

## Predicción de la densidad de pulgones en alfalfa a partir de un muestreo presencia-ausencia

J. COMAS Y X. PONS

La estimación de la media de la densidad de pulgones en alfalfa basada en conteos de campo se compara con el muestreo presencia-ausencia. Se obtuvieron 21 muestras aleatorias formadas por 75 tallos obtenidos en campos comerciales de alfalfa en Lleida (valle del Ebro) con el objetivo de predecir la estimación de la densidad media de pulgones ( $\hat{\mu}$ ) a partir de la estimación de la proporción de tallos infestados ( $\hat{p}$ ). La relación empírica entre  $\hat{\mu}$  y su varianza muestral utilizando como modelo la ley potencial de Taylor es satisfactoria ( $r^2 = 0,98$ ). La relación empírica entre  $\hat{p}$  y su varianza muestral es prácticamente binomial. Finalmente, la relación empírica entre  $\hat{\mu}$  y  $\hat{p}$  a partir de la regresión lineal entre  $\ln(\hat{\mu})$  y  $\ln(-\ln \hat{p})$  fue satisfactoria ( $r^2 = 0,94$ ). A partir del muestreo presencia-ausencia es posible estimar densidades medias de pulgones de hasta unos 20 pulgones por tallo.

J. COMAS: Escola Superior d'Agricultura de Barcelona, Consorci Escola Industrial de Barcelona (CEIB), Urgell, 187, 08036 Barcelona.

X. PONS: Departament de Producció Vegetal i Ciència Forestal, Universitat de Lleida, Centre UdL-IRTA, Rovira i Roure, 177, 25198 Lleida.

**Palabras clave:** Alfalfa, pulgones, densidad media, proporción de tallos infestados, muestreo presencia-ausencia.

### INTRODUCCIÓN

La alfalfa es el cultivo forrajero que ocupa una mayor superficie en España. Lleida es la primera provincia española productora de alfalfa; la superficie cultivada es superior a las 32.000 ha, lo que supone un 13% de la superficie dedicada a este cultivo en España (MAPA, 1997).

En Lleida, como en gran parte del valle del Ebro, los pulgones constituyen una de las plagas de la alfalfa a las que se dedican mayores esfuerzos de control. La estrategia de control contra los pulgones suele ser el tratamiento preventivo sistemático después de cada corte a partir del segundo. Al darse de cinco a seis cortes anuales, el

número de tratamientos contra el pulgón se sitúa, por lo general en un mínimo de tres (PONS y LLOVERAS, 1999). Algunos de esos tratamientos podrían ser innecesarios, puesto que se aplican sin conocer cual es la densidad de pulgones existente, dato fundamental para la puesta en marcha de una estrategia de control de una forma racional.

Existen diferentes métodos para estimar la densidad media de población de pulgones en el campo: recuento del número de pulgones por tallo (BUNTIN y ISENHOSR, 1989), la utilización de una manga entomológica (HARPER *et al.*, 1983), la evaluación visual mediante clases de la densidad de población (PONS y LLOVERAS, 1999) o la

utilización de un aspirador D-vac (HARPER *et al.*, 1983). Los métodos para la determinación de la densidad de las poblaciones de pulgones, fundamentales para su control, deben ser, manteniendo un cierto nivel de precisión, lo más simples posible para que puedan ser empleados sin dificultad por técnicos y agricultores.

El objetivo del trabajo que se presenta era predecir la media de la densidad de pulgones en campos comerciales de alfalfa (pulgones/tallo) a partir de la estimación de la proporción de tallos ocupados por pulgones.

## MATERIAL Y MÉTODOS

Se tomaron 21 muestras en campos comerciales de alfalfa, en la zona de regadío de Lleida durante los veranos de 1998 y 1999. Cada muestra estaba formada por 75 tallos de alfalfa escogidos completamente al azar en cada campo. El recuento del número de pulgones por tallo se hizo en el laboratorio. Las variables respuesta del experimento fueron: (1)  $x$ : número total de pulgones por tallo y (2)  $e$ : presencia o ausencia de pulgones por tallo. Esta última variable puede tomar solamente dos valores 0 ó 1.

