

EDISON PASQUALINI, STEFANO CIVOLANI, STEFANO VERGNANI, DAVIDE NATALE
Istituto di Entomologia "G. Grandi", Università di Bologna

Indagini sulla distribuzione spaziale,
sul campionamento binomiale e sulla dimensione
del campione su popolazioni di *Cacopsylla pyri* L.
(Homoptera Psyllidae) in Emilia-Romagna. (*)

INTRODUZIONE

Cacopsylla pyri L. (Homoptera Psyllidae) è una temibile specie fitofaga per la coltura del Pero. È diffusa in Europa, soprattutto nelle aree frutticole meridionali. *C. pyri* sverna come adulto e compie 4-5 generazioni per anno. Gli stadi giovanili (neanidi e ninfe) sono i più temibili (Tremblay, 1988). Con la propria attività metabolica essi emettono una grande quantità di melata, sostanza ricca di zuccheri. Questa sostanza, dall'aspetto trasparente, con il tempo può assumere una colorazione nerastra dovuta all'insediarsi di colonie di funghi microscopici, detti genericamente "fumaggini". In presenza di forti infestazioni la melata può imbrattare tutte le parti verdi della pianta, inibendo la fotosintesi e la respirazione, e i frutti che subiscono un notevole deprezzamento commerciale.

La difesa, una volta centrata anche sull'impiego di oli gialli invernali o oli minerali attivati diretti alle uova o alla prime fasi di sviluppo, si basa attualmente, quando necessario, sull'impiego di Amitraz o prodotti non convenzionali (Pasqualini *et al.*, 1997), consigliati al superamento della soglia di intervento fissata empiricamente in 25% di getti infestati da qualsiasi stadio dell'insetto e non occupati da predatori (in particolare del genere *Anthocoris* e *Orius*). Tale livello di soglia adottato non è scaturito da un lavoro scientifico, ma è frutto di un adattamento continuo di numerosissime osservazioni. Esso infatti non è legato alla conoscenza del numero di individui per getto. In pratica non è stata dimostrata, nelle condizioni dell'Emilia-Romagna, la relazione fra la percentuale di getti infestati e il numero di individui per getto.

L'obiettivo di questo lavoro è stato pertanto di indagare sulla distribuzione spaziale della popolazione di *C. pyri* allo scopo di definire e realizzare un metodo di campionamento in grado di fornire con buona approssimazione una stima della popolazione e, nello stesso tempo, pratico nell'esecuzione.

(*) Lavoro accettato il 12 marzo 1997.

L'indagine empirica prenderà in esame gli stadi di neanide e ninfa poiché in Emilia-Romagna la difesa è rivolta, a differenza di altre zone, verso tali stadi di sviluppo. Essi sono poco mobili e sono immersi nella melata da loro stessi prodotta. La stima della popolazione si può basare quindi su informazioni che derivano dalla suddivisione in unità spaziali, a ciascuna delle quali viene attribuita la stessa probabilità di estrazione all'interno della popolazione oggetto della stima. Questi metodi detti "campioni areali", o dei "quadrati casuali", sono applicabili per organismi immobili, o quasi, nel periodo di tempo richiesto per la raccolta dei dati.

Il campionamento binomiale (o presenza assenza) è un metodo di rilevamento frequentemente utilizzato nella pratica e numerose sono state le ricerche svolte su questo argomento, soprattutto in programmi di difesa integrata (Bonvicini & Briolini, 1973; Ekbohm, 1987; Binns & Bostanian, 1990; Jones, 1991; Kuno, 1991; Schaalje & Butts, 1992; Feng *et al* 1993; Pasqualini *et al.*, 1994; Burgio *et al.*, 1995). Con questo tipo di campionamento, infatti, viene evitato il faticoso conteggio diretto del fitofago, reso spesso difficoltoso dall'altissimo numero di individui e dalle ridotte dimensioni degli organismi in questione (es. Acari, Afidi, Psilla ecc.). Lo scopo di questo lavoro è pertanto quello di fornire informazioni su ciò che riguarda la distribuzione spaziale di *C. pyri*, conoscenza indispensabile per individuare l'indice di aggregazione della popolazione. Un altro aspetto studiato è la relazione che lega il numero medio di individui per unità campionaria alla percentuale di unità infestate e, in ultima analisi, la determinazione della dimensione del campione, sia per conteggi numerici che per il campionamento binomiale.

L'obiettivo futuro sarà, attraverso le conoscenze scaturite anche da questo lavoro, stabilire una soglia di intervento in funzione della percentuale di getti infestati (unicamente da neanidi e ninfe), cosa del resto già in uso, ma, come accennato, non scaturita da ricerche specifiche. Infatti nessun campionamento che preveda il conteggio degli individui della specie dannosa, senza conoscere la propria modalità di distribuzione in seno a ciascuna unità campionata può, fornire risultati attendibili (Taylor, 1984; Pennacchio e Tremblay, 1985).

MATERIALI E METODI

Il lavoro è stato condotto nel 1996 in due appezzamenti di pero delle Aziende S. Carlo e Filippina situate nella provincia di Bologna. I rilievi sono stati eseguiti due volte per ciascuna azienda nel periodo di massima diffusione del fitofago e in totale assenza di trattamenti insetticidi.

