

Latvijas Universitāte
Bioloģijas fakultāte

Didzis Tjarve

*PARASTĀS PRIEDES RADIĀLĀ PIEAUGUMA
PARAMETRISKA ANALĪZE VIDES IZMAIŅU NOTEIKŠANAI*

Promocijas darba kopsavilkums

Doktora grāda iegūšanai bioloģijas nozarē
Apakšnozare: ekoloģija

Rīga, 2013

Promocijas darbs izstrādāts Latvijas Universitātes
Bioloģijas fakultātē,
Botānikas un ekoloģijas katedrā
laika posmā no 1994. gada līdz 2012. gadam



Eiropas Sociālā fonda projekts „Atbalsts
doktora studijām Latvijas Universitātē”
Nr. 2009/0138/ 1DP/1.1.2.1.2./ 09/IPIA/
VIAA/004.

Darbs sastāv no ievada, trim nodaļām, secinājumiem, literatūras saraksta, sešiem
pielikumiem.

Darba forma: disertācija Bioloģijas nozarē, ekoloģijas apakšnozarē

Darba zinātniskais vadītājs: Dr. hab. biol. Valdis Ģirts Balodis

Darba recenzenti:

- 1) Dr. hab. biol. Ģederts Ieviņš, Latvijas Universitāte
- 2) Dr. hab. biol. Imants Liepa, Latvijas Lauksaimniecības Universitāte
- 3) Dr. biol. Viesturs Melecis, Latvijas Universitāte

Promocijas darba aizstāvēšana notiks Latvijas Universitātes Bioloģijas nozares
promocijas padomes atklātā sēdē 2013. gada 4. jūnijā plkst. 14³⁰ Latvijas
Universitātes Bioloģijas fakultātē Rīgā, Kronvalda bulvārī 4, 2. klausītavā

Ar promocijas darbu un tā kopsavilkumu var iepazīties Latvijas Universitātes
Bibliotēkā Rīgā, Kalpaka bulvārī 4.

LU Bioloģijas zinātņu nozares promocijas
padomes priekšsēdētājs

_____/ prof. Ģederts Ieviņš
(paraksts)

Promocijas padomes sekretāre

_____/ Daina Eze
(paraksts)

© Latvijas Universitāte, 2013
© Didzis Tjarve, 2013

Anotācija

Tjarve D., 2013. Parastās priedes radiālā pieauguma parametriska analīze vides izmaiņu noteikšanai.

Darbā analizēta parastās priedes (*Pinus sylvestris* L.) piemērotība dendroekoloģiskam vides kvalitātes novērtējumam. Izstrādāta jauna metode izkritušo un papildus gadskārtu meklēšanai. Noskaidrota piecu dendrohronoloģijā biežāk izmantoto modeļu atbilstība priedes gadskārtu sērijām. Secināts, ka vides kvalitātes novērtējumam piemērotas ir trīsdesmitgadīgas un vecākas gadskārtas. Pārbaudītas vairākas datu transformācijas un izlīdzināšanas metodes. Vides kvalitātes novērtējuma metode pārbaudīta 40 vietās visā Latvijas teritorijā, kā arī 24 vietās Skrundas apkārtnē. Lielākajā daļā paraugu ņemšanas vietu Skrundas apkārtnē konstatēta būtiska un ilgstoša priežu pieauguma samazināšanās, kas liecina par kāda nozīmīga ārēja faktora ietekmi. Iespējams, tas saistīts ar bijušās Skrundas radiolokācijas stacijas elektromagnētisko starojumu.

Atslēgas vārdi: koku gadskārtas, šķērsdatēšana, augšanas modeļi, *Pinus sylvestris*, dendroekoloģija, metodes.

Saturs

Vispārīgais darba raksturojums	5
1. Darba izklāsts.....	8
1.1. Metodes	8
1.1.1. Paraugu ievākšana un apstrāde.....	8
1.1.2. Metode izkritušo un papildus gadskārtu meklēšanai.....	8
1.1.3. Gadskārtu sēriju modelēšana.....	9
1.1.4. Prognozēto modeļu vērtību starpības	9
1.1.5. Datu transformācija	10
1.1.6. Relatīvais ikgadējais papildpieaugums.....	10
1.1.7. Relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums	11
1.1.8. Minimālās konstatējamās gadskārtu platuma atšķirības.....	11
1.2. Rezultāti un diskusija	12
1.2.1. Izkritušo un papildus gadskārtu meklēšana	12
1.2.2. Minimālās konstatējamās gadskārtu platuma atšķirības.....	13
1.2.3. Gadskārtu sēriju modeļi.....	14
1.2.4. Modeļu raksturojums.....	16
1.2.5. Gadskārtu platumu starpības	17
1.2.6. Datu transformācija un izlīdzināšana	19
1.2.7. Relatīvais ikgadējais papildpieaugums.....	20
1.2.8. Relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums	23
1.2.9. Pieauguma izmaiņu raksturojums.....	24
2. Secinājumi.....	28
Literatūras saraksts	29
Pateicības	31

Vispārīgais darba raksturojums

Koku augšanu ietekmē dažādi faktori – klimats, koka vecums, lokālas vai globālas vides apstākļu izmaiņas un citi. Viens no aktuāliem pētījumu virzieniem ir saistīts ar koku gadskārtās ietvertās informācijas izmantošanu, lai retrospektīvi novērtētu vides izmaiņas. Pielietoto metožu klāsts ir plašs – koku augšanas gaitas salīdzinājums audzēs ar atšķirīgu pētāmā faktora ietekmi, koksnes struktūras izmaiņu novērtējums, zīmīgo gadu analīze, daudzfaktoru laika regresijas analīze, koku augšanas gaitas salīdzinājums dažādos laika periodos un citas (Innes 1990). Atkarībā no pētāmā faktora rakstura, pētījumu vietas, koku sugas, pētījuma mērķiem un citiem apstākļiem var tikt pielietotas dažādas metodes ar konkrētam pētījumam raksturīgām īpatnībām. Tāpēc ir svarīgi precizēt metožu pielietojuma robežas un noteiktos apstākļos izmantojamās metožu modifikācijas.

Vides faktoru ietekmi iespējams novērtēt, salīdzinot augšanas gaitas izmaiņas laika periodos ar atšķirīgu pētāmā faktora iedarbību. Šāda novērtējuma priekšrocības saistāmas ar konkrētajai vietai specifisku faktoru ietekmes izslēgšanu, kā arī parametriska novērtējuma iespējamību. Savukārt neskaidrības rada iespējamā koku vecuma ietekme uz pieauguma izmaiņām, kas var būt specifiska gan koku sugai, gan pētījumu reģionam. Latvijā viena no piemērotākajām koku sugām vides faktoru izmaiņu novērtējumam ir parastā priede (*Pinus sylvestris* L.), kas šeit atrodas dabiskā areāla vidū (Kelly, Conolly 2000) un tāpēc ir mazāk pakļauta klimatisko faktoru ietekmei (Elferts 2008).

Pielietojot dažādas metodes, Latvijā un citur Eiropā priede tiek plaši izmantota vides faktoru novērtējumam (Liepa 1996; Juknys et al. 2003; Erlyckite, Vitas 2008; Mandre et al. 2008; Szymura et al. 2010), tajā skaitā arī salīdzinot dažādus augšanas periodus (Balodis et al. 1996; Pärn, Mandre 2011). Tomēr nav pilnībā skaidrs vecuma ietekmes nozīmīgums un nav izvērtēti parametrisko metožu pielietojuma ierobežojumi.

Darba mērķis

Pamatot parametriska novērtējuma iespējamību ārēju faktoru radītām augšanas gaitas izmaiņām parastajai priedei, salīdzinot augšanas gaitu dažādos koka dzīves posmos, kā arī definēt ierobežojumus metodes pielietojumam.

Darba uzdevumi

1. Novērtēt dendroekoloģiskos pētījumos lietoto iepriekš nedatēto gadskārtu laika rindu datēšanas iespējas.

2. Novērtēt dendrohronoloģijā biežāk izmantoto augšanas gaitu raksturojošo modeļu veidu piemērotību dendroekoloģiskai izpētei un vecuma trenda īpatsvaru tajos.

3. Noteikt parametriska augšanas gaitas izmaiņu novērtējuma izmantošanas robežas, noskaidrojot minimālās konstatējamās atšķirības gadskārtu platumos, optimālo koku skaitu pētāmajā vietā un pieļaujamās II tipa kļūdu robežas.

4. Novērtēt datu transformācijas nepieciešamību pirms parametrisku metožu pielietojuma un atbilstošāko transformācijas veidu.

5. Izvērtēt augstas frekvences svārstību eliminēšanas metožu piemērotību dendroekoloģiskiem pētījumiem.

6. Pārbaudīt parametriskas augšanas gaitas izmaiņu novērtēšanas metodes dažādu variantu pielietojumu paraugu ņemšanas vietās visā Latvijas teritorijā.

Izvirzītās hipotēzes

1. Parastās priedes augšanas gaitu vidējā dzīves periodā koka vecums būtiski neietekmē.

2. Parasto priežu gadskārtu platumā atšķirību parametriska novērtēšana veicama, izmantojot logaritmisku datu transformāciju.

3. Ilgstošas būtiskas pieauguma izmaiņas vairākās audzēs liecina par pastāvīgu, teritorijai kopēju ārēju faktora ietekmi.

Aizstāvamās tēzes

1. Izstrādātā metode izkritušo un papildus gadskārtu meklēšanai atvieglo nepareizi datēto gadskārtu vizuālu atrašanu.

2. Pēc aptuveni trīsdesmit gadu vecuma sasniegšanas parastajām priedēm vismaz 60 gadu laika posmā nav konstatējamās būtiskas gadskārtu platumā atšķirības, ja noteicošais augšanas gaitu ietekmējošais faktors ir koka vecums.