En cada muestra se calcularon los siguientes estadísticos: (1) la media ( $\hat{\mu}$ ) y la varianza muestral ( $s_x^2$ ) de la variable  $x$  ( $\hat{\mu} = 1/n \sum x_i$ ;  $s_x^2 = 1/(n-1) \sum (x_i - \bar{x})^2$ ) y (2) la media ( $\hat{p}$ ) y varianza muestral ( $s_e^2$ ) de la variable  $e$  ( $\hat{p} = 1/n \sum e_i$ ;  $s_e^2 = 1/(n-1) \sum (e_i - \hat{p})^2$ ). Hay que hacer notar que la media muestral de la variable  $e$ , corresponde a la proporción muestral de tallos ocupados por pulgones.

La relación entre  $\hat{\mu}$  y  $s_x^2$  se analizó mediante regresión utilizando como modelo la ley Potencial de Taylor (TAYLOR, 1961). La relación entre  $\hat{p}$  y  $s_e^2$  se analizó utilizando como modelo una distribución binomial. Finalmente la relación entre  $\hat{\mu}$  y  $\hat{p}$  se analizó mediante regresión utilizando el modelo de Nachman (NACHMAN, 1981).

## RESULTADOS

### Estimación de la densidad de población, $\mu$

La media muestral del recuento de pulgones por tallo,  $\hat{\mu}$ , fue de 0 hasta 22,33 pulgones por tallo. La media del error de muestreo ( $s_x/\sqrt{n}$ ) fue de 0,37, con una desviación típica de 0,0301, un valor relativamente elevado. La Figura 1 muestra la relación experimental entre la media y la varianza de la variable  $x$  (número de pulgones por tallo). Dicha relación se analizó utilizando como modelo la ley potencial de Taylor (TAYLOR, 1961) expresada en forma logarítmica:  $\ln \sigma^2 = \ln \alpha + \beta \ln \mu$ , siendo  $\sigma^2$  y  $\mu$  la varianza y la media poblacional, respectivamente, de la variable  $x$ .

Para estimar los parámetros del modelo se calculó la regresión de  $\ln(s_x^2)$  sobre  $\ln(\hat{\mu})$ . Se obtuvo:  $r^2 = 0,9838$ , ( $P < 0,0000$ ,  $s_{reg}^2 = 0,5059$ ),  $a = 1,4616$  ( $s_a = 0,1993$ ,  $P < 0,0000$ ),  $b = 1,4797$  ( $s_b = 0,0720$ ,  $P < 0,0000$ ). Por tanto:  $s_x^2 = 4,3128 \hat{\mu}^{1,4797}$ .

De forma aproximada un intervalo de confianza (IC), con una confianza de  $(1-\alpha)$ , para  $\mu$  tiene la expresión:

$$IC = (\mu, (1-\alpha)100) = \hat{\mu} \pm z_{\alpha/2}^* s_x/\sqrt{n} = \hat{\mu} \pm z_{\alpha/2}^* \sqrt{4,3128 \hat{\mu}^{1,4797}/n}$$

En el cuadro 1 se muestran algunos valores de los errores de estimación de los intervalos de confianza para  $(1-\alpha)=0,95$ , en función de  $\hat{\mu}$ .

### Estimación de la proporción de tallos infestados $p$

La proporción muestral de tallos infestados,  $\hat{p}$ , fue de 0 hasta prácticamente el 100%. Para el cálculo de los estadísticos se prescindió de las muestras con una  $\hat{p} > 0,98$ . La Figura 2 muestra la relación empírica entre  $\hat{p}$  y  $s_e^2$ . Si la distribución de la variable  $e$  fuera completamente al azar se debería cumplir que  $\sigma_e^2 = p(1-p)$  ya que nos hallaríamos ante un muestreo binomial (MOORE, 1999). Para

