

T. FREY

GEOBOTAANILISTE VÄLITÖÖDE METOODIKA PROBLEEME

Detailuurimusi Eesti arukuusikutes. 2.

Sissejuhatus

Taimkatteanalüüsi puhul oleneb kvantitatiivsete andmete kvaliteet analüüsi meetodikast. Et detailuurimuste korral on välitööd alati väga tömahukad, tuleb meetodilise organiseerimisega tagada kooskõla kulutatud aja ning tööjõu ja võetud proovide informatiivsuse vahel.

Esimeseks meetodiliseks probleemiks (*resp.* andmete väärtuse-tõstmise võimaluseks) on uuritavate objektide valik.

Kui geobotaanik tahab mingist taimekooslusest kui statistilisest kogumikust teha väljavõtet (kogu koosluse uurimine pole jõukohane!), on see võimalik kolmel põhiprintsiibil:

1) suvaline valik — taimekoosluses valitakse analüüsiks kindla suurusega ala (tavaliselt vastavalt nn. minimaalruumile või väljendusale¹), mis näib olevat tüüpiline kogu uuritavale kooslusele nii struktuurilt, floristiliselt koosseisult kui ka liikide vahekorra jt. tunnuste poolest.

2) regulaarne valik — analüüsipaiku ei valita suvaliselt, vaid need asetatakse ühesuguse vahekaugusega või mõnesuguse kindla mustri alusel üle kogu proovia. Metsanduses kasutatakse sageli nn. lintproovi. Indiviidide puhul võetakse vaatluse alla näit. iga neljas.

3) juhuslik valik — analüüsipaigad paigutatakse proovialal juhuslike koordinaatidega. Indiviididest valitakse järgmine vastavalt juhuslikele arvudele (spetsiaaltabeleist).

Suvaline valik

Suvalise valiku meetod on oma subjektiivsuse tõttu ebasobiv, sest põhjalikuma uurimisega kaasnev töökuulu on õigustatud üksnes usaldusväärsete tulemuste korral. Selle meetodiga saadud tulemused iseloomustavad uurija arvates tüüpilist taimekooslust, kuid see ei tarvitse vastata tegelikkusele.

Rida uurimistulemusi ühelt ja samalt alalt on erinevad (näit. Eesti arukuusikutes eraldatud metsatüübid või assotsiatsioonid). Järelikult on eri uurijate «tüüpilised kooslused» mitmeti lahknevad.

Uurijate enam-vähem ühiseks tulemuseks antud juhul on kirjeldatavate koosluste loomuliku varieeruvuse tahtmatu kokkusurumine oletatava keskmise (s. o. «tüüpilise») ümber, mis enamasti kujuneb tööhüpoteesina, mitte järeldusena. Olukord pole parem ka siis, kui tööhüpoteesi on esitanud mõni autoriteetne uurija oma varasemates töödes. (Autoril on andmeid, et mõnede metsatüüpide puhul pole niivõrd sage ei üks

¹ Sellise olemasolu on põhjendatult eitatud (Goodall, 1961).

ega teine, vaid pigem kahe tüübi vahepealne «üleminek», mistõttu metsatüübina on mõeldavad just need «ebatüüpilised» kogumid.)

Suvaline valik leiab laialdast rakendamist seetõttu, et annab uurijale vabad käed ja ei koorma välitöid lisaprotseduuriga.

Rohkem tähelepanu väärib analüüside paigutamine juhuslikult või regulaarselt.

Regulaarne valik

Regulaarne valik on väliolukorras kasutamiseks suhteliselt mugav. Proovid paigutatakse kindla vahemaaga paralleelsetel liinidel üksteisest võrdse kaugusega, näit. iga 50 m tagant.

Ka on arvamusi, et regulaarne paigutus kajastab varieeruvust kogu proovialal tõepärasemalt kui ükski juhusliku proovivaliku skeem (Hasel, 1938; Finney, 1948). Siiski näitab D. J. Finney (1950), et see kehtib eeskätt selgesti väljenduva mosaiiksuse (varieeruvuse) puhul. Nõrga mosaiiksuse korral ei tarvitse regulaarsel proovivalikul eeliseid olla. Kui mosaiiksus on perioodiline, võib regulaarne proovivalik anda märgatavalt vigaseid tulemusi.

Regulaarse proovivaliku peamiseks puuduseks on asjaolu, et sel meetodil kogutud andmete statistiliseks hindamiseks ei ole alust, sest proovid (analüüsid) pole paigutatud üksteisest sõltumatult (kõigi proovide paiknevus on esimese proovi asetusest). Teatud puuduseks on ka see, et uurija, olles teadlik proovipaikade asetusest sirgjoontel, võib valida looduses «tüüpilise liini». Lisaks annab regulaarne proovivalik homogeense taimkatte puhul tegelikust veidi madalamaid keskmisi (Greig-Smith, 1964).

Missugusel määral mõjub andmete väärtusele regulaarne proovivalik juhusliku asemel, see on küsimus, millele pole veel võimalik lõplikku vastust anda. Viimane on kõigepealt sellest, millise iseloomuga on taimekoosluse varieeruvus (s. o. millise jaotumusviisiga on tegemist).

Mõnedes metsanduslikes uurimistes on vaatluse alla võetud puidu tagavara laialdasel maa-alal, kus vähim prooviruut oma suurusega tavaliselt ületas geobotaanikas küllaldaseks peetava väljendusala. Ainsaks uuritud muutujaks sellistel puhkudel oli puidu tagavara. A. A. Hasel (1938) teeb järelduse, et regulaarse valiku korral on varieeruvus umbes pool piiritletud (blokistatud²) juhusliku proovivaliku varieeruvusest.