Per lo svolgimento dei campionamenti sono stati individuati casualmente alcuni punti (costituiti da 2-3 piante) su cui effettuare le stime. Su ognuno di essi sono stati controllati visivamente 50 getti rilevando il numero di neanidi e ninfe comprese nella parte apicale tra le prime 10 foglie, ottenendo in questo modo sia la percentuale di getti infestati (P), che la media di individui per getto (m) nei vari punti. Il numero di punti per appezzamento e il numero di getti campionati su ognuno di essi compaiono in Tab. 1.

Tab. 1 - Condizioni sperimentali e date dei campionamenti.

	cultivar	data campionamento	n° punti	getti/punto
Az. S. Carlo	William	20/6/96-24/6/96	17	50
Az. Filippina	Rosy Red	11/06/96-17/6/96	28	50

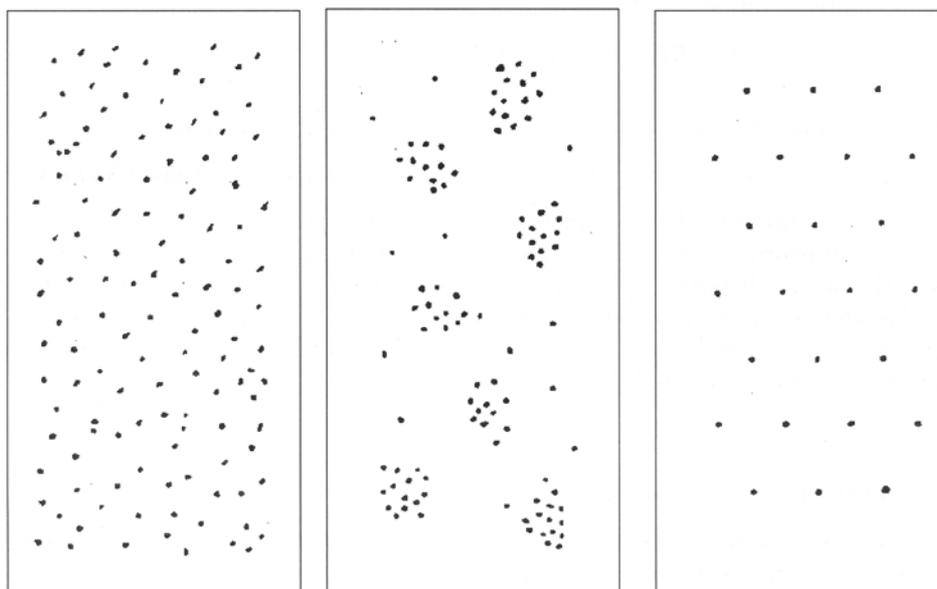
Analisi statistica.

Per ogni punto campionato è stato calcolato sia il numero medio di individui per getto (m), che la varianza campionaria (s^2). La “legge potenza” di Taylor (Taylor Power Law: $s^2 = am^b$), che lega medie e varianze campionarie, è stata utilizzata per descrivere la distribuzione spaziale della specie (Taylor, 1961; 1984). La stima dei parametri a e b è stata calcolata mediante regressione lineare di $\log(s^2)$ vs $\log(m)$ generando la funzione:

$$\log(s^2) = \log(a) + b \log(m),$$

dove l'intercetta (a) è un parametro dipendente essenzialmente dal metodo di campionamento, mentre il coefficiente angolare (b) è definito come indice di aggregazione ed è costante per ogni specie. Quest'ultimo varia in modo continuo passando da una distribuzione regolare ($b = 0$) ad una casuale o random (distribuzione di Poisson) per $b = 1$ (nel caso in cui $s^2 = m$), ed aggregata per $b > 1$ (Taylor, 1961) (Fig. 1).

Fig. I - Distribuzione casuale (A), Distribuzione aggregata (B), Distribuzione regolare (C).



Da Tremblay 1988.

Diversamente, per calcolare la relazione tra la percentuale di getti infestati (P) e la media di individui per getto (m) è stata utilizzata la formula di Gerrard & Chiang, (1970)

$$\ln(m) = \ln\alpha + \beta \ln [-\ln (1-P)]$$

dove α e β sono costanti della funzione. Usando il modello non linearizzato (Binns & Bostanian, 1990) si ha:

$$m = \alpha [-\ln (1-P)]^\beta$$

Inoltre è possibile ottenere una simile relazione con il modello matematico di Wilson & Room, (1983) inserendo i parametri a e b ricavati dalla legge di Taylor nella funzione:

$$P = 1 - \exp \{-m [(\ln (a m^{b-1})) / (a m^{b-1} - 1)]\}$$

Infine per calcolare la dimensione ottimale del campione, sia per conteggi numerici che per il campionamento binomiale, vengono adottate le seguenti formule: nel primo caso secondo Karandinos (1976), calcolando la varianza mediante la legge di Taylor:

$$\begin{aligned} n &= (Z_{\alpha/2} / d)^2 s^2 / m^2 && \text{che diventa:} \\ n &= (Z_{\alpha/2} / d)^2 a m^{b-2} \end{aligned}$$

dove d espresso in decimali (0,2-0,3-0,5) è il livello di precisione desiderato, mentre $Z_{\alpha/2}$ è la normale standardizzata; che per $n > 30$ e con $\alpha = 0,05$ equivale a 1,96.