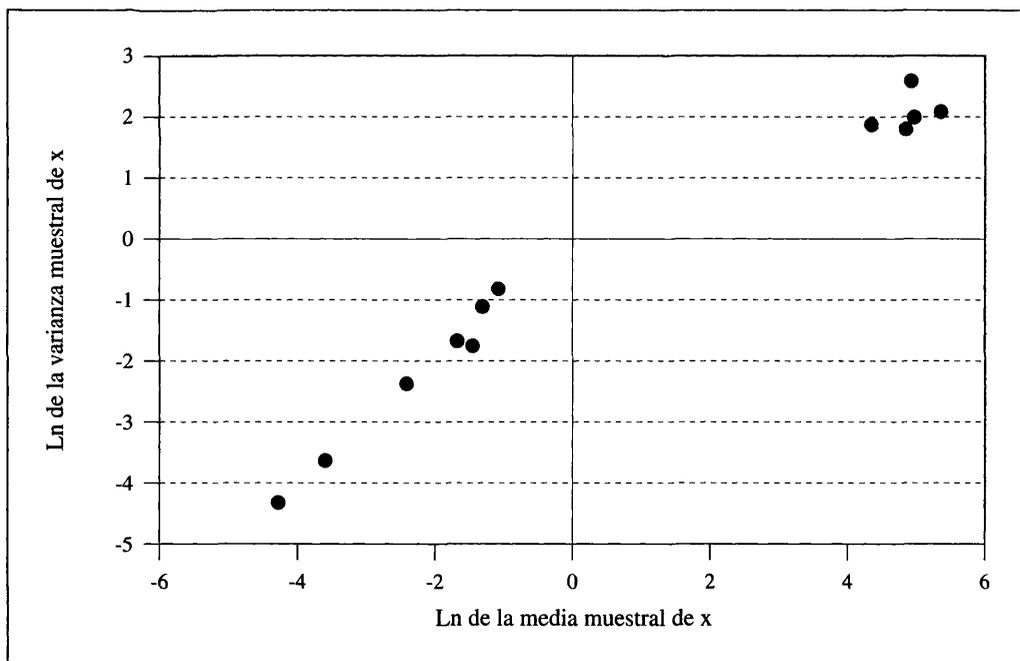


Fig. 1.-Relación empírica entre la media y la varianza muestral de la variable x (número de pulgones por tallo). Ambos estadísticos se han expresado de forma logarítmica.

Cuadro 1.-Valores de los errores de estimación de  $\mu$  (EE de  $\mu$ ) para una confianza del 95% en función del  $\hat{\mu}$ , n=75

$\hat{\mu}$ (pulgones/tallo)	0,5	1	5	10	15	20	30
Error de estimación de $\mu$	0,28	0,47	1,55	2,58	4,49	4,31	5,82

averiguar la plausibilidad de esta hipótesis se planteó la regresión:  $s_e^2 = \alpha \hat{p}(1-\hat{p})$ . La estimación por regresión del parámetro  $\alpha$  del modelo anterior muestra que la varianza de  $e$  hallada experimentalmente es ligeramente mayor que la esperada para una distribución binomial  $s_e^2 = 1,01456 \hat{p}(1-\hat{p})$ ,  $r^2 = 0,9999$ . Por tanto se podría considerar que existe una ligera agregación.

Al ser el número de observaciones de cada muestra bastante grande,  $n = 75$ , se

puede calcular, de forma aproximada un intervalo de confianza (IC), con una confianza de  $(1-\alpha)$  para  $p$  (proporción poblacional de tallos infestados) a partir de la expresión:

$$IC = (p, (1-\alpha)100) = \hat{p} \pm z_{\alpha/2}^* s_{\hat{p}} = \hat{p} \pm z_{\alpha/2}^* \sqrt{1,01456 \hat{p}(1-\hat{p})/n}$$

En el cuadro 2, se muestran los errores de estimación ( $z_{\alpha/2}^* \sqrt{1,01456 \hat{p}(1-\hat{p})/n}$ ) de  $p$  para una confianza del 95% en función de  $\hat{p}$ :

Cuadro 2.-Errores de estimación de p (EE de p) para una confianza del 95% en función de  $\hat{p}$ , n=75

$\hat{p}$	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5
Error de estimación de p (EE de p)	0,0684	0,0912	0,1045	0,1117	0,1140

