

Zeitschrift: Bollettino della Società ticinese di scienze naturali
Herausgeber: Società ticinese di scienze naturali
Band: 100 (2012)

Artikel: Stima dell'età degli alberi : problemi e validazione dei principali approcci metodologici esistenti all'esempio di dati raccolti al Sud delle Alpi
Autor: Bertogliati, Mark / Conedera, Marco
DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-1003018>

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. [Mehr erfahren](#)

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. [En savoir plus](#)

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. [Find out more](#)

Download PDF: 25.02.2026

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>

Stima dell'età degli alberi: problemi e validazione dei principali approcci metodologici esistenti all'esempio di dati raccolti al Sud delle Alpi.

Mark Bertogliati, Marco Conedera

Istituto Federale di Ricerca WSL, Gruppo Ecosistemi Insubrici
Via Belsoggiorno 22, 6500 Bellinzona-Ravecchia

mark.bertogliati@wsl.ch

Riassunto: Obiettivo di questo contributo è presentare e discutere i problemi metodologici legati alle tecniche di stima dell'età degli alberi, in particolare a quelle basate sull'analisi degli anelli del legno. L'assenza del midollo su carotaggi fuori traiettoria o incompleti costituisce spesso la principale fonte d'errore. A questo proposito, abbiamo testato diversi metodi di stima utilizzando materiale prelevato da due aree di studio al Sud delle Alpi (Sobrio e Broglio). In particolare, abbiamo effettuato simulazioni di carotaggio su sezioni complete tagliate da ceppi appartenenti a tre specie (*Fagus sylvatica* L., *Pinus sylvestris* L. e *Picea abies* (L.) Karst.). Le stime più accurate dell'età sono state fornite da un approccio che combina un metodo grafico per la ricostruzione della distanza mancante dal midollo e modelli di crescita iniziale (MCI) elaborati, separatamente per le tre specie, sulla base di campioni completi (ROZAS 2003). La precisione delle diverse procedure di stima varia in funzione della specie, dalla distanza effettiva dal midollo e dalla qualità dei dati utilizzati per costruire e calibrare i modelli. I risultati confermano inoltre l'opinione diffusa secondo cui le procedure di stima dell'età basate su tecniche di regressione meglio si applicherebbero a specie o individui con un accrescimento iniziale rapido e prevedibile. I risultati dei nostri test suggeriscono che la precisione dei metodi di stima può tuttavia essere migliorata in modo sostanziale rivolgendo particolare attenzione all'uniformità dei dati utilizzati per calibrare i modelli, alle condizioni locali e alle dinamiche ecologiche che influenzano i tassi di crescita iniziali.

Parole chiave: dendrocronologia, anelli del legno, cross-dating, età degli alberi, ecologia storica, ecologia forestale.

Tree age estimates: problems and validation of main existing approaches based on data from the southern slopes of the Swiss Alps.

Abstract: The aim of this paper is to discuss the methodological problems related to tree age estimation techniques, particularly those based on the analysis of tree rings. Off-center or incomplete cores often represent the main source of errors. We therefore tested existing methods for accuracy using wood samples taken in two study sites located on the southern slopes of the Swiss Alps (Sobrio and Broglio). Tests were carried out for three wood species (*Fagus sylvatica* L.; *Pinus sylvestris* L., and *Picea abies* (L.) Karst.) by means of simulations on stem discs. The best age estimates were obtained through the combination of a graphical method for the estimation of the length of the missing radius and models of initial radial growth (IRG) developed separately for the three species and calibrated by means of complete cores (ROZAS 2003). The accuracy of the different combinations of procedures depends strongly on the wood species, distance from the pith and quality of the dataset used for elaborating and calibrating the models. The results also confirm the widespread opinion that age estimation based on regression techniques are more suitable for species or individuals with rapid and predictable initial growth. However, our tests suggest that the quality of the results may be substantially improved by paying particular attention to the uniformity of the model source data, to the local conditions and the ecological dynamics that influence early growth rates.

Key words: dendrochronology, tree-rings, cross-dating, tree age, historical ecology, forest ecology.

INTRODUZIONE

L'età degli alberi o dei soprassuoli rappresenta uno dei principali parametri forestali, indispensabile ad esempio per valutare costituzione e grado di vitalità fisiologica di un bosco (BRÄNDLI 2010). La stima dell'età di più al-

beri all'interno di un popolamento fornisce inoltre utili indicazioni sulle dinamiche evolutive del soprassuolo e permette così di ricostruire la struttura demografica del bosco (LORIMER 1985, OGDEN 1985). La determinazione diretta dell'età può infatti rivelare schemi evolutivi non ravvisabili con una semplice analisi della ripartizione per

classi diametriche (STEWART 1986).

In assenza di dati precisi a livello selvicolturale (piani di assestamento, dati su interventi di piantagione o di taglio eseguiti in passato), i ricercatori devono spesso fare capo a tecniche dendrocronologiche basate sul prelievo e il conteggio degli anelli di accrescimento degli alberi (FRAVER *et al.* 2011). Nelle regioni temperate l'età della maggior parte delle specie legnose può essere misurata attraverso il conteggio di anelli annuali, a condizione che si riesca ad assegnare ad ogni anello l'anno preciso in cui esso è stato formato (STOKES & SMILEY 1968, FRITTS 1976). Infatti, se per piante giovani si può giungere a stime piuttosto affidabili mediante il semplice conteggio dei verticilli (ROSSI 2009, CACCIANIGA & COMPOSTELLA 2011), per le piante adulte si rivela invece indispensabile ricorrere all'analisi e al conteggio degli anelli di accrescimento del fusto (tab. 1).

In questo contributo presentiamo i principali problemi metodologici esistenti nella stima dell'età degli alberi e le possibili tecniche di terreno e laboratorio per il prelievo e la preparazione di campioni idonei. Alcune procedure per affinare la stima dell'età sono poi discusse e validate sulla base di due casi di studio scelti al Sud delle Alpi. Infine, verranno descritte le implicazioni legate a stime errate, mettendo in risalto le opportunità collegate all'adozione di procedure di stima affidabili, come pure le possibili applicazioni nel quadro di indagini in ambito ecologico-forestale al Sud delle Alpi.

TECNICHE DENDROCRONOLOGICHE: problemi e possibili soluzioni

I problemi metodologici

Nonostante possa apparire a prima vista un'operazione banale, la stima esatta dell'età di un albero mediante conteggio degli anelli annuali può rivelarsi assai complessa. I numerosi fattori che possono concorrere nel pregiudicare l'affidabilità del risultato sono in generale riconducibili a due grandi categorie di problemi (NORTON & OGDEN 1990, WONG & LERTZMAN 2001):

a) *Problemi tendenzialmente intrinseci alla specie o al singolo albero*

Sono problemi non influenzabili da parte dell'operatore in quanto già presenti nell'albero al momento del prelievo del campione. Cadono tipicamente in questa categoria la particolare anatomia del legno di certe specie che rende molto difficile la visione dei pori e del limite degli anelli annuali, le anomalie della crescita quali i falsi anelli; gli anelli microscopici, incompleti o addirittura mancanti oppure i vuoti all'interno del tessuto legnoso, problema frequente negli alberi senescenti a causa del marciume (CONEDERA *et al.* 2004, KREBS & FONTI 2004, RANIUS *et al.* 2009).

Tab. 1 – Approcci metodologici e aspetti problematici delle più diffuse procedure di stima dell'età di alberi all'interno di un popolamento forestale.

Tipo di approccio	Applicazione				Punti critici	
	Semenzali	Alberi giovani	Altri adulti	Alberi senescenti	Problemi intrinseci alle specie, al singolo albero o al popolamento	Problemi legati alle tecniche d'indagine
Dati storici o selvicolturali	○	○	○	○	- Non applicabile a popolamenti disetanei e affidabile solo per piantagioni.	- Orizzonte cronologico spesso limitato. - Fonti storiche spesso lacunose ed eterogenee.
Conteggio dei verticilli o delle cicatrici basali delle cacciate annuali	●	●			- Poco affidabile per individui con crescita molto lenta. - Applicabile solo ad alcune specie e ad alberi giovani.	- Assenza di protocolli collaudati.
Relazioni età – dimensioni	○	○	○	○	- L'affidabilità varia in funzione di età, strato sociale, caratteristiche ecologiche della specie e condizioni stagionali. - Non affidabile in caso di crescite iniziali lente o andamenti di crescita incostanti.	- Il rilievo delle dimensioni è potenzialmente soggetto a errori. - Altamente impreciso se non calibrato con dati dendrocronologici.
Metodi dendrocronologici (conteggio degli anelli del legno)	●	●	●	○	- Limiti imposti da anomalie della crescita (falsi anelli, anelli mancanti, cicatrici, nodi, ecc.). - Leggibilità degli anelli variabile in funzione delle caratteristiche anatomiche delle specie.	- L'altezza del prelievo influenza la precisione della stima. - Difficoltà legate all'intercettazione del midollo. - Metodo piuttosto invasivo.

● applicazione proficua ○ applicazione possibile, ma soggetta a varie limitazioni

b) Problemi legati alle tecniche di campionatura

Sono aspetti legati alle difficoltà di campionamento sul terreno quando non è possibile procedere all'abbattimento dell'albero e al prelievo di una rotella alla base. Cadono tipicamente in questa categoria i carotaggi che non raggiungono il midollo al centro del tronco e quelli effettuati a un'altezza dal suolo differente dal colletto della radice (con l'aumentare dell'altezza di prelievo si tende a sottostimare sempre di più l'età).

Per ovviare a questi problemi esistono accorgimenti metodologici sia a livello di campionatura sul terreno sia di preparazione e analisi dei campioni.

Accorgimenti da adottare in fase di prelievo dei campioni

Laddove possibile, viene consigliato il prelievo di sezioni intere da tronchi o ceppi. Quando il ricorso a un tale approccio distruttivo non è consentito, si consiglia il prelievo tramite sonda incrementale di due carote su due raggi distinti, in modo da rendere più agevole l'identificazione di eventuali anelli falsi o localmente mancanti (LUSK & OGDEN 1992). In questi casi la direzione del carotaggio deve essere scelta con cura (NORTON *et al.* 1987), sforzandosi di puntare verso il centro cronologico dell'albero, vale a dire il midollo (fig. 1). Purtroppo il midollo raramente corrisponde al centro geometrico del fusto. Il tronco degli alberi si presenta infatti spesso eccentrico a causa dell'inclinazione dell'albero in seguito a sollecitazioni meccaniche (vento, neve, acclività del terreno), ad asimmetrie della chioma, oppure a caratteristiche intrinseche alla specie (KÄNNEL & SCHWEINGRUBER 1995; ROZAS 2003). Pur con l'adozione di tutti gli accorgimenti (ad esempio uso dei rami o nodi come «guide»), risulta sempre complicato stimare l'esatta posizione del midollo osservando esternamente un albero (PHIPPS 1985, JOSZA 1988). Quando è possibile effettuare un secondo tentativo, la probabilità di raggiungere il midollo aumenta considerevolmente, specialmente con un carotaggio parallelo al primo (JOSZA 1988).

Per motivi pratici, il carotaggio è solitamente effettuato a una certa altezza dal suolo, procedura che comporta una perdita di anelli più o meno importante a seconda delle caratteristiche della specie e dei fattori ecologici e microstazionali di crescita del singolo albero (STOKES & SMILEY 1968, NORTON *et al.* 1987, NORTON & OGDEN 1990, VEBLEN 1992, WONG & LERTZMAN 2001, FRAVER *et al.* 2011). Per ridurre l'incognita dovuta alla mancanza dei primi anni di accrescimento in diametro dell'albero è essenziale effettuare il carotaggio all'altezza minima possibile dal suolo (fig. 2).

Anche la scelta della posizione del carotaggio è importante. Se è in seguito necessario misurare l'ampiezza degli anelli è consigliabile effettuare un prelievo laterale, per evitare il legno di reazione che può alterare il ritmo di accrescimento. Per le conifere può entrare in linea di conto anche il prelievo a monte.

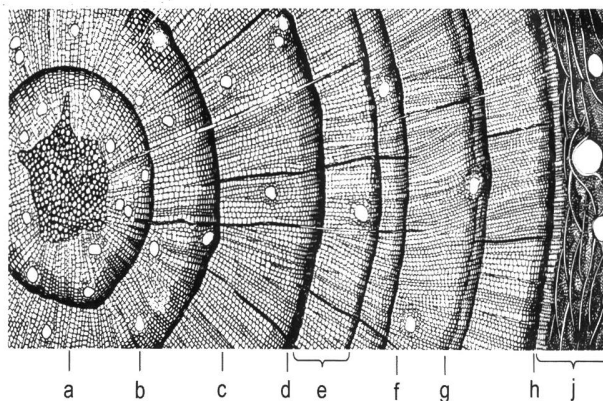


Fig. 1 – Strutture anatomiche del legno visibili su una sezione trasversale di legno di conifera: **a)** midollo; **b)** canale resinifero; **c)** legno primaticcio (estivo, chiaro); **d)** legno tardivo (autunnale, scuro); **e)** anello annuale; **f)** raggio parenchimatico; **g)** falso anello interannuale (fluttuazione di densità); **h)** cambio; **j)** corteccia. Tratto da : FERGUSON 1970 (modificato).

