

## Modello di previsione del volume dendrometrico dei popolamenti ad altofusto di cerro della Basilicata

Giuseppe Mancino\*<sup>(1)</sup>, Agostino Ferrara<sup>(1)</sup>, Pancrazio Langerano<sup>(2)</sup>, Antonio Racana<sup>(2)</sup>,  
Luca Salvati<sup>(3)</sup>

(1) Scuola di Scienze Agrarie, Forestali, Alimentari ed Ambientali, Università degli Studi della Basilicata, Potenza; (2) Dipartimento Ambiente, Territorio, Politiche della Sostenibilità, Ufficio Foreste e Tutela del Territorio, Regione Basilicata, Potenza; (3) Centro per lo studio delle Relazioni Pianta-Suolo (CRA-RPS), Consiglio per la Ricerca e la sperimentazione in Agricoltura, Roma - \*Corresponding Author: Giuseppe Mancino (gmancino1@alice.it).

**Abstract:** Stemwood volume predicting model of Turkey oak high stands in Basilicata (Italy). Auxometric studies on the Basilicata forests are few and limited to local contexts. The aim of this study was set up the existing relationships between the volume and tree dimensions for high stands of Turkey oak (*Quercus cerris*) in Basilicata. The proposed estimate concerns the stemwood volume including branches with diameter > 3 cm. The contribution focuses on the analysis of the most effective forecast models, describing in detail the selected models for assessing the tree volume variation in relation to diameter breast height and total height. The regression coefficients were estimated using a weighted least square regression analysis because variance heterogeneity was constantly observed for the dependent variables. The analysis of residuals among observed and expected values and their distributions show a good fitting of the model to experimental observations. The model proposed may be employed in the forest management as well as in the assessment of stockings of forests ecosystems. The importance of this tool for forest management is confirmed by the remarkable extension of oak forests with *Quercus cerris* in Basilicata, whose stands are mostly made up by transitional or irregular high stand forests.

**Keywords:** Tree Volume, *Quercus cerris*, Volume Equation, Weighted Least Square Regression, Basilicata

Received: Apr 30, 2013; Accepted: Jun 29, 2013; Published online: Sep 02, 2013

**Citation:** Mancino G, Ferrara A, Langerano P, Racana A, Salvati L, 2013. Modello di previsione del volume dendrometrico dei popolamenti ad altofusto di cerro della Basilicata. Forest@ 10: 59-67 [online 2013-09-02] URL: <http://www.sisef.it/forest@/contents/?id=efor1028-010>

### Premessa

La determinazione del volume dei soprassuoli forestali rappresenta un momento fondamentale sia per la stima dei boschi da sottoporre a utilizzazione sia per la redazione dei piani di gestione forestale. Nei piani di assestamento forestale si determinano non solamente le masse legnose ma si forniscono indicazioni sulle modalità del futuro trattamento. Si comprende quanto sia importante avvalersi di strumenti estimativi in grado di fornire stime attendibili del volume dei soprassuoli e contemporaneamente di avere una idea precisa sulle incertezze che si hanno nella determinazione delle masse legnose. La ca-

renza di modelli di previsione delle masse arboree e di adeguati studi dendro-auxometrici dei boschi lucani rappresenta da anni un inconveniente nella gestione del patrimonio forestale della regione. Sovente, infatti, si fa ricorso all'utilizzo di tavole di cubatura di validità locale elaborate in altri ambiti territoriali o a tavola di cubatura generali come quelle elaborate per gli Inventari Forestali Nazionali del 1985 (Castellani et al. 1984). Le prime lasciano dei dubbi sul piano formale per la carenza di una adeguata analisi statistica, mentre le seconde riuniscono, come per il cerro, in un unico dendrotipo diverse specie e non risultano pienamente rispondenti alle caratteri-

stiche stereometriche dei soprassuoli di ambiti più ristretti, soprattutto di quelli in ambiente mediterraneo. Si consideri, inoltre, che i popolamenti lucani che hanno ormai, dal punto di vista strutturale, la fisionomia della fustaia, possono, per la maggior parte considerarsi dei popolamenti transitori, di origine agamica, che hanno subito negli anni interventi di avviamento all'altofusto e diradamenti che hanno influito sulla forma dei fusti. Si è reso, dunque, necessario elaborare strumenti di stima delle masse legnose che fossero pienamente rispondenti sia all'ambito geografico di interesse sia alla tipologia di soprassuoli indagati, riconducibili a popolamenti transitori o a boschi con struttura irregolare (in evoluzione naturale verso l'altofusto, a struttura generalmente biplana, e con la presenza di piante di grosse dimensioni che rappresentano i rilasci di vecchie utilizzazioni del ceduo).

