

Sezione Speciale: RI.SELV.ITALIA

(a cura di: M. Bianchi)

Sperimentazione di procedure probabilistiche innovative per la cubatura della massa legnosa a fini assestamentali

Corona P

Dipartimento di Scienze dell'Ambiente Forestale e delle sue Risorse (Di.S.A.F.Ri.), Università della Tuscia, via San Camillo de Lellis - 01100 Viterbo - email: piermaria.corona@unitus.it

Abstract: *Testing probabilistic techniques of timber volume estimation for forest management planning.* The cost of management plan elaboration is one of the main factors hampering the operational implementation of forest management in Italy. Besides compartment descriptions, such a cost is mainly due to the quantitative assessment of stand dendrometrical attributes. The aim of this work is to test the integration of conventional forest mensuration techniques with probabilistic estimation procedures that in the last years have found ever wider implementation for inventorying small forest areas. Distinctively, the objective of this note is the comparative experimental testing of the following methods of timber volume assessment: two-phase relascope sampling; two-phase visual estimation. Under the examined conditions referred to Turkey oak and beech high stands in Central Italy, the latter method has provided hopeful results. The most accurate and precise options of two-phase visual estimation have allowed an average time saving around 40% with respect to the total tally, with an absolute bias around 4-5% with respect to the true value of compartment timber volume, and efficiency higher than the conventional one-phase systematic plot sampling.

Keywords: Forest management planning, Timber volume, Two-phase sampling, Relascope, Visual estimation.

Received: Mar 07, 2006 - Accepted: May 10, 2006

Citation: Corona P, 2006. Sperimentazione di procedure probabilistiche innovative per la cubatura della massa legnosa a fini assestamentali. *Forest@* 3 (2): 267-274. [online] URL: <http://www.sisef.it/>

Introduzione

Uno dei principali fattori che limitano l'applicazione operativa dell'assestamento forestale nel nostro Paese è il costo di redazione dei piani (Berneti 1989). Oltre alle descrizioni particellari, il problema è legato soprattutto alla determinazione degli attributi dendrometrici e dendroauxometrici delle varie unità di evidenziamiento (sottoparticella, particella, compresa). Da tempo sono state proposte metodologie alternative ai sistemi classici di inventariazione della massa legnosa che in genere richiedono operazioni di campagna rilevanti e dispendiose in termini di tempi/operatore e di costi (a esempio: Clauser & Potenza 1980, Andrich & Carraro 1994, Tabacchi 1995, Rondeaux et al. 1998).

In questa prospettiva, scopo del presente lavoro è la sperimentazione di alcune concrete modalità di integrazione operativa delle metodologie tradizionali di rilevamento dendrometrico con tecniche di campionamento probabilistico che si possono prestare all'inventariazione della massa legnosa in soprassuoli forestali anche di limitata estensione (Corona 2000). In particolare, obiettivo di questa nota è la presentazione e valutazione delle potenzialità dei seguenti metodi di cubatura: (i) stima relascopica a due fasi; (ii) stima a vista a due fasi.

Di seguito, vengono delineate le modalità operative e di calcolo per l'implementazione dei metodi proposti. Vengono poi illustrati e discussi i risultati di una verifica sperimentale comparativa, condotta

in fustaie di latifoglie decidue nel Lazio.

Algoritmi di stima

Stima relascopica a due fasi

L'applicazione del metodo si articola nelle seguenti operazioni:

- nell'ambito dell'unità di evidenziazione assestamentale considerata, viene selezionato in modo sistematico un campione di punti di sondaggio (campione principale) in cui viene determinata l'area basimetrica tramite prove relascopiche adiametriche;
- su un sottocampione di tali punti, estratto in modo sistematico, si procede alla cubatura della massa legnosa tramite aree di saggio: questo rilevamento consente di stimare il rapporto tra la media dei valori di massa legnosa misurata nelle aree di saggio e la media dei valori di area basimetrica relascopica nei corrispondenti punti di sondaggio;
- i valori di massa legnosa sul campione principale sono predetti a partire dai valori dell'area basimetrica relascopica, tramite il rapporto istituito sul sottocampione;
- dai valori del campione principale è infine possibile stimare la massa legnosa unitaria (media a ettaro) e totale nell'unità di evidenziazione assestamentale considerata.