Mentre nel caso del campionamento binomiale il numero ottimale di getti da campionare si ottiene dalla formula seguente (Feng *et al.*, 1993):

$$\begin{aligned} n &= \{[\beta^2 (1-P)] / [P \ln^2(P)]\} / \{(d / Z_{\alpha/2})^2 - \\ &- [(\ln[-\ln (P)] - \text{avg} \ln \ln(P))^2 s_\beta^2 + \text{mse} (N+1)/N]\} \end{aligned}$$

dove il valore d è funzione di n e viene ottenuto dalla funzione:

$$d = Z_{\alpha/2} \{[\beta^2 (1-P)] / (n P \ln^2(P)) + [(\ln[-\ln (P)] - \text{avg} \ln \ln(P))^2 s_\beta^2 + \text{mse} (N+1)/N]\}^{1/2}$$

Il parametro mse è l'errore quadratico medio della regressione di $\ln (m)$ su $\ln[-\ln (1-P)]$ trasformazione utile per linearizzare la curva di Gerard & Chiang, mentre N è il numero di punti della regressione, $\text{avg} \ln \ln(P)$ è la media della variabile indipendente $\ln[-\ln (1-P)]$ della regressione, s_β^2 è la varianza del parametro β (pendenza della retta), che uguaglia il valore di mse diviso la devianza (sommatoria quadrato degli scarti) di $\ln[-\ln (1-P)]$ da $\text{avg} \ln \ln(P)$.

RISULTATI

Distribuzione spaziale.

Dai dati di campo, trasformati e applicati alla funzione di Taylor che correla s^2 con m si ottiene la seguente funzione:

$$\log s^2 = \log 0,56928 + 1,4178 * \log m$$

I parametri ottenuti dall'equazione di Taylor sono riportati in Tab. 2.

Tab. 2 - Parametri dell'equazione di Taylor.

a	b	N	r^2	p
3,7	1,41	45	0,84	<0,001

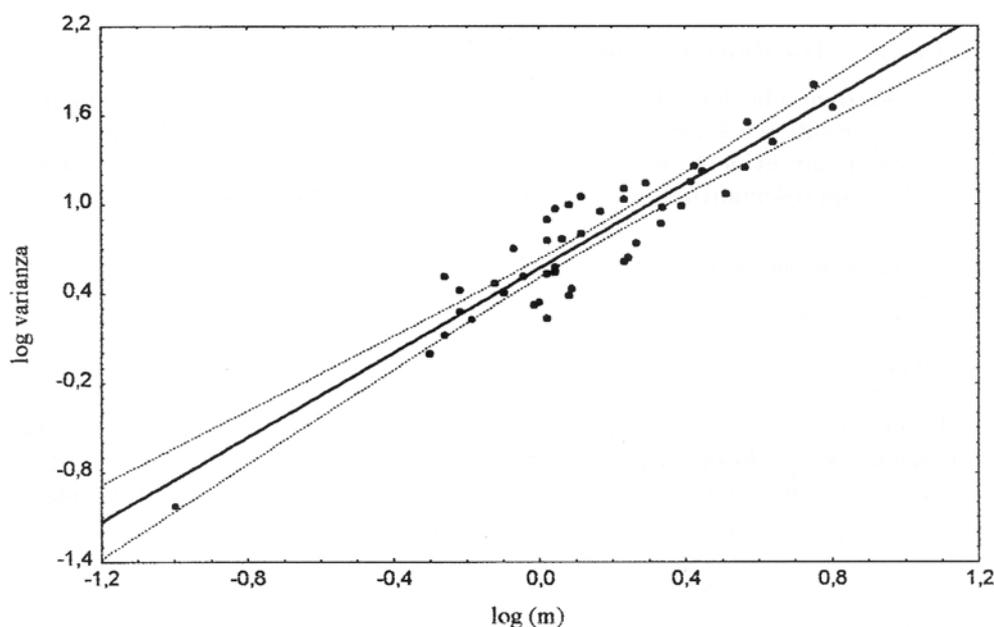


Fig. II - Legame lineare tra $\log s^2$ e $\log m$.

Si può facilmente notare dai parametri della Tab. 2 e dalla Fig. 2 che la distribuzione dell'infestazione non è casuale ma aggregata ($b > 1$). Infatti il valore di b (coefficiente angolare) calcolato con la formula di Taylor è pari a 1,41. L'ipotesi di Taylor postula inoltre che l'indice di aggregazione sia costante per ogni specie, anche se, secondo Elliot & Kieckhefer (1987), certi parametri biologici degli afidi dei cereali possono essere influenzati e variare, quindi, in risposta a pressioni selettive associate a differenze climatiche, fisiche, biologiche che esistono fra differenti regioni geografiche. In natura questo tipo di distribuzione è molto frequente, e potrebbe essere spiegato dalla eterogeneità ambientale, (es.: parti di frutteto più o meno vegetative, un diverso livello di contenimento naturale da parte di predatori e parassiti, ecc.), in pratica quindi ipotizzando una maggior influenza della crescita numerica delle popolazioni sui processi casuali di movimento e mortalità (Pasqualini *et al.*, 1994).

Gli altri parametri ottenuti dalla funzione, oltre all'indice di aggregazione b , sono: r (coefficiente di correlazione) e r^2 (coefficiente di determinazione). Tali

valori indicano un ottimo adattamento al modello, enfatizzati, inoltre, da un'elevata significatività ($p < 0,001$). Infine il parametro a rappresenta l'intercetta e dipende essenzialmente dal metodo di campionamento.

Un'ulteriore dimostrazione dell'andamento della distribuzione potrebbe essere ottenuta dal confronto fra le frequenze ottenute e le frequenze attese in base a diversi modelli teorici. Infatti al gruppo delle distribuzioni aggregate o contagiose vengono proposti alcuni modelli teorici del tipo "Binomiale negativa", "Neyman tipo A", o "Log normale" (Scossiroli *et al.*, 1974; Fowler & Cohen., 1993).

Relazione fra densità e percentuale getti occupati.

La relazione che lega il numero di individui per getto (m) con la frequenza di getti infestati (P) è ottenuta mediante la formula di Gerrard & Chiang.

Come appare evidente in Tab. 3 esiste un buon indice di correlazione lineare ($r = 0,85$) rappresentativo di una buona adattabilità della retta con i dati di campo.

Tab. 3 - Parametri ottenuti dalla regressione di $\ln(m)$ su $\ln[-\ln(1-P)]$.

α	β	S_{β}^2	mse	N	avgl $\ln(P)$	r	p
2,74	1,064	0,00984	0,152	45	- 0,67	0,85	<0,001

La curva ottenuta con i parametri α e β (Fig. 3) è molto importante per la definizione del grado di infestazione di *C. pyri* infatti conoscendo una delle due variabili è possibile ottenere l'altra e viceversa per ogni grado di infestazione

$$m = 2,74[-\ln(1-P)]^{1,064}$$

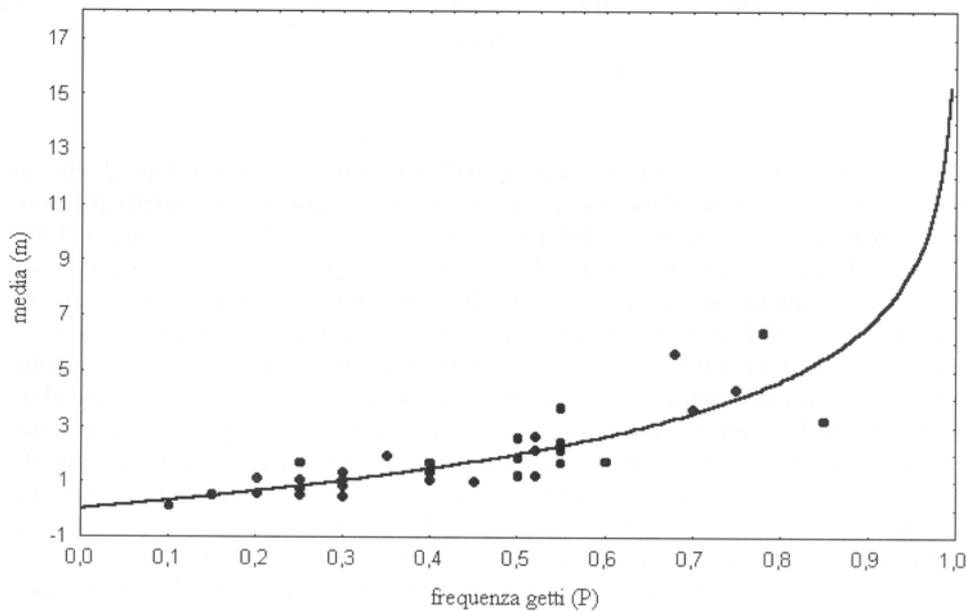


Fig. III - Regressione curvilinea tra m e P .

Nello stesso modo si ottiene la curva riportata in Fig. 4 secondo il modello matematico di Wilson & Room. Inserendo i valori di a e b (intercetta e indice di aggregazione) ricavati dalla funzione potenza di Taylor vista prima (Fig. 2) si ottiene la seguente funzione:

$$P = 1 - \exp \{-m [(\ln (3,7 m^{0,41})) / (3,7 m^{0,41} - 1)]\}$$

La frequenza di occupazione (P) viene riportata sull'asse delle ordinate poiché in questo caso rappresenta la variabile dipendente della funzione.

