

LATVIJAS UNIVERSITĀTE
BIOLOĢIJAS FAKULTĀTE
BOTĀNIKAS UN EKOLOĢIJAS KATEDRA

**Parastās priedes radiālā pieauguma parametriska
analīze vides izmaiņu noteikšanai**

Promocijas darbs

Autors: Didzis Tjarve

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

Recenzenti: Dr. hab. biol. Ģederts Ieviņš

Dr. hab. biol. Imants Liepa

Dr. biol. Viesturs Melecis

Rīga 2013



EIROPAS SAVIENĪBA



LATVIJAS
UNIVERSITĀTE
ANNO 1919

IEGULDĪJUMS TAVĀ NĀKOTNĒ

Šis darbs izstrādāts ar Eiropas Sociālā fonda atbalstu projektā «Atbalsts doktora studijām Latvijas Universitātē»

Kopsavilkums

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

Darbā analizēta parastās priedes (*Pinus sylvestris* L.) piemērotība dendroekoloģiskam vides kvalitātes novērtējumam Latvijas apstākļos. Pētījuma mērķis ir 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. Metode balstās uz gadskārtu platumu salīdzinājumu – gadskārtām, kas veidojušās gados pēc pētāmā faktora iedarbības sākuma, un gadskārtām kontroles periodā pirms tam. Gadskārtu platumu starpība atspoguļo relatīvo ikgadējo papildpieaugumu, kas var būt pozitīvs pie augšanu veicinošu vai negatīvs pie augšanu palēninošu faktoru ietekmes.

Pētījumā tika izmantotas 3072 parastās priedes gadskārtu sērijas ar vismaz 30 gadskārtām no 159 paraugu ņemšanas vietām, kas iegūtas laikā no 1989. līdz 2010. gadam visā Latvijas teritorijā. Desmit paraugu ņemšanas vietās papildus ieguva 175 parastās egles (*Picea abies* (L.) Karst.) gadskārtu sērijas. Datu apstrāde tika veikta R vidē, izmantojot programmu bibliotēkas "*stats*" un "*dplR*", kā arī autora veidotas funkcijas.

Izstrādāta jauna metode izkritušo un papildus gadskārtu meklēšanai. Metodi pārbaudīja, izmantojot no korekti datētām parasto priežu un parasto egļu gadskārtu sērijām mākslīgi veidotas kļūdainas laika rindas. Veicot gandrīz 20 000 pārbaudes, abām koku sugām pilnīgi precīzi gadu ar papildus gadskārtām izdevās atrast aptuveni 50% gadījumu, bet izkritušām gadskārtām – 75% gadījumu. Pieļaujot novirzi ± 5 gadu robežās, meklēšanas sekmes visos gadījumos ir robežās no 80 līdz 90%. Tas nav pietiekami, lai koriģētās gadskārtu sērijas izmantotu bez papildus pārbaudes, bet toties ievērojami atvieglo vizuālu problemātiskās gadskārtas sameklēšanu.

Tika aplūkota piecu dendrohronoloģijā biežāk izmantoto laika rindu modeļu atbilstība priežu gadskārtu sērijām. Vispārināti eksponenciālais modelis vislabāk raksturo 34% no gadskārtu sērijām, savukārt lineārie, negatīvi eksponenciālie, pakāpes un hiperboliskie modeļi visatbilstošākie ir attiecīgi 15%, 17%, 13% un 16% gadījumu, bet 5% sēriju neatbilst neviens no aplūkotajiem modeļiem.

Aplūkojot negatīvi eksponenciālos un pakāpes modeļus, kas vislabāk raksturo vecuma trendu, novērojams, ka parastās priedes gadskārtu sērijās pēc 30 gadu vecuma sasniegšanas vecuma

ietekmes radītās gadskārtu platuma izmaiņas visbiežāk vairs nav parametriski konstatējamas. Līdz ar to, ja konstatēts pastāvīgs un būtisks negatīvs vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums, var pieņemt, ka koku vecuma izmaiņas nav vienīgais pieauguma kritumu izraisošais faktors.

Lai noskaidrotu dažādu laika rindu datu transformācijas un izlīdzināšanas metožu piemērotību relatīvā ikgadējā papildpieauguma parametriskam novērtējumam, izmantoja testa spējas analīzi. Ja datus neizlīdzina vai pielieto polinomiālo izlīdzināšanu, tad labāki rezultāti sasniedzami, pirms logaritmiskas transformācijas pieskaitot nelielu konstanti, savukārt, izmantojot kubisku izlīdzināšanu, lietderīgāka ir vienkārša logaritmiska transformācija.

Ilgstošu un stabilu vides izmaiņu konstatēšanai labāk ir izmantot augstas pakāpes izlīdzināšanu vai vidējo relatīvo kumulatīvo ikgadējo papildpieaugumu, kas atspoguļo izmaiņas izvēlētā retrospektīvā periodā. Ikgadējās klimatiskās svārstības to ietekmē ļoti maz.

Pārbaudot metodi četrdesmit paraugu ņemšanas vietās visā Latvijas teritorijā, biežāk konstatēts negatīvs vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums. Tomēr būtiskas ($p \leq 0.05$) izmaiņas nav pārāk biežas. Vismaz viens 10 gadu ilgs periods ar būtiskām izmaiņām konstatētas 17 vietās, bet vismaz pieci šādi periodi – tikai 10 vietās.

Daudz biežāk nekā citur izmaiņas konstatētas paraugu ņemšanas vietās Skrundas apkārtnē. No 24 paraugu ņemšanas vietām, tur 17 gadījumos konstatētas ilgstošas pieauguma izmaiņas, kas liecina par viena vai vairāku pastāvīgu faktoru ietekmi. Iespējams, viens no tiem ir Skrundas radiolokācijas stacijas radītais elektromagnētiskais starojums, jo būtiskas pieauguma izmaiņas ir visās paraugu ņemšanas vietās tiešā tā iedarbības zonā.

Promocijas darbs izstrādāts Latvijas Universitātes Bioloģijas fakultātes Botānikas un ekoloģijas katedrā no 1994. līdz 2012. gadam. Darba zinātniskais vadītājs: Dr. hab. biol. Valdis Ģirts Balodis.

Summary

Tjarve D., 2013. Parametric analysis of radial increment of Scots pine for environmental assessment.

Suitability of Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) for dendroecological environmental quality assessment in Latvia was evaluated. The aim of the study was to justify the use of Scots pine for parametrical assessment of environmental factors by comparison of growth trends of different time periods, and to define the restrictions of this method. The width of tree rings of time periods before and after the impact of analysed factor were compared, and relative additional annual increments were calculated. Positive or negative increment indicates inhibited or accelerated tree growth, accordingly.

From 1989 to 2010, wood cores of Scots pine were collected in 159 sample sites in Latvia. Each of 3072 tree-ring series contained at least 30 tree-rings. Additionally, 175 wood cores of Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) from 10 sample sites were collected. The data were analyzed using R statistical software, program libraries "*stats*", "*dplR*", and functions written by author.

A new method for detection of missing and false tree-rings was developed. By this method, the possible location of misdating tree-ring and its exact year can be determined. Method was verified using simulated misdating tree-ring series created from correctly dated series of Scots pine and Norway spruce. Almost 20 000 simulated tree-ring series were tested by this method. Absolute detection accuracy of false rings was found in ~50%, and of missing rings – in ~75% of data series for both species. If ± 5 year error of detection accuracy allowed, detection success was 80–90% for missing and false tree-rings of both species. Accuracy level is not sufficient for the direct correction of tree-ring series. However, the method can be used for easy visual location of misdating rings.

Five models frequently used by dendrochronological studies were fitted to the individual tree-ring series. A generalised exponential model gave the best fit with 34% of tree-ring series. The best fit of linear, negative exponential, power, and hyperbolic model was found in 15%, 17%, 13%, and 16% cases accordingly. Five percents of series did not fit to any of these models.

Usually, negative exponential and power models were used to characterise an age trend. In most cases, a significant difference between tree-ring widths after 30 years age within series

created by these models was not found. So if a significant difference between tree-ring widths for a longer period of time was persistent, a conclusion about the presence of non age-related factors could be assumed.

The suitability of various data transformation and smoothing methods for relative additional annual increment assessment was tested with power analysis. If data smoothing was not performed or polynomial smoothing was used, the highest power of the test was shown if adding of small constant before the logarithmical transformation was applied. In case of use of cubic-smoothing spline, the highest power of the test was shown if simple logarithmical transformation was used.

The best way of the assessment of long-lasting and persistent environmental changes was the use of relative cumulative additional annual increment within retrospective time period due to the elimination of the influence of high frequency climatic factors.

The method was tested in 40 sample plots selected across a territory of Latvia. Negative mean relative cumulative additional annual increment was more common than positive one. However, it was not significant ($p \leq 0.05$) in most cases. At least one ten year period of significant changes was found in 17 sample sites. Persistent changes within at least five time periods (10 years) were found only in 10 sample sites.

More frequently, significant changes were found within sample plots in vicinity of Skrunda town. Here, persistent growth changes were found in 17 sample plots of 24. That indicates the presence of strong negative environmental factor. Possibly it is impact of Skrunda radiolocation station because all plots, which were affected by strong electromagnetic radiation, significant negative increment were shown.

The research was carried out at the Department of Botany and Ecology, Faculty of Biology, University of Latvia from 1994 to 2012. Supervisor: Dr. hab. biol. Valdis Ģirts Balodis.

Saturs

Attēlu saraksts.....	9
Tabulu saraksts	10
Pielikumu saraksts	11
Ievads.....	15
1. Literatūras apskats	17
1.1. Parastā priede	17
1.2. Dendrohronoloģiskie pētījumi.....	17
1.2.1. Dendrohronoloģisko pētījumu vēsture.....	17
1.2.2. Šķērsdatēšana.....	18
1.3. Gadskārtu informatīvā nozīme	19
1.3.1. Koku pieauguma modelis	19
1.3.2. Standartizācija.....	20
1.3.3. Deterministiskie augšanas trenda modeļi	21
1.3.4. Stohastiska augšanas trenda izlīdzināšana.....	22
1.4. Vides izmaiņu ietekmes izvērtēšanas metodes.....	23
2. Materiāls un metodes.....	26
2.1. Paraugu ievākšana un gadskārtu sērijas	26
2.2. Gadskārtu sēriju mērīšana un datēšana	27
2.2.1. Metode izkritušo un papildus gadskārtu meklēšanai	27
2.2.2. Metodes pārbaude	28
2.3. Gadskārtu sēriju modelēšana.....	28
2.3.1. Prognozētās gadskārtu platuma vērtību starpības.....	29
2.4. Papildpieauguma parametriskais novērtējums	29
2.4.1. Datu transformācija un izlīdzināšana.....	29
2.4.2. Relatīvais ikgadējais papildpieaugums	30
2.4.3. Relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums	31
2.5. Paraugkopas apjoma novērtējums	31
3. Rezultāti un diskusija	33
3.1. Izkritušo un papildus gadskārtu meklēšana.....	33
3.2. Minimālās konstatējamās gadskārtu platuma atšķirības	36
3.3. Gadskārtu sēriju modeļi	37
3.3.1. Modeļu raksturojums	41
3.3.2. Augšanas gaitas izmaiņas	44
3.4. Relatīvais ikgadējais papildpieaugums	46
3.4.1. Datu transformācija.....	46
3.4.2. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums.....	50
3.4.3. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums	51
3.4.4. Datu transformācijas metožu izvērtējums.....	52
3.4.5. Datu izlīdzināšanas metožu izvērtējums.....	53

3.5. Pieauguma izmaiņu izvērtējums	55
3.6. Pieauguma izmaiņas Skrundas apkārtnē.....	56
Secinājumi	60
Literatūra	61
Pateicības	68
PIELIKUMI.....	69

Attēlu saraksts

3.1. attēls. Papildus un izkritušu gadskārtu meklēšanas sekmes gadskārtu sērijās pie atšķirīgas pieļautās precizitātes (0 līdz 5 gadi).....	36
3.2. attēls. Priedes gadskārtu sēriju augšanas trendam raksturīgo piecu modeļu īpatsvars (%), sākot no parauga 1., 11., 21. un 31. gadskārtas ar vismaz 50 gadskārtām sērijā.....	38
3.3. attēls. Priedes gadskārtu sēriju augšanas trendam raksturīgo četru modeļu īpatsvars (%), sākot no parauga 1., 11., 21. un 31. gadskārtas ar vismaz 50 gadskārtām sērijā.....	39
3.4. attēls. Priedes gadskārtu sēriju augšanas trendam raksturīgo piecu modeļu īpatsvars (%), sākot no parauga pirmās gadskārtas dažāda garuma sērijām.	40
3.6. attēls. Gadskārtu platumu izlīdzināšanas līknes.....	47
3.7. attēls. Saistība starp 18 sēriju ar 30 gadskārtām gadskārtu platumu vidējām vērtībām un standartnovirzēm paraugu ņemšanas vietā "6H14" Ikšķiles apkārtnē.	49
3.8. attēls. Saistība starp 34 sēriju ar 30 gadskārtām gadskārtu platumu vidējām vērtībām un standartnovirzēm paraugu ņemšanas vietā "7C23" Kuldīgas rajonā.	49
3.9. attēls. Gadu skaits ar būtisku ($p \leq 0.05$) vidējo relatīvo kumulatīvo ikgadējo papildpieaugumu intensīvākajā Skrundas RLS darbības zonā.	58
3.10. attēls. Gadu skaits ar būtisku ($p \leq 0.05$) vidējo relatīvo kumulatīvo ikgadējo papildpieaugumu vietās ar zemāku Skrundas RLS darbības intensitāti.	59
3.11. attēls. Gadu skaits ar būtisku ($p \leq 0.05$) vidējo relatīvo kumulatīvo ikgadējo papildpieaugumu vietās aiz Skrundas RLS darbības zonas.....	59

Tabulu saraksts

2.1. tabula. Gadskārtu sēriju grupas.	26
3.1. tabula. Papildus un izkritušo gadskārtu meklēšanas sekmes (%) parastās egles un parastās priedes gadskārtu sērijās pie dažādiem segmenta garumiem un nobīdes (<i>lag</i> perioda).....	34
3.2. tabula. Papildus un izkritušo gadskārtu meklēšanas sekmes (%) parastās egles un parastās priedes gadskārtu sērijās pie dažādiem segmenta garumiem un nobīdes (<i>lag</i> perioda), ja kļūda ir 10 jaunākajos sērijas gados.	35
3.3. tabula. Papildus un izkritušo gadskārtu meklēšanas sekmju (%) statistiskie rādītāji.....	35
3.4. tabula. Minimālā ar Stjūdentu 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 ($\alpha = 0.1, 0.05, 0.01, 0.001$).....	37
3.5. tabula. Priežu gadskārtu sēriju īpatsvars ar vismaz vienu būtisku ($p \leq 0.05$) modeli ar četriem (lineārs, negatīvi eksponenciāls, pakāpes, hiperbolisks) un pieciem (papildus vispārināti eksponenciāls) modeļu veidiem, analizējot pilnas gadskārtu sērijas vai sākot no sērijas 11., 21. vai 31. gadskārtas.....	38
3.6. tabula. Prognozēto netransformētu un logaritmiski transformētu divu dažādu gadu gadskārtu platumu (w) starpību absolūto vērtību $\delta = w_{t1} - w_{t2} $ procentiles četriem modeļu veidiem.	45
3.7. tabula. Prognozēto netransformētu un logaritmiski transformētu divu dažādu gadu gadskārtu platumu (w) starpību absolūto vērtību $\delta = w_{t1} - w_{t2} $ procentiles negatīvi eksponenciāliem modeļiem.	46
3.8. tabula. Vidējie Pīrsona korelācijas koeficienti saistībai starp 65 gadskārtu sēriju paraugkopu gadskārtu platumu vidējām vērtībām un standartnovirzi.....	48
3.9. tabula. Gadu skaits ar būtisku ($p \leq 0.05$) negatīvu vai pozitīvu relatīvo ikgadējo papildpieaugumu vidēji paraugu ņemšanas vietā.....	50
3.10. tabula. Gadu skaits ar būtisku ($p \leq 0.05$) negatīvu vai pozitīvu relatīvo kumulatīvo ikgadējo papildpieaugumu vidēji paraugu ņemšanas vietā.....	52

Pielikumu saraksts

- 1.1. Paraugu ņemšanas vietas.
- 1.2. Paraugu ņemšanas vietas Skrundas apkārtnē.
- 1.3. Paraugu ņemšanas vietu saraksts.
- 2.1a. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "9N06" pie Aglonas, izmantojot logaritmētus un neizlīdzinātus datus.
- 2.1b. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "9N06" pie Aglonas, izmantojot logaritmētus un neizlīdzinātus datus, pirms logaritmēšanas pievienojot konstanti $c = 0.5$.
- 2.1c. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "9N06" pie Aglonas, izmantojot logaritmētus un polinomiāli izlīdzinātus datus.
- 2.1d. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "9N06" pie Aglonas, izmantojot logaritmētus un polinomiāli izlīdzinātus datus, pirms logaritmēšanas pievienojot konstanti $c = 0.5$.
- 2.1e. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "9N06" pie Aglonas, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 11 gadi.
- 2.1f. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "9N06" pie Aglonas, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 11 gadi, pirms logaritmēšanas pievienojot konstanti $c = 0.5$.
- 2.1g. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "9N06" pie Aglonas, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 20 gadi.
- 2.1h. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "9N06" pie Aglonas, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 20 gadi, pirms logaritmēšanas pievienojot konstanti $c = 0.5$.
- 2.2a. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "3D07" pie Mazirbes, izmantojot logaritmētus un neizlīdzinātus datus.
- 2.2b. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "3D07" pie Mazirbes, izmantojot logaritmētus un polinomiāli izlīdzinātus datus.
- 2.2c. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "3D07" pie Mazirbes, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 11 gadi.
- 2.2d. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "3D07" pie Mazirbes, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 20 gadi.
- 2.3a. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "5F03" pie Engures, izmantojot logaritmētus un neizlīdzinātus datus, pirms logaritmēšanas pievienojot konstanti $c = 0.5$.
- 2.3b. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "5F03" pie Engures, izmantojot logaritmētus un polinomiāli izlīdzinātus datus, pirms logaritmēšanas pievienojot konstanti $c = 0.5$.
- 2.3c. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "5F03" pie Engures, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 11 gadi.
- 2.3d. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "5F03" pie Engures, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 20 gadi.
- 2.4a. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "7C26" pie Sieksātes, izmantojot logaritmētus un polinomiāli izlīdzinātus datus, pirms logaritmēšanas pievienojot konstanti $c = 0.5$.

- 2.4b. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "7C26" pie Sieksātes, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 11 gadi.
- 2.5a. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "7D27" pie Skrundas, izmantojot logaritmētus un polinomiāli izlīdzinātus datus, pirms logaritmēšanas pievienojot konstanti $c = 0.5$.
- 2.5b. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "7D27" pie Skrundas, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 11 gadi.
- 2.6a. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "6G07" pie Babītes, izmantojot logaritmētus un polinomiāli izlīdzinātus datus, pirms logaritmēšanas pievienojot konstanti $c = 0.5$.
- 2.6b. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "6G07" pie Babītes, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 11 gadi.
- 2.7a. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "7J08" pie Aizkraukles, izmantojot logaritmētus un polinomiāli izlīdzinātus datus, pirms logaritmēšanas pievienojot konstanti $c = 0.5$.
- 2.7b. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "7J08" pie Aizkraukles, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 11 gadi.
- 3.1. 3. pielikumā iekļauto paraugu ņemšanas vietu saraksts.
- 3.2. Relatīvais ikgadējais papildpieaugums un testa spēja $(1-\beta)$ paraugu ņemšanas vietā "9N06" pie Aglonas.
- 3.3. Relatīvais ikgadējais papildpieaugums un testa spēja $(1-\beta)$ paraugu ņemšanas vietā "3D07" pie Mazirbes.
- 3.4. Relatīvais ikgadējais papildpieaugums un testa spēja $(1-\beta)$ paraugu ņemšanas vietā "5F03" pie Engure.
- 3.5. Relatīvais ikgadējais papildpieaugums un testa spēja $(1-\beta)$ paraugu ņemšanas vietā "7C26" pie Sieksātes.
- 3.6. Relatīvais ikgadējais papildpieaugums un testa spēja $(1-\beta)$ paraugu ņemšanas vietā "7D27" pie Skrundas.
- 3.7. Relatīvais ikgadējais papildpieaugums un testa spēja $(1-\beta)$ paraugu ņemšanas vietā "6G07" pie Babītes.
- 3.8. Relatīvais ikgadējais papildpieaugums un testa spēja $(1-\beta)$ paraugu ņemšanas vietā "7J08" pie Aizkraukles.
- 4.1a. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "9N06" pie Aglonas, izmantojot logaritmētus un neizlīdzinātus datus.
- 4.1b. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "9N06" pie Aglonas, izmantojot logaritmētus un polinomiāli izlīdzinātus datus.
- 4.1c. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "9N06" pie Aglonas, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 11 gadi.
- 4.1d. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "9N06" pie Aglonas, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 20 gadi.
- 4.2a. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "3D07" pie Mazirbes, izmantojot logaritmētus un neizlīdzinātus datus.