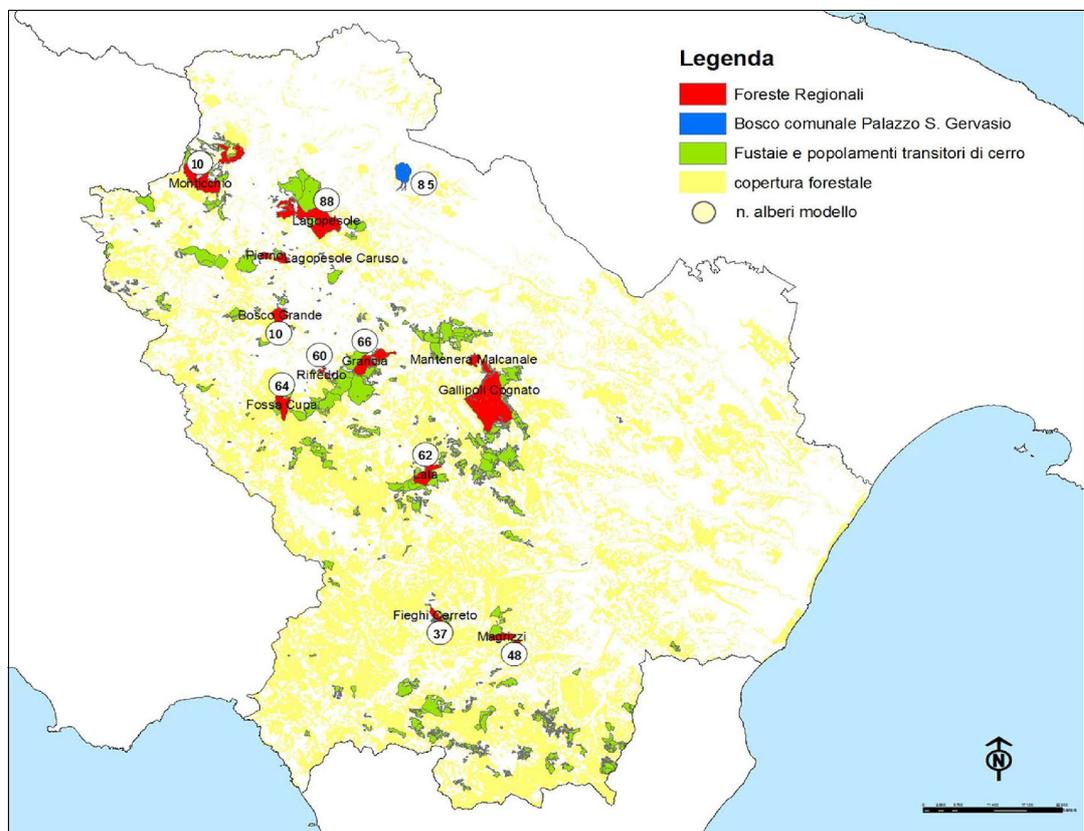
Il modello previsionale individuato consente di stimare il volume degli alberi, comprensivo di cimale e dei rami fino a tre centimetri di diametro, in funzione del diametro e dell'altezza totale degli alberi. Si tratta di uno strumento particolarmente idoneo a quei casi in cui è richiesta la maggiore precisione possibile nella determinazione dei volumi unitari consentendo così di superare i sovraesposti limiti della letteratura corrente.

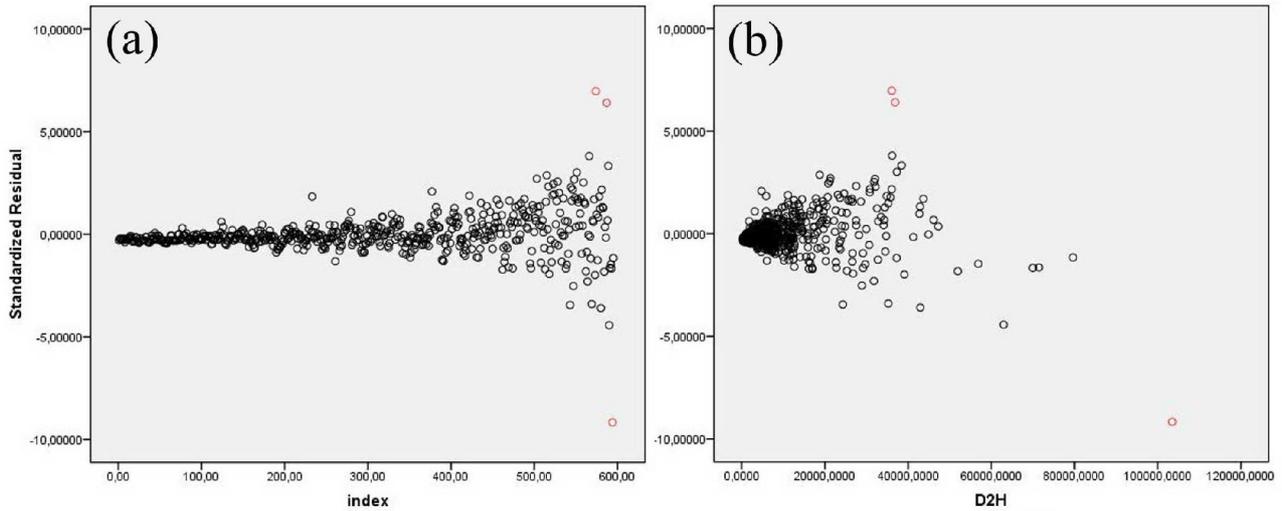
## Materiali e metodi

L'area di studio è la Regione Basilicata che ha un patrimonio forestale di 355 409 ha (Costantini et al. 2006) e i cui soprassuoli a *Quercus cerris* rappresentano la fisionomia forestale maggiormente diffusa. L'altofusto e i popolamenti transitori di cerro si estendono su una superficie di circa 52 000 ha, dislocati, da Nord a Sud, lungo la catena appenninica.