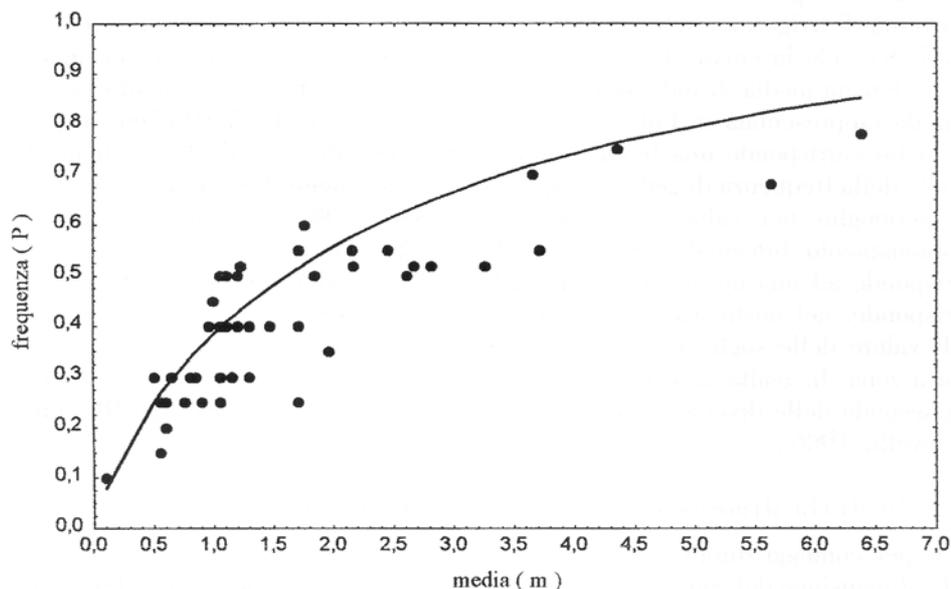


Fig. IV - Costruzione della curva secondo il modello matematico di Wilson & Room.

È da notare che l'equazione di Gerrard & Chiang si adatta meglio ai dati di campo rispetto al modello di Wilson & Room. La differenza sostanziale fra i due metodi risiede nel fatto che la curva di Gerrard & Chiang è una regressione curvilinea che determina un *fitting* dei dati mediante la stima dei parametri a e b , mentre la curva secondo Wilson & Room è un modello matematico che viene risolto inserendo nell'equazione i parametri a e b della legge di Taylor.

Con tali modelli, in definitiva, è possibile stimare indirettamente la densità media di neanidi e ninfe per getto in funzione della frequenza di getti occupati. Nel nostro caso quindi il campionamento binomiale si presta ad essere usato con facilità nella comune pratica di campo, evitando il faticoso conteggio numerico sul quale sono spesso basate le soglie di intervento studiate ad hoc in differenti aree frutticole.

La soglia di intervento è quindi strettamente legata al campionamento. Essa infatti può dipendere da diversi fattori, come l'etologia della specie, il tipo di danni prodotti e, come visto prima, dalla sua distribuzione sulla pianta e tra le piante, ecc.

Diversi paragoni possono essere fatti per quanto riguarda le soglie adottate in altri Paesi. Infatti una percentuale di getti infestati pari al 25%, indicata come soglia di intervento nei Disciplinari di Produzione Integrata dell'Emilia-Romagna, corrisponde a poco meno di un individuo per germoglio (0,8). In Svizzera romanda, per esempio, è utilizzata una soglia di 10 neanidi per germoglio per gli interventi previsti in giugno/luglio (Staüblì *et al.*, 1986). Le numerose prove pratiche realizzate dopo il 1985 in frutteti di pero di tale zona hanno dimostrato che questa soglia era applicabile nella maggior parte delle loro situazioni, ma che essa doveva essere modulata in funzione dell'età e del vigore delle piante, dall'entità delle nuove uova deposte, dalla presenza di Antocoridi e di altri predatori, dalla possibilità di irrigazioni, della data del trattamento e dall'efficacia dell'insetticida scelto. Secondo la curva che mette in relazione la percentuale di getti occupati con la densità media di individui per getto da essi ottenuta, e che è molto simile a quella rappresentata in Fig.3, si osserva che a una densità di 10 elementi per germoglio corrisponde una frequenza di occupazione di circa il 90%. Poiché il metodo della frequenza di getti infestati tende a sottostimare il numero di individui per germoglio nei valori più elevati, Dessimoz (1987) ha proposto per il campionamento binomiale una soglia del 75-80% di germogli occupati, che corrisponde ad una densità media fra 5,6 e 6,6 individui per getto. Tale valore corrisponde, nel nostro caso, a 4 - 5 individui per getto (Fig. 3).

Il valore delle soglie è pertanto, come appena osservato, molto variabile da zona a zona. In realtà la soglia è in relazione a un elevato numero di parametri e, a seconda delle diverse esigenze, se ne possono avere di diverso tipo (Briolini e Croveti, 1986).

Calcolo della dimensione ottimale del campione.

A) per conteggi diretti.

La dimensione del campione per conteggi diretti calcolata mediante la funzione di Karandinos appare in Fig. 5. Le curve indicano il numero di getti da controllare in funzione della densità dell'infestazione e della precisione desiderata. Con una bassa densità di infestazione ed una elevata precisione corrisponde un numero elevato di getti da campionare. Viceversa con un elevato livello di infestazione è sufficiente, con la medesima precisione voluta, controllare un numero notevolmente minore di getti. Infatti con una media di 1 individuo per getto sarà necessario campionare 50, 150, e 350 getti rispettivamente con $d = 0,5-0,3$ e $0,2$.

