

L'ITALIA FORESTALE E MONTANA

RIVISTA DI POLITICA ECONOMIA E TECNICA

ANNO LXI - NUMERO 2 - MARZO - APRILE 2006

DAVID GALVAGNI (*) - ENRICO GREGORI (**) - GIOVANNI ZORN (**)

MODELLI DI VALUTAZIONE DELLA BIOMASSA RADICALE DI POPOLAMENTI FORESTALI ⁽¹⁾

Viene effettuato un confronto fra due diversi metodi di stima della biomassa radicale di popolamenti arborei a partire da variabili dendrometriche comunemente rilevate negli inventari forestali. La base dati utilizzata è costituita da un set di 264 osservazioni reperite in letteratura, da cui è stato possibile costruire un insieme omogeneo di 180 record contenenti tutte le variabili considerate (età, area basimetrica, densità, biomassa epigea e biomassa ipogea).

I risultati ottenuti con i metodi classici della regressione (forward stepwise multiple regression) sono paragonati a quelli provenienti dall'applicazione di stimatori neurali, previa suddivisione in due gruppi (conifere e latifoglie). Un'ulteriore suddivisione casuale delle osservazioni ha portato ad identificare un set per la costruzione dei modelli ed uno per saggiarne la capacità predittiva; quest'ultimo conteneva il 20 ed il 27% circa dei record rispettivamente per conifere e latifoglie. Le possibilità di interpretare le relazioni fra le variabili e di stimare le biomasse a partire dai caratteri dendrometrici dei popolamenti sono praticamente identiche nei due approcci. Lo stimatore neurale presenta tuttavia un miglior grado di accuratezza delle predizioni, ma in ogni caso l'incertezza ad esse associata rimane rilevante: l'errore standard delle stime non scende mai al di sotto del 28% della media per la biomassa ipogea e sfiora il 25% per quella epigea.

Il rapporto tra le due componenti della biomassa è risultato di 0.24 senza alcuna differenziazione tra conifere e latifoglie.

Parole chiave: biomassa popolamenti forestali; radici; funzioni di stima; reti neurali; regressioni multiple.

Key words: forest stand biomass; roots; estimation functions; neural networks; multiple regression analysis.

(*) Consiglio per la Ricerca e la Sperimentazione in Agricoltura, Istituto per l'Assestamento Forestale e l'Alpicoltura; Villazzano – Trento.

(**) Consiglio per la Ricerca e la Sperimentazione in Agricoltura, Istituto per lo Studio e la Difesa del Suolo; Firenze.

¹ Lavoro eseguito in parti uguali dagli autori nell'ambito del Progetto RI.SEL.ITALIA del Min-PAF, Sottoprogetto 4.3 - Modelli e indicatori per la pianificazione territoriale forestale sostenibile.

INTRODUZIONE

Le conoscenze sulla componente ipogea degli ecosistemi forestali, in particolare degli apparati radicali delle specie legnose, hanno recentemente acquisito una notevole rilevanza alla luce delle problematiche relative all'aumento della CO₂ atmosferica e della possibilità di immagazzinare carbonio organico nei sistemi terrestri. L'importanza della biomassa ipogea nel contesto applicativo si riferisce però alla funzione protettiva esercitata dalla vegetazione legnosa, in grado di contrastare le tensioni interne degli strati di suolo esplorati dalle radici e quindi l'insorgenza di fenomeni gravitativi superficiali poco accentuati (creeping e soliflusso) oppure di veri e propri dissesti, come colate e valanghe di detrito (*debris flow*, *debris avalanche*) o movimenti traslativi di modesta entità, anche con componente rotazionale (ZIEMER *et al.*, 1991).

Date le difficoltà oggettive delle indagini in questo settore, il quadro conoscitivo riguardante quantità e struttura della biomassa radicale degli alberi risulta ancora poco approfondito. La proporzione di biomassa allocata nella porzione ipogea rispetto a quella epigea (B_I/B_E), inizialmente ipotizzata costante (BRAY, 1963), è stata considerata variabile in funzione della specie e dell'età delle piante o del popolamento, con trend differenti per gimnosperme ed angiosperme (CUEVAS *et al.*, 1991; RODIN e BAZILEVICH, 1967). Il trasferimento di biomassa alle radici è risultato dipendere, con modalità ed intensità diverse, anche da fattori abiotici, quali la disponibilità idrica (KEYES e GRIER, 1981; NADELHOFFER *et al.*, 1985; NIHLGARD e LINDGREN 1977) e di nutrienti (CAVELIER, 1992), nonché la tessitura del suolo (KEYES e GRIER, 1981; VOGT *et al.*, 1995; WARING e SCHLESINGER, 1985). Una generalizzazione di questi risultati appare comunque arbitraria, dal momento che gli studi relativi sono stati svolti in condizioni di modesta variabilità stazionale in termini di fattori biotici ed abiotici; ULRICH *et al.* (1981) giungono tuttavia a concludere che il rapporto B_I/B_E aumenta nelle stazioni meno fertili e diminuisce con lo sviluppo del popolamento.

La rassegna di CAIRNS *et al.* (1997) riporta una media generale di B_I/B_E pari a 0.26, con forte concentrazione dei valori fra 0.20 e 0.30, indipendentemente da latitudine, caratteri climatici, tessitura del suolo, età e specie vegetale, con una variabilità più accentuata nelle angiosperme rispetto alle gimnosperme. Gli stessi Autori riferiscono tuttavia i risultati ottenuti da KOERNER riguardanti 73 popolamenti delle zone boreali e temperate, secondo cui la media di B_I/B_E per le conifere sarebbe di 0.24 contro un valore di 0.19 per le decidue. Valori molto vicini sono invece indicati da CANNELL (1982), con medie di 0.26 e 0.25 rispettivamente per conifere e latifoglie.

Il grado con cui la vegetazione arborea contribuisce alla stabilità dei versanti dipende soprattutto dalla densità del popolamento e dalle dimen-

sioni del sistema radicale delle singole piante (ROERING *et al.*, 2003); oltre alla biomassa radicale ed alla sua distribuzione spaziale, entrano tuttavia in gioco anche altre variabili, quali velocità e modalità di accrescimento, resistenza meccanica dei tessuti e rapidità con cui questi si decompongono (WATSON *et al.*, 1999).