I dati utilizzati per la costruzione della tavola stereometrica a doppia entrata dei boschi ad altofusto di cerro, generalmente popolamenti transitori o a struttura irregolare, sono stati raccolti nel corso di rilevamenti condotti per la realizzazione dei Piani di Assestamento delle Foreste Regionali (Fig. 1). Il patrimonio silvo-pastorale dell'ente Regione Basilicata si estende su una superficie di circa 14 000 ettari, suddivisa in 12 foreste di estensione varia e in cui le cerrete, sempre presenti, rappresentano la fisionomia di gran lunga più rappresentata. A partire dal 2003 la Regione ha intrapreso, grazie anche al cofinanziamento del Ministero dell'Ambiente e Tutela del Territorio, nell'ambito del Programma Operativo Nazionale (PON) di Assistenza Tecnica e Azioni di Sistema (ATAS), Misura 1.2 (Difesa del Suolo), un'azione di pianificazione delle foreste demaniali con la redazione di Piani di Assestamento dei singoli complessi forestali.

**Fig. 1** - Localizzazione delle aree di prelievo degli alberi modello.





**Fig. 2** - Andamento dei residui standardizzati rispetto agli indici del dataset (a) e della variabile esplicativa  $D^2H$ .

Per ognuno dei 595 alberi modello selezionati sono stati rilevati:

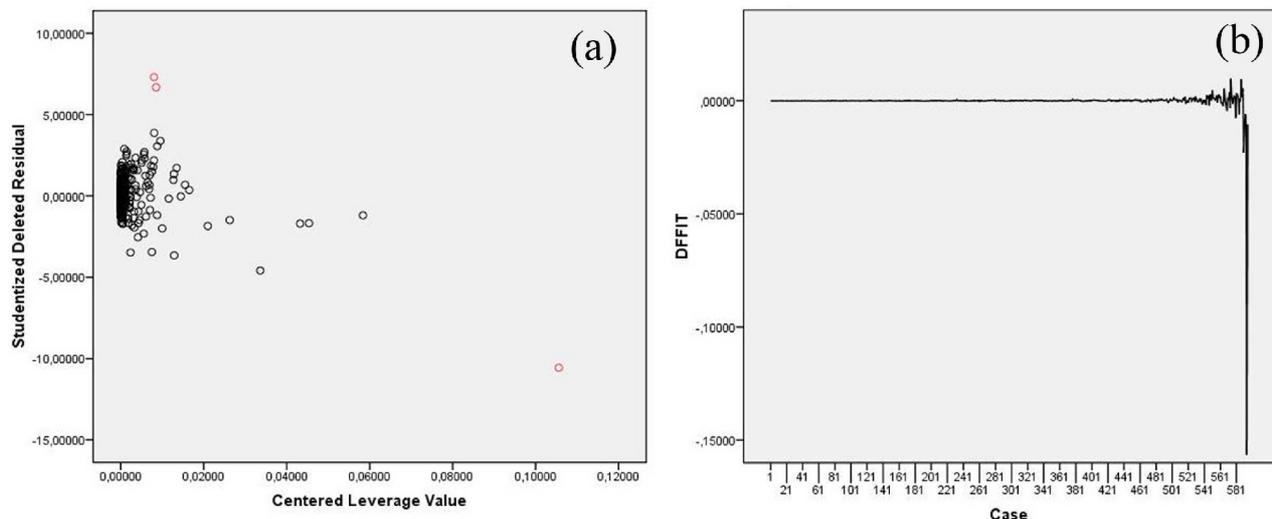
- diametro a 1.30 m dal suolo;
- altezza totale degli alberi abbattuti (misurati con rollina metrica);
- circonferenza del fusto ad intervalli di un metro a partire da 0.5 m dal suolo e fino al diametro di sveltamento di 3 cm in punta;
- diametri lungo i rami ogni 20 cm fino a 3 cm di diametro.

Il volume dendrometrico di ogni albero modello è stato, quindi, ottenuto sommando il volume dei rami al volume del fusto calcolato con la formula di Heyer.

I dati sono stati sottoposti ad una preventiva analisi allo scopo di verificare (anche in considerazione dell'eterogeneità dei rilievi condotti) l'esistenza di *outliers*, dati anomali, non consistenti con le altre osservazioni, che potrebbero influire negativamente sulle analisi statistiche.

Il *plot* dei residui standardizzati rispetto agli indici del *data set* (Fig. 2a) e quello dei residui standardizzati rispetto alla variabile esplicativa  $D^2H$  (Fig. 2b) evidenzia la presenza di osservazioni che rappresentano probabili *outliers*.

Allo scopo di evidenziare l'influenza ("effetto leva") degli *outliers* sulla stima dei parametri di regressione è stata condotta un'analisi grafica dei *leve-*



**Fig. 3** - Residui studentizzati in funzione del *Centered Leverage Value* (a) e andamento della statistica DFFIT (b) per i singoli casi analizzati.

