

Sisekaitseakadeemia
Matemaatika õppetool

Harpo Stroo
RS990

HARJUMAAL TOIMUNUD TULEKAHJUDE ARVU
ANALÜÜS, PROGNOOS JA VÕRDLUS TEISTE
MAAKONDADEGA

Lõputöö

Juhendaja:
Professor
Helmo Käerdi

Tallinn 2003

REFERAAT

Lõputöö koosneb 30-st leheküljest, mis sisaldab 13 joonist, 4 tabelit. Lõputöö kirjutamisel on kasutatud 11 allikat, neist 2 on internetist. Lõputöö on kirjutatud arvutil kasutades MS Word ja MS Excel programme. Töös on tehtud aegrea analüüs: tasandamine, kuusesoonsusindeksite leidmine, trendi leidmine lineaarse regressioonimudeli abil ning tehtud prognoose lähitulevikuks; arvutatakse suhtarvud: tulekahjude arvud 1000 elaniku kohta, tulekahjudes hukkunute arvud 100 000 elaniku kohta, tulekahjudes hukkunute arvud 1000 tulekahju kohta, võrreldakse neid omavahel ning maailma tasemega.

SISUKORD

REFERAAT.....	2
SISUKORD.....	3
SISSEJUHATUS.....	4
1. HARJUMAAL TOIMUNUD TULEKAHJUDE ARVU ANALÜÜS	
1.1 Aegrida ja aegrea dekompositsioon.....	5
1.2 Reas tasandamine tsentreeritud libiseva keskmisega ja võrdlus graafikul originaalreaga.....	6
1.3 Sesoonsusindeksite arvutamine.....	9
1.4 Kõrvaldatud sesoonse komponendiga rida ja seda kirjeldavad graafikud.....	9
1.5 Trendi leidmine lineaarse regressioonimudeli abil.....	13
1.6 Statistilised prognoosid.....	14
2. MAAKONDADES TOIMUNUD TULEKAHJUDE JA HUKKUNUTE ARVU VÕRDLUS	
2.1 Tulekahjude ja hukkunute arvu dünaamika 1993 – 2002.....	16
2.2 Tulekahjud 1000 elaniku kohta 1995 – 2002.....	19
2.3 Statistilise hüpoteesi kontrollimine.....	21
2.4 Tulekahjudes hukkunud 100 000 elaniku kohta 1995 – 2002.....	22
2.5 Tulekahjudes hukkunud 1000 tulekahju kohta 1995 – 2002.....	24
KOKKUVÕTE.....	27
PEAMISED TULEMUSED JA JÄRELDUSED.....	29
PE3IOME.....	30
KASUTATUD KIRJANDUS.....	31

SISSEJUHATUS

Lõputöö eesmärk on analüüsida Harjumaal toimunud tulekahjude arvu dünaamikat, teha prognoose lähitulevikuks ning võrrelda maakondades toimunud tulekahjude arvude statistikat. Töös tehakse aegrea analüüs Harjumaal toimunud tulekahjudele, maakondades arvutatakse ja võrreldakse tulekahjude suhtarve elanike kohta, tulekahjudes hukkunuid elanike kohta ning hukkunuid tulekahjude kohta. Tulemused esitatakse tabelitena ja joonistena. Arvutamiseks ja graafikute joonestamiseks kasutatakse tabelarvutuspaketti *MS Excel* [1; 2]. Andmeid on saadud Harjumaal Päästeteenistuse planeerimis- ja järelevalveosakonnast ning Päästemeeti informaatikaosakonnast.

Varem pole võrreldud kõikide maakondade tulekahjude statistikat töös käsitletud suhtarvudega ning seetõttu on antud töö esmakordne ja võib huvi pakkuda ressursside efektiivsemal jaotamisel riiklikul tasandil. Töös esitatud andmed on kasulikud nii päästeteenistuste operatiiv- kui ka planeerimis- ja järelevalve osakondadele. Päästeteenistused saavad siit andmeid oma töö analüüsimiseks, seniste analüüsitulemuste hindamiseks ning lühiajaliste prognooside järgi töö planeerimiseks. Harjumaal tulekahjude arvude analüüsile on erilist tähelepanu pööratud seetõttu, et Harjumaal on tulekahjusid elanike kohta Eestis kõige rohkem (Tallinn on välja arvatud) ning arvestades ka asjaolu, et autor töötas lõputöö kirjutamise ajal Harjumaal Päästeteenistuses.

Töö esimeses peatükis vaadeldakse aegrida ning hinnatakse erinevate aegrea komponentide osatähtsust, seejärel tehakse prognoose tulevikuks. Aegrida kujutab 1999 – 2002 aasta tulekahjude arve kuude lõikes. Töö teises peatükis vaadeldakse Eesti tulekahjude arengut läbi aastate, võrreldakse maakondi erinevate suhtarvudega ning jälgitakse Eesti tulekahjude statistikat maailma taustal.

1. HARJUMAAL TOIMUNUD TULEKAHJUDE ARVU ANALÜÜS

1.1 Aegrida ja aegrea dekompositsioon

Aegreaks nimetatakse nähtuse ajalist muutumist iseloomustavate arvandmete rida. Töös käsitletakse perioodrida, mis on aegrea alaliik.

Perioodrea iga element on seotud mingi ajavahemikuga (kuu, aasta), näiteks andmed tulekahjude arvu kohta kuude lõikes aasta jooksul. Pideva perioodrea korra, mille perioodid järgnevad vahetult üksteisele, on elementide arvvaartuste summal sisuline tähendus, mis väljendab sama tunnuse väärtust pikema perioodi vältel [3].

Aegrea elementide tunnuse registreeritud väärtustest vahetult (ilma matemaatiliselt töötlemata) lähtudes on visuaalselt sageli võimatu hinnata nende väärtuses sisalduvate mõjutegurite osatähtsust. Tunnuse väärtused sisaldavad nii determineeritud kui ka juhuslikku komponenti. Determineeritud osa võib omakorda koosneda trendist, sesoonsast ja tsüklilisest komponendist.

Trend iseloomustab tunnuse väärtuse püsivat tendentsi muutuda pikema aja jooksul kasvamise või kahanemise suunas.

Sesoone komponent kirjeldab andmete perioodilist muutumist kuude või kvartalite lõikes, millel on omadus aastast aastasse korduda (tulekahjude arv).

Tsükliline komponent kujutab endast lainetaolisi võnkumisi rohkem kui aasta pikkuse perioodiga trendi ümber.

Aegrea dekompositsiooni eesmärk on tema üksikute komponentide eraldamine ning nende isoleeritud analüüs. Aegrea matemaatiliseks modelleerimiseks kasutatakse töös multiplikatiivset mudelit, kus kirjeldatakse rida tema üksikute komponentide korrutisena valemis (1)

$$y_i = t_i \cdot s_i \cdot c_i \cdot i_i \quad (1)$$

kus t_i – trend,

s_i - sesoone komponent,

c_i – tsükliline komponent,

i_i – irregulaarne komponent.

1.2 Tsentreeritud libiseva keskmise arvutamine ja esitamine graafikul originaalreaga.

Lühiajaliste perioodide jooksul muutuvad vaatlusandmed sageli hüppeliselt nii kasvamise kui kahanemise suunas ning pikemaajalisi trende võib olla raske tähele panna. Arengu üldsuunalist nii ühele kui teisele poole toimunud (juhuslikke ja ka perioodiliste) hälvete elimineerimist nimetatakse aegrea tasandamiseks ehk silumiseks.

Libisev keskmine on fikseeritud arvu naabervaatluste aritmeetiline keskmine, mis liigub läbi kogu rea aja kasvamise suunas. Kui aegreas on n elementi y_1, y_2, \dots, y_n . Võtame neist m esimest elementi ning leiame nende aritmeetilise keskmise $\bar{y}_1 = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m y_i$. Edasi leitakse elementide y_2, y_3, \dots, y_{m+1} aritmeetiline keskmine $\bar{y}_2 = \frac{1}{m} \sum_{i=2}^{m+1} y_i$ ning analoogiliselt jätkates liigutakse rea lõpuni. Nii saadud uus rida $\bar{y}_1, \bar{y}_2, \dots, \bar{y}_{n-(m-1)}$ on $m - 1$ elemendi võrra lühem kui lähterida. Järelikult, aritmeetiline keskmine leitakse mingis ajaintervallis, mida nimetatakse libisemissammu pikkuseks.

Libiseva keskmisega tasandamist kasutatakse sesoonse ja irregulaarse komponendi kõrvaldamiseks. Libisemissammu pikkus valitakse sõltuvalt andmete muutumise iseloomust (antud töös 12 kuud). Tasandatud rida sisaldab vaid trendi ja tsüklilist komponenti (2):

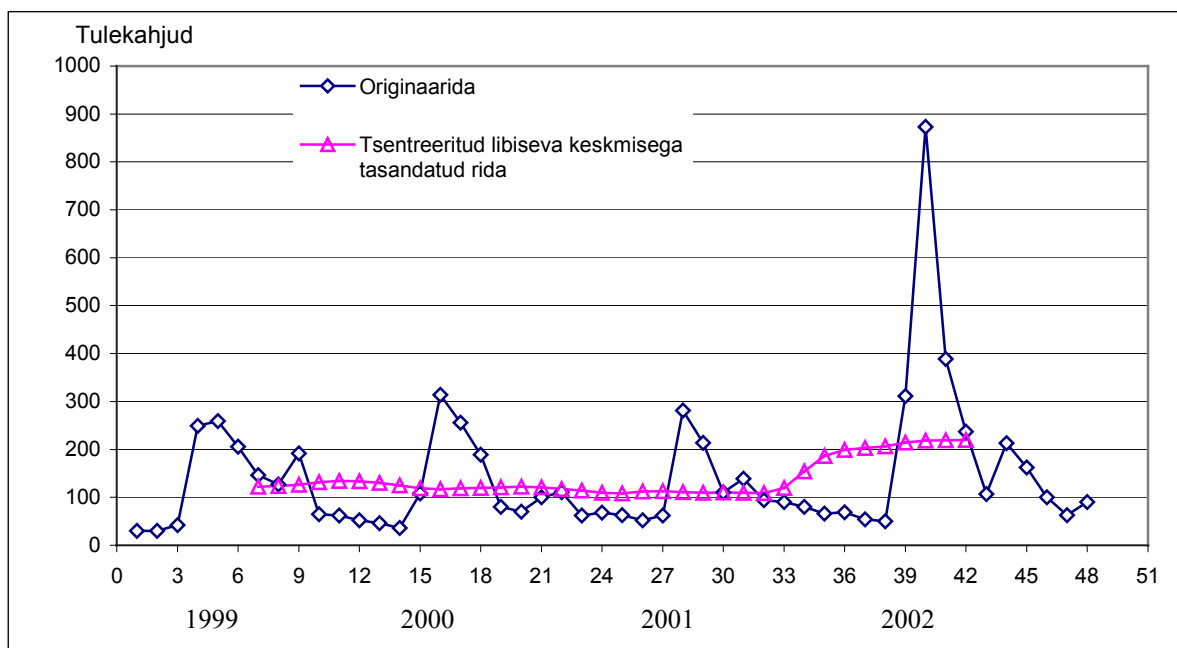
$$\bar{y}_i = t_i \cdot c_i \quad (2)$$

Tabelis 1, esimeses veerus on 1999 – 2002 aastate kuud ning teises veerus vastab iga aasta igale kuule number. Nummerdatud on kuud seetõttu, et trendi arvutamisel tuleb lähtuda numbritest ning prognooside tegemisel tuleb jätkata numbrit jada. Kolmandas veerus on toodud tulekahjude arvud kuude lõikes alates 1999 aasta 1. jaanuarist kuni 2002 aasta detsembrini. Neljandas veerus on arvutatud libisev keskmine, selle arvutamismetoodikat käsitleti eespool. Viiendas veerus on tsentreeritud libiseva keskmisega saadud arvud, mis saadakse libiseva keskmisega tasandatud rea tasandmisel libisemissammuga 2 kuud. Viimases veerus arvutatud suhtarvud on vajalikud sesoonsuse indeksi arvutamisel, mis on toodud tabelis 2. Libiseva keskmise arvutamisel on libisemissammuks võetud 12 kuud.

Tabel 1. Originaalrida. Libiseva keskmise ja tsentreeritud libiseva keskmise ning suhtarvude arvutused.

Aasta, kuu	nr	Tulekahjude arv y_i	12 kuu libisev keskmine	Tsentreeritud libisev keskmine \bar{y}_i	$y_i/\bar{y}_i \cdot 100\%$
1999a. jaanuar	1	30			
veebruar	2	30			
märts	3	42			
aprill	4	249			
mai	5	259			
juuni	6	206	121,667		
juuli	7	146	123,000	122,333	119,3
august	8	127	123,500	123,250	103,0
september	9	192	129,000	126,250	152,1
oktoober	10	65	134,417	131,708	49,4
november	11	62	134,167	134,292	46,2
detsember	12	52	132,750	133,458	39,0
2000a. jaanuar	13	46	127,250	130,000	35,4
veebruar	14	36	122,500	124,875	28,8
märts	15	108	114,833	118,667	91,0
aprill	16	314	118,667	116,750	269,0
mai	17	256	118,667	118,667	215,7
juuni	18	189	120,000	119,333	158,4
juuli	19	80	121,417	120,708	66,3
august	20	70	122,750	122,083	57,3
september	21	100	118,917	120,833	82,8
oktoober	22	111	116,167	117,542	94,4
november	23	62	112,667	114,417	54,2
detsember	24	68	106,083	109,375	62,2
2001a. jaanuar	25	63	111,000	108,542	58,0
veebruar	26	52	113,000	112,000	46,4
märts	27	62	112,167	112,583	55,1
aprill	28	281	109,583	110,875	253,4
mai	29	214	109,917	109,750	195,0
juuni	30	110	110,000	109,958	100,0
juuli	31	139	109,250	109,625	126,8
august	32	94	109,083	109,167	86,1
september	33	90	129,833	119,458	75,3
oktoober	34	80	179,167	154,500	51,8
november	35	66	193,750	186,458	35,4
detsember	36	69	204,333	199,042	34,7
2002a. jaanuar	37	54	201,667	203,000	26,6
veebruar	38	50	211,583	206,625	24,2
märts	39	311	217,583	214,583	144,9
aprill	40	873	219,250	218,417	399,7
mai	41	389	219,000	219,125	177,5
juuni	42	237	220,750	219,875	107,8
juuli	43	107			
august	44	213			
september	45	162			
oktoober	46	100			
november	47	63			
detsember	48	90			

Joonis 1. Tsentreeritud libiseva keskmisega tasandatud rida ja originaalrida



Kuna tasandamisega on reast kõrvaldatud sesoonne ja irregulaarne komponent, siis on kaht joont võrreldes jälgitavad trendi tõus viimasel aastal ning praktiliselt puuduv tsükliline komponent. Sellele viitab väga vähe lainetav graafik. Graafikule on iseloomulikud selgesti eristatavad lokaalsed ekstreemumid, mis vastavad aprilli kuus toimunud väga suure arvu tulekahjude tõusule ning mille põhjuseks on kulupõlengute suur arv. Eriti märgatav on 2002 aasta lokaalne ekstreemum. Antud aasta kogu riigi tulekahjude arv ületas eelnevate aastate keskmist tulekahjude arvu ligi kolmandiku võrra, 17311 tulekahju 2002 aastal.

1.3 Sesoonsusindeksi arvutamine

Sesoonsusindeksi leidmiseks kasutatakse eelmise tabeli (tabel 1) viimases veerus toodud suhtarve, mis rühmitatakse aastate ja kuude kaupa.

Seejärel arvutatakse nende suhtarvude erinevate aastate ühtede ja samade kuude aritmeetilised keskmised (tabel 2, rida – keskmine). Ümardamisvigadest tingituna ei tule keskmiste summa 1200, nagu see teoreetiliselt peaks olema, vaid $40,0 + 33,2 + 97,0 + 307,4 + 196,1 + 122,1 + 104,1 + 82,2 + 103,4 + 65,2 + 45,3 + 45,3 = 1241,1$. Sesoonsusindeksite saamiseks korrutatakse aritmeetilisi keskmisi suhtarvuga $1200/1241,1$, mille tulemusel saadakse sesoonsusindeksite summaks 1200.

Arvutatud sesoonsusindeksid on toodud tabelis 2, viimases reas.

Tabel 2. Sesoonsusindeksite arvutamine

Aasta	jaanuar	veebruar	märts	aprill	mai	juuni	juuli	august	september	oktoober	november	detsember
1							119,3	103,0	152,1	49,4	46,2	39,0
2	35,4	28,8	91,0	269,0	215,7	158,4	66,3	57,3	82,8	94,4	54,2	62,2
3	58,0	46,4	55,1	253,4	195,0	100,0	126,8	86,1	75,3	51,8	35,4	34,7
4	26,6	24,2	144,9	399,7	177,5	107,8						
Summa	120,03	99,46	291,01	922,08	588,24	366,21	312,42	246,49	310,18	195,57	135,75	135,80
Keskmine	40,0	33,2	97,0	307,4	196,1	122,1	104,1	82,2	103,4	65,2	45,3	45,3
Ses. Ind.	38,69	32,05	93,79	297,19	189,59	118,03	100,69	79,44	99,97	63,03	43,75	43,77

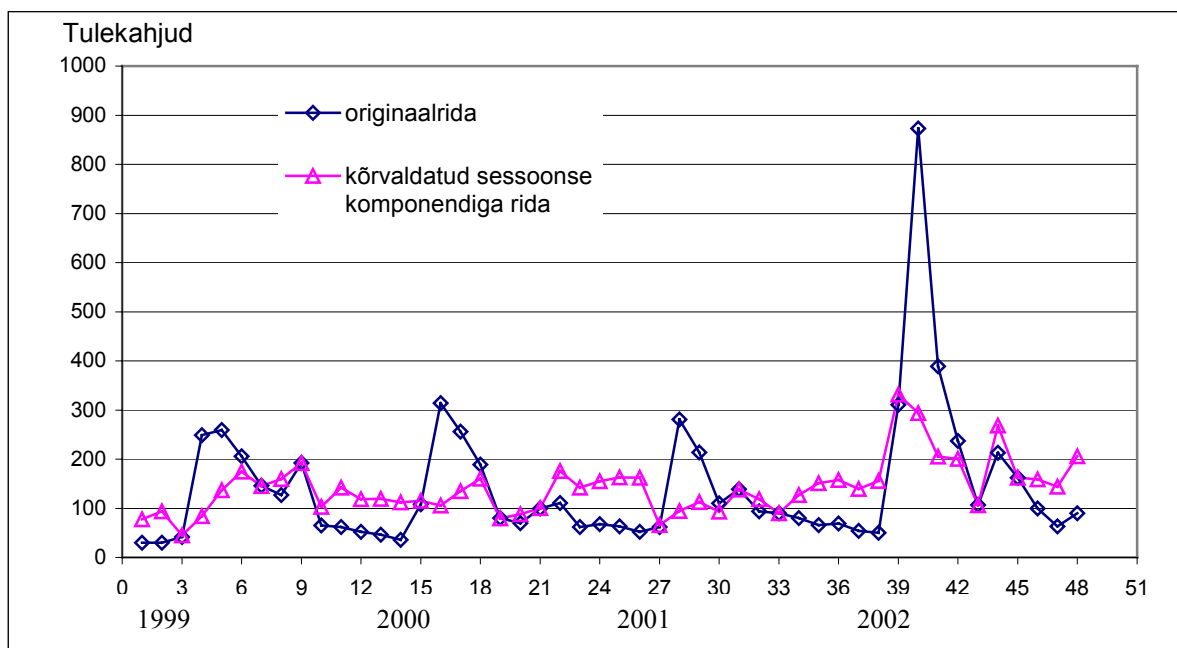
Jaauari sesoonsusindeks 38,69 näitab, et jaanuaris on tulekahjude arv väiksem $100 - 38,69 = 61,31\%$ kui seda võiks trendist lähtudes (joonis 4) järeldada. Aprillis on aga tulekahjude arv $197,19\%$ võrra suurem kui trendist tulenevalt. Aprilli ja mai suured sesoonsusindeksid tulenevad ilmselt kulupõlengute suurest arvust kevadel.

1.4 Kõrvaldatud sesoonse komponendiga rida ja seda kirjeldavad graafikud

Kõrvaldatud sesoonse komponendiga rea saamiseks jagatakse tulekahjude arvud vastava kuu sesoonsusindeksiga ning korrutatakse saajaga sesoonsusindeksi saamiseks protsentides. Vastavad arvutused on tehtud tabelis 3. Seega multiplikatiivses mudelis, (3):

$$\frac{y_i}{s_i} = \frac{t_i \cdot s_i \cdot c_i \cdot i_i}{s_i} = t_i \cdot c_i \cdot i_i \quad (3)$$

Joonis 2. Kõrvaldatud sesoonse komponendiga rida ja originaalrida



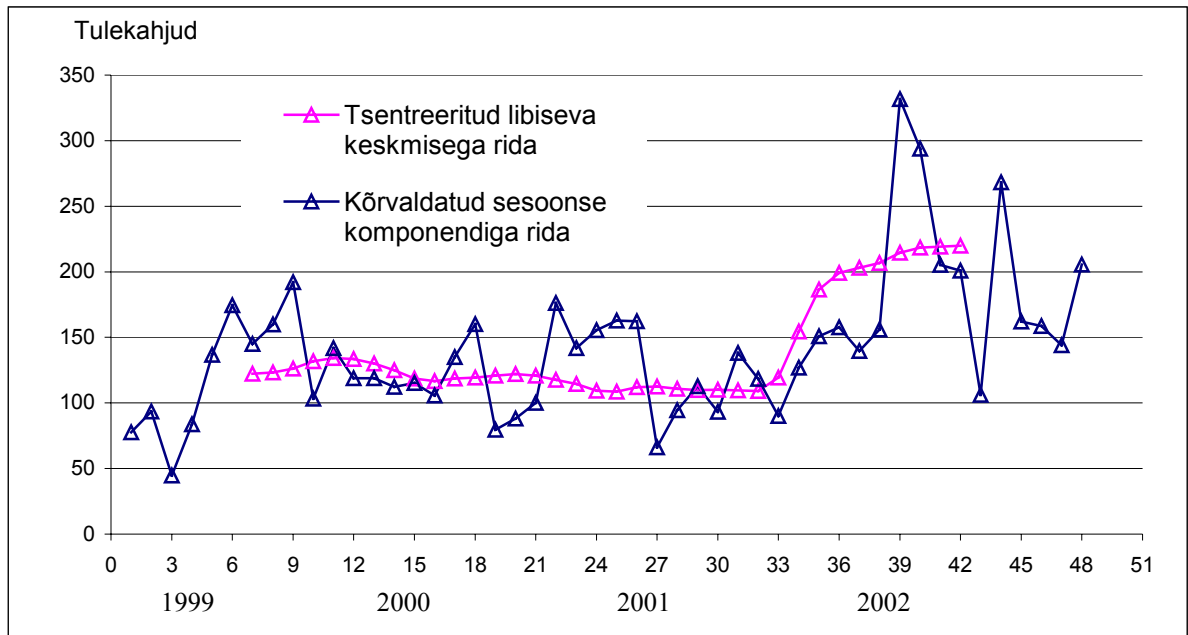
Joonis 2 näitab originaalrea ja rea, millest on sesoonne komponent kõrvaldatud, erinevusi-sarnasusi. Originaalrea andmed peegeldavad tulekahjude arve ning graafik näitab tulekahjude arvude kõikumisi käsitletud ajavahemikus. Kõrvaldatud sesoonse rea graafik näitab meile rida, mis sisaldab tsüklilist komponenti, irregulaarset komponenti ja trendi. Kaks graafikut erinevad teineteisest vaid sesoonse komponendi poolest. Jooniselt võib järeldada, et sesoonsel komponendil on küllalt suur mõju. Jooniselt on näha, et kevadiste kulupõlengute suurte arvude kohal ning talveperioodil, kui tulekahjude arvud on madalaimad, on selged erinevused kahel joonel. See näitabki sesoonse komponendi mõju.

Kevadel, suvel on hoonete tulekahjude kõrval palju maastikupõlenguid (kulupõleng, metasatulekahju jm). Seega võiksid suuremat tähelepanu osutada veevõtu probleemidele (veevõtukohad, pumbad, voolikud jm) enne kulupõlengute ja kuiva suve korral metsatulekahjude eel vastavad asutused (päästeteenistused, vallavalitsused, Riigi Metasamajandamise Keskus, erametsa omanikud jm).

Tulekahjude sesoonsus näitab, millist tähelepanu tuleb pöörata kevadeti ja kuivadel suvedel maastikupõlengutele (kulu, mets). Massiliste kulupõlengute vältimiseks tuleks kohalikel omavalitsustel teha selgitustööd maaomanike hulgas. Põllu- ja karjamaade eest mittehoolitsemine (sööti jätmine) annab materjali kulu põletamiseks. Selgitustööd tuleb teha ka erametsaomanike hulgas. Maa ja metsa omamine ei tohiks võtta omanikult kohustust hoolitseda omandi eest. Selgitustööl on kindlasti omavalitsustel abiks tuletõrje järelevalve töötajad. Omavahelises koostöös võiks kevadeti üle vaadata veevõtukohad ja

juurdepäästuteed, et kulu- ja metsapõlengute kustutamine oleks kiirem. See on küll aega nõudev töö kuid on ju teada, et põhjustega tuleb tegeleda ennekõike, siis võib ka oodata negatiivsete tagajärgede (tulekahjud) vähenemist.

Joonis 3. Tsentreeritud libiseva keskmisega tasandatud rida ja kõrvaldatud sesoonse komponendiga rida



Tsentreeritud libiseva keskmisega rida sisaldab vaid trendi ja tsüklilist komponenti. Kõrvaldatud sesoonse komponendiga rida aga tsüklilist ja irregulaarset komponenti ning trendi. Võrreldes neid graafikuid võib tähele panna irregulaarse komponendi i_t olemasolu. Nimelt tsentreeritud libiseva keskmisega tasandatud rida ei sisalda irregulaarset komponenti, teine aga küll. Irregulaarne ehk juhuslik komponent sisaldab endas selliseid näitajaid, mida matemaatiliselt pole võimalik kirjeldada. Kui võrrelda joonist 3 joonise 1 ja joonise 2-ga, siis tuleb arvestada, et joonisel 3 on y – telg ligi 3 korda väiksem ning kõikumised graafiku ulatuses on tuntavamad kui eelnevatel joonistel.

Tabelis 3 on arvatud kõrvaldatud sesoonse komponendiga rea elemendid, mis on viimases veerus. 4-ndas veerus on sesoonsusindeksid, mis on võetud tabelist 2.

Tabel 3. Kõrvaldatud sesoonse komponendiga rida

Aasta, kuu ja nr		Tulekahjude arv y_i	Sesoonsusindeks s_i	$y_i/s_i \cdot 100\%$
1999a. jaanuar	1	30	38,69	77,55
veebruar	2	30	32,05	93,59
märts	3	42	93,79	44,78
aprill	4	249	297,19	83,79
mai	5	259	189,59	136,61
juuni	6	206	118,03	174,53
juuli	7	146	100,69	145,00
august	8	127	79,44	159,86
september	9	192	99,97	192,06
oktoober	10	65	63,03	103,12
november	11	62	43,75	141,70
detsember	12	52	43,77	118,81
2000a. jaanuar	13	46	38,69	118,91
veebruar	14	36	32,05	112,31
märts	15	108	93,79	115,15
aprill	16	314	297,19	105,66
mai	17	256	189,59	135,03
juuni	18	189	118,03	160,13
juuli	19	80	100,69	79,45
august	20	70	79,44	88,11
september	21	100	99,97	100,03
oktoober	22	111	63,03	176,10
november	23	62	43,75	141,70
detsember	24	68	43,77	155,36
2001a. jaanuar	25	63	38,69	162,85
veebruar	26	52	32,05	162,22
märts	27	62	93,79	66,10
aprill	28	281	297,19	94,55
mai	29	214	189,59	112,87
juuni	30	110	118,03	93,20
juuli	31	139	100,69	138,04
august	32	94	79,44	118,32
september	33	90	99,97	90,03
oktoober	34	80	63,03	126,92
november	35	66	43,75	150,85
detsember	36	69	43,77	157,65
2002a. jaanuar	37	54	38,69	139,59
veebruar	38	50	32,05	155,98
märts	39	311	93,79	331,58
aprill	40	873	297,19	293,75
mai	41	389	189,59	205,18
juuni	42	237	118,03	200,80
juuli	43	107	100,69	106,26
august	44	213	79,44	268,12
september	45	162	99,97	162,05
oktoober	46	100	63,03	158,65
november	47	63	43,75	143,99
detsember	48	90	43,77	205,63

1.5 Trendi leidmine lineaarse regressioonimudeli abil

Trendi t_i hindamiseks kasutatakse lineaarset regressioonimudelit $\bar{y} = a + bx$, milles olevad parameetrid a ja b leitakse originaalrea elemente aluseks võttes järgmiste valemitega (4) ja (5):

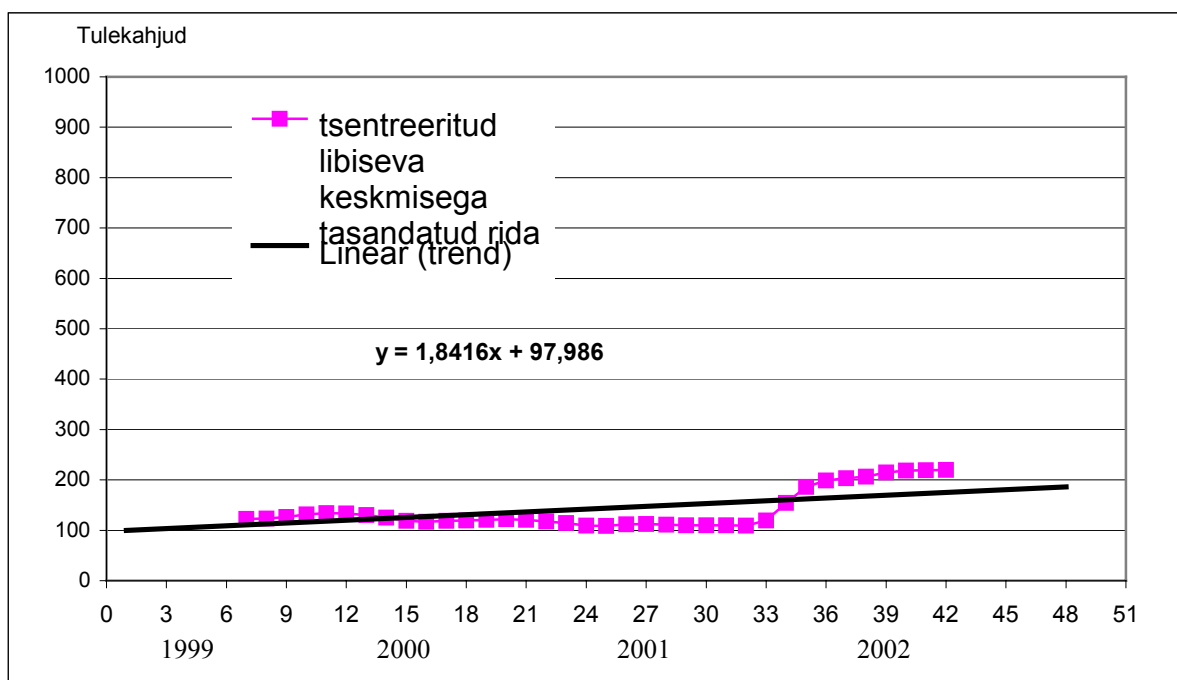
$$a = \frac{\sum y_i \sum x_i^2 - \sum x_i \sum x_i y_i}{n \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2} \quad (4)$$

$$b = \frac{n \sum x_i y_i - \sum x_i \sum y_i}{n \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2} \quad (5)$$

Trendiks saadakse $\bar{y} = 1,8416x + 97,986$ (6)

Milles olev argument x on kuu number, mis muutub piirides 1 kuni 48.

Joonis 4. Tsentreeritud libiseva keskmisega tasandatud rida ja trend.



Joonisel 4 erinevad kaks graafikut teineteisest vaid tsüklilise komponendi poolest. Antud graafikult võib järeldada, et tsükliline komponent on väike. Samuti on näha, et trend on kasvamise suunas.

1.6 Prognoosid

Prognoose võib teha vaid lähituleviku kohta (maksimum 1 aasta), sest antud andmete rida (1999 – 2002) on lühike ning leitavatesse prognoosidesse tuleb ka ettevaatlikult suhtuda. Eelnevat analüüsi jätkates prognoosime aasta 2003 huvipakkuvate kuude võimalikku tulekahjude arvu. Võtame nendeks kuudeks aprilli, mis on väga suure tulekahjude arvuga igal aastal; samuti augusti, mis on aasta keskel madalama tulekahjude arvuga ja detsembri, mis on terve aasta lõikes üks väiksema tulekahjude arvuga kuu. Prognoosi puhul tuleb hinnata kõiki regulaarseid komponente:

- 1) trendi t_i ,
- 2) sesoonset komponenti s_i ja
- 3) tsüklilist komponenti c_i .

2003 aasta aprilli prognoosikoht on $x_p = 52$. Trendi järgi arvutades saab tulekahjude arvu, valemist (6):

$$\bar{y}_p = t_p = 97,986 + 1,8416x = 97,986 + 1,8416 \cdot 52 = 193,7492$$

Korrutame saadud tulekahjude arvu aprilli sesoonsusindeksiga (%), mis on 297,19 ning jagame 100-ga (sest sesoonsusindeks on väljendatud protsentides) ja saame tulekahjude arvu trendi ja sesoonset komponenti arvestades:

$$\bar{y}_p = t_p \cdot s_p = 193,7492 \cdot \frac{297,19}{100} = 575,8032 \approx 576$$

nüüd oleme trendi põhjal leitud tulemust (193,7492) suurendanud 197,19 %, mis arvestab tulekahjude tõusu aprilli kuus.

Tsüklilise komponendi hindamiseks tuleb jälgida trendi ja libiseva keskmisega tasandatud rea graafikut (joonis 4). Tuleb hinnata ligikaudu prognoosikohal $x_p = 52$. Selleks tuleks jätkata libiseva keskmisega tasandatud rea kirjeldavat graafikut. Kuid prognooside tegemisega tuleb olla väga ettevaatlik, sest antud graafikul on amplituud korrapäratu ning puudub selge perioodilisus. Kuid on näha, et tsükliline komponent on üle trendi, seetõttu võiks oletada tsüklilise komponendi mõjuks ca 20 tulekahju juurde.

$$\bar{y}_p = 576 + c_i = 576 + 20 \approx 600 \text{ tulekahju}$$

Hinnates trendi, sesoonset ja tsüklilist komponenti leidsime, et 2003 aasta aprillis võib tulekahjude arv olla 600.

2003 aasta augusti prognoosikoht on $x_p = 56$. Trendi (6) arvestades saame:

$$\bar{y}_p = t_p = 97,986 + 1,8416x = 97,986 + 1,8416 \cdot 56 = 201,1156$$

Korrutame antud tulemuse augusti sesoonsusindeksiga, mis on 79,44 ning jagame 100-ga, sest antud arv on protsentides:

$$\bar{y}_p = t_p \cdot sp = 201,1156 \cdot \frac{79,44}{100} = 159,7662 \approx 160$$

nüüd oleme trendi põhjal leitud tulemust vähendanud $100 - 79,44 = 20,56$ %, mis arvestab tulekahjude vähenemist augustis.

Tsüklilise komponendi hindamiseks tuleb jälgida trendi ja libiseva keskmisega tasandatud rea graafikut. Tuleb hinnata ligikaudu prognoosikohal $x_p = 56$. Nagu eelneva prognoosi puhul, tuleb tsüklilise komponendi hinnangusse suhtuda ettevaatlikult, sest tsükliline komponent on väga väike ning tal puudub korrapärasus. Antud prognoosikohal võiks võtta ca 20 tulekahju tsüklilise komponendi mõjuks. Seega:

$$\bar{y}_p = 160 + c_i = 160 + 20 = 180 \text{ tulekahju}$$

Hinnates trendi, sesoonset ja tsüklilist komponenti leidsime, et 2003 aasta augustis võib tulekahjude arv olla 180.

2003 aasta detsembri prognoosikoht on $x_p = 60$. Trendi (6) järgi arvutades saab:

$$\bar{y}_p = t_p = 97,986 + 1,8416x = 97,986 + 1,8416 \cdot 60 = 208,482$$

Korrutame saadud arvu detsembri sesoonsusindeksiga, mis on 43,77 ning jagame 100-ga, sest sesoonsusindeks on väljendatud protsentides:

$$\bar{y}_p = t_p \cdot sp = 208,482 \cdot \frac{43,77}{100} = 91,25257 \approx 91$$

nüüd oleme trendi põhjal leitud tulemust vähendanud $100 - 43,77 = 56,23$ %, mis arvestab tulekahjude vähenemist detsembris.

Tsüklilise komponendi hindamiseks tuleb jälgida trendi ja libiseva keskmisega tasandatud rea graafikut. Tuleb hinnata ligikaudu prognoosikohal $x_p = 60$. Nagu eelnevategi puhul võiks oletada, et tsükliline komponent on üle trendi ning lisaks ligikaudu 20 tulekahju tsüklilise komponendi mõjuks. Sellesse aga tuleb veelgi ettevaatlikumalt suhtuda, sest antud prognoosikoht jääb veelgi kaugemale.

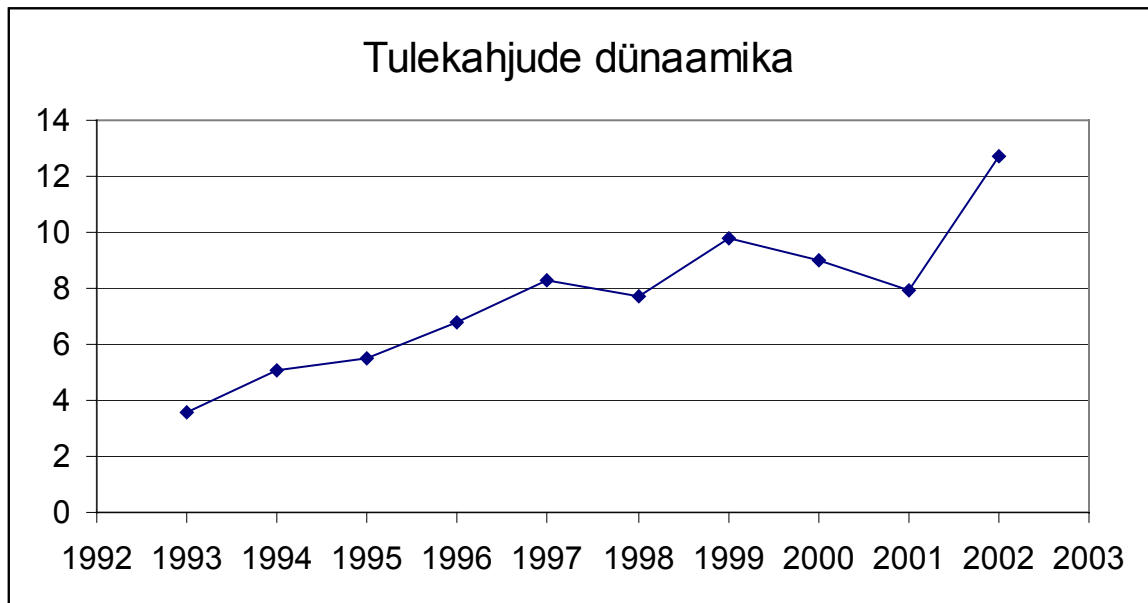
$$\bar{y}_p = 91 + c_i = 91 + 20 \approx 110 \text{ tulekahju}$$

Hinnates trendi, sesoonset ja tsüklilist komponenti leidsime, et 2003 aasta detsembris võib tulekahjude arv olla 110.

2. MAAKONDADES TOIMUNUD TULEKAHJUDE JA HUKKUNUTE ARVU VÕRDLUS

2.1 Tulekahjude ja hukkunute arvu dünaamika 1993 – 2002.

Joonis 5. Tulekahjude dünaamika 1000 elaniku kohta Eestis 1993 – 2002.



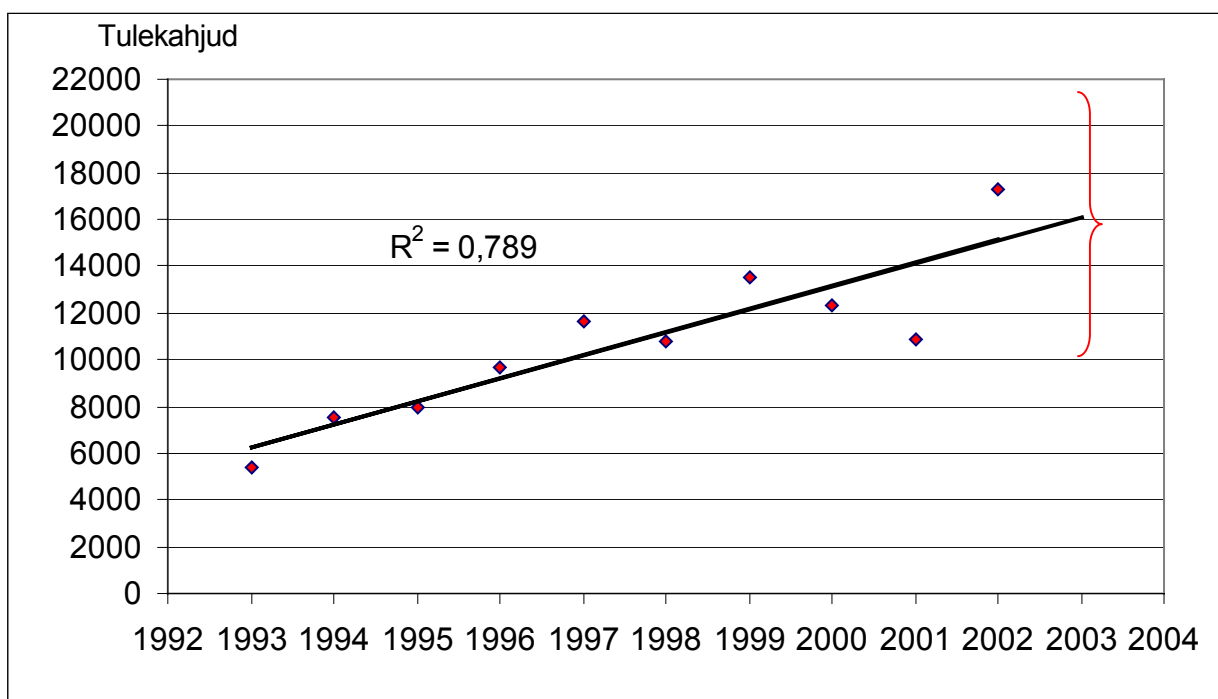
Joonisel on toodud aastate 1993 kuni 2002 tulekahjude arvud 1000 elaniku kohta Eestis. Antud graafikul on näha, et on nii tõuse kui langusi aastate lõikes, kuid üldine tendents on kasvamise suunas.

Tabel 4. Tulekahjude ja hukkunute arvud 1993 – 2002.

Aasta	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Tulekahjude arv	5416	7569	7957	9657	11634	10758	13546	12354	10848	17311	16131
Hukkunute arv	135	168	208	170	116	170	125	146	169	131	140

Tabelis on aastate 1993 – 2002 tulekahjude ning hukkunute arvud. Viimases veerus on toodud prognoosid aastaks 2003.

Joonis 6. Tulekahjude arvud 1993 – 2002 ning trend.



Joonisele on toodud tulekahjude arvud punktidenäa aastate 1993 kuni 2002 kohta. Ning trend näitab, et tulekahjude arvud lähevad kasvamise suunas.

Joonisel olev R^2 on determinatsioonikordaja. Determinatsioonikordaja näitab kui hästi regressioonisirge lähendab vaatlusandmeid. Determinatsioonikordaja väärtus on lõigus [0;1] ning väljendatakse tihti protsentides, mis ütleb, mitu protsenti sõltuva muutuja y kogumuudust on selgitatav lineaarses mudelis oleva sõltumatu muutuja x abil.

Determinatsioonikordaja antud töös on $R^2 = 0,789$. Tulemus ütleb, et 78,9 % sõltuva muutuja y kogumuudust on selgitatav lineaarses mudelis oleva sõltumatu muutuja x abil ning lineaarne regressioonimudel lähendab vaatlusandmeid rahuldavalt; $0,6 < R^2 < 0,8$ [3]. Kuid saadud prognoosi 16131 tulekahju 2003 aastal tuleb suhtuda ettevaatlikusega.

Usalduspiirkond prognoosile usaldusnivooga $\beta = 0,95$ (95% - lise tõenäosusega satub prognoos sellesse piirkonda) arvutatakse valemiga (7):

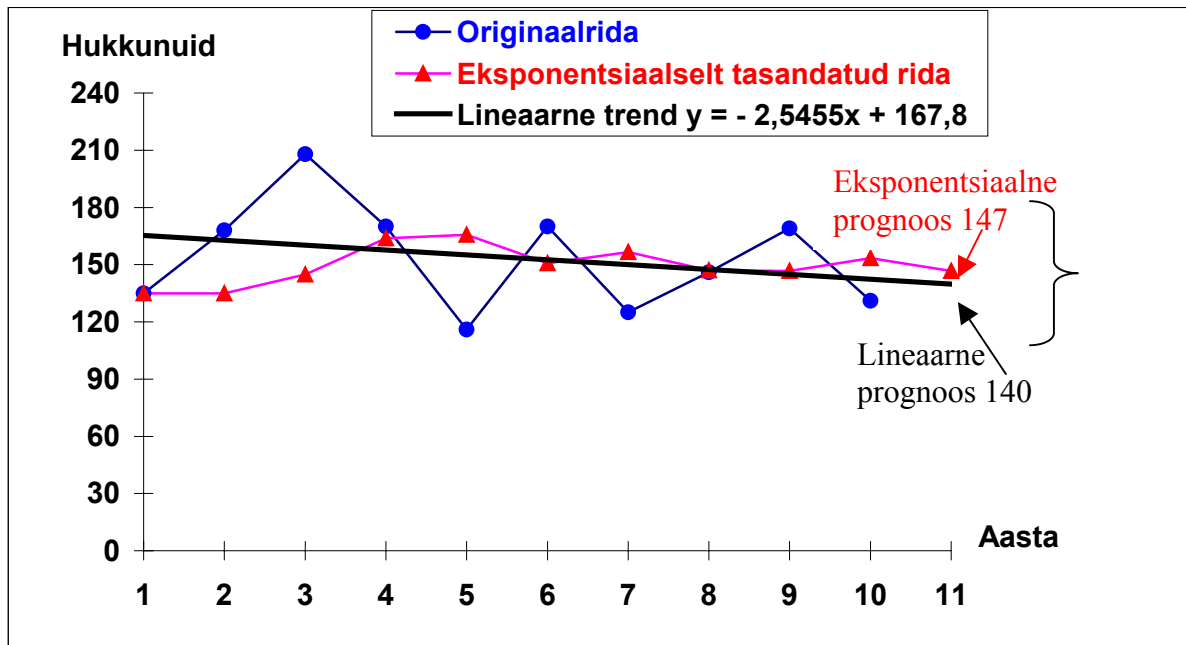
$$\left[\bar{y}_p - s_k \cdot t(k; \alpha); \bar{y}_p + s_k \cdot t(k; \alpha) \right] \quad (7)$$

kus s_k on tingliku keskvaertuse prognoosi standardviga ja arvutatakse valemiga (8):

$$s_k = s_e \cdot \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x_p - \bar{x})^2}{\sum x_i^2 - n(\bar{x})^2}} \quad (8)$$

pannes valemisse (7) prognoosi 16131 ning arvutades valemist (8) prognoosi standardvea saame usalduspiirkonnaks (10511; 21750). 2003 aasta tulekahjude arv jääb 95%-lise tõenäosusega antud vahemikku (vt joonis 6).

Joonis 7. Hukkunute arvud 1993 – 2002 ning trend.



Joonisel on punktadena hukkunute arvud 1993 – 2002, mis on tähistatud numbritega 1 kuni 10. 11 on prognoosikoht aastaks 2003. Joonisel on kujutatud ka trend ja eksponentsiaalselt tasandatud rida. Trend järgi näeme, et hukkunute arv läheb vähenemise suunas. Trendi järgi on prognoos 2003 aastaks 140 hukkunut. Eksponeentsiaalne prognoos on 147 hukkunut. Nendesse prognoosidesse tuleb suhtuda väga ettevaatlikult, sest punktide hajuvus on suur.

Usalduspiirkond prognoosile on usaldusnivooga $\beta = 0,95$, arvutades valemist (7) – (93;187). Siit järeldub, et 95% -lise tõenäosusega 2003 aastal tulekahjudes hukkunute arv jääb antud vahemikku (tähistatud joonisel 7).

Eksponeenttasandamise puhul tasandatakