

ROBERTO PILLI (*)

ANALISI DELL'ERRORE ASSOCIATO ALLA RICOSTRUZIONE DELLA SERIAZIONE DIAMETRICA IN FUSTAIE UTILIZZANDO IL RELASCOPIO

Tra le diverse applicazioni della relascopia, di notevole interesse, anche ai fini assestamentali, è la ricostruzione della seriazione diametrica del soprassuolo. Mentre la metodologia di raccolta dei dati è stata da tempo analizzata, la ricostruzione del così detto «popolamento virtuale di Bitterlich» è stata oggetto di minore attenzione.

Obiettivo del presente contributo è fornire una stima dell'errore associato alla ricostruzione della seriazione diametrica in popolamenti a fustaia, anche in assenza dei dati grezzi raccolti durante i rilievi di campagna, attraverso l'impiego di un modello di simulazione.

A tale scopo sono stati costituiti alcuni popolamenti virtuali aventi distribuzione spaziale delle piante casuale, ma una seriazione diametrica corrispondente ai valori reali censiti in 270 particelle governate a fustaia, oggetto di cavallettamento totale. In ciascun popolamento è stata quindi simulata la realizzazione di 30 prove relascopiche, con 100 replicazioni delle stesse, impiegando sia il fattore di numerazione del 2 che quello del 4 e ipotizzando diversi schemi di distribuzione dei punti.

A livello di singola particella lo scostamento percentuale è risultato pari al 5% rispetto alla stima del numero complessivo di piante presenti; a livello di compresa tale percentuale si riduce al 3% grazie alla parziale compensazione tra sovrastime e sottostime. Lo scarto tra il numero reale di soggetti per unità di superficie e la numerosità stimata appare rilevante soltanto per specie presenti con meno di 10 individui per ettaro, mentre l'errore assoluto associato ad ogni classe diametrica risulta inversamente proporzionale alla numerosità della stessa. Pur con i limiti legati all'impiego di un modello di simulazione matematica, la realizzazione di 30 prove relascopiche per unità di rilevamento sembra fornire un'adeguata rappresentazione della distribuzione diametrica.

Parole chiave: relascopio; modello di simulazione; raggio limite; campionamento; scostamento percentuale.

Key words: relascope; tree spatial simulation; threshold radius; sampling, percentage error.

INTRODUZIONE

La relascopia, o prova di numerazione angolare, inizialmente ideata per la stima dell'area basimetrica unitaria del soprassuolo, è stata successi-

(*) Dottorando in Ecologia Forestale, Università degli Studi di Padova, Dipartimento Territorio e Sistemi Agro-Forestali, viale dell'Università, 23 - Agripolis - 35020 Legnaro (PD). Tel. 049/8272745- e-mail: roberto.pilli@unipd.it

vamente impiegata anche per il rilevamento di altri parametri selvicolturali quali la numerosità e seriazione diametrica del popolamento e la stessa provvigione (LOETSCH *et al.*, 1973; BITTERLICH, 1984; LA MARCA, 1999).

In particolare, la ricostruzione della seriazione diametrica richiede l'esecuzione di una prova di numerazione angolare integrata dal rilievo del diametro di ciascuna pianta censita e si basa sul così detto «principio di Unterdorfer» (ZÖHRER, 1973a,b): dato un rilievo relascopico, ogni pianta conteggiata rappresenta f_n m² di area basimetrica per ettaro. Sarà quindi idealmente presente in un ettaro di superficie tante volte quante la sua area basimetrica individuale è contenuta in f_n m². Perciò il numero di piante presenti per ettaro nella classe diametrica i (n_i) è dato da:

$$n_i = \frac{f_n}{g_{ui}} \quad (1)$$

con g_{ui} = area basimetrica unitaria corrispondente alla i -esima classe diametrica;

f_n = superficie complessiva per ettaro, espressa in m², idealmente rappresentata da ciascuna pianta conteggiata nella i -esima classe diametrica.

Nota il numero medio di piante censite tra tutti i rilievi relascopici nella i -esima classe diametrica (N_i), l'area basimetrica per ettaro relativa alla medesima sarà:

$$g_i = N_i \times \theta_i \quad (2)$$

con θ_i = banda di numerazione.

Il numero di individui presenti per ettaro quindi sarà pari al rapporto tra l'area basimetrica complessiva attribuita alla classe diametrica i e l'area basimetrica unitaria (relativa cioè ad una singola pianta) della medesima classe:

$$n_i = \frac{g_i}{\frac{\pi}{4} \times d_i^2} \quad (3)$$

Mentre la metodologia di raccolta dei dati (distribuzione e numerosità dei rilievi, scelta della banda di numerazione, ecc.) è stata da tempo codificata in numerose pubblicazioni specialistiche (HELLRIGL e DEL FAVERO, 1988; ANDRICH e CARRARO, 1994), la stima dell'errore associato alla ricostruzione del così detto «popolamento virtuale di Bitterlich» è stata oggetto di minore interesse.

Scopo del presente contributo è fornire una stima dell'errore associato alla ricostruzione della seriazione diametrica del soprassuolo, nell'ambito di formazioni d'altofusto, anche in assenza dei dati grezzi raccolti durante i rilievi di campagna, attraverso l'impiego di un modello di simulazione spaziale,

comparando i risultati ottenuti con le informazioni bibliografiche disponibili. La successiva analisi dei risultati si pone perciò i seguenti *obiettivi*:

- a. stimare l'errore associato alla ricostruzione della seriazione diametrica a livello di singola particella e di compresa;
- b. valutare quali elementi (composizione, numerosità dei soggetti presenti nelle diverse classi diametriche) possano essere correlati all'entità dell'errore stesso;
- c. testare l'efficacia di diversi schemi di campionamento (casuale o parastematico) e bande di numerazione;
- d. valutare la variazione relativa dello scostamento percentuale all'aumentare del numero di prove relascopeiche eseguite in ciascuna particella.