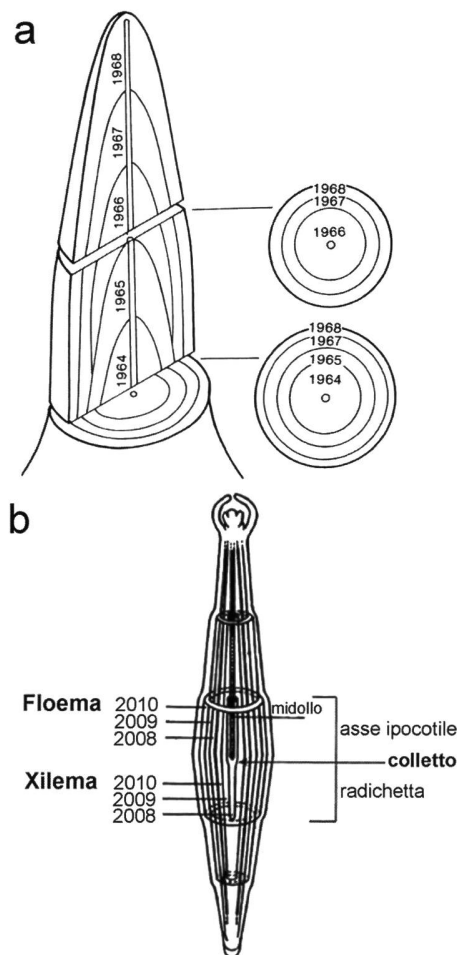


Fig. 2 – **a)** Diagramma degli anelli di accrescimento visibili su sezioni trasversali del fusto, in funzione dell'altezza (tratto da PHIPPS 1985). Si noti la differenza di anelli tra un prelievo eseguito al base del fusto e a una certa altezza dal suolo. **b)** Diagramma schematico di un semenzale di 3 anni insediato nel 2008, dove è visibile la posizione del colletto della radice in relazione all'asse ipocotile e alla radichetta (tratto da FRITTS 1976, modificato).

Preparazione e analisi in laboratorio

Anche a livello di preparazione e analisi degli anelli esistono accorgimenti efficaci per ridurre al minimo i problemi di lettura o di mancanza parziale o totale di anelli. I campioni devono essere preparati a regola d'arte mediante carteggiatura e rifinitura della superficie con lametta, in modo da far risaltare il più possibile tutti i dettagli anatomici della sezione trasversale. Per alcune specie, può essere necessaria una ripulitura ed evidenziazione delle strutture porose (sostanze coloranti, chine, gesso, ecc.). A livello di analisi, l'opzione più affidabile consiste nella datazione incrociata (*cross-dating*). La datazione incrociata è il raffronto a livello visivo o statistico delle sequenze di ampiezze anulari da datare con cronologie di riferimento specifiche per la specie legnosa e la zona esaminata (STOKES & SMILEY 1968, HOLMES 1983, FRELICH & GRAUMLICH 1994, cfr. fig. 3). Questa operazione è indispensabile per l'individuazione di anelli falsi o mancanti (anomalie della crescita che possono verificarsi durante il periodo vegetativo come conseguenza di gelate tardive o precoci, estrema siccità, attacchi d'insetti, incendi o altro). Dal punto di vista anatomico, falsi e veri anelli non sono facilmente distinguibili e, diversamente da altre anomalie come le fluttuazioni di densità in prossimità del legno tardivo, possono quindi essere individuati soltanto tramite datazione incrociata (KÄNNEL & SCHWEINGRUBER 1995, fig. 4). La datazione incrociata si impone anche nel caso di rilievi su ceppi o alberi morti, al fine di poter ricostruire l'esatta data dell'ultimo anello precedente la morte dell'albero, sempre che questo sia ancora presente e visibile. La tecnica della datazione incrociata presuppone naturalmente la disponibilità di cronologie di riferimento consolidate, grazie alle quali si possono identificare eventuali lacune nei conteggi e "allacciare" a precisi riferimenti cronologici le sequenze di crescita non datate.

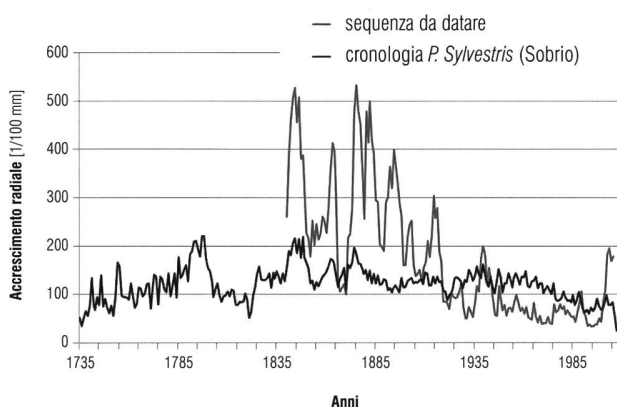


Fig. 3 – Esempio di datazione incrociata, procedura basata sul raffronto tra una singola sequenza di anelli e una cronologia di riferimento specifica per una specie e un'area di studio.

Per quanto riguarda il problema dell'assenza del midollo, i campioni da datare possono essere divisi in tre categorie principali:

- Campioni completi:*
campioni con midollo ben visibile.
- Campioni parziali:*
campioni con midollo non visibile e presenza di anelli interni con archi completi, a causa di carotaggi fuori centro.
- Campioni incompleti:*
campioni con midollo assente e privi di archi completi negli anelli interni (carotaggi troppo corti o presenza di marciumi o cavità all'interno del tronco).

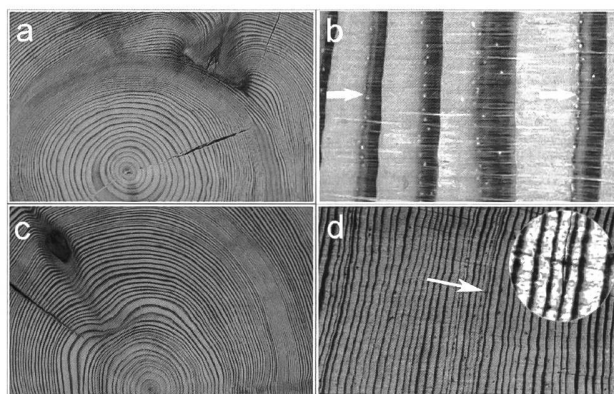


Fig. 4 – Esempi di anomalie in grado di compromettere la leggibilità degli anelli del legno: **a)** cicatrice e callo cicatriziale (in alto a destra rispetto al midollo, *Pinus sylvestris* L.); **b)** fluttuazioni di densità (*Pinus sylvestris* L.); **c)** presenza di un nodo e conseguenti alterazioni della crescita (*Larix decidua* Mill.); **d)** anello localmente mancante in un settore con anelli stretti (indicato dalla freccia e nell'ingrandimento, *Larix decidua* Mill.).

In letteratura sono descritti vari metodi per ovviare a questi impedimenti. Nel caso di campioni parziali, si può semplicemente assumere che la posizione del midollo corrisponda al centro geometrico del fusto (NORTON *et al.* 1987) o si possono applicare approcci di tipo geometrico o grafico per ricostruire la distanza mancante dal midollo in base alla curvatura degli anelli o altri dettagli anatomici (DUNCAN 1989, BAKER 1992, VILLALBA & VEBLEN 1997, ROZAS 2003). Il numero di anelli mancanti all'interno di questo raggio viene poi stimato mediante semplici proporzioni aritmetiche o modelli più complessi. Le prime si basano sulla distanza dal centro geometrico dell'albero e su tassi di crescita costanti, ricostruiti effettuando la media aritmetica degli accrescimenti degli anelli visibili. I modelli più complessi sono invece basati sull'analisi di campioni completi prelevati nella regione o nella medesima area di studio. Nel caso dei cosiddetti modelli di crescita iniziale (MCI) si considerano come parametri di entrata la distanza dal centro stimata e l'ampiezza media di un numero rappresentativo di anelli a partire dall'ultimo anello visibile. Fra le

molteplici procedure proposte (LORIMER 1980, NORTON *et al.* 1987, DUNCAN 1989, FRELICH & GRAUMLICH 1994, VILLALBA & VEBLEN 1997, ROZAS 2003, CLARK & HALLGREN 2004) poche sono quelle effettivamente testate e messe a confronto tra loro (ROZAS 2003).

Per i campioni incompleti (p.es. i tronchi cavi) il numero di anelli mancanti viene ricostruito rilevando dati formali come il diametro o la circonferenza del fusto (da cui si possono poi ricavare il raggio o l'area basale) ed estrapolando il tasso di crescita dagli anelli visibili (metodi diretti). In alternativa, possono essere utilizzati metodi indiretti, ricavando relazioni specifiche tra età e dimensioni dell'albero (CLARK & HALLGREN 2004, OGDEN *et al.* 2005, ARNAN *et al.* 2011), eventualmente combinate ad altre caratteristiche in grado di rispecchiare se non l'età, almeno il ritmo di accrescimento dell'albero (es. profondità delle fessure della corteccia, cfr. KREBS *et al.* 2007, RANIUS *et al.* 2009). Esistono, inoltre, combinazioni tra metodi diretti e indiretti (BAKER 2003, BAKER *et al.* 2005). Tutti i metodi sono solitamente calibrati sulla base di dati ottenuti da campioni completi prelevati nella stessa zona o regione. I metodi diretti si rivelano generalmente più accurati, poiché presuppongono un tasso di crescita mutevole in funzione dell'età dell'albero, anche se i margini d'errore sono raramente inferiori al 10% dell'età effettiva dell'albero (NORTON *et al.* 1987, ROZAS 2003, RANIUS *et al.* 2009). Per questo motivo in molti studi si giunge a scartare dalle analisi i campioni incompleti in modo da non pregiudicare la qualità dei risultati. Per alberi vetusti o di grandi dimensioni, dove la presenza di cavità nella parte bassa del tronco è frequente oppure la lunghezza del carotatore (trivella di Pressler o sonda incrementale, cfr. Figura 5) non è sufficiente per raggiungere il midollo, si rende necessario il prelievo di campioni ad una certa altezza dal suolo (KREBS & FONTI 2004).

La stima del numero di anelli mancanti a causa dell'altezza del carotaggio può essere fatta attraverso l'analisi di semenzali o giovani piante presenti nella zona, assumendo che le condizioni di crescita attuali siano simili a quelle vissute in passato dagli alberi dello strato dominante (VILLALBA & VEBLEN 1997), oppure attraverso un doppio carotaggio, a livello del terreno e all'altezza scelta per un campione rappresentativo di alberi adulti (HENRY & SWAN 1974). In questa sede ci limitiamo a osservare che l'età assoluta di un albero è rilevabile solo ad un'altezza ben precisa della pianta, idealmente al colletto della radice dove il fusto si congiunge con le radici (fig. 2) e che l'identificazione dell'esatta posizione del colletto è un'operazione molto ardua, sia con metodi distruttivi (taglio dell'albero, scavo e sezionamento delle radici), sia con metodi meno invasivi (carotaggi, analisi di sezioni prelevate da semenzali) (WONG & LERTZMAN 2001). Per una panoramica completa dei metodi di stima esistenti rinviando alla letteratura specifica (ad es. DESROCHERS & GAGNON 1997; PARENT *et al.* 2000, 2002; WONG & LERTZMAN 2001; GUTSELL & JOHNSON 2002; PETERS *et al.* 2002; LIEFFERS & STADT 2003; FRAVER *et al.* 2011). A seconda delle caratteristiche riproduttive delle piante (es. polloni di origine agamica), delle specie

indagate e del loro comportamento ecologico (sciafile, eliofile, ecc.), come pure del ritmo di crescita durante i primi anni di vita, una ricostruzione assoluta dell'età dell'albero può rivelarsi un'operazione non strettamente necessaria ai fini dell'approccio scelto. Un carotaggio ad una determinata altezza sopra il livello del suolo, presenta non solo chiari vantaggi legati alla comodità d'esecuzione (FRAVER *et al.* 2011), ma può rivelarsi sovente una scelta azzeccata anche dal punto di vista metodologico. Ciò è stato messo in risalto nell'ambito di studi volti a ricostruire la presenza e l'impatto di disturbi su popolamenti forestali, come pure l'evoluzione del grado di copertura del bosco (SPLECHTNA 2005, SVOBODA *et al.* 2011). In effetti, almeno per alcune specie, il grado di copertura sembra giocare un ruolo importante per l'accrescimento in spessore solo a partire dal raggiungimento di determinate dimensioni o età (p.es. per l'abete bianco cfr. BIANCHI *et al.* 2006). Inoltre vi sono specie o individui in grado di tollerare situazioni estreme di aduggiamento e capaci di sopravvivere anche diversi decenni sotto copertura, come ad esempio l'abete rosso come rilevato da SIRÉN (1955) e NIKLASSON (2002) in Scandinavia, ciò che alle nostre latitudini si riscontra a partire da una certa quota, segnatamente sull'orizzonte subalpino.



Fig. 5 – Esecuzione di un prelievo con un carotatore o trivella di Pressler (Foto: Patrik Krebs, WSL).

MATERIALI E METODI

Descrizione delle aree di studio

I dati presentati in questo contributo sono stati raccolti in due aree distinte.

La prima area corrisponde ad una fascia boschiva di circa 100 ha situata tra 1'200 e 1'500 m slm sul versante esposto a sud – sudovest sopra il villaggio di Sobrio (Leventina). Lo strato geologico è composto esclusivamente da rocce cristalline (gneis granitico e porfirico), i suoli sono costituiti da un mosaico di terre brune profonde e ranker superficiali e le precipitazioni annuali raggiungono i 1'500 mm. Fino ai 1'300 m slm predominano popolamenti misti di conifere con pino silvestre (*Pinus sylvestris* L.) e abete rosso (*P. abies* (L.) Karst.), unitamente a popolamenti quasi puri di pino silvestre sui suoli

più asciutti e superficiali. La parte superiore è invece caratterizzata da suoli più profondi, con una presenza più marcata dell'abete rosso, localmente affiancato da pino silvestre, abete bianco (*Abies alba* Mill.) e larice (*Larix decidua* Mill.). Nelle zone più ripide, il bosco si è sviluppato nell'ultimo cinquantennio in modo relativamente indisturbato e in accordo con le condizioni stazionali, formando un popolamento a tratti fitto e con la rinnovazione concentrata nelle aperture o in micro-siti particolarmente favorevoli (VIGLEZIO 1954, TOGNINI & GRANDI 2009). Le provvigioni sono considerevoli soprattutto nella parte superiore, dove sfiorano i 400 m³ ha⁻¹ (BERTOGLIATI 2010).

La seconda area è situata sul versante a esposizione est che sovrasta il villaggio di Broglio (703 m slm). I soprassuoli poggiano su strati di rocce metamorfiche tagliate da profonde fratture, a tratti vere e proprie voragini che assorbono le abbondanti acque meteoriche (fino a 2'000 mm annui) e impediscono la formazione di torrenti con portata costante. Sul versante si alternano paragneiss e ortogneiss, ricoperti da depositi quaternari costituiti da detriti fini o grossolani, ricoperti da suoli in parte relativamente profondi e freschi e in altri casi decisamente più superficiali. Il bosco è costituito fino a 1'500 m slm da popolamenti a tratti puri di faggio (*Fagus sylvatica* L.), sia d'alto fusto, sia di origine agamica (in passato gestiti soprattutto a taglio raso con rilascio di matricine e, in parte, a ceduo a sterzo), localmente accompagnato da abete rosso, larice e, sporadicamente, abete bianco. Al di sopra di questa quota aumenta decisamente la presenza dell'abete rosso e del larice. Alle quote inferiori il castagno (*Castanea sativa* Mill.) si affianca localmente al faggio, in particolare nei bordi delle faggete confinanti con le selve castanili abbandonate (PEDOTTI 1932, DONATI & VASSERE 2006).

Rilievi sul terreno

A Sobrio, in otto aree di saggio distribuite omogeneamente nell'area di studio, sono state prelevate 300 carote da 150 alberi vivi mediante una trivella di Pressler e 48 rotelle da ceppi risultanti da interventi recenti di taglio. I carotaggi sono stati effettuati a 0.5 metri dal suolo. Per ogni albero vivo sono state prelevate due carote, perpendicolarmente rispetto alla linea di massima inclinazione del pendio. Il prelievo di un secondo campione dagli alberi vivi si è reso necessario a causa dell'elevata percentuale di carotaggi fuori centro o incompleti al primo tentativo (> 90%). Dai ceppi sono state prelevate sezioni trasversali ad un'altezza media di 1.3 m dal suolo. Il prelievo di sezioni a questa altezza si è rivelato necessario, poiché nei boschi di protezione di Sobrio gli alberi di conifere non sono stati tagliati al piede, ma ad un'altezza di 1 – 1.5 m dal suolo. Per ogni albero o ceppo è stato rilevato, su due lati, il diametro all'altezza del prelievo, ricavandone un diametro medio. Le specie più rappresentate sono l'abete rosso e il pino silvestre (tab. 2). Il 9% dei campioni (incluse le rotelle) è risultato incompleto perché danneggiato o marcio, mentre il 28% presenta sequenze complete di anelli dalla corteccia al midollo. Il 73% dei carotaggi ha mancato il

midollo a causa di un'errata traiettoria (tab. 3). In totale, sono state ottenute 98 sequenze complete di anelli da 56 alberi e 42 ceppi (di cui 48 pini silvestri, 46 abeti rossi, 3 larici e 1 abete bianco).

A Broglio sono state allineate quattro aree di saggio su un transetto verticale tra 800 e 1'600 m slm. In totale sono state prelevate sezioni trasversali da 51 ceppi di recente taglio, mentre mediante carotaggio sono stati estratti 137 campioni da altrettanti alberi vivi a 0.5 m dal suolo, con modalità di esecuzione simili a quelle adottate a Sobrio. A Broglio non si è ritenuto necessario effettuare un doppio carotaggio per ogni albero, poiché il diametro generalmente ridotto degli individui campionati ha permesso di ridurre al minimo l'errore nei carotaggi fuori centro. Dai ceppi sono state tagliate sezioni trasversali ad un'altezza media di 0.5 m dal suolo. La specie dominante è il faggio (tab. 2). Il 4% del totale dei campioni e delle sezioni è risultato incompleto perché danneggiato o marcio, mentre il 36% presenta sequenze complete di anelli dalla corteccia al midollo. L'83% dei carotaggi ha mancato, seppure non di molto, il midollo a causa di un'errata traiettoria (tab. 3). In totale, sono state ottenute sequenze complete di anelli da 16 alberi e 51 ceppi.

Tab. 2 – Numero di alberi o ceppi campionati per specie e area di studio.

Sito	Numero di alberi o ceppi					Totale
	<i>Picea abies</i>	<i>Pinus sylvestris</i>	<i>Fagus sylvatica</i>	<i>Abies alba</i>	<i>Larix decidua</i>	
Sobrio	89 45%	93 47%	-	10 5%	6 3%	198 100%
Broglio	4 2%	-	177 94%	-	7 4%	188 100%

Tab. 3 – Numero di prelievi per tipologia e area di studio.

Sito	Sezioni			Carotaggi				Totale prelievi			
	CC	CI	Tot.	CC	CP	CI	Tot.	CC	CP	CI	Tot.
Sobrio	42 88%	6 12%	48 100%	56 19%	219 73%	25 8%	300 100%	98 28%	219 63%	31 9%	348 100%
Broglio	51 100%	-	51 100%	16 12%	113 83%	8 5%	137 100%	67 36%	113 60%	8 4%	188 100%

A Sobrio due carotaggi per ogni albero vivo.

CC = campioni completi

CI = campioni incompleti, perché marci o danneggiati verso il centro

CP = campioni parziali, dove il centro (midollo) è stato mancato per un'errata traiettoria del carotaggio

Preparazione e misurazione dei campioni

Le carote sono state asciugate, montate su supporti lignei e carteggiate con nastri abrasivi a grana progressivamente più fine (grane: P100-400). Le sezioni sono state sottoposte alla stessa procedura, partendo da una grana più grossolana (P60). Per i campioni di faggio si è resa talvolta necessaria una rifinitura con lametta, unitamente alla spolveratura con gesso allo scopo di migliorare la leggibilità degli anelli. Nei campioni parziali che non hanno intercettato il midollo, la zona centrale è stata rifinita in modo più accurato (carteggiatura a grana P1000).

Successivamente, i campioni sono stati analizzati allo stereoscopio, misurando l'ampiezza di ogni anello con una precisione al 0.01 di mm con l'ausilio di una tavola di misurazione DendroTab e il software T-Tools Win (Walesch Electronics GmbH.). Per ogni sezione trasversale tagliata sono stati misurati uno o più raggi ricavando, in totale, 55 sequenze di anelli per l'abete rosso (Sobrio), 45 per il pino silvestre (Sobrio) e 67 per il faggio (Broglia).

Allestimento di curve di riferimento

Per ogni sezione trasversale è stata costruita una cronologia media raffrontando visualmente (DOUGLASS 1941) e statisticamente (BAILLIE & PILCHER 1973; SCHWEINGRUBER 1988; software TSAP-Win™, Rinntech GmbH.) le singole sequenze misurate sui diversi raggi. Tutte le cronologie medie così ricavate sono poi state *cross-dated* tra loro, separatamente per ogni specie, mediante il software COFECHA (HOLMES 1983, GRISSINO-MEYER 2001). La procedura di *cross-dating* (datazione incrociata) assicura che ad ogni anello annuale sia definitivamente e correttamente assegnato l'anno solare corrispondente. In caso di incongruenze dovute a falsi anelli, anelli mancanti o lacune nelle misurazioni, le singole misurazioni sono state ricontrollate per verificare e, eventualmente, correggere gli errori. Le sequenze problematiche, ossia con correlazione molto bassa rispetto alla media o presenza di eccessive anomalie, sono state scartate. Con la media delle cronologie individuali cross-dated sono state allestite tre cronologie di riferimento per le specie principali. Esse comprendono 32 sequenze per il pino silvestre, 46 per l'abete rosso e 46 per il faggio. Le cronologie di riferimento così ottenute hanno fornito la base di riferimento per la datazione di tutti gli altri campioni.

Ricostruzione della distanza dal midollo

I campioni parziali sono stati sottoposti a scansione digitale ad una risoluzione di 1'600 dpi. La distanza mancante dal midollo è stata stimata con il metodo grafico proposto da ROZAS (2003) e basato sul prolungamento dei raggi parenchimatici (figg. 6 e 7). Il metodo è stato applicato direttamente sulle scansioni ad alta risoluzione utilizzando il software CorelDRAW 12. Per ogni carota sono stati prolungati i tracciati di due raggi parenchimatici convergenti, posti alla due estremità opposte dell'arco più ampio formato dagli anelli interni visibili sul campione (fig. 7a). Con questo metodo è stato possibile ricostruire la distanza ipotetica dal midollo (d), cor-

rispondente al centro di convergenza dei raggi parenchimatici ottenuto. I risultati ottenuti con il metodo grafico sono stati confrontati con quelli ottenuti con due diffusi metodi geometrici (fig. 7b-c), applicandoli alla totalità dei campioni parziali raccolti a Sobrio e a Broglia.

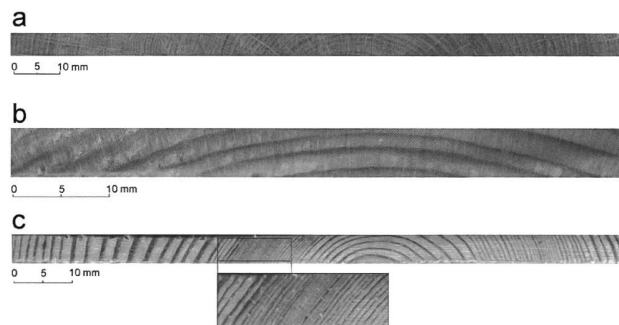


Fig. 6 – Esempi di campioni a diverse risoluzioni per le tre specie esaminate: **a)** *Fagus sylvatica* L.; **b)** *Picea abies* Karst. (L.); **c)** *Pinus sylvestris* L. I raggi parenchimatici (detti anche raggi midollari) sono sottili lamine che si estendono in direzione radiale dal cambio verso il centro del fusto dove assumono funzione di riserva e trasporto delle sostanze nutritive. Essi possono essere «uniseriati» (ossia costituiti da un'unica cella in sezione tangenziale, come è generalmente il caso nelle Gimnosperme, dove per identificarli sono necessari ingrandimenti fino a 40×) oppure «multiseriati» (due o più celle, nel punto di massima ampiezza, come è frequentemente il caso nelle Angiosperme, dove sono spesso ben visibili anche a occhio nudo).

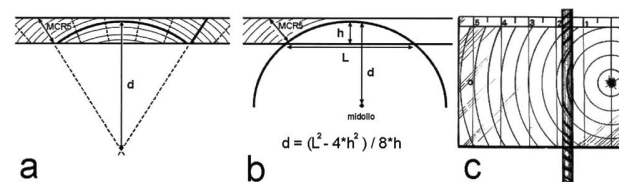


Fig. 7 – Metodi per stimare la distanza ipotetica dal centro cronologico dell'albero partendo da campioni parziali.

a) metodo grafico basato sul prolungamento dei raggi parenchimatici (schema modificato da ROZAS 2003); **b)** metodo geometrico proposto da DUNCAN 1989 (schema modificato da ROZAS 2003); **c)** «localizzatore» o «pith-locator» (APPLEQUIST 1958), semplice foglio trasparente che permette di ricostruire la distanza mediante la curvatura degli anelli (disegno tratto da JOSZA 1988).

Ricostruzione del numero di anelli mancanti

Il numero di anelli mancanti è stato ricostruito con l'ausilio di modelli di crescita iniziale (MCI, vedi ROZAS 2003), sviluppati separatamente per il pino silvestre (Sobrio), l'abete rosso (Sobrio) e il faggio (Broglia) a partire da sequenze complete di anelli.

Per le tre specie, sulla base del numero conosciuto di anelli dal midollo (numero di anelli mancanti = NAM), della media della crescita dei 5 anelli esterni (MCR5, cfr. fig. 7a-b) calcolata per ogni singolo anello delle sequenze e in funzione della distanza dal midollo (d), sono state eseguite analisi di regressione multipla a due

variabili indipendenti. Nelle analisi sono state considerate solo le misure dei primi 60 anelli di ogni singola sequenza partendo dal midollo (per questo si parla di «modelli di crescita iniziale», cfr. ROZAS 2003). Le analisi di regressione multipla permettono di ricavare equazioni nelle quali la variabile dipendente (nel nostro caso NAM) viene espressa come funzione di due o più variabili indipendenti (nel nostro caso d e MCR5), allo scopo di prevederne il valore (KÄNNEL & SCHWEINGRUBER 1995). Il modello per il pino silvestre è stato sviluppato con 38 sequenze di anelli complete (2'280 anelli), quello dell'abete rosso con 36 sequenze (2'160 anelli) e quello del faggio con 57 sequenze (3'420 anelli).

