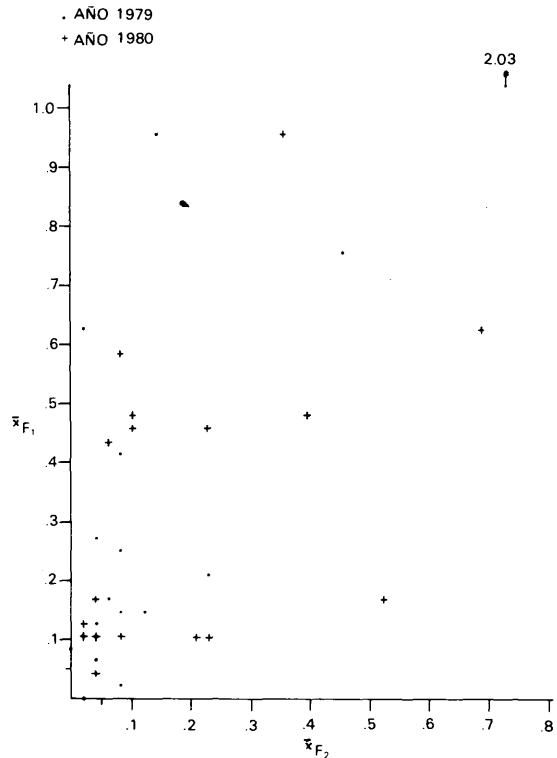


Fig. 3. Relación  $\bar{x}_{F_1} - \bar{x}_{F_2}$  en la var. Satsuma.

método en esencia se reduce a la estimación de los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  de la siguiente regresión lineal:

$$\bar{m}^* = \alpha + \beta m$$

donde,  $m$ : media poblacional y

$$\bar{m}^*: \text{«mean crowding»} = m + (\sigma^2/m - 1)$$

Los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  tienen una significación biológica. Así  $\alpha$ , conocido como «índice de contagio básico», indica si el componente básico de la población es el individuo ( $\alpha = 0$ ), la colonia ( $\alpha > 0$ ), o si existe algún tipo de repulsión entre los individuos ( $0 > \alpha \geq -1$ ); mientras que  $\beta$  indica si la distribución de los componentes básicos en las unidades de muestreo es regular ( $0 \leq \beta < 1$ ), al azar ( $\beta = 1$ ), o agresiva ( $\beta > 1$ ).

En la Fig. 6 se ha representado la relación

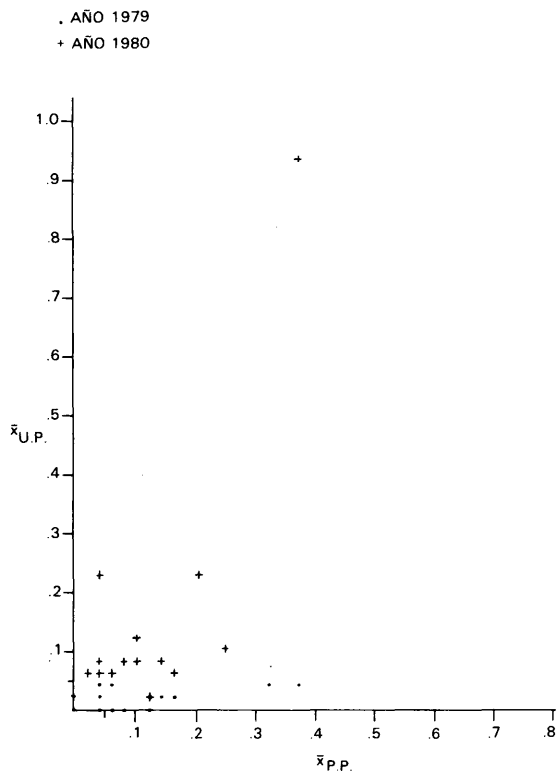


Fig. 4. Relación  $\bar{x}_{U.P.} - \bar{x}_{P.P.}$  en la var. Clemenules.

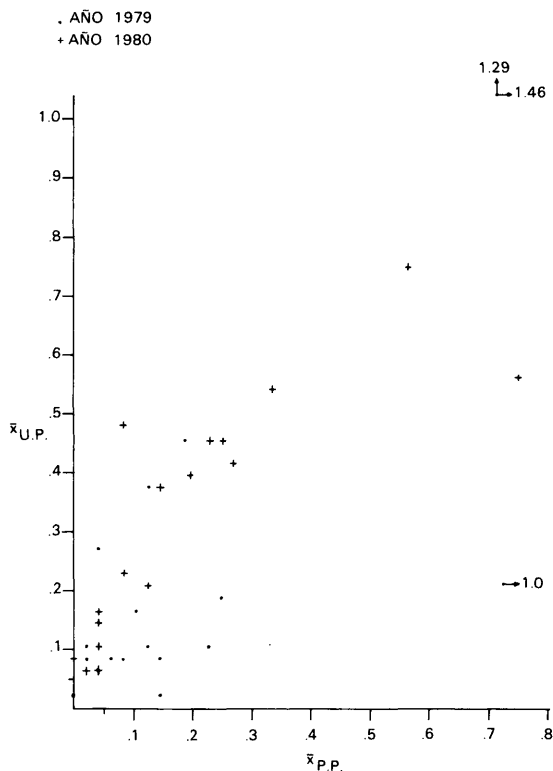


Fig. 5. Relación  $\bar{x}_{U.P.} - \bar{x}_{P.P.}$  en la var. Satsuma.

$\bar{x} - \bar{x}$  en la var. Clemenules para cada uno de los años 1979, 1980 y para el conjunto de los dos años. En este caso, al ser  $\alpha > 0$ , hay una tendencia en la población a distribuirse de una forma más o menos uniforme cuando su densidad es baja (menor que 0,1 adultos/unidad de muestreo), mientras que a medida que la densidad aumenta la distribución se hace más agregativa ( $\beta > 1$ ). La razón de este comportamiento no creemos que sea una característica biológica de la especie; antes bien, parece ser consecuencia de la especial configuración del habitat disponible por los adultos dentro de los árboles que se eligieron de la var. Clemenules. Estos árboles tenían un intenso ataque de *A. floccosus* Mask., con abundante presencia de negrilla cubriendo buena parte de las

potencial de *S. oleae*. Por consiguiente éste quedó notablemente reducido, a la vez que se hacía muy heterogéneo; es decir, que sólo ciertas zonas del habitat potencial eran receptoras a los adultos de *S. oleae*. En los casos extremos de árboles prácticamente desprovistos de esas zonas habitables para los adultos de *S. oleae*, la mortalidad de la progenie de la generación anterior había sido muy elevada y los pocos individuos (media inferior a 0,1) que alcanzaron el estadio adulto se encontraban distribuidos uniformemente en las unidades de muestreo, consecuencia de esa uniformidad de ataque de *A. floccosus*. En cambio, cuando este ataque no era tan uniforme, lo que ocasionaba que en los árboles existiesen zonas desprovistas de larvas de *A. floccosus* o de negrilla, la población de adultos se concen-

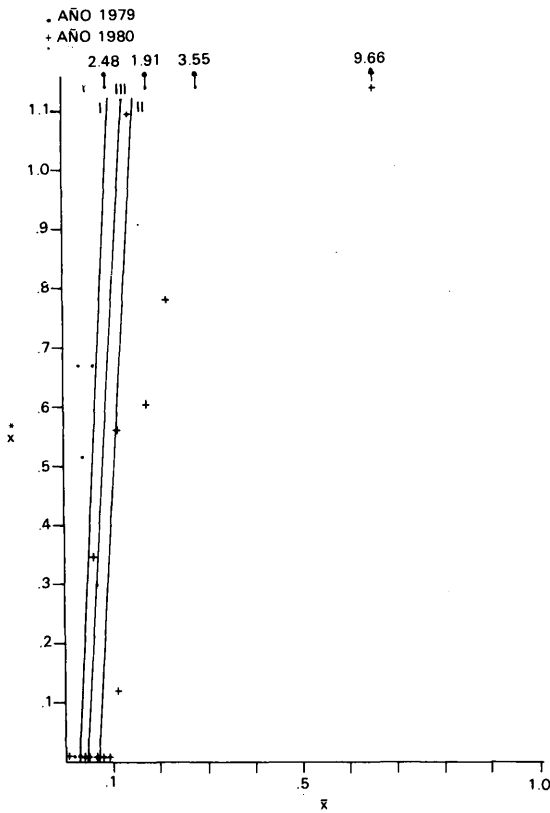


Fig. 6. Relación  $\hat{x} - \bar{x}$  ( $\hat{x} = \alpha + \beta \bar{x}$ ) en la var. Clemenules. El significado de las líneas es el siguiente:  
 I - (Año 1979):  $\alpha = -.466069$ ,  $\beta = 16.668055$ ,  $r = .85$   
 II - (Año 1980):  $\alpha = -1.077505$ ,  $\beta = 15.150104$ ,  $r = .96$   
 III - (Años 1979 y 1980):  $\alpha = -.667106$ ,  $\beta = 14.505669$ ,  $r = .95$

traba en ellas y su distribución por consiguiente se hacía agregativa. Si esas zonas eran muy poco numerosas y de un tamaño tan pequeño que únicamente podían contener unos pocos adultos, la media se conservaba inferior a 0,1; tal como puede observarse en la Fig. 6, donde 6 árboles tienen medias de ese orden, y la distribución era agregativa. En cambio, a medida que el número de zonas habitables y su tamaño aumentaban, la media se incrementaba superando con creces ese valor de 0,1. En

