

LORENZO FURLAN *, GIOVANNI BURGIO **

* Istituto di Entomologia Agraria, Università Padova.

** Istituto Entomologia "G. Grandi", Università Bologna.

Distribuzione spaziale e campionamento di *Agriotes ustulatus* Schaller, *A. brevis* Candeze, *A. sordidus* Illiger (Coleoptera Elateridae) in Nord Italia. (*)

INTRODUZIONE

Alcune specie del genere *Agriotes* (Eschscholtz) costituiscono uno dei principali problemi entomologici di importanti colture erbacee in Italia. Pur provocando danni economici su una superficie limitata, stimata nel Veneto come circa l'1,5% della superficie a mais e il 2,2% di quella a bietola, il timore per gli attacchi delle larve spinge gli operatori a ricorrere a trattamenti con geoinsetticidi. Il ricorso a trattamenti inutili è determinato dalle scarse conoscenze sulla biologia e le tecniche di monitoraggio di queste specie. In assenza di un corretto piano di campionamento, l'agricoltore è spinto infatti ad effettuare trattamenti senza una razionale valutazione della loro effettiva necessità.

L'analisi della distribuzione spaziale di un organismo rappresenta il requisito indispensabile per impostare un corretto piano di campionamento (Binns e Nyrop, 1992). In campo entomologico, gli approcci più utilizzati per valutare tale caratteristica sono diversi e comprendono: la classica relazione media-varianza (Taylor, 1961; 1984); un approccio simile al precedente definito *mean crowding* (Lloyd, 1967; Iwao, 1968); i modelli classici di distribuzione (Anscombe, 1959; Bliss, 1953; Bliss e Owen, 1958); la geostatistica, una tecnica abbastanza diversa dalle precedenti dal punto di vista metodologico (Schotzho e Knudsen, 1992) che in campo entomologico, nonostante abbia ottenuto fino ad ora un minor utilizzo, è indicata da alcuni come molto efficiente (Williams *et al.*, 1992).

A fine di razionalizzare la lotta, acquisendo la metodologia per stimare, prima della semina, la consistenza di questi fitofagi, è stato realizzato, tra il 1990 e il 1997, un programma di campionamenti in appezzamenti con consistenti popolazioni di larve.

MATERIALI E METODI

La sperimentazione è stata svolta in diverse località della pianura Veneta, principalmente nelle province di Venezia e Treviso. Sono stati scelti appezzamenti

* Lavoro accettato il 26 febbraio 1999.

o porzioni degli stessi omogenei per precedenti infestazioni, caratteristiche pedologiche, tecnica colturale e precessione, presentanti inoltre fattori favorevoli all'instaurarsi di elevate popolazioni larvali delle principali specie presenti in Veneto: *Agriotes ustulatus* Schaller, *Agriotes brevis* Candeze, *Agriotes sordidus* Illiger. Per le due ultime specie gli appezzamenti considerati avevano, nella maggior parte dei casi, il prato o una doppia coltura (ad esempio orzo-mais, frumento-mais) come precessione. Per la prima specie, caratterizzata da ciclo diverso, sono stati campionati principalmente appezzamenti che nei due anni precedenti avevano ospitato mais, soia o barbabietola.

I campionamenti sono stati effettuati principalmente nel periodo marzo-maggio. Per il prelievo dei campioni di terreno è stato utilizzato un carotatore manuale (diametro = 12 cm) in grado di prelevare carote di circa 15 cm. In ciascun punto di prelievo sono state asportate carote di terreno fino a raggiungere 30-50 cm, mentre nei periodi più freddi o secchi, la profondità ha raggiunto i 55-60 cm.

Il terreno raccolto in sacchetti di plastica veniva posto su imbuto di diametro di 26-28 cm, dotati di una griglia di 0,5x0,5 cm per sostenere il terreno e di una provetta alla loro estremità per raccogliere le larve. Il terreno rimaneva sugli imbuto almeno 30 giorni in ambiente coperto e aerato, anche se la maggior parte delle larve era recuperata entro i primi 16 giorni. Le larve cadute venivano raccolte e classificate. Per *A. ustulatus* le larve erano distinte tra giovani (quelle dal primo al sesto stadio) e vecchie (quelle dal settimo al tredicesimo stadio). Per la stima dell'età larvale è stata usata la tabella sulle caratteristiche dei diversi stadi di sviluppo riportate in Furlan (1998).