3. Veicot pieauguma izmaiņu parametrisku novērtējumu, gadskārtu platumā dati logaritmiski transformējami, atsevišķos gadījumos pirms transformācijas pieskaitot nelielu konstanti.

4. Ilgstoši būtiska relatīvā kumulatīvā ikgadējā papildpieauguma konstatēšana daudzās paraugu ņemšanas vietās ierobežotā teritorijā liecina par teritorijai kopēja faktora ietekmi.

Publikācijas

- Balodis V., Brūmelis G., Kalviškis K., Nikodemus O., Tjarve D., Znotiņa V., 1996. Does the Skrunda Radiolocation Station diminish the radial growth of pine trees? *The Science of the Total Environment* 180(1):57–64.
- Balodis V., Pospelova G., Ramans K., Tjarve D., 1997. Dendrochronological analysis for the assessment of the environmental quality. *Proceedings of the Latvian Academy of Sciences* 51(5/6):219–221.
- Brūmelis G., Elferts D., Liepiņa L., Lūce I., Tabors G., Tjarve D., 2005. Age and spatial structure of natural *Pinus sylvestris* stands in Latvia. *Scandinavian Journal of Forest Research*, 20:471–480.

Konferences

- Balode Z., Brūmelis G., Kalviškis K., Tjarve D., Znotiņa V., 1994. Some results and problems of the evaluation of radiofrequency radiation on organisms. In: Brūmelis G. (ed.). *The Effect of Radiofrequency Electromagnetic Radiation on Organisms. Proc. of the International Conference of Radio Frequency Electromagnetic Radiation on organisms, Skrunda, Latvia June 17–21, 1994.*
- Tjarve D., Kalniņš A., 1997. Dendroecological assessment of environmental quality of Latvia. In: *Proc. of Eurodendro 97: Conference of the European Working Group for Dendrochronology, Savonlinna, Finland May 28 – June 1, 1997.*
- Brūmelis G., Piterāns A., Pospelova G., Ramans K., Tjarve D., Znotiņa V., 1998. Dendroecological assessment of forest health in Latvia. In: Sander H., Randrup T.B. (eds.). *Urban Forestry in the Nordic and Baltic Countries. Proc. of a Nordic Workshop on Urban Forestry, Tallinn, Estonia December 1–3, 1997.*

Promocijas darba struktūra

Promocijas darba apjoms ir 68 lappuses. Tajā ietvertas nodaļas: kopsavilkums, ievads, literatūras apskats, materiāls un metodes, rezultāti un diskusija, secinājumi, kā arī literatūras saraksts un pateicības. Tas ilustrēts ar 11 attēliem un 11 tabulām. Pievienoti 65 pielikumi uz 49 lappusēm.

1. Darba izklāsts

1.1. Metodes

Datu apstrāde tika veikta R vidē, izmantojot programmu bibliotēkas "*stats*" (R Development Core Team 2010) un "*dplR*" (Bunn 2010), kā arī autora veidotas funkcijas.

1.1.1. Paraugu ievākšana un apstrāde

Pētījumā izmantotais materiāls tika ievākts laikā no 1989. līdz 2010. gadam vasaras un rudens sezonās visā Latvijas teritorijā, ar Preslera svārpstu veicot urbumus 1.3 m augstumā virs saknes kakla, nejauši izvēlēta koka pusē.

Darbā pavisam izmantotas 3072 parastās priedes gadskārtu sērijas ar vismaz 30 gadskārtām sērijā no 159 paraugu ņemšanas vietām, kā arī 175 parasto egļu gadskārtu sērijas no 10 paraugu ņemšanas vietām. No eglēm iegūtos paraugus izmantoja tikai izkritušo un papildus gadskārtu meklēšanas metodes izstrādē.

Vidējo relatīvo ikgadējo un relatīvo kumulatīvo ikgadējo papildpieaugumu aprēķināja 65 paraugu ņemšanas vietām ar vismaz 10 gadskārtu sērijām, kam pirmais sērijas gads ir 1935. vai senāks.

Visas egļu un 254 priežu gadskārtu sērijas no 12 paraugu ņemšanas vietām tika datētas, šķersdatēšanu veicot ar programmas COFECHA palīdzību (Grissino-Mayer 2001). Pārējās gadskārtu sērijas datētas netika.

1.1.2. Metode izkritušo un papildus gadskārtu meklēšanai

Metodes izstrādē izmantotas visas datētās egļu un priežu gadskārtu sērijas.

Katra gadskārtu sērija tika standartizēta, noņemot autoregresiju. Katrai paraugu ņemšanas vietai veidota kopējā hronoloģija. Visu sēriju vidējās vērtības aprēķinātas, izslēdzot ekstremālo noviržu ietekmi pēc Dž. Tjūkija metodes R vidē ar dendrohronoloģijas programmu bibliotēkas "*dplR*" funkciju *tbrm*.

Ja šķersdatējot konstatēta izkritusi gadskārta, tad tika izveidotas jaunas, par vienu gadskārtu garākas sērijas, sadalot ikvienu gadskārtu visā meklēšanas diapazonā. Sadalīšanas proporcijas izvēlētas atbilstoši kopējai hronoloģijai. Papildus gadskārtas gadījumā jaunās gadskārtu sērijas

veidotas, apvienojot divas gadskārtas. Katra jaunizveidotā sērija sadalīta vairākos vienāda garuma segmentos. Pirmais segments sākas ar pēdējo augšanas gadu, bet nākamie – ar iepriekš izvēlētu nobīdi. Segmentiem veikta korelācija ar atbilstošiem kopējās hronoloģijas posmiem. No pārbaudītajām sērijām izvēlēta viena ar augstāko vidējo korelācijas koeficientu. Gads, kas izvēlētajā gadskārtu sērijā ir mainīts, tiek uzskatīts par gadu, kur meklējama trūkstošā vai liekā gadskārta.

Metodes pārbaudei no iepriekš korekti datētām gadskārtu sērijām mākslīgi veidotas kļūdainas sērijas. Apvienojot divas gadskārtas, iegūtas sērijas ar izkritušām gadskārtām, bet, vienu gadskārtu sadalot nejaušās proporcijās, iegūtas sērijas ar papildus gadskārtām. Pavisam radītas 19 186 priežu un 12 304 egļu sērijas ar liekām gadskārtām, kā arī 19 069 un 12 253 sērijas ar trūkstošām gadskārtām.

Katra no šīm sērijām pārbaudīta ar iepriekš aprakstīto izkritušo un papildus gadskārtu meklēšanas metodi un noskaidrotas meklēšanas sekmes. Pārbaudīti trīs segmenta garuma varianti (40, 50 un 60 gadi), kā arī trīs nobīdes varianti (5, 10 un 20 gadi).

1.1.3. Gadskārtu sēriju modelēšana

Pārbaudīja individuālu gadskārtu sēriju atbilstību dendrohronoloģiskos pētījumos biežāk izmantotajiem modeļu veidiem: lineārajam, negatīvi eksponenciālajam, pakāpes, hiperboliskajam un vispārīgāk eksponenciālajam.

Lineāro modeļu izveidei un būtiskuma pārbaudei tika izmantota R vides programmu bibliotēkas "stats" funkcija *lm*, bet pārējiem modeļiem – funkcija *nls*. Aplūkoti tikai tie modeļi, kuriem visi koeficienti saskaņā ar Stjūdenta testu ir būtiski ($p \leq 0.05$). Labākie modeļi izvēlēti pēc Akaikes informācijas kritērija (AIC) vērtībām, ar nosacījumu, ka $AIC_i - AIC_{\min} < 2$, kur AIC_i – aplūkojamā modeļa Akaikes informācijas kritērija vērtība, bet AIC_{\min} – vismazākā konstatētā vērtība (Burnham, Anderson 2002).

1.1.4. Prognozēto modeļu vērtību starpības

Katram modelim, kas veidots, balstoties uz pilnām gadskārtu sērijām, izveidotas prognozētās gadskārtu platumu sērijas ar 90 netransformētām un logaritmiski transformētām gadskārtu platuma vērtībām.

Katrai no iegūtajām gadskārtu sērijām aprēķinātas absolūtās vērtības starpībām starp prognozētajiem gadskārtu platumiem secīgu 60 gadu nogriežņu (1. līdz 60., 11. līdz 70., 21. līdz 80. un 31. līdz 90. gadskārtai)

galos. Iegūtās prognozēto starpību absolūtās vērtības grupētas pēc modeļa veida, un katrai no vērtību grupām aprēķinātas procentiles pie 5%, 25%, 50%, 75% un 95%.

1.1.5. Datu transformācija

Pirms relatīvā ikgadējā papildpieauguma aprēķināšanas gadskārtu platuma vērtības tika logaritmiski transformētas un izlīdzinātas.

Transformācijai izmantoja trīs paņēmienus – transformāciju ar naturālo logaritmu, konstantes $c = 0.5$ vai katrai paraugu ņemšanas vietai atšķirīgas konstantes $c = x$ pieskaitīšanas pirms logaritmiskas transformācijas, kur $x \leq 2$ un nodrošina zemāko saistību starp paraugu ņemšanas vietas transformētu gadskārtu sēriju vidējām vērtībām un vidējām kvadrātiskajām standartnovirzēm.

Datu izlīdzināšanai izmantoja polinomiālo izlīdzināšanu

$$w'_{tr}(i, t, l) = (-3w_{tr}(i, t-2, l) + 12w_{tr}(i, t-1, l) + 17w_{tr}(i, t, l) + 12w_{tr}(i, t-1, l) - 3w_{tr}(i, t-2, l)) / 35, \quad (1.1)$$

kur w'_{tr} – izlīdzinātais gadskārtas platums gadskārtu sērijai (i), gadam (t) paraugu ņemšanas vietai (l), w_{tr} – transformēta gadskārtas platuma vērtība (Balodis et al. 1997), kā arī kubisko izlīdzināšanu ar 50% signāla frekvences samazināšanu un 11 vai 20 gadu izlīdzināšanas pakāpi, to veicot R vidē ar dendrohronoloģijas programmu bibliotēkas "dplr" funkciju *ffcsaps*.