**Tab. 1** - Statistica descrittiva delle variabili dimensionali.

Variabile	n. osserv.	Min	Max	Media	Dev. Std
D	592	6	61	21.8	9.47
H	592	4.7	28.2	15.65	4.67
Volume	592	0.015	3.110	0.466	0.472

rage. Il *leverage* di un caso è una misura della distanza tra il vettore contenente i valori delle variabili esplicative associate a quel caso e la media dei vettori contenenti i valori delle variabili esplicative associate a tutti i casi. Il grafico (Fig. 3a) che riporta sull'asse delle ascisse il *Centered Leverage values* e su quello delle ordinate i *Residuals Studentized deleted* (che più di quelli standardizzati sono in grado di evidenziare i valori anomali in quanto questi ultimi tendono a sottovalutare la grandezza reale dei residui) evidenzia come le osservazioni in esame rappresentino degli *outliers*, in grado di influire, come suggerito anche dalla statistica DFIT (Fig. 3b), sulla stima dei coefficienti di regressione e sulla loro varianza una volta rimossi dal modello (Rawlings et al. 1999)

Il *dataset* finale, dopo la rimozione degli *outliers*, consta di 592 osservazioni (Tab. 1)

Nell'analisi di regressione per l'approntamento di modelli stereometrici un aspetto da valutare preventivamente è il controllo della omogeneità della varianza della variabile dipendente, in quanto, così come ampiamente dimostrato in letteratura (Cunia 1964, Tabacchi 1985, Ciancio et al. 1989, Tabacchi 1989a, 1989b, Tabacchi & Tosi 1993, Mancino & Verrastro 2002), la condizione di eteroschedasticità è sempre frequente nelle relazioni che legano le masse arboree alle variabili dimensionali.

Qualora la condizione di omoschedasticità non è rispettata, il vettore degli errori casuali non è caratterizzato da varianza costante: l'analisi condotta con i minimi quadrati ordinari, pertanto, porterebbe a stime non distorte, consistenti, ma poco efficienti (Piccolo & Vitale 1981, Camussi et al. 1986, Gardini et al.

**Tab. 2** - Stima dei coefficienti della funzione di ponderazione e valore della variabile aleatoria per il test di Goldfeld-Quandt. (d): [cm]; (h): [m]; (Q): variabile aleatoria test Goldfeld-Quandt.

Var. dipend.	Q	modello di ponderazione	
		$\sigma^2 = kZ^\lambda$ ( $Z = D^2H$ )	
		k	$\lambda$
volume	70.17	0.000367	0.779155

2000). Gli intervalli di confidenza dei coefficienti stimati, pertanto, risulterebbero poco affidabili in quanto questi ultimi non godono più della proprietà di essere a minima varianza (Tabacchi 1989a). La regressione ponderata rappresenta una appropriata procedura di stima (Draper & Smith 1981) per ripristinare le condizioni richieste per il vettore dei residui (Tabacchi et al. 2011a).

Con il test di Goldfeld-Quandt (Tab. 2), l'ipotesi della omogeneità della varianza viene rifiutata in quanto i valori della variata risultano molto discosti rispetto ai valori critici relativi ai livelli di sicurezza statistica usualmente utilizzati ( $\alpha = 0.05$  e  $\alpha = 0.01$ ). Si rende necessario, in queste condizioni, adottare dei modelli interpretativi, quali la ponderazione, i cui scarti presentino delle varianze costanti nel campo di escursione delle variabili indipendenti.

Per il volume degli alberi, la matrice dei pesi è costruita sulla base della relazione empirica tra la varianza osservata per tali grandezze e le dimensioni degli alberi (diametro ed altezza nel caso di tavole stereometriche a doppia entrata - eqn. 1):

$$\sigma^2 = kZ^\lambda$$

dove  $Z = d^2h$  nel caso di tavola di cubatura a doppia entrata. I parametri  $k$  e  $\lambda$  possono essere desunti dalla letteratura (Cunia 1987, Meng & Tsai 1986, Williams & Gregoire 1993) o essere stimati con i dati disponibili attraverso analisi di regressione con i minimi quadrati ordinari, come operato in questo studio, o con tecniche di massima verosimiglianza (Corona et al. 2009).

La funzione di ponderazione, ottenuta con l'eqn. 1 e che ha portato alla individuazione dei parametri  $k$  e  $\lambda$ , consente di rendere omogenee le varianze della variabile dipendente e permette di avere stime dei coefficienti dei modelli previsionali corrette ed efficienti in quanto a minima varianza.

Per la definizione del modello di regressione ottimale, sulla base di numerosi studi condotti sul fenomeno stereometrico (Tabacchi 1985, 1989a, 1989b, Mancino & Verrastro 2002, Nosenzo 2008, Tabacchi et al. 2011b), si è definito un modello massimo in cui il volume risulta essere funzione delle variabili esplicative  $D, D^2, D^3, H, H^2$  e tutte le possibili combinazioni tra queste variabili.

La procedura adottata nel presente lavoro per la selezione delle variabili esplicative è la *stepwise regression* (Hocking 1976, Del Favero & Hellrigl 1978, Tabacchi 1985) in cui la scelta delle variabili è stata saggiata tramite un valore elevato di F critico, posto

**Tab. 3** - Stima dei parametri del modello di regressione. ( $D$ ): [cm]; ( $H$ ): [m]; ( $V$ ): [ $m^3$ ]; ESS = 0.1330,  $R^2 = 0.946$ .