Analisi statistica dei dati

Analisi della distribuzione spaziale

Per ogni appezzamento campionato, è stato calcolato il numero medio di larve (m) per campione (carota) e la relativa varianza (s^2). Per quantificare la distribuzione spaziale delle larve, si sono seguiti due diversi approcci: 1) verifica dell'adattamento dei dati raccolti al modello di Poisson (distribuzione casuale o random) e al binomiale negativo (Bliss, 1953; Bliss e Owen, 1958; Scossiroli et al., 1974); 2) studio della distribuzione spaziale mediante indici di aggregazione, in particolare la "Taylor power law" (Taylor, 1961).

Per la concordanza dei dati col modello di Poisson, è stato scelto il seguente test (Zar, 1984):

$$\chi^2_{n-1} = \frac{s^2}{m} * (n - 1),$$

dove n è il numero dei campioni (carotaggi), s^2 e m sono rispettivamente varianza e media campionarie. Nel caso di valori di χ^2_{n-1} significativi (rifiuto dell'ipotesi di casualità della distribuzione con $P < 0,05$), è stata saggata l'ipotesi di appartenenza alla binomiale negativa, che rappresenta una classica distribuzione per molti insetti e acari (Bliss, 1953; Bliss e Owen, 1958). Per quest'ultima, è stato calcolato il seguente test di bontà dell'adattamento:

$$\chi^2_{n-3} = \sum \frac{(f.oss - f.attese)^2}{f.attese}$$

Le frequenze attese sono state calcolate secondo Bliss (1953), metodo sintetizzato e presentato da Scossioli *et al.* (1974).

Per il secondo tipo di approccio, la distribuzione spaziale è stata analizzata mediante la legge di Taylor's ($s^2 = am^b$) (Taylor, 1961), utilizzando, per la stima dei parametri (a , b) la regressione lineare di $\ln (s^2)$ contro $\ln (m)$, secondo la seguente funzione:

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

dove l'intercetta (a) è un parametro dipendente dal metodo di campionamento e il coefficiente angolare (b) è definito come indice di aggregazione ed è considerato costante per una specie (Taylor, 1984).

Calcolo della minima dimensione campionaria

Per calcolare le minime dimensioni del campione, la varianza proveniente dall'equazione di Taylor è stata inserita nella classica formula di Karandinos (1976):

$$n = \left(\frac{z}{d}\right)^2 \frac{s^2}{m^2}$$

ottenendo:

$$n = \left(\frac{z}{d}\right)^2 am^{b-2}, \quad (1)$$

dove $z = 1,96$, per $n > 30$ e con $\alpha = 0,05$; d è il livello di precisione, espresso come decimale (rapporto tra errore standard e media).

Oltre a tale metodo, sono stati calcolate le *stop-lines* per piani di campionamento sequenziale, secondo il metodo di Green (1970):

$$T_n = \left(\frac{d^2}{anti \log (a)}\right)^{1/(b-2)} \cdot n^{(b-1)/(b-2)},$$

dove T_n è il numero cumulativo di larve campionate, n è il totale di campioni (carotaggi), a e b sono i soliti parametri dell'equazione di Taylor e d è il livello di precisione come visto sopra.

RISULTATI

Analisi della distribuzione spaziale

Nella tabella 1 è mostrato il riepilogo dei test di adattamento alla distribuzione casuale (Poisson): nei casi di rifiuto dell'ipotesi mediante test chi-quadrato, è stato saggiato l'adattamento alla distribuzione binomiale negativa (tab. 2). Per *A. ustulatus*, inoltre, l'aggregazione spaziale delle larve giovani è stata anche studiata separatamente da quella delle larve mature.

Nella sintesi in tab. 1 si può notare come per le larve giovani di *A. ustulatus* la percentuale dei casi ricadenti nella distribuzione aggregata (28,4%) risulti maggiore di quella rilevata per le larve vecchie (7,6%). Le larve "miste" delle specie *A. brevis* e *A. sordidus* fanno invece registrare la quasi totalità dei casi (93,4 e 91,4% rispettivamente) ascrivibili alla distribuzione di Poisson.