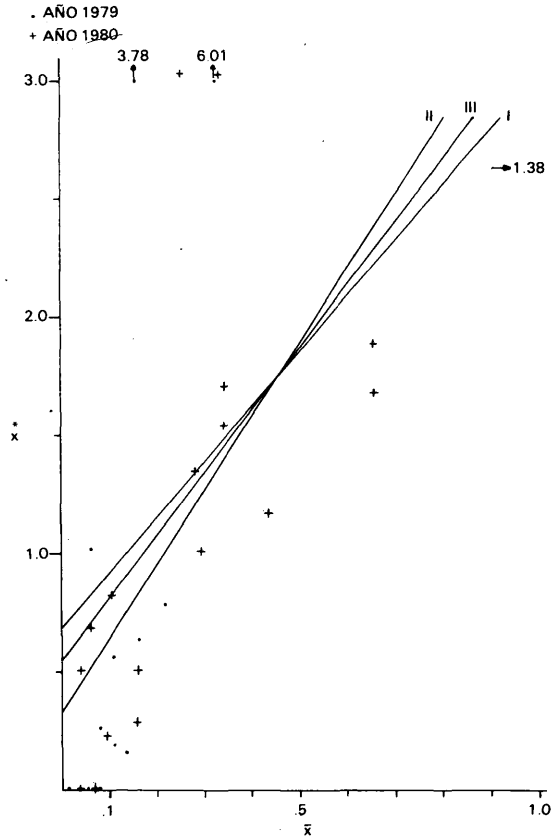


Fig. 7. Relación  $\hat{x} - \bar{x}$  ( $\hat{x} = \alpha + \beta \bar{x}$ ) en la var. Satsuma. El significado de las líneas es el siguiente:  
 I - (Año 1979):  $\alpha = .690389$ ,  $\beta = 2.293739$ ,  $r = .45$   
 II - (Año 1980):  $\alpha = .337253$ ,  $\beta = 3.050654$ ,  $r = .63$   
 III - (Años 1979 y 1980):  $\alpha = .557915$ ,  $\beta = 2.491550$ ,  $r = .50$

resumen, pensamos que un factor muy importante en la limitación de la población adulta de *S. oleae* y en su distribución en las unidades de muestreo ha sido la abundante presencia de *A. floccosus*. Por consiguiente, debido a este factor que ha perturbado de forma tan notable las condiciones normales de desarrollo y distribución de *S. oleae*, y que es un caso típico de competición entre dos especies por un mismo habitat, no se pueden extraer conclusiones válidas sobre el tipo de distribución que ten-

drían los adultos de *S. oleae* en árboles de la var. Clemenules en los que no existiese esa competencia.

En la Fig. 7 se ha representado la relación  $\bar{x} - \bar{x}$  en la var. Satsuma. Aunque en este caso la correlación ha sido baja, creemos que es posible obtener algunas conclusiones interesantes. De acuerdo con los valores  $\alpha > 0$  y  $\beta > 1$ , se deduce que los adultos de *S. oleae* han presentado una tendencia a agruparse en colonias ( $\alpha > 0$ ) y que éstas se han distribuido de forma agregativa ( $\beta > 1$ ). Al ser  $\alpha$  muy próximo a cero, y a pesar de no conocer el tipo de distribución de los adultos dentro de las colonias, se puede pensar con poco riesgo de error que la media de individuos por colonia será cercana a la unidad y que por consiguiente la distribución de adultos será agregativa y se podrá ajustar a modelos conocidos. Más adelante, cuando se trate el tema del ajuste de datos a distribuciones matemáticas, se comprobará que esta hipótesis es válida para la mayoría de las poblaciones estudiadas.

Las diferencias que se observan entre el comportamiento de los adultos de *S. oleae* en una y otra variedad es muy posible que se deban a la intensidad con que *A. floccosus* ha atacado a estas dos variedades. Así la var. Satsuma parece ser menos receptiva a *A. floccosus* que la var. Clemenules, por lo cual en la primera no se aprecia una clara inclinación a la distribución uniforme de adultos de *S. oleae*, cuando su densidad es baja. Claro ejemplo de ello es que sólo han aparecido 6 árboles de la var. Satsuma con una tendencia a distribuirse uniformemente, no habiendo sido suficiente este número para que  $\alpha$  tomase un valor menor que cero.

#### Ajuste de las distribuciones poblacionales a modelos matemáticos

El análisis de la distribución espacial de los adultos de *S. oleae* realizado en un conjunto de árboles nos ha mostrado una tendencia agregativa en la var. Satsuma, y una tendencia uni-

forme a densidades bajas y agregativa a densidades altas en la var. Clemenules. Algunos de los métodos indirectos de estimación de la media poblacional, que hasta el momento han sido elaborados, se basan en la hipótesis de que las distribuciones se puedan ajustar al modelo de Poisson o al binomial negativo. Por consiguiente, aunque en teoría sea interesante comprobar el posible acuerdo con otros modelos, en la práctica el interés inicial reside en comprobar si las distribuciones en cada árbol se ajustan a uno de los dos modelos antes citados. Para ello, la distribución en cada uno de los árboles se ha ajustado, bien al modelo de Poisson cuando  $s^2 \leq \bar{x}$ , o bien al binomial negativo cuando  $s^2 > \bar{x}$ . La bondad del ajuste al modelo de Poisson se comprobó mediante la utilización de la distribución  $t$ , aceptándose que la distribución muestral está conforme con una de Poisson, con un nivel de confianza del  $(1 - \alpha)\%$ , cuando:

$$\left| \frac{s^2}{\bar{x}} - 1 \right| < t_{\alpha/2, n-1} \sqrt{\frac{2n}{(n-1)^2}}$$

El cálculo del parámetro  $k$  de la binomial negativa se hizo utilizando el método de máxima verosimilitud desarrollado por BLISS (1953), y la comprobación de la bondad del ajuste se efectuó mediante el test  $U$  o  $T$  que ANSCOMBE (1949) propone.

Los ajustes a las distribuciones antes citadas y las comprobaciones de la bondad de estos ajustes nos llevaron a la conclusión de que todos los árboles que presentaron  $s^2 \leq \bar{x}$  se ajustaban al modelo de Poisson, mientras que de los árboles con  $s^2 > \bar{x}$  sólo tres de la var. Clemenules y uno de la var. Satsuma no estaban conformes con el binomial negativo. En este último caso la explicación más procedente que justifica la aparición de estos cuatro árboles con distribuciones que no se ajustan al binomial negativo, habría que buscarla en la tendencia, ya mostrada en la var. Satsuma por los adultos de *S. oleae*, de tener la colonia

como componente básico. Además, si el tamaño medio de la colonia en cada uno de estos cuatro árboles es bastante superior a la unidad, la distribución de los adultos no se ajustará a modelos matemáticos conocidos en la actualidad, tal como lo hace ver IWAO (1977).

La posibilidad práctica de utilizar esta característica agregativa de los adultos de *S. oleae* en uno de los métodos indirectos de estimación de la media poblacional depende de que sea factible encontrar un valor de  $k$  ( $k_c$ ) común a las distribuciones. El método utilizado para justificar la conveniencia de calcular  $k_c$  ha sido el propuesto por BLISS, OWEN (1958), que consiste en representar gráficamente cada media ( $\bar{x}$ ) con su correspondiente  $1/k$ . En el caso de que se demuestre la estabilidad de  $1/k$ , es decir, de que no exista tendencia en los puntos representados a reunirse en grupos ni a seguir una determinada línea, será posible una  $k_c$  para todas las distribuciones.

