

LUCIO DI COSMO (*)

**CONSIDERAZIONI SULL'ESISTENZA DELLE ANNATE
DI PASCIONA NEL PINO MUGO
MEDIANTE L'ANALISI DENDROECOLOGICA
IN UNA STAZIONE DELLA MAIELLA (1)**

FDC 561.24 : 232.311.1 : 174.7 *Pinus mugo* : (450.65)

Solo due cronologie erano note per il Pinus mugo Turra. La prima, secolare, per l'area dei Carpazi (KOLISHCHUK, 1966) l'altra, ventisettennale, per l'area dolomitica (CORONA, 1968). L'esistenza di annate di pasciona non è stata ancora inequivocabilmente dimostrata nella specie, almeno nell'interezza del suo areale e a tal punto da costituire un noice nella curva dendrocronologica. L'indagine ha avuto lo scopo di ricercare varie informazioni di natura dendrocronologica, con particolare riguardo a possibili effetti derivanti da annate di abbondante produzione di seme e ha riguardato una stazione della Maiella, dove la specie rappresenta un relitto del terziario. Le analisi condotte hanno permesso di focalizzare nelle temperature massime dell'inizio primavera un importante fattore climatico influente sulla crescita. La forte concordanza con le macchie solari antecedentemente il 1944 sembra suggerirne una altrettanto significativa con le popolazioni dei Carpazi. Infine, non è emersa alcuna ciclicità nell'accrescimento imputabile ai fenomeni della riproduzione.

INTRODUZIONE

La specie *Pinus mugo* Turra è stata scarsamente studiata con la metodologia dendrocronologica; da un'approfondita ricerca bibliografica si è potuto constatare che questo studio rappresenta uno dei pochi tentativi in tale ambito. Due sole curve medie erano state ottenute per la specie con l'intento di studiarne le potenzialità dendrocronologiche e dendroclimatiche, una plurisecolare per i Carpazi (KOLISHCHUK, 1966) e una ventisettennale per l'Alta

(*) Ricercatore a contratto presso la Forestry Commission (Forest Research Silviculture - NRS, Roslin - Scotland).

(1) Lavoro svolto nell'ambito della tesi di dottorato in Assestamento Forestale presso l'Università degli Studi della Tuscia - Viterbo.

Val Cismon, nella zona dolomitica (CORONA, 1968). Inoltre, CORONA (1984) riporta un estratto quarantennale di una curva ottenuta da un unico esemplare di pino mugo (VERCELLI MORSETTI). Più recentemente BEDNAZ (1986) ha ottenuto una breve curva da alcuni esemplari di pino mugo, allo scopo di datare il distacco di un grosso masso conseguente a fenomeni erosivi. Nell'International Tree Ring Data Bank² varie curve etichettate per la specie in realtà si riferiscono al pino uncinato nella parte più occidentale del suo areale (Francia centrale e Pirenei). Per la specie, e nell'interezza del suo areale, non è stata ancora inequivocabilmente dimostrata una strategia riproduttiva legata ad annate di pasciona. KOLISHCHUK (l.c.) partì dall'assunto a priori che non abbia «pronunciata periodicità nella produzione di frutti», mentre agli effetti delle fruttificazioni CORONA (1968) imputò il quasi periodo quadriennale della curva ottenuta. In entrambi i casi, comunque, non fu possibile correlare le ampiezze anulari del mugo con le variabili climatiche, anche se KOLISHCHUK (che non disponeva di serie storiche) ne ipotizzò di buone, avendone trovate con la ciclicità undecennale delle macchie solari. La finalità di questo studio è stata quella di ricercare le influenze del clima sulla crescita anulare del pino mugo, in modo da potere individuare eventuali annate con incremento corrente ridotto per cause non imputabili agli andamenti climatici e valutare successivamente se potessero o meno essere riferibili a fenomeni connessi alle fruttificazioni. Generalmente, studi di questo tipo sono intrapresi nell'ordine inverso, vale a dire che, note da osservazioni storiche le annate di pasciona, se ne ricercano eventuali effetti sugli incrementi.

MATERIALI E METODI

La stazione di campionamento

La scelta del sito di campionamento è stata condotta con l'intento primario di poter disporre di dati climatici che potessero essere ritenuti rappresentativi delle condizioni di vegetazione di una parte della muggheta. Si è cercato di evitare i disturbi dovuti a fenomeni locali del clima per le correnti vallive (i versanti nord ed est della Maiella sono caratterizzati da valloni molto profondi), le condizioni di cresta e la diversità nell'esposizione. La forte eterogeneità in tutti questi fattori, nell'intera area su cui vegeta la muggheta, ha suggerito di limitarsi alla costruzione di una curva locale. Nel versante occidentale della Maiella si realizzano contemporaneamente tutte le condizioni imposte. Esso si caratterizza per una pendenza pressoché costante dalla base

² NOAA Paleoclimatology Program and World Data Center Paleoclimatology.

del massiccio sino alla linea di cresta, che lascia supporre un andamento delle variabili climatiche simile a quello della sottostante valle dell'Orta (sede di capannine meteorologiche), è solcato solo da canali poco profondi (in prossimità dei quali è comunque stata evitata la raccolta di campioni) e ospita la mugheta anche in contesti non sommitali. Per contro, non esiste viabilità in quota e per alcuni anni non si dispone dei dati climatici.

Il campionamento è stato eseguito nella località «La Costa», intorno ai 1850 m s.l.m., nel Comune di Sant'Eufemia a Maiella. La mugheta costituisce, in quest'ambito geografico, una copertura quasi continua e faticosamente penetrabile che sovrasta i pascoli d'alta quota, ricavati prevalentemente a scapito delle faggete di versante. Nei pascoli, in più punti, una spessa coltre erbacea ha protetto il suolo dall'erosione, nonostante le pendenze, e l'abbandono della pratica dell'alpeggio ha offerto alla specie una nuova possibilità di colonizzazione, attraverso lenti processi successionali. Il suolo è di tipo rendziniforme, poco profondo e la frazione grossolana è costituita in prevalenza da carbonato di calcio che conferisce al terreno una reazione subalcalina (*Rendolls Tipici e Lithici*; GIOVAGNOTTI e CALANDRA, 1988).