Per *A. ustulatus*, delle 21 distribuzioni aggregate sul totale dei 74 casi studiati, è stato possibile per 6 di esse l'adattamento alla binomiale negativa (i valori di k variano fra 0,18 e 0,80). Per 13 casi non è stato possibile calcolare l'adattamento a tale distribuzione, a causa della mancanza di un sufficiente numero di categorie di densità delle larve. Per 2 casi, infine, i risultati del test chi-quadrato per l'adattamento al modello binomiale negativo, hanno fatto registrare valori di $P < 0,05$, indicando l'inadeguatezza di tale modello nel descrivere l'aggregazione delle larve.

Tab. 1 - Riepilogo delle statistiche riferite ai casi studiati. Ogni caso è rappresentato da un'azienda. I dati sono espressi come no.medio larve/campione.

STATISTICHE	SPECIE			
	<i>A. ustulatus</i> (larve giovani)	<i>A. ustulatus</i> (larve vecchie)	<i>A.sordidus</i> (larve miste)	<i>A.brevis</i> (larve miste)
TOTALE CASI STUDIATI	74	79	61	58
MEDIA GENERALE	0,286	0,124	0,14	0,15
RANGE	0,023-1,66	0,023-0,5	0,02-0,45	0,03-0,5
NO. CASI DISTR. RANDOM	53 (71,6%)	73 (92,4%)	57 (93,4%)	53 (91,4 %)
NO. CASI DISTR. AGGREGATA	21 (28,4%)	6 (7,6%)	4 (6,6%)	5 (8,6%)

Tab. 2 - Riepilogo dei casi di adattamento al modello binomiale negativo, per i campioni in cui è stato possibile rifiutare l'ipotesi di appartenenza alla distribuzione random (Poisson).

	SPECIE			
	<i>A. ustulatus</i> (larve giovani)	<i>A. ustulatus</i> (larve vecchie)	<i>A.sordidus</i> (larve miste)	<i>A.brevis</i> (larve miste)
Binomiale NEGATIVO	6	2	1	1
Adattamenti NON CALCOLABILI (1)	13	4	3	4
Altri (2)	2	/	/	/

(1): casi per cui non è stato possibile eseguire il test di adattamento per mancanza di gradi di libertà;

(2): si intende la possibile appartenenza ad altri modelli di tipo aggregato (es. Neyman A, B, ecc...), non calcolati in questa sede per mancanza di interesse pratico.

Gli indici di aggregazione calcolati mediante la legge di Taylor confermano la tendenza riscontrata col precedente approccio (tab. 3, figg. I-II). Mediante la legge di Taylor, il coefficiente angolare della relazione $\log m$ vs. $\log s^2$, viene definito come indice di aggregazione (Taylor, 1961; Taylor, 1984). Tale parametro mostra un valore massimo ($b = 1,20 \pm 0,05$) per le larve giovani di *A. ustulatus*, scende a un valore inferiore ($b = 0,99 \pm 0,03$) per le larve vecchie della stessa specie (fig. I), raggiungendo un valore pari a $b = 1,17 \pm 0,03$ ($R^2 = 0,88$, $P < 0,001$) per le larve miste (giovani più vecchie). L'indice di aggregazione si stabilizza su valori pressochè identici per le larve miste delle specie *A. sordidus* e *A. brevis* ($b = 1,1 \pm 0,05$ e $b = 1,07 \pm 0,03$, rispettivamente) (tab. 3; fig. II).