CAIRNS *et al.* (1997) hanno dimostrato che la biomassa radicale dei popolamenti forestali è linearmente dipendente da quella epigea ($r^2 = 0.83$) e che l'ingresso dell'età come ulteriore variabile indipendente nella regressione migliora significativamente la stima, anche se con ridotto incremento del coefficiente di determinazione (0.84). Per le foreste delle zone boreali e temperate KURZ *et al.* (1996) hanno trovato equazioni di regressione della biomassa radicale su quella epigea differenziate per conifere e latifoglie, anche se con minore capacità di interpretazione della variabilità osservata: 71 e 77% rispettivamente per conifere e latifoglie. La validità delle stime ottenute in questo modo è ulteriormente compromessa dall'incertezza insita nella determinazione della biomassa epigea, a sua volta stimata mediante relazioni allometriche.

Il presente lavoro riferisce sulla possibilità di stima della biomassa radicale dei popolamenti forestali a partire da misure e dati inventariali comunemente disponibili o comunque facilmente rilevabili. Esso si colloca nelle attività del Sottoprogetto 4.3 «Modelli ed indicatori per la pianificazione a media scala territoriale della gestione sostenibile del bosco» del Progetto MinPAF RISELVITALIA, per quanto riguarda l'allestimento di un modello in grado di esplicitare la funzionalità stabilizzatrice dei versanti da parte delle risorse forestali. In questo contesto è stata condotta un'indagine dedicata alla caratterizzazione quanti – qualitativa degli apparati radicali delle specie della realtà forestale italiana ricorrendo ai dati della letteratura. L'indagine è stata inoltre estesa alla biomassa epigea per valutare i rapporti fra apparati radicali ed aerei dei popolamenti.

MATERIALI E METODI

Le informazioni utilizzate per costituire il data set di partenza, relativo alle sole specie forestali del panorama vegetale italiano, sono state reperite soprattutto nelle rassegne di RODIN e BAZILEVICH (1967), SANTANTONIO *et al.* (1977) e in quelle dell'International Biological Programme (DE ANGELIS *et al.*, 1981; CANNELL, 1982), integrate dai dati di altri lavori (BORGHETTI *et al.*, 1988; CAIRNS *et al.*, 1997; CANADELL e RODA, 1991; FLOWER-ELLIS e PERSSON, 1980; GRIER *et al.*, 1981; MASCI *et al.*, 1997; MATTEUCCI *et al.*, 1999; NIHILGARD e LINDGREEN, 1977; VOGT *et al.*, 1995).

Le variabili indipendenti utilizzate dai modelli di stima sono state l'età

media delle piante del popolamento (anni), la densità dei fusti (n°/ha) e l'area basimetrica (m^2/ha); la biomassa ipogea e quella epigea (t/ha) sono state considerate come variabili dipendenti. Dal data set generale riferito a tutta l'informazione reperita, sono stati estratti due insiemi completi per le fustaie coetanee di conifere e di latifoglie; se non specificatamente indicato, i risultati esposti si riferiscono a questi due ultimi set. L'adattamento della distribuzione empirica delle variabili al modello normale è stato saggiato mediante il test del χ^2 previo raggruppamento dei dati in classi di uguale ampiezza.

La comparazione tra i due metodi di stima (regressione multipla e reti neurali) è avvenuta valutando la capacità predittiva dei modelli rispetto ad un *test set* costituito da alcune osservazioni scelte casualmente dal dataset di partenza ed escluse dal processo di costruzione dei modelli.

Per i soli modelli neurali, un'ulteriore aliquota di osservazioni è stata selezionata, sempre casualmente, allo scopo di fungere da *validation set*. Questo sottoinsieme di esempi è stato utilizzato per un monitoraggio costante della capacità predittiva dei modelli durante la fase di addestramento. Ciò è necessario al fine di fornire un criterio oggettivo di arresto al processo automatico di addestramento neurale che altrimenti tenderebbe, per sua natura, a condizioni di *overtraining*, con conseguente deperimento della capacità predittiva. Le rimanenti osservazioni sono state utilizzate per il processo di ottimizzazione dei parametri di rete (detti anche *pesi*) durante l'addestramento, costituendo il training set. La numerosità è risultata di 100 osservazioni (69 conifere, 31 latifoglie) per il training set, 40 (30, 10) per il validation set e 40 (25, 15) per il test set.

Nel calcolo delle equazioni di regressione sono stati considerati congiuntamente i sottoinsiemi di *training* e di *validation*, mentre il *test set* è stato preservato per la successiva valutazione della capacità predittiva. Il calcolo è stato effettuato sui dati originali o trasformati in logaritmo naturale, adottando il metodo *stepwise* in avanti per i modelli multipli. Per la valutazione dell'accuratezza del modello bilogaritmico si è adottata anche la correzione suggerita da BASKERVILLE (1972). La «bontà» dei modelli è definita dall'errore standard delle stime (ESS), espresso sia in valore assoluto sia in termini percentuali rispetto alla media dei valori osservati. Il confronto delle regressioni lineari semplici ottenute per conifere e latifoglie (sull'intero set di dati) è stato eseguito sia mediante il test di parallelismo (CAMUSSI *et al.*, 1986), che paragonando pendenza, termine noto e/o posizione delle rette (SOLIANI, 2005).

Le reti neurali sono state addestrate utilizzando il software *Statistica Neural Networks*, prendendo in considerazione sia reti Multi Layer Perceptron (MLP) con uno o due *hidden layer*, che Radial Basis Function (RBF).

Gli algoritmi di addestramento utilizzati nel caso delle MLP sono stati una combinazione di *Back Propagation*, (RUMELHART *et al.*, 1986), utilizzato per le prime 100 iterazioni (epoche), e di *Conjugate gradient descent* (BISHOP, 1995) per le epoche successive. Nel caso delle reti RBF, l'assegnazione dei centri delle unità radiali ha seguito il metodo *K-means* (MOODY e DARKIN, 1989; BISHOP, 1995), mentre lo *smoothing factor* è stato assegnato con il metodo *K-nearest neighbours*. Non è stata necessaria alcuna trasformazione delle variabili originali dato che i tipi di rete utilizzati sono in grado di interpretare dipendenze non lineari grazie alle funzioni di trasferimento in ciascun neurone (funzione logistica per le MLP, gaussiana per le RBF).

