

GDK 56:535(497.12x06 Rajhenavski Rog)

DOLOČANJE NAČINA RAZMESTITVE DREVES V OPTIMALNI RAZVOJNI FAZI GOZDA

Marijan KOTAR*

Izvleček

Avtor analizira rezultate različnih metod ugotavljanja načinov razmestitve dreves v gozdu. Kot objekt raziskave sta bili izbrani dve ploskvi v pragozdu Rajhenavski Rog v Kočevju, kjer je gozd v optimalni razvojni fazi. Poleg znanih metod iz literature je uporabljen tudi nov način ugotavljanja načina razmestitve, ki temelji na povprečnih razdaljah od drevesa do njegovih prvih treh sosednih dreves ter standarnih odklonov teh razdalj. Ta metoda, ki je zelo primerna za tovrstne analize v gozdu, ima še posebno prednost, da je enostavna, razmeroma hitra in poceni in nudi možnost preverjanja.

Ključne besede: razmestitev dreves v prostoru, vzorec razmeščanja

THE ESTABLISHING OF TREES ARRANGEMENT DURING THE BEST FOREST DEVELOPMENT PHASE

Marijan KOTAR*

Abstract

The results of various methods as to the establishing of the methods of the arrangement of trees in forests are being analysed. Two plots in the Rajhenavski Rog virgin forest in Kočevje, where the forest is in the optimal developmental phase, have been chosen as the object of the investigation. Apart from the methods known from the literature, a new method for the establishing of the arrangement way, which is based on the average distances between a tree and its three next neighbouring trees, and of the standard deviations of these distances has been applied. This method, which is extremely appropriate for such forest analyses, has another advantage. It is simple, relatively quick and not expensive and it offers test possibilities.

Key words: trees arrangement, spatial pattern

* dr., dipl.ing., redni profesor, Oddelek za gozdarstvo Biotehniške fakultete, Ljubljana, Večna pot 83, SLO

KAZALO VSEBINE

| | | |
|-----|---|-----|
| 1 | UVOD | 123 |
| 2 | OSNOVNI NAČINI RAZMESTITVE OSEBKOV V PROSTORU | 124 |
| 3 | RAZISKOVALNI PROJEKT | 125 |
| 4 | UPORABLJENE METODE DELA IN REZULTATI PRESKUSOV | 127 |
| 4.1 | Določitev načina razmeščanja s χ^2 - preskusom | 127 |
| 4.2 | Preskus razmeščanja z relativno varianco | 131 |
| 4.3 | Preskus naključne razmestitve s povprečno minimalno razdaljo med dvema sosednima osebkoma | 133 |
| 4.4 | Preskus načina razmeščanja z razdaljo od naključno izbrane točke do najbližjega osebka ter razdaljo od naključno izbranega osebka do njegovega najbližjega soseda | 135 |
| 4.5 | Določitev načina razmeščanja z razdaljami od osebka k njegovim prvim trem najbližjim sosednim osebkom | 137 |
| 4.6 | Določitev načina razmeščanja s pomočjo metode kopičenja na osnovi najbližjega soseda | 141 |
| 5 | SKLEP | 143 |
| 6 | POVZETEK | 144 |
| | SUMMARY | 146 |
| | VIRI | 147 |

1 UVOD

Matematična ekologija nudi razmeroma bogate metode in postopke, s katerimi določamo način ali vzorec razmeščanja osebkov v prostoru. Večina teh metod se je razvila na področju fitocenologije, zato so tudi prilagojene posebnostim tega področja. V gozdarstvu smo jih pogosto nekritično prenašali tudi v področje študija strukture gozdov. Poznavanje strukture gozda - še posebej naravnih gozdov - je eden od pogojev za racionalno ukrepanje v gospodarskemu gozdu. Dandanes nas dosedanji kazalci strukture, kot so število dreves po drevesnih vrstah, volumen, prirastek, srednja in zgornja višina, socialna zgradba, vitalnost dreves, razvojna težnja, kakovost krošnje in debla ter utesnjenost krošenj, ne zadovoljijo več, še posebej ne v mešanih sestojih. Stabilnost gozdov - tako biološka kot mehanska - ki je "conditio sine qua non" sodobnega gospodarjenja, zahteva tudi dobro informacijo o razmestitvi dreves v prostoru oziroma na površini.

V tem sestavku prikazujemo rezultate analize o uporabnosti nekaterih metod, s katerimi ugotavljamo način razmeščanja osebkov v gozdu. V analizi smo preskusili najbolj razširjene metode, ki jih uporabljajo drugod v svetu, ker pa so prilagojene predvsem takšnim populacijam, katerih osebki imajo zelo majhno rastno površino in s tem tudi majhne medsebojne razdalje, smo preskusili tudi metodo, ki je bila zasnovana v Sloveniji, in naj bi bila še posebej primerna pri določanju vzorcev razmeščanja v gozdu (CEDILNIK, KOTAR 1992). V članku je predstavljena tudi metoda, ki temelji na razdaljah in njihovih standardnih odklonih od drevesa do njegovih treh najbližjih sosednih dreves. To metodo smo prvič uporabili in predstavili pri analizi strukture pragozda (KOTAR 1993). V matematični ekologiji uveljavljene metode določanja načinov razmeščanja se pogosto izkažejo, če jih uporabimo v gozdu, kot zelo zamudne in drage. Ponovitev postopka, ker je večina metod vezana na naključni izbor (točk ali dreves), pa ima še to pomanjkljivost, da je zelo težko preveriti pravilnost izvedbe (ponovitev oz. kontrola).

2 OSNOVNI NAČINI RAZMESTITVE OSEBKOV V PROSTORU

Osnovni vzorci razmestitve osebkov v prostoru oziroma na površini (CEDILNIK, KOTAR 1992) so:

- a - Sistematična enakomerna razmestitev (systematic uniform arrangement - SUA). Osebki so razmeščeni sistematično in tvorijo oglišča pravilnih likov (trikotnik, kvadrat ipd.). V gozdu imamo takšno razmestitev v umetno osnovanih sestojih, kjer smo izvajali sistematična redčenja.
- b - Sistematično šopasta razmestitev (systematic cluster arrangement - SCA). Tu razlikujemo dve oblike:
 - b-1 - Skupine oziroma šopi osebkov so razmeščeni sistematično, razmestitev osebkov znotraj šopa je tudi sistematična. Takšna razmestitev je v gozdu neobičajna, najdemo pa jo v pašniško-drevesnih ali pa poljedelsko-drevesnih sistemih gospodarjenja (Agroforestry system), kjer sistematično osnovan šop predstavlja nekakšno biogrupo.
 - b-2 Skupine oz. šopi so razmeščeni sistematično osebki znotraj šopa pa naključno. Takšni razmestitvi bi se lahko približal gospodarjen visokogorski gozd blizu gozdne meje, kjer izvajamo redčenje skupinic.
- c - Naključna - enakomerna razmestitev (random uniform arrangement - RUA). Pri tej razmestitvi ima vsak osebek na vsaki točki površine enake življenske pogoje (TARMAN 1992). Takšno razmestitev ima verjetno vznik naravnega gozdnega pomladka v optimalnih rastiščnih pogojih.
- d - Naključna šopasta razmestitev (random cluster arrangement - RCA). Osebki so razmeščeni v šope ali skupine, ki so naključno razmeščene na površini, podobno so naključno razmeščeni tudi osebki znotraj šopa. Domnevamo, da ima podobno razmestitev naravi prepuščen visokogorski gozd, ki je blizu gornje gozdne meje. Podobno razmestitev bi lahko našli na površinah, oziroma gozdnih posekah, ki so prepuščene paši govedi.

V skladu s temi osnovnimi načini razmestitve lahko ločimo pri razmeščanju dva kazalca. Prvi nam kaže stopnjo enakomernosti oz. gručavosti in ga bomo označili z U (uniformity), drugi pa nam služi kot merilo naključnosti oziroma sistematičnosti, označili ga bomo z R (randomness). Večina metod, s katerimi ugotavljamo način oz. vzorec razmeščanja (spatial pattern), izhaja

iz naključne enakomerne razmestitve. Z različnimi preskusi ugotavljamo, ali se dejanska razmestitev značilno razlikuje od naključne in če se, kolikšna je težnja po oblikovanju šopov ali sistematičnosti razmeščanja.