1.1.6. Relatīvais ikgadējais papildpieaugums

Salīdzinot koksnes radiālo pieaugumu gadā (t) ar radiālo pieaugumu kontroles periodā $\Delta t_c = t_1 \dots t_2$, kur t_1 ir kontroles perioda sākuma, t_2 – beigu gads un n_c – kontroles gadu skaits, katram kokam (i) var noteikt relatīvo ikgadējo papildpieaugumu:

$$d(i, t, |\Delta t_c) = w'_{tr}(i, t) - \bar{w}'_c(i, \Delta t_c), \quad (1.2)$$

$$\text{kur } \bar{w}'_c(i, \Delta t_c) = \left(\sum_{t=t_1}^{t_2} w'_{tr}(i, t) \right) / n_c. \quad (1.3)$$

Šajā pētījumā visos gadījumos $t_1 = 1955$, $t_2 = 1965$ un $n_c = 11$.

Kokaudzei konkrētajā paraugu ņemšanas vietā (l) ar koku skaitu (n) vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums gadā (t) ir:

$$\bar{d}(t, l | \Delta t_c) = \left(\sum_{i=1}^n d(i, t, l | \Delta t_c) \right) / n. \quad (1.4)$$

Nulles hipotēze $H_0 : \bar{d}(t, l | \Delta t_c) = 0$ ir parametriski pārbaudāma ar divpusējo Stjudenta testu divu paraugkopu vidējo atšķirības novērtēšanai. Ja vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums ir būtiski lielāks par nulli, tad koku radiālās augšanas ātrums, salīdzinājumā ar kontroles periodu ir pieaudzis, ja mazāks – tad samazinājies.

1.1.7. Relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums

Relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums parāda akumulēto radiālo papildpieaugumu retrospektīvajā periodā $\Delta t_c = t_3 \dots t_4$, kur t_3 ir retrospektīvā perioda sākuma, bet t_4 – beigu gads. Katram individuālajam kokam (i) pie retrospekcijas perioda garuma n_r

$$D_r(i, \Delta t_c, l | \Delta t_c) = \left(\sum_{t=t_3}^{t_4} d(i, t, l | \Delta t_c) \right) / n_r. \quad (1.5)$$

Šajā pētījumā visos gadījumos $n_r = 10$.

Paraugu ņemšanas vietai (l) ar koku skaitu (n) relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums ir:

$$\bar{D}_r(i, \Delta t_c, l | \Delta t_c) = \left(\sum_{i=1}^n D_r(i, \Delta t_c, l | \Delta t_c) \right) / n. \quad (1.6)$$

1.1.8. Minimālās konstatējamās gadskārtu platuma atšķirības

Lai noskaidrotu minimālās ar Stjudenta testu konstatējamās gadskārtu platuma atšķirības (δ), izmantoja formulu

$$\delta = \sqrt{\frac{s_p^2}{n}} (t_{\alpha(2),v} + t_{\beta(1),v}), \quad (1.7)$$

kur n – paraugkopas apjoms, s_p^2 – paraugkopu apvienotā dispersija, $\alpha(2)$ – I tipa kļūdas pieļaušanas varbūtība (būtiskuma līmenis) divpusējam Stjudenta testam, $\beta(1)$ – II tipa kļūdas pieļaušanas varbūtība vienpusējam Stjudenta testam (Zar 1996).

No tā izriet, ka testa spējas analīzei var izmantot formulu

$$t_{\beta(1),v} = \delta \sqrt{\frac{n}{2s_p^2}} - t_{\alpha(2),v}, \quad (1.8)$$

kur testa spēja ir $1 - \beta(1)$.

Aptuvenu kopējo dispersiju testa parametru prognozēšanai no 46 parauglaukumiem ar vismaz 20 kokiem, kas vecāki par 60 gadiem, ieguva 1702 viena gada vienam parauglaukumam piederošas paraugkopas un katrai no tām aprēķināja dispersiju. Kopējo dispersiju netransformētiem un logaritmiski transformētiem datiem aprēķināja ar formulu

$$s_p^2 = \frac{\sum_{i=1}^n v_i s_i^2}{\sum_{i=1}^n v_i}, \quad (1.9)$$

kur s_i^2 – katras paraugkopas dispersija, n – paraugkopu skaits, v_i – katras paraugkopas brīvības pakāpju skaits.

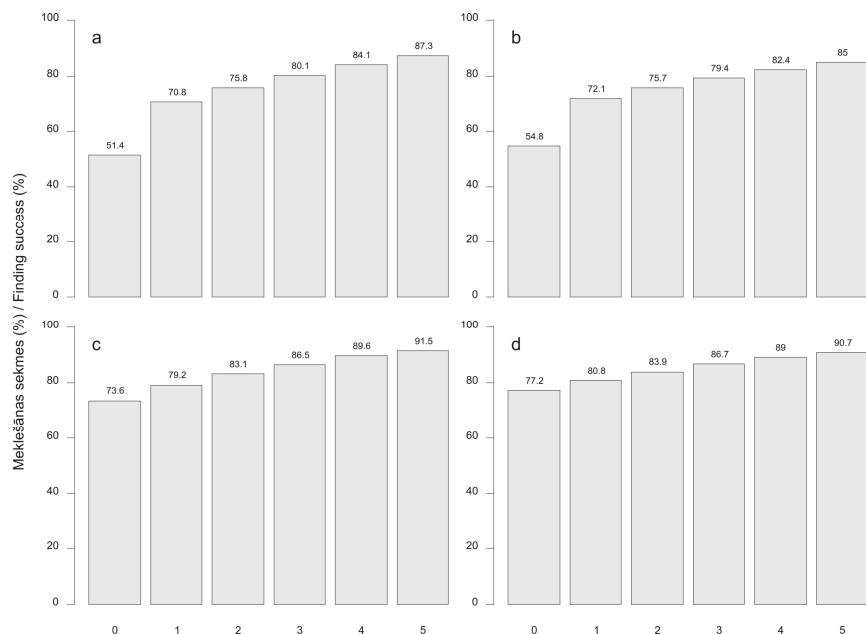
1.2. Rezultāti un diskusija

1.2.1. Izkritušo un papildus gadskārtu meklēšana

Pārbaudot maksliģi radītās kļūdainās gadskārtu sērijas, labākie papildus un izkritušo gadskārtu meklēšanas rezultāti gan priežu, gan egļu gadskārtu sērijām konstatēti pie lielākiem segmenta garumiem (60 gadi), kā arī 10 vai 20 gadu segmentu nobīdes. Tomēr atšķirības starp dažādiem segmenta garumu un nobīdes periodiem nav lielas – tās nepārsniedz 4%.

Labākas meklēšanas sekmes abu koku sugu gadskārtu sērijās ir izkritušām gadskārtām – precīzi kļūda atrasta nedaudz vairāk kā 70% gadījumos. Savukārt papildus gadskārtas sekmīgi atrastas nedaudz vairāk nekā 50% gadījumos. Meklēšanas sekmes nozīmīgi pieaug, ja tiek samazinātas prasības meklēšanas precizitātei. Pieļaujot piecu gadu neprecizitāti visos gadījumos sekmes pārsniedz 80% (1.1. att.). Koriģējot gadskārtu sērijas, tas var atvieglot vizuālu papildus vai izkritušās gadskārtas atrašanu.

Egļu gadskārtu sērijām meklēšanas sekmes ietekmē izmantotās hronoloģijas kvalitāte – novērota būtiska saistība starp EPS (*Expressed Population Signal* angl.) un meklēšanas sekmēm. Priedēm šāda saistība novērota netika.



1.1. attēls. Papildus un izkritušu gadskārtu meklēšanas sekmes gadskārtu sērijās pie atšķirīgas pieļautās precizitātes (0 līdz 5 gadi).

a – papildus gadskārtas parastai eglei; b – papildus gadskārtas parastai priedei; c – izkritušās gadskārtai parastai eglei; d – izkritušās gadskārtas parastai priedei.

1.2.2. Minimālās konstatējamās gadskārtu platuma atšķirības

Ar formulu (1.9) novērtēja kopējo gadskārtu platumu dispersiju un standartnovirzi netransformētiem un logaritmiski transformētiem gadskārtu platuma datiem. Netransformētiem gadskārtu platumiem $s^2 = 0.256$, $s = 0.506$, bet logaritmiski transformētiem – $s^2 = 0.167$, $s = 0.409$.

Nulles hipotēze paredz, ka divu dažādu gadu viena parauglaukuma vidējie gadskārtu platumi neatšķiras. Izmantojot formulu (1.7), pie aprēķinātajām kopējās dispersijas vērtībām un II tipa kļūdas pieļaušanas varbūtības $\beta = 0.1$, dažādiem paraugkopas apjomiem un būtiskuma līmeņiem noskaidroja minimālo konstatējamo starpību starp divu dažādu gadu gadskārtu platumiem (1.1. tab.).