Gli MCI per le tre specie esaminate sono stati sviluppati selezionando le equazioni con il coefficiente r^2 più alto. Il coefficiente di determinazione r^2 rappresenta un indice teorico dell'efficacia del modello nel predire la variabile dipendente NAM partendo dalle due variabili indipendenti d e MCR5. In questo studio, per non complicare eccessivamente i fogli di calcolo, si è deciso di selezionare solo equazioni di tipo «semplice» (una costante e al massimo due coefficienti che, nel nostro caso, moltiplicano funzioni di d o MCR5, cfr. COHEN *et al.* 2003). In alternativa a questo metodo è stato adottato un procedimento più immediato («metodo semplice»), dove il NAM viene calcolato semplicemente dividendo la distanza precedentemente ricostruita (d) con il valore di MCR5.

Validazione dei metodi di stima

I vari metodi e le varie combinazioni (con o senza MCI) sono stati messi alla prova per valutarne l'accuratezza analizzando sezioni trasversali di età conosciuta. Per ogni specie sono state precedentemente selezionate ed escluse dalla procedura di sviluppo del modello MCI dieci sezioni rappresentative delle rispettive specie e aree di studio (diametri variabili tra 20 e 79 cm per il pino silvestre, tra 26 e 56 cm per l'abete rosso e tra 27 e 32 cm per il faggio, vedi tab. 4).

Gli errori associati alle diverse procedure di stima sono stati calcolati effettuando «simulazioni di carotaggio» sulle sezioni complete, come indicato da ROZAS (2003). Su ognuna delle dieci sezioni è stato disegnato un raggio partendo dal midollo fino a raggiungere l'ultimo anello verso la corteccia. Per ogni sezione sono poi state tracciate cinque linee parallele al raggio, a distanze progressive di 10, 20, 30, 40 e 50 mm dal midollo (fig. 8). Ad ogni linea è stata appaiata una seconda linea parallela a un'ulteriore distanza di 5 mm per simulare la traiettoria di un carotaggio fuori centro. In totale, sono state effettuate 50 simulazioni di carotaggio per ogni specie (5 simulazioni di carotaggio per sezione).

Per ogni simulazione sono state rilevate mediante una lente d'ingrandimento graduata e con una precisione al 0.1 di mm, la lunghezza (L), l'altezza (h) e la distanza effettiva dal midollo (d) per gli archi più ampi formati da anelli interni (fig. 7b). Sono inoltre stati prolungati i raggi parenchimatici, ricostruendo la distanza tra il centro di convergenza ottenuto e il limite dell'arco più ampio con lo stesso procedimento adottato per tutti i

campioni parziali (fig. 7a). La distanza mancante dal midollo è stata così stimata con il metodo grafico messo a punto da ROZAS (2003) e quello geometrico proposto da DUNCAN (1989). Infine, con l'ausilio del «localizzatore» è stata stimata la distanza ipotetica con una precisione al 0.5 di mm (fig. 7c). Per ogni simulazione è stata rilevata l'ampiezza media dei cinque anelli esterni rispetto all'arco più ampio (MCR5, cfr. fig. 7a-b). I parametri MCR5 e d (distanze ricostruite con i tre metodi citati) hanno infine permesso di stimare il numero di anelli mancanti mediante due distinte procedure, vale a dire MCI ricostruiti per le tre specie e semplici proporzioni aritmetiche ($NAM = d / MCR5$).

Tab. 4 – Confronto a livello di diametro medio, numero di anelli e accrescimento medio tra le sezioni utilizzate nella validazione dei metodi di stima e la totalità degli alberi o ceppi campionati per le diverse specie e aree di studio. Tra parentesi l'errore standard. L'accrescimento medio iniziale è inteso come la media delle ampiezze degli anelli nei primi 60 anni di età.

Specie	Sezioni di validazione				Tutti gli alberi o ceppi *			
	n	Diametro medio [cm]	N° medio di anelli	Accrescimento medio iniziale [mm/anno]	n	Diametro medio [cm]	N° medio anelli	Accrescimento medio iniziale [mm/anno]
<i>Pinus sylvestris</i>	10	45 (±8)	196 (±27)	1.31 (±0.24)	79	41 (±2)	168 (±6)	1.49 (±0.05)
<i>Picea abies</i>	10	38 (±5)	166 (±24)	1.36 (±0.32)	79	42 (±2)	179 (±6)	1.29 (±0.08)
<i>Fagus sylvatica</i>	10	29 (±1)	171 (±8)	0.87 (±0.16)	177	28 (±1)	159 (±4)	1.79 (±0.03)

* nel calcolo dell'età media sono stati esclusi i campioni incompleti, mentre per l'accrescimento medio sono stati esclusi anche i campioni parziali.

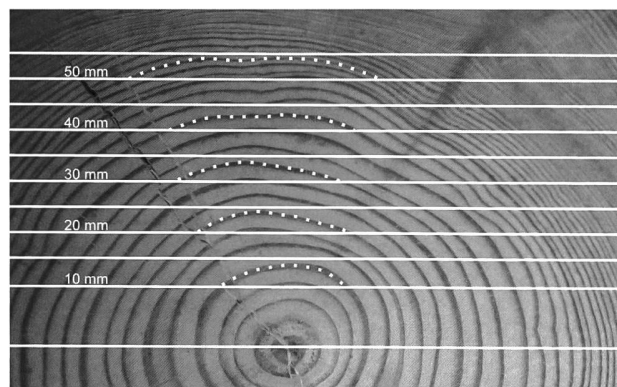


Fig. 8 – Cinque simulazioni di carotaggi a distanze progressive dal midollo su una sezione intera (tratteggiati gli archi più ampi).

Verifica di relazioni età - dimensioni

Per le tre specie esaminate sono state ricavate relazioni tra età e diametro medio misurato all'altezza del prelievo, per mezzo di analisi di regressione semplice. Il campione di dati utilizzato è costituito dalla metà delle sequenze complete per ogni specie (24 per il pino silvestre, 23 per l'abete rosso e 34 il faggio). Per ogni specie, sono state selezionate in base al coefficiente r^2 ottenuto le migliori relazioni tra età e diametro con intercetta = 0 e qualsiasi funzione. L'intercetta all'origine è necessaria poiché a diametro 0 l'età deve corrispondere a 0 anni. L'accuratezza delle funzioni ricavate per le diverse specie è stata poi verificata con l'altra metà dei campioni completi, vale a dire 24 sequenze per pino silvestre, 23 per l'abete rosso e 33 per il faggio.

Applicazione dei metodi testati

In base ai test effettuati sui metodi di stima dell'età, la procedura più accurata è stata applicata a tutti i campioni parziali prelevati a 0.5 m dal suolo. Così facendo si è potuto stimare l'anno di insediamento degli alberi e, per entrambe le aree di studio, ricostruire una struttura demografica dei boschi (ripartizione degli alberi per classi decennali di età).

RISULTATI E DISCUSSIONE

Cronologie di riferimento

Nella tab. 5 sono indicati i dati relativi alle cronologie allestite nell'ambito del presente studio. A titolo di paragone, sono state affiancate altre cronologie disponibili per l'area ticinese e le stesse specie. Su 46 sequenze di faggio si è riscontrata una media di 3-4 anelli mancanti o discontinui per sequenza. Inoltre 5 sezioni di faggio, 4 di abete rosso e 2 di pino silvestre hanno dovuto essere scartate dalle rispettive cronologie di riferimento per la presenza di anomalie, zone «problematiche» o correlazioni troppo basse con altre sequenze. La cronologia di riferimento del faggio comprende 7'814 anelli, quella dell'abete rosso 8'871 e quella del pino silvestre 5'026. I parametri statistici delle cronologie di riferimento elaborate in questo studio possono essere considerati più che accettabili, se confrontati con quelli di altre cronologie allestite per le specie esaminate e in condizioni analoghe.

Le correlazioni medie presentate potrebbero apparire piuttosto basse. In realtà, non esistono valori di soglia: le correlazioni vanno soppesate tenendo conto delle specie esaminate, delle condizioni locali e degli influssi climatici regionali (GRISSINO-MEYER 2001). Le operazioni di datazione incrociata con il faggio si sono rivelate difficili, come già riscontrato da altri autori in passato (BIONDI 1993, PIOVESAN *et al.* 2003, GRUNDMANN *et al.* 2008). Nel nostro caso, esse sono imputabili alla presenza nelle sequenze di numerosi settori «problematici», ossia zone con anelli molto fini. Nel faggio, anelli incompleti o

Tab. 5 – Cronologie di riferimento per il pino silvestre, l'abete rosso e il faggio per l'area ticinese a confronto con quelle allestite a Sobrio e a Broglio.

Sito	Altitudine [m slm]	Specie	Fonte	Numero di sequenze	Numero di alberi / ceppi	Anno iniziale	Anno finale	Totale anelli	Ampiezza media degli anelli [mm]	Sensibilità media	Interseries correlation
Sobrio	1400	<i>P. sylvestris</i> L.	Presente studio	32	18	1735	2007	273	1.21	0.224	0.426
Vigera (Osco)	1400	<i>P. sylvestris</i> L.	REYNOLDS-HENNE <i>et al.</i> 2007	55	15	1622	2002	381	0.74	0.212	0.454
Sobrio	1400	<i>P. abies</i> (L.) Karst.	Presente studio	46	18	1723	2007	285	1.22	0.229	0.441
Suaia (Anzonico)	1520	<i>P. abies</i> (L.) Karst.	SCHWEINGRUBER 1989	26	23	1695	1988	294	1.02	0.161	0.437
Broglio (Lavizzara)	800 – 1300	<i>F. sylvatica</i> L.	Presente studio	46	46	1738	2009	272	0.77	0.312	0.444
Faido	930	<i>F. sylvatica</i> L.	ZGRAGGEN 1992	24	12	1924	1987	64	2.96	0.190	0.740
Alpe di Neggia (Gambarogno)	1540	<i>F. sylvatica</i> L.	ZGRAGGEN 1992	24	12	1872	1987	116	1.34	0.320	0.660
Fosano (Gambarogno)	800 – 850	<i>F. sylvatica</i> L.	ZGRAGGEN 1992	24	12	1938	1987	50	4.42	0.210	0.630
Frege (Gambarogno)	1250	<i>F. sylvatica</i> L.	ZGRAGGEN 1992	24	12	1920	1987	68	2.51	0.200	0.690

mancanti si formano sovente durante prolungate fasi di aduggiamento oppure a seguito di condizioni climatiche avverse (ZGRAGGEN 1992, PIOVESAN *et al.* 2003). Lacune nelle sequenze possono inoltre essere imputate a una scarsa leggibilità degli anelli o a condizioni stazionali particolarmente difficili.

Stima della distanza mancante dal midollo

Applicando i tre metodi di stima della distanza dal midollo alla totalità dei campioni parziali risultano scarti assoluti in generale molto contenuti, sebbene in una porzione non trascurabile dei campioni superino i 10 mm (20% per Sobrio; 10% per Broglio).

Tab.6 – Errori assoluti e percentuali per la stima della distanza dal midollo in caso di campioni parziali. Tra parentesi l'errore standard.

Specie e metodi esaminati	n	Errore [mm]	Errore [%]	Distanze sottostimate [%]	Distanze sovrastimate [%]	χ^2 (l.s.)
<i>Pinus sylvestris</i> L. (Sobrio)						
Metodo grafico (ROZAS 2003)	50	3.5 (0.6)	11.9 (1.7)	42	52	n.s.
Metodo DUNCAN (1989, mod.)	50	6.2 (1.0)	21.5 (3.4)	54	46	n.s.
Localizzatore	50	4.8 (0.9)	16.6 (2.7)	44	54	n.s.
<i>Picea abies</i> (L.) Karst. (Sobrio)						
Metodo grafico (ROZAS 2003)	50	3.7 (0.6)	12.8 (1.3)	24	70	***
Metodo DUNCAN (1989, mod.)	50	10.7 (2.0)	36.7 (4.1)	42	58	n.s.
Localizzatore	50	5.9 (1.1)	20.3 (2.3)	34	56	n.s.
<i>Fagus sylvatica</i> L. (Broglio)						
Metodo grafico (ROZAS 2003)	50	3.9 (0.6)	14.1 (1.6)	48	42	n.s.
Metodo DUNCAN (1989, mod.)	50	10.5 (2.2)	37.5 (5.2)	64	36	*
Localizzatore	50	6.4 (1.0)	22.9 (2.7)	52	44	n.s.

χ^2 l.s. : livello di significatività data l'ipotesi di un numero simile di sovra- e sottostime, in base a un test Chi-quadrato (vedi ROZAS 2003).

ns: non significativo, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

In generale, tutti i modelli utilizzati forniscono stime più che soddisfacenti (errori assoluti di norma < 10 mm). Per tutte le specie esaminate, gli errori medi assoluti e percentuali ottenuti con il metodo grafico sono significativamente inferiori rispetto a quelli ottenuti con i due metodi geometrici (tab. 6). Ciò è stato verificato con t-test a campioni appaiati, mettendo a confronto i dati ottenuti con il metodo grafico con quelli degli altri due metodi ($t = 2.10 - 5.10$, $p = 0.0001 - 0.04$, gradi di libertà (gdl) = 45 - 49).

Le stime sono generalmente centrate sulla distanza effettiva, come si può evincere dal numero equo di sovra- e sottostime. Uniche eccezioni risultano essere il modello grafico per l'abete rosso e il metodo DUNCAN (1989, mod.) per il faggio, dove le distanze dal midollo tendono ad essere, rispettivamente, sovra- e sottostimate in modo significativo (tab. 6).