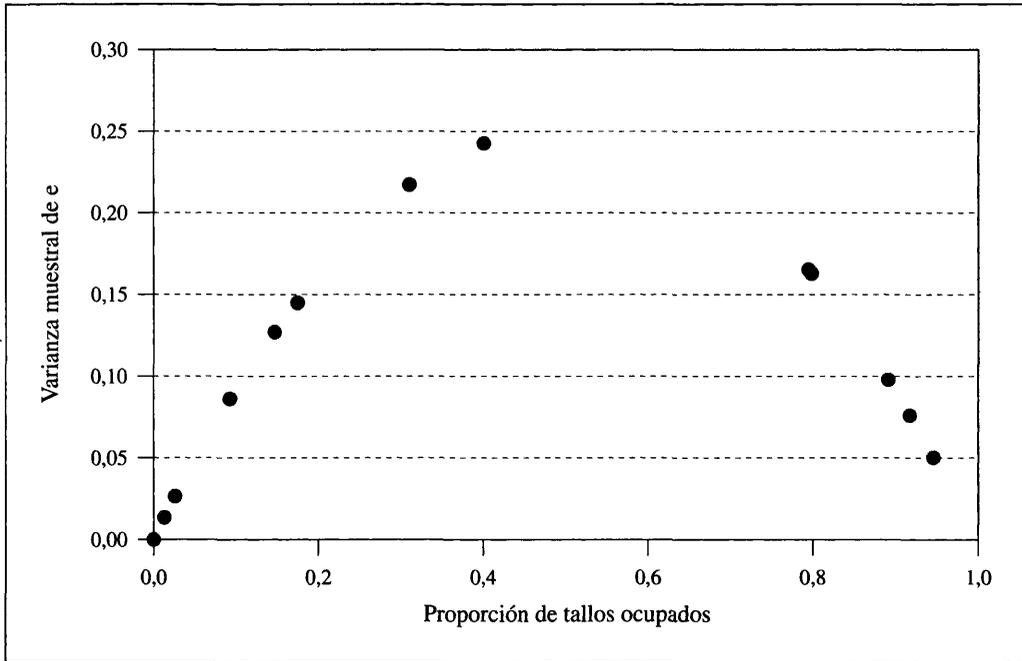


Fig. 2.-Relación empírica entre la media y la varianza muestral de la variable e (presencia o ausencia de pulgones por tallo). La media muestral de e corresponde a la proporción muestral de tallos infestados.

**Estimación de  $\mu$  a partir de  $\hat{p}$**

La Figura 3 muestra la relación experimental entre  $\hat{p}$  y la estimación de  $\mu$ . Para el análisis de la relación entre ambos estadísticos se ha prescindido de los valores de  $\hat{p}$  mayores de 0,98, ello implica que se llega sólo a una densidad de 13,10 pulgones por tallo. Para predecir los valores de  $\hat{\mu}$  a partir de  $\hat{p}$  se ha considerado el modelo de Nachman (NACHMAN, 1981):  $p=e^{-a\mu^b}$ . Para la estimación de parámetros se ha utilizado la expresión logarítmica:  $\ln \mu=(\ln \alpha) / \beta+1 / \beta \ln (-\ln p)$ . La regresión de  $\ln (\hat{\mu})$  sobre  $\ln (-\ln (\hat{p}))$  muestra que el ajuste de los resultados experimen-

tales es bueno ( $r^2 = 0,94067$ ),  $a = -1,305967$  ( $s_a = 0,160894$ ,  $P < 0,0000$ ),  $b = -1,606519$  ( $s_b = 0,107834$ ,  $P < 0,0000$ ). Por tanto  $(\ln \hat{\mu})' = -1,305967 - 1,606519 \ln (-\ln \hat{p})$ , siendo  $(\ln \hat{\mu})'$  la predicción de  $(\ln \hat{\mu})$  a partir de  $\hat{p}$ .