1.1. tabula

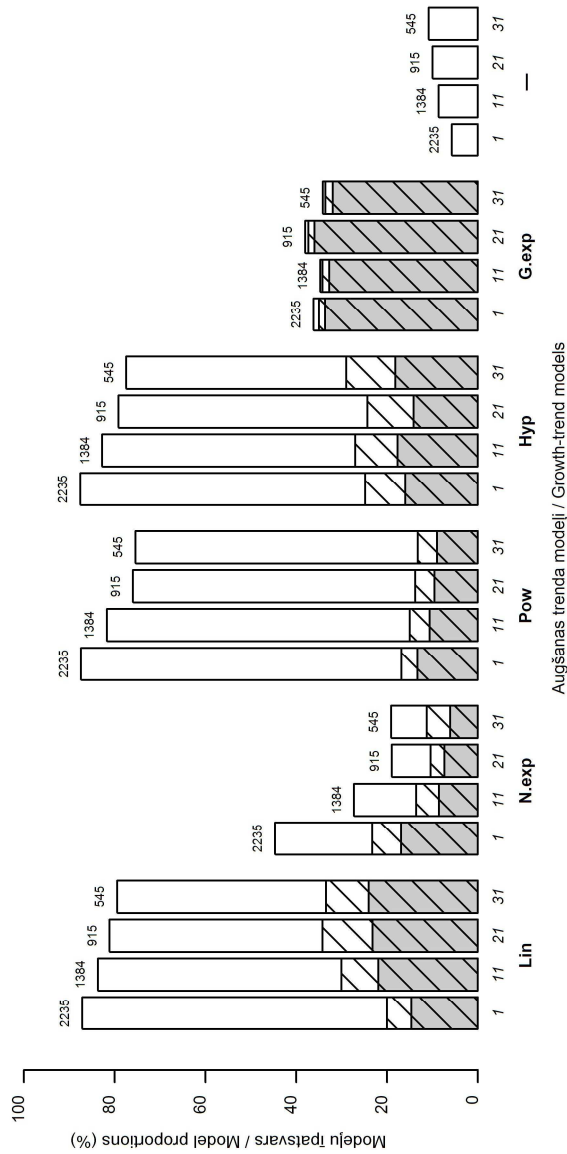
Minimālā ar Stjudenta testu konstatējamā divu atšķirīgu gadu gadskārtu platumu starpība (δ) netransformētiem un logaritmētiem gadskārtu platuma datiem pie standartnovirzēm $s = 0.506$ un $s = 0.409$, II tipa kļūdas pieļaušanas varbūtības $\beta = 0.1$, kā arī atšķirīgiem paraugkopas apjomiem (n) un būtiskuma līmeņiem ($\alpha = 0.01, 0.05$).

n	δ (mm)		log (δ)	
	$\alpha = 0.01$	$\alpha = 0.05$	$\alpha = 0.01$	$\alpha = 0.05$
10	1.05	0.82	0.85	0.67
15	0.80	0.64	0.65	0.52
20	0.67	0.55	0.54	0.44
25	0.59	0.48	0.48	0.39
30	0.53	0.44	0.43	0.35

1.2.3. Gadskārtu sēriju modeļi

Pielāgojot piecus modeļus visām pētījumā izmantotajām priežu gadskārtu sērijām ar vismaz 50 gadskārtām, vismaz viens būtisks modelis iegūts 94.3% gadījumu. Lielāko daļu gadskārtu sēriju iespējams raksturot ar vairāk nekā vienu modeli. Visbiežāk būtiski ($p \leq 0.05$) ir lineārie, pakāpes un hiperboliskie modeļi, bet retāk – negatīvi eksponenciālie un vispārināti eksponenciālie modeļi (1.2. att.).

Ja, balstoties uz zemākajām AIC vērtībām, noskaidro konkrētajai sērijai visatbilstošāko modeli, tad zemākā AIC vērtība visbiežāk (33.6%) ir vispārinātajam eksponenciālajam modelim, bet lineārie, negatīvi eksponenciālie, pakāpes un hiperboliskie modeļi visatbilstošākie ir retāk (14% līdz 17%). Ja par atbilstošākajiem uzskata visus modeļus, kuru AIC vērtība no zemākās neatšķiras vairāk par divi, arī tad vispārināto eksponenciālo modeļu īpatsvars ir vislielākais (35.0%). Savukārt pārējo modeļu īpatsvars ir robežās no 17% līdz 25% (1.2. att.).



1.2. attēls. Priedes gadskārtu sēriju augšanas tendam raksturīgo piecu modeļu īpatsvars (%), sākot no parauga 1., 11., 21. un 31. gadskārtas ar vismaz 50 gadskārtām sērijā.

Neiekāršotie stabiji norāda būtisko (p ≤ 0.05), ietonētie – vislabāko ($AIC = AIC_{min}$), iesvītrotie – labāko ($AIC - AIC_{min} < 2$) modeļu īpatsvaru. Modeļu apzīmējumi: **Lin** – lineārs, **N.exp** – negatīvi eksponenciālais, **Pow** – pakāpes, **Hyp** – hiperbolisks, **G.exp** – vispārināts eksponenciālais, — — — neatbilst nevienam modelim. Skatīti virs stabijiem norāda aplūkoto gadskārtu sēriju skaitu.

No analizētajām gadskārtu sērijām izslēdzot sākuma gadus, būtisko un labāko modeļu proporcijas nedaudz mainās. Būtisko modeļu īpatsvars sarūk gandrīz visos gadījumos, izņemot vispārinātos eksponenciālos modeļus. Lielākās izmaiņas ir pēc pirmo 10 gadskārtu izslēgšanas. Izslēdzot pirmās 20 un 30 gadskārtas, tās jau ir salīdzinoši nelielas (1.2. att.).

1.2.4. Modeļu raksturojums

Dendrohronoloģijā gadskārtu sēriju modeļus bieži izmanto, lai eliminētu vecuma trendu. Vecuma ietekme parasti ir grūti nodalāma no vides ietekmes, tāpēc visbiežāk tie raksturo augšanas trendu, kas ietver gan vecuma, gan arī vides faktoru ietekmi (Cook 1990).

Skujkoku augšanas gaitu bieži labi raksturo negatīvi eksponenciāla funkcija, kas labi atspoguļo vecuma ietekmes radītu strauju pieauguma sarukumu augšanas sākumā (Fritts 1976). Pētījumā aplūkotajām priežu gadskārtu sērijām šī veida modelis ir pielāgojams nedaudz mazāk nekā pusē gadījumu un augšanas gaitas raksturošanai labāk vai vienlīdz labi piemērots kā citi modeļi ir aptuveni ceturtajā daļā gadījumu (1.2. att.). Iespējams, tas daļēji skaidrojams ar paraugu ievākšanu 1.3 m augstumā no saknes kakla. Tādēļ analizētajās sērijās iztrūkst virkne pirmo gadskārtu, un straujais pieauguma sarukums jau ir beidzies. Bez tam, ja vecums nav noteicošais gadskārtu izmaiņas ietekmējošais faktors, tad augšanas gaitu bieži labāk raksturo citi modeļi.

Daudzos gadījumos vecuma ietekmi uz augšanas gaitu labāk nekā negatīvi eksponenciālais modelis raksturo pakāpes modelis (Kuusela, Kilkki 1963). Lai arī labākais šis modelis ir mazāk kā 20% gadījumu, tomēr pielāgojams tas ir gandrīz 90% sēriju (1.2. att.).

Arī tas raksturo vecuma ietekmi uz augšanas gaitas izmaiņām un bieži ir labāks, ja kokaudzē koku izdzīvotības līkne (*mortality rate* angl.) nav lineāra (Cook 1985). Vecumstrukturātas dati 200 gadus vecos priežu mežos Latvijā rāda, ka priežu atjaunošanās ir nevienmērīga, ar augstu intensitāti atsevišķos laika periodos (Brūmelis et al. 2005). Tātad intensīvai mežsaimnieciskai darbībai nepakļautos priežu mežos, visticamāk koku izdzīvotības līkne nav lineāra un daudziem tur augušiem kokiem var būt raksturīgs tieši pakāpes modelis.

Unimodālu augšanas līkņu raksturošanai piemērots ir vispārināts eksponenciālais modelis, kas ir komplicētāks nekā negatīvi eksponenciālais modelis, un tāpēc var parādīt kādu vides faktoru ietekmētas augšanas gaitas kāpumus un kritumus (Warren 1980). Tas palīdz raksturot slēgtās audzēs

augušiem kokiem tipisko sākotnējo pieauguma palielināšanos un vēlāko sarukumu (Cook et al. 1990). Rezultāti liecina, ka šis modelis ir atbilstošākais aptuveni trešajā daļā gadījumu (1.2. att.). Tomēr vairumā gadījumu šis modelis nav pielāgojams – visticamāk augšanas apstākļu izmaiņu neietekmētu sēriju bez nozīmīgiem pieauguma kāpumiem un kritumiem raksturošanai tas nav piemērots.

Ja sākotnējās augšanas gaitas izmaiņas nav straujas, tad vislabāk piemēroti ir lineāri vai hiperboliski modeļi. Abi šie modeļu veidi kopā vislabāk raksturo nedaudz vairāk kā trešo daļu gadskārtu sēriju (1.2. att.) un pārsvarā tiem raksturīgs straujāks pieauguma kritums arī vēlīnā koka augšanas posmā nekā negatīvi eksponenciālajiem un pakāpes modeļiem (1.2. tab.). Iespējams, tas saistīts ar ilgstošu augšanas apstākļu pasliktināšanos.

Ar vecuma trendu visticamāk vairāk saistīti ir negatīvi eksponenciālie un pakāpes modeļi, savukārt pārēji labāk raksturo citu faktoru radīto ietekmi.

Lielāko daļu gadskārtu sēriju var raksturot ar modeļiem, kas linearizējami logaritmējot. Tāpēc visdrīzāk gadskārtu platumi sekos lognormālajam nevis normālajam sadalījumam, un pirms parametrisku metožu pielietojuma būtu logaritmiski transformējami.

1.2.5. Gadskārtu platumu starpības

Izmantojot prognozētās gadskārtu platumu vērtības, kas iegūtas ar pielāgotajiem modeļiem, noskaidroja atšķirības starp gadskārtu platumiem viena modeļa ietvaros 60 gadu intervālā. Prognozēto starpību absolūtās vērtības grupēja pēc modeļa veida un raksturoja to procentiles (1.2. tab.).

Visiem modeļiem vislielākās starpības ir starp 1. un 60. gada gadskārtām, vismazākās – starp 31. un 90. gada gadskārtām. Tomēr starpību lielumi dažādiem modeļiem ievērojami atšķiras. Starp 1. un 60. gada gadskārtām vislielākās starpības ir negatīvi eksponenciālo un pakāpes modeļu gadījumā, bet starp 21., 31. un 80., 90. gada gadskārtām lielākas tās ir hiperbolisko un vispārināti eksponenciālo modeļu gadījumā (1.2. tab.).

Salīdzinot šos rezultātus ar iepriekš noskaidrotajām minimālajām ar parametrisku testu konstatētajām starpībām (1.1. tab.), redzams, ka vairāk nekā pusei visu veidu modeļu starpības starp 1., 11. un 60., 70., gadskārtām ir lielākas par parametriski konstatējamām pie būtiskuma līmeņa $\alpha = 0.05$ un paraugkopas apjoma $n = 20$.

1.2. tabula

Prognozēto netrasmēto un logaritmiski trasmēto divu dažādu gadu gadskārtu platumu (w) starpību absolūto vērtību $\delta = |w_{t_1} - w_{t_2}|$ procentiles četriem modeļu veidiem.

Izmantoti tikai labākie modeļi ($AIC - AIC_{\min} < 2$).

t_1	t_2	δ (mm)			$\log(\delta)$		
		25%	50%	75%	25%	50%	75%
Negatīvi eksponenciālie modeļi ($n = 519$)							
1.	60.	1.71	2.73	4.28	0.93	1.27	1.64
11.	70.	0.44	0.84	1.32	0.31	0.57	0.89
21.	80.	0.07	0.29	0.62	0.06	0.23	0.54
31.	90.	0.01	0.10	0.32	0.01	0.08	0.30
Pakāpes modeļi ($n = 376$)							
1.	60.	1.14	2.11	3.67	0.71	1.12	1.56
11.	70.	0.42	0.67	1.01	0.32	0.51	0.71
21.	80.	0.28	0.44	0.63	0.23	0.37	0.51
31.	90.	0.21	0.32	0.46	0.19	0.29	0.41
Hiperboliskie modeļi ($n = 554$)							
1.	60.	1.01	1.74	3.04	0.66	1.09	1.60
11.	70.	0.78	1.16	1.61	0.60	0.92	1.22
21.	80.	0.60	0.84	1.11	0.56	0.80	1.00
31.	90.	0.46	0.62	0.83	0.52	0.70	0.85
Vispārināti eksponenciālie modeļi ($n = 782$)							
1.	60.	0.73	1.49	2.82	0.73	1.49	2.82
11.	70.	0.51	0.98	1.66	0.51	0.98	1.66
21.	80.	0.42	0.83	1.35	0.42	0.83	1.35
31.	90.	0.37	0.75	1.28	0.37	0.75	1.28

Vairāk nekā pusei no negatīvi eksponenciāliem un pakāpes modeļiem starpības starp 21. un 80. gadskārtu ir mazākas par parametriski konstatējamām, bet starp 31. un 90. gadskārtu starpības ir mazākas vairāk nekā trīs ceturtdaļām modeļu.

Vecuma ietekme vispildīgāk izpaužas augšanas sākumā (Fritts 1976; Cook 1990), tāpēc sākotnējās lielās starpības visticamāk skaidrojamas tieši

ar to. Vēlāk vecuma ietekme sarūk un sarūk arī starpības. Tomēr hiperboliskajiem un vispārināti eksponenciālajiem modeļiem tās joprojām ir salīdzinoši lielas. Visticamāk šiem modeļiem tās lielā mērā nosaka citi faktori.

Savukārt eksponenciālajiem un pakāpes modeļiem, sākot no divdesmitā sērijas gada, konstatētās starpības ir salīdzinoši mazākas un vairumā gadījumu nav parametriski konstatējamas. Ja pieņem, ka šo modeļu formu galvenokārt ietekmē tieši koku vecums, tad var arī pieņemt, ka vecuma ietekme koku gadskārtu sērijās, kas iegūtas 1.3 m virs saknes kakla, pēc divdesmitā augšanas gada lielākoties nebūs parametriski konstatējama. Ja atšķirības ir būtiskas vairākus gadus pēc kārtas, tad tās lielā mērā nosaka citi faktori. Tātad pietiekami vecas parastās priedes gadskārtas ir izmantojamas vides faktoru parametriskam novērtējumam.

1.2.6. Datu transformācija un izlīdzināšana

Ja koku gadskārtu platumi seko lognormālajam sadalījumam, tad loģiska ir datu logaritmiska transformācija. Bez tam tā samazina saistību starp koku gadskārtu platumu sēriju paraugkopu vidējiem rādītājiem un standartnovirzi. Tomēr, ja gadskārtu sērijā ir ļoti mazas vērtības, tas izraisa sadalījuma negatīvu asimetriju (Cook et al. 1990). Viens no risinājumiem ir gadskārtu platumiem pirms logaritmēšanas pieskaitīt nelielu pozitīvu konstanti (Cook, Peters 1997).

Katrai gadskārtu sērijai, kas pieder kādai no 65 vidējā relatīvā kumulatīvā ikgadējā pieauguma aprēķināšanā izmantotajām paraugu ņemšanas vietām, gadskārtu platumiem no 1955. līdz 1984. gadam aprēķināja vidējo rādītāju un standartnovirzi netransformētiem un logaritmiski transformētiem datiem, pielietojot dažādas datu izlīdzināšanas metodes. Katras paraugu ņemšanas vietas ietvaros aprēķināja Pīrsona korelācijas koeficientu saistībai starp vidējiem rādītājiem un standartnovirzi.

Netransformētiem datiem, gan pielietojot izlīdzināšanu, gan to nepielietojot, saistība ir salīdzinoši liela – $\bar{r} = 0.45 \dots 0.62$. Datus logaritmējot, vērojama negatīva saistība, tomēr tās absolūtās vērtības ir zemākas – $\bar{r} = -0.41 \dots -0.38$. Savukārt pirms logaritmēšanas pieskaitot konstanti $c = 0.5$, saistība ir salīdzinoši maza – $\bar{r} = -0.02 \dots 0.04$. Tas liecina par labu logaritmiskās transformācijas pielietojumam un, iespējams, arī konstantes pieskaitīšanai pirms transformācijas. Iespējams, katrai

paraugkopai piemeklējama atšķirīga konstante, kas dod mazāko saistību. Piemeklējot konstanti robežās no nulles līdz divi, vidējā tās vērtība bija 0.8, bet mediāna –0.5.

1.2.7. Relatīvais ikgadējais papildpieaugums

Relatīvo ikgadējo papildpieaugumu novērtēja 65 paraugu ņemšanas vietām ar vismaz 10 kokiem katrā un ar kontroles periodu no 1955. līdz 1965. gadam. Izmantoja trīs datu transformācijas un četras izlīdzināšanas metodes (1.1.5. nod.), pavisam pielietojot 12 dažādas datu transformācijas un izlīdzināšanas kombinācijas.

Atkarībā no izmantotās datu transformācijas metodes būtisks vidējais papildpieaugums katrā paraugu ņemšanas vietā bija vidēji 10.4 līdz 11.4 gados (1.3. tab.)

Gadu skaits ar būtisku vidējo relatīvo ikgadējo papildpieaugumu parauglaukumā vislielākais ir gadījumā, ja izejas dati izlīdzināti netiek. Tomēr vienlaikus tad arī gadu skaits ar būtisku papildpieaugumu, bet zemu testa spēju ($1-\beta < 0.9$) ir vislielākais. Vismazākais tas ir, ja izmanto kubisko izlīdzināšanu. Pie tam šajos gadījumos arī gadu skaits ar augstu testa spēju ($1-\beta \geq 0.9$) ir vislielākais (1.3. tab., d, e ailes). Salīdzinot testa spēju variantiem ar datu izlīdzināšanu un bez tās, gados ar būtisku vidējo relatīvo ikgadējo papildpieaugumu abos variantos lielākais vidējais gadu skaits ar augstāku testa spēju ir, izmantojot kubisko izlīdzināšanu (1.3. tab., h, i ailes).

Variantos ar konstantes pievienošanu pirms logaritmiskas transformācijas vai bez tās vidējais gadu skaits ar augstāku testa spēju ir, datus neizlīdzinot vai izlīdzinot polinomiāli (1.3. tab., f, g ailes).

Pretēji prognozētajam konstantes, kas dod mazāko saistību starp vidējām vērtībām un standartnovirzi, piemeklēšana testa spēju neuzlabo (1.3. tab., f, g ailes). Iespējams, tur ir gadskārtu sēriju grupas ar atšķirīgu vidējo vērtību un standartnovirzes saistību (Cook et al. 1990), kas visticamāk samazina konstantes pievienošanas efektu.

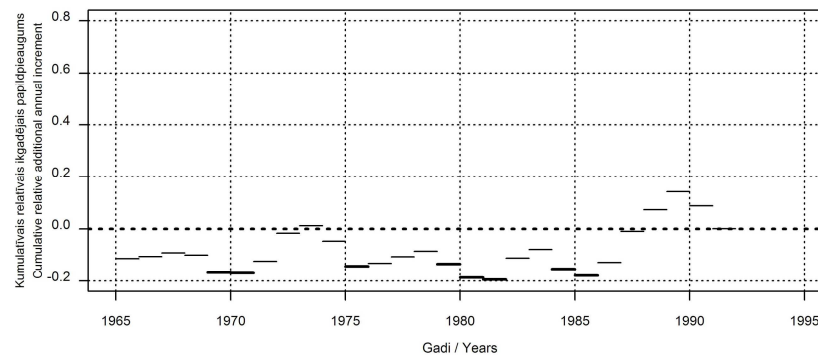
Logaritmiska transformācija ar iepriekšēju konstantes pievienošanu vidējā relatīvā ikgadējā papildpieauguma aprēķināšanā varētu būt lietderīga tad, ja datu izlīdzināšana izmantota netiek vai tiek izmantota polinomiāla izlīdzināšana. Iespējams, katrā paraugu ņemšanas vietā var izvēlēties atšķirīgus datu transformācijas veidus, tomēr tad izvēle jābalsta ne tikai uz vidējo vērtību un standartnovirzes saistību, bet arī uz testa spējas analīzi.