3 RAZISKOVALNI OBJEKT

Raziskovali smo način razmeščanja dreves v optimalni fazi kraškega jelovega-bukovega pragozda v Rajhenavskem Rogu. Ta pragozd s površino 51,14 ha je izločil že leta 1893 svetovno znani urejevalec Leopold Hufnagel. V pragozdu, ki je bil v preteklosti predmet številnih raziskav, je Mlinšek leta 1985 (MLINŠEK 1985) s svojimi sodelavci izločil tri trajne raziskovalne ploskve. Na teh ploskvah je poleg drugih pomembnih znakov določil tudi položaj vsakega drevesa. Izdelal je situacijsko karto, ki je priložena delu Gozdnih rezervatov Slovenije - Pragozd Rajhenavski Rog (HARTMAN 1987). Ta situacijska karta za trajni raziskovalni ploskvi št. 2 in 3 je služila kot osnovni vir pri določanju načinov razmeščanja. Osnovni podatki za ti dve ploskvi, ki jih bomo imenovali A in B (ploskev št. 3=A, ploskev št. 2=B) so prikazani v preglednici št. 1.

Preglednica 1: Osnovni podatki o sestoju na ploskvah A in B

| Ploskev | A | B |
|--|-------------------|--------------------|
| Velikost | 50x50 m = 0,25 ha | 200x40 m = 0,80 ha |
| Število dreves z $d_{1,3} \geq 5$ cm | 95 (380/ha) | 306 (383/ha) |
| jelka | 27 (108/ha) | 98 (123/ha) |
| bukev | 67 (268/ha) | 207 (259/ha) |
| g. javor | 1 (4/ha) | |
| smreka | | 1 (1/ha) |
| Število dreves z $d_{1,3} \geq 10$ cm | 89 (356/ha) | 232 (290/ha) |
| jelka | 26 (104/ha) | 96 (120/ha) |
| bukev | 62 (248/ha) | 135 (169/ha) |
| g. javor | 1 (4/ha) | |
| smreka | | 1 (1/ha) |
| Število dreves 1. do 3. soc. razreda | 69 (276/ha) | 151 (189/ha) |
| jelka | 19 (76/ha) | 49 (61/ha) |
| bukev | 49 (196/ha) | 101 (127/ha) |
| g. javor | 1 (4/ha) | |
| smreka | | 1 (1/ha) |

Ploskev A ima optimalno fazo razprostranjeno na 99 % površine, 1 % pa je inicialna faza pod zastorom. Ploskev B ima na 84 % optimalno fazo, na 9 % inicialno fazo pod zastorom ter na 7 % površine inicialno sproščeno fazo. Na prvi ploskvi je celotna površina porasla s starejšim drevjem, na drugi pa 93 %, zato lahko v obeh ploskvah vzamemo v izračun načina razmeščanja celotno površino.

V preglednici 1 so podane vrednosti, ki se nanašajo na ploskev, v oklepajih pa hektarske vrednosti posameznih parametrov. Pri preskusu različnih metod ugotavljanja načina razmeščanja bomo uporabili podatke za vsa drevesa, ki imajo prsní premer ($d_{1,3}$) 10 cm ali več. Ta sestoj bomo imenovali kolektiv I. Ločeno bomo ugotavljalci način razmestitve za drevesa, ki tvorijo streho sestaja (stand canopy). To so osebki 1., 2. in 3. socialnega razreda. Ta

drevesa bomo imenovali kolektiv II. Tako bomo imeli v analizi ploskev A in B, vsaka od teh ploskev pa ima kolektiv I. in II.

4 UPORABLJENE METODE DELA IN REZULTATI PRESKUSOV

4.1 Določitev načina razmeščanja osebkov s χ^2 - preskusom

To metodo je leta 1935 uporabil Blackman (GREIG-SMITH 1967). V sestoju, kjer določamo vzorce razmeščanja (v našem primeru sta to ploski A in B), naključno položimo večje število ploskev (N), ki so enake velikosti. Minimalna velikost takšnih naključno položenih ploskev mora biti večja kot je rastna površina enega drevesa. V teh vzorčnih ploskvah preštejemo oziroma ugotovimo število dreves (n). Tvorimo frekvenčno porazdelitev, kjer je frekvenca (f_r) število ploskev z danim številom dreves (r teče 0, 1, 2, 3,...n). Število r predstavlja razrede. Tej frekvenčni porazdelitvi prilagodimo teoretično Poissonovo porazdelitev, ki ima enako aritmetično sredino (m) in enako vsoto frekvenc (N). Teoretično relativno frekvenco (f'_r) izračunamo po obrazcu, ki kaže gostoto verjetnosti Poissonove porazdelitve (p_r).

$$(1) \quad m = \frac{1}{N} \sum_r r \cdot f_r$$

$$(2) \quad p(r) = \frac{m^r e^{-m}}{r!}$$

e = osnova naravnega logaritma (2,7182)

ostali simboli so obrazloženi v tekstu

Teoretično frekvenco izračunamo po naslednjem obrazcu:

$$(3) \quad f'_r = N \cdot p(r)$$

Učinkovitost prilagoditve izvedemo s Pearsonovim χ^2 - testom:

$$(4) \quad \chi^2 = \sum \frac{(f_r - f_r^t)^2}{f_r^t}$$

Tiste razrede, ki imajo manjšo teoretično frekvenco kot 1, združimo. Če je izračunani χ^2 večji od kriterialnega $\chi^2_{\text{tabl.}}$ potem podmeno, da je dejanska razmestitev enaka naključni enakomerni razmestitvi, zavrnemo in to z danim tveganjem (α), pri katerem smo odčitali tablično vrednost za χ^2 . Število stopinj prostosti (d.f.) je enako številu razredov (upoštevajoč združene razrede), zmanjšano za 2 (d.f.=k-2). V primeru, da je izračunana vrednost χ^2 manjša kot kriterialna vrednost, sklepamo, da ni značilnih odklonov od naključne razmestitve (departure from randomness).

V naši analizi smo na vsaki od obeh ploskev in za vsak kolektiv in za vsako velikost vzorčne ploskve posebej naključno položili 500 ploskev v obliku kroga. Velikost ploskve je znašala 1 ar, 2 ara in 4 are. Središče vzorčne ploskve je bilo vedno toliko oddaljeno od roba obravnavane površine (ploskev A in B), da je bila vzorčna ploskve vedno znotraj ploskve A oz. B.

Po 500 ponovitvah za vsak kolektiv in vsako velikost vzorčne ploskve smo dobili frekvenčne porazdelitve glede na število dreves, ki so prikazane v preglednici 2.

Preglednica 2A: Frekvenčne porazdelitve glede na število dreves v posamezni vzorčni krožni ploskvi