D. J. Finney (1948) sai regulaarse proovivaliku puhul kahes metsaosas väiksemad puidu tagavara varieeruvuse näitajad, kuid teisel (1950) eelistab ta siiski juhuslikku proovivalikut, sest sel korral oli looduslik varieeruvus perioodiline.

Regulaarse proovivaliku meetodil saadud andmed ei tõesta tulemuste täpsuse olenevust uurimise intensiivsusest (Greig-Smith, 1964).

Juhuslik valik

Juhusliku proovivaliku puhul suureneb vaatlusandmete varieeruvus pidevalt vastavalt uurimise intensiivsuse vähenemisele (tegelik varieeruvus jääb loomulikult samaks). Näit. leidis P. F. Bourdeau (1953), et sama puistu tiheduse varieeruvus suurenes vastavalt uurimise intensiivsuse vähenemisele, kuna keskmise rinnaspinna varieeruvus seda tendentsi ei ilmutanud. See on seletatav rinnaspinna ühtlasema jaotusega, sest üksi-

² Piiritletud proovivalikul jagatakse uurimisala võrdse suurusega blokkideks, mille sees valitakse võrdne arv juhuslike koordinaatidega punkte (analüüsipaiku).

kute suurte ja paljude väikeste puude rinnaspinnad on suuruselt lähedased. Seevastu on märksa erinevam puude tihedus (puude arv pinnaühikul).

Juhusliku proovivaliku puhul, kus iga üksik ruutmeeter võrdse tõenäosusega võib analüüsi sattuda, osutub võimalikuks kasutada ka üksiku analüüsiruudu andmeid.

Tublisti varieeruvate mõõtmistulemuste puhul kerkivad küsimused, kas keskmine tõepoolest esindab vaatlusseeriat ja missuguste piiride vahel peaks asuma tõeline väärtus.

Juhusliku proovivaliku puhul on uurija õigustatud saadud tulemustest arvutama mitte üksnes aritmeetilisi keskmisi, vaid ka nende usaldatavust. Aritmeetilise keskmise täpsus väljendatakse tema standardveaga.

Kui aritmeetiline keskmine ja ta standardviga on leitud, kontrollitakse keskmise usaldatavust Studenti t -testi põhjal (vt. Võhandu, 1962, lk. 110; Плохинский, 1961, lk. 36) ja arvutatakse keskmise usalduspiirid.

Statistilisest hindamisest

N ä i d e.

Salukuusikus oli *Oxalis acetosella* populatsiooni arvukus kümnes juhuslikult valitud analüüsiruudus 159, 163, 57, 143, 89, 240, 237, 246, 113 ja 163 indiviidi 1 m² kohta. Populatsiooni keskmine arvukus

$$\bar{x} = 161,0, \text{ standardviga } m_x = \sqrt{\frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n(n-1)}} = 20,5.$$

Keskmise usaldatavus 9 vabadusastme ($n-1$) ja näit. 99%-lise tõenäosuse ($P = 0,01$) puhul leitakse tabeli t ($t_{0,01} = 3,25$; vt. Võhandu, 1962, lk. 141) võrdlemisel empiirilise t -ga ($t_x = \frac{\bar{x}}{m_x} = 78,5$). Tabelist nähtub, et 9 vabadusastme ja $t_x = 78$ puhul on nullhüpoteesi tõenäosus alla 0,01. Järelikult tuleb keskmist lugeda usaldatavaks. Keskmise usalduspiirideks 99%-lise tõenäosuse korral on $(\bar{x} \pm m_x \cdot t_p) = 161,0 \pm 20,5 \cdot 3,25 = 161,0 \pm 66,6$.

Seega on vaatluste jätkamisel tõenäoline, et 99% vaatlusseeriade keskmistest langeb vahemikku $94,4 < \bar{x} < 227,6$ ja ainult 1% vaatlusseeriade keskmisi on nendest piiridest väljaspool.

Saadud tulemused võimaldavad ka üht analüüsiseeriat teisega võrrelda. Kui teises analüüsiseerias *Oxalis acetosella* populatsiooni keskmine arvukus on 320,0 standardveaga 89,7, on see esimese seeriaga võrreldes kahekordne, mida tuleks lugeda reaalseks erinevuseks. Subjektiivne otsustus võib aga olla ekslik, sest statistiliselt on erinevus $320 - 161 = 159$ ühise standardveaga $\sqrt{20,5^2 + 89,7^2} \approx 92$ täiesti ebaoluline: $t_x = \frac{159}{92} = 1,72$, mis tabeli järgi kinnitab, et suured erinevused kahe identsele käituvale seeriale vahel tulenevad rohkem kui 10% vaatlustel puhtjuhuslikest faktoritest, sõltudes seega vaatluste piiratud hulgast (kui arvestada teise seeria standardvea suurus).

Meetodite võrdlus

Uuematest töödest (Bourdeau, 1953) selgub, et sageli pole erinevused regulaarse ja juhusliku proovivaliku vahel nii olulised, nagu järeldab A. A. Hasel (1938).

