

TEMPERATŪRAS FLUKTUĀCIJU KORELATĪVĀ ANALĪZE CENTRALIZĒTĀS SILTUMAPGĀDES SISTĒMĀS

INVESTIGATION OF TEMPERATURE FLUCTUATIONS BY CORRELATION ANALYSIS IN DISTRICT HEATING SYSTEMS

U.Kanders

Atslēgas vārdi: centralizētā siltumapgāde, dinamiskās laikrindas, pāru korelācija, korelogramma, frekvenču sadalījuma funkcijas, asimetriskie temperatūras kontūri, temperatūras fluktuācijas.

Ievads

Šajā rakstā iztirzātie centralizētās siltumapgādes (CSA) stohastisko procesu korelatīvās analīzes aspekti ir tiešs turpinājums jau iepriekš paveiktajiem pētījumiem, kas bija veltīti siltumtehnisko parametru korelatīvās saistības noskaidrošanai, izmantojot pāru korelācijas matricu metodi [1-3] un izstrādājot temperatūras kontūru (TK) metodi saistībā ar regresijas modeļu izveidošanu korelatīvi saistītām siltumtehnisko parametru (STP) datu kopām [4]. Savukārt uz STP frekvenču sadalījuma funkciju (FSF) bāzes tika izstrādāta temperatūras spektroskopija tādiem STP kā ārējais temperatūra, T_{ag} , turpgaitas un atgaitas temperatūra, T_1 & T_2 , temperatūras diferencei, $dT = T_1 - T_2$, u.c. Tas deva iespēju ļoti detalizēti raksturot, piem., T_{ag} & T_1 -korelogrammas un ar tām saistītos TK, izmantojot gan regresora "ierosmes spektrus", $dFSF(T_{ag})$, gan ar tiem asociētos regresa "atbildes spektru", $dFSF(T_1)$, salīdzinājumā ar TK kā statistiskā objekta vidējiem rādītājiem [5].

Gan iepriekšējie [1-5], gan pašreizējie pētījumi balstās uz vienu un to pašu primāro datu bāzi, kuru veido SC "Vecmīlgrāvis" 2008./2009.g. apkures sezonas dati¹. Arī šajā pētījumā izmantotie primārie dati sastāv no 13 siltumtehnisko parametru vērtībām, kuras veidoja dinamiskās laikrindas (*time series*), kas aptvēra visu apkures sezonu. Vispirms te minami 6 enerģētiskie parametri kā, piem., ārējais temperatūra, T_{ag} , turpgaitas un atgaitas temperatūra, T_1 & T_2 , siltumslodze, Q , u.c., kā arī 7 hidrauliskie parametri kā, piem., caurplūde, V , caurplūdes daudzums, EV , u.c. parametri. Katra no 13 minētajām siltumtehnisko parametru laikrindām ietver 4608 locekļus. Siltumtehniskajiem parametriem atbilstošo laikrindu vērtības bija sakārtotas XLS-formāta tabulas veidā [3]. Tādējādi siltumtehnisko parametru datu tabula pēc savas būtības veidoja MS EXCEL datu bāzi ar 4608 ierakstiem, kas kopumā saturēja turpat 60 tūkst. (59904) eksperimentālo datu vienību. Tās ir attiecīgo parametru konkrētas stundas vidējā vērtība no 4608h (stundu) garā laika intervāla [$1h-4608h$]. Tā kā teorētiski parametru vērtības laikā mainās nepārtraukti un tehniskās iespējas atļauj tās izmērīt ar 1-minūtes laika izšķiršanu, tad ir iespējams iegūt minēto parametru vērtības arī kā, piem., 15-minūšu vai pat 10-minūšu vidējās vērtības. Taču dati ar tik augstu laika izšķiršanu nebija nepieciešami šī pētījuma mērķu sasniegšanai, kas saistīti ar siltumtehnisko parametru korelatīvo analīzi (KORELAN) un atsevišķu parametru dinamisko laikrindu pētījumiem [6-10], lai atklātu to laika funkcionālo struktūru, proti, iespējamus trendus, cikliskās vai sezonālās, vai arī diennakts svārstības.

Šā pētījuma ietvaros tika detalizēti iztirzāta turpgaitas temperatūras, T_1 , kā regresa saistība ar ārējais temperatūra, T_{ag} , kā regresoru, izmantojot korelatīvās analīzes rīkus, kas tika papildināti ar $T_{ag} \times T_1$ temperatūras lauka strukturēšanu, uzklājot tam temperatūras režģi ar 1×2 -grādu $T_{ag} \times T_1$ -šūnām un izdalot režģī specifiskus taisnstūra apgabalus jeb temperatūras kontūrus -

¹ XLS-formāta tabulā izkārtotos datus sagatavoja un pētīšanai nodeva "Rīgas siltuma" vadošais inženieris A.Rībelis.

TK. TK metode deva iespēju no pilnās² T_{ag} & T_1 -korelogrammas, kura dotajā gadījumā sastāvēja no 4608 (T_{agi} , T_{1i})-punktiem, izdalīt atsevišķus specifiskus tās posmus vai apgabalus, kurus veidoja ar TK ierobežota (T_{agi} , T_{1i})-punktu apakškopas. Konkrētam TK piederošās (T_{agi} , T_{1i})-punktu apakškopas tika detalizēti izpētītas kā atsevišķi statistiskie objekti, kuru statistiskās īpašības tika asociētas ar minēto TK. Jau agrāk tika aplūkoti "V-TK" un "H-TK" tipa TK, kur pirmajiem dominēja vertikālā dimensija pa T_1 -asi, bet otrajiem – horizontālā dimensija pa T_{ag} -asi [5]. Tas bija saistīts ar TK bāzes intervāla izvēli attiecīgi pa T_{ag} -asi V-TK gadījumā un T_1 -asi H-TK gadījumā, jo TK bāzes intervāli parasti ir īsāki par TK atvasinātajiem intervāliem. Līdz ar to arī TK bāzes dimensija ir mazāka par TK atvasināto dimensiju. Šajā rakstā galvenā uzmanība tika pievērsta īpaši asimetriskiem TK, kuriem bāzes dimensija ir daudzkārt mazāka par atvasināto dimensiju. Ņemot vērā minēto nosacījumu, tika izveidoti trīs "V-TK" tipa un trīs "H-TK" tipa TK uz attiecīgi 1- un 2-grādu gariem bāzes intervāliem, kādus parasti izmanto klases intervāla statusā, izskaitļojot diferenciālās FSF $dFSF(T_{ag})$ un $dFSF(T_1)$ [5].

Šī pētījuma mērķis bija izpētīt vairāku augstāk minēto asimetrisko TK īpašības, kas ir jo īpaši svarīgas neparametrisko regresijas modeļu izveidošanas un temperatūras spektroskopijas kontekstā. Piem., lai izskaitļotu T_{ag} & T_1 -korelogrammas neparametriskos regresijas modeļus, ir nepieciešams korelogrammai atbilstošo apkures sezonas TK (AS-TK) sadalīt daudzos asimetriskos TK ar bāzes intervāliem pa T_{ag} -asi saskaņā ar uzdoto izšķirtspēju un aprēķināt šo TK statistiskos centrus. Tāpat sevišķu interesi izraisa korelatīvā ciešuma izmaiņas starp regresoru un regresentu, pakāpeniski samazinot TK bāzes intervāla garumu līdz 1-grāda un pat sub-grāda līmenim, kas jau ir FSF klases intervālu kategorija. Tāpēc bija svarīgi novērtēt, cik lielā mērā asimetriskajos TK pieaug fluktuāciju īpatsvars attiecībā pret regresijas modeļa determinēto komponenti. Arī asimetrisko TK gadījumā var izmantot temperatūras spektroskopiju, izskaitļojot diferenciālās FSF t.s. "brīvajam" mainīgajam, kurš var brīvi fluktuēt, kamēr "fiksēto" mainīgo ierobežo TK bāzes intervāls un tā fluktuācijas nevar pārsniegt 1-grāda intervālu V-TK gadījumā un 2-grādu intervālu H-TK gadījumā. "Fiksētā" mainīgā vidējā vērtība praktiski ir pielīdzināma bāzes intervāla viduspunktam. Tādējādi "brīvā" mainīgā fluktuāciju pētīšanai V-TK gadījumā līdzīgi kā iepriekš [5] var izskaitļot $dFSF(T_1)$ & $cFSF(T_1)$, bet H-TK gadījumā - $dFSF(T_{ag})$ & $cFSF(T_{ag})$, kas ļauj novērtēt to atbilstības pakāpi normālajam sadalījumam. Jo T_1 -un T_{ag} -spektri $FSF(T_1)$ un $FSF(T_{ag})$ ir tuvāki normālajam sadalījumam, jo regresenta un regresora izkliede TK ietvaros iespējami vairāk atbilst gadījuma lieluma fluktuācijām. Piem., ļoti pamatoti bija uzdot jautājumu par regresenta, T_1 , fluktuāciju 33,4°C lielo amplitūdu, jo $T_1 \in [49,6; 83,0]$, kamēr $T_{ag} \in [-1; 0]$. Arī citviet T_{ag} & T_1 -korelogrammā novērojama liela turpgaitas temperatūras, T_1 , izkliede ar amplitūdu ">20°C", kamēr ārējais temperatūra, T_{ag} , mainās 1-grāda robežās: piem., kamēr $T_{ag} \in [-3,5; -2,5]$, tikmēr $T_1 \in [67,0; 88,6]$, vai citā gadījumā - kamēr $T_{ag} \in [-6,5; -5,5]$, tikmēr $T_1 \in [73,6; 95,1]$. Ja mēģinām ignorēt CSA procesu stohastisko dabu, tad patiešām grūti izskaidrot tik lielas turpgaitas temperatūras, T_1 , izmaiņas, kamēr ārējais temperatūra, T_{ag} , mainās 1-grāda robežās. Tāpēc šī pētījuma uzdevums bija pierādīt, ka, neraugoties uz CSA procesu stingru kontroli un vadību siltuma avotos, CSA procesu nedeterminētā komponente vēl joprojām saglabājas augsta. Izskaidrojums meklējams CSA procesu, šaurākā nozīmē, TTG-procesu³ [4] stohastiskajā dabā,

² Šī darba ietvaros tādi jēdzieni, kā "pilnā korelogramma", "pilnā regresijas līkne vai "pilnā FSF"", vai līdzīgas kombinācijas ar vārdu "pilnais" nozīmē, ka attiecīgā problēma tiek iztirzāta visas apkures sezonas (AS) kontekstā. Šajā gadījumā "pilno korelogrammu" veido 4608 (T_{agi} , T_{1i})-punktu kopa, kamēr citos gadījumos tiek aplūktas mazāka apjoma (T_{agi} , T_{1i})-punktu kopas. Tā, piem., AS janvāra mēnesim atbilstošās korelogrammas grafika satur 744 (T_{agi} , T_{1i})-punktus.

³ TTG-procesi ir daudz plašāko CSA procesu sastāvdaļa, kas saistīta ar turpgaitas temperatūras kontroli un vadību, izmantojot meteoroloģiskos un visus iespējamos tehniskos un organizatoriskos līdzekļus CSA sistēmās.

kas ģenerē siltumtehniko parametru izkliedi tuvu tam, kā to paredz gadījuma lielumu teorētiskie sadalījumi⁴.

Asimetrisko temperatūras kontūru definīcija un regresora-regresenta fluktuācijas

Izmantojot TK metodi, pilnā² T_{ag} & T_1 -korelogramma tiek reprezentēta kā viens visu apkures sezonu (AS) aptverošs temperatūras kontūrs (AS-TK) ar maksimālo apjomu, $N=4608$ elementi jeb $(T_{ag}^i; T_1^i)$ -punkti. 2008./2009.g. apkures sezonas gadījumā AS-TK veidoja bāzes intervāls $[-17,16; 15,32]$ pa T_{ag} -asi un atvasinātais intervāls $[49,60; 107,20]$ pa T_1 -asi. Tādējādi $T_{ag} \times T_1$ temperatūras laukā AS-TK varam uzdot kā ģeometrisku objektu, kuru viennozīmīgi definē minēto intervālu reizinājums $[-17,16; 15,32] \times [49,60; 107,20]$. Taču nedrīkst aizmirst, ka AS-TK vienlaikus ir arī statistiskais objekts ar 4608 elementiem. TK metodes būtība ir tāda, ka AS-TK var sadalīt vairākos mazāka apjoma, $N_j < N$, temperatūras apakškontūros (sub-TK_j) sub-TK₁, sub-TK₂, sub-TK₃, ... tā, lai to apvienojums ietvertu visus pilnās T_{ag} & T_1 -korelogrammas $(T_{ag}^i; T_1^i)$ -punktus, proti,

$$AS-TK = sub-TK_1 \cup sub-TK_2 \cup sub-TK_3 \cup \dots = \bigcup_{j=1}^M sub-TK_j \text{ un} \quad (1)$$

$$\sum_{j=1}^M N_j = N, \quad (2)$$

kur M – asimetrisko sub-TK_j skaits. Ja asimetrisko sub-TK_j bāzes intervālu garums ir 1-grāds vai pat mazāki par 1-grādu, tad AS-TK substitūcijai ar asimetriskajiem V-TK_j ir nepieciešami vismaz 33 tādu sub-TK_j, lai nosegtu 32,48⁰C garo AS-TK bāzes intervālu. Šāda pieeja tiek izmantota, veidojot korelogrammu neparametriskos regresiju modeļus, kur pilnā regresijas līkne tiek izskaitļota, vadoties pēc atsevišķo V-TK_j statistiskajām īpašībām. Taču šajā darbā asimetriskie TK tiks izmantoti, lai pamatotu un pierādītu TTG-procesu stohastisko dabu, kas ģenerē turpgaitas temperatūras fluktuācijas atbilstoši gadījuma lieluma normālajam sadalījumam⁵ neatkarīgi no ārējās temperatūras tehniskās uzraudzības pasākumiem siltumavotos.

Lai iespējami detalizētāki atsegtu TTG-procesu stohastisko dabu un latentu haotisko laikrindu trajektoriju (LRT) korelogrammās, T_1 & T_{ag} -korelogramma (1.attēls) vispirms tika papildināta ar temperatūras režģi, kas $T_{ag} \times T_1$ temperatūras lauku sadalīja 1x2-grādu $T_{ag} \times T_1$ -šūnās (1.attēls). Šāds blīvs temperatūras režģa klājums ļauj efektīvi pat grafiski novērtēt $(T_{ag}^i; T_1^i)$ -punktu izkliedes apmērus pie gandrīz fiksētām vai nu ārējās, vai arī siltumnesēja turpgaitas temperatūrām. Tā, piem., pieprasot, lai regresors, T_{ag} , piederētu T_{ag} -ass intervālam $[-1; 0]$, proti, $T_{ag} \in [-1; 0]$, bet regresentam, T_1 , atļaujot brīvi mainīties, izveidojas situācija, kurā viens no mainīgajiem-regresors, T_{ag} , ir uzskatāms par gandrīz fiksētu salīdzinājumā ar otru mainīgo-regresentu, T_1 . Šādā situācijā, kur minētajā piemērā $T_{ag} \in [-1; 0]$, $(T_{ag}^i; T_1^i)$ -punktu izkliedi var uzskatīt par "brīvā" mainīgā T_1 fluktuācijām. Lai nodrošinātu šādu viena mainīgā – regresora vai regresenta – fiksācijas principu, tika izveidoti trīs asimetriski vertikālie temperatūras kontūri V1-TK, V2-TK un V3-TK uz 1-grāda gariem T_{ag} -ass bāzes intervāliem, kā arī trīs asimetriski horizontālie temperatūras kontūri H1-TK, H2-TK un H3-TK uz 2-grādu gariem T_1 -ass bāzes intervāliem (1.attēls). Kā jau tika augstāk paskaidrots, šādi izteikti asimetriski pēc dimensijām

⁴ Probability Distributions. // <http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda36.htm>; Elektroniskais resurss skatīts 01.-31.01.2010.

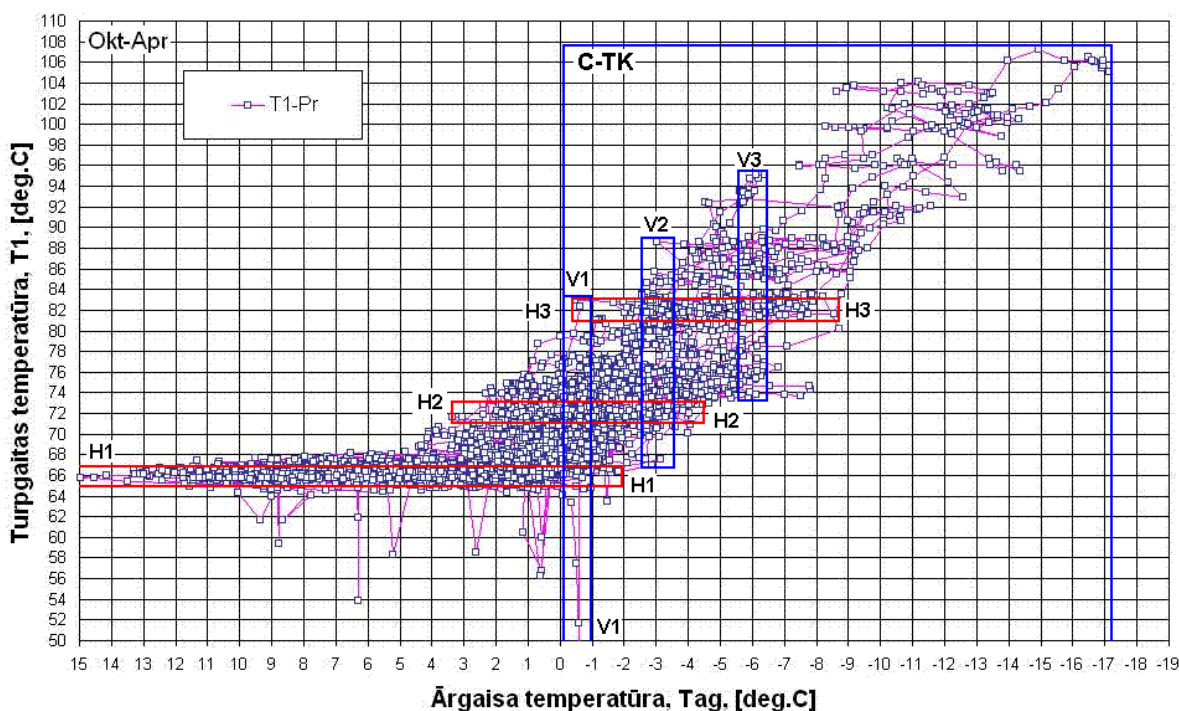
⁵ Normal Probability Plot: Normally Distributed Data. //

<http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda3311.htm>; Elektroniskais resurss skatīts 01.-31.01.2010.

U.Kanders et al., ©, LU&RTU, tel. 29564107; epasts: uldis.kanders@gmail.com;

fails: UK'DH-TempFluctuations .

temperatūras kontūri tika izveidoti ar nolūku, lai maksimāli ierobežotu viena siltumtehnikā parametra izmaiņas, kamēr otrs siltumtehnikā parametrs var brīvi mainīties bez ierobežojumiem. Vertikālo kontūru gadījumā tiek fiksēta ārējais temperatūra, T_{ag} , bet turpgaitas temperatūra, T_1 , tiek uzskatīta par brīvi fluktuējošu gadījuma lielumu. Savukārt horizontālo kontūru gadījumā tiek "fiksēta" jeb būtiski ierobežota siltumnesēja turpgaitas temperatūra, T_1 , bet ārējais temperatūra, T_{ag} , tiek uzskatīta par brīvi fluktuējošu gadījuma lielumu. Katru asimetrisko temperatūras kontūru var analizēt kā atsevišķu statistisku objektu, izskaitļojot to raksturošanai nepieciešamos statistiskos vidējos rādītājus, piem., TK statistiskos centrus un izkliedes rādītājus (1.&2.tabula). Bez tam vēl T_{ag} & T_1 -korelogramma tika papildināta ar laikrindu trajektoriju (LRT), savienojot hronoloģiski secīgus $(T_{ag}; T_1)$ -punktus ar taisnes nogriežņiem, kas izveido savstarpēji krustojošos komplicētu lauztu līniju. $(T_{ag}; T_1)$ -punktu hronoloģisko secību stingri nosaka dinamiskās laikrindas $\{T_{ag};\}$ un $\{T_1;\}$ locekļu secība attiecīgi kā $(T_{ag}; T_1)$ -punktu koordinātes.



1.attēls. T_{ag} & T_1 pāru korelācijas diagramma ar 1x2-grādu temperatūras režģi, kurā izveidoti vairāki V-TK tipa (V1, V2 un V3) un H-TK tipa (H1, H2 un H3) temperatūras kontūri kā C-TK sub-TK.

Asimetrisko vertikālo V1-TK, V2-TK un V3-TK, kā arī asimetrisko horizontālo kontūru H1-TK, H2-TK un H3-TK novietojuma izvēle bija saistīta ar jau agrāk izpētītā C-TK statistisko un siltumtehniko raksturojumu. C-TK ar T_{ag} -ass bāzes intervālu $T_{ag} \in [-17, 16; 0]$ atbilstošā regresijas līkne tika novērtēta kā "visstingrākā funkcionālā sakarība" starp regresora un regresenta vidējām vērtībām salīdzinājumā ar A-TK un B-TK regresijas modeļiem ([4], 1.tabula). Tātad kā argumenti par labu C-TK izvēlei minama, pirmkārt, vislielākā kārtība jeb "vismazākais haoss" korelogrammā, par ko liecina augstais regresora-regresenta korelācijas koeficients $R = -0,8723$ un ar to saistītais determinācijas koeficients $R^2 = 0,7609$ salīdzinājumā ar situāciju A-TK un B-TK. Otrkārt, C-TK dominē $(T_{ag}; T_1)$ -punkti, kuru hronoloģiskā izcelsme laikrindās meklējama februāra, janvāra un decembra mēnešos ([4], 2.tabula), kas ir apkures sezonas kulminācija, kad siltumnesēja turpgaitas temperatūra, T_1 , jutīgi reaģēja uz ārējais

temperatūras, T_{ag} , izmaiņām. Tādējādi funkcionālā determinisma analīzes mērķis bija parādīt, ka pat tik funkcionāli "sakārtotā" TK, par kādu no vairākiem aspektiem noteikti uzskatāms C-TK [5], turpina darboties stohastiskie CSA procesi un ka šos procesus raksturojošajiem mainīgajiem, T_1 un T_{ag} , piemīt gadījuma lieluma īpašības. Tāpēc V1-TK, V2-TK un V3-TK tika izveidoti kā C-TK sub-TK, bet to specifiskais novietojums temperatūras režģī tika izvēlēts vietās ar iespējami augstu ($T_{ag}; T_1$)-punktu blīvumu un pie dažādām ārējās temperatūrām, lai V1-TK, V2-TK un V3-TK būtu normāli statistiskie objekti ar pietiekoši lielu ($T_{ag}; T_1$)-punktu skaitu un izkliedes amplitūdu. Gluži tādi paši nosacījumi nebija izmantojami saistībā ar horizontālo H1-TK, H2-TK un H3-TK novietojumu, jo H1-TK un H2-TK tikai daļēji atrodas arī C-TK temperatūras laukā.

Temperatūras fluktuācijas korelogrammas asimetriskajos temperatūras kontūros

Lai aprakstītu "brīvā" mainīgā fluktuācijas asimetriskajos temperatūras kontūros, bija nepieciešams iegūt asimetrisko TK statistisko raksturojumu saistībā ar vertikālajiem V1-TK, V2-TK un V3-TK un ar horizontālajiem H1-TK, H2-TK un H3-TK. Šajā sakarā tika izskaitļoti visu sešu minēto TK centrālo tendenču un izkliedes statistiskie rādītāji. Iegūtie aprēķinu rezultāti parādīti attiecīgi 1.tabulā par V1-TK-V2-V3-kontūriem, bet 2.tabulā par H1-TK, H2-TK un H3-TK. Savukārt V-TK un H-TK saimes ($T_{ag}; T_1$)-punktu kopas parādītas attiecīgi 2.&3.attēlā, kuras var uzskatīt arī par attiecīgo sub-TK korelogrammām, kas ir pilnās T_{ag} & T_1 -korelogrammas sastāvdaļas. Saskaņā ar TK metodes konceptu [4] TK statistiskā centra koordinātes pēc definīcijas tiek aprēķinātas kā TK piederošo ($T_{ag}; T_1$)-punktu koordinātu vidējās vērtības. Savukārt izkliedes rādītāji 1.&2.tabulā ir aprēķināti tikai "brīvā" mainīgā raksturošanai, jo "fiksētā" mainīgā svārstību amplitūda ir ierobežota ar bāzes intervālu 1-grāda garumā V-TK saimes gadījumā un ar bāzes intervālu 2-grādu garumā H-TK saimes gadījumā. Sprotams, ka V1-TK, V2-TK un V3-TK gadījumā "brīvais" mainīgais ir turpgaitas temperatūra, T_1 , bet H1-TK, H2-TK un H3-TK gadījumā attiecīgi – ārējās temperatūra, T_{ag} . Bez tam 1.&2.tabulā ir atrodami rādītāji par regresora-regresenta korelatīvo saistību katra kontūra ietvaros. Regresora un regresenta "brīvību" jeb savstarpējo neatkarību raksturo zems determinācijas koeficients, R^2 , kas uzrāda ļoti vāju korelatīvo saistību visos aplūkotajos asimetriskajos TK. Pakāpeniski samazinot asimetrisko TK bāzes intervālu, novērojama tendence - jo īsāks ir asimetriskā TK bāzes intervāls, jo zemāks ir determinācijas koeficients, jo regresors un regresents ir savstarpēji neatkarīgāki. Tas pilnībā ir attiecināms arī uz šai darbā analizējamajiem TK no V-TK un H-TK saimes.

Analizējot 1.&2.tabulas datus, nevar nepamanīt, ka asimetrisko TK statistiskie centri (StC) maz atšķiras no to pašu TK ģeometriskajiem centriem (GeC) pa TK bāzes intervāla koordināti. Manāma StC un GeC nobīde pa TK atvasinātā intervāla koordināti novērojama vienīgi V1-TK un H1-TK gadījumā (skat. 2.&3.attēlu). Tā kā V-TK un H-TK saimes asimetrisko TK StC un GeC nobīde pa TK bāzes intervāla asi ir mazāka par vienu procentpunktu, tad asimetrisko TK bāzes intervālus var uzskatīt par ļoti atbilstošiem klases intervāliem empīrisko FSF izskaitļošanai. No 1.tabulas datiem par V-TK saimes TK īpašībām vēl jāatzīmē "brīvā" mainīgā, T_1 , standartnovirzes pieaugums, pazeminoties TK bāzes intervāla vidējai ārējās temperatūrai, T_{ag} , kas norāda uz turpgaitas temperatūras, T_1 , vidējās izkliedes palielināšanos pie zemākām ārējās temperatūrām (2.attēls). Turpretim H-TK saimes gadījumā nevar novērot gluži tādu pašu monotonu tendenci palielināties "brīvā" mainīgā, T_{ag} , standartnovirzei, pazeminoties TK bāzes intervāla vidējai turpgaitas temperatūrai, T_1 , (2.attēls) H2-TK īpašību dēļ, kas uzrāda mazāko standartnovirzi pa T_{ag} -asi.

1.tabula.