La metodologia di lavoro

Durante l'estate del 1999 sono state prelevate rotelle basali da 22 individui di pino mugò³. Esse sono state custodite in sacchi di plastica per evitare fenomeni di ritiro e di spacco. Il materiale è stato preparato per le letture piallando almeno una delle superfici/campione e rattivandone con lametta più raggi (almeno due) in direzioni presumibilmente poco disturbate dal legno di reazione e tra loro circa perpendicolari. La scelta dei raggi si è rivelata molto soggettiva poiché i fusti presentano legno di reazione «ruotato di anno in anno» arrivando praticamente a interessare l'intera circonferenza, in conseguenza di sollecitazioni meccaniche che variano di direzione man mano che la pianta, crescendo, modifica la propria architettura. Le letture sono state effettuate alla precisione di 0.01 mm utilizzando il sistema CCTRMD-CATRAS, presso il Laboratorio di Dendrocronologia dell'Università degli Studi della Tuscia (Viterbo).

KOLISHCHUK (1966; 1989), per le specie legnose a portamento prostrato, suggerisce una metodologia di lavoro molto articolata che prevede, tra l'altro, di mediare i valori di ampiezza ottenuti da quattro raggi ortogonali per singola sezione. Tale procedimento non è stato adottato, poiché in più rotelle i diversi raggi mostravano andamenti con contrapposizione

³ Durante la piallatura (affidata ad una falegnameria) la rotella n°1 è andata persa. Il dato viene riportato perché i campioni utilizzati (Tabella 1) hanno mantenuto la numerazione inizialmente data.

di segno per cause imputabili al legno di compressione. Perciò, di ogni sezione, sono state mediate le letture di due raggi solo dopo averne valutata la concordanza attraverso l'omonimo coefficiente e lo skeleton plot; negli altri casi è stato considerato solo il raggio che, per concordanza con medie di lavoro via via più consistenti, rivelava un segnale di fondo comune. Due campioni non sono mai stati inclusi nella media ed un terzo, inizialmente ritenuto rappresentativo, è stato tolto nella fase finale di revisione della curva media.

Dei diciotto campioni sono stati utilizzati i dati di ampiezza di tutti gli anelli disponibili, anche dei primi (quelli più interni), poiché nella generalità dei casi presentavano andamenti subito concordanti. Le principali caratteristiche dendrocronologiche sono state ricercate mediante i valori della «sensibilità media», del «coefficiente di cross dating» e della «lunghezza periodale». La curva è stata trattata secondo le procedure di smoothing solo al fine di poterla confrontare con la curva dei Carpazi, mediata secondo la formula $[(a+2b+c)/4]$ e pubblicata solo in veste grafica; in tutta la restante fase della ricerca è stata utilizzata la semplice curva media, ritenuta sufficiente ai nostri fini.

I dati climatici utilizzati sono quelli registrati dalla capannina meteorologica situata nel Comune di Sant'Eufemia a Maiella, ad una quota di circa 900 m s.l.m. Le serie climatiche sono disponibili dal 1919, per le precipitazioni ed il manto nevoso, e dal 1932 per le temperature. Per alcuni anni mancano i dati (soprattutto per il periodo bellico) e delle temperature antecedenti al 1955 non è possibile conoscere i valori giornalieri (negli annali erano riportati, prima di allora, i dati giornalieri solo per le stazioni della sezione idrografica ritenute più importanti). Ciò ha ridotto di una decade il numero di anni da poter sottoporre ad analisi climatica.

Nell'arco dei 44 anni considerati nell'analisi, mancano i dati relativi al 1964 e, come già detto, non si dispone di quelli delle temperature relativi al 1954. Tali circostanze hanno costretto ad alcune semplificazioni, sia nel caso dell'utilizzo di dati elaborati per l'intera stagione invernale, da dicembre a febbraio, sia per quelli di periodi a segno costante del coefficiente di correlazione lineare. Inoltre, le regressioni sono state elaborate escludendo dalle serie il 1964.

ANALISI

Le relazioni tra l'accrescimento del mugo e l'attività solare, come espressa dal numero di Wolf, sono state indagate attraverso il coefficiente di correlazione lineare di Spearman.

Le serie delle precipitazioni e delle temperature, mensili e stagionali⁴, sono state correlate alla curva dendrocronologica mediante il coefficiente di correlazione lineare di Pearson.

I mesi che presentavano consecutivamente lo stesso segno del coefficiente statistico sono stati, a loro volta, tenuti insieme in un periodo caratteristico, di cui è stato calcolato il valore di correlazione rispetto alla curva dendrocronologica.

Oltre a questi tipi di aggruppamento, comunemente adottati nell'analisi dendrocronologica, ne sono stati ricercati altri, utili a circoscrivere ulteriormente gli archi temporali climaticamente più importanti. L'informazione ottenuta dai valori dei coefficienti di correlazione lineare è stata valutata in funzione del livello di significatività statistica delle rette di regressione semplice. A questo proposito, il valore di significatività ottenuto è stato interpretato solo dopo aver depurato i gradi di libertà dagli effetti dell'autocorrelazione di prim'ordine⁵ (tipica sia della curva dendrocronologica sia delle serie climatiche) e indicato ad uno dei livelli superiore al 95% oppure al 99%.

L'analisi è stata approfondita mediante l'uso dei dati giornalieri delle variabili climatiche poiché dalle correlazioni semplici si erano messi in evidenza due periodi critici, a cavallo tra i mesi di marzo ed aprile, per le temperature, e alla fine di giugno, per le precipitazioni. Le serie risultate più influenti dall'analisi di correlazione sono state introdotte quali regressori in prova per l'analisi di regressione multipla in Stepwise. Infine, sono state considerate le serie dei dati della neve. Esse sono disponibili fino al 1996 come «altezza di neve caduta», «numero di giorni nevosi» e «numero di giorni con neve al suolo».

RISULTATI

La curva dendrocronologica del pino mugo della Maiella

Le curve elementari ottenute da diciotto campioni sono state mediate nella curva locale, della lunghezza di settantacinque anni. Dal punto di vista dendrocronologico è confermata la media sensitività della specie (CORONA, 1968), con valori del coefficiente di sensitività delle curve elementari molto variabili (compresi tra 0.11 e 0.41) e con un discreto valore del coefficiente di cross dating (0.61) (Tab. 1)

⁴ Autunno: ottobre-novembre; Inverno: dicembre-febbraio; Primavera: marzo-maggio; Estate: giugno-settembre.

⁵ $N1 = N \times [(1 - (a1 \times a2)) / (1 + (a1 \times a2))]$ con $a1$ e $a2$ = coefficienti di autocorrelazione delle serie ed $N = n^\circ$ osservazioni.