1.3. tabula

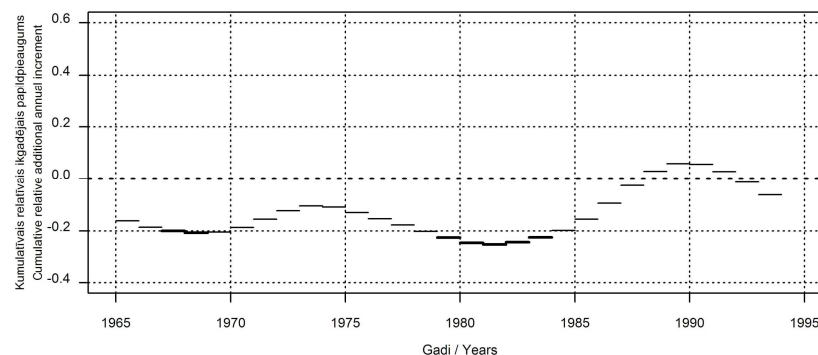
Gadu skaits ar būtisku ($p \leq 0.05$) negatīvu vai pozitīvu relatīvo ikgadējo papildpieaugumu vidēji paraugu ņemšanas vietā.

a – datu izlīdzināšanas veids (Log – logaritmēti neizlīdzināti, Poly – logaritmēti polinomiāli izlīdzināti, Spline (11), Spline (20) – kubiski izlīdzināti logaritmēti dati ar 11 un 20 gadu izlīdzināšanas pakāpi); b – pirms logaritmēšanas pievienotās konstantes vērtība (x – piemeklēta konstante, kas dod zemāko saistību starp datu vidējām vērtībām un standartnovirzi); c – gadi ar būtisku papildpieaugumu; d – gadi, kur testa spēja $1-\beta \geq 0.9$; e – gadi, kur testa spēja $1-\beta < 0.9$; f, g – gadi, kur testa spēja, pirms logaritmēšanas pievienojot konstanti, ir augstāka (f) vai zemāka (g) nekā bez konstantes pievienošanas; h, i – gadi, kur testa spēja, izmantojot datu izlīdzināšanu, ir augstāka (h) vai zemāka (i) nekā datus neizlīdzinot.

	a	b	c	d	e	f	g	h	i
Log	c = 0		11.3	4.8	6.6				
	c = 0.5		11.4	4.9	6.5	4.4	3.1		
	c = x		11.4	4.9	6.5	4.0	3.4		
Poly	c = 0		10.4	4.4	6.0			3.8	3.3
	c = 0.5		10.5	4.3	6.2	3.7	3.1	3.5	3.6
	c = x		10.5	4.3	6.2	3.3	3.4	3.6	3.7
Spline (11)	c = 0		11.0	5.1	5.9			4.3	3.4
	c = 0.5		10.9	5.1	5.8	2.8	4.3	4.0	3.6
	c = x		10.7	5.0	5.8	2.2	4.8	3.9	3.8
Spline (20)	c = 0		11.0	5.5	5.5			4.2	3.3
	c = 0.5		10.9	5.3	5.5	2.2	4.9	4.0	3.4
	c = x		10.7	5.2	5.6	1.9	5.5	3.8	3.4



1.3. attēls. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "6G07" pie Babītes, izmantojot logaritmētus un polinomiāli izlīdzinātus datus, pirms logaritmēšanas pievienojot konstanti $c = 0.5$. Būtisks ($p \leq 0.05$) papildpieaugums parādīts ar biezāku līniju.



1.4. attēls. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "6G07" pie Babītes, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 11 gadi. Būtisks ($p \leq 0.05$) papildpieaugums parādīts ar biezāku līniju.

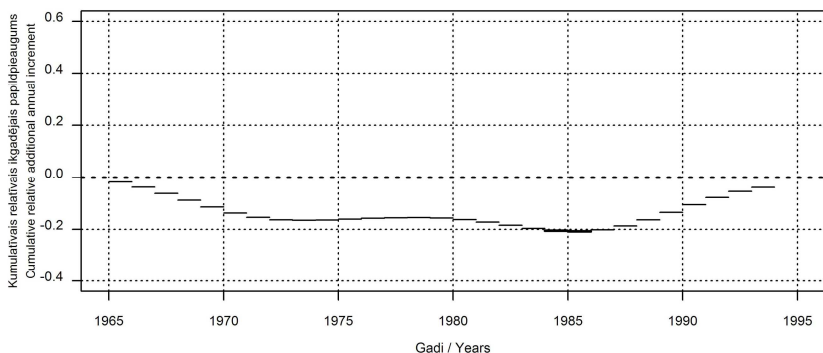
Lai gan testa spēja nedaudz labāka ir pielietojot kubisko izlīdzināšanu, tomēr izlīdzināšanas metodes izvēle drīzāk saistāma ar analizējamā faktora raksturu. Aplūkojot faktoros ar ilgstošu iedarbību, drošākus rezultātus dos augstākas pakāpes izlīdzināšana. Savukārt īslaicīgas

darbības faktorus, iespējams, varēs konstatēt tikai pielietojot zemas pakāpes izlīdzināšanu. Zemas pakāpes izlīdzināšana arī var ļaut precizēt faktora iedarbības sākumu vai beigas.

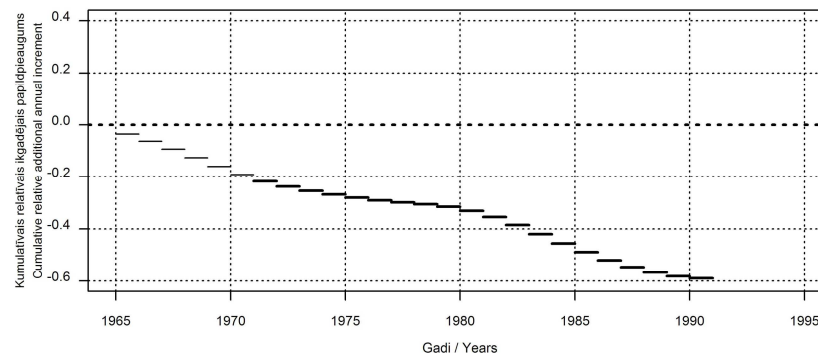
Paraugu ņemšanas vietā "6G07" (1.3. att.) vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums, kas iegūts ar polinomiālu izlīdzināšanu, iezīmē laika periodu starp 1979. un 1986. gadu, kad vērojams būtisks pieauguma kritums. Ja papildpieaugumu aprēķina, izmantojot kubisko izlīdzināšanu ar 11 gadu izlīdzināšanas pakāpi, tad būtisks pieauguma kritums ir vērojams tikai līdz 1984. gadam (1.4. att.). Zemākas pakāpes izlīdzināšana ļauj secināt, ka negatīva kāda faktora ietekme turpinās vismaz līdz 1986. gadam. Tomēr testa spēja ir zema un iespējams, ka noteicošie ir koka vecuma un īslaicīgi klimatiskie faktori.

1.2.8. Relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums

Vidējo relatīvo kumulatīvo ikgadējo papildpieaugumu novērtēja tajās pašās paraugu ņemšanas vietās, kur relatīvo ikgadējo papildpieaugumu, izmantojot to pašu kontroles periodu un datu transformācijas metodes. Tas atspoguļo akumulēto papildpieaugumu izvēlētajā kumulatīvajā periodā, šajā gadījumā 10 gados.



1.5. attēls. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "6G07" pie Babītes, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 11 gadi. Būtisks ($p \leq 0.05$) papildpieaugums parādīts ar biezāku līniju.



1.6. attēls. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "7C26" pie Sieksātes, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 11 gadi. Būtisks ($p \leq 0.05$) papildpieaugums parādīts ar biezāku līniju.

Būtisks vidējais perioda kumulatīvais papildpieaugums visos datu transformācijas un izlīdzināšanas variantos konstatēts retāk nekā vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums – parauglaukumā vidēji 7.6 līdz 9.1 gados. Vidējā relatīvā kumulatīvā ikgadējā papildpieauguma gadījumā testa spēja, pirms logaritmiskās transformācijas pievienojot konstanti, visbiežāk ir zemāka nekā vienkārši logaritmējot, tāpēc lietderīgāka ir vienkārša logaritmiska transformācija. Tā kā aplūkots ir pietiekami garš retrospektīvais periods, tad izlīdzināšanas metožu nozīme nav pārāk liela.

Īslaicīgu vai vājas iedarbības faktoru gadījumā būtisks vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums ir reti (1.5. att.). Regulāras būtiskas vērtības vērojamas tikai spēcīgu un ilgstošu faktoru iedarbības rezultātā (1.6. att.). Ikgadējo klimatisko svārstību ietekme tikpat kā neparādās. Tāpēc, lai droši konstatētu kāda faktora ietekmi, lietderīgs ir tieši šīs metodes pielietojums.

1.2.9. Pieauguma izmaiņu raksturojums

Četrdesmit vietās visā Latvijas teritorijā, kur paraugi ievākti 1995. gadā un vēlāk, noskaidroja gadu skaitu ar būtisku vidējo perioda relatīvo kumulatīvo ikgadējo papildpieaugumu laika periodos no 1975. līdz 1984. gadam (1.7. att.) un no 1985. līdz 1994. gadam (1.8. att.).