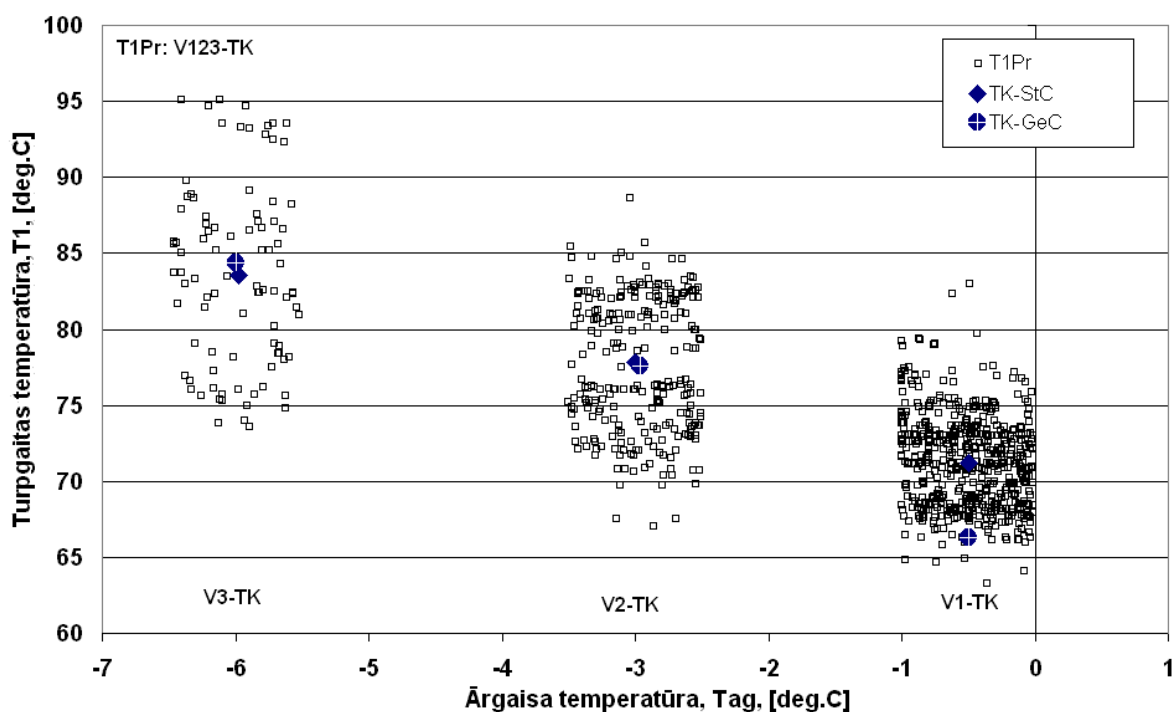
V1-TK,-V2-TK un V3-TK vidējie statistiskie rādītāji

Kontūrs	Kontūra bāzes int. uz T_{ag} -āss	N, p-tu sk.	\bar{T}_{ag} , Stat.c.	\bar{T}_1 , Stat.c.	T_1 -Min	T_1 -Max	T_1 -Amplit.	T_1 -Stand.Nov.	R	$R^2=R^2$
V1-TK	[-1,0; 0,0)	593	-0,498	71,170	49,60	83,00	33,40	3,2928	-0,2064	0,0426
V2-TK	[-3,5; -2,5)	255	-2,966	77,613	67,00	88,60	21,60	4,4307	-0,05292	0,0028
V3-TK	[-6,5; -5,5)	91	-5,980	83,597	73,60	95,10	21,50	5,9620	-0,15232	0,0232

2.tabula.

H1-TK,-H2-TK un H3-TK vidējie statistiskie rādītāji

Kontūrs	Kontūra bāzes int. uz T_1 -āss	N, p-tu sk.	\bar{T}_{ag} , Stat.c.	\bar{T}_1 , Stat.c.	T_{ag} -Min	T_{ag} -Max	T_{ag} -Ampl.	T_{ag} -Stand.Nov.	R	$R^2=R^2$
H1-TK	[65; 67)	1484	5,237	66,195	-1,81	15,32	17,13	3,0756	-0,1283	0,0165
H2-TK	[71; 73)	489	-0,404	71,984	-4,47	3,36	7,83	1,3304	-0,1060	0,0112
H3-TK	[81; 83)	179	-4,233	81,987	-8,57	-0,62	7,95	1,6435	-0,0149	0,00024

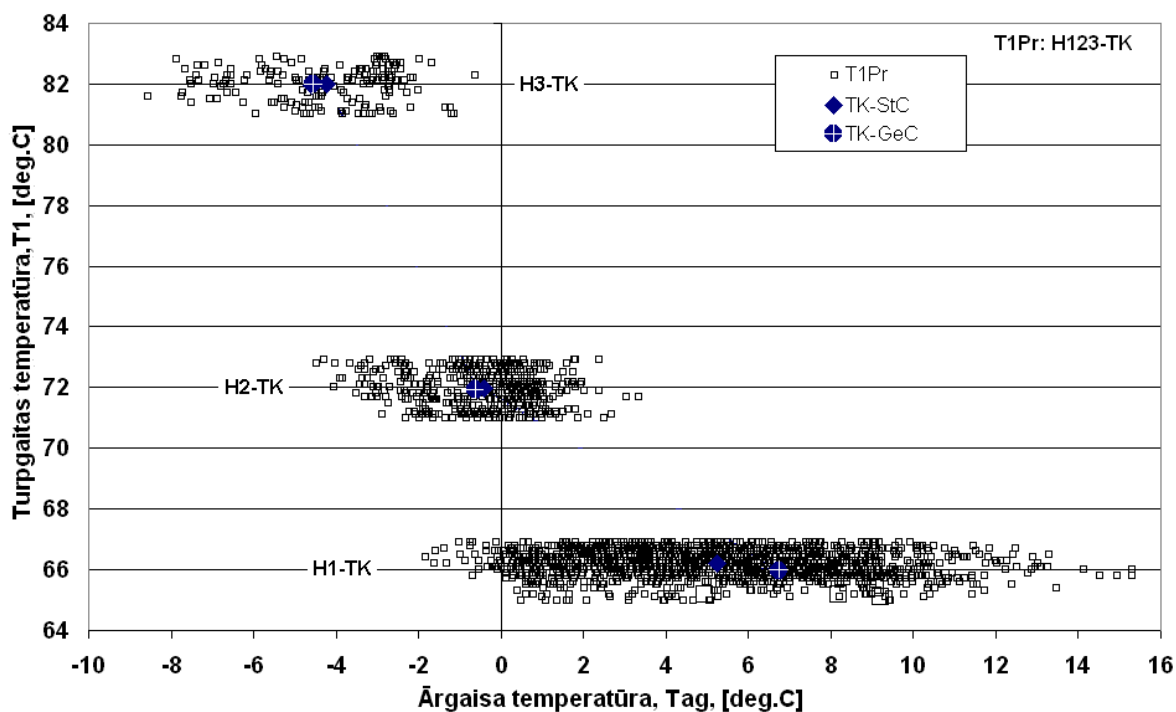


2.attēls. V1-TK, V2-TK un V3-TK piederošo (T_{ag} ; T_1)-punktu kopu korelogrammas ar attiecīgo kontūru statistiskajiem (◆ - StC) un ģeometriskajiem (● - GeC) centriem.

Te vietā atzīmēt, ka raksta autori plaši izmanto pētniecisko datu analīzes (PDA) metodi, kas ir NIST⁶ izstrādāta un plaši lietotā datu analīzes metode "EDA"⁷ tehniskajā fizikā un citās

⁶ NIST: National Institute of Standards and Technology. // <http://www.nist.gov/index.html>; Elektroniskais resurss skatīts 01.-31.01.2010.

inženierzinātnēs. PDA lielu nozīmi piešķir datu grafiskajai apstrādei, jo nereti tieši datu grafiski vizuālā reprezentācija ļauj atsegt būtiskas parametru kopsakarības un to latentu struktūru, kas citādi paliktu nepamanīta apjomīgo skaitlisko datu masīvu dēļ, kuri uzdoti tabulētā veidā. Šajā sakarā 1.attēla mērķis bija dot pietiekoši detalizētu V-TK un H-TK saimes kontekstu ar pilno T_{ag} & T_1 -korelogrammu un tai piederošo C-TK, bet 2.&3.attēls savukārt ļāva grafiski novērtēt asimetriskajiem TK piederošo $(T_{ag}; T_1)$ -punktu kopu telpisko sadalījumu pēc PDA metodes attiecīgi V-TK un H-TK saimes gadījumā. Šajā sakarā nav grūti konstatēt, ka $(T_{ag}; T_1)$ -punktu telpiskais sadalījums asimetriskajos TK pa bāzes intervāla T_{ag} -asi kontekstā ar V-TK saimi, bet pa T_1 -asi kontekstā ar H-TK saimi visticamāk ir tuvāks vienmērīgajam sadalījumam, bet pa atvasinātā intervāla asi, kas ir T_1 -ass kontekstā ar V-TK saimi, bet T_{ag} -ass kontekstā ar H-TK saimi, visticamāk būs tuvāks normālajam sadalījumam. Piem., PDA ietvaros nevarēja nepamanīt vienu izņēmumu $(T_{ag}; T_1)$ -punktu telpiskā sadalījuma kontekstā saistībā ar H1-TK. Šajā gadījumā varētu būt vērā ņemamas novirzes no vienmērīga telpiskā sadalījuma pa T_1 -asi bāzes intervāla $T_1 \in [65; 67]$ kreisā galapunkta pusē, proti, $T_1 \in [65; 66]$, par ko tiks diskutēts zemāk un ko apstiprina H1-TK piederošo $(T_{ag}; T_1)$ -punktu T_1 -koordinātu kumulāta (6.attēls).



3.attēls. H1-TK, H2-TK un H3-TK piederošo $(T_{ag}; T_1)$ -punktu kopu korelogrammas ar attiecīgo kontūru statistiskajiem (◆) un ģeometriskajiem (●) centriem.

Tālāk spriežot tikai pēc 1.tabulas datiem, $(T_{ag}; T_1)$ -punktu izkliedes ziņā uzmanību piesaista V1-TK ar īpaši paaugstinātu regresenta, T_1 , izkliedes amplitūdu, kas sasniedz $33,40^{\circ}\text{C}$, kamēr divu atlikušo asimetrisko V2-TK un V3-TK gadījumā, kas arī ir veidoti uz 1-grādu garumiem bāzes intervāliem, attiecīgās izkliedes amplitūdas nepārsniedz 22°C robežas. Šajā sakarā pamatoti rodas jautājums, vai $33,40^{\circ}\text{C}$ lielā izkliedes amplitūda uzskatāma par mērīšanas kļūdu vai arī tā tomēr ir anomālija, kuru izsauc statistiskā fona faktori. Anomālijas gadījumā fona faktori piespiež regresentu, T_1 , svārstīties tik lielā amplitūdā, kaut arī regresora, T_{ag} , ietekme samazināta līdz minimumam. Relatīvi šāda izkliedes amplitūda sastādīja 46% no regresenta, T_1 ,

⁷ What is EDA - Exploratory Data Analysis (Pētnieciskā Datu Analīze). //

<http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section1/eda11.htm>; Elektroniskais resurss skatīts 01.-31.01.2010.

U.Kanders et al., ©, LU&RTU, tel. 29564107; epasts: uldis.kanders@gmail.com;

fails: UK'DH-TempFluctuations .

vidējās vērtības $\bar{T}_1 = 71,170$ °C, kas izskaitļota no V1-TK-kontūram piederošo 593 ($T_{ag'i}$; $T_{1'i}$)-punktu T_1 -koordinātēm. Vēl iespaidīgāk 33,40 °C svārstību amplitūda izskatās pret turpgaitas temperatūras izmaiņām visas apkures sezonas laikā, kas sastādīja 58% no 57,60°C, kas ir regresenta, T_1 , izmaiņu amplitūda (107,20-49,60=57,60) visas apkures sezonas laikā. Tanī pat laikā regresora, T_{ag} , svārstības nav pārsniegušas 1-grādu, kas savukārt relatīvi pret ārgaisa temperatūras izmaiņām visas apkures sezonas laikā, proti, [-17,6; +15,32] sastāda tikai 3%. No regresora un regresenta relatīvo svārstību amplitūdu salīdzināšanas var droši secināt, ka V1-TK kontekstā regresoru, T_{ag} , var uzskatīt par praktiski nemainīgu ar fiksētu vērtību $\bar{T}_{ag} = -0,5$ °C salīdzinājumā ar turpat 20 reizu lielāko regresenta, T_1 , relatīvo svārstību amplitūdu. Šādā situācijā, kad nav acīmredzamas regresora ietekmes uz regresentu, ir jārunā par regresenta fluktuācijām statistiskā fona faktoru ietekmē. Ja statistiskais fons ir stacionārs, tad regresenta fluktuācijas notiek ap tā vidējo vērtību, kura nav atkarīga no laika. Tādējādi varam secināt, ka regresenta $T_{1'i}$ -vērtību kopai kā V1-TK piederošo ($T_{ag'i}$; $T_{1'i}$)-punktu T_1 -koordinātēm, neapšaubāmi ir daudz lielāka līdzība ar gadījuma lielumu, kuram ir tāda pati vidējā vērtība, nekā ar funkcionāli atkarīgu mainīgo, kura vērtība ir atkarīga no ārgaisa temperatūras.

V1-TK atvasinātā intervāla $T_1 \in [49,6; 83,0]$ kontekstā, kombinējot primāros tabulētos datus [3] un vidējos statistiskos rādītājus (1.tabula) ar V1-TK korelogrammas grafisko reprezentāciju (2.attēls), PDA metode ļāva saskatīt novērotās regresenta izkliedes anomālijas cēloņus. Ar šādu pieeju nav grūti pamanīt, ka V1-TK piederošo ($T_{ag'i}$; $T_{1'i}$)-punktu korelogramma 2.attēlā faktiski reprezentē kompaktu normāli izkliedētu 593 punktu kopu, izņemot 3 zemākos punktus ar regresenta koordinātēm $T_1 = \{49,6; 51,7; 57,4\}$, kuri 2.attēlā nav redzami optimizētās T_1 -skalas dēļ, un izņemot 2 augstākos punktus ar regresenta koordinātēm $T_1 = \{82,3; 83\}$. Minētie 5 punkti atrodami arī no augoši sakārtotās 593 elementu lielās T_1 -koordinātu virknes $T_1 \in \{49,6; 51,7; 57,4; 63,3; 64,1; \dots; 79,4; 79,7; 82,3; 83,0\}$. Ja minētos 5 ($T_{ag'i}$; $T_{1'i}$)-punktus regresenta koordinātu sakarā klasificē par autsaideriem (outliers), kuri aprēķinos tiek ignorēti, tad V1-TK izkliedes statistiskie rādītāji izmainās būtiski. Tāpēc V1-TK bez minētajiem 5 ($T_{ag'i}$; $T_{1'i}$)-punktiem ar regresenta koordinātēm $T_1 = \{49,6; 51,7; 57,4; 82,3; 83\}$ tika pārsaukts par V1'-TK. V1-TK un V1'-TK statistiskos raksturojumus var salīdzināt pēc 3.tabulas datiem.