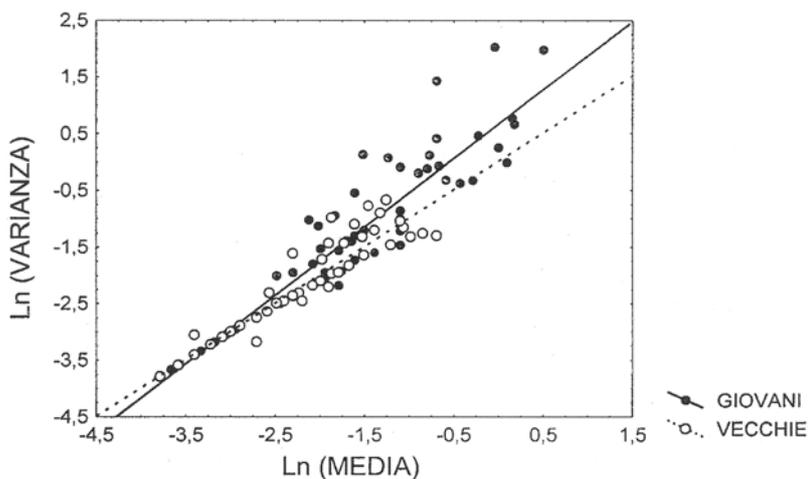


Fig. I - Rappresentazione grafica della legge di Taylor applicata alle larve giovani e vecchie di *A. ustulatus*.

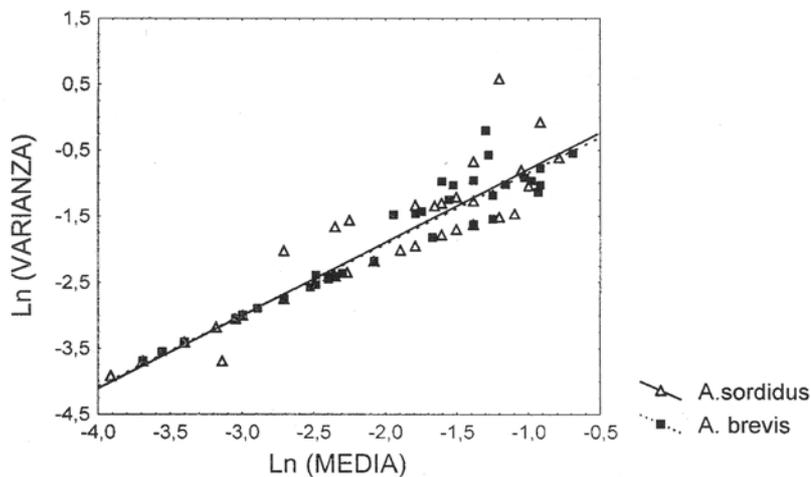


Fig. II - Rappresentazione grafica della legge di Taylor applicata alle larve di *A. sordidus* e *A. brevis*.

Tab. 3 - Riepilogo dei parametri della legge di Taylor, riferiti alle specie studiate.

SPECIE	ln a (e.s.)	b (e.s.)	R ²	P
<i>A. ustulatus</i> (larve giovani)	0,66 (0,11)	1,20 (0,05)	0,87	< 0,001
<i>A. ustulatus</i> (larve vecchie)	0,01 (0,09)	0,99 (0,03)	0,89	< 0,001
<i>A. ustulatus</i> (larve miste)	0,52 (0,08)	1,17 (0,03)	0,88	< 0,001
<i>A.sordidus</i> (larve miste)	0,32 (0,13)	1,10 (0,05)	0,87	< 0,001
<i>A.brevis</i> (larve miste)	0,23 (0,09)	1,07 (0,03)	0,93	<0,001

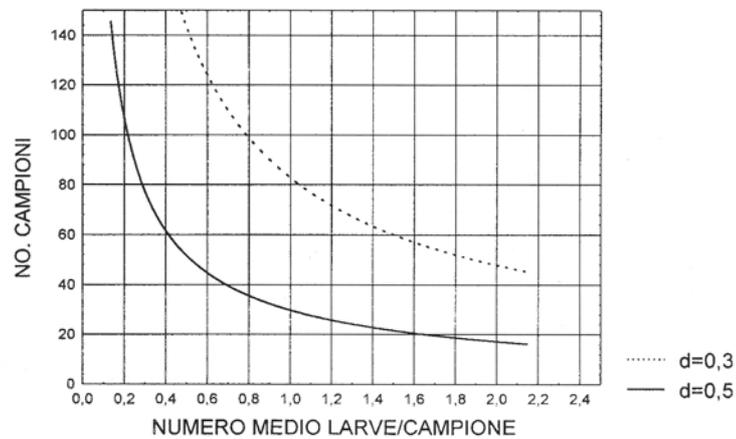


Fig. III - Dimensioni minime dei campioni per le larve giovani di *A. ustulatus*, in funzione della densità media (livelli di precisione pari a d=0,5 e d=0,3).