- 4.2b. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "3D07" pie Mazirbes, izmantojot logaritmētus un polinomiāli izlīdzinātus datus.
- 4.2c. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "3D07" pie Mazirbes, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 11 gadi.
- 4.2d. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "3D07" pie Mazirbes, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 20 gadi.
- 4.3a. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "5F03" pie Engures, izmantojot logaritmētus un neizlīdzinātus datus.
- 4.3b. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "5F03" pie Engures, izmantojot logaritmētus un polinomiāli izlīdzinātus datus.
- 4.3c. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "5F03" pie Engures, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 11 gadi.
- 4.3d. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "5F03" pie Engures, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 20 gadi.
- 4.4a. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "7C26" pie Sieksātes, izmantojot logaritmētus un polinomiāli izlīdzinātus datus.
- 4.4b. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "7C26" pie Sieksātes, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 11 gadi.
- 4.5a. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "7D27" pie Skrundas, izmantojot logaritmētus un polinomiāli izlīdzinātus datus.
- 4.5b. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "7D27" pie Skrundas, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 11 gadi.
- 4.6a. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "6G07" pie Babītes, izmantojot logaritmētus un polinomiāli izlīdzinātus datus.
- 4.6b. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "6G07" pie Babītes, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 11 gadi.
- 4.7a. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "7J08" pie Aizkraukles, izmantojot logaritmētus un polinomiāli izlīdzinātus datus.
- 4.7b. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums paraugu ņemšanas vietā "7J08" pie Aizkraukles, izmantojot logaritmētus un kubiski izlīdzinātus datus ar izlīdzināšanas pakāpi 11 gadi.
- 5.1. 5. pielikumā iekļauto paraugu ņemšanas vietu saraksts.
- 5.2. Relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums un testa spēja ($1-\beta$) paraugu ņemšanas vietā "9N06" pie Aglonas.
- 5.3. Relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums un testa spēja ($1-\beta$) paraugu ņemšanas vietā "3D07" pie Mazirbes.
- 5.4. Relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums un testa spēja ($1-\beta$) paraugu ņemšanas vietā "5F03" pie Engures.
- 5.5. Relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums un testa spēja ($1-\beta$) paraugu ņemšanas vietā "7C26" pie Sieksātes.

- 5.6. Relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums un testa spēja ($1-\beta$) paraugu ņemšanas vietā "7D27" pie Skrundas.
- 5.7. Relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums un testa spēja ($1-\beta$) paraugu ņemšanas vietā "6G07" pie Babītes.
- 5.8. Relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums un testa spēja ($1-\beta$) paraugu ņemšanas vietā "7J08" pie Aizkraukles.
- 6.1. Gadu skaits ar būtisku ($p \leq 0.05$) relatīvo kumulatīvo ikgadējo papildpieaugumu laika periodā no 1975. līdz 1984. gadam.
- 6.2. Gadu skaits ar būtisku ($p \leq 0.05$) relatīvo kumulatīvo ikgadējo papildpieaugumu laika periodā no 1985. līdz 1994. gadam.

Ievads

Koku gadskārtās ir ietverta informācija par augšanas izmaiņām ilgākā laika periodā. Tās var būt izraisījuši dažādi faktori – klimats, lokālas vides apstākļu izmaiņas, cilvēka ietekme un citi. Pētījumi, kur gadskārtu platuma dati ir izmantoti dažādu vides faktoru retrospektīvam novērtējumam, tiek veikti jau kopš 20. gadsimta sākuma un ir aktuāli joprojām.

Dendroekoloģiska rakstura pētījumu ir daudz un tajos tiek izmantotas dažādas metodes. Tomēr katrai no tām ir savi trūkumi. Dažādas koku sugas, pētījumu vietas un pētāmie faktori bieži prasa atšķirīgu pieeju. Tāpēc metodiska rakstura jautājumi bieži vien ir uzmanības centrā.

Vairāk nekā trešajā daļā Latvijas mežu valdošā suga ir parastā priede (*Pinus sylvestris* L.), kas šajā teritorijā ir bijusi viena no nozīmīgākajām koku sugām jau pirms daudziem tūkstošiem gadu (Zunde 1999). Tāpēc arī Latvijā veiktos dendrohronoloģiskos pētījumos tā tiek izmantota visbiežāk. Jau 1975. gadā ar priedi saistītus dendroklimatoloģiskus pētījumus veicis E. Špalte (1975). Vēlāk tā izmantota arī citos ar koku gadskārtu analīzi saistītos pētījumos (Liepa 1996; Zunde 2003; Elferts 2008; Dauškane 2010).

Latvijā parastā priede ir tās izplatības areāla vidū (Kelly, Conolly 2000) un klimatiskās svārstības tās augšanas gaitu ietekmē salīdzinoši maz. Tāpēc Latvijā priede ir viena no piemērotākajām sugām dendroekoloģiskiem pētījumiem, kas vides apstākļu izmaiņas novērtē, balstoties uz koku augšanas gaitas izmaiņām. Šādas metodes Latvijā ir izstrādājuši I. Liepa (1996) un V. Balodis (Balodis et al. 1997).

Šajā pētījumā izvirzīts **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.

Mērķa realizācijai izvirzīti vairāki **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 pielietošanas 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.

Pirms darba veikšanas tika izvirzītas vairākas **hipotēzes**.

1. Parastās priedes augšanas gaitu vidējā dzīves periodā koka vecums būtiski neietekmē.
2. Parasto priežu gadskārtu platuma atšķirību parametriska novērtēšana veicama, izmantojot logaritmisku datu transformāciju.
3. Ilgstošas būtiskas pieauguma izmaiņas vairākās audzēs liecina par pastāvīga, teritorijai kopēja ārējā faktora ietekmi.

Aizstāvāmās **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 konstatējamas būtiskas gadskārtu platuma atšķirības, ja noteicošais augšanas gaitu ietekmējošais faktors ir koka vecums.
3. Veicot pieauguma izmaiņu parametrisku novērtējumu, gadskārtu platuma 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.

1. Literatūras apskats

1.1. Parastā priede

Parastā priede (*Pinus sylvestris* L.) ir mūžzaļš priežu dzimtas (*Pinaceae* Lindley) priežu ģints (*Pinus* L.) koks ar slaidu un taisnu stumbru. Tas sasniedz 45 m augstumu un 500 gadu vecumu (Mauriņš, Zvirgzds 2006). Vecākais Latvijā konstatētais koks ir 459 gadus vecs (Brūmelis et al. 2009). Dažkārt nodala Baltijas valstīs un Baltijas jūras piekrastes DA reģionā sastopamo Rīgas priedes varietāti (*P. sylvestris* var. *rigensis* (Desf.) Asch. et Graebn.), kas izceļas ar taisnu stumbru un ātraudzību (Mauriņš, Zvirgzds 2006). Augšanas maksimums priedei parasti raksturīgs sezonas pirmajā pusē (Vaganov et al. 2006).

Parastā priede ir saulmīlis, spēj pielāgoties dažādiem mitruma apstākļiem, tai ir izteikta salizturība un noturība pret vēju. Priedei raksturīga plaša ekoloģiskā amplitūda – tā aug gan sausās smilšainās augsnēs, gan kūdras augsnēs un spēj aizņemt mazauglīgus biotopus, kas nav pieejami citām koku sugām (Cinovskis 1997; Priedītis 1997; Priedītis 1999; Mauriņš, Zvirgzds 2006). Parastajai priedei ir ļoti plašs dabiskais areāls – tā sastopama lielākajā Eiropas daļā no Ibērijas pussalas un Skotijas līdz Urālu kalniem, un tālāk Āzijā līdz pat Ohotskas jūrai. Savukārt areāla dienviddaļa sasniedz Turciju, bet ziemeļdaļa – Norvēģijas ziemeļus (Kelly, Conolly 2000; Mauriņš, Zvirgzds 2006).

Latvijas teritorijā parastā priede ir ienākusi drīz pēc leduslaikmeta beigām (Zunde 1999). Latvijā meži ar parasto priedi kā valdošo koku sugu aizņem 35% no visām meža zemēm (Valsts meža dienests 2012), bez tam tā veido mistraudzes ar egli, bērzu un reizēm apsi (Mauriņš, Zvirgzds 2006).

Plašā izplatība Latvijā un atrašanās areāla vidū nosaka priedes piemērotību dendroekoloģiskiem pētījumiem. Klimatiskie faktori gadskārtu platumu svārstības ietekmē daudz mazāk nekā sugām, kas ir areāla malās. Tie izskaidro ne vairāk kā trešo daļu no hronoloģiju vērtību variēšanas (Elferts 2008).

1.2. Dendrohronoloģiskie pētījumi

1.2.1. Dendrohronoloģisko pētījumu vēsture

Dendrohronoloģijas kā atsevišķas zinātnes nozares izveidošanās saistāma ar A.E. Duglasa pētījumiem 20. gadsimta sākumā Ziemeļamerikā (Douglass 1914), lai gan atsevišķi pētījumi Eiropā ir veikti jau agrāk, piemēram, Krievijā Švedovs 1882. gadā pētījis kokus kā sausuma

periodu indikatorus (Eckstein 1972). Sākotnēji lielāka uzmanība ir pievērsta dendroklimatoloģiskiem pētījumiem un dendrohronoloģijas pielietojumam arheoloģijā (Robinson 1990). Tomēr jau 19. gadsimta beigās ir pirmie pētījumi, kur koksnes gadskārtas tiek izmantotas, lai konstatētu un kvantitatīvi novērtētu gaisa piesārņojuma ietekmi (Eckstein, Pilcher 1990). Kopš tā laika pētījumu klāsts, kas vērsts uz piesārņojuma vai citu faktoru ietekmētu vides izmaiņu konstatēšanu, ir kļuvis ļoti plašs.

Latvijā pirmos dendrohronoloģiskos pētījumus ir veicis A. Zviedris 20. gadsimta 60-jos gados. Nedaudz vēlāk ir uzsākti arī dendroklimatoloģiski pētījumi (Špalte 1975). Plašākā apjomā vēsturiskās koksnes datēšanu kopš 90-jiem gadiem veic M. Zunde (2003). Savukārt 21. gadsimtā ir virkne pētījumu, kas veltīti klimatisko faktoru ietekmes novērtējumam (Elferts 2008; Dauškane 2010).

Dažādu vides faktoru ietekme uz koku pieaugumu pētīta mazāk. Gadskārtas koksnes pieauguma novērtējumā izmantojis I. Liepa (1996). Savukārt V. Baloža vadībā izstrādāta parametriska metode koksnes papildpieauguma novērtējumam (Balodis et al. 1997), kas pielietota elektromagnētiskā piesārņojuma ietekmes uz koku pieaugumu novērtēšanā (Balodis et al. 1996).

1.2.2. Šķērsdatēšana

Dendrohronoloģisko metožu klāsta centrā jau no zinātnes pirmsākumiem ir šķērsdatēšanas metodes, kas palīdz noskaidrot precīzu katras gadskārtas atbilstību noteiktam kalendārajam gadam. Pirmās lietotās metodes, kas tiek izmantotas vēl joprojām, ir saistītas ar vizuālu paraugu salīdzināšanu un pētnieka personisko pieredzi. Bieži tas ir gan pirmais, gan noslēdzošais šķērsdatēšanas etaps (Pilcher 1990).

Nozīmīgu palīdzību šķērsdatēšanas procesā sniedz dažādu datorprogrammu pielietojums. Visbiežāk tiek izmantota datorprogramma *COFECHA* (Holmes 1983), bet pēdējā laikā arī R programmas pakete "*dplR*" (Bunn 2008). Tās pārsvarā izmanto korelācijas analīzi, kur no daudziem paraugiem izveidota un visbiežāk pārbaudīta hronoloģija tiek salīdzināta ar šķērsdatējamo gadskārtu sēriju. Lai eliminētu trendu un zemas frekvences svārstības, pirms šķērsdatēšanas gadskārtu platumu sērijas parasti tiek standartizētas, gadskārtas vērtību dalot ar vērtībām, kas satur šo komponenti (Holmes 1983). Šim nolūkam visbiežāk izmanto kubiskās izlīdzināšanas līkni (Cook, Peters 1981). Papildus mēdz pielietot arī logaritmisku transformāciju, nereti pirms tam pievienojot nelielu konstanti (Grissino-Mayer 2001). Dažkārt

pielieto arī gadskārtu platumu vidējās vērtības, pirms tam noņemot autoregresivitāti (Bunn 2008). Pietiekami augstas korelācijas gadījumā tiek uzskatīts, ka sērija datēta korekti.

Ja korelācija nav pietiekama, tiek meklētas kļūdas, ko parasti dara vizuāli, pārbaudot koksnes paraugus. Kļūdas var izraisīt gan neprecizitātes mērīšanā, gan koka augšanas procesā izveidojušās izkritušas vai papildus gadskārtas. Lai kļūdu meklēšana būtu vienkāršāka, var aptuveni precizēt tās izvietojumu gadskārtu sērijā. To dara, sadalot sēriju īsākos segmentos un nobīdot segmentus attiecībā pret hronoloģiju par vienu vai vairākiem gadiem. Ja tiek iegūta pietiekami augsta korelācija, tad var izdarīt pieņēmumu par vienu vai vairākām trūkstošām vai liekām gadskārtām (Holmes 1983; Bunn 2010). Balstoties uz informāciju par segmentiem, kuros tā novērota, var izdarīt aptuvenu pieņēmumu par kļūdas izvietojumu. Tomēr parasti tas aptver vismaz 20 līdz 30 gadus. Tālākais kļūdas meklēšanas process notiek vizuāli, kas nav iespējams, ja izmērītie koksnes paraugi nav saglabājušies.

1.3. Gadskārtu informatīvā nozīme

Koku gadskārtās ietvertās informācijas sistemātisku analīzi 20. gadsimta sākumā uzsāka astronoms A. E. Douglass (Robinson 1990). Viņa pētījumi parādīja, ka kokiem pieejamais mitruma daudzums, it īpaši sausos reģionos, ietekmē koku gadskārtu platumu. Līdz ar to koku gadskārtu sērijās ir ietverta informācija par ikgadējo nokrišņu daudzumu (Douglass 1914). Gadskārtas var saturēt informāciju arī par citiem klimatiskajiem faktoriem, no kuriem nozīmīgākie ir limitējošie faktoriem, kas raksturīgi attiecīgajai koku sugai dotajā reģionā (Schweingruber et al. 1990). Gadskārtās var būt ietverta informācija arī par citiem faktoriem, kas ietekmē koku augšanas gaitu.

1.3.1. Koku pieauguma modelis

Ir virkne faktoru, kas var ietekmēt koku gadskārtu platumu. Koku gadskārtu platumu sērijas var raksturot ar vienkāršotu lineāru modeli:

$$R_t = A_t + C_t + \delta D1_t + \delta D2_t + E_t \quad (1.1)$$

kur R_t – gadskārtu platumi, A_t – koka vecuma ietekme, C_t – klimata ietekme, $\delta D1_t$ – uz individuāliem kokiem attiecināma vides faktoru ietekme, $\delta D2_t$ – audzes līmeņa vides faktoru ietekme, E_t – nenoskaidrotu faktoru ikgadējā ietekme. Ar $D1_t$ un $D2_t$ saistītā koeficienta δ vērtība ir 1 vai 0 atkarībā no atbilstošo vides faktoru klātbūtnes vai iztrūkuma (Cook 1987; Cook 1990).

Komponentei A_t ir raksturīga mainība. Ierobežotas konkurences apstākļos vecuma ietekmi raksturo eksponenciāla pieauguma sarūkšana. Sākotnēji liknei raksturīgas straujas izmaiņas, vēlāk tās samazinās. Savukārt lielākas konkurences apstākļos pieaugums sākotnēji var nesamazināties vai pat palielināties, un tikai vēlāk iestājas eksponenciāls pieauguma sarūkums (Fritts 1976; Cook 1990; Helama et al. 2005; Biondi, Quedan 2008).

Modelī (1.1) ietvertā komponente C_t raksturo ar klimatu saistīto vides faktoru ietekmes radītās gadskārtu platuma svārstības. Šie faktori var būt nokrišņu daudzums, minimālās, maksimālās vai vidējās gaisa temperatūras, kas ietekmē koku fizioloģiskos procesus un līdz ar to arī ikgadējo pieaugumu (Fritts 1976; Cook 1987). Visbiežāk tieši klimatiskais signāls tiek nodalīts no pārējiem gadskārtas platumu ietekmējošajiem faktoriem. Tas ir kopīgs visiem konkrētās vietas vai pat plašākas teritorijas kokiem, var tikt izmantots gan šķērsdatēšanai, gan pagātnes klimata novērtēšanai un ir analizēts ļoti daudzos pētījumos (Fritts 1976).

Atsevišķiem kokiem specifisku vides faktoru ietekmi raksturo komponente $D1_t$. Visbiežāk šādi faktori ir saistīti ar lokāliem dabiskiem traucējumiem, piemēram, veidojoties izrobojumiem, vai arī traucējumiem, kas saistīti ar audzes kopšanu. Savukārt komponente $D2_t$ atspoguļo to traucējumu ietekmi, kas raksturīgi visai audzei. Tie var būt kaitēkļi, slimības, ciršana, ugunsgrēki, piesārņojums vai citi plašāka rakstura traucējumi. Komponente E_t atspoguļo citu neizskaidrotu faktoru ietekmi. Tie var būt saistīti, piemēram, ar vides atšķirībām audzē vai mērījumu kļūdām. Modeļa 1.1 komponentes C_t un $D2_t$ ir attiecināmas uz visu audzi, savukārt $D1_t$ un E_t ir raksturīgas individuāliem kokiem (Cook 1985; Cook 1990).

Komponentes A_t , $D1_t$ un $D2_t$ bieži ir grūti nodalāmas un nereti, it sevišķi dendroklimatoloģiskos pētījumos, tās arī nav nepieciešams nodalīt. Tāpēc tās mēdz raksturot kopīgi kā augšanas trenda G_t funkciju (Cook 1990).

1.3.2. Standartizācija

Augšanas trenda G_t radīto gadskārtu platuma svārstību novērtēšana un eliminēšana jau kopš pirmsākuma ir bijusi dendrohronoloģijas uzmanības centrā (Douglass 1914), to vēlāk apzīmējot ar jēdzienu standartizācija (Fritts 1976). Standartizācija pārvērš gadskārtu platuma vērtības R_t relatīvos indeksos I_t ar vidējo vērtību 1 un konstantu dispersiju, dalot tās ar gadskārtas platuma vecuma komponenti G_t :

$$I_t = R_t / G_t \quad (1.2)$$

Bieži gadskārtu platumus logaritmē. Šajā gadījumā indeksu vērtība iegūstama ar formulu

$$\log I_t = \log R_t - \log G_t. \quad (1.3)$$

Logaritms no nulles neeksistē, tāpēc trūkstošu gadskārtu gadījumos tā jāaizstāj ar mazu pozitīvu vērtību. Vienīgi tas var izraisīt indeksu vērtību varbūtību sadalījuma negatīvu asimetriju. Iespējams, to var novērst, pirms transformācijas visām gadskārtu platuma vērtībām pieskaitot konstantu vērtību (Cook 1990).

Gadījumos, kad augšanas trends tiecas uz nulli, kas bieži ir raksturīgs pirmajiem vai pēdējiem augšanas gadiem, indeksu vērtības var būt neadekvāti lielas. Īpaši spilgti tas ir izteikts, ja G_t vērtības ir mazākas par 0.5 mm vai aprēķinātā augšanas trenda līkne tās galos būtiski nesakrīt ar reālajiem datiem (Cook, Peters 1997). Arī šīs problēmas novēršanai gadskārtu platuma vērtībām var pieskaitīt konstantu vērtību.

Augšanas trenda G_t novērtēšanas metodes pārsvarā iedala deterministiskajās un stohastiskajās (Cook et al. 1990).

1.3.3. Deterministiskie augšanas trenda modeļi

Augšanas trendu pēc augšanas maksimuma iestāšanās var raksturot ar negatīvi eksponenciālu modeli

$$y = ae^{-bx}, \quad (1.4)$$

kur y – prognozējamais gadskārtas platums, bet x – gadu skaits kopš pieauguma maksimuma (Fritts 1963) vai

$$y = ae^{-bx} + k, \quad (1.5)$$

kur k – ir pozitīva konstante, kas raksturo nemainīgu pieauguma komponenti (Fritts et al. 1969). Modelis (1.5) ir vispārīgāks un labāk raksturo vecuma trendu atklātās vietās ar ierobežotu konkurenci (Cook 1985). Šis modelis nav piemērojams pirmajām gadskārtām tuvu serdei pirms augšanas maksimuma. Šajā periodā vecuma trendu labāk raksturo lineārs modelis (Fritts et al. 1969)

$$y = a + bx. \quad (1.6)$$

Somu zinātnieki (Kuusela, Kilkki 1963) pieauguma izmaiņu raksturošanai piedāvā pakāpes funkciju (*power function* angl.)

$$y = ax^{-b}, \quad (1.7)$$

kas jaunu audžu raksturošanai dažkārt ir labāk piemērota nekā eksponenciālā funkcija. Linearizētā formā to var izteikt šādi

$$\log y = \log a - b \log x. \quad (1.8)$$

Retāk izmanto hiperbolisku funkciju (Cook et al. 1990)

$$1/G_t = a + b(t - k). \quad (1.9)$$

Vispārīgu eksponenciālo modeli piedāvā Warren (1980). To var izteikt kā

$$y = ax^b e^{-cx} \quad (1.10)$$

vai linearizētā formā

$$\log y = \log a + b \log x - cx. \quad (1.11)$$

Koeficienti a , b un c nosaka līknes formu, ļaujot atspoguļot augšanas periodu, kas raksturīgs daudziem kokiem agrīnā vecumā. Šī funkcija ir teorētiski pilnīgāka nekā iepriekš aplūkotās, un daļēji var parādīt arī vēlākus pieauguma kāpuma un krituma periodus, tomēr dendrochronoloģiskos pētījumos tiek izmantota retāk (Cook et al. 1990).

Līdzīgas īpašības piemīt arī Veibula (Weibull) varbūtību blīvuma funkcijai

$$G_t = at^{a-1} b^{-a} e^{-(t/b)^a}. \quad (1.12)$$

Audzēs ar ciešu vainaga slēgumu un augstu konkurences līmeni, augšanu nereti labi raksturo n -tās pakāpes polinomiāls modelis (Fritts 1976)

$$y = a + b_1 x + b_2 x^2 + \dots + b_n x^n. \quad (1.13)$$

Šis modelis raksturo ne tikai vecuma trendu, bet atspoguļo arī lokālo traucējumu raisītās izmaiņas. Tomēr tas var ietvert arī klimata ietekmes radītas zemas frekvences svārstības (Cook 1985).