Para el cálculo de los intervalos de predicción de  $(\ln \hat{\mu})$  a partir de  $\hat{p}$ , la determinación de la varianza de  $(\ln \hat{\mu})'$  es estándar (MOORE, 1999):

$$s_{(\ln \mu)'}^2 = s_{reg}^2 \{ 1 + 1/N + (\ln(-\ln \hat{p}) - \bar{P})^2 / SSP \},$$

siendo

$$s_{reg}^2 = \sum (\ln \hat{\mu} - (a + b(\ln(-\ln \hat{p}))))^2 / (N - 2),$$

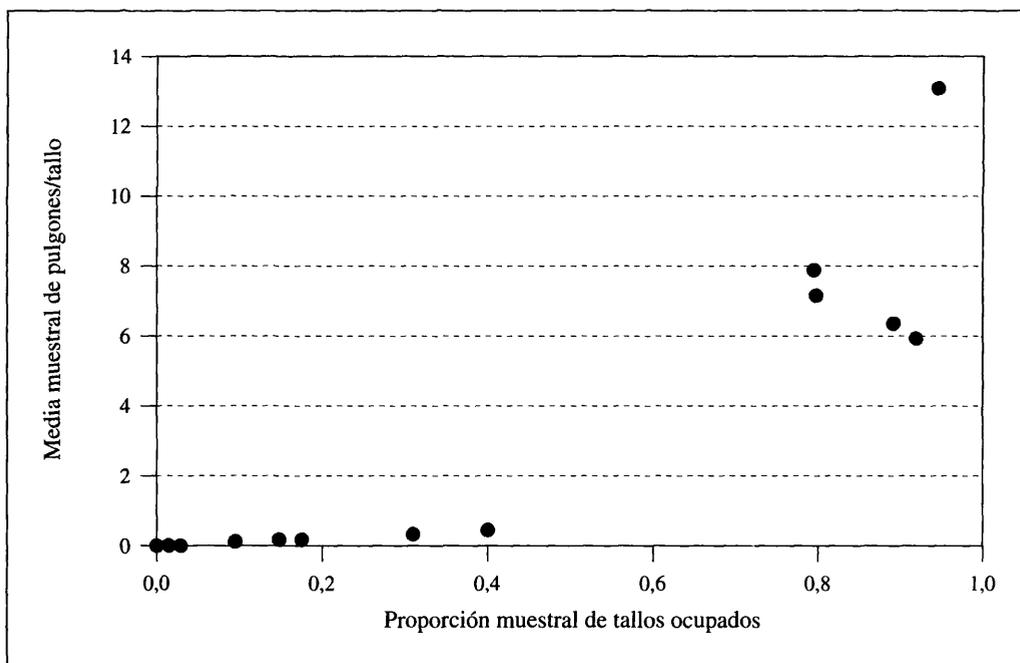


Fig. 3.—Relación empírica entre la media y la varianza muestral de la variable  $x$  (número de pulgones por tallo) y la media muestral de  $e$  (presencia o ausencia de pulgones por tallo). La media muestral de  $e$  corresponde a la proporción muestral de tallos ocupados.

es decir la varianza residual de los datos alrededor de la regresión de  $\ln \hat{\mu}$  sobre  $\ln[-\ln(\hat{p})]$ ,  $N$ : es el número de puntos experimentales,  $\bar{P}$ : es la media de los valores de  $\ln(-\ln \hat{p})$ ,  $SSP = \sum (\ln(-\ln(\hat{p})) - \bar{P})^2$ , es decir la suma de cuadrados de las desviaciones de  $\ln[-\ln(\hat{p})]$  en relación a  $\bar{P}$ . Para el cálculo de la varianza  $(\ln \hat{\mu})'$ , no se ha tenido en cuenta la varianza de este estadístico asociada al error experimental en la estimación de  $p$  (KUNO, 1986).

En el caso que nos ocupa la varianza de  $(\ln \hat{\mu})'$  tiene la expresión:

$$s^2_{(\ln \hat{\mu})'} = 0,414 \{ 1 + 1/16 + (\ln(-\ln \hat{p})) + 0,033 \}^2 / 35,6$$

Un intervalo de predicción para  $(\ln \hat{\mu})$  viene dado por la expresión:

$$IC = (\ln \hat{\mu}, (1-\alpha)100) = (\ln \hat{\mu})' \pm z^*_{\alpha/2} s_{(\ln \hat{\mu})'}$$

En el cuadro 3 se muestra el cálculo de la predicción de los valores de  $(\ln \hat{\mu})$  en función de  $\hat{p}$ . También se muestran los valores de los errores de estimación de los intervalos de predicción  $(z^*_{\alpha/2} s_{(\ln \hat{\mu})'})$ . Finalmente en el mismo cuadro se expresan, también, los valores de  $\hat{\mu}$  y los límites inferiores de sus intervalos de predicción correspondientes.