Suhtelise vea ja uurimistöo intensiivsuse vahel valitseb selge korrelatsioon, kusjuures meetoditest tulenev viga moodustab koguvest enamasti alla 20%. Kasutades D. J. Finney (1948) valemit

$$E = \frac{100 P_R}{P_S} = \frac{100 V_S}{V_R},$$

kus E on efektiivsus, P täpsus ja V varieeruvus ning indeksid R ja S tähistavad vastavalt juhuslikku ja regulaarset (süsteematilist) proovivalikut, leiab P. F. Bourdeau (1953), et piiritletud (blokistatud) juhusliku proovivaliku puhul on efektiivsus 94,4% ja piiritlemata juhusliku proovivaliku puhul 80,3% regulaarse valiku efektiivsusest. Seejuures on esimene 36% ja teine 20% juhtudest efektiivsem kui regulaarne proovivalik. Ühtlasi annab piiritletud juhuslik proovivalik 14% juhtudel paremaid tulemusi kui piiritlemata juhuslik valik, eriti märgatavalt aga uurimisobjektide (taimkatte) sporaadilise ja ebaregulaarse jaotumuse puhul.

Seega: kuigi analüüsipaikade regulaarse asetuse korral erineb keskmine mõningatel juhtudel tegelikust väärtusest vähem kui juhusliku paigutuse puhul, puudub võimalus regulaarse proovivaliku andmete statistiliseks hindamiseks. Sellele vaatamata kasutavad regulaarset (süsteematilist) analüüside paigutust paljud uurijad, kes on huvitatud eeskätt ülepinnaalises varieeruvusest. Eriti aga kasutatakse seda selgesti väljenduva mosaiiksuse korral. Sujuva varieeruvuse puhul on juhuslik valik veidi eelistatavam, samuti üldise informatsioonikoguse seisukohalt.

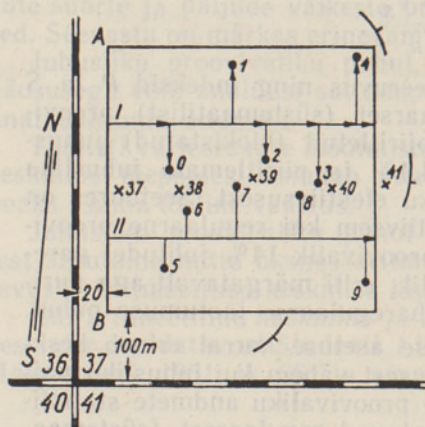
Meetodite ühiseks eeliseks on, et nad ei tarvitse tingimata eraldatud olla. Kõige paremaid tulemusi võib loota kahe meetodi läbimõeldud kombinatsioonilt (Greig-Smith, 1964). Tuleks kasutada meetodikat, mis oleks objektiivne ja sisaldaks nii regulaarse kui ka juhusliku proovivaliku elemente.

Kombineeritud valik

Nagu nägime, on oluline, et igal prooviala ruutmeetril oleks ühesugune võimalus analüüsiruutu sattumiseks (siit õigustus statistiliseks analüüsiks) ja et analüüsiruudud oleksid kogu proovialal suhteliselt ühtlaselt paigutatud (varieeruvuse hindamiseks). Peale selle peaks meetod kindlustama valiku objektiivsuse³.

Esitatud kaalutlustel on autor rakendanud kombineeritud proovivaliku skeemi, mis on väga sarnane piiritletud juhusliku proovivalikuga. Ruudu- (või ristküliku-)kujuline prooviala ja baaskülg (AB) jagatakse kahe paralleelse visiiriga (I ja II) neljaks umbes võrdseks osaks selliselt, et kaks osa paiknevad visiiride vahel, ülejäänud kaks aga väljaspool (vt. joon. 1). Analüüsipaikade valimiseks kasutatakse juhuslike arvude paare, kusjuures esimene arv neis määrab meetrite arvu piki visiiri, teine — kauguse visiirist meetrites (ristsirget mööda). Seejuures eemaldatakse visiirist paremale, kui teine juhuslikest arvudest on paarisarv, ja vasakule, kui on tegemist paaritu arvuga. Saadud juhusliku punkti ümber asetatakse analüüsiruut, mille diagonaal orienteeritakse põhja-lõuna-suunaliselt. Järgmise punkti asukoha määramisel liigutakse esimese juhusliku arvu võrra meetreid edasi eelmise punkti ristsirge kohalt, mitte visiiri algusest. Sellega kindlustatakse prooviruutude suhteliselt ühtlase asetuse proovialal. Ühtlase asetuse huvides tuleb kummaltki visiirilt läheduses valida võrdne arv analüüsipaike, näit. 5 ruutu ühelt ja 5 ruutu teiselt visiirilt. Kui alustaimestiku detailuurimiseks mõeldud ruudu aseta-

³ Viimast nõuet pole võimalik täiel määral silmas pidada, nimelt prooviala enese valiku osas, sest nii võib, näit. kuusikute uurimisel, prooviala (juhusliku valiku korral, metsaosa skeemi kasutades) sattuda männikusse. Et kõigi taimkatteühikute samaaegne uurimine pole enamasti jõukohane, tuleb arvestusest välja jätta need paigad, mida ei saa pidada kuusikuteks.



Ruudu nr.	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Juhuslikud I	16	17	09	14	10	15	06	13	17	17
arvud II		15		17			07	13	11	
(koordinaadid)	12		10	16		08				12

- maapinna langus
- analüüsiruudud
- x mullakävec

Joon. 1. Juhuslike proovide paigutus proovialal.