1.3.4. Stohastiska augšanas trenda izlīdzināšana

Augšanas trenda G_t novērtēšanai var izmantot iepriekšējā nodaļā raksturotos modeļus. Bez tam var pielietot dažādas metodes, kas stohastiski izlīdzina augšanas līkni. Tādā veidā tiek eliminētas galvenokārt augstas frekvences svārstības. Jo augstāka izlīdzināšanas pakāpe, jo zemākas frekvences svārstības tiek eliminētas.

Izlīdzināta augšanas trenda veidošanai G. Bitvinskas (Битвинская 1974) piedāvā izmantot slīdošo vidējo, kur katra izlīdzinātā gadskārtas vērtība tiek aprēķināta kā vidējais no n gadskārtām. Tomēr radīto izkropļojumu dēļ šo metodi nerekomendē (Cook 1985; Cook et al. 1990). Var izmantot polinomiālos slīdošos vidējos, kur lielākais īpatsvars ir centrālajai gadskārtai, bet novirzītajām īpatsvars ir zemāks (Balodis et al. 1997).

Plašāk tiek pielietoti svērtie vidējie (Fritts 1976), visbiežāk simetriski zemas frekvences filtri, kas izlīdzina gadskārtu sēriju, izmantojot svērtos vidējos $2n+1$ gadskārtām:

$$A_t = \sum_{i=-n}^{+n} w_i R_{t+i} / \sum_{i=-n}^{+n} w_i, \quad (1.14)$$

kur w_i – atbilstošais īpatsvars (Fritts 1976; Cook et al. 1990).

Ļoti plašs pielietojums ir kubiskajai izlīdzināšanai (*cubic-smoothing spline* angl.) (Cook, Peters 1981). Gadskārtu platuma datu standartizācijai parasti izmanto augstas pakāpes izlīdzināšanas līknes, kur izlīdzināšanas pakāpe ir 32 vai vairāk gadu (Holmes 1983). Tad līknei tiek noņemtas augstas un vidējas frekvences svārstības. Ja līknē vēlas saglabāt vidējas frekvences svārstības, kas bieži ir raksturīgas dažādiem vides faktoriem, tad jāpielieto zemākas pakāpes izlīdzināšana.

1.4. Vides izmaiņu ietekmes izvērtēšanas metodes

Gadskārtu platuma datu izmantošana vides izmaiņu izvērtēšanā ir sākta salīdzinoši nesen, lai gan jau 19. gadsimta beigās ir pirmie pētījumi, kur koksnes gadskārtas tiek izmantotas, lai konstatētu un kvantitatīvi novērtētu gaisa piesārņojuma ietekmi (Eckstein, Pilcher 1990). Liela mēroga vides pārmaiņu laiku var uzzināt, ja zināma visu vai noteiktu sugu koku parādīšanās vai izzušana pētāmajā teritorijā. Ja pieejamas pietiekami garas hronoloģijas, tas iespējams laika periodiem pat pirms daudziem tūkstošiem gadu (Eckstein 1990).

Kā vides izmaiņu indikatoru var izmantot koksnes struktūras parametrus. Atkarībā no pētāmās koku sugas un ietekmes veida tie var atšķirties. Indikatori var būt gan vēlinās koksnes īpatsvars, tās blīvuma izmaiņas, vadaudu īpatsvars, trūkstošas gadskārtas u.c. Tomēr problēmas visbiežāk rada kvantitatīvs šo izmaiņu izvērtējums, bez tam novirzes koksnes struktūrā var būt saistītas arī ar ģenētiskām īpatnībām (Wimmer 2002).

Tāpēc biežāk vides pārmaiņu fakta konstatēšanai izmanto koku gadskārtu platuma izmaiņas. Plaši tiek izmantota metode, kas balstīta uz zīmīgo gadu analīzi. Tiek pieņemts, ka vairāk nekā trīs secīgu zīmīgo gadu klātbūtne norāda uz straujām augšanas gaitas izmaiņām, kas savukārt ir vides izmaiņu indikators (Schweingruber 1990). Tomēr šādi netiek iegūta vides izmaiņas raksturojoša kvantitatīva informācija, kas ļautu veikt statistisku izvērtējumu. Tāpēc līdztekus bieži ir lietderīgi izmantot arī kādu citu vides izmaiņu novērtēšanas metodi.

Visbiežāk pielieto metodes, kas saistītas ar kontroles izmantošanu – tiek salīdzināts vienas sugas koku pieaugums vietās ar iespējami līdzīgiem apstākļiem, bet atšķirīgu pētāmā faktora darbības intensitāti (Innes 1990). Šādi iespējams arī sniegt izmaiņu parametrisku izvērtējumu.

Balstoties uz šādu pieeju, parasto priežu pieauguma izmaiņas atkarībā no piesārņojuma analizētas daudzos pētījumos. Piemēram, Lietuvā aplūkota Akmenes cementa rūpnīcas radītā piesārņojuma ietekme (Erlyckite, Vitas 2008), savukārt Polijā novērtēta naftas produktu piesārņojuma ietekme (Szymura et al. 2010). Abos šajos pētījumos vietās ar dažādu piesārņojuma līmeni radiālā pieauguma atšķirības novērtētas ar dispersijas analīzi (ANOVA). Tomēr pastāv liela varbūtība, ka pieaugumu ietekmē arī nezināmi faktori, kas var būtiski atšķirīgi ietekmēt pieaugumu salīdzināmajās vietās.

I. Liepa (1996) piedāvā metodi, kur papildus pieaugums katram kokam kopš pētāmā faktora darbības sākuma tiek iegūts, no izmērīto gadskārtu platuma atņemot prognozēto gadskārtu platumu, kas veidotos, ja augšanas gaita nemainītos. Prognozēto gadskārtu platumu iegūst, izmantojot kontroles kokus, kas aug līdzīgos apstākļos un tiek izvēlēti, balstoties uz augšanas gaitas līdzību pirms pētāmā laika perioda. Līdzība tiek novērtēta statistiski, pielietojot korelācijas koeficientu. Šajā gadījumā kontrole tiek izmantota tikai gadskārtu platuma korekcijai un tās atbilstība tiek statistiski novērtēta, kas samazina iespējamo atšķirīgo faktoru ietekmi uz novērtējumu, tomēr pilnībā to nenovērš.

Vides ietekmi var ņemt vērā, izmantojot klimata atbildes funkcijas (*response function* angl.) (Fritts et al. 1971; Fritts 1976) – daudzfaktoru regresijas vienādojumus, kur faktoriālās pazīmes ir klimatiskie parametri – visbiežāk vidējās mēneša temperatūras un nokrišņu daudzums. Papildinot vienādojumus ar vides faktoriem, var noskaidrot to ietekmes īpatsvaru.

Lietuvā priežu ikgadējā pieauguma modelēšana veikta ar daudzfaktoru regresiju, kā faktoriālās pazīmes izmantojot klimatiskos un minerālmēslu rūpnīcas ikgadējo sēra un slāpekļa oksīdu izmešu datus, tā statistiski novērtējot pieauguma saistību ar piesārņojumu (Juknys et al. 2003). Igaunijā veiktā pētījumā novērtēta cementa rūpnīcas radītā piesārņojuma ietekme. Šeit kā faktoriālās pazīmes ikgadējā pieauguma modelēšanai izmantoti augšņu ķīmisko analīžu rezultāti, konstatējot būtisku saistību ar vairāku elementu koncentrāciju (Mandre et al. 2008). Tomēr ne visos gadījumos ir pieejama kvantitatīva informācija par pētāmo faktoru, kā arī citiem nozīmīgiem faktoriem. Bez tam rezultātu interpretācijā problēmas var radīt faktoru mijiedarbība. Tāpēc pat rezultāti ar ļoti augstu ticamību var neatspoguļot nozīmīgākos faktorus (Briffa, Cook 1990).

Lineāra laika regresija izmantota pētījumā, kur Rīgas pilsētā aplūktas vairākās vietās augušu Holandes liepu gadskārtu platumu izmaiņas laika periodā no 1989. līdz 2009. gadam. Vairākās vietās konstatēts būtisks pozitīvs vai negatīvs trends. Tomēr šeit grūti spriest par

vides apstākļu ietekmi uz koku pieauguma izmaiņām, jo pētījumā izmantoti atšķirīga vecuma koki, tajā skaitā 40 gadus veci, un vecuma ietekme nav novērtēta (Čekstere 2011).

Daudzos pētījumos analizē smago metālu daudzumu tieši koku gadskārtās. Piemēram, Austrālijā tērauda ražotnes tuvumā koku gadskārtās analizēts svina un cinka daudzums, parādot to saistību ar piesārņojuma izmaiņām laika gaitā (MacDonald et al. 2011). Bieži elementu daudzums koksnē korelē ar vides piesārņojumu, tomēr nereti tas ir atkarīgs arī no citiem faktoriem, piemēram, sezonas (Nabais et al. 1999).

No nezināmu faktoru ietekmes var izvairīties, ja salīdzina gadskārtu platumus vienas audzes ietvaros, bet dažādos laika periodos ar atšķirīgu pētāmā faktora ietekmi. Igaunijā pētīta cementa putekļu ietekme uz parasto priežu pieaugumu, salīdzinot vidējos gadskārtu platumus laika periodos ar dažādu piesārņojuma līmeni un konstatējot būtiskas atšķirības (Pärn, Mandre 2011). Latvijā veiktā pētījumā analizēta Skrundas radiolokācijas stacijas radītā elektromagnētiskā starojuma ietekme uz priežu pieaugumu. Salīdzinot gadskārtu platumus kontroles periodā pirms stacijas darbības sākuma un vēlāk lokatora darbības laikā, konstatēja būtiskas atšķirības (Balodis et al. 1996). Šajos pētījumos lielā mērā ir izslēgta uz konkrēto vietu attiecināmo lokālo faktoru ietekme. Tiek pieņemts, ka vecuma trenda ietekme īsā laika periodā pietiekami veciem kokiem ir salīdzinoši maza un nav būtiska, tomēr tas rada jautājumus.

Vislabāk ir eliminēt vecuma trendu, tomēr vairumā gadījumu vides ietekmes komponentes no tā nodalīt ir sarežģīti. Šādu iespēju piedāvā reģionālo līkņu standartizācijas metode (RCS), kas izmanto uz aplūkotajā reģionā iegūta pietiekami plaša materiāla bāzes izveidotu standartizācijas līkni (Fritts 1976; Briffa et al. 1992; Esper et al. 2003; Briffa, Melvin 2011). Izdalot ar līknes vērtībām pētāmo koku gadskārtu platumus, iegūst indeksus, kuros eliminētas reģionam raksturīgās svārstības, bet saglabātas konkrētai vietai raksturīgās. Tomēr metodes pielietojums var būt saistīts ar praktiskām grūtībām. Nepieciešams pietiekami plašs datēts materiāls. Līknēm, kas veidotas no lēni un ātri augušiem kokiem, var būt ievērojamas atšķirības, it sevišķi agrīnā vecumā (Briffa, Melvin 2011). Var rasties ievērojamas kļūdas, ja koka vecums nav noteikts pilnīgi precīzi (Biondi, Queadan 2008). Bez tam, pētot faktoru ar plašāku ietekmi, tā radītais signāls var būt daļēji ietverts līknē. Faktiski optimālas vecuma trenda eliminēšanas metodes joprojām nav (Büntgen, Scweingruber 2010).

2. Materiāls un metodes

2.1. Paraugu ievākšana un gadskārtu sērijas

Pētījumā izmantotais materiāls tika ievākts laikā no 1989. līdz 2010. gadam vasaras un rudens sezonās visā Latvijas teritorijā. Koksnes paraugi tika iegūti no parastās priedes (*Pinus sylvestris* L.) ar Preslera svārpstu veicot urbumus 1.3 m augstumā virs saknes kakla, nejauši izvēlēta koka pusē. Paraugu ņemšanai galvenokārt tika izvēlētas ceturtās un piektās vecuma klases vienvecuma mežaudzes, kur valdošā suga ir priede. Tikai nedaudzos gadījumos koku vecums ir lielāks. Lielāko daļu paraugu ieguva no nejauši izvēlētiem pirmā stāva priedēm ne tuvāk kā 20 m no audzes malas, bet 37 paraugu ņemšanas vietās tie tika ņemti tieši no audzes malā esošiem kokiem. Daļā paraugu ievākšanas vietu tika ierīkoti taisnstūrveida parauglaukumi, kur paraugi tika ņemti no visām pirmā stāva priedēm. Darbā pavisam izmantotas 3072 parastās priedes gadskārtu sērijas ar vismaz 30 gadskārtām sērijā no 159 paraugu ņemšanas vietām (2.1. tab.).

Papildus un izkritušo gadskārtu meklēšanas metodes izstrādē izmantotas iepriekš datētas parasto priežu 254 gadskārtu sērijas (2.1. tab.), kā arī 175 parastās egles (*Picea abies* (L.) Karst.) gadskārtu sērijas no 10 paraugu ņemšanas vietām. Citiem nolūkiem egļu gadskārtu sērijas lietotas netika.

2.1. tabula / Table 2.1

Gadskārtu sēriju grupas.

Groups of tree-ring series.

Grupa	Koku novietojums	Ievākšanas veids	Datētas sērijas	Ievākšanas periods	Paraugl. skaits	Sēriju skaits	Garākā sērija (gadi)
Group	Tree location	Sampling type	Dated series	Sampling period	Plot number	Series number	Longest series (years)
1.	audze / stand	paraugl. / plot	Nē / No	1989 - 1991	40	988	170
2.	audze / stand	nejaušs / random	Nē / No	1989 - 1995	70	1334	185
3.	audze / stand	nejaušs / random	Jā / Yes	2008 - 2010	12	254	132
4.	mala / stand edge	nejaušs / random	Nē / No	1989 - 1991	37	496	100

Gadskārtu sēriju ģenerālkopas dispersijas un standartnovirzes tuvinātam novērtējumam izmantoja visas priežu gadskārtu sērijas.

Pilnu gadskārtu sēriju modelēšanā izmantoja 2235 sērijas ar vismaz 50 gadskārtām. Veidojot modeļus nepilnām gadskārtu sērijām, kas sāktas no 11., 21. un 31. gadskārtas, skaitot no koka serdes, tika izmantotas attiecīgi 1384, 915 un 545 sērijas. Noteikta garuma (30, 40, 50, 60 un 70 gadskārtas) modeļu izveidei, kas sākti no pirmās gadskārtas, attiecīgi tika izmantotas 3072, 2720, 2235, 1384 un 915 gadskārtu sērijas.

Relatīvais ikgadējais papildpieaugums un relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums tika aprēķināts 65 paraugu ņemšanas vietām ar vismaz 10 gadskārtu sērijām, kam pirmais sērijas gads ir 1935. vai senāks (1. pielikums).

2.2. Gadskārtu sēriju mērīšana un datēšana

Daļai gadskārtu sēriju precīza datēšana veikta netika, bet daļa tika datēta (2.1. tab.). Datēšanai paredzētie paraugi tika slīpēti ar dažādu frakciju (80–400) smilšpapīru, lai katru paraugu skenētu ar 1200 dpi izšķirtspēju. Daļa šo paraugu mērīti ar “gadskārtu mērīšanas galdu” LINTAB 3, kas sevī ietver arī Leica MS5 mikroskopu un datorprogrammu TSAP (Rin Tech 2010), daļa – ar attēlu analīzes programmu WinDENDRO (Regent Instruments Canada Inc. 2008). Izmērītie gadskārtu platumi izteikti milimetros. Šķērsdatēšana veikta ar programmu COFECHA (Grissino-Mayer 2001).

2.2.1. Metode izkritušo un papildus gadskārtu meklēšanai

Metodes izstrādē izmantotas tikai labi datētas gadskārtu sērijas, kurām EPS (*Expressed Population Signal* angl.) vērtība pārsniedz 0.85 (Wigley et al. 1984; Briffa, Jones 1990).

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 (*Tukey' Biweight Robust Mean* angl.) R vidē ar dendrohronoloģijas programmu bibliotēkas "*dplR*" (Bunn 2010) funkciju *tbrm*.

Ja šķērsdatējot 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 divus gadus.

Iegūtās gadskārtu sērijas sadalītas iepriekš izvēlēta garuma segmentos, pēdējā segmenta beigām sakrīt ar pēdējo sērijas gadskārtu. Katrs no iepriekšējiem segmentiem nobīdīts par noteiktu gadu skaitu (*lag* periodu).

Katram segmentam aprēķināta korelācija ar kopējo hronoloģiju, un katrai sērijai iegūts vidējais visu segmentu Pīrsona korelācijas koeficients. No oriģinālajai gadskārtu sērijai atbilstošajām jaunizveidotajām sērijām izvēlēta viena ar augstāko vidējo korelācijas koeficientu. Gads, kas attiecīgajā gadskārtu sērijā ir mainīts, tiek uzskatīts par gadu, kur meklējama trūkstošā vai liekā gadskārta. Izveidota funkcija metodes realizācijai R vidē (R Development Core Team 2010).

2.2.2. Metodes pārbaude

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. Izmaiņas veiktas tikai gadskārtās, kurām atbilstošie gadi pārstāvēti visās sērijās no atbilstošās paraugu ņemšanas vietas. Kļūdainās sērijas izveidotas no 254 priedes un 175 egles gadskārtu sērijām. 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. Pārbaudē lietotā kopējā hronoloģija veidota katrai paraugu ņemšanas vietai no visām korekti datētajām sērijām, izņemot kļūdainās sērijas veidošanā izmantoto. Pārbaudīti trīs segmenta garuma varianti (40, 50 un 60 gadi), kā arī trīs nobīdes (*lag* perioda) varianti (5, 10 un 20 gadi).

Aprēķināts īpatsvars sekmīgiem kļūdas atrašanas gadījumiem. Nodalīti seši sekmīgas atrašanas varianti – precīzi atrasts kļūdainais gads un viena, divu, trīs, četru vai piecu gadu novirze no kļūdainā gada. Pārbaudes rezultāti grupēti pēc koka sugas, segmenta garuma, nobīdes perioda un paraugu ņemšanas vietas.

Lai novērtētu atšķirības kļūdas atrašanas sekmēm dažādiem pārbaudes variantiem, izmantots χ^2 tests 2x2 varbūtības tabulām ar Jeitsa (Yates) nepārtrauktības korekciju.

2.3. Gadskārtu sēriju modelēšana

Tika pārbaudīta individuālu gadskārtu sēriju atbilstība dendrohronoloģiskos pētījumos biežāk izmantotajiem modeļu veidiem: lineārajam (1.6. formula), negatīvi eksponenciālajam (1.5. formula), pakāpes (1.7. formula), hiperboliskajam (1.9. formula) un vispārināti eksponenciālajam (1.10 formula).

Lineāro modeļu izveidei un būtiskuma pārbaudei tika izmantota R vides programmu bibliotēkas "stats" funkcija *lm*, bet pārējiem modeļiem – funkcija *nls* (R development core team 2010). Tālāk aplūkoti tikai tie modeļi, kuriem visi koeficienti saskaņā ar Stjudenta testu ir būtiski ($p \leq 0.05$). Labākie modeļi izvēlēti pēc Akaikes informācijas kritērija (*Akaike's information criterion, AIC* angl.) vērtībām, kuras iegūtas R vidē ar programmu bibliotēkas "stats" funkciju *AIC*, ar nosacījumu, ka $\Delta_i = AIC_i - AIC_{\min} < 2$, kur AIC_i – aplūkojamā modeļa Akaikes informācijas kritērija vērtība, bet AIC_{\min} – vismazākā konstatētā vērtība (Burnham, Anderson 2002).

Modelēšana veikta gan pilnām gadskārtu sērijām, gan sērijām, no kurām izslēgti pirmie (augšanas sākuma) 10, 20 un 30 gadi. Visos šajos gadījumos minimālais pieļautais sērijas garums ir 50 gadi. Modelētas arī gadskārtu sērijas ar noteiktu garumu – 30, 40, 50, 60 un 70 gadi.

2.3.1. Prognozētās gadskārtu platuma 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, atlasot tikai tās vērtības, kas iegūtas no būtiskiem modeļiem un modeļiem, kas atzīti par labākajiem. Ar R vides programmu bibliotēkas "stats" funkciju *quantile*, katrai no vērtību grupām aprēķinātas procentiles pie 5%, 25%, 50%, 75% un 95%.

2.4. Papildpieauguma parametriskais novērtējums

2.4.1. Datu transformācija un izlīdzināšana

Gadskārtu platuma datu transformēšanai izmantoti trīs paņēmieni – transformācija 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. Vidējās vērtības un standartnovirzi rēķināja tikai gadskārtām, kuras tālāk izmantoja relatīvā ikgadējā papildpieauguma aprēķināšanā.

Izmantoja gan neizlīdzinātus gadskārtu platuma datus, gan pārrēķinātus ar trīs izlīdzināšanas paņēmieniem. Pirmkārt, izmantoja polinomiālo izlīdzināšanu –

$$w'_{tr}(i, t, l) = (-3w_{tr}(i, t - 2, l) + 12w_{tr}(i, t - 1, l) + 17w_{tr}(i, t, l) + 12w_{tr}(i, t + 1, l) - 3w_{tr}(i, t + 2, l)) / 35, \quad (2.1)$$

kur w'_{tr} – izlīdzinātais gadskārtas platums gadskārtu sērijai i , gadam t un paraugu ņemšanas vietai l , w_{tr} – transformēta gadskārtas platuma vērtība (Balodis et al. 1997).

Otrkārt un treškārt, izmantoja kubisko izlīdzināšanu ar 50% signāla frekvences samazināšanu (50% *frequency-response cutoff* angl.) un 11 vai 20 gadu izlīdzināšanas pakāpi. Kubisko izlīdzināšanu veica R vidē ar dendrohronoloģijas programmu bibliotēkas "*dplR*" funkciju *ffcsaps*. Šajā gadījumā transformāciju veica pēc datu izlīdzināšanas.