Modello funzionale	Parametro	Beta	Coefficienti	Errore standard dei coefficienti	$t$ (0.01; 590)
$V = a + bD^2H + cD^2$	Intercetta	-	0.00080087	0.004217	0.1898
	$D^2H$	0.6344	0.00002825	0.000002	14.7992
	$D^2$	0.3439	0.00031197	0.000039	8.0222

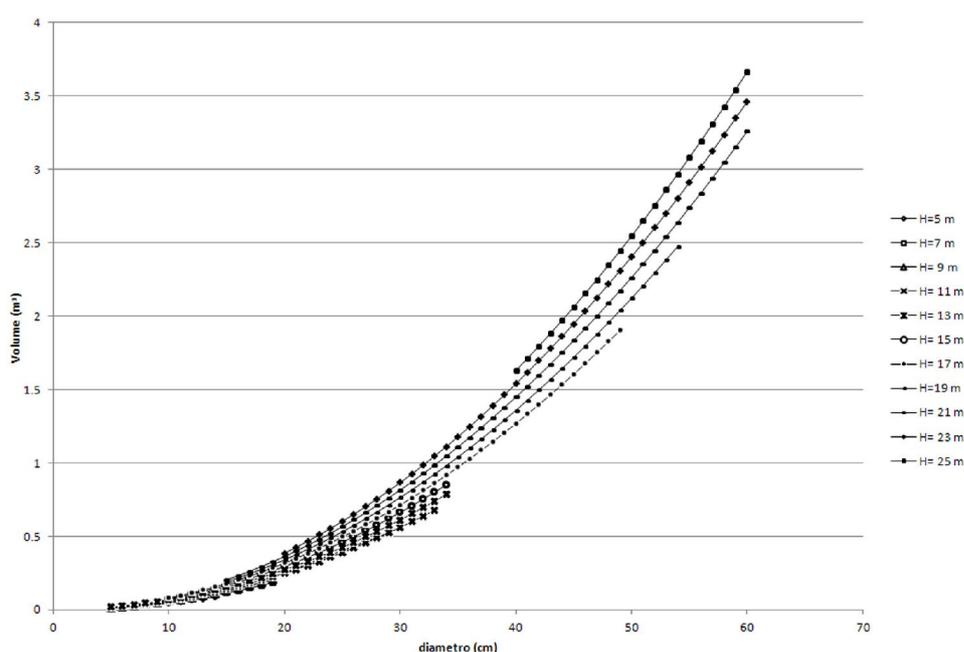
pari a 0.90, in maniera tale da selezionare un numero ridotto di variabili (Corona et al. 2009) e contenere, dunque, il fenomeno della multicollinearità, evitando il ricorso a metodi complessi di riduzione artificiale della collinearità tra le variabili indipendenti (Brown & Beattie 1975, Bare & Hann 1981, Tabacchi & Tosi 1993, Parresol 1999).

### Risultati e discussione

Il procedimento utilizzato ha consentito l'ottenimento di un modello operativo ottimale nel quale tutte le variabili selezionate contribuiscono in modo significativo alla spiegazione del fenomeno stereometrico. I risultati sono riassunti nella Tab. 3, dove è riportata la funzione stereometrica definitiva, i relativi parametri stimati, i loro errori standard, l'indice di determinazione ( $R^2$ ) e l'errore standard della stima (ESS). La significatività dei coefficienti di regressione è saggiata tramite l'utilizzo del test  $t$  di Student. I valori di  $t$  dei coefficienti, dati dal rapporto tra il valore stimato del parametro e il suo errore standard, risultano tutti significativamente diversi da zero, con nessuna probabilità (per  $\alpha = 0.01$ ) che i parametri possano assumere valore nullo.

Il controllo della bontà dell'azione di perequazione è stata svolta, preventivamente, attraverso la ricerca di valori ed andamenti non consoni rispetto a quelli attesi; l'analisi (Fig. 4) non ha evidenziato la presenza di valori attesi negativi né tanto meno la presenza di punti di minimo o di flesso nella funzione di perequazione che avrebbero indotto a riformulare il modello.

Una volta verificata l'adeguatezza dell'andamento della equazione di regressione, l'analisi è stata condotta sui residui che forniscono, sotto diversi aspetti, indicazioni valide dell'azione di compensazione (Daniel & Wood 1980, Tabacchi 1985). Alcuni degli indicatori utilizzati (media algebrica dei residui, media quadratica degli scarti assoluti e relativi) si basano sull'entità degli scarti tra valori osservati e valori attesi mentre altri test non parametrici (Siegel 1966, Tabacchi 1985) si fondano esclusivamente sul segno degli scarti della regressione (variata relativa al test dei segni ( $U_1$ ), variata relativa al test delle successioni ( $U_2$ ), frequenza di scarti di segno opposto nelle diverse classi dimensionali ( $\chi^2$ ), con il vantaggio di essere, quindi, indipendenti dal criterio di stima dei parametri e dalla forma del modello di perequazio-

**Fig. 4** - Andamento del volume in funzione del diametro e per alcune classi di altezza.

**Tab. 4** - Valori dei residui e delle variabili aleatorie dei test statistici sulla distribuzione dei residui. Scostamenti di volume: [m<sup>3</sup>].

Modello	Media algebrica	Media quadratica scarti assoluti	Media quadratica scarti relativi	Test dei segni (U <sub>1</sub> )	Test delle successioni (U <sub>2</sub> )	Test $\chi^2$
Volume dendrometrico	0.000749	0.1155	0.2245	-0.04106	6.41	21.55

ne.