Le lunghezze periodali hanno il valore di maggior frequenza pari a due (Tab. 2) ed è confermata la scarsa frequenza del valore quattro (CORONA, 1968).

L'accrescimento radiale del mugo risulta, per il periodo 1929-1995, significativamente e negativamente correlato all'attività ciclica solare nei mesi da maggio a luglio e nel mese di ottobre; i valori massimi del coeff. r di Spearman sono stati ottenuti per il bimestre maggio-giugno (r Spearman= -0,307; P-level = 0,011).

Tabella 1 – Caratteristiche dendrocronologiche delle curve elementari.
– *Dendrochronological characteristics of the simple curves.*

Numero campione	età (anni)	ampiezza anello (mm/100)	coefficiente autocorrel.	M.S.	tStudent	coefficiente di concordanza		
						95%	99%	99,9%
2*	24	171	0,37	0,15				
3*	75	92	0,63	0,24	6,08		65,5	
4*	35	168	0,50	0,16	6,06		73,5	
5	36	154	0,72	0,16	3,97	61,4		
6*	50	113	0,85	0,19	4,23		71,4	
8	23	186	0,62	0,22				
9*	47	117	0,39	0,19	4,94		70,7	
10*	28	167	0,59	0,11				
11*	44	132	0,78	0,18	8,02			79,9
12	48	126	0,86	0,20	4,18		71,3	
13	53	79	0,53	0,29	7,25			77,9
14	36	173	0,48	0,29	4,92		72,9	
17	70	132	0,82	0,25	10,92			76,8
18*	35	112	0,68	0,24	5,11		75	
19*	27	156	0,42	0,24				
20	46	91	0,81	0,29	4,67		72,2	
21	55	79	0,58	0,27	5,81			79,6
22	38	79	0,17	0,41	8,08			80,3
cronologia	75	116	0,53	0,13				

Coefficiente di Cross-dating = 0,614

n*: due raggi mediati per sezione

nota: la statistica del programma non considera campioni più giovani di 30 anni

Tabella 2 – Lunghezze periodali.
– *Periodical length.*

lung. Periodo anni	n° volte riscontrato	n° anni coinvolti	% anni coinvolti
0	12	12	1,6
1	221	221	30,0
2	153	306	41,4
3	37	111	15,0
4	7	28	3,8
5	11	55	7,4
6	1	6	0,8
			100,0

Nel Grafico 1 sono mostrati i valori mensili assunti dal coefficiente r di Spearman.

KOLISHCHUK (1966) ebbe modo di osservare come la correlazione con l'attività solare sia divenuta meno forte a partire dal 1944. Nel Grafico 2 sono riportate le curve della cronologia del mugo e del numero di macchie solari. Già dal semplice esame visivo si può notare anche nel pino della Maiella una minore concordanza a partire proprio dal 1944.

L'ipotesi è stata testata calcolando il coefficiente r di Spearman per periodi di undici anni (dal 1929 al 1994).

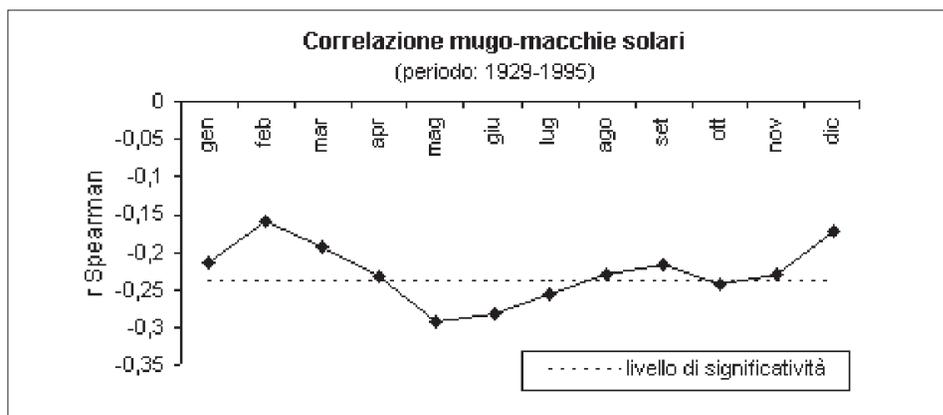


Grafico 1 – Correlazioni cronologia mugo-macchie solari.
– Correlations between mugo chronology and sun spots.

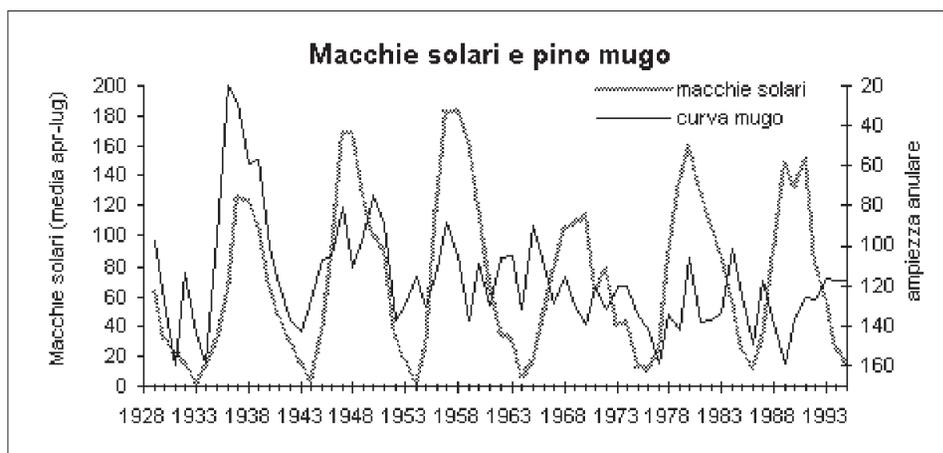


Grafico 2 – Influenze delle macchie solari sull'accrescimento del pino mugo.
– Sun spots and mugo chronology.

Per i primi due archi undecennali, vale a dire fino al 1950, si hanno valori del coefficiente significativi per tutti i mesi, con massimo incentrato a giugno e maggio rispettivamente (-0,84 e -0,80). Negli altri periodi undecennali il valore del coefficiente non ha assunto significatività statistica in alcun mese. La considerazione del periodo 1934-1944 ha condotto ai valori massimi del coefficiente di correlazione (significatività alta in tutti i mesi - Grafico 3), mentre l'importanza delle macchie proprio nei mesi primaverili è andata scemando in concomitanza con gli archi temporali meglio correlati.

La curva del mugo della Maiella non si è mostrata concorde con quella del pino dei Carpazi (KOLISHCHUK, 1966; valori ricavati dal Grafico). Tuttavia, date le influenze del clima anteriormente al 1944, per dare un giudizio più fondato sarebbe necessario disporre di una curva plurisecolare e generale anche per la Maiella. La ciclicità negli accrescimenti radiali è stata ricercata mediante l'analisi spettrale, condotta con la Trasformata di Fourier (Fast Fourier Transform). Essa non ha mostrato righe spettrali evidenti e pertanto non sembra si possa riconoscere alcun andamento ciclico di bassa frequenza.

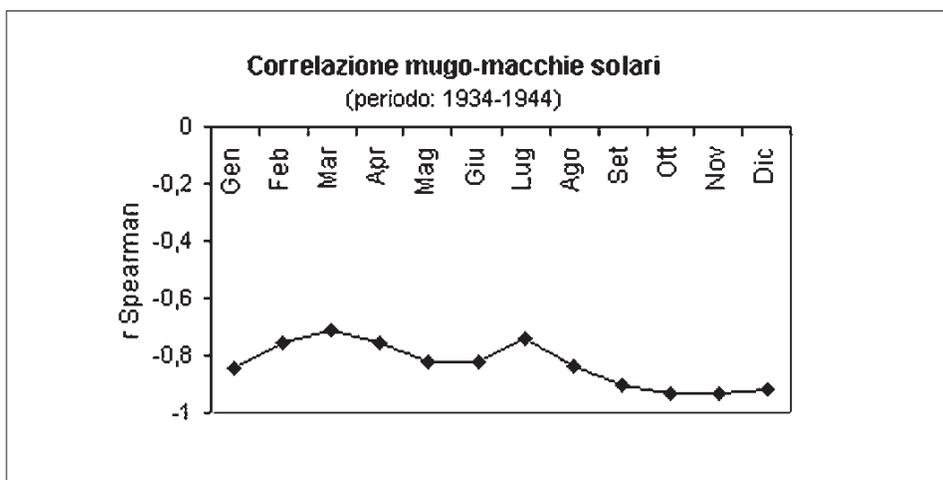


Grafico 3 – Valori del Coefficiente di Spearman per singoli mesi nel periodo 1934-1944.
– Spearman coefficient: monthly values (1934-1994 period).

L'accrescimento radiale del pino mugo in relazione alle variabili climatiche

I valori del coeff. di correlazione più interessanti ottenuti tra la curva dendrocronologica e le serie delle precipitazioni e delle temperature sono mostrati nei grafici da 4 a 6. Per le precipitazioni, la serie di gennaio è stata considerata quale esemplificazione dell'intero periodo invernale, onde ovviare alla mancanza di dati nel 1964. Lo stesso problema si è ripresentato per il periodo a segno continuamente negativo del coefficiente di correla-

zione (da dicembre a marzo), al posto del quale, tuttavia, non è stato ritenuto opportuno l'uso della serie delle precipitazioni a partire da gennaio, per le motivazioni che saranno esposte in seguito. Per l'evidenza dell'auto-correlazione nella curva dendrocronologica (significativa solo ad un lag pari ad uno) nell'analisi di regressione in stepwise è stata aggiunta, quale regressore in prova, la serie costituita dalla curva dendrocronologica traslata di un anno.

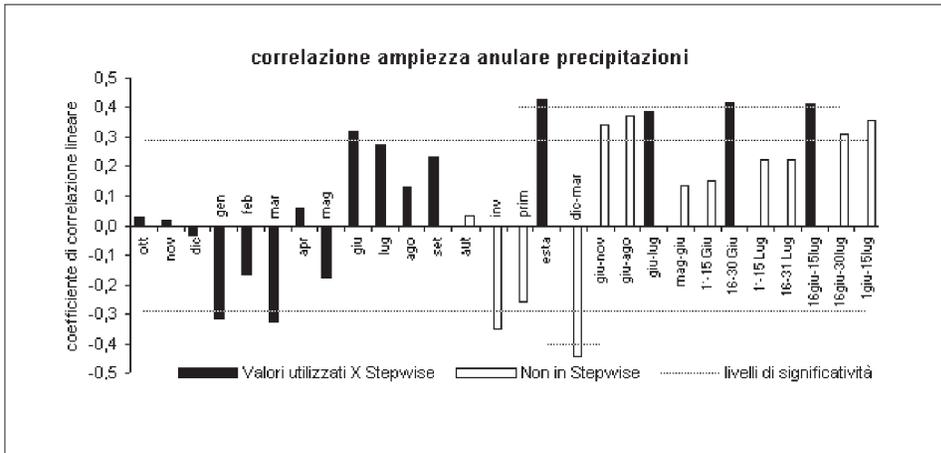


Grafico 4 – Valori dei coefficienti di correlazione lineare tra gli accrescimenti anulari del pino mugo e le precipitazioni mensili o periodali.

– Values for linear correlation coefficient between annual ring growth and precipitation.

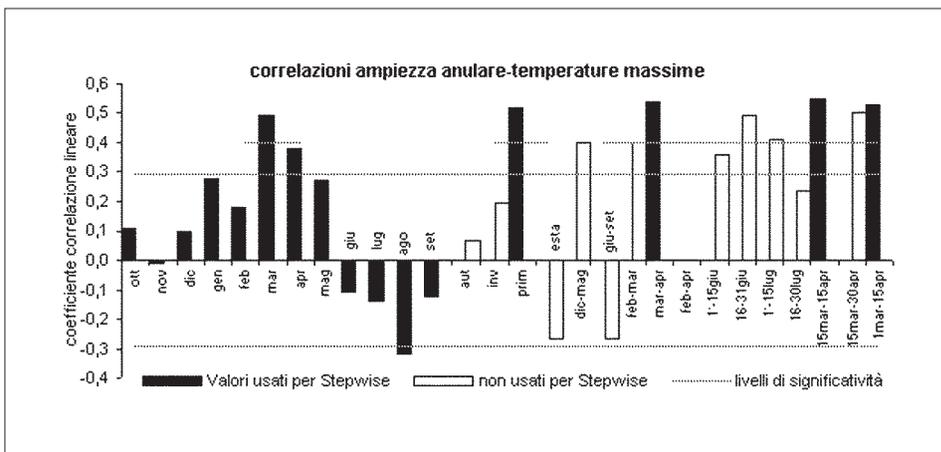


Grafico 5 – Valori dei coefficienti di correlazione lineare tra gli accrescimenti anulari del pino mugo e le T massime mensili o periodali.

– Values for linear correlation coefficient between annual ring growth and maximum temperatures.

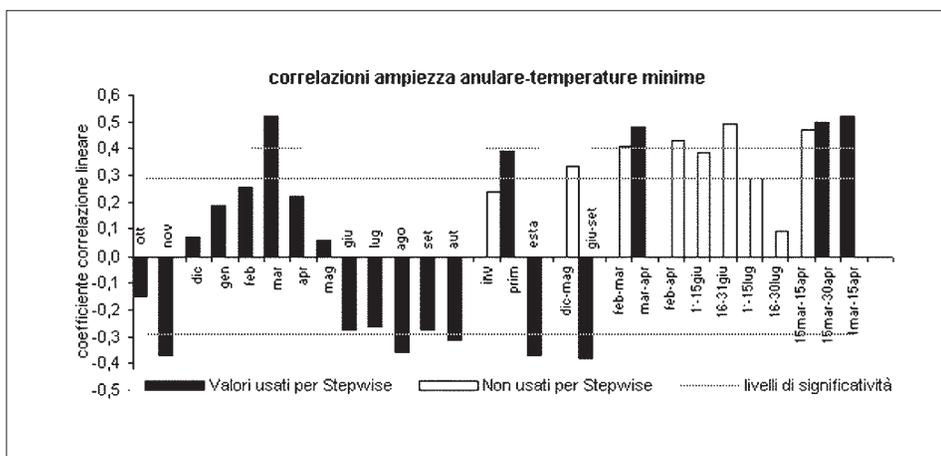


Grafico 6 – Valori dei coefficienti di correlazione lineare tra gli accrescimenti anulari del pino mugo e le T minime mensili o periodali.

– Values for linear correlation coefficient between annual ring growth and minimum temperatures.

La migliore equazione di regressione lineare multipla restituita è stata la seguente [1]:

[1] Ampiezza anulare = $0,35x(\text{curva } t-1) + 4,28x(T \text{ max } 16\text{marzo}-15\text{aprile}) + 0,09x(P \text{ } 16 \text{ giugno}-15 \text{ luglio}) - 0,05 (P \text{ gennaio}) + 29,14$ (Tabelle 3 e 4; Grafici 7 e 8).

Essa conferma il ruolo fondamentale delle temperature primaverili, in particolare delle massime. Negli apporti meteorici due sono i periodi più importanti, uno a cavallo della fine di giugno e l'altro invernale.

Gli effetti negativi sulla crescita delle piante dovuti alle precipitazioni di gennaio e da gennaio a marzo sono stati ipotizzati derivare dalla forma quasi esclusivamente nevosa sotto cui esse avvengono. Più abbondanti nevicate in quota portano ad una prolungata persistenza di una spessa coltre di neve in primavera, che ostacola la fotosintesi (forse anche «fisicamente», coprendo parte delle chiome) pure quando un rapido ritorno delle temperature verso valori tipici delle medie stagionali sarebbe propizio per la crescita delle piante. L'ipotesi è stata vagliata attraverso le serie dei dati della neve. I tre tipi di dati mensili sono stati correlati alla cronologia del mugo mediante il coefficiente r di Spearman.

È stato possibile così mostrare la preponderante importanza delle condizioni nevose nel mese di marzo (Grafico 9). Dei restanti mesi solo quello di gennaio ha mostrato un valore del coefficiente statistico significativo, se considerata la serie del numero di giorni nevosi.

Per ovviare alla mancanza dei dati del 1964 l'unico aggruppamento temporale considerato è stato quello dal mese di gennaio in avanti; sono

Tabella 3 – Serie anulari e dei parametri climatici.
– *Climatic data series and mugo chronology.*

Anno	ampiezza anulare	ampiezza anno «t-1»	Precip. Gen.	Precipitaz. 16 Giug.-15 Lug.	T max 16 Mar.-15 Apr.	curva predetta
1955	130	115	118	60	10,6	114
1956	111	130	99	62,8	8,2	111
1957	88	111	359	9,2	10,0	94
1958	104	88	164	27,6	7,8	87
1959	137	104	222	174,4	13,2	127
1960	108	137	101	174,4	9,7	129
1961	130	108	200	27	12,5	113
1962	105	130	199	50,4	7,5	101
1963	104	105	199	36,2	9,4	99
1964	131					
1965	90	104	77	7,4	10,8	108
1966	110	90	125	20	11,5	105
1967	128	110	88	218,2	11,7	133
1968	115	128	422	49,4	14,8	121
1969	129	115	24	163,2	10,1	126
1970	139	129	127	55,6	11,0	120
1971	120	139	127	71,2	11,9	129
1972	131	120	219	85,2	15,1	133
1973	119	131	196	27,6	8,7	105
1974	120	119	85,4	24,6	12,4	122
1975	135	120	8,2	42,4	12,8	129
1976	140	135	74,8	135,8	11,3	133
1977	158	140	63,0	22,2	14,8	140
1978	134	158	206,4	74,6	11,5	130
1979	142	134	132,0	91,4	12,1	129
1980	105	142	213,7	49,8	10,4	117
1981	138	105	227,8	75,8	16,1	130
1982	136	138	57,4	5,8	12,6	129
1983	133	136	102,8	162,0	13,8	145
1984	100	133	121,4	11,8	10,1	114
1985	125	100	86,0	43,8	13,8	123
1986	149	125	102,2	126,2	12,5	132
1987	117	149	299,8	73,4	10,3	117
1988	138	117	160,4	90,4	13,1	126
1989	159	138	26,4	97,6	16,2	154
1990	136	159	9,6	37,2	12,6	141
1991	125	136	133,8	36,6	8,4	109
1992	126	125	71,0	144,0	11,5	132
1993	116	126	132,4	72,0	13,0	129
1994	117	116	176,0	25,0	13,5	121
1995	117	117	237,8	56,0	11,1	111
1996	109	117	97,2	12,4	12,8	121
1997	89	109	120,0	39,0	10,5	110
1998	82	89	121,4	3,4	11,6	104

state così ottenute tre nuove serie di dati da correlare alla curva dendrocronologica. Tutt'e tre hanno mostrato un soddisfacente valore del coefficiente r di Spearman, particolarmente la serie rappresentata dal numero di giorni con neve al suolo (r Spearman $-0,55$; $p < 0,001$).