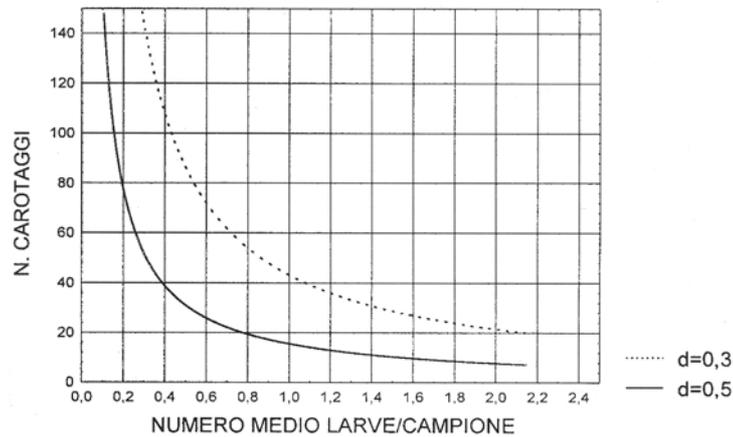


Fig. IV - Dimensioni minime dei campioni per le larve vecchie di *A. ustulatus*, in funzione della densità media (livelli di precisione pari a d=0,5 e d=0,3).

Calcolo della minima dimensione campionaria

I parametri dell'equazione di Taylor, sono stati inseriti nelle formule ⁽¹⁾ e ⁽²⁾ per il calcolo delle dimensioni campionarie in piani, rispettivamente, a unità prefissate e sequenziali. Le curve ottenute col primo tipo d'approccio (figg. III e IV), sono in generale risolte per un numero di campioni tendenzialmente elevato, che in pochi casi risulta proponibile nella pratica. Per la specie *A. brevis*, nel caso di popolazioni di 0,2 larve/campione (corrispondenti a densità di 17,6 larve m², valore prossimo alla soglia di 15 larve/mq, Furlan, 1989; Furlan, dati non pubblicati), sarebbero necessari un numero minimo di 80 carotaggi per un livello di precisione pari a $d = 0,5$ (25% di errore). Il numero di campioni necessari raggiungerebbe valori superiori a 150 per il livello di precisione pari $d = 0,3$ (15% di errore). Il campionamento sequenziale secondo la modalità di Green (1970) (figg. V-VII) (definito come metodo delle *stop lines*) consente un significativo

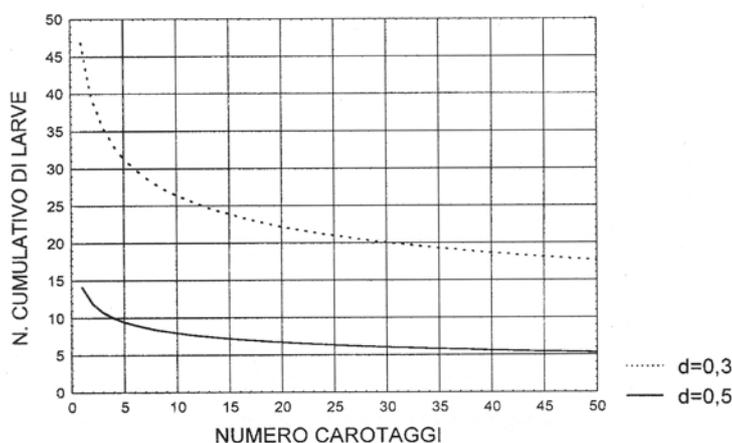


Fig. V - Campionamento sequenziale secondo le stop-lines di Green per le larve giovani di *A. ustulatus* (livelli di precisione pari a $d=0,5$ e $d=0,3$). Soglia pari a 15 larve/mq.