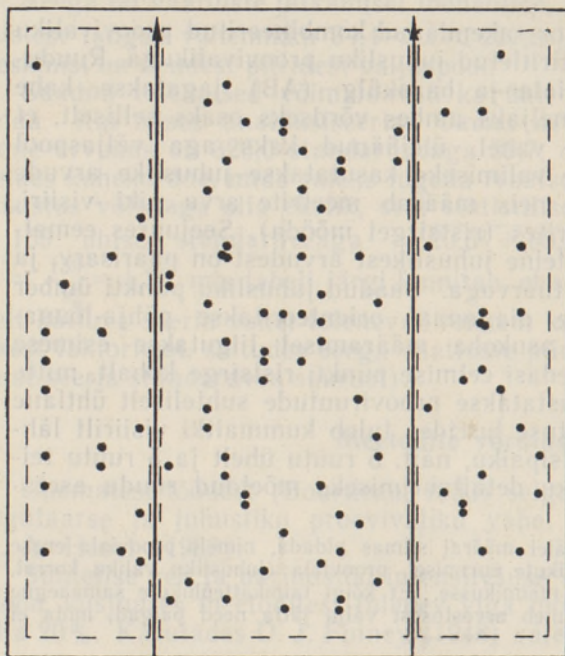
mist segab puu, tulease, haohunnik vms., võib ruudu nihutada kõige lähemasse sobivasse kohta. Suuremate takistuste (tuuleheide, kraav, suur kivi) puhul on mõistlikum võtta uus juhuslik punkt.

Et prooviala ringpiiride ja telgjoonte sisseajamisel saab alustaimestik talletatud, tuleb nende vahetut naabrust vaadelda kulissidena, mis uurimisele ei kuulu. Sellepärast võib näit. 0,5 ha suuruse ruudukujulise (71,4×71,4 m) proovitüki puhul valida visiiride vahekauguseks 32 m ja kasutada juhuslikke arve vahemikus 4—16 (mitte 1—16), mis omakorda põhjustab analüüsiruutude regulaarsema asetuse.

Juhuslikke arve on võimalik saada vastavatest tabelitest (Fisher, Yates, 1943; Снедекор, 1961 jm.), kasutades mängukaarte (Cain, Olivera de Castro, 1959) või ka lihtsalt paberilehti, kuhu on kirjutatud sobivad

arvud. Selliste lehtede pakis loetletakse kaastööliselt küsitud arvu võrra arvestatava leheni. Kahtlemata pakub huvi, millise sagedusega paikneb (eespool toodud protseduuri järgides) analüüsiruute prooviala eri osades. Kümne prooviala keskmine jaotumus (s. o. 100 analüüsipaika) on üsna rahuldav (joon. 2, tab. 1).

Ligikaudu samasugust regulaarse ja juhusliku proovivaliku elementide kombineerimist peavad sobivaks ka P. Greig-Smith (1964), J. T. Curtis (1959) jt.



Joon. 2. Juhuslike proovide jaotumus.

Tabel 1

Juhuslike proovide jaotus prooviala eri osade vahel
(protsentides 100-st)

Kaugus piki baaskülge (AB), m	Kaugus piki visiiri, m					K o k k u
	10—21	22—33	34—45	46—57	58—69	
5—15	4,0	5,5	4,5	3,0	1,0	18,0
23—35	6,5	5,6	8,5	5,0	5,5	32,0
37—47	7,0	4,0	6,0	7,0	3,0	27,0
54—66	3,5	7,0	6,5	2,0	4,0	23,0
K o k k u	21,0	23,0	25,5	17,0	13,5	100,0

Proovipinnatu analüüs

Protseduuri keerukus juhuslike punktide mahamärkimisel on kergesti tasakaalustatav nende punktide universaalse kasutatavusega. Võrdluseks 0,5 ha suuruse proovitüki täispinnalise klappimisega on Eesti arukuusikute uurimisel 1962. aastast alates kasutatud teisigi puurinde kirjeldamise võimalusi.

Ameerika ökoloogide Wisconsini koolkonna poolt on välja töötatud meetodid, kus kindla pinnaga proovitükkide rajamise vajaduseta kasutatakse juhuslikke punkte (Cottam, Curtis, 1949, 1955, 1956; Greig-Smith, 1964 jt.), nimelt:

Juhusliku puu (lähima indiviidi) meetod (joon. 3, a)

Igast juhuslikust punktist mõõdetakse kaugus lähima I rinde puuni, kusjuures protokollitakse selle puu liik ja rinnasdiameeter (soovi korral ka kõrgus).

Lähima naabri meetod (joon. 3, b)

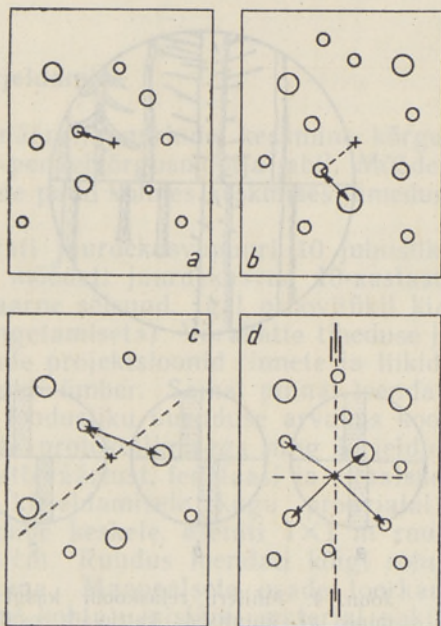
Mõõdetakse kaugus eelmise meetodi juhuslikust puust selle lähima naabrini. Peale vahekauguse protokollitakse ka naaberpuu liik ja rinnasdiameeter.

Puude paari meetod (joon. 3, c)

Juhuslikust punktist suunatakse sirge lähima puuni. Selle sirge ristsirgest (mis samuti läbib juhusliku punkti) teisel pool leitakse eelmisele puule lähim puu ja mõõdetakse nende vahekaugus ning protokollitakse mõlema puu andmed.