Tabella 4 – Coefficienti statistici relativi all'equazione [1].
 – Equation [1]: Statistical coefficients.

Regression Summary for Dependent Variable: A
 R= 0,76405569 R2= 0,58378110 Adjusted R2= 0,53996858
 F(4,38)= 13.325 p<.00000 Std. Error of estimate: 12.243

	Beta	St. Err of Beta	B	St. Err. of B	t(38)	p-level
Intercpt			29,135485	17,794099	1,6373678	0,1098097
Tmx 16 Ma 15Ap	0,4980173	0,1055441	4,284707	0,9080521	4,7185698	3,185E-05
curva-1	0,3316604	0,1058779	0,3525453	0,1125452	3,1324789	0,003331
P 16 giu/15 lug	0,2662066	0,1075505	0,898622	0,0363054	2,4751771	0,0178917
P gen	-0,2202234	0,1061699	-0,0459727	-0,0221635	-2,0742543	0,0448808

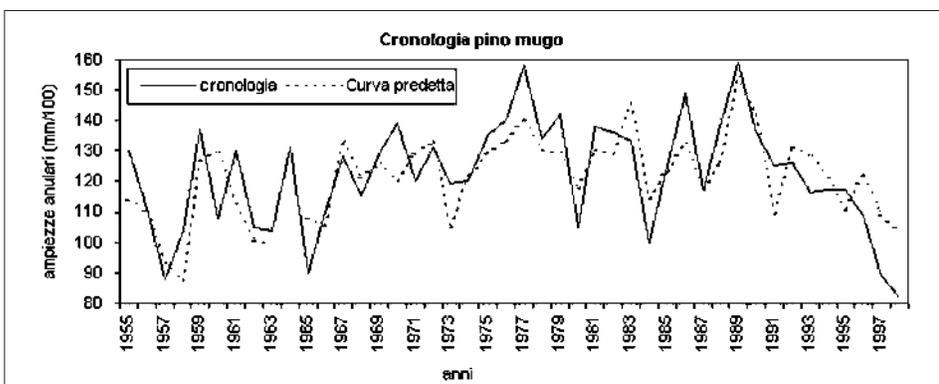


Grafico 7 – Curva reale e predetta del pino mugo.
 – Mugo chronology and predicted curve.

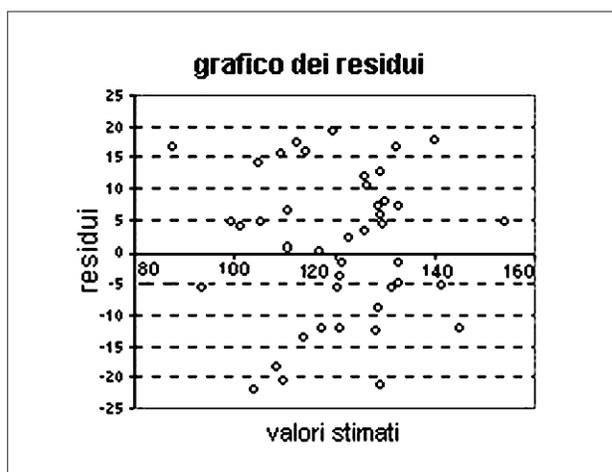


Grafico 8 – Grafico dei residui.
 – Residuals.

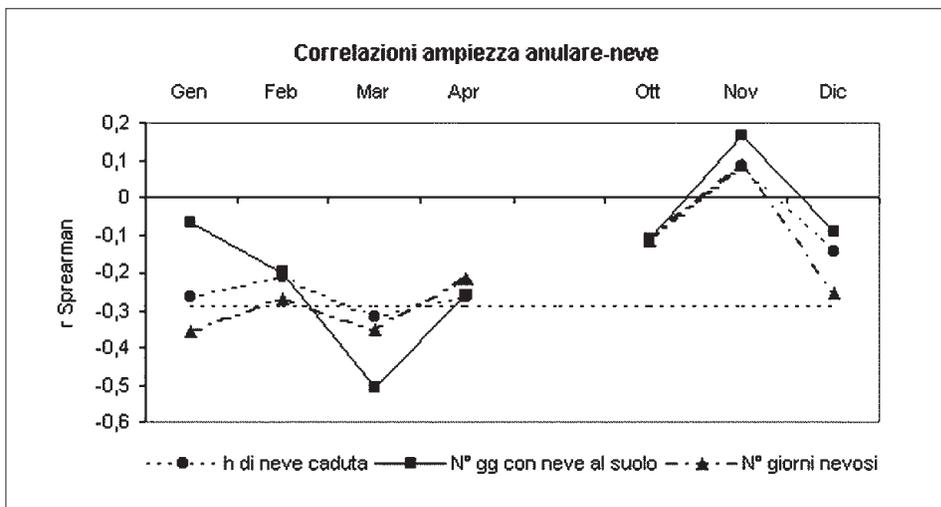


Grafico 9 – Effetti della neve sulla crescita del mugò (Linea in tratteggio: livello di significatività).
 – Effects of snowfall for growth.

Le serie dei parametri individuati dall'equazione finale [1], questa volta utilizzando i dati fino al 1996, hanno condotto ad una nuova equazione di regressione:

[2] Ampiezza anulare = 0,25x(curva t-1) + 4,17xTmax(16mar-15apr) + 0,07x(P16giu-15lug) - 0,05x(Pgen) + 46,72 (Tabella 5). L'equazione [2] mantiene lo stesso valore del coefficiente di determinazione della [1], acquistando però significatività nell'intercetta; ciò ha indotto a non rigettare l'equazione finale ottenuta [1], non significativa proprio nell'intercetta.

Nell'equazione [2], l'unica sostituzione della serie delle precipitazioni di gennaio con le serie della neve che ha condotto a risultati tutto sommato

Tabella 5 – Coefficienti statistici relativi all'equazione [2].
 – Equation [2]: Statistical coefficients.