3.tabula.

Eventuālo autsaideru ietekme uz TK izkliedes rādītājiem

Kontūrs	Kontūra bāzes int. uz T_{ag} -āss	N, p-tu sk.	\bar{T}_{ag} , Stat.C.	\bar{T}_1 , Stat.C.	\tilde{T}_{ag} , Geom. C.	\tilde{T}_1 , Geom. C.	$T_{1'ag}$ -Min	$T_{1'ag}$ -Max	$T_{1'ag}$ -Amplit.	$T_{1'ag}$ -Stand.Nov.
V1-TK	[-1,0; 0,0)	593	-0,498	71,170	-0,505	66,300	49,60	83,00	33,40	3,2928
V1'-TK	[-1,0; 0,0)	588	-0,498	71,224	-0,505	71,500	63,30	79,70	16,40	2,9532
H1-TK	[65; 67)	1484	5,237	66,195	6,755	65,950	-1,81	15,32	17,13	3,0756
H1'-TK	[65; 67)	1479	5,204	66,196	5,840	65,950	-1,81	13,49	15,30	3,0293

3.tabulas dati parāda, ka V1-TK vidējās vērtības pēc minēto 5 ($T_{ag'i}$; $T_{1'i}$)-punktu ignorances maz atšķiras (>0,08%) tāpēc, ka V1-TK apjoms $N=593$ ir pietiekoši liels, lai eventuālo 5 autsaideru ietekme nebūtu būtiska centrālo tendenču kontekstā. Taču to pašu 5 autsaideru ietekme ir būtiska uz V1-TK izkliedes raksturojumu, jo izkliedes amplitūda V1'-TK gadījumā ir samazinājusies turpat 2-reizes, bet standartnovirze kļuvusi par 11% mazāka. Būtiski ir izmainījušās arī V1-TK ģeometriskā simetrijas centra koordinātes $GeC = (-0,505; 66,300)$ tieši pa regresenta T_1 -asi, jo

V1'-TK gadījumā $GeC=(-0,505; 71,500)$, kas ļoti maz atšķiras no V1-TK un V1'-TK statistiskajiem centriem attiecīgi $StC=(-0,498; 71,170)$ un $StC' =(-0,498; 71,224)$. Tas norāda uz to, ka V1'-TK piederošo $(T_{agi}; T_{1i})$ -punktu telpiskais sadalījums ir vienmērīgs un simetrisks attiecībā pret V1'-TK ģeometrisko simetrijas centru. Saskaņā ar $(T_{agi}; T_{1i})$ -punktu telpiskā sadalījuma nevienmērīguma rādītāju, $\delta=d/Dg$, [5]⁸, kas ir StC un GeC savstarpējā relatīvā nobīde, iegūstam V1'-TK gadījumā $\delta_{V1'}=1,68\%$. Lai savstarpēji salīdzinātu V1-TK, V2-TK un V3-TK $(T_{agi}; T_{1i})$ -punktu telpisko sadalījumu, pēc augstāk minētās formulas tika aprēķinātas TK aizpildījuma izkliedes parametra, δ , vērtības attiecīgi kā $\delta_{V1}=14,57\%$, $\delta_{V2}=0,88\%$ un $\delta_{V3}=3,50\%$, kas norāda, ka V1-TK $(T_{agi}; T_{1i})$ -punktu telpiskais sadalījums ir vērtējams kā visnevienmērīgākais, bet V2-TK gadījumā tas ir visvienmērīgākais un simetriskākais pret TK GeC . Savukārt $(T_{agi}; T_{1i})$ -punktu telpiskās izkliedes parametra vērtība " $\delta_{V1'}=1,68\%$ " V1'-TK gadījumā, kas ir otra mazākā, parāda, cik būtiska var būt dažu punktu-atsaideru loma TK atsevišķiem statistiskajiem rādītājiem.

Zināmā mērā līdzīgi V1-TK gadījumam, bet ne tik dramatisku ietekmi uz H1-TK $(T_{agi}; T_{1i})$ -punktu telpisko sadalījumu atstāj arī citi 5 eventuālie atsaideri ar T_{ag} -koordinātēm $T_{ag}=\{14,15; 14,54; 14,95; 15,31; 15,32\}$, kas sev uzmanību pievērša no H1-TK korelogrammas (3.attēls). Minētie 5 punkti atrodami arī no augoši sakārtotās 1484 elementu lielās T_{ag} -koordinātu virknes $T_{ag}\in\{-1,81; -1,60; -1,57; \dots, 13,27; 13,29; 13,49; 14,15; 14,54; 14,95; 15,31; 15,32\}$ kā virknes pēdējie 5 elementi. Ja minētos 5 $(T_{agi}; T_{1i})$ -punktus regresora koordinātu sakarā klasificē par atsaideriem (outliers), kuri aprēķinos tiek ignorēti, tad H1-TK izkliedes statistiskie rādītāji izmainās, var teikt, būtiski uzlabojas, taču ne tik ievērojami kā V1-TK gadījumā. Līdzīgi kā iepriekš H1-TK bez minētajiem 5 $(T_{agi}; T_{1i})$ -punktiem ar regresora koordinātēm $T_{ag}=\{14,15; 14,54; 14,95; 15,31; 15,32\}$ tika pārsaukts par H1'-TK. H1-TK un H1'-TK statistiskos raksturojumus var salīdzināt pēc 3.tabulas datiem augstāk. H1-TK un H1'-TK centrālo tendenču rādītāji tikpat kā neatšķiras, bet StC un GeC 1,52-grādu nobīde H1-TK gadījumā bez minētajiem 5 $(T_{agi}; T_{1i})$ -punktiem atsaideriem ir samazinājusies uz 0,64-grādiem, kas vairāk kā divkārtīgs ieguvums. Līdz ar to H1'-TK piederošo $(T_{agi}; T_{1i})$ -punktu telpiskais sadalījums ir kļuvis ievērojami vienmērīgāks un simetriskāks pret TK GeC . Novērtējot šo $(T_{agi}; T_{1i})$ -punktu telpiskā sadalījuma vienmērīguma uzlabošanu ar parametra " δ " palīdzību pēc minēto 5 atsaideru ignorances, iegūstam, ka H1-TK gadījumā $\delta_{H1}=8,81\%$, bet un H1'-TK gadījumā $\delta_{H1'}=4,12\%$. Tātad $(T_{agi}; T_{1i})$ -punktu telpiskā sadalījuma nevienmērīgums ir samazinājies 2-reizes, ja tiek ignorēti 5 eventuālie atsaideri. Taču jautājums par to, kurus no TK piederošajiem $(T_{agi}; T_{1i})$ -punktiem klasificēt par atsaideriem, nav tik vienkāršs, kā tas varēja izkristies no augstāk aplūkoto diviem piemēriem. Šādos gadījumos vienmēr pastāvēs risks pazaudēt kādu būtisku informāciju par stohastiskajiem procesiem, ja ar vieglu roku nekritiski tiks izmesti ārā no datu masīva "neērtie" punkti, kuri ir pretrunā ar pētnieku modeļiem un teorijām. Tāpēc šī pētījuma autori tomēr cenšas nepazaudēt arī "neērtos" punktus, parādīt tos lasītājam, bet tanī pat laikā iesaka kritiskos gadījumos aplūkot alternatīvus risinājumus, kas notiek tad, ja "neērtie" punkti aprēķinos tiek ignorēti. Zemāk novērtēta regresora-regresenta savstarpējā neatkarība ar un bez atsaideriem, izmantojot korelācijas un determinācijas koeficientus attiecīgi, R & R^2 . Iegūtie rezultāti parādīti 4.tabulā. Tā kā V1-TK un H1-TK apjomi ir salīdzinoši lieli, tad 5 $(T_{agi}; T_{1i})$ -punktu "zaudējums", kaut arī ar stipri atšķirīgām koordinātēm, nav bijis būtisks, jo korelācijas un determinācijas koeficientu, R & R^2 , vērtības ir atkarīgas no visiem TK piederošajiem $(T_{agi}; T_{1i})$ -punktiem. Atsaideru ietekme mērāma dažos procentpunktos līdzīgi tam, ka to novērojām

⁸ Formulā $\delta=d/Dg$ parametrs " d " ir absolūtā nobīde starp TK statistisko un ģeometrisko centru, bet " Dg " ir TK diagonāle.

augstāk ar TK statistisko centru koordinātu izmaiņām. 4.tabulas dati skaidri parāda, ka regresora-regresenta korelatīvā saistība aplūkotajos asimetriskajos TK ir tik ļoti vāja, ka abus mainīgos var uzskatīt par funkcionāli neatkarīgiem.

4.tabula.

Regresora-regresenta savstarpējās neatkarības rādītāji ar un bez autsaideriem

<i>Kontūrs</i>	<i>V1-TK</i>	<i>V1'-TK</i>	<i>H1-TK</i>	<i>H1'-TK</i>
<i>TK apjoms, N</i>	593	588	1484	1479
<i>R</i>	-0,2064	-0,23707	-0,1283	-0,1229
<i>R²=R²</i>	0,0426	0,0562	0,0165	0,0151

Eventuālo autsaideru ignorēšana korelācijas un determinācijas koeficienta, R & R^2 , aprēķinos teorētiski gan uzlabo regresora un regresenta korelatīvo saistību procentpunkta robežās (4.tabula), taču šīs saistības ciešums joprojām saglabājas tik ļoti zems, ka regresoru un regresentu var uzskatīt par savstarpēji neatkarīgiem ar vai bez punktiem-autsaideriem. Samazinot asimetrisko TK bāzes intervāla garumu, vēl jo vairāk samazinās novērojamā korelatīvā saistība starp regresoru un regresentu. Tas nozīmē to, ka $(T_{ag'i}; T_{1'i})$ -punktu koordinātes asimetriskajos TK var aplūkot kā neatkarīgus mainīgos un aprēķināt to vidējos rādītājus. Tālāk no šiem vidējiem rādītājiem var veidot jaunas atvasinātās dinamiskās "laikrindas" ne vairs pēc laika, bet, piem., pēc ārgaisa vai turpgaitas temperatūras atkarībā no regulāru asimetrisko TK izvēles.

Temperatūras fluktuāciju analīze asimetriskajos temperatūras kontūros izmantojot Kolmogorova-Smirnova metodi

Vadoties pēc V-TK un H-TK saimes TK piederošo $(T_{ag'i}; T_{1'i})$ -punktu korelogrammām (2.&3.attēls) un izmantojot PDA metodi⁷, augstāk tika izteikta hipotēze par to, ka $(T_{ag'i}; T_{1'i})$ -punktu koordinātu sadalījums atbilstoši TK bāzes intervāla asij visticamāk ir vienmērīgs, bet $(T_{ag'i}; T_{1'i})$ -punktu koordinātu sadalījums atbilstoši TK atvasinātā intervāla asij visticamāk ir normāls (2.&3.attēls). Šajā sadaļā mēs turpināsim $(T_{ag'i}; T_{1'i})$ -punktu koordinātu, proti, regresora un regresenta, sadalījumu analīzi, izmantojot Kolmogorova-Smirnova ($K-S$) metodi (*Two-Sample Kolmogorov-Smirnov Test*),⁹ lai precizētu augstāk izteiktās hipotēzes pamatotību. Kolmogorova-Smirnova metodes būtība balstās uz empīriskās kumulatīvās FSF, $ecFr(x)$, salīdzināšanu ar izvēlēto teorētisko sadalījuma funkciju, $cFr(x)$, piem., mūsu gadījumā tas būs vienmērīgais sadalījums, $ucFr(x)$, vai normālais sadalījums, $ncFr(x)$, kur $x \in X$, bet $X=T_{ag}$ vai $X=T_1$. Lai varētu savstarpēji salīdzināt homogēnas FSF¹⁰, kuras atbilst TK ar stipri atšķirīgu apjomu, bija nepieciešams attiecīgās FSF normēt pēc TK apjoma. Tas nozīmēja to, ka regresora vai regresenta attiecīgo klašu intervālu absolūtās frekvences tika normētas ar TK apjomu, tā iegūstot relatīvās frekvences, kuras neatkarīgi no TK apjoma mainās robežās $[0; 1]$ gluži kā dažādu notikumu varbūtības. Tādējādi izskaitļotās relatīvās kumulatīvās FSF attiecīgi tika apzīmētas kā $ecFr(x)\%$, $ucFr(x)\%$ vai $ncFr(x)\%$. Kolmogorova-Smirnova metodes gadījumā tiek aprēķināta difference, D , starp empīrisko FSF, kas izskaitļota no eksperimentālajiem datiem, un hipotētisko FSF, kas

⁹ Kolmogorov-Smirnov Goodness-of-Fit Test. // <http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda35g.htm>; Elektroniskais resurss skatīts 01.-31.01.2010.