La estimación de  $k_c$  se hizo de acuerdo con el método desarrollado por BLISS, OWEN (1958). En él previamente se calculan los valores:

$$x^1 = \bar{x}^2 - \frac{(s^2)}{n}$$

$$y^1 = s^2 - \bar{x}$$

con los cuales se procederá a estimar la regresión lineal pasando por el origen:

$$y^1 = \frac{1}{k_c} x^1$$

Estos dos pasos, justificación de la existencia de un  $k_c$  común a todas las distribuciones y estimación del  $k_c$ , han sido recogidos gráficamente en las Figs. 8 y 9 para la var. Clemenules y en las Figs. 10 y 11 para la var. Satsuma. Como se puede comprobar en las Figs. 8 y 10, las condiciones antes citadas para poder calcular un  $k_c$  se cumplen en cada una de las dos variedades. El cálculo de  $k_c$  se hizo

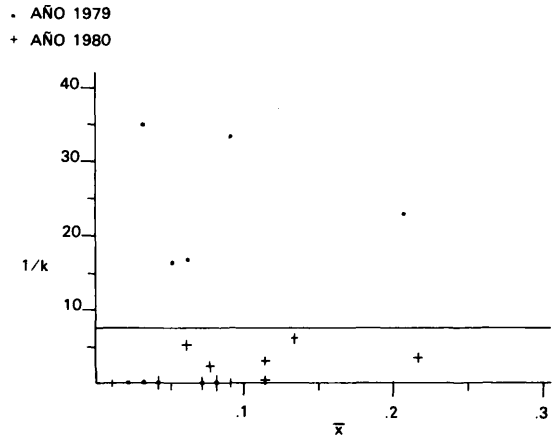


Fig. 8. Relación  $1/k - \bar{x}$  en la var. Clemenules para comprobar la estabilidad de  $1/k$ . La línea horizontal representa  $1/k_c = 7.367873$ .

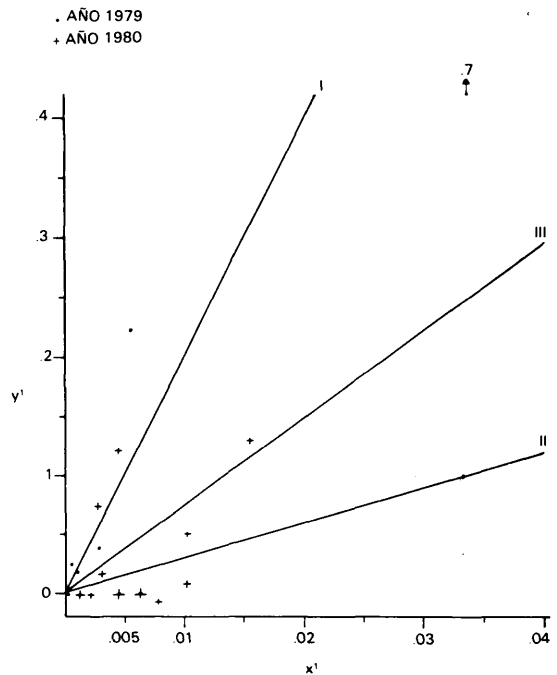


Fig. 9. Estimación de  $1/k_c$  en la var. Clemenules mediante la expresión:  $y^1 = 1/k_c \cdot x^1$ . El significado de las líneas es el siguiente:  
 I - (Año 1979):  $1/k_c = 19.916272$   
 II - (Año 1980):  $1/k_c = 2.967565$   
 III - (Años 1979 y 1980):  $1/k_c = 7.367873$ .



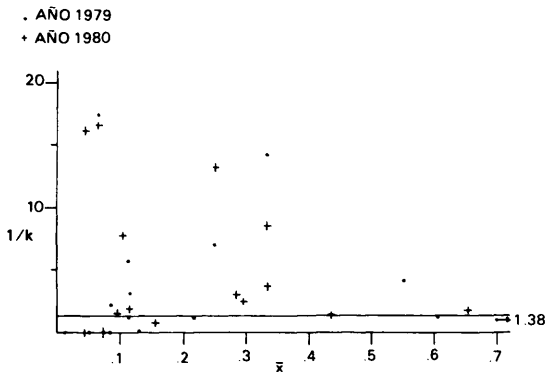


Fig. 10. Relación  $1/k - \bar{x}$  en la var. Satsuma para comprobar la estabilidad de  $1/k$ . La línea horizontal representa  $1/k_c = 1.273636$ .

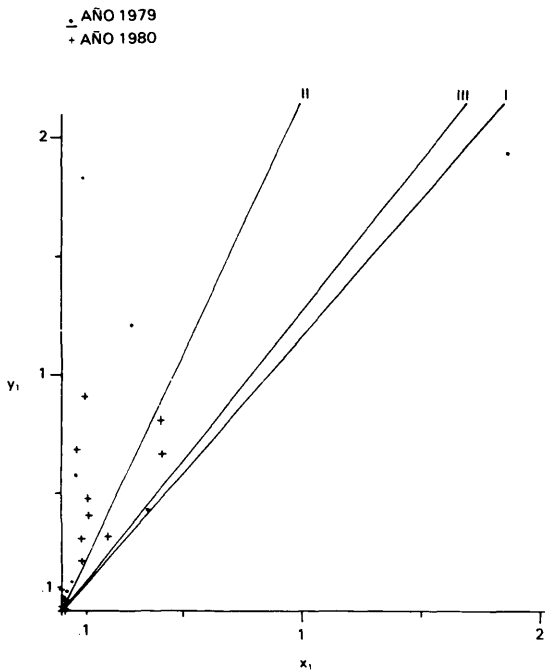


Fig. 11. Estimación de  $1/k_c$  en la var. Satsuma mediante la expresión  $y^1 = 1/k_c \cdot x^1$   
 El significado de las líneas es el siguiente:  
 I - (Año 1979):  $1/k_c = 1.16702$   
 II - (Año 1980):  $1/k_c = 2.967565$   
 III - (Años 1979 y 1980):  $1/k_c = 1.273636$ .

incluyendo, no tan sólo los árboles cuyas distribuciones se ajustaban al modelo binomial negativo, sino también a aquellos otros que se ajustaban al de Poisson, ya que estos últimos pueden ser aceptados como modelos binomiales negativos con  $k \rightarrow \infty$

Comparemos ahora los valores de  $1/k$  aquí calculados con los valores de  $\beta$  que antes se estimaron cuando se dedujeron las relaciones lineales  $\bar{x} - \bar{x}$ . Si el componente básico fuera el individuo o la colonia con un tamaño medio muy cercano a la unidad, y puesto que  $\beta > 1$ , las distribuciones de adultos se ajustarían a un modelo binomial negativo con un  $k$  tal que:

$$\beta = 1 + \frac{1}{k_c}$$

En el caso de la var. Clemenules en los conteos del año 1979,  $\alpha = -0,47$  próximo a cero y por consiguiente, aparte del significado de su valor negativo, que ya se comentó, el individuo podría ser tomado como componente básico, y al ser  $\beta = 16,67$  se tendría que  $1/k_c = 15,67$ , muy próximo lógicamente al valor 19,92 que se obtuvo a partir de la relación  $y^1 - x^1$ . En cambio, en el año 1980,  $\alpha \approx -1$  y en consecuencia, los dos valores de  $1/k_c$  difieren bastante (13,51 - 7,37).

En la var. Satsuma los dos valores de  $1/k_c$  para cada uno de los dos años son muy similares:

$$1979: 1,29 - 1,17$$

$$1980: 2,05 - 2,18$$

y en el conjunto de los dos años también lo son:

$$1979 - 80: 1,49 - 1,27$$

lo cual confirma la hipótesis anteriormente establecida de que en esta variedad el tamaño medio de la colonia era muy cercano a la unidad.

Por motivos de índole práctica, finalmente se calculó un valor de  $k$  que fuera común a las dos variedades, obtenido con el conjunto de

los datos de los dos años. Este valor  $k_c = 0,780830$  es el que posteriormente se utilizará en la estimación de la media por el correspondiente método indirecto.