Regression Summary for Dependent Variable: A
 R= 0,76594764 R2= 0,58667579 Adjusted R2= 0,54075088
 F(4,36)= 12.775 p<.00000 Std. Error of estimate: 11.172

	Beta	St. Err. of Beta	B	St. Err. of B	t(36)	p-level
Intercpt			46,716618	17,222685	2,712505	0,0101758
curva-1	0,2470282	0,1079366	0,2486535	0,1086467	2,2886417	0,0280742
P gen	-0,285553	0,1092529	-0,0532197	0,0203619	-2,6136894	0,012993
P 16 giu/15 lug	0,2346429	0,1095854	0,0721186	0,0336816	2,1411868	0,0391012
Tmx 16 Ma 15 Ap	0,5413911	0,1079899	4,1686404	0,8315078	5,0133506	1,442E-05

apprezzabili è quella ottenuta con il «numero cumulato di giorni con neve al suolo» da gennaio in poi (coefficiente di determinazione pari a 0.58; significatività alta nel complesso ma con valore per quella della serie anulare shiftata pari a 0.061). Questa terza equazione sviluppa una curva fortemente concorde con quella derivante dall'equazione [2] (coeff. correlazione lineare = 0,93) ed entrambe mostrano un uguale valore del coefficiente di correlazione lineare rispetto alla curva dendrocronologica ($r = 0.76$).

La scarsa influenza delle serie nevose nel singolo mese di marzo e delle sue precipitazioni in generale, come risultato dell'analisi di regressione multipla, da valore all'ipotesi formulata, secondo cui l'importanza delle precipitazioni di gennaio (sinteticamente rappresentative di quelle invernali) sull'accrescimento delle piante siano dovute principalmente alla loro forma nevosa.

Nel Grafico 10 la curva dendrocronologica è comparata agli andamenti delle precipitazioni e delle temperature risultate importanti per la crescita della specie (come derivanti dall'equazione [1]).

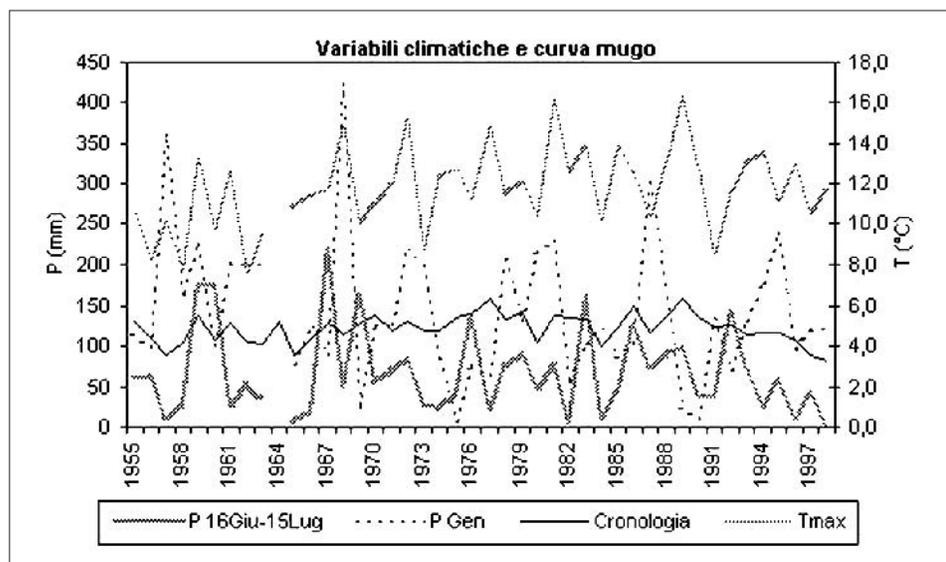


Grafico 10 – Variabili climatiche e curva dendrocronologica.
– Climatic data series and mugo chronology.

Si ha quasi l'impressione che il pino mugo in certi anni non possa approfittare di crescere sotto la spinta del fattore limitante più importante, le temperature di marzo, e debba rimandare la fase attiva di fotosintesi ad un periodo successivo, centrato nell'intorno della fine di giugno, in cui, però, sono nel frattempo divenute fattore limitante le precipitazioni. Tale constatazione è particolarmente evidente nelle signature degli anni 1956-1958 e 1967-1969, i

cui anni centrali hanno registrato elevate precipitazioni in gennaio; l'informazione di un terzo picco evidente, nel 1987, è nascosta dalla concomitanza di basse temperature primaverili. Per i due anni ritenuti esplicativi sono stati ricercati valori soglia e disegni particolari nell'andamento giornaliero delle temperature dei mesi di febbraio, marzo ed aprile ma non sono stati ottenuti risultati di alcun rilievo che potessero consentirne una discriminazione.

DISCUSSIONE

L'influenza che le precipitazioni esercitano sugli accrescimenti delle specie arboree dell'orizzonte subalpino sono verosimilmente molto più complesse di quanto si possa estrapolare dal semplice dato di quantità dell'apporto meteorico. Infatti, la forma sotto cui esse avvengono può assumere importanza predominante. La neve protegge in inverno la mugheta dagli estremi termici ma, al tempo stesso, è la fonte degli aghi di ghiaccio che portati in sospensione dal vento arrecano danni alla chioma con la loro azione abrasiva (blizzard). In primavera, inoltre, rappresenta una riserva d'acqua superficiale di notevole importanza, se si pensa alla scarsa potenza dei suoli e alla natura carsica del substrato geologico; crea, inoltre, le condizioni ottimali per attacchi di funghi criogeni (*Herpotrichia juniperi*). In estate, le precipitazioni che si verificano sotto forma di piogge assicurano una disponibilità d'acqua limitata nel tempo e la grandine potrebbe essere causa di danni alla chioma.

Tra le temperature, le massime sono risultate essere le più importanti per la crescita, particolarmente nei mesi di marzo ed aprile.

Le condizioni meteorologiche in marzo esercitano sulla crescita, e nella località in questione, un'azione molto complessa. Se in alcune annate esso rappresenta il mese in cui inizia la primavera «fisiologica» (mediamente verso la metà), in altri è sede di ritorni di freddo (con abbondanti nevicate in quota) che suggerirebbero di ascriverlo, dal punto di vista fisiologico, all'inverno (non sono infrequenti annate di persistenza del manto nevoso fino ai primi di giugno). In questo mese, l'alta correlazione inversa tra la quantità di precipitazioni e le temperature (coefficiente di correlazione lineare con le minime = -0.55 e con le massime = -0.64) aggiunge complessità all'interpretazione dei fenomeni. Per esempio, nelle annate in cui il mese di marzo fosse interessato da precipitazioni solo piovose (e quindi nelle annate in cui non si verificano aspri ritorni di freddo), la maggiore copertura del cielo, con l'abbassamento delle temperature più drastico proprio nelle massime, potrebbe tradursi ugualmente in un ritardo nell'attività di crescita delle piante. La conferma di quanto appena detto sembra risie-

dere proprio nel fatto che le precipitazioni di marzo non sono risultate importanti nelle regressioni elaborate. Le precipitazioni del periodo dicembre-marzo, quindi, risulterebbero troppo eterogenee nelle cause e perciò da scindere in un periodo di influenze invernali e uno di inizio primavera, esplicitanti cause si concomitanti ma ben distinte (precipitazioni nevose e basse temperature massime) e consequenziali nel tempo. È questo il motivo per cui la serie delle precipitazioni da gennaio a marzo non è stata introdotta tra i regressori in prova nell'analisi in stepwise.