| Ploskev | Ploskev A | | | | | | | | | | | |
|------------------------------------|------------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | Kolektiv I ($d_{1,3} \geq 10$ cm) | | | | | | Kolektiv II (1-3 soc.r.) | | | | | |
| | 1 ar | | 2 ara | | 4 ari | | 1 ar | | 2 ara | | 4 ari | |
| Kolektiv | f_r | f'_r | f_r | f'_r | f_r | f'_r | f_r | f'_r | f_r | f'_r | f_r | f'_r |
| Velikost vzorčnih ploskev | | | | | | | | | | | | |
| Frekvenca Razred | | | | | | | | | | | | |
| 0 | 56 | 62,8 | - | 5,4 | - | 0,1 | 175 | 254,3 | - | 76,8 | - | 2,8 |
| 1 | 81 | 130,3 | - | 24,5 | - | 0,6 | 312 | 171,9 | 125 | 143,8 | - | 14,5 |
| 2 | 194 | 135,2 | 61 | 55,5 | - | 2,5 | 13 | 58,1 | 313 | 134,8 | - | 37,6 |
| 3 | 108 | 93,4 | 85 | 83,7 | - | 7,6 | - | 13,1 | 62 | 84,2 | 15 | 65,0 |
| 4 | 61 | 48,4 | 85 | 94,6 | - | 17,0 | - | 2,2 | - | 39,4 | 109 | 84,3 |
| 5 | - | 20,1 | 89 | 85,6 | 12 | 30,6 | - | 0,3 | - | 14,8 | 162 | 87,4 |
| 6 | - | 6,9 | 160 | 64,6 | 99 | 45,8 | - | 0,1 | - | 4,6 | 196 | 75,6 |
| 7 | - | 2,1 | 20 | 41,7 | 43 | 58,8 | - | - | - | 1,2 | 18 | 56,0 |
| 8 | - | 0,5 | - | 23,6 | 63 | 66,0 | - | - | - | 0,3 | - | 36,3 |
| 9 | - | 0,1 | - | 11,9 | 57 | 65,9 | - | - | - | 0,1 | - | 20,9 |
| 10 | - | - | - | 5,4 | 37 | 59,2 | - | - | - | - | - | 10,8 |
| 11 | - | - | - | 2,2 | 128 | 48,3 | - | - | - | - | - | 5,1 |
| 12 | - | - | - | 0,8 | 51 | 36,2 | - | - | - | - | - | 2,2 |
| 13 | - | - | - | 0,3 | 10 | 25,0 | - | - | - | - | - | 0,9 |
| 14 in več | - | - | - | 0,2 | - | 36,4 | - | - | - | - | - | 0,6 |
| Skupaj | 500 | 500 | 500 | 500 | 500 | 500 | 500 | 500 | 500 | 500 | 500 | 500 |
| Aritm.sr.-m | 2,074 | | 4,524 | | 8,984 | | 0,676 | | 1,874 | | 5,186 | |
| Cenilka varianc - s^2 | 1,311 | | 2,206 | | 4,982 | | 0,272 | | 0,359 | | 0,841 | |
| Relativna varianca-RV | 0,482 | | 0,488 | | 0,555 | | 0,402 | | 0,191 | | 0,162 | |
| χ^2 (izračunan) | 80,42 | | 227,98 | | 297,79 | | 189,62 | | 381,08 | | 403,70 | |
| χ^2 (tablični) $\alpha=0,001$ | 22,46 | | 31,26 | | 36,12 | | 16,27 | | 22,46 | | 32,91 | |
| Stop.prost.(d.f.) | 6 | | 11 | | 14 | | 3 | | 6 | | 12 | |
| t-vrednost(izr.) | 7,62 | | 7,70 | | 8,76 | | 6,35 | | 3,02 | | 2,56 | |

Preglednica 2B: Frekvenčne porazdelitve glede na število dreves v posamezni vzorčni krožni ploskvi

| Ploskev Kolektiv Velikost vzorčnih ploskev | Ploskev B | | | | | | | | | | | |
|--|------------------------------------|--------|-------|--------|-------|--------|--------------------------|--------|-------|--------|-------|--------|
| | Kolektiv I ($d_{1,3} \geq 10$ cm) | | | | | | Kolektiv II (1-3 soc.r.) | | | | | |
| | 1 ar | | 2 ara | | 4 ari | | 1 ar | | 2 ara | | 4 ari | |
| Frekvenca Razred | f_r | f'_r | f_r | f'_r | f_r | f'_r | f_r | f'_r | f_r | f'_r | f_r | f'_r |
| 0 | - | 38,6 | - | 9,0 | - | 0,3 | 114 | 112,7 | - | 43,8 | - | 5,3 |
| 1 | 51 | 98,8 | - | 36,2 | - | 2,2 | 64 | 167,9 | 78 | 106,6 | - | 24,1 |
| 2 | 162 | 126,6 | - | 72,7 | - | 8,3 | 285 | 125,1 | 160 | 129,8 | - | 54,8 |
| 3 | 242 | 108,1 | 120 | 97,3 | - | 20,5 | 37 | 62,1 | 228 | 105,4 | 113 | 83,0 |
| 4 | 45 | 69,2 | 252 | 97,7 | - | 38,0 | - | 23,1 | 34 | 64,2 | 150 | 94,3 |
| 5 | - | 35,5 | 128 | 78,5 | - | 56,4 | - | 6,9 | - | 31,3 | 150 | 85,8 |
| 6 | - | 15,2 | - | 52,5 | 137 | 69,6 | - | 1,7 | - | 12,7 | 24 | 65,1 |
| 7 | - | 5,5 | - | 30,1 | 164 | 73,7 | - | 0,4 | - | 4,4 | 63 | 42,3 |
| 8 | - | 1,8 | - | 15,1 | 78 | 68,2 | - | 0,1 | - | 1,3 | - | 24,0 |
| 9 | - | 0,5 | - | 6,7 | 100 | 56,1 | - | - | - | 0,4 | - | 12,1 |
| 10 | - | 0,1 | - | 2,7 | 21 | 41,6 | - | - | - | 0,1 | - | 5,5 |
| 11 | - | 0,1 | - | 1,0 | - | 28,0 | - | - | - | - | - | 2,3 |
| 12 | - | - | - | 0,3 | - | 17,3 | - | - | - | - | - | 0,9 |
| 13 | - | - | - | 0,2 | - | 9,9 | - | - | - | - | - | 0,3 |
| 14 in več | - | - | - | - | - | 9,9 | - | - | - | - | - | 0,2 |
| Skupaj | 500 | 500 | 500 | 500 | 500 | 500 | 500 | 500 | 500 | 500 | 500 | 500 |
| Aritm.sr.-m | 2,562 | 4,016 | | 7,408 | | 1,490 | | 2,436 | | 4,548 | | |
| Cenilka variance - s^2 | 0,631 | 0,497 | | 1,444 | | 0,856 | | 0,695 | | 1,555 | | |
| Relativna varianca-RV | 0,246 | 0,124 | | 0,195 | | 0,574 | | 0,285 | | 0,342 | | |
| χ^2 (izračunan) | 304,65 | 506,70 | | 412,67 | | 309,93 | | 265,62 | | 257,36 | | |
| χ^2 (tabični) $\alpha=0,001$ | 24,32 | 29,59 | | 34,53 | | 20,52 | | 24,32 | | 31,26 | | |
| Stop.prost.(d.f.) | 7 | 10 | | 13 | | 5 | | 7 | | 11 | | |
| t-vrednost(izr.) | 3,89 | 1,95 | | 3,08 | | 9,07 | | 4,51 | | 5,40 | | |

Kot je razvidno iz preglednice 2 se teoretična frekvanca zelo razlikuje od dejanske, zato je izračunani χ^2 bistveno večji kot kriterialni tablični pri tveganju $\alpha=0,001$ (za dane stopinje prostosti - d.f.). Iz tega sklepamo, da v nobeni od obravnavanih ploskev (A in B) kakor tudi v nobenem od obravnavanih kolektivov (I in II) oziroma delov sestojev razmestitev dreves ni naključna. Razlike oziroma odstopanja od naključne razmestitve so značilno različna s tveganjem, ki je manjše od 0,1 % ($\alpha<0,001$). Glede velikosti naključnih vzorčnih ploskev (v našem primeru krogov) se je izkazalo, da je površina 4 arov primernejša kot površina 1 ar ali 2 ara. Pri velikosti 1 ar dobimo izredno majhno število razredov, v katerih je teor. frekvanca večja kot 1, s tem pa majhno število stopinj prostosti. Če bi se držali konservativnega stališča, po katerem mora biti v razredu teoretična frekvanca najmanj 5, potem bi imeli v ploskvi A pri kolektivu II in pri velikosti naključne vzorčne ploskve 1 ar samo dve stopinji prostosti. Zato lahko rečemo, da je pri ugotavljanju načina razmestitve v optimalni razvoji fazi pragozda primerna velikost ploskve okrog 4 are. To ugotovitev glede velikosti vzorčnih naključnih ploskev lahko prenesemo tudi na gospodarski gozd in njegove razvojne faze, kot so drogovnjak, debeljak in sestoj v pomlajevanju.