2.4.2. 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:

$$d(i, t, |\Delta t_c) = w'_{tr}(i, t) - \bar{w}'_c(i, \Delta t_c), \quad (2.2)$$

$$\text{kur } \bar{w}'_c(i, \Delta t_c) = \left(\sum_{t=t_1}^{t_2} w'_{tr}(i, t) \right) / n_c. \quad (2.3)$$

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:

$$\bar{d}(t, l | \Delta t_c) = \left(\sum_{i=1}^n d(i, t, l | \Delta t_c) \right) / n. \quad (2.4)$$

Nulles hipotēze ir $H_0 : \bar{d}(t, l | \Delta t_c) = 0$, ko var parametriski pārbaudīt ar divpusējo Stjūdenta 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.

2.4.3. Relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums

Relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums parāda radiālā pieauguma izmaiņas retrospektīvajā periodā $\Delta t_r = t_3 \dots t_4$, kur t_3 ir retrospektīvā perioda sākums, bet t_4 – beigu gads. Katram individuālajam kokam (i) pie retrospekcijas perioda garuma n_r

$$D_r(i, \Delta t_c, l | \Delta t_c) = \left(\sum_{t=t_3}^{t_4} d(i, t, l | \Delta t_c) \right) / n_r. \quad (2.5)$$

Šajā pētījumā visos gadījumos $n_r = 10$.

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

$$\bar{D}_r(i, \Delta t_r, l | \Delta t_c) = \left(\sum_{i=1}^n D_r(i, \Delta t_c, l | \Delta t_c) \right) / n. \quad (2.6)$$

Parametriski pārbaudāmā nulles hipotēze $H_0 : \bar{D}_r(i, \Delta t_r, l | \Delta t_c) = 0$. Ja vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums būtiski neatšķiras no nulles, tad būtiskas augšanas izmaiņas retrospektīvajā periodā nav novērojamas.

2.5. Paraugkopas apjoma novērtējums

Lai noskaidrotu minimālo paraugkopas apjomu, kas nepieciešams relatīvā papildpieauguma novērtēšanai, izmantoja formulu

$$n \geq \frac{2s_p^2}{\delta^2} (t_{\alpha(2),v} + t_{\beta(1),v})^2, \quad (2.7)$$

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

No tās izriet, ka minimālās konstatējamās atšķirības pie noteikta paraugkopas apjoma, dispersijas un izvēlētās kļūdu pieļaušanas varbūtības noteikšanai var izmantot formulu

$$\delta = \sqrt{\frac{s_p^2}{n}} (t_{\alpha(2),v} + t_{\beta(1),v}). \quad (2.8)$$

Savukārt testa spējas (*power* angl.) analīzei izmanto formulu

$$t_{\beta(1),v} = \delta \sqrt{\frac{n}{2s_p^2}} - t_{\alpha(2),v}, \quad (2.9)$$

kur testa spēja ir $1-\beta(1)$.

Stjudenta testam divu paraugkopu vidējo atšķirības novērtēšanai paraugkopu apvienotā dispersija ir

$$s_p^2 = \frac{\nu_1 s_1^2 + \nu_2 s_2^2}{\nu_1 + \nu_2}, \quad (2.10)$$

kur s_1^2, s_2^2 – paraugkopu dispersijas; ν_1, ν_2 – paraugkopu brīvības pakāpju skaits.

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 netransformētas un logaritmiski transformētas gadskārtu paraugkopas un katrai no tām aprēķināja dispersiju. Kopējo dispersiju katrai no divām sēriju grupām aprēķināja ar formulu

$$s_p^2 = \frac{\sum_{i=1}^n \nu_i s_i^2}{\sum_{i=1}^n \nu_i}, \quad (2.11)$$

kur s_i^2 – katras gadskārtu sērijas dispersija, n – sēriju skaits, ν_i – katras sērijas brīvības pakāpju skaits.

3. Rezultāti un diskusija

3.1. Izkritušo un papildus gadskārtu meklēšana

Pārbaudot mākslīgi radītās kļūdainās gadskārtu sērijas, labākie papildus un izkritušo gadskārtu meklēšanas rezultāti gan priežu, gan egļu gadskārtu sērijām konstatēti pie lielākiem segmenta garumiem (60 gadi). Eglēm labākie rezultāti iegūti ar 20 gadu segmentu nobīdi (51.4% papildus gadskārtām, 73.6% izkritušām gadskārtām). Savukārt priedēm – ar 10 gadu segmentu nobīdi (54.8% papildus gadskārtām, 77.2% trūkstošām gadskārtām) Tomēr atšķirības starp dažādiem segmenta garumu un nobīdes periodiem nav lielas (3.1. tab.). Būtiskas ($p \leq 0.05$) atšķirības no labākā konstatētas trim sliktākajiem variantiem eglei un sešiem sliktākajiem variantiem priedei.

Meklēšanas sekmes nozīmīgi pieaug, ja tiek samazinātas prasības meklēšanas precizitātei. Eglēm pie 60 gadu segmenta garuma un 20 gadu segmenta nobīdes, pieļaujot viena gada neprecizitāti, sekmīgi ir 70.8% papildus gadskārtu un 79.2% izkritušo gadskārtu meklējumu. Pieļaujot piecu gadu neprecizitāti, meklēšanas sekmes pieaug līdz 87.3% un 91.5%. Priedēm pie 60 gadu segmenta garuma un 10 gadu segmenta nobīdes, pieļaujot viena gada neprecizitāti, sekmīgi ir 72.1% papildus gadskārtu un 85.0% izkritušo gadskārtu meklējumu. Pieļaujot piecu gadu neprecizitāti meklēšanas sekmes attiecīgi ir 80.8% un 91.6% (3.1. att.). Ja tiek pieļauta lielāka neprecizitāte, tad sarūk meklēšanas sekmju atšķirības pie dažādiem segmenta garuma un nobīdes variantiem (3.1. tab.).

Lielākas atšķirības starp dažādiem segmentu nobīdes periodiem konstatētas, ja datēšanas kļūdas ir pēdējos 10 sērijas gados (3.2. tab.). Tad labākie rezultāti ir pie 20 gadu segmentu nobīdes, bet segmentu garumam būtiska nozīme nav konstatēta.

Atsevišķās paraugu ņemšanas vietās pilnīgi precīzas lieko un trūkstošo gadskārtu meklēšanas sekmes eglēm, ir robežās no 24.5% līdz 70.4% (standartnovirze $s = 12.5\%$) papildus gadskārtām un 48.2% līdz 89.9% izkritušajām gadskārtām ($s = 10.8\%$). Priedes paraugu ņemšanas vietās meklēšanas sekmju izkliede ir mazāka – no 41.8% līdz 62.8% ($s = 6.1\%$) papildus gadskārtām un 70.2% līdz 82.5% ($s = 3.5\%$) izkritušajām gadskārtām. Visos gadījumos, pieļaujot piecu gadu neprecizitāti, izkliede samazinās (3.3. tab.)

Kopumā labākās papildus un izkritušo gadskārtu meklēšanas sekmes konstatētas pie garākiem segmentiem un lielākas segmentu nobīdes, īpaši, ja datēšanas kļūda ir gadskārtu sērijas

beigās. Tomēr, ja tā meklējama gadskārtu sērijas vidū, segmenta garumam un nobīdei tādas nozīmes vairs nav.

Egļu gadskārtu sērijām konstatēta būtiska ($p \leq 0.05$) korelācija starp meklēšanas sekmēm paraugu ņemšanas vietās un EPS (*Expressed Population Signal* angl.). Tātad meklēšanas sekmes ietekmē izmantotās hronoloģijas kvalitāte. Iespējams, ka egļu gadījumā meklēšanas sekmes varētu uzlabot, paaugstinot EPS, ko veic, no hronoloģijas izslēdzot gadskārtu sērijas, kas ar hronoloģiju korelē vājāk (Fowler, Boswijk 2003).

Priedēm šāda sakarība konstatēta netika. Tomēr visām aplūkotajām vietām hronoloģijas kvalitāte bija salīdzinoši augsta ($EPS > 0.85$). Nav izslēgts, ka pie zemākām EPS vērtībām, šāda saistība varētu parādīties.

Iegūtie rezultāti liecina, ka neprecīzi datētu sēriju koriģēšana tikai ar šīs metodes palīdzību nedos pietiekami kvalitatīvus rezultātus. Sēriju datēšanai, kam nav saglabājušies koksnes paraugi, to izmantot nebūtu ieteicams.

Šķērsdatēšanai visplašāk izmanto programmu COFECA, kas parasti ļauj precizēt iespējamo papildus vai izkritušās gadskārtas novietojumu līdz vairākiem desmitiem gadu. Tālāk kļūda tiek meklēta vizuāli. Šī metode datēšanu var atvieglot, jo vizuāla kļūdas atrašana, ja zināms tās novietojums piecu gadu robežās, ir ievērojami vieglāka.

3.1. tabula / Table 3.1.

Papildus un izkritušo gadskārtu meklēšanas sekmes (%) parastās egles un parastās priedes gadskārtu sērijās pie dažādiem segmenta garumiem un nobīdes (*lag* perioda).

a – pilnīga atrašanas precizitāte; b – pieļauta viena gada neprecizitāte; c – pieļauta piecu gadu neprecizitāte. Labākie varianti atzīmēti ar tumšāku tonējumu; varianti, kam nav konstatēta būtiska ($p \leq 0.05$) atšķirība no labākā – ar gaišāku tonējumu.

Detection success (%) of false and missing tree-rings for Scots pine, and Norway spruce tree ring series at different segment length, and lag period.

a – absolute accuracy of detection; b – 1 year error allowed; c – 5 year error allowed. Highest result was indicated by dark shading, and results that do not show significant ($p \leq 0.05$) difference from them – with light shading.

Segm. garums (lag)	Liekās gadskārtas / False rings						Trūkstošās gadskārtas / Missing rings					
	<i>Picea abies</i>			<i>Pinus sylvestris</i>			<i>Picea abies</i>			<i>Pinus sylvestris</i>		
	a	b	c	a	b	c	a	b	c	a	b	c
40 (5)	49.5	68.9	86.4	51.1	68.4	82.9	72.4	78.7	91.5	73.5	77.7	89.1
40 (10)	50.7	69.6	86.8	51.4	68.5	83.1	72.5	78.6	91.5	73.6	77.9	89.5
40 (20)	50.7	70.1	86.5	50.9	67.6	82.4	72.9	78.6	91.3	73.8	78.2	89.7
50 (5)	49.8	69.3	86.2	53.5	70.9	84.1	71.9	78.1	91.0	75.3	79.2	89.8
50 (10)	50.8	69.6	86.4	53.3	70.7	84.1	72.4	78.4	91.2	75.7	79.7	90.2
50 (20)	50.1	69.8	86.6	52.9	70.0	83.3	72.7	78.5	90.7	75.9	79.8	90.4
60 (5)	50.3	69.1	86.6	54.7	72.2	84.6	72.7	78.7	91.1	76.6	80.2	90.3
60 (10)	50.7	70.3	86.8	54.8	72.1	85.0	73.4	79.2	91.6	77.2	80.8	90.7
60 (20)	51.4	70.8	87.3	54.4	71.2	84.0	73.6	79.2	91.5	77.0	80.8	90.9

3.2. tabula / Table 3.2.

Papildus un izkritušo gadskārtu meklēšanas sekmes (%) parastās egles un parastās priedes gadskārtu sērijās pie dažādiem segmenta garumiem un nobīdes (*lag* perioda), ja kļūda ir 10 jaunākajos sērijas gados.

a – pilnīga atrašanas precizitāte; b – pieļauta piecu gadu neprecizitāte. Labākie varianti atzīmēti ar tumšāku tonējumu; varianti, kam nav konstatēta būtiska ($p \leq 0.05$) atšķirība no labākā – ar gaišāku tonējumu.

Detection success (%) of false and missing tree-rings for Scots pine, and Norway spruce tree ring series at different segment length, and lag period with location of misdating ring within the youngest 10 years.

a – absolute accuracy of detection; b – 5 year error allowed. Highest result was indicated by dark shading, and results that do not show significant ($p < 0.05$) difference from them – with light shading.

Segm. garums (lag)	Liekās gadskārtas / False rings				Trūkstošās gadskārtas / Missing rings			
	<i>Picea abies</i>		<i>Pinus sylvestris</i>		<i>Picea abies</i>		<i>Pinus sylvestris</i>	
	a	b	a	b	a	b	a	b
40 (5)	37.9	85.6	37.0	71.1	60.1	91.5	53.5	75.5
40 (10)	42.7	89.0	37.7	72.3	62.0	91.7	57.0	78.7
40 (20)	47.7	90.1	42.9	75.9	69.2	93.2	65.3	84.2
50 (5)	39.3	86.3	40.1	74.4	58.8	90.4	56.4	77.2
50 (10)	43.5	88.0	42.1	76.1	63.4	91.7	59.9	80.5
50 (20)	47.2	90.7	45.3	78.3	69.2	92.8	66.7	85.3
60 (5)	41.6	88.2	44.8	78.4	61.6	91.2	59.9	79.2
60 (10)	44.8	89.6	45.5	80.7	66.2	93.0	63.7	82.1
60 (20)	48.0	91.2	49.5	81.8	69.7	94.3	70.8	86.7

3.3. tabula

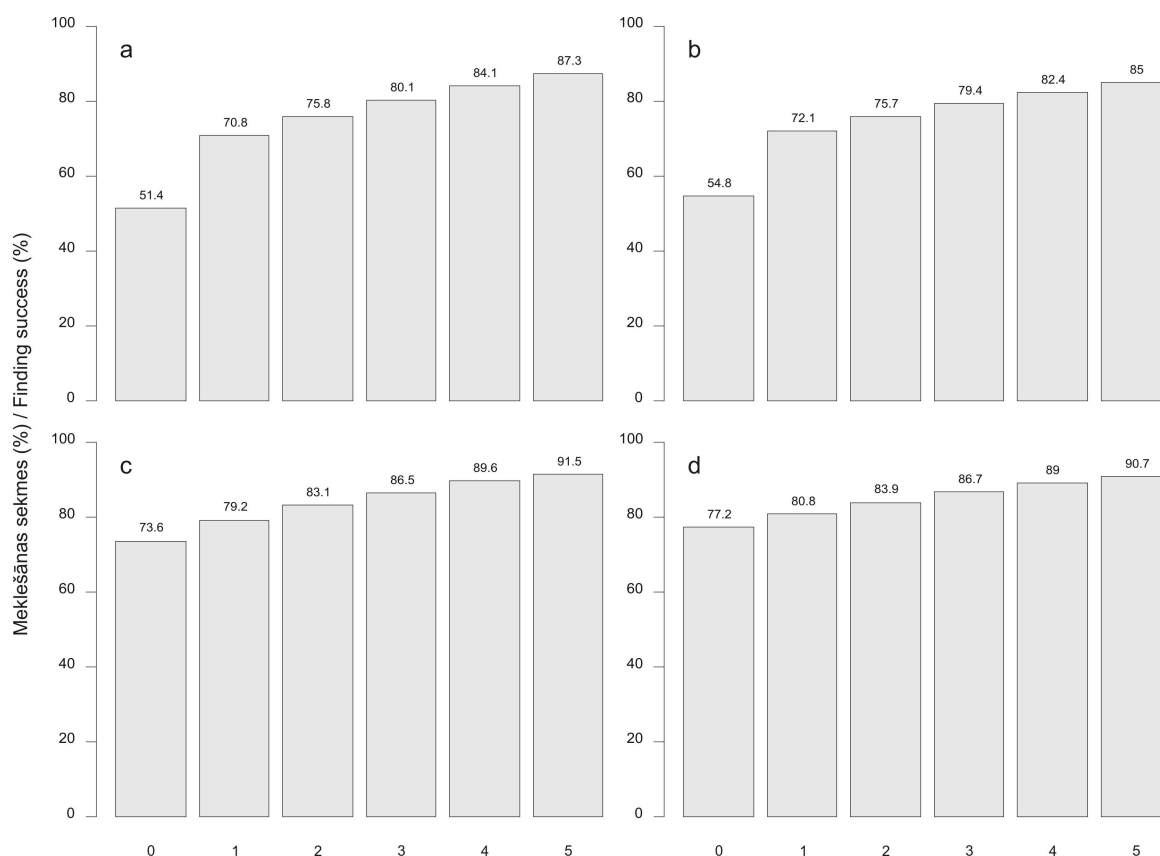
Papildus un izkritušo gadskārtu meklēšanas sekmju (%) statistiskie rādītāji.

Min – minimālā vērtība; Max – maksimālā vērtība; s – standartnovirze; r_1 – Pīrsona koeficients korelācijai starp meklēšanas sekmēm un hronoloģijas veidošanā izmantoto sēriju skaitu; r_2 – Pīrsona koeficients korelācijai starp meklēšanas sekmēm un EPS. Būtiskie ($p \leq 0.05$) korelācijas koeficienti atzīmēti ar ietonējumu.

Statistics of tree-ring detection success (%).

Min – minimal; Max – maximal; s – standard deviation; r_1 – Pearson correlation coefficient among detection success and tree-ring series number in master chronology; r_2 – Pearson correlation coefficient among detection success and Expressed Population Signal. Significant ($p \leq 0.05$) correlation coefficients was indicated by shading.

Datēšanas kļūda Dating error	Suga Species	Pilnīga meklēšanas precizitāte Absolute accuracy of detection					Pieļauta 5 gadu neprecizitāte 5 year error allowed				
		Min	Max	s	r_1	r_2	Min	Max	s	r_1	r_2
Papildus gadskārtas False rings	<i>Picea abies</i>	24.5	70.4	12.5	0.61	0.82	68.4	96.5	8.0	0.61	0.80
	<i>Pinus sylvestris</i>	41.8	62.8	6.1	-0.08	0.05	70.3	89.1	5.2	0.18	0.16
Izkritušās gadskārtas Missing rings	<i>Picea abies</i>	48.2	89.9	10.8	0.58	0.78	73.1	97.3	6.8	0.62	0.76
	<i>Pinus sylvestris</i>	70.2	82.5	3.5	-0.35	-0.21	86.9	93.5	1.8	0.14	0.13



3.1. 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 gadskārtas parastai eglei; d – izkritušās gadskārtas parastai priedei.

Figure 3.1. Misdating tree-ring detection success with different allowed detection error (0 to 5 years).

a – false ring detection success for Norway spruce; b – false ring detection success for Scots pine; c – missing ring detection success for Norway spruce; d – missing ring detection success for Scots pine.

3.2. Minimālās konstatējamās gadskārtu platuma atšķirības

Ar formulu (2.11) 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 (2.4.2. nod.) paredz, ka divu dažādu gadu viena parauglaukuma vidējie gadskārtu platumi neatšķiras. Izmantojot formulu (2.8) un zinot kopējo dispersiju, var noskaidrot minimālo konstatējamo starpību starp divu dažādu gadu gadskārtu platumiem vienā paraugu ņemšanas vietā pie izvēlētā būtiskuma līmeņa, II tipa kļūdas pieļaušanas varbūtības un noteikta paraugkopas apjoma, kas nepieciešama nulles hipotēzes noraidīšanai.

Pieņēma, ka prognozētā paraugkopu standartnovirze atbildīs iepriekš noskaidrotajām un II tipa kļūdas pieļaušanas varbūtība $\beta = 0.1$. Pārbaudes rezultāti pie dažādiem paraugkopas apjomiem un būtiskuma līmeņiem atspoguļoti 3.4. tabulā.

3.4. tabula / Table 3.4.

Minimālā ar Stjūdenta testu konstatējamā divu atšķirīgu gadu gadskārtu platumu starpība (δ) netransformētiem un logaritmētiem gadskārtu platumu 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 ($\alpha = 0.1, 0.05, 0.01, 0.001$).

Minimum detectable difference (δ) between untransformed and logarithmically transformed two year tree-ring widths using t test with standard deviations $s = 0.506$ and $s = 0.409$, probability of committing Type II error $\beta = 0.1$, various significance level ($\alpha = 0.1, 0.05, 0.01, 0.001$), and sample sizes (n).

n	δ (mm)				Log (δ)			
	0.001	0.01	0.05	0.1	0.001	0.01	0.05	0.1
10	1.39	1.05	0.82	0.73	1.13	0.85	0.67	0.59
15	1.01	0.80	0.64	0.57	0.82	0.65	0.52	0.46
20	0.83	0.67	0.55	0.48	0.67	0.54	0.44	0.39
25	0.72	0.59	0.48	0.43	0.59	0.48	0.39	0.35
30	0.65	0.53	0.44	0.39	0.52	0.43	0.35	0.32

3.3. Gadskārtu sēriju modeļi

Pielāgojot piecus modeļus visām pētījumā izmantotajām priežu gadskārtu sērijām ar vismaz 50 gadskārtām, vismaz viens būtisks modelis iegūts 94.3% sērijām (3.5. tabula). Lielāko daļu gadskārtu sēriju iespējams raksturot ar vairāk nekā vienu modeli. Visbiežāk – 87.2%, 87.4% un 87.6% gadījumu būtiski ($p \leq 0.05$) ir lineārie, pakāpes un hiperboliskie modeļi. Koku gadskārtu sēriju raksturošanai visbiežāk lietotie negatīvi eksponenciālie modeļi (Fritts et al. 1969) būtiski ir 44.7%, bet vispārinātie eksponenciālie modeļi – 36.2% gadījumu (3.2. att.).