Il metodo del localizzatore, pur nella sua semplicità e immediatezza, consente comunque di effettuare stime molto accurate. Il problema di questo metodo è semmai costituito dalla sua soggettività, poiché è richiesta una decisione da parte dell'operatore in merito alla scelta della migliore sovrapposizione (fig. 7c). L'impiego di questo metodo è particolarmente consigliato in fase di prelievo sul terreno, poiché sulla base dell'esito del primo carotaggio permette di selezionare gli alberi per i quali è necessario un secondo tentativo. Per tutti i metodi e per le tre specie esaminate, con l'aumentare della distanza effettiva dal midollo, diminuisce l'accuratezza della stima (Figura 9).

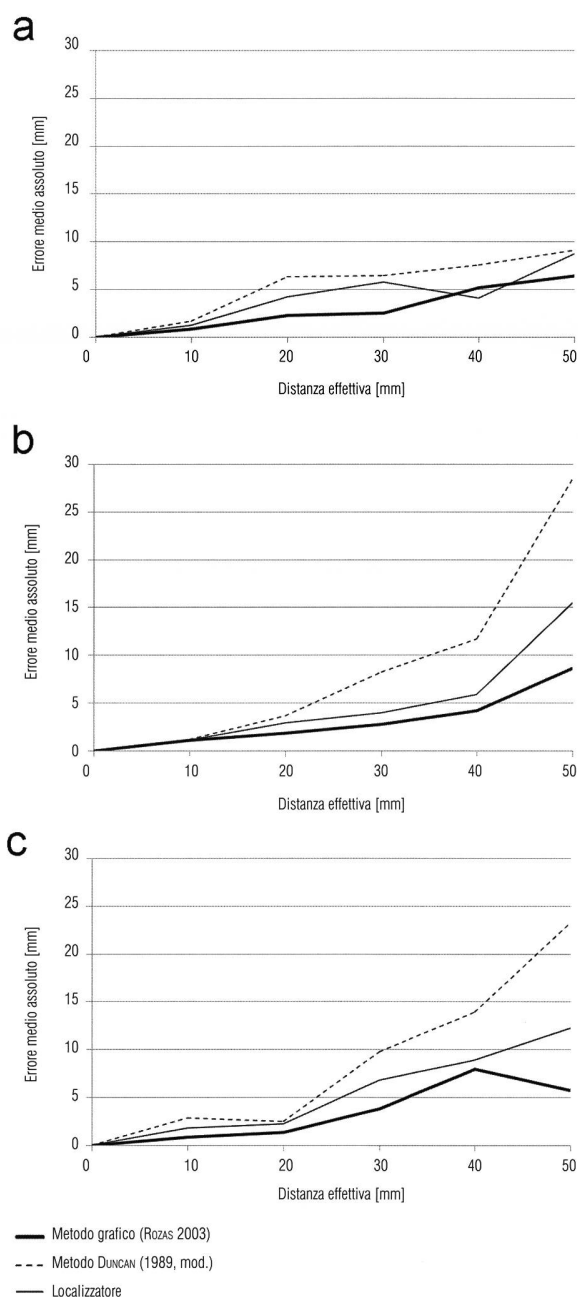


Fig. 9 – Evoluzione dell'errore medio assoluto (in mm) in funzione della distanza effettiva dal midollo (in mm), per i tre metodi e le tre specie esaminate. **a)** *Pinus sylvestris* L.; **b)** *Picea abies* (L.) Karst.; **c)** *Fagus sylvatica* L.

Stima del numero di anelli mancanti

Modelli di Crescita Iniziale (MCI)

Le seguenti formule sono risultate corrispondenti ai migliori MCI per le specie considerate:

1) *Pinus sylvestris* L. (Sobrio)

$$NAM = -16.704746 + 5.6211931 \cdot d^{0.5} + 32.104688 \cdot e^{-MCR5} \\ (r^2 = 0.755, n = 38)$$

2) *Picea abies* (L.) Karst. (Sobrio)

$$NAM = 24.573174 + 2.5571836 \cdot (\ln(d))^2 - 21.654021 \cdot MCR5^{0.5} \\ (r^2 = 0.638, n = 36)$$

3) *Fagus sylvatica* L. (Broglio)

$$NAM = -8.9792285 + 2.7131388 \cdot (\ln(d))^2 + 4.403922 \cdot e^{-MCR5} \\ (r^2 = 0.805, n = 57)$$

Gli MCI per il faggio e il pino silvestre offrono coefficienti r^2 più alti rispetto al modello elaborato per l'abete rosso. Per Sobrio non sorprende che il modello ricostruito per il pino silvestre, specie tendenzialmente eliofila, presenti un coefficiente r^2 più alto rispetto a quello dell'abete rosso, specie più tollerante l'ombra che può assumere una crescita rapida o molto lenta a seconda delle condizioni stazionali e della disponibilità contingente di luce, come dimostra anche la variabilità maggiore in termini di diametro e accrescimento medio dei rispettivi campioni (tab. 7). L'ampiezza media degli anelli delle sequenze utilizzate nell'MCI dell'abete rosso (1.01 mm/anno, cfr. tab. 7) è inoltre più bassa, non solo rispetto alle altre due specie esaminate, ma anche rispetto alla media dei campioni completi di abete rosso prelevati a Sobrio (1.29 mm/anno, cfr. Tabella 4). Diversi autori hanno effettivamente sottolineato i vantaggi di applicare questo tipo di modelli a specie o alberi con rapido e costante accrescimento iniziale (STEPHENSON & DEMETRY 1995, ROZAS 2003).

Tab. 7 – Variabilità di diametro, numero medio di anelli e accrescimento medio iniziale (1-60 anni) nei campioni completi utilizzati per calibrare gli MCI elaborati nel presente studio. Tra parentesi gli errori standard.

Specie	n	Diametro medio [cm]	N° medio di anelli	Accrescimento medio tra 1-60 anni [mm/anno]
<i>P. sylvestris</i>	48	39 (±2.0)	157 (±7.6)	1.41 (±0.08)
<i>P. abies</i>	46	43 (±2.5)	179 (±6.8)	1.01 (±0.12)
<i>F. sylvatica</i>	67	29 (±1.5)	165 (±4.0)	1.06 (±0.06)

Sorprendentemente, l'MCI del faggio (specie sciafila) presenta il coefficiente più alto, ciò che è probabilmente dovuto al fatto che i campioni di faggio inclusi nel modello erano quelli più uniformi per diametro, età e accrescimento medio (tab. 7). Inoltre l'accrescimento medio iniziale delle sequenze utilizzate nell'MCI del faggio (1.06 mm/anno, cfr. tab. 7) è relativamente sostenuto

rispetto all'accrescimento medio riscontrato sulla totalità dei campioni completi di faggio prelevati a Broglio (0.79 mm/anno, cfr. tab. 4).

Errori medi rilevati mediante le simulazioni

Nella Tabella 8 sono riportati gli errori medi assoluti e percentuali ottenuti con le varie procedure di stima dell'età. Gli errori medi più contenuti sono conseguiti combinando il metodo grafico all'MCI, come già suggerito da ROZAS (2003). Gli errori medi assoluti equivalgono a ~8 anni per il pino silvestre, ~12 anni per l'abete rosso e ~10 anni per il faggio (errori medi percentuali, rispettivamente, di ± 33%, ±41% e ±28%, calcolati sul numero effettivo di anelli mancanti). Le sezioni di faggio impiegate per le simulazioni hanno età comprese tra 157 e 198 anni, pertanto questa combinazione di metodi di stima fornisce errori medi percentuali compresi tra ±5.2% e ±6.5% calcolati sull'età totale di questi alberi (±6.4% se consideriamo l'età media dei faggi di Broglio, cfr. tab. 4). Le sezioni di abete rosso, invece, hanno età variabili tra 62 a 239 anni, ciò che implica errori medi percentuali compresi tra ±4.9% e ±18.7% (± 6.5%). Per il pino silvestre, infine, il numero di anelli sulle sezioni considerate varia tra 85 e 268, ciò che corrisponde a margini d'errore dal ±2.9% al ±9.2% (± 4.6%). Questi scarti sono in linea con quelli ottenuti da ROZAS (2003). Il modello sviluppato per l'abete rosso si è confermato quello meno solido, producendo comunque scarti calcolati sull'età totale degli alberi in linea con quelli riportati in altri studi su altre specie (p.es. NORTON *et al.* 1987, 10 – 20%).

Se impiegato con un MCI, la scelta del metodo di stima della distanza ha poca influenza, anche perché gli scarti sono sempre molto contenuti (≤ 1 anno). Gli errori medi ottenuti mediante MCI sono sensibilmente inferiori rispetto a stime di tipo semplice ($NAM = d / MCR5$). Ciò vale per tutte le specie esaminate, sebbene per l'abete rosso gli scarti tra MCI e metodi semplici siano molto ridotti e non sempre statisticamente significativi ($p = 0.002 - 0.504$, $t = 0.67 - 3.30$, $gdl = 49$ in tutti i test effettuati per errori assoluti e percentuali). Ciò è senz'altro dovuto alla minore solidità dell'MCI sviluppato per questa specie.

Gli errori assoluti e percentuali ottenuti con l'ausilio del MCI non divergono significativamente quando nel modello si utilizza la distanza effettiva («controllo», cfr. Tabella 8), tranne nel faggio ($p = 0.006 - 0.008$; $t = 2.77 - 2.90$; $gdl = 49$).

Per il faggio, infatti, con quasi tutte le combinazioni c'è una tendenza statisticamente significativa a sottostimare l'età, ciò che è probabilmente dovuto a una crescita piuttosto eccentrica nei primi anni di età di alcune sezioni. Questo si riflette in una stima meno precisa e tendente alla sottostima della distanza (tab. 6). In effetti, con l'impiego della distanza effettiva l'MCI del faggio fornisce stime più accurate (di 1 – 2 anni) e una tendenza meno pronunciata alla sottostima (tab. 8). Inoltre, le sezioni di faggio utilizzate nelle simulazioni mostrano un accrescimento iniziale medio di 0.87 mm/anno (tab. 4), inferiore al valore riscontrato nei campioni utilizzati

per calibrare l'MCI (1.02 mm; cfr. tab. 7), ciò che pure può riflettersi in una tendenza a sottostima dell'età.

Per l'abete rosso, i metodi semplici di stima degli anelli mancanti tendono anch'essi a sottostimare sistematicamente e significativamente l'età dei campioni, fenomeno probabilmente legato alla grande variabilità degli accrescimenti medi iniziali nelle sezioni utilizzate per le simulazioni (tab. 4).

Applicando alla totalità dei campioni parziali raccolti a Sobrio e a Broglio le due diverse procedure di ricostruzione del numero di anelli mancanti (MCI e metodi semplici) emergono, in entrambe le aree di studio, scarti assoluti superiori a 10 anelli in circa il 20% dei campioni prelevati.

Evoluzione dell'errore in funzione della distanza dal midollo

Con l'aumentare della distanza effettiva dal midollo, tendono ad aumentare anche gli errori assoluti e percentuali. La tendenza è leggermente più accentuata nelle stime con metodi semplici rispetto alle combinazioni con MCI (fig. 10). Nel pino silvestre l'errore assoluto resta contenuto (< 10 anni) fino a distanze effettive dal midollo di 30 mm. Nel faggio il quadro è simile, pur essendoci due sezioni per le quali l'età viene sistematicamente e pesantemente sottostimata già a partire da distanze effettive dal midollo di circa 10 mm. Si tratta, in effetti, di due sezioni che presentano l'eccentricità più pronunciata. L'accrescimento medio iniziale e l'età di queste due sezioni non sembrano invece giocare un ruolo, rientrando perfettamente nella media. Nell'abete rosso,

Tab. 8 – Errori assoluti e percentuali per età stimate a partire da campioni parziali, con archi di anelli visibili. MCI = Modello di crescita iniziale; S = Stima semplice (= d/MCR5). Per altri elementi vedi didascalia della Tabella 6.