4.2 Preskus razmeščanja z relativno varianco

Metodo je uvedel leta 1936 Clapham (GREIG-SMITH 1967). Relativna varianca (RV) je razmerje med varianco in povprečno vrednostjo števila dreves v naključno položeni vzorčni ploskvi (to je aritmetična sredina -m- iz prejšnjega razdelka). V primeru, da se drevesa razmeščajo naključno, je vrednost $RV=1$. Vrednost relativne variance za analizirane ploskve in sestoje je prikazana v tabeli 2. Ker ima RV pri naključni razmestitvi

standardno napako $s.e.(RV)=\sqrt{\frac{2}{N-2}}$, lahko testiramo, ali se populacija razmešča v porazdelitvi, ki se značilno razlikuje od naključne razmestitve.

$$(5) \quad t = \frac{RV}{s \cdot e \cdot (RV)} = RV \sqrt{\frac{N-1}{2}}$$

t = izračunana vrednost, ki jo primerjamo s kriterialno vrednostjo
 t - iz Studentove porazdelitve

N = število naključno položenih vzorčnih ploskev (v naši analizi
 je N=500)

Za preskus te metode smo uporabili analizo iz prejšnjega razdelka, ker je delovni postopek, to je oblikovanje frekvenčnih porazdelitev na temelju naključno položenih vzorčnih ploskev enak kot v prešnjem primeru. Aritmetično sredino (m) smo izračunali že pri metodi, ko smo uporabili χ^2 preskus. Dodatno pa smo izračunali še cenilko variance (s^2), ki je osnova za izračun RV.

$$(6) \quad s^2 = \frac{1}{N-1} \sum fr(r-m)^2$$

Izračunane t vrednosti so bistveno višje kot kriterialna vrednost t_{tabl} , pri tveganju $\alpha=0,05$ razen v primeru, ko smo uporabili vzorčno ploskev velikosti 2 ara v ploskvi B pri kolektivu I, ko znaša $t_{\text{izr}}=1,95$. Kot kriterialno vrednost za t lahko vzamemo kar vrednost standardizirane normalne spremenljivke z, ker je število stopinj prostosti zelo veliko (d.f.=500-1=499). Vrednost z pa znaša: pri $\alpha=0,05$ z=1,96 oziroma $\alpha=0,01$ z=2,58 in $\alpha=0,001$ z=3,29. Iz izračunanih vrednosti t_{izr} lahko sklepamo, da se razmestitev dreves na obeh analiziranih ploskvah in pri obeh kolektivih značilno razlikuje od naključne porazdelitve (pri ploskvi velikosti 2 ara na površini B pri kolektivu I ta različnost ni potrjena, je pa potrjena za isti kolektiv pri drugi velikosti ploskve). V našem primeru je t.i.m. odklon od naključnosti (departure from randomness) statistično značilen.

4.3 Preskus naključne razmestitve s povprečno minimalno razdaljo med dvema sosednima osebkoma

Če se drevesa razmeščajo naključno enakomerno, znaša povprečna minimalna razdalja med dvema sosednima osebkoma ($E(D)$):

$$(7) \quad E(D) = \frac{1}{2\sqrt{\rho}} \quad \rho = \text{gostota osebkov na m}^2$$

V primeru, da je dejanska minimalna razdalja (d_{dej}) manjša kot teoretična ($E(D)$), težijo osebki k šopasti razmestitvi. Nasprotno pa se osebki razmeščajo sistematično, če je dejanska minimalna razdalja večja od teoretične (VANDERMEER 1990). Zato lahko uporabimo kot mero agregiranosti (Q) kar razmerje med tema dvojčinama.

$$(8) \quad Q = \frac{d_{dej}}{E(D)} = 2d_{dej}\sqrt{\rho}$$

Standardna napaka povprečne sosedske minimalne razdalje znaša:

$$(9) \quad s \cdot e \cdot (D) = \frac{0,2614}{\sqrt{n\rho}} \quad n = \text{število sosedskih razdalj}$$

Gostoto ρ ocenimo z vzorcem, ki je neodvisen od vzorca, s katerim smo ocenjevali sosedske razdalje. Test o nenaključnosti razmeščanja izvedemo prek standardizirane normalne spremenljivke z , ker je n razmeroma velik.

$$z = \frac{d_{dej} - E(D)}{s \cdot e \cdot (D)}$$

Če je izračunani z večji kot 1,96, lahko podmeno, da se osebki razmeščajo naključno enakomerno, zavrnemo s tveganjem $\alpha < 0,05$.

Za preskus te metode smo vsem drevesom (posebej po kolektivih) znotraj ploskev A in B izmerili razdaljo do njihovega najbližjega sosednjega drevesa. Število teh razdalj je manjše, kot je število dreves znotraj ploskev in to zato, ker tistim drevesom, ki so rasla v 10 m širokem pasu ob meji ploskev, nismo merili razdalj oziroma jih nismo obravnavali kot izhodiščna drevesa. Kaj rado bi se zgodilo, da imajo ta drevesa v tem pasu najbližje sosedno drevo zunaj ploskev. Tako sta bili naši dve ploskvi zmanjšani v širino in dolžino za 20 m (2x10 m). Razumljivo, da smo ta drevesa, ki so

rasla v tem majhnem pasu, upoštevali pri izračunu dejanske minimalne razdalje (d_{dej}) kot sosedna drevesa, če so bila najbližji sosed tistim drevesom, ki so rasla na notranji strani meje reduciranih površin. Pri izračunu gostote (ρ) pa smo upoštevali drevesa celotnih - neokrnjenih površin. Dejanske in teoretične minimalne razdalje ter pripadajoče gostote so prikazane v preglednici 3.

Preglednica 3: Dejanske (d_{dej}) teoretične ($E(D)$) minimalne razdalje med dvema drevesoma (pri naključni razmestitvi)

| | Ploskev A | | Ploskev B | |
|--|------------|-------------|-------------|-------------|
| | Kolektiv I | Kolektiv II | Kolektiv I | Kolektiv II |
| Štev. dreves (v okrnjenih pl.) (št. sosedskih razdalj) | 34 | 34 | 109 | 74 |
| Štev. dreves na celotni neokrnjeni pl. | 89/0,25 ha | 69/0,25 ha | 232/0,80 ha | 151/0,80 ha |
| ρ | 0,03560 | 0,02760 | 0,02900 | 0,018875 |
| d_{dej} v m | 2,8679 | 2,8679 | 3,11940 | 3,41720 |
| $E(D)$ v m pri naključni razmestitvi | 2,64999 | 3,00965 | 2,93610 | 3,63937 |
| s.e.(D) | 0,2376 | 0,2698 | 0,1470 | 0,2212 |
| z | 0,92 | -0,53 | 1,25 | -1,00 |
| Q | 1,08223 | 0,95290 | 1,06243 | 0,93895 |

Po vrednostih standardizirane normalne spremenljivke (z) lahko sklepamo, da podmene, da se drevesa razmeščajo naključno, ne moremo zavrniti. Samo povprečna minimalna razdalja daje premalo informacij, da bi lahko zanesljivo sklepali o dejanskem vzorcu razmeščanja dreves. Tudi vrednosti Q se gibljejo blizu vrednosti 1.

4.4 Preskus načina razmeščanja z razdaljo od naključno izbrane točke do najbližjega osebka ter razdaljo od naključno izbranega osebka do njegovega najbližjega soseda

Ta metoda je v bistvu nekoliko razširjena in dopolnjena metoda, ki jo je utemeljil Hopkins (HOPKINS 1954). Hopkins je uporabil t.i.m. koeficient agregacije (A), ki je razmerje med srednjo vrednostjo kvadrata razdalj od naključno izbranih točk do najbližjega osebka (Δ^2) ter srednjo vrednostjo kvadrata razdalj od naključno izbranih osebkov do njihovega najbližjega soseda (D^2). Koeficient agregacije lahko prikažemo z naslednjo formulo:

$$(10) \quad A = \frac{\sum(\Delta^2)}{\sum(D^2)}$$

Pri naključni enakomerni razmestitvi je $A=1$. Če je $A>1$, se osebki razmeščajo v šopih, če je $A<1$, postaja razmestitev vse bolj sistematična.

Ta metoda, ki sloni na bogatih osnovnih informacijah, lahko v nekoliko spremenjeni in dopolnjeni obliki služi za določanje stopnje enakomernosti oziroma agregiranosti in stopnje naključnosti oziroma sistematičnosti razmestitve (CEDILNIK, KOTAR 1992). Količnika U in R, ki sta izražena z naslednjima formulama razmeroma dobro določata vzorce razmeščanja.

$$(11) \quad U = \frac{E(D)}{E(\Delta)}$$

$$(12) \quad R = \frac{\sigma(D)}{\sigma(\Delta)}$$

Če se osebki združujejo le v šopih z najmanj dvema članoma je vrednost U zelo blizu ničle. Pri $U=1$ je stopnja razporejenosti samo še posledica naključnih fluktuacij. Pri sistematični enakomerni razmestitvi je $U=2,8489$. Vrednost R je pri sistematični razmestitvi $R=0$, pri naključni $R=1$ in pri naključni šopasti $R>1$ (do 1,2179).