### DISCUSIÓN

En la estimación de la densidad media de población ( $\mu$ ) a partir de muestras de 75 observaciones los errores de muestreo teóricos según el modelo considerado son relativamente moderados, obteniéndose errores de estimación relativos (EE de  $\mu/\hat{\mu}$ ), para una confianza del 95% que se sitúan alrededor del 30% (para medias estimadas de 0,5 a 30 pulgones por tallo). En la estimación de la

Cuadro 3.—Predicción de  $\ln \hat{\mu}$  a partir del modelo  $(\ln \hat{\mu}) = -1,305967 - 1,606519 (\ln(-\ln \hat{p}))$  y los errores de estimación de la predicción de  $\hat{\mu}$  y de  $(\ln \hat{\mu})'$  (EE de  $(\ln \hat{\mu})'$ ). También se expresan los valores correspondientes de  $\hat{\mu}$  y los límites inferior (LI  $\hat{\mu}$ ) y superior (LS  $\hat{\mu}$ ) de su intervalo de predicción. En ambos casos  $(1-\alpha) = 0,95$  y  $N = 16$

$\hat{p}$	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	0,95
$(\ln \hat{\mu})'$	-2,65	-2,07	-1,60	-1,17	-0,72	-0,23	0,35	1,10	2,31	3,47
EE $(\ln \hat{\mu})'$	1,44	1,43	1,42	1,42	1,42	1,43	1,44	1,46	1,51	1,58
$\hat{\mu}$	0,07	0,13	0,20	0,31	0,49	0,80	1,42	3,02	10,07	32,00
LI $\hat{\mu}$	0,02	0,03	0,05	0,08	0,12	0,19	0,34	0,70	2,22	6,62
LS $\hat{\mu}$	0,30	0,53	0,76	1,28	2,01	3,32	5,99	12,94	45,60	156,02

proporción de tallos infestados ( $p$ ) los errores de estimación relativos teóricos según el modelo utilizado (EE de  $p/\hat{p}$ ), también para una confianza del 95%, se sitúan asimismo alrededor del 30% (para proporciones de infestación estimadas situadas entre 0,1 y 0,5).

La estimación de la densidad media de población a partir de la estimación de la proporción muestral de tallos infestados,  $\hat{p}$ , es bastante buena. El rango de valores de  $\hat{p}$ , se ha situado entre 0 y 0,98, y los correspondientes

de  $\hat{\mu}$  de 0 hasta unos 15 pulgones por tallo. Los errores de estimación de los intervalos de predicción de  $\ln \hat{\mu}$  a partir de  $p$  son relativamente moderados. De todas formas al restituir los  $\ln \hat{\mu}$  a sus valores originales los intervalos de predicción aumentan mucho.

A partir de los resultados del presente experimento se puede concluir que el método de presencia-ausencia resulta bastante aceptable para predecir densidades medias de población en el cultivo de alfalfa de hasta