SHIYOMI y otros (1976) mostraron que no tan sólo puede existir un  $k$  común ( $k_c$ ) a las poblaciones de un artrópodo, sino que también puede haber un  $p$  común ( $p_c$ ). El método que proponen para demostrar la estabilidad de  $1/p$  es similar al ya indicado en el caso de  $1/k$ . En las Figs. 12 y 13 queda demostrada dicha estabilidad para las dos variedades, Clemenules y Satsuma. El cálculo de  $p_c$  está estrechamente relacionado con la estimación de la media de adultos en función de la proporción ( $p_o$ ) de unidades de muestreo sin atacar, cuando se parte de la hipótesis de que existe un  $p_c$  común a las poblaciones estudiadas.

La expresión que permite hacer esta estimación es la siguiente:

$$\bar{x} = A \log p_o$$

en la que:

$\bar{x}$  es la media muestral de cada árbol.

$p_o$  es la proporción observada en cada árbol de unidades de muestreo no conteniendo individuos.

$$A = \frac{p_c}{\log(1+p_c)}$$

Por consiguiente en esta expresión no aparece  $p_c$  de forma directa, sino una función ( $A$ ) de ella. Esto quiere decir que no es necesaria la estimación previa de  $p_c$ ; ya que  $A$ , de acuerdo con esa expresión, podrá ser estimada directamente mediante una regresión lineal que pasa por el origen. No obstante, si se desea conocer el valor de  $p_c$ , éste puede ser fácilmente calculado de forma iterativa una vez estimado  $A$ .

### Tamaño de la muestra

Uno de los graves inconvenientes con que se

encuentra el investigador a la hora de realizar el muestreo es el de saber «a priori» cuál ha de ser el tamaño mínimo de la muestra para que la estimación de la media poblacional tenga la precisión que previamente se haya fijado. Los métodos que aquí se aporten para solucionar este problema serán de aplicación en la estimación directa de la media y no en la estimación indirecta, que según los casos tendrá un tratamiento diferente.

El primer método que surgió, y así está recogido en los libros de texto, consistía en efectuar un sondeo previo de la población antes de cada muestreo, con el fin de obtener una estimación de la varianza y a partir de ella conocer aproximadamente el número de unidades de muestreo que tendrían que ser observadas. Aunque en ocasiones el sistema puede ser válido, su aplicación tendería a duplicar el trabajo y en consecuencia su utilización fue rechazada en nuestro estudio.

Los otros métodos que actualmente están a nuestra disposición tienen como denominador común la posibilidad de ir conociendo secuencialmente la precisión de la estimación, es decir, a medida que se toma cada unidad de

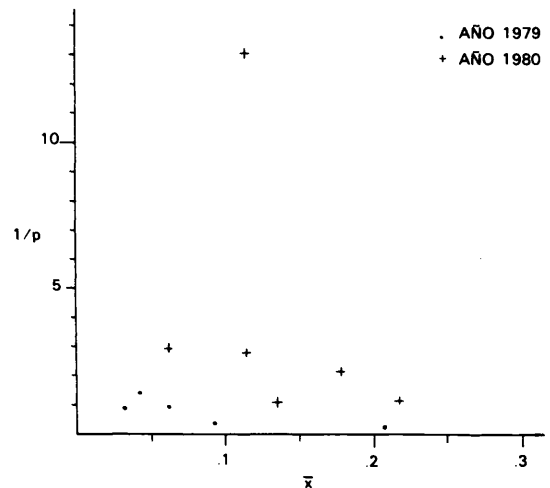


Fig. 12. Relación  $1/p - \bar{x}$  en la var. Clemenules para comprobar la estabilidad de  $1/p$ .

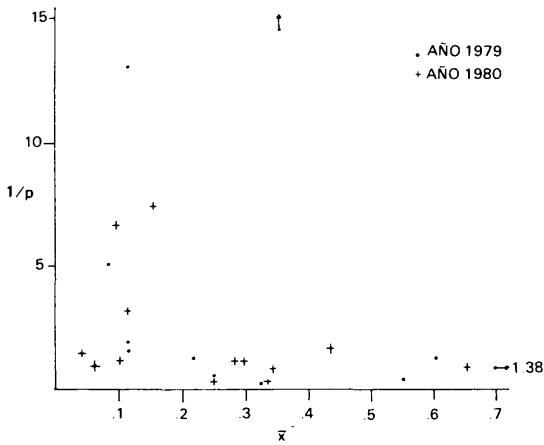


Fig. 13. Relación  $1/p - \bar{x}$  en la var. Satsuma para comprobar la estabilidad de  $1/p$ .

muestreo; lo cual permite detener éste en el momento mismo en el que se alcance la precisión deseada. Dentro de este grupo, los hay que están basados en la deducción de alguna función que relacione varianza ( $s^2$ ) y media ( $\bar{x}$ ). TAYLOR (1965) propuso la siguiente función:

$$s^2 = a \bar{x}^b, \text{ o bien: } \log s^2 = \log a + b \log \bar{x}.$$

mientras que IWAO, KUNO (1968) propusieron:

$$s^2 = (\alpha + 1) \bar{x} + (\beta - 1) \bar{x}^2$$

en las que  $\alpha$  y  $\beta$  son los parámetros de la relación ya expuesta con anterioridad:

$$\bar{m} = \alpha + \beta m.$$

Dentro del mismo grupo a que nos estamos refiriendo, MORENO (aún sin publicar) ha desarrollado un método, aplicable cuando la precisión se mide por el coeficiente de variación, y en el que no es necesario estimar previamente unos parámetros como sucede en los dos casos anteriores.

En los dos primeros casos indicados, para que los métodos que de ellos se deduzcan sean

aplicables, los parámetros ( $a$  y  $b$ ,  $\alpha$  y  $\beta$ ) deben ser estables, ya que si no lo fueran, antes de cada muestro habría que realizar uno previo para estimarlos, con lo cual el método perdería su eficacia. Por consiguiente, la fase inicial del trabajo, cuando se utiliza este tipo de métodos, consiste en estimar los parámetros y comprobar su estabilidad. Para ello, tal como se expuso en el apartado «muestreo de árboles», en el huerto donde se iba a realizar el estudio se muestrearon, durante 1979 y 1980, 30 árboles de la var. Clemenules y 32 de la var. Satsuma intentando que el rango de sus medias fuera lo más amplio posible.

Los resultados obtenidos con la función de TAYLOR en los años 1979 y 1980, para cada una de las variedades por separado, se muestran en las Figs. 14 y 15. El parámetro  $b$  se conserva prácticamente constante en todos los casos analizados, oscilando entre 1,53 y 1,31; mientras que el campo de variación del parámetro  $a$  se mantiene de un año a otro dentro de unos límites aceptables para una misma variedad, siendo algo más amplio entre variedades. El análisis de las regresiones nos indica que el factor varietal tiene una cierta influencia, en especial sobre el parámetro  $a$ , y que por consiguiente si se quisiera obtener un rendimiento máximo del método basado en la ley de TAYLOR habría que utilizar una relación diferente para cada variedad. No obstante, al ser pequeñas las diferencias entre los valores estimados de cada uno de los parámetros, se puede comprobar si existe una relación conjunta válida para las dos variedades. Esta relación fue significativa ( $p < 0,05$ ) y tiene la forma siguiente:

$$s^2 = 3,375097 \cdot \bar{x}^{1,351919} \quad (r = 0,96)$$

Además, el alto y significativo ( $p < 0,05$ ) valor (0,96) que alcanza el coeficiente de correlación lineal entre  $\log s^2$  y  $\log \bar{x}$  nos indica que esta última función se puede usar como función única para las dos variedades.

Por lo que se refiere a la función establecida

por IWAO, KUNO, (1968), los valores estimados de los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  ya han sido suficientemente discutidos, y del mismo modo que en el caso anterior, aquí también se ha hallado un valor de  $\alpha$  y otro de  $\beta$  comunes para el conjunto de las dos variedades:

$$\alpha = 0,267439$$

$$\beta = 4,046206$$

La estabilidad de estos valores no parece ser tan alta como para  $a$  y  $b$ , lo cual significa que la posibilidad de error será mayor cuando se utilice el método basado en la función de IWAO, KUNO (1968) que cuando se utilice el mismo método basado en la relación de TAYLOR.

