



UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA
SCUOLA DI AGRARIA E MEDICINA VETERINARIA
Dip. Territorio e Sistemi Agro-Forestali

Corso di laurea specialistica in Scienze Forestali e Ambientali

Dinamica della faggeta del Cansiglio in libera evoluzione

Relatore

Prof. Marco Carrer

Laureando

Davide Beretta

Matricola n. 1086966

ANNO ACCADEMICO 2015-2016

Alla mia famiglia



Gli alberi sono
le colonne del mondo,
quando gli ultimi alberi
saranno stati tagliati,
il cielo cadrà
sopra di noi.

Detto indiano

INDICE

RIASSUNTO	5
SUMMARY	6
1. INTRODUZIONE.....	7
2. L'AREA DI STUDIO	11
2.1 Descrizione generale della Riserva Naturale Integrale "Piaie Longhe – Millifret"	11
3. MATERIALI E METODI.....	15
3.1 Modalità di esecuzione dei campionamenti.....	15
3.2 Elaborazioni.....	16
3.2.1 Diametro medio e altezza	16
3.2.2 Area di insidenza e indici di chioma.....	17
3.2.3 La faggeta e le piante considerate.....	18
3.3 Analisi statistica dei dati non spaziali.....	20
3.3.1 Coefficiente di correlazione.....	20
3.3.2 Test t per dati non appaiati.....	20
3.4 Analisi spaziale	21
3.4.1 Generalità.....	21
3.4.2 Metodologie di analisi spaziale utilizzate.....	22
3.4.3 Analisi della distribuzione spaziale	23
3.5 Analisi dei pattern spaziali.....	23
3.5.1 Funzione O-ring.....	23
3.5.2 Funzione O-ring bivariata.....	26
3.6 Analisi della struttura.....	27
3.6.1 Autocorrelazione spaziale.....	27
3.6.2 Misure globali di autocorrelazione spaziale	28
3.6.3 Misure locali di autocorrelazione spaziale	30
3.7 Analisi delle età e degli incrementi	32
4. RISULTATI.....	36
4.1 Descrizione del popolamento	36
4.1.1 Piante vive	36
4.1.2 Piante morte	47
4.2 Correlazioni	55
4.2.1 Correlazioni con le variabili morfologiche.....	55
4.2.2 Correlazioni con le coordinate di posizione	55
4.3 Analisi dei pattern spaziali: Funzione O-ring.....	56
4.3.1 Analisi univariata dei diametri.....	56
4.3.2 Analisi univariata delle altezze	59
4.3.3 Analisi univariata delle età	60
4.3.4 Analisi bivariata dei diametri.....	62
4.3.5 Analisi bivariata delle altezze	64
4.3.6 Analisi bivariata delle età	65
4.3.7 Analisi univariata e bivariata dei vivi e dei morti.....	66
4.4 Analisi della struttura: Statistica I di Moran.....	67
4.4.1 Struttura spaziale dei diametri	67
4.4.2 Struttura spaziale delle altezze.....	68
4.4.3 Struttura spaziale delle età	70
4.5 Misure locali di autocorrelazione spaziale: Statistica Gi* di Getis	72
4.5.1 Associazione spaziale dei diametri	72

4.5.2	Associazione spaziale delle altezze	74
4.5.3	Associazione spaziale delle età.....	76
4.6	Accrescimenti nell'area di studio	78
4.7	Divisione e descrizione dell'area in quattro quadranti	84
4.7.1	Primo quadrante: A_1	85
4.7.2	Secondo quadrante: A_2.....	87
4.7.3	Terzo quadrante: A_3	89
4.7.4	Quarto quadrante: A_4	90
4.7.5	Analisi della varianza	92
4.8	Analisi e confronto della struttura dei 4 quadranti	93
4.8.1	Struttura spaziale nel primo quadrante	94
4.8.2	Struttura spaziale nel secondo quadrante.....	96
4.8.3	Struttura spaziale nel terzo quadrante.....	97
4.8.4	Struttura spaziale nel quarto quadrante:	99
5.	DISCUSSIONI.....	101
5.1	Il popolamento	101
5.2	Pattern spaziali.....	103
5.3	Struttura spaziale	105
6.	CONCLUSIONI	106
	BIBLIOGRAFIA	108

Riassunto

All'interno della riserva integrale Millifret nella foresta del Cansiglio nell'anno 2006, su un popolamento puro di faggio lasciato alla libera evoluzione negli ultimi 50 anni, era stata istituita un'area di monitoraggio permanente di 4 ettari all'interno della quale erano stati già analizzati struttura e pattern spaziali. Nell'anno 2015 si è proceduto a censire nuovamente l'intero popolamento arboreo, con anche il prelievo di carote incrementali sul 10% degli individui, al fine di definirne le dinamiche evolutive. Osservando la distribuzione delle classi di diametro si coglie un andamento tipico di un popolamento tendenzialmente coetaneiforme e monoplano dove, rispetto alle zone di foresta regolarmente trattata, si evidenziano forti dinamiche competitive. L'analisi della distribuzione spaziale eseguita attraverso la statistica O-ring e confermata dalla corrispondente analisi sulle strutture spaziali, evidenzia una aggregazione elevata tra gruppi di piante di diametro e altezza simili e una repulsione rispettivamente tra gruppi di piante di dimensioni differenti. Diverso è il discorso da fare per quanto riguarda l'età, rispetto alla quale si evidenzia una distribuzione pressoché casuale degli individui. L'analisi delle interazioni tra le distribuzioni delle piante vive e quelle morte, sottolinea per gli individui vivi un'attrazione via via meno significativa all'aumentare della distanza rispetto agli individui morti. Lo studio della mortalità tra il primo e il secondo censimento ha giocato infine un particolare ruolo nel definire la struttura attuale del popolamento e ha prodotto informazioni utili per lo studio dell'evoluzione e delle dinamiche naturali in aree boschive come questa, dove i disturbi antropici sono stati da poco soppressi lasciando spazio a quelli naturali.

Summary

A permanent plot has been established in 2006 within the strict natural reserve area Millifret in the Cansiglio forest. In this plot spatial distribution and structure analysis have been carried out and 9 years later we renewed the census, collecting increment cores on 10% of the individuals, and performed the analysis again. The typical bell shape distribution of the diameters highlights an even-aged stand where significant competition dynamics are in action respect similar but currently managed stands. O-ring statistics, confirmed by spatial structure analysis, revealed high aggregation among trees with similar size (diameter and height) and a corresponding repulsion among trees with different size. Age, on the other side, seems to be randomly distributed. Sharpening the focus on tree mortality between the two surveys, helps to define the actual dynamics in such a stand where human intervention has been recently suppressed leaving the possibility to better detect natural processes.

1. Introduzione

Le comunità forestali e il loro assetto paesaggistico risultano da secoli, se non da millenni, alterate direttamente e indirettamente dall'uomo (Lazzaroni, 1997), che è intervenuto su tutti i principali processi naturali, come nascita, crescita, competizione e morte (Di Filippo et al., 2004). Il culmine della pressione antropica nelle Alpi è stato raggiunto nel diciannovesimo secolo, per poi diminuire, dopo la seconda guerra mondiale (Motta et al., 1999); di frequente, quindi, all'interno dei nostri boschi, gli effetti delle attività antropiche sono stati, e lo sono ancora, di gran lunga dominanti su quelli derivati da disturbi naturali, determinando spesso semplificazioni di struttura, composizione e funzionalità dei popolamenti.

Fra le specie legnose più diffuse in Italia, il faggio (*Fagus sylvatica* L.) divide il primato col castagno (*Castanea sativa* L.), il quale però, a seguito dei mutati assetti economici della montagna, ha decisamente ridotto la sua presenza, permettendo così al faggio di emergere come espressione naturale e biologica dei fattori ecologici operanti soprattutto nel piano montano (Hofmann, 1991).

Le faggete rappresentano certamente delle cenosi di primario interesse anche nel paesaggio forestale veneto sia per le superfici occupate, sia per la notevole estensione anche in senso altimetrico, (Del Favero, 1992) ma anche per gli aspetti culturali e economici di vaste aree che orbitano intorno a questi boschi (Lazzaroni, 1997).

Tuttavia, mentre gli studi dedicati alle conifere sono stati ampiamente sviluppati da decenni sulle catene montuose europee e nord-americane, soprattutto all'interno di aree protette, la ricerca sull'ecologia di latifoglie decidue lasciate alla libera evoluzione, come il faggio, non ha avuto sinora sviluppi su ampia scala. Il contesto geografico nel quale si inserisce il lavoro di ricerca descritto nel presente elaborato è quello del Cansiglio, dove da sempre il faggio, in quanto elemento caratteristico e la cui presenza è stata da secoli fortemente favorita, ha avuto la possibilità di raggiungere la sua massima espressione attraverso la costituzione di fustaie pure.

Per individuare le forme selvicolturali di trattamento più idonee a ciascun popolamento si devono prima comprendere i principali processi ecologici al quale il popolamento stesso è soggetto.

Un contributo fondamentale in questa direzione è rappresentato dall'analisi storica dei popolamenti, della loro origine e dei loro dinamismi, in relazione alle azioni di disturbo naturali ed antropiche (Motta e Edoard, 2005; Piuksi, 1986; Antos e Parish, 2001; Colak et al., 2003). La caratterizzazione e la ricostruzione storica dei regimi di disturbo in ambienti naturali (ad esempio in foreste vetuste) sta progressivamente assumendo maggiore interesse

nella comunità scientifica. Infatti, solo comprendendo appieno le dinamiche naturali delle formazioni forestali si potranno poi applicare al meglio le tecniche di gestione selvicolturale naturalistica volte a valorizzare e a perpetuare nel tempo le diverse funzioni e i diversi usi che l'uomo attribuisce caso per caso al bosco (Piovesan et al., 2011; Ziaco et al., 2012c).

Diviene pertanto fondamentale studiare il regime dei disturbi e delle dinamiche compositive e strutturali (Grassi et al., 2003; Motta et al., 1999), tenendo in considerazione, a questo proposito, come queste ultime siano frutto primariamente di un'interazione tra la componente genetica delle singole popolazioni e l'ambiente e, successivamente, delle azioni di disturbo determinanti nel tempo e nello spazio le caratteristiche dell'intero popolamento (Piussi, 1994).

Composizione specifica, densità, struttura, distribuzione spaziale, processi dinamici dettati dalla natalità, competizione e morte sono a livello forestale i caratteri più rilevanti. Nello specifico, è stato osservato che soprattutto in situazioni di elevata densità, è molto importante definire le relazioni fra gli individui, in relazione al fatto che la competizione influenza il comportamento degli alberi e il loro rapporto nei confronti dei fattori ecologici (Piutti e Cescatti, 1997).

Per quanto riguarda la struttura, essa può essere intesa sia come il frutto di dinamiche forestali e processi biofisici, sia come indicatore della biodiversità e delle funzioni di un ecosistema. La struttura è dunque un carattere dinamico, risultato dell'interazione di molteplici fattori quali l'età, la modalità di insediamento, le caratteristiche stazionali e i disturbi che hanno segnato la vita del popolamento (Piussi, 1994; Spies, 1998). Questa può essere anche definita come la distribuzione fisica e temporale delle piante tenendo conto anche della distribuzione delle specie, dei pattern spaziali, delle dimensioni degli alberi e della loro età (Oliver e Larson, 1990). Oppure può essere più semplicemente intesa come l'organizzazione orizzontale o verticale degli individui arborei (Kimmins, 1996; Franklin et al., 1981). Tutte le definizioni comportano comunque una descrizione geometrica dello spazio tridimensionale occupato dalle piante (Soraruf e Carrer, 2007). In pratica si è osservato, tuttavia, che lo studio dei parametri spaziali di un popolamento forestale è cosa piuttosto laboriosa, e per questo poco praticata; tutt'oggi risulta comunque innovativo lo studio delle distribuzioni di variabili come diametro, altezza ed età per determinare e descrivere le strutture forestali (Oliver e Larson, 1990).

La necessità di ottenere maggiori informazioni sui pattern spaziali imposti dalla distribuzione degli alberi e le loro interazioni significative, hanno portato negli ultimi anni ad un crescente utilizzo delle tecniche di analisi spaziale (Ford, 1975; Reed e Burkhart, 1985;

Stewart, 1986; Szwagrzyk, 1990; Mou e Fahey, 1993; Duncan, 1993; Frelich e Graumlich, 1994; Chen e Bradshaw, 1999; Soraruf e Carrer, 2007), e in questo contesto va assumendo crescente importanza la disponibilità di aree di monitoraggio permanenti.

Le informazioni ricavate dalle attività di monitoraggio di aree permanenti dovrebbero, infatti, essere utili a migliorare le competenze da parte di chi gestisce il territorio (Franklin, 1993; Bakker et al., 1996; Foster et al., 1996; Bergeron & Harvey, 1997; Brang, 2005; Nocentini, 2010).

Grazie all'attività di monitoraggio a lungo termine all'interno di foreste naturali è possibile, ripetendo le analisi sulla struttura nel tempo, valutare come questa si evolva (Soraruf, 2008). In tale contesto si colloca il presente lavoro che è stato condotto su un'area di monitoraggio permanente di quattro ettari ("Area Millifret") situata appunto nella Foresta del Cansiglio.

Il territorio nel quale ricade l'area, corrisponde a una zona di riserva integrale nella quale, da circa cinquant'anni, il bosco non è soggetto ad alcun intervento selvicolturale.

Lo studio si propone di analizzare la struttura spaziale e le dinamiche di questo popolamento destinato alla libera evoluzione a partire dal 2006 (anno di istituzione dell'area) dove i disturbi antropici passati si aggiungono attualmente a quelli naturali.

Per la definizione della struttura del soprassuolo si è fatto ricorso all'analisi della distribuzione dei diametri, delle altezze, delle età delle piante vive ma anche degli individui morti.

La ricerca si è basata sull'integrazione delle analisi della distribuzione e della struttura spaziali con le analisi dendrocronologiche per poter determinare, oltre ai palesi assetti strutturali del popolamento, anche la sua molto meno evidente struttura cronologica. L'obiettivo prefissato è stato infatti quello di individuare la dinamica della faggeta in libera evoluzione a distanza di 9 anni dal primo censimento (quindi nel 2015) ripetendo gli studi riguardanti la distribuzione spaziale (Point Pattern analysis) e della struttura (Surface pattern analysis) e nel contempo di tenere in considerazione anche altri aspetti determinanti su queste ultime quali la mortalità e la distribuzione delle età grazie al prelievo di carote di legno estratte da un campione rappresentativo di piante pari al 10% dell'intero popolamento. In particolare si è cercato di accertare se la struttura forestale attuale sia il risultato della coesistenza spaziale di più aree omogenee e se all'interno di queste sia possibile determinare la presenza di una qualche forma di eterogeneità non evidente. Il tutto per ottenere informazioni utili sia per una gestione forestale sostenibile che per una modellizzazione delle dinamiche di popolamenti simili.

La scelta di ricensire l'area a una distanza temporale così ravvicinata dalla sua istituzione (solo 9 anni dopo) oltre ad avere come fine quello di registrare eventuali mutamenti evolutivi e strutturali è giustificata dalla decisione di garantire la possibilità di continuare a monitorare in futuro l'area stessa, nonché dalla volontà di ottenere un'immagine più precisa del popolamento.

2. L'area di studio

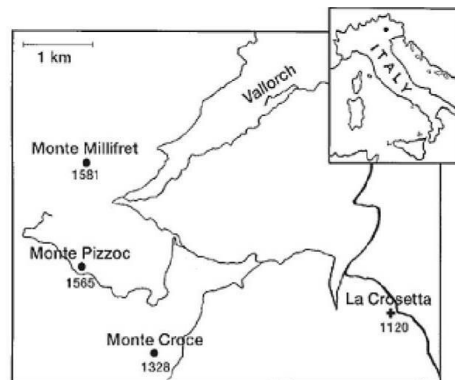


Fig. 1 - Inquadramento generale del Cansiglio

2.1 Descrizione generale della Riserva Integrale “Piaie Longhe – Millifret”

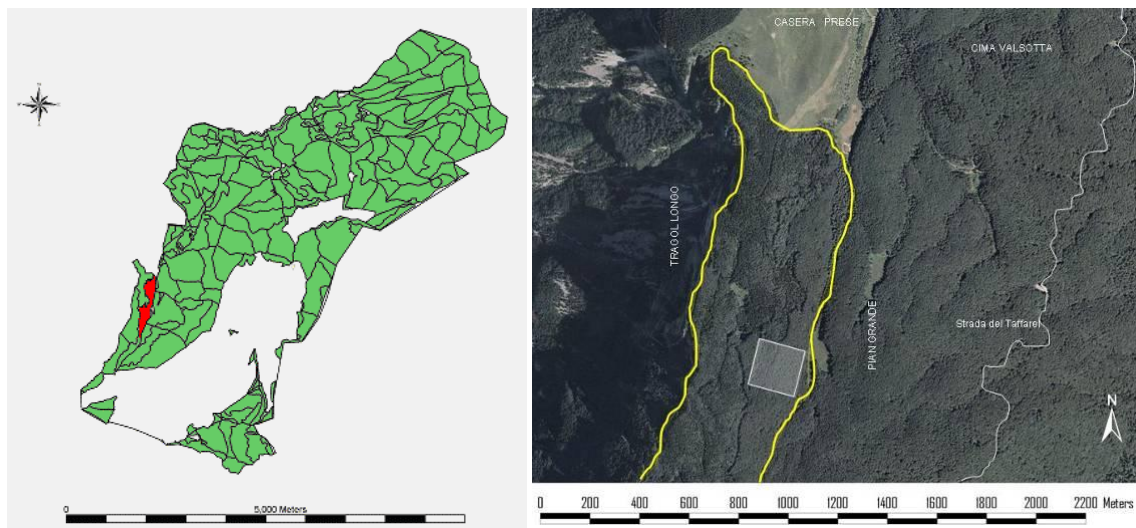


Fig. 2 - Inquadramento generale della riserva con localizzazione dell'area di studio permanente

L'area oggetto di studio è collocata all'interno della Riserva Naturale Integrale *Piaie Longhe – Millifret*, una Riserva Naturale Regionale del Settore prealpino, ubicata nel bacino idrografico del fiume Livenza. Appartiene alla Foresta Demaniale Regionale del Cansiglio ed è situata nella parte sud-occidentale dell'Altopiano del Cansiglio, nelle aree dei comuni di Farra d'Alpago (BL) e di Fregona (TV). La superficie può essere approssimata ad un lungo rettangolo, disposto in direzione Nord Est-Sud Ovest, avente una lunghezza pari a circa 4 km ed una larghezza di circa 0.6 km; la quota minima corrisponde a 1360 m s.l.m. mentre quella massima a 1577 m s.l.m. e coincide con quella del Monte Millifret. Il confine occidentale è dato dalla grande scarpata, spesso verticale, che dà sulla Val Lapisina. La riserva copre una superficie di circa 130 ettari e presenta una morfologia per lo più dolce, con grandi spianate sommitali, caratterizzate da un numero esiguo di doline di medie dimensioni.

Questa particolare morfologia determina un clima temperato freddo, con estati calde e singolari caratteristiche oceaniche prodotte dall'influenza del vicino Adriatico, grazie al quale è assicurata un'escursione termica media annua non superiore a 18 °C. Ciò rappresenta una peculiarità all'interno dell'Altopiano che lo contraddistingue da altre zone montane. La temperatura media è compresa tra 6 °C e 7 °C (circa 6.6 °C), con valori massimi di circa 34 °C nel mese di luglio (dove la media è di circa 15.5 °C) e minime di circa - 20 °C, ma con punte che, nel mese di gennaio (dove la temperatura media è di circa -2.4 °C) in Cornesega-Valmenera e Bech, possono raggiungere i -26 °C (Grillo, 2007).

L'aria fredda più pesante, scende verso il basso dai rilievi circostanti verso il basso ristagnando sulla piana. Di conseguenza si registra un aumento della temperatura all'aumentare della quota, che dà origine al ben noto fenomeno dell'inversione termica, condizionante visibilmente la vegetazione. L'aspetto morfologico dell'altipiano permette il manifestarsi della nebbia, anche all'interno della riserva soprattutto nei periodi di febbraio-maggio e di settembre-ottobre. Il fenomeno è dovuto all'elevata umidità dei catini carsici in concomitanza con una forte escursione termica giornaliera negli stessi (Cuccato e Tondello, *sito internet*). Si assiste invece a una riduzione dell'escursione termica giornaliera nel periodo novembre-gennaio, con conseguente riduzione della nebbia. Le precipitazioni medie annue si aggirano intorno a 1800 mm; i picchi vengono registrati in corrispondenza delle copiose piogge autunnali. Generalmente a partire dall'ultima decade di novembre si manifestano precipitazioni di tipo nevoso (Piutti e Cescatti, 1998). L'altezza media della neve si mantiene intorno a 50-60 cm, mentre la somma degli strati di neve fresca oscilla mediamente da 70 cm a 3 m. Occasionalmente si possono verificare nevicate tardive fino al mese di aprile inoltrato, peraltro determinanti anomalie durante la ripresa vegetativa spesso visibili attraverso analisi dendroclonologiche. Generalmente lo scioglimento della neve è graduale ed avviene tra la fine di marzo e la fine di aprile, ma durante le annate caratterizzate da ingenti precipitazioni nevose lo scioglimento può ritardare anche di un mese.

La riserva naturale Piaie Longhe - Millifret si contraddistingue per la presenza della faggeta montana dei suoli carbonatici tipica esalpica. I rimboschimenti di abete rosso, che attualmente versano in situazioni precarie, occupano una superficie notevole, assieme a un popolamento puro di faggi d'alto fusto, all'interno del quale si colloca l'area di studio. Tali formazioni si sviluppano in un'area compresa dal Piano della Pita fino ai pascoli più a nord della Riserva.

La faggeta montana che è presente all'interno dell'area oggetto di studio, ha un'elevata densità e il suolo è per lo più ricoperto dalle foglie morte dei faggi che subiscono una lenta

decomposizione. Nei punti di minore densità nel sottobosco si sono ben insediate specie *sciafile*, come le felci, *Cardamine trifolia*, *Oxalis acetosella*, *Luzula nivea*, *Galium odoratum*, *Dentaria enneaphyllos* e *Helleborus viridis*. Non mancano strisce in cui sono riconoscibili i consorzi a dominanza di lamponi tipicamente caratterizzanti i margini boschivi.

A partire dalla fine degli anni '30 nella Foresta del Cansiglio è stato applicato il trattamento a tagli successivi uniformi (Del Favero, 1992) e da allora è stato ritenuto il più idoneo per gestire una formazione forestale di questo tipo, in quanto di facile applicazione e sicuro per salvaguardare la struttura monostratificata e la comparsa della rinnovazione secondo i tempi



Fig. 3 - Evidenziazione del sentiero principale che attraversa l'“Area Millifret”

previsti. Non da sempre quindi il bosco del Cansiglio è stato gestito in questo modo. Già a partire dal '500 la Serenissima Repubblica di Venezia aveva dichiarato il Bosco del Cansiglio di pertinenza dell'Arsenale, che estraeva fino a 3-4 m³ di legname all'anno per la costruzione dei remi. In quell'epoca veniva considerato ottimale un assortimento di piante di almeno 50 cm di diametro, slanciate e dalla forma diritta; per secoli il trattamento del faggio fu caratterizzato da tagli a scelta su una parte ristretta del bosco: quella più vicina alle poche vie di esbosco percorribili con grossi cavi adibiti a trasportare tronchi di dimensioni piuttosto considerevoli per i mezzi a disposizione a quell'epoca; la restante faggeta veniva lasciata alla libera evoluzione.

Al termine del XVIII secolo ebbe inizio uno sfruttamento intensivo con l'avvio della produzione di carbone, assortimento più facilmente trasportabile anche se fonte di prelievi cospicui e disordinati nel tempo e nello spazio, con l'aggravante di un pascolo brado condotto sulle tagliate. Si procedeva alla determinazione della ripresa considerando le piante più grandi e di pregio; si rilasciavano gli individui sottomessi e quelli ritenuti di scarto.

L'ispettore forestale Ettore Manfren redasse nel 1875 un piano economico per la gestione che prevedeva un'accurata confinazione. Tra il 1915 e il 1918, periodo della prima guerra mondiale, furono abbattuti 400000 m³ di legname, pari a 7-8 volte la ripresa annua normale, quindi circa 100000 m³ per anno. Pertanto si procedette verso una coetanizzazione di tutta

la foresta del Cansiglio e soprattutto della faggeta. Questo processo fu amplificato negli anni seguenti dalle utilizzazioni volte all'eliminazione degli esemplari più vecchi. Il trattamento coetaneo a tagli successivi, ancora oggi utilizzato, è fondamentale nel determinare l'aspetto strutturale di queste foreste.

Al fine di comprendere l'assetto naturalistico della riserva nella sua complessità, è opportuno conoscere le passate tipologie di intervento che hanno prodotto continui mutamenti e ricordare come, almeno secondo quanto riscontrato grazie alla dendrocronologia, fino agli anni '80 del XIX secolo, questa superficie fosse per gran parte interessata dalla presenza di pascoli e prati. Nel 1930 sono stati rilevati popolamenti radi, perticaie con ceppaie e molte chiarie nei nuovi impianti. Nel 1940 si attesta la presenza di molte radure e di estesi ingenti danni da pascolo e da tagli abusivi. Negli anni '50 ha avuto inizio una decisiva e capillare evoluzione dell'area a bosco (Autori vari, Regione Veneto, 2003). Attualmente l'intero territorio della riserva è contrassegnato, salvo limitate eccezioni, dalla presenza di una copertura forestale continua dove le vicende storiche e i fattori topografici sono stati determinanti nella definizione di un assetto e di una dinamica propria delle comunità vegetali ivi sviluppatesi. All'interno dell'area oggetto di studio sono tuttora individuabili più di una decina di aie (di cui almeno quattro di dimensioni rilevanti), storicamente utilizzate per la produzione di carbone, attività che, stando ai racconti dei locali, è stata praticata almeno fino a cinquanta anni fa.

3. Materiali e metodi

3.1 Modalità di esecuzione dei campionamenti

L'area di monitoraggio permanente ottenuta nel 2006, tramite georeferenziazione con sistema G.P.S. e con l'uso di stazione totale, ha una superficie di 40.000 m² e una forma quadrata con ciascun lato di 200 metri.

Su ogni pianta viva con altezza superiore a 1.3 m erano state applicate delle targhette identificative in plastica di colore verde con cifre in colore bianco a una ventina di centimetri dal suolo nella parte a monte.



Fig. 4 - Evidenziazione di una delle targhette utilizzate

Per le piante unite o

biforcute era stata considerata la soglia di 1.3 m per l'altezza di biforcazione; se questa si trovava a un'altezza superiore a 1.3 m, veniva applicata una sola targhetta, altrimenti se ne applicavano due.

Si è deciso di intervenire nell'area, riprendendo l'attività di monitoraggio attraverso rilievi in campo, nell'anno 2015 senza aspettare oltre, per un problema legato all'identificazione delle piante. Il riconoscimento di ogni singola pianta, era infatti messo a rischio dalla scomparsa di una percentuale elevata di etichette dovuta al distacco o all'inglobamento delle stesse all'interno del fusto. Si è scelto quindi di utilizzare una vernice acrilica apposta per legno in ambiente esterno con la quale su ogni pianta si è dipinto il corrispondente numero identificativo, sperando così di poter garantire visibilità dello stesso per almeno una decina di anni (fino ad un ipotetico censimento futuro). Con lo stesso metodo sono state rinumerate solamente le piante morte in piedi e quelle cadute a terra con diametro uguale o superiore a 10 cm e lunghezza uguale o superiore a 2 metri.

L'identificazione effettiva delle piante nella fase preliminare di raccolta dati è stata resa possibile grazie all'utilizzo di una mappa dell'area georeferenzata. Le posizioni degli alberi vivi e morti in piedi erano state infatti identificate con rilievo topografico eseguito con teodolite elettronico Geotronic Geodimer 400, corredato di distanziometro a raggi infrarossi e di registratore interno di dati, montato su treppiede con basetta dotata di piombino ottico.



Fig. 5 - Evidenziazione della contrassegnatura utilizzata nel 2015

Le misure erano state effettuate con l'impiego di prisma Geotronics montato su palina telescopica corredata con livella sferica. (Lingua et al., 2004). La raccolta dei dati è avvenuta nel periodo Giugno-Ottobre 2015.

Per ogni pianta viva si è proceduto a determinare:

- circonferenza a 130 cm di altezza, misurata con cordella metrica, al fine di determinare il diametro in maniera più precisa, rispetto a quanto fatto in precedenza con l'utilizzo di un cavalletto dendrometrico;
- altezza misurata in metri su un campione rappresentativo di 150 piante, pari al 5% del totale, con ipsometro digitale Laser Technology Tru Pulse 200.

Le piante morte successivamente sono state distinte per brevità con diversa denominazione

utilizzando i termini inglesi “snag” (se morte in piedi) e “log” (se cadute a terra).

L'area è stata infine divisa in quattro quadranti di un ettaro ciascuno e sono state valutate le eventuali differenze di risposta degli indici spaziali nei singoli ettari e nell'intera area, al fine di studiare la capacità descrittiva degli indici stessi. La maggior parte delle analisi spaziali vengono infatti condotte su superfici di un ettaro (Motta et al., 1999; Carrer e Urbinati, 2001; Hao et al., 2007; Mason et al., 2007; Lingua et al., 2008) anche se si ritiene comunque importante effettuare le analisi spaziali sull'estensione dell'area permanente, in quanto, soprattutto a causa del maggior numero di alberi e della dimensione più ampia della zona di analisi, si è in grado di identificare dei modelli che a scala più ridotta non sarebbero rilevabili.

3.2 Elaborazioni

3.2.1 Diametro medio e altezza

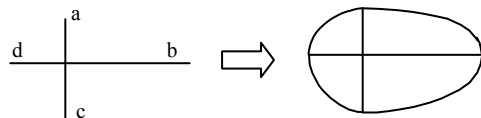
Nel presente elaborato, quando si parla di diametro medio, ci si riferisce al valore ottenuto dalla media aritmetica dei diametri e non quindi il diametro medio solitamente inteso in campo forestale e in dendrometria, dove invece, questo termine indica il diametro

corrispondente all'albero di area basimetrica media. Allo stesso modo si è proceduto per l'altezza media; mentre solitamente per altezza media si fa riferimento all'altezza della probabile pianta di volume medio (La Marca, 1999), in questo caso la stessa risulta dalla media aritmetica delle altezze prese in esame. Questo per consentire uno studio più specifico ed approfondito a livello ecologico sulle dinamiche evolutive della faggeta.

3.2.2 Area di insidenza e indici di chioma

Area d'insidenza della chioma

Per calcolare l'area d'insidenza sono stati valutati i quattro raggi di monte (a), destra (b), valle (c) e sinistra (d). Ciascun quarto formato dall'intersezione dei quattro raggi è stato considerato come un quarto di parabola simmetrica. La somma di ciascun quarto di parabola dà il valore dell'area d'insidenza approssimata secondo la formula:



$$A_i = \frac{[(a \cdot b) + (b \cdot c) + (c \cdot d) + (d \cdot a)]}{4} \cdot \pi$$

Coefficiente di chioma

Il coefficiente di chioma rappresenta il rapporto tra il diametro medio della chioma e il diametro del fusto a 50 cm. Il diametro medio è stato determinato in base alla media dei 4 raggi:

$$C_c = \frac{\left[\frac{(a + b + c + d)}{4} \right] \cdot 2}{d_{50}}$$

Grado di asimmetria

Il grado di asimmetria è dato dalla differenza fra il raggio più grande (R) e il raggio più piccolo (r) divisa per il raggio medio (R_m):

$$G_a = \frac{R - r}{R_m}$$

Altezza relativa

L'altezza relativa esprime il rapporto tra l'altezza d'inserzione della chioma (h_{ins}) e l'altezza totale (h).

$$A_r = \frac{h_{ins}}{h}$$

Profondità di chioma

La profondità di chioma si ottiene dalla differenza:

$$(h - h_{ins})$$

Rapporto di snellezza

Il rapporto di snellezza è quello tra l'altezza totale (h) del fusto e il diametro a 50 cm (d_{50}) espressi nella stessa unità di misura:

$$\frac{h}{d_{50}}$$

3.2.3 La faggeta e le piante considerate

Il presente lavoro prende in considerazione, al fine di analizzare i dati raccolti sulle piante vive, esclusivamente le piante di faggio. Il numero assolutamente trascurabile di 5 soggetti vivi (contro i 7 presenti all'atto di istituzione dell'area), appartenenti ad altre specie, ha motivato la decisione di escludere a priori questi alberi. Di conseguenza l'elaborazione dei dati ha coinvolto puramente 3051 individui vivi di *Fagus sylvatica*, rispetto ai 3246 del primo censimento. Solamente per le analisi descrittive a carico degli individui morti, si sono invece considerati tutti i 519 individui morti (197 in più rispetto al 2006) rappresentati da due specie: *Fagus sylvatica* e *Picea abies*.

Quando si procede a un'analisi all'interno di un'area di saggio permanente lasciata alla libera evoluzione, bisogna conoscere (Forti et al., 2002):

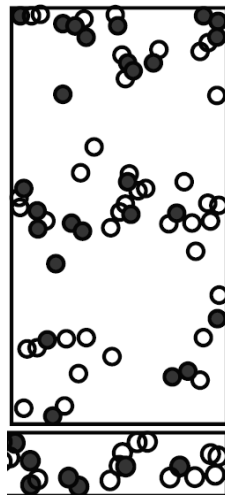
- qual è l'oggetto da analizzare,
- presumibilmente quanto grande è l'oggetto,
- quanto spazio occupa,
- qual è la distanza media fra gli oggetti,
- qual è il modello spaziale della distribuzione degli oggetti.

Nel caso in cui si decida di analizzare i dati distribuiti geograficamente risulta opportuno ricorrere a un approccio statistico adeguato che consenta una chiara interpretazione dei risultati conseguiti.

Gli aspetti di maggior importanza su cui ci si deve focalizzare sono:

- l'autocorrelazione dei dati: ossia il fatto che esiste, oltre alla dipendenza tra variabili differenti, anche una dipendenza fra differenti unità della stessa variabile relativamente alla loro collocazione geografica;
- la distorsione dovuta all'aggregazione geografica, in quanto la struttura spaziale può agire da fattore latente e modificare o confondere relazioni fra variabili d'interesse;
- l'extra-variabilità (over-dispersion), dovuta dal fatto che in piccole aree la dimensione ristretta della popolazione di riferimento rende qualsiasi indicatore statistico inconsistente.

Quest'ultimo caso sembra essere il problema più serio e ricorrente nelle analisi spaziali di dati all'interno di piccole aree. Infatti, data la povertà di risultati prodotti da stime statistiche eseguite in queste ultime e l'extra-variabilità di queste, riscontrabile anche nelle relative mappe prodotte, qualsiasi interpretazione risulterà difficile. In sostanza per piccole aree si rischia di non cogliere sulle mappe la dispersione dei dati e quindi del fenomeno da studiare. Altro fattore di criticità legato all'analisi su piccole superfici può essere legato all'“effetto bordo” che ovviamente è inversamente proporzionale alle dimensioni dell'area di studio e alla sua forma. Uno degli obiettivi fondamentali del presente studio è quello di riosservare e reinterpretare la struttura del popolamento nel suo insieme, aumentando la risoluzione spaziale. Si ricercano ed eventualmente si riconfermano fenomeni di aggregazione o dispersione già individuati in precedenza. Per comprendere l'efficacia del meccanismo di risoluzione spaziale messo in atto durante le analisi ci si può aiutare con un disegno:



Esaminando la mappa nella parte bassa, ci si accorge che pur essendo un sottoinsieme della mappa soprastante (quello centrale), esprime un risultato completamente diverso. Mentre nell'area più grande le palline nere si associano alle palline bianche, nell'area più piccola il fenomeno sembra opposto, con repulsione fra le palline di diverso colore.

All'interno dei quattro ettari dell'“Area Millifret” è possibile usare gli indici di autocorrelazione spaziale con classi di distanza di 50 m, cosa improponibile se la superficie fosse più ridotta. Considerando l'unicità delle dimensioni di quest'area permanente e note le dimensioni usuali delle altre aree presenti sull'arco alpino (10000 m²), si è deciso di dividere l'area in quattro quadranti da un ettaro ciascuno per sottolineare così un “valore aggiunto” ottenuto nel costituire un'area più ampia e per poter meglio valutare la reale omogeneità strutturale del popolamento.

3.3 Analisi statistica dei dati non spaziali

3.3.1 Coefficiente di correlazione

Per la misura della correlazione tra le variabili continue in esame si è utilizzato il coefficiente di correlazione:

$$r = \frac{n \cdot (\sum xy) - (\sum x) \cdot (\sum y)}{\sqrt{[n \cdot \sum x^2 - (\sum x)^2] \cdot [n \cdot \sum y^2 - (\sum y)^2]}}$$

Poiché si tratta di test parametrici il valore di r è stato convertito in un valore di t dividendolo per il suo errore standard:

$$t = \frac{r}{\sqrt{\frac{(1-r^2)}{(n-2)}}}$$

I valori di t sono stati controllati nelle tabelle di t in corrispondenza del numero appropriato di gradi di libertà ($n - 2$). La correlazione viene valutata statisticamente significativa, nel caso in cui il valore ottenuto è maggiore rispetto al valore critico dei livelli di probabilità prescelti (0.05, 0.01, 0.001).

3.3.2 Test t per dati non appaiati

Si è proceduto a verificare la differenza tra i valori medi di diametro ed altezze di ciascun quadrante e quelli di diametro ed altezza dell'intera area con il test t di Student per dati non appaiati.

L'ipotesi nulla H_0 è che i due campioni siano estratti dalla stessa popolazione oppure da due popolazioni differenti ma con media (μ) uguale; tale ipotesi può essere scritta come

$$H_0: \mu_A = \mu_B \quad \text{oppure} \quad H_0: \mu_A - \mu_B = 0$$

L'ipotesi alternativa H_1 è riferita a un test a due code e può essere scritta come

$$H_1: \mu_A \neq \mu_B \quad \text{oppure} \quad H_1: \mu_A - \mu_B \neq 0$$

Nel caso di due campioni indipendenti, i gradi di libertà del test sono uguali a:

Il valore di t è ottenuto mediante la seguente formula: $(n_A - 1) + (n_B - 1)$

$$t_{(n_A+n_B-2)} = \frac{(\bar{X}_A - \bar{X}_B)}{\sqrt{S_p^2 \cdot \left(\frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B} \right)}}$$

dove

- $\bar{X}_A - \bar{X}_B$ sono le medie rispettivamente del campione A e del campione B
- n_A e n_B sono il numero di osservazioni nei campioni A e B,
- s_p^2 è la varianza associata (*pooled*) dei due gruppi a confronto,

La varianza associata (s_p^2) si ottiene dal rapporto tra la somma delle due varianze e la somma dei rispettivi gradi di libertà

$$S_p^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n_A} (X_{Ai} - \bar{X}_A)^2 + \sum_{i=1}^{n_B} (X_{Bi} - \bar{X}_B)^2}{n_A - 1 + n_B - 1}$$

dove

- X_{Ai} - $\bar{X}_A$ sono nell'ordine i dati e la media del gruppo A

- X_{Bi} - $\bar{X}_B$ sono rispettivamente i dati e la media del gruppo B

- n_A e n_B sono il numero di osservazioni nei campioni A e B

3.4 Analisi spaziale

3.4.1 Generalità

Le popolazioni e le comunità vegetali e animali, generalmente distribuite sul territorio in modo discontinuo (fenomeni dispersivi), sono caratterizzate da un certo grado di eterogeneità spaziale in relazione a quella dell'ambiente fisico che occupano. Quest'ultimo, invece, viene descritto da variabili ambientali che presentano continuità sul territorio (fenomeni diffusivi), seppur con differente intensità locale. L'eterogeneità spaziale assume un ruolo centrale nelle teorie ecologiche le quali attribuiscono agli elementi di un ecosistema vicini tra loro nello spazio e nel tempo l'elevata probabilità di essere influenzati dallo stesso processo generativo (Legendre e Fortin, 1989). Pertanto i riferimenti spaziali, precise localizzazioni sul territorio condizionanti e caratterizzanti diverse forme e intensità del dato elementare, risultato dell'osservazione, sono in grado di incidere sia sui fenomeni biologici, che su qualsiasi altro fenomeno esaminato. Qualunque siano la natura e le caratteristiche del dato spaziale, tutti i procedimenti e le tecniche di indagine che tengono conto esplicitamente del territorio si prefiggono, in ultima analisi, di accertare e valutare l'influenza che lo spazio ha esercitato sulle manifestazioni del fenomeno (Vinci, 1993). È importante dunque studiare la distribuzione di un fenomeno nello spazio per capire se tale distribuzione evidenzia dei *pattern*, cioè dei modelli distributivi distintamente riconoscibili come tali. I modelli ecologici considerati per lungo tempo, che assumevano in natura una distribuzione degli organismi secondo schemi casuali, uniformi o a gruppi sembrano, attualmente piuttosto lontani dalla realtà. Più frequentemente l'ambiente risulta spazialmente strutturato da vari input energetici che determinano strutture irregolari o gradienti (Legendre e Fortin, 1989). A partire dagli anni '50, sono stati sviluppati numerosi metodi di analisi spaziale all'interno delle più disparate discipline (ecologia vegetale e animale, geografia, ingegneria mineraria): sono volti a migliorare la capacità di individuare e caratterizzare i *pattern* spaziali e hanno sovente obbiettivi differenti (Fortin et al., 2002). I geografi suddividono l'analisi spaziale in tre categorie principali (Legendre e Fortin, 1989):

- analisi della distribuzione spaziale (point pattern analysis).

si riferisce alla distribuzione fisica dei punti (fenomeni discontinui) nello spazio, per esempio singole piante o animali. Persegue l'obiettivo di stabilire la casualità o meno della distribuzione geografica dei dati puntuali ed è utile a descrivere il tipo di *pattern*;

- analisi delle connessioni spaziali (line pattern analysis).

si tratta di un approccio topologico allo studio delle reti e delle connessioni;

- analisi della struttura spaziale (surface pattern analysis).

si occupa dello studio di fenomeni spaziali continui, dove una o più variabili quantitative sono attribuite ai punti osservati. Si considera ogni punto come rappresentativo della porzione di spazio ad esso adiacente.

3.4.2 Metodologie di analisi spaziale utilizzate

Nel presente studio sono stati applicati i metodi di analisi della distribuzione e della struttura spaziale (fig. 6).

La struttura spaziale in un popolamento forestale comprende l'uso da parte delle piante sia dello spazio orizzontale che di quello verticale; si tratta di un concetto sicuramente complesso. Al fine di semplificarlo si è ricorso a un approccio che considera solamente la localizzazione orizzontale di ciascuna pianta, che nell'astrazione di una mappa viene assimilata a un punto e rappresentata come tale. A questo proposito secondo una convenzione, utilizzata spesso in letteratura, si considera ciascuna pianta, come un "evento", in quanto rappresentante un'occorrenza nello spazio del fenomeno esaminato, riservando invece il termine "punto" ad altre localizzazioni arbitrarie. La distribuzione di eventi si colloca all'interno della regione di interesse R corrispondente all'area di studio dove ricade; N rappresenta la numerosità degli eventi stessi. Si individua ciascun evento " i " in modo univoco nello spazio, ricorrendo alle coordinate cartesiane X_i e Y_i , o in maniera equivalente tramite il vettore $s_i = (s_{i1}, s_{i2})$, in cui ovviamente: $s_{i1} = X_i$ ed $s_{i2} = Y_i$.

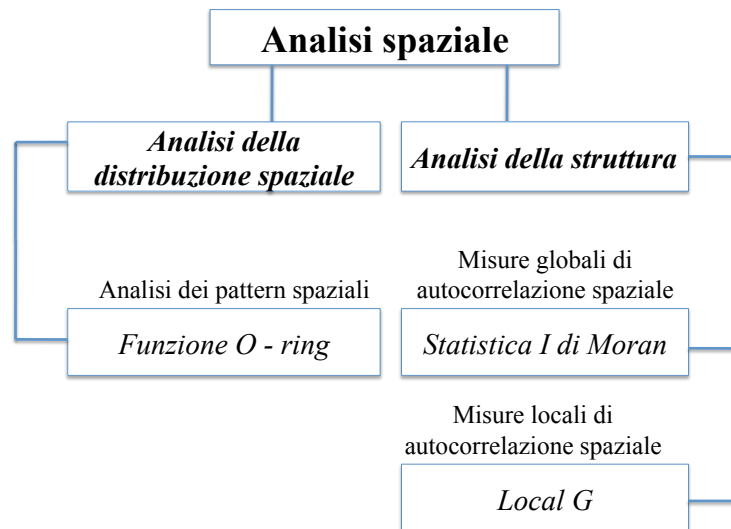


Fig. 6 - Metodologie di analisi spaziale utilizzate

Di seguito la spiegazione sintetica delle singole classi di analisi applicate a dati spaziali.