B) per campionamento binomiale.

I parametri ottenuti dalla regressione di $\ln(m)$ su $\ln[-\ln(1-P)]$ utili per determinare l'andamento della curva relativa alla dimensione ottimale del campione, appaiono in Tab. 3.

L'andamento della dimensione del campione calcolata secondo il modello binomiale è illustrato in Fig. 6. Bisogna considerare però che il valore calcolato: $d = 0,87$ è superiore al valore $0,5$ accettabile come soglia di efficienza per l'errore di campionamento. Feng e Coll. (1993) per questo scopo hanno studiato una metodologia per diminuire il valore d in campionamenti binomiali adottando il

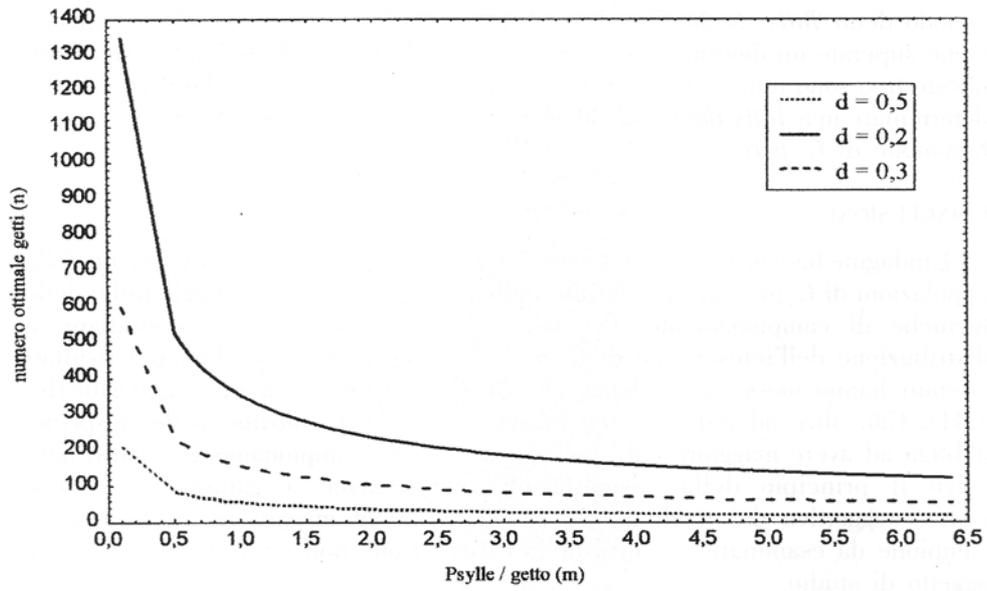


Fig. V - Dimensione del campione per conteggi diretti.

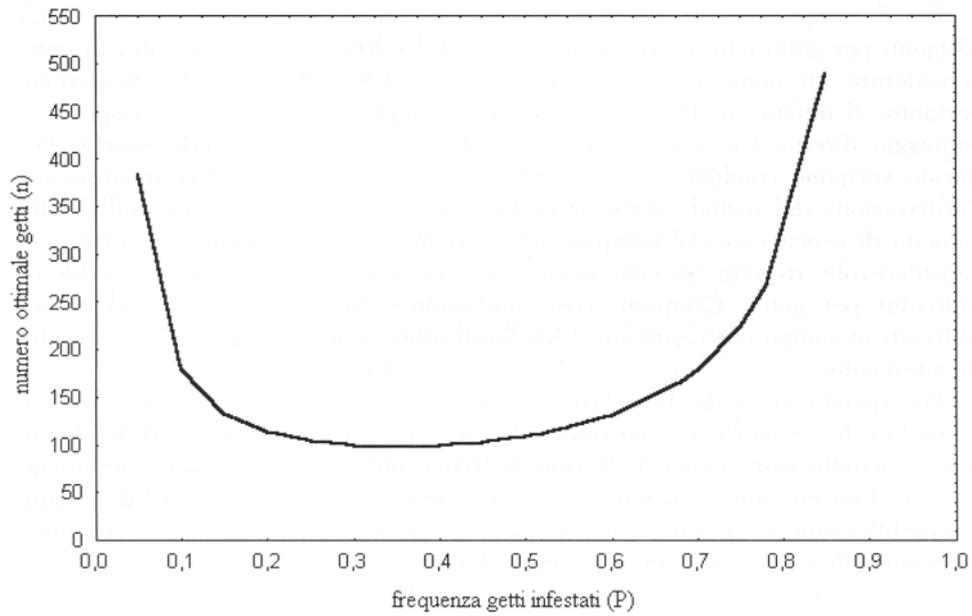


Fig. VI - Dimensione del campione per campionamenti binomiali.

metodo detto *Tally thresholds*, che considera non infestati unità nelle quali non viene superato un determinato numero minimo di individui prefissato. Analisi di questo tipo sono tuttora in corso (Pasqualini *et al.*, in corso di pubblicazione) per determinare una *Tally thresholds* idonea per diminuire l'errore nel campionamento binomiale di *C. pyri*.