Este método ha sido elaborado por KUNO (1969) para la función dada por IWAO, KUNO (1968), pudiéndose adaptar fácilmente a la relación de TAYLOR. En resumen, el método consiste en obtener una familia de curvas cada una de las cuales corresponde a un determinado valor de la precisión de la estimación. Si ésta se mide por el coeficiente de variación, las ecuaciones de estas familias para cada una de las dos funciones, y teniendo en cuenta que la fracción de muestreo en nuestro caso tiende a cero, son las siguientes:

Función de IWAO, KUNO:

$$T_n = \frac{\alpha + 1}{D^2 - \frac{\beta - 1}{n}}$$

Función de TAYLOR:

$$T_n = D^{\frac{2}{b-2}} \cdot a^{\frac{1}{2-b}} \cdot \frac{b-1}{n^{\frac{b-1}{2}}}$$

en las que:

$\alpha$  y  $\beta$  son las estimaciones de los parámetros de la función de IWAO, KUNO, para el conjunto de las dos variedades.

$a$  y  $b$  son las estimaciones de los parámetros

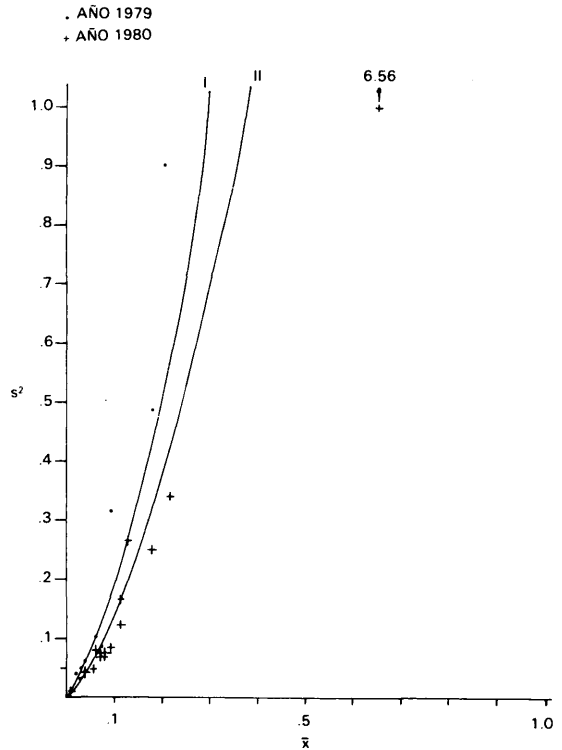


Fig. 14. Relación  $s^2 - \bar{x}$  en la var. Clemenules según la ley de Taylor ( $s^2 = a \bar{x}^b$ ). El significado de las líneas es el siguiente:  
 I - (Año 1979):  $a = 6.578087$ ,  $b = 1.530552$ ,  $r = .95$   
 II - (Año 1980):  $a = 4.196912$ ,  $b = 1.473360$ ,  $r = .96$

de la función de TAYLOR para el conjunto de las dos variedades.

$D$  es el coeficiente de variación.

$n$  es el número de unidades de muestreo observadas, y

$T_n$  es el total acumulado de adultos de *S. oleae* en las  $n$  unidades de muestreo.

En la Fig. 16 se han representado algunas curvas de cada una de las familias.

El uso de estos gráficos es sencillo. Supongamos que deseamos efectuar la estimación con  $D = 0,25$ . Después de examinar cada una o cada varias unidades de muestreo, se sitúa en el

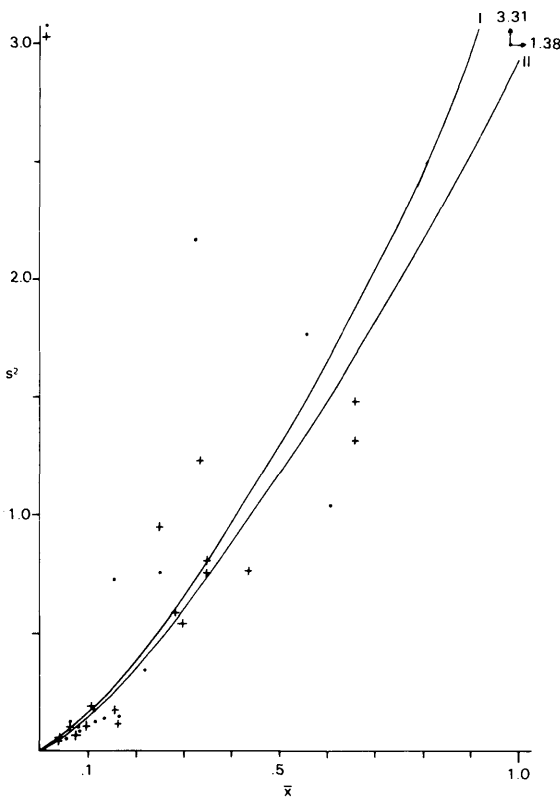


Fig. 15. Relación  $s^2 - \bar{x}$  en la var. Satsuma según la ley de Taylor ( $s^2 = a \bar{x}^b$ ). El significado de las líneas es el siguiente:  
 I - (Año 1979):  $a = 3.353051$ ,  $b = 1.334610$ ,  $r = .95$   
 II - (Año 1980):  $a = 2.922767$ ,  $b = 1.314732$ ,  $r = .97$

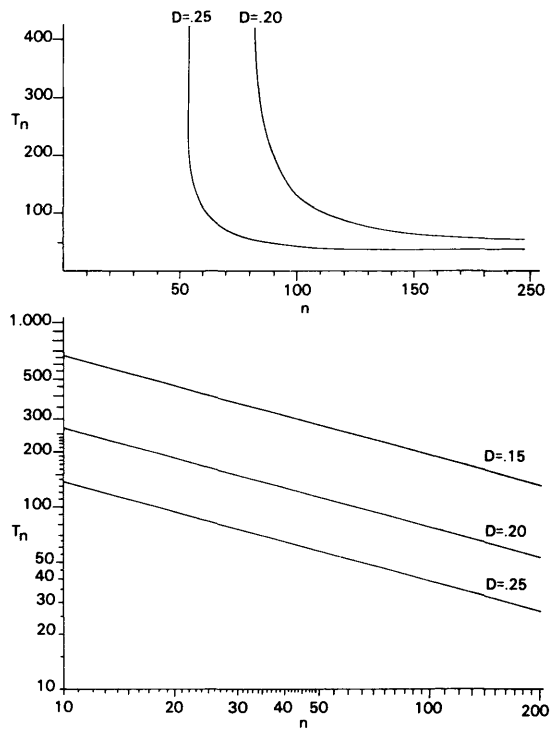


Fig. 16. Tamaño de la muestra para estimar  $\bar{x}$  en las vars. Clemenules y Satsuma con una precisión  $D$  previamente fijada.  
 Superior: Las curvas se trataron de acuerdo con la regresión  $\hat{m} - m$ , ( $\alpha = .267439$  y  $\beta = 4.046206$ ).  
 Inferior: Las líneas se dibujaron utilizando la ley de Taylor:  $s^2 = a \bar{x}^b$  ( $a = 3.375097$ ,  $b = 1.351919$ ).  
 (Ver el texto para el uso de estos gráficos).

gráfico el punto  $(n, T_n)$ . Si éste se encuentra por debajo de la línea correspondiente a  $D = 0,25$  el muestreo se continuará hasta que dicho punto se sitúe por encima de la línea, en cuyo caso habremos alcanzado la precisión fijada de  $D = 0,25$ .

El cálculo de la media es inmediato, ya que:

$$\bar{x} = \frac{T_n}{n}$$

Como ya se indicó, MORENO (aún sin publicar) ha desarrollado otro método gráfico, más

exacto que los anteriores, ya que éstos están basados en funciones que tienen que ser ajustadas con una serie de datos, procedentes de muestras que estarán sometidas a una mayor o menor variabilidad; mientras que en éste, todo su fundamento estriba en representar gráficamente las expresiones ordinarias que se utilizan para calcular la precisión de la estimación. Su campo de aplicación, en cambio, es más restringido en el muestreo aleatorio simple, en el que únicamente puede ser aplicado cuando la fracción de muestreo es despreciable

y la precisión se mide por medio del coeficiente de variación. Como ejemplo de su uso, en la Fig. 17 se ha representado una carta de intersección para valores de la media comprendidos entre 0,2 y 1,5.