MATERIALI E METODI

L'impiego dei diversi algoritmi proposti in letteratura (MATÉRN, 1969; LOETSCH e HALLER, 1973; RITTER, 1980) per la stima dell'errore standard associato al rilievo relascopeico, inteso come misura dello scostamento tra la media del campione e il valore medio atteso delle stime (FOWLER e COHEN, 1993), richiede la conoscenza della dispersione delle osservazioni tra i singoli rilievi, e quindi degli stessi dati grezzi raccolti in foresta, spesso non disponibili per le particelle assestate. Per questo è stato sviluppato un modello matematico di stima dello scostamento percentuale associato alla ricostruzione della seriazione diametrica del soprassuolo, espresso come differenza tra il numero di soggetti stimati e il numero reale di piante presenti, rapportata a tale valore (LA MARCA, 1999).

Il modello di simulazione

Come noto, la banda di numerazione (θ_i) impiegata nel rilievo relascopeico rappresenta un traguardo di larghezza u , posto a distanza l dall'osservatore, cui corrisponde un certo angolo di osservazione α (HELLRIGL, 1963). Perché tale traguardo copra esattamente la sagoma del tronco di diametro $2r$ posto a distanza d , devono essere soddisfatte le seguenti condizioni (Fig. 1):

$$\frac{u}{2} : l = r : d \quad (4)$$

da cui, per angoli α piccoli, si ricava (HELLRIGL, 1963):

$$\frac{r}{d} = \frac{u/2}{l} = \operatorname{tg} \alpha/2 \cong \operatorname{sen} \alpha/2 \quad (5)$$

Supponendo che l'albero considerato si collochi al limite di un'area di saggio circolare di raggio d (superficie $S = \pi \cdot d^2$), l'area basimetrica della

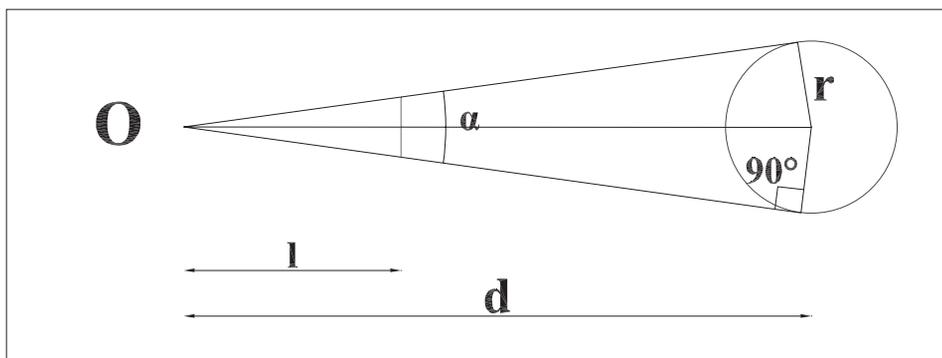


Fig. 1 – Rappresentazione schematica del rapporto tra larghezza del traguardo (a) e «raggio limite» di un soggetto censito.

– Representation of the ratio between the width of the backsight (a) and «threshold radius» of a tree.

pianta censita, rapportata alla superficie dell'area di saggio virtuale, sarà pari a:

$$G_u = \frac{(2r)^2 \times \pi/4}{\pi \times d^2} = \left(\frac{r}{d}\right)^2 \cong \left(\text{sen} \frac{\alpha}{2}\right)^2 \quad (6)$$

Perciò l'area basimetrica per ettaro, considerando una sola pianta, sarà:

$$G = 10000 \times \left(\text{sen} \frac{\alpha}{2}\right)^2 \quad (7)$$

Da cui, per una banda di numerazione pari a 2, dall'equazione (2) si ricava:

$$\text{sen} \frac{\alpha}{2} = \sqrt{\frac{2}{10000}} = 0.014 \quad (8)$$

La relazione, richiamata in varie pubblicazioni (HELLRIGL, 1960), trova conferma in quanto indicato da ZÖHRER (1973a) che, analizzando le «condizioni limite» di conteggio di un soggetto nell'ambito di una prova di numerazione angolare, indica ad esempio una distanza limite di 14,14 m perché un'ipotetica pianta di 40 cm di diametro possa essere censita in un'area di saggio relascopica. Si ha infatti:

$$d = \frac{r}{\text{sen} \frac{\alpha}{2}} = \frac{0.20}{0.01414} = 14.14 \quad (9)$$

Noto il valore di $\text{sen} \alpha/2$ corrispondente al fattore di numerazione del 2, è possibile calcolare il «raggio limite» che un qualsiasi individuo

posto a distanza d dal punto di osservazione, dovrebbe possedere per essere censito nell'area di saggio relascopica:

$$r_l = d \times \text{sen} \frac{\alpha}{2} \quad (10)$$

Se il raggio reale del soggetto considerato è maggiore del raggio limite, la pianta verrà conteggiata per intero nell'esecuzione della prova mentre se risulta minore essa apparirà più stretta del traguardo impiegato e verrà perciò esclusa.