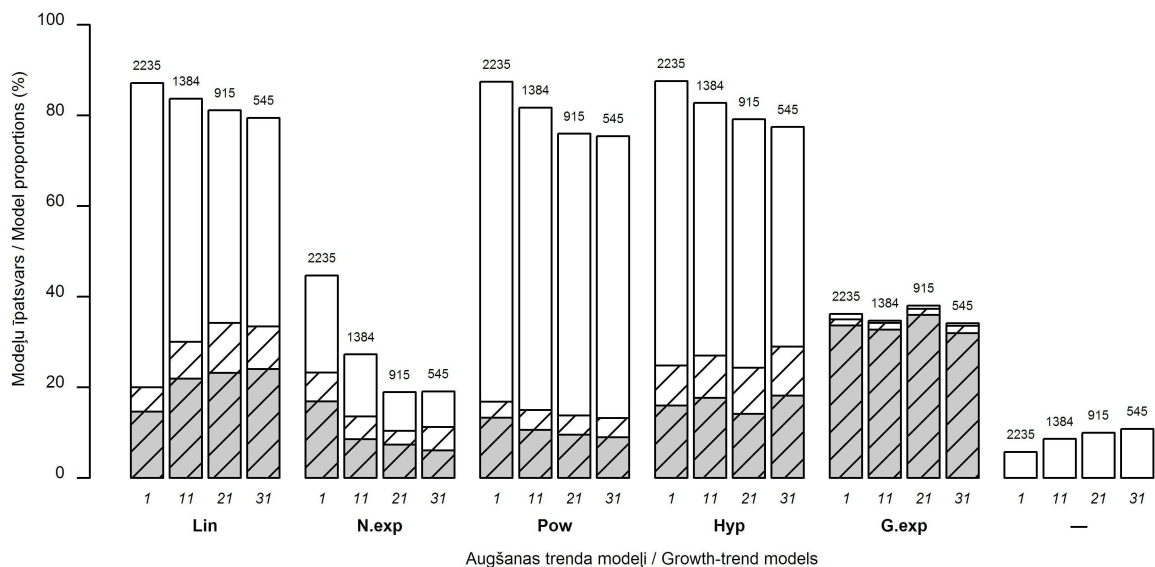
Ja, balstoties uz zemākajām AIC vērtībām, noskaidro konkrētajai sērijai visatbilstošāko modeli, tad zemākā AIC vērtība visbiežāk (33.6%) ir vispārinātajam eksponenciālajam modelim, kamēr lineārie, negatīvi eksponenciālie, pakāpes un hiperboliskie modeļi visatbilstošākie ir attiecīgi 14.6%, 16.9%, 13.2% un 16.0% sērijām. 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%). Tomēr pārējo modeļu īpatsvars pieaug straujāk – 20.0%, 23.2%, 16.8% un 24.8% (3.2. att.).

3.5. tabula / Table 3.5.

Priežu gadskārtu sēriju īpatsvars ar vismaz vienu būtisku ($p \leq 0.05$) modeli ar četriem (lineārs, negatīvi eksponenciāls, pakāpes, hiperbolisks) un pieciem (papildus vispārināti eksponenciāls) modeļu veidiem, analizējot pilnas gadskārtu sērijas vai sākot no sērijas 11., 21. vai 31. gadskārtas.

Proportion of Scots pine tree-ring series with at least one significant ($p \leq 0.05$) model within four (linear, negative exponential, power, hyperbolic) and five (generalised exponential) models with full tree ring series or series from 11th, 21st, and 31st tree-ring.

Modeļu veidu skaits	No 1. gadskārtas	No 11. gadskārtas	No 21. gadskārtas	No 31. gadskārtas
Model number	From 1 st tree-ring	From 11 th tree-ring	From 21 st tree-ring	From 31 st tree-ring
4	91.7%	88.3%	85.4%	84.4%
5	94.3%	91.4%	90.1%	89.2%

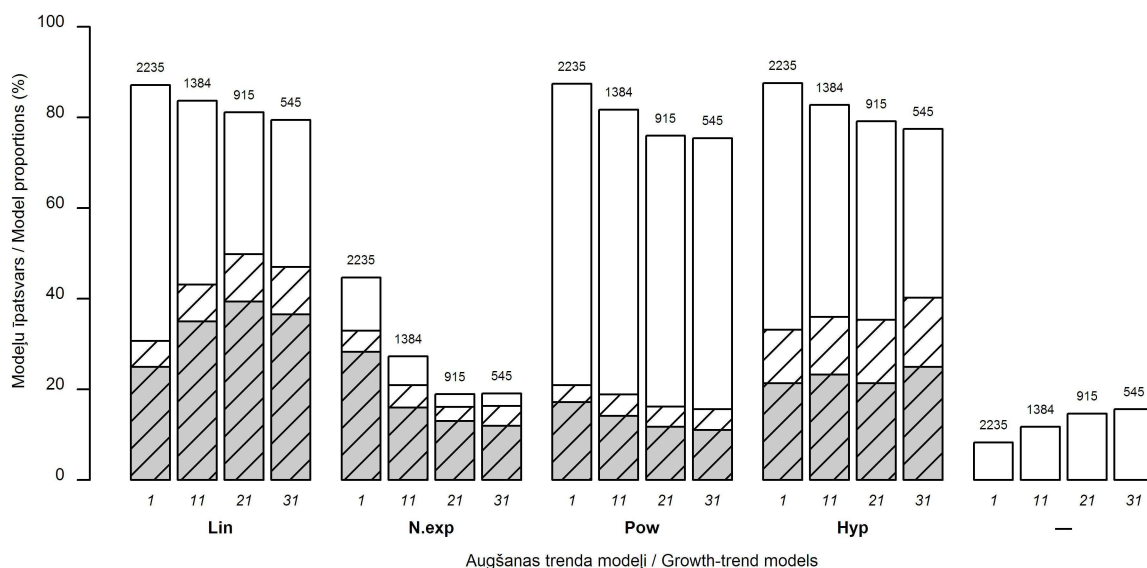


3.2. attēls. Priedes gadskārtu sēriju augšanas trendam raksturīgo piecu modeļu īpatsvars (%), sākot no parauga 1., 11., 21. un 31. gadskārtas ar vismaz 50 gadskārtām sērijā.

Neiekrāsotie stabiņi norāda būtisko ($p \leq 0.05$), 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. Skaitļi virs stabiņiem norāda aplūkoto gadskārtu sēriju skaitu.

Figure 3.2. Proportion (%) of five growth trend models of Scots pine tree ring series.

Series begin at 1st, 11th, 21st, and 31st tree-ring of the sample with at least 50 tree-rings. White, shaded and striped bars indicate proportion of significant ($p \leq 0.05$), one best ($AIC = AIC_{\min}$), and best ($AIC - AIC_{\min} < 2$) model proportion accordingly. Models: **Lin** – linear, **N.exp** – negative exponential, **Pow** – hyperbolic, **G.exp** – generalised exponential, — – no significant models. Above bars – numbers of tested series.



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

Neiekrāsotie stabiņi norāda būtisko ($p \leq 0.05$), 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, — – neatbilst nevienam modelim. Skaitļi virs stabiņiem norāda aplūkoto gadskārtu sēriju skaitu.

Figure 3.3. Proportion (%) of four characteristic growth trend models of Scots pine tree ring series.

Series begin at 1st, 11th, 21st, and 31st tree-ring of the sample with at least 50 tree-rings. White, shaded and striped bars indicate proportion of significant ($p \leq 0.05$), one best ($AIC = AIC_{\min}$), and best ($AIC - AIC_{\min} < 2$) model proportion accordingly. Models: **Lin** – linear, **N.exp** – negative exponential, **Pow** – power, **Hyp** – hyperbolic, — – no significant models. Above bars – numbers of tested series.

No analizētajām gadskārtu sērijām izslēdzot sākuma gadus, būtisko un labāko modeļu proporcijas nedaudz mainās (3.2. att.). Būtisko modeļu īpatsvars sarūk gandrīz visos gadījumos (izņemot vispārinātos eksponenciālo modeļus). Samazinās arī gadskārtu sēriju proporcija ar vismaz vienu būtisku modeli (3.5. tabula).

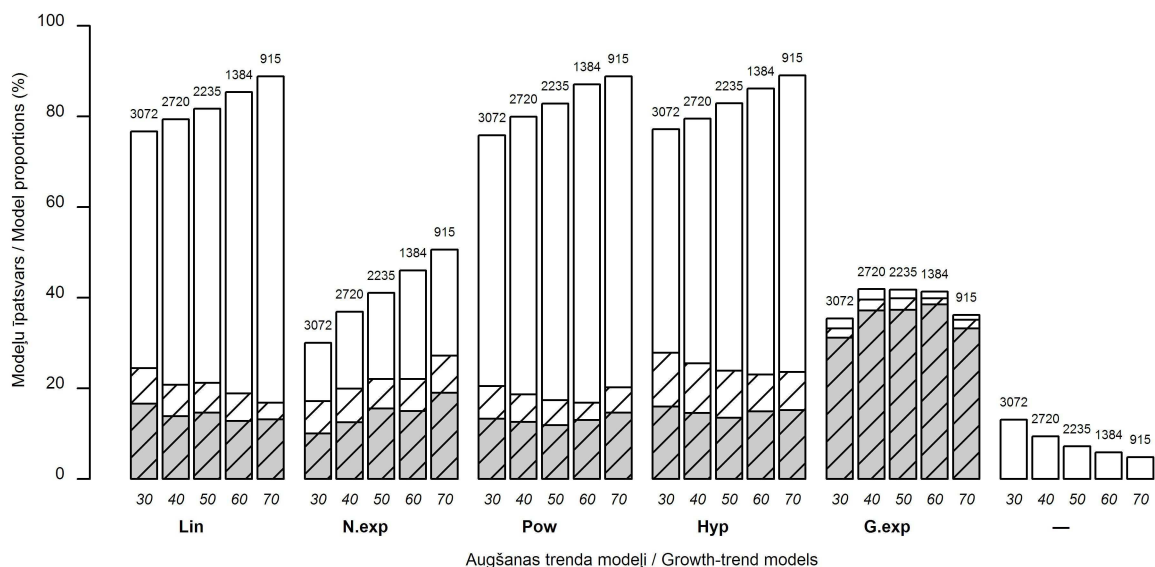
Aplūkojot labākos modeļus ar zemāko AIC vērtību, lielākās izmaiņas vērojamas lineāro un negatīvi eksponenciālo modeļu īpatsvarā – pirmo modeļu īpatsvars pieaug, bet otro – sarūk. Pārējo modeļu īpatsvari mainās nenozīmīgi. Lielākās izmaiņas ir pēc pirmo 10 gadskārtu izslēgšanas. Izslēdzot pirmās 20 un 30 gadskārtas, tās jau ir salīdzinoši nelielas (3.2. att.).

Pielāgojot tikai četrus gadskārtu sēriju modelēšanai biežāk izmantoto modeļu veidus (Cook et al. 1990), vismaz vienu būtisku modeli iegūst 91.7% sērijām. Arī izslēdzot pirmās 10 un 20 gadskārtas, sarūk sēriju skaits ar vismaz vienu būtisku modeli (3.5. tab.). Tātad daļu gadskārtu sēriju var modelēt tikai ar vispārināti eksponenciālo modeli, tomēr to skaits nav liels (2.6% līdz 4.8%).

No šiem četriem modeļu veidiem izvēloties labākos modeļus, kam AIC vērtība no mazākās neatšķiras vairāk par divi, salīdzinājumā ar piecu modeļu veidu analīzi, pieaug visu modeļu veidu īpatsvars. Pilnu gadskārtu sēriju gadījumā visvairāk pieaug lineāro (no 20.0% līdz 30.6%), negatīvi eksponenciālo (no 23.2% līdz 32.9%) un hiperbolisko (24.8% līdz 33.2%), bet vismazāk – pakāpes modeļu (no 16.8% līdz 20.9%) proporcija (3.2., 3.3. att.).

No gadskārtu sērijām izslēdzot pirmās gadskārtas, ievērojami pieaug lineāro modeļu īpatsvars, raksturojot gandrīz pusi no visām sērijām. Tāpat kā piecu modeļu veidu gadījumā strauji sarūk negatīvi eksponenciālo modeļu proporcija (3.2., 3.3. att.).

Modelējot noteikta garuma gadskārtu sērijas, līdz ar sēriju garumu pieaug būtisku modeļu īpatsvars gandrīz visiem modeļu veidiem. Nelielas izmaiņas vērojamas labāko modeļu īpatsvaram – līdz ar sēriju garumu tas sarūk lineārajiem, bet pieaug negatīvi eksponenciālajiem modeļiem (3.4. att.).



3.4. attēls. Priedes gadskārtu sēriju augšanas trendam raksturīgo piecu modeļu īpatsvars (%), sākot no parauga pirmās gadskārtas dažāda garuma sērijām.

Neiekrāsotie stabiņi norāda būtisko ($p \leq 0.05$), 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. Skaitļi zem stabiņiem norāda sērijas garumu, virs stabiņiem – sēriju garumu.

Figure 3.4. Proportion (%) of five characteristic growth trend models of Scots pine tree ring series with different length.

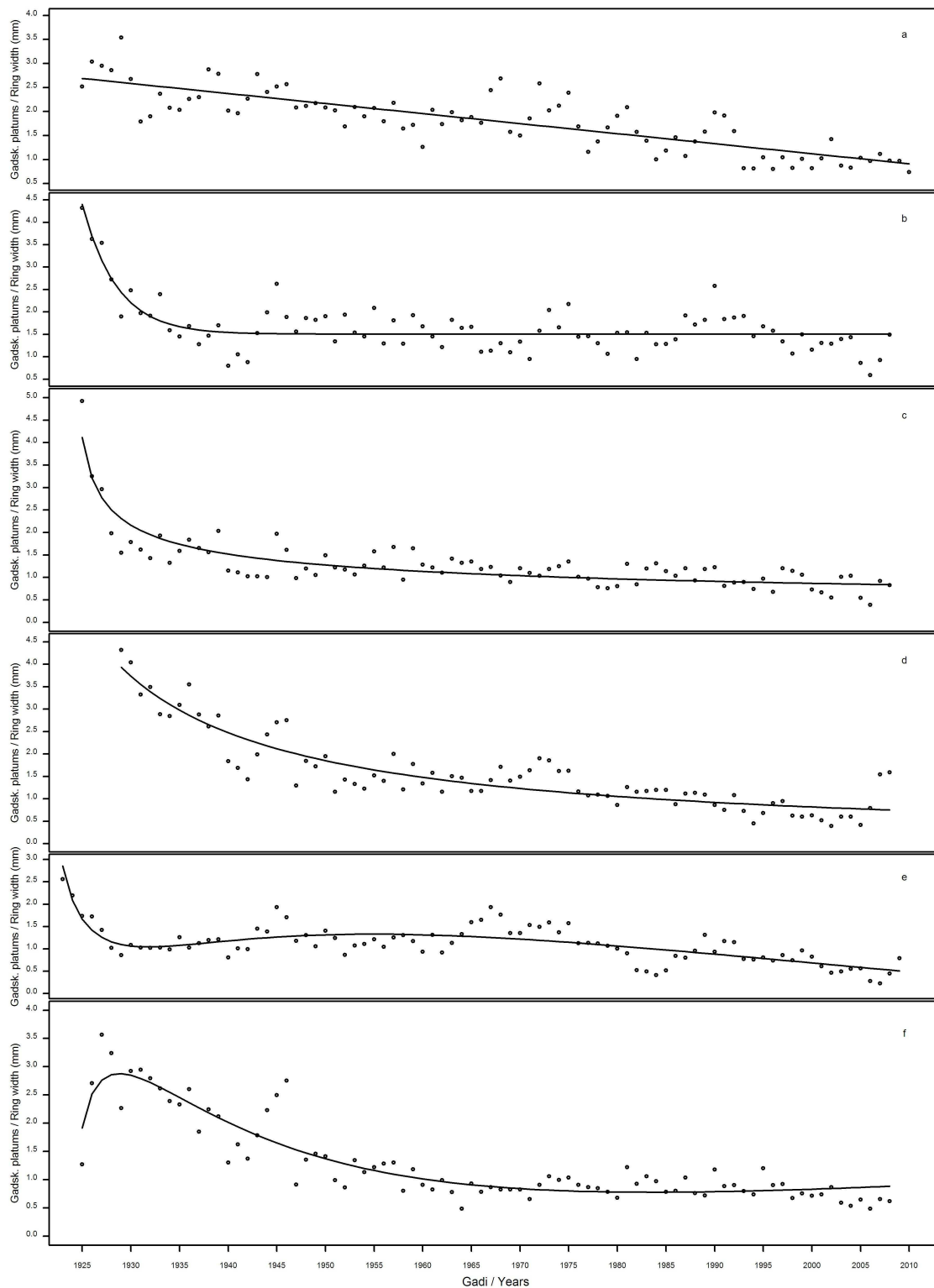
Series begin at 1st tree-ring of the sample. White, shaded and striped bars indicate proportion of significant ($p \leq 0.05$), one best ($AIC = AIC_{\min}$), and best ($AIC - AIC_{\min} < 2$) model proportion accordingly. Models: **Lin** – linear, **N.exp** – negative exponential, **Pow** – power, **Hyp** – hyperbolic, **G.exp** – generalised exponential, — – no significant models. Below bars – series length, above bars – number of tested series.

3.3.1. Modeļu raksturojums

Dendrochronoloģijā gadskārtu sēriju modeļus bieži izmanto, lai eliminētu vecuma trendu. Vecuma ietekme parasti ir grūti nodalāma no vides ietekmes (Cook 1990), tāpēc šāda pieeja vairāk izmantojama dendroklimatoloģiskos pētījumos, bet ne vides ietekmes novērtēšanā. Pie tam iegūtie rezultāti liecina, ka viena veida modelis parasti nav izmantojams visām gadskārtu sērijām. Tomēr informācija par raksturīgākajiem modeļu veidiem var palīdzēt izvēlēties atbilstošākās metodes vides izmaiņu novērtēšanai.

Skujkoku augšanas gaitas raksturošanai Fritts (1976) iesaka izmantot negatīvi eksponenciālu funkciju, kas labi atspoguļo daudziem kokiem tipisku strauju pieauguma sarukumu augšanas sākumā (3.5b. att.). 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 (3.2. att.). Daudzos gadījumos tas saistīts ar koksnes paraugu ievākšanu 1.3 m augstumā no saknes kakla. Tādēļ analizētajās sērijās iztrūkst virkne pirmo gadskārtu, un straujais pieauguma sarukums jau ir beidzies. To apliecina arī modeļi gadskārtu sērijām ar izslēgtiem pirmajiem gadiem – šajā gadījumā negatīvi eksponenciālo modeļu nozīme sarūk (3.2., 3.3. att.). Bez tam augšanas gaitu visbiežāk ietekmē ne tikai vecums, bet arī citi faktori, piemēram, konkurence. Šajā gadījumā kokiem sākotnēji raksturīgs mazs pieaugums, kas, samazinoties konkurencei, pakāpeniski vai strauji palielinās (Cook 1990). Nereti notiek arī vides apstākļu izmaiņas, kas atspoguļojas augšanas gaitas kāpumos vai kritumos. Šādas augšanas gaitas izmaiņas negatīvi eksponenciālie modeļi atspoguļot nevar.

Daudzos gadījumos labāk nekā negatīvi eksponenciālais modelis augšanas gaitu raksturo pakāpes modelis (Kuusela, Kilkki 1963). Tas var atspoguļot daudzveidīgāku augšanas gaitu, tajā skaitā arī ļoti strauju pieauguma kritumu augšanas sākumā (3.5c. att.). Lai arī labākais šis modelis ir mazāk kā 20% gadījumu, tomēr pielāgojams tas ir gandrīz 90% sēriju (3.2. 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). Vecumstruktūras 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.



3.5. attēls. Priežu gadskārtu sēriju modeļi.

Punkti norāda gadskārtas platumu, bet līnijas – konkrētajai gadskārtu sērijai visatbilstošāko modeli. a – lineārs; b – negatīvi eksponenciāls; c – pakāpes; d – hiperbolisks; e, f – vispārināts eksponenciāls.

Figure 3.5. Typical models of tree-ring series of Scots pine.

Points – width of tree-ring; lines – best fitted model. a – linear; b – negative exponential; c – power; d – hyperbolic, e, f – generalised exponential.

Augšanas gaitas kāpumus un kritumus var raksturot ar polinomiāliem modeļiem (Fritts 1976). Tomēr salīdzinoši īsās gadskārtu sērijās biežāk tādu nav daudz. Unimodālu augšanas līkņu raksturošanai piemērots ir vispārināts eksponenciālais modelis (3.5e., 3.5f. att.), kam ir par vienu koeficientu vairāk nekā negatīvi eksponenciālajam modelim (Warren 1980). Rezultāti liecina, ka šis modelis ir atbilstošākais aptuveni trešajā daļā gadījumu gan pilnām gadskārtu sērijām, gan sērijām bez pirmajām gadskārtām (3.1. att.). Bez tam gandrīz vienlīdz labi tas raksturo dažāda garuma gadskārtu sērijas (3.3. 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 (3.5a. att.) vai hiperboliski (3.5d. att.) modeļi. Abi šie modeļu veidi kopā vislabāk raksturo nedaudz vairāk kā trešo daļu gadskārtu sēriju (3.2. att.) un pārsvarā tiem raksturīgs straujāks pieauguma kritums arī vēlinā koka augšanas posmā nekā negatīvi eksponenciālajiem un pakāpes modeļiem. Iespējams, tas saistīts ar ilgstošu augšanas apstākļu pasliktināšanos. Lineārais modelis īpaši nozīmīgs ir tad, ja aplūko nepilnas gadskārtu sērijas (3.2., 3.3. att.).

Aplūkotie modeļi raksturo ne tikai vecuma ietekmi, bet arī vides apstākļu radītās pieauguma izmaiņas. Tāpēc tie nav izmantojami gadskārtu platuma datu standartizēšanai, lai vēlāk novērtētu vides apstākļu izmaiņas. Arī vairums citu metožu, kas ļauj eliminēt vecuma trendu, vides izmaiņu novērtēšanai nav piemērotas šī paša iemesla dēļ. Arī reģionālo līkņu standartizēšanas metode (Fritts 1976) ne vienmēr ir piemērota, jo bieži ir grūti precīzi noteikt koka patieso bioloģisko vecumu (Biondi, Quedan 2008). Neprecizitātes rada arī tas, ka vienotas līknes izveidē tiek izmantoti koki no dažādiem augšanas apstākļiem (Esper et al. 2003).