Veerandite meetod (joon. 3, d)

Juhusliku punkti ümbrus jagatakse kahe rist-sirgega, mille suunad on eelnevalt fikseeritud (visiiri suund, põhja-lõunasuund), neljaks veerandiks. Igas veerandis mõõdetakse kaugus juhuslikust punktist lähima puuni ja protokollitakse andmed puude kohta.

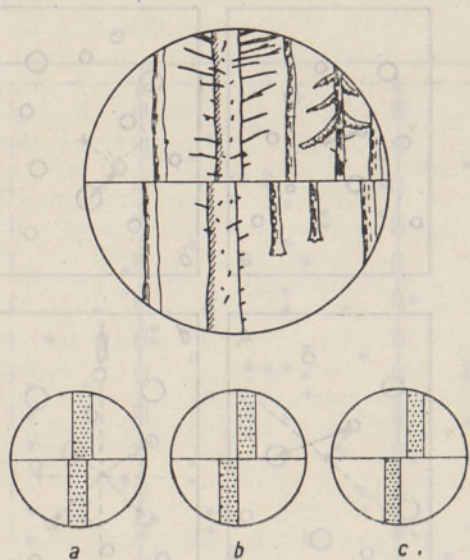


○ ○ I rinde puud
+ juhuslik punkt
← mõõdetav kaugus

Joon. 3. Juhuslikult valitud puude vahekauguste leidmine.

Kõigi nelja meetodi teoreetiliseks lähteks on lihtne, kuid väga huvitav tähelepanek, et tavalise puistu tiheduse määramise asemel suhtena $\frac{N}{S}$, kus N on puude arv proovitükil ja S proovitüki pind hektarites, ehk ruutmeetrites väljendatuna $\frac{N}{10\,000 S}$, võib kasutada ka selle pöördväärtust $\frac{10\,000 S}{N}$.

Viimane valem annab puu keskmise kasvuruumi ruutmeetrites. Veidi lihtsustatult võib puu kasvuruumi vaadelda aga ruuduna, mille külje pikkuseks on kahe naaberpuu vaheline keskmine kaugus, mida nimelt mõõdetaksegi. Esitatud nelja meetodi puhul, mis on antud täpsuse tõusu järjekorras, on jaotumusest (hailud, vegetatiivse paljunemise grupid jne.) tingitud korrektsioonid üldjoontes järgmised: a) $2 D$, b) $1,67 D$, c) $0,8 D$ ja d) \bar{D} , kus D on mõõdetud kaugus ja \bar{D} — nelja mõõte keskmine. Vastavad keskmised kasvuruumid on seega a) $4 D^2$, b) $2,79 D^2$, c) $0,64 D^2$ ja d) \bar{D}^2 , millega tulebki 10 000 m² jagada, et saada puude arv hektari kohta. Kasutades teisi protokollitud andmeid, on küllaldase vaatluste arvu puhul võimalik arvutada keskmised rinnasdiameetrid, tagavarad jne. liikide kaupa, kuigi selliste arvutuste täpsus ei tarvitse alati suur olla, sest meetodite aluseks on oletus, et puud on jaotunud juhuslikult. Seega pole need meetodid eriti usaldatavad segametsade puhul, kus üksikute liikide jaotumus võib juhuslikust tunduvalt erineda, samuti ka tugevasti hailuliste (varieeruva tihedusega) puistute puhul. Siiski jääb lahkuminek (ka üksnes kümne juhusliku punkti puhul) arvutatud tagavara ja täispinnalise klappimise tulemuste vahel Eesti arukuusikutes enamasti 10% piiridesse (esialgsel andmetel). Niisiis väärivad need meetodid edasist katsetamist.



Joon. 4. Mülleri relaskoobi kasutamine: a) kujutised kattuvad osaliselt — puu loendatakse, b) kujutised on kokkupuutes — puu loendatakse, c) kujutised on eraldatud — puud ei loendata.

Samadest juhuslikest punktidest lähtudes rakendati puurinde kirjeldamisel ka austria metsateadlase W. Bitterlichi (Bitterlich, 1948) meetodit, mis toetub faktile, et teatud jämedusega puu näib seda peenemana, mida kaugemal (väiksema nurga all) ta vaatejast seisab. Järelikult võib, loetledes puid, mis näivad jämedamana kui mingi etteantud vaatenurk, hinnata korraga nii puistu tihedust kui ka keskmist rinnasdiameetrit. Kui loendatakse kõik puud, mis asuvad vaatluspunktist mitte kaugemal kui 50-kordne rinnasdiameeter, saadakse puistu rinnaspind ruutmeetrites hektari kohta (Σg).

Selliste puude arvu kindlakstegemiseks tuleb ära lugeda kõik puud, mis näivad jämedamana kui etteantud nurk (viimase suurusseks on $1^\circ 08'$). Säärast nurka on lihtne ehitada pulgal, mille ühes otsas on vaateava (diopter) ja teises otsas, silmast 50 cm kaugusel,

paiknevad kaks naela vahekaugusega 1 cm. Samasuguse laiuselga sälgu võib lõigata ka papitükisse, mille külge on kinnitatud 50 cm pikkune niit (1,5 cm laiuselga sälgule vastab 75 cm pikkune niit jne.).

Austrias on universaalse Bitterlichi relaskoobi kõrval kasutusel Mülleri relaskoop. Viimane kujutab endast 15 cm pikkust dioptriga toru, mille teises otsas poole ristlõike ulatuses asub prisma, mis murrab valguskiiri eespool kirjeldatud nurga võrra. Puude loendamisel võetakse arvesse sellised, mida prisma ei suuda «pooleks murda» (joon. 4, a), s. t. mille kujutised läbi prisma ja klaasita osas jäävad kokkupuutesse.

Eesti kuusikute uurimisel kasutatakse Mülleri relaskoopi. Puistu tagavara kiiret leidmist võimaldab I. Liepa koostatud tabel Läti kuusikute tagavara seose kohta puude rinnaspinna ja keskmise kõrgusega. Selle kontsentraadi esitame tabelis 2. Nende vahendite abil võib puistu tagavara

(ühes korduses) looduses määrata umbes 2 minutiga (siinjuures pole arvestatud aega kõrguste mõõtmiseks, mida tuleb ka klappimise puhul teha). Esialgsel andmel kõiguvad lahukuminekud klupitud tagavarast Ia kuni II boniteedi puistutes (10 mõõte puhul pro ha) 10% piirides.

Tabel 2

Rinnaspinna (Σg) kordajad (fH) kuusikute tagavara arvutamiseks

<i>H</i>	<i>fH</i>	<i>H</i>	<i>fH</i>	<i>H</i>	<i>fH</i>
8	5,30	19	9,57	30	13,93
9	5,62	20	10,00	31	14,27
10	5,95	21	10,41	32	14,59
11	6,29	22	10,84	33	14,89
12	6,65	23	11,26	34	15,17
13	7,03	24	11,67	35	15,42
14	7,42	25	12,07	36	15,65
15	7,83	26	12,46	37	15,85
16	8,26	27	12,84	38	16,02
17	8,70	28	13,22	39	16,17
18	9,14	29	13,58	40	16,30

$$V = \Sigma g fH$$

V — tagavara, tm/ha

Σg — rinnaspind, m²/ha

f — puistu (kuuse) vormiarv

H — puistu keskmine kõrgus, m

Prooviala kirjeldamine

Täienduseks esitatud meetoditele määrati puurinde keskmine kõrgus 20-meetrise lindi ja Makarovi sektor-pendelkõrgusmõõtja abil. Mõõdeti kokku 20 esimese ja kokku 15 teise rinde puud kolmes keskmises jämedusklassis.

Keskmise vanuse leidmiseks kasutati juurdekasvupuuri 10 juhuliku puu («naabri») puurimiseks. Uhtlasi mõõdeti juurdekasvud 10-aastaste intervallidega ja hinnati tüvede sanitaarne seisund. Igal proovitükil kirjeldati detailselt üht analüüsipuud (langetamisetä). Võrakatte tiheduse ja struktuuri kirjeldamiseks koostati võrade projektsioonid rinate ja liikide kaupa 4×4 m pinnal iga juhuliku punkti ümber. Samal pinnal loendati liikide kaupa järelkasv, põõsarinde ja loodusliku uuenduse arvukus koos keskmiste kõrguste ja võra diameetrite protokollimisega ning kirjeldati visuaalselt rohurinde liikide ohrust, katteväärtust, fenofaasi ja vitaalsust (lisaks rohurinde liigilise koosseisu kirjeldamisele kogu proovialal). Juhuslike punktide ümber, 4×4 m pindade keskele, asetati 1×1 m ruut, mis jagunes 10 sektsiooniks à 20×50 cm. Ruudus loendati kõigi rohurinde liikide arvukus sektsioonide kaupa. Maapealsete osade toorkaal määrati (liikide kaupa) kohapeal (1 m² kohta), misjärel materjal pakiti kottidesse kuivkaalu (105° C juures) ja mineraalsete toiteelementide ning lämmastiksisalduse laboratoorseks määramiseks. Mitmetel liikidel loendati eraldi normaalse suurusega taimed ja juveniilid. Vegetatiivselt pal-

junevatel liikidel loendati võsude arv, kusjuures eri võsu kriteeriumiks oli esimene juur. Maa-aluste osade hulga määramiseks kasutati spetsiaalset puuri läbilõikepinnaga 50 cm². Puuriga eraldati iga juhusliku punkti juures 30 cm sügavuseni proovikeha, milles leiduvad juured kaaluti eraldi 5 cm tuseduste kihtide kaupa. Juurestuse ulatust ning maapealsete ja maa-aluste osade kaalulist suhet hinnati liikide kaupa prooviruutude vahetus läheduses (pärast ettevaatlikku lahtikaevamist).

Samblarinde katteväärtus hinnati liikide kaupa 1 m² suurusel pinnal ja märgiti liikide esinemine eri seksioonides. Olenevalt samblarinde tihedusest koguti samblad (toor- ja kuivkaalu määramiseks ning laboratoorseks analüüsiks) kas 0,1, 0,2, 0,5 või 1,0 m² suuruselt pinnalt. Epifüütseid samblaid ja samblikke kirjeldati visuaalselt liigilise koosseisu ja liikide sageduse määramisega. Samal viisil kirjeldati makrosete floorat, kusjuures pöörati eriti tähelepanu puitu lagundavatele seentele ja seenhaigustele. Puistu halva sanitaarse seisundi korral klupiti tagavara eraldi 3 kategoorias: elav, surnud ja lamav tagavara. Metsakõdu kirjeldamiseks hinnati kõdukihi tusedust ja iseloomu ning koguti kõduproovid 0,1 m² suuruselt pinnalt toorkaalu, kuivkaalu (105° C juures) ja toiteelementide sisalduse määramiseks.

Igal proovialal kirjeldati, olenevalt mullaerimite varieeruvusest, sügavkaevetena 3—5 mullaprofiili geneetiliste horisontide kaupa nende tuseduse, iseloomu, lõimise, värvuse jne. hindamisega. Happesus määrati universaalindikaatoriga ja lakmuspaberiga, keemine 10%-lise HCl-lahusega. Võimaluse korral protokolliti 1,5 m sügavustes kaevetes põhjavee tase. Tähtsamatest geneetilisest horisontidest koguti mullaproovid laboratoorseks analüüsiks.

Ümbrust, reljeefi, ekspositsiooni, majandamise intensiivsust jms. hinnati trükitud välimärkmike spetsiaalse küsimustiku järgi. Välitööde kiirendamise huvides kasutati eri välimärkmikke puurinde, rohurinde ja mullaprofiilide kirjeldamiseks. Lisaks sellele kasutati rohurinde loendusandmete protokollimiseks trükitud blankette, kus leidsid kõigi tavaliste liikide nimed ja varuum harva esinevate liikide jaoks. Sellised välimärkmikud ja blanketid säästavad tublisti tarbetu kirjutamise vaeva ning lihtsustavad oluliselt andmete edasist läbitöötamist. Ühtlasi väheneb unustamise võimalus miinimumini.

Artiklis esitatud välitööde meetodika peaks olema üks vastuvõetavaid bioloogiliste detailuurimiste jaoks.

Juhul, kui uurimistöö põhiprobleemiks on looduslik varieeruvus ja selie korrelatsioon kasvukohafaktoritega, on otstarbekas rakendada mitte juhuslikku (sobib bioproduktiooni uurimise ja klassifikatsiooni eesmärgi korral), vaid regulaarset proovivalikut.

KIRJANDUS

- Bitterlich W., 1948. Die Winkelzählprobe. *Allgem. Forst- u. Holzw. Zgt.*, **59**: 4—5.
- Bourdeau P. F., 1953. A test of random versus systematic ecological sampling. *Ecology*, **34** (3): 499—511.
- Cain S. A., Olivera de Castro G. M., 1959. *Manual of Vegetation Analysis* New York.
- Cottam G., Curtis J. T., 1949. A method for making rapid surveys of woodlands by means of pairs of randomly selected trees. *Ecology*, **30** (1): 101—104.
- Cottam G., Curtis J. T., 1955. Correction for various exclusion angles in the random pairs method. *Ecology*, **36** (4): 767.
- Cottam G., Curtis J. T., 1956. The use of distance measures in phytosociological sampling. *Ecology*, **37** (3): 451—460.

- Curtis J. T., 1959. The Vegetation of Wisconsin. An ordination of plant communities. Madison. Wisconsin.
- Finney D. J., 1948. Random and systematic sampling in timber surveys. *Forestry*, 22: 64—99.
- Finney D. J., 1950. An example of periodic variation in forest sampling. *Forestry*, 23: 96—111.
- Fisher R. A., Yates F., 1943. *Statistical Tables for Biological, Agricultural and Medical Research*. 2-nd Ed. London — Edinburgh.
- Goodall D. W., 1961. Objective methods for the classification of vegetation. IV. Pattern and minimal area. *Austral. J. Bot.*, 9 (2) : 162—196.
- Greig-Smith P., 1964. *Quantitative Plant Ecology*, 2-nd Ed. London.
- Hasel A. A., 1938. Sampling error in timber surveys. *J. Agric. Res.*, 57 : 713—736.
- Võhandu L., 1962. *Arvutusmeetodid*, I. TRU rotaprint. Tartu.
- Плохинский Н. А., 1961. Биометрия. Новосибирск.
- Снедекор Дж. У., 1961. Статистические методы в применении к исследованиям в сельском хозяйстве и биологии. М.

Eesti NSV Teaduste Akadeemia
Zooloogia ja Botaanika Instituut

Saabus toimetusse
13. V 1964

T. ФРЕЙ

НЕКОТОРЫЕ ПРОБЛЕМЫ МЕТОДИКИ ГЕОБОТАНИЧЕСКИХ ПОЛЕВЫХ ИССЛЕДОВАНИЙ

Детальные исследования ельников Эстонии. 2.

Резюме

Детальные исследования эстонских ельников на минеральных почвах начаты в 1962 году группой геоботаников Института зоологии и ботаники АН ЭССР.

В настоящей статье рассматриваются проблемы выборки исследуемых объектов, исходя из работ П. Ф. Бурдо (Bourdeau, 1953), П. Грег-Смит (Greig-Smith, 1964) и др., и описывается принятая методика выборки, являющаяся урегулированно—случайной. Модифицирована идея выборки, представленная в работах П. Грег-Смит (Greig-Smith, 1964) и Дж. Т. Кэтис (Cottam, Curtis, 1956; Curtis, 1959). Исследования проводились не пройденными выборочными рубками интенсивнее, чем на 10% изреживания в пологе, где доминировала ель (не менее 50%), на однородных и в известной степени экологически однородных площадях, расположенных на относительно равнинной местности.

Пробные площади (обычно квадраты по 71,4×71,4 м) определялись следующим образом: перпендикулярно к одной стороне квадрата прорубали 2 параллельных визира с промежуточным расстоянием 32 м. Затем в качестве координат для выкладки отдельных пробных квадратов (см. рис. 1) использовались пары случайных чисел (из специальных таблиц, см. Снедекор, 1961). Первое число каждой пары служило дистанцией в метрах вдоль визира, второе число указывало на расстояние от визира влево при нечетных и вправо при четных числах. Для исключения участков травяного покрова, испорченных при инструментальном проведении визиров, использовались случайные числа в пределах от 4 до 16.

Таким образом было выложено пять пробных квадратов по 1×1 м в сторону от каждого визира, вокруг которых располагались квадраты размером 4×4 м. В последних составлялись визуальные описания травяного покрова, подсчеты подростка, естественного возобновления и кустарничков.

Древесный ярус был полностью изучен как обычными таксационными методами, так и методами В. Биттерлиха и школы Кэтиса; были даны объяснения методов соответственно работам В. Биттерлиха (Bitterlich, 1948) и Г. Котам и Дж. Т. Кэтис (Cottam, Curtis, 1949, 1955, 1956). Травяной ярус был исследован наиболее подробно на квадратах по 1 м², расположенных непосредственно вокруг случайных точек по одной диагонали в направлении с юга на север. При наличии каких-нибудь препятствий (большое дерево, ветровал, большой камень, канава и т. д.) использовалась новая пара случайных чисел. Присутствующие растения отмечались на специальных бланках

с заранее отпечатанным списком всех обычных для данного типа растительности растений, где было оставлено место для более редких видов. Каждый квадрат (по 1 м²) делился на 10 секций (20×50 см). Наличие видового состава, т. е. частота встречаемости отдельных видов, отмечалось по секциям.

По секциям проводился подсчет индивидуумов каждого вида, затем надземные части растений были собраны с каждого квадратного метра по видам и упакованы в мешочки для камерального определения сухого веса (при 105°C) и содержания минеральных элементов.

Таким же путем изучался моховой ярус. В каждом квадрате также были собраны все грибы и взяты пробы лесной подстилки.

Почвенные разрезы изучены в 3—5 пунктах каждой пробной площади, и составлены описания почвенного профиля (по горизонтам) глубиной 1,5 м, определены реакция (рН), уровень грунтовых вод и карбонатность (с 10%-ным НС). С каждого профиля собраны пробы от важнейших генетических горизонтов (A₁, A₂, B₁, C). Во многих случаях проведены ризологические наблюдения.

Нам представляется, что изложенная выше методика является одной из наиболее подходящих для биологических детальных исследований. Если же главное внимание уделяется изменчивости и коррелированию ее с известными факторами местопроизрастания, то следует применить регулярную выборку. Случайная выборка является более подходящей при определении биологической продуктивности и в классификационных целях.

*Институт зоологии и ботаники
Академии наук Эстонской ССР*

Поступила в редакцию
13/V 1961

T. FREY

ON SOME PROBLEMS OF PHYTOCOENOLOGICAL SAMPLING

Detailed Study of Estonian Spruce Forests. 2.

Summary

The detailed study of Estonian spruce forests was started in 1962 by a group of geobotanists of the Academy of Sciences of the Estonian S.S.R.

This paper deals with the sampling methods, which were discussed by Bourdeau (1953), Greig-Smith (1964) and others, and it describes an adopted sampling procedure regularized at random, the idea of which, with some modifications, was suggested by Greig-Smith (1964) and Curtis (Cottam, Curtis, 1956; Curtis, 1959).

The examination conducted of each sample area (5,000 sq m) seemed homogeneous and with considerable indication of ecological uniformity on a level topographic site: the area could not have been selectively logged to an extent greater than a 10 per cent decrease in canopy coverage, dominated by spruce (50 per cent or more).

Within the sample area (in most cases a square of 5,000 sq m) two parallel lines were laid down at right angles on one side of the plot, and a pair of random numbers were used as co-ordinates to place each sample quadrat (see fig. 1).

The first random number was employed in determining the distance along a line and the second random number was used to indicate the rectangular distance from the line to the next sample quadrat. The directions of sample positions were selected as follows: the even numbers indicated the right and the odd numbers the left rectangular directions from the line.

The distance between two parallel lines was selected equal to 32 metres and only the random numbers from 4 to 16, not from 1 to 16, were used, since the chance of samples lying along the line could not be included due to plants being trodden on.

Actually it was possible to lay out 5 quadrats of 1×1 metre along both lines. Around each of square metre quadrats, one of 4×4 metres was placed with the purpose of describing vegetation by sight and counting seedlings and saplings of tree species and shrubs.

The tree layer was completely enumerated for comparison, according to Bitterlich's and Curtis' school methods (the random pairs as well as the quarter methods were used), also described in this paper, according to Bitterlich (1948) and Cottam & Curtis (1949, 1955, 1956).

The herbaceous layer was sampled by 1-square-metre-quadrats, which were centred directly over the random sampling point, with one diagonal at the direction of the compass line. If there were any obstructions in doing this (a large tree, windfall, a large stone, ditch etc.), a new pair of random numbers was used. The available plants were checked off on printed sheets, one per quadrat, which contained the names of all the common plants likely to be encountered and which also included spaces for rare species. Each of the sample quadrats was divided into 10 sections (20×50 cm), the existent species were marked in sections separately, i. e. the frequency of occurrence.

In each section the number of individuals of each species, likewise collected to determine the nutrition of trace elements and the wet-and-dry weight at 105° C per 1 square metre, was counted.

From each sample quadrat all mosses, fungi and litter were collected.

Soil pits were dug in 3 to 5 places on the sample area; in each the soil profile was described; soil reaction (pH), groundwater level and calcium reaction (with 10 per cent HCl) were determined. From each soil profile samples of the most important horizons (as A₁, A₂, B₁) were collected. In some cases rhizological observations were carried out.

It is found that the sampling procedure introduced above might be an acceptable one for detailed studies in biological fields. However, if the main attention of investigations is attached to the phenomena of the point to point variability, and their correlation with certain habitat factors, the systematic sampling is of greatest value. The random sampling is more suitable in determining of rates the biological productivity and for classificational purposes.

Academy of Sciences of the Estonian S.S.R.,
Institute of Zoology and Botany

Received
May 13th, 1964