¹⁰ FSF var uzskatīt par homogēnām, ja tās ir izskaitļotas pēc vienas un tā pašas klašu intervālu sistēmas, proti, klašu intervālu robežas sakrīt.

izskaitļota no izvēlētā teorētiskā sadalījuma modeļa. Salīdzināšanas mērķis ir atrast maksimālo diferenci, $|D_{\max}|$ un salīdzināt to ar Kolmogorova-Smirnova testa kritisko vērtību K_α . Šajā sakarā tiek pieņemta nulles hipotēze, H_0 , ka empīriskā FSF, $ecFr(x)$, atbilst izvēlētajai teorētiskajai FSF, $cFr(x)$, pie būtiskuma līmeņa, α , ja vien tiks apmierināts atbilstības kritērijs¹¹ (3):

$$\left\{ \begin{array}{l} \sqrt{N/2} * |D_{\max}| \leq K_\alpha, \text{ kur} \\ |D_{\max}| = \sup_{1 \leq i < N} |ecFr\%(x_i) - cFr\%(x_i)| \text{ un} \\ \Pr(K \leq K_\alpha) = 1 - \alpha. \end{array} \right. \quad \begin{array}{l} (3) \\ (4) \\ (5) \end{array}$$

Parametrs "N" atbilstības kritērijā (3) ir TK apjoms. Ja atbilstības kritērijs netiek apmierināts, tad nulles hipotēze, H_0 , tiek noraidīta, jo acīmredzami spēkā būs alternatīvā hipotēze, H_a , proti, ka empīriskā FSF, $ecFr(x)$, neatbilst izvēlētajai teorētiskajai FSF, $cFr(x)$, pie būtiskuma līmeņa, α . Izteiksmēs (3)-(5) K_α -vērtības ir Kolmogorova sadalījuma kritiskās vērtības pie būtiskuma līmeņa, α , taču tās nevar izskaitļot no vienādojuma (5). K_α -vērtības tiek tabulētas kā D-statistikas¹² procentiles, turklāt maza apjoma izlasēm, $n \leq 50$, tās ir neregulāri atkarīgas no izlašu apjoma, proti, Kolmogorova sadalījuma kumulātu $D(1-\alpha; n)$ pie $n \leq 50$ var uzdot tikai tabulētā veidā. Ja izlases apjoms $n > 50$, tad $D(1-\alpha; n)$ var iegūt kā salīdzinoši vienkāršu funkcionālu atkarību no "n" - $D(1-\alpha, n) \sim 1/\sqrt{n}$, kura vēl papildus parametriski ir atkarīga no izvēlētā būtiskuma līmeņa, α . Atgādināsim, ka citviet statistikā lietotais jēdziens "izlases apjoms, n," ir ekvivalents šajā pētījumā lietotajam parametram, N, kas raksturo TK apjomu. Tā kā šajā pētījumā aplūkoto asimetrisko TK apjomi visos gadījumos uzskatāmi par pietiekoši lieliem $D(1-\alpha; n)$ kontekstā, jo parametrs $N > 50$, tad atbilstības kritērija izteiksmē (3) varējām izmantot vairākas K_α -vērtības, kuras atkarīgas tikai no izvēlētā rezultātu būtiskuma līmeņa. Atbilstoši visbiežāk lietotajām α -vērtībām kā, piem., $\alpha = \{0,1; 0,05; 0,01; 0,001\}$ tika izmantotas sekojošas $[\alpha | K_\alpha]$ -vērtības: $[0,1|1,22]$, $[0,05|1,36]$, $[0,01|1,63]$ un $[0,001|1,95]$ ¹³, kuras vairs nav atkarīgas no TK apjoma, N.

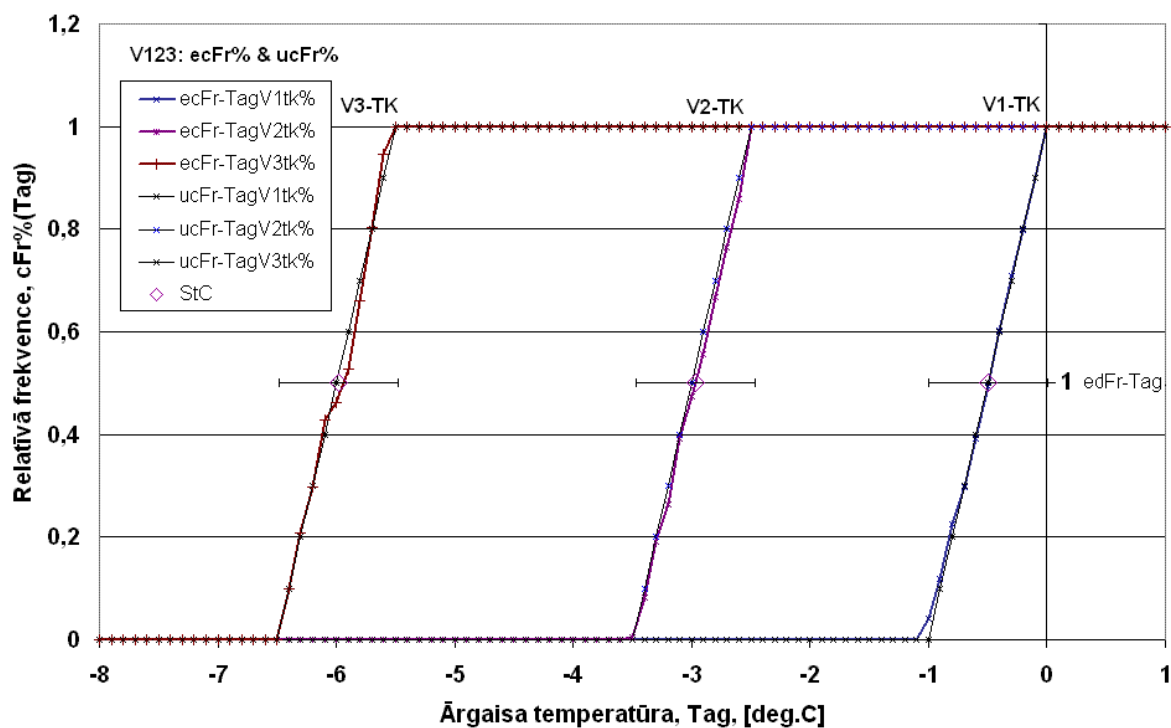
Detalizētu ainu par siltumtehnisko parametru, T_{ag} & T_1 , fluktuāciju spektru asimetriskajos TK var iegūt no attiecīgajām FSF. Tāpēc pārejām pie empīrisko FSF analīzes saistībā ar V1-TK, V2-TK un V3-TK, kā arī ar H1-TK, H2-TK un H3-TK piederošo (T_{ag} ; T_1)-punktu kopām. Vispirms aplūkosim V-TK saimei atbilstošās relatīvās kumulatīvās FSF, $ecFr(T_{ag})\%$ un $ecFr(T_1)\%$, kas tika izskaitļotas no V1-TK, V2-TK, V3-TK piederošo (T_{ag} ; T_1)-punktu koordinātēm (4.&5.attēls). Tādējādi tika iegūtas katram asimetriskajam V-TK atbilstošā bāzes intervāla "fiksētā" mainīgā, T_{ag} , FSF " $ecFr-TagV1tk\%$ ", " $ecFr-TagV2tk\%$ " un " $ecFr-TagV3tk\%$ " (4.attēls), kā arī katram asimetriskajam V-TK atbilstošā atvasinātā intervāla "brīvā" mainīgā, T_1 , FSF " $ecFr-T1'V1tk\%$ ", " $ecFr-T1'V2tk\%$ " un " $ecFr-T1'V3tk\%$ " (5.attēls). Visas minētās 6 empīriskās FSF tika izskaitļotas ar 0,1-grādu augstu izšķirtspēju tāpēc, ka asimetrisko TK īsākie bāzes intervāli bija tikai 1-grādu gari. Izvēloties klases intervālus 1-grāda garumā, kā tas tika darīts iepriekš [4, 5], bāzes intervālam atbilstošās FSF būtu jāraksturo tikai ar vienu frekvenci "N", kas reizē būtu arī asimetriskā TK apjoms. Turpretim klases intervālus 1-grāda garumā principā var izvēlēties, izskaitļojot bāzes intervālam atbilstošās FSF, jo "brīvā" mainīgā

¹¹ Kolmogorov–Smirnov test. // http://en.wikipedia.org/wiki/Kolmogorov%E2%80%93Smirnov_test; Elektroniskais resurss skatīts 01.-31.01.2010.

¹² Kolmogorov-Smirnov Test. // <http://mathworld.wolfram.com/Kolmogorov-SmirnovTest.html>; Elektroniskais resurss skatīts 01.-31.01.2010.

¹³ Hogg, R.V. and E.A. Tanis. Probability and Statistical Inference. MacMillan Publishing, Co., New York, 1977.

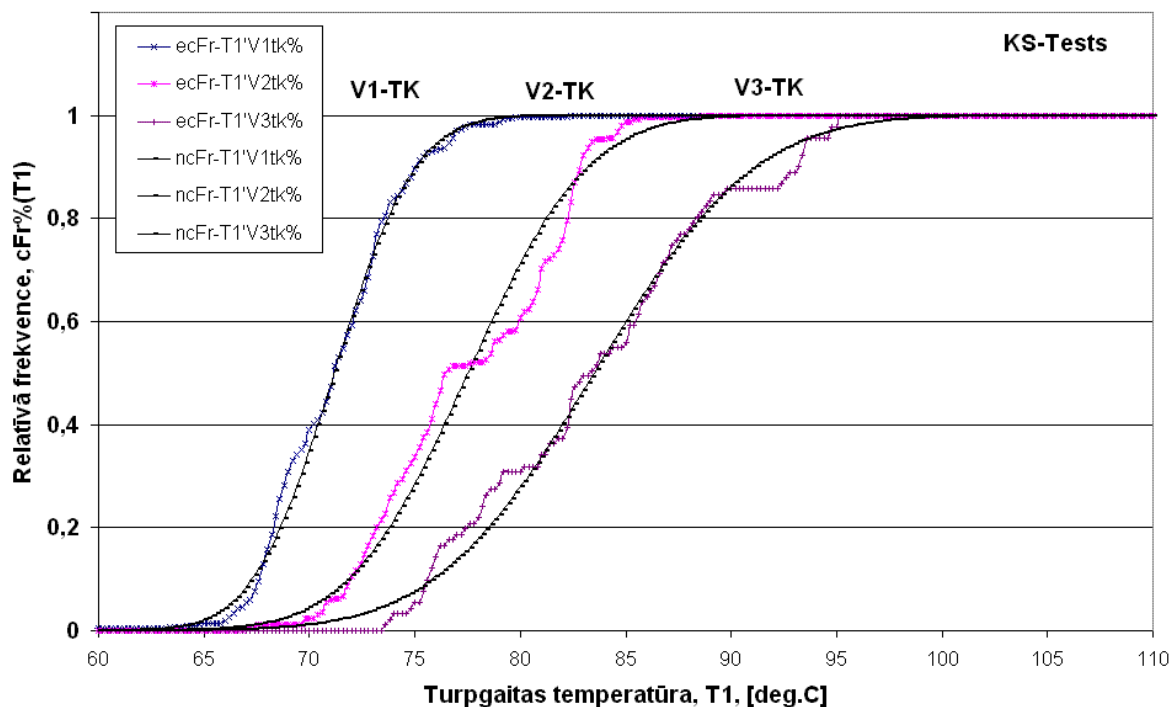
amplitūda sasniedz 20-30⁰C. Tomēr šāda skaitļošanas jaudas "ekonomēšana" netika izmantota, lai nodrošinātu iespējami detalizētāku empīrisko funkciju grafisko reprezentāciju un lai paaugstinātu PDA metodes "jutību", savstarpēji salīdzinot empīriskās un teorētiskās FSF. Savukārt Kolmogorova-Smirnova metodes sakarā svarīgi ir paskaidrot, kādā veidā tika izvēlēta mainīgā "X" vērtība "x_k", izskaitļojot *k-tajam* klases intervālam atbilstošo teorētiskā sadalījuma kumulatīvo frekvenci. Tas ir jo sevišķi svarīgi, ja tiek izmantoti vairāku grādu gari klases intervāli. Piem., ja klases intervāla garums ir 1-grāds un *k-tās* klases intervāla viduspunkts ir "x_k", un ja empīriskā FSF ir aprēķināta kā argumenta "x_k" funkcija (funkcija no klases intervāla), tad, izskaitļojot *k-tās* klases intervālam atbilstošo teorētisko kumulatīvo FSF, teorētiskā sadalījuma funkcijas arguments jāpalielina par "1/2" no klases intervāla garuma, proti, par "0,5"-grādiem. Tādējādi 1-grādu garās *k-tās* klases teorētisko kumulatīvo frekvenci aprēķina argumentam "x_k+0,5", bet 0,1-grādu garas *k-tās* klases gadījumā frekvenci aprēķina argumentam "x_k+0,05". Jo mazāks būs klases intervāla garums, jo mazāka būs empīriskās un teorētiskās kumulatīvās FSF nobīde, ja netiek ievērota augstāk paskaidrotā teorētiskā sadalījuma funkcijas argumenta "x_k" korekcija ar klases intervāla garumu.



4.attēls. Ārgaisa temperatūras, T_{ag}, kā asimetriskā TK "fiksētā" mainīgā relatīvā kumulatīvā frekvenču sadalījuma funkcija ecFr(T_{ag})% kontekstā ar V1-TK, V2-TK un V3-TK.

Ārgaisa temperatūras, T_{ag}, kā asimetriskā TK "fiksētā" mainīgā relatīvā kumulatīvā frekvenču sadalījuma funkcijas "ecFr-TagV1tk%", "ecFr-TagV2tk%" un "ecFr-TagV3tk%" pēc funkcionālā izskata ir savstarpēji līdzīgas un ar savu trapecveida formu ļoti atgādina vienmērīgā sadalījuma (*uniform*) kumulātas izskatu. Tāpēc atbilstošās teorētiskās kumulatīvās FSF "ucFr-TagV1tk%", "ucFr-TagV2tk%" un "ucFr-TagV3tk%" tika izskaitļotas vienmērīgajam sadalījumam asimetrisko V-TK bāzes intervālos ar viduspunktiem pie "-0,5", "-3,0"- un pie "-6,0"⁰C attiecīgi V1-TK, V2-TK un V3-TK gadījumā. FSF "ucFr-TagV1tk%", "ucFr-TagV2tk%" un "ucFr-TagV3tk%" vērtības TK bāzes intervālu kreisajā galapunktā un pie zemākām vērtībām ir vienādas ar "0", bet bāzes intervālu labajā galapunktā un pie augstākām vērtībām ir vienādas ar "1". PDA metodes ietvaros novērojama apskaužami laba empīrisko un teorētisko FSF pārklāšanās, kas liecina par attiecīgo datu kopu empīrisko sadalījumu labu atbilstību vienmērīgajam sadalījumam. Bez tam

4.attēlā vēl ir parādīti V1-TK, V2-TK un V3-TK statistiskie centri, kuru T_{ag} -koordināte tikai par dažām grāda simtdaļām atšķiras no TK ģeometriskā centra. Caur TK statistisko centru novilkta horizontālā nogriežņa garums sakrīt ar TK bāzes intervāla garumu pa T_{ag} -asi. Turklāt šos 3 nogriežņus var uzskatīt par V1-TK, V2-TK un V3-TK T_{ag} -koordinātes relatīvo diferenciālo FSF, kas ir tipiska vienmērīgā sadalījuma diferenciālā funkcija.