In particolare, il valore medio a ettaro della massa legnosa può essere stimato pari a:

$$\hat{v}_{ha\ rapp} = \hat{R}_{sc} \hat{g}_{ha\ rel}$$

con:

$$\hat{R}_{sc} = \sum_{i=1}^{n_{sc}} (v_{ha\ sc_i}) / \sum_{i=1}^{n_{sc}} (g_{sc_i})$$

dove $v_{ha\ sc_i}$ è la massa legnosa a ettaro misurata nell'area di saggio corrispondente all' i -esimo punto di sondaggio del sottocampione; g_{sc_i} è l'area basimetrica relascopica in corrispondenza dell' i -esimo punto di sondaggio del sottocampione; n_{sc} = numerosità del sottocampione; $\hat{g}_{ha\ rel}$ è la media dei valori dell'area basimetrica relascopica stimata sul campione principale.

La varianza di $v_{ha\ rapp}$ può essere stimata pari a:

$$\hat{s}_{\hat{v}_{ha\ rapp}}^2 = \frac{\hat{s}_{v_{ha}}^2 - 2\hat{R}_{sc}\hat{s}_{v\ g} + \hat{R}_{sc}^2\hat{s}_{g_{sc}}^2}{n_{sc}} + \frac{2\hat{R}_{sc}\hat{s}_{v\ g} - \hat{R}_{sc}^2\hat{s}_{g_{sc}}^2}{n}$$

dove $\hat{s}_{v_{ha}}^2$ è la varianza della massa legnosa a ettaro stimata sul sottocampione; $\hat{s}_{g_{sc}}^2$ è la varianza dell'area basimetrica relascopica stimata sul sottocampio-

ne; $s_{v\ g}^2$ è la covarianza della massa legnosa a ettaro e dell'area basimetrica relascopica stimata sul sottocampione; n è la numerosità del campione principale.

Lo stimatore del valore totale della massa legnosa nell'unità di evidenziazione di superficie A (nota senza errore ed espressa in ettari) è pari a:

$$\hat{V}_{rapp} = A\hat{v}_{ha\ rapp}$$

con varianza stimata pari a:

$$\hat{s}_{\hat{V}_{rapp}}^2 = A^2\hat{s}_{\hat{v}_{ha\ rapp}}^2$$

e intervallo di confidenza della stima pari a:

$$\hat{V}_{rapp} \pm t \hat{s}_{\hat{V}_{rapp}}$$

dove t è il valore critico del t di Student (test a due code), stabilito in corrispondenza del prescelto livello di significatività statistica $1 - \alpha$ (con α pari alla probabilità di errore di I tipo) e in corrispondenza di $n_{sc} - 1$ gradi di libertà.

Stima a vista a due fasi

L'applicazione del metodo si articola nelle seguenti operazioni:

- nell'ambito dell'unità di evidenziazione assestamentale considerata, viene selezionato in modo sistematico un campione di punti di sondaggio (campione principale) in cui viene determinata in modo sintetico (a vista) la massa legnosa a ettaro;
- su un sottocampione di tali punti, estratto in modo sistematico, si procede alla cubatura della massa legnosa tramite aree di saggio: questo rilevamento consente di stimare i coefficienti della regressione lineare tra i valori di massa legnosa misurata nelle aree di saggio e quelli di massa legnosa determinata a vista nei corrispondenti punti di sondaggio;
- i valori di massa legnosa sul campione principale sono predetti a partire dai valori di massa legnosa determinata a vista, tramite la regressione istituita sul sottocampione;
- dai valori del campione principale è infine possibile stimare la massa legnosa unitaria (media a ettaro) e totale nell'unità di evidenziazione assestamentale considerata.

In particolare, il valore medio a ettaro della massa legnosa può essere stimato pari a:

$$\hat{v}_{ha\ regr} = \hat{v}_{ha_{sc}} + \hat{b}_1 \cdot (\hat{v}_{vista} - \hat{v}_{vista_{sc}})$$

dove $\hat{v}_{ha_{sc}}$ è la media della massa legnosa a ettaro stimata tramite le aree di saggio del sottocampione; $\hat{v}_{vista_{sc}}$ è la media della massa legnosa a ettaro deter-

minata a vista sui punti di sondaggio del sottocampione; \hat{v}_{vista} è la media della massa legnosa a ettaro determinata a vista sui punti di sondaggio del campione principale; \hat{b}_1 è lo stimatore del coefficiente della regressione lineare della massa legnosa misurata nelle aree di saggio sulla massa legnosa determinata a vista nel sottocampione ($v_{ha_{sc}} = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 v_{vista_{sc}}$).

La varianza di $\hat{v}_{ha_{regr}}$ può essere stimata pari a:

$$\hat{s}_{\hat{v}_{ha_{regr}}}^2 \simeq \frac{\hat{s}_{v_{ha}}^2 (1 - \hat{r}_{v_{vista}}^2)}{n_{sc}} + \frac{\hat{r}_{v_{vista}}^2 \hat{s}_{v_{ha}}^2}{n}$$

dove $\hat{s}_{v_{ha}}^2$ è la varianza della massa legnosa a ettaro nelle aree di saggio stimata sul sottocampione; $\hat{r}_{v_{vista}}$ è il coefficiente di correlazione, stimato sul sottocampione, tra massa legnosa misurata nelle aree di saggio e massa legnosa determinata a vista; n_{sc} è la numerosità del sottocampione; n è la numerosità del campione principale.

Lo stimatore del valore totale della massa legnosa nell'unità di evidenziamiento di superficie A (nota senza errore ed espressa in ettari) è pari a:

$$\hat{V}_{regr} = A \hat{v}_{ha_{regr}}$$

con varianza stimata pari a:

$$\hat{s}_{\hat{V}_{regr}}^2 = A^2 \hat{s}_{\hat{v}_{ha_{regr}}}^2$$

$$\hat{V}_{regr} \pm t \hat{s}_{\hat{V}_{regr}}$$

e intervallo di confidenza della stima pari a:

dove t è il valore critico del t di Student (test a due code), stabilito in corrispondenza del prescelto livello di significatività statistica $1 - \alpha$ (con α pari alla probabilità di errore di I tipo) e in corrispondenza di $n_{sc} - 1$ gradi di libertà.

Protocollo sperimentale

La sperimentazione dei metodi (vedi paragrafo precedente) è stata condotta in Provincia di Viterbo, nell'ambito di fustaie di cerro (*Quercus cerris* L.) e di faggio (*Fagus sylvatica* L.), le cui principali caratteristiche sono riportate nelle tab. 1 e tab. 2.

Ciascuna parcella è stata considerata come un'unità di evidenziamiento assestamentale per la quale occorre stimare la massa legnosa in piedi. A tal fine, nell'ambito di ciascuna parcella è stato dapprima selezionato in modo sistematico un campione di punti di sondaggio (campione principale) su cui sono state determinate:

- la massa legnosa unitaria, espressa in $m^3 ha^{-1}$, con metodo sintetico (a vista);
- l'area basimetrica unitaria, espressa in $m^2 ha^{-1}$, tramite prove relascopiche adiametriche (con fattore di numerazione pari sia a 2 che a 4).

Tab. 1 - Popolamenti forestali interessati dalla sperimentazione.

| Parcella | Comune | Particella forestale | Descrizione |
|----------|----------|----------------------|---|
| A | Vetralla | 83 | Fustaia di cerro disetaneiforme a gruppi, in buone condizioni vegetative: a nuclei di novelleto, con soggetti isolati di età avanzata, sono giustapposti nuclei allo stato di fustaia adulta. |
| B | Vetralla | 86 | Fustaia coetaneiforme di cerro, in buone condizioni vegetative, con nuclei di alberi adulti localizzati in prevalenza ai margini. |
| C | Vetralla | 55 | Fustaia coetaneiforme di cerro con qualche pianta di roverella, in buone condizioni vegetative. La densità è variabile: regolare e uniforme per gruppi con la presenza di vuoti nella parte centrale e nella zona valliva più a nord, dove è presente un soprassuolo allo stato di perticaia. |
| D | Vetralla | 93 | Fustaia coetaneiforme di cerro, in ottime condizioni vegetative, a densità regolare e con limitate aree allo stato di perticaia. Gli alberi del vecchio ciclo sono presenti in discreto numero, perlopiù a gruppi. |
| E | Vetralla | 5 | Fustaia disetaneiforme mista di faggio e cerro a netta prevalenza della prima specie. La densità varia da luogo a luogo ed è in genere relativamente scarsa, con la presenza di estese chiare. |
| F | Soriano | 134 | Fustaia disetaneiforme di faggio con presenza di elementi di elevata dimensione, perlopiù a gruppi e di pochi alberi di acero montano e acero opalo, anch'essi a gruppi; non mancano, in corrispondenza delle aperture della densa copertura della faggeta, nuclei di rinnovazione di faggio. |

Tab. 2 - Caratteristiche dendrometriche dei soprassuoli inclusi nelle parcelle sperimentali. I valori di numero di alberi, diametro dei fusti e massa legnosa in piedi sono stati determinati previo cavallettamento di tutti i fusti arborei. Il coefficiente di variazione della massa legnosa è stato determinato tramite aree di saggio con raggio pari a 15 m.