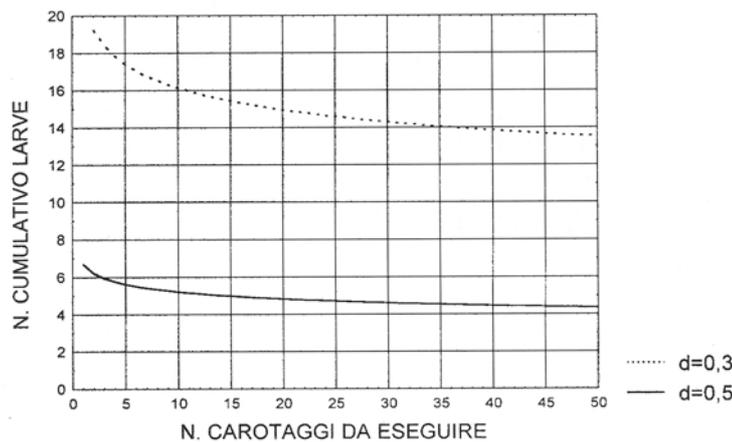


Fig. VI - Campionamento sequenziale secondo le stop-lines di Green per le larve miste di *A. sordidus* (livelli di precisione pari a $d=0,5$ e $d=0,3$). Soglia pari a 15 larve/mq.

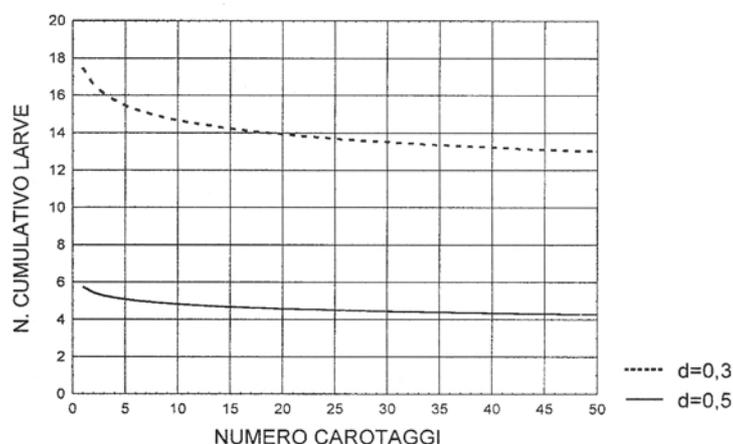


Fig. VII - Campionamento sequenziale secondo le stop-lines di Green per le larve miste di *A. brevis* (livelli di precisione pari a $d=0,5$ e $d=0,3$).

risparmio di carotaggi, a parità di densità larvale. Secondo tale modalità di campionamento, il numero di larve campionate cumulativamente viene messo di volta in volta in relazione al numero dei carotaggi eseguiti: il campionamento viene interrotto quando è raggiunta la linea corrispondente al livello di precisione adottato. Nel caso della specie *A. brevis*, ad esempio, e per il livello di precisione pari a $d = 0,3$, sono necessari 46 campioni per la densità precedentemente vista di circa 0,28 larve/campione (o di 24,6 larve/m²), corrispondente in pratica a una popolazione di 13 larve raccolte cumulativamente in 46 carotaggi (infestazioni medio-alte). Per una precisione pari a $d = 0,5$, il numero dei campioni da eseguire alle stesse densità, calerebbe a 16 (in altre parole il campionamento viene interrotto nel caso di 4-5 larve raccolte cumulativamente in circa 16 campioni).

Per larve vecchie di *A. ustulatus*, nel caso si campionino popolazioni prossime alla soglia (posta come 15 larve/m², corrispondenti a circa 0,17 larve/carotaggio), sono sufficienti circa 23 carotaggi per $d = 0,5$ (errore del 25%). Tale livello di errore, anche se poco consigliabile nella sperimentazione, potrebbe trovare qualche applicazione nell'assistenza tecnica, come monitoraggio preliminare delle popolazioni larvali prima dell'impianto di una coltura suscettibile al danno di tali fitofagi. Questa conclusione è motivata dal fatto che il metodo di campionamento per carotaggio risulta abbastanza oneroso, in termini di tempo impiegato.