Za preskus te metode smo na vsaki ploskvi (A in B) izbrali naključno 100 točk, ter od njih izmerili razdalje do najbližjega drevesa. Podobno smo naključno izbrali 100 dreves ter od njih izmerili razdalje do njihovega

najbližjega sosednega drevesa. V pasu 5 m ob meji ploskve nismo izbrali naključnih točk niti dreves, da ne bi prišli do popačenih rezultatov zaradi nevarnosti, da je najbližje drevo zunaj ploskve. Rezultati meritev so prikazani v preglednici 4.

Preglednica 4: Srednje razdalje med naključno izbranimi točkami do najbližjega drevesa (Δ) in naključno izbranimi drevesi do njihovega najbližjega soseda ter kazalci enakomernosti (U) in naključnosti (R).

| | Ploskev A | | Ploskev B | |
|--|------------|-------------|------------|-------------|
| | Kolektiv I | Kolektiv II | Kolektiv I | Kolektiv II |
| Srednja razdalja od točke do drevesa (Δ v m) | 2,600 | 2,513 | 4,050 | 2,590 |
| Srednja razdalja od drev. do drev. (D v m) | 2,974 | 3,381 | 3,517 | 3,174 |
| U | 1,144 | 1,345 | 0,868 | 1,225 |
| $\sigma(\Delta)$ oz. $s(\Delta)$ | 2,864 | 2,841 | 4,655 | 2,932 |
| $\sigma(D)$ oz. $s(D)$ | 3,210 | 3,601 | 3,905 | 3,564 |
| R | 1,121 | 1,268 | 0,839 | 1,216 |

Kot je razvidno iz preglednice 4, so kazalci U in R večji od 1 v vseh primerih, razen pri kolektivu I v ploskvi B, ko sta oba kazalnika manjša od 1. Iz vrednosti kazalnikov lahko sklepamo naslednje:

Drevesa imajo tendenco oblikovanja šopov pri kolektivu I v ploskvi B, v vseh drugih primerih pa nakazujejo rahlo težnjo k enakomernosti.

Kazalnik R kaže veliko stopnjo naključnosti saj so v treh od štirih primerov te vrednosti prekoračile vrednost 1. Rahlo težnjo k sistematicnosti lahko zasledimo na ploskvi B pri kolektivu I, kjer bi na osnovi U in R vrednosti sklepali, da se drevesa razmeščajo sicer še vedno naključno in enakomerno, vendar pa se že vidi težnja k sistematicno razmeščenim šopom oziroma skupinam. V preostalih treh primerih pa bi lahko vzorec razmestitve predstavili s težnjo k naključni šopasti razmestitvi. Kot vidimo iz obravnavanega primera, tudi kazalnika U in R ne moreta dobro opisati načina razmeščanja.

4.5 Določitev načina razmeščanja z razdaljami od osebka k njegovim prvim trem najbližnjim sosednim osebkom

Dosedanje metode niso v zadovoljivi meri predstavile vzorcev razmeščanja v obravnavanem gozdu, zato smo se po premisleku, da tip oziroma vzorec razmestitve ne more biti zadovoljivo pojasnjen samo s položajem dveh osebkov, odločili da v analizo vključimo več osebkov ter njihovo medsebojno oddaljenost. Razmišljali smo takole:

Za dano populacijo, ki se razmešča v naključni enakomerni razmestitvi lahko prikažemo srednje oddaljenosti od osebka do njegovega prvega najbližjega soseda (D_0^1), do njegovega drugega najbližjega soseda (D_0^2) do njegovega tretjega najbližjega soseda (D_0^3) ter pripadajoče standardne odklone. V primeru, da je razmeščanje sistematično oziroma teži k sistematični razmestitvi, bo srednja razdalja do najbližjega soseda večja (celo do 2 krat večja pri kvadratnem razporedru), standardni odklon pa bo bistveno manjši oziroma pri popolnoma sistematični enakomerni razmestitvi celo nič.

Podobno bo tudi z razdaljami in standardnimi odkloni do drugega in tretjega sosednega osebka, saj ima pri sistematični enakomerni razmestitvi vsak osebek najmanj 4-6 osebkov, ki so od njega enako oddaljeni (odvisno, ali gre za kvadratno ali trikotniško sistematično razmestitev). Zato se pri sistematični enakomerni razmestitvi razdalje do drugega in tretjega soseda ter njihovi standardni odkloni ne povečujejo ali vsaj ne v znatni meri.

V primeru, da imamo šopasto naključno razmestitev, in če so v šopu vsaj širje osebki, mora biti razdalja med osebki (od osebka do prvega, drugega in tretjega sosedja) manjša kot pri naključni enakomerni razmestitvi. Če so osebki znotraj šopa razmeščeni naključno, bodo standardni odkloni približno enaki kot pri naključni enakomerni razmestitvi, če pa so šopi oblikovani sistematično, bodo manjši tudi standardni odkloni. Če pa so šopi oblikovani npr. samo s tremi člani, bo opazen znaten dvig srednje razdalje od osebka do njegovega tretjega sosedja (tretji sosed je že osebek, ki je zunaj šopa - v tričlanskem šopu je samo osebek + 2 sosedov).

Zato bi nam morale srednje razdalje med osebki do njihovih sosedov in pripadajoči standardni odkloni dati dobro informacijo o velikosti šopov, če so le-ti prisotni.

V ploskvi A in B smo izvedli tudi to analizo. Dreves, ki so rastla v 10m širokem pasu ob meji ploskve nismo vzeli kot izhodiščna drevesa, pač pa so bila lahko obravnavana kot najbližji prvi, drugi ali tretji sosed.

V preglednici 5 so prikazane vrednosti srednjih razdalj do najbližjih prvih treh sosednih dreves (D_0^1 do D_0^3) ter pripadajoči standardni odkloni (s). Iz preglednice so razvidne tudi vrednosti teh parametrov, če bi se drevesa razmeščala v naključni enakomerni razmestitvi (D_0^1 do D_0^3 in $\sigma(D_0^1)$ do $\sigma(D_0^3)$).

Preglednica 5: Povprečne razdalje od drevesa do njegovega 1., 2., 3., sosednega drevesa ter pripadajoči standardni odkloni za dejansko in teoretično - naključno enakomerno razmestitev
(n=število razdalj oziroma izhodiščnih dreves)

Ploskev A

| Parameter | Kolektiv I (n=34) | | Kolektiv II (n=34) | |
|--------------------------------|-------------------|------------|--------------------|------------|
| | dejansko | teoretično | dejansko | teoretično |
| D_0^1 | 2,87 | 2,65 | 2,87 | 3,01 |
| $s(D_0^1)$ oz. $\sigma(D_0^1)$ | 3,07 | 1,39 | 3,07 | 1,57 |
| D_0^2 | 4,30 | 3,97 | 4,30 | 4,51 |
| $s(D_0^2)$ oz. $\sigma(D_0^2)$ | 4,38 | 1,44 | 4,38 | 1,64 |
| D_0^3 | 5,45 | 4,97 | 5,45 | 5,64 |
| $s(D_0^3)$ oz. $\sigma(D_0^3)$ | 5,55 | 1,46 | 5,55 | 1,66 |

Ploskev B

| Parameter | Kolektiv I (n=109) | | Kolektiv II (n=74) | |
|--------------------------------|--------------------|------------|--------------------|------------|
| | dejansko | teoretično | dejansko | teoretično |
| D_0^1 | 3,12 | 2,94 | 3,42 | 3,64 |
| $s(D_0^1)$ oz. $\sigma(D_0^1)$ | 3,45 | 1,53 | 3,84 | 1,90 |
| D_0^2 | 4,50 | 4,40 | 4,90 | 5,46 |
| $s(D_0^2)$ oz. $\sigma(D_0^2)$ | 4,76 | 1,60 | 5,23 | 1,98 |
| D_0^3 | 5,83 | 5,51 | 6,51 | 6,82 |
| $s(D_0^3)$ oz. $\sigma(D_0^3)$ | 5,99 | 1,62 | 6,74 | 2,01 |

Srednje razdalje do najblžjih sosednjih dreves ter pripadajoče standardne odklone pri naključni enakomerni razmestitvi smo izračunavali s pomočjo naslednjih obrazcev (CEDILNIK, rokopis 1993).