3.4.3 Analisi della distribuzione spaziale

Le coordinate $X_i; Y_i$ degli N eventi costituiscono le uniche informazioni strettamente utili per la comprensione della distribuzione casuale o meno nello spazio, regolare oppure in *cluster* (gruppi di svariate dimensioni) di certi punti.

Ciò è reso possibile statisticamente da un'analisi delle cosiddette *proprietà di primo e secondo ordine* della distribuzione. Le prime definiscono una distribuzione dal punto di vista dell'intensità o densità degli eventi in R . Le seconde si riferiscono alle relazioni ed interazioni degli eventi ad una scala locale. Qualunque distribuzione viene descritta da entrambe le proprietà.

3.5 Analisi dei pattern spaziali

3.5.1 Funzione O-ring

L'analisi per punti (*point pattern analysis*) quantifica l'intensità della distribuzione degli individui del popolamento confrontando a scala definita il numero di eventi atteso in condizioni di completa casualità con il numero di eventi di una determinata distribuzione, deducendo così se gli eventi siano più o meno concentrati rispetto al valore casuale atteso (Renzaglia, 2008). Su questa area sono state applicate due funzioni: la *Ripley's K-function* $K(d)$, e la *O-ring statistic* $G(r)$; entrambe, nel loro risultato indicano se nella distribuzione spaziale si ha aggregazione o dispersione (regolarità) e si differenziano nella diversa

applicazione del metodo utilizzato per valutare la distribuzione degli individui a livello di popolamento.

Il metodo di Ripley, utilizzato nel 2006, a seguito dell'istituzione dell'area permanente, considera il numero di eventi attesi entro una determinata distanza da un evento arbitrario; il metodo *O-ring*, adottato nel presente studio, prende in considerazione il numero di eventi attesi a una determinata distanza. In particolare, tale statistica arriva a rappresentare il numero stimato di punti in un'area circolare di raggio r , avente il centro in un punto casuale, quantificando l'intensità spaziale del pattern (Wiegand, 2004):

$$K(r) = \frac{\lambda^{-1} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n I_t(e_i, e_j)}{n}$$

dove l'intensità del punto (λ) viene determinata come densità (n/A). Si tratta di una funzione indicatrice che fa assumere valore di 1 agli eventi entro il raggio r (e 0 altrimenti) e n è il numero totale di eventi.

Quindi a parità di raggio di distanza (r), il primo metodo esegue analisi all'interno di un'area circolare, mentre il secondo in corrispondenza di un anello (Renzaglia, 2008) (fig. 7).

$$L(r) = \sqrt{\frac{K(r)}{\pi}} - r$$

Una conseguenza della funzione di Ripley è che, essendo una funzione cumulativa, non permette di discriminare fra gli effetti posti a distanza maggiore con quelli a distanza minore; con l'analisi ad anello di O-ring, eseguita in seguito all'ultimo censimento (2015), si ha invece il vantaggio di poter isolare una specifica classe di distanza.

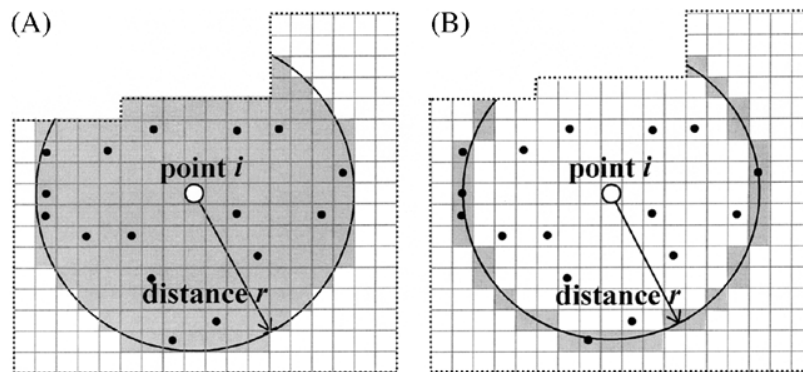


Fig. 7 - Rappresentazione delle modalità operative della funzione K di Ripley $K(d)$, e della O-ring statistic $G(r)$ (da Wiegand & Moloney, 2004)

La *point pattern analysis* è stata eseguita utilizzando il software dedicato “PROGRAMITA” sviluppato da Thorsten Wiegand, (Dept. Ecological Modelling, UFZ Centre for Environmental Research Leipzig-Halle Germany). Questo esegue l’analisi per punti applicando sia il metodo “circolare” di Ripley [K(d)] nella sua versione linearizzata [L(d)], sia il metodo “O-ring” (ad “anello”) di Wiegand-Moloney. Il software è in grado di calcolare il livello di significatività del test confrontando i dati reali con i risultati ottenuti con ripetizioni multiple tramite un particolare metodo chiamato Monte Carlo (Renzaglia, 2008). Nella presente analisi sono state applicate sempre 99 ripetizioni, così da ottenere un livello di confidenza del 5%. Il metodo di analisi di Ripley richiede di immettere il parametro della distanza d entro la quale analizzare la distribuzione dei punti; il metodo O-ring invece, necessita del parametro di dimensione del raggio r e la distanza massima d entro la quale elaborare i dati. La misura del lato della maglia è direttamente collegato alla risposta dell’analisi, visto che tanto più grande è la maglia della griglia, tanto risulta maggiore il numero dei singoli individui che ricadono all’interno della singola cella e quindi vengono considerati in blocco (Renzaglia, 2008). Per le aree oggetto di studio, si è ritenuto opportuno scegliere un lato di griglia di 1 metro.

Per tener conto dell’“effetto bordo”, è stata fissata una distanza massima di analisi pari alla metà del lato più corto dell’area, applicando così una correzione basata sulla riduzione della superficie di analisi (Wiegand e A. Moloney, 2004). Il programma riproduce il profilo dei risultati ottenuti per le singole classi di distanza, in un grafico che in ascissa ha le classi di distanza ed in ordinata il valore univariato linearizzato della funzione di Ripley o in questo caso, la funzione univariata O-ring (figg. 8 e 9).

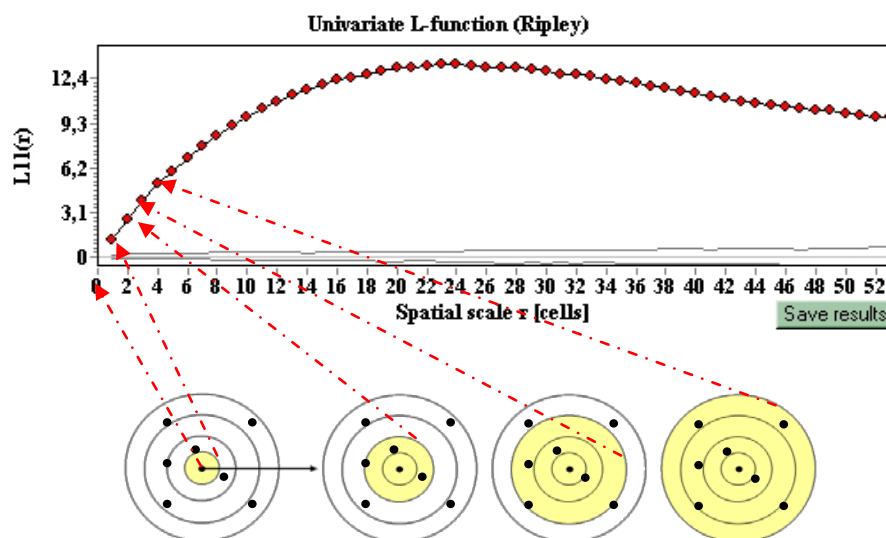


Fig. 8 - Profilo dei risultati della Ripley's K-function (da Renzaglia, 2008)

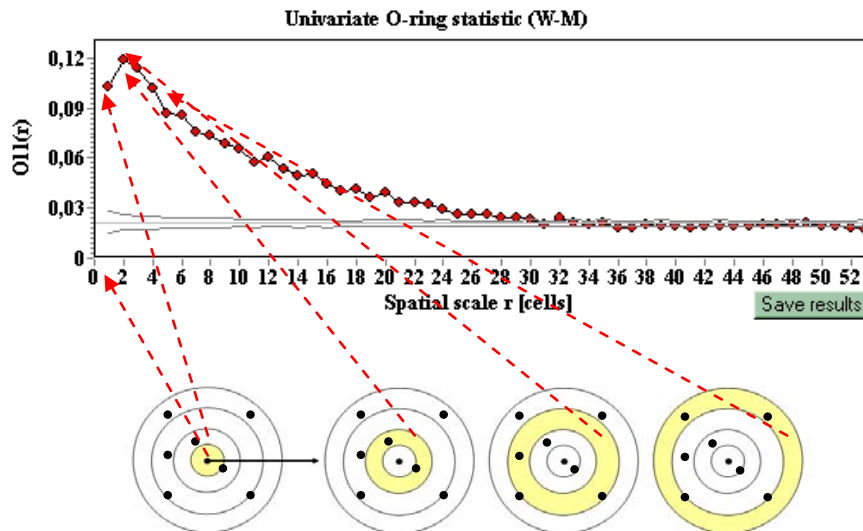


Fig 9 - Profilo dei risultati della O-ring statistic (da Renzaglia, 2008)

Valori positivi di $G(r)$, al di sopra del limite di confidenza indicano aggregazione (i punti tendono a raggrupparsi reciprocamente); valori di $G(r)$ al di sotto del limite di confidenza rappresentano repulsione (i punti sono distribuiti regolarmente nello spazio); infine, valori di $G(r)$ compresi tra le curve di confidenza indicano una distribuzione casuale dei punti.

3.5.2 Funzione O-ring bivariata

Similmente alla funzione O-ring univariata, quella O-ring $G_{1,2}$ bivariata, rappresenta l'evoluzione della funzione Ripley's $K_{1,2}$ bivariata; la sola differenza sta nel fatto che ai cerchi di raggio r dell'ultima si sostituiscono gli anelli di ampiezza r (Wiegand, 2004). La scelta di ricorrere alla statistica O-ring nell'analisi bivariata è molto importante: un'ampiezza troppo piccola potrebbe prendere in esame solamente un numero ridotto di punti, mentre un'ampiezza troppo elevata comprometterebbe facilmente la possibilità di valutare le relazioni per determinate classi di distanza. I valori positivi al di sopra delle curve di significatività denotano attrazione tra due gruppi, mentre quelli negativi (al di sotto) repulsione; quelli compresi (all'interno delle curve) indicano la mancanza di interazione tra gli stessi. L'attrazione o la repulsione tra i due gruppi viene letta come una tendenza delle piante dell'area considerata a distribuirsi in maniera aggregata o indipendente sulla base di parametri quali diametro, altezza ed età. Le curve di inviluppo di significatività sono state determinate grazie alla ripetizione di 99 simulazioni che garantiscono un limite di confidenza del 99%. È necessario scegliere il modello appropriato per l'analisi bivariata, in maniera attenta e basandosi sulle ipotesi biologiche da verificare (Wiegand, 2004). A seconda se si sceglie di studiare la relazione tra piante mature e piante giovani o tra piante piccole e piante

grosse, le ipotesi di base sono infatti differenti. L'analisi bivariata si è sostanzialmente basata sul confronto tra gruppi di piante di piccole dimensioni e quelle più grosse. Tutte le analisi della statistica O-ring bivariata sono state condotte utilizzando il software PROGRAMITA® (Wiegand, 2004b) con una scala spaziale (ampiezza dell'anello) di 5 m, fino alla distanza di 50 m dal punto selezionato.

3.6 Analisi della struttura

3.6.1 Autocorrelazione spaziale

L'analisi per superfici (*surface pattern analysis*) è stata eseguita con l'applicazione dell'indice di autocorrelazione spaziale $I(d)$ di Moran, il quale esprime il grado di dipendenza spaziale fra gli individui analizzati. Questo permette di determinare la dipendenza dei valori espressi in un determinato ambito, da una variabile rispetto a quelli che la stessa variabile produce in ambiti vicini; consente inoltre di valutare, statisticamente, la tipologia distributiva degli individui nello spazio bidimensionale, in funzione di un loro carattere quantitativamente o qualitativamente definito (Renzaglia, 2008). Per far sì che il numero di coppie di individui all'interno di ogni classe di distanza fornisca un valore significativo, l'analisi di autocorrelazione dovrebbe considerare almeno 20 coppie di misure, quindi è necessaria una popolazione campionaria di almeno 30 individui (Upton e Fingleton, 1985, in Renzaglia, 2008). Dall'applicazione dell'indice di Moran si ottiene un valore di autocorrelazione, che è l'espressione della relazione tra gli individui per ogni classe incrementale di distanza; esso varia generalmente tra -1 e +1, ma non di rado può superare tali valori. Valori positivi esprimono autocorrelazione spaziale positiva, sono indice di aggregazione di valori alti o bassi; valori negativi esprimono autocorrelazione spaziale negativa; indicano vicinanza di valori alti a valori bassi e sono dunque espressione di competizione. In mancanza di autocorrelazione, quanto più numeroso è il campione, il valore atteso di $I(d)$ viene approssimato a zero. I valori degli indici ottenuti vengono riportati in grafici detti correlogrammi dove l'ordinata è espressione del valore e l'ascissa indica le classi di distanza a cui è stata eseguita l'analisi (fig. 10). I valori significativi vengono riportati nel grafico con punti di colore differente da quelli non significativi. L'andamento delle curve ottenute esprime il tipo di distribuzione che la variabile presa in considerazione ha nel popolamento considerato (Renzaglia, 2008).

Oltre all'indice di Moran, è possibile applicare la statistica di tipo locale, chiamata *Local Gi** (Getis e Ord, 1992, 1996), che fornisce un indice di associazione spaziale di un set di

osservazioni che ricadono entro una distanza critica “d”, scelta in relazione all’andamento dell’indice di Moran, espresso dal correlogramma e dalla sua significatività a partire da ciascun evento della distribuzione (Carrer, 1997; Renzaglia, 2008). Valori positivi o negativi di G_i^* indicano la presenza di aggregazione in corrispondenza dei valori rispettivamente più alti o più bassi.

3.6.2 Misure globali di autocorrelazione spaziale

Coefficiente I di Moran

Nel caso in cui si disponga di serie spaziali di dati, una delle misure di autocorrelazione più utilizzate, soprattutto in caso di non uniformità nella distribuzione delle osservazioni, è il coefficiente I di Moran (1950).

Il coefficiente I di Moran così come quello “ c ” di Geary richiedono che agli eventi sia associato un valore numerico di intensità. A livello formale si definisce la statistica I di Moran con la seguente formula:

$$I(d) = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{W \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

Dove: n è il numero di eventi
 x_i il valore della variabile considerata nel punto “ i ”
 x_j il valore della variabile considerata nel punto “ j ” dove $i \neq j$
 $\bar{x}$ la media della variabile considerata
 w_{ij} fattore di ponderazione per la coppia di piante i e j 1 se le piante i e j ricadono nella stessa classe di distanza, 0 negli altri casi.
 W somma ricavata dalla matrice dei pesi : $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$

Differentemente dal coefficiente di correlazione l’indice I non assume un valore teorico nullo in corrispondenza della condizione di indipendenza ma un valore negativo molto prossimo a zero e pari a:

$$E(I) = -\frac{1}{(n-1)}$$

Valori di I maggiori della media teorica $E(I)$ indicano autocorrelazione spaziale positiva, mentre valori di I minori della media teorica $E(I)$ indicano un’autocorrelazione spaziale negativa.

Significatività dei risultati

Per correlogramma si intende il grafico nel quale il valore di autocorrelazione è rappresentato in ordinata contrapposto alle classi di distanza in ascissa (Legendre e Fortin, 1989). La significatività globale dei correlogrammi è stata testata attraverso il test di Bonferroni, che approssima la probabilità significativa corretta per test multipli (Legendre, 1998). In questo caso vi sono molteplici classi di distanza. Il livello di probabilità α , utilizzato per testare l'intero correlogramma, con la correzione di Bonferroni è ottenuto dividendo il livello di probabilità α (ad esempio 0.05) per il numero di classi di distanza k , per cui $\alpha = (\alpha/k)$. Un correlogramma è da considerare significativo nel momento in cui contiene almeno un valore significativo a livello di α (Fortin et al., 2002). È possibile testare la significatività dei risultati ottenuti con la statistica di Moran confrontando la distribuzione empirica e la distribuzione teorica di I per mezzo del rapporto:

$$z(d) = \frac{I(d) - E[I(d)]}{\sqrt{\text{var}[I(d)]}}$$

Infatti è stato provato che gli indici di Moran e Geary tendono ad una distribuzione normale all'aumentare della numerosità del campione (Cliff e Ord, 1973, 1981). L'ipotesi di condizione di indipendenza può essere testata in termini di devianza normale standardizzata. Se $z(d)$ supera in termini assoluti i valori di 1.96, 2.58 e 3.39 l'ipotesi di condizione di indipendenza può considerarsi violata e il risultato sarà valido a un livello di significatività rispettivamente di 0.05, 0.01 e 0.001. Di norma i correlogrammi vengono calcolati per campioni con una numerosità superiore a trenta unità; al di sotto di questa soglia l'assunzione di normalità può non essere valida, producendo risultati non significativi (Cliff e Ord, 1981; Upton e Fingleton, 1985; Sawada, 1999). La rappresentazione grafica dei correlogrammi per le diverse classi di distanza è stata realizzata con diagrammi che presentano il valore di $z(I)$ in ordinata e la distanza in metri sull'asse delle ascisse (fig. 10). I quadrati che corrispondono ai singoli valori di $z(d)$ per le diverse distanze sono vuoti se il valore non è significativo, pieni se il valore è valido a livello di significatività dello 0.05%. Scegliendo il valore $z(I)$, che riflette comunque l'andamento della I di Moran, si è in grado di evitare inconvenienti causati da valori eccessivamente ridotti della statistica I , frequentemente fonte di grafici con scarsissima variabilità, nonché difficoltosi da interpretare.

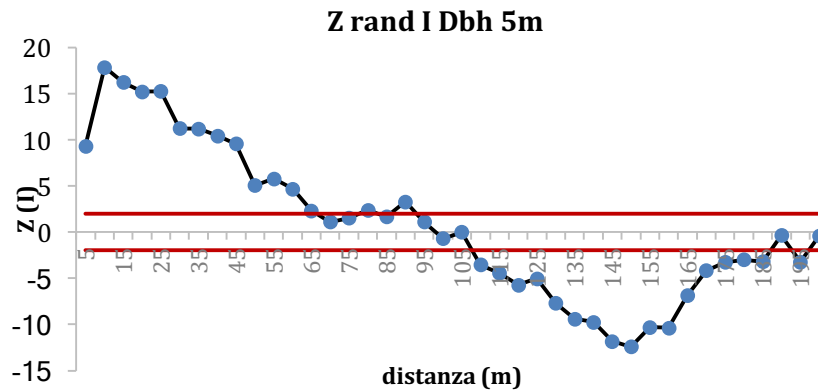


Fig. 10 - Esempio di correlogramma

3.6.3 Misure locali di autocorrelazione spaziale

Per misurare il grado di autocorrelazione spaziale a livello locale vengono impiegate statistiche apposite che consentono di individuare il contributo di ogni evento rispetto al comportamento globale della distribuzione. L'analisi locale scompone le statistiche globali nei loro elementi locali, consentendo di evidenziare in questo modo più le eccezioni che le regolarità generali e producendo statistiche mappabili per le coordinate di ogni singolo evento (Anselin, 1995; Getis e Ord, 1996; Unwin, 1996; Fotheringham e Brunsdon, 1999; Fotheringham et al., 2000). Questi tipi di statistiche rendono possibile l'individuazione di forme di *clustering* attorno a specifici punti, focalizzando l'attenzione su ogni singolo evento. In linea del tutto generale un indicatore locale di associazione spaziale (*Local Indicator of Spatial Association* o *LISA*) è una qualsiasi statistica che, fornendo valori proporzionali a quelli delle caratteristiche globali, permette di descrivere il grado di somiglianza o differenza di ciascun evento rispetto agli eventi più prossimi (Anselin 1995).

Statistiche local G

Le statistiche *local G* forniscono un indice di associazione spaziale di un set di osservazioni che ricadono entro una distanza critica “*d*” scelta arbitrariamente a partire da ciascun evento della distribuzione in esame (Getis e Ord, 1992; 1996):

$$G_i^* = \frac{\sum_j c_{ij}(d) X_j}{\sum_j X_j} \quad i = j \qquad G_i = \frac{\sum_j c_{ij}(d) X_j}{\sum_j X_j} \quad i \neq j$$

Dove: $c_{ij}(d)$ è il fattore di ponderazione per la coppia di piante *i* e *j*, 1 se le piante *i* e *j* ricadono nella stessa classe di distanza, 0 negli altri casi.

X_j valore della variabile oggetto di studio nella localizzazione *j*

A seconda dall'inclusione o meno nell'algoritmo della localizzazione i attorno alla quale è misurata l'associazione si sceglie l'una o l'altra equazione. Non esiste alcuna teoria specifica in grado di indicare a quale delle due è più opportuno ricorrere in determinate circostanze ma la differenza nei risultati tra le due espressioni è estremamente ridotta (Shi e Zhang, 2003).

Nel presente studio si è scelto di continuare a utilizzare la statistica G_i^* , già adottata precedentemente nell'area, al fine di confermare o meno i risultati precedenti. Se elevati valori di X tendono ad aggregarsi attorno ad i , il valore di G_i^* o G_i risulterà elevato, se bassi valori di X tendono ad aggregarsi attorno ad i , allora il valore di G_i^* o G_i sarà basso. Valori positivi e significativi di G_i^* o G_i indicano la presenza di aggregazione in corrispondenza dei valori più alti della variabile X . Viceversa, valori negativi e significativi di G_i^* o G_i indicano la presenza di aggregazione in corrispondenza dei valori più bassi della variabile X (Sokal et al. 1998a; 1998b). Dato che il risultato di questa statistica è dovuto alle coordinate di ciascun evento la restituzione grafica dei risultati risulta più complessa rispetto alle altre statistiche spaziali. Si possono rappresentare i risultati come una distribuzione di punti che corrisponde esattamente a quella ottenuta plottando le coordinate di ciascun evento, utilizzando generalmente forme e/o colori diversi per distinguere gli eventi caratterizzati da valori di G_i^* o G_i positivi da quelli che presentano invece valori negativi. In questo studio si è scelto di presentare i risultati sottoforma di bolle che corrispondono alla posizione delle singole piante per ottenere una rappresentazione piana con cerchi di colore rosso, blu o verde a seconda che si tratti di autocorrelazione significativamente positiva, negativa o non significativa (fig. 11). Anche in questo caso come per la statistica I di Moran è stato rappresentato il valore corrispondente a $z-G^*$ della devianza normale standardizzata della statistica per ottenere risultati graficamente più apprezzabili.

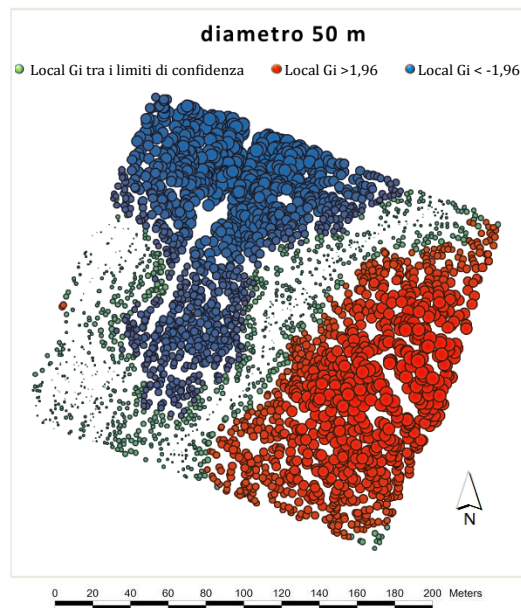


Fig. 11 - Esempio di rappresentazione dei valori di *Local G*. La rappresentazione è del tipo a bolle. Le aree a colore rosso e blu rappresentano zone di aggregazione di eventi in corrispondenza di valori rispettivamente positivi o negativi della variabile *X*.

3.7 Analisi delle età e degli incrementi

L'analisi della struttura cronologica e quella dendrocronologica è possibile attraverso il prelievo di campioni legnosi (carote aventi sezione circolare di circa 5 mm di diametro) studiati per conoscere sia l'età degli individui sia le loro dinamiche di accrescimento in relazione alla variabilità climatica degli ultimi anni e ad altri fattori di disturbo come gli interventi selvicolturali. È stato carotato circa il 10% dell'intero popolamento, per un totale di 320 carote, scegliendo a caso gli individui e cercando di investire tutta l'area di studio. Per ogni individuo campionato è stata estratta una sola carota collocata in appositi supporti legnosi e temporaneamente fissata con nastro di carta adesiva. Ad ogni carota è stata assegnata una stringa identificativa di 8 caratteri, trascritta sul supporto, che fornisce indicazioni sulla località ("MF" per l'"area Millifret"), sul numero della pianta (es. 2000), (sulla specie es. FS = *Fagus sylvatica*). In laboratorio le carote sono state definitivamente fissate ai propri supporti con colla vinilica, facendo attenzione ad allineare l'inclinazione delle fibre in modo perpendicolare al supporto in entrambe le estremità. In seguito i campioni sono stati sottoposti a levigatura meccanica e successivamente ad una rifinitura manuale con carte abrasive a grana progressivamente più fine (180, 320, 400 grani per cm²), con l'obiettivo di rendere massima la definizione degli anelli al binoculare.

Il conteggio degli anelli e la misurazione della loro ampiezza sono stati effettuati (con la precisione di 0.01 mm) con il sistema ottico semi-automatico LINTAB (Rinntech, Germany)

(fig. 12) costituito da un binoculare e un piano mobile i cui spostamenti, corrispondono alle ampiezze anulari espresse in 1/100 mm, e vengono registrati dal software collegato TSAPWin 0.55 (Rinntech, 2003).

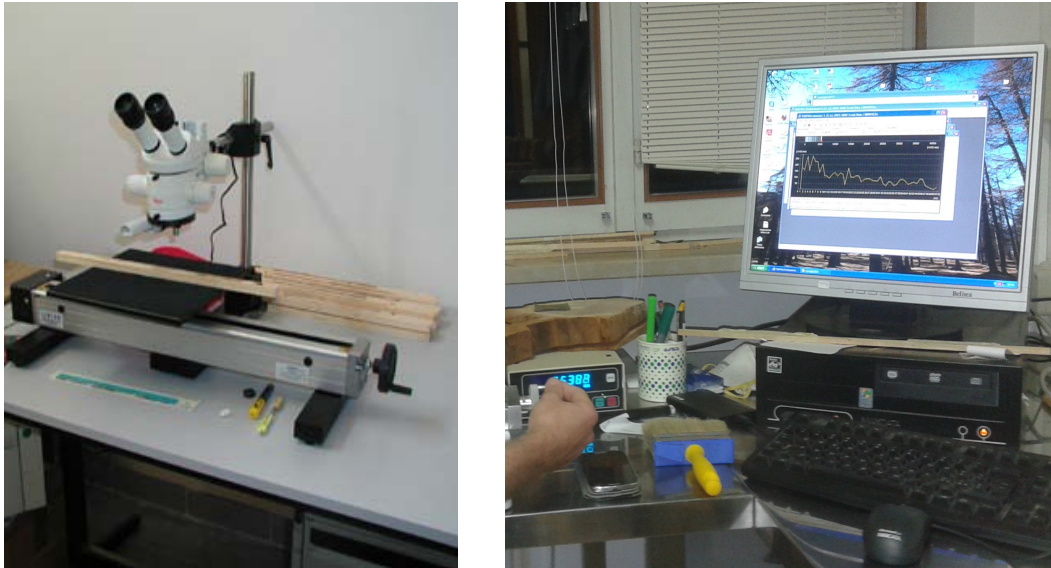


Fig. 12 - Sistema integrato per la misurazione e l'analisi degli anelli legnosi

Si è poi proceduto a confrontare e datare le varie misure attraverso una procedura di sincronizzazione. È infatti opportuno in questa fase individuare e correggere eventuali errori di misurazione sia dovuti all'operatore (può capitare che alcuni anelli non siano misurati a causa della ridotta ampiezza e/o della scarsa visibilità oppure che vengano misurati due volte), sia alla presenza di falsi anelli o di anelli incompleti. Tale operazione viene effettuata tramite il software TSAPWin che offre la possibilità di rappresentare a video ogni serie di ampiezze anulari di un campione e di confrontare, sulla stessa schermata, due o più serie dello stesso individuo o di individui diversi. Attraverso la presenza di anni o periodi caratteristici che rappresentano punti di riferimento per un confronto nelle serie viene facilitata l'individuazione di eventuali errori. Tale controllo consente di effettuare anche la fase di interdatazione (*crossdating*), ovvero l'assegnazione ad ogni anello dell'esatto anno di formazione (fig. 13).

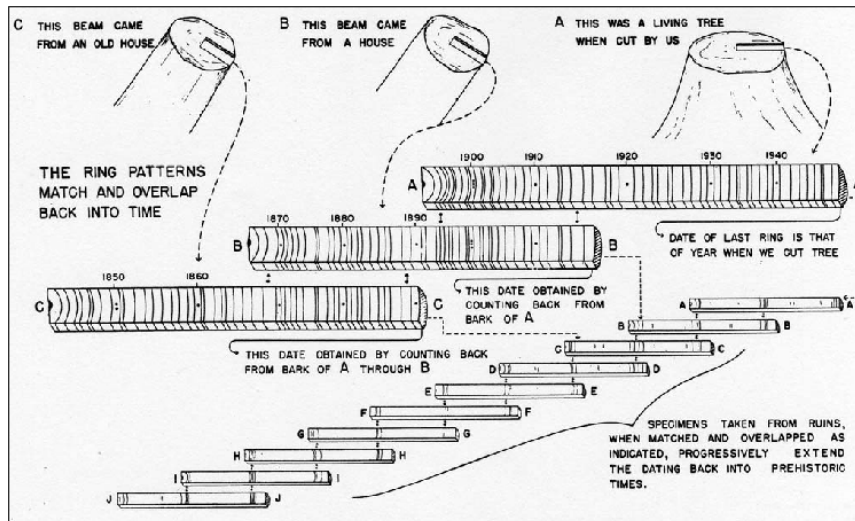


Fig. 13 - Esempio della ricostruzione di una cronologia tramite l'impiego di numerosi campioni prelevati in aree differenti (Fritts, 1976 in Magnani, 2007)

La sincronizzazione è una delle operazioni fondamentali, in quanto rappresenta la distinzione tra dendrocronologia e semplice misurazione di ampiezze anulari (Fritts, 1976). Essa è possibile in quanto piante che crescono in condizioni ambientali simili tendono a registrare a livello di crescita anulare delle risposte simili alle variazioni dei fattori ambientali. L'interdatazione può essere fatta o semplicemente attraverso confronto visivo delle serie o tramite analisi statistiche. Entrambi i metodi offrono una valutazione quantitativa e qualitativa della dinamica di accrescimento delle serie, sia a livello di singoli anelli (anello o anno caratteristico positivo o negativo), sia di sequenze particolari (brusche variazioni di accrescimento positive o negative) (Kaennel, Schweingruber; 1995; Carrer, 1997). I "pointer years", ovvero gli anni caratteristici, sono anni in cui si verificano accrescimenti particolarmente significativi (positivi o negativi) su almeno 10 serie di accrescimento e che in questo caso rappresentano il 75% dei campioni della cronologia media. Oltre alla costruzione di cronologia media rappresentativa della faggeta, si è tentato dunque di analizzare in parte gli andamenti di crescita e le relazioni clima – accrescimento. Si ritengono significative le correlazioni con le precipitazioni nei mesi estivi (luglio in particolare) dell'anno $t-1$. Ciò a dimostrazione del fatto che l'aumento della quantità di pioggia nell'anno precedente influisce sulla crescita di quello corrente, incentivando l'attività fotosintetica, a seguito della cessazione della divisione dell'attività cambiale, che a sua volta consente l'accumulo delle sostanze di riserva nei tessuti (Čufar et al., 2008) e il relativo impiego, soprattutto per l'attività riproduttiva (Piovesan e Adams, 2001; Piovesan e Bernabei, 1997; Piovesan et al., 2003). Inoltre la risposta negativa delle precipitazioni potrebbe essere causata in maniera indiretta dalla nuvolosità, che durante il mese di maggio determina la riduzione della quantità di radiazione solare (Di Filippo, et al., 2007). In realtà

nei siti ad alta quota, l'aumento della radiazione solare può favorire lo sviluppo delle gemme sottoponendole a un maggior rischio di gelate tardive, quindi la risposta negativa potrebbe essere legata all'elevata sensibilità del faggio e alla saturazione di acqua nel suolo, tipico delle faggete situate a quote elevate e caratterizzate da abbondanti precipitazioni nevose (Piovesan, et al., 2003). La risposta in termini di accrescimento rispetto alle temperature estive dell'anno precedente alla formazione dell'anello, è verosimilmente correlata negativamente con le massime, le medie e le minime di luglio e agosto. Tale risposta negativa è stata riscontrata anche in altre ricerche (Cailleret e Davi, 2011; Di Filippo et al., 2007; Dittmar et al., 2003) e si concretizza con una riduzione della produzione di legno durante la stagione di crescita (anno t) e più precisamente sulla produzione del legno primaverile determinando, sempre nell'anno t, mutamenti a livello di stoccaggio dei carboidrati, diminuendo l'allungamento delle radici e inducendo la caduta delle foglie. Si può poi prendere in esame anche altri due meccanismi, quali la differenziazione ritardata delle gemme oppure un'eventuale perdita di conducibilità idraulica (Cailleret e Davi, 2011). Anche in altre zone montane europee è stata riscontrata una risposta analoga da parte del faggio, rispetto alle condizioni climatiche dell'estate precedente (Di Filippo et al., 2007). Da parte del faggio è possibile riscontrare di frequente anche risposte positivamente significative rispetto alle temperature dei mesi invernali. Questo fenomeno è stato riscontrato anche in altri studi (Cailleret e Davi, 2011; Di Filippo et al., 2007; Dittmar et al., 2003; Gallucci, 2010; Piovesan et al., 2003) e potrebbe essere spiegato dal fatto che temperature estremamente basse durante il periodo invernale possono causare danni da gelo; il più comune al faggio è l'embolia da congelamento (Lemoine et al., 1999), a seguito di fenomeni di cavitazione invernale con l'interruzione della conducibilità idraulica (Cochard et al., 2001); quando la linfa gela, viene rilasciata infatti aria dalla soluzione formando bolle d'aria che rimangono intrappolate nel ghiaccio (Lemoine et al., 1999). Il rischio di embolia è collegato alla stabilità di queste bolle una volta rilasciate nella fase liquida dopo lo scongelamento e all'eventuale susseguirsi nel tempo del fenomeno durante la fase di gelo-disgelo. Durante la stagione di crescita la temperatura minima del mese di aprile sovente influenza negativamente l'attività fenologica tramite il ritardo dell'emissione fogliare, che permette al faggio di evitare le gelate tardive (Piovesan et al., 2003). Secondo Di Filippo et al. (2007), l'aumento delle temperature determina un maggior spessore delle cellule del legno tardivo, ritardando l'entrata in riposo vegetativo che a sua volta, espone il faggio al rischio di danni da gelate precoci.

4. Risultati

4.1. Descrizione del popolamento

4.1.1. Le piante vive

Nell'area sono state censite, all'anno 2015, 3051 piante vive contro le 3253 del primo censimento (2006). Esse sono rappresentate da 3051 faggi (*Fagus sylvatica*), 3 abeti rossi (*Picea abies*), 2 larici (*Larix decidua*) e 1 abete bianco (*Abies alba*) (tab. 1a e 1b). Si è registrata la morte di 195 esemplari di faggio e di un esemplare di abete rosso.

Tab. 1a - Valori medi di diametro e altezza nel 2006

<i>Specie</i>	n. piante	n. piante/ha	diametro a 1.30 m (cm)				altezza (m)			
			media	Dev. St	max	min	media	Dev. St	max	min
<i>F. sylvatica</i>	3246	811	26.39	8.96	67	3	24.12	4.4	34.9	2.9
<i>P. abies</i>	4		49.50	31.00	82	10	25.30	11.8	30.4	28.2
<i>L. decidua</i>	2		57.05	12.20	66	49	29.30	1.5	30.4	28.2
<i>A. alba</i>	1		55.00	*	55	55	*	*	28.2	28.2
<i>Totale</i>	3253	813								

Tab. 1b - Valori medi di diametro e altezza 2015

<i>Specie</i>	n. piante	n. piante/ha	diametro a 1.30 m (cm)				altezza (m)			
			media	Dev. St	max	min	media	Dev. St	max	min
<i>F. sylvatica</i>	3051	763	28.78	9.51	73	4	24.81	4.5	36.0	2.9
<i>P. abies</i>	3		47.64	23.41	89	42	32.02	40.3	34.6	28.2
<i>L. decidua</i>	2		60.51	11.71	69	52	30.14	1.6	31.3	29.0
<i>A. alba</i>	1		62.00	*	62	62	*	*	29.0	29.0
<i>Totale</i>	3057	764								

Come già detto in precedenza, nel presente lavoro si prendono in considerazione esclusivamente le piante di *Fagus sylvatica*. Pertanto, i risultati ottenuti e riportati, ove non diversamente specificato, fanno riferimento esclusivamente agli individui di tale specie.

Diametri

Osservando la distribuzione dei diametri distribuiti in classi da 1 cm (fig. 14a) si può cogliere un andamento di tipo unimodale, tipico dei popolamenti monoplani. Il confronto tra la situazione reale e la curva normale, significativo per $p < 0.0001$ al test W di Shapiro-Wilk, evidenzia comunque una recente traslazione verso i diametri maggiori e una certa carenza nei diametri inferiori. La rinnovazione risulta essere assente, la copertura colma e omogenea.

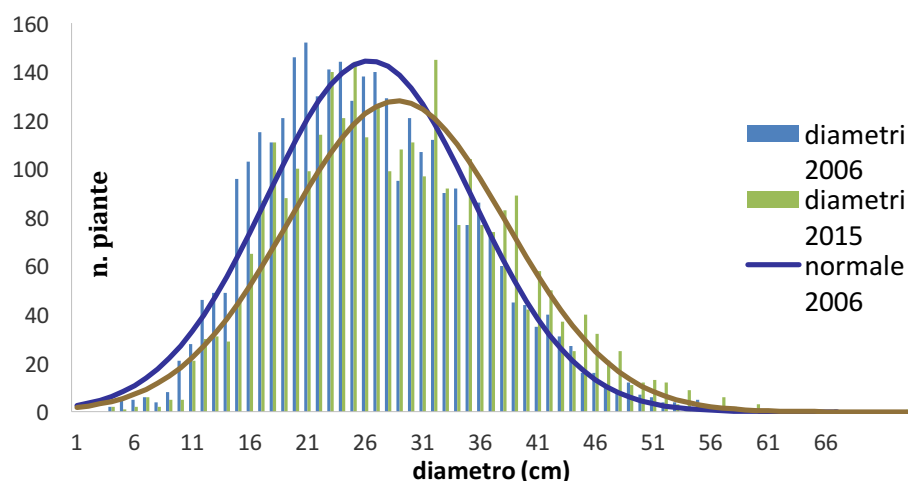


Fig. 14 - Distribuzione dei diametri e curva normale (2006-2015)

Altezze

La distribuzione delle altezze, anch'essa tendenzialmente normale anche se con minor dispersione rispetto a quella dei diametri, rappresenta un'ulteriore conferma alla struttura monoplana del popolamento. Come si può osservare (fig. 15) non ci sono variazioni significative nell'arco di tempo tra il primo e il secondo censimento: da una stima (dalla misurazione di un campione rappresentativo di altezze) sostanzialmente le altezze risultano aumentate di poche decine di cm, quindi marginalmente. Il 71% delle piante è compreso tra 20 e 28 m di altezza, mentre il 51% tra 24 e 28 m. Ancora più evidente è, rispetto alle precedenti distribuzioni diametriche, la scarsità di soggetti nelle classi inferiori. L'altezza dominante è di 30 m, ed è stata determinata come l'altezza media delle 100 piante a ettaro di maggiore diametro.