En los estadillos que se utilicen para las anotaciones en campo se deben incluir dos apartados, uno para colocar el número de adultos ( $y_i$ ) que hay en cada unidad de muestreo y otro para poner el cuadrado de esta cantidad ( $y_i^2$ ); de esta forma en cualquier momento podremos calcular el valor de  $\sum y_i$  y de  $\sum y_i^2$ . Así, si deseamos realizar la estimación con una precisión  $D = 0,2$ , por este punto trazaremos una vertical hasta que corte a la línea correspondiente al número ( $n$ ) de unidades de muestreo observadas. Desde este punto llevaremos una horizontal hasta la línea

que se corresponde con la media ( $\sum y_i / n$ ) que en ese momento tengamos y finalmente desde ahí trazaremos otra vertical hasta que corte al eje de abscisas. En este punto de corte leeremos el valor de  $\sum y_i^2$  que señale. Si éste es inferior al valor de  $\sum y_i^2$  calculado en el estadillo, el muestreo debe continuar; pero si es menor o igual el muestreo se da por finalizado. El recorrido en el gráfico también se puede hacer a la inversa, es decir, comenzando por el valor de  $\sum y_i^2$  que se haya obtenido en el estadillo, llevándolo sobre su correspondiente eje y desde aquí llegando al valor de  $D$ .

**Método directo de estimación de la media de la población**

El único problema que presenta el método

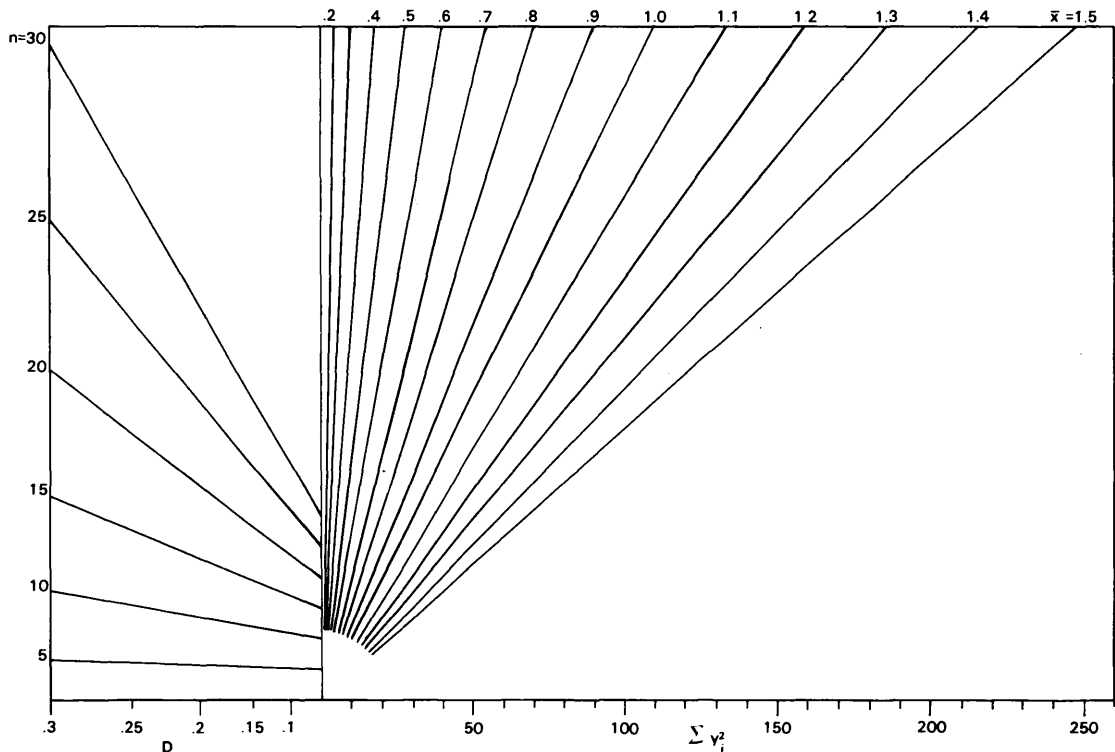


Fig. 17. Tamaño de la muestra para estimar  $\bar{x}$  con una precisión  $D$  previamente fijada. Método de Moreno. (Ver el texto para el uso de este gráfico).

directo de estimación es el ya expuesto de conocer el tamaño de la muestra para estimar la media con una precisión previamente fijada. Las soluciones a este problema han quedado suficientemente desarrolladas, comprobándose asimismo que en el caso de los adultos de *S. oleae* pueden ser empleadas todas ellas, por lo cual no creemos que sea necesario insistir más sobre el tema.

### Métodos indirectos de estimación de la media de la población

Dentro del amplio campo de los métodos indirectos de estimación, los trabajos que hemos realizado en este sentido sobre *S. oleae* se han centrado exclusivamente en los métodos basados en las muestras censuradas. Estos pueden clasificarse en dos grupos, los que no imponen condiciones restrictivas a las distribuciones poblacionales, y los que parten de la base de que las distribuciones son del tipo binomial negativo o Poisson.

KONO, SUGINO (1958) y GERRARD, CHIANG (1970) desarrollaron dentro del primer grupo un método similar, aunque obtenido por caminos diferentes.

Comprobaron que:

$$\bar{x} = a ( - \log p_o )^b$$

en la que:

a y b son parámetros.

$p_o$  es la proporción en la muestra de unidades de muestreo no conteniendo individuos y

$\bar{x}$  es la media muestral.

La aplicación de esta expresión para estimar la media poblacional en función de la proporción de unidades de muestreo sin individuos depende de que los parámetros a y b se mantengan estables. En las Figs. 18 y 19 se han representado los pares de puntos ( $\bar{x}$ ,  $p_o$ ) para cada una de las variedades en los dos años. Es-

tos datos se obtuvieron a partir del muestreo de los árboles que se mencionaron con anterioridad. La estimación de los parámetros a y b se efectuó mediante una regresión lineal y los valores resultantes muestran una clara tendencia a la estabilidad; variando  $\underline{a}$  entre 4,23 y 4,88, y  $\underline{b}$  entre 1,11 y 1,18, no observándose que el factor varietal tuviera influencia sobre los parámetros. Por consiguiente, al ser similar en el tiempo y en las dos variedades el comportamiento de los adultos de *S. oleae* en relación con la ocupación de las unidades de muestreo, se optó por estimar los parámetros  $\underline{a}$  y  $\underline{b}$  con el conjunto de los datos obtenidos en las dos variedades y en los dos años, lo que dió lugar a la siguiente expresión final:

$$\bar{x} = 4,373883 ( - \log p )^{1,125763} ; p < 0,05 \\ (r = 0,967843)$$

expresión que puede ser utilizada indistintamente en la var. Clemenules y en la var. Satsuma y para una mayor seguridad se recomienda su empleo cuando la media del árbol se encuentre situada dentro del rango (0 - 1,38) con el que se ha trabajado.

IWAO (1976) constató la difícil interpretación biológica que tenían los parámetros a y b de la expresión anterior. Con el fin de dar solución a esta cuestión propuso la expresión siguiente basada en la regresión  $\hat{m} - m$ :

$$p_o = [(\alpha + 1) + (\beta - 1)m]^{-m/[\alpha + (\beta - 1)m]}$$

que no hemos considerado interesante emplear para los adultos de *S. oleae* por haber sido bajos los coeficientes de correlación de las relaciones  $\hat{m} - m$  estudiadas.

Dentro del grupo de métodos cuya hipótesis de partida es que las distribuciones poblacionales sean binomiales negativas o Poisson, se puede hacer una segunda división. Aquéllos que requieren para estimar  $k_c$  o  $p_c$  unos muestreos previos de poblaciones similares a la estudiada y los que no precisan de estos muestreos.