$$(13) \quad E(D_0^n) = \frac{n(2n)!}{2^{2n}(n!)^2 \sqrt{\rho}} \quad \rho = \text{gostota dreves na m}^2$$

n=rang sosednega drevesa

(n=1-prvo sosedno drevo)

(n=2-drugo sosedno drevo)

(n=3-tretje sosedno drevo)

$$(14) \quad \sigma(D_o^n) = \sqrt{\frac{n}{\pi\rho} - E(D_0^n)^2}$$

$E(D_o^n)$ =povprečna razdalja do n-tega sosednega drevesa

$\sigma(D_o^n)$ =standardni odklon razdalj od o-tega do n-tega sosednega drevesa

Ta dva obrazca sta v našem primeru dobila naslednje oblike:

$$(15) \quad E(D_0^1) = \frac{1}{2\sqrt{\rho}}$$

$$(16) \quad \sigma(D_0^1) = \sqrt{\frac{1}{\rho} \left(\frac{1}{\pi} - \frac{1}{4} \right)}$$

$$(17) \quad E(D_0^2) = \frac{3}{4\sqrt{\rho}}$$

$$(18) \quad \sigma(D_0^2) = \sqrt{\frac{1}{\rho} \left(\frac{2}{\pi} - \frac{9}{16} \right)}$$

$$(19) \quad E(D_0^3) = \frac{15}{16\sqrt{\rho}}$$

$$(20) \quad \sigma(D_0^3) = \sqrt{\frac{1}{\rho} \left(\frac{3}{\pi} - \frac{225}{256} \right)}$$

Kot je razvidno iz preglednice, so dejanske povprečne razdalje do prvega, drugega in tretjega sosednega drevesa približno tolikšne kot pri naključni enakomerni razmestitvi. V primeru, ko obravnavamo drevesa, ki tvorijo streho sestoja (kolektiv II v ploskvi A in B), vidimo, da je dejanska razdalja vedno nekoliko manjša od teoretske, iz česar bi lahko sklepali, da je v teh sestojih prisotna težnja k oblikovanju šopov. Primerjava standardnih odklonov pa pokaže, da ti pri dejanski razmestitvi naraščajo z nivojem (rangom) sosednih dreves. Tako so pri drugem sosednem drevesu celo 2-3 krat, pri tretjem sosednjem drevesu pa celo 3-4 krat večji kot pri naključni enakomerni razmestitvi. Iz tega lahko sklepamo, da imamo v dejanski razmestitvi nekaj šopov ter posamična drevesa, ki so precej oddaljena od sosednjih dreves. Ti šopi pa imajo zelo različno število članov, zato ni večjih razlik med dejanskimi in teoretičnimi srednjimi razdaljami. Da imamo prisotne šope v vseh kolektivih, govorí tudi podatek, da ima kar 25 % dreves razdaljo do najbližjega sosednega drevesa, ki je manjša kot 2 m.

V primeru, da obravnavamo analizirani ploskvi A in B kot naključni vzorec, izvedemo test podmene, da je ta vzorec vzet iz naključne enakomerne razmestitive. Test izvedemo s pomočjo standardne napake, ki jo dobimo iz obrazcev 16, 18 in 20.

4.6 Določitev načina razmeščanja s pomočjo metode kopiranja na osnovi najbližjega soseda

Pri določitvi načina razmeščanja osebkov v prostoru lahko uporabimo metode kopiranja (clustering), ki se pogosto uporabljam v matematični ekologiji kot klasifikacijske metode. Te klasifikacijske metode, ki temeljijo na evklidskih razdaljah med osebki v večdimenzionalnem prostoru, se v našem primeru, ko ugotavljamo način razmestitve na površini (dvodimensionalen prostor), močno poenostavijo. Razdaljo med dvema osebkoma izračunamo po naslednjem obrazcu (21).

$$(21) \quad d_{j,k} = \sqrt{\sum_{i=1}^s (x_{ij} - x_{ik})^2} \quad (22) \quad d_{j,k} = \sqrt{(x_{1j} - x_{1k})^2 + (x_{2j} - x_{2k})^2}$$

Zvezka (22) velja za dvodimensionalni prostor.

$d_{j,k}$ = razdalja med točko j in k v s -dimenzionalnem prostoru (21) oziroma v 2-dimenzionalnem prostoru (22).

x_{1j} = koordinata osebka j na osi X_1

x_{1k} = koordinata osebka k na osi X_1

x_{2j} = koordinata osebka j na osi X_2

x_{2k} = koordinata osebka k na osi X_2

Pri določitvi načina razmestitve osebkov je primerna metoda, ki združuje osebke v šope na osnovi najmanjših razdalj med najbližnjima sosednjima osebkoma - to je kopičenje na osnovi najbližjega soseda (nearest - neighbour clustering) (PIELOU 1984). Pri tej metodi združimo v prvem koraku v šop tista dva osebka med katerima je razdalja minimalna. V drugem koraku združimo v naslednji šop zopet tista dva osebka, ki imata drugo najmanjšo medsebojno razdaljo - tako dobimo že drugi šop. Če pa je ta druga najmanjša razdalja med osebkoma od katerih je eden že v prvem šopu, potem v drugem koraku dobimo en tričlanski šop. Kriterij združevanja je vedno najmanjša razdalja med najbližnjima osebkoma. Rezultate tega združevanja lahko predstavimo z dendrogramom. Horizontalno povezavo v tem dendrogramu imenujemo nodij ali koleno, vertikalno linijo pa internodij. Višina vsakega nodija nad osnovno je enaka razdalji med tistima dvema osebkoma ali šopoma, ki jih ta nodij združuje.

V prilogah od 1-4 so prikazani tlorsi obeh raziskovalnih ploskev (A in B) v katerih smo ugotavljali načine razmeščanja dreves in to ločeno po kolektivih (I. in II.). V teh tlorsih so ločeno prikazana drevesa glede na drevesno vrsto in glede na debelinski razred. Metoda kopičenja na osnovi najbližjega soseda je prikazana v prilogah 5 do 7. Te priloge so v bistvu dendrogrami. Dolžina internodijev je prikazana v transformiranem merilu, kjer je prva najmanjša razdalja med najbližnjima osebkoma 1 enota in zadnja najmanjša razdalja med dvema osebkoma oziroma šopoma 25 enot. Z zelo enostavnim izračunom lahko to transformirano merilo spremenimo v meterske razdalje med osebki in šopi. Kot je razvidno z dendrogramov so razmestitve dreves v obravnavanih kolektivih kombinacija šopaste in naključne enakomerne razmestitve.

Metoda kopičenja nam prikaže, kako se oblikujejo šopi, kolikšna je njihova velikost, vendar postane pri velikem številu osebkov manj pregledna. Ta metoda je pri študiju vzorcev razmeščanja zelo kroistna, saj nam daje uporabno informacijo o številu šopov za dano razdaljo med drevesi, kakor tudi o številnosti članov znotraj dane velikosti šopa. Uporaba te metode pri praktičnem delu v gozdu pa je pogojena z izdelavo situacijske karte dreves (tloris), kar pa zahteva ogromno dela in sredstev.

5 SKLEP

Rezultati preskusa uporabe različnih metod ugotavljanja načinov razmeščanja nas vodijo k naslednjim sklepom:

- Metode, ki slonijo na naključnem izboru enako velikih površin znotraj sestoj ter številu drevja na teh ploskvah (χ^2 -test in test relativne variance) so za ugotavljanje načina razmeščanja v odraslem gozdu manj primerne. Te metode, ki zahtevajo naključen izbor velikega števila ploskev ali pa izdelavo situacijske karte dreves, so časovno izredno zahtevne in zato povezane z velikimi denarnimi sredstvi. Če se že odločimo za tako metodo, naj bo vzorčna površina velika vsaj 4 are (v odraslem gozdu).
- Metode, ki temeljijo na minimalnih razdaljah od naključno izbrane točke do najbližjega drevesa ter od naključno izbranega drevesa do njegovega najbližjega soseda, so v gozdu uporabne in vodijo k razmeroma dobri informaciji o naključnosti ter enomernosti oziroma agregiranosti razmestitve dreves. Slaba stran teh metod je, da postopka, ki je bil izведен, ne moremo ponoviti oziroma kontrolirati, ker so točke in drevesa izbrana naključno. Na terenu je težko zagotoviti pravilen naključen izbor točk. Ta metoda je bistveno hitrejša in cenejša kot prejšnji dve, ker ne zahteva izdelave situacijske karte.
- Metoda, ki bazira na povprečni razdalji od vseh dreves na ploskvi do prvega sosednega drevesa, je zelo hitra, enostavna in poceni, vendar pa daje premalo informacij o tipu razmestitve. S to metodo lahko

ugotovimo, ali se nek konkreten sestoj razmešča v razmestitvi, ki je različna od naključne enakomerne razmestitve.