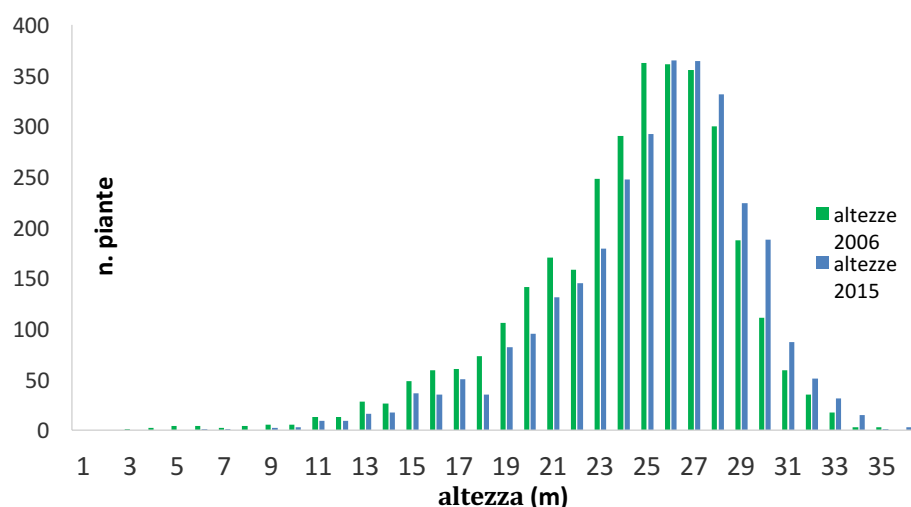


Fig. 15 - Distribuzione delle altezze (2006-2015)

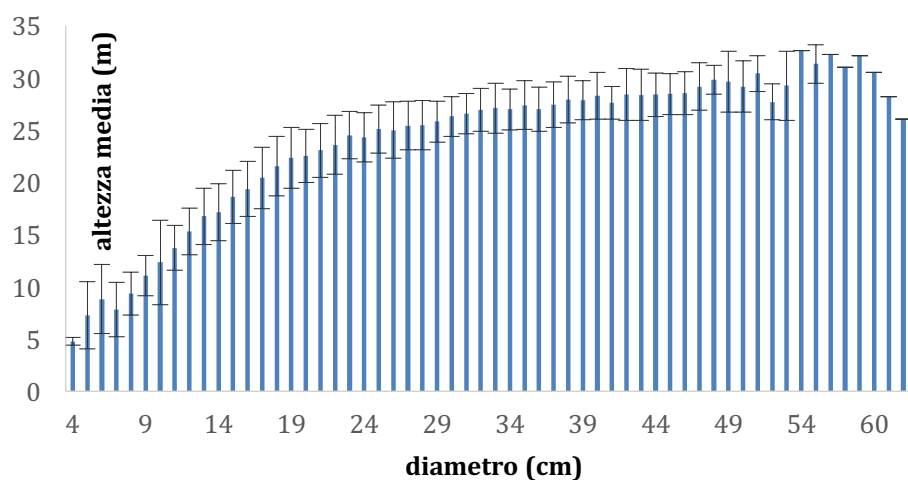


Fig. 16a - Distribuzione delle altezze per classe di diametro (2006)

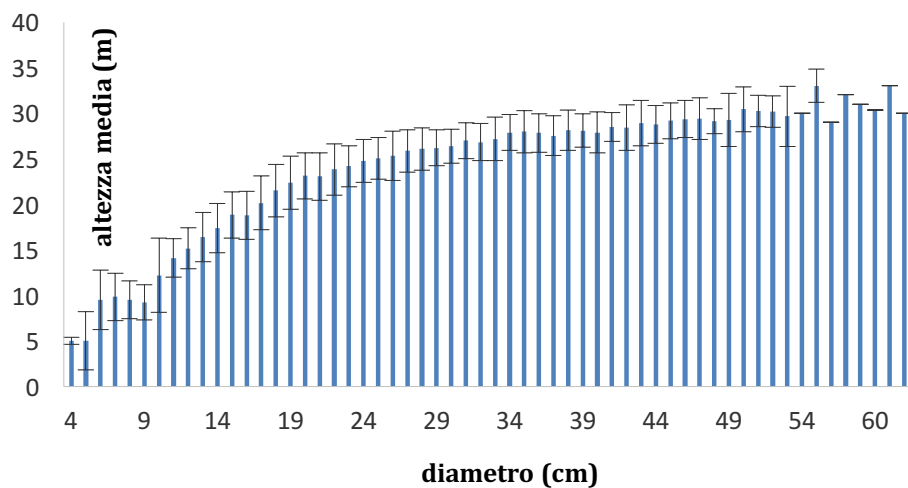


Fig. 16b - Distribuzione delle altezze per classe di diametro (2015)

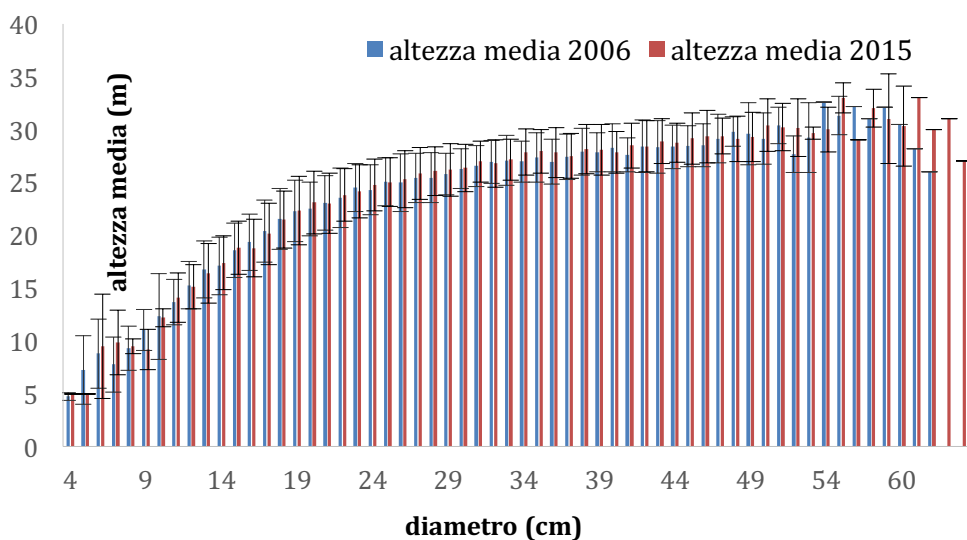


Fig. 16c - Distribuzione delle altezze per classe di diametro (2006-2015)

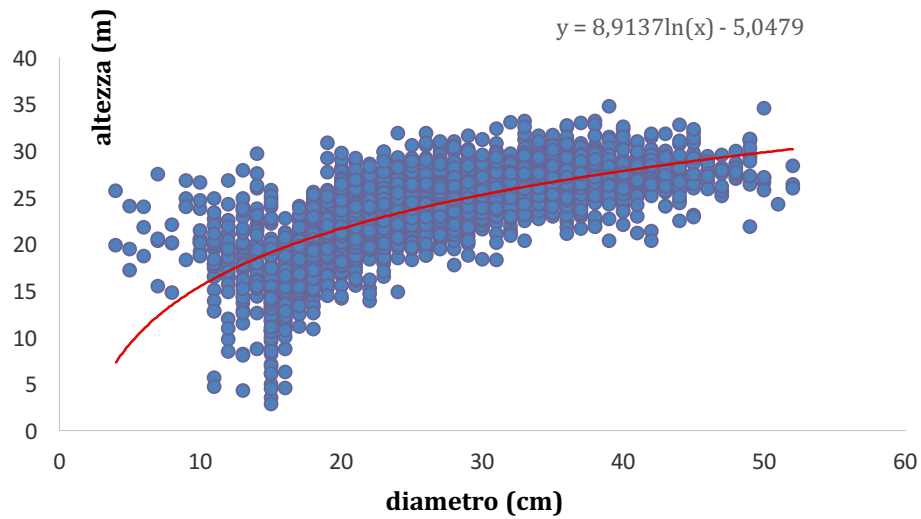


Fig. 17a - La relazione fra i diametri e le altezze (2006)

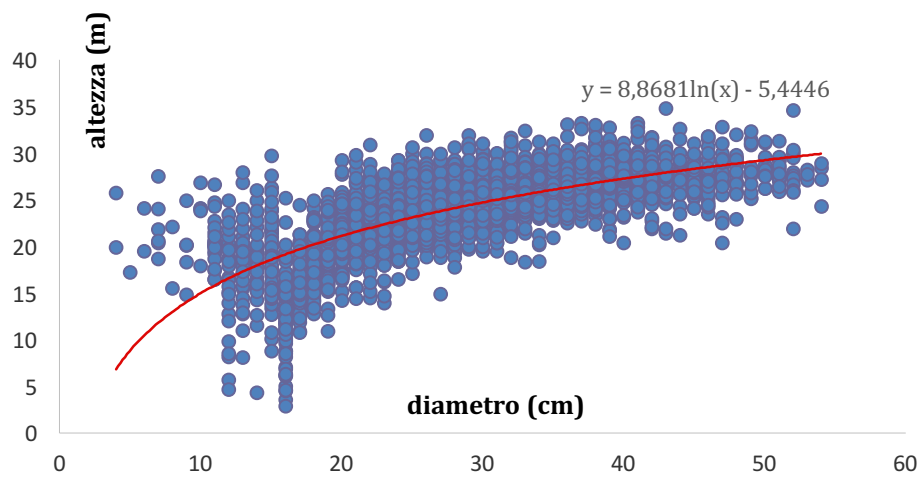


Fig. 17b - La relazione fra i diametri e le altezze (2015)

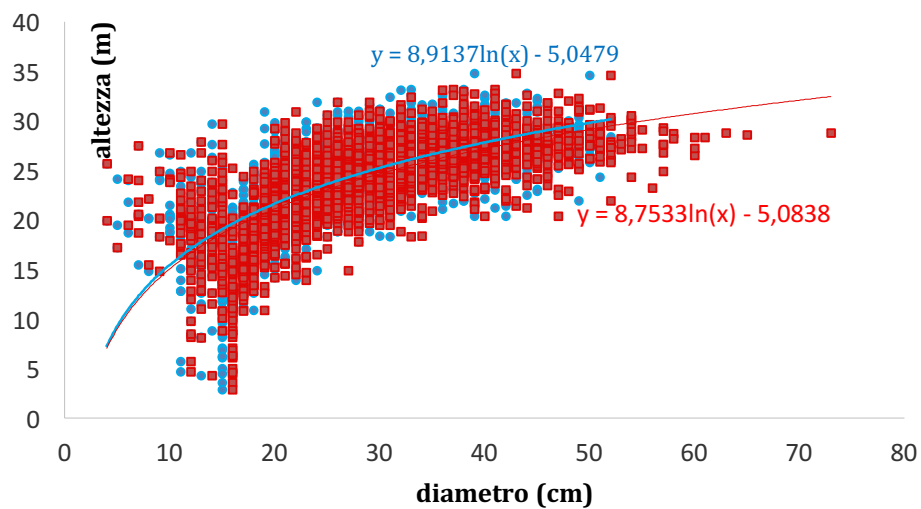


Fig. 17c - La relazione fra i diametri e le altezze (2006-2015, rispettivamente in blu e in rosso)

SCHEDA DESCRITTIVA DELL'AREA

Denominazione area:	Millifret
Località:	Riserva Naturale Integrale "Piaie Longhe - Millifret"
Quota massima:	1446 m s.l.m.
Quota minima:	1338 m s.l.m.
Dislivello:	58 m
Pendenza media:	13° (23%)
Esposizione:	SE (prevalente)
Matrice pedogenetica:	Carbonatica
Disponibilità idrica:	Suolo da molto umido a umido
Pietrosità superficiale:	Scarsa e localizzata
Rocciosità affiorante:	Marcata ma localizzata
Erosione superficiale:	Scarsa
Disturbo antropico:	Presenza di sentieri, piste d'esbosco e siti di vecchie carbonaie
Specie arboree:	<i>Fagus sylvatica</i> , <i>Picea abies</i> , <i>Larix decidua</i> , <i>Abies alba</i> ,
Specie erbacee:	<i>Cardamine trifolia</i> , <i>Oxalis acetosella</i> , <i>Luzula nivea</i> , <i>Galium odoratum</i> , <i>Dentaria enneaphyllos</i> e <i>Helleborus viridis</i>
Tipologia forestale:	Faggeta montana dei suoli carbonatici, tipica esalpica

Composizione soprassuolo

Superficie area di saggio: 40000 m²

	Popolamento	<i>F. sylvatica</i>	<i>P. abies</i>	<i>L. decidua</i>	<i>A. alba</i>
N. piante censite	3057	3051	3	2	1
N. piante/ha	764	763	1	0	0
D₁₃₀ medio (cm)	26.94	28.78	64	60.51	62
Altezza media (m)	24.81	24.81	32.02	30.14	29.00
Area basimetrica (m²/ha)	50.88	50.05			
Area insidenza media (m²/ha)	16.49	16.03	18.78	22.96	3.46

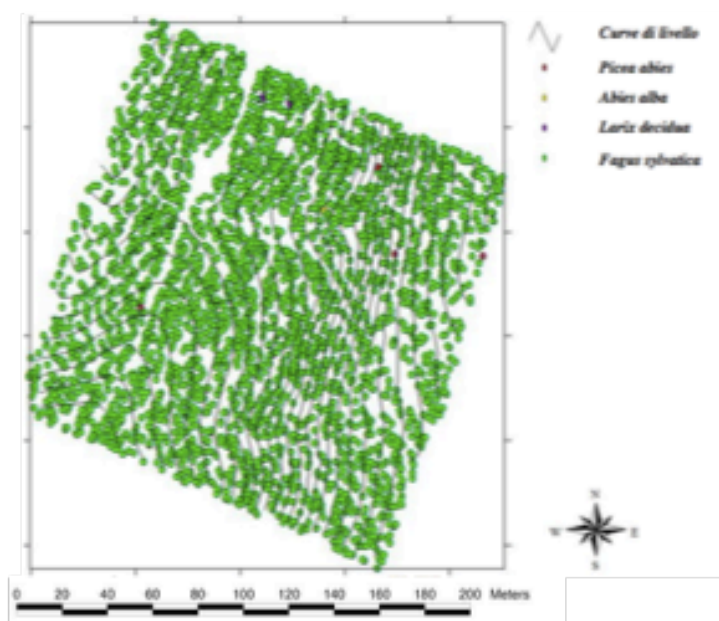


Fig. 18 a - Evidenziazione dell'area con curve di livello



Fig. 18 b - Evidenziazione dell'area con distinzione tra le piante vive e quelle morte

Indici di chioma

Tab. 2 - Valori medi degli indici di chioma

INDICI DI CHIOMA		
	anno 2006	anno 2015
altezza media inserzione chioma	14.31 m	14.58 m
media Raggio destro	2.05 m	2.1 m
media Raggio sinistro	1.99 m	2.05 m
media Raggio di valle	2.74 m	2.82 m
area di insidenza media	16.98 m ²	17.72 m ²
coefficiente di chioma	16.46	15.56
coefficiente di asimmetria	0.94	0.91
altezza relativa	0.58	0.56
profondità di chioma	9.80 m	10.23 m
rapporto di snellezza	97.66	92.1

Dall'osservazione della tabella riassuntiva si evince che l'altezza d'inserzione media è sempre superiore di un paio di metri alla metà dell'altezza media.

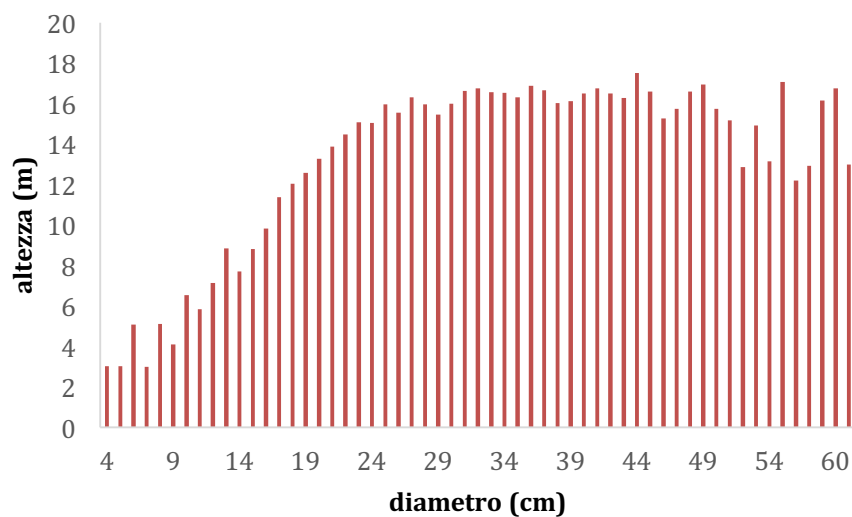


Fig. 19a - Distribuzione dell'altezza media di inserzione nelle classi diametriche (2006)

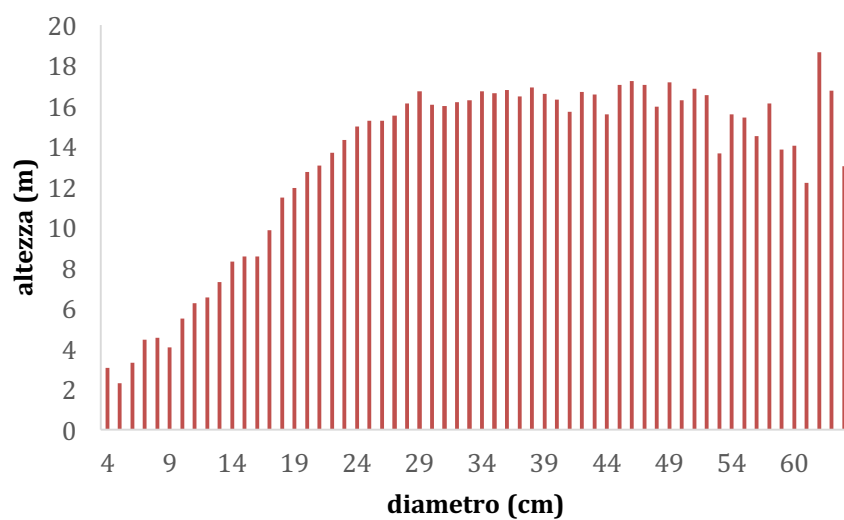


Fig. 19b - Distribuzione dell'altezza media di inserzione nelle classi diametriche (2015)

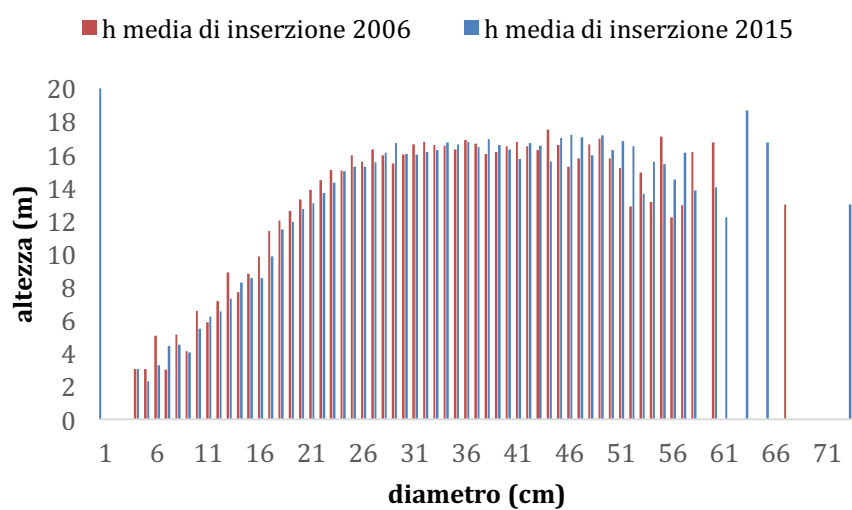


Fig. 19c - Distribuzione dell'altezza media di inserzione nelle classi diametriche (2006-2015)

All'aumentare del diametro, l'altezza d'inserzione tende a diminuire, contrariamente all'area d'insidenza che tende ad aumentare.

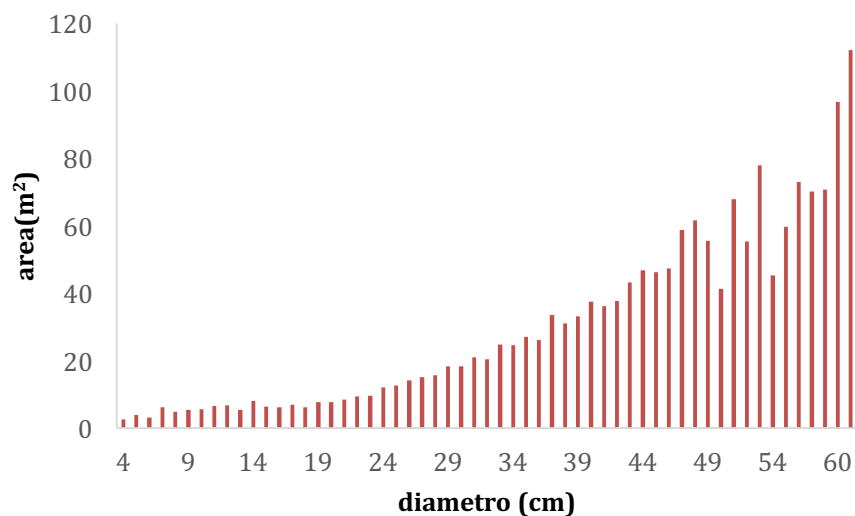


Fig. 20a - Distribuzione dell'area di insidenza media nelle classi diametriche (2006)

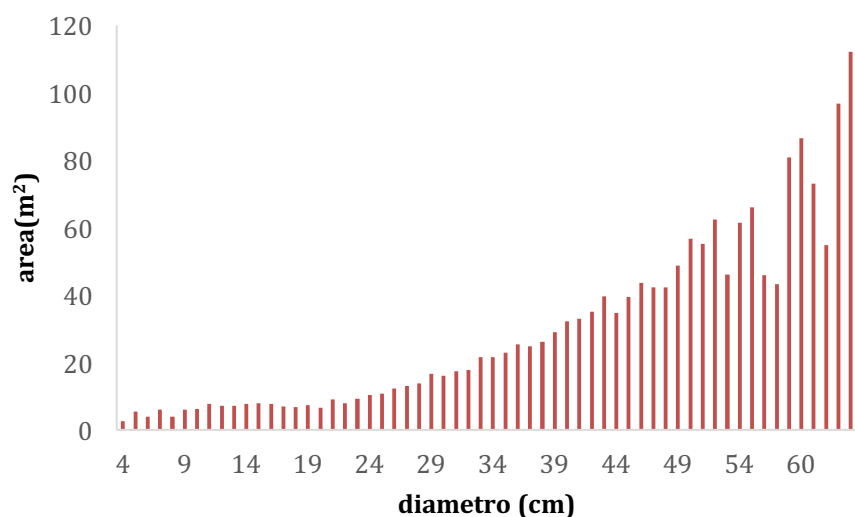


Fig. 20b - Distribuzione dell'area di insidenza media nelle classi diametriche (2015)

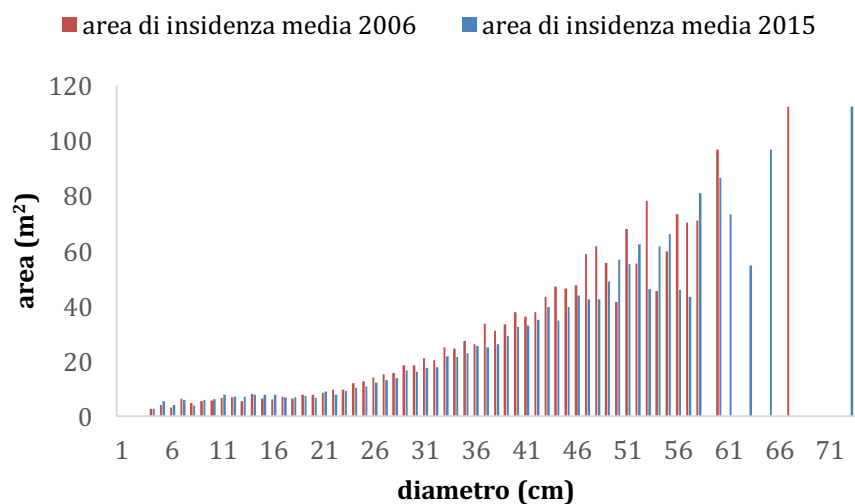


Fig. 20c - Distribuzione dell'area di insidenza media nelle classi diametriche (2006-2015)

Considerando i raggi di chioma, quelli a valle risultano maggiori rispetto a quelli di monte. Il coefficiente di chioma, che si ottiene dal rapporto tra il diametro medio della chioma e il diametro del fusto a 1.3 m, decresce con l'aumentare del diametro.

Nello specifico il coefficiente decresce attualmente fino al diametro di 19 cm (13 cm nel 2006), per poi mantenersi più o meno costante per tutte le altre classi diametriche.

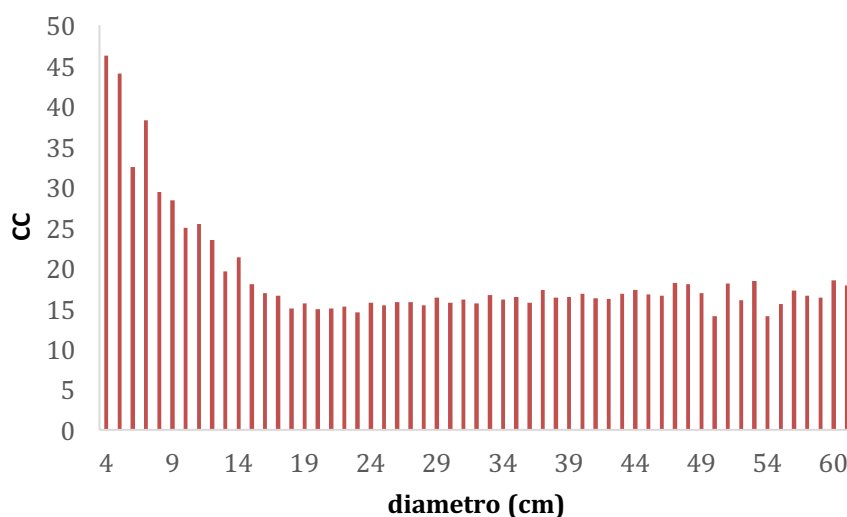


Fig. 21a - Distribuzione del coefficiente di chioma nelle classi diametriche (2006)

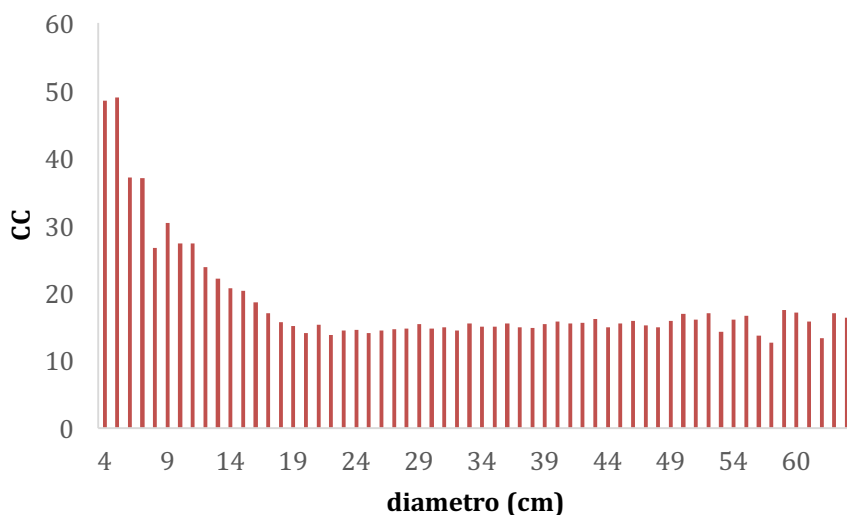


Fig. 21b - Distribuzione del coefficiente di chioma nelle classi diametriche (2015)

■ coefficiente di chioma medio 2006 ■ coefficiente di chioma medio 2015

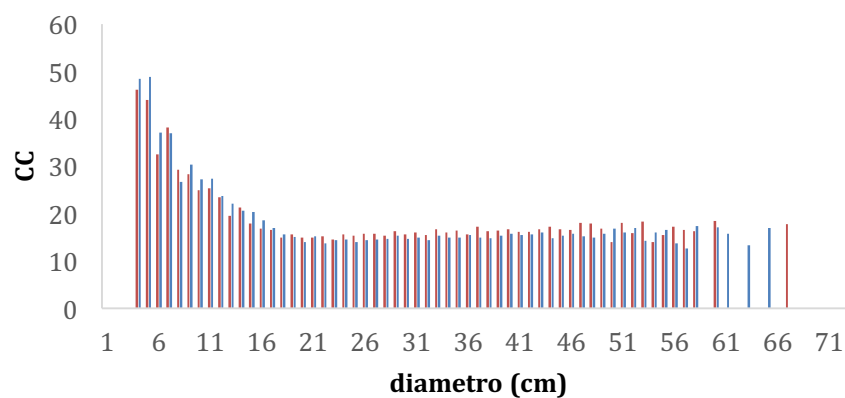


Fig. 21c - Distribuzione del coefficiente di chioma nelle classi diametriche (2006-2015)

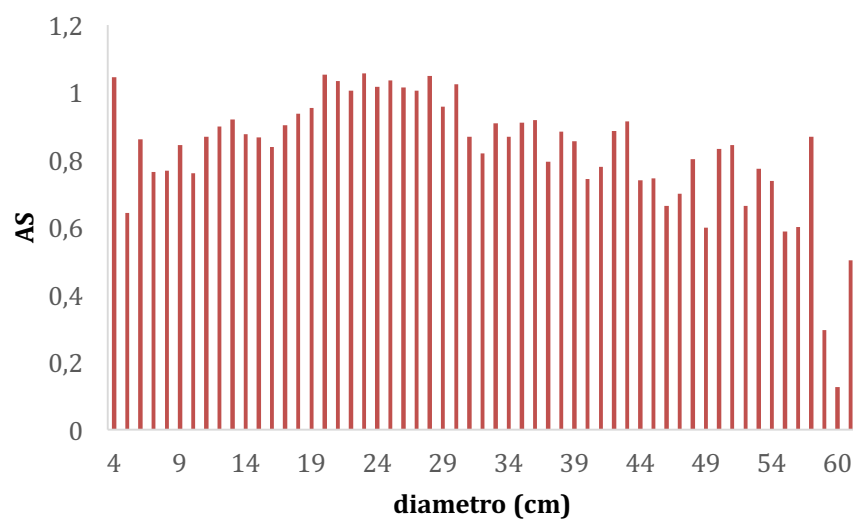


Fig. 22a - Distribuzione del coefficiente di asimmetria nelle classi diametriche (2006)

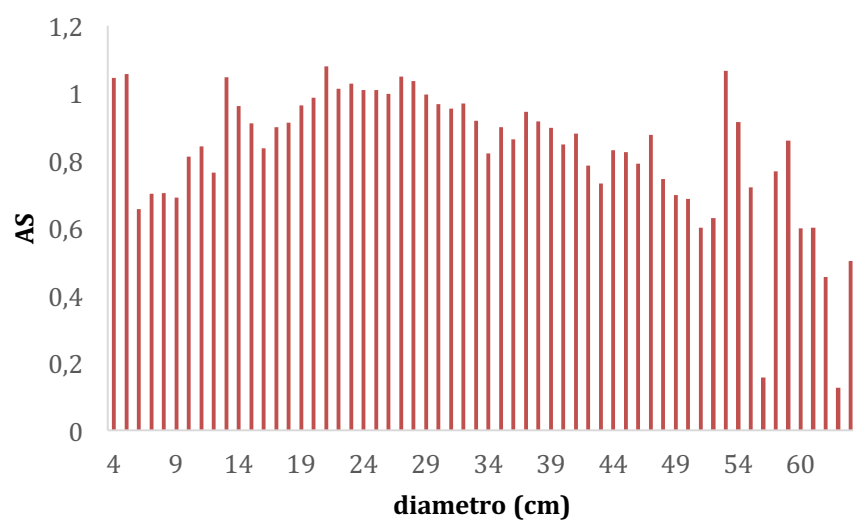


Fig. 22b - Distribuzione del coefficiente di asimmetria nelle classi diametriche (2015)

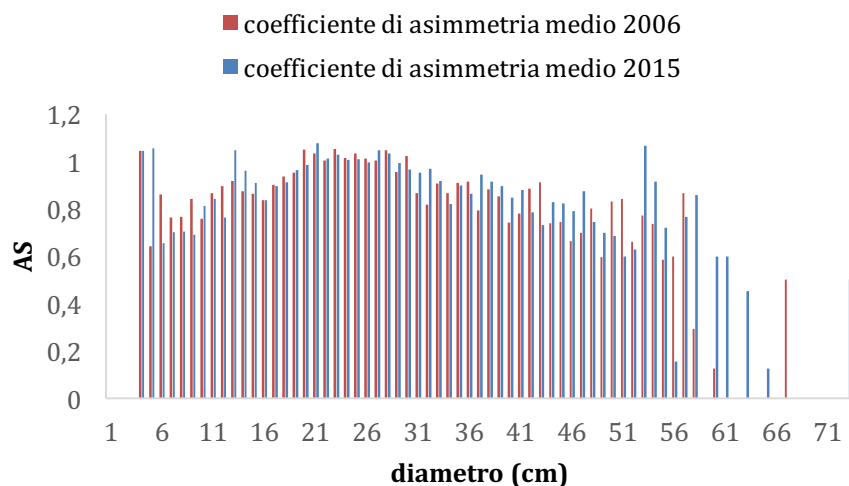


Fig. 22c - Distribuzione del coefficiente di asimmetria nelle classi diametriche (2006-2015)

Il coefficiente di asimmetria si manifesta in maniera estremamente variabile nelle diverse classi; a livello generale si nota che ad oggi, come nel 2006, le piante con chiome più asimmetriche sono quelle comprese tra 17 e 27 cm di diametro. L'asimmetria, seppur mantenendo dei picchi in alcune classi, sembra comunque ridursi verso i diametri maggiori.

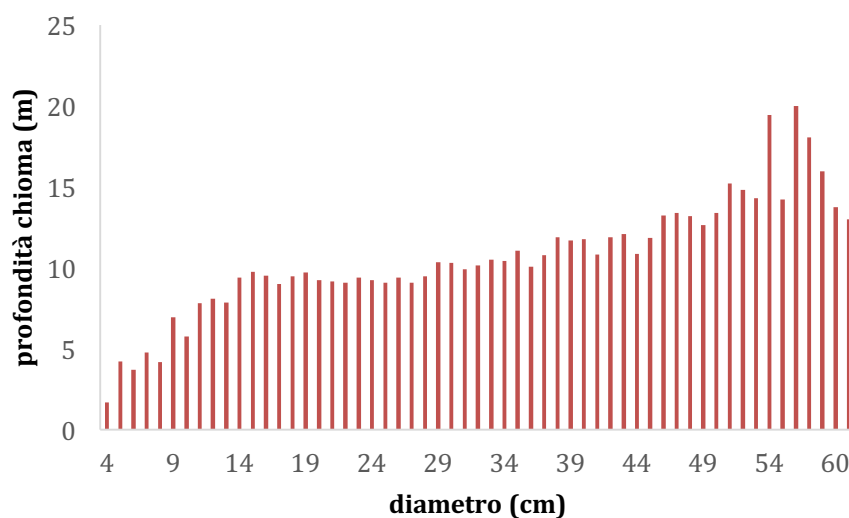


Fig. 23a - Distribuzione della profondità di chioma nelle classi diametriche (2006)

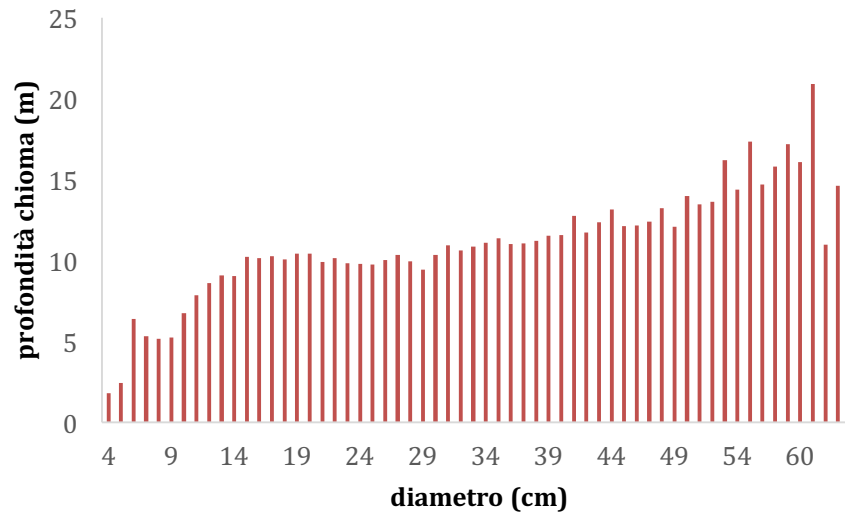


Fig. 23b - Distribuzione della profondità di chioma nelle classi diametriche (2015)

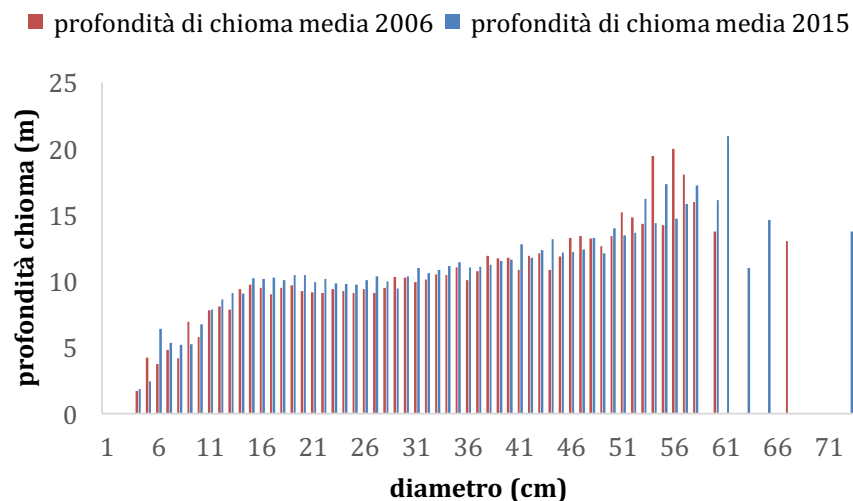


Fig. 23c - Distribuzione della profondità di chioma nelle classi diametriche (2006-2015)

La profondità di chioma tende ad aumentare al crescere del diametro, ma si mantiene piuttosto costante nella maggior parte delle classi, attestandosi attorno a 10 metri.

Il rapporto di snellezza decresce uniformemente con l'aumentare del diametro, con valori massimi nei diametri inferiori a 17 centimetri.

4.1.2 Le piante morte

Nell'area sono state censite (nel 2006) 322 piante morte ancora in piedi, rappresentate da 316 faggi (*Fagus sylvatica*) e 6 abeti rossi (*Picea abies*). Gli snag risultavano circa il 9% delle piante vive, una componente quindi consistente e non trascurabile del popolamento. Le piante morte erano così distinte:

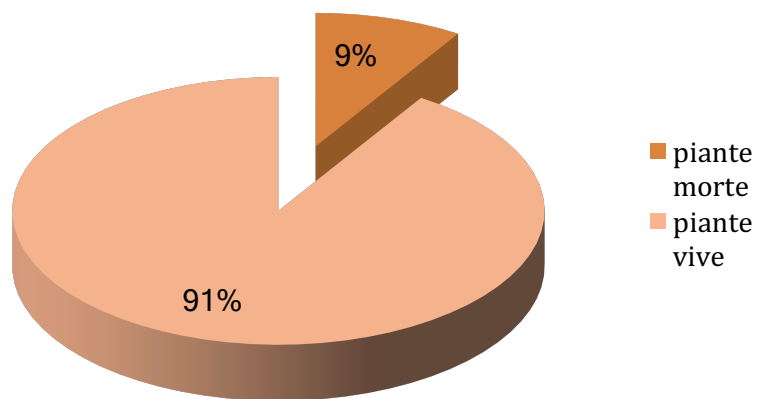


Fig. 24 - Composizione percentuale del popolamento nel 2006

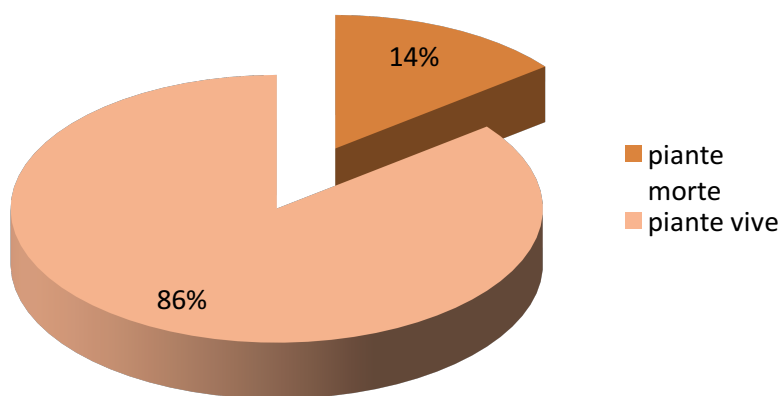


Fig. 25a - Composizione percentuale del popolamento nel 2015

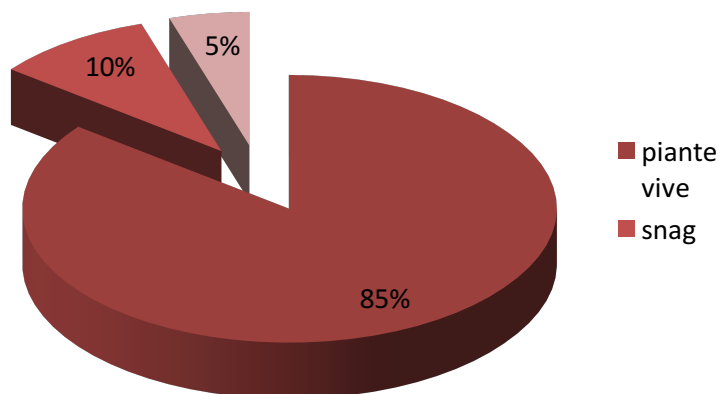


Fig. 25b - Composizione percentuale del popolamento nel 2015

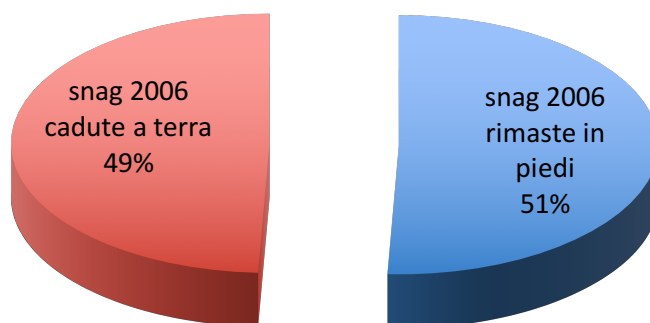


Fig. 26 - Variazione percentuale delle piante morte tra il 2006 e il 2015

Nell'anno 2015 sono stati censiti 519 individui morti (197 in più rispetto al 2006) rappresentati da 512 faggi (*Fagus sylvatica*), 7 abeti rossi (*Picea abies*). Attualmente gli snag risultano 345, ovvero il 10% dell'intero popolamento, mentre i log (fusti a terra) 174, quindi il 5% dello stesso.

Tab. 3 - Descrizione e conteggio delle piante morte

TIPOLOGIA	Fagus sylvatica				Picea abies				Totale			
	n. 2006	n. 2015	n./ha 2006	n./ha 2015	n. 2006	n. 2015	n./ha 2006	n./ha 2015	n. 2006	n. 2015	n./ha 2006	n./ha 2015
snag	316	338	79	85	6	7	1.5	1.75	322	345	80.5	86.25
log	0	174	0	43.5	0	0	0	0	0	174	0	43.5

Vi sono sostanzialmente due dinamiche che portano alla decomposizione della necromassa in bosco dopo la morte della pianta. Può accadere che la pianta inizi a decomporsi in piedi perdendo la corteccia e che in seguito alla marcescenza delle radici col passare del tempo questa crolli, ribaltandosi intera senza lasciare ceppaie. Oppure, nel caso in cui la pianta sia attaccata da agenti di carie cubica, essa tende a spezzarsi. In quest'ultimo caso rimane in piedi un moncone di pochi metri che successivamente si degrada più lentamente.

Tab. 4 - Misure medie di diametro e altezza delle piante morte

	Diametro (cm)						Altezza (m)					
	media 2006	media 2015	min 2006	min 2015	max 2006	max 2015	media 2006	media 2015	min 2006	min 2015	max 2006	max 2015
snag	15.56	16.84	4	4	40	39	11.72	18.17	1.32	1.5	27.3	27.6
log	*	16.92	*	5	*	33	*	16.53	*	1.32	*	29.7

Dall'osservazione della tabella (tab. 4) e dei precedenti grafici si evidenzia un aumento del numero di individui morti: se nel 2006 le piante morte costituivano il 10% dell'intero popolamento, attualmente sono circa il 15%. Non è, invece, possibile effettuare un confronto tra composizione percentuale tra le piante cadute a terra allo stato attuale e quelle a terra nel 2006, in quanto nel primo censimento i log non sono stati catalogati. Si può invece osservare che (fig. 26) tra gli snag campionati nel primo censimento, il 49% sono rimasti tali, mentre il 51% sono caduti a terra.

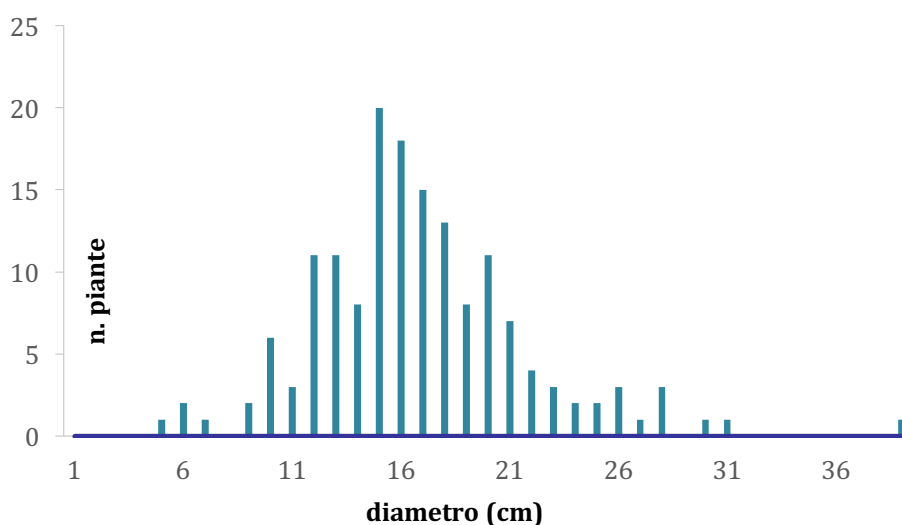


Fig. 27a - Distribuzione dei diametri delle piante morte rimaste in piedi (2015)

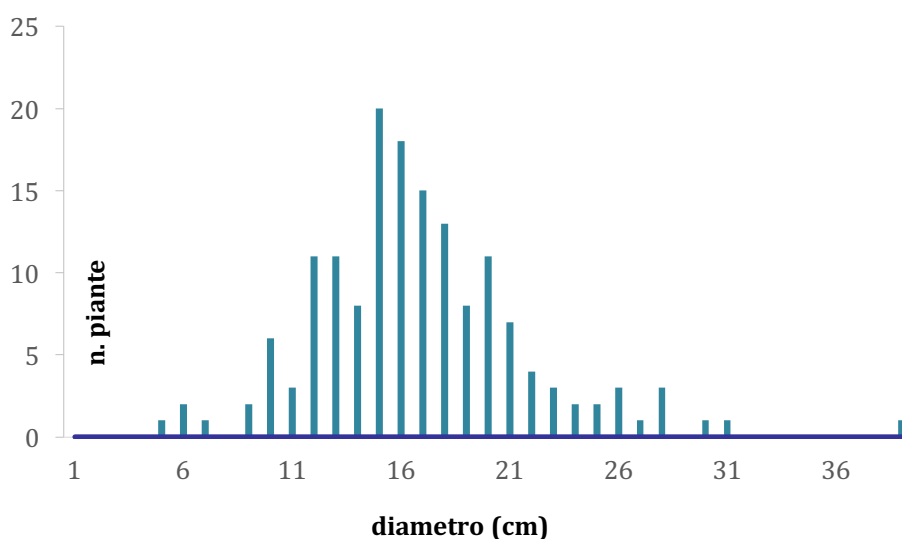


Fig. 27b - Distribuzione dei diametri delle piante morte cadute a terra (2015)

La distribuzione delle classi da 1 cm dei diametri delle piante morte, presenta un andamento di tipo unimodale, anche se con alcune irregolarità. La distribuzione diametrica degli individui morti, sia per quanto riguarda gli snag sia per i log, evidenzia come la maggior

parte di questi sia compresa al di sotto del diametro medio di popolamento (28.78 cm). In particolare le classi di diametro maggiormente interessate dalla mortalità sono quelle comprese tra 13 e 18 cm (49% del totale).

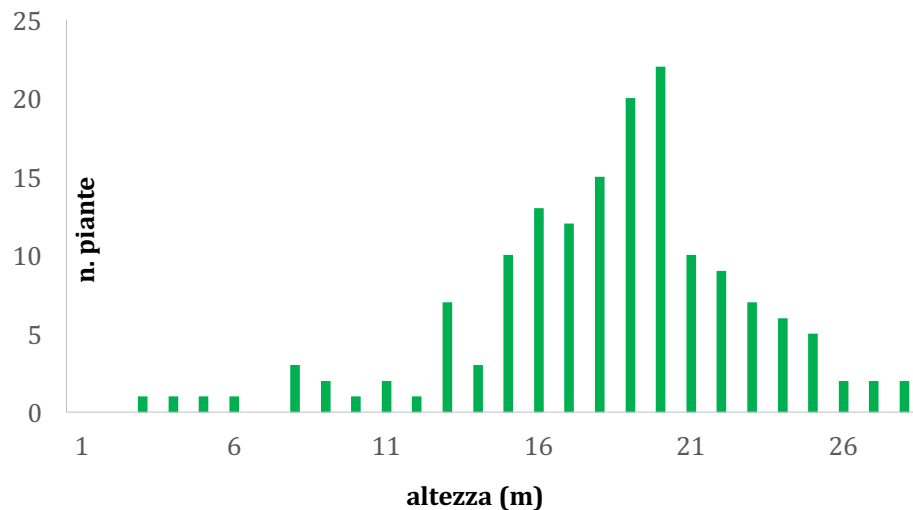


Fig. 28a - Distribuzione delle altezze delle piante morte rimaste in piedi

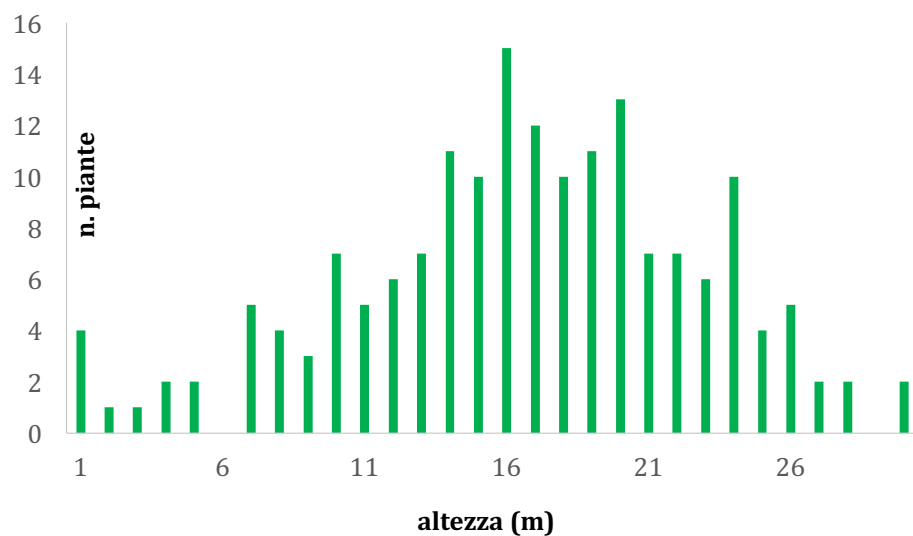


Fig. 28b - Distribuzione delle altezze delle piante morte cadute a terra

Per analizzare la distribuzione delle altezze (fig. 28b) sono state prese in esame separatamente le piante morte intere in piedi (snag) e quelle cadute a terra (log). Dall'osservazione della distribuzione delle altezze delle piante morte in piedi, si può cogliere come pressoché la totalità di queste sia compresa al di sotto dell'altezza media di popolamento (25.18 m). Attualmente il 59% delle piante morte in piedi è rappresentato dagli individui alti tra 13 e 21 m; al 2006 questa percentuale era ben più elevata (72%). La distribuzione delle altezze dei log (fig. 29b) mostra invece un'elevata presenza di individui nella prima classe; i 16 m, rappresentano sorprendentemente l'altezza di rottura più

frequente. Le classi di altezza più alte sono composte da piante morte cadute a terra che hanno perso i rami e buona parte del cimale, particolarmente rappresentate risultano essere le classi di 16, 17 e 24 m.

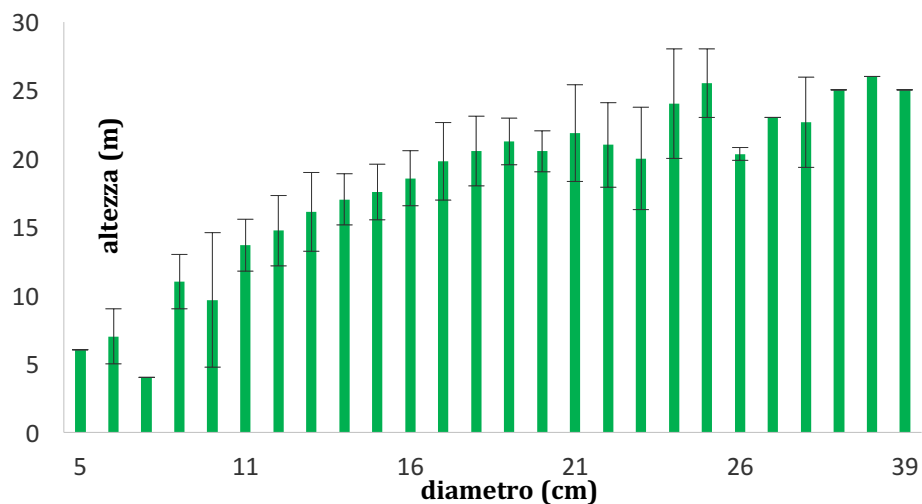


Fig. 29a - Distribuzione delle altezze delle piante morte per classe di diametro (snag)

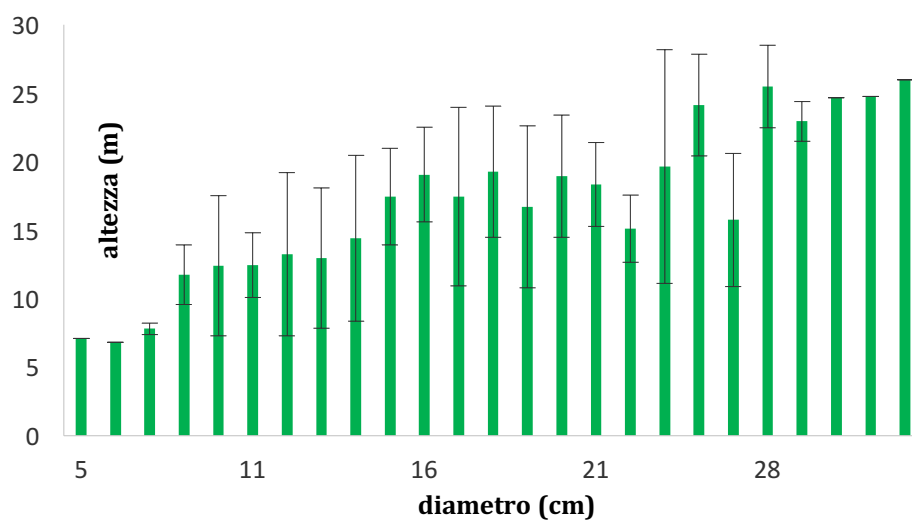


Fig. 29b - Distribuzione delle altezze delle piante morte per classe di diametro (log)

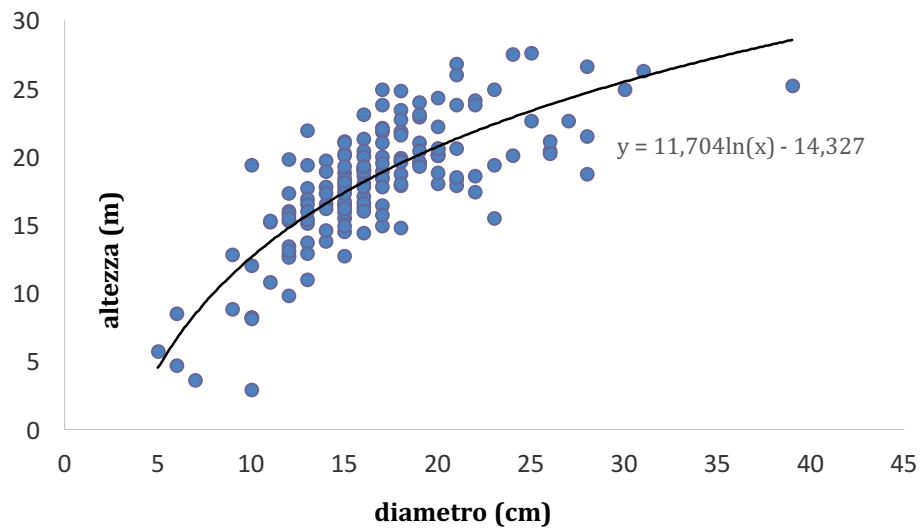


Fig. 30a - Relazione diametro-altezza degli snag

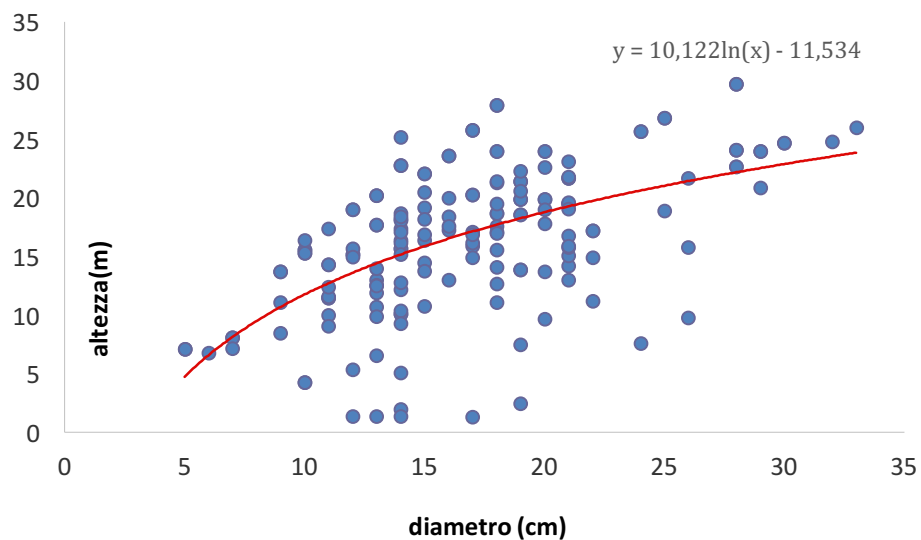


Fig. 30b - Relazione diametro-altezza dei log

La relazione tra diametro e altezza per le piante morte (fig. 30) evidenzia, in particolar modo per quelle a terra, una forte dispersione del dato. Osservando, invece, l'andamento della funzione logaritmica che descrive la curva ipsometrica delle piante morte in piedi e quella per le piante cadute a terra si può notare una differenza evidente in relazione a valori di altezza sensibilmente inferiori per queste ultime.

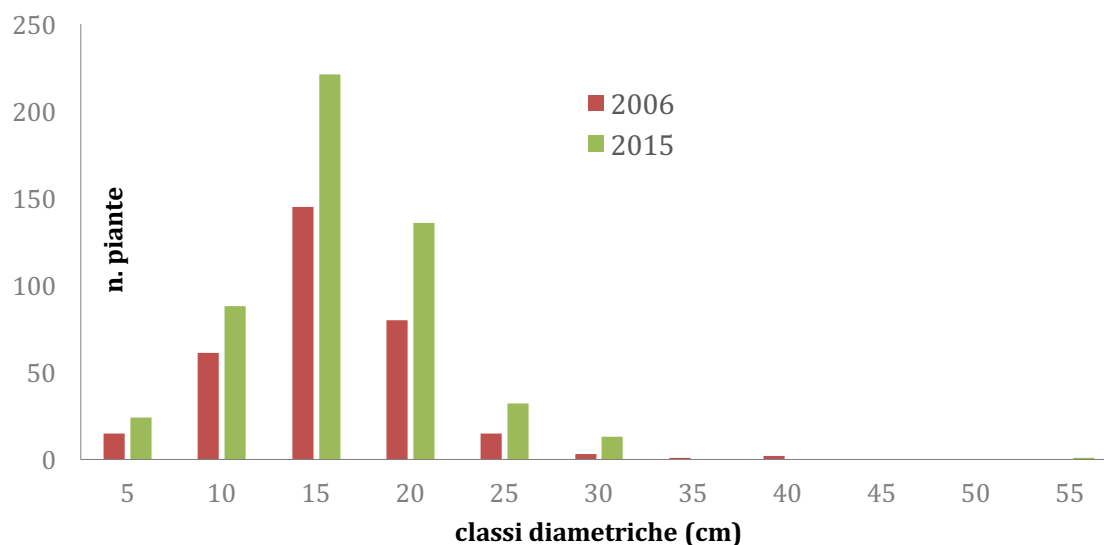


Fig. 31 - Seriazione ordinata dei diametri delle piante morte (2006-2015)

La distribuzione dei diametri delle piante morte censite nel 2015 segue pressoché la tendenza di quella del primo censimento fino alla classe diametrica di 25 cm. Agli individui già morti nel 2006 e ritrovati sono stati aggiunti quelli morti tra i due censimenti. È invece stato invece riscontrato un certo dinamismo nella mortalità per quanto riguarda le classi diametriche superiori, che ha interessato in particolare gli individui di diametro compreso tra 40 e 55 cm. Si tratta nella maggior parte dei casi di piante morte che hanno subito schianti da vento nel lasso di tempo tra i 2 censimenti, come verrà poi descritto nel capitolo successivo.

4.2 Correlazioni

4.2.1 Correlazioni tra variabili morfologiche

È ben nota la forte correlazione tra diametro e altezza negli individui arborei. Lo sviluppo diametrico delle piante nell'area di studio risulta correlato significativamente a tutte le variabili morfologiche misurate in campo.

Tab. 5a - Correlazioni fra le variabili morfologiche 2006

<i>Correlazioni con:</i>	diametro		altezza		N
	r	p	r	p	
diametro			0.754	***	3246
altezza	0.754	***			3246
ins. monte	0.495	***	0.628	***	3246
ins. valle	0.427	***	0.589	***	3246
raggio dx	0.586	***	0.397	ns	3246
raggio sx	0.602	***	0.393	ns	3246
raggio monte	0.483	***	0.362	ns	3246
raggio valle	0.611	***	0.346	ns	3246

Tab. 5b - Correlazioni fra le variabili morfologiche 2015

<i>Correlazioni con:</i>	diametro		altezza		N
	r	p	r	p	
diametro	-	-	0.731	***	3051
altezza	0.739	***	-	-	3051
ins. monte	0.475	***	0.602	***	3051
ins. valle	0.408	***	0.570	***	3051
raggio dx	0.570	***	0.369	ns	3051
raggio sx	0.581	***	0.368	ns	3051
raggio monte	0.469	***	0.344	ns	3051
raggio valle	0.605	***	0.315	ns	3051

L'altezza risulta correlata positivamente e significativamente con le inserzioni a monte e a valle, mentre si hanno valori non significativi per i quattro raggi della chioma.

4.2.2 Correlazioni con le coordinate di posizione

Tab. 6a - Correlazioni con le coordinate x e y 2006

<i>Correlazioni con:</i>	coordinata x		coordinata y		N
	r	p	r	p	
coordinata y	-0.016	ns	-	-	3246
diametro	0.101	ns	-0.139	ns	3051
altezza	-0.005	ns	-0.128	ns	3051
ins. monte	0.075	ns	-0.102	ns	3051
ins. valle	-0.117	ns	-0.021	ns	3051
raggio dx	0.034	ns	-0.057	ns	3051
raggio sx	0.065	ns	-0.071	ns	3051
raggio monte	-0.165	ns	0.034	ns	3051
raggio valle	0.23	ns	-0.143	ns	3051

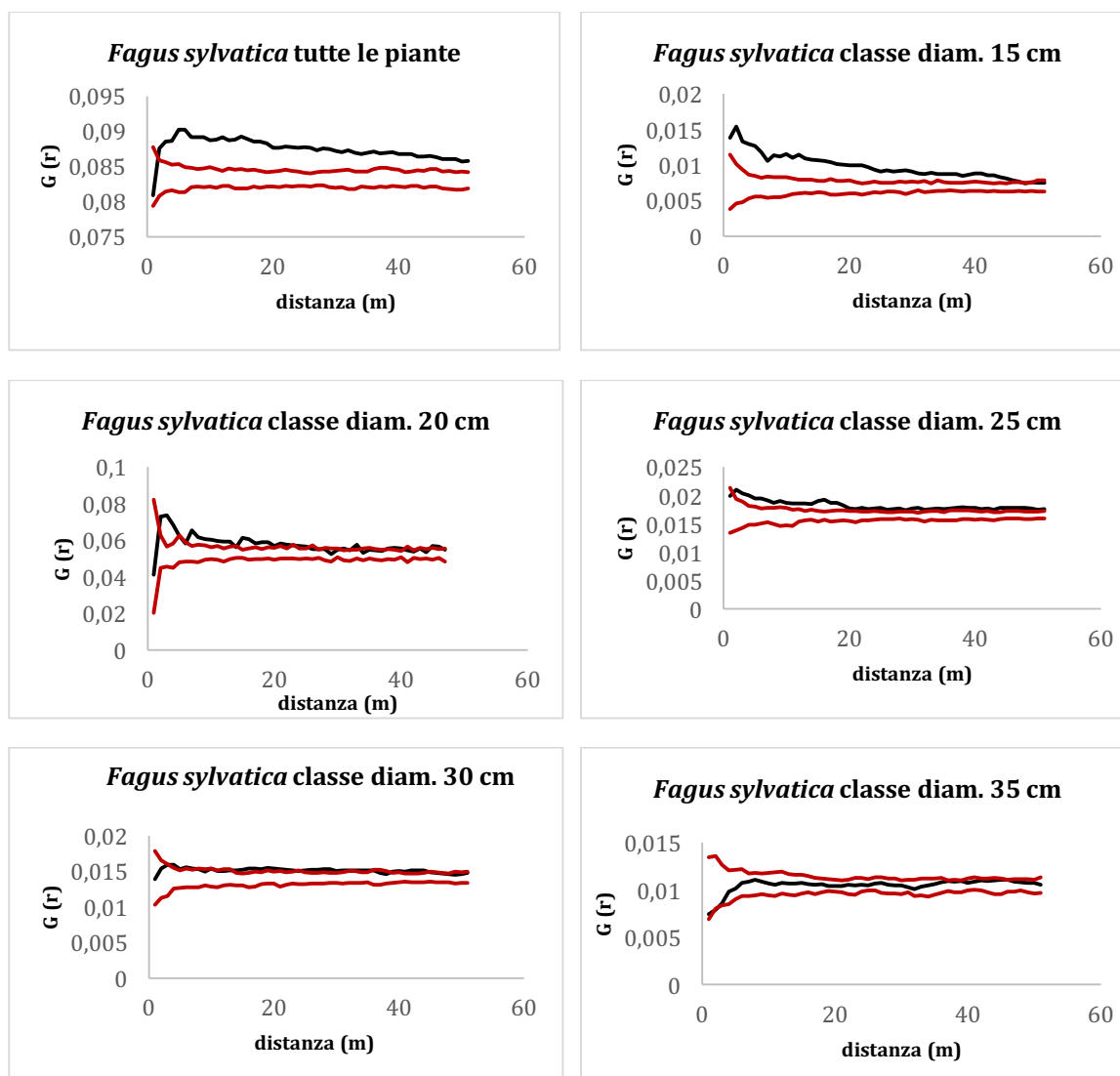
Tab. 6b - Correlazioni con le coordinate x e y 2015

<i>Correlazioni con:</i>	coordinata x		coordinata y		N
	r	p	r	p	
coordinata y	-0.013	ns	-	-	-
diametro	0.087	ns	-0.135	ns	3051
altezza	-0.034	ns	-0.134	ns	3051
ins. monte	0.059	ns	-0.100	ns	3051
ins. valle	-0.134	ns	-0.017	ns	3051
raggio dx	0.025	ns	-0.056	ns	3051
raggio sx	0.054	ns	-0.066	ns	3051
raggio monte	-0.179	ns	0.036	ns	3051
raggio valle	0.22	ns	-0.143	ns	3051

Dall'analisi fatta non risulta nessuna condizione significativa tra le coordinate e le variabili morfologiche considerate in entrambi gli anni di censimento.

4.3 Analisi dei pattern spaziali: Funzione O-ring $G(r)$

4.3.1 Analisi univariata dei diametri



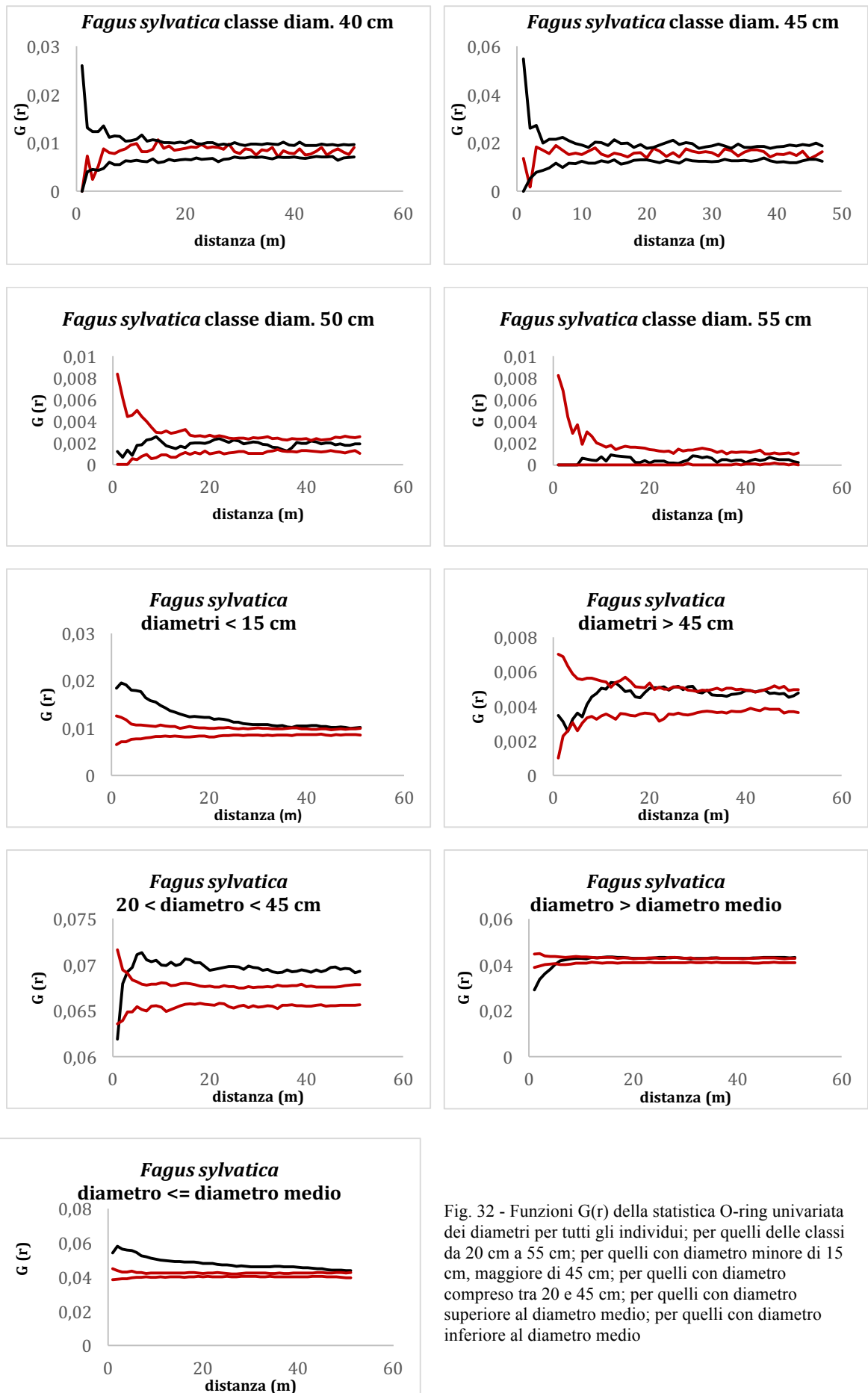


Fig. 32 - Funzioni $G(r)$ della statistica O-ring univariata dei diametri per tutti gli individui; per quelli delle classi da 20 cm a 55 cm; per quelli con diametro minore di 15 cm, maggiore di 45 cm; per quelli con diametro compreso tra 20 e 45 cm; per quelli con diametro superiore al diametro medio; per quelli con diametro inferiore al diametro medio

L'analisi dei pattern spaziali dei diametri attraverso la funzione $G(r)$ della statistica O-ring univariata evidenzia nelle piante di faggio una forte aggregazione soprattutto nelle brevi distanze. Prendendo in considerazione tutte le piante di *Fagus sylvatica*, queste infatti tendono significativamente ad aggregarsi a partire da 2 m di distanza. Le piante appartenenti alla classe diametrica di 15 cm tendono ad aggregarsi significativamente fino a 48 m di distanza. Quelle della classe diametrica di 20 cm manifestano una distribuzione non più casuale a partire dal metro fino a 5 m; a distanze superiori si oscilla tra valori di casualità e scarsa significatività in termini di aggregazione. Per la classe diametrica di 25 cm l'aggregazione dei gruppi di piante perde significatività a distanze superiori a 20 m, ma non risulta mai casuale. Le piante con diametro afferente alla classe diametrica di 30 cm mostrano una distribuzione sempre al limite tra casualità ed aggregazione anche se la prima si riscontra più marcatamente a distanze di 38-40 m e di 48-50 m. A partire dalla classe diametrica di 35 cm la distribuzione delle piante risulta essere del tutto casuale. Analizzando gli individui con diametro minore o uguale a 15 cm è possibile notare fin da subito una forte aggregazione tra gli individui; in particolare questa risulta significativa fino a 30 m, distanza oltre la quale il livello di significatività diviene molto basso. I gruppi di piante con diametro superiore a 45 cm (ai quali appartengono gli individui di dimensioni maggiori) si distribuiscono casualmente ad eccezione di alcune fasce di distanza (tra 12 e 14 m e tra 28 e 30 m) dove questi tendono ad aggregarsi, comunque non in modo significativo. Le piante con diametro intermedio, tra 20 e 45 cm, tendono ad aggregarsi in maniera significativa per distanze superiori a 2 m. Prendendo come limite il diametro medio e analizzando la distribuzione delle piante al di sotto e al di sopra di tale limite, pur notando una tendenza comune all'aggregazione si può osservare un comportamento diverso nella breve distanza. Mentre le piante con diametro minore o uguale al diametro medio tendono ad aggregarsi a partire dalla distanza di 1 m fino a 40 m (al di sopra di questo valore l'aggregazione è molto meno significativa), quelle con classi diametriche superiori al diametro medio tendono dapprima a segregarsi fino alla distanza di 5 m, a distribuirsi casualmente a distanze superiori ed infine ad aggregarsi blandamente a partire da 45 m.

4.3.2 Analisi univariata delle altezze

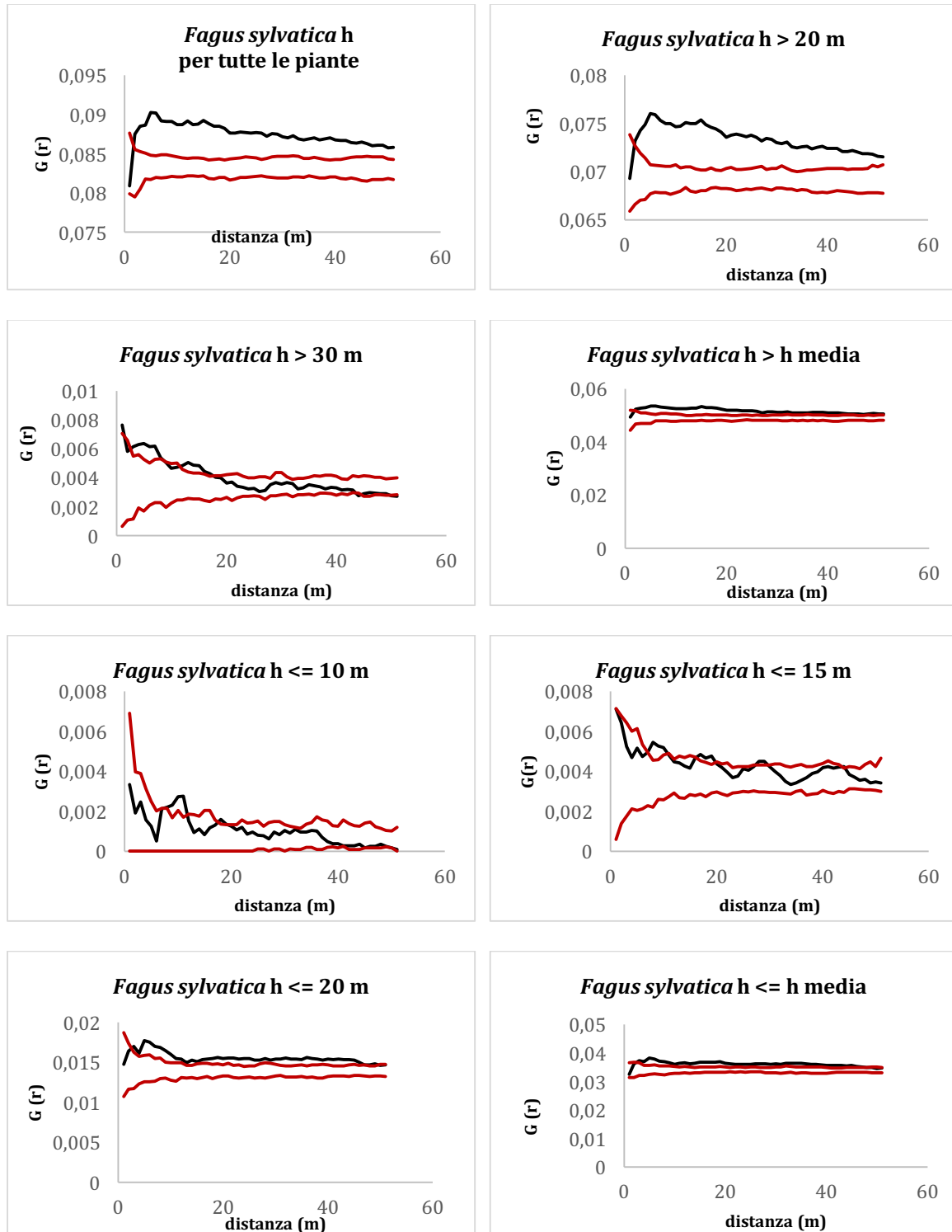
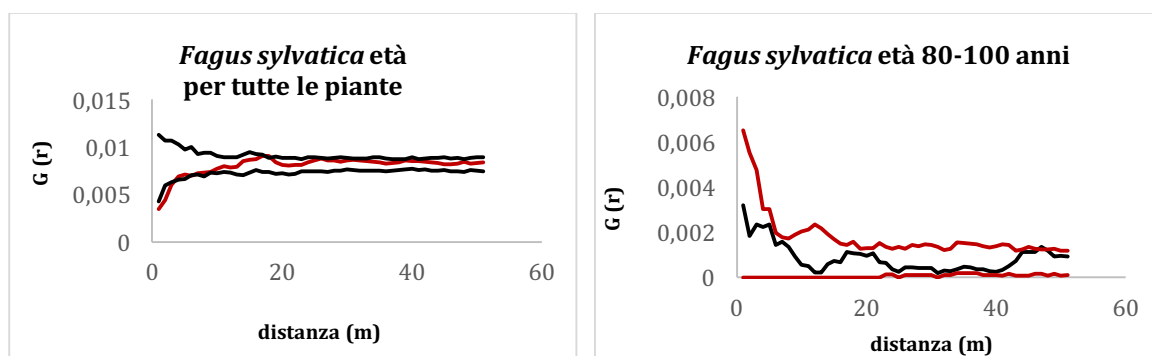


Fig. 33 - Funzioni $G(r)$ della statistica O-ring univariata delle altezze per tutte le piante; per individui con altezza maggiore di 20 m, maggiore di 30 m, maggiore dell'altezza media, per quelli con altezza minore e uguale a 10 m, a 15 m, 20 m; per quelli con altezza inferiore all'altezza media

L'analisi dei pattern spaziali delle altezze attraverso la funzione $G(r)$ della statistica O-ring univariata mostra come per i diametri, una generale aggregazione, anche se spesso meno significativa. Considerando le altezze, tutte le piante dell'area di studio tendono ad aggregarsi significativamente a partire dalla distanza di 1 m. Per gruppi di piante di altezza

superiore a 20 m si ha aggregazione a partire dai 2 m. Questa appare piuttosto significativa all'aumentare della distanza. Per classi di altezza superiori a 30 m la distribuzione spaziale dei gruppi risulta più variegata: più o meno casuale ad eccezione di alcune fasce di distanza (3-7 m e 12-17 m) dove si ha aggregazione; tra 43 e 44 m si denota invece una repulsione scarsamente significativa. Analizzando nel dettaglio le piante con altezze inferiori e uguali a 10 m si può notare un'aggregazione al limite della significatività tra 6 e 9 m. Sia per le piante con altezze inferiori a 15 m, che per quelle con altezze inferiori a 20 m si registrano elevati valori di aggregazione: nel primo caso solamente tra 7 e 10 m, tra 18 e 20 m, tra 28 e 30 m; nel secondo la distribuzione è casuale solo fino alla distanza di 3 m e a distanze superiori a 48 m, con picchi significativi di aggregazione nei primi 10 m. Considerando come limite l'altezza media e analizzando la distribuzione delle piante al di sotto e al di sopra di tale limite, pur notando una comune tendenza all'aggregazione si può osservare un comportamento diverso nella breve distanza. Le piante più basse del valore medio sembrano presentare una leggera dispersione al di sotto del metro e una netta aggregazione solo a partire da distanze superiori a 2 m. I faggi più alti (con altezza maggiore di quella media del popolamento) denotano attrazione a partire da distanze di 2 m, con picchi di aggregazione a partire da 20 a 30 m, distanza oltre la quale questo fenomeno tende a ridursi progressivamente (a 50 m il valore di aggregazione per le piante con altezza maggiore a 30 m risulta essere la metà di quello delle piante con diametro minore della media).

4.3.3 Analisi univariata delle età



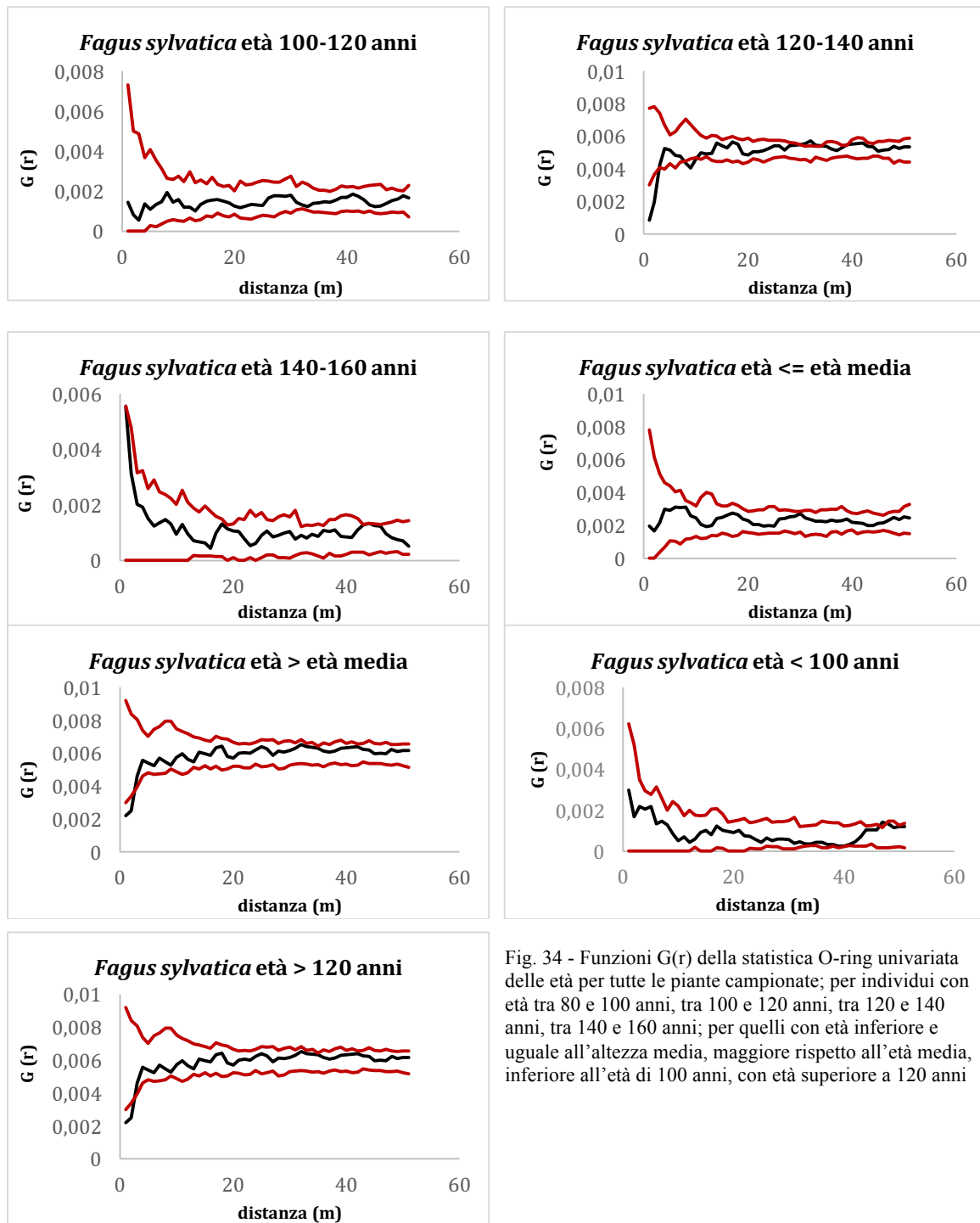
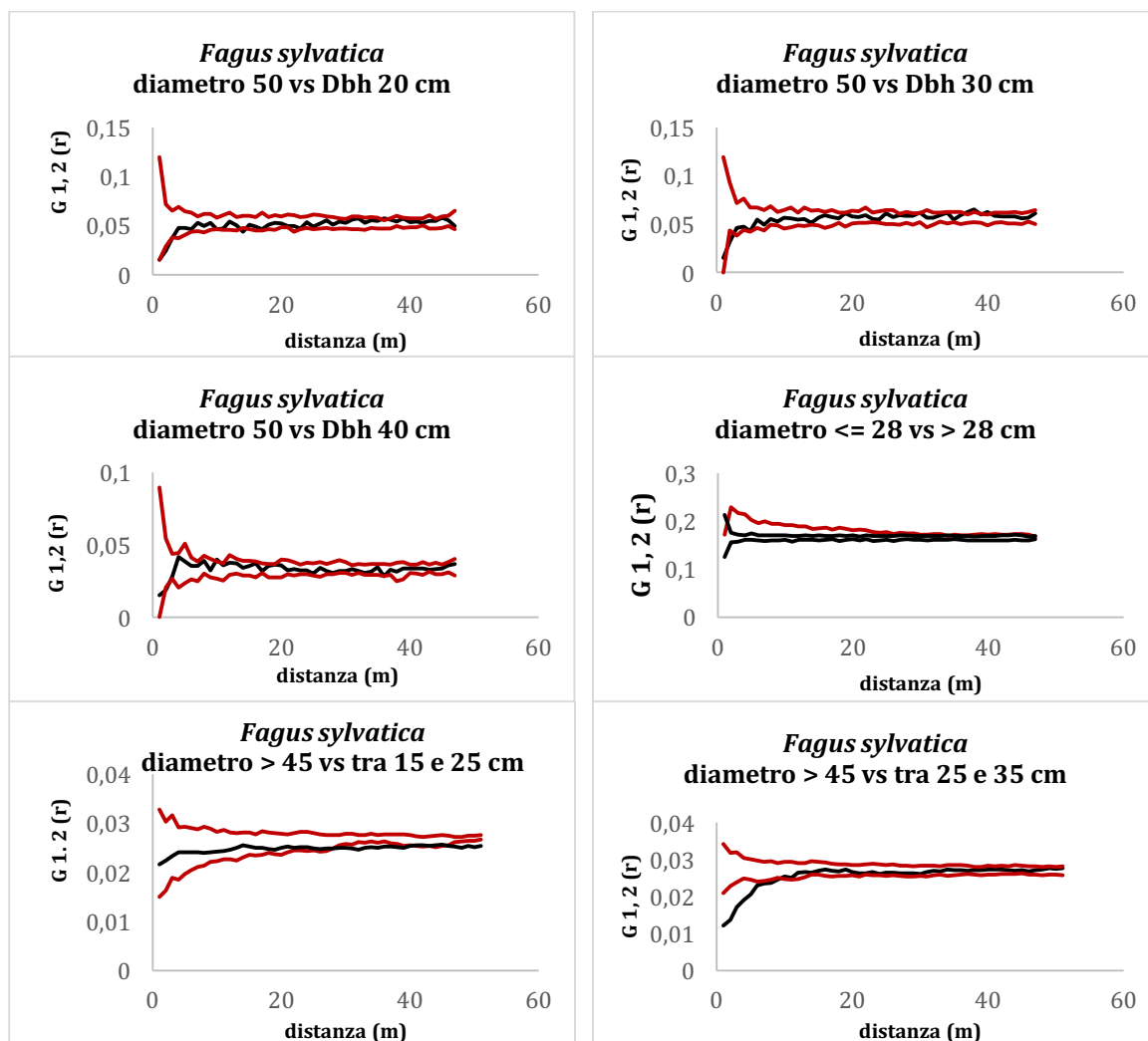


Fig. 34 - Funzioni $G(r)$ della statistica O-ring univariata delle età per tutte le piante campionate; per individui con età tra 80 e 100 anni, tra 100 e 120 anni, tra 120 e 140 anni, tra 140 e 160 anni; per quelli con età inferiore e uguale all'età media, maggiore rispetto all'età media, inferiore all'età di 100 anni, con età superiore a 120 anni

L'analisi dei pattern spaziali delle età attraverso la funzione $G(r)$ della statistica O-ring univariata manifesta solo raramente una tendenza all'aggregazione, diversamente da quanto visto precedentemente nel caso dei diametri e delle altezze. La statistica univariata calcolata su tutti gli individui evidenzia segregazione sino alla distanza di 4 m; per distanze superiori si denota casualità nella distribuzione. Per le piante con classi di età tra 80 e 100 anni, si ha una distribuzione casuale a parte nella fascia di distanza tra 47 e 48 m dove si ha

una debole aggregazione. I faggi che afferiscono alla classe di età 120-140 anni tendono a segregarsi fino alla distanza di 3 m e tra 8 m e 10 m; altrimenti la distribuzione si rivela essere, invece, casuale ad eccezione della fascia di distanza tra 31 m e 33 m dove si ha una debole aggregazione. Per gli individui che appartengono a classi di età di 140-160 anni e per quelli con età minore e uguale dell'età media la distribuzione è totalmente casuale, differentemente da quelli con età maggiore all'età media dove la dispersione avviene solo a partire da 3 m di distanza (mentre prima si può cogliere un certo livello di segregazione). Prendendo in esame i gruppi di piante con età inferiore a 100 anni la distribuzione risulta casuale per tutte le distanze ad eccezione della fascia tra 47 m e 48 m dove emerge una leggera aggregazione. Gli individui con età superiore a 120 anni infine tendono prima a segregarsi nelle brevi distanze e a distribuirsi casualmente a partire da 3 m di distanza.