| Parcelle | Superficie (ha) | Età (anni) | Numero di alberi (N ha ⁻¹) | Diametro medio (cm) | Massa legnosa (m ³ ha ⁻¹) | Coefficiente variazione massa legnosa (%) |
|----------|-----------------|------------|--|---------------------|--|---|
| A | 7 | - | 233 | 39 | 442 | 25 |
| B | 6 | 85 | 209 | 44 | 524 | 9 |
| C | 3 | 125 | 137 | 52 | 514 | 25 |
| D | 2 | 70 | 370 | 32 | 421 | 23 |
| E | 2 | - | 176 | 51 | 691 | 38 |
| F | 2 | - | 122 | 66 | 675 | 28 |

La dislocazione dei punti di sondaggio è stata operata con GPS, secondo uno schema sistematico a reticolo con maglia quadrata di lato pari a 40 o 50 m (a seconda della parcella), in modo da avere un numero di punti di sondaggio del campione principale non inferiore a 15 in ciascuna parcella. Su ciascun punto, il metodo sintetico è stato applicato prima del metodo relascopico e la stima a vista è stata effettuata con riferimento a un intorno circolare di raggio pari a circa 15 m centrato su ciascun punto di sondaggio.

Su un sottocampione di punti, dopo le suddette stime si è proceduto alla realizzazione di aree di saggio concentriche di tipo ordinario, di forma circolare e con raggio pari sia a 10 che a 15 m. Il riferimento ad aree di saggio con raggio di 15 m è stato motivato dal fatto che in questo modo, nelle condizioni esaminate, esse contenevano, in media, almeno 12-15 alberi, come in genere consigliato in ambito campionario (Corona 2000). Il riferimento ad aree di saggio con raggio di 10 m è stato motivato dal fatto che questa è spesso la dimensione convenzionalmente impiegata nella pratica di inventari speditivi. Sulla base dei dati ricavati da ciascuna area di saggio (cavallettamento + rilevamento ipsometrico) si è proceduto all'accurata cubatura della massa legnosa a ettaro, tramite tavole stereometriche locali a doppia entrata. Sia per la stima a vista che per la cubatura con aree di saggio non sono stati considerati gli alberi con diametro a petto d'uomo inferiore a 7.5 cm.

La numerosità del sottocampione è stata fissata pari a un terzo del campione principale, cioè un'area di saggio ogni tre punti di sondaggio. Sulla base dei dati così raccolti è stato possibile simulare a posteriori anche un'intensità inferiore di sottocampionamento (un'area di saggio ogni sei punti del campione principale), ottenendo l'insieme di tesi sperimentali

riportato in tab 3.

La sperimentazione è stata condotta da una squadra di due operatori, ma le operazioni sia di stima a vista che di stima relascopica sono state sempre effettuate da uno stesso singolo operatore per tutti i punti di sondaggio. Per ciascuna operazione condotta sono stati considerati i tempi di lavoro, cosicché è stato possibile comparare i tempi complessivi per l'applicazione di ciascun metodo in ciascuna parcella.

Per ciascuna parcella si è infine proceduto a: determinazione accurata della superficie; cavallettamento di tutti i fusti arborei (con riferimento a una soglia diametrica minima di 7.5 cm) e rilevamento ipsometrico; cubatura con le stesse tavole stereometriche locali a doppia entrata utilizzate per la cubatura delle aree di saggio. Il valore di massa legnosa così determinato è stato assunto come valore "vero" della massa legnosa in piedi in ciascuna parcella.

Risultati

I principali risultati della sperimentazione condotta sono riportati in tab. 4.

Per quanto riguarda l'accuratezza di stima, espressa in termini di scostamento percentuale assoluto rispetto al valore vero di massa legnosa, non risultano differenze significative tra le tesi sperimentate, nonostante un ampio campo di variazione dei valori medi di scostamento assoluto che vanno dal 4% della tesi 14 (stima a vista integrata da un'area di saggio di raggio pari a 15 m ogni sei punti di sondaggio realizzati con passo di 40-50 m) al 26% della tesi 7 (stima relascopica integrata da un'area di saggio di raggio pari a 10 m ogni tre punti di sondaggio realizzati con passo di 40-50 m). La sostanziale omogeneità statistica tra le tesi sperimentate, nonostante la rilevante differenza tra i valori medi di scostamento assoluto,

Tab. 3 - Tesi sperimentali per la verifica comparativa dei metodi di cubatura proposti. (*) = variabile a seconda della parcella.