Pārsvārā konstatēts negatīvs kumulatīvais papildpieaugums (31 vietā pirmajā aplūkotajā periodā, 33 – otrajā), retāk – pozitīvs (attiecīgi 9 un 7 vietās). Tai pašā laikā būtiskas pieauguma izmaiņas konstatētas mazāk nekā pusē vietu – pozitīvas tikai vienā gadījumā abos aplūkotajos periodos, bet negatīvas – 14 gadījumos pirmajā laika periodā un 17 – otrajā. Bez tam vairāk nekā piecos gados tās būtiskas ir tikai 5 vietās pirmajā laika periodā un 10 – otrajā. Tātad nejauši izvēlētām paraugu ņemšanas vietām ilgstošas un būtiskas vidējā relatīvā kumulatīvā ikgadējā papildpieauguma izmaiņas raksturīgas salīdzinoši reti. Konstatējot ilgstoši būtiskas pieauguma izmaiņas kādā ierobežotā teritorijā daudzās paraugu ņemšanas vietās, var pieņemt, ka to visticamāk izraisījis kāds visai teritorijai kopīgs faktors.

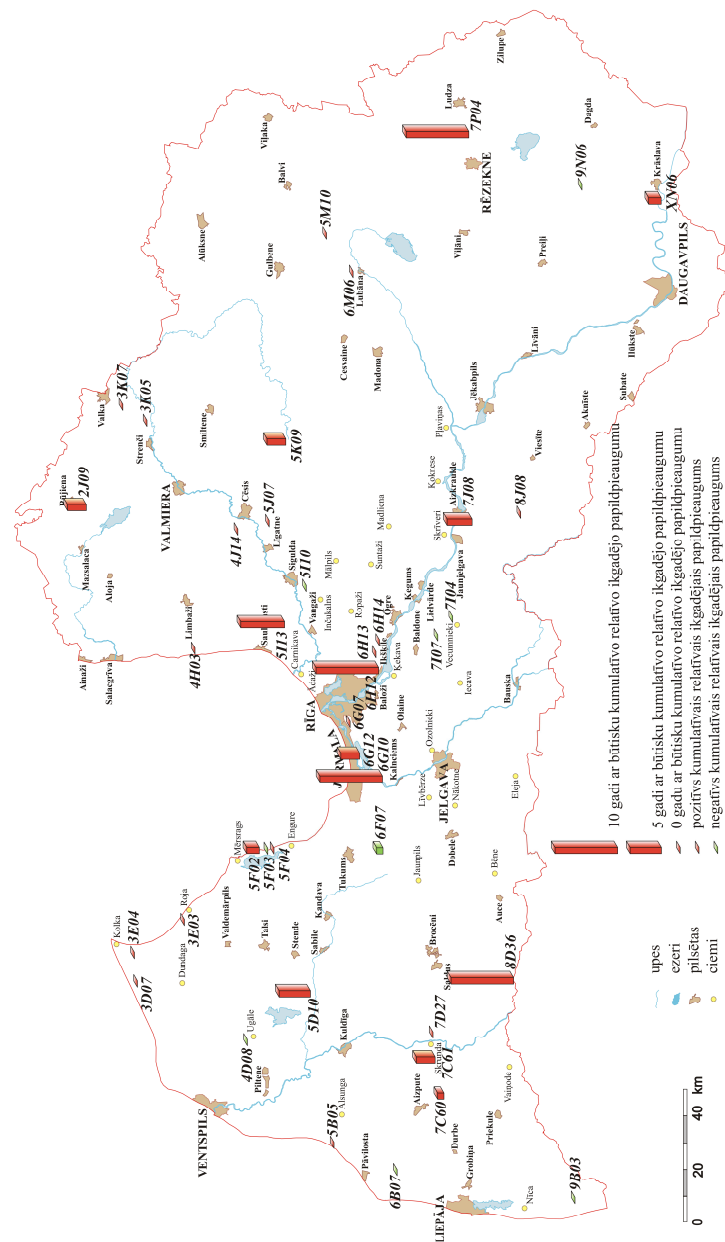
Šāda rezultātu analīze var tikai norādīt vietas, kur iespējama kāda stabila un ilgstoša faktora ietekme, tomēr izdarīt pieņēmumus par tā raksturu nav iespējams. Lai meklētu konkrētus faktorus, katrā no vietām jāveic plašāki pētījumi, ievācot lielāku paraugu skaitu vairākās vietās.

Paraugu ņemšanas vietā "8D36" pie Ezeres vērojams stabils pieauguma kritums visā aplūkotajā periodā. Cita rakstura pētījumi – bioindikācija (Magone u.c. 1992) un ķīmiskās analīzes (Nikodemus, Brūmelis 1998) liecina par Mažeikū naftas pārstrādes rūpnīcas radīto industriālo piesārņojumu. Iespējams, ka arī koku pieauguma izmaiņas ir ar to saistītas.

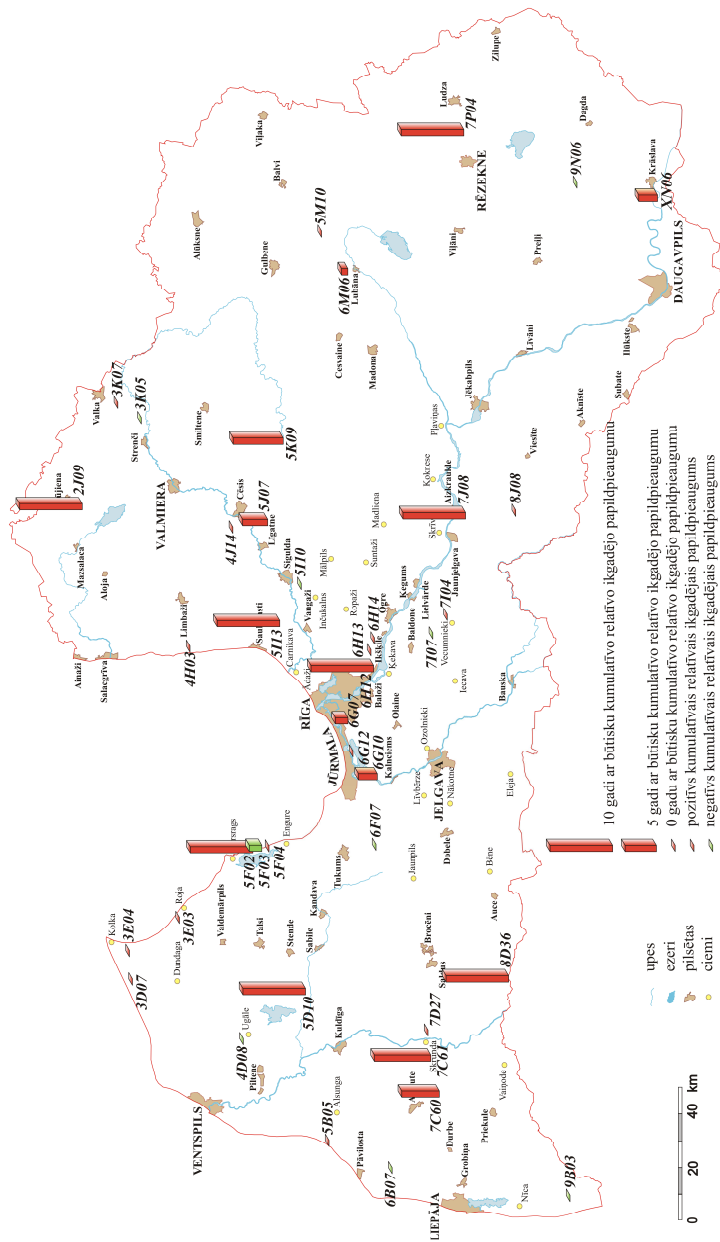
Plašāki pētījumi tika veikti Skrundas tuvumā ar mērķi noskaidrot Skrundas radiolokācijas stacijas (RLS) ietekmi uz koku pieaugumu. Vairāki pētījumi norāda uz iespējamo tās radītā elektromagnētiskā starojuma negatīvo ietekmi uz dzīvajiem organismiem (Balode 1996; Detlavs et al. 1996; Kolodynski, Kolodynska 1996; Magone 1996; Selga, Selga 1996). Arī koku pieauguma analīze iespējamo RLS ietekmi nenoraida (Balodis et al. 1996).

Skrundas apkārtnē no 24 paraugu ņemšanas vietām būtisks negatīvs vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums tika konstatēts 20 vietās, bet ilgstoši, vairāk nekā piecus gadus ilgs – 17 vietās. Tas ir ievērojami vairāk nekā nejauši izvēlētās paraugu ņemšanas vietās un liecina par kāda kopēja faktora ietekmi.

Visās septiņās paraugu ņemšanas vietās RLS intensīvākā starojuma zonā konstatēja ilgstošu, vairāk nekā piecus gadus ilgu būtisku negatīvu vidējo relatīvo kumulatīvo ikgadējo papildpieaugumu. Tātad RLS starojuma ietekme uz koku pieaugumu ir ļoti iespējama.



1.7. attēls. Gadu skaits ar būtisku (p ≤ 0.05) vidējo relatīvo kumulatīvo ikgadējo papildpieaugumu laika periodā no 1975. līdz 1984. gadam. Parādītas tikai vietas, kur paraugi ievākti 1995. gadā un vēlāk. Izmantota logaritmiska datu transformācija un kubiskā izlīdzināšana ar 11 gadu izlīdzināšanas pakāpi.



1.8. attēls. Gadu skaits ar būtisku ($p \leq 0.05$) vidējo relatīvo kumulatīvo ikgadējo papildpieaugumu laika periodā no 1985. līdz 1994. gadam. Parādītas tikai vietas, kur paraugi ievākti 1995. gadā un vēlāk. Izmantota logaritmiska datu transformācija un kubiskā izlīdzināšana ar 11 gadu izlīdzināšanas pakāpi.

2. Secinājumi

1. Izstrādāta jauna metode lieko un trūkstošo gadskārtu meklēšanai. Tās efektivitāte nav pietiekama, lai koriģētās gadskārtu sērijas izmantotu bez papildus pārbaudes. Tomēr metode var nozīmīgi atvieglot vizuālu lieko vai trūkstošo gadskārtu meklēšanu.

2. Parasto priežu augšanas gaitu vairumā gadījumu vislabāk raksturo vispārināts eksponenciālais, negatīvi eksponenciālais un pakāpes modelis. Šie modeļi ir linearizējami logaritmējot, tāpēc, pielietojot parametriskas metodes, ir jāizmanto logaritmiska datu transformācija.