- Metoda, ki temelji na srednji vrednosti razdalj od vseh dreves v ploskvi do njihovega 1., 2. in 3. sosedja ter na standardnem odklonu teh razdalj je glede informacij o načinu razmeščanja zelo bogata in uporabna tudi v mešanih sestojih. Tu se poleg razdalje do sosedja vključi še drevesna vrsta, kar nam nudi dobro predstavo o zgradbi morebitnih aglomeracij ter načinu mešanja posameznih drevesnih vrst. Glede porabe časa je manj zahtevna kot pa metode z naključnimi vzorčnimi ploskvami in ne zahteva izdelave situacijske karte.

Še posebej je ta metoda primerna, ker je z njo mogoče ugotavljati tendenco k posameznemu tipu razmeščanja.

Gozdovi nimajo nikoli, ali pa le redko takšen vzorec razmestitve, ki bi ga lahko predstavili z enim od osnovnih tipov razmestitve. Dejanski gozd se bolj ali manj približuje posameznemu osnovnemu tipu, ki predstavlja pravzaprav skrajnosti oziroma mejne primere.

Jakost težnje k posameznemu tipu razmestitve lahko izražamo s količniki med dejanskimi parametri ter parametri, ki jih ima neka teoretska razmestitev (npr. naključna enakomerna razmestitev).

Predstavitev načina razmestitve s pomočjo dendrograma, ki ga dobimo z metodo kopiranja (cluster analiza) je primerna le za manjše vzorce oziroma primere, kjer imamo na ploskvi le manjše število osebkov.

6 POVZETEK

Pri ugotavljanju strukture gozda je pomemben kazalec razmestitev dreves na gozdni površini oziroma tako imenovani vzorec razmestitve dreves. V literaturi je opisanih več metod ugotavljanja načina razmeščanja, vendar so prilagojene predvsem ugotavljanju zgradbe zeliščnih in travniških fitocenoz. Z namenom, da ugotovimo, katera od teh - v literaturi že opisanih metod - je primerna za ugotavljanje načina razmestitve dreves v gozdu, smo skušali

določiti vzorec razmeščanja dreves v pragozdu. Objekt raziskave sta dve ploskvi velikosti 0,25 in 0,80 ha, ki ju porašča pragozd v optimalni razvojni fazi. Za ti dve ploskvi sta bili izdelani situacijski karti, ki podajata natančen tloris in položaj vseh dreves. Ločeno smo določili način razmeščanja dreves katerih prsní premer je bil 10 cm in več in dreves, ki rastejo v prvih treh zgornjih socialnih položajih in tvorijo streho sestoja.

Metode, ki temeljijo na naključno položenih ploskvicah z enako površino - le-te smo naključno polagali znotraj naših osnovnih dveh ploskev - so se v gozdu pokazale za manj primerne. Pri teh metodah je izredno velika poraba časa, ker temeljijo na predhodni izdelavi situacijske karte dreves ali pa na naključnem postavljanju velikega števila ploskvic na terenu. V našem primeru, ko smo imeli situacijsko karto, smo naključno postavitev ploskvic izvedli z računalnikom. Preskusili smo dve metodi, in sicer a) določitev načina razmeščanja osebkov s χ^2 -preskusom b) preskus načina razmeščanja osebkov z relativno varianco. Obe metodi sta nas pripeljali do enakega zaključka, da se drevesa v obravnavanem pragozdu ne razmeščajo v naključni enakomerni porazdelitvi.

Metoda, ki temelji na razdalji od naključno položenih točk do najbližjega drevesa ter na razdalji od naključno izbranega drevesa do njegovega najbližjega soseda, daje boljše informacije o načinu razmeščanja ter grupiranosti dreves, zahteva pa veliko časa.

Manj zahtevna, hitra in enostavna je metoda, ki temelji na razdaljah od drevesa do najbližjega soseda, kjer upoštevamo kot izhodiščno drevo vsa drevesa na ploskvi. Žal pa je pri tej metodi vrednost informacije o tipu razmeščanja zelo skromna. Veliko boljše informacije pa dobimo s kazalniki, ki jih dobimo z razdaljami od drevesa do njegovih prvih treh sosednih dreves ter standardnimi odkloni teh razdalj. Ta metoda, ki do sedaj še ni bila uporabljena v praksi, niti opisana v literaturi, je bistveno hitrejša in cenejša kot metode, ki temeljijo na naključnem izboru enakih površinic in daje bistveno boljšo informacijo o načinu razmeščanja. Z njo je mogoče ugotavljati tudi težnjo k naključnosti oziroma sistematicnosti k načinu grupiranja dreves, to je enomernosti oziroma aglomeriranju.

Ugotavljanje načina razmestitve s pomočjo metode kopičenja (cluster analiza) je uspešno le pri manjših vzorcih. Pri analizi večjega števila osebkov postane dendrogram nepregleden.

SUMMARY

In the establishing of forest structure, is trees arrangement in a forest area or the so called spatial pattern an important indicator. Several descriptions of the methods for the establishing of the spatial pattern can be found in literature but they have been first of all adapted to the establishing of the structure of herb and meadow phytocoenoses. A spatial pattern tried to be established in a virgin forest, with the purpose of the establishing which of the methods - already described in literature - was suitable for the establishing of the trees arrangement in the forest. The investigation object has been represented by two plots of 0.25 and 0.80 hectares, covered by a virgin forest in its optimal developmental phase. Situation maps have been made for these two plots, which give accurate ground plan and the position of trees. The trees arrangement has separately been established for the trees with the breath-height diameter to 10 cm and more and for those which were ranked to the first three upper social classes forming the stand's canopy have separately been established.

The methods based on random placed plots of equal area - the latter were placed within the basic two plots at random - proved to be less appropriate in the forest. Their performing demands a lot of time because they are based on a preliminary elaboration of situational tree map or a random setting of a great number of plots in the forest. In the present example, the investigation basing on a situational map, the random choosing of plots was carried out by means of a computer. Two out of these methods were tested. These are a) the establishing of the trees arrangement by means of the χ^2 test b) a test of the trees arrangement by means of a relative variance. Both methods brought us to the same conclusion that the trees in the virgin forest were arranged in a not random distribution.

The method based on the distances between the random defined points and the next tree and on the distances between a random chosen tree and its nearest neighbour gives better information on the way of the arranging and the forming of trees' groups.

The method which is based on the distances between a tree and its nearest neighbouring tree, where distances are measured from each tree in the plot, is less demanding, quick and simple. Regretfully, the value of the information on the type of arrangement is very scarce with this method. Much better information can be obtained by means of the indicators reflecting the distances between a tree and the first three trees next to it as well as standard deviations of these distances. This method, which has been neither applied in practice nor described in literature so far, is considerably quicker and less expensive than the methods based on a random selection of equal small plots and it gives much better information on the arrangement method. By means of this method, a tendency to random and systematic arrangement and the way of forming clusters of trees, i.e. uniform stands or agglomeration can be established.

Zahvala

Iskreno se zahvaljujem prof.dr. D. Mlinšku (Biotehniška fakulteta, Ljubljana) ter T. Hartmanu, dipl.ing. (GG Kočevje), ki sta mi nudila vse osnovne podatke meritev iz raziskovalnih ploskev v pragozdu Rajhenavski Rog. Na temelju teh podatkov je bila mogoča izdelava situacijske karte, ki je služila za primerjavo uspešnosti različnih metod ugotavljanja načinov razmeščanja oziroma kot objekt, kjer smo uporabili te metode.