| Codice tesi | Tipo di stima in prima fase | Passo della maglia del reticolo di prima fase* (m) | Percentuale di aree di saggio rispetto ai punti di sondaggio del campione principale (%) | Raggio delle aree di saggio (m) |
|-------------|----------------------------------|--|--|---------------------------------|
| 1 | stima relascopica ($\phi = 2$) | 40-50 | 33 | 15 |
| 2 | stima relascopica ($\phi = 2$) | 40-50 | 16 | 15 |
| 3 | stima relascopica ($\phi = 2$) | 80-100 | 33 | 15 |
| 4 | stima relascopica ($\phi = 4$) | 40-50 | 33 | 15 |
| 5 | stima relascopica ($\phi = 4$) | 40-50 | 16 | 15 |
| 6 | stima relascopica ($\phi = 4$) | 80-100 | 33 | 15 |
| 7 | stima relascopica ($\phi = 2$) | 40-50 | 33 | 10 |
| 8 | stima relascopica ($\phi = 2$) | 40-50 | 16 | 10 |
| 9 | stima relascopica ($\phi = 2$) | 80-100 | 33 | 10 |
| 10 | stima relascopica ($\phi = 4$) | 40-50 | 33 | 10 |
| 11 | stima relascopica ($\phi = 4$) | 40-50 | 16 | 10 |
| 12 | stima relascopica ($\phi = 4$) | 80-100 | 33 | 10 |
| 13 | stima a vista | 40-50 | 33 | 15 |
| 14 | stima a vista | 40-50 | 16 | 15 |
| 15 | stima a vista | 80-100 | 33 | 15 |
| 16 | stima a vista | 40-50 | 33 | 10 |
| 17 | stima a vista | 40-50 | 16 | 10 |
| 18 | stima a vista | 80-100 | 33 | 10 |

è dovuta alla variabilità dei risultati nelle singole parcelle. Il metodo relascopico con valore mediamente più basso di scostamento assoluto (5%) è quello che prevede un'area di saggio di raggio pari a 15 m ogni tre punti di sondaggio realizzati con passo di 80-100 m (tesi 3). Come atteso, le tesi che prevedevano aree di saggio di 10 m di raggio hanno dato, sia per il metodo a vista che per quello relascopico, valori di scostamento assoluto sempre maggiori rispetto a quelle con aree di saggio di 15 m di raggio.

Per quanto riguarda la precisione di stima, espressa in termini di errore percentuale (rapporto percentuale tra errore standard di stima e valore stimato di massa legnosa), non risultano differenze significative tra le tesi sperimentate, nonostante un ampio campo di variazione dei valori medi di errore che vanno dal 7% per la tesi 13 (stima a vista integrata da un'area di saggio di raggio pari a 15 m ogni tre punti di sondaggio realizzati con passo di 40-50 m) e dall'8% per la tesi 14 a valori pari al 21% per la tesi 7 e per la tesi 5. Anche in questo caso la sostanziale omogeneità statistica tra le tesi sperimentate, nonostante la rilevante differenza tra i valori medi di errore, è dovuta alla variabilità dei risultati nelle singole parcelle.

Per nessuna delle tesi è risultata alcuna associazione statisticamente significativa tra l'accuratezza e la

precisione di stima e gli attributi dendrometrici delle parcelle sperimentali, tranne che per l'ovvia correlazione positiva tra errore standard di stima e variabilità intra-parcella dei valori di massa legnosa (vedi coefficiente di variazione di cui alla tab. 2).

Per quanto riguarda i tempi complessivi di rilievo, le tesi con tempi significativamente più ridotti sono quelle che prevedono un passo maggiore per il campione principale e, secondariamente, quelle che prevedono una minore percentuale di aree di saggio rispetto ai punti di sondaggio del campione principale e quelle basate sul metodo a vista rispetto a quello relascopico. In particolare, le tesi con i più bassi tempi di rilevamento sono la 18 (stima a vista integrata da un'area di saggio di raggio pari a 10 m ogni tre punti di sondaggio realizzati con passo di 80-100 m) e la 12 (stima relascopica integrata da un'area di saggio di raggio pari a 10 m ogni tre punti di sondaggio realizzati con passo di 80-100 m).

Risulta infine interessante il confronto tra i metodi campionari a due fasi qui proposti e quello monofase convenzionalmente adottato in forma di campionamento sistematico semplice per aree di saggio. Assumendo che in questo secondo caso si realizzi un numero di aree di saggio uguale a quello previsto in seconda fase nell'ambito delle singole tesi sperimenta-

Tab. 4 - Valori medi, per ciascuna delle tesi sperimentali, di: scostamento percentuale assoluto (SPA) della massa legnosa stimata rispetto al valore vero; errore percentuale (EP) della stima di massa legnosa; tempo complessivo di rilievo (TC); indice di efficienza (IE) della stima di massa legnosa rispetto al convenzionale campionamento sistematico monofase per aree di saggio. Per maggiori dettagli sugli indicatori presentati si veda il testo. Tesi con lettere differenti (sulle singole colonne) sono statisticamente differenti al livello di significatività $\alpha = 0.05$, secondo il test HSD di Tukey.