CONSIDERAZIONI

Le larve delle tre specie di Elateridi studiate, alla luce dei nostri risultati, mostrano una distribuzione spaziale tendenzialmente di tipo casuale. La maggiore aggregazione delle larve giovani di *A. ustulatus* potrebbe essere spiegata dalla modalità di ovideposizione delle femmine. Esse infatti depongono le uova a gruppi di molte unità, a cui va aggiunta la caratteristica delle giovani larve di compiere

spostamenti limitati (Furlan, 1996; Furlan 1998). Le larve degli ultimi stadi hanno invece maggiori capacità di spostamento e tendono ad allontanarsi casualmente dal luogo di ovideposizione alla ricerca di cibo o comunque di condizioni più favorevoli. La distinzione tra larve giovani e vecchie non è stata realizzata per le specie *A. brevis* ed *A. sordidus*, in quanto in queste specie i primi stadi si sviluppano più velocemente ed in un periodo anticipato (maggio-agosto) rispetto a *A. ustulatus*. Per tali motivi, nei mesi in cui sono stati eseguiti i campioni, la popolazione era composta per la maggior parte da larve almeno al quinto stadio (Furlan, dati non pubblicati).

Seal *et al.* (1992) per larve di *Conoderus* sp. hanno rilevato una modalità generale di distribuzione di tipo casuale. Gli autori hanno rilevato che il tipo di aggregazione spaziale era influenzata dalle dimensioni delle parcelle: per appezzamenti di 0,1 ha la distribuzione è stata stimata come aggregata all'inizio della stagione, diventando progressivamente casuale in seguito. Williams *et al.* (1992) hanno studiato l'aggregazione della specie *Limonius californicus* (Mannerheim) mediante l'approccio della geostatistica, offrendo comunque interpretazioni simili al metodo delle distribuzioni statistiche. Per questa specie, gli autori hanno trovato una distribuzione tendente all'aggregazione. Anche Bliss e Owen (1958) hanno descritto per specie del gen. *Limonius* Eschscholtz, una distribuzione binomiale negativa ($Kc = 2,08$).

Il ricorso a trattamenti inutili su tali colture può essere evitato solamente grazie a un razionale metodo di campionamento, che possa consentire l'uso del mezzo chimico solo nei casi di stretta necessità. Nel Veneto, durante il 1988, oltre l'87% della superficie destinata a mais e oltre il 98% di quella a bietola sono risultate trattate con geodisinfestanti; si può dire che questi ultimi rappresentano la voce principale dell'utilizzo di insetticidi-acaricidi in Italia (Furlan, 1989; Furlan, 1990). In quest'ottica, il campionamento sequenziale secondo le *stop lines* risulta di discreta praticità ed è sicuramente consigliabile per razionalizzare il monitoraggio delle larve nel terreno. Per semplificare, considerando un livello di errore del 25%, 25-30 carotaggi potrebbero già essere sufficienti per poter definire il livello di rischio delle popolazioni di Elateridi (esempio generalizzabile a tutte le specie studiate). Se dopo questo numero di carotaggi non si fosse raggiunta ancora la curva corrispondente a tale livello di precisione, il campionamento potrebbe essere interrotto: saremmo in possesso in ogni caso di un certo margine prudenziale di sicurezza nel concludere che le popolazioni di larve si trovino al di sotto della soglia economica.

RIASSUNTO

La distribuzione spaziale delle larve di tre specie di Elateridi (*Agriotes ustulatus*, *Agriotes brevis*, *Agriotes sordidus*) è stata studiata per ottimizzare il campionamento mediante il metodo dei carotaggi. Le tre specie hanno mostrato in generale una distribuzione di tipo random e non sono emerse significative differenze nell'aggregazione fra una specie e l'altra ($b=1,17$ per *A. ustulatus*, $b=1,10$ per *A. sordidus*, $b=1,07$ per *A. brevis*). Per la specie *A. ustulatus*, le larve giovani hanno evidenziato una distribuzione maggiormente aggregata rispetto alle vecchie. Mediante il calcolo delle dimensioni minime campionarie, sono proposti alcuni modelli operativi per ottimizzare il campionamento. Il metodo sequenziale secondo il metodo di Green (*stop lines*), consente un notevole risparmio rispetto

al metodo di campionamento non sequenziale e può essere consigliato nella pratica per monitorare le popolazioni larvali delle tre specie di Elateridi studiate.