4.3.4 Analisi bivariata dei diametri



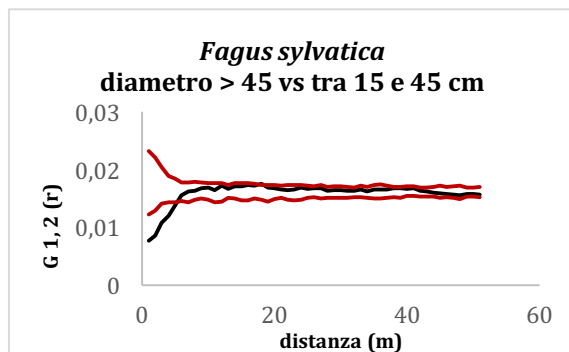


Fig. 35 - Funzioni $G_{1,2}(r)$ della statistica O-ring bivariata dei diametri tra gli individui con diametro pari a 50 cm e quelli con diametro di 20 cm; tra quelli con diametro di 50 cm e quelli con diametro di 30 cm; tra gli individui con diametro di 50 cm e quelli con diametro di 40 cm; tra quelli con diametro al di sopra di 28 cm (diametro medio) e quelli al di sotto; tra quelli con diametro maggiore di 45 cm e quelli con diametro compreso tra 25 e 25 cm, tra 25 e 35 cm, tra 15 e 45 cm

L'analisi delle interazioni tra le distribuzioni delle piante che appartengono a classi diametriche diverse, attraverso la funzione $G_{1,2}(r)$ della statistica O-ring bivariata, mostra per gli individui della classe di 50 cm una distribuzione casuale rispetto a quello della classe di 20 cm a partire dai 3 m di distanza; per le distanze inferiori si ha segregazione. Lo stesso si verifica tra piante della classe di 50 cm e piante della classe di 30 cm, però con una leggera aggregazione tra 36 e 38 m. Gli individui di classe 50 manifestano una repulsione nei confronti di quelli di classe 40 anche se unicamente nella brevissima distanza (2-3 m); vi è invece casualità nella distribuzione a distanze superiori a 5 m. Considerando come soglia il diametro medio e analizzando la distribuzione delle piante con diametro sotto e sopra tale riferimento si può cogliere una tendenziale casualità nella distribuzione alla distanza di un metro, che comunque muta rapidamente in attrazione per distanze superiori a 2 m. Analizzando le piante di maggiori dimensioni (con diametro superiore a 45 cm) e confrontandole con quelle aventi diametro tra 15 e 25 cm, si può notare come ci sia sempre casualità nella distribuzione, unicamente a partire da distanze decisamente elevate (superiori a 28 m). L'interazione tra la distribuzione delle piante con diametro superiore ai 45 cm e quelle con diametro compreso tra i 25 e i 35 cm evidenzia una distribuzione casuale a partire da distanze di 9 m; per distanze inferiori si riscontra segregazione. Nel caso invece in cui si confrontino gli individui di dimensioni maggiori con quelli aventi diametro tra 35 e 45 cm vale quanto appena descritto con la sola differenza che la prima fase di segregazione si conclude entro 5 m di distanza.

4.3.5 Analisi bivariata delle altezze

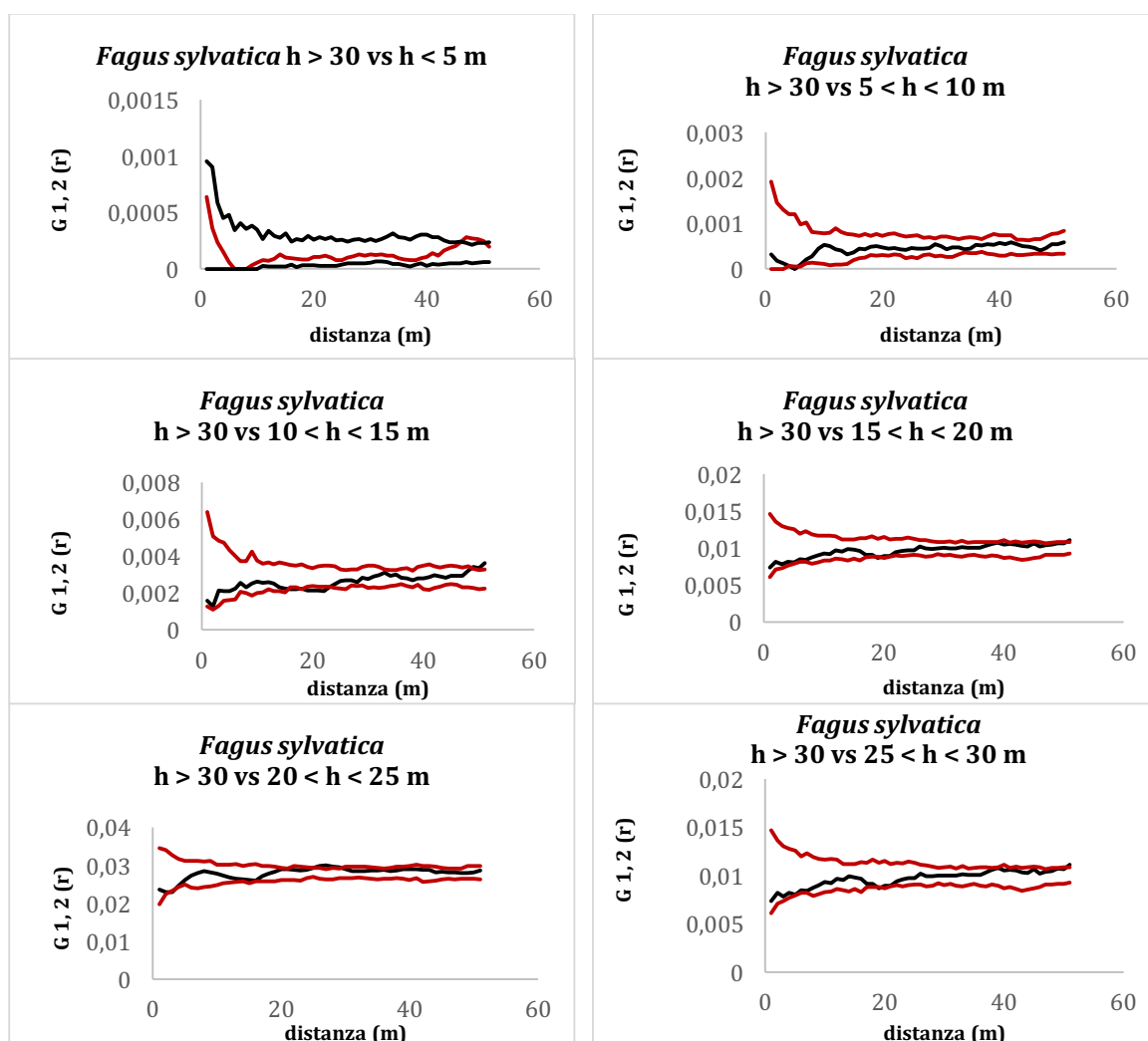


Fig. 36 - Funzioni $G_{1,2}(r)$ della statistica O-ring bivariata delle altezze tra gli individui con altezza maggiore di 30 m e quelli con h minore di 5 m; tra quelli con h maggiore di 30 m e quelli con h compresa tra 5 e 10 m; tra quelli con h maggiore di 30 m e quelli con h tra 10 e 15 m; tra quelli con h maggiore di 30 m e quelli con h compresa tra 15 e 20 m; tra quelli con h maggiore di 30 m e quelli con h minore compresa tra 20 m e 25 m; tra quelli con h maggiore di 30 m e quelli con h compresa tra 25 e 30 m.

La stessa tipologia di analisi utilizzando la variabile altezza, evidenzia una distribuzione tendenzialmente casuale e solo in alcuni casi un'aggregazione crescente o decrescente a seconda che vengano considerate piante di altezza simile o piante di altezza nettamente diversa rispetto alla classe considerata. Le piante più alte, con altezza superiore a 30 m, sono distribuite casualmente nei riguardi di quelle con altezza inferiore a 5 m; ciò avviene fino a 46 m, distanza oltre la quale esse mostrano aggregazione. Le stesse mostrano sempre una distribuzione casuale sia nei confronti degli individui di altezza compresa tra 5 e 10 m sia di quelli con altezza compresa tra 10 e 15 m, mentre evidenziano repulsione rispettivamente tra 4 e 5 m e tra 18 e 23 m di distanza; in quest'ultimo caso si ha una aggregazione poco marcata sopra i 48 m. Confrontando infine le piante più alte con quelle di altezza tra 15 e 20 m e quelli di altezza tra 20 m e 25 m si ha una totale casualità nella distribuzione ad eccezione

di una leggera repulsione, nel secondo caso, alla distanza di 18 m. L'interazione tra la distribuzione delle piante con altezza maggiore di 30 m e quelle di altezza compresa tra 20 e 25 m evidenzia casualità nella distribuzione con aggregazione solo nella fascia di distanza di 26-28 m; con piante di altezza compresa tra 25 e 30 m risulta invece una distribuzione totalmente casuale.

4.3.6 Analisi bivariata delle età

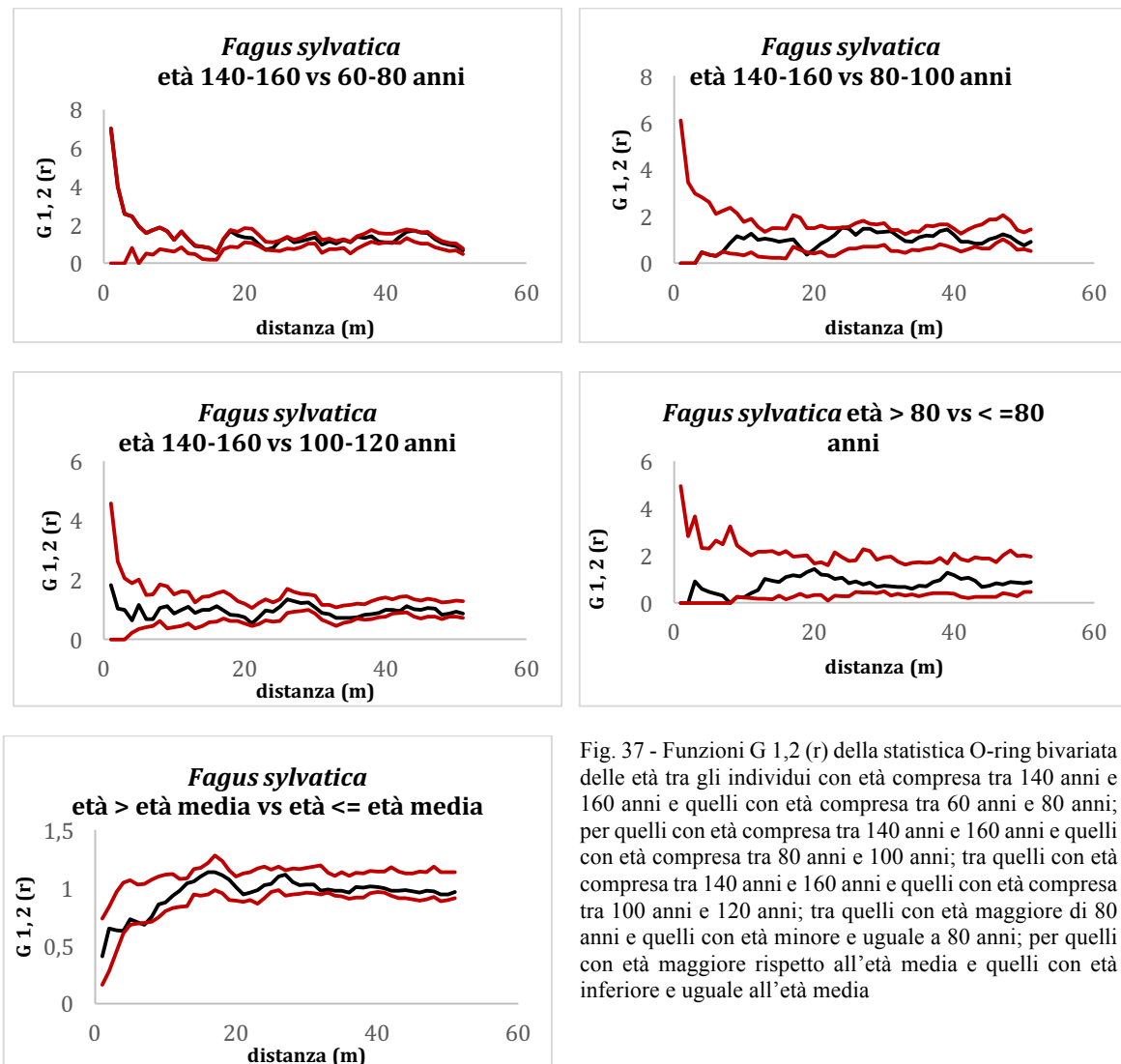


Fig. 37 - Funzioni $G_{1,2}(r)$ della statistica O-ring bivariata delle età tra gli individui con età compresa tra 140 anni e 160 anni e quelli con età compresa tra 60 anni e 80 anni; per quelli con età compresa tra 140 anni e 160 anni e quelli con età compresa tra 80 anni e 100 anni; tra quelli con età compresa tra 140 anni e 160 anni e quelli con età compresa tra 100 anni e 120 anni; tra quelli con età maggiore di 80 anni e quelli con età minore e uguale a 80 anni; per quelli con età maggiore rispetto all'età media e quelli con età inferiore e uguale all'età media

L'analisi dei pattern spaziali delle età attraverso la funzione $G_{1,2}(r)$ della statistica O-ring bivariata manifesta per lo più una distribuzione casuale, a differenza di quanto osservato precedentemente nel caso dei diametri e delle altezze. Prendendo in considerazione le piante più vecchie (140-160 anni) e confrontandole con quelle di età tra 60 e 80 anni si ottiene una distribuzione al limite dell'aggregazione (situazione al limite tra casualità e attrazione), che risulta pertanto poco significativa per questi gruppi di piante, dopodiché si ha dispersione (a

partire dalla distanza di 18 m). In tutti gli altri casi analizzati, in cui si confrontano gli individui più vecchi con quelli più giovani, la distribuzione appare totalmente casuale.

4.3.7 Analisi univariata e bivariata dei vivi e dei morti

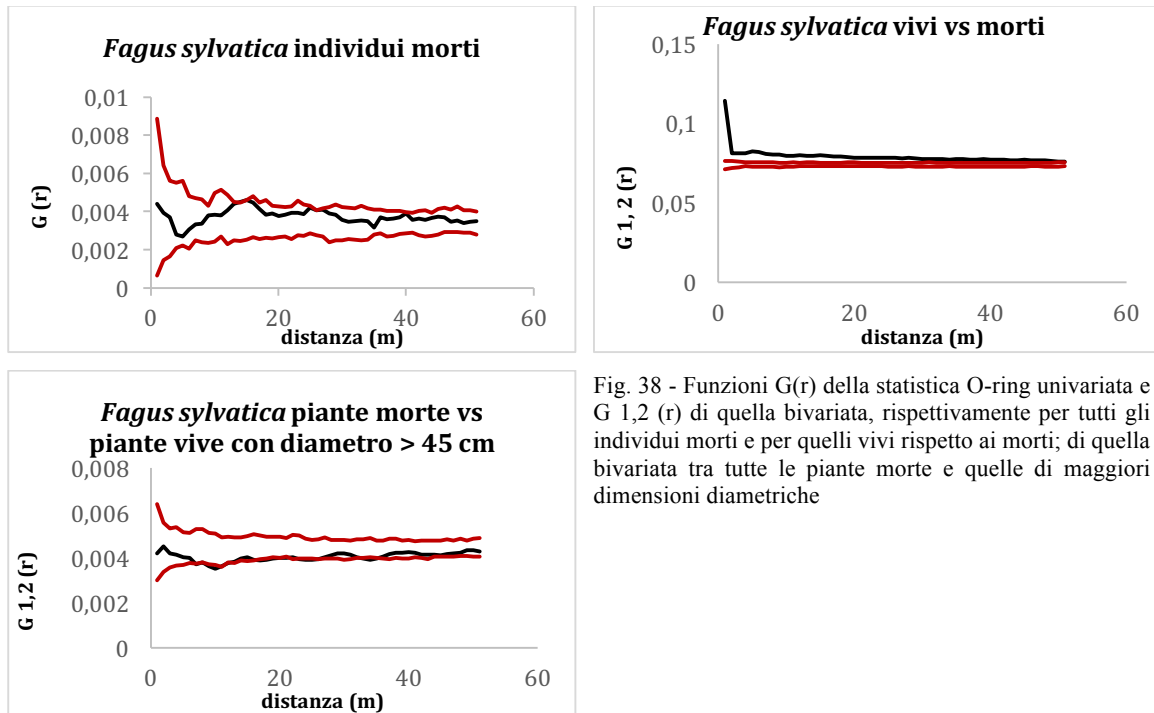


Fig. 38 - Funzioni $G(r)$ della statistica O-ring univariata e $G_{1,2}(r)$ di quella bivariata, rispettivamente per tutti gli individui morti e per quelli vivi rispetto ai morti; di quella bivariata tra tutte le piante morte e quelle di maggiori dimensioni diametriche

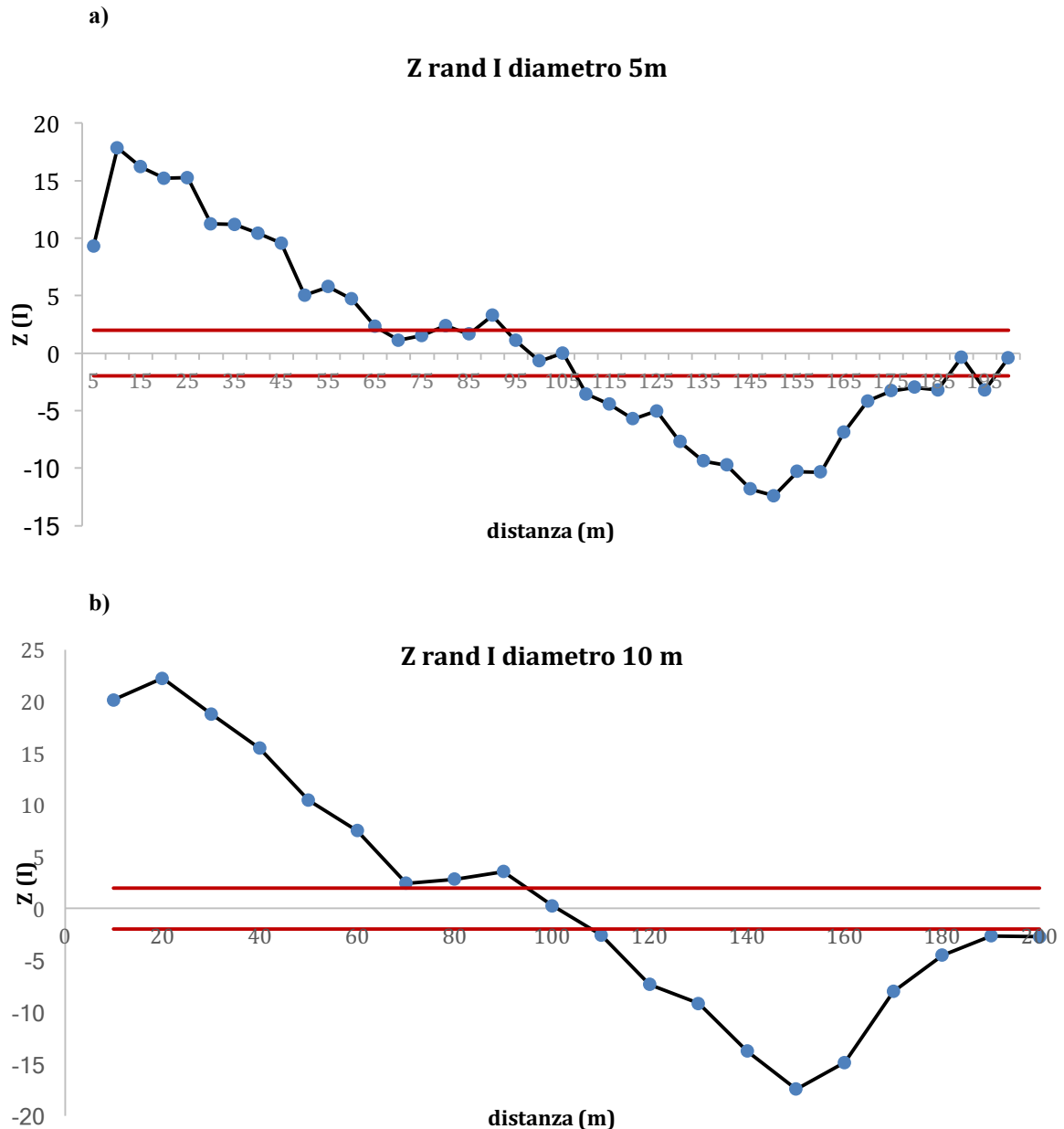
L'analisi dei pattern spaziali delle piante morte attraverso la funzione $G(r)$ della statistica O-ring univariata evidenzia nelle piante di faggio una chiara distribuzione casuale per tutte le classi di distanza.

L'analisi delle interazioni tra le distribuzioni delle piante vive e di quelle morte, attraverso la funzione $G_{1,2}(r)$ della statistica O-ring bivariata, mostra per gli individui vivi una attrazione via via meno significativa a partire dai 2 m di distanza rispetto agli individui morti. Lo studio della relazione tra le piante morte e quelle di diametro maggiore all'interno del popolamento mette in luce una situazione "borderline" al limite tra dispersione e segregazione dove la prima prevale solo a partire dalla distanza di 37 metri.

4.4 Analisi della struttura: Statistica I di Moran

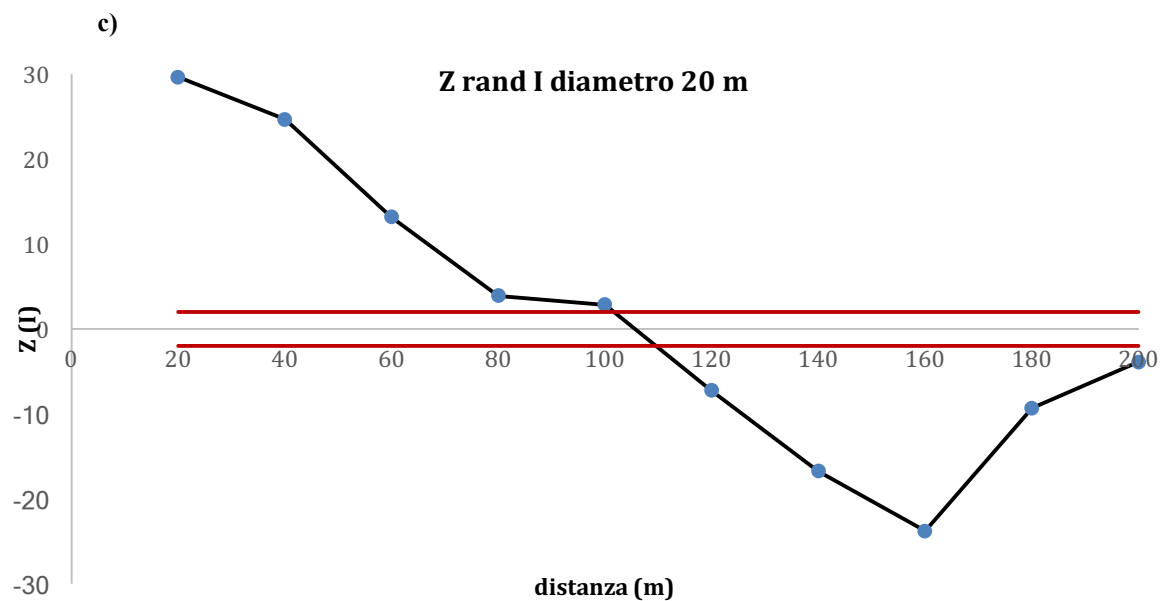
4.4.1 Struttura spaziale dei diametri

Fig. 39 a), b), c) - Correlogrammi calcolati con la variabile diametro su tutti gli individui con classi di distanza di 5 m, 10 m, 20 m



Tutti i correlogrammi calcolati con la variabile diametro sono risultati globalmente significativi a livello $\alpha = 0.001$ per le classi di distanza di 5, 10 e 20 m. In linea generale, per tutte le classi, si verifica una struttura a gradiente, secondo il quale l'autocorrelazione da valori nettamente positivi si sposta verso valori negativi. Per la classe di distanza di 5 m si rilevano valori positivi significativi fino a una distanza di 65 m; si osserva ancora un'autocorrelazione positiva a 90 m dopodiché l'indice alla distanza di 110 m appare significativamente negativo. Fino ad una distanza di 145 m l'autocorrelazione decresce per

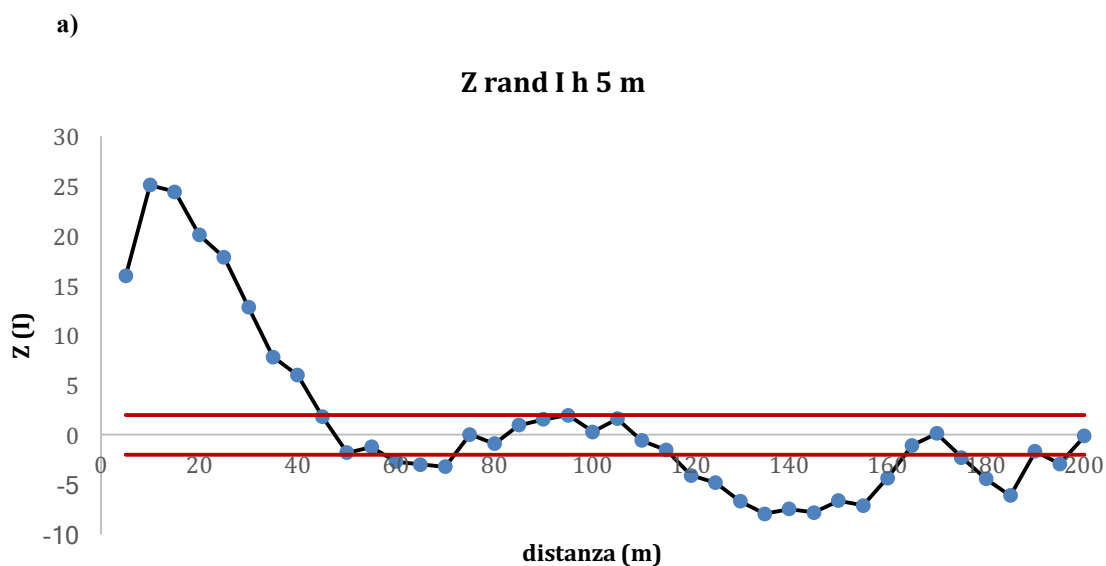
poi aumentare di nuovo mantenendosi sempre su valori significativamente negativi fino alla distanza di 170 m.



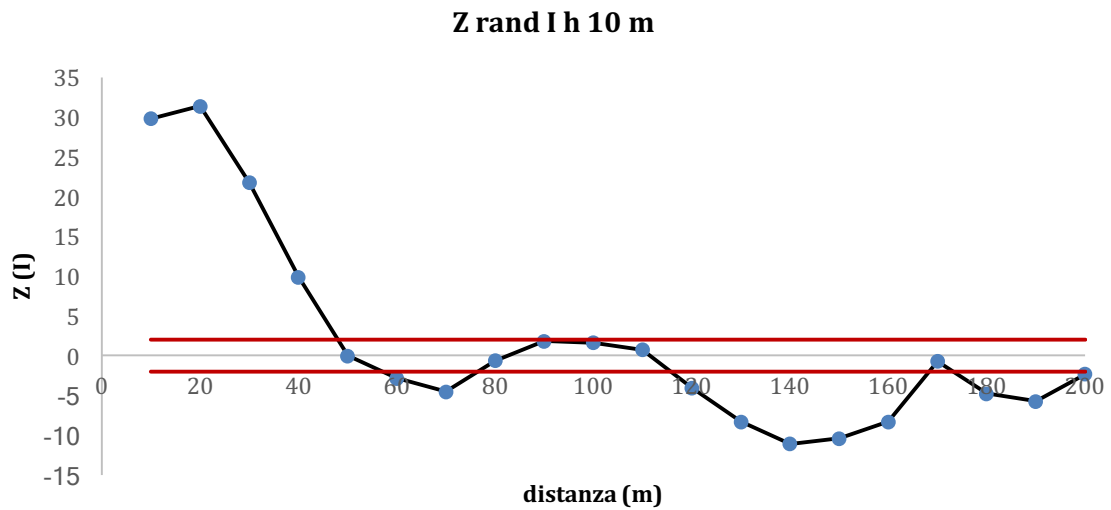
Sia per la classe di distanza di 10 m che per quella di 20 m l'andamento del correlogramma rimane analogo; si riscontrano eventuali differenze unicamente nei valori di significatività.

4.4.2 Struttura spaziale delle altezze

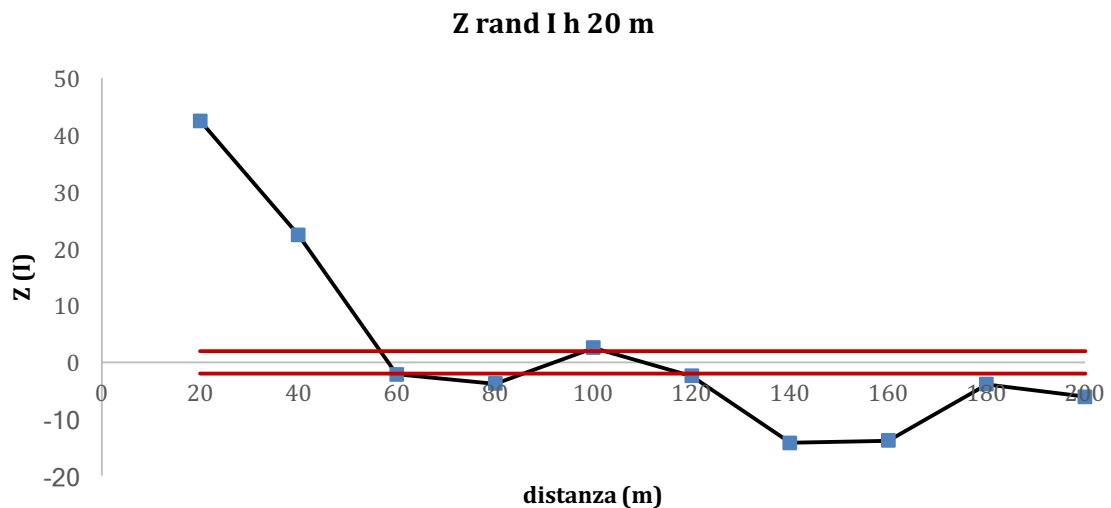
Fig. 40 a), b), c) - Correlogrammi calcolati con la variabile altezza su tutti gli individui con classi di distanza di 5 m, 10, 20 m



b)



c)

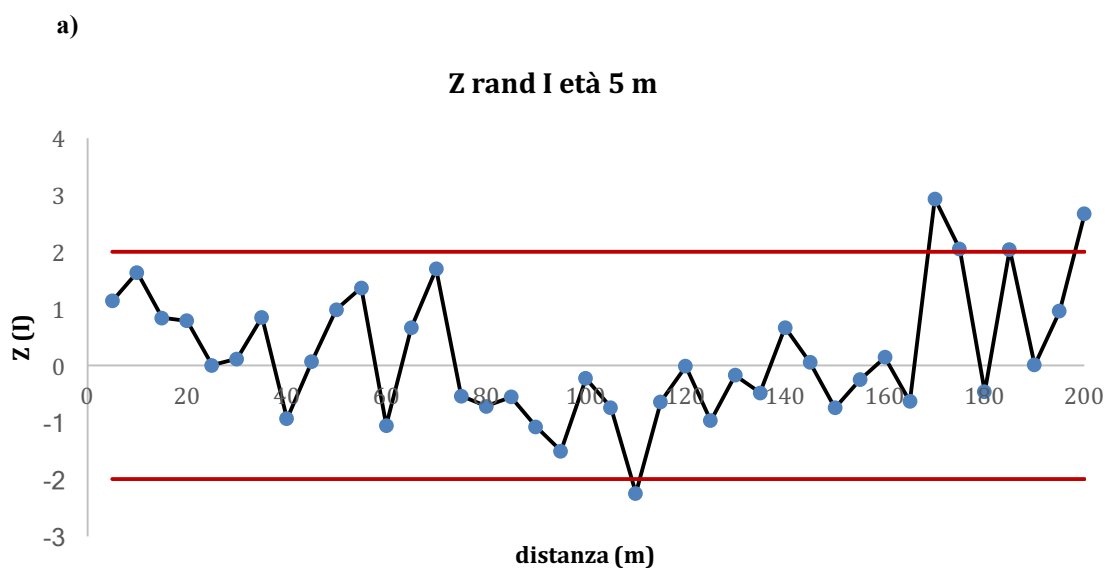


Per quanto riguarda la variabile altezza i correlogrammi, risultano anch'essi significativi a livello $\alpha = 0.001$ per le classi di distanza di 5, 10 e 20 m. Questi evidenziano una struttura spaziale simile a quella del diametro anche se con alcune peculiarità, preso atto dell'elevata correlazione tra le due variabili. Per tutte tre le classi di distanza si riconosce ancora una struttura a gradiente, ma l'effetto è nettamente ristretto e presente sino a distanze di 40-60 m. Per la classe di distanza di 5 m si rileva autocorrelazione positiva e significativa per le distanze fino a 40 m (inizialmente l'indice cresce per poi diminuire progressivamente). Osservando distanze superiori, da 45 m sino a 115 m, il correlogramma ha un'evoluzione alterna tra valori positivi e negativi, ma mai significativi. Risultati significativi di autocorrelazione negativa si riscontrano, invece, su distanze che vanno da 120 m a 155 m; per distanze superiori il correlogramma ritorna ad oscillare tra valori positivi e negativi mai

significativi. Prendendo in esame la classe di distanza di 10 m i valori di autocorrelazione appaiono positivi e significativi fino a 40 m, al crescere della distanza i valori di autocorrelazione sono negativi fino a 70. Su distanze maggiori il correlogramma assume valori che si alternano tra la positività e la negatività; la significatività è raggiunta in questo caso da 130 m a 160 m. Per la classe di distanza di 20 m, ancora una volta i valori di autocorrelazione rimangono positivi e significativi fino a 40 m, mentre alla distanza di 60 e 80 m si hanno valori negativi e scarsamente significativi. Alla distanza di 100 m il correlogramma ritorna ad avere valore positivo, ma non significativo, all'aumentare della distanza l'autocorrelazione evidenzia nuovamente valori di negatività e significatività da 130 m a 160 m, successivamente l'indice rimane negativo, ma con valori non significativi.

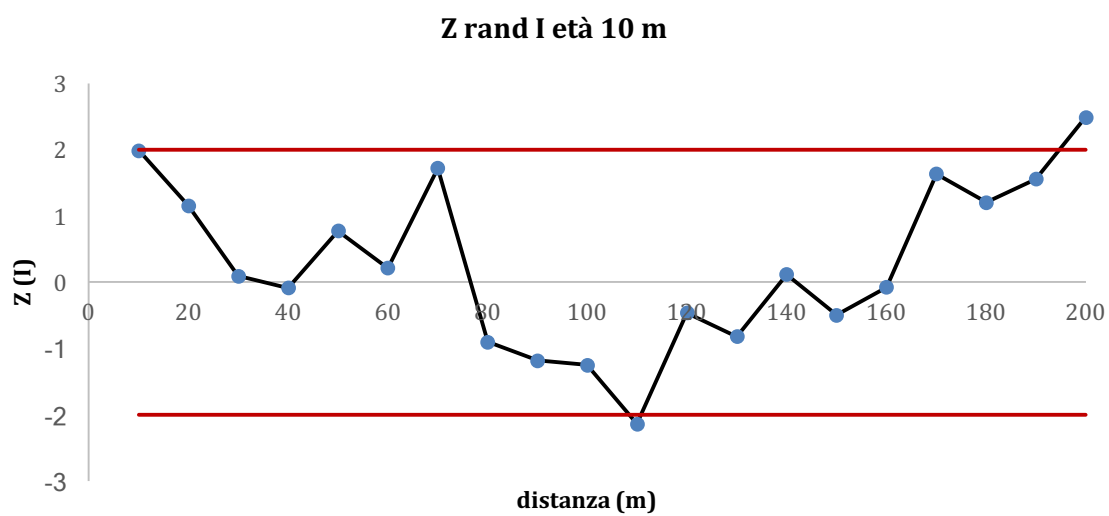
4.4.3 Struttura spaziale delle età

Fig. 41 a), b), c) - Correlogrammi calcolati con la variabile età su tutti gli individui con classi di distanza di 5 m, 10 m, 20 m

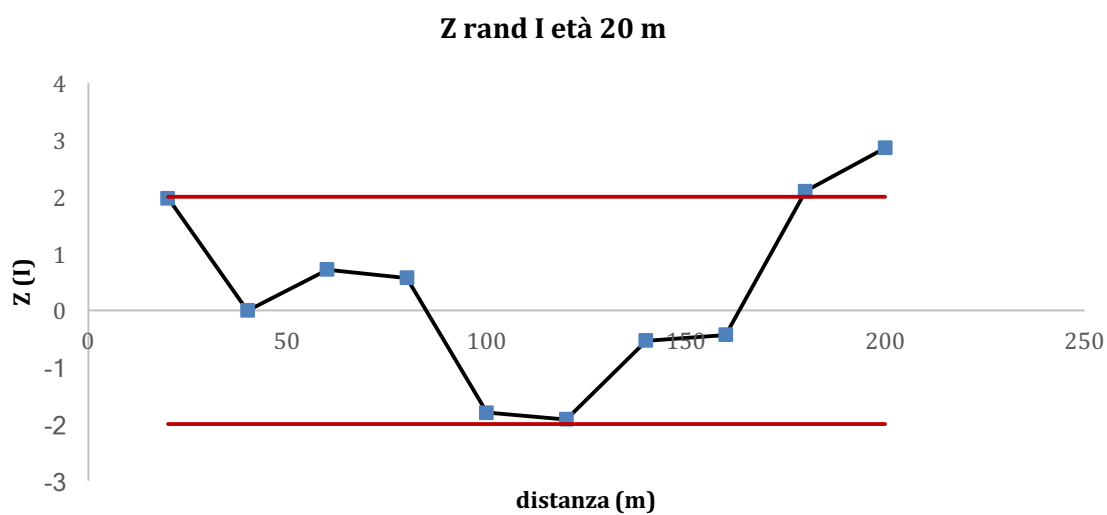


Rispetto alla variabile età, i correlogrammi, non sono significativi per nessuna delle classi di distanza. Infatti, per tutte queste, la distribuzione dell'indice di autocorrelazione rimane all'interno dell'intervallo di confidenza, a conferma del fatto che la distribuzione delle età, all'interno dei 4 ha è casuale.

b)



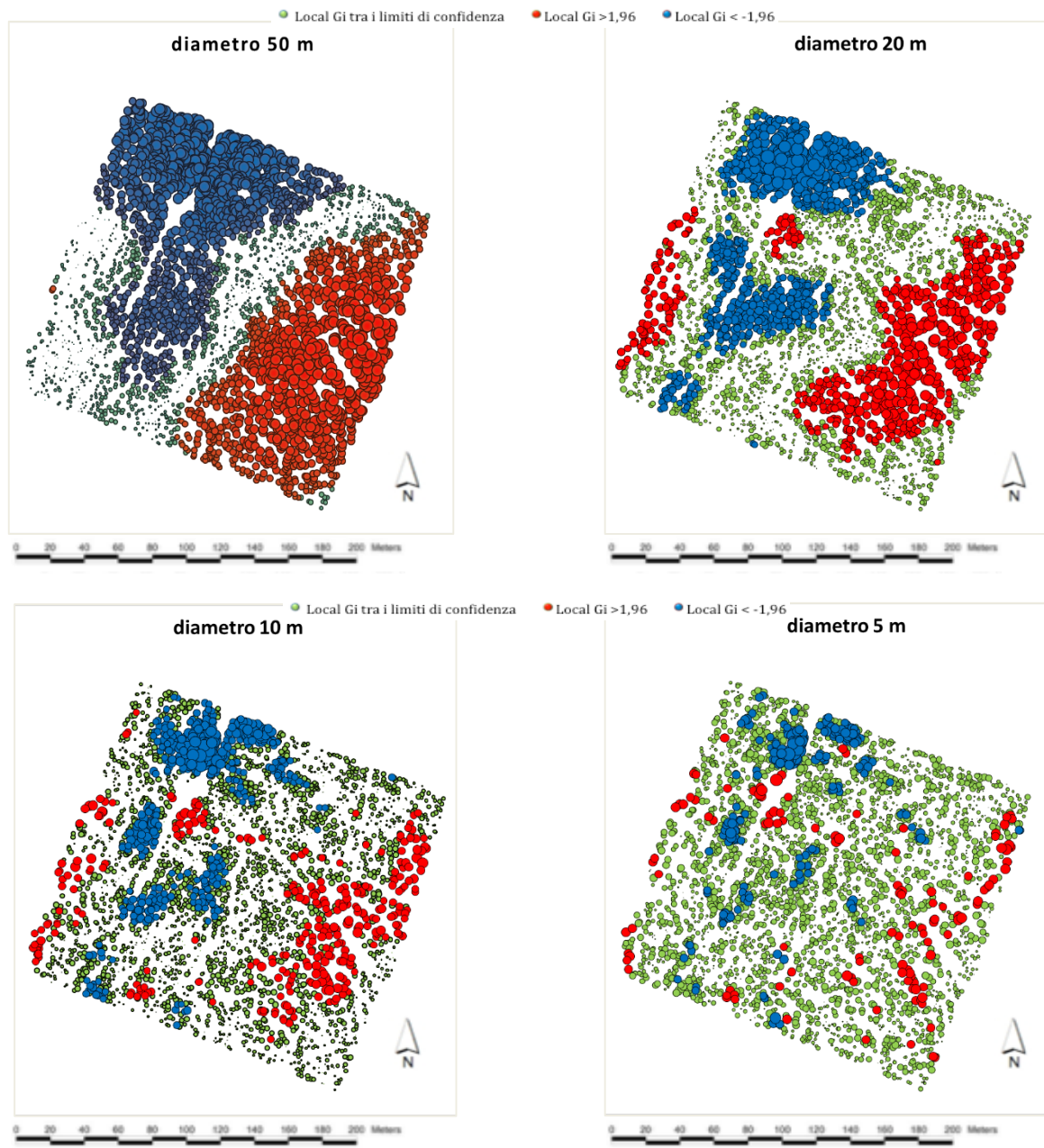
c)



4.5 Misure di autocorrelazione spaziale: Statistica G_i^* di Getis

4.5.1 Associazione spaziale dei diametri

Fig. 42 - Distribuzione dell'indice G_i^* calcolato con la variabile diametro per le distanze di 50 m, 20 m e 5 m

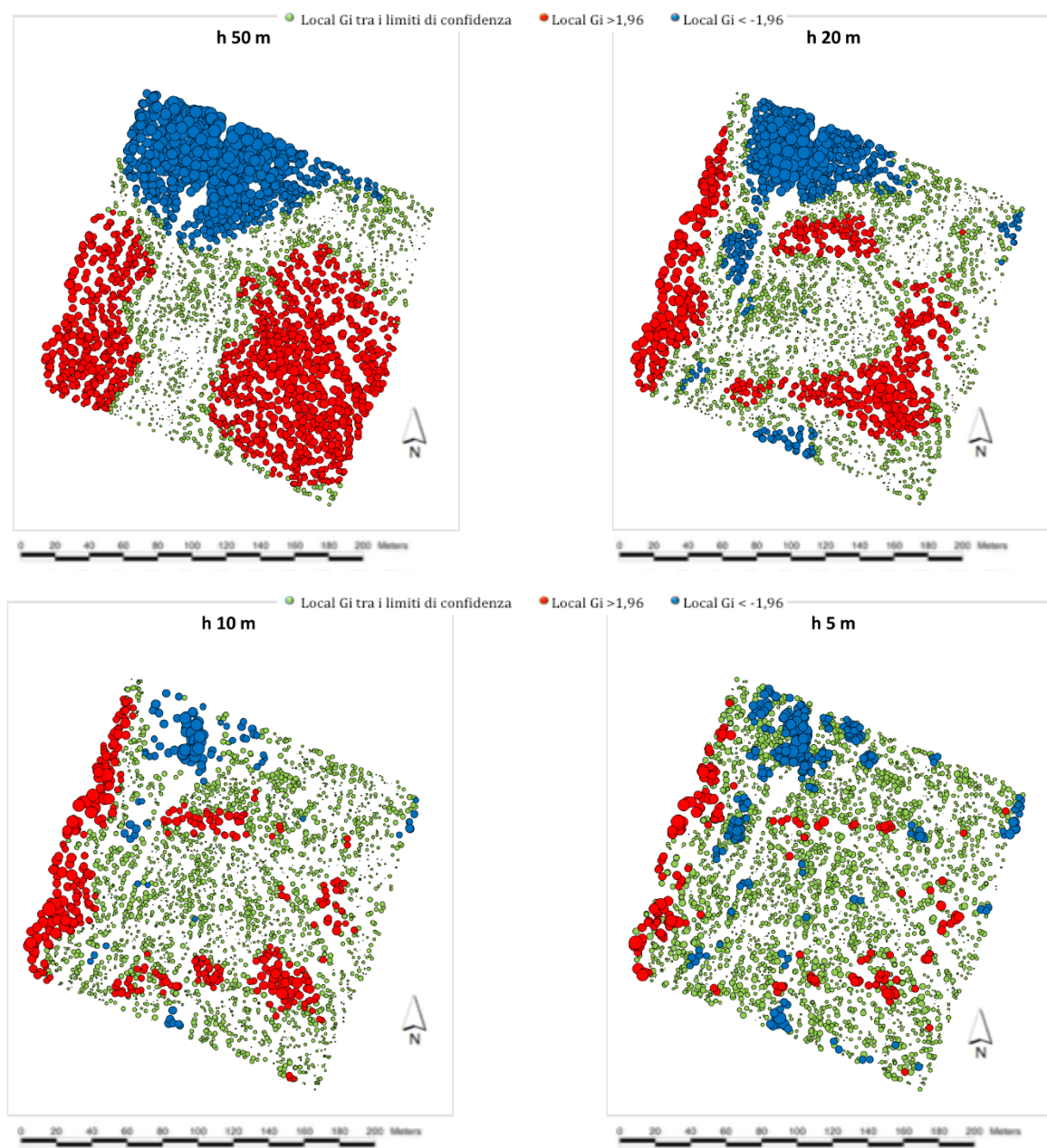


L'analisi dell'associazione spaziale dei diametri, attraverso la statistica G_i^* di Getis alla distanza critica di 50 m, mette in risalto sostanzialmente la divisione dell'area in due parti. Nella zona più a nord, nord-ovest, si nota una significativa area "cold spot" che si estende in direzione sud sud-ovest lungo il crinale dell'area, mentre nella parte est, sud-est emerge una zona "hot spot" che occupa tutta la parte bassa dei 4 ha. Si ha quindi nella parte nord-ovest un gruppo di piante con diametri mediamente piccoli, contrariamente a quanto visibile nella parte est sud-est dove si evidenzia un'aggregazione di piante con diametri maggiori rispetto

ai valori medi dell'area. Il confine tra le zone "hot spot" e "cold spot" è segnato da valori dell'indice G_i^* positivi o negativi, piuttosto bassi e comunque poco o per nulla significativi. Diminuendo il valore della distanza critica a 20 m si assiste ad un restringimento della zona caratterizzata da valori negativi di autocorrelazione spaziale locale mentre compaiono nuove zone "hot spot". Si denota la presenza di un nucleo di piante mediamente grosse sul confine ovest dell'area e ancora un piccolo gruppo dai grandi diametri racchiuso tra due zone "cold spot" nella parte centro-nord. Rimane ben evidente il nucleo di piante con diametri ridotti nella parte più a nord, anche se in questo contesto diminuiscono dimensioni e significatività della zona "cold spot" della quale il suddetto gruppo prende parte nella medesima analisi ma alla distanza critica precedente. Passando poi alla distanza di 10 m si assiste ad una generalizzata frammentazione dei gruppi emersi sino ad ora, parallelamente ad una diminuzione della significatività. Rimane comunque ben evidente nella parte più a nord la zona "cold spot"; viceversa sul lato ovest la zona "hot spot" pare costituita da più gruppi separati di piante, come pure la zona "hot spot" a centro area. Circa alla metà del margine a sud-ovest dell'area, compare una zona rossa contornata sia a nord-ovest che a sud – est da più zone "cold spot". Ridimensionando la distanza critica a 5 m i risultati sostanzialmente non cambiano, mantenendosi alta la significatività dell'indice. A questo livello i gruppi ovviamente si ridimensionano e c'è la comparsa di piccole zone "hot spot" a centro area. Rispetto all'analisi compiuta a distanze critiche maggiori, in questo caso è possibile cogliere la presenza, soprattutto nella parte centrale, di piante con diametro mediamente piccolo, nelle vicinanze di piante con diametro mediamente elevato.