Iegūtie augšanas modeļi liecina, ka vairumam priežu gadskārtu sēriju izteikts vecuma trends raksturīgs augšanas pirmajos gados. Vēlāk tas vairs nav tik izteikts. Iespējams, ka pēc straujā pieauguma krituma perioda beigām vecuma ietekme uz koku pieauguma izmaiņām nav pietiekami liela, lai būtu būtiska. Tad būtisku augšanas gaitas izmaiņu gadījumā varētu apgalvot, ka tās izraisījuši kādi citi faktori.

Rezultāti liecina, ka vairumā gadījumu augšanas gaitai ir eksponenciāls raksturs. Tāpēc parametriskai pieauguma izmaiņu novērtēšanai netrasmētu gadskārtu platuma vērtību izmantošana nav ieteicama, jo tās visticamāk neveidos normālo sadalījumu. Eksponenciālos modeļus var linearizēt, tos logaritmējot. Līdz ar to logaritmētas gadskārtu platuma vērtības visticamāk normālajam sadalījumam sekos un būs parametriski novērtējamas. Tomēr, no

gadskārtu sērijām izslēdzot pirmos gadus, sēriju īpatsvars ar lineāru augšanas raksturu kļūst lielāks (3.2., 3.3. att.), tāpēc nevar pilnībā izslēgt netrasmformētu gadskārtu platumu sēriju izmantošanas lietderību parametriskai novērtēšanai.

3.3.2. Augšanas gaitas izmaiņas

Tā kā vairumam augšanas gaitas modeļu raksturīgs straujš pieaugums augšanas sākumā, tad visticamāk būtiskas šī perioda gadskārtu platumu atšķirības no vēlāka perioda gadskārtu platumiem būtu skaidrojamas tieši ar vecuma ietekmi. Tomēr, iespējams, ka vēlākā augšanas periodā vecuma ietekme uz pieauguma izmaiņām vairs nav būtiska.

Negatīvi eksponenciālajiem un pakāpes modeļiem, kas kopā vislabāk atbilst nedaudz vairāk kā trešajai daļai no visām priežu gadskārtu sērijām, raksturīgs ļoti straujš augšanas tempa sarukums augšanas sākumā (3.5b., 3.5c. att.). Pēc tam gadskārtu platumu sērijām ir vairāk vai mazāk lineārs raksturs.

Izmantojot iepriekš izstrādātos augšanas gaitas modeļus, noskaidroja starpības starp prognozētajiem gan netrasmformētiem, gan logaritmiski transformētiem gadskārtu platumiem ar 60 gadu intervālu. Aplūkoja tikai tos modeļus, kas konkrēto sēriju raksturoja vislabāk ($AIC - AIC_{\min} < 2$). Starpību absolūto vērtību procentiles parādītas 3.6. tabulā.

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. Iepriekš 3.4. tabulā parādītas minimālās ar Stjudenta testu konstatējamās divu atšķirīgu gadu gadskārtu platumu starpības netrasmformētiem un logaritmētiem gadskārtu platumu datiem pie dažādiem būtiskuma līmeņiem un paraugkopu apjomiem.

Vairāk kā pusei no katra veida modeļiem (3.6. tab.) starpības starp 1. un 60., kā arī 11. un 70. gadskārtu platumiem ir lielākas kā minimālās starpības, kas konstatējamās ar Stjudenta testu pie būtiskuma līmeņa $\alpha = 0.05$ un paraugkopas apjoma $n = 20$ (3.4. tabula). Hiperbolisko un vispārīnāti eksponenciālo modeļu gadījumā tā tas ir arī starpībām starp 21. un 80., kā arī 31. un 90. gadskārtu platumiem. Savukārt negatīvi eksponenciālo un pakāpes modeļu gadījumā vairāk nekā pusei modeļu starpības jau ir mazākas par minimālajām parametriski konstatējamām. Starp 31. un 90. gadskārtu tās ir mazākas vairāk nekā 75% modeļu. Līdzīgi ir arī tad, ja aplūko visus būtiskos negatīvi eksponenciālos modeļus (3.7. tab.).

3.6. tabula / Table 3.6

Prognozēto netransformētu un logaritmiski transformētu divu dažādu gadu gadskārtu platumu (w) starpību absolūto vērtību $\delta = |w_{t1} - w_{t2}|$ procentiles četriem modeļu veidiem.

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

Percentiles of absolute values of differences between two predicted untransformed and logarithmically transformed tree-ring widths (w) of different years $\delta = |w_{t1} - w_{t2}|$ for four model types.

Only best models ($AIC - AIC_{\min} < 2$) were used.

t_1	t_2	δ (mm)					Log (δ)				
		5%	25%	50%	75%	95%	5%	25%	50%	75%	95%
Negatīvi eksponenciālie modeļi / Negative exponential models ($n = 519$)											
1.	60.	1.06	1.71	2.73	4.28	6.50	0.65	0.93	1.27	1.64	2.30
11.	70.	0.07	0.44	0.84	1.32	2.29	0.06	0.31	0.57	0.89	1.47
21.	80.	0.00	0.07	0.29	0.62	1.15	0.00	0.06	0.23	0.54	1.04
31.	90.	0.00	0.01	0.10	0.32	0.69	0.00	0.01	0.08	0.30	0.76
Pakāpes modeļi / Power models ($n = 376$)											
1.	60.	0.47	1.14	2.11	3.67	6.37	0.37	0.71	1.12	1.56	2.17
11.	70.	0.19	0.42	0.67	1.01	1.48	0.17	0.32	0.51	0.71	0.99
21.	80.	0.13	0.28	0.44	0.63	0.89	0.12	0.23	0.37	0.51	0.71
31.	90.	0.11	0.21	0.32	0.46	0.65	0.10	0.19	0.29	0.41	0.57
Hiperboliskie modeļi / Hyperbolic models ($n = 554$)											
1.	60.	0.42	1.01	1.74	3.04	5.70	0.32	0.66	1.09	1.60	2.30
11.	70.	0.39	0.78	1.16	1.61	2.44	0.31	0.60	0.92	1.22	1.52
21.	80.	0.35	0.60	0.84	1.11	1.69	0.29	0.56	0.80	1.00	1.18
31.	90.	0.31	0.46	0.62	0.83	1.28	0.28	0.52	0.70	0.85	0.98
Vispārināti eksponenciālie modeļi / Generalised exponential models ($n = 782$)											
1.	60.	0.20	0.73	1.49	2.82	5.23	0.20	0.73	1.49	2.82	5.23
11.	70.	0.11	0.51	0.98	1.66	2.89	0.11	0.51	0.98	1.66	2.89
21.	80.	0.09	0.42	0.83	1.35	2.29	0.09	0.42	0.83	1.35	2.29
31.	90.	0.08	0.37	0.75	1.28	2.23	0.08	0.37	0.75	1.28	2.23

Tiek uzskatīts, ka skujkokiem tieši negatīvi eksponenciālais modelis vislabāk atspoguļo ar vecumu saistīto pieauguma kritumu (Fritts 1976, Cook 1990). Pakāpes modeļu līknes raksturs ir līdzīgs (3.5c. att.), tāpēc ļoti iespējams, ka arī tas lielā mērā ir saistīts ar vecuma ietekmi (Cook 1985). Savukārt, ja noteicošie ir kādi citi faktori, tad augšanas līkne ir citāda (Cook 1990) un to labāk raksturo cita veida modeļi.

Ja pieņem, ka vairumam negatīvi eksponenciālo un pakāpes modeļu nozīmīgākais augšanas gaitu ietekmējošais faktors ir koka vecums, tad visbiežāk pēc divdesmitā sērijas gada (sērijām, kas iegūtas krūšu augstumā) šī faktora ietekme parametriski nebūs konstatējama. Ja vienīgais nozīmīgais augšanas gaitu ietekmējošais faktors būs vecums, tad visticamāk tests

būtiskas izmaiņas reizēm parādīs, tomēr tās tad izpaudīsies tikai atsevišķos gados. Ja tiks konstatētas pastāvīgas būtiskas izmaiņas, tad, interpretējot rezultātus, var pieņemt, ka augšanas gaitu bez vecuma ir ietekmējis vēl arī kāds cits faktors.

Drošākus rezultātus var iegūt, izmantojot gadskārtas pēc trīsdesmitā sērijas gada. Var izvēlēties citus būtiskuma līmeņus, piemēram, $\alpha = 0.01$ vai $\alpha = 0.001$, jo tad pieaug testā konstatējamā starpība (3.4. tab.). Tomēr tad augšanas gaitu ietekmējošam faktoram jābūt pietiekami spēcīgam.

3.7. tabula / Table 3.7

Prognozēto netransformētu un logaritmiski transformētu divu dažādu gadu gadskārtu platumu (w) starpību absolūto vērtību $\delta = |w_{t_1} - w_{t_2}|$ procentiles negatīvi eksponenciāliem modeļiem.

Izmantoti tikai būtiski ($p \leq 0.05$) modeļi (modeļu skaits $n = 998$).

Percentiles of absolute values of differences between two predicted untransformed and logarithmically transformed tree-ring widths (w) of different years $\delta = |w_{t_1} - w_{t_2}|$ for negative exponential models.

Only significant ($p \leq 0.05$) models were used (number of models $n = 998$).

t_1	t_2	δ (mm)					Log (δ)				
		5%	25%	50%	75%	95%	5%	25%	50%	75%	95%
1.	60.	1.06	1.88	2.90	4.27	6.41	0.69	0.99	1.34	1.72	2.29
11.	70.	0.07	0.50	0.93	1.50	2.44	0.07	0.36	0.64	1.05	1.56
21.	80.	0.00	0.10	0.34	0.71	1.31	0.00	0.09	0.29	0.65	1.09
31.	90.	0.00	0.02	0.13	0.37	0.82	0.00	0.02	0.11	0.39	0.80

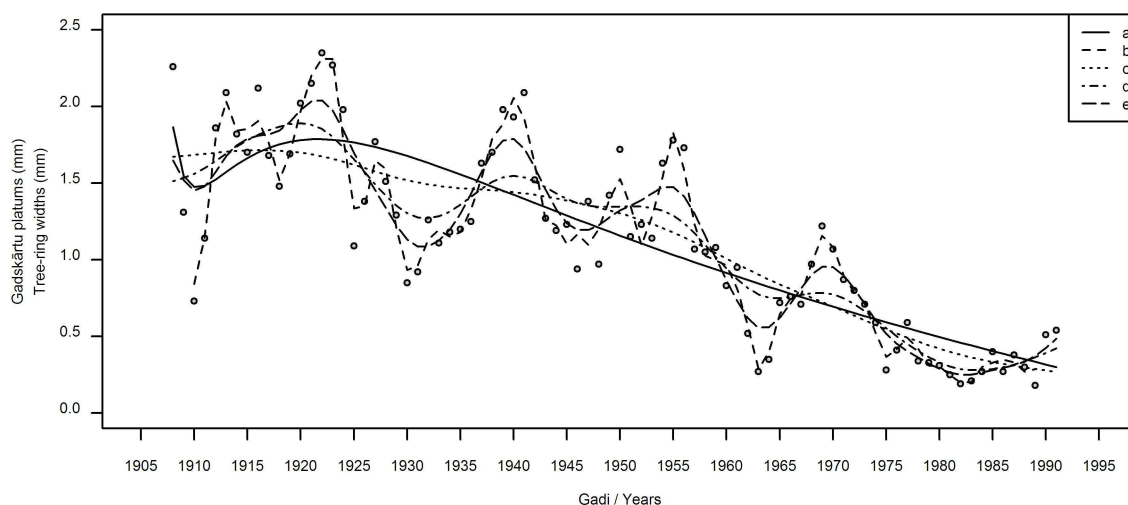
3.4. Relatīvais ikgadējais papildpieaugums

3.4.1. Datu transformācija

Augšanas gaitas izmaiņu parametriskam novērtējumam nozīmīgs aspekts ir datu transformācija. Tai jānodrošina, lai parametriskās metodes būtu korekti pielietojamas. Bez tam, transformējot datus, vēlams samazināt to faktoru, piemēram, ikgadējo klimatisko faktoru, ietekmi, kas netiek analizēti. Tālākajā datu interpretācijā noteikti jāņem vērā datu transformācijas ietekme.

Ikgadējo klimatisko faktoru ietekmi var samazināt, pielietojot augšanas gaitas izlīdzināšanas metodes. Ikgadējā papildpieauguma novērtēšanā izmantoja kubisko izlīdzināšanu (*cubic-smoothing spline* angl.) ar dažādām izlīdzināšanas pakāpēm, kā arī polinomiālo izlīdzināšanu. Dendrohronoloģijā plaši izmantotā augstas pakāpes kubiskā izlīdzināšana šajā gadījumā nav

piemērota, jo eliminē arī zemas frekvences svārstības, savukārt pārējās izlīdzināšanas metodes varētu būt izmantojamas (3.6. att.).



3.6. attēls. Gadskārtu platumu izlīdzināšanas līknes.

Punkti parāda netransformētus gadskārtu platumus. a – vispārināts eksponenciālais modelis; b – polinomiāla izlīdzināšanas līkne; c, d, e – kubiskas izlīdzināšanas līknes ar izlīdzināšanas pakāpi 40, 20 un 11 gadi.

Figure 3.6. Tree-ring width smoothing lines.

Points – tree-ring widths. a – generalised exponential model; b – polynomial smoothing line; c, d, e – cubic-smoothing spline with filter length 40, 20, 11 years.

Korektai parametrisko metožu pielietošanai galvenais nosacījums ir datu atbilstība normālajam sadalījumam. Kā iepriekš parādīts (3.3.2. nod.), tad eksponenciālais augšanas raksturs, kas raksturīgs vairumam gadskārtu sēriju, liek domāt, ka gadskārtas drīzāk seko lognormālam nekā normālam sadalījumam. Tādā gadījumā loģiska ir datu logaritmiska transformācija, kas vienlaikus arī stabilizē dispersiju. Tai ir savi trūkumi – 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).

Aplūkoja 65 paraugkopas no paraugu ņemšanas vietām ar vismaz 10 gadskārtu sērijām (1. pielikums) un tieši 30 gadskārtām sērijā, no 1955. līdz 1984. gadam. Visām paraugkopām vērojama pozitīva saistība starp netransformētu vienas sērijas gadskārtu platumu vidējām vērtībām un standartnovirzi, ar vidējo korelācijas koeficienta vērtību $\bar{r} = 0.62$. Pielietojot izlīdzināšanas metodes, saistība samazinās (3.8. tab.), tomēr joprojām pastāv.

Vidējie Pīrsona korelācijas koeficienti saistībai starp 65 gadskārtu sēriju paraugkopu gadskārtu platumu vidējām vērtībām un standartnovirzi.

Izmantotas 65 paraugkopas, katra no citas paraugu ņemšanas vietas ar vismaz 10 gadskārtu sērijām un 30 gadskārtām katrā sērijā. Aplūkoti dažādi gadskārtu platumu transformācijas paņēmieni un datu izlīdzināšanas veidi. a – netransformēti gadskārtu platumi, b – logaritmēti gadskārtu platumi, c – pirms logaritmēšanas pieskaitīta konstante $c = 0.5$.

Mean Pearson correlation coefficients: mean-to-standard deviation relationships of 65 samples of individual tree-ring series.

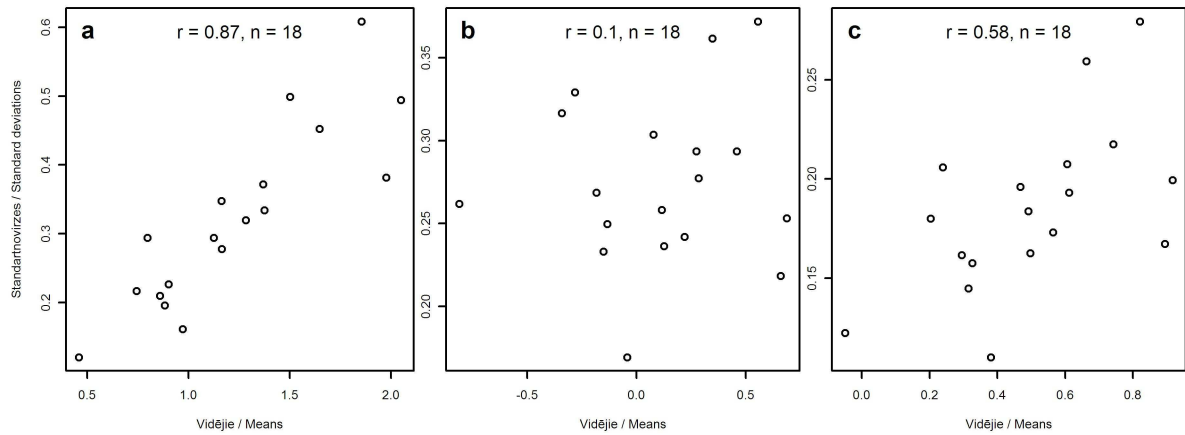
Each sample represents one sample plot with at least 10 tree-ring width series and 30 tree-rings. Different data standardization and smoothing methods were used. a – untransformed tree-ring widths, b – logarithmical transformation, c – logarithmical transformation with added constant $c = 0.5$; data smoothing (1. – without smoothing, 2. – polynomial smoothing, 3. – smoothing spline with 11-year filter length).

Datu izlīdzināšanas veidi Data smoothing types	a	b	c
1. neizlīdzināti	0.621	-0.408	0.038
2. polinomiāli izlīdzināti	0.560	-0.379	0.016
3. kubiski izlīdzināti	0.451	-0.379	-0.022

Pēc logaritmiskas gadskārtu platumu transformācijas, saistības vidējā vērtība ir mazāka un vairumā gadījumu – negatīva ($\bar{r} = -0.41$). Savukārt pirms logaritmēšanas gadskārtu platumiem pieskaitot pozitīvu konstanti $c = 0.5$, korelācijas koeficientu vidējā vērtība ir tuva nullei ($\bar{r} = 0.04$). Līdzīgas korelācijas koeficientu vērtības ir arī, izmantojot datu izlīdzināšanu (3.8. tab.). Tomēr atsevišķās paraugu ņemšanas vietās transformācijas ietekme uz šo saistību var būt atšķirīga. No 65 paraugkopām 13 gadījumos korelācijas koeficienta absolūtā vērtība bija mazāka pie vienkāršas logaritmiskas transformācijas, bet 52 gadījumos – pirms transformācijas pieskaitot konstanti.

Ja saistība starp netransformētu gadskārtu platumu vidējām vērtībām un standartnovirzi ir ļoti spēcīga, tad standartnovirzes stabilizēšanā labākus rezultātus dod logaritmiska transformācija (3.7. att.). Savukārt, ja tā ir mazāka, tad logaritmiska transformācija izraisa negatīvu saistību, bet labāki rezultāti sasniedzami, pirms transformācijas pievienojot konstanti (3.8. att.). Iespējams, katrai no izmantojamām gadskārtu sēriju paraugkopām, pievienojamās konstantes vērtība nosakāma individuāli. Katrai no 65 paraugkopām piemeklēja pievienojamo konstanti c_i robežās no 0 līdz 2, kas dod mazāko saistību starp gadskārtu platumu vidējām vērtībām un vidējo kvadrātisko standartnovirzi. Vairāk nekā pusē parauglaukumu (34) tā bija ne lielāka par 0.5, bet tikai četros – vienāda ar nulli. Tās vidējā vērtība visos parauglaukumos $\bar{c}_i = 0.8$. Ja izmanto polinomiālo izlīdzināšanu vai kubisko izlīdzināšanu ar 11 gadu izlīdzināšanas

pakāpi, tad konstantei, kas dod mazāko saistību, vērtība nedaudz pieaug – to vidējās vērtības attiecīgi ir 0.82 un 0.97.

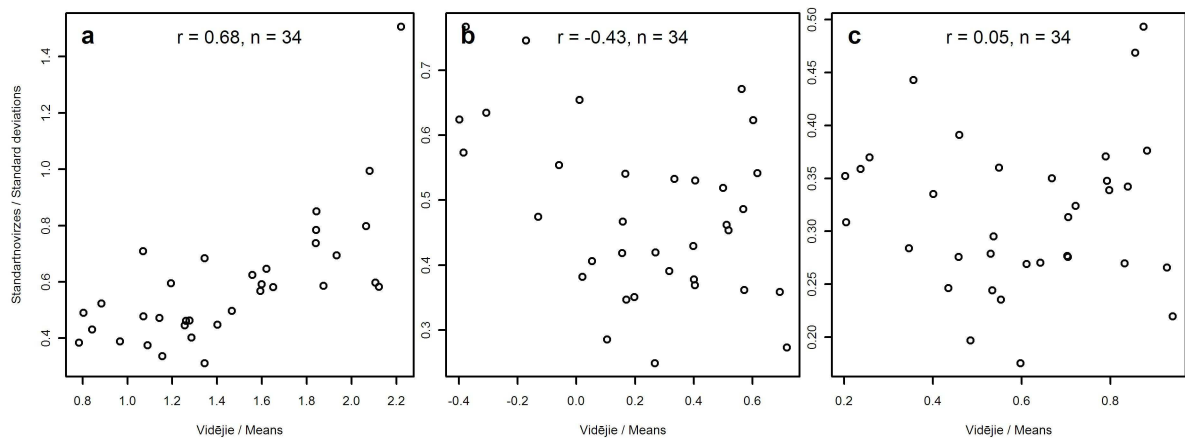


3.7. attēls. Saistība starp 18 sēriju ar 30 gadskārtām gadskārtu platumu vidējām vērtībām un standartnovirzēm paraugu ņemšanas vietā "6H14" Ikšķīles apkārtnē.

a – netransformēti gadskārtu platumi; b – logaritmiski transformēti gadskārtu platumi; c – pirms logaritmiskas gadskārtu platumu transformācijas pievienota konstante $c = 0.5$.

Figure 3.7. Mean – standard deviation relationship for 18 series with 30 tree-rings from sample plot "6H14" near Ikšķīle.

a – untransformed series; b – logarithmically transformed series; c – before logarithmical transformation of series constant $c = 0.5$ added.