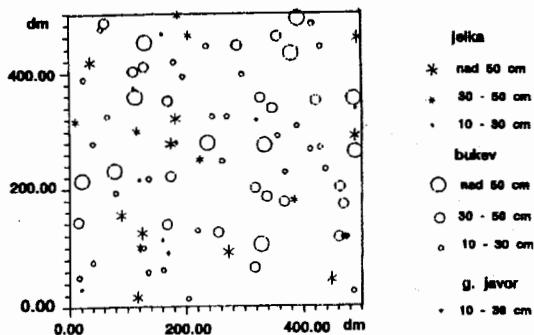
Zahvaljujem se tudi mag. T. Levaniču (Biotehniška fakulteta, Ljubljana) za računalniško obdelavo podatkov.

VIRI

- CEDILNIK, A. / KOTAR, M., 1992. Razmestitev dreves v sestoju (The Arrangement of Trees in a Stand). Ljubljana. *Zbornik gozdarstva in lesarstva*, 40 1992, s. 15-40.
- GREIG-SMITH, P., 1967. Quantitae Plant Ecology. London. Butter Worths, 1967.
- HARTMAN, T., 1987. Gozdni rezervati Slovenije. Pragozd Rajhenauski Rog. Biotehniška fakulteta, Univerza v Ljubljani. Ljubljana. Strokovna in znanstvena dela št. 89, s. 1-80.
- HOPKINS, B. / SKELLAM, J.G., 1954. A new method for determining the type of distribution of plant individuals. *Ann. on Botany. N.S.* 18.70, s. 213-227.
- KOTAR, M., 1993. Verteilungsmuster der Bäume in einer Optimalphase im Urwald. Forstliche Fakultät der technischen Universität Zvolen. Symposium über die Urvälde s. 27-44.
- PIELOU, E.C., 1959. The use of point to plant distances in the study of pattern of plant populations. I. *Ecol.* 47, s. 607-613.
- PIELOU, E.C., 1984, The interpretation of ecological data, John Wiley et Sons New York.
- VANDERMEER, J., 1990 Elementary mathematical Ecology. Florida. Krieger Publ. Comp. Malabar, 1990.

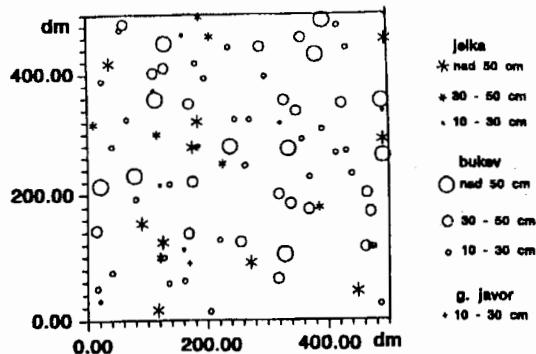
Priloga 1: Poskusna ploskev 1 (A) 50 x 50 m

Kolektiv I. (drevesa $d_{1,3} \geq 10$ cm)

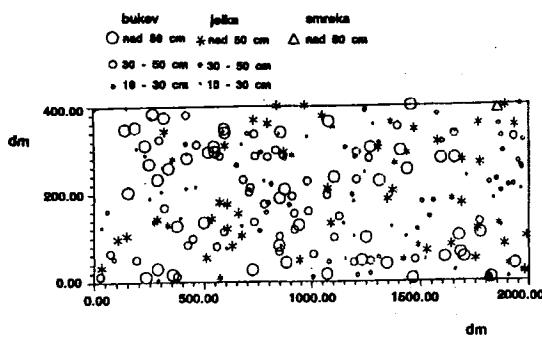


Priloga 2: Poskusna ploskev 1 (A) 50 x 50 m

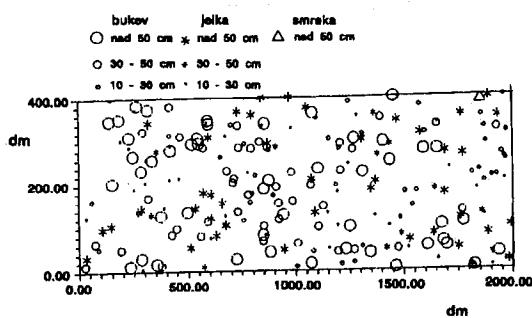
Kolektiv II (nadvladajoča, vladajoča in sovladajoča drevesa $d_{1,3} \geq 10$ cm)



Priloga 3: Poskusna ploskev 2 (B) 200 x 40 m

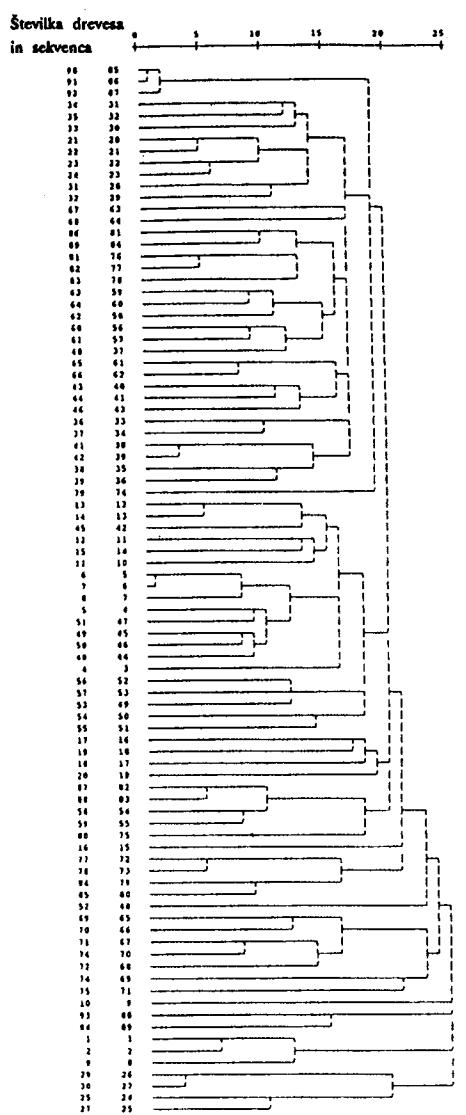
Kolektiv I. (drevesa $d_{1,3} \geq 10$ cm)

Priloga 4: Poskusna ploskev 2 (B) 200 x 40 m

Kolektiv II (nadvladajoča, vladajoča in sovladajoča drevesa $d_{1,3} \geq 10$ cm)

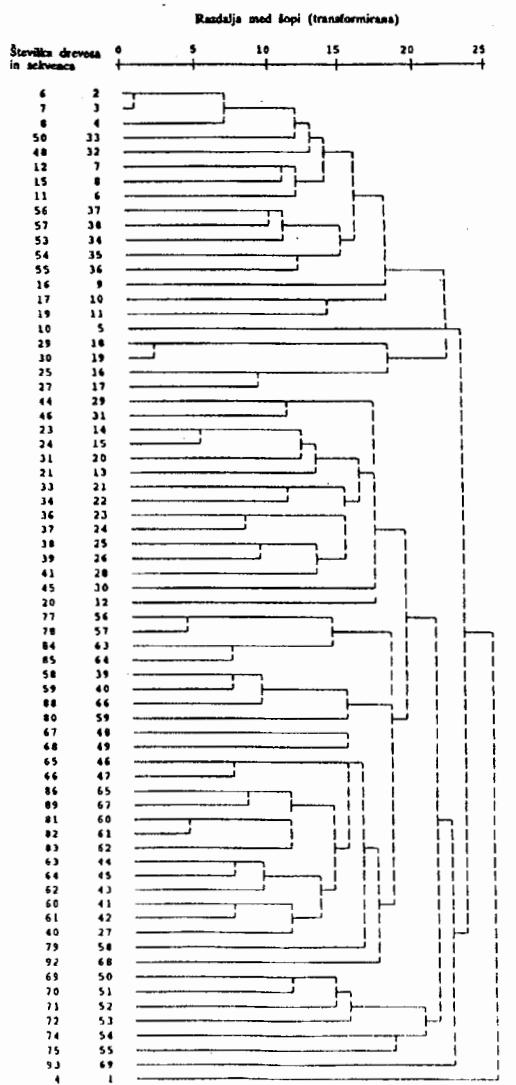
Priloga 5: Dendrogram - ploskev A, kolektiv I.

Ploskev 1 (vsa drevesa 10 in več cm debela)



Priloga 6: Dendrogram - ploskev A, kolektiv II.

Ploskev 1 (viso drevesa 10 in več cm debela v strelni sečišči)



Priloga 7: Dendrogram - ploskev B, kolektiv II.