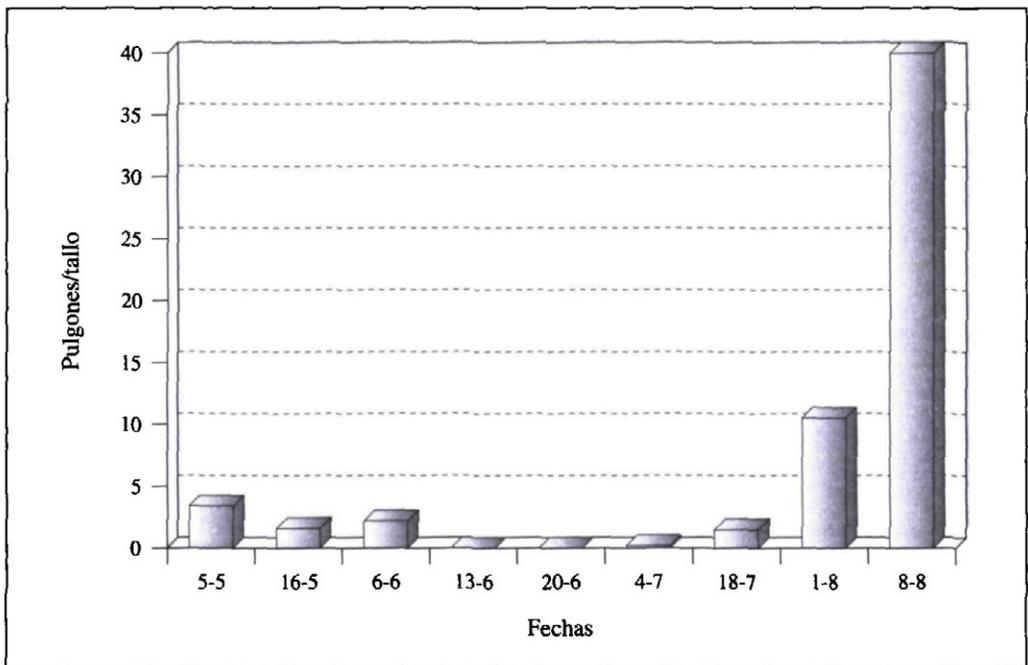


Fig. 4.—Densidad de pulgones desde mayo hasta agosto en una parcela comercial de la zona de regadío de Lleida.

unos 20 pulgones por tallo. La Figura 4 ilustra el crecimiento exponencial de las poblaciones de pulgones en la zona estudiada. En control de los pulgones se debe efectuar al

inicio de dicho crecimiento exponencial, el método de presencia-ausencia permite detectar con bastante precisión el inicio de dicho crecimiento.

#### ABSTRACT

Standard methods of estimating mean aphid density in alfalfa based on field counts where related to presence-absence sampling. 21 random samples of 75 tillers taken from alfalfa commercial fields in Lleida (Ebro River valley) were obtained in order to compare the estimation of mean aphid density ( $\hat{\mu}$ ) and the estimation of the proportion of infested tillers ( $\hat{p}$ ). The empirical relationship between  $\hat{\mu}$  and its sampling variance using Taylor's potential law was satisfactory ( $r^2 = 0,98$ ). The empirical relationship between  $\hat{\mu}$  and its variance shows that the distribution of  $\hat{p}$  is practically binomial. The empirical relationship between  $\hat{\mu}$  and  $\hat{p}$  developed using parameters from the linear regression of  $\ln(\hat{\mu})$  on  $\ln(-\ln \hat{p})$  was satisfactory ( $r^2 = 0,94$ ). Mean aphid density estimation up to 20 aphids per tiller is possible using presence-absence sampling.

**Key words:** Alfalfa, aphids, mean density estimation, proportion of infested tiller estimation, presence-absence sampling.

#### REFERENCIAS

- BUNTIN, G. D. y ISENHOSR, D. J., 1989: Comparizon of sweep-net and stem count techniques for sampling pea aphids in alfalfa. *J. Entomol. Sci.*, **24**: 344-347.
- HARPER, A. M.; SCHABER, B. D.; ENTZ, T. y STORY, T. P., 1993: Assessment of sweepnet and suction sampling for evaluating pest insect populations in hay alfalfa. *J. Entomol. Soc. Brit. Columbia*, **90**: 66-76.
- KUNO, E. (1986). Evaluation of statistical precision and design of efficient sampling for the population based on frequency of occurrence. *Researches in Population Ecology*, **28**: 305-319.
- M.A.P.A., 1997. *Anuario de Estadística Agraria 1997*. Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación. Secretaría General Técnica. Madrid.
- MOORE, D. S., 1999: *Estadística Aplicada Básica*. Antoni Bosch Editor. Barcelona.
- NACHMAN, G., 1981: A mathematical model of the functional relationship between density and spatial distribution of a population. *J. Anim. Ecol.*, **50**: 453-460.
- PONS, X. y LLOVERAS, J., 1999: Densidad poblacional de pulgones en cultivos de alfalfa en los regadíos de Lleida. *Invest. Agr. Prot. Veg.* Vol. **14(3)**: 49-57.
- TAYLOR, L. T. (1961): Aggregation, variance and the mean. *Nature*, **189**: 732-735.

(Recepción: 19 enero 2000)  
(Aceptación: 14 septiembre 2000)