| Codice tesi | SPA (%) | EP (%) | TC (h ha ⁻¹) | IE |
|-------------|---------|--------|--------------------------|----------|
| 1 | 16.7 a | 11.2 a | 1.66 h | 0.31 ab |
| 2 | 6.5 a | 16.9 a | 1.38 efgh | 0.30 a |
| 3 | 5.4 a | 16.5 a | 0.89 abcd | 0.34 ab |
| 4 | 17.9 a | 14.2 a | 1.32 efgh | 0.43 ab |
| 5 | 5.6 a | 21.1 a | 1.01 cdef | 0.56 ab |
| 6 | 6.7 a | 20.4 a | 0.71 abc | 0.55 ab |
| 7 | 26.2 a | 21.3 a | 1.57 gh | 0.20 a |
| 8 | 17.2 a | 18.4 a | 1.40 fgh | 0.29 a |
| 9 | 17.2 a | 18.0 a | 0.83 abcd | 0.43 ab |
| 10 | 25.6 a | 20.3 a | 1.02 cdef | 0.40 ab |
| 11 | 15.9 a | 16.4 a | 0.85 abcd | 0.56 ab |
| 12 | 16.9 a | 17.6 a | 0.55 ab | 0.67 abc |
| 13 | 7.3 a | 6.7 a | 1.16 defg | 1.24 abc |
| 14 | 4.4 a | 8.3 a | 0.88 abcd | 1.86 c |
| 15 | 4.9 a | 10.7 a | 0.63 abc | 1.14 abc |
| 16 | 11.2 a | 14.8 a | 0.97 bcde | 0.81 abc |
| 17 | 17.5 a | 11.4 a | 0.80 abcd | 1.58 bc |
| 18 | 16.9 a | 13.6 a | 0.52 a | 1.28 abc |

te, si ha, come atteso, che sia l'accuratezza sia la precisione di stima sono generalmente maggiori per queste ultime: per le tesi con i risultati migliori, gli scostamenti di stima dal valore vero sono inferiori dal 10% al 14% rispetto a quelli ottenuti con il campionamento sistematico semplice monofase, e gli errori standard sono inferiori dal 3% al 9%.

Per comparare in modo rigoroso l'efficienza relativa, in termini di rapporto tra precisione di stima e costi di rilevamento (Corona 2000), dei metodi a due fasi proposti rispetto al convenzionale campionamento sistematico monofase per aree di saggio è possibile utilizzare l'indice:

$$IE = T_{Si} s_{Si}^2 / T_{Mi} s_{Mi}^2$$

dove T_{Mi} è il tempo totale di rilevamento con l'*i*-esima tesi, s_{Mi}^2 è l'errore standard di stima ottenuto con l'*i*-esima tesi, T_{Si} è il tempo totale del campionamento sistematico convenzionale con un numero di aree di saggio pari a quelle di seconda fase dell'*i*-esima tesi, s_{Si}^2 è l'errore standard di stima del campionamento sistematico convenzionale con un numero di aree di saggio pari a quelle di seconda fase dell'*i*-esima tesi: a valori maggiori di *IE* corrisponde una

maggiore efficienza della tesi considerata rispetto al corrispondente campionamento sistematico convenzionale per aree di saggio. Dalla tab. 4 si evince come, nelle condizioni esaminate, le tesi riferibili al metodo a vista siano più efficienti del campionamento sistematico monofase convenzionale (tranne la tesi 16): in particolare, la tesi 14 presenta un'efficienza pari a quasi il doppio di quella del campionamento convenzionale per sole aree di saggio.

Discussione e orientamenti applicativi

Il presente lavoro costituisce una prima sperimentazione operativa per la messa a punto di strumenti pratici in grado di soddisfare in modo semplice, ma rigoroso, le esigenze assestamentali in merito alla determinazione degli attributi dendrometrici delle particelle forestali.

Le modalità per conciliare i costi di tali determinazioni con l'effettivo utilizzo delle informazioni raccolte e con le funzioni realmente svolte dai popolamenti indagati sono molteplici: indicazioni in tal senso sono proposte ad esempio da Clauser & Potenza (1980), Bianchi (1987), Tabacchi (1995), Del Favero (2000). Peraltro, specifiche sperimentazioni compara-

tive appositamente configurate per gli scopi in oggetto non sono reperibili nella letteratura del nostro Paese, almeno con riferimento ad applicazioni a scala assestamentale.