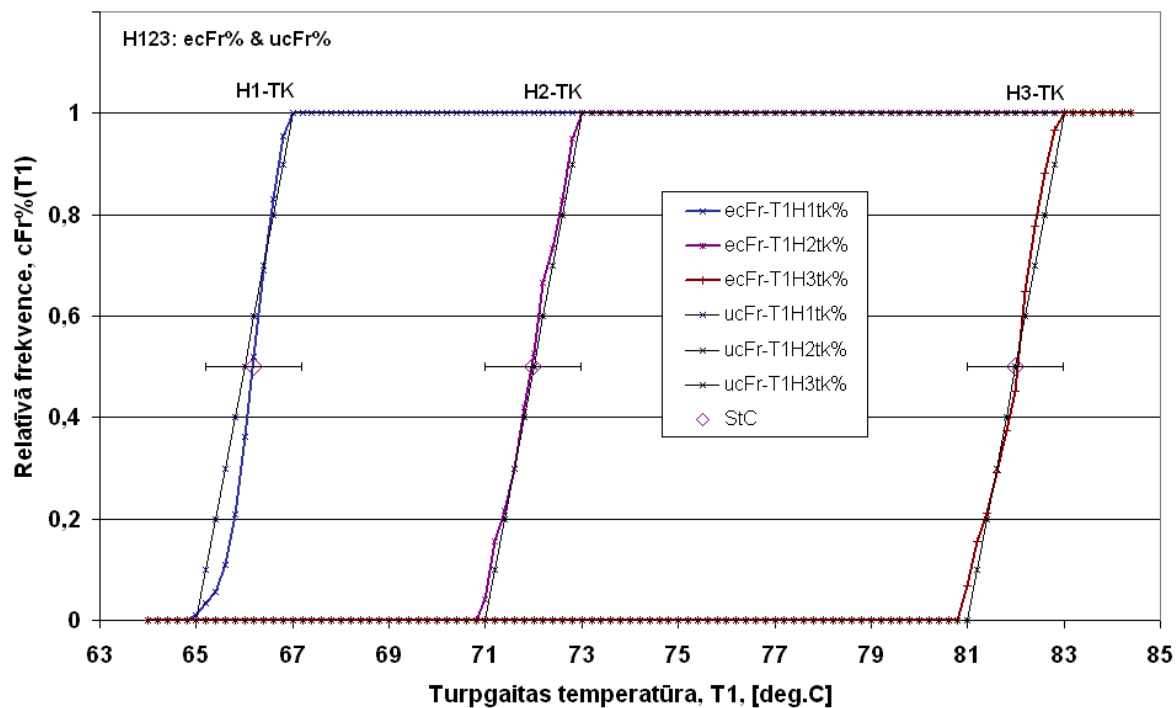
5.attēls. Turpgaitas temperatūras, T_1 , kā asimetriskā TK "brīvā" mainīgā relatīvā kumulatīvā frekvenču sadalījuma funkcija $ecFr(T_1)\%$ kontekstā ar V1-TK, V2-TK un V3-TK.

Savukārt turpgaitas temperatūras, T_1 , kā V-TK saimes asimetrisko TK "brīvā" mainīgā relatīvā kumulatīvā frekvenču sadalījuma funkcijas " $ecFr-T1'V1tk\%$ ", " $ecFr-T1'V2tk\%$ " un " $ecFr-T1'V3tk\%$ " pēc funkcionālā izskata arī ir savstarpēji līdzīgas un pēc S-veida formas ļoti atgādina normālā sadalījuma (*normal*) integrālās funkcijas izskatu. Tāpēc atbilstošās teorētiskās kumulatīvās FSF " $ncFr-T1'V1tk\%$ ", " $ncFr-T1'V2tk\%$ " un " $ncFr-T1'V3tk\%$ " tika izskaitļotas atbilstoši normālajam sadalījumam, kura vidējā vērtība, μ , un standartnovirze, σ , tika aprēķinātas no attiecīgo V1-TK, V2-TK un V3-TK piederošo (T_{agi} ; T_{1i})-punktu T_1 -koordinātēm. Tādējādi empīrisko un teorētisko FSF vidējās vērtības, μ , un standartnovirzes, σ , sakrīt, bet to skaitliskās vērtības var atrast 1.tabulā kā attiecīgo TK vidējos statistiskos rādītājus, proti, " μ " kā " \bar{T}_1 ", bet " σ " kā " T_1 -Stand.Nov.". Gan empīriskās FSF " $ecFr-T1'V1tk\%$ ", " $ecFr-T1'V2tk\%$ " un " $ecFr-T1'V3tk\%$ ", gan teorētiskās FSF " $ncFr-T1'V1tk\%$ ", " $ncFr-T1'V2tk\%$ " un " $ncFr-T1'V3tk\%$ " pie pietiekoši zemām temperatūrām salīdzinājumā ar vidējo vērtību, $T_1 < (\bar{T}_1 - 3\sigma)$, tiecas uz "0", bet pie pietiekoši augstām temperatūrām salīdzinājumā ar vidējo vērtību, $T_1 > (\bar{T}_1 + 3\sigma)$, tiecas uz "1". Jo lielāka ir sadalījuma standartnovirze, σ , jo plašāks ir kumulātas pārejas apgabals $[\bar{T}_1 - 3\sigma; \bar{T}_1 + 3\sigma]$ starp asimptotiskajām vērtībām "0" un "1". Salīdzinot FSF " $ecFr-T1'V1tk\%$ ", " $ecFr-T1'V2tk\%$ " un " $ecFr-T1'V3tk\%$ " pārejas apgabalus ar vidējām vērtībām $\bar{T}_{1V1} = 71,170$; $\bar{T}_{1V2} = 77,613$; $\bar{T}_{1V3} = 83,597$ to centrā, skaidri redzams, ka V1-TK, V2-TK un V3-TK gadījumā tie secīgi paplašinās atbilstoši sadalījumu standartnovirzes vērtībām $\sigma_{V1} = 3,2928$; $\sigma_{V2} = 4,4307$ un

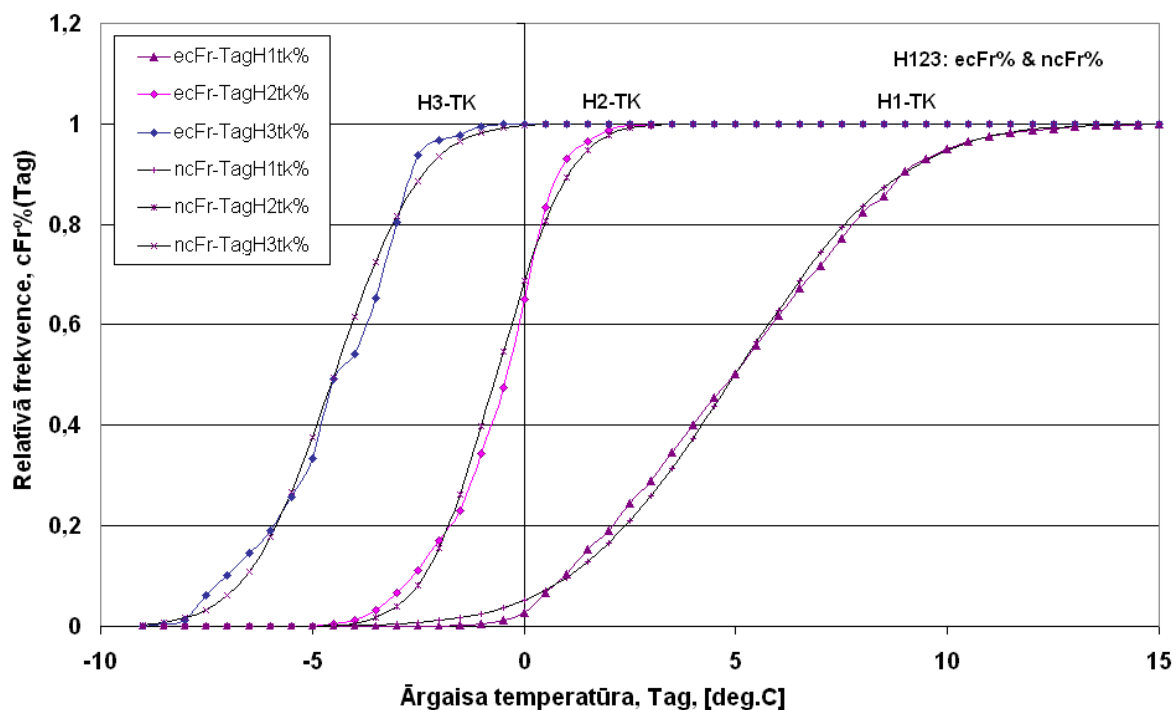
$\sigma_{V3}=5,9620$. PDA metodes ietvaros var teikt, ka novērojama apmierinoša empīrisko un teorētisko kumulatīvo FSF pārklāšanās, taču tā nav tik laba, kā tas bija novērojams augstāk empīrisko FSF "*ecFr-TagV1tk%*", "*ecFr-TagV2tk%*" un "*ecFr-TagV3tk%*" gadījumā. Tanī pat laikā "*ecFr-T1V1tk%*" un "*ncFr-T1V1tk%*" pārklāšanos var raksturot kā labu un līdzvērtīgu tam, kā "fiksētā" mainīgā, T_{ag} , empīriskie sadalījumi pārklājas ar vienmērīgā sadalījuma teorētiskajām kumulātām. V-TK saimes empīrisko un teorētisko kumulātu atšķirību skaitliskais novērtējums, izmantojot divu sadalījumu atbilstības kritērija (3), parādīts zemāk 5.tabulā kopā ar H-TK saimes FSF novērtējumu.

Līdzīgā veidā tikpat detalizētu ainu par temperatūras fluktuācijām H-TK saimes asimetriskajos TK varam iegūt, analizējot H1-TK, H2-TK un H3-TK piederošo (T_{agi} , T_{1i})-punktu kopu īpašības. Šajā sakarā tika izskaitļotas H-TK saimei atbilstošās empīriskās relatīvās kumulatīvās FSF pa TK bāzes intervāla T_1 -asi, *ecFr*(T_1)% (6.attēls), un kumulatīvās FSF pa TK atvasinātā intervāla T_{ag} -asi, *ecFr*(T_{ag})% (7.attēls). Atgādināsim, ka H-TK saimes gadījumā turpgaitas temperatūra, T_1 , ir "fiksētais" mainīgais ar ierobežotu svārstību amplitūdu, bet ārgaisa temperatūra, T_{ag} , ir "brīvais" mainīgais. Turpgaitas temperatūra, T_1 , kā H-TK saimes asimetrisko TK "fiksētā" mainīgā relatīvā kumulatīvā frekvenču sadalījuma funkcijas "*ecFr-T1H1tk%*", "*ecFr-T1H2tk%*" un "*ecFr-T1H3tk%*" pēc funkcionālā izskata ir savstarpēji līdzīgas un ar savu trapeceveida formu ļoti atgādina vienmērīgā sadalījuma (*uniform*) kumulātas izskatu. Tāpēc atbilstošās teorētiskās kumulatīvās FSF "*ucFr-T1H1tk%*", "*ucFr-T1H2tk%*" un "*ucFr-T1H3tk%*" tika izskaitļotas vienmērīgajam sadalījumam asimetrisko H-TK saimes asimetrisko TK bāzes intervālos ar viduspunktiem pie "66"-, "72"- un pie "82" °C attiecīgi H1-TK, H2-TK un H3-TK gadījumā. Empīriskās FSF "*ecFr-T1H1tk%*", "*ecFr-T1H2tk%*" un "*ecFr-T1H3tk%*" un teorētiskās "*ucFr-T1H1tk%*", "*ucFr-T1H2tk%*" un "*ucFr-T1H3tk%*" vērtības asimetrisko TK bāzes intervālu kreisajā galapunktā un pie zemākām vērtībām ir vienādas ar "0", bet bāzes intervālu labajā galapunktā un pie augstākām vērtībām ir vienādas ar "1", kas ir raksturīgi vienmērīgajiem sadalījumiem. PDA metodes ietvaros novērojama laba empīrisko un teorētisko FSF pārklāšanās, izņemot H1-TK gadījumu, kur vērā ņemamas novirzes no vienmērīgā sadalījuma varam novērot TK bāzes intervāla $T_1 \in [65; 67]$ kreisā galapunkta pusē, proti, pie $T_1 \in [65; 66]$. Taču kopumā tas liecina par H2-TK un H3-TK (T_{agi} , T_{1i})-punktu T_1 -koordinātes empīrisko sadalījumu "*ecFr-T1H2tk%*" un "*ecFr-T1H3tk%*" labu atbilstību vienmērīgajam sadalījumam, bet H1-TK novirzes no vienmērīgā sadalījuma skaitliskais novērtējums parādīts 5.tabulā. Bez tam vēl 6.attēlā ir parādīti H1-TK, H2-TK un H3-TK statistiskie centri, kuru T_1 -koordināte tikai par nedaudz grāda simtdaļām atšķiras no TK ģeometriskā centra. Caur TK statistisko centru novilkta horizontālā nogriežņa garums sakrīt ar TK bāzes intervāla garumu pa T_{ag} -asi. Turklāt šos 3 nogriežņus var uzskatīt par H1-TK, H2-TK un H3-TK T_1 -koordinātes relatīvo diferenciālo FSF, kas ir tipiska vienmērīgā sadalījuma diferenciālā funkcija.