PAROLE CHIAVE: *Agriotes* spp., Coleoptera Elateridae, distribuzione spaziale, campionamento sequenziale.

Spatial distribution and sampling of *Agriotes ustulatus*, Schaller, *A. brevis* Cd., *A. sordidus* Illiger (Coleoptera Elateridae) in Northern Italy

SUMMARY

Spatial distribution of *Agriotes ustulatus*, *Agriotes brevis*, *Agriotes sordidus* (Coleoptera Elateridae), was studied in order to optimize the sampling by using a soil sampler. The species showed a general random distribution of larvae. No significant differences were recorded between the aggregation of the three species ($b=1,17$ for *A. ustulatus*, $b=1,10$ for *A. sordidus*, $b=1,07$ for *A. brevis*). Young larvae of *A. ustulatus* showed a higher spatial aggregation in comparison than old larvae ($b=1,20$ vs. $b=0,99$). Optimum sample sizes were calculated in order to compare different sampling methods. Green sequential method (stop lines) showed to be the most practical method to monitoring larvae of Elateridae.

KEY WORDS: *Agriotes* spp., Coleoptera Elateridae, spatial distribution, sequential sampling.

BIBLIOGRAFIA CITATA

- BINNS M.R., NYROP J.P., 1992.- Sampling insect populations for the purpose of IPM decision making.- *Annu. Rev. Entomol.*, 37: 427-453.
- 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.
- FURLAN L., 1989.- Analisi delle possibilità di riduzione dell'impiego di geodisinfestanti nella coltura del mais nel Veneto. - *L'Informatore Agrario*, 17: 107-115.
- FURLAN L., 1990.- Analisi della possibilità di riduzione dell'impiego dei geodisinfestanti nella bietola da zucchero. - *L'Informatore Agrario*, 5: 73-80.
- FURLAN L., 1996.- The biology of *Agriotes ustulatus* Schaller (Col., Elateridae). I. Adults and oviposition. - *J. Appl. Ent.* 120: 269-274.
- FURLAN L., 1998.- The biology of *Agriotes ustulatus* Schaller (Col., Elateridae). II. Larval development, pupation, whole cycle description and practical implications. - *J. Appl. Ent.*, 122: 71-78.
- GREEN R.H., 1970.- On fixed precision level sequential sampling. - *Res. Popul. Ecol.*, 12: 249-251.
- KARANDINOS M.G., 1976.- optimum sample size and comments on some published formulae.- *Bull. Entomol. Soc. Am.*, 22: 417-421.
- SCOSSIROLI R.E., CLEMENTEL S., SCOSSIROLI S., 1974.- Metodi statistici per l'ecologia. - Zanichelli: 218 pp.
- SEAL D.R., MCSORLEY R., CHALFANT R.B., 1992.- Seasonal abundance and spatial distribution of wireworms (Coleoptera: Elateridae) in Georgia sweet potato field. - *J. Econ. Entomol.*, 85 (5): 1802-1808.
- SCHOTZHO D.J., KNUDSEN G.R., 1992.- Use of geostatistics to evaluate a spatial simulation of Russian wheat aphid (Homoptera: Aphididae) movement behavior on preferred and nonpreferred hosts.- *Environ. Entomol.*, 21 (6): 1271-1282.
- TAYLOR L.R., 1961.- Aggregation, variance and the mean.- *Nature*, 189: 732-735.
- TAYLOR L.R., 1984.- Assessing and interpreting the spatial distributions of insect populations.- *Annu. Rev. Entomol.*, 29: 321-357.
- WILLIAMS L., SCHOTZHO D.J., McCAFFREY J.P., 1992.- Geostatistical description of the spatial distribution of *Limonijs californicus* (Coleoptera: Elateridae) wireworms in the Northwestern United States, with comments on sampling.- *Environ. Entomol.*, 21 (5): 983-995.
- ZAR J.H., 1984.- Biostatistical analysis. Second edition. - Prentice Hall: 718 pp.

Indirizzo dell'Autore a cui inviare la corrispondenza: dr. Lorenzo Furlan, Istituto di Entomologia agraria, AGRIPOLIS, via Romea, 16 - 35020 LEGNARO (PD)