La fase di ricerca e selezione dei migliori modelli neurali è stata condotta attraverso la funzionalità *IPS* (*Intelligent Problem Solver*) di *Statistica NN*, che prevede l'addestramento di diverse reti differenziate di volta in volta per tipologia, complessità (in termini di numero di nodi e/o numero di *hidden layer*) o combinazioni di variabili esplicative in ingresso. Come risultato, IPS conserva un insieme più o meno numeroso di reti selezionate in base alla miglior performance sul *validation set* ed alla diversità dei modelli che costituiscono l'insieme stesso. Tale procedura è stata ripetuta 4 volte per ciascuna variabile dipendente, variando la composizione del dataset di addestramento sia per quel che riguarda la numerosità dei casi, che per le variabili esplicative considerate. Questo allo scopo di selezionare due serie di modelli in grado di interpretare congiuntamente conifere e latifoglie, tra cui un primo modello costruito considerando le sole variabili età, area basimetrica e densità arborea ed un secondo anche con la variabile gruppo; sono state inoltre ricavate due serie di modelli specifici, rispettivamente per conifere e latifoglie.

Per ciascuna serie selezionata è stata infine individuata la miglior rete massimizzando il coefficiente di determinazione r^2 sul test set, puntando ad ottenere alte *performance* in predizione, anche a scapito di quelle descrittive dei modelli (*fitting*). Le migliori reti di ciascuna serie sono state confrontate con i relativi modelli di regressione multipla.

L'importanza delle singole variabili esplicative rispetto alle reti neurali è stata infine saggiata mediante *sensitivity analysis*. Questo approccio fornisce una valutazione di massima dell'importanza di ciascuna variabile, analizzando la variazione di *performance* a seguito della sostituzione del valore di ogni osservazione con il suo valore medio. Il rapporto (*ratio*) tra l'errore complessivo dovuto alla sostituzione e l'errore originario esprime la sensibilità della rete rispetto a tale variabile ed assume valori tanto maggiori dell'unità quanto maggiore è l'effetto della variabile. Ordinando tali rapporti si può ottenere inoltre una classifica (*rank*) del loro peso esplicativo.

RISULTATI E DISCUSSIONE

I principali parametri descrittivi degli insiemi di dati utilizzati sono riassunti in Tab. 1, che mette in evidenza come alcune distribuzioni campionarie si discostino dalla normalità. Per quanto attiene la densità dei popolamenti, le distribuzioni empiriche sono risultate nettamente leptocurtiche e fortemente asimmetriche, con concentrazione a destra della media; di fatto, per le latifoglie in particolare, sono presenti alcuni popolamenti molto giovani che presentano diverse decine di migliaia di fusti per ettaro. La trasformazione in logaritmo naturale ha notevolmente migliorato queste anomalie distributive, facendo rientrare fra -0.13 e 0.52 i valori dei coefficienti di curtosi e fra -0.06 e 0.70 quelli di asimmetria.

Tab. 1 – Principali statistiche descrittive del set di dati utilizzato.
– *Main descriptive statistics of the dataset.*

		<i>età</i> (anni)	<i>densità</i> (piante/ha)	<i>area basim.</i> (m ² /ha)	<i>biom. epigea</i> (t/ha)	<i>biom. ipogea</i> (t/ha)	<i>B_V/B_E</i>
conifere (n=124)	Media	72	2496	33.8	142.2	31.8	0.24
	Mediana	68	1791	33.2	116.6	28.4	0.23
	CV	58%	87%	48%	76%	68%	46%
	Curtosi	-1.19	3.34	-0.46	2.37	-0.51	9.40
	Asimmetria	0.19	1.87	0.18	1.43	0.61	2.52
	Minimo	7	242	0.1	4.1	1.3	0.05
	Massimo	149	9980	74.7	544.0	82.0	0.83
latifoglie (n=56)	Media	68	4442	28.1	173.2	36.2	0.24
	Mediana	60	1290	28.7	170.0	37.8	0.22
	CV	69%	217%	35%	58%	53%	49%
	Curtosi	-1.12	12.71	0.90	-0.65	-0.62	4.43
	Asimmetria	0.29	3.56	0.22	0.25	0.12	1.99
	Minimo	4	160	6.8	8.8	4.3	0.07
	Massimo	157	49700	58.7	418.5	75.3	0.67

Le frequenze campionarie dei valori di biomassa radicale nei 2 set non sembrano discostarsi eccessivamente dalla distribuzione normale, soprattutto nel caso delle latifoglie (Fig. 1). Il test del χ^2 per saggiare l'adattamento della distribuzione empirica a quella di probabilità secondo il modello normale è stato eseguito sugli insiemi di dati raggruppati in 7 classi di ampiezza pari a 10 t/ha: a fronte di una soglia del $\chi^2_{(4;0.05)}$ pari a 9.49, si sono trovati valori di 9.02 e 5.51 rispettivamente per le conifere e le latifoglie, confermando l'impressione che si ottiene dalla figura. Risultati del tutto analoghi si sono ottenuti per la biomassa epigea (χ^2 di adattamento = 9.11 e 5.30 rispettivamente).