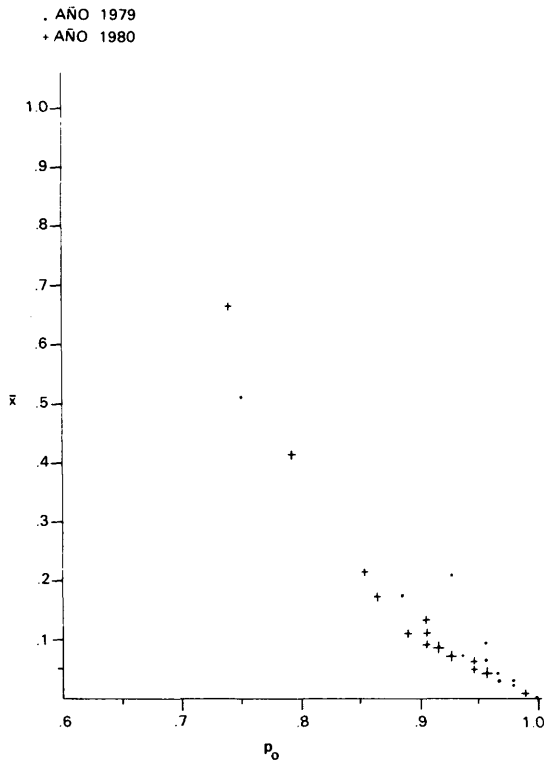


Fig. 18. Relación  $\bar{x} - p_0$  en la var. Clemenules, para estimar  $\bar{x}$  mediante la expresión:  $\bar{x} = a (-\log p_0)^b$ . Los resultados fueron los siguientes:  
 Año 1979:  $a = 4.878533$ ,  $b = 1.134887$ ,  $r = .89$   
 Año 1980:  $a = 4.812250$ ,  $b = 1.180582$ ,  $r = .98$   
 Años 1979 y 1980:  $a = 4.102529$ ,  $b = 1.111989$ ,  $r = .95$ .

SHIYOMI (1977) desarrolló un método, que por comodidad llamaremos Método II de SHIYOMI, incluido dentro del último caso de los citados, en el que gráficamente se pueden conocer  $\bar{x}$ ,  $\frac{\Delta^2}{\sigma^2 \bar{x}}$ ,  $k$ ,  $\frac{\Delta^2}{\sigma^2 k}$ , en función de la proporción de unidades de muestreo no conteniendo individuos ( $p_0$ ) y conteniendo uno ( $p_1$ ). Este método tiene la gran ventaja de que en el mismo campo se conoce la precisión de  $\bar{x}$ , y por consiguiente podremos dar por finalizado el muestreo cuando hayamos alcanzado la precisión deseada. Tiene en cambio el inconveniente de que cuando  $p_0$  y  $p_1$  son pequeñas,

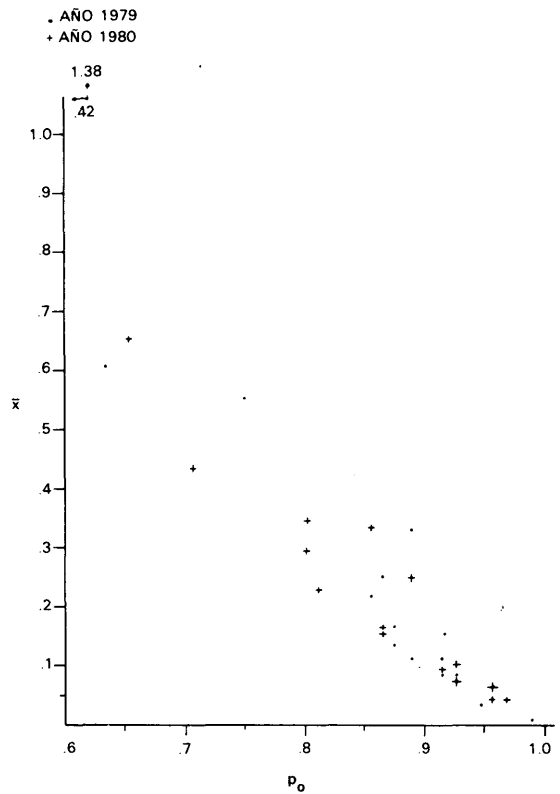


Fig. 19. Relación  $\bar{x} - p_0$  en la var. Satsuma, para estimar  $\bar{x}$  mediante la expresión:  $\bar{x} = a(-\log p_0)^b$ . Los resultados fueron los siguientes:  
 Año 1979:  $a = 4.478016$ ,  $b = 1.131076$ ,  $r = .97$   
 Año 1980:  $a = 4.226111$ ,  $b = 1.108263$ ,  $r = .97$   
 Años 1979 y 1980:  $a = 4.382721$ ,  $b = 1.122551$ ,  $r = .97$ .

$\bar{x}$  no tiene una precisión alta. Para evitar este problema se puede observar mayor número de muestras, o estimar la media en función de otras proporciones, para lo cual SHIYOMI (1978) elaboró otros gráficos en los cuales  $\bar{x}$ , y  $\frac{\Delta^2}{\sigma^2 \bar{x}}$  se pueden obtener en función de  $p_0$  y  $p_{1+2}$ , o de  $p_0$  y  $p_{1+2+3}$ , o de otras numerosas combinaciones más; con lo cual se elevará la precisión de la estimación de la media. Por su sencillez y rapidez, este método se puede considerar muy valioso, y en el caso de los adultos de *S. oleae*, cuyas poblaciones se distribuyen según hemos visto de acuerdo con el modelo



binomial negativo o el de Poisson, puede ser de gran utilidad, en especial cuando se pretenda hacer una prospección rápida y precisa de árboles.

En relación con los métodos que para su posible uso necesitan del conocimiento previo de  $k_c$  o  $p_c$ , ya se discutieron algunos puntos con anterioridad.

WILSON y GERRARD (1971) mostraron que cuando existe un  $k_c$ , la media de una población puede ser estimada mediante la siguiente expresión:

$$\bar{x} = k_c (p_o^{-1/k_c} - 1)$$

en la que:

$p_o$  es la proporción en la muestra de unidades de muestreo no conteniendo individuos,

por consiguiente al ser  $k_c = 0,780830$  para las dos variedades, la expresión anterior tomará la forma siguiente:

$$\bar{x} = 0,780830 (p_o^{-1,280688} - 1)$$

Como ya se expuso, SHIYOMI y otros (1976) dedujeron una expresión para estimar  $\bar{x}$  cuando se supone que  $p$  es estable:

$$\bar{x} = A \log p_o$$

siendo,

$$A = \frac{p_c}{\log (1+p_c)}$$

La estimación de  $A$  para las variedades Clemenules y Satsuma se efectuó con los datos de los árboles muestreados durante 1979 y 1980, dando como resultado:

var. Clemenules:  $A = -3,135406$

var. Satsuma:  $A = -3,479892$

obteniéndose de estas estimaciones por medio de iteraciones sucesivas que en la:

var. Clemenules:  $p_c = 0,80157$ , y en la

var. Satsuma:  $p_c = 1,17278$

Al ser los dos valores estimados de  $A$  significativamente iguales, se estimó un valor de  $A$  común a las dos variedades:

$A = -3,446679$ , siendo  $p_c = 1,1361$

con lo cual la expresión quedó de la forma siguiente:

$$\bar{x} = -3,446679 \log p_o$$

A este método en lo sucesivo le denominaremos Método I de SHIYOMI.

#### Análisis de la eficacia de los métodos de estimación indirecta

Si exceptuamos el Método II de SHIYOMI, el resto de los métodos de estimación indirecta, que aquí hemos comprobado, estiman en realidad, no la media poblacional ( $m$ ), sino la media muestral observada ( $\bar{x}$ ). Esta estimación se hace por medio de unas expresiones cuyos parámetros se han estimado previamente con ayuda de los datos suministrados por unos muestreos previos. Por consiguiente, disponemos de dos valores de la media, la observada ( $\bar{x}_{OBS}$ ) directamente en el campo y la calculada ( $\bar{x}_{CALC}$ ) con cada una de las expresiones. La eficiencia de cada uno de los métodos se estableció comparando las  $\bar{x}_{OBS}$  con las correspondientes  $\bar{x}_{CALC}$  mediante regresiones lineales. Los resultados fueron los siguientes:

Var. Clemenules:

$\bar{x}_{CAL} = 0,026487 + 0,669515 \bar{x}_{OBS}$ , utilizando la expresión I ( $r = 0,95$ )

$\bar{x}_{CAL} = 0,016047 + 0,670255 \bar{x}_{OBS}$ , utilizando la expresión II ( $r = 0,86$ )

$\bar{x}_{CAL} = 0,026078 + 0,905180 \bar{x}_{OBS}$ , utilizando la expresión III ( $r = 0,86$ )

Var. Satsuma:

$\bar{x}_{CAL} = -0,010214 + 1,022688 \bar{x}_{OBS}$ , utilizando la expresión I ( $r = 0,98$ )

$\bar{x}_{CAL} = -0,041 + 1,038375 \bar{x}_{OBS}$ , utilizando la expresión II ( $r = 0,97$ )

$\bar{x}_{CAL} = 0,026507 + 0,919303 \bar{x}_{OBS}$ , utilizando la expresión III ( $r = 0,98$ )

siendo las expresiones:

$$I: \bar{x}_{CAL} = 4,373883 (-\log p_0)^{1,125763}$$

$$II: \bar{x}_{CAL} = 0,780830 (p_0^{-1,280688} - 1)$$

$$III: \bar{x}_{CAL} = -3,446679 \log p_0$$

Como se comprueba en las regresiones correspondientes a la var. Clemenules, cuando se utilizan las expresiones I y II hay una tendencia a infravalorar las  $\bar{x}_{OBS}$ , principalmente cuando éstas son altas, ya que las pendientes de las rectas son menores que la unidad, 0,67 en ambos casos. En cambio la expresión III es la que dará unos valores de  $\bar{x}_{CAL}$  más próximos a  $\bar{x}_{OBS}$ , puesto que su pendiente (0,91) es más próxima a la unidad. Por otra parte, de acuerdo con los coeficientes de correlación obtenidos, parece que existe una buena dependencia lineal entre  $\bar{x}_{CAL}$  y  $\bar{x}_{OBS}$ ; en particular para la expresión I ( $r = 0,95$ ), lo que unido a que infravalora a  $\bar{x}_{OBS}$ , la hace la menos apropiada para estimar  $\bar{x}_{OBS}$  en la var. Clemenules.