3.8. attēls. Saistība starp 34 sēriju ar 30 gadskārtām gadskārtu platumu vidējām vērtībām un standartnovirzēm paraugu ņemšanas vietā "7C23" Kuldīgas rajonā.

a – netransformēti gadskārtu platumi; b – logaritmiski transformēti gadskārtu platumi; c – pirms logaritmiskas gadskārtu platumu transformācijas pievienota konstanti $c = 0.5$.

Figure 3.8. Mean – standard deviation relationship for 34 series with 30 tree-rings from sample plot "7C23" at Kuldīga district.

a – untransformed series; b – logarithmically transformed series; c – before logarithmical transformation of series constant $c = 0.5$ added.

3.4.2. Vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums

Vidējo relatīvo ikgadējo papildpieaugumu novērtēja 65 paraugu ņemšanas vietās ar vismaz 10 kokiem katrā ar kontroles periodu no 1955. līdz 1965. gadam. Atkarībā no paraugu ņemšanas vietas un datu transformācijas metodes vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums tika aprēķināts katram 21 līdz 42 gadus gara laika perioda gadam sākot no 1966. gada. Izmantoja trīs datu transformācijas un četras izlīdzināšanas metodes (2.4.1. nod.), pavisam pielietojot 12 dažādas datu transformācijas un izlīdzināšanas kombinācijas (2., 3. pielikums).

3.9. tabula / Table 3.9.

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.

Mean number of years per plot with significant ($p \leq 0.05$) relative additional annual increment.

a – data smoothing type (Log – logarithmically transformed without smoothing, Poly – logarithmically transformed with polynomial smoothing, Spline (11), Spline (20) – logarithmically transformed cubic-smoothing spline with filter length 11 and 20 years); b – value of constant, added before logarithmic transformation (x – estimated constant with lower mean-to-standard deviation relationships); c – years with significant relative additional annual increment; d – years with test power $1-\beta \geq 0.9$; e – years with test power $1-\beta < 0.9$; f, g – years with higher (f) or lower (g) test power with constant added before logarithmic transformation; h, i – years with higher (h) or lower (i) test power using data smoothing methods.

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

Vidējā relatīvā ikgadējā papildpieauguma novērtēšanai izmantoja būtiskuma līmeni $\alpha = 0.05$.

Katram gadam ar būtisku vidējo papildpieaugumu tika veikta testa spējas (*power* angl.)

analīze. Lielākoties konstatēja būtisku negatīvu papildpieaugumu, retāk – pozitīvu. Atkarībā no izmantotās datu transformācijas metodes būtisks vidējais papildpieaugums katrā paraugu ņemšanas vietā bija vidēji 10.4 līdz 11.4 gados (3.9. tab.). Aptuveni pusē paraugu ņemšanas vietu būtisks vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums bija mazāk nekā desmit gados.

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. Viszemākais tas ir, ja izmanto kubisko izlīdzināšanu. Pie tam šajos gadījumos arī gadu skaits ar augstu testa spēju ($1-\beta \geq 0.9$) ir vislielākais (3.9. 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 (3.9. 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. Savukārt kubiskās izlīdzināšanas gadījumā konstantes pievienošana visbiežāk testa spēju samazina (3.9. tab., f, g ailes).

3.4.3. Vidējais relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums

Vidējo relatīvo kumulatīvo ikgadējo papildpieaugumu novērtēja tajās pašās paraugu ņemšanas vietās, kur vidējo relatīvo ikgadējo papildpieaugumu, izmantojot to pašu kontroles periodu un datu transformācijas metodes (4., 5. pielikums). Tas atspoguļo akumulēto papildpieaugumu izvēlētajā kumulatīvajā periodā, šajā gadījumā 10 gados.

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 (3.10. tab.). Zemāks ir arī gadu skaits ar būtisku perioda vidējo kumulatīvo papildpieaugumu un augstu testa spēju ($1-\beta \geq 0.9$), jo tas atspoguļo tikai pietiekami ilgstošas pieauguma izmaiņas un tikpat kā neparāda ikgadējo klimatisko svārstību ietekmi. Tai pašā laikā šādi ir grūtāk identificējams augšanas izmaiņu sākums.

Vidējā relatīvā kumulatīvā ikgadējā papildpieauguma gadījumā testa spēja, pirms logaritmiskās transformācijas pievienojot konstanti, visbiežāk ir zemāka nekā vienkārši logaritmējot (3.10. tab., f, g ailes). Ja konstanti nepievieno, tad, izmantojot jebkuru no datu izlīdzināšanas paņēmieniem, testa spēja vairumā gadu ar būtisku kumulatīvo papildpieaugumu ir lielāka nekā izlīdzināšanu nepielietojot (3.10. tab., h, i ailes).

3.10. tabula / Table 3.10.

Gadu skaits ar būtisku ($p \leq 0.05$) negatīvu vai pozitīvu relatīvo kumulatīvo 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.

Mean number of years per plot with significant ($p \leq 0.05$) relative cumulative additional annual increment.

a – data smoothing type (Log – logarithmically transformed without smoothing, Poly – logarithmically transformed with polynomial smoothing, Spline (11), Spline (20) – logarithmically transformed cubic-smoothing spline with filter length 11 and 20 years); b – value of constant, added before logarithmic transformation (x – estimated constant with lower mean-to-standard deviation relationships); c – years with significant relative additional annual increment; d – years with test power $1-\beta \geq 0.9$; e – years with test power $1-\beta < 0.9$; f, g – years with higher (f) or lower (g) test power with constant added before logarithmic transformation; h, i – years with higher (h) or lower (i) test power using data smoothing methods.

	a	b	c	d	e	f	g	h	i
Log		c = 0	9.1	3.7	5.4				
		c = 0.5	8.8	3.7	5.1	1.8	4.3		
		c = x	8.8	3.5	5.3	1.4	5.0		
Poly		c = 0	8.0	3.1	4.9			3.8	3.3
		c = 0.5	7.7	2.9	4.7	1.6	3.9	3.5	3.6
		c = x	7.6	2.8	4.8	1.2	4.5	3.6	3.7
Spline (11)		c = 0	8.9	3.8	5.0			4.3	3.4
		c = 0.5	8.7	3.7	5.0	1.3	4.5	4.0	3.6
		c = x	8.7	3.5	5.1	1.0	5.4	3.9	3.8
Spline (20)		c = 0	8.9	4.1	4.9			4.2	3.3
		c = 0.5	8.8	3.8	4.9	1.4	4.6	4.0	3.4
		c = x	8.7	3.7	4.8	1.0	5.0	3.8	3.4

3.4.4. Datu transformācijas metožu izvērtējums

Gadskārtu platuma datu logaritmēšana dod negatīvu saistību starp gadskārtu platumu sēriju vidējām vērtībām un standartnovirzēm. Lai gan pielietojot datu izlīdzināšanu tā ir mazāka, tomēr joprojām pastāv. Šo saistību visbiežāk var samazināt, pirms logaritmēšanas pievienojot konstanti (3.8. tab.). Tomēr, aprēķinot vidējo relatīvo ikgadējo papildpieaugumu ar dažādām datu transformācijas metodēm, pie būtiskām tā vērtībām testa spēja nedaudz biežāk ir labāka, ja konstanti pirms logaritmēšanas pievieno, izlīdzināšanu nepielietojot vai pielietojot polinomiālo izlīdzināšanu. Savukārt kubiskās izlīdzināšanas gadījumos testa spēja tad visbiežāk samazinās (3.9. tab.). Novērtējot vidējo perioda relatīvo kumulatīvo ikgadējo

papildpieaugumu, testa spēja neatkarīgi no datu izlīdzināšanas veida visbiežāk ir zemāka, ja pirms logaritmēšanas konstanti pievieno (3.10. tab.).

Gadskārtu sērijas no vienas paraugu ņemšanas vietas var būt ar dažādu augšanas gaitu un ievērojami atšķirīgiem gadskārtu platumiem. Tāpēc tur var būt gadskārtu sēriju grupas ar atšķirīgu vidējo vērtību un standartnovirzes saistību (Cook et al. 1990), kas visticamāk samazina konstantes pievienošanas efektu. Visvairāk tas izpaužas pie augstākas datu izlīdzināšanas pakāpes, kad mazu gadskārtas platumu raksturojošo vērtību skaits samazinās. Pilnībā vidējo vērtību un standartnovirzes saistību, iespējams, varētu novērst, atšķirīgi transformējot katru gadskārtu sēriju, taču parametrisko testu gadījumā tas nav pieļaujams.

Tāpēc 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.

Piemēram, paraugu ņemšanas vietā "3D07" pie Mazirbes (3.3. piel.) saistību starp gadskārtu platumu vidējām vērtībām un standartnovirzi vislabāk var novērst, ja pievieno konstanti $c = 0.4$, datus neizlīdzinot, un $c = 0.5$, izlīdzinot polinomiāli. Tomēr pie neizlīdzinātiem datiem septiņos gados ar būtisku vidējo relatīvo ikgadējo papildpieaugumu labāka testa spēja ir bez konstantes pievienošanas un tikai divos – ar konstantes pievienošanu. Savukārt, paraugu ņemšanas vietā "5F03" pie Engures (3.4. piel.), kur mazāko vidējo vērtību un standartnoviržu saistību dod konstante $c = 0.3$, logaritmējot bez konstantes pievienošanas, augstāka testa spēja ir tikai divos gados, bet ar konstantes pievienošanu – 11 gados.

Ja papildpieaugums vairumā gadu ir būtisks un testa spēja visbiežāk – augsta, tad nereti, piemēram, paraugu ņemšanas vietās "7C26" pie Sieksātes (3.5. piel.) un "7J08" pie Aizkraukles (3.8. piel.), dažādas datu transformācijas metodes dod līdzīgus rezultātus.

Rezultāti liecina, ka pielietojot augstākas pakāpes gadskārtu platumu datu izlīdzināšanas metodes, datu transformācija visbiežāk veicama ar vienkāršu logaritmēšanu. Savukārt datus neizlīdzinot vai pie polinomiālas izlīdzināšanas, atkarībā no datu rakstura, labākus rezultātus var dot atšķirīgu transformācijas metožu pielietojums.

3.4.5. Datu izlīdzināšanas metožu izvērtējums

Datu izlīdzināšana samazina augstas frekvences, galvenokārt ikgadējo klimatisko svārstību ietekmi. Jo augstāka izlīdzināšanas pakāpe, jo zemākas frekvences svārstību ietekme tiek

samazināta. No aplūkotajām metodēm vismazākā izlīdzināšanas pakāpe ir polinomiālajai izlīdzināšanai, kur gadskārtas vērtība tiek iegūta no piecām gadskārtām. Šajā gadījumā arī augstas frekvences svārstības tiek samazinātas nedaudz (3.8. att.). Vidējā relatīvā ikgadējā papildpieauguma aprēķinos izmantojot neizlīdzinātus un polinomiāli izlīdzinātus datus, atšķirības ir salīdzinoši nelielas (2.1a. un 2.1c., 2.2a. un 2.2b, 2.3a. un 2.3b. piel.). Salīdzinot ar rezultātiem, kas iegūti bez datu izlīdzināšanas, testa spējas polinomiālās izlīdzināšanas gadījumā nedaudz biežāk ir labākas, ja izmanto vienkāršu logaritmēšanu, bet pirms logaritmēšanas pievienojot konstanti, atšķirības tikpat kā nav novērojamas (3.9. tab.). Tomēr tikai īsu periodu ilguša faktora ietekmi tā var samazināt. Piemēram, paraugu ņemšanas vietā "7D27" (3.6. piel.) 1990. gadā vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums, salīdzinot ar tuvākajiem gadiem, ir izteikti lielāks un būtisks, ja izlīdzināšanu neizmanto. Savukārt pie polinomiālās izlīdzināšanas tas sarūk un vairs nav būtisks.

Ja vēlas konstatēt salīdzinoši vāja faktora ietekmi, kas pietiekami spēcīgi izpaužas tikai atsevišķos gados, kad ir labvēlīgi vai nelabvēlīgi klimatiskie apstākļi, tad tieši zemas pakāpes izlīdzināšana vai tās trūkums var palīdzēt šos faktorus identificēt. Piemēram, paraugu ņemšanas vietā "3D07" 1970. un 1971. gadā (2.2. piel., 3.3. piel.), datus neizlīdzinot vai polinomiāli izlīdzinot, vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums ir būtiski negatīvs ar salīdzinoši augstu testa spēju. Pie lielākas izlīdzināšanas pakāpes šajos gados testa spēja ir ievērojami mazāka vai papildpieaugums vispār nav būtisks. Ar augstākas pakāpes izlīdzināšanu iegūtās līknes ļauj konstatēt, ka pieauguma kritums pēc 1965. gada ir samērā stabils un visticamāk nav saistīts tikai ar klimatiskajiem faktoriem, tomēr droši to identificēt ļauj tikai zemākas pakāpes izlīdzināšana.

Paraugu ņemšanas vietā "6G07" (2.6. piel., 3.7. piel.) vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums, kas iegūts datus neizlīdzinot vai ar polinomiālu izlīdzināšanu, iezīmē laika periodu starp 1979. un 1986. gadu, kad vērojams būtisks pieauguma kritums ar samērā augstu testa spēju. Ja papildpieaugumu aprēķina, izmantojot kubisko izlīdzināšanu ar 11 gadu izlīdzināšanas pakāpi, tad būtisks pieauguma kritums ir vērojams tikai līdz 1984. gadam un ar ievērojami mazāku testa spēju. Savukārt, zemākas pakāpes izlīdzināšana ļauj secināt, ka negatīva kāda faktora ietekme turpinās vismaz līdz 1986. gadam.

Ja kāda faktora ietekme uz pieaugumu ir pietiekami ilgstoša un spēcīga, tad aprēķini ar augstākas pakāpes izlīdzināšanu ļauj izdarīt drošākus pieņēmumus. Būtiska vidējā relatīvā ikgadējā papildpieauguma gadījumā augstākas pakāpes izlīdzināšana biežāk nodrošina augstāku testa spēju nekā tad, ja izlīdzināšana izmantota netiek (3.8. tab.). Mazāku ietekmi

atstāj arī īslaicīgas, klimatisko svārstību ietekmētas izmaiņas. Piemēram, paraugu ņemšanas vietā "7J08" (2.7., 3.8. piel.), papildpieaugumu aprēķinot ar polinomiālu izlīdzināšanu vai bez tās, 1989. un 1990. gadā tas nav būtiski negatīvs. Tomēr balstoties uz rezultātiem, kas iegūti ar augstākas pakāpes izlīdzināšanu, var spriest, ka negatīvu ietekmi radījušais faktors joprojām darbojas un negatīvā papildpieauguma sarukumu vistīcāmāk izraisījuši īslaicīgi klimatiskie faktori.

Arī paraugu ņemšanas vietās "7C26" (2.4., 3.5. piel.) un "7D27" (2.5., 3.6. piel.) augstākas pakāpes izlīdzināšana norāda uz stabilu un nepārtrauktu pieauguma kritumu attiecīgi pēc 1968. un 1995. gada, kamēr zemākas pakāpes izlīdzināšana liek domāt, ka negatīva faktora ietekme nav bijusi pastāvīga.

Ja vēlas konstatēt tikai ilgstošas un stabilas pieauguma izmaiņas, tad vēl labāk ir izmantot vidējo perioda relatīvo kumulatīvo ikgadējo papildpieaugumu (4., 5. piel.). Piemēram, paraugu ņemšanas vietās "9N06" (4.1., 4.2. piel.) un "3D07" (4.2., 5.3. piel.), būtisks vidējais perioda relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums vispār neparādās, bet vietā "6G07" (4.6., 5.7. piel.) tas parādās tikai nedaudz. Tātad spēcīgu un stabilu augšanas izmaiņu šajās vietās nav. Savukārt, paraugu ņemšanas vietās "7C26" (4.4., 5.5. piel.), "7D27" (4.5., 5.6. piel.) un "7J08" (4.7., 5.8. piel.) iezīmējas spēcīgu un stabilu faktoru ietekme.

Nevar viennozīmīgi pateikt, kāda gadskārtu datu izlīdzināšanas metode ir labākā. Tas lielā mērā atkarīgs no pētāmā faktora rakstura. Ja vēlas identificēt salīdzinoši vājas iedarbības un īslaicīgus faktorus, tad lietderīgāk izmantot zemas pakāpes izlīdzināšanas metodes vai tās neizmantojot nemaz. Savukārt, pietiekami spēcīgu un ilgstošu faktoru identificēšanā drošākus rezultātus dos augstākas pakāpes izlīdzināšana, kā arī vidējais perioda relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums. Ja notiek sākotnēja izpēte, kad vēl nav drošu pieņēmumu par iespējamo faktoru raksturu, tad lietderīgi ir izmantot vairākas metodes. Jebkurā gadījumā pieņēmumus par kāda pilnīgi konkrēta faktora ietekmi var izdarīt tikai tad, ja pētījumi veikti vairākās vietās šī faktora ietekmes zonā.

3.5. Pieauguma izmaiņu izvērtējums

Stabilas un ilgstošas papildpieauguma izmaiņas vislabāk parāda vidējais perioda relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums. Četrdesmit vietās, 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 (6.1. piel.) un no 1985. līdz 1994. gadam (6.2. piel.). Pārsvarā konstatēts negatīvs kumulatīvais papildpieaugums (31 vietā

pirmajā aplūkotajā periodā, 33 – otrajā), retāk – pozitīvs (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 izvēlētam 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.

Šādu rezultātu analīze var tikai norādīt vietas, kur iespējama kāda stabila un ilgstoša faktora ietekme, tomēr izdarīt pieņēmumus par tā raksturu nav iespējams. Tie var būt gan lokāli, tikai uz konkrēto mežaudzi attiecināmi faktori (kopšanas cirtes, ūdens režīma izmaiņas, lokāls piesārņojums u.c.), gan arī ārēji uz plašāku teritoriju attiecināmi faktori, piemēram, industriāls vai lauksaimnieciskais piesārņojums. Lai meklētu konkrētus faktoros, katrā no vietām jāveic plašāki pētījumi, ievācot lielāku paraugu skaitu vairākās vietās. Piemēram, Rīgas un Jūrmalas apkārtnē vairākās vietās ilgākā laika periodā konstatēts būtisks negatīvs vidējais perioda relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums (6.1., 6.2. piel.). Tur, iespējams, būtu lietderīgi papildus pētījumi, lai konstatētu to cēloņus.

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 Mažeīķu naftas pārstrādes rūpnīcas radīto industriālo piesārņojumu. Iespējams, ka arī koku pieauguma izmaiņas ir ar to saistītas.

Engures ezera apkārtnē būtiski negatīvs vidējais perioda relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums konstatēts vienā no trim vietām, kas liecina par lokālo ietekmes raksturu. Papildus analīze būtu vēlama paraugu ņemšanas vietās "5D10" (pie Rendas), "2J09" (pie Rūjienas), "5I13" (pie Sējas), "5K09" (pie Taurenas) un "7P04" (pie Cirmas ezera), kur raksturīgs ilgstošs pieauguma kritums. Vēl izteiktas pieauguma izmaiņas vērojamas vietā "7J08" (pie Aizkraukles), tomēr tur paraugi tika ievākti audzē atpūtas vietas tuvumā, kur bija vērojama intensīva antropogēnā ietekme, kas varētu būt šo izmaiņu cēlonis.

3.6. Pieauguma izmaiņas Skrundas apkārtnē

Plašāki pētījumi tika veikti Skrundas tuvumā ar mērķi noskaidrot iespējamo 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 koksnes paraugi tika ņemti vairāk nekā 30 vietās, taču tikai daļa no tām atbilda šajā pētījumā izvirzītajiem kritērijiem – atbilstoša vecuma koku skaits ne visur bija pietiekams. Vietas, kur tika aprēķināts vidējais relatīvais ikgadējais papildpieaugums un vidējais perioda relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums, parādītas 1.2. pielikumā un daļēji arī 1.1. pielikumā. Četri Skrundas RLS raidītāji (1.2. piel.) darbojās no 1966. gada līdz 1991. gadam un bija vērsti ziemeļrietumu virzienā, nosedzot aptuveni 180 grādu zonu. Rietumu un ziemeļu virzienos no RLS darbojās divi vai pat trīs raidītāji, bet dienvidrietumu un ziemeļaustrumu virzienus nosedza pa vienam raidītājam. Līdz ar to arī starojuma intensitāte tur bija mazāka. Savukārt RLS aizmugurē – dienvidu un austrumu virzienā starojums bija minimāls (Kalniņš et al. 1996).

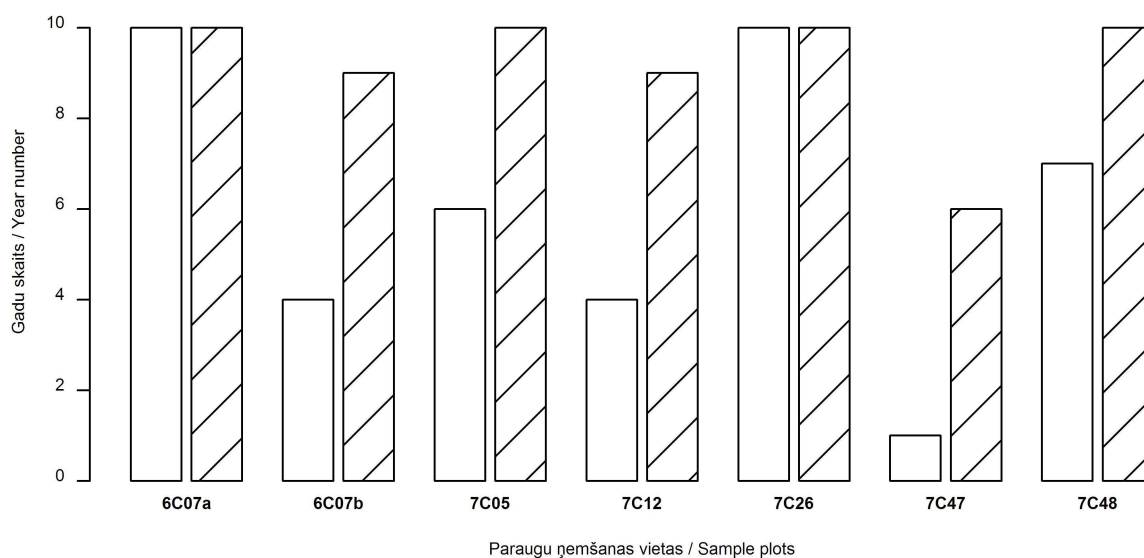
Trijos attēlos parādīts gadu skaits ar būtisku negatīvu vidējo perioda relatīvo kumulatīvo ikgadējo papildpieaugumu Skrundas apkārtnē divos laika periodos – no 1975. līdz 1984. gadam un no 1980. līdz 1989. gadam. Rezultāti no paraugu ņemšanas vietām tuvu RLS tās intensīvākas darbības zonā parādīti 3.9. attēlā, savukārt 3.10. attēlā – no vietām RLS darbības zonu malās vai tālāk no RLS ar vidēju vai nepastāvīgu elektromagnētiskā starojuma intensitāti, bet 3.11. attēlā – no vietām, kas ir RLS aizmugurē ar zemu starojuma intensitāti. Paraugu ņemšanas vietu sadalījums grupās balstīts uz RLS elektromagnētiskā starojuma mērījumiem (Kalniņš et al. 1996).