4.5.2 Associazione spaziale delle altezze

Fig. 43 - Distribuzione dell'indice G_i^* calcolato con la variabile altezza per le distanze di 50 m, 20 m e 5 m

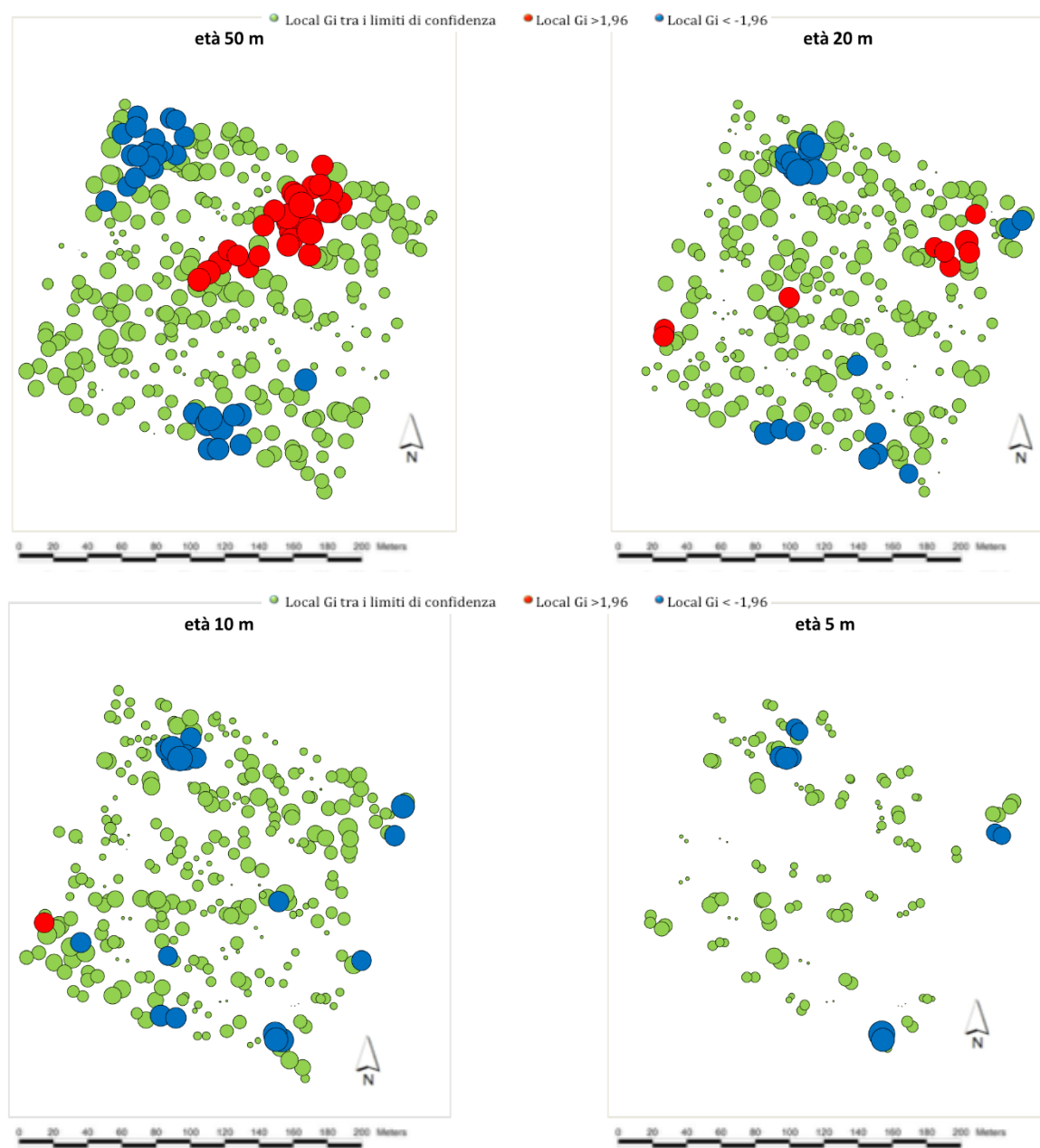


L'analisi dell'associazione spaziale delle altezze, attraverso la statistica G_i^* di Getis alla distanza critica di 50 m, mostra sostanzialmente la divisione dell'area, a differenza dell'analisi dei diametri, in tre grandi gruppi. Come per i diametri si ha una zona "cold spot" nella parte più a nord nord-ovest che si estende in direzione sud sud-ovest lungo il crinale dell'area; si osservano poi altre due zone "hot spot" rispettivamente nella parte est sud-est una, e nella parte ovest sud-ovest l'altra, lungo i versanti dell'area. Anche l'analisi dell'associazione spaziale dei diametri mette in evidenza questi gruppi, ma solo alla distanza di 20 m. Dal grafico si delinea quindi nella parte più a nord-ovest un gruppo di piante

mediamente più basse di quelle presenti sui versanti est e ovest dell'area. Come visto nell'analisi dei diametri, il confine tra le zone "hot" e "cold spot" è segnato da valori dell'indice G_i^* positivi o negativi, bassi e comunque poco o per niente significativi. Con la classe di 20 m si assiste ad un aumento del numero delle zone caratterizzate da valori negativi di autocorrelazione spaziale locale e compaiono nuove zone "hot spot", come visto per i diametri. Rimane la presenza del gruppo di piante mediamente alte sul confine ovest dell'area, mentre si scorge un gruppo di piante alte, in prossimità della radura, nella parte centro-nord dell'area, racchiuso tra piante dominate delle zone "cold spot" che in questo caso sembrano essere sostanzialmente due. Si conferma come per ogni classe di distanza, il nucleo di piante basse nella parte più a nord, mentre aumenta la sua significatività la zona "cold spot" al centro dell'area. Si riduce il gruppo nella parte est dell'area, mentre si evidenzia, un aumento di significatività di una zona "hot spot" ampia circa 25 m, nella parte a centro sud dell'area. Diminuendo il valore della distanza critica a 10 m si assiste anche in questo caso, ad una generalizzata frammentazione delle aree: diminuisce la significatività dei valori e i gruppi si ridimensionano. Rimane sempre ben evidente nella parte più a nord la zona "cold spot", mentre la zona "hot spot" sul lato ovest dell'area sembra in questo caso essere più continua rispetto a quanto visto per i diametri. La zona "cold spot" in prossimità della strada diminuisce le sue dimensioni e la sua significatività, come pure tutte le zone "hot spot", anche se non si notano grandi differenze. Rispetto alle analisi precedenti può essere utile evidenziare la comparsa di una zona "hot spot" sul lato sud a circa metà dell'area. Ridimensionando infine la distanza critica a 5 m le aree sostanzialmente non cambiano, anche se decresce ovviamente il valore di G_i^* , restando però per molte zone, ancora al di sopra dei limiti di significatività. Ben si denotano, a questa scala, le differenze tra l'analisi dei diametri e quella delle altezze; se nel caso dei diametri si è osservata una certa variabilità e piante con diametro significativamente diverso possono anche coesistere in spazi decisamente ristretti, per quanto riguarda le altezze è evidente invece una relativa omogeneità nella distribuzione.

4.5.3 Associazione spaziale delle età

Fig. 44 - Distribuzione dell'indice G_i^* calcolato con la variabile età per le distanze di 50 m, 20 m e 5 m



L'analisi dell'associazione spaziale delle età attraverso la statistica G_i^* di Getis alla distanza critica di 50 m, mette in evidenza la divisione dell'area in 5 nuclei. Nella zona più a nord risalta un'area "cold spot", in quella a centro-est due zone "hot spot". A sud-est si evidenzia una piccola zona "cold spot", così come a sud-ovest. Pertanto si ha nella parte nord e in quella a sud sud-ovest un gruppo di piante con età mediamente inferiori, al contrario in quella che si estende dal centro verso est e in quella a est vi si trovano aggregati di piante con età maggiori rispetto ai valori medi dell'area. Riducendo il valore della distanza critica a 20 m

si evince che le zone caratterizzate da valori positivi di autocorrelazione spaziale locale subiscono un ridimensionamento, mentre spuntano nuove zone “cold spot”, similmente a quanto visto precedentemente nella distribuzione dell'indice G_i^* rispetto al diametro. In particolare rispetto alla distanza critica considerata precedentemente è evidente un gruppo di piante di età maggiore nella parte ovest e in quella sud-est dell'area. Restano comunque evidenti nella parte sud e compaiono in una fascia a centro-sud, due nuclei di piante con età minori rispetto ai valori medi di età dell'intera area. In ogni caso il confine tra zone “hot spot” e “cold spot” è segnato da valori dell'indice G_i^* , positivi o negativi, comunque bassi e scarsamente o affatto significativi. Diminuendo ulteriormente la distanza critica a 10 m si manifesta una diversa frammentazione dei gruppi precedentemente considerati; rimangono le zone “cold spot” a nord, compare una zona “cold spot” ai margini a sud-est dell'area. Resta poi a sud-ovest un nucleo di piante con età inferiori alla media. Considerando infine l'indice G_i^* ad una distanza critica di 5 m sostanzialmente si constata la presenza di tre nuclei di aggregati di piante: si tratta di aree “hot spot” nella parte più a nord nord-ovest, già evidenziate in precedenza, con piante mediamente più giovani rispetto all'età media degli individui arborei presenti nei quattro ettari.

4.6 Accrescimenti nell'area di studio

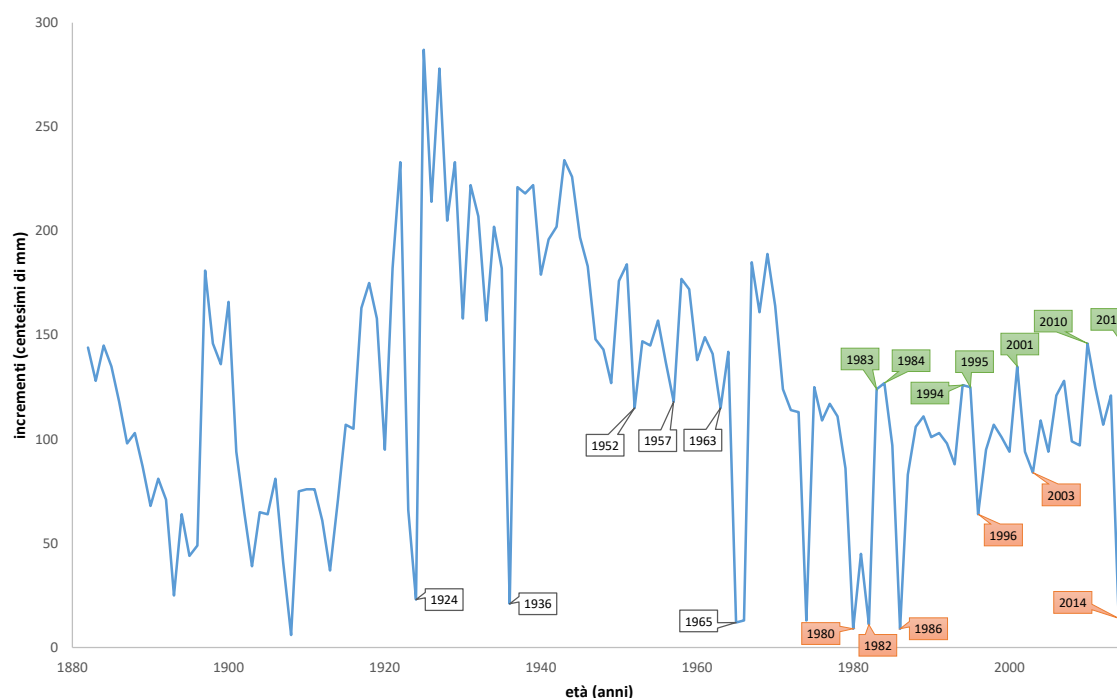


Fig. 45 - Accrescimento medio dell'area di studio

Dalla cronologia media si evince che l'ultimo taglio consistente è stato eseguito a metà degli anni '60 e verosimilmente, alla distanza di 30 anni dal precedente (come descritto nel capitolo successivo si tratta di tagli successivi uniformi). Nell'area gli ultimi tagli effettivi sono avvenuti nel decennio successivo ma si tratta per lo più di interventi localizzati (come tagli di manutenzione sul bordo del sentiero principale) e difficili da individuare cronologicamente con esattezza. Dalla media sono stati ricavati quindi tra gli ultimi 35 quelli caratteristici.

I dati relativi a temperatura e precipitazioni fanno riferimento alla stazione meteorologica "Cansiglio – Tramedere" (1028 m s.l.m.) di ARPA Veneto. Tra questi sono stati individuati quelli particolarmente negativi: il 1980, il 1982, il 1986, il 1996, il 2003 e il 2014. Quelli più positivi sono invece il 1983, il 1984, il 1994, il 1995, il 2001, il 2010 e il 2015.

Nel 1980 è stata riscontrata una gelata tardiva dal 21 al 25 aprile; l'estate è stata davvero fresca con una media estiva inferiore di 1.2 °C rispetto a quella del decennio 1980-1990, mentre l'autunno e l'inverno si sono rivelati freddi e secchi. Nel 1982 è stata registrata una pluviometria più bassa rispetto alla media del decennio (1206.4 mm di pioggia contro 1297.06 mm). Nel caso del 1986 non è evidente alcuna relazione con le precipitazioni (solo aprile è stato particolarmente piovoso e le minime sono scese sotto lo zero dal 17 al 21 del mese) ma piuttosto con l'aumento stagionale delle temperature, più rigide dell'inverno 1985-86, e con il deficit idrico del precedente autunno. Il 1986 risulta infatti particolarmente

significativo e il picco negativo è dovuto in modo particolare ad uno stress idrico determinato dalle scarse precipitazioni autunnali nell'anno precedente (solo 148.6 mm contro 325.96 mm della media stagionale). Il faggio, caratterizzato dalla predeterminazione delle gemme ha perciò in questo caso risposto con una diminuzione della crescita solo l'anno successivo. Nel 1996 si è riscontrata una situazione analoga; addirittura durante il 1995 è stato registrato un picco positivo, perché l'anello aveva già concluso il suo accrescimento prima della stessa siccità autunnale. Inoltre particolarmente significativa è stata la gelata tardiva dal 13 al 18 aprile dello stesso anno. Il 2003 ha visto una notevole siccità tardo primaverile ed estiva a causa di un aumento significativo di temperatura: ciò ha contribuito a ridurre la disponibilità di acqua e quindi l'attività cambiale, nonché un'intensificazione del tasso di evapotraspirazione. Le temperature più elevate sono state registrate nelle prime due settimane di agosto: il 12 e il 13 di questo mese in Cansiglio si sono sfiorati i 30 °C. A partire dal mese di giugno inoltre si è assistito ad un brusco calo della piovosità (solo 72 mm contro 159.64 mm mediamente registrati nel decennio). L'inverno 2013-14 è stato caratterizzato da temperature piuttosto rigide e il regime pluviometrico è stato quello piuttosto alto. Le precipitazioni sono state di 2554 mm nel corso dell'anno 2014, di cui 230 mm solo nel mese di luglio. Inoltre escludendo il mese di giugno con temperature al di sopra della media, hanno inciso sul rallentamento dell'accrescimento le precipitazioni abbondanti del mese di luglio (230 mm contro i 168 mm medi nel ventennio 1994-2014) alle quali si è poi sommato un forte calo delle temperature che ha caratterizzato anche il mese di agosto: la media delle massime e quella delle minime di tale mese risulta essere rispettivamente inferiore di 3 °C nel primo caso e di 1.5 °C nel secondo. Il picco positivo del 1983 è dovuto al clima estivo che ha particolarmente favorito l'accrescimento anulare nelle fasi tardo primaverile ed estive: tra il 20 e il 30 luglio sull'Altopiano la temperatura massima ha sfiorato i 28 °C. Una situazione diversa si è avuta nell'anno successivo, 1984, contraddistinto da un autunno mite, prima del grande gelo che è durato fino ai primi mesi dell'anno successivo. In questo caso le precipitazioni primaverili sono state superiori di 90 mm rispetto alla media degli anni '80, mentre la temperatura media dell'anno risulta superiore di 1 °C rispetto al decennio. Il 1994, anno complessivamente più piovoso del 2010, è stato anche lievemente più caldo della media del decennio. L'arrivo dell'anticiclone africano ha determinato una chiusura nel mese di luglio con una sopramedia di 1 °C (quella annuale di 1.5 °C). Nella prima metà del mese di settembre le temperature massime sono rimaste superiori a 20 °C, in contemporanea ad un'elevata piovosità tardo estiva e autunnale. Il rialzo termico dei mesi di novembre e dicembre sono stati interrotti l'anno successivo (1995) da un inverno e una primavera

decisamente rigidi e poco piovosi che però non hanno inciso sull'accrescimento delle piante durante la stagione estiva; nel mese di luglio è stata registrata una nuova sopramedia di ben 2 °C, rispetto al periodo 1990-2000 e nel complesso l'estate 1995 è stata piuttosto calda ed afosa. L'autunno-inverno 2001 è stato classificato come il più caldo dopo il 1955 soprattutto per una durata minore delle gelate invernali: le giornate in cui la temperatura è scesa sotto lo zero termico, nell'inverno 2013-14, ammontano solamente a 60 giorni, favorendo una ripresa vegetativa anticipata con l'assenza di gelate tardive in primavera. Nel 2010, uno degli anni più piovosi degli ultimi 50 anni, la stagione primaverile è stata particolarmente umida ma con temperature nella media; viceversa durante la stagione estiva questa è stata superata in controtendenza con quanto registrato in pianura, dove le temperature sono rimaste nella media. Le precipitazioni registrate nell'anno ammontano infatti a 3087.3 mm: i picchi si sono avuti nei mesi primaverili (357 mm solo nel mese di maggio) e in quelli autunnali (260.9 mm in settembre, 781.2 mm in novembre). Infine il 2015 è stato caratterizzato dal mese di luglio più caldo da quando si effettuano misurazioni: la temperatura media è stata superiore di 2.7 °C rispetto alla media storica 1995-2015 con solamente 82 mm di precipitazioni contro 150 mm dello stesso ventennio. In agosto la sopramedia è stata di 1.3 °C. Nel complesso l'estate dello stesso anno viene ricordata come la seconda più calda dopo quella del 2003.

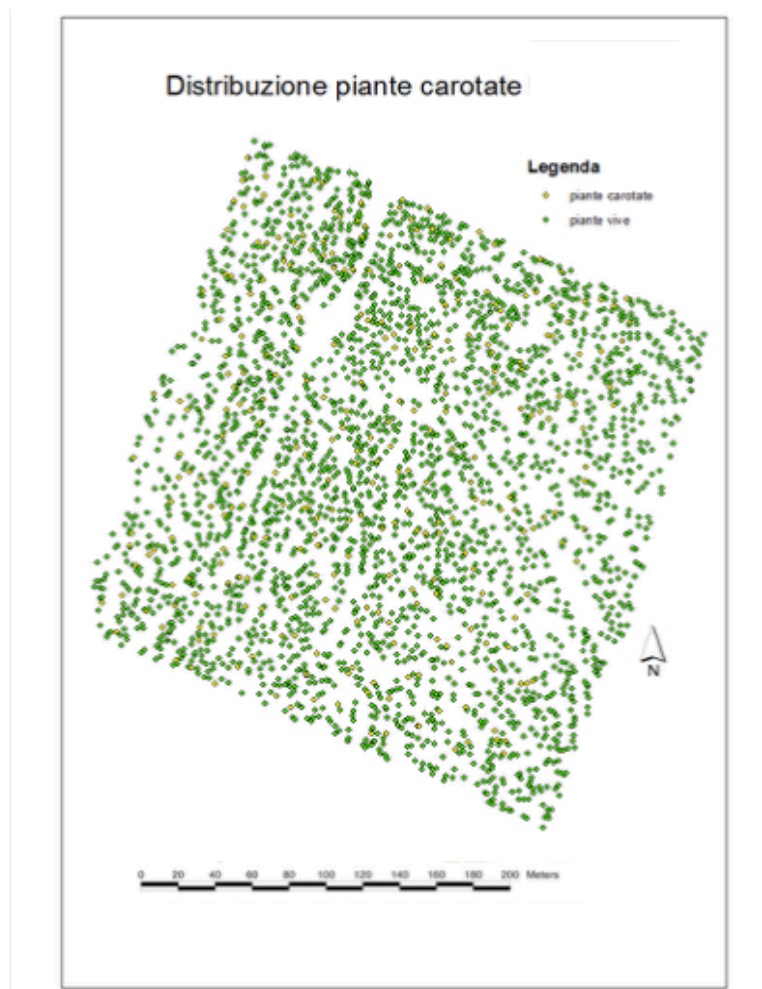


Fig. 46 - Evidenziazione della distribuzione delle piante carotate

Dall'analisi degli incrementi effettuata su un campione rappresentativo di 320 piante scelte casualmente e in ordine sparso al fine di coprire tutta la superficie dell'“Area Millifret”, è emerso quanto segue:

Tab. 7 - Valori di incremento corrente medio delle piante carotate

incremento corrente medio (mm x 10⁻²)	incremento corrente medio ultimi 10 anni (mm x 10⁻²)
121.64	110.1

Tab. 8 - Valori di età massima, minima, media delle piante carotate

età max (anni)	151
età min (anni)	62
età media (anni)	123.73

Tab. 9 - Numero di piante nate prima e dopo il 1924

n. piante nate prima del 1924	311
n. piante nate dopo il 1924	9

Tab. 10 - Distribuzione in classi diametriche delle piante carotate

CLASSI DIAMETRICHE	10-20	20-30	30-40	40-50	50-60
numero di piante	23	151	109	31	6
percentuale sul campione totale (n = 320)	7%	47%	34%	10%	2%
età media (anni)	116.43	123.48	124.99	126.32	120.34
incremento corrente medio (mm x 10⁻²)	64.36	74.93	97.06	125.17	151.3
incremento corrente medio ultimi 10 anni (mm x 10⁻²)	29.11	38.58	53.23	71.96	102.98

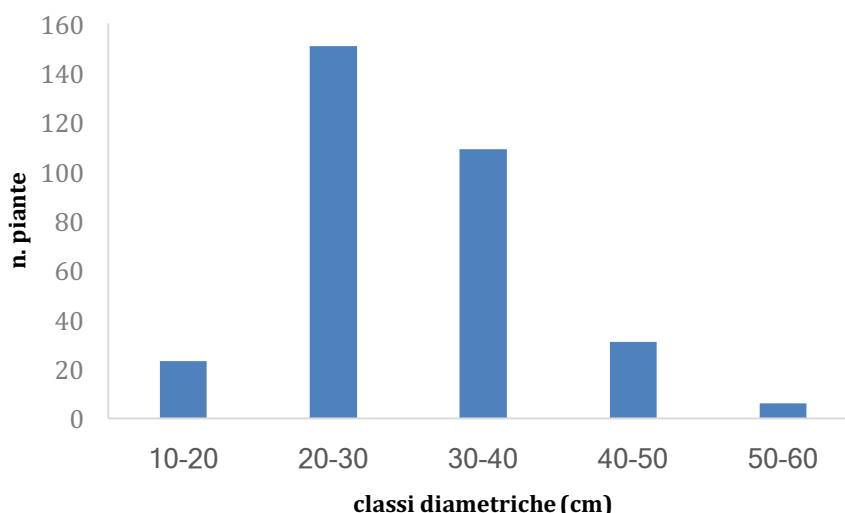


Fig. 47 - Distribuzione dei diametri delle piante carotate

Dall'osservazione della distribuzione dei diametri delle piante carotate (fig. 47) è ben evidente all'interno dell'area una predominanza di piante aventi classi diametriche comprese tra 20 e 40 cm che rappresentano circa l'80% dell'intero popolamento. Per quanto riguarda le classi di età (fig. 48), invece, si nota come il 63% degli individui arborei abbiano età compresa tra 120 e 140 anni, mentre solo il 9% di questi ha un numero di anni inferiore a 100. È opportuno sottolineare che la pianta avente età 15 anni sia stata esclusa da qualsiasi valutazione inerente all'accrescimento medio del popolamento, in quanto catalogata come morta in seguito a "carotaggio". Se si mettono in relazione le classi diametriche con quelle di età, a conferma della fig. 49, e considerando che i dati raccolti dimostrano per piante di diametro maggiore (più di 50-60 cm) un numero di anni quasi mai superiore rispetto a quelle di classi diametriche inferiori, è evidente la mancanza di correlazione significativa tra la distribuzione dei diametri e quella delle età. Osservando gli incrementi correnti medi si denota un aumento di questi in maniera proporzionale al crescere delle classi di diametro mentre se si considerano gli incrementi correnti medi associati alle classi di età si nota un leggero aumento dei relativi valori nelle fasi in cui la competizione intraspecifica è ridotta

ai minimi termini (a partire dall'età di 80 anni) seguito da un abbassamento progressivo e un decisivo rallentamento nella crescita degli stessi al raggiungimento della maturità delle piante (da 100 anni di età in avanti).

Tab. 11 - Distribuzione in classi di età delle piante carotate

CLASSI D'ETÀ	60-80	80-100	100-120	120-140	140-160
numero di piante	4	25	59	201	31
percentuale sul campione totale (n = 320)	1%	8%	18%	63%	10%
età media (anni)	69.33	93.36	112.36	129.4	141.84
incremento corrente medio (mm x 10⁻²)	91.18	97.37	94.84	86.25	80.63
incremento corrente medio ultimi 10 anni (mm x 10⁻²)	36.5	61.35	48.17	50.63	40.77

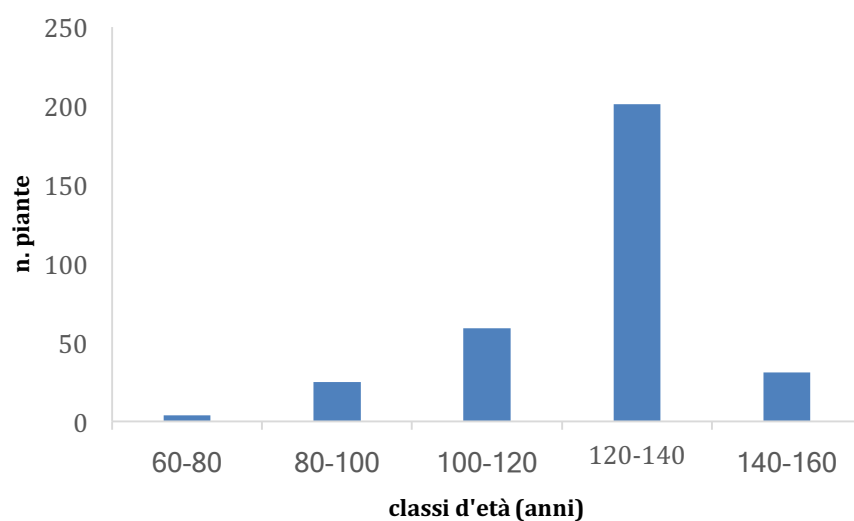


Fig. 48 - Distribuzione delle età delle piante carotate

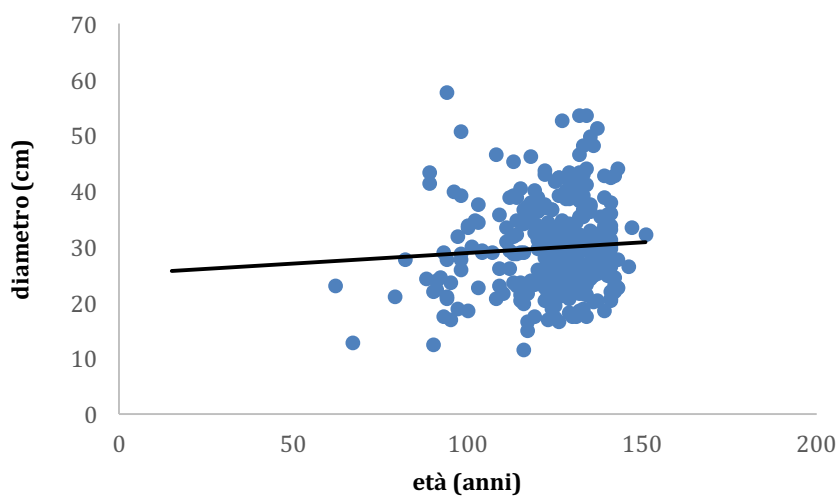
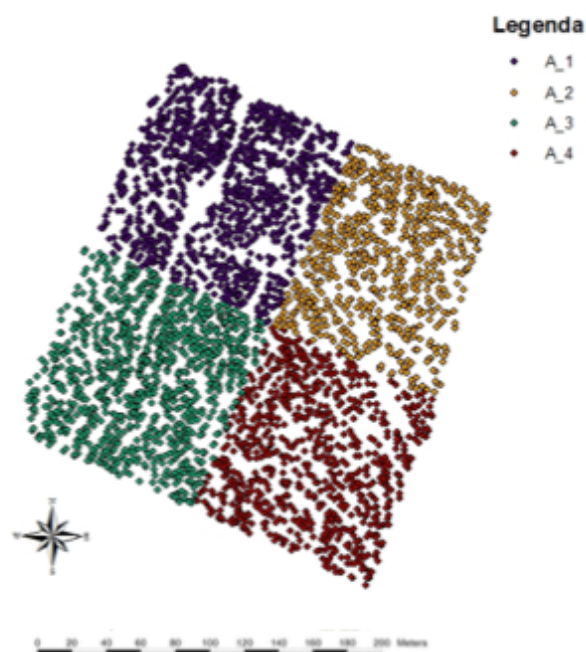


Fig. 49 - La relazione tra i diametri e le età

4.7 Divisione e descrizione dell'area in quattro quadranti

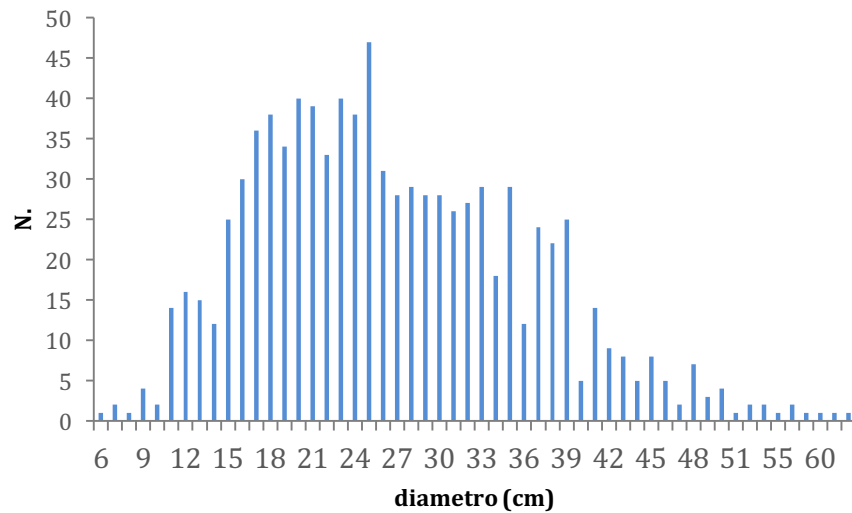
Divisione dell'area in 4 quadranti



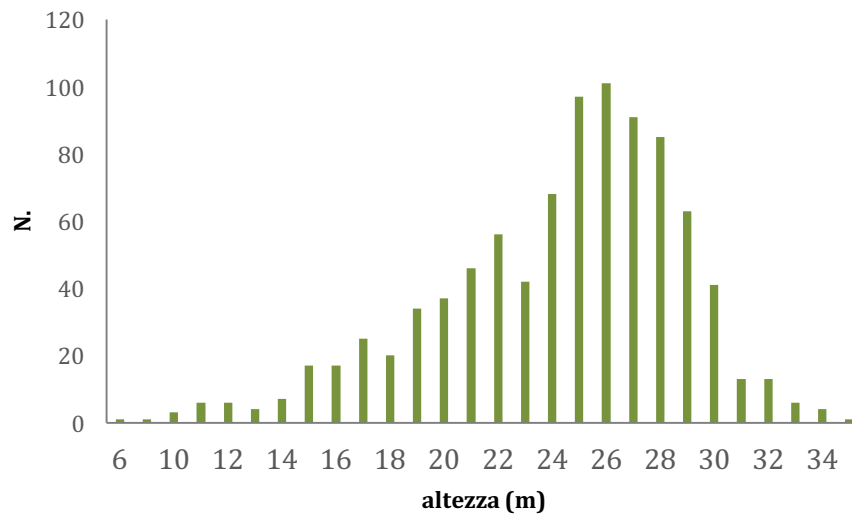
Denominazione area: A_1 superficie area di saggio: 10000 m ² caratteristiche del soprassuolo <i>Fagus sylvatica</i> n. piante vive 905 n. snag 117 n. log 64 d₁₃₀ medio (cm) 26.66 h media(m) 24.21 area basimetrica (m²/ha) 57.10 area insidenza media (m²) 15.57	Denominazione area: A_2 superficie area di saggio: 10000 m ² caratteristiche del soprassuolo <i>Fagus sylvatica</i> n. piante vive 593 n. snag 67 n. log 20 d₁₃₀ medio (cm) 30.26 h media(m) 25.25 area basimetrica (m²/ha) 46.94 area insidenza media (m²) 20.67
Denominazione area: A_3 superficie area di saggio: 10000 m ² caratteristiche del soprassuolo <i>Fagus sylvatica</i> n. piante vive 818 n. snag 112 n log 47 d₁₃₀ medio (cm) 28.21 h media(m) 25.49 area basimetrica (m²/ha) 56.32 area insidenza media (m²) 17.12	Denominazione area: A_4 superficie area di saggio: 10000 m ² caratteristiche del soprassuolo <i>Fagus sylvatica</i> n. piante vive 665 n. snag 74 n. log 35 d₁₃₀ medio (cm) 30.75 h media(m) 25.68 area basimetrica (m²/ha) 46.94 area insidenza media (m²) 53.74

4.7.1 Primo quadrante: A_1

Si considera con la denominazione A_1 il quadrante più a nord-ovest dell'intera area. Questo copre una superficie di un ettaro sul quale sono presenti 906 individui vivi di *Fagus sylvatica*. Queste piante hanno un diametro medio di 26.66 cm, con un minimo di 6 cm ed un massimo di 73 cm. L'altezza media è di 24.21 m deriva da valori che variano da 6.3 m a 34.8 m. L'area basimetrica è pari a 57.103 m²/ha e l'area d'insidenza media delle chiome rasenta i 15.57 m².



a)



b)

Fig. 50 a), b) - Distribuzione dei diametri e delle altezze nel primo quadrante

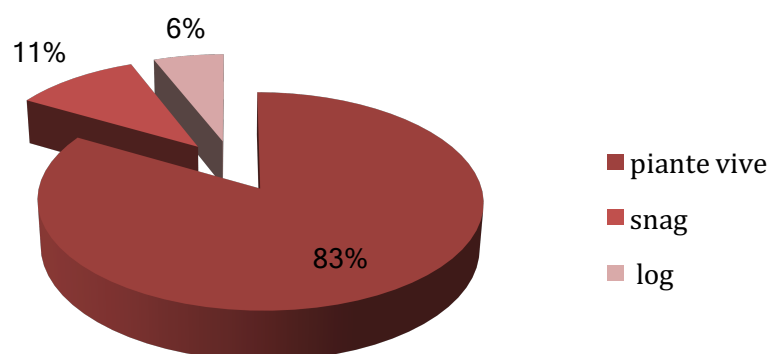


Fig. 51 - Composizione percentuale del popolamento nel primo quadrante

La distribuzione delle classi da 1 cm dei diametri (fig. 50a) presenta un andamento tendenzialmente unimodale, anche se alcune classi sono distintamente più rappresentate rispetto a quelle adiacenti. Si notano particolarmente numerose le classi di 12 cm, 20 cm e di 25 cm, rispettivamente rappresentate da 16, 40 e 25 individui. Nella distribuzione si può notare ancora come le classi dei 34 cm e dei 36 cm siano poco rappresentate rispetto a quelle vicine. Per quanto riguarda la distribuzione delle altezze, come si è visto a livello dell'intera area, si nota come queste siano più concentrate rispetto ai diametri. Anche in questo caso alcune classi sembrano più rappresentate rispetto a quelle adiacenti; è il caso del numero di individui con altezze di 17 m, 22 m e 26 m.

Confronto con l'intera area: Test t tra le medie di diametro e altezza

Prendendo in considerazione i diametri dall'analisi del Test t risulta rifiutata l'ipotesi nulla, con probabilità di errore inferiore a 0.001; la differenza tra il diametro medio del quadrante e quello dell'intera area risulta quindi molto significativa. Lo stesso vale per l'altezza; da un confronto con l'altezza media di popolamento gli individui di questo quadrante risultano significativamente più bassi.

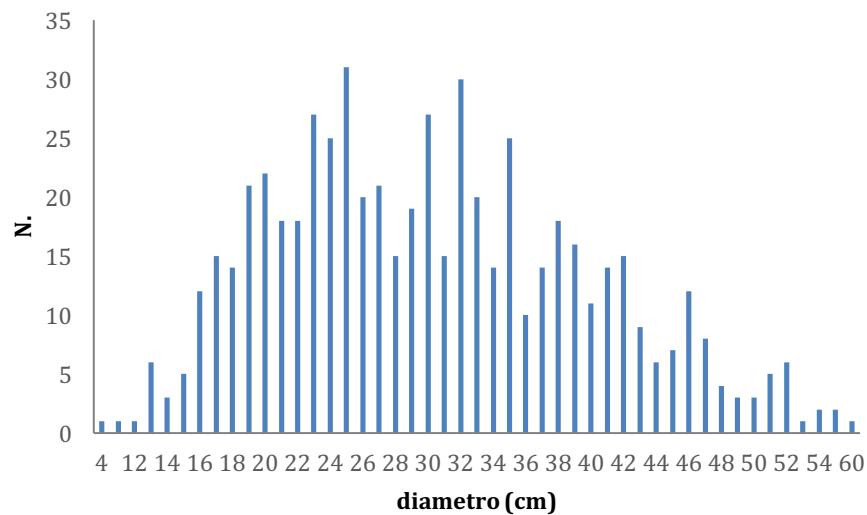
Tab. 12 - Confronto tra i valori medi di diametro e altezza, del primo quadrante e dell'intera area

<i>Campione</i>	diametro		altezza	
	A_1	4ha	A_1	4ha
dimensione (n)	905	3051	905	3051
valore medio	26.66	28.78	24.21	24.81
varianza (s²)	93.18	90.44	20.84	17.77

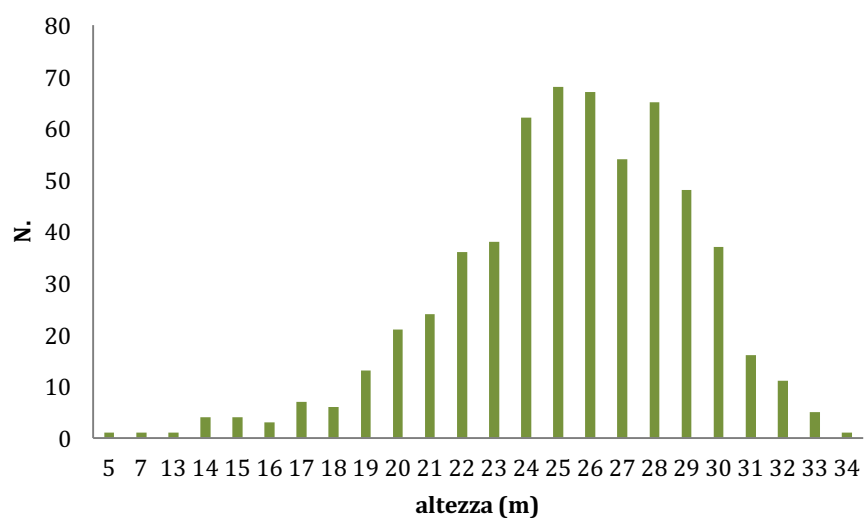
<i>Variabile</i>	<i>t</i>	<i>limite</i>	<i>significatività</i>
diametro	5.85	3.291	***
altezza	3.67	3.291	***

4.7.2 Secondo quadrante: A_2

Il quadrante A_2 si trova nella parte nord-est dell'area. Nella superficie in esame sono presenti 593 piante vive, aventi diametro medio pari a 30.26 cm e altezza media di 25.25 cm. All'interno del quadrante per quanto riguarda i diametri i valori vanno da 4 cm a 60 cm, mentre le altezze variano da 5.1 m a 33.7 m. L'area basimetrica è pari a 41.52 m²/ha e l'area d'insidenza media delle chiome è di 20.67 m².



a)



b)

Fig. 52 a), b) - Distribuzione dei diametri e delle altezze nel secondo quadrante

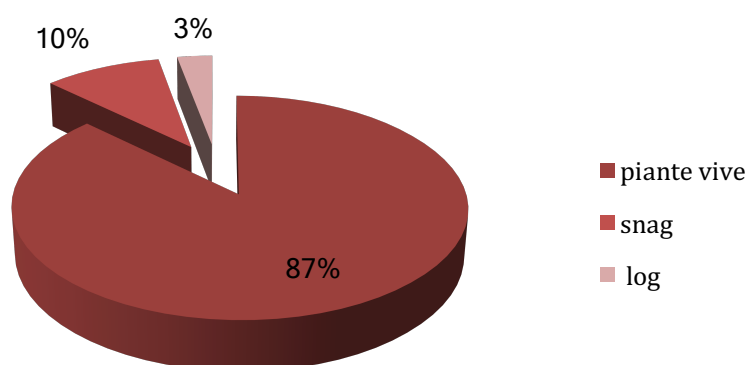


Fig. 53 - Composizione percentuale del popolamento nel secondo quadrante

La distribuzione diametrica in classi di 1 cm mostra ancora una volta andamento unimodale nonostante sia ben evidente la scarsità di individui con diametro inferiore ai 14 centimetri. Nella distribuzione si nota come la classe di 25 cm sia poco rappresentata rispetto alle classi adiacenti. Per quanto riguarda la distribuzione delle altezze, come si è osservato precedentemente a livello dell'intera area, queste sono più concentrate rispetto ai diametri, nella relativa distribuzione, a ulteriore conferma della struttura monoplana del popolamento.