Specie e metodi esaminati	Metodo di stima dell'età	n	Errore assoluto [mm]	Errore percentuale [%]	Distanze sottostimate [%]	Distanze sovrastimate [%]	χ^2 (l.s.)
<i>Pinus sylvestris</i> L. (Sobrio)							
Metodo grafico (ROZAS 2003)	MCI	50	7.8 (0.9)	33.6 (4.6)	52	48	n.s.
	S	50	15.9 (3.4)	68.7 (12.7)	46	54	n.s.
Metodo DUNCAN (1989, mod.)	MCI	50	8.4 (0.9)	36.1 (5.1)	54	46	n.s.
	S	50	16.7 (3.4)	71.9 (11.0)	46	54	n.s.
Localizzatore	MCI	50	8.1 (0.9)	34.8 (4.6)	48	52	n.s.
	S	50	15.9 (3.6)	68.4 (12.8)	44	56	n.s.
Controllo	MCI	50	7.8 (1.0)	33.6 (4.9)	52	48	n.s.
<i>Picea abies</i> (L.) Karst. (Sobrio)							
Metodo grafico (ROZAS 2003)	MCI	50	11.6 (1.6)	38.1 (3.9)	56	44	n.s.
	S	50	13.9 (2.0)	45.5 (3.7)	74	26	***
Metodo DUNCAN (1989, mod.)	MCI	50	12.4 (1.8)	40.6 (4.9)	50	50	n.s.
	S	50	16.8 (2.4)	54.9 (4.2)	68	32	*
Localizzatore	MCI	50	12.1 (1.7)	39.5 (4.1)	62	38	n.s.
	S	50	14.7 (2.0)	47.9 (3.5)	72	28	**
Controllo	MCI	50	11.7 (1.5)	38.2 (3.6)	60	40	n.s.
<i>Fagus sylvatica</i> L. (Broglio)							
Metodo grafico (ROZAS 2003)	MCI	50	10.2 (1.4)	28.7 (3.0)	70	30	*
	S	50	20.0 (3.7)	56.0 (5.1)	62	38	n.s.
Metodo DUNCAN (1989, mod.)	MCI	50	11.7 (1.4)	32.7 (3.9)	70	30	*
	S	50	27.7 (7.0)	77.6 (9.8)	64	36	*
Localizzatore	MCI	50	11.1 (1.4)	31.0 (3.5)	74	26	***
	S	50	21.7 (4.1)	60.7 (5.9)	66	34	*
Controllo	MCI	50	9.1 (1.3)	25.6 (2.8)	66	34	*

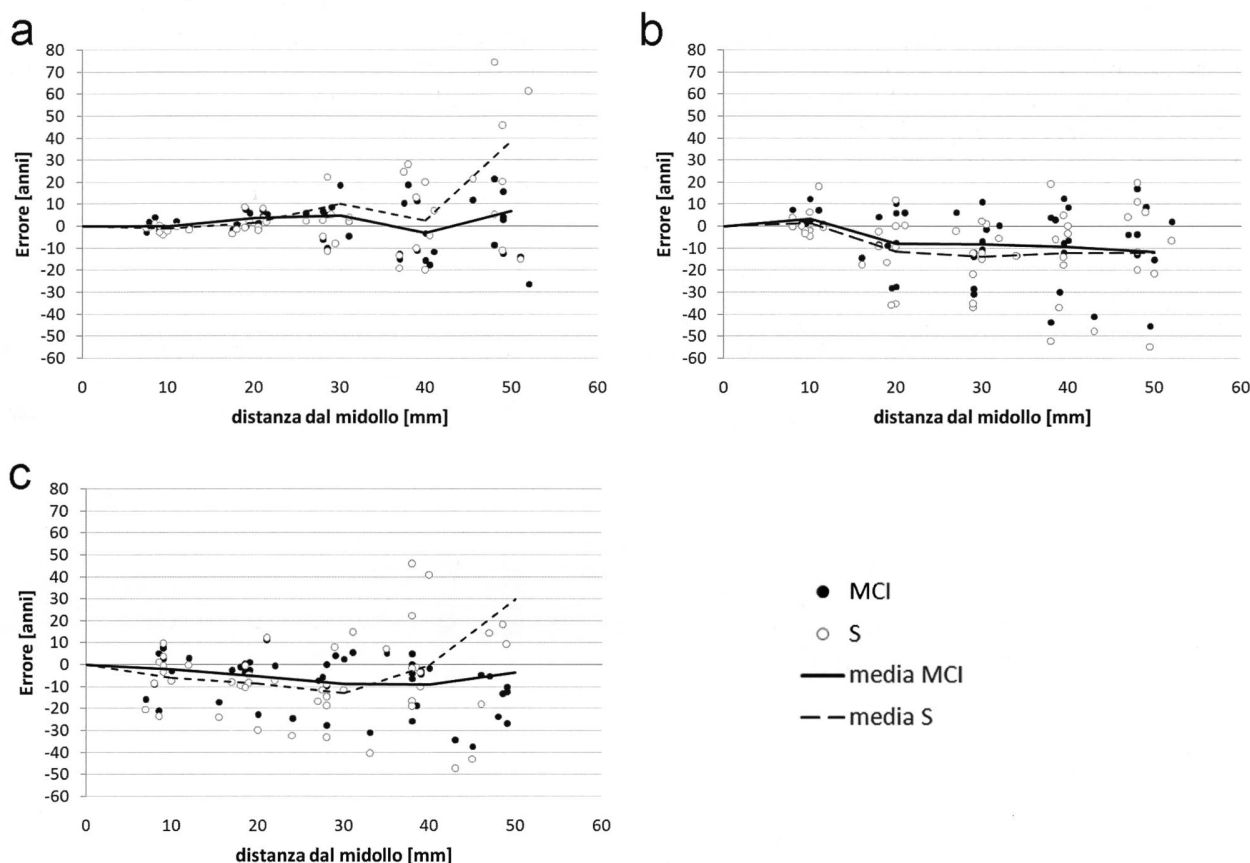


Fig. 10 – Evoluzione dell'errore medio assoluto (in anni) in funzione della distanza effettiva dal midollo (in mm), utilizzando il metodo grafico di ricostruzione della distanza combinato ai due metodi di stima dell'età (MCI = modello di crescita iniziale; S = stima semplice). Per ogni specie sono state effettuate 50 simulazioni (10 per ogni classe di distanza): **a)** *Pinus sylvestris* L.; **b)** *Picea abies* Karst. (L.); **c)** *Fagus sylvatica* L.

per contro, già a distanze ≥ 20 mm l'errore assoluto è molto accentuato sulla maggior parte delle sezioni, ciò che rimanda alla minore solidità dell'MCI elaborato e, forse, alla maggiore variabilità dell'accrescimento medio iniziale delle sequenze utilizzate nelle simulazioni. Questi dati confermano comunque l'importanza di intercettare il midollo durante il carotaggio o, perlomeno, di contenere l'errore entro margini ragionevoli (max. 20 – 30 mm dal midollo). Con distanze > 30 mm è in ogni caso consigliabile ripetere il carotaggio, vista l'evoluzione degli errori con l'aumentare della distanza effettiva. Nella fig. 11 è rappresentata la ripartizione per classi di distanza di 10 mm dei campioni parziali ottenuti con carotaggi a Sobrio e Broglio. La distanza dal midollo è stata stimata utilizzando il metodo più accurato, ossia quello grafico.

A Sobrio, al primo tentativo, il 9% dei carotaggi ha centrato il midollo, mentre il 12% è risultato incompleto. Tra i campioni parziali ben il 58% dei carotaggi (46% del totale) ha mancato il midollo per più di 30 mm (fig. 11a). Il secondo tentativo ha dato esiti nettamente migliori: 28% di campioni completi, 5% di campioni incompleti e solo un 14% di carotaggi con distanza sti-

mata dal midollo > 30 mm (21% rispetto al totale dei carotaggi parziali effettuati al secondo tentativo).

A Sobrio la difficoltà di intercettare il midollo è essenzialmente dovuta ai grandi diametri degli alberi campionati. In effetti, la ripartizione per classi di distanza dei campioni parziali rispecchia piuttosto bene la ripartizione per classi diametriche (fig. 11c).

A Broglio, invece, l'11% dei carotaggi ha intercettato il midollo, il 5% è risultato incompleto, mentre ben il 35% dei carotaggi parziali (26% del totale) ha mancato il «bersaglio» di < 1 cm. Complessivamente, il 90% dei campioni parziali prelevati a Broglio ha mancato il midollo per meno di 30 mm (sempre stando al metodo grafico di stima, cfr. fig. 11b), esito che diversamente da Sobrio ci ha indotto a non eseguire un secondo tentativo.

Anche a Broglio, come del resto ci si può facilmente immaginare, la ripartizione dei campioni parziali per classi di distanza rispecchia molto bene la ripartizione per classi di diametro.

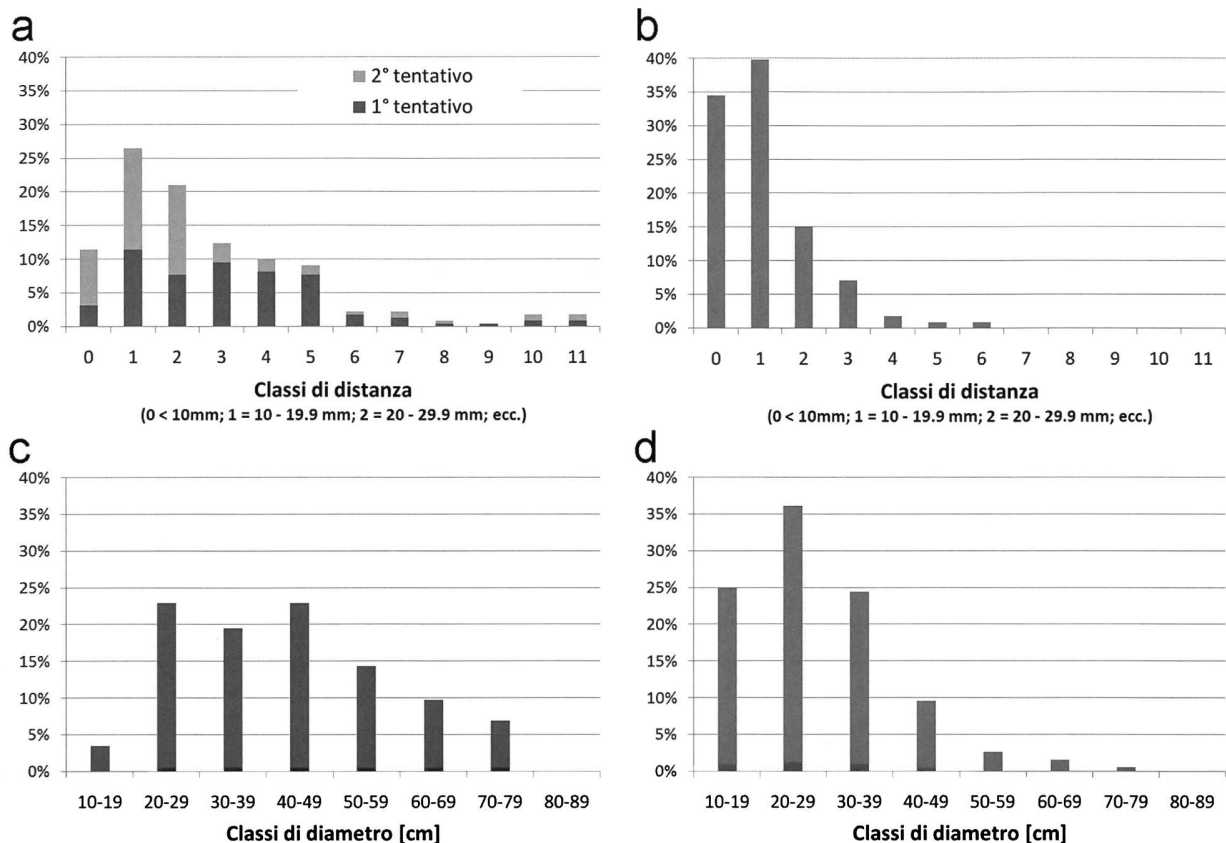


Fig. 11 – Ripartizione percentuale dei campioni parziali in funzione della distanza stimata dal midollo (classi di distanza di 10mm): a) Sobrio, n = 219; b) Broglio n = 113. Sotto, ripartizione percentuale dei campioni parziali per classi di diametro: c) Sobrio, n = 147; d) Broglio, n = 113).

Relazioni dimensioni – età

Nella fig. 12 sono rappresentate le migliori correlazioni tra età e diametro ricavate con qualsiasi funzione e con intercetta all'origine. Per il pino silvestre il valore del coefficiente r^2 equivale a 0.45 (n = 24), mentre per l'abete rosso (0.24, n = 23) e per il faggio (0.16, n = 34) le correlazioni sono ancora più deboli.

Gli errori medi percentuali calcolati per l'altra metà dei campioni completi confrontando l'età ottenuta con le equazioni ricavate (fig. 12) e la loro età effettiva, restano al di sotto del 20% per pino silvestre e faggio, ciò che può essere considerato un ottimo risultato considerando la semplicità del metodo impiegato (tab. 9).

Questo tipo di approccio dovrebbe, in teoria, favorire le stime effettuate per specie eliofile come il pino silvestre rispetto a specie sciafile come il faggio o con caratteristiche ecologiche intermedie come l'abete rosso. Per Sobrio ciò sembra essere confermato sia dal coefficiente r^2 ottenuto, sia dall'esito pratico della stima, con risultati migliori per il pino silvestre rispetto all'abete rosso (tab. 9).

Il faggio, tra le tre specie esaminate, è tuttavia quella che offre il margine d'errore più contenuto. Le ragioni sono probabilmente da ricondurre alla minore variabilità in diametro e in età a Broglio (tab. 4) e alla particolare storia dei popolamenti di Broglio (originatisi, per buona misura, verso la metà dell'Ottocento in una fase di intense utilizzazioni forestali).

Le fonti di errore, quando si vogliono stabilire relazioni

tra dimensioni e età di un albero, possono essere numerose, ciò che talvolta porta a sconsigliarne l'applicazione (HARPER 1977, OGDEN 1985). I risultati ottenuti per il faggio a Broglio e il pino silvestre a Sobrio forniscono tuttavia risultati incoraggianti, soprattutto perché ottenuti con metodi piuttosto rudimentali.

Per mettere a punto regressioni accurate si consiglia generalmente di effettuare due prelievi per albero su almeno alcune decine di individui, includendo alberi di varie dimensioni (STEPHENSON & DEMETRY 1995). Per affinare ulteriormente il metodo andrebbero però messi a punto alcuni accorgimenti, come ad esempio l'impiego di equazioni calcolate per le diverse sottopopolazioni di alberi oppure l'integrazione del rilievo delle dimensioni con quello di altre caratteristiche dell'albero (ROZAS 2003, RANIUS *et al.* 2009). Si tratta di una direzione interessante per la ricerca poiché i metodi indiretti di stima dell'età hanno l'indubbio vantaggio di essere meno laboriosi e di minore impatto per gli alberi.

Tab. 9 – Errori medi assoluti e percentuali per età stimate con regressioni semplici «età-diametro» per le diverse specie, calcolati per metà dei campioni completi. Tra parentesi gli errori standard.