Turpinot temperatūras fluktuāciju analīzi H-TK saimes asimetriskajos TK, nākas secināt, ka tagad, ārgaisa temperatūrai esot asimetrisko TK "brīvā" mainīgā statusā, sagaidāma visumā līdzīga T_{ag} -koordinātes izkliede, kādu iepriekš novērojām T_1 -koordinātes sakarā, bet tikai V-TK saimes kontekstā. Relatīvās kumulatīvās frekvenču sadalījuma funkcijas "*ecFr-TagH1tk%*", "*ecFr-TagH2tk%*" un "*ecFr-TagH3tk%*" pēc funkcionālā izskata arī ir savstarpēji līdzīgas un pēc S-veida formas ļoti atgādina normālā sadalījuma (*normal*) integrālās funkcijas izskatu (7.attēls). Tāpēc atbilstošās teorētiskās kumulatīvās FSF "*ncFr-TagH1tk%*", "*ncFr-TagH2tk%*" un "*ncFr-TagH3tk%*" tika izskaitļotas atbilstoši normālajam sadalījumam, kura vidējā vērtība, μ , un standartnovirze, σ , tika aprēķinātas no attiecīgo H1-TK, H2-TK un H3-TK piederošo (T_{agi} , T_{1i})-punktu T_{ag} -koordinātēm. Tādējādi empīrisko un teorētisko FSF vidējās vērtības, μ , un standartnovirzes, σ , sakrīt, bet to skaitliskās vērtības var atrast 2.tabulā kā attiecīgo TK vidējos statistiskos rādītājus, proti, " μ " kā " \bar{T}_{ag} ", bet " σ " kā " T_{ag} -Stand.Nov."



6.attēls. Turpgaitas temperatūras, T_1 , kā asimetriskā TK "fiksētā" mainīgā relatīvā kumulatīvā frekvenču sadalījuma funkcija $ecFr(T_1)\%$ kontekstā ar H1-TK, H2-TK un H3-TK.



7.attēls. Ārgaisa temperatūras, T_{ag} , kā asimetriskā TK "brīvā" mainīgā relatīvā kumulatīvā frekvenču sadalījuma funkcija $ecFr(T_{ag})\%$ kontekstā ar H1-TK, H2-TK un H3-TK.

Gan empīriskās FSF " $ecFr-TagH1tk\%$ ", " $ecFr-TagH2tk\%$ " un " $ecFr-TagH3tk\%$ ", gan teorētiskās FSF " $ncFr-TagH1tk\%$ ", " $ncFr-TagH2tk\%$ " un " $ncFr-TagH3tk\%$ " pie pietiekoši zemām

temperatūrām salīdzinājumā ar vidējo vērtību, $T_{ag} < (\bar{T}_{ag} - 3\sigma)$, tiecas uz "0", bet pie pietiekoši augstām temperatūrām salīdzinājumā ar vidējo vērtību, $T_{ag} > (\bar{T}_{ag} + 3\sigma)$, tiecas uz "1". Jo lielāka ir sadalījuma standartnovirze, σ , jo plašāks ir kumulātas pārejas apgabals $[\bar{T}_{ag} - 3\sigma; \bar{T}_{ag} + 3\sigma]$ starp asimptotiskajām vērtībām "0" un "1". Salīdzinot FSF "*ecFr-T1'V1tk%*", "*ecFr-T1'V2tk%*" un "*ecFr-T1'V3tk%*" pārejas apgabalus ar vidējām vērtībām $\bar{T}_{ag H1}=5,237$; $\bar{T}_{ag H2}=-0,404$; $\bar{T}_{ag H3}=-4,233$ to centrā, skaidri redzams, ka V1-TK, V2-TK un V3-TK gadījumā tie secīgi paplašinās atbilstoši sadalījumu standartnovirzes vērtībām $\sigma_{H1}=3,0756$; $\sigma_{H2}=1,3304$ un $\sigma_{H3}=1,6435$. PDA metodes ietvaros var teikt, ka novērojama laba empīrisko un teorētisko kumulatīvo FSF pārklāšanās, kas ar lielu ticamību liecina par empīrisko FSF "*ecFr-TagH1tk%*", "*ecFr-TagH2tk%*" un "*ecFr-TagH3tk%*" atbilstību normālajam sadalījumam.

Augstāk PDA metodes ietvaros salīdzinājām 12 empīriskās FSF, *ecFr(x)%*, ar tām eventuāli atbilstošajām 12 teorētiskajām FSF, *cFr(x)%* (4.&5.attēls un 6.&7.attēls). Minētās 24 FSF, *ecFr()* un *cFr(x)%*, tika izskaitļotas uz V-TK un H-TK saimei piederošo asimetrisko TK (T_{agi} ; T_{1i})-punktu kopu bāzes. Vairums gadījumos tika novērota laba un apmierinoša empīrisko FSF, *ecFr(x)%*, un atbilstošo teorētisko FSF, *cFr(x)%*, pārklāšanās ar vienu izņēmumu H1-TK(T_1) gadījumā. Empīrisko FSF, *ecFr(x)%*, un teorētisko FSF, *cFr(x)%*, pārklāšanās jeb sakritības pakāpe tika novērtēta arī skaitliski (5.tabula) ar maksimālās diferences parametra, D_{max} (4), un ar K-S sadalījuma empīrisko K_e -vērtību palīdzību, kuras tika salīdzinātas ar K-S sadalījuma kritiskajām vērtībām, K_α , saskaņā ar sadalījumu atbilstības kritēriju (3).

5.tabula.

Empīrisko un teorētisko FSF savstarpējās atbilstības novērtējums

<i>TK-Bāze,</i> T_{ag}/T_1	VIENMĒRĪGAIS SADALĪJUMS			<i>TK-Izkliede,</i> T_1/T_{ag}	NORMĀLAIS SADALĪJUMS		
	<i>Apjoms, N</i>	D_{max}	K_e^{14}		<i>Apjoms, N</i>	D_{max}	K_e^{14}
V1-TK(T_{ag})	593	0,040472	0,696897	V1-TK(T_1)	593	0,071619	1,233215
V2-TK(T_{ag})	255	0,043137	0,487088	V2-TK(T_1)	255	0,119008	1,343788
V3-TK(T_{ag})	91	0,072527	0,489225	V3-TK(T_1)	91	0,072246	0,487327
H1-TK(T_1)	1484	0,190431	5,187286	H1-TK(T_{ag})	1484	0,034563	0,941495
H2-TK(T_1)	489	0,064622	1,010457	H2-TK(T_{ag})	489	0,071467	1,117487
H3-TK(T_1)	179	0,082682	0,782204	H3-TK(T_{ag})	179	0,073654	0,696796

Parametru, D_{max} un K_e , vērtības 5.tabulā sakārtotas atsevišķi atbilstoši hipotētiskajam vienmērīgajam un normālajam sadalījumam. Vienmērīgā sadalījuma kolonās apkopoti dati par asimetriskajiem TK piederošo (T_{agi} ; T_{1i})-punktu bāzes intervāla koordinātes sadalījumu (atbilst. 4.&6.attēlam), bet normālā sadalījuma kolonās apkopoti dati par asimetriskajiem TK piederošo (T_{agi} ; T_{1i})-punktu atvasinātā jeb izkliedes intervāla koordinātes sadalījumu (atbilst. 5.&7.attēlam). K_e -vērtības tika aprēķinātas no atbilstības kritērija nevienādības (3) kreisās puses izteiksmes. Ja izvēlētais būtiskuma līmenis, $\alpha=0,05$, tad K-S sadalījuma kritiskā vērtība $K_\alpha=1,36$, kas tika

¹⁴ Empīriskās K_e -vērtības tika salīdzinātas ar kritiskajām K_α -vērtībām atbilstoši visbiežāk lietotajām α -vērtībām, proti, $[\alpha|K_\alpha]=\{[0,05|1,36], [0,01|1,63]\}$, kuras vairs nav atkarīgas no TK apjoma, N .

salīdzināts ar K_e -vērtībām no 5.tabulas. Nav grūti konstatēt, ka no 12 gadījumiem 11 gadījumos atbilstības kritērijs (3) tika apmierināts, kas nozīmē to, ka empīriskās FSF atbilst izvēlētajiem hipotētiskajiem teorētiskajiem sadalījumiem. Tātad nulles hipotēze, H_0 , ka empīriskās FSF, $ecFr(x)\%$, atbilst izvēlētajām teorētiskajām FSF, $cFr(x)\%$, pie būtiskuma līmeņa, $\alpha=0,05$, izņemot H1-TK(T_1) gadījumu, kur parametra vērtība $K_e=5,187$ vairākkārtīgi pārsniedz pieļaujamo kritisko vērtību $K_\alpha=1,36$. Ja ievērojami tiek sašaurināts H1-TK(T_1) bāzes intervāls no $T_1 \in [65; 67)$ uz $T_1 \in [66,4; 67)$, tad aprēķinātā K_e -vērtība "1,498" ir mazāka par kritisko vērtību "1,63" pie būtiskuma līmeņa, $\alpha=0,01$.

Secinājumi

1. Neraugoties uz centralizētās siltumapgādes (CSA) procesu stingru kontroli un vadību siltuma avotos, CSA procesu nedeterminētā komponente vēl joprojām saglabājas augsta. Izskaidrojums CSA procesu stohastiskajai dabai meklējams apstākļi, ka siltuma ražošanu, transportēšanu pa CSA siltumtīkliem un gala patēriņu nosaka daudzi faktori, no kuriem ievērojamu daļu var kontrolēt tikai daļēji vai ļoti mazā mērā. Tāpēc šie faktori veido t.s. CSA statistisko fonu, kura ietekme uz turpgaitas temperatūru, T_1 , kā regresentu ir salīdzināma, bet atsevišķos gadījumos pat pārsniedz ārgaisa temperatūras, T_{ag} , kā galvenā faktoriālā mainīgā jeb regresora dominēšanu CSA procesos.
2. Pilnā T_{ag} & T_1 -korelogrammu¹⁵ reprezentē turpgaitas temperatūras, T_1 , kā regresta korelatīvo saistību ar ārgaisa temperatūru, T_{ag} , kā regresoru. T_{ag} & T_1 -korelogrammas latentā struktūra satur informāciju gan par determinēto komponenti, kuru veido turpgaitas temperatūras, T_1 , funkcionālā atkarība no ārgaisa temperatūras, T_{ag} , gan arī par nedeterminēto jeb stohastisko komponenti, kuras parādīšanos korelogrammā izsauc statistiskā fona faktori, kas ir atbildīgi par t.s. nedeterminēto regresta izkliedi jeb temperatūras fluktuācijām.
3. Temperatūras kontūri (TK) vienlaikus ir gan ģeometriskie, gan statistiskie objekti divdimensiju T_{ag} x T_1 temperatūras laukā, kuri ļauj norobežot no pilnās T_{ag} & T_1 -korelogrammas atsevišķus tās apgabalus ar mērķi tos autonomi izpētīt neatkarīgi no pārējās korelogrammas. Savukārt asimetriskie TK ir īpaša TK kategorija, kuriem TK veidojošais bāzes (primārais) intervāls ir ievērojami mazāks par izklijes (sekundāro) intervālu. Asimetrisko TK bāzes intervāla garums parasti ir daži grādi vai pat mazāki par 1-grādu. Liela apjoma TK substitūcija ar veselu virkni regulāriem asimetriskajiem TK ļauj atsegt pilnās korelogrammas latentu struktūru. Tā, piem., visai apkures sezonai atbilstošo TK, AS-TK, kurš ietver pilno T_{ag} & T_1 -korelogrammu¹⁵, substitūcijai ar asimetriskajiem TK ir nepieciešami vismaz 30-40 tādu TK, ja to bāzes intervāla garums ir 1-grāds vai pat mazāk.
4. Asimetrisko TK gadījumā maksimāli tiek ierobežotas viena siltumtehnikā parametra izmaiņas pa TK bāzes intervāla asi, kamēr otrs siltumtehnikā parametrs var brīvi mainīties bez ierobežojumiem, jo asimetriskajos TK starp mainīgajiem ir ļoti vāja korelatīvā saistība. Vertikālo TK (V-TK) gadījumā ārgaisa temperatūra, T_{ag} , uzskatāma par "fiksēto" mainīgo, bet siltumnesēja turpgaitas temperatūra, T_1 , - par "brīvo" mainīgo, kas fluktuē līdzīgi gadījuma lielumam. Savukārt horizontālo TK (H-TK) gadījumā

¹⁵ Šī darba ietvaros tādi jēdzieni, kā "pilnā korelogramma", "pilnā regresijas līkne vai "pilnā FSF"", vai līdzīgas kombinācijas ar vārdu "pilnais" nozīmē, ka attiecīgā problēma tiek iztirzāta visu 4608 (T_{agi} ; T_{1i})-punktu ansambļa kontekstā, kamēr citos gadījumos tiek aplūkotas mazāka apjoma (T_{agi} ; T_{1i})-punktu kopas. Tā, piem., "pilnās korelogrammas" grafika satur 4608 (T_{agi} ; T_{1i})-punktus.

siltumtehnikie parametri mainās lomām – turpgaitas temperatūra, T_1 , tiek "fiksēta" ierobežotā bāzes intervāla dēļ, bet ārējais temperatūra, T_{ag} , var "brīvi" fluktuēt līdzīgi gadījuma lielumam.