CONCLUSIONI

L'indagine ha consentito di ottenere informazioni su alcune caratteristiche delle popolazioni di *C. pyri* utili per fornire indicazioni e suggerimenti migliorativi delle tecniche di campionamento. Per tale motivo è stato necessario studiare la distribuzione dell'infestazione di *C. pyri* mediante la legge di Taylor. I risultati ottenuti hanno messo in evidenza che la distribuzione è di tipo aggregato ($b=1,41$). Ciò, oltre ad indicare una maggior pericolosità intrinseca della specie, obbliga ad avere maggiore cura nell'esecuzione dei campionamenti. Infatti, fatto salvo il principio della casualità che contribuisce a garantire l'accettazione soggettiva dei risultati, c'è la necessità del maggior numero di unità campione da esaminare, a causa della distribuzione non uniforme del carattere oggetto di studio.

Il numero ottimale di getti da campionare è funzione del grado di precisione voluto, praticamente per conteggi diretti in controlli di routine e in presenza di una infestazione media di 0,5 individui/getto (che è inferiore alla soglia di intervento indicato dai Disciplinari di Produzione Integrata), e accettando un errore del 25% ($d = 0,5$), si dovranno campionare circa 80 getti.

Per il campionamento binomiale, invece con una infestazione media di 0,5 elementi per getto (che corrisponde a circa il 15-20% di getti infestati), bisogna considerare un numero più elevato di getti (~130). A parità di infestazione pertanto, si ottiene un livello di precisione troppo bassa ($d = 0,87$) rispetto al conteggio diretto. Ciò non è accettabile dato la pericolosità della specie. Per questo verranno condotte ulteriori indagini per diminuire il valore d attraverso l'utilizzazione del metodo detto della *Tally thresholds*. Tenuto conto dell'elevata velocità di esecuzione del campionamento binomiale si ha sempre un vantaggio considerevole rispetto al campionamento che considera il numero medio di individui per getto. Campioni così dimensionati si prestano bene ad essere utilizzati in campo per verificare il livello di infestazione e rapportarlo alla soglia di intervento.

Per quanto riguarda la relazione tra numero medio di individui getto e frequenza di occupazione sono stati utilizzati sia la formula di Gerrard & Chiang che il modello matematico di Wilson & Room, ottenendo curve quasi identiche fra loro. Con entrambi i metodi e in miglior modo con quello Gerrard & Chiang è possibile stimare la densità media dalla frequenza di infestazione e viceversa, a seconda di come viene indicata la soglia di intervento.

RINGRAZIAMENTI

Si ringrazia la Prof.ssa Daniela Cocchi (Dipartimento di Statistica, Università di Bologna) per la revisione critica del lavoro e il Dr. Giovanni Burgio (ricercatore

presso l'Istituto di Entomologia "G. Grandi") per il contributo fornito per l'elaborazione statistica dei dati.

RIASSUNTO

Nel 1996 sono state condotte alcune indagini su alcune caratteristiche delle popolazioni di *Cacopsylla pyri* L. (Homoptera Psyllidae) in due differenti pereti in due diverse date. I dati sono stati raccolti da 45 punti scelti a caso e per ciascun punto sono stati osservati 50 getti. I campionamenti sono stati eseguiti considerando solo le neanidi e le ninfe registrandone il numero. La legge di potenza di Taylor, usata per studiare la distribuzione spaziale e il metodo di campionamento più adatto, mostra un valore dell'indice di aggregazione abbastanza elevato ($b = 1,41$), così come la curva ottenuta con l'equazione di Gerrard e Chiang mostra una buona adattabilità ai dati di campo. La dimensione del campione è stata calcolata mediante la funzione di Karandinos che consente di individuare il numero di getti da campionare in funzione della densità di infestazione e per diversi gradi di precisione. Il risultato ha messo in evidenza che per il campionamento binomiale $d = 0,87$. Ulteriori indagini saranno intraprese per diminuire il livello di imprecisione.

Investigations in the spatial distribution, binomial sampling and sample size of *Cacopsylla pyri* L. (Homoptera Psyllidae) populations in Emilia-Romagna (Italy).

SUMMARY

In 1996 investigations on some characteristics of population of *Cacopsylla pyri* L. (Homoptera Psyllidae) in two different pear orchards have been carried out. 50 shoots have been sampled, and 45 data points collected in order to apply statistic-mathematics models. Taylor's power law, employed to study the spatial distribution and sampling procedure, show a quite high aggregation index value ($b = 1,41$), in the same way the Gerrard & Chiang curve show a good adaptability with the trial data. Karandinos curve has been used in order to determine the sample dimension; the curve allow to determine the number of infested shoots in function of the infestation density and for different levels of precision. Binomial sampling show a low degree of precision. In the next years experimentation, more investigations will be undertaken.

KEY WORDS

Cacopsylla pyri, pear, sampling size, binomial sampling, aggregation.