Confronto con l'intera area: Test t tra le medie di diametro e altezza

Anche in questo caso l'analisi del Test t rifiuta l'ipotesi nulla; la differenza tra il diametro medio del quadrante e quello dell'intera area risulta significativa. Lo stesso avviene per l'altezza; gli individui di questo quadrante risultano significativamente diversi da quelli dell'intero popolamento: più bassi se confrontati con l'altezza media di popolamento.

Tab. 13 - Confronto tra i valori medi di diametro e altezza, del secondo quadrante e dell'intera area

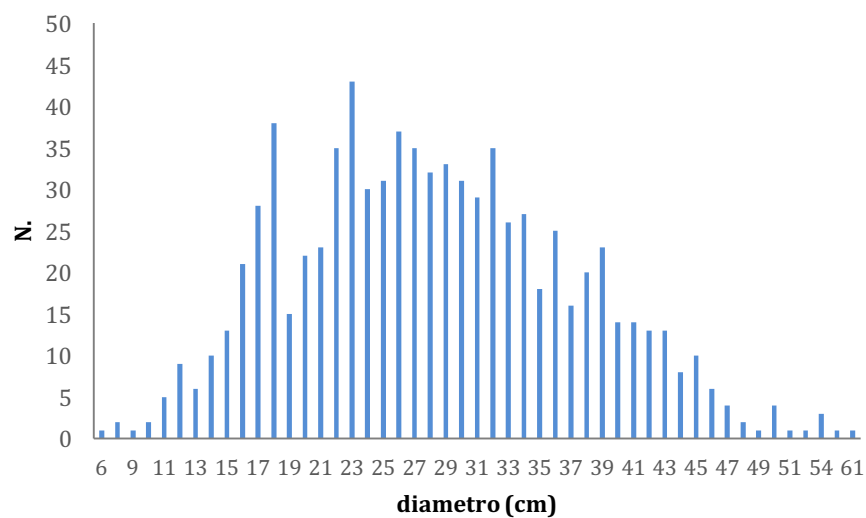
<i>Campione</i>	diametro		altezza	
	A_2	4ha	A_2	4ha
dimensione (n)	593	3051	593	3051
valore medio	30.26	28.78	25.25	24.81
varianza (s²)	92.67	90.44	14.56	17.77

<i>Variabile</i>	t	limite	Significatività
diametro	3.45	3.291	**
altezza	2.35	3.291	*

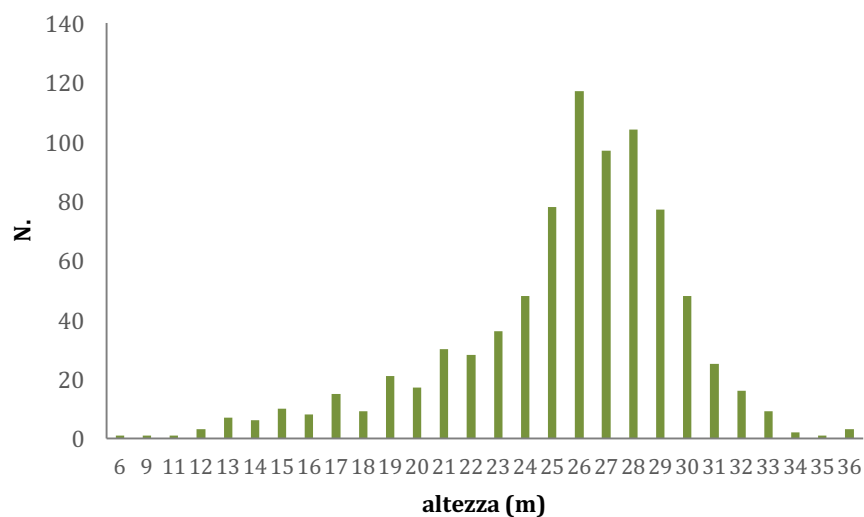
4.7.3 Terzo quadrante: A_3

Il quadrante A_3 si riferisce all'ettaro più a sud-ovest dell'area. Lo spazio racchiude 818 individui con diametro medio di 28.21 cm ed altezza media di 25.49 m. Le classi di diametro variano da un minimo di 6 cm ad un massimo di 61 cm, mentre le altezze da 6.4 m fino a 35.9 m. L'area basimetrica è pari a 56.32 m²/ha, mentre l'area d'insidenza media delle chiome è di 17.12 m².

Le distribuzioni dei diametri e delle altezze non rivelano alcuna spiccata novità rispetto a quello visto a livello dell'intera area, sennonché la forte presenza di piante aventi diametri di 17 cm e di 18 cm.



a)



b)

Fig. 54 a), b) - Distribuzione dei diametri e delle altezze nel terzo quadrante

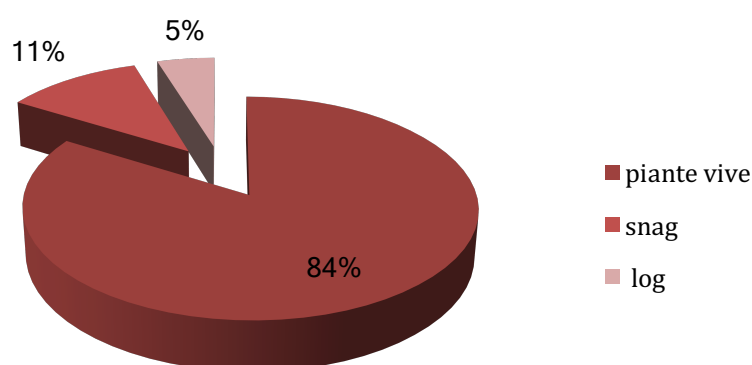


Fig. 55 - Composizione percentuale del popolamento nel terzo quadrante

Confronto con l'intera area: Test t tra le medie di diametro e altezza

In questo caso, diversamente dai due precedenti, dell'analisi Test t risulta accettata l'ipotesi nulla; la differenza tra il diametro medio del quadrante e quello dell'intera area risulta infatti non significativa. Lo stesso vale per l'altezza; gli individui di questo quadrante non risultano significativamente diversi da quelli dell'intero popolamento.

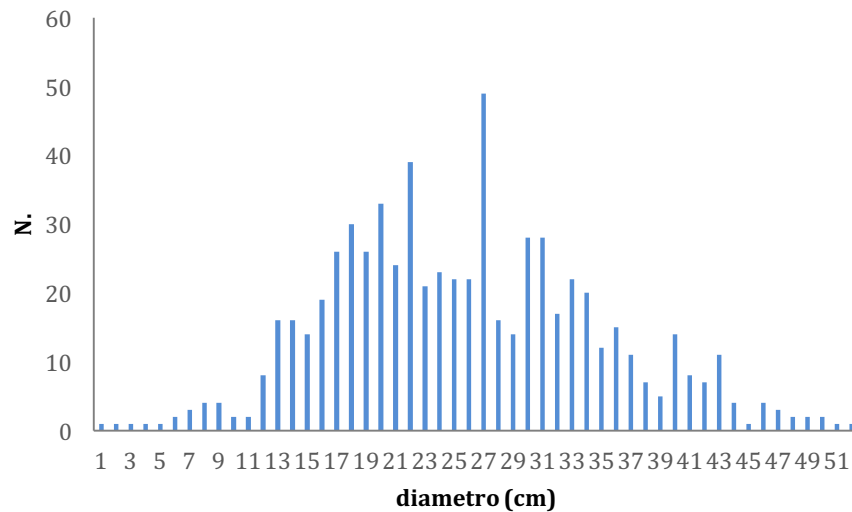
Tab. 14 - Confronto tra i valori medi di diametro e altezza, del terzo quadrante e dell'intera area

<i>Campione</i>	diámetro		altezza	
	A_3	4ha	A_3	4ha
dimensione (n)	818	3051	818	3051
valore medio	28.21	28.78	25.49	24.81
varianza (s²)	81.12	90.44	17.93	17.77

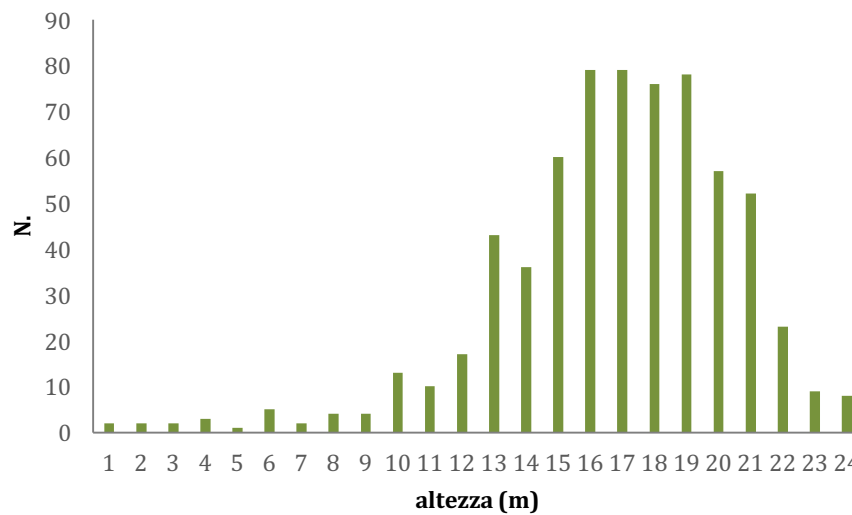
<i>Variable</i>	t	limite	significatività
diámetro	1.53	1.960	ns
altezza	1.66	1.960	ns

4.7.4 Quarto quadrante: A_4

Il quarto quadrante si trova nella parte sud-est dell'area ed è dimora per 665 individui. Queste piante hanno misure diametriche che variano da un minimo di 4 cm ad un massimo di 55 cm e diametro medio di 30.75 cm; l'altezza media è di 25.68 m e i valori estremi di altezza sono variabili da 4.5 m a 33.1 m. L'area basimetrica è pari a 46.94 m²/ha e l'area d'insidenza media delle chiome è di 53.74 m².



a)



b)

Fig. 56 a), b) - Distribuzione dei diametri e delle altezze nel quarto quadrante

Dalla seriazione ordinata dei diametri emerge ancora un andamento unimodale, tipico di un popolamento monoplano. Nella distribuzione ad essi relativa si nota in modo particolare come la classe di 29 cm sia poco rappresentata rispetto alle classi vicine. Lo stesso avviene per le classi tra 23 cm e 27 cm e per quelle di 28 cm e 29 cm. Anche la distribuzione delle altezze rispecchia quanto detto in precedenza per i diversi quadranti e per l'intera area.

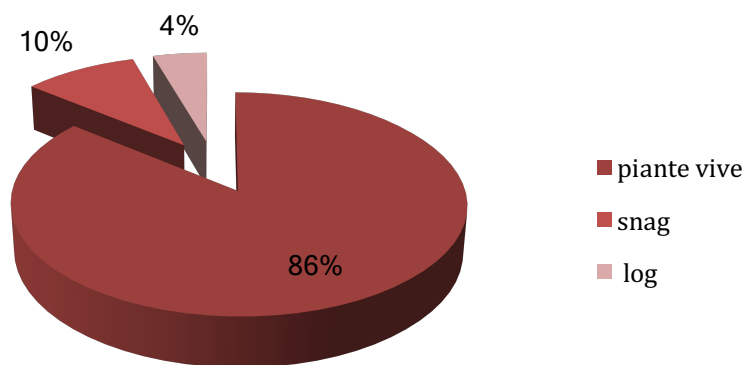


Fig. 57 - Composizione percentuale del popolamento nel quarto quadrante

Confronto con l'intera area: Test t tra le medie di diametro e altezza

Il Test t eseguito manifesta una differenza significativa tra il diametro medio del quadrante e quello dell'intera area, rifiutando quindi l'ipotesi nulla. Lo stesso vale per l'altezza; gli individui di questo quadrante risultano significativamente diversi da quelli dell'intero popolamento.

Tab. 15 - Confronto tra i valori medi di diametro e altezza, del quarto quadrante e dell'intera area

<i>Campione</i>	diámetro		altezza	
	A_4	4ha	A_4	4ha
dimensione (n)	665	3051	665	3051
valore medio	30.75	28.78	25.68	24.81
varianza (s²)	83.82	90.43	14.61	17.77

<i>Variabile</i>	t	limite	significatività
Diametro	4.79	3.291	***
Altezza	4.53	3.291	***

4.7.5 Analisi della varianza

Avendo scelto un livello di significatività dell'1%, il valore critico della distribuzione F è 3.78. Dato che il valore in entrambi i casi della statistica-test è superiore al valore critico, si rifiuta l'ipotesi nulla. Le medie, sia dei diametri che delle altezze, dei quattro quadranti risultano statisticamente e in modo molto significativo diverse tra loro.

Tab. 16 - Analisi della varianza per i diametri

Fonte della variazione	somma dei quadrati	gradi di libertà	varianza	valore della statistica test	valore critico $\alpha = 1\%$
tra gruppi	8239.09	3	2746.36	31.22	3.78
all'interno dei gruppi	285224.10	3242	87.98		
totale	293463.19	3247			

Tab. 17 - Analisi della varianza per le altezze

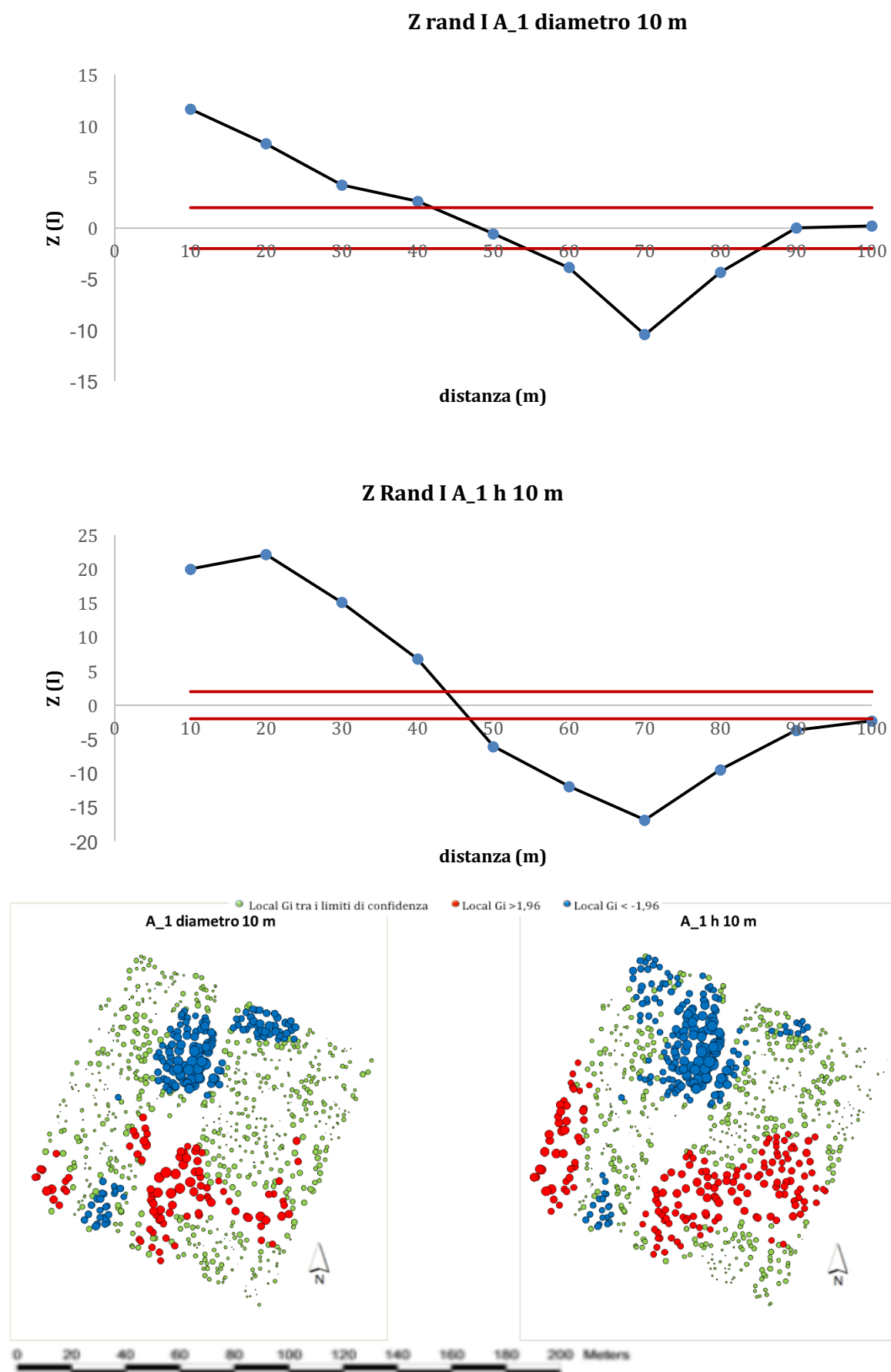
Fonte della variazione	somma dei quadrati	gradi di libertà	varianza	valore della statistica test	valore critico $\alpha = 1\%$
tra gruppi	877.64	3	292.55	16.71	3.78
all'interno dei gruppi	56775.11	3242	17.51		
totale	57652.75	3247			

4.8 Analisi della struttura e confronto fra i 4 quadranti

Per la valutazione di eventuali differenze nei risultati, fra le analisi fatte a livello di 4 ha e quelle fatte a livello del singolo ha, è stata valutata la struttura spaziale dei diametri e delle altezze a livello di ogni quadrante, nonché per tutti gli individui tramite l'indice di autocorrelazione globale di Moran e il local G_i^* , l'indice di autocorrelazione locale. Di seguito sono riportati e descritti per ogni singolo quadrante i correlogrammi di diametro e altezza per la classe di distanza di 10 m, e i rispettivi grafici dell'indice local G_i^* sempre per la distanza critica di 10 metri.

4.8.1 Struttura spaziale del primo quadrante

Fig. 58 - Correlogrammi e distribuzioni dell'indice G_i^* per diametri e altezze del 1° quadrante



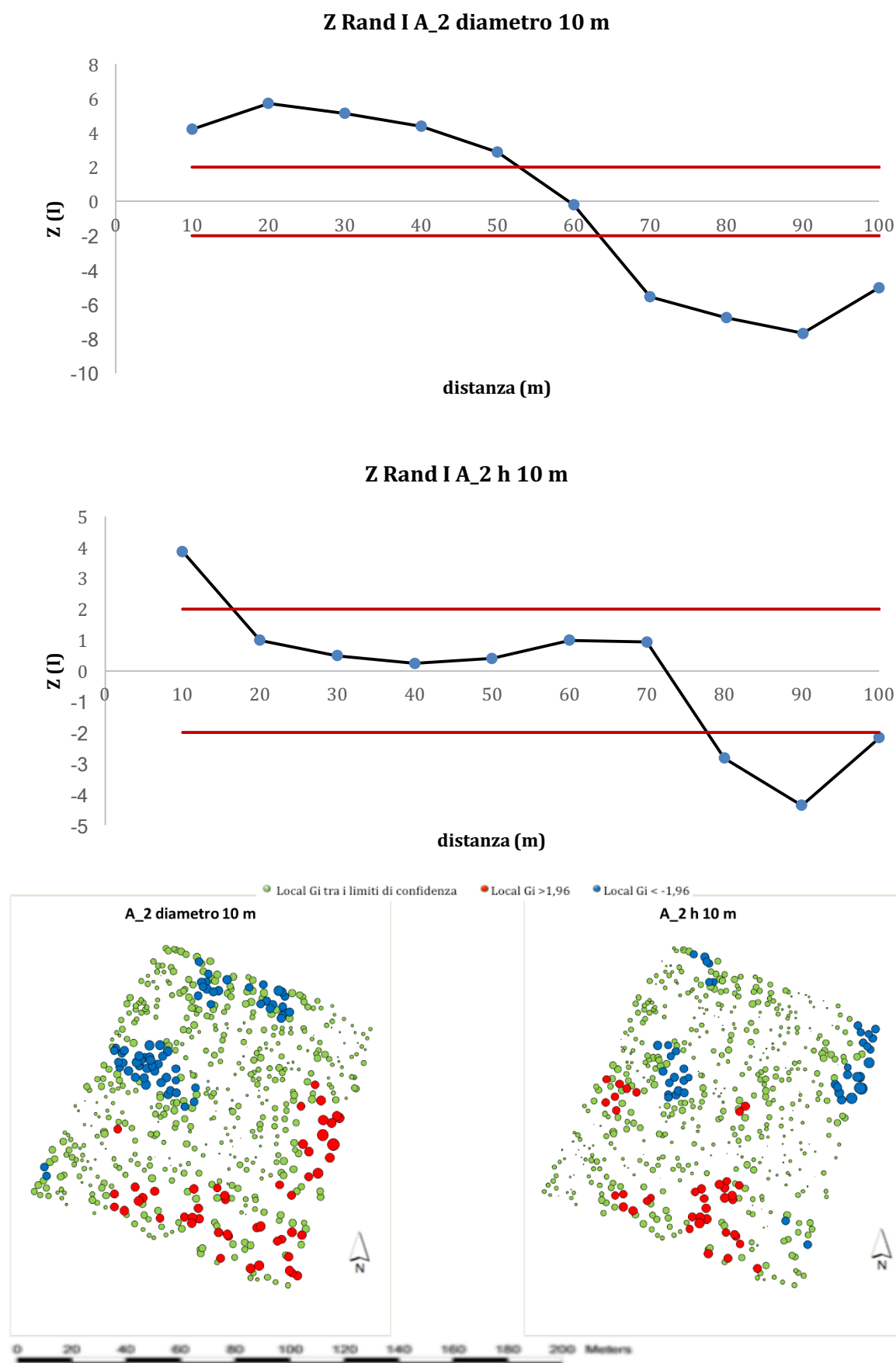
Per quanto riguarda il diametro, il correlogramma risulta globalmente significativo a livello $\alpha = 0.05$ per la classe di distanza di 10 m. In linea con quanto analizzato a livello dell'intera area, è possibile riscontrare un certo gradiente secondo il quale l'autocorrelazione da valori positivi si sposta verso valori negativi. In particolare, per la classe di distanza riportata si hanno valori positivi significativi fino ad una distanza di 30 m; a seguire l'indice diventa negativo a partire dalla distanza di 40 m. Da 50 a 80 m si notano valori di autocorrelazione negativa e significativa, di seguito il valore rimane negativo, ma non più in maniera così significativa. Osservando il correlogramma relativo all'altezza si coglie da parte di a questa un andamento simile a quello del diametro; l'unica differenza sta nella significatività che in questo caso raggiunge valori più elevati sia positivi che negativi.

Per quanto concerne l'analisi dell'associazione spaziale dei diametri si evidenzia, rispetto all'analisi eseguita sull'area complessiva, una diminuzione della significatività dei valori. Rimangono piuttosto evidenti le due zone "cold spot", nella parte centro-nord del quadrante. In centro all'area, in prossimità della radura spicca un'ampia zona "hot spot" che tende ad allungarsi lungo un impluvio in direzione sud-est. Il lato sud-ovest dell'area è delimitato da una zona "cold spot" con valori al limite della significatività, e una zona "hot spot" più ampia e con valori di significatività più alti. Nella parte più a nord-ovest compare un piccolo gruppo di piante mediamente grosse in modo più evidente rispetto all'analisi precedentemente eseguita sull'intera area.

L'analisi eseguita sull'associazione spaziale delle altezze rivela una maggiore congruenza fra i risultati ottenuti sull'intera area e quelli del solo ettaro considerato. In questo caso la minore significatività dei risultati rende però il fenomeno analizzato meno evidente e questo costituisce una differenza rilevante tra le due associazioni spaziali.

4.8.2 Struttura spaziale del secondo quadrante

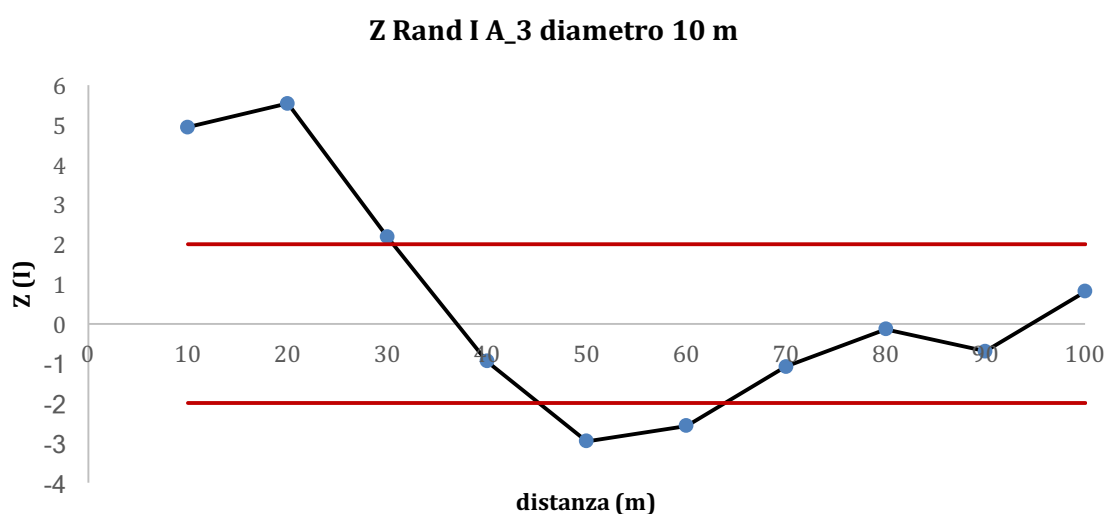
Fig. 59 - Correlogrammi e distribuzioni dell'indice G_i^* per diametri e altezze del secondo quadrante

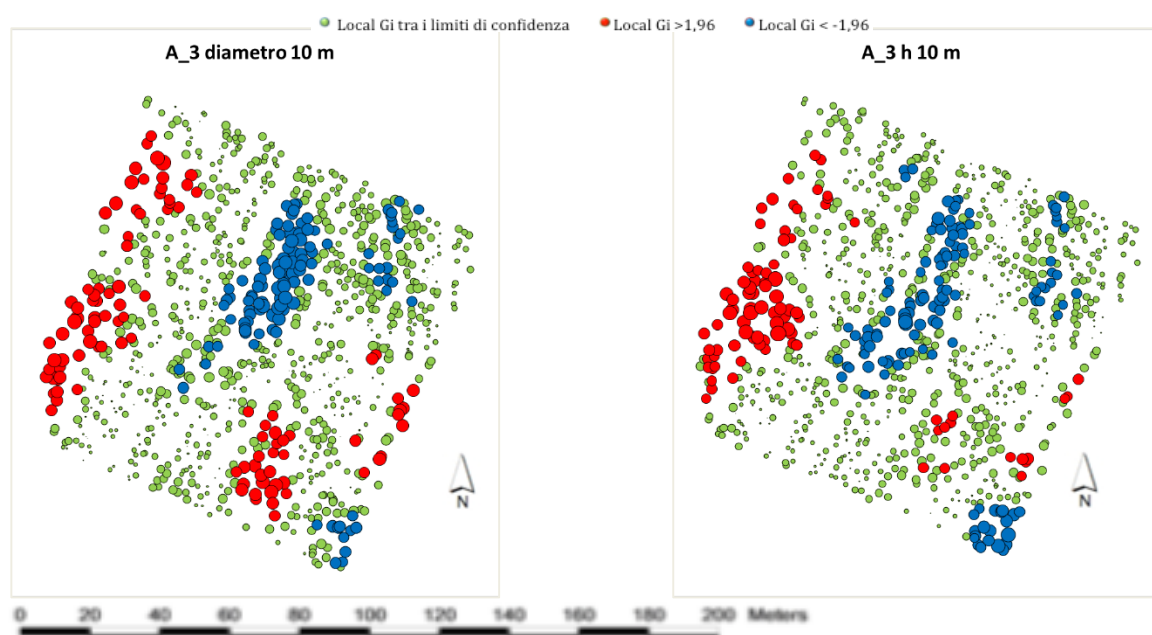
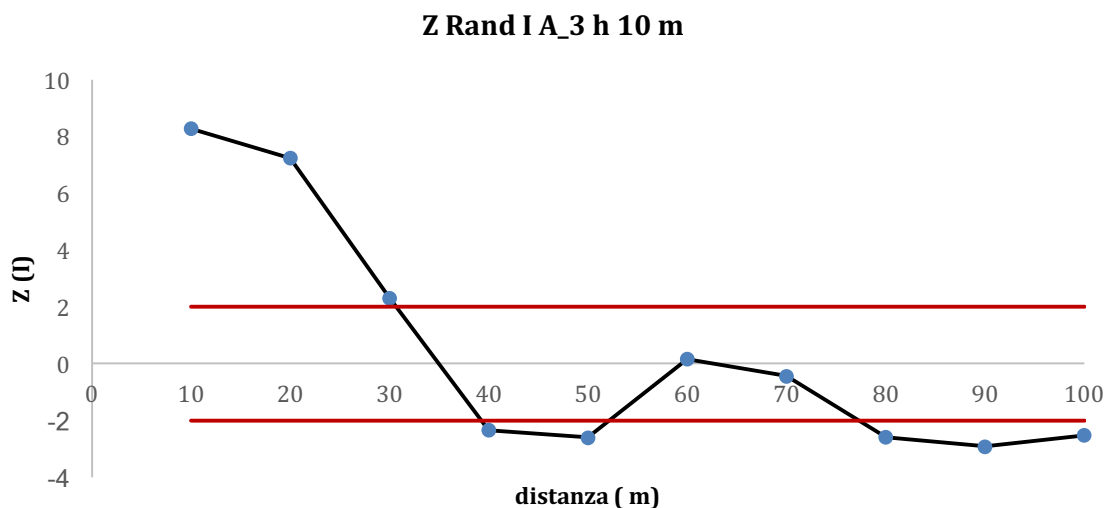


Ancora una volta, come analizzato in precedenza, sia a livello dell'area complessiva, sia a quello dell'ettaro, si osserva un certo gradiente secondo il quale l'autocorrelazione da valori positivi si sposta verso valori negativi. Per quanto riguarda il diametro, si hanno valori positivi significativi fino ad una distanza di 50 m; dopodiché l'indice diventa negativo a partire dalla distanza di 60 m. Da 70 a 100 m si hanno valori significativi di autocorrelazione negativa. Per quanto riguarda l'altezza, il correlogramma mostra un andamento piuttosto differente rispetto a quello del diametro, mantenendosi su valori nulli o non significativi da 20 a 70 m. Si hanno valori significativi e positivi alla distanza di 10 m e significativi, ma negativi alla distanza di 80 m. L'analisi dei diametri anche in questo caso consente di evidenziare una diminuzione della significatività dei valori di autocorrelazione locale, rispetto all'analisi fatta sui quattro ettari. Rimangono comunque invariate le zone "hot spot" e "cold spot" anche se risultano meno evidenti. L'analisi condotta sull'associazione spaziale delle altezze mostra ancora una volta una concordanza fra i risultati ottenuti sull'intera area e quelli del solo ettaro; il fenomeno analizzato sembra comunque più evidente a livello del singolo ettaro in quanto i valori di autocorrelazione negativa risultano più significativi. Pertanto le piante di dimensioni mediamente inferiori nella parte nord-ovest e quelle ad est, sul limite dell'area, vengono evidenziate in modo più marcato analizzando l'ettaro rispetto all'intera area.

4.8.3 Struttura spaziale nel terzo quadrante

Fig. 60 - Correlogrammi e distribuzioni dell'indice G_i^* per diametri e altezze del terzo quadrante





Il correlogramma riferito al diametro mostra ancora un gradiente con valori di autocorrelazione che da positivi passano a negativi. Si hanno valori positivi significativi fino ad una distanza di 30 m; l'indice diventa negativo a partire dalla distanza di 40 m e si presenta significativo solo alla distanza di 50 metri.

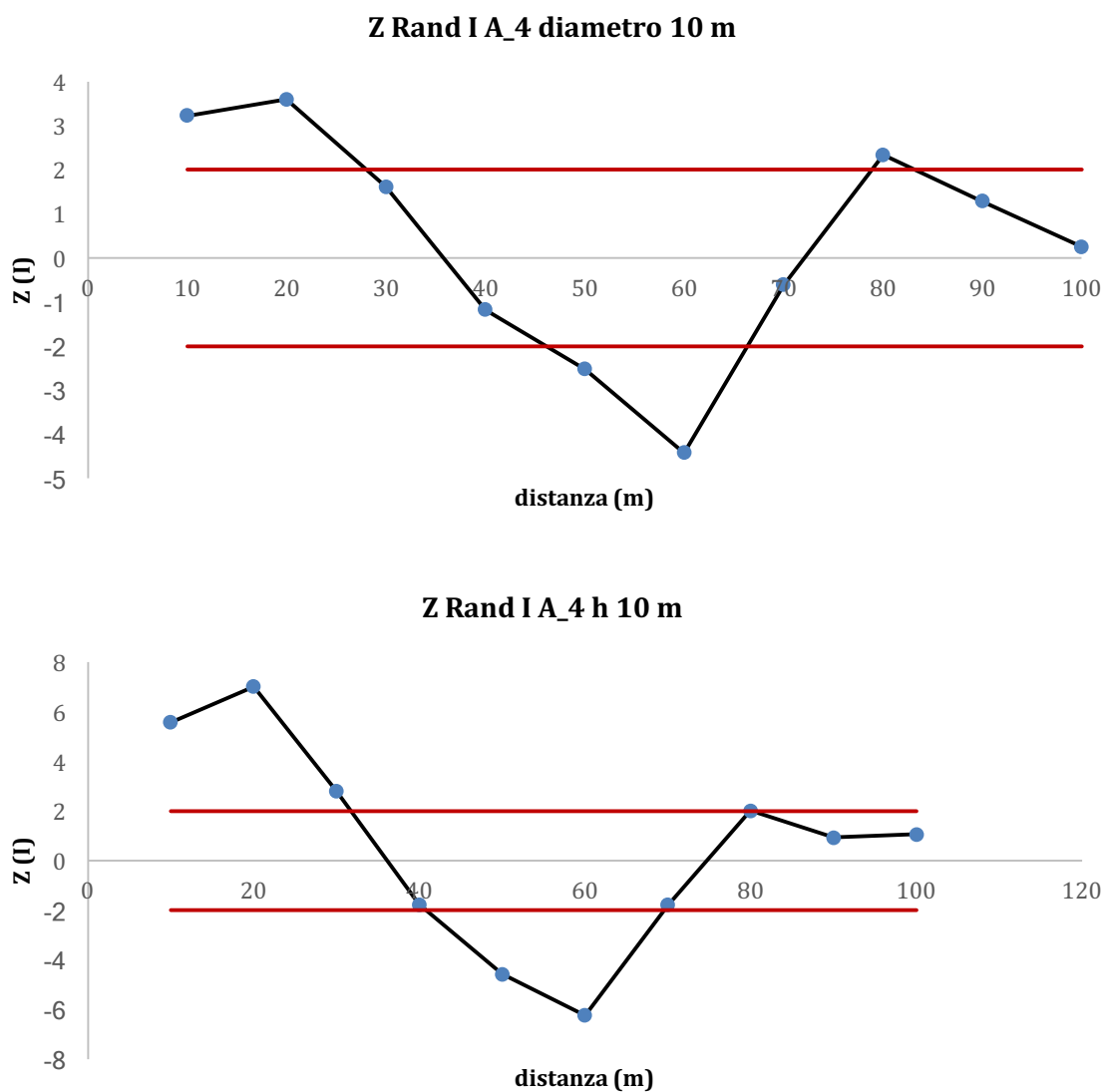
Come nel primo quadrante, anche in questo caso il correlogramma relativo all'altezza è molto simile a quello del diametro; le differenze consistono solamente nel fatto che per le altezze l'indice di autocorrelazione raggiunge picchi più elevati e risulta più significativo con valori negativi alle distanze di 80, 90 e 100 metri.

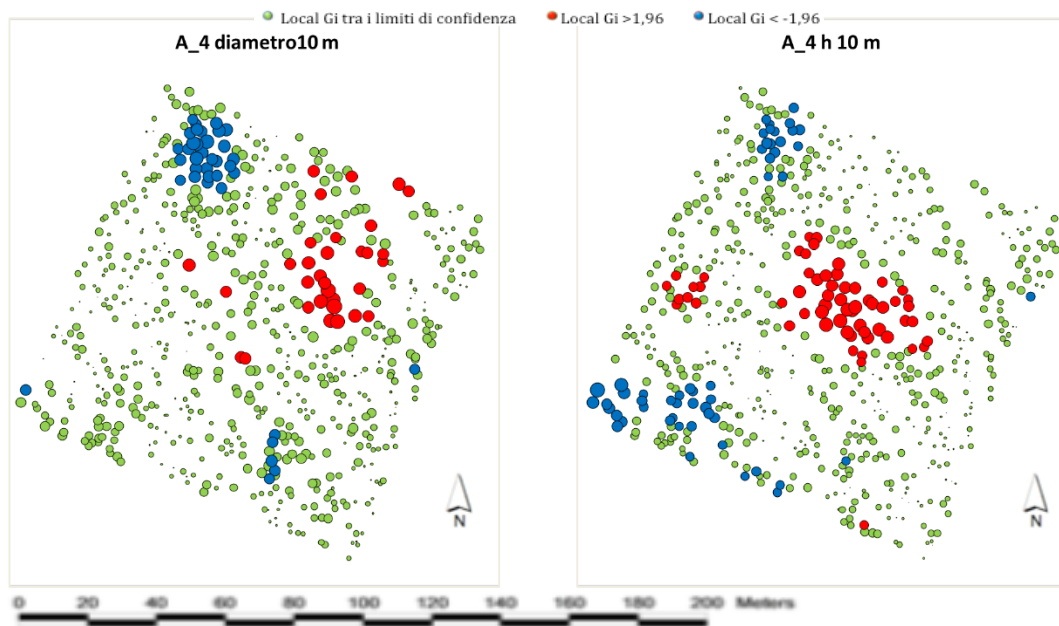
Per quanto riguarda l'analisi dell'associazione spaziale dei diametri, non è possibile riscontrare rilevanti differenze a livello di gruppo tra l'analisi fatta a livello dell'area complessiva e quelle effettuate nell'ettaro in questione. Ancora una volta si evidenzia,

tramite la statistica G_i^* , rispetto all'analisi fatta sui quattro ettari, una diminuzione della significatività dei valori di autocorrelazione locale. Lo stesso vale per l'analisi spaziale locale delle altezze.

4.7.8 Struttura spaziale nel quarto quadrante

Fig. 61 - Correlogrammi e distribuzioni dell'indice G_i^* per diametri e altezze del quarto quadrante





Il correlogramma riporta ancora valori positivi e significativi fino ad una distanza di quasi 30 m, dopodiché l'indice diminuisce e già a 30 m non è più significativo. A partire dai 50 m diventa negativo ma significativo a partire dai 60. A differenza delle situazioni precedenti, l'indice aumenta fino a risultare positivo alla distanza di 80 m per poi diminuire ancora senza però più raggiungere valori significativi. Il correlogramma dell'altezza, pur avendo un andamento di nuovo molto simile a quello del diametro, raggiunge però valori significativi a partire da 50 m e valori positivi come prima, alla distanza di 80 m. In quest'ultimo caso da 70 m in poi non si riscontra un'autocorrelazione significativa. Nei confronti dell'indice di autocorrelazione locale sia per i diametri che per le altezze, può valere quanto già descritto nelle situazioni precedenti, ovvero una corrispondenza più marcata dei gruppi visti a livello dell'intera area, nonché la diminuzione della significatività dei risultati.

5. Discussioni

5.1 Il popolamento

La faggeta montana tipica esalpica, tipologia forestale che contraddistingue il territorio del Cansiglio, caratterizza l'area di studio "Millifret". Indubbiamente la specie dominante è rappresentata dal faggio (*Fagus sylvatica*), mentre l'abete rosso (*Picea abies*) è una specie secondaria, comunque presente anche se in misura nettamente minore (Del Favero, 2002). Osservando la caratteristica curva gaussiana della distribuzione del numero di piante rispetto al diametro, si coglie il tratto tipico di una fustaia a struttura verticale monoplana e coetanea. Verosimilmente tale distribuzione deriva dal trattamento a tagli successivi (Piussi, 1994) che hanno interessato questo soprassuolo sino a pochi decenni orsono (fino a circa 50 anni fa). Da quanto emerge dalla distribuzione dei diametri la relativa frequenza elevata di individui compresi tra 17 e 32 cm (l'intervallo era 15-29 cm nel 2006) mette in evidenza l'omissione di almeno un paio di tagli intercalari, con un abbassamento, di conseguenza, del diametro medio rispetto a quanto previsto dal modello colturale della faggeta correttamente gestita (Cantiani, 1986; Del Favero, 1992). La distribuzione delle altezze (meno dispersa rispetto a quella dei diametri) risulta essere pressoché invariata dal primo censimento; il popolamento infatti, mantiene ancora chiaramente la caratteristica struttura monoplana anche se, osservando più attentamente la foresta, si evidenzia una certa differenziazione tra gli individui ed un aumento del numero di classi di altezza verso valori estremi. Come già osservato quasi $\frac{3}{4}$ del popolamento è costituita da piante alte tra 20 e 28 m. Da un confronto rispetto alla distribuzione delle altezze tra il primo e il secondo censimento emerge la totale assenza delle classi inferiori a 5 m di altezza a causa della mancanza di rinnovazione. Altri studi condotti in Europa su diversi popolamenti di faggio si sono basati sull'utilizzo della distribuzione diametrica come segnale caratterizzante la vicinanza o meno alla naturalità del popolamento, sia in foreste vergini (Fröhlich, 1954; Leibundgut, 1993; Korpel, 1995; Peterken, 1996; Smejkal et al., 1997; Vrška et al., 2002), che in situazioni dove da tempo l'intervento umano era cessato (Emborg et al., 1996; Smejkal et al., 1997; Pontailleur et al., 1997; Oheimb et al. 2005). Attraverso la cosiddetta curva a "J" De Liocourt nel 1898 fu il primo a descrivere con rigore matematico una specifica forma nella distribuzione diametrica delle foreste vetuste. Da un punto di vista ecologico tale curva si spiega alla luce di simili decrementi percentuali di mortalità tra le classi (Westphal et al., 2006). Questa curva ha avuto conferma in vari studi eseguiti nelle foreste vergini anche di specie diverse (Hought, 1932; Meyer e Stevenson, 1943; Meyer, 1952; Lorimer, 1980; Kimmins, 1987; Leak, 1996; Cancino e Gadow, 2002; Standovár e Kenderes, 2003; Hao et al., 2007; Motta et al., 2008;

Firme et al., 2009; Heiri et al., 2009). L'area presa in considerazione, nonostante da alcuni decenni segua dinamiche di libera evoluzione, non si avvicina per nulla al modello di distribuzione diametrica proposto per le foreste seminaturali. Anche se, bisogna sottolineare come Welfal et al. (2006) ritengano che la suddetta curva a “J” possa non essere l'unico modello adeguato per descrivere una distribuzione diametrica in faggete vergini o vicini alla naturalità. Non sono inoltre presenti individui di grandi dimensioni, ossia piante con diametro a 1.30 m superiore a 70 cm, come già era noto dal primo censimento. La presenza di queste ultime è uno dei fattori che meglio contraddistinguono le foreste naturali (Nilson et al., 2002) dato che tali piante assumono un ruolo centrale nella loro caratterizzazione (Rademacher et al., 2001). Riguardo a ciò, numerosi studi effettuati su foreste seminaturali rilevano parecchie differenze, se confrontati con l'area “Millifret” relativamente alle caratteristiche di popolamento (densità, diametro medio, area basimetrica a ettaro e numero di individui di grandi dimensioni).