Tenendo conto di queste semplici considerazioni, utilizzando il *data base* «Gestione Piani di Assestamento» (*GPA*) messo a disposizione dalla Direzione Regionale Foreste ed Economia Montana della Regione Veneto¹, sono state selezionate 270 particelle governate a fustaia, oggetto di cavallettamento totale ed aventi una superficie compresa tra 20 e 40 ha (superficie media 27 ha). A ciascun individuo censito nelle 270 seriazioni diametriche² così ottenute, è stata associata una coppia di valori casuali x ed y , rappresentanti le coordinate spaziali dello stesso su di un sistema di assi cartesiani che definiscono una superficie proporzionale alla superficie reale della particella. È stato così costruito, per ciascuna particella, un popolamento virtuale avente distribuzione spaziale delle piante casuale, ma una distribuzione diametrica corrispondente ai valori reali censiti. In ogni popolamento sono stati estratti, con criterio casuale, 30 punti (con le rispettive coordinate x_0 , y_0), corrispondenti ad altrettanti centri di aree di saggio relascopiche. È stato quindi calcolato mediante l'equazione (9), il raggio limite (r_l) che ciascuna pianta posta a distanza d dal centro di osservazione dovrebbe presentare per rientrare nella prova di numerazione angolare:

$$r_l = 0.014 \times \sqrt{(x - x_0)^2 + (y - y_0)^2} \quad (11)$$

Confrontando infine, per ogni soggetto, il raggio reale (r) con il raggio limite, si effettua il conteggio delle piante censite ($P \geq 0$), mediante le seguenti relazioni:

$$\begin{aligned} \text{se } r > r_l &\rightarrow P = 1; \\ \text{se } r = r_l &\rightarrow P = 0.5; \\ \text{se } r < r_l &\rightarrow P = 0; \end{aligned}$$

¹ Il presente studio fa parte di un più ampio progetto di ricerca avviato dalla Regione Veneto e dal Dip. TeSAF dell'Università di Padova, per la stima dello stock di carbonio presente in ambito forestale a partire dai dati assestamentali ed inventariali disponibili a livello regionale.

² Tutte le seriazioni utilizzano una soglia di cavallettamento di 17,5 cm, con classi diametriche di 5 cm.

Per ciascuna particella sono state eseguite 30 prove di numerazione angolare³, con 100 replicazioni delle stesse per un totale di 3000 prove, impiegando sia la banda di numerazione del 2 che quella del 4 e ipotizzando, oltre ad una distribuzione casuale dei punti di rilievo, anche una distribuzione di tipo «parasistemico» (HELLRIGL e DEL FAVERO, 1988), più simile al reale criterio di posizionamento dei punti adottato nel rilievo di campagna, in cui la scelta del punto iniziale risulta casuale, mentre i successivi 29 punti risultano tra loro all'incirca equidistanti.

Il modello di simulazione è stato predisposto mediante specifiche *macro* e procedure statistiche sviluppate in ambiente SASTM (SAS INSTITUTE INC., 1990).

RISULTATI E DISCUSSIONE

Il modello, simulando l'esecuzione di 810.000 rilievi relascopici per ciascun schema di campionamento, ha «censito» un totale di 10.727.787, 11.495.438 e 5.360.281 soggetti, rispettivamente nel campionamento casuale e parasistemico con il secondo fattore di numerazione e in quello casuale effettuato con il fattore di numerazione del 4.

Per una corretta analisi dei risultati è essenziale distinguere due livelli di valutazione: la stima dell'errore a livello di singola particella e l'errore complessivo attribuibile ad un insieme di particelle aggregate ad esempio in una compresa. Nel primo caso lo scostamento percentuale, dato dalla differenza tra il dato stimato e quello reale, rapportato a quest'ultima grandezza, è rappresentato dalla media dei valori assoluti degli scostamenti stimati in ogni *set* di prove relascopiche (ciascuna comprendente 30 prove di numerazione angolare). Lo scostamento complessivo invece, interessante non tanto a fini strettamente assestamentali, ma per l'applicazione delle metodologie di stima della biomassa e, attraverso questa, dello *stock* di carbonio complessivamente presente nel soprassuolo (SCHLAMADINGER *et al.*, 2003), deve essere calcolato come media degli errori reali (scostamento tra valori veri e valori stimati) commessi in ciascun *set* di prove, con l'eventuale compensazione tra sottostime e sovrastime.

Lo scostamento percentuale assoluto, relativo alla stima del numero complessivo di soggetti presenti entro ciascuna particella utilizzando il secondo fattore di numerazione, è risultato pari mediamente al 5,78% ed al 5,22%

³ La normativa vigente nella Regione Veneto, suggerisce, per una particella di medie dimensioni o comunque avente una superficie superiore a 7 ha, l'esecuzione di 30 prove relascopiche (HELLRIGL e DEL FAVERO, 1988; ANDRICH e CARRARO, 1994).

rispettivamente per un campionamento di tipo casuale e parasistemico. Tale dato concorda sostanzialmente con quanto indicato da Unterdofer (HELLRIGL, 1960), che ha stimato un errore medio complessivo del 4%, con un massimo dell'11%, ma, come ha dimostrato l'esame dei pochi raffronti disponibili in bibliografia, tali valori possono essere soggetti a forti variazioni. Se infatti dai dati relativi alle 32 prove di numerazione angolare eseguite da PERINA (1973) con l'impiego del fattore di numerazione del 4, in una fustaia mista con una superficie di 23 ha, si è ottenuto uno scostamento percentuale del 3,2%, nelle misurazioni di GRAZIOTTIN (1974) con 41 punti relascopici distribuiti su 27 ha, questa percentuale era del 18,4%, mentre MIOLA (1983) ha osservato un errore decisamente più contenuto, pari all'1,1%.