Nelle condizioni esaminate, i risultati ottenuti con metodi di cubatura basati sulla stima relascopica a due fasi e sulla stima a vista a due fasi hanno dato risultati relativamente incoraggianti soprattutto per quest'ultima. Le opzioni più accurate e precise di stima a vista (a esempio, tesi 14: stima a vista integrata da un'area di saggio di raggio pari a 15 m ogni sei punti di sondaggio realizzati con passo di 40-50 m) hanno consentito risparmi di tempo mediamente intorno al 40% rispetto al cavallettamento totale, con scostamenti del valore stimato rispetto al valore vero mediamente intorno al 4-5%, e con accuratezza ed efficienza nettamente superiori al campionamento sistematico convenzionale monofase per aree di saggio. Per il metodo relascopico a due fasi, le opzioni risultate complessivamente più accurate e precise (a esempio, tesi 3: stima relascopica integrata da un'area di saggio di raggio pari a 15 m ogni tre punti di sondaggio realizzati con passo di 80-100 m) hanno consentito risparmi di tempo mediamente intorno al 40% rispetto al cavallettamento totale, con scostamenti del valore stimato rispetto al valore vero mediamente intorno al 5-6%, e con un'accuratezza superiore al campionamento sistematico convenzionale monofase per aree di saggio (mentre l'efficienza è mediamente inferiore).

I risultati ottenuti sono strettamente legati alle condizioni ambientali e operative esaminate. Alla luce dell'esperienza condotta emerge, comunque, il particolare interesse del metodo di calibrazione statistica di stime sintetiche (a vista). A differenza di quanto avviene nella pratica assestamentale di altri Paesi (a esempio: Rondeaux et al. 1998, Bousson et al. 2002, Kangas et al. 2004), in Italia le potenzialità operative della stima a vista per la cubatura dei soprassuoli forestali sono in genere sottovalutate: il motivo è prevalentemente legato alla considerazione che l'applicazione dei procedimenti di stima sintetica richiede una notevole esperienza. In realtà, nel contesto del metodo a due fasi qui proposto il suddetto requisito non è, di per sé, vincolante: infatti, le stime effettuate a vista vengono calibrate con i rilievi sulle aree di saggio, per cui se l'operatore tende sempre a sottostimare o a sovrastimare la massa legnosa unitaria ciò non ha alcun riflesso sull'accuratezza della stima finale. Piuttosto ciò che può negativamente influire, e non tanto sull'accuratezza quanto sulla precisione

delle stime, è il fatto che l'operatore tenda talora a sovrastimare e talora a sottostimare la massa legnosa unitaria, come non di rado può avvenire per il cosiddetto fenomeno della "tendenza alla media" (popolamenti ricchi di massa tendono a essere sottostimati mentre per popolamenti molto poveri si ha spesso il contrario: vedi Hellrigl 1986).

Peraltro, nel contesto statistico proposto si ritiene che il problema operativo maggiore sia il posizionamento dei punti di sondaggio: in campionamenti probabilistici basati sul disegno, quali quelli qui proposti, l'individuazione dei punti di sondaggio a cui associare le unità di rilevamento deve infatti avvenire in modo strettamente oggettivo (Fattorini 2001). Il problema di condizionamenti soggettivi nella scelta dei punti di sondaggio diventa rilevante soprattutto per i metodi relascopici: a esempio, nessuno porrebbe spontaneamente un punto di sondaggio relascopico a pochi centimetri di distanza dal tronco di un grosso albero. Il problema è relativamente meno condizionante (nel senso che è ammissibile una tolleranza relativamente maggiore nel posizionamento del punto di sondaggio) nel caso delle aree di saggio (soprattutto se di ampio raggio), e ancora meno nel caso di stime a vista.

Gli schemi di dislocazione dei punti di sondaggio più idonei in ambito assestamentale sono, in genere, quelli di tipo sistematico, configurati a reticolo: oltre a consentire una distribuzione spaziale uniforme dei punti stessi, questo tipo di schemi consente di ottimizzare la percorrenza sul terreno e anche di integrare i rilievi tra più unità assestamentali contigue. Inoltre, con questo tipo di schemi, ogni unità campionaria è rappresentativa di una quantità costante di superficie per cui sono possibili stratificazioni a posteriori della popolazione indagata e il rilievo dendrometrico è più facilmente integrabile con le descrizioni stazionali e tipologico-strutturali a fini tassatori. Al fine di contenere i costi di posizionamento dei punti di sondaggio, oltre che tramite GPS la dislocazione può talora essere realizzata anche senza l'ausilio di strumenti topografici, se i punti non sono permanenti: così, a esempio, nel caso di un reticolo di campionamento con orientamento topografico per linee di quota costante e determinazione delle distanze a passi può essere sufficiente l'ausilio di un contapassi e di un altimetro.