L'analisi dei residui (Tab. 4, Fig. 5) mostra un buon adattamento del modello perequativo alle osservazioni sperimentali: lo scostamento con segno mostra una media algebrica molto prossima allo zero; anche le medie quadratiche degli scarti assoluti e relativi sono contenute ed in linea con i valori attesi per questo tipo di fenomeno. I valori delle variabili aleatorie relative ai test sulla distribuzione dei residui, infine, mostrano anche essi una buona capacità interpretativa, superiore al modello comprendente il solo termine  $D^2H$  (soprattutto per quanto riguarda i test delle successioni dei segni e del  $\chi^2$ ) e al corrispondente modello ottenuto con i minimi quadrati ordinari. Un modello più complesso, contenente, oltre alle predette variabili, il termine  $D^3$  e che risultava essere maggiormente performante, come dimostrato dall'analisi dei residui, è stato escluso in quanto presentava un punto di minimo per valori ipsodiametrici contenuti.

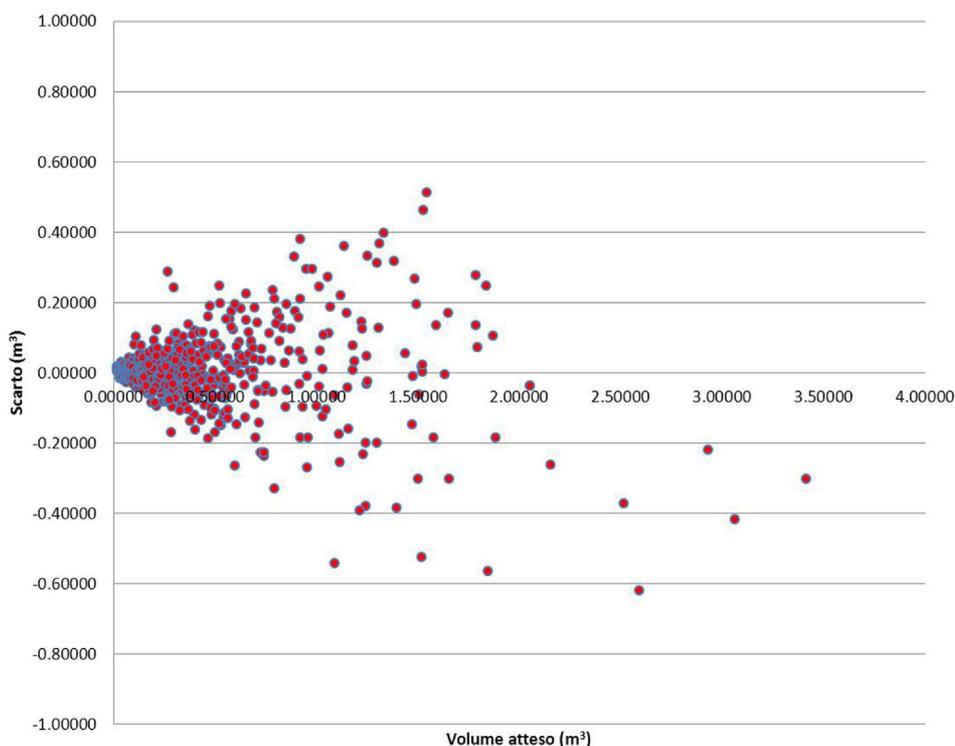
La verifica sugli andamenti del coefficiente di riduzione ordinario non evidenzia tendenze poco conso-

ne se non per valori ipsodiametrici molto contenuti: questa lieve difformità rispetto all'andamento ottimale atteso è dovuto, molto probabilmente, alla presenza di termini aggiuntivi al  $D^2H$  nel modello previsionale adottato. Il modello adottato è teso, però, all'ottimizzazione della funzione stereometrica per il calcolo dei valori volumetrici più che per quelli derivati, quali l'F. L'individuazione del modello perequativo tramite la regressione ponderata consente una corretta analisi dei limiti fiduciarî della funzione di predizione, consentendo di individuare (Tab. 5) il range dei possibili valori volumetrici per specifici valori ipsodiametrici.

L'analisi si è conclusa con il confronto tra la tavola stereometrica messa a punto per i soprassuoli a *Quercus cerris* della Basilicata con la tavola stereometrica valida per i soprassuoli di cerro (Tabacchi et al. 2011a) messa a punto per l'Inventario Nazionale delle Foreste e dei Serbatoi Forestali di Carbonio (INFC) del 2005.

Si evidenzia, nella tavola INFC, una sistematica

**Fig. 5** - Andamento dei residui in funzione del volume predetto.



**Tab. 5** - Valori medi attesi del volume dendrometrico (comprensivo dei rami fino a 3 cm) per alcune classi di altezza e di diametro e corrispondenti intervalli fiduciarci per  $\alpha = 0.05$ . (D): [cm]; (H): [m]; (V): [m<sup>3</sup>].

Diametro	Altezza	Volume medio atteso	Limiti fiduciarci assoluti	Limiti fiduciarci %
6	6	0.011843	$\pm 0.011$	$\pm 58.3$
10	6	0.048948	0.018	37.1
15	8	0.121845	0.032	26.4
20	10	0.23859	0.054	22.6
25	12	0.407659	0.084	20.6
30	14	0.637527	0.124	19.5
35	16	0.936668	0.175	18.7
40	18	1.313558	0.238	18.2
45	20	1.776671	0.315	17.7
50	22	2.334483	0.405	17.4
55	24	2.995469	0.512	17.1
60	25	3.666404	0.621	16.9

sottostima rispetto ai valori volumetrici della presente tavola: le differenze maggiori si denotano per valori ipsodiametrici molto bassi (differenze di circa 30-50%) per ridursi però in maniera progressiva (differenze del 15-20% per valori ipsodiametrici intermedi) fino ad arrivare a differenze tra 2% e il 6% per valori di diametro superiori a 45 cm. Le differenze, ovviamente, sono evidenziabili anche per quanto riguarda il coefficiente di riduzione: le differenze maggiori si registrano per valori ipsodiametrici ridotti e tendono a diminuire via via che aumentano le dimensioni degli alberi e, a parità di altezza, le maggiori differenze si denotano per valori diametrici più ridotti. E' ipotizzabile che la minore rastremazione dei fusti, nei soprassuoli lucani indagati, sia da ascrivere ai trattamenti di cui essi sono stati oggetto: si tratta in generale, infatti, di popolamenti transitori sottoposti ad interventi di diradamento o di avviamento che hanno ridotto la competizione specifica e di conseguenza la rastremazione dei fusti. La differente pressione competitiva, infatti, condiziona l'occupazione dello spazio da parte degli alberi (Cutini et al. 2009) influenzando l'allocazione della biomassa in maniera differenziata nei vari comparti (fusto, rami grossi, rami sottili, ecc.). E' inoltre da sottolineare che il diametro minimo, sia del cimale che dei rami, preso in considerazione in questo studio è di 3 cm mentre le tavole predisposte per l'INFC utilizzano come soglia il valore di 5 cm e questo contribuisce ulteriormente alla differenza nei valori volumetrici, soprattutto per diametri molto piccoli.

Il confronto ha evidenziato, comunque, che le tavole di validità generale non sono sempre rispondenti, come già riscontrato in letteratura, alle realtà locali e questo risulta essere ancora più valido se ci si riferi-

sce ai soprassuoli boschivi in ambiente mediterraneo (Fabbio et al. 2002).

### Conclusioni

Il lavoro fornisce un importante strumento per la determinazione dei volumi dendrometrici dei soprassuoli di cerro ad altofusto della Basilicata. Si tratta di popolamenti transitori, sottoposti nel passato ad interventi di avviamento e di diradamento. Questa tipologia fisionomico-strutturale è quella maggiormente diffusa in Basilicata: la tavola stereometrica a doppia entrata, dunque, è un valido strumento per chi opera nel settore forestale (amministratori, personale tecnico degli enti, liberi professionisti, ecc.). Le sofisticate tecniche di elaborazione dei dati hanno consentito di ottenere una tavola stereometrica generale della Basilicata, in grado di fornire una stima di elevata precisione nella determinazione dei volumi unitari e una misura esatta delle incertezze che connotano le stime ottenibili con le equazioni approntate (Tabacchi et al. 2011a). L'intervallo di predizione delle stime, infatti, risulta attendibile in virtù dell'adozione di una regressione ponderata, necessaria qualora l'omoschedasticità non sia rispettata, come avviene sempre nel caso del volume degli alberi la cui varianza è sempre crescente all'aumentare delle dimensioni degli stessi.

### Ringraziamenti

La ricerca è stata realizzata grazie ai dati rilevati durante la fase di redazione dei Piani di Assestamento Forestale delle foreste demaniali della Regione Basilicata. Il progetto è stato cofinanziato dal Ministero dell'Ambiente e Tutela del Territorio, nell'ambito del Programma Operativo Nazionale (PON) di Assisten-

za Tecnica e Azioni di Sistema (ATAS) Misura 1.2 (Difesa del Suolo), Linea di Attività 2.2 "Supporto per problematiche di notevole complessità". Si ringraziano i rilevatori coinvolti nella redazione dei Piani di Assestamento e l'INEA Basilicata che ne ha coordinato la realizzazione.

## Bibliografia

- Bare BB, Hann DV (1981). Applications of ridge regression in forestry. *Forest Science* 27 (2): 339-348.
- Brown WG, Beattie BR (1975). Improving estimates of economic parameters by use of ridge regression with production function applications. *American Journal of Agricultural Economics* 57 (1): 21. - doi: [10.2307/1238836](https://doi.org/10.2307/1238836)
- Camussi A, Moller F, Ottaviano E, Sari Gorla M (1986). *Metodi statistici per la sperimentazione biologica*. Zanichelli, Bologna.
- Castellani C, Scrinzi G, Tabacchi G, Tosi V (1984). *Inventario Forestale Nazionale Italiano - Tavole di cubatura a doppia entrata*. Ministero dell'Agricoltura e delle Foreste, Istituto Sperimentale per l'Assestamento Forestale e per l'Alpicoltura, Trento.
- Ciancio O, De Angelis P, Valentini R (1989). Tavole di cubatura a una e due entrate per le pinete di pino marittimo di Monte Rufeno nell'alto Lazio. *Annali dell'Istituto Sperimentale per la Selvicoltura* 20: 479-500.
- Corona P, Cibella R, Pizzurro G, La Mela Veca DS (2009). Tavole di cubatura di popolamenti per i soprassuoli forestali della Sicilia. *L'Italia Forestale e Montana* 64 (4): 249-261. - doi: [10.4129/IFM.2009.4.03](https://doi.org/10.4129/IFM.2009.4.03)
- Costantini G, Bellotti A, Mancino G, Borghetti M, Ferrara A (2006). *Carta forestale regionale della Basilicata*. Grafiche Finiguerra, Lavello, Potenza.
- Cunia T (1964). Weighted least squares method and construction of volume table. *Forest Science* 10 (2): 180-191.
- Cunia T (1987). Construction of tree biomass tables by linear regression techniques. In: *Proceedings of the workshop "Estimating tree biomass regressions and their error"*. Report NE-GTR-117, Northeastern Forest Experiment Station, USDA Forest Service, Newton Square, PA, USA.
- Cutini A, Hajny MT, Gugliotta OI, Manetti MC, Amorini E (2009). Effetti della struttura del popolamento sui modelli di stima del volume e della biomassa epigea (Pineta di Castelfusano - Roma). *Forest@* 6: 75-84 - doi: [10.3832/efor0569-006](https://doi.org/10.3832/efor0569-006)
- Daniel C, Wood FS (1980). *Fitting equation to data* (2<sup>nd</sup> edn). Wiley, New York, USA.
- Del Favero R, Hellrigl B (1978). Indagine sulla capacità interpretativa delle funzioni stereometriche impiegabili nella costruzione delle tavole di cubatura a doppia entrata. *Annali dell'ISAFa* 5: 3-31.
- Draper NR, Smith H (1981). *Applied regression analysis*. (2<sup>nd</sup> edn). John Wiley & Sons. New York, USA.
- Fabbio G, Iovino F, Menguzzato G, Tabacchi G (2002). Confronto fra modelli di previsione della biomassa arborea elaborati per cedui di leccio. In: "Il bosco ceduo in Italia" (Ciancio O, Nocentini S eds). Coppini, Firenze, pp. 471-495.
- Gardini A, Cavaliere G, Costa M, Fanelli L, Paruolo P (2000). *Econometria* (voll. I e II). Franco Angeli Editore, Milano.
- Hocking RR (1976). The analysis and selection of variables in linear regression. *Biometrics* 32: 1-49. - doi: [10.2307/2529336](https://doi.org/10.2307/2529336)
- Mancino G, Verrastro F (2002). Modelli di stima del volume per i polloni di faggio dell'Appennino Lucano settentrionale. *L'Italia Forestale e Montana* 57 (2): 163-176.
- Meng CH, Tsai WY (1986). Selection of weights for a weighted regression of tree volume. *Canadian Journal of Forest Research* 16 (3): 671-673. - doi: [10.1139/x86-118](https://doi.org/10.1139/x86-118)
- Nosenzo A (2008). Tavola di cubatura a doppia entrata per i cedui di faggio del Piemonte. *Forest@* 5: 227-232 - doi: [10.3832/efor0539-0050227](https://doi.org/10.3832/efor0539-0050227)
- Parresol BR (1999). Assessing tree and stand biomass: a review with examples and critical comparisons. *Forest Science* 45 (4): 573-593.
- Piccolo D, Vitale C (1981). *Metodi statistici per l'analisi economica*. Il Mulino, Bologna.
- Rawlings JO, Pantula SG, Dickey DA (1999). *Applied regression analysis* (2<sup>nd</sup> edn). Springer-Verlag, New York Berlin Heidelberg.
- Siegel S (1966). *Statistica non parametrica per le scienze del comportamento*. Edizioni O/S, Firenze.
- Tabacchi G (1985). Scelta e determinazione del modello perequativo per la costruzione di tavole di cubatura a singola ed a doppia entrata. *Annali dell'ISAFa* 9: 3-38.
- Tabacchi G (1989a). I minimi quadrati ponderati nella stima dei coefficienti delle equazioni stereometriche. *Annali dell'ISAFa* 10: 71-100.
- Tabacchi G (1989b). Sulla precisione delle stime condotte con tavole di cubatura costruite con metodo analitico. *Annali dell'ISAFa* 11: 187-236.
- Tabacchi G, Tosi V (1993). Modelli di previsione delle masse legnose del pino silvestre nell'Italia settentrionale. *Comunicazioni di Ricerca ISAFa* 1/92: 1-30.
- Tabacchi G, Di Cosmo L, Gasparini P, Morelli S (2011a). Stima del volume e della fitomassa delle principali specie forestali italiane. *Equazioni di previsione, tavole del volume e tavole della fitomassa arborea epigea*. Consiglio per la Ricerca e la sperimentazione in Agricoltura, Unità di Ricerca per il Monitoraggio e la Pianificazione Forestale, Trento.
- Tabacchi G, Di Cosmo L, Gasparini P (2011b). Above-

ground tree volume and phytomass prediction equations for forest species in Italy. *European Journal of Forest Research* 130: 911-934 - doi: [10.1007/s10342-011-0481-9](https://doi.org/10.1007/s10342-011-0481-9)  
Williams MS, Gregoire TG (1993). Estimating weights

when fitting linear regression models for tree volume. *Canadian Journal of Forest Research* 23 (8): 1725-1731. - doi: [10.1139/x93-216](https://doi.org/10.1139/x93-216)