Lo scostamento relativo, attribuibile al dato aggregato ottenuto da più particelle, mostra invece una discreta compensazione tra sovrastime e sotto-stime risultando pari, per il campionamento casuale e parasistemico, rispettivamente al -2,99% ed al +2,73%.

Lo scostamento percentuale assoluto è risultato leggermente superiore rispetto al cavallettamento totale per il quale BERTO (1985), esaminando i dati riferiti a 41 particelle con una superficie media di 15 ha, ha calcolato un errore pari mediamente al 2,7%, con variazioni comprese tra -6,5% e +10,6%. Accorpendo le osservazioni tale percentuale si è ridotta a valori inferiori allo 0,1%.

Impiegando il fattore di numerazione del 4, con un rilievo di tipo casuale, si è ottenuto uno scostamento percentuale assoluto pari al 7,55% contro il -3,28% dello scostamento relativo.

Lo scostamento percentuale assoluto, pur correlato con il numero reale di soggetti presenti per unità di superficie nell'ambito delle diverse specie (coefficiente di correlazione di Sperman calcolato per il campionamento parasistemico, $r_s = -0,66$), è risultato scarsamente correlato con il numero reale o stimato di individui presenti nelle diverse classi diametriche, pur a fronte di un aumento dell'errore al diminuire della numerosità reale o di quella stimata nelle singole classi.

Suddividendo, per ogni specie, il numero reale di soggetti presenti per unità di superficie, in 10 classi di numerosità, e confrontando il numero reale di individui con la numerosità stimata nelle 100 replicazioni relascopiche (ciascuna comprendente un gruppo di 30 prove), si ricava lo scostamento percentuale associato a ciascuna classe di numerosità (Tab. 1).

Nella prima classe (<10 piante ettaro) lo scostamento assoluto, riferibile alla stima afferente ad una singola particella, si è attestato tra il 60% ed il 70% rispettivamente nei campionamenti realizzati con il secondo e il quarto fattore di numerazione. Per classi di numerosità maggiori, lo scostamento si è ridotto progressivamente, sino a valori inferiori al 7% impiegando il

Tab. 1 – Scostamenti medi assoluto e relativo (espresso in percentuale) e corrispondente errore standard della media, riferito a classi di numerosità crescenti dei soggetti appartenenti a diverse specie presenti nel soprassuolo.
 – Mean absolute and relative biases with their standard errors as a function of different numbers of stems per hectare estimated for each species.

Classe	Numero soggetti per ha	Campionamento casuale (fattore di numerazione del 2)		Campionamento casuale (fattore di numerazione del 4)		C. parasistematico (fattore di numerazione del 2)	
		Scostamento assoluto	Scostamento relativo	Scostamento assoluto	Scostamento relativo	Scostamento assoluto	Scostamento relativo
1	0 – 10	61,52 ± 0,22	-51,56 ± 0,30	71,74 ± 0,21	-61,34 ± 0,30	60,70 ± 0,23	-48,65 ± 0,31
2	11 – 20	20,66 ± 0,16	-1,97 ± 0,27	27,55 ± 0,22	-2,40 ± 0,37	20,04 ± 0,17	+3,27 ± 0,27
3	21 – 30	16,26 ± 0,15	-0,83 ± 0,25	22,93 ± 0,23	+0,17 ± 0,37	16,42 ± 0,17	+4,95 ± 0,26
4	31 – 40	15,44 ± 0,17	+0,39 ± 0,28	20,92 ± 0,24	+1,15 ± 0,39	15,45 ± 0,19	+6,11 ± 0,28
5	41 – 50	12,89 ± 0,16	-0,78 ± 0,25	18,30 ± 0,26	+1,03 ± 0,72	12,29 ± 0,17	+3,66 ± 0,25
6	51 – 60	11,98 ± 0,16	-0,95 ± 0,26	17,14 ± 0,24	+0,33 ± 0,37	12,46 ± 0,17	+4,92 ± 0,26
7	61 – 70	10,97 ± 0,14	-2,41 ± 0,24	15,01 ± 0,21	-1,35 ± 0,34	11,20 ± 0,16	+3,11 ± 0,25
8	71 – 80	9,54 ± 0,14	-1,64 ± 0,22	13,18 ± 0,21	-1,00 ± 0,32	9,39 ± 0,16	+3,83 ± 0,22
9	81 – 90	9,49 ± 0,14	-1,46 ± 0,26	13,45 ± 0,21	-0,80 ± 0,34	9,23 ± 0,15	+3,68 ± 0,22
10	> 90	6,77 ± 0,03	-2,05 ± 0,05	9,15 ± 0,04	-1,60 ± 0,06	6,55 ± 0,03	+3,49 ± 0,04

secondo fattore di numerazione, indipendentemente dallo schema di campionamento, e del 9% con l'utilizzo del fattore del 4. Anche lo scostamento relativo è risultato marcato soltanto nella prima classe di numerosità, oscillando tra un minimo del -49% riferibile al campionamento parasistemico ed un massimo del -62% per il campionamento casuale con il quarto fattore di numerazione (Fig. 2). Già a partire da classi di numerosità superiori ai 10 individui per ettaro, è stata invece registrata una netta riduzione dell'errore, con valori inferiori a $\pm 3\%$ per il campionamento casuale ed una costante sovrastima nel campionamento parasistemico, comunque inferiore al 7%. Le specie minoritarie sono perciò soggette ad una forte sotto-stima, prossima, a livello di compresa, anche al 50%, tuttavia, già a partire da densità superiori alle 10 piante per ettaro, lo scostamento relativo risulta nettamente inferiore.

Il numero reale di soggetti presenti in ogni classe diametrica, per ciascuna particella, può essere raffrontato anche con la numerosità stimata nelle 100 replicazioni relascopiche, calcolando il corrispondente scostamento percentuale. Suddividendo le diverse classi diametriche in classi di

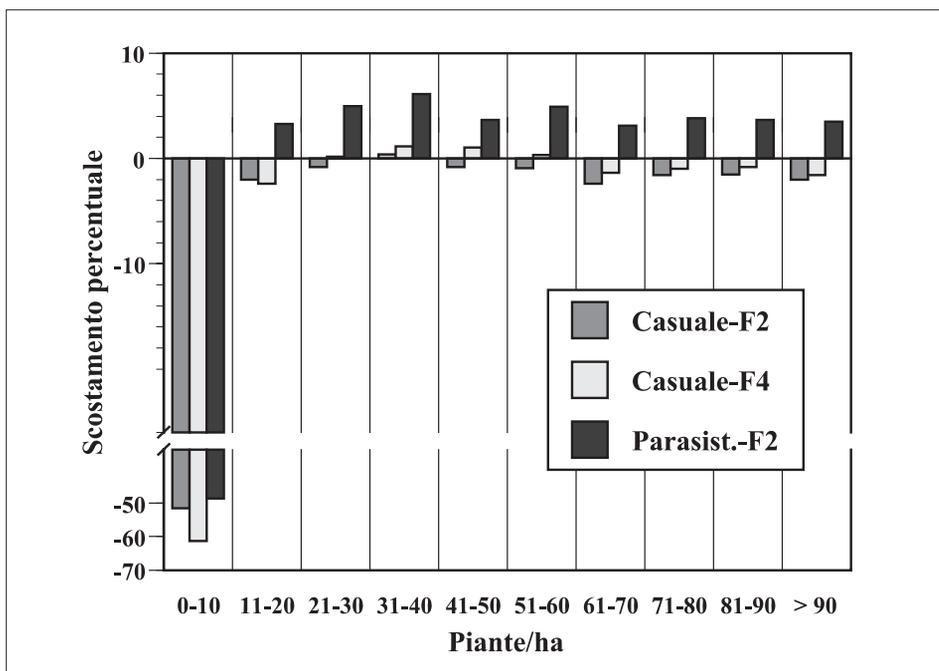


Fig. 2 – Variazione dello scostamento percentuale relativo all'aumentare del numero di soggetti appartenenti alle diverse specie.

– Percentage error relative to the difference between predicted and real number of trees of different species per hectare.

numerosità crescente dei soggetti stimati, è possibile calcolare lo scostamento medio percentuale attribuibile a ciascuna classe di numerosità (Tab. 2). In termini assoluti tale valore si è ridotto progressivamente passando, per i rilievi eseguiti con il secondo fattore di numerazione, dal 26-27% attribuibile alla classe meno numerosa, a valori del 10-13% per le classi comprendenti più di 20 soggetti. Un andamento analogo è stato evidenziato per il fattore di numerazione del 4, pur a fronte di uno scostamento assoluto e relativo più elevati.

Contrariamente a quanto osservato nelle particelle soggette a cavallettamento totale (BERTO, 1985), lo scostamento relativo non appare inversamente proporzionale alla numerosità delle piante stimate in ciascuna classe diametrica (ciò spiega l'assenza di una correlazione statisticamente significativa tra le due variabili), ma è passato da valori marcatamente (-15,9%, con il fattore di numerazione del 4) o leggermente (-1,2% con un campionamento parasistemico) negativi, a valori positivi (Fig. 3). È stata infatti registrata una leggera sottostima della numerosità nelle classi diametriche meno numerose (comprendenti cioè meno di 50 o 20 piante per ettaro, rispettivamente per stime eseguite con un campionamento casuale o parasistemico) ed una crescente sovrastima con scarti prossimi al 5%, per un campionamento casuale con il secondo fattore di numerazione, ed al 9% negli altri casi, nelle classi più numerose. A livello di compresa lo scostamento, inversamente proporzionale alla numerosità delle piante stimate in ciascuna classe diametrica, si è attestato su valori compresi tra l'11% ed il 16%, a seconda dello schema di campionamento e del fattore di numerazione impiegati.

Simulando l'esecuzione di un numero di prove relascopiche progressivamente crescente (da 1 sino a 100) entro ciascuna particella è possibile analizzare la variazione dello scostamento percentuale assoluto calcolato rispetto al numero complessivo di individui stimati per ciascuna area (Fig. 4). Distinguendo 10 classi di numerosità, è stata osservata una progressiva riduzione dello scostamento percentuale da valori superiori al 20% utilizzando il quarto fattore di numerazione, a circa il 5-8%, nel caso vengano eseguite almeno 30 prove relascopiche, sino a percentuali inferiori al 5% per un numero di aree superiore a 90. Nel campionamento parasistemico lo scostamento è apparso leggermente superiore rispetto al campionamento casuale con il medesimo fattore di numerazione, ma le differenze tra i due schemi di campionamento tendono ad annullarsi all'aumentare della numerosità stessa del campione.