Visām vietām tiešā RLS tuvumā raksturīgs ilgstošs un būtisks pieauguma kritums. Savukārt zonā ar mazāku RLS starojuma intensitāti atsevišķās vietās pieauguma kritums nav tik izteikts. Savukārt zonā aiz RLS trijās vietās no astoņām būtiska pieauguma krituma nav. Pie tam vietā "7D08", kur pieauguma kritums ir ilgstošs, to acīmredzot izraisa kāds lokāls faktors, jo divās blakus audzēs "7D09" un "7D27" būtiska pieauguma krituma nav. Tas liecina, ka RLS starojuma ietekme uz koku pieaugumu ir iespējama.

Vidējā relatīvā ikgadējā papildpieauguma līknēm gandrīz visās Kurzemes reģiona paraugu ņemšanas vietās pēc 1975. gada raksturīga lejupejoša tendence, minimumu sasniedzot aptuveni pie 1982. gada. Savukārt Vidzemē tādas tendences nav vai tā izteikta daudz mazāk. Arī pētījumā, kur aplūkota priežu augšanas gaita Ziemeļkurzemē, šajā laika periodā visos parauglaukumos konstatēti vairāki zīmīgie gadī (Elferts 2007). Iespējams, tas saistīts ar klimatiskiem faktoriem, jo vidējās gada temperatūras laika periodā no 1977. līdz 1982. gadam

bija zemākas nekā vairākus gadus pirms tam un pēc tam (Lizuma et al. 2007). Priežu pieaugumu visvairāk ietekmē februāra un marta gaisa temperatūras (Elferts 2008). Meteoroloģiskie dati liecina, ka no 1976. līdz 1980. gadam februāra un 1976. un 1980. gadā marta vidējās temperatūras ir par 4–7°C zemākas nekā citos tuvākajos gados. Tā tas ir visā Latvijā, tomēr Vidzemē un Latgalē gandrīz visos gados februāra un marta temperatūras ir zemākas nekā Kurzemē un Zemgalē.

Tomēr reti kur, izņemot lielākajā daļā Skrundas apkārtnes paraugu ņemšanas vietu, šī tendence realizējas būtiski negatīvā vidējā perioda relatīvajā kumulatīvajā ikgadējā papildpieaugumā. Arī Skrundas RLS aizmugurē būtiski negatīvs tas ir biežāk nekā citur Latvijā. Iespējams, ka šeit koku pieaugumu ietekmē vēl kāds visaptverošs faktors, jo arī Skrundas RLS aizmugurē papildpieaugums ir būtiski negatīvs vairākās paraugu ņemšanas vietās. Nav izslēgts, ka daļēji tas saistīts ar Mažeīķu naftas pārstrādes rūpnīcas radīto piesārņojumu, jo sūnu ķīmiskās analīzes liecina, ka paaugstināta smago metālu koncentrācija sūnās vērojama ne tikai tiešā Latvijas pierobežā (Nikodemus, Brūmelis 1998).

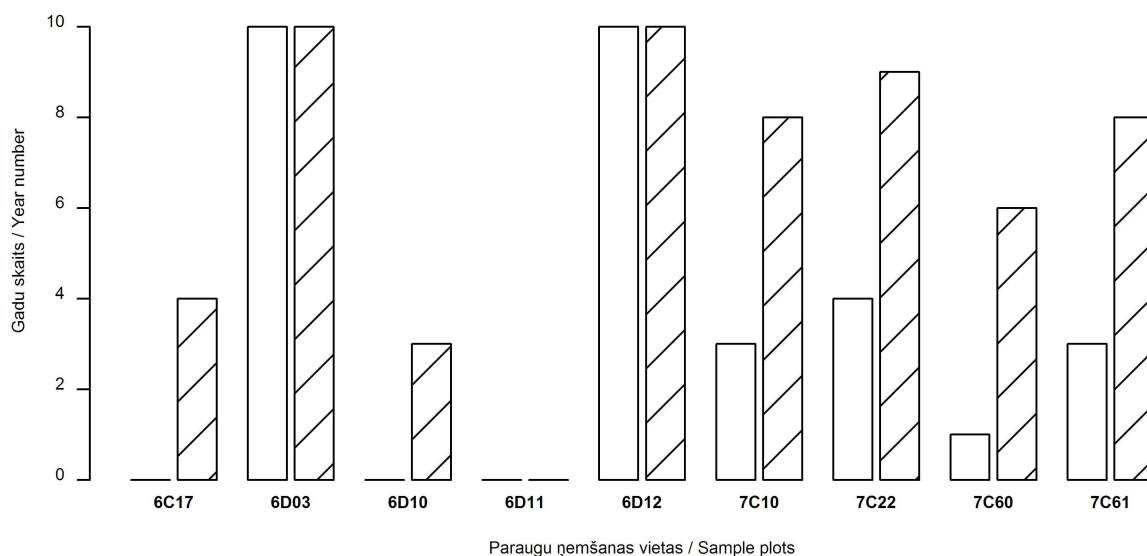


3.9. attēls. Gadu skaits ar būtisku ($p \leq 0.05$) vidējo relatīvo kumulatīvo ikgadējo papildpieaugumu intensīvākajā Skrundas RLS darbības zonā.

Neiesvītroti stabīņi raksturo laika periodu no 1975. līdz 1984. gadam, iesvītroti stabīņi – no 1980. līdz 1989. gadam. Izmantota logaritmiska datu transformācija un kubiskā izlīdzināšana ar 11 gadu izlīdzināšanas pakāpi.

Figure 3.9. Number of years with significant ($p \leq 0.05$) mean relative cumulative additional increment within zone of most intensive Skrunda RLS radiation.

White bars – time period from year 1975 to 1984, and striped bars – from year 1980 to 1989. Cubic-smoothing spline with 11-year filter length and logarithmic data transformation were used.

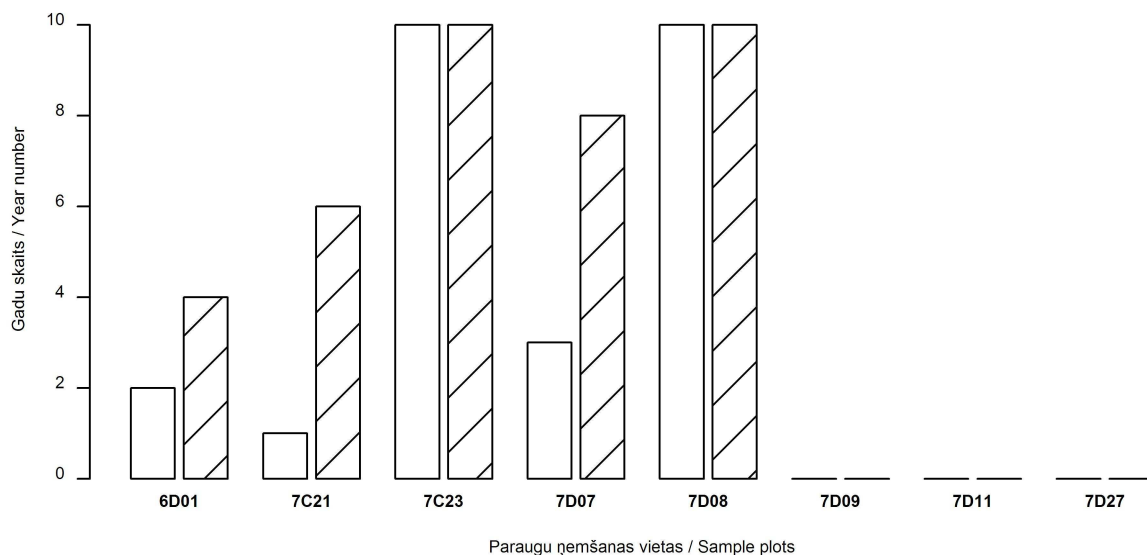


3.10. attēls. Gadu skaits ar būtisku ($p \leq 0.05$) vidējo relatīvo kumulatīvo ikgadējo papildpieaugumu vietās ar zemāku Skrundas RLS darbības intensitāti.

Neiesvītroti stabiņi raksturo laika periodu no 1975. līdz 1984. gadam, iesvītroti stabiņi – no 1980. līdz 1989. gadam. Izmantota logaritmiska datu transformācija un kubiskā izlīdzināšana ar 11 gadu izlīdzināšanas pakāpi.

Figure 3.10. Number of years with significant ($p \leq 0.05$) mean relative cumulative additional increment within zone of lower intensity Skrunda RLS radiation.

White bars – time period from year 1975 to 1984, striped bars – from year 1980 to 1989. Cubic-smoothing spline with 11-year filter length and logarithmic data transformation were used.



3.11. attēls. Gadu skaits ar būtisku ($p \leq 0.05$) vidējo relatīvo kumulatīvo ikgadējo papildpieaugumu vietās aiz Skrundas RLS darbības zonas.

Neiesvītroti stabiņi raksturo laika periodu no 1975. līdz 1984. gadam, iesvītroti stabiņi – no 1980. līdz 1989. gadam. Izmantota logaritmiska datu transformācija un kubiskā izlīdzināšana ar 11 gadu izlīdzināšanas pakāpi.

Figure 3.11. Number of years with significant ($p \leq 0.05$) mean relative cumulative additional increment behind zone of Skrunda RLS radiation.

White bars – time period from year 1975 to 1984, striped bars – from year 1980 to 1989. Cubic-smoothing spline with 11-year filter length and logarithmic data transformation were used.

Secinājumi

1. Izstrādātās metodes lieko un trūkstošo gadskārtu meklēšanai efektivitāte nav pietiekama, lai ar to koriģētās gadskārtu sērijas izmantotu bez papildus pārbaudes. Tomēr tās efektivitāte ir pietiekama (>90% eglēm un >80% sekmīgu kļūdas atrašanas gadījumu ± 5 gadu robežās), lai nozīmīgi atvieglotu vizuālu lieko vai trūkstošo gadskārtu atrašanu.
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. 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. Nejauši izvēlētās paraugu ņemšanas vietās ilgstoši būtisks relatīvais kumulatīvais ikgadējais papildpieaugums konstatēts mazāk nekā ceturtajā daļā vietu. Tātad, 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, tas saistīts ar Skrundas radiolokācijas stacijas emitētā elektromagnētiskā starojuma ietekmi.

Literatūra

- 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.
- Biondi F., Qeadan F., 2008. A theory-driven approach to tree-ring standardization: Defining the biological trend from expected basal area increment. *Tree-Ring Research* 64:81–96.
- Briffa K.R., Cook E., 1990. Methods of response function analysis. In: Cook E.R., Kairiukstis L.A. (Eds.). *Methods of dendrochronology: Applications in the environmental sciences*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht 240–247.
- Briffa K., Jones P.D., 1990. Basic chronology statistics and assessment. In: Cook E.R., Kairiukstis L.A. (Eds.). *Methods of Dendrochronology: Applications in the Environmental Sciences*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht 137–152.
- Briffa K.R., Jones P.D., Bartholin T.S., Eckstein D., Schweingruber F.H., Karlén W., Zetterberg P., Eronen M., 1992. Fennoscandian summers from AD 500: temperature changes on short and long timescales. *Climate Dynamics* 7:111–119.
- Briffa K.R., Melvin T.M., 2011. A closer look at Regional Curve Standardization of tree-ring records: justification of the need, a warning of some pitfalls, and suggested improvements in its application. *Dendroclimatology. Developments in Paleoenvironmental Research* 11:113–145.
- 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.
- Brūmelis G., Strazds M., Eglava Ž., 2009. Stand structure and spatial pattern of regeneration of *Pinus sylvestris* in a natural treed mire in Latvia. *Silva Fennica* 43(5):767–781.

- Bunn A.G. 2008. A dendrochronology program library in R (dplR). *Dendrochronologia* 26:115–124.
- Bunn A.G. 2010. Statistical and visual crossdating in R using the dplR library. *Dendrochronologia* 28:251–258.
- Büntgen U., Schweingruber F.H., 2010. Environmental change without climate change? *New Phytologist* 188(3):646–651.
- Burnham K.P., Anderson D.R., 2002. Model selection and multimodel inference: a practical information-theoretic approach. Springer, New York, 488 pp.
- Čekstere G., 2011. Vides faktoru ietekme uz Holandes liepu (*Tilia x vulgaris*) vitalitāti Rīgas ielu apstādījumos. Disertācija. Latvijas Universitāte, Rīga, 144. lpp.
- Cinovskis R., 1997. Priedes. *Latvijas daba*. Rīga: Preses nams, 4:173–174.
- 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., 1987. The decomposition of tree-ring series for environmental studies. *Tree-Ring Bulletin* 47:37–59.
- 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., 1981. The smoothing spline: A new approach to standardizing forest interior tree-ring width series for dedroclimatic studies. *Tree-Ring Bulletin* 41:45–53.
- Cook E.R., Peters K., 1997. Calculating unbiased tree-ring indices for the study of climatic and environmental change. *The Holocene* 73:361:370.
- Dauškane I., 2010. Purvos augošanās parastās priedes *Pinus sylvestris* L. radiālā pieauguma saistība ar klimatiskajiem faktoriem Latvijā. Disertācija. Latvijas Universitāte, Rīga 137. lpp.

- Detlavs I., Dombrovska L., Turauska T., Shkirmante B., Slutskii 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.
- Douglass A.E., 1914. A method of estimating rainfall by the growth of trees. *Bulletin of the American Geographical Society* 46(5):321–335.
- Eckstein D., 1972. Tree-ring research in Europe. *Tree-ring Bulletin* 32:1–18.
- Eckstein D., 1990. Qualitative assessment of past environmental changes. In: Cook E.R., Kairiukstis L.A. (Eds.). *Methods of dendrochronology: Applications in the environmental sciences*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht 219–224.
- Eckstein D., Pilcher J.R., 1990. Dendrochronology in Western Europe. In: Cook E.R., Kairiukstis L.A. (Eds.). *Methods of dendrochronology: Applications in the environmental sciences*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht 11–13.
- Elferts D., 2007. Scots pine pointer-years in northwestern Latvia and their relationship with climatic factors. *Acta Universitatis Latviensis*, 723:163–170.
- Elferts D. 2008. Klimatisko faktoru ietekme uz parastās priedes *Pinus sylvestris* L. radiālo augšanu Latvijas rietumu daļas sausieņu mežos. Disertācija. Rīga, Latvijas Universitāte 106 lpp.
- Erlickyte R., Vitas A., 2008. Influence of climatic and anthropogenic factors on radial growth Scots pine (*Pinus sylvestris* L.). *Baltic forestry* 14(2):103–109.
- Esper J., Cook E.R., Krusic P.J., Peters K., 2003. Tests of the RCS method for preserving low-frequency variability in long tree-ring chronologies. *Tree-ring research* 59:81–98.
- Fowler A., Boswijk G., 2003. Chronology stripping as a tool for enhancing the statistical quality of tree-ring chronologies. *Tree-Ring Research* 59:53–62.
- Fritts H.C., 1963. Computer programs for tree-ring research. *Tree-ring Bulletin* 25(3/4):2–7.
- Fritts H.C., 1976. *Tree Rings and Climate*. Academic Press, New York 567 pp.
- Fritts H.C., Mossiman J.E., Bortorf C.P., 1969. A revised computer program for standardizing tree-ring series. *Tree-ring Bulletin* 29(1/2):15–20.
- Fritts H.C., Blasing T.J., Hayden B.P., Kutzbach J.E., 1971. Multivariate techniques for specifying tree-growth and climate relationships and for reconstructing anomalies in paleoclimate. *Journal of Applied Meteorology* 10(5):845–864.

- Grissino-Mayer H.D., 2001. Evaluating crossdating accuracy: a manual and tutorial for the computer program COFECHA. *Tree-Ring Research* 57:205–221.
- Helama S., Timonen M., Lindholm M., Meriläinen J., Eronen M., 2005. Extracting long-period climate fluctuations from tree-ring chronologies over timescales of centuries to millennia. *International Journal of Climatology* 25:1767–1779.
- Holmes R.L., 1983. Computer assisted quality control in tree-ring dating and measurement. *Tree-ring Bulletin* 43:69–78.
- 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.
- Kalniņš T., Križbergs R., Romančuks A., 1996. Measurement of the intensity of electromagnetic radiation from the Skrunda radio location station, Latvia. *The Science of the Total Environment* 180(1):51–56.
- 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 mācība*. Jelgava, LLU, 123. lpp.
- Lizuma L., Kļaviņš M., Briede A., Rodinovs V., 2007. Long-term changes of air temperatures in Latvia. In: Kļaviņš M. (ed.), 2007. *Climate change in Latvia*. LU Akadēmiskais apgāds, Rīga, 11–20.

- MacDonald H.C., Laroquea C.P., Fleming D.E.B., Gherase M.R., 2011. Dendroanalysis of metal pollution from the Sydney Steel Plant in Sydney, Nova Scotia. *Dendrochronologia* 29:9–15.
- 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.
- Mauriņš A., Zvirgzds A., 2006. *Dendroloģija*. Rīga, Latvijas Universitāte 447. lpp.
- Nabais C., Freitas H., Hagemeyer J. (1999). Dendroanalysis: a tool for biomonitoring environmental pollution? *Science of the total environment* 232(1-2):33–37.
- 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.
- Pilcher J.R., 1990. Sample preparation, cross-dating, and measurement. In: Cook E.R., Kairiukstis L.A. (Eds.). *Methods of dendrochronology: Applications in the environmental sciences*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 40–51.
- Priedītis N., 1997. Vegetation of wetland forests in Latvia: A synopsis. *Annales Botanicae Fennici* 34:91–208.
- Priedītis N., 1999. *Latvijas mežs: daba un daudzveidība*. Rīga: Pasaules Dabas Fonds 209. lpp.
- 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>.
- Regent Instruments Canada Inc., 2008. *WinDendro 2008a*. For tree-ring analysis. Canada 132. pp.

- Rinn Tech, 2010. TSAP-WIN: Time Series Analysis and Presentation Dendrochronology and Related Applications.
- Robinson W.J., 1990. Dendrochronology in Western North America: The early years. In: Cook E.R., Kairiukstis L.A. (Eds.). *Methods of dendrochronology: Applications in the environmental sciences*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht 1–8.
- Schweingruber F.H., 1990. Dendroecological information in pointer years and abrupt growth changes. In: Cook E.R., Kairiukstis L.A. (Eds.). *Methods of dendrochronology: Applications in the environmental sciences*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht 277–284.
- Schweingruber F.H., Kairiukstis L., Shiyatov S., 1990. Sample selection. In: Cook E.R., Kairiukstis L.A. (Eds.). *Methods of dendrochronology: Applications in the environmental sciences*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 23–35.
- 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.
- Špalte E., 1975. Meteoroloģisko faktoru ietekme uz parastās priedes radiālo pieaugumu. *Jaunākais mežsaimniecībā* 18:46–53.
- Szymura T.H., Szymura M., Wolski K., 2010. Effect of petrol fuel contamination on the growth of mature Scots pine, *Pinus sylvestris* L., trees. *Bulletin of Environmental Contamination and Toxicology* 85:64–66.
- Vaganov E.A., Hughes M.G., Shaskin A.V., 2006. *Growth dynamics of conifer tree rings: images of past and future environments*. Springer, Berlin 354. pp.
- Valsts meža dienests, 2012. Sugu sastāvs. http://www.vmd.gov.lv/doc_upl/sugas_2012_04_20.pdf.
- Warren W.G., 1980. On removing the growth trend from dendrochronological data. *Tree-ring bulletin* 40:35–44.
- Wigley T.M.L., Briffa K.R., Jones P.D., 1984. On the average value correlated time series, with applications in dendroclimatology and hydrometeorology. *Journal of Climate and Applied Meteorology* 23:201–213.
- Wimmer R., 2002. Wood anatomical features in tree-rings as indicators of environmental change. *Dendrochronologia* 20(1/2):21–36.

Zar J.H., 1996. Biostatistical analysis. 3rd ed. Prentice-Hall, NY, USA 662 pp.

Zunde M., 1999. Mežainuma un koku sugu sastāva pārmaiņu dinamika un to galvenie ietekmējošie faktori Latvijas teritorijā. Latvijas Mežu vēsture. Rīga, Pasaules Dabas Fonds 111–206.

Zunde M., 2003. Kultūrvēsturisko un dabas objektu dendrohronoloģiskā datēšana un tās perspektīvas Latvijā. Disertācija. Latvijas Universitāte, Rīga 224. lpp.

Битвинскас Г.Г., 1974. Дендроклиматические исследования. Гидрометеиздат, Л. 172 с.

Pateicības

Ļoti liels paldies darba vadītājam Valdim 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 Žeivinieci, Irēnai Bergai, Līgai Kūlei, Guntim Taboram, Ilutai Dauškane, 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 Kalviškim, 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 Pētersonam.

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 Vērđiņam 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.

PIELIKUMI