CONSIDERAZIONI CONCLUSIVE

SCHWEINGRUBER (1996) ha elencato più di un motivo per cui non si può essere certi se le annate di pascione possano essere o meno ricostruite a partire dalle curve dendrocronologiche. Evidentemente la loro metodica individuazione nella serie annuale non è stata lo scopo di questo studio. Tuttavia, è emerso come non sia possibile riconoscere nella curva dendrocronologica del mugo «cadute di crescita» quasi cicliche o inequivocabilmente imputabili a fattori non climatici. Stando alle ipotesi fin'ora più accreditate per i meccanismi fisiologici delle pascione (si vedano ad esempio EIS *et al.*, 1965; SMITH *et al.*, 1990), due sono le spiegazioni che è possibile dare. La prima consiste nel fatto che la specie non abbia annate di pascione; l'altra che per esse la pianta utilizzi le riserve e non l'energia derivante dalla fotosintesi attuale.

Evidentemente, solo l'osservazione continua della fruttificazione in aree di saggio permanenti potrà fornire una risposta definitiva al quesito.

Alcuni dei risultati ottenuti contribuiscono ad accrescere l'interesse per la conoscenza del pino mugo della Maiella. In particolar modo, la buona correlazione con l'attività solare del primo tratto della curva, fino al 1944, ne lascia supporre una altrettanto forte con la curva dei Carpazi, antecedentemente a tale periodo. Non sembra che le approssimazioni cui è stato necessario ricorrere per sopperire alla mancanza di dati climatici e le semplificazioni metodologiche imposte dalla forma di crescita della specie possano inficiare i risultati ottenuti. D'altronde, l'indagine ha riguardato una stazione montana più in quota di quasi mille metri rispetto alla capanina di rilevamento meteo e, trattandosi di vegetazione d'altura, altre variabili di fatto ignorate potrebbero risultare importanti come, per esempio, le diverse lunghezze d'onda delle radiazioni solari, che introdurrebbero nella nuvolosità un fattore climatico di non secondaria importanza.

RINGRAZIAMENTI

A conclusione della presente nota desidero ringraziare il dott. Valerio Avitabile per la collaborazione nella fase di campionamento e il dr. Mauro Bernabei per i preziosi consigli nella fase di lettura delle rotelle.

Un ringraziamento particolare al Prof. Elio Corona, per la revisione critica del lavoro.

Ancora, all'Ente Parco Nazionale della Maiella per le autorizzazioni necessarie e all'Ufficio Idrografico di Pescara per la tempestiva validazione dei dati richiesti.

SUMMARY

Dendroecological analysis of *Pinus mugo* Turra on the Maiella Mountains

Only two chronologies have been developed for *Pinus mugo* Turra. The first, centuries old in length, focuses on the area of the Carpathian mountains (Kolishchuk, 1966); the second, twenty- seven years in length, on the area of the Dolomites. Mast years are not yet demonstrated for the species, at least on the whole of its range and to the point to be a «noice» for the dendrochronological curve. To provide varied dendrochronological information, also concerning mast years, a site chronologie was obtained from the Maiella mountains (Abruzzo-Italy), where the species is present as a tertiary relict. Stepwise multiple regression analysis suggests that annual growth is due primarily to early high spring temperatures. The significative relationship with sun spots until 1944 seems to indicate an ancient good agreement with growth of the Carpathian populations of the species. However site-chronology doesn't show clear evidence of mast years.

BIBLIOGRAFIA

- BEDNARZ Z., 1986 – *An example of the application of tree-ring chronology of the dwarf mountain pine (Pinus mugo var. mugus Zenari) for the dating of geomorphological process in the Tatra Mts.* Dendrochronologia 4: 75-78.
- CORONA E., 1968 – *Sensitività del pino montano.* L'Italia Forestale e Montana 23 (2):132.
- CORONA E., 1968 – *Ricerche dendrometriche sul Pino Mugo.* L'Italia Forestale e Montana 23 (3): 132-135.
- CORONA E., 1984 – *Dendrocronologia Principi e applicazioni (prima parte).* Atti del seminario di Verona -14 e 15 Novembre 1984. Dendrochronologia.
- EIS S., BARMAN E.H., EBEL F., 1965 – *Relation between cone production and diameter increment of douglas fir (Pseudotsuga menziesii (Mirb.) Franco), grand fir (Abies grandis (Dougl.) Lindl.), and white pine (Pinus monticola Dougl.).* Canadian Journal of Botany, 43: 1553-1559.

- GIOVAGNOTTI C., CALANDRA R., 1988 – *Caratteristiche Pedologiche*. In: La riserva Naturale Valle dell'Orfento. Ministero dell'Agricoltura e delle Foreste - Corpo Forestale dello Stato: Collana Verde n. 76.
- KOLISHCHUK V.G., 1966 – *The growth dynamics of the mountain pine (Pinus mughus Scop.) in relation to solar activity*. Translated from Doklady Akademii Nauk SSSR . 167 (3): 710-713.
- KOLISHCHUK V.G., 1989 – *Dendroclimatological Study of Prostrate Woody Plants*. In Methods of Dendrochronology E.R. Cook and L.A. Kairiukstis (ed.) Kluwer Academic Publishers 1989 (pag. 51-55).
- SCHWEINGRUBER F.H., 1996 – *Pointer years caused by fruiting (mast years)*. In Tree Rings and Environment. Dendroecology. Birmensdorf, Swiss Federal Institute for Forest, Snow and Landscape Research. Berne, Stuttgart, Haupt. 609 pp.
- SMITH C.C., HAMRICK J.L., KRAMER C., 1990 – *The advantage of mast years for wind pollination*. The American Naturalist, Vol. 136, pp. 154-166.