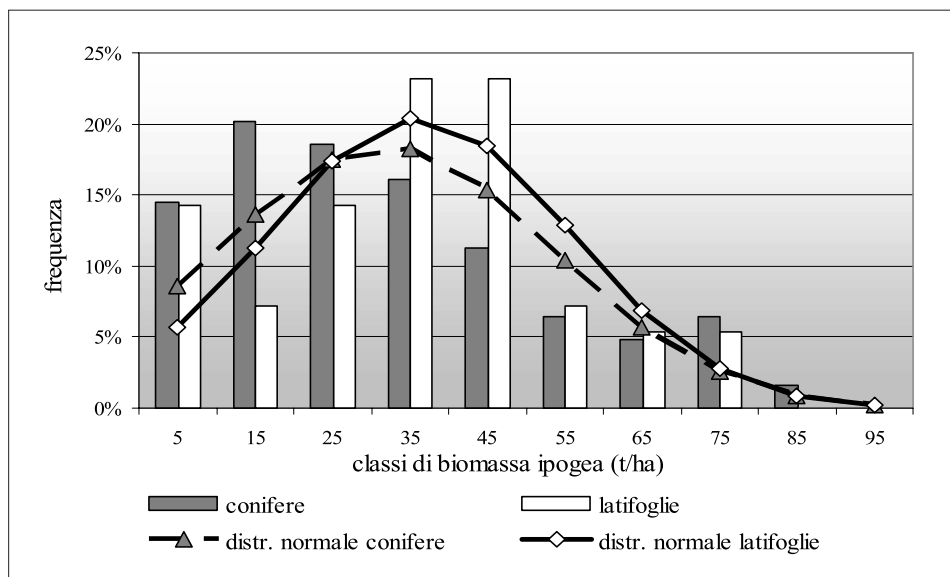


Fig. 1 – Distribuzione relativa nelle classi di biomassa radicale (valore centrale) di conifere e latifoglie a confronto con le frequenze attese secondo il modello normale.

– Comparison between relative distribution of root biomass classes (central value) of softwoods and hardwoods and expected frequencies according to the normal model.

La tabella 2 riporta i coefficienti di correlazione trovati, secondo il modello lineare e bilogaritmico, tra le componenti epigea ed ipogea della biomassa e le 3 variabili in ingresso dei modelli di stima; le relazioni sono di tipo diretto con età ed area basimetrica ed inverso con la densità. Tutti i coefficienti sono significativi per $P < 0.01$, con un netto miglioramento delle correlazioni dopo trasformazione dei valori in logaritmo naturale, salvo il caso della biomassa radicale dei popolamenti di conifere; per quest'ultimi i valori di r sono più elevati delle latifoglie, ad eccezione delle correlazioni con la densità.

L'efficacia dei modelli regressivi semplici è risultata abbastanza soddisfacente, almeno per età ed area basimetrica. Queste due variabili sono in grado di spiegare singolarmente fra il 60 ed il 75% della variabilità osservata nella biomassa radicale delle conifere, sensibilmente meno per le latifoglie (max 34%); valori più elevati sono stati ottenuti per la biomassa epigea.

La biomassa radicale del set di dati di tutte le osservazioni disponibili è risultata crescere linearmente con l'età; il test di parallelismo ha evidenziato una tendenza altamente significativa ($P < 0.001$) alla regressione comune, ma anche una differenza significativa ($P \leq 0.01$) tra i coefficienti angolari dei due gruppi. L'equazione della retta comune alle 264 osservazioni presenta tuttavia un r^2 pari solamente a 0.44.

Tab. 2 – Matrice dei coefficienti di correlazione fra componenti della biomassa e variabili in ingresso; tutti i coefficienti sono significativi per $P < 0.01$.

– *Correlation coefficients matrix between biomass components and other variables; all coefficients are significant for $P < 0.01$.*

<i>modello</i>	<i>gruppo</i>	<i>N° osserv.</i>	<i>biomassa</i>	<i>età</i>	<i>densità</i>	<i>area basimetrica</i>
lineare	comune	180	epigea	0.777	-0.301	0.765
			ipogea	0.763	-0.327	0.782
	conifere	124	epigea	0.831	-0.423	0.852
			ipogea	0.865	-0.442	0.867
	latifoglie	56	epigea	0.713	-0.426	0.708
			ipogea	0.580	-0.466	0.659
bilogaritmico	comune	180	epigea	0.825	-0.534	0.826
			ipogea	0.777	-0.469	0.745
	conifere	124	epigea	0.889	-0.502	0.878
			ipogea	0.839	-0.427	0.774
	latifoglie	56	epigea	0.837	-0.621	0.782
			ipogea	0.808	-0.598	0.731

La biomassa ipogea tende a decrescere all'aumentare della densità dei popolamenti, ma questo fenomeno non ha trovato espressione in un modello regressivo adeguato. Ciò indica comunque che, in condizioni di elevata densità, lo sviluppo dell'apparato radicale tende ad essere compromesso, specialmente nei popolamenti di conifere.

La biomassa radicale aumenta all'aumentare dell'area basimetrica (Fig. 2). Analogamente all'età, la retta costituisce ancora il modello regressivo più accurato nonostante il più elevato valore di r^2 della funzione di potenza (cfr. Tab. 2); i coefficienti di regressione per i due raggruppamenti sono simili, ma le due rette occupano comunque posizione diversa ($P < 0.001$) nel piano cartesiano.

La biomassa radicale rappresenta mediamente poco più di 1/5 della biomassa epigea, senza differenza fra latifoglie e conifere. L'apparato radicale aumenta al crescere della porzione epigea, con incremento inizialmente quasi costante e successiva tendenza al livellamento, come evidenziato dalla curva comune di figura 3; ciò è in accordo con le osservazioni di RODIN e BAZILEVICH (1967), secondo cui il rapporto B_I/B_E decresce all'aumentare della biomassa epigea. I coefficienti di determinazione dei modelli lineari risultano soddisfacenti (0.77 conifere e 0.65 latifoglie) e aumentano in maniera consistente con la trasformazione logaritmica (0.83 e 0.84); la tendenza alla regressione comune è molto elevata ($P < 0.001$) anche se i coefficienti angolari risultano significativamente differenti ($P < 0.05$) nei due sottoinsiemi.

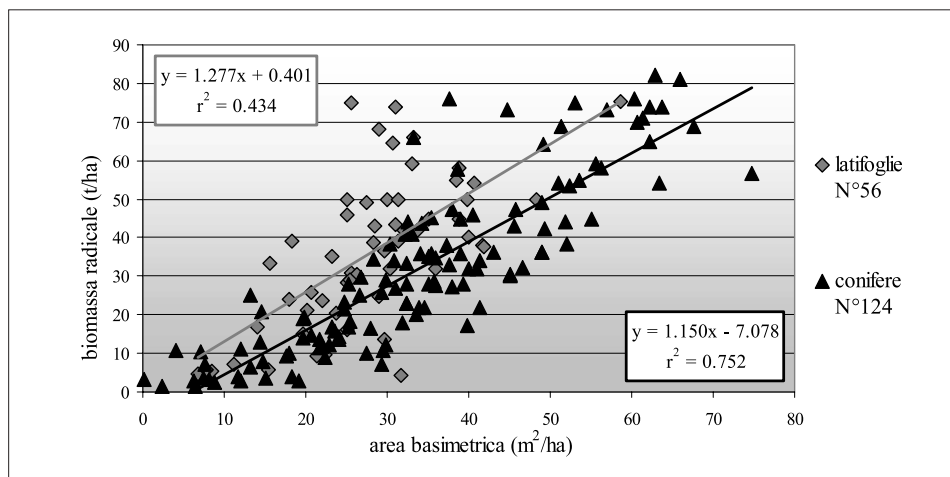


Fig. 2 – Relazione tra biomassa radicale ed area basimetrica.
– Relation between root biomass and basimetric area.

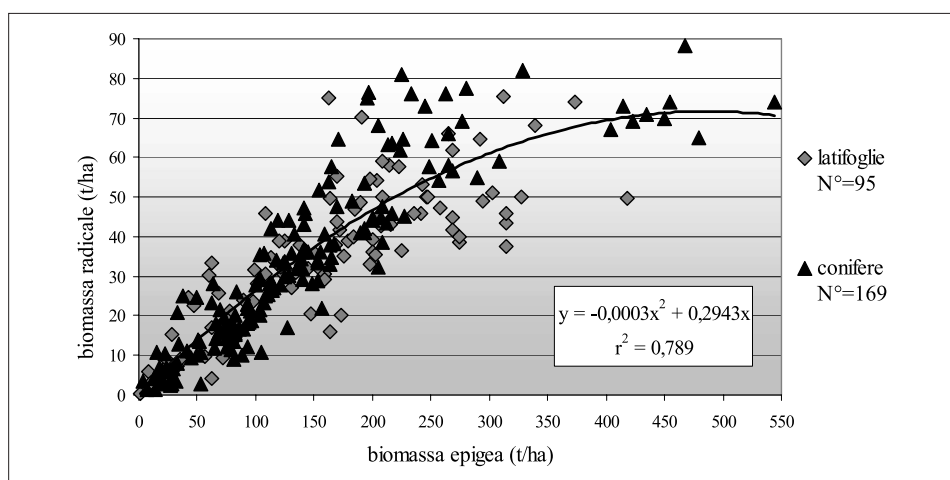


Fig. 3 – Relazione tra biomassa radicale ed epigea.
– Relation between root biomass and above-ground biomass.

La biomassa radicale dei popolamenti rappresenta mediamente il 24% della parte epigea (B_r/B_e di Tab. 1), senza alcuna distinzione fra conifere e latifoglie e con valori perfettamente allineati con gli analoghi riferiti in letteratura: CAIRNS *et al.* (1997) e CANNELL (1982) riportano infatti valori medi di 25 – 26%, senza differenziazioni significative fra i due gruppi.

La tabella 3 riporta un esempio dei calcoli della procedura *stepwise* in avanti relativamente al modello multiplo logaritmico per la stima della bio-

massa radicale a partire da età, densità ed area basimetrica; risultati del tutto analoghi si ripropongono anche per il modello lineare e per la biomassa epigea. In generale si può affermare che tutte le variabili indipendenti apportano contributi significativi alla regressione ($P < 0.05$) e che l'ordine di accesso nell'equazione rimane costante sia nei due modelli saggiati che nei due gruppi. Ancora in generale, l'accuratezza delle stime è risultata piuttosto scadente (cfr. Tab. 3), con stime della porzione ipogea sensibilmente migliori per le conifere e maggiore attendibilità delle previsioni di biomassa aerea per le latifoglie. Introducendo nella regressione comune la variabile fittizia gruppo (1 per conifere e 2 per latifoglie) si nota inoltre un generale miglioramento predittivo per entrambe le componenti della biomassa (non sempre in fase descrittiva), più marcato nel modello lineare.

La migliore stima della biomassa radicale dei popolamenti è stata ottenuta da modelli logaritmici di regressione multipla (con correzione di Baskerville), a partire dalle variabili indipendenti età, area basimetrica e densità, eventualmente combinate con il codice di gruppo; i modelli lineari, pur esibendo una migliore concordanza fra valori osservati ed attesi, non si sono dimostrati confacenti, comportando in taluni casi stime negative.

Le seguenti equazioni di regressione sono risultate pertanto i migliori stimatori della biomassa ipogea (B_I):

$$\begin{aligned} B_{Iconifere} &= 2.258 \cdot \text{età}^{0.662} \cdot \text{area_bas}^{0.281} \cdot \text{densità}^{-0.152} \\ B_{Ilatifoglie} &= 3.830 \cdot \text{età}^{0.189} \cdot \text{area_bas}^{0.892} \cdot \text{densità}^{-0.222} \\ B_{Icomune} &= 4.426 \cdot \text{età}^{0.413} \cdot \text{area_bas}^{0.463} \cdot \text{densità}^{-0.178} \end{aligned}$$

Il processo di selezione dei modelli neurali ha individuato 4 reti utilizzabili per la predizione della biomassa ipogea di cui due generici e due specifici per conifere e latifoglie. Tre delle migliori reti selezionate sono MLP con un solo *hidden layer* (cfr. Tab. 4); la rete per le conifere è invece una RBF. Il numero di neuroni dello strato nascosto delle migliori reti varia, a seconda dei casi, da 6 a 8.

In tabella 4 si riportano alcuni parametri di valutazione delle reti selezionate. Va innanzitutto segnalato che i migliori modelli sono stati individuati da IPS in base al coefficiente di determinazione relativo al *validation set*; ciò spiega perché questo parametro è generalmente caratterizzato da un valore più alto rispetto a quello relativo agli altri due set di dati. In riferimento ai modelli generali è importante notare che l'aggiunta della variabile gruppo permette un sensibile miglioramento delle *performance* sia per quel che riguarda la capacità descrittiva dei dati utilizzati in addestramento (*training* più *validation set*) sia, cosa ancor più interessante, per quanto concerne la capacità predittiva sui dati del *test set*, con un miglioramento sensibile dell' r^2 . Infatti, mentre il modello neurale a tre variabili riesce a spiegare

Tab. 3 – Riepilogo dell’analisi di regressione multipla (*stepwise* in avanti) della biomassa radicale sulle altre variabili (dati trasformati in logaritmo naturale); l’errore standard delle stime è calcolato sull’intero set di dati.
– *Summary of multiple regression analysis (forward stepwise) of root biomass over other variables after natural logarithmic transformation; the standard error of estimates is computed for the whole dataset.*

gruppo (n° oss)	step	variabili entrate	r^2	F regress.	P	altre variabili	F per entrare	P	errore standard stime	
									t/ba	%
comune (140)	1	età	0.595	202.65	<0.001	area bas.	24.50	<0.001	13.9	41.8
	2	età, area bas.	0.656	130.83	<0.001	densità	7.50	0.007		
	3	tutte	0.690	100.83	<0.001	densità	14.69	<0.001	12.9	38.8
conifere (99)						/	/	/	11.2	33.8
	1	età	0.674	200.9	<0.001	area bas.	6.98	0.010	11.2	35.3
	2	età, area bas.	0.696	110.13	<0.001	densità	4.90	0.029		
latifoglie (41)	3	tutte	0.713	78.51	<0.001	densità	5.33	0.023	11.2	35.2
						/	/	/	9.7	30.5
	1	età	0.595	57.39	<0.001	area bas.	9.48	0.004	15.7	43.3
	2	età, area bas.	0.676	39.67	<0.001	densità	3.50	0.069		
	3	tutte	0.776	42.71	<0.001	densità	16.47	<0.001	13.4	36.9
						/	/	/	11.8	32.6

Tab. 4 – Caratteristiche delle reti neurali selezionate per la predizione della biomassa.
– *Main features of the selected neural networks for predicting biomass.*

<i>biomassa</i>	<i>gruppo</i>	<i>id rete</i>	<i>architettura rete</i>	<i>N° var.</i>	<i>N° oss. tra.+val.+test=tot</i>	<i>coeff. determinazione (r^2)</i>		
						<i>training</i>	<i>validation</i>	<i>test</i>
<i>tpogea</i>	comune	109	MLP 4:4-7-1:1	4	100+40+40=180	0.818	0.906	0.809
	comune	131	MLP 3:3-8-1:1	3	100+40+40=180	0.709	0.860	0.705
	conifere	53	RBF 3:3-7-1:1	3	69+30+25=124	0.859	0.851	0.753
	latifoglie	136	MLP 3:3-6-1:1	3	31+10+15=56	0.605	0.828	0.804
<i>epigea</i>	comune	133	MLP 4:4-6-1:1	4	100+40+40=180	0.844	0.908	0.874
	comune	136	MLP 3:3-8-1:1	3	100+40+40=180	0.786	0.893	0.843
	conifere	66	MLP 3:3-2-1:1	3	69+30+25=124	0.856	0.946	0.909
	latifoglie	137	MLP 3:3-3-1:1	3	31+10+15=56	0.707	0.912	0.817

circa il 70% della variabilità complessiva del *test* set, quello addestrato con l'aggiunta della variabile gruppo arriva all'81%.

Per quanto concerne i modelli neurali specifici per i due taxa, i coefficienti di determinazione in fase di predizione raggiungono valori di tutto rispetto (75.3% per le conifere, 80.4% per le latifoglie), nonostante la riduzione dell'informazione disponibile per l'addestramento delle reti. Questa considerazione è maggiormente valida per il modello relativo alle latifoglie, costruito con un numero più esiguo di osservazioni, e che tra l'altro evidenzia una capacità descrittiva sul *training* set sensibilmente inferiore rispetto agli altri due set di dati.

L'analisi di sensibilità condotta sui modelli neurali della biomassa ipogea evidenzia come non esistano rapporti di sensibilità inferiori o uguali ad uno, indicando un contributo positivo di tutte le variabili nel processo di stima. Il peso dell'area basimetrica risulta sempre prevalente, mentre l'età apporta il contributo minore; quest'ultima, in accordo con i risultati dei modelli di regressione multipla, sembra avere un'importanza maggiore per le conifere. È interessante notare, nei modelli generali, l'aumento di significatività di area basimetrica e densità all'introduzione della variabile gruppo: ciò suggerisce un certo grado di interdipendenza tra queste grandezze che risulta efficace ai fini della modellizzazione della risposta.

In generale, i modelli per la biomassa epigea raggiungono *performance* migliori rispetto a quelli della biomassa ipogea (cfr. Tab. 4). L'aggiunta della variabile gruppo permette anche in questo caso di ottenere previsioni più accurate, anche se con un miglioramento più contenuto (circa 3% sul *test* set). Per i modelli specifici vale quanto detto a proposito della biomassa radicale. In tabella 5 vengono riportati i risultati dell'analisi di sensibilità rispetto alle variabili esplicative per la modellizzazione della biomassa aerea. Anche in questo caso la variabile più «pesante» risulta essere l'area basimetrica, con l'eccezione del modello generico a 3 variabili, mentre l'età sembra essere la meno significativa.

I due approcci metodologici utilizzati hanno fornito risultati del tutto confrontabili in termini di capacità descrittiva della biomassa radicale: la proporzione di variabilità complessiva spiegata dai modelli non è mai scesa al di sotto del 60%, con le migliori «prestazioni» attribuibili alle reti neurali e subordinatamente alla regressione bilogaritmica corretta; ciò si è verificato anche in fase di predizione (*test* set), con un calo consistente dei valori di r^2 solo per i modelli regressivi, in particolare quello lineare. In termini di accuratezza delle stime le reti neurali hanno manifestato *performance* generalmente migliori (Tab. 6), con una riduzione media dell'ESS rispetto alle migliori regressioni di 1.6 e 3.4% in fase di descrizione e predizione. L'ana-

Tab. 5 – Analisi di sensibilità dei modelli neurali espressa come classifica (*rank*) e rapporto (*ratio*) di sensibilità delle singole variabili esplicative per la biomassa epigea.

– *Sensitivity analysis (rank and ratio) of neural models for the above-ground biomass.*

gruppo	id rete	parametro	variabili			gruppo
			area basimetrica	densità	età	
comune	133	ratio rank	1.91 1	1.53 2	1.37 4	1.38 3
comune	136	ratio rank	1.48 2	1.59 1	1.20 3	- -
conifere	66	ratio rank	2.18 1	1.70 2	1.06 3	- -
latifoglie	137	ratio rank	1.5 1	1.09 3	1.35 2	- -

Tab. 6 – Accuratezza interpretativa (A) e predittiva (B) dei modelli di stima della biomassa ipogea espressa come errore standard delle stime (% rispetto alla media); in evidenza il modello migliore.

– *Fitting (A) and predicting (B) accuracy of estimator models for the root biomass expressed as standard error of estimates (% of the mean); the best one is highlighted.*

set	gruppo (n° oss)	regressioni			reti
		lin	bilog	bask	
A training e validation	comune con separazione gruppi (140)	31.8%	33.3%	32.5%	25.3%
	comune senza separazione (140)	34.5%	32.8%	31.7%	31.2%
	conifere (99)	29.8%	29.5%	28.1%	26.5%
	latifoglie (41)	35.4%	32.1%	32.6%	34.0%
	conifere e latifoglie (99+41)	31.2%	29.9%	29.1%	28.7%
B test	comune con separazione gruppi (40)	36.0%	37.7%	38.5%	31.3%
	comune senza separazione (40)	41.3%	39.7%	39.0%	37.7%
	conifere (25)	42.4%	38.3%	39.5%	42.1%
	latifoglie (15)	34.5%	39.5%	38.8%	28.1%
	conifere e latifoglie (25+15)	36.6%	36.6%	36.9%	34.1%

lisi degli scarti non ha comunque evidenziato tendenze particolari legate alle diverse variabili in gioco.

I modelli di stima della biomassa epigea hanno dimostrato una capacità interpretativa appena superiore rispetto a quelli delle radici, quasi sicuramente in relazione alle maggiori difficoltà di campionamento di quest'ul-

tima componente che implica un errore sperimentale superiore. Il miglioramento del *fitting* è risultato particolarmente evidente per le latifoglie, per le quali l'ESS% è passato da una media di 35% al 29% della biomassa epigea. In ogni caso l'accuratezza previsionale rimane ancora modesta, con errori delle stime sempre superiori al 23% della media.

CONCLUSIONI

Le due soluzioni adottate non presentano grandi differenze di prestazioni sia nel caso della biomassa ipogea che di quella aerea, anche se l'approccio neurale riduce leggermente l'errore standard delle stime. L'ulteriore introduzione della variabile codificata gruppo ha comportato un miglioramento delle prestazioni dei modelli, in particolare per le reti neurali e per le regressioni lineari; quest'ultime tuttavia presentano l'inconveniente di produrre talora stime negative.

Una valutazione quantitativa della biomassa radicale ed epigea dei popolamenti forestali a partire da una terna di variabili facilmente rilevabili, quali area basimetrica, densità ed età, appare in ogni caso praticabile solo per stime di larga massima.

L'inaccuratezza delle stime è probabilmente dovuta sia alla variabilità naturale degli ecosistemi forestali sia alle differenze nelle modalità di campionamento e misura dei dati originari, difficilmente riconducibili ad un protocollo sperimentale omogeneo. Le oggettive difficoltà di misurazione degli apparati radicali rispetto alla componente vegetale aerea non trovano peraltro pieno riscontro in una minore capacità dei modelli di interpretare la dipendenza della biomassa dalle variabili indipendenti considerate; solo le performance predittive della biomassa epigea, saggiate su un campione non molto numeroso e quindi ancora piuttosto sensibili alla sua composizione, sono risultate sensibilmente migliorate, allineandosi su valori di ESS compresi tra 24 e 27%, contro i 28 – 38% della biomassa radicale.

In accordo con CAIRNS *et al.* (1997), la biomassa epigea rappresenta la variabile singola con maggiore potere esplicativo delle variazioni di biomassa radicale (71 ed 84% rispettivamente per latifoglie e conifere); seguono l'età del popolamento, l'area basimetrica e la densità, quest'ultima con un trend negativo non molto accentuato ma ancora significativo. Le relazioni fra entità degli apparati radicali e queste variabili dimostrano un buon grado di generalizzazione, sebbene sia possibile individuare comportamenti nettamente diversificati nelle conifere e nelle latifoglie; quest'ultime sarebbero infatti caratterizzate secondo CAIRNS *et al.* (1997) da una maggiore eterogeneità di comportamento rispetto ai fattori ambientali, che dovrebbe

tradursi in una maggiore variabilità del rapporto B_I/B_E rispetto alle *Gymnospermae*. Le osservazioni condotte nel presente lavoro sembrano confermare solo parzialmente questo assunto.

SUMMARY

Evaluation models of root biomass in forest stands

A comparison between two different approaches for forest root biomass estimation from some commonly surveyed dendrometrical variables is performed. The analytical set included data of 264 stands collected from the literature, but only 180 records covered the whole range of variables: age, basimetric area, density, above ground and underground biomass.

Results obtained by regression analysis (forward stepwise multiple regression) and by neural networks were compared after separation of dataset in two clusters (softwoods and hardwoods). Two subsets of observations were further established in a completely random way in order to build the models and to test their predictive performances; for this last issue a sample representing 20 and 27% of the observations was selected for softwoods and hardwoods respectively. The capabilities of the models to fit the relationships between biomasses and dendrometric variables as well as to predict them from stand measurements resulted very similar following both approaches; nevertheless, neural networks showed a better level of predictive accuracy. Anyway, the uncertainty remains considerable, with standard error of estimates never lower than 28% and 25% of the mean value for root biomass and above ground biomass respectively.

The biomass ratio between root- and aboveground apparatus averaged 0.24, without any difference between softwoods and hardwoods.

BIBLIOGRAFIA

- BASKERVILLE G.L., 1972 – *Correction for bias in regression estimates after logarithmic transformation*. Ecology, 54: 1403-1407.
- BISHOP C.M., 1995 – *Neural Networks for Pattern recognition*. Oxford University Press, Oxford.
- BORGHETTI M., GIANNINI R., MANOLACU M., VENDRAMIN G., 1988 – *Distribuzione della biomassa, produzione di lettiera e contenuto di elementi minerali in una piantagione di douglasia*. Annali Accademia Italiana Scienze Forestali; XXXVII: 473-494.
- BRAY J.R., 1963 – *Root production and the estimation of net productivity*. Canadian Journal of Botany; 41: 65-72.
- CAIRNS M.A., BROWN S., HELMER E. H., BAUMGARDNER G.A., 1997 – *Root biomass allocation in the world's upland forests*. Oecologia, 111: 1-11.
- CAMUSSI A., MÖLLER F., OTTAVIANO E., SARI GORLA M., 1986 – *Metodi statistici per la sperimentazione biologica*. Zanichelli, Bologna.
- CANADELL J., RODA F., 1991 – *Root biomass of Quercus ilex in a montane Mediterranean forest*. Canadian Journal of Forest Research, 21: 1771-1778.

- CANNELL M.G.R., 1982 – *World Forest Biomass and Primary Production Data*. Academic Press. London.
- CAVELIER J., 1992 – *Fine-root biomass and soil properties in a semideciduous and a lower montane rain forest in Panama*. *Plant and Soil*, 142: 187-201.
- CUEVAS E., BROWN S., LUGO A.E., 1991 – *Above- and belowground organic matter storage and production in a tropical pine plantation and a paired broadleaf secondary forest*. *Plant and Soil*, 135: 257-268.
- DE ANGELIS D.L., GARDNER R.H., SHUGART H.H., 1981 – *Productivity of forest ecosystems studied during the IBP: The woodlands data set*. In: «Dynamic properties of forest ecosystems», ed. Reichle, IBP 23; Cambridge University Press, Cambridge: 567-672.
- FLOWER-ELLIS J.G.K., PERSSON H., 1980 – *Investigations of structural properties and dynamics of scots pine stands*. In: «Structure and function of northern coniferous forests», Pearson T. ed.; *Ecological Bulletin*, 32: 125-138.
- GRIER C.C., VOGT K.A., KEYES M.R., EDMONDS R.L., 1981 – *Biomass distribution and above- and below-ground production in young and mature Abies amabilis zone ecosystems of the Washington Cascades*. *Canadian Journal of Forest Research*; 11: 155-167.
- KEYES M.R., GRIER C.C., 1981 – *Above and below ground net production in 40-years-old Douglas-fir standson low and high productivity sites*. *Canadian Journal Forest Research*; 11: 599-605.
- KURZ W.A., BEUKEMA S.J., APPS M.J., 1996 – *Estimation of root biomass and dynamics for the carbon budget model of the Canadian forest sector*. *Canadian Journal of Forest Research*; 26: 1973-1979.
- MASCI A., NAPOLI G., DORE S., MATTEUCCI G., SCARASCIA MUGNOZZA G., 1997 – *Produzione di biomassa epigea e radicale in una faggeta e in un rimboschimento di abete rosso*. In: Borghetti M., Viola F., Scarascia Mugnozza G. (edit), «La ricerca italiana per le foreste e la selvicoltura», Atti del I convegno della S.I.S.E.F., Legnaro (PD), 4-6 giugno 1997.
- MATTEUCCI G., DE ANGELIS P., DORE S., MASCI A., VALENTINI R., SCARASCIA MUGNOZZA G., 1999 – *Il bilancio del carbonio delle faggete: dall'albero all'ecosistema*. In: «Ecologia strutturale e funzionale di faggete italiane», ed. Scarascia Mugnozza G.; Edagricole: 133-183.
- MOODY J., DARKIN C.J., 1989 – *Fast learning in networks of locally-tuned processing units*. *Neural Computation* 1 (2): 281-294.
- NADELHOFFER K.J., ABER J.D., MELILLO J.M., 1985 – *Fine roots, net primary production, and soil nitrogen availability: a new hypothesis*. *Ecology*, 66: 1377-1390.
- NIHILGARD B., LINDGREEN L., 1977 – *Plant biomass, primary production and bioelements of three mature beech forests in South Sweden*. *Oikos*, 28: 95-104.
- RODIN L.E., BAZILEVICH N.I., 1967 – *Production and mineral cycling in terrestrial vegetation*. Oliver & Boyd, Edinburg and London.
- ROERING J.J., SCHMIDT K.M., STOCK J.D., DIETRICH W.E., MONTGOMERY D.R., 2003 – *Shallow landsliding, root reinforcement and the special distribution of trees in the Oregon Coast Range*. *Canadian Geotech. Journal*, 40: 237-253.

- RUMELHART D.E., HINTON G.E., WILLIAMS R.J., 1986 – *Learning internal representations by error propagation*. In: «Parallel Distributed Processing: Explorations in the microstructure of cognition», Rumelhart D. McClelland J., MIT Press, Cambridge, MA, Vol. 1: 318-363.
- SANTANTONIO D., HERMANN R.K., OVERTON W.S., 1977 – *Root biomass studies in forest ecosystems*. *Pedobiologia*, 17: 1-31.
- SOLIANI L., 2005 – *Manuale di statistica per la ricerca e la professione: Statistica univariata e bivariata parametrica e non parametrica per le discipline ambientali e biologiche*. <http://www.dsa.unipr.it/soliani/soliani.html>.
- ULRICH B., BENECKE W., HARRIS W.F., KHANNA P.K., MAYER R., 1981 – *Soil Processes*. In: «Dynamic properties of forest ecosystems», ed. Reichle D.E., IBP 23: 265-339.
- VOGT K.A., VOGT D.J., BROWN S., TILLEY J.P., EDMONDS R.L., SILVER W.L., SICCAMA T.G., 1995 – *Dynamics of forest floor and soil organic matter accumulation in boreal, temperate, and tropical forests*. In: «Soil management and greenhouse effect»; Lal R, Kimble J, Levine E, Stewart BA (eds); CRC, Lewis Publishers, Boca Raton, FL: 159-178.
- WARING R.H., SCHLESINGER W.H., 1985 – *Forest ecosystems: concepts and management*. Academic Press, Orlando.
- WATSON A., PHILLIPS C., MARDEN M., 1999 – *Root strength, growth, and rates of decay: root reinforcement changes of two tree species and their contribution to slope stability*. *Plant and Soil*, 217: 39-47.
- ZIEMER R.R., LEWIS J., RICE R.M., LISLE T.E., 1991 – *Modeling the cumulative watershed effects of forest management strategies*. *Journal of Environmental Quality*, 20: 36-42.