BIBLIOGRAFIA CITATA

- BINNS M. R., BOSTANIAN N. J., 1990. - Robustness in empirically based binomial decision rules for integrated pest management. - *J. Econ. Ent.*, 83: 420-427.
- BONVICINI S., BRIOLINI G., 1973. - Ricerche sui metodi di campionamento per *Leucopetra scitella* Zell. (Lep. Lyonetiidae) su Melo ai fini di un rapido rilevamento del livello di infestazione. - *Boll. Ist. Ent. "G. Grandi" Univ. Bologna*, 32: 83-89.
- BRIOLINI G., CROVETTI A., 1986. - Le soglie economiche nella difesa delle colture agrarie. - *La difesa delle piante*, 9 (2): 67-84.
- BURGIO G., CORNALE R., CAVAZZUTI C., POZZATI M., 1995. - Distribuzione spaziale e campionamento binomiale di *Sitobion avenae* (F.) e *Rhopalosiphum padi* (L.) (Homoptera: Aphididae), infestanti il frumento in Emilia-Romagna. - *Boll. Ist. Ent. "G. Grandi" Univ. Bologna*, 50: 15-27.
- DESSIMOZ S., 1987. - Comparaison de diverses techniques d'échantillonnage pour l'estimation des populations de psylles du poirier (*Psylla pyri* L.) en verger. - Travail de diplôme. Technicum des branches agricoles spéciales de Changins. 51 pp. (non pubblicato).
- EKBOM B. S., 1987. - Incidence counts for estimating densities of *Rhopalosiphum padi* (Homoptera: Aphididae). - *J. Econ. Ent.*, 80: 933-935.
- ELLIOT N.C., KIECKHEFER R.W., 1987. - Spatial distribution of cereal aphids (Homoptera: Aphididae) in winter wheat and spring oats in South Dakota. - *Environ. Ent.*, 16: 896-901.

- FENG M. G., NOWIERSKI R. M., 1992. - Spatial distribution and sampling plans for four species of cereal aphids (Homoptera: Aphididae) infesting spring wheat in Southwestern Idaho. - *J. Econ. Ent.*, 85(3): 830-837.
- FENG M. G., NOWIERSKI R. M., ZENG Z., 1993. - Binomial sampling plans for the English grain aphid, *Sitobion avenae* (Homoptera: Aphididae) based on an empirical relationship between mean density and proportion of tillers with different tally thresholds of aphids. - *Bull. Ent. Res.*, 83: 187-196.
- FLOWER / COHEN., 1993. - Statistica per ornitologi e naturalisti. - *Franco Muzio Editore*, 191 pp.
- GERRARD D. J., CHIANG H. C., 1970. - Density estimation of corn rootworm egg populations based upon frequency of occurrence. - *Ecology*, 51: 237-245.
- JONES V. P., 1991. - Binomial sampling plans for tentiform leaf-miner (Lepidoptera: Gracilariidae) on apple in Utah. - *J. Econ. Ent.*, 84: 484-488.
- KARANDINOS M.G., 1976. - Optimun sample size and comments on some published formulae. - *Bull. Ent. Soc. Am.*, 22: 417-421.
- KUNO E., 1991. - Sampling and analysis of insect populations. - *Ann. Rev. Ent.*, 36: 285-304.
- PASQUALINI E., BARBARA C., ANTROPOLI A., FACCIOLI G., 1994. - Indagini sulla distribuzione della popolazione, sulla dimensione del campione e sulle tecniche di campionamento per *Zeuzera pyrina* L. (Lepidoptera Cossidae). - *Boll. Ist. Ent. "G. Grandi" Univ. Bologna*, 49:175-186.
- PASQUALINI E., NATALE D., CIVOLANI S., VERGNANI S., 1997. - Indagini sull'attività di alcuni prodotti non convenzionali per il contenimento di *Cacopsylla pyri* L. (Homoptera Psyllidae). - *Informatore agrario*, (in corso di stampa).
- PENNACCHIO F., TREMBLAY E., 1985. - Campionamento sequenziale: possibilità e limiti del suo impiego in fitoiatria. - *La difesa delle piante*, 3: 389-402.
- SCHAALJE G. B., BUTTS R. A., 1992. - Binomial sampling for predicting density of Russian wheat aphid (Homoptera: Aphididae) on winter wheat in the fall using a measurement error model. - *J. Econ. Ent.* 85 (4): 1167-1175.
- SCOSSIROLI R. E., CLEMENTEL S., SCOSSIROLI S., 1974. - Metodi statistici per l'ecologia. Analisi delle distribuzioni di frequenza. - *Zanichelli*, 175 pp.
- STAUBLI A., 1986. - Utilisation pratique du fenoxycarb, un régulateur de croissance des insectes, dans la lutte contre le psylle du poirier. - *Bull. OILB/SROP*, 9 (4): 194-199.
- TAYLOR L. R., 1961. - Aggregation, variance and the mean. - *Nature*, 189: 732-735.
- TAYLOR L. R., 1984. - Assessing and interpreting the spatial distribution on insect populations. - *Ann. Rev. Ent.*, 29: 321-357.
- TREMBLAY E., 1988. - Entomologia applicata. - *Vol. II (parte prima)*, Ed. Liguori, Napoli, 90-93.