Specie	n	Errore medio [anni]	Errore medio %
<i>P. sylvestris</i>	24	29.5 (±5.9)	18.8 % (±2.3)
<i>P. abies</i>	23	39.1 (±5.8)	22.0 % (±3.0)
<i>F. sylvestris</i>	33	22.3 (±3.4)	14.2 % (±2.3)

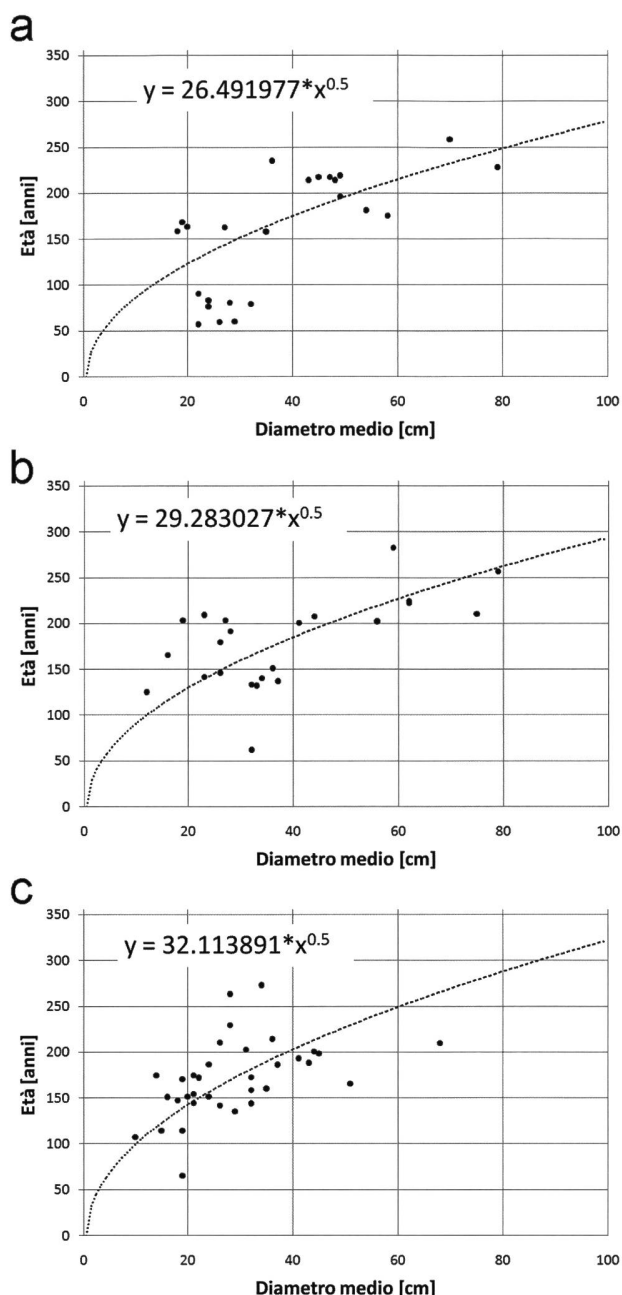


Fig. 12 – Regressioni «età – diametro» per le tre specie esaminate (età e diametri medi all'altezza del prelievo).

a) *Pinus sylvestris* L.; b) *Picea abies* Karst. (L.); c) *Fagus sylvatica* L.

Quadro dendrocronologico e storico

La ripartizione per classi di età costituisce un importante tassello per ricostruire l'evoluzione di un bosco e valutare l'intensità e ricorrenza di disturbi nel passato, siano essi di origine naturale (tempeste, valanghe, ecc.) o antropica (tagli). Oltre a creare una discontinuità nella copertura forestale, agevolando così le dinamiche della rinnovazione, i disturbi possono influenzare in modo rilevante anche l'andamento di crescita degli alberi sopravvissuti (p.es. bruschi incrementi dell'accrescimento a seguito di una diminuita competizione). Ricostruire la storia dei popolamenti nelle due aree di studio permette così di valutare le condizioni in cui sono stati effettua-

ti i nostri test e interpretare alcune tendenze riscontrate, siccome proprio l'accrescimento costituisce uno dei principali parametri utilizzati nelle procedure. Questo approccio rappresenta inoltre un'applicazione concreta dei metodi di stima dell'età degli alberi.

Per la ricostruzione delle strutture dell'età per i settori boschivi indagati sono stati selezionati unicamente i campioni completi e i campioni parziali con una distanza stimata dal midollo < 3 cm (soglia di affidabilità stabilita sulla base dei test). I campioni incompleti o i campioni parziali nettamente fuori centro ($d > 3$ cm) sono invece stati scartati. In totale sono stati scartati 49 campioni per Sobrio e 22 per Broglio, equivalenti rispettivamente al 25% e al 12% di tutti gli alberi o ceppi campionati.

A Sobrio la struttura demografica ricostruita per il settore boschivo indagato è molto diversificata, con numerosi individui in grado di raggiungere età superiori ai 200 anni, ma con pochissimi alberi giovani (fig. 13a). Anche le faggete di Broglio si presentano generalmente in uno stadio maturo (fig. 13b), ciò che non risulta a prima vista dalla ripartizione per classi di diametro (fig. 11d). Nell'antico bosco di protezione posto sopra al villaggio (la «Faula», menzionata nei documenti sin dalla fine del XVI. secolo), gli individui più vecchi sfiorano i 300 anni, mentre sopra i 1'000 m slm i boschi sono costituiti da un mosaico di popolamenti con età medie comprese tra i 50 e i 150 anni, intervallati da superfici sottoposte a recenti interventi selvicolturali. Nella zona dei Monti di Rima (~ 1'000 m slm) i tagli più intensi furono effettuati nell'Ottocento, soprattutto allo scopo di produrre carbone vegetale, come testimoniato dall'abbondante presenza nei boschi di antiche piazze dei carbonai. Le ultime importanti vendite di bosco risalgono agli anni '30 – '40 del secolo scorso (PEDOTTI 1932, BERTOGLIATI, dati non pubblicati).

In entrambe le aree di studio si possono individuare due principali fasi d'insediamento dei popolamenti boschivi (fig. 13). All'origine di queste dinamiche vi sono disturbi di intensità da moderata a intensa, come risulta da un'analisi degli andamenti di crescita degli alberi (rilanci repentini della crescita, crescite iniziali sostenute) (BERTOGLIATI 2010, BERTOGLIATI, dati non pubblicati). A Sobrio la prima fase d'insediamento dell'attuale popolamento si situa tra la fine del Settecento e la metà dell'Ottocento e può essere ricondotta in buona parte ad un progressivo aumento della pressione antropica sul bosco (prelievo di singoli alberi per usi locali, pratiche agro-pastorali quali raccolta dello strame, pascolo, sfalcio, ecc.). L'azione combinata di tagli, utilizzazioni del sottobosco ed eventi naturali ha contribuito a formare boschi con una struttura piuttosto aperta che si è mantenuta tale ancora fino a non molti decenni fa (VIGLEZIO 1954, BERTOGLIATI 2010). A Broglio, invece, circa un terzo di tutti gli alberi campionati si è insediato nell'arco di un solo ventennio, tra il 1840 e il 1860 (fig. 13b), periodo nel quale sono documentati intensi tagli a scopo commerciale. La seconda fase si situa invece nella prima metà del Novecento, in corrispondenza di una nuova brusca impennata delle utilizzazioni forestali nell'area sudalpina (CESCHI 2006). A Sobrio le fonti

storiche confermano effettivamente questo processo (VIGLEZIO 1954). A Broglio, per contro, anche la valanga dell'inverno 1918-19 deve aver esercitato un impatto non trascurabile su alcuni settori boschivi (PEDOTTI 1932, DONATI & VASSERE 2006).

Queste dinamiche si inseriscono nel quadro dell'evoluzione forestale alpina. Nelle Alpi svizzere, gran parte dei popolamenti boschivi si è infatti insediata durante l'Ottocento, in una fase di intense utilizzazioni forestali (KRUMM *et al.* 2009). Secondo i rilievi dell'Inventario Forestale Nazionale, il 32% dei popolamenti coetanei rilevati nella regione di produzione «Alpi» ha un'età >140 anni, mentre circa il 50% ha un'età >100 anni (BRÄNDLI 2010).

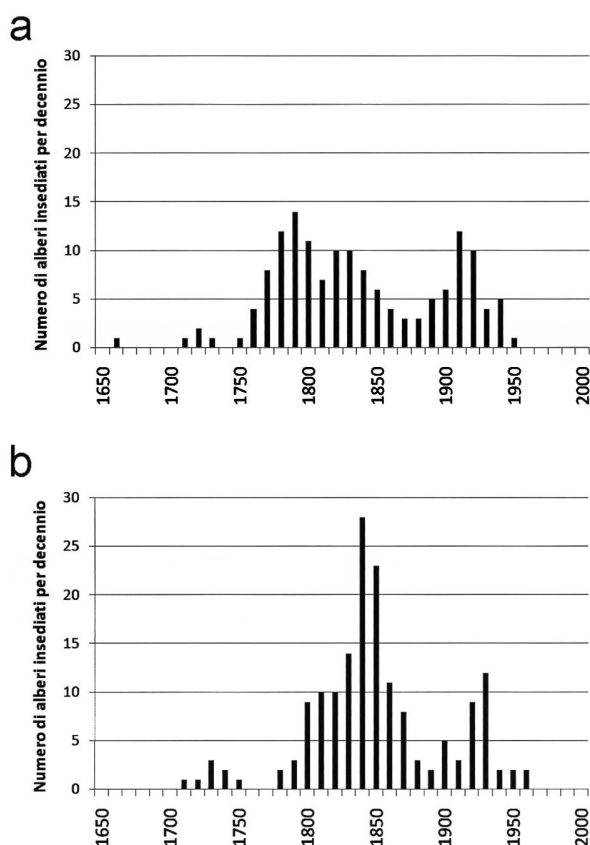


Fig. 13 – Ripartizione per classi decennali di età degli alberi e ceppi campionati nelle aree di studio di: a) Sobrio, n = 149 alberi) e b) Broglio, n = 166 alberi). Dati basati su rilievi effettuati in otto e, rispettivamente, quattro aree di saggio distribuite ad intervalli regolari attraverso le relative aree di studio.

CONCLUSIONI

L'età cronologica di un albero è un parametro fondamentale per ricostruire le caratteristiche di un popolazione, come ad esempio nel quadro dei rilievi dell'Inventario Forestale Nazionale (BRÄNDLI 2010). In molti studi, tuttavia, le procedure utilizzate per stimare l'età degli alberi non sono sempre descritte in modo chiaro (BRANG & ZINGG 2002). Il nostro contributo passa in rassegna le principali procedure di stima dell'età e i relativi problemi metodologici, rivolgendo particolare

attenzione alle tecniche dendrocronologiche. L'analisi degli anelli degli alberi ha l'indubbio vantaggio di combinare i parametri età e accrescimento, ciò che ne fa uno dei metodi più interessanti per l'analisi delle dinamiche evolutive del paesaggio (CONEDERA *et al.* 2004). Questo tipo di approccio consente, con alcuni accorgimenti e mezzi relativamente semplici, di effettuare stime dell'età piuttosto accurate. In fase di prelievo le fasi più critiche sono la scelta dell'altezza del carotaggio rispetto al suolo e il raggiungimento del midollo. In caso di esecuzioni nettamente fuori centro (p.es. > 3cm dal midollo, come indicato in questo contributo, distanza stimabile sul terreno mediante un «localizzatore», cfr. fig. 7c), si consiglia di ripetere l'esecuzione. Il prelievo di sezioni trasversali da ceppi recenti è comunque sempre preferibile. Sul terreno, è inoltre importante prendere annotazioni dettagliate, rilevando più dati possibili sulle condizioni dei singoli alberi e, eventualmente, la loro posizione esatta. In laboratorio, l'allestimento di cronologie di riferimento per le specie esaminate e le rispettive aree di studio si rivela una precondizione indispensabile per risolvere una quantità di problemi metodologici. In questo contributo sono stati presentati alcuni accorgimenti e procedure, anche piuttosto immediate, per stimare l'età degli alberi partendo da campioni parziali. I problemi e gli scogli metodologici sono numerosi, ma viste le potenzialità vale certamente la pena di affrontarli con tutti gli strumenti disponibili.

RINGRAZIAMENTI

Si ringraziano Franco Fibbioli e Lindo Grandi per il prezioso supporto durante i rilievi sul terreno, come pure i Patriziati di Broglio e Sobrio e la Sezione forestale cantonale per aver concesso l'autorizzazione di effettuare prelievi nelle due aree di studio. Un ringraziamento particolare va inoltre a Vicente Rozas, ricercatore presso il CINAM di Lourizán (Pontevedra, Spagna) per aver ispirato una parte consistente del nostro lavoro, come pure a Patrik Krebs per aver messo a disposizione la documentazione da lui raccolta sull'argomento. Si ringrazia infine il Prof. Dr. Mario Pividori dell'Università degli Studi di Padova per la scrupolosa revisione del testo e i preziosi suggerimenti. I rilievi sono stati effettuati nell'ambito di un progetto di dottorato sotto la direzione del Prof. Dr. Jon Mathieu (Università di Lucerna), finanziato dal Fondo Svizzero per la ricerca scientifica (FNS).