Los resultados conseguidos con la var. Satsuma muestran una mayor dependencia lineal entre las dos medias ( $r \approx 0,98$ ) y una menor diferencia entre dichas medias (pendiente  $\approx 1$ ). Por consiguiente cualquiera de las tres expresiones puede ser utilizada para estimar la  $\bar{x}_{OBS}$ .

Si pretendieramos estimar con  $\bar{x}_{CAL}$  la media poblacional ( $m$ ), la varianza de  $\bar{x}_{CAL}$  ( $\frac{\Delta^2}{\sigma^2 \bar{x}_{CAL}}$ ) tendría dos componentes, una la proporcionada por la varianza de  $p_0$  en el muestreo y otra la debida a la estimación mediante la correspondiente regresión. Por ello,  $\frac{\Delta^2}{\sigma^2 \bar{x}_{CAL}}$  es muy superior generalmente a

$\frac{\Delta^2}{\sigma^2 \bar{x}_{OBS}}$ . Así por ejemplo, en el caso de la expresión I el rango del coeficiente de variación de  $\bar{x}_{CAL}$  es 35% - 138%, muy superior al de la  $\bar{x}_{OBS}$ . Por consiguiente, estas tres expresiones tienen su campo real de aplicación cuando se desean hacer sondeos rápidos en una población, pero no cuando la índole del estudio requiere una precisión alta.

En cambio el Método II de SHIYOMI permite, además de una estimación rápida, la posibilidad de obtener una precisión tan alta como queramos en la estimación de la media poblacional; naturalmente, siempre que las distribuciones sean binomiales negativas o de Poisson.

Con este último método el tamaño de la muestra dependerá de la precisión que deseamos alcanzar, y nos vendrá dado por los gráficos ya mencionados. Cuando se utilice una cualquiera de las otras tres expresiones será conveniente que el coeficiente de variación de la estimación de  $p_0$  no exceda del 20%, y en ningún caso se observarán menos de 50 unidades de muestreo. Para facilitar el conocimiento en el mismo campo de la precisión de una proporción, KUNO (1969) propuso un método secuencial similar al ya señalado para establecer el tamaño de la muestra cuando se quiere estimar la media poblacional con una precisión previamente fijada.

## CONCLUSIONES

En los últimos años se han desarrollado, con verdadera intensidad, métodos que facilitan el muestreo de las poblaciones animales, tras un conocimiento del tipo o tipos de distribución espacial que presentan.

En el transcurso de este estudio sobre dinámica de poblaciones de *S. oleae* que hemos iniciado en un huerto de la provincia de Málaga (España), en principio se han comparado una serie de métodos para estimar la densidad de adultos en un árbol. Todos ellos han mostrado su aplicabilidad de acuerdo con la fina-

lidad perseguida. Así, el método de estimación directa y el método II de SHIYOMI son útiles cuando se busca una precisión alta; mientras que las tres expresiones que estiman la media en función de la proporción de unidades sin individuos, se pueden emplear cuando la rapidez en la estimación prevalezca sobre la precisión.

Aunque, como es lógico, los resultados aquí mostrados no pueden hacerse extensivos a otras zonas y a otras variedades, se estima que los métodos aquí usados también podrán utilizarse en otras condiciones; lo cual, no cabe

duda, facilitará el trabajo investigador en este campo de la dinámica de poblaciones.

## AGRADECIMIENTO

Se desea agradecer al Profesor IWAO y al Dr. SHIYOMI las importantes orientaciones dadas sobre el empleo de sus respectivos métodos.

Asimismo se agradece la magnífica labor desarrollada en este trabajo por los auxiliares de esta Jefatura Provincial, Sr. ROJO, Sr. ISMAEL, Sra. RUIZ, Srta. RUIZ y Sra. FRANCO.

## ABSTRACT

MORENO, R. y GARIJO, C. 1980.— Dinámica de poblaciones de *Saissetia oleae* Colv. (Hom., *Coccidae*) sobre cítricos. Comparación de diversos métodos para estimar la densidad de adultos a nivel de árbol. *Bol. Serv. Plagas*, 6: 75-94.

This study was carried out on trees of each of cvs. Clemenules and Satsuma. The sampling unit, which was selected, consists of both portion of twig which is placed between two alternating buds and the intermediate leaf if it was. The samplings were carried out at random and some expressions which allow to estimate in a sequential way the necessary sampling size for a predetermined level of precision of the population mean were obtained. Also the dispersion patterns of the adults in the trees are discussed and according to each of these patterns several estimation methods of population mean are proposed.

## REFERENCIAS

- ANSCOMBE, F.J., 1949: The statistical analysis of insect counts based on the negative binomial distribution. *Biometrics*, 5: 165-173.
- BLISS, C.I., 1953: Fitting the negative binomial distribution to biological data. *Biometrics*, 9: 176-196.
- BLISS, C.I., OWEN, A.R.G. (1958): Negative binomial distributions with a common k. *Biometrika*, 45: 37-58.
- GERRARD, D.J., CHIANG, H.C. 1970: Density estimation of corn rootworm egg populations based upon frequency of occurrence. *Ecology*, 51: 237-245.
- IWAO, S. 1968: A new regression method for analyzing the aggregation pattern of animal populations. *Res. Popul. Ecol.*, X: 1-20.
- IWAO, S., KUNO, E. 1968: Use of the regression of mean crowding on mean density for estimating sample size and the transformation of data for the analysis of variance. *Res. Popul. Ecol.*, 10: 210-214.
- IWAO, S. 1976: Relation of frequency index to population density and distribution pattern. *Physiol. Ecol. Japan*, 17: 457-463.

- IWAO, S. 1977: The  $\frac{m^*}{m}$  -  $m$  statistics as a comprehensive method for analysing spatial pattern of biological populations and its application to sampling problems. *Jibp Synthesis*, Volume 17: 21-46.
- KONO, T., 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. 1969: A new method of sequential sampling to obtain the population estimates with a fixed level of precision. *Res. Popul. Ecol.* XI: 127-136.
- LLOYD, M. 1967: Mean crowding. *J. Anim. Ecol.*, 36: 1-30.
- MORENO, R. (sin publicar): Un nuevo método para determinar secuencialmente el tamaño de la muestra.
- SHIYOMI, M., NAKAMURA, K., UEMURA, M. 1976: A rapid estimation of animal population density on the assumption of negative binomial distribution. *Res. Popul. Ecol.*, 18: 28-38.
- SHIYOMI, M. 1977: A graphic method of quick estimation of animal population density using a censored sample. *Appl. Ent. Zool.*, 12 (1): 18-26.
- SHIYOMI, M. 1978: A rapid graphic estimation of population density by a quasi-sequential method. *Bull. Natl. Inst. Agric. Sci., Ser. A.*, 25: 33-57.
- SOUTHWOOD, T.R.E. 1971: Ecological methods. *Chapman and Hall*. London.
- TAYLOR, L.R. 1965: A natural law for the spatial disposition of insects. *Proc. XII Int. Congr. Ent.*: 396-397.
- WILSON, L.F., GERRARD, D.J. 1971: A new procedure for rapidly estimating, European pine sawfly (Hymenoptera: *Diprionidae*) population levels in young pine plantations. *Can. Ent.*, 103: 1.315-1.322.