Lo scostamento percentuale calcolato per i rilievi eseguiti con il fattore di numerazione del 4 è risultato sistematicamente maggiore rispetto alle altre prove, confermando quanto già indicato in letteratura (RITTER, 1980;

Tab. 2 – Scostamenti medi assoluto e relativo (espresso in percentuale) e corrispondente errore standard della media, riferito a diverse classi di numerosità dei soggetti stimati mediante rilievo relascopico entro ciascuna classe diametrica.
 – Mean absolute and relative (percent) biases with their standard errors as a function of different numbers of trees per bectare estimated for each diameter class.

Classe	Numero individui per classe	Campionamento casuale (fattore di numerazione del 2)		Campionamento casuale (fattore di numerazione del 4)		C. parasistematico (fattore di numerazione del 2)	
		Scostamento assoluto	Scostamento relativo	Scostamento assoluto	Scostamento relativo	Scostamento assoluto	Scostamento relativo
1	0 – 10	27,23 ± 0,07	-11,03 ± 0,09	34,93 ± 0,09	-15,94 ± 0,11	25,98 ± 0,08	-1,25 ± 0,10
2	11 – 20	14,22 ± 0,05	-6,58 ± 0,07	19,44 ± 0,06	-7,69 ± 0,10	12,09 ± 0,05	-0,58 ± 0,07
3	21 – 30	12,43 ± 0,04	-4,95 ± 0,07	16,82 ± 0,06	-5,74 ± 0,10	11,67 ± 0,05	+0,82 ± 0,07
4	31 – 40	11,55 ± 0,05	-2,19 ± 0,08	15,39 ± 0,07	-1,25 ± 0,11	12,51 ± 0,05	+3,05 ± 0,08
5	41 – 50	11,35 ± 0,06	-0,46 ± 0,10	15,20 ± 0,09	+2,00 ± 0,13	13,08 ± 0,07	+5,42 ± 0,10
6	51 – 60	11,44 ± 0,08	+1,87 ± 0,12	16,00 ± 0,11	+4,04 ± 0,17	12,68 ± 0,08	+6,08 ± 0,12
7	61 – 70	12,20 ± 0,10	+3,03 ± 0,17	17,11 ± 0,16	+6,85 ± 0,28	13,46 ± 0,11	+7,55 ± 0,16
8	71 – 80	11,84 ± 0,13	+3,06 ± 0,19	16,99 ± 0,20	+7,50 ± 0,28	13,25 ± 0,14	+7,34 ± 0,19
9	81 – 90	11,32 ± 0,14	+3,93 ± 0,21	16,46 ± 0,22	+7,56 ± 0,30	12,38 ± 0,15	+7,32 ± 0,21
10	> 90	10,83 ± 0,08	+4,39 ± 0,13	15,73 ± 0,13	+8,46 ± 0,18	12,20 ± 0,09	+8,69 ± 0,12

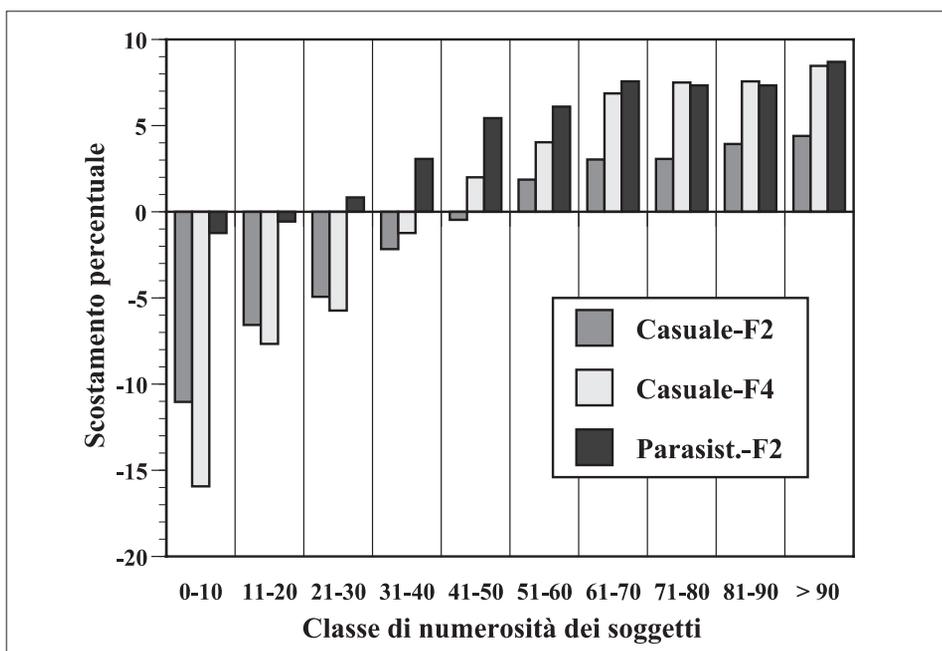


Fig. 3 – Scostamento relativo riferito a diverse classi di numerosità dei soggetti stimati mediante rilievo relascopico, per unità di superficie, entro ciascuna classe diametrica.

– Percentage error relative to different numbers of trees per hectare estimated for each diameter class.