BIBLIOGRAFIA

- APPLEQUIST M. B. 1958. A simple pith locator for use with off-center increment cores. *Journal of Forestry*, 56: 141.
- ARNAN X., LÓPEZ B.C., MARTÍNEZ-VILALTA J., ESTORACH M. & POYATOS R. 2012 (in press). The age of monumental olive trees (*Olea europaea*) in northeastern Spain. *Dendrochronologia*. <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1125786511000361> (ultima consultazione: 9.1.2012)

- BAILLIE M.G.L. & PILCHER, J.R. 1973. A simple crossdating program for tree-ring research. *Tree-Ring Bulletin*, 33: 7-14.
- BAKER P.J. 2003. Tree age estimation for the tropics: a test from the southern Appalachians. *Ecological Applications*, 13: 1718-1732.
- BAKER P.J., BUNYAVEJCHEWIN S., CHADWICK D.O. & ASHTON P.S. 2005. Disturbance history and historical stand dynamics of a seasonal tropical forest in Western Thailand. *Ecological Monographs*, 75: 317-343.
- BAKER W.L. 1992. Structure, disturbance, and change in the bristlecone pine forests of Colorado, USA. *Arctic and Alpine Research*, 24: 17-26.
- BERTOGLIATI M. 2010. Historical and dendroecological reconstruction of past disturbances and dynamics in ancient protective forests: a case study from Southern Switzerland. *L'Italia Forestale e Montana / Italian Journal of Forest and Mountain Environments*, 65: 607-619.
- BIANCHI L., PACI M. & BARTOLINI D. 2006. Dinamiche evolutive di post-selvicultura nella foresta di Vallombrosa. *Forest@*, 3 (1): 63-71. [online] URL: <http://www.sisef.it/>
- BIONDI F. 1993. Climatic signals in tree rings of *Fagus sylvatica* L. from the Central Apennines, Italy. *Acta Oecologica*, 14 (1): 57-71.
- BRÄNDLI U.-B. (ed.) 2010. Inventaire forestier National suisse. Résultats du troisième inventaire 2004-2006. Birmensdorf, Institut fédéral de recherches sur la forêt, la neige et le paysage WSL. Berne, Office fédéral de l'environnement, OFEV. 312 p.
- BRANG P. & ZINGG A. 2002. 600 bis 900 Jahre alte Buchen – wie ist die Faktenlage? *Schweizerisches Zeitschrift für Forstwesen*, 10: 417.
- CACCIANIGA M. & COMPOSTELLA C. 2011. Growth forms and age estimation of treeline species. *Trees - Structure and Function*. <http://dx.doi.org/10.1007/s00468-011-0595-1> (ultima consultazione: 9.1.2012)
- CESCHI I. 2006. Il bosco del Cantone Ticino, Locarno, 407 pp.
- CLARK S.L. & HALLGREN S.Q. 2004. Age estimation of *Quercus marilandica* and *Quercus stellata*: applications for interpreting stand dynamics. *Canadian Journal of Forest Research*, 34: 1353-1358.
- COHEN J., COHEN P., WEST S.G. & AIKEN L.S. 2003. Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences, Mahwah NJ – London, 703 pp.
- CONEDERA M., FONTI P., KREBS P. & RIGLING A. 2004. Jahrringe und Landschaftsentwicklung auf der Alpensüdseite. *Schweizerisches Zeitschrift für Forstwesen*, 6: 191-197.
- DESROCHERS A. & GAGNON R. 1997. Is ring count at ground level a good estimation of black spruce age? *Canadian Journal of Forest Research*, 27: 1263-1267.
- DONATI B. & VASSERE S. (eds.) 2006. Repertorio toponomastico ticinese – 20. Broglio. Lodrino-Prosito, 250 pp.
- DOUGLASS A.E. 1941. Crossdating in dendrochronology. *Journal of Forestry*, 39: 825-831.
- DUNCAN R. 1989. An evaluation of errors in tree age estimates based on increment cores in kahikatea (*Dacrydium dacrydioides*). *New Zealand Natural Sciences*, 16: 31-37.
- FERGUSON C.W. 1970. Concepts and Techniques of Dendrochronology. In: BERGER R. (ed.), Scientific methods in medieval archaeology, Berkeley-Los Angeles-London, pp. 183-200.
- FRAVER S., BRADFORD J.B. & PALIK B.J. 2011. Improving Tree Age Estimates Derived from Increment Cores: A Case Study of Red Pine. *Forest Science*, 57: 164-170.
- FRELICH L.E. & GRAUMLICH L.J. 1994. Age-class distribution and spatial patterns in an old-growth hemlock-hardwood forest. *Canadian Journal of Forest Research*, 24: 1939-1947.
- FRITTS H.C. 1976. Tree Rings and Climate. New York, Academic Press. 567 p.
- GRISSINO-MEYER H. 2001. Evaluating crossdating accuracy: a manual and tutorial for the computer program Cofecha. *Tree-Ring Research*, 57: 205-221.
- GRUNDMANN B., BONN S. & ROLOFF A. 2008. Cross-dating of highly sensitive Common beech (*Fagus sylvatica* L.) tree-ring series with numerous missing rings. *Dendrochronologia*, 26: 109-113.
- GUTSELL S.L. & JOHNSON E.A. 2002. Accurately ageing trees and examining their height-growth rates: implications for interpreting forest dynamics. *Journal of Ecology*, 90: 153-166.
- HARPER J.L. 1977. Population Biology of Plants. London, Academic Press, 892 pp.
- HENRY J.D. & SWAN J.M.A. 1974. Reconstructing forest history from live and dead plant material – An approach to the study of forest succession in southwest New Hampshire. *Ecology*, 55: 772-783.
- HOLMES R.L. 1983. Computer-assisted quality control in tree-ring dating and measurement. *Tree-Ring Bulletin*, 43: 69-78.
- JOSZA L. 1988. Increment core sampling techniques for high quality cores. Forintek, Sp-30, Special Publication, Vancouver BC, 26 pp.
- KÄNNEL M. & SCHWEINGRUBER F.H. 1995. Multilingual Glossary of Dendrochronology. Terms and Definitions in English, German, French, Spanish, Italian, Portuguese and Russian. Stuttgart, Haupt.
- KREBS P. & FONTI P. 2004. Ma quanto sono vecchi... *Forestaviva*, 32: 18-19.
- KREBS P., FONTI P. & CONEDERA M. 2007. Nel Moesano alcuni fra i lariceti più vecchi d'Europa. In: SANTI C. (ed.), Alle pendici del Piz Pombi. Studi in occasione del 25° della Fondazione Archivio a Marca di Mesocco, Poschiavo, pp. 41-60.
- KRUMM F., BEBI P., PANAYOTOV M. & SPIECKER H. 2009. Natural dynamics in subalpine avalanche protection forests in the Swiss Alps. In: KACZKA R., MALIK I., OWCZAREK P., GÄRTNER H., HELLE G. & HEINRICH I. (eds.), TRACE - Tree Rings in Archaeology, Climatology and Ecology, Vol. 7: Proceedings of the DENDROSYMPOSIUM 2008, 27-30.4.2008. Zakopane, Poland. GFZ
- LIEFFERS V. & STADT K.J. 2003. Comment on "Aging discrepancies of white spruce affect the interpretation of static age structure in boreal mixedwoods". *Canadian Journal of Forest Research*, 33: 2280-2281.
- LORIMER C.G. 1980. Age structure and disturbance history of a southern Appalachian virgin forest. *Ecology*, 61: 1169-1184.
- LORIMER C.G. 1985. Methodological considerations in the analysis of forest disturbance history. *Canadian Journal of Forest Research*, 15: 200-213.
- LUSK C. & OGDEN J. 1992. Age structure and dynamics of a podocarp-broadleaf forest in Tongariro National Park, New Zealand. *Journal of Ecology*, 80: 379-393.

- NIKlasson M. 2002. A comparison of three age determination methods for suppressed Norway spruce: implications for age structure analysis. *Forest Ecology and Management*, 161: 279–288.
- NORTON D.A. & OGDEN J. 1990. Problems with the use of tree rings in the study of forest population dynamics. In: COOK E.R. & KAIRIUKSTIS L.A. (eds.), *Methods of Dendrochronology: Applications in the Environmental Science*. Dordrecht, Kluwer Academic Publishers, pp. 284–288.
- NORTON D.A., PALMER J.G. & OGDEN J. 1987. Dendroecological studies in New Zealand. 1. An evaluation of tree age estimates based on increment cores. *New Zealand Journal of Botany*, 25: 373–383.
- OGDEN J. 1985. Past, present and future: Studies on the population dynamics of some long-lived trees. In: WHITE J. (ed.), *Studies on Plant Demography: A Festschrift for John L. Harper*. London, Academic Press, pp. 3–16.
- OGDEN J., FORDHAM R.A., HORROCKS M., PILKINGTON S. & SERA R.G. 2005. Long-term dynamics of the long-lived conifer *Libocedrus bidwillii* after a volcanic eruption 2000 years ago. *Journal of Vegetation Science*, 16: 321–330.
- PARENT S., MORIN H. & MESSIER C. 2000. Effects of adventitious roots on age determination in Balsam fir (*Abies balsamea*) regeneration. *Canadian Journal of Forest Research*, 30: 513–518.
- PARENT S., MORIN H. & MESSIER C. 2002. Missing growth rings at the trunk base in suppressed balsam fir saplings. *Canadian Journal of Forest Research*, 32: 1776–1783.
- PEDOTTI E. 1932. Piano di assestamento dei boschi patriziali di Broglio. Ufficio forestale di circondario, Locarno, 51 pp.
- PETERS V.S., MACDONALD S.E. & DALE M.R.T. 2002. Aging discrepancies of white spruce affect the interpretation of static age structure in boreal mixedwoods. *Canadian Journal of Forest Research*, 32: 1496–1501.
- PHIPPS R. 1985. Collecting, preparing, crossdating, and measuring tree increment cores. *Water-Resources Investigations Report 85-4148*, U.S. Geological Survey, Reston VA, 48 pp.
- PIOVESAN G., BERNABEI M., DI FILIPPO A., ROMAGNOLI M. & SCHIRONE B. 2003. A long-term tree ring beech chronology from a high-elevation old-growth forest of Central Italy. *Dendrochronologia*, 21/1: 13–22.
- POTSDAM, Scientific Technical Report STR 09/03, Potsdam, p. 135–141.
- RANIUS T., NIKLASSON M. & BERG N. 2009. A comparison of methods for estimating the age of hollow oaks. *Ecoscience*, 16:167–174.
- REYNOLDS-HENNE C.E., SIEGWOLF R.T.W., TREYDTE K.S., ESPER J., HENNE S. & SAURER M. 2007. Temporal stability of climate-isotope relationships in tree rings of oak and pine (Ticino, Switzerland). *Global Biogeochemical Cycles*, 21: 1–12.
- ROSSI A. 2009. Stima dell'età di *Picea excelsa* Link. ad alta quota. Tesi di laurea Università degli Studi di Milano. 47 pp.
- ROZAS V. 2003. Tree age estimates in *Fagus sylvatica* and *Quercus robur*: testing previous and improved methods. *Plant Ecology*, 167: 193–212.
- SCHWEINGRUBER F.H. 1988. *Tree rings. Basic and applications of dendrochronology*. Dordrecht – Boston – London, Kluwer Academic Publishers, 276 pp.
- SCHWEINGRUBER F.H. 1989. Suaiza, TI – PCAB (*Picea abies* Karst. (L.)) - ITRDB SWIT171. <http://www.ncdc.noaa.gov/paleo/> (ultima consultazione: 9.1.2012)
- SIRÉN G. 1951. On the biology of undergrown spruce. *Acta forestalia fennica*, 58: 1–90.
- SPLICHTNA B.E., GRATZER G. & BLACK B.A. 2005. Disturbance history of a European old-growth mixed-species forest – A spatial dendro-ecological analysis. *Journal of Vegetation Science*, 16: 511–522.
- STEPHENSON P.L. & DEMETRY A. 1995. Estimating ages of giant sequoias. *Canadian Journal of Forest Research*, 25: 223–233.
- STEWART G.H. 1986. Population dynamics of a montane conifer forest, western Cascade Range, Oregon, USA. *Ecology*, 67: 543–544.
- STOKES M.A. & SMILEY T.L. 1968. *An Introduction to Tree-Ring Dating*. Chicago, University of Chicago Press. 73 pp.
- SVOBODA M., JANDA P., NAGEL T.A., FRAVER S., REJZEK J. & BAČE R. 2012 (in press). Disturbance history of an old-growth sub-alpine *Picea abies* stand in the Bohemian Forest, Czech Republic. *Journal of Vegetation Science*. <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1654-1103.2011.01329.x/full> (ultima consultazione: 9.1.2012)
- TOGNINI F. & GRANDI L. 2009. Interventi selvicolturali nei boschi di protezione sopra Sobrio –Relazione tecnica. Ufficio forestale di circondario, Biasca.
- VEBLEN T.T. 1992. Regeneration dynamics. In: GLENN-LEWIN D.C., PEET R.K. & VEBLEN T.T. (eds.), *Plant Succession: Theory and Prediction*. London, Chapman & Hall, pp. 152–187.
- VIGLEZIO G. 1954. Piano di assestamento dei boschi patriziali di Sobrio. Ufficio forestale di circondario, Biasca, 141 pp.
- VILLALBA R. & VEBLEN T.T. 1997. Improving estimates of total tree ages based on increment core samples. *Ecoscience*, 4: 534–542.
- WONG C. & LERTZMAN K.P. 2001. Error estimates in tree age: Implications for studies of stand dynamics. *Canadian Journal of Forest Research*, 31:1262–1271.
- ZGRAGGEN S. 1992. *Dendrohistometrisch-klimatologische Untersuchung an Buchen (Fagus sylvatica L.)*. Dissertazione, Universität Basel, 167 pp.