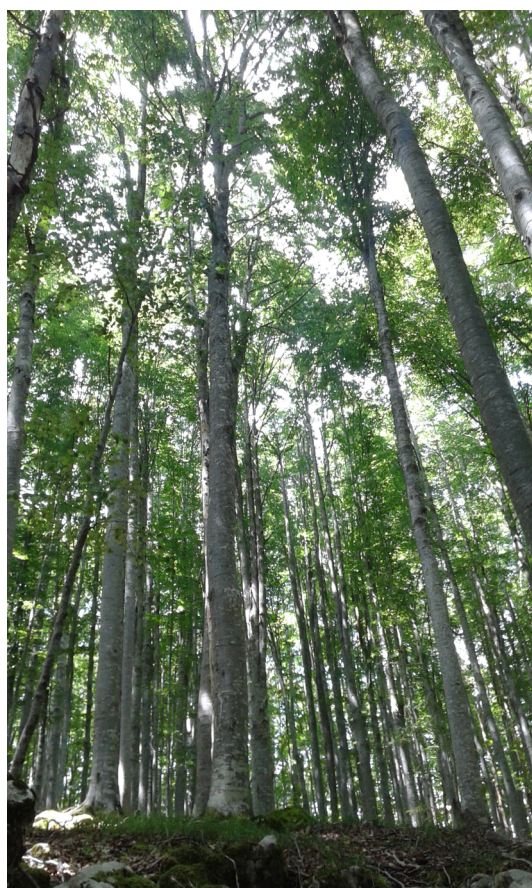


Fig. 62 - Evidenziazione dell'elevata densità e della copertura colma dell'area

Di Filippo et al. (2004) riportano per alcune foreste di età avanzata dell'Italia centrale valori medi di 132 piante per ettaro, 43 cm di diametro medio, 42 m²/ha di area basimetrica e la presenza di 20 piante con diametro superiore a 70 cm per ettaro. In una riserva forestale del sud della Slovenia, sono stati registrati valori di 41.6 m²/ha di area basimetrica media (Nagel et al., 2006), di 69.3 m²/ha nella riserva forestale di Lom in Bosnia (Motta, 2008). Nell'area oggetto del presente studio si è passati dal 2006 al 2015 rispettivamente da valori di 811 a 764 piante/ha, da 26.4 a 26.9 cm di diametro medio, da 50 a 50.9 m²/ha di area basimetrica media e ad una mancanza in entrambi i casi di individui di grandi dimensioni e di rinnovazione.

Il processo tuttora dominante nell'area, in assenza di fenomeni evidenti di disturbo, è la competizione. Ciò spiega, in mancanza dei trattamenti selvicolturali, l'elevata densità del

popolamento associata a chiome spesso irregolari, mortalità considerevole e elevati coefficienti di snellezza.

Il clima e la competizione sono considerati fattori limitanti la crescita e lo sviluppo dell'albero poiché incidono sulla quantità e sulla disponibilità delle risorse (acqua, elementi nutritivi, temperatura, etc.) (Grace e Tilman, 1990). All'interno del popolamento forestale i rapporti di elevata competizione si sommano a quelli locali del clima. La crescita diametrica del faggio è direttamente proporzionale all'altezza ed inversamente proporzionale alla competizione intraspecifica; essa influenza moltissimo il grado di mortalità delle piante a livello locale (Rozas et al., 2000). Già in precedenza Piutti e Cescati (1997) erano giunti a valutazioni analoghe evidenziando una forte relazione negativa tra competizione e sviluppo dimensionale delle piante.

Nello specifico, per quanto riguarda l'altezza di inserzione, l'aumento dei valori tra il 2006 e il 2015 dell'altezza di inserzione, indica una continua ricerca di luce da parte delle piante e quindi una competizione ancora molto marcata (Sanchez Meador et al, 2008; Rozas, 2009). Nell'area sono state censite 522 piante morte (197 in più rispetto al 2006) A ulteriore conferma che la competizione rappresenta il principale fattore ecologico limitante, in grado di influenzare ed eventualmente trasformare i pattern spaziali, nonché la principale causa di morte (Leps & Kindlmann, 1987; Kenkel, 1988). Secondo Weiner (1990) questo tipo di interazione innesca un tasso di crescita differente anche per alberi che appartengono inizialmente alla stessa classe diametrica, contribuendo in tal modo ad una ulteriore differenziazione tra individui sottoposti e dominanti (Rozas et al., 2000). Studi condotti da Weiner (1990) rivelano che questo fenomeno di diversificazione cresce costantemente nel tempo.

Dall'analisi delle carote legnose risulta che il 63% degli individui arborei ha età compresa tra 120 e 140 anni e che solo il 9% ha un'età inferiore a 100 anni. Considerando però che le piante di diametro maggiore (più di 50-60 cm) hanno un'età molto simile a quelle delle classi inferiori, è evidente la mancanza di correlazione tra le variabili diametro e età.

5.2 Pattern spaziali

I pattern spaziali espressi attraverso la funzione O-ring confermano quanto emerso dal primo censimento, ovvero una spiccata tendenza all'aggregazione, sia per quanto riguarda i diametri che per quanto riguarda le altezze; mentre la distribuzione delle età risulta essere prevalentemente casuale. Dall'analisi univariata dei diametri risulta evidente la distribuzione per lo più aggregata degli alberi con classi diametriche minori di 30 cm; quella degli

individui di dimensioni maggiori tende invece alla casualità. Questo collima sia con quanto analizzato da Rozas et al. (2000) in foreste lasciate alla libera evoluzione, sia con gli esiti ottenuti da ricerche condotte da altri autori in foreste vetuste (Veblen et al., 1980; Nakashizuka & Numata, 1982a, 1982b; Ohkubo et al., 1988; Duncan, 1993; Taylor et al., 1996; He e Duncan, 2000; Shackleton, 2002; Getzin et al., 2008; Zhang et al., 2009; Szewczyk e Szwagrzyk, 2010). Altri studi effettuati in foreste della Repubblica Ceca e della Polonia, lasciate alla libera evoluzione, ribadiscono la distribuzione casuale o più frequentemente regolare uniforme degli individui dominanti (Szwagrzyk e Czerwczak, 1993; Mouer, 1993). I faggi assumono una distribuzione casuale in conseguenza a processi di autodiradamento o ad altri fattori di disturbo localizzati (Leps & Kindlmann, 1987); Rozas et al., 2000).

Quest'ultimo fenomeno è ben riscontrabile visivamente nella parte sud-est dell'area, dove una serie di piante con diametro superiore a 20 cm (quindi già ben affermate) hanno subito schianti "a catena", lungo la linea di massima pendenza.

All'interno dell'Area "Millifret" risulta evidente il passaggio da una distribuzione aggregata delle piante di medie e piccole dimensioni a una distribuzione casuale delle piante dominanti. Come è già stato evidenziato, questo fenomeno va interpretato come conseguenza di processi che condizionano la densità, considerando pertanto anche la mortalità, che, creando dei "gaps" in aree dense, permette una distribuzione più sparsa dei soggetti rilasciati (Kenkel, 1988).



Fig. 63 - Evidenziazione di una pianta a terra a seguito di schianto lungo la linea di massima pendenza

5.3 Struttura spaziale

L'analisi della struttura spaziale dei diametri e delle altezze, basata sull'analisi dei dati raccolti nel 2015, non aggiunge differenze degne di nota rispetto a quella effettuata in precedenza (2006): si evidenzia autocorrelazione positiva nella breve distanza, assenza di correlazione a distanze intermedie e autocorrelazione negativa alla lunga distanza, indicando così un gradiente spaziale nelle distribuzioni di queste variabili (Legendre e Fortini, 1989). Tale risultato è confermato dalla disposizione dei due principali gruppi di piante individuati attraverso la statistica G_i^* di Getis alla distanza critica di 50 m. A questa distanza il plot, infatti, evidenzia chiaramente una divisione in due parti dell'area: da un lato le piante di dimensioni più elevate, dall'altro quelle con diametri minori, verosimilmente per i fenomeni di variazione delle caratteristiche edafiche, quindi di fertilità e densità a livello stazionario. Quanto detto è facilmente percepibile oltre che per mezzo di analisi spaziali e strutturali, anche attraverso l'osservazione diretta. Elemento di novità nello studio dell'area sono le informazioni riguardanti l'età del popolamento ottenuta attraverso la raccolta delle carote incrementali nella stagione vegetativa del 2015. Rispetto alle età, l'analisi dei correlogrammi presenta per tutte le classi di distanza un'autocorrelazione casuale, a conferma del fatto che la distribuzione delle età all'interno dei 4 ettari sia casuale e compatibile con i precedenti trattamenti a tagli successivi uniformi. L'analisi dell'associazione spaziale attraverso la statistica G_i^* di Getis mette in evidenza la divisione dell'area in più parti distribuite casualmente, che si differenziano per il fatto che al loro interno vi sono piccoli e localizzati gruppi di piante la cui età si discosta più o meno da quel valore medio.

In base al ricensimento del 2015 è possibile infine affermare che l'evoluzione della struttura della faggeta "Millifret" prosegua verso un'occupazione dello spazio a gruppi di piante, identificabili soprattutto sulla base di similarità di classi diametriche, che però non si distinguono necessariamente per questo in gruppi di età differenti.

6. Conclusioni

Le analisi della distribuzione e della struttura spaziale associate ai rilievi dendrocronologici hanno contribuito a comprendere e interpretare più adeguatamente i fenomeni che hanno portato nel corso del tempo al presente popolamento. L'analisi della struttura spaziale supporta molto bene quanto visto per l'analisi della distribuzione. Nonostante il soprassuolo sia stato sottoposto per decenni a tagli successivi uniformi, a soli cinquant'anni dall'ultimo intervento, spicca una chiara tendenza del popolamento verso una strutturazione a gruppi. Le aggregazioni di piante con caratteristiche biometriche simili, hanno dimensioni talvolta notevoli e soprattutto sono particolarmente evidenti se si considera l'intera area. In particolare, è doveroso sottolineare l'efficacia della statistica Local G_i^* che, per l'elevato livello di dettaglio in grado di fornire, ben si presta ad essere utilizzata in ecologia forestale. Tale indice, infatti, è stato di grande aiuto nell'interpretazione dei correlogrammi spaziali, in particolare nel consentire di localizzare e contemporaneamente definire l'entità dei gruppi eventualmente presenti. Entrambe le analisi di distribuzione e struttura spaziale dimostrano come questa faggeta sia guidata da una dinamica vivace, dove tuttora eventi di bassa severità (competizione intraspecifica soprattutto) prevalgono rispetto a fenomeni esogeni estesi, continuando a favorire, molto probabilmente, anche in futuro la dominanza del faggio (Di Filippo et al., 2004).

Le analisi dendrocronologiche condotte sulle carote estratte da un campione rappresentativo di piante, hanno permesso di accertare l'assenza di correlazione significativa tra diametro ed età: i dati raccolti dimostrano che per le piante di diametro maggiore non corrisponde necessariamente un'età superiore. Emergono tuttavia variazioni, talvolta marcate tra le dimensioni dei diversi gruppi di piante, come ad es. nel caso degli individui del primo e quarto quadrante. Tali variazioni all'interno di una struttura coetaneiforme trovano spiegazione più verosimile nelle corrispondenti variazioni di fertilità all'interno dell'area.

Le analisi sulla mortalità, che rappresentano un elemento cardine per il monitoraggio di aree permanenti, hanno prodotto risultati utili nel definire le dinamiche evolutive del popolamento. A riguardo, la competizione è il fattore principale in grado di incidere sulle classi diametriche inferiori a 25 cm. Si sono registrati ridotti fenomeni di schianti da vento su individui di dimensioni maggiori.

Si torna a ribadire l'importanza delle aree di saggio permanenti di superfici elevate, particolarmente utili nel caso di popolamenti all'apparenza omogenei per trattamento e struttura, associata all'utilizzo di diversi indicatori di pattern e struttura ciascuno in grado di fornire prospettive e scale di analisi diverse sui vari fenomeni studiati. Si auspica

l'esecuzione, in futuro, di ulteriori e più approfondite analisi dendrocronologiche per lo studio dei cambiamenti climatici che peraltro sono e verosimilmente saranno un fattore determinante la struttura e i dinamismi dei popolamenti forestali, non solo in Cansiglio.

È importante che in un'ottica di gestione forestale sostenibile le comunità locali ed i visitatori dell'area possano essere informati sulle attività di monitoraggio in corso e sulle condizioni attuali dell'area permanente.

L'ente regionale "Veneto Agricoltura" che gestisce il territorio in esame, potrebbe investire nella realizzazione di pannelli illustrativi e nel miglioramento della sentieristica già esistente al fine di sensibilizzare i fruitori dell'area al rispetto dell'ambiente boschivo nella sua multifunzionalità. I risultati del presente elaborato potrebbero anche essere utili a migliorare le competenze e fornire al personale tecnico indicazioni per lo sviluppo di strumenti volti ad una gestione più oculata, flessibile e adattiva delle aree all'esterno della riserva.

Bibliografia

- Aceto, P., Lividori, M., Siniscalco, C. 2000. *Dinamica evolutiva di popolamenti forestali di neoformazione nel piano montano. Monti e Boschi*, N.1 2000: 4-12.
- Aldrich, P., Parker, G., Ward, J., Michler, C. 2003. *Spatial dispersion of trees in an old-growth temperate hardwood forest over 60 years of succession*. For. Ecol. Manage, 80: 475-491.
- Anselin, L., *Local indicators of spatial association-LISA*. 1995. Geographical analysis, 27: 93-115.
- Antos, J., Parish, R. 2002. *Structure and dynamics of a nearly steady-state subalpine forest in south-central British Columbia, Canada*. Oecologia, 130: 126-135.
- Autori vari, Regione Veneto. 2003. *Rassegna delle proposte educative delle Aree Protette della Regione Veneto*.
- Bailey, T., Gatrell, A. 1995. *Interactive spatial data analysis*. Longman Scientific & Technical Essex, UK.
- Baker, P.J., Wilson, J.S. 2000. *A quantitative technique for the identification of canopy stratification in tropical and temperate forests*. Forest Ecology and Management, 127 (1-3): 77-86.
- Batllori, E., Camarero, J.J., Gutierrez, E. 2010. *Current regeneration patterns at the tree line in the Pyrenees indicate similar recruitment processes irrespective of the past disturbance regime*. Journal of Biogeography, 37: 1938-1950.
- Bazzanella, D. 2007. *Libera evoluzione della faggeta del Cansiglio: struttura e possibili dinamiche*. Tesi di laurea specialistica, Università degli studi di Padova. 82.
- Beniston, M., Innes, J.L. 1998. *Impacts of climatic variability and extreme on forests: synthesis*. In: The impacts of climate variability on forests (Beniston M, Innes JL eds), Springer Verlag, Berlin, 309-318.
- Bernetti, G. 1981. *Ipotesi sullo sviluppo dei boschi cedui e relative considerazioni selvicolturali e assestamentali*. Il Montanaro d'Italia, XXXII (51): 61-66.
- Biging, G.S., Dobbertin, M. 1995. *Evaluation of Competition Indices in Individual Tree Growth Models*. Forest Science, 41 (2): 360-377.
- Biondi, F. 1993. *Climatic signals in tree rings of Fagus sylvatica L. from Central Apennines, Italy*. Acta Ecologica, 14 (1): 57-71.
- Boots, B., Getis, A. 1988. *Point pattern analysis*. SAGE publications Newbury Park, CA.
- Bradshaw, R., Gemmel, P., Björkman, L. 1994. *Development of nature-based silvicultural models in southern Sweden: the scientific background*. Forest and Landscape Research (Denmark).
- Brokaw, N.L., Lent, R.A. 1999. *Vertical structure, In Maintaining Biodiversity in Forest Ecosystem*. Cambridge University press, 373-399.
- Brumelis, G., Elferts, D., Liepina, L., Luce, I., Tabors, G., Tjarve, D. 2005. *Age and spatial structure of natural Pinus sylvestris stands in Latvia*. Scand. J. Forest Res. 20: 471-480.
- Cailleret, M., Davi, H. 2011. *Effects of climate on diameter growth along an altitudinal gradient*. Trees - Structure and Function, 25 (2): 265-276.
- Camarero, J., Gutiérrez, E., Fortin, M. 2000 *Spatial pattern of subalpine forest-alpine grassland ecotones in the Spanish Central Pyrenees*. For. Ecol. Manage. 134: 1-16.
- Cantiani, M. 1986 *Nuove metodologie nella elaborazione dei piani di assestamento dei boschi*. Cap.16 *La determinazione dello stato normale*. 1133.

- Carrer, M. 1997. *Analisi dendroecologica e della struttura spaziale in una cenosi forestale di limite superiore delle Alpi orientali*. Tesi di Dottorato di Ricerca in Ecologia Forestale, Università degli Studi di Padova, 132.
- Carrer, M., Urbinati, C. 2001 *Spatial analysis of structural and tree-ring related parameters in a timberline forest in the Italian Alps*. Journal of Vegetation Science 12: 643-652.
- Carrer, M., Anfodillo, T., Urbinati, C., Carraro, V. 1998. *High-altitude forest sensitivity to global warming: results from long-term and short-term analyses in the Eastern Italian Alps*. In: E. M. Beniston & J.L. Innes (Editor), *The impacts of climate variability on forests*. Lectures notes in Earth Sciences 74. Springer, Berlin, Germany, 171-189.
- Carrer, M., Urbinati, C. 2001. *Assessing climate-growth relationships: a comparative study between linear and non-linear methods*. Dendrochronologia, 19(1): 57-65.
- Carrer, M., Urbinati, C. 2006. *Long-term change in the sensitivity of tree-ring growth to climate forcing in Larix decidua*. New Phytologist, 170 (4): 861-871.
- Carrer, M., Urbinati, C. 2004. *Age-dependent tree-ring growth responses to climate in Larix decidua and Pinus cembra*. Ecology, 85 (3): 730-740.
- Cescatti, Piutti. 1998. *Silvicultural alternatives, competition regime and sensitivity to climate in a European beech forest*. Forest Ecology and Management 102: 213-223.
- Clif, A.D., Ord, J.K. 1973. *Spatial Autocorrelation*. Pion London UK.
- Clif, A.D., Ord, J.K. 1981. *Spatial processes: models and applications*. Pion London UK.
- Cochard, H., Lemoine, D., Améglio, T., Granier, A. 2001. *Mechanisms of xylem recovery from winter embolism in Fagus sylvatica*. Tree Physiology, 21 (1): 27-33.
- Colak, A., Rotherham, I., Calikoglu, M. 2003 *Combining 'naturalness concepts' with close to nature silviculture*. Forstwissenschaftliches Centralblatt 122: 421-431.
- Colpi, C. 2013. *Appunti del corso di Assestamento forestale*. AA 2013/2014.
- Cook, E., Briffa, K., Shiyatov, S., Mazepa, V., Jones, P.D. 1990a. *Data analysis*. In: E.R. Cook, L.A. Kairiukstis (Editors), *Methods of dendrochronology*. Kluwer, for IASA. 97162, 351-391.
- Cook, E.R. 1985. *A time series approach to tree-ring standardization*. PhD Thesis, University of Arizona, Tucson, AZ, 171.
- Cook, E.R., Briffa, K., Shiyatov, S., Mazepa, V. 1990b. *Tree-ring standardization and growth trend estimation*. In: E.R. Cook, L.A. Kairiukstis (Editors), *Methods of dendrochronology; applications in the environmental sciences*. Kluwer Acad. Publ., Dordrecht, Netherlands, 104-123.
- Corona, E. 1996. *La dendrocronologia nello studio delle variazioni climatiche*. Dendronatura 1: 7-14.
- Corona, P., Calvani, P., Ferrari, B., Lamonaca, A., Portoghesi, L., Plutino, M. 2005. *Sperimentazione di un sistema integrato di indici per il monitoraggio della diversità strutturale in soprassuoli forestali*. L'Italia Forestale e Montana, 60 (4): 447-462.
- Cuccato, M., Tondello, V. *Geomorfologia ed evoluzione dell'altopiano del Cansiglio*. [online] URL: <http://www.cansiglio.it/>.
- Čufar, K., Prislan, P., de Luis, M., Gricar, J. 2008. *Tree-ring variation, wood formation and phenology of beech (Fagus sylvatica) from a representative site in Slovenia, SE Central Europe*. Trees - Structure and Function, 22: 749-758.
- De Liocourt, F. 1898. *De l'aménagement des Sapiniers*. Bul. Soc. For. Franche-Comté et Belfort 396-409.
- Del Favero R. *I boschi delle regioni alpine italiane: tipologia, funzionamento, silvicoltura*. (2004): CLUEP.

- Del Favero, R. 1992. *Modello colturale per la faggeta pura e monostratificata della Foresta del Cansiglio (Belluno)*. Monti e Boschi, N.2-1992: 11-16.
- Di Filippo, A., Biondi, F., Cufar, K., de Luis, M., Grabner, M., Maugeri, M., Presutti Saba, E., Schirone, B., Piovesan, G. 2007. *Bioclimatology of beech (Fagus sylvatica L.) on the Eastern Alps: spatial and altitudinal climatic signals identified through a tree-ring network*. Journal of biogeography, 34 (11): 1873-1892.
- Di Filippo, A., Piovesan, G., Schirone, B. 2004. *Le foreste vetuste: criteri per l'identificazione e la gestione*. XIV Congresso della Società Italiana di Ecologia (4-6 Ottobre 2004, Siena).
- Di Filippo, A., Piovesan, G., Schirone, B. 2004a. *La dendroecologia applicata alle foreste vetuste: il caso delle faggete italiane*. 49-54.
- Di Filippo, A., Piovesan, G., Schirone, B. 2004b. *Le foreste vetuste: criteri per l'identificazione e la gestione*. 4-6.
- Diaci, J. 2002. *Regeneration dynamics in a Norway spruce plantation on a silver fir-beech forest site in the Slovenian Alps*. For. Ecol. Manage, 161:27-38.
- Dittmar, C., Elling, W. 2007. *Dendroecological investigation of the vitality of Common Beech (Fagus sylvatica L.) in mixed mountain forests of the Northern Alps (South Bavaria)*. Dendrochronologia, 25: 37-56.
- Dittmar, C., Zech, W., Elling, W. 2003. *Growth variations of Common beech (Fagus sylvatica L.) under different climatic and environmental conditions in Europe - a dendroecological study*. Forest Ecology and Management, 173: 63-78.
- Duncan, R.P. Stewart, G.H. 1991. *The temporal and spatial analysis of tree age distributions*. Can. J. For.Res. 21: 1703-1710.
- Emborg, J., Christensen, M., Heilmann-Clausen, J. 1996. *The structure of Suserup Skov, a near-natural temperate deciduous forest in Denmark*. For. Landscape Res. 1, 311-333.
- Firm D, Nagel T, Diaci J. 2009. *Disturbance history and dynamics of an old-growth mixed species mountain forest in the Slovenian Alps*. For. Ecol. Manage, 257:1893-1901.
- Ford, E.D. 1975. *Competition and stand structure in some even-aged plant monocultures*. J. Ecol. 63: 311-333.
- Fortin, M. J., Dale, M.R.T., Hoef, J. 2002. *Spatial analysis in ecology*. Encyclopedia of Envirommetrics 4: 2051-2058.
- Fotheringham, A.S., Brunsdon, C. 1999. *Local forms of spatial analysis*. Geogr Anal 31: 340-358.
- Fotheringham, A.S., Brunsdon, C. Charlton, M. 2000. *Quantitative geography: Perspectives on spatial data analysis*. Sage Publications, Thousand Oaks, CA.
- Franklin, J. 1989. *Importance and justification of long-term studies in ecology*. Long-term studies in ecology: Approaches and alternatives, 3-19.
- Fritts, H.C. 1976. *Tree ring and Climate*. Academic Press, London, UK.
- Gallucci, V. 2010. *Dinamismi spatio-temporali e sensibilità climatica. Uno studio su faggete del limite superiore nell'Appennino centrale*. Sherwood, 16 (5): 5-9.
- Garbarino, M., Pividori, M. 2006. *Le dinamiche del paesaggio forestale: evoluzione temporale del bosco di neoformazione sui pascoli di Corte Pogallo - Parco nazionale della Val Grande (VB)* Forest@ 3 (2): 213-221.
- Geary, R.C. 1954. *The contiguità ratio and statistical mapping*. Incorporated Statistician 5: 115-145.
- Getis A, Ord J. 1996. *Local spatial statistics: an overview*. Spatial analysis: Modelling in a GIS environment. 374.

- Getis, A., Ord, J.K. 1992. *The analysis of spatial association by use of distance statistics*. Geographical Analysis, 24: 189-206.
- Getis, A., Ord, J.K. 1996. *Local spatial statistics: an overview*. In: *Spatial Analysis: Modelling in a GIS Environment* (Longley, P., Batty, M. eds). John Wiley & Sons, New York, 261-277.
- Getzin, S., Wiegand, T., Wiegand, K., He, F. 2008. *Heterogeneity influences spatial patterns and demographics in forest stands*. Journal of Ecology 96: 807-820.
- Goreaud, F., Courbaud, B., Collinet, F. 1999. *Spatial structure analysis applied to modelling of forest dynamics: a few examples*. Laboratoire de Recherche en Sciences Forestières, Nancy, France.
- Grace, J.B., and Tilman, D. (Editors). 1990. *Perspectives on plant competition*. Academic Press, San Diego.
- Grundmann, B.M., 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.
- Hao, Z., Zhang, J., Song, B., Ye, J., Li, B. 2007. *Vertical structure and spatial associations of dominant tree species in an old-growth temperate forest*. For. Ecol. Manage. 252: 1-11.
- Heiri, C., Wolf, A., Rohrer, L., Bugmann, H. 2009. *Forty years of natural dynamics in Swiss beech forests: structure, composition, and the influence of former management*.
- Hofmann, A., 1991. *Il faggio e la faggeta in Italia*. Collana Verde.
- Kimmins, J.P. 1987. *Forest Ecology*. Macmillan, New York.
- Koop, H., Hilgen, P. 1987. *Forest dynamics and regeneration mosaic shifts in unexploited beech (Fagus sylvatica) stands at Fontainebleau (France)*. For. Ecol. Manage. 20, 135– 150.
- Kunstler, G., Curt, T., Lepart, J. 2004. *Spatial pattern of beech (Fagus sylvatica L.) and oak (Quercus pubescens Mill.) seedlings in natural pine (Pinus sylvestris L.) woodlands*. Eur J Forest Res 123: 331–337.
- La Marca, O. 1999 *Elementi di dendrometria*. Patron editore.
- Larson, T.B. 2001. *Biodiversity Evaluation Tools for European Forests*. Ecological Bulletins N. 50.
- Latham, P.A., Zuuring, H.R., Coble, D.W. 1998. *A method for quantifying vertical forest structure*. Forest Ecology and Management, 104 (1-3): 157-170.
- Lazzarini, A. 1997. *Un progetto fallito. Il bosco del Cansiglio dopo la riforma veneziana del 1792*. Ricerche di storia sociale e religiosa, XXVI. [online] URL: <http://www.cansiglio.it/biblioteca/lazzarini/progettofallito>.
- Legendre, P., Fortin, M.J. 1989 *Spatial pattern and ecological analysis*. Vegetatio 80: 107138
- Lemoine, D., Granier, A., Cochard, H. 1999. *Mechanism of freeze-induced embolism in Fagus sylvatica L. Trees - Structure and Function*, 13 (4): 206-210
- Leps, J. & Kindlmann, P. 1987. *Models of the development of spatial pattern of an evenaged plant population over time*. Ecol. Model. 39: 45-57.
- Lingua, E., Godone, D., Motta, R. 2004. *Analisi spaziale in popolamenti al limite del bosco*. Atti dell'8° conferenza Nazionale ASITA (Federazione delle Associazioni Scientifiche per le Informazioni Territoriali ed Ambientali) Geomatica, standardizzazione, interoperabilità e nuove tecnologie, Roma 14-17 dicembre 2004 [online] URL: <http://www.asita.it/>.
- Long, J.N & Smith, F.W. (1984). *Relation between size and density in developing stands: a description and possible mechanisms*. For. Ecol. Manag. 7: 191-206.
- Lorimer, C.G. 1983. *A test of the accuracy of shade-tolerance classification based on physiognomic and reproductive traits*. Can. J. Bot., 61 (6): 1595 - 1598.

- Lorimer, C.G., 1980. *Age structure and disturbance history of a Southern Appalachian virgin forest*. Ecology 61, 1169–1184.
- Lter (The Long Term Ecological Research). Lter objectives. 2000.
- Mancini, N.M., Gismondo, M.M., Travaglini, D., Nocentini, S., Giannini, R. 2016. *Prime osservazioni sulla struttura e la produzione di seme dei boschi cacuminali di faggio nei Monti della Laga (Parco Nazionale del Gran Sasso e dei Monti della Laga)*. Contributo di ricerca. 46.
- Marin, A. 2010. *Spatial Analysis of a mixed Beech, Spruce and Fir stand in the Eastern Alps*. Tesi di laurea specialistica. Università degli Studi di Padova. 64
- Marziliano, P.A., Menguzzato, G., Pelle, L. 2009. *Analisi della struttura di boschi puri e misti di faggio e abete in ambiente mediterraneo*. L'Italia Forestale e Montana, 64 (4): 205233.
- Meyer, H.A., Stevenson, D.D. 1943. *The structure and growth of virgin beech, birch, maple, hemlock forests in northern Pennsylvania*. J. Agric. Res. 67, 465–478.
- Moran, P. A P. 1950. *Notes on continuous stochastic phenomena*. Biometrika 37: 17-23.
- Moran, P.A.P. 1948. *The interpretation of statistical maps*. Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological): 243-251.
- Motta, R., Maunaga, Z., Berretti, R., Castagneri, D., Lingua, E., Meloni, F. 2008. *La Riserva forestale di Lom (Repubblica di Bosnia Erzegovina): descrizione, caratteristiche, struttura di un popolamento vetusto e confronto con popolamenti stramaturi delle Alpi italiane*. Forest@-Journal of Silviculture and Forest Ecology 5: 100.
- Nagel, T., Svoboda, M., Diaci, J. 2006. *Regeneration patterns after intermediate wind disturbance in an oldgrowth Fagus-Abies forest in southeastern Slovenia*. For. Ecol. Manage. 226: 268-278.
- Nakashizuka, T & Numata, M. 1982a. *Regeneration process of climax beech forests I. Structure of a beech forest with the undergrowth of Sasa*. Jap. J. Ecol. 32: 57-67.
- Nakashizuka, T., & Numata, M. 1982b. *Regeneration process of climax beech forests II. Structure of a forest under the influences of grazing*. Jap. J. Ecol. 32: 473-482.
- Odum, E.P., 1973. *Principi di ecologia*. Padova, Piccin.
- Oheimb, G.V., Westphal, C., Härdtle, W. 2007. *Diversity and spatiotemporal dynamics of dead wood in a temperate near-natural beech forest (Fagus sylvatica)*. Eur. J. Forest Res. 126: 359.
- Ohkubo, T., Raji, M. & Hamaya, T. 1988. *Structure of primary Japanese beech (Fagus japonica Maxim.) forests in the Chichibu Mountains, central Japan, with special reference to regeneration processes*. Ecol. Res. 3: 101-116.
- Oliver, C.D., Larson, B.C. 1990. *Forest Stand Dynamics*. McGraw-Hill Inc, New York.
- Ord, J., Getis, A. 2001. *Testing for local spatial autocorrelation in the presence of global autocorrelation*. Journal of Regional Science 41: 411-432.
- Pesaresi, E. 2008. *Struttura, età e dinamica di accrescimento in ceppaie di faggio (Fagus sylvatica L.) in cedui abbandonati*. Tesi di laurea triennale. Università Politecnica della Marche.
- Philip, M. Dixon. 2002. *Ripley's k function*. Enciclopedia of Environmetrics Vol.3: 1796-1803.
- Piano di Gestione riserve naturali del Cansiglio*. In: Staz. For. Vittorio Veneto. 1986: *Piano di Gestione riserve naturali del Cansiglio*: 9-18.
- Piovesan, G., Adams, J.M. 2001. *Masting behaviour in beech: linking reproduction and climatic variation*. Canadian Journal of Botany. 79 (9): 1039-1047.

- Piovesan, G., Bernabei, M. 1997. *L'influenza delle precipitazioni estive sulla crescita e la riproduzione del faggio (Fagus sylvatica L.) in una stazione meridionale dell'areale*. L'Italia Forestale e Montana, II (6): 445-459.
- Piovesan, G., Bernabei, M., Di Filippo, A., Romagnoli, M. 2003. *A long-term tree ring beech chronology from a high-elevation old-growth of Central Italy*. Dendrochronologia, 21 (1): 13-22.
- Piussi, P. 2000. *Selvicoltura generale*. UTET, Torino.
- Piutti, P., Cescatti A. 1997. *A quantitative analysis of the interactions between climatic response and intraspecific competition in European beech*. Can. J. For. Res. 27: 277-284.
- Premo, L. 2004. *Local spatial autocorrelation statistics quantify multi-scale patterns in distributional data: an example from the Maya Lowlands*. Journal of Archaeological Science 31: 855-866.
- Pretzsch, H. 2009. *Forest dynamics, growth and yield*. Springer, Berlin.
- Pretzsch, H., 1998. *Structural diversity as a result of silvicultural operations*. LesnictiviForestry, 44 (10): 429-439.
- Rademacher, C., Neuert, C., Grundmann, V., Wissel, C., Grimm, V. 2001. *Was charakterisiert Buchenurwälder? Untersuchungen der Altersstruktur des Kronendachs und der räumlichen Verteilung der Baumriesen in einem Modellwald mit Hilfe des Simulationsmodells before*. Forstw. Centralbl. 120: 288–302.
- Renzaglia, F., 2008. *Struttura, dinamismi e multifunzionalità delle faggete Appenniniche del limite superiore del bosco nel bacino idrografico del Troto*. Tesi di dottorato, Università Politecnica delle Marche.
- Rinntech, 2003. *User reference-TSAP-Win (Time Series Analysis and Presentation for Dendrochronology and Related Applications)*, 91.
- Rozas, V., Fernández Prieto, J.A. 2000. *Competition, mortality, and development of spatial patterns in two cantabrian populations of Fagus Sylvatica L. (Fagaceae)*. Anales Jard. Bot. Madrid 58 (1): 117-131
- Rozas, V., Zas, R., Solla, A. 2009., *Spatial structure of deciduous forest stands with contrasting human influence in northwest Spain*. European Journal of Forest Research 128: 273-285.
- Santini, E. 2008. *Analisi della struttura dei cadui di faggio in conversione nei Monti della Laga*. Tesi di laurea specialistica, Università degli Studi di Padova.
- Sawada, M. 1999. *Rookcase: an Excel 97/2000 Visual Basic (VB) add-in for exploring global and local spatial autocorrelation*. Bulletin of the Ecological Society of America (1999) 80: 231-234.
- Scarascia Mugnozza, G. 1999. *Ecologia strutturale e funzionale di faggete italiane*. EdAgricole, Bologna, 372.
- Schweingruber, F.H., Eckstein, D., Serre Bachet, F., Braker, O.U. 1990. *Identification, presentation and interpretation of event years and pointer years in dendrochronology*. Dendrochronologia, 8: 9-38.
- Shackleton, C. 2002. *Nearest-neighbour analysis and the prevalence of woody plant competition in South African savannas*. Plant Ecology 158: 65-76.
- Shi, H., Zhang, L. 2003. *Local Analysis of Tree Competition and Growth*. For Sci 49 (6): 939-955.
- Smith, A.P. 1973. *Stratification or temperate and tropical forests*. The American Naturalist, 107 (957): 671-683.
- Smith, D.M. 1962. *The practice of silviculture*. Wiley, New York.
- Sokal, R.R, Oden, N.L. 1998b. *Spatial autocorrelation in biology, 2 Some biological implications and four applications of evolutionary and ecological interest*. Bioll JI of Linn Soc 10: 229-249.

- Sokal, R.R., Oden, N.L. 1998a. *Spatial autocorrelation in biology, 1 Methodology*. Bioll JI of Linn Soc 10: 199-228.
- Soraru L. 2008. *Studio delle strutture e delle dinamiche spazio temporali in popolamenti forestali attraverso il monitoraggio di lungo periodo*.
- Soraru, L. 2005. *Dinamismi e struttura della rinnovazione in tre popolamenti d'alta quota nelle Dolomiti ampezzane*. Tesi di laurea Università degli Studi di Padova.
- Soraru, L., e Carrer, M. 2007. *Dinamismi e struttura della rinnovazione in tre popolamenti d'alta quota nelle Dolomiti ampezzane*. Forest@ 4 (2): 177-193. [online] URL: <http://www.sisef.it/>.
- Spies, T.A. 1998. Forest structure: *A Key to the Ecosystem Proceedings of a workshop on Structure, Process, and Diversity in Successional Forests of Coastal British Columbia*, February 17-19, Victoria, British Columbia. Northwest Science 72: 34-39.
- Standovář T, Kenderes K. 2003. *A review on natural stand dynamics in beechwoods of East Central Europe. Applied ecology and environmental research*. 1: 19-46.
- Staudhammer, C.L., LeMay, V.M. 2001. *Introduction and evaluation of possible indices of stand structural diversity*. Can. J. For. Res, 31 (7): 1105–1115.
- Stone, J.N., Porter, J.L. 1998. *What is Forest Stand Structure and How to Measure It? Northwest Science*, 72 (2): 25-26.
- Susmel, L. 1990. *Principi di ecologia*. Padova, Cleup Editore.
- Szewczyk, J., Szwagrzyk, J. 2010. *Spatial and temporal variability of natural regeneration in a temperate old-growth forest*. Annals of Forest Science, 67.
- Szwagrzyk, J. 1990. *Small-scale spatial patterns of trees in a mixed Pinus sylvestris - Fagus sylvatica forest*. Ecology and Management 51 (4): 301-315.
- Szwagrzyk, J., Czerwczak, M., 1993. *Spatial patterns of trees in natural forests of East-Central Europe*. J. Veg. Sci. 4, 469–476.
- Taylor, A.H., Zisheng, Q. & L. J.I.E. 1996. *Structure and dynamics of subalpine forests in the Wang Lang Natural Reserve*. Sichuan, China. Vegetatio 124: 25-38.
- Tessier, L. 1989. *Spatio-temporal analysis of climate-tree ring relationships*. New Phytol. 111: 517-529.
- Unwin, A. 1996. *Exploratory spatial analysis and local statistics*. Comput Stat 11: 387-400.
- Upton, G.J.G., Fingleton, B. 1985. *Spatial data analysis by example. Vol 1: Point pattern and quantitative data*. Jon Wiley & Sons, New York, NY.
- Urbinati, C., Carrer, M., Sudiro, S. 1997. *Dendroclimatic response variability of Pinus cembra L. in upper timberline forests of Italian Eastern Alps*. Dendrochronologia, 15: 101-117.
- Veblen, T.T., Schlegel, F.M., & Escobar, B. 1980. *Structure and dynamics of old-growth Nothofagus forests in the Valdivian Andes, Chile*. J. Ecol. 68: 1-31.
- Vinci, E. 1993. *Ruolo e funzionalità dell'Autocorrelazione spaziale*. Metodi statistici per le analisi territoriali, Franco Angeli, Milano, a cura di S Zani: 165-177
- Von Oheimb, G., Westphal, C., Tempel, H., Hardtle, W. 2005. *Structural pattern of a near-natural beech forest (Fagus sylvatica) (Serrahn, North-east Germany)*. For. Ecol. Manage. 212: 253-263.
- Vrška, T., Hort, L., Adam, D., Odehnalová, P., Horal, D. 2002. *Developmental Dynamics of Virgin Forest Reserves in the Czech Republic*. Academia, Prague.

- Wang, X.G., Wiegand, T., Hao, Z.Q., Li, B.H., Ye, J., Lin, F. 2010. *Species associations in an old-growth temperate forest in north-eastern China*. Journal of Ecology 98: 674-686.
- Ward, J.S., Parker, G.R. & Ferrandino, F.J. 1996. *Long-term spatial dynamics in an oldgrowth deciduous forest*. For. Ecol. Manag. 83: 189-202.
- Weiner, J. 1990. *Asymmetric competition in plant populations*. Trenas Ecol. Evol. 5: 360-364.
- Westphal, C., Hrdtle, W., Oheimb, G.v. 2004. *Forest history, continuity and dynamic naturalness*. In: Honnay, O., Verheyen, K., Bossuyt, B., Hermy, M. (Eds.), *Forest Biodiversity: Lessons from History for Conservation*. IUFRO Research Series 10. CABI Publishing, Wallingford, UK, 205-220.
- Westphal, C., Tremer, N., Von Oheimb, G., Hansen, J., Von Godow, K., Härdtle, W. 2006. *Ist he reverse J-shaped diameter distribution universally applicable in European virgin beech forests?* For. Ecol. Manag. 223: 75-83.
- Whittaker, R.H. 1972. *Evolution and measurement of species diversity*. Taxon, 21: 213-251.
- Wiegand T. 2004. *Introduction to Point Pattern Analysis with Ripley's L and the O-ring statistic using the Programita software* [online] URL:http://www.oesa.ufz.de/towi/towi_programita.html (Type of Medium).
- Wiegand, T., A. Moloney, K. 2004. *Rings, circles, and null-models for point pattern analysis in ecology*. Oikos, 104 (2): 209-229.
- Wolynski A. 1998. *Evoluzione storica della selvicoltura naturalistica*. Sherwood 4: 5-11.
- Zenner, E.K., Hibbs, D.E. 2000. *A new method for modeling the heterogeneity of forest structure*. Forest Ecology and Management, 129 (1-3): 75-87.
- Zhang, J. et al. 2009. *Density dependence on tree survival in an old-growth temperate forest in northeastern China*. Annals of Forest Science 66: 204-204.
- Ziaco, E. 2013. *Caratterizzazione dendrocronologica dei regimi di disturbo in una rete di faggete vetuste altimontane distribuite lungo un gradiente latitudinale*, Tesi di dottorato di ricerca, Università degli Studi della Tuscia. 95.

Ringraziamenti

Ringrazio innanzitutto tutti coloro che mi hanno guidato nella scelta di questa tesi, in particolare il Prof. Mario Pividori, il Prof. Marco Carrer e il Dott. Enrico Marcolin.

Ringrazio particolarmente Niccolò e Claudio Francescato ed Eugenio Beretta con i quali ho condiviso in diverse fasi di raccolta dati un'esperienza a volte dura e impervia durante l'estate-autunno 2015 dapprima alloggiando in un deposito attrezzi (senza acqua corrente) a Osigo di Fregona (TV) (grazie alla cordiale ospitalità di Tatiana) poi in seguito ad un'incombente emergenza, in auto (nella mitica Ford Fiesta che ci ha appena lasciato dopo 21 anni di impeccabile servizio), e infine presso la foresteria "Crosetta" di Veneto Agricoltura sull'omonimo passo (TV). Ringrazio a questo proposito il Dott. Massimiliano Fontanive e il signor Claudio di Veneto Agricoltura per la loro cortese disponibilità ad ospitarci. Per quanto riguarda le successive fasi di elaborazione dei dati raccolti, desidero ringraziare i tecnici del Centro Studi per l'Ambiente Alpino dell'Università di Padova di San Vito di Cadore (BL), Roberto Menardi e Raffaella Di Bona per avermi fatto appassionare un po' di più all'ecologia forestale e alla dendrocronologia, aiutandomi a chiarire i molti dubbi che avevo inizialmente riguardo ai metodi e ai procedimenti da utilizzare per costruire un elaborato finale di questo tipo. Ringrazio anche Caterina e Chiara con le quali io e Niccolò abbiamo condiviso il laboratorio di dendrocronologia di San Vito per una decina di giorni, durante i quali ci siamo più volte confrontati sul da farsi.

Un ringraziamento speciale va ai miei fratelli Daniele e Damiano per avermi assistito e consigliato attivamente durante le elaborazioni informatiche e a Francesco Beretta per l'attenta revisione finale di questo elaborato.

Ringrazio più di tutti i miei genitori e Martina per avermi spronato con la loro presenza costante e il loro affetto ad affrontare il breve ma oneroso percorso universitario a Legnaro, sopportando in particolare le mie lunghe assenze da casa, i miei sbalzi d'umore pre-esame e accompagnandomi sempre nelle scelte più impegnative, fidandosi di me e incoraggiandomi continuamente, senza mai ostacolarmi.

Ringrazio gli zii, i nonni e i cugini per il supporto oltre che per la loro fiducia costante nelle mie capacità che mi ha sostenuto più volte nei momenti di sconforto.

Ringrazio Alex, Luca e Pietro, vecchi compagni di università, rimasti i miei amici più cari, anche se un po' distanti geograficamente.

Infine ringrazio le persone che mi hanno accompagnato durante il mio soggiorno a Legnaro: Ribus, Tzimo, Tolmez, Chano, Mocho, Valeriasso, Catia e tutti i compagni di corso.