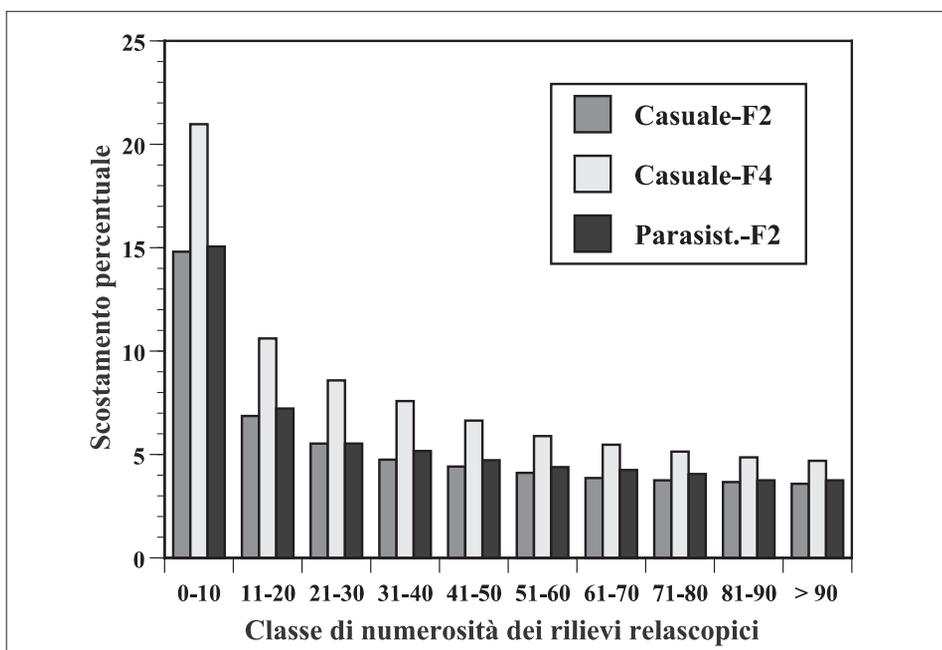


Fig. 4 – Variazione dello scostamento percentuale assoluto all'aumentare del numero di rilievi relascopici eseguiti entro ciascuna particella.

– Percentage error estimated for an increasing number of angle-count samplings conducted for each forest compartment.

HELLRIGL *et al.*, 1988). Ciò è probabilmente imputabile anche al minor numero di piante censite (5.360.281) rispetto ai campionamenti effettuati con il secondo fattore di numerazione, che di fatto dimezzano le dimensioni complessive del campione.

Va infine sottolineata la mancata valutazione, nell'ambito del modello di simulazione, degli errori strumentali (la ricostruzione della seriazione diametrica richiede sempre la misurazione del diametro di ciascuna pianta censita) che in tutti i rilievi di campagna possono incidere in modo significativo sulla bontà delle stime eseguite, specie a livello di singola particella. Inoltre, la natura stessa del modello, impone la presenza di una distribuzione spaziale casuale dei soggetti non tenendo conto dell'aggregazione per gruppi degli stessi, che può certamente incidere sull'efficacia della singola prova relascopica. Tale aspetto risulta difficilmente valutabile sulla base dei dati attualmente disponibili. La valutazione delle potenzialità del rilievo nell'ambito di formazioni governate a ceduo, per le quali risulta inaccettabile l'assunzione di casualità nella distribuzione spaziale dei polloni, e degli effetti di una distribuzione aggregata nell'ambito dei popolamenti d'altofusto, potranno essere oggetto di ulteriori indagini.

CONCLUSIONI

Considerando il numero complessivo di soggetti presenti, il campionamento «parasistemico», a parità di fattore di numerazione, ha dimostrato di avere uno scostamento percentuale analogo o di poco superiore ad un campionamento di tipo casuale. Fatti salvi i limiti legati all'utilizzo di un modello matematico semplificato quale quello proposto, ciò risulta probabilmente legato alla maggiore omogeneità di distribuzione delle unità di campionamento all'interno della popolazione. Il risultato è inoltre coerente con la maggiore precisione di stima generalmente attribuita al campionamento sistematico in presenza di popolazioni con parametri «autocorrelati»⁴, quali si presentano, almeno in alcuni casi, il diametro e la specie (CORONA, 2000).

A livello di singola particella, in mancanza di dati grezzi che consentano di stimare lo scostamento percentuale, questo può essere assunto mediamente pari al 5%, rispetto alla stima del numero complessivo di piante presenti, nell'ipotesi che siano state realizzate almeno 30 prove relascopiche,

⁴ Popolazioni in cui i valori x_i e x_j di due generiche unità di campionamento i e j risultano più somiglianti se i e j sono vicine, rispetto a quando sono distanti (CORONA, 2000).

distribuite su di una superficie di circa 30 ha, secondo uno schema di campionamento di tipo parasistemico. L'esecuzione di un maggior numero di prove di numerazione angolare non porterebbe a significative riduzioni dello scostamento percentuale assoluto, accrescendo invece notevolmente i tempi di rilevamento.

A livello di compresa, sempre ipotizzando l'esecuzione di circa 30 prove relascopiche per ciascuna particella, disposte secondo uno schema di campionamento parasistemico con l'impiego del fattore di numerazione del 2, lo scostamento percentuale sulla stima della numerosità complessiva del soprassuolo, grazie alla parziale compensazione tra sovrastime e sottostime, si riduce a valori inferiori al 3%, con la prevalenza di una leggera sovrastima.