3. Logaritmiska datu transformācija samazina saistību starp gadskārtu platumu sēriju vidējām vērtībām un standartnovirzi. Vēl vairāk tā samazinās, ja pirms logaritmēšanas pieskaita nelielu konstanti.

4. Parastajai priedei pēc trīsdesmit gadu sasniegšanas ar vecumu saistīti faktori koku augšanu būtiski neietekmē, un ilgstošas būtiskas pieauguma izmaiņas liecina par citu pastāvīgu faktoru ietekmi.

5. Novērtējot vidējo relatīvo ikgadējo papildpieaugumu, labāku testa spēju nodrošina kubiskā gadskārtu platuma datu izlīdzināšana, tomēr nelielo atšķirību dēļ izlīdzināšanas metodes izvēle vairāk saistāma ar pētāmā faktora raksturu.

6. Ilgstošu un pastāvīgu faktoru iedarbība visdrošāk konstatējama, novērtējot relatīvo kumulatīvo ikgadējo papildpieaugumu. Nedaudz augstāku testa spēju nodrošina kubiskā izlīdzināšana.

7. Ja gadskārtu platuma sērijas neizlīdzina vai pielieto polinomiālu izlīdzināšanu, augstāku testa spēju nodrošina nelielas konstantes pieskaitīšana pirms logaritmiskas transformācijas. Kubiskās izlīdzināšanas gadījumā izmantojama vienkārša logaritmiska transformācija.

8. Ierobežotā teritorijā konstatējot ilgstošas būtiskas izmaiņas lielākajā daļā paraugu ņemšanas vietu, samērā droši var spriest par kāda uz visu teritoriju attiecināma faktora ietekmi.

9. Skrundas apkārtnē lielākajā daļā paraugu ņemšanas vietu konstatēts ilgstošs būtisks relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums pēc 1975. gada, kas liecina par kāda visaptveroša faktora klātbūtni, iespējams, Skrundas radiolokācijas stacijas emitētā elektromagnētiskā starojuma ietekmi.

Literatūras saraksts

- Balode Z., 1996. Assessment of radio-frequency electromagnetic radiation by the micronucleus test in Bovine peripheral erythrocytes. *The Science of the Total Environment* 180(1):81–85.
- Balodis V., Brūmelis G., Kalviškis K., Nikodemus O., Tjarve D., Znotiņa V., 1996. Does the Skrunda Radiolocation Station diminish the radial growth of pine trees? *The Science of the Total Environment* 180(1):57–64.
- Balodis V., Pospelova G., Ramans K., Tjarve D., 1997. Dendrochronological analysis for the assessment of the environmental quality. *Proceedings of the Latvian Academy of Sciences* 51(5/6):219–221.
- Brūmelis G., Elferts D., Liepiņa L., Lūce I., Tabors G., Tjarve D., 2005. Age and spatial structure of natural *Pinus sylvestris* stands in Latvia. *Scandinavian Journal of Forest Research* 20:471–480.
- Bunn A.G. 2010. Statistical and visual crossdating in R using the dplR library. *Dendrochronologia* 28:251–258.
- Burnham K.P., Anderson D.R., 2002. *Model selection and multimodel inference: a practical information-theoretic approach*. Springer, New York 488 pp.
- Cook E.R., 1985. A time series analysis approach to tree-ring standartization. Ph.D. Dissertation. University of Arizona, Tucson, USA 171 pp.
- Cook E.R., 1990. A conceptual aggregate model for tree rings. In: Cook E.R., Kairiukstis L.A. (Eds.). *Methods of dendrochronology: Applications in the environmental sciences*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht 98–104.
- Cook E.R., Briffa K., Shiyatov S., Mazepa V., 1990. Tree-ring standartization and growth-trend estimation. In: Cook E.R., Kairiukstis L.A. (Eds.). *Methods of dendrochronology: Applications in the environmental sciences*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht 104–123.
- Cook E.R., Peters K., 1997. Calculating unbiased tree-ring indices for the study of climatic and environmental change. *The Holocene* 73:361–370.
- Detlavs I., Dombrovska L., Turauska T., Shkirmante B., Slutskaa L., 1996. Experimental study of the effects of radiofrequency electromagnetic fields on animals with soft tissue wounds. *The Science of the Total Environment* 180(1):35–42.
- Fritts H.C., 1976. *Tree Rings and Climate*. Academic Press, New York 567 pp.
- Grissino-Mayer H.D., 2001. Evaluating crossdating accuracy: a manual and tutorial for the computer program COFECHA. *Tree-Ring Research* 57:205–221.
- Innes J., 1990. General aspects in the use of tree rings for environmental impact studies. In: Cook E.R., Kairiukstis L.A. (Eds.). *Methods of dendrochronology: Applications in the environmental sciences*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht 224–229.
- Juknys R., Vencloviene J., Stravinskiene V., 2003. Scots pine growth and condition in a polluted environment: From decline to recovery. *Environmental Pollution* 125:205–212.
- Kelly D.L., Connolly A., 2000. A review of the plant communities associated with Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) in Europe, and an evolution of putative indicator/specialist species. *Investigación agraria. Sistemas y recursos forestales* 9(1):15–40.
- Kolodynski A.A., Kolodynska V.V., 1996. Motor and psychological functions of school children living in the area of the Skrunda Radio Location Station in Latvia. *The Science of the Total Environment* 180(1):87–93.
- Kuusela J., Kilkki P., 1963. Multiple regression of increment percentages on other characteristics of Scotch pine stands. *Finnish Society of Forestry, Helsinki, Finland* 40 pp.
- Liepa I., 1996. *Pieauguma mēcība*. Jelgava, LLU 123. lpp.
- Magone I., Karps A., Teivāns A., 1992. Latvijas vides kvalitātes fitoindikatīvais vērtējums. IV. Fitoindikācijas rezultāti. *Vides monitorings Latvijā*, 1:22–30.
- Magone I., 1996. The effect of electromagnetic radiation from the Skrunda Radio Location Station on *Spirodela polyrhiza* (L.) Schleiden cultures. *The Science of the Total Environment* 180(1):75–80.
- Mandre M., Kask R., Pikk J., Ots K., 2008. Assessment of growth and stemwood quality of Scots pine on territory influenced by alkaline industrial dust. *Environmental Monitoring and Assessment* 138:51–63.
- Nikodemus O., Brūmelis G., 1998. Monitoring of heavy metal deposition in Latvia. *Proceedings of the Latvian Academy of Sciences* 52:17–24.
- Pärn H., Mandre M., 2011. Dendrochronological analysis of the growth and growth-climate relationships of conifers in the region of alkaline dust deposition. *Forest Ecology and Management* 262:88–94.
- R Development Core Team, 2010. *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.
- Selga T., Selga M., 1996. Response of *Pinus sylvestris* L. needles to electromagnetic fields. Cytological and ultrastructural aspects. *The Science of the Total Environment* 180(1):65–73.
- Warren W.G., 1980. On removing the growth trend from dendrochronological data. *Tree-ring bulletin* 40:35–44.
- Zar J.H., 1996. *Biostatistical analysis*. 3rd ed. Prentice-Hall, NY, USA 662 pp.

Pateicības

Ļoti liels paldies darba vadītājam Valdim Ģirtam Balodim par pacietību un ieteikumiem, kas būtiski uzlaboja promocijas darbu. Vislielākā pateicība par morālo atbalstu manai ģimenei. Īpašs paldies Brigitai Laimei gan par morālo atbalstu, gan palīdzību darba sagatavošanā.

Liels paldies kolēģiem Kamilam Ramanam, Gaļinai Pospelovai, Oļģertam Nikodemusam, Imantam Liepam, Gunai Ādamsonai, Mārim Zundem, kas jau darba tapšanas pirmsākumos ir palīdzējuši gan materiālu ievākšanā, gan apstrādē un nekad nav lieguši savu padomu.

Par atbalstu un padomiem liela pateicība maniem katedras kolēģiem – Guntim Brūmelim, Alfonam Piterānam, Edgaram Vimbam, Annai Žeivīniecei, Irēnai Bergai, Līgai Kūlei, Guntim Taboram, Ilutai Dauškanei, Lindai Madžulei, Robertam Matisonam, Agitai Treimanei, Līgai Strazdiņai un Annai Mežakai. Sirsnīgs paldies Vijai Znotiņai gan par padomiem, gan palīdzību angļu valodas uzlabošanā. Liels paldies Didzim Elfertam un Kārlim Kalvišķim, kuru padoms ir lieti noderējis pie datu apstrādes.

Liels paldies Pēterim Zālītim par vērtīgiem komentāriem.

Paldies visiem bijušajiem un esošajiem Bioloģijas fakultātes kolēģiem. It īpašs paldies par palīdzību Dainai Ezei. Liela pateicība par atbalstu Uldim Kondratovičam, Nilam Rostokam, Ritai Birziņai, Vitai Allei, Stefānijai Brežģei, Mārītei Grīnbergai, Guntai Karnītei un Astrīdai Skudrai. Īpašs paldies gan par morālu atbalstu, gan padomiem Nikolajam Pētersenam.

Paldies kolēģiem no Zooloģijas un ekoloģijas katedras – Jānim Priedniekam, Kristapam Vilkam, Voldemāram Spuņģim, Dagmārai Čakstiņai, kuru atbalsts vasaras praksēs vienmēr ir bijis ļoti jūtams.

Liels paldies par atbalstu maniem draugiem Pēterim Vērdiņam un Andrim Piterānam.

Paldies Latvijas Universitātei par iespēju izmantot Eiropas Sociālā fonda finansiālu atbalstu darba pabeigšanai (projekts "Atbalsts doktora studijām Latvijas Universitātē"). Īpašs paldies Indriķim Muižniekam, projekta vadītājai Elmīrai Zariņai un Inesei Jurkovskai.