Alla luce dei risultati presentati e discussi, si ritiene che la sperimentazione condotta meriti di essere allargata a un campione esaustivo delle condizioni vegetazionali, strutturali e colturali che caratterizza-

no i soprassuoli forestali del nostro Paese. Questo tipo di indagini può essere decisivo non solamente per il segmento operativo assestamentale: la ricognizione del territorio e la quantificazione delle sue risorse, che in assestamento viene eseguita a scala di grande dettaglio, sono momenti fondamentali di conoscenza e crescita complessiva per gli operatori (Ciancio 1999, Colpi 2005) e possono offrire utili informazioni per finalità multiple (a esempio: valutazione della biomassa ritraibile a fini energetici, certificazione degli stock di carbonio nelle proprietà forestali, ecc.), avvalendosi efficacemente di procedure innovative quali quelle qui proposte.

Ringraziamenti

Lavoro svolto nell'ambito del Progetto RISELVITALIA finanziato dal Ministero delle Politiche Agricole e Forestali (sottoprogetto 4.2.4, U.O. DISAFRI - Università della Tuscia, Responsabile: Prof. L. Portoghesi). Per la collaborazione nei rilievi di campagna e nell'archiviazione dei dati raccolti si ringraziano S. Bollati, L. Di Biagio, B. Ferrari e A. Tedesco.

Bibliografia

- Andrich O, Carraro G (1994). Tecniche d'uso del relascopio in assestamento. Regione del Veneto, Giunta Regionale, Dipartimento Foreste, Mestre.
- Bernetti G (1989). Assestamento forestale. Edizioni DREAM Italia, Firenze.
- Bianchi M (1987). La conoscenza del patrimonio forestale. Rapporti tra inventario e assestamento. In: Atti, Giornata di studio sull'assestamento forestale. Comunità Montana del Casentino, Regione Toscana, Poppi, pp. 81-87.
- Bousson E, Lejeune P, Rondeux J (2002). L'inventaire par évaluation visuelle, une nouvelle méthode adaptée à la description de peuplements hétérogènes. Forêt Wallonne 58: 6-12.
- Ciancio O (1999). Le nuove frontiere della gestione forestale. Accademia Italiana di Scienze Forestali, Firenze.
- Clauser F, Potena G (1980). Applicazione del campionamento a lista nella variante PPS (probability proportional to size) per la revisione di un piano di assestamento. Il Montanaro d'Italia - Monti e Boschi 3 61-65.
- Colpi C (2005). Sull'attualità dell'assestamento forestale. In: Foreste, Ricerca, Cultura. Scritti in onore di Orazio Ciancio (Corona P, Iovino F, Maetzke F, Marchetti M, Menguzzato G, Nocentini S, Portoghesi L eds). Accademia Italiana di Scienze Forestali, Firenze, pp. 123-133.
- Corona P (2000). Introduzione al rilevamento campionario delle risorse forestali. Editrice CUSL, Firenze.
- Del Favero R (2000). Direttive per i piani di gestione delle proprietà forestali nella regione Friuli-Venezia Giulia. Regione Autonoma Friuli-Venezia Giulia, Direzione regionale delle foreste, Udine.
- Fattorini L (2001). Design-based and model-based inferences in forest inventories. Comunicazioni di Ricerca ISAF 2: 13-24.
- Hellrigl B (1986). Il rilevamento dendro-crono-auxometrico. In: Nuove metodologie nella elaborazione dei piani di assestamento dei boschi. ISEA, Bologna, pp. 399-704.
- Kangas A, Heikkinen E, Maltamo M (2004). Accuracy of partially visually assessed stand characteristics: a case study of Finnish forest inventory by compartments. Canadian Journal of Forest Research 34: 916-930.
- Rondeaux J, Hebert J, Marchal D (1998). Les inventaires forestier de gestion: quels objectifs et quelles méthodes? Journal Forestier Suisse 149: 463-473.
- Tabacchi G (1995). Note sull'applicazione di procedure campionarie negli inventari forestali assestamentali. In: Atti, Nuovi orizzonti per l'assestamento forestale. Milano, pp. 57-100.

Author's Box

Professore ordinario di Assestamento e pianificazione forestale presso l'Università della Tuscia, impegnato su temi di ricerca inerenti la pianificazione, la gestione e il monitoraggio delle risorse forestali e ambientali. Presidente del Consiglio di Corso di Laurea in Scienze Forestali e Ambientali dell'Università degli Studi della Tuscia. Socio ordinario dell'Accademia Italiana di Scienze Forestali. Supervisore scientifico di forestlab.net (rete italiana dei laboratori di geomatica forestale).