L'analisi proposta consente dunque di attribuire ad un insieme accorpato di particelle governate a fustaia, oggetto tanto di rilievi relascopici quanto di cavallettamento totale, uno scostamento percentuale complessivamente inferiore al 3% legato alla compensazione tra sopra e sottostime.

RINGRAZIAMENTI

Un particolare ringraziamento al Dott. P. Miola del Servizio Forestale Regionale di Vicenza per il supporto offerto ed il materiale personale messo a disposizione ed al Prof. T. Anfodillo per l'aiuto nella revisione finale del testo. Si ringraziano inoltre il Prof. B. Hellrigl per i preziosi suggerimenti forniti nell'analisi dei dati e nella stesura del modello ed il Dott. M. Dissegna della Direzione Regionale Foreste ed Economia Montana della Regione Veneto, che ha messo a disposizione i dati impiegati nel presente studio.

SUMMARY

Testing errors in estimating stand diameter distribution of high forests using angle-count sampling

The estimation of stem number per hectare is one of the more interesting applications of the so-called «angle-count sampling». Many authors have described theoretical and practical aspects, but an analysis of the error related to diameter distribution reconstruction is lacking. The objective of this work was to test this error in high forests by using a spatial simulation of tree distribution.

The real data of stem diameter distribution in 270 forest compartments were used to simulate 30 angle-count sampling points for each compartment with 100 replications, by using different basal-area factors and sampling schemes.

The results showed an error of about 5% for a single forest compartment, but it

decreased to less than 3% considering all the compartments. The difference between predicted and real number of trees of different species was relevant only at very low density (< 10 trees/ha). The total error was negatively correlated with the number of trees of each diameter class. The simulation showed that using 30 angle-count sampling points for each compartment is adequate for estimating stem diameter distribution.

BIBLIOGRAFIA

- ANDRICH O., CARRARO G., 1994 – *Tecniche d'uso del relascopio in assestamento*. Regione del Veneto. Giunta Regionale. Dipartimento Foreste, pp. 106.
- BITTERLICH W, 1984 – *The Relascope Idea. Relative Measurements in Forestry*. Commonwealth Agricultural Bureaux, pp. 242.
- BERTO C., 1985 – *Indagine degli errori del cavallettamento totale*. Tesi di laurea in Scienze Forestali, pp. 120.
- CORONA P., 2000 – *Introduzione al rilevamento campionario delle risorse forestali*. Edizioni CUSL, Firenze.
- FOWLER J., COHEN L., 1993 – *Statistica per ornitologi e naturalisti*. Franco Muzzio Editore, 55-62.
- GRAZIOTTIN A., 1974 – *Prove sull'esattezza del rilievo relascopico nelle fustaie disetanee*. Tesi di laurea in Scienze Forestali, pp 16.
- HELLRIGL B., 1960 – *Una nuova teoria dendrometrica: la relascopia*. L'Italia Forestale e Montana, 1: 8-28.
- HELLRIGL B., 1963 – *Il calcolo del volume col metodo relascopico*. L'Italia Forestale e Montana, 3: 93-112.
- HELLRIGL B., DEL FAVERO R., 1988 – *Normativa per la compilazione dei Piani di Assestamento per le piccole proprietà forestali*. Regione del Veneto, Giunta Regionale, Dipartimento Foreste, pp. 227.
- LA MARCA O., 1999 – *Elementi di Dendrometria*. Patron Editore, Bologna, pp. 512.
- LOETSCH F., HALLER K.E., 1973 – *Forest Inventory I*. BLV Verlagsgesellschaft, München Bern Wien, pp. 436.
- LOETSCH F., ZÖHRER F., HALLER K.E., 1973 – *Forest Inventory II*. BLV Verlagsgesellschaft, München Bern Wien, 356-365.
- MATÉRN B., 1969 – *Wie groß ist die «Relaskop-Fläche»?* Allgemeine Forstzeitung, 79: 21-22.
- MIOLA P., 1983 – *Indagine sull'applicazione della tecnica relascopica a fini assestamentali*. Tesi di laurea in Scienze Forestali, pp. 65.
- PERINA D., 1973 – *Prove sull'esattezza del rilievo relascopico nelle fustaie miste*. Tesi di laurea in Scienze Forestali, pp. 15.
- RITTER H., 1980 – *Prove di applicazione della relascopia nell'inventarizzazione forestale*. Tesi di laurea in Scienze Forestali, pp. 124.
- SAS INSTITUTE INC., 1990 – *SAS/STAT User's guide*. Vers. 6 (4th ed.), vol. 2.
- SCHLAMADINGER B, BOONPRAGOD K, JANZEN H, KURTZ W, LASCO R, SMITH P, 2003 – *Supplementary methods and good practice guidance arising from the Kyoto*

Protocol, chapter 4: 4.1-4.120. In Good Practice Guidance for Land Use, Land Use Change and Forestry, Edited by Penman J., Gytarsky M., Hiraishi T., Krug T., Kruger D., Pipatti R., Buen-día L., Miwa K., Ngara T., Tanabe K. e Wagner F. The Institute for Global Environmental Strategies for the IPCC and the Intergovernmental Panel on Climate Change. Hayama, Kanagawa, Japan.

ZÖHER F., 1973a – *Zur theorie der Winkelzählprobe für die Forstinventur*. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 92: 53-68.

ZÖHER F., 1973b – *Methodische details und effektivität der Winkelzahlprobe für Forstinventur*. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 92: 169-182.