5. Asimetriskie TK tika izmantoti, lai norobežotu nelielus (T_{ag} ; T_1)-punktu apgabalu no pilnās T_{ag} & T_1 -korelogrammas ar mērķi izpētīt temperatūras fluktuācijas apstākļos, kad regresora vai regresta svārstības TK bāzes intervālā ir stipri ierobežotas. Piem., asimetrisko TK izmantošana temperatūras fluktuāciju analizē ļāva izskaidrot jautājumu par regresta, T_1 , fluktuācijām ar $33,4^{\circ}C$ lielu amplitūdu, $T_1 \in [49,6; 83,0]$, kamēr $T_{ag} \in [-1; 0]$. Arī citviet pilnajā T_{ag} & T_1 -korelogrammā bija novērojama salīdzinoši liela turpgaitas temperatūras, T_1 , izkliede ar amplitūdu " $>20^{\circ}C$ ", kamēr ārējais temperatūra, T_{ag} , mainījās 1-grāda robežās: piem., kamēr $T_{ag} \in [-3,5; -2,5]$, tikmēr $T_1 \in [67,0; 88,6]$, vai citā gadījumā - kamēr $T_{ag} \in [-6,5; -5,5]$, tikmēr $T_1 \in [73,6; 95,1]$. Turpgaitas temperatūras fluktuācijas atbilstoši gadījuma lieluma normālajam sadalījumam ģenerē CSA statistiskā fona faktori, kamēr ārējais temperatūra ir "fiksēta" TK bāzes intervāla robežās.
6. Temperatūras fluktuāciju pētīšanai asimetriskajos TK tika izmantota Kolmogorova-Smirnova ($K-S$) metode¹¹, kuras būtība balstās uz empīriskās relatīvās kumulatīvās frekvenču sadalījuma funkcijas (FSF), $ecFr(x)\%$, salīdzināšanu ar iespējami atbilstošāko teorētisko sadalījuma funkciju, $cFr(x)\%$. T_{ag} & T_1 -korelogrammas TK bāzes intervāla mainīgā gadījumā par teorētisko sadalījuma funkciju, $cFr(x)\%$, tika izraudzīts vienmērīgais (*uniform*) sadalījums, $ucFr(x)\%$, bet TK izkliešanas intervāla mainīgā gadījumā par teorētisko sadalījuma funkciju tika izraudzīts normālais (*normal*) sadalījums, $ncFr(x)\%$, kur $x \in X$, bet $X=T_{ag}$ vai $X=T_1$. vienmērīgais sadalījums, $ucFr(x)\%$. Lai varētu savstarpēji salīdzināt homogēnas FSF¹⁰, kuras izskatītas TK ar stipri atšķirīgu apjomu, bija nepieciešams attiecīgās FSF normēt pēc TK apjoma. Tas nozīmēja to, ka regresora vai regresta attiecīgo klašu intervālu absolūtās frekvences tika normētas ar TK apjomu, tā iegūstot relatīvās frekvences, kuras neatkarīgi no TK apjoma mainās robežās $[0; 1]$ gluži kā dažādu notikumu varbūtības. $K-S$ metodes gadījumā tiek analizēta diference, D , starp empīrisko un teorētisko FSF, $D=|ecFr(x)\%-cFr(x)\%|$, lai atrastu maksimālo diferenci, D_{max} , un salīdzinātu to ar $K-S$ sadalījuma kritiskajām vērtībām.
7. Ārējais temperatūras, T_{ag} , kā V-TK saimes asimetrisko TK "fiksētā" mainīgā relatīvās kumulatīvās frekvenču sadalījuma funkcijas " $ecFr-TagV1tk\%$ ", " $ecFr-TagV2tk\%$ " un " $ecFr-TagV3tk\%$ " pēc funkcionālā izskata bija savstarpēji līdzīgas un ar savu trapeceveida formu ļoti atgādināja vienmērīgā sadalījuma (*uniform*) kumulātas izskatu. Tāpēc atbilstošās teorētiskās kumulatīvās FSF " $ucFr-TagV1tk\%$ ", " $ucFr-TagV2tk\%$ " un " $ucFr-TagV3tk\%$ " tika izskatītas vienmērīgajam sadalījumam asimetrisko V-TK bāzes intervālos ar viduspunktiem pie "-0,5", "-3,0" un pie "-6,0" $^{\circ}C$ attiecīgi V1-TK, V2-TK un V3-TK gadījumā. Pētnieciskās datu analīzes (PDA) metodes ietvaros, kas ietver arī $K-S$ testu, novērojama apskaužami laba empīrisko un teorētisko FSF pārklāšanās, kas liecina par attiecīgo datu kopu empīrisko sadalījumu labu atbilstību vienmērīgajam sadalījumam. Līdzīgi rezultāti tika iegūti arī saistībā ar H-TK saimes asimetrisko TK "fiksētā" mainīgā, T_1 , relatīvajām kumulatīvajām frekvenču sadalījuma funkcijām " $ecFr-TagH2tk\%$ " un " $ecFr-TagH3tk\%$ ", izņemot H1-TK atbilstošo " $ecFr-TagH1tk\%$ ", kura neapmierināja $K-S$ testa atbilstības kritēriju.
8. Turpgaitas temperatūras, T_1 , kā V-TK saimes asimetrisko TK "brīvā" mainīgā relatīvās kumulatīvās frekvenču sadalījuma funkcijas " $ecFr-T1V1tk\%$ ", " $ecFr-T1V2tk\%$ " un " $ecFr-T1V3tk\%$ " pēc funkcionālā izskata bija savstarpēji līdzīgas un ar savu S-veida formu ļoti atgādināja normālā sadalījuma (*normal*) integrālās funkcijas izskatu. Tāpēc atbilstošās

teorētiskās kumulatīvās FSF "*ncFr-T1'V1tk%*", "*ncFr-T1'V2tk%*" un "*ncFr-T1'V3tk%*" tika izskaitļotas atbilstoši normālajam sadalījumam, kura vidējā vērtība, μ , un standartnovirze, σ , tika aprēķinātas no attiecīgo V1-TK, V2-TK un V3-TK piederošo (T_{ag_i} ; T_{1_i})-punktu T_1 -koordinātēm. Tādējādi empīrisko un teorētisko FSF vidējās vērtības, μ , un standartnovirzes, σ , sakrīt pēc definīcijas. PDA metodes ietvaros bija novērojama kopumā apmierinoša empīrisko un teorētisko kumulatīvo FSF pārklāšanās, taču V1-TK gadījumā tā uzskatāma par labu. Līdzīgā veidā H-TK saimes asimetrisko TK "brīvā" mainīgā, T_{ag} , empīriskās relatīvās kumulatīvās frekvenču sadalījuma funkcijas "*ecFr-TagH1tk%*", "*ecFr-TagH2tk%*" un "*ecFr-TagH3tk%*", no vienas puses, un teorētiskās FSF "*ncFr-TagH1tk%*", "*ncFr-TagH2tk%*" un "*ncFr-TagH3tk%*", no otras puses, uzrādīja labu savstarpējo pārklāšanos, kas apstiprina hipotēzi par asimetrisko TK "brīvā" mainīgā atbilstību normālam gadījuma lielumam, kas T_{ag} & T_1 -korelogrammās izpaužas kā temperatūras fluktuācijas.

9. K-S metodes gadījumā V-TK un H-TK saimes asimetrisko TK empīrisko un teorētisko kumulātu pārklāšanās pakāpes jeb atšķirību skaitliskajam novērtējumam tika izmantotas parametra, D_{max} , vērtības, kuras tiek salīdzinātas ar K-S sadalījuma kritiskajām vērtībām K_α . Ja izvēlētais būtiskuma līmenis bija, $\alpha=0,05$, tad K-S sadalījuma atbilstošā kritiskā vērtība ir $K_\alpha=1,36$, kas tika salīdzināta ar empīriskajām K_e -vērtībām. K-S tests apstiprināja, ka no 12 empīriskajās FSF 11 gadījumos tika apmierināts atbilstības kritērijs $K_e \leq K_\alpha$, izņemot H1-TK atbilstošo empīrisko FSF "*ecFr-TagH1tk%*", kuras gadījumā parametra vērtība $K_e=5,187$ vairākkārtīgi pārsniedz pieļaujamo kritisko vērtību $K_\alpha=1,36$. Tātad kopumā var apgalvot, ka empīriskās FSF atbilst izvēlētajiem hipotētiskajiem teorētiskajiem sadalījumiem. Tāpēc nulles hipotēze, H_0 , ka empīriskās FSF, *ecFr(x)%*, atbilst izvēlētajām teorētiskajām FSF, *cFr(x)%*, pie būtiskuma līmeņa, $\alpha=0,05$, izņemot H1-TK(T_1) gadījumu, aplūkotajos gadījumos ir spēkā.

Literatūras avoti

1. Turlajs D., Žīgurs A., Kanders U. Siltumapgādes procesu korelatīvā analīze, tās pāru matricas un korelogrammas. // Referāts, RTU 50.starptautiskā zinātniskā konference, 15.10.2009, Rīga, 92.lpp.
2. Turlajs D., Žīgurs A., Kanders U. Siltumapgādes procesu korelatīvā analīze, tās pāru matricas un korelogrammas. // RTU Zinātniskie raksti, 13.sērija: Siltumenerģētika un siltumfizika; RTU Izdevniecība, Rīga, 2009, 16 lpp., iesniegts public.
3. Kanders U. et al. Centralizētās siltumapgādes procesu korelatīvā analīze (I): Pāru korelācijas matricas un korelogrammas. // Diino Zinātniskie raksti, sērija: Fizika, Rīga, 2009, 16 lpp., https://regtransfers-sth-se.diino.com/download/kanders/DiinoSciPapers/Physics/Kanders%27DH-CorrelMatrix_ScatterPlots.pdf;
4. Kanders U. et al. Centralizētās siltumapgādes procesu korelatīvā analīze (II): Temperatūras kontūru metode un tās loma regresijas modeļu izveidē. // Diino Zinātniskie raksti, sērija: Fizika, Rīga, 2009, 18 lpp., <https://regtransfers-sth-se.diino.com/download/kanders/DiinoSciPapers/Physics/Kanders%27DH-TempDomainMethod.pdf>; Elektroniskais resurss skatīts 01.-31.01.2010.
5. Kanders U. et al. Centralizētās siltumapgādes procesu korelatīvā analīze (III): Temperatūras kontūri un to frekvenču sadalījuma funkcijas. // Diino Zinātniskie raksti,

sērija: Fizika, Rīga, 2009, 26 lpp., https://regtransfers-sth-se.diino.com/download/kanders/DiinoSciPapers/Physics/Kanders%27DH-TempDomains_FDF.pdf; Elektroniskais resurss skatīts 01.-31.01.2010.

6. Latvijas būvnormatīvs LBN 003-01 "Būvklimatoloģija" – Rīga: LR Ministru kabineta noteikumi Nr. 376, 2005. (The regulations on construction processes of Latvian Republic).
7. William W.S. Wei. Time Series Analysis – Univariate and Multivariate Methods, 2006, Addison-Wesley.
8. C. Chatfield. Time Series and Forecasting, 2001. Chapman and Hall.
9. Makridakis and Wheelwright Forecasting: Methods for Management, 5th ed., 1989, Wiley.
10. P.Velleman. The ABC of EDA, 1981, Duxbury Press.

Uldis Kandars, Researcher, Dr. phys.
Riga Technical University, Ezermalas iela 6, LV-1006, Riga, Latvia
Phone: +371 67089796; e-mail: uldis.kandars@rtu.lv

Kandars U. Temperatūras fluktuāciju korelatīvā analīze centralizētās siltumapgādes sistēmās.

Šis raksts tika veltīts T_{ag} & T_1 -korelogrammu fluktuāciju pētījumiem, izmantojot asimetrisko temperatūras kontūru (TK) metodi, kas ļauj apkures sezonai (AS) atbilstošo $(T_{ag}; T_1)$ -punktu kopas reprezentējošo AS-TK sadalīt vairākos maza apjoma asimetriskos TK. Asimetriskie TK tika izmantoti, lai norobežotu nelielus $(T_{ag}; T_1)$ -punktu apgabalus no pilnās T_{ag} & T_1 -korelogrammas ar mērķi izpētīt temperatūras fluktuācijas apstākļos, kad regresora vai regresenta svārstības TK bāzes intervālā ir stipri ierobežotas. Asimetrisko TK izmantošana temperatūras fluktuāciju analīzē ļāva izskaidrot jautājumu par regresenta, T_1 , fluktuācijām ar $33,4^{\circ}\text{C}$ lielu amplitūdu, $T_1 \in [49,6; 83,0]$, kamēr $T_{ag} \in [-1; 0]$. Arī citviet pilnajā T_{ag} & T_1 -korelogrammā bija novērojama salīdzinoši liela turpgaitas temperatūras, T_1 , izkliede ar amplitūdu " $>20^{\circ}\text{C}$ ", kamēr ārējais temperatūra, T_{ag} , mainījās 1-grāda robežās: piem., kamēr $T_{ag} \in [-3,5; -2,5]$, tikmēr $T_1 \in [67,0; 88,6]$, vai citā gadījumā - kamēr $T_{ag} \in [-6,5; -5,5]$, tikmēr $T_1 \in [73,6; 95,1]$. Turpgaitas temperatūras fluktuācijas atbilstoši gadījuma lieluma normālajam sadalījumam ģenerē CSA statistiskā fona faktori, kamēr ārējais temperatūra ir "fiksēta" TK bāzes intervāla robežās.

Kandars U. Investigation of temperature fluctuations by correlation analysis in district heating systems.

This article is dedicated to the T_{out} & T_S -scatter plot studies using asymmetric temperature domain (TD) method, which allows the complete $(T_{out}; T_S)$ -point set corresponding to the whole heating season's TD (HS-TD) represent as an array of small-scale asymmetric TD. Thus, asymmetric TD were used to demarcate comparatively small $(T_{out}; T_S)$ -point areas of the complete T_{out} & T_S -scatter plot and to investigate temperature fluctuations in circumstances where one of the DH-parameter, outdoor temperature, T_{out} , or supply water temperature, T_S , is greatly limited by small size TD base-interval, but other one may fluctuate without any restrictions. In such a way it was possible to clarify the large-scale fluctuations by $33,4^{\circ}\text{C}$ amplitude of the supply temperature, T_S , while outdoor temperature, T_{out} , was restricted within TD base-interval $T_{out} \in [-1; 0]$ in the case of V1-TD. In addition to that two more other places of the complete $(T_{out}; T_S)$ -point scatter plot demarcated by asymmetric V2-TD at $T_{out} \in [-3,5; -2,5]$ and V3-TD at $T_{out} \in [-6,5; -5,5]$ showed a relatively large fluctuations of temperature, T_1 , with the scattering amplitude " $>20^{\circ}\text{C}$ ", while outdoor temperature, T_{out} , could change within 1-centigrade TD-base-interval. It has been estimated by Kolmogorov-Smirnov (K-S) test that the both DH-parameters, T_{out} and T_S , were distributed uniformly along the asymmetric TD base-interval. By the same K-S test was confirmed that, however, temperature fluctuations along the asymmetric TD contiguous-interval were distributed normally like random variable.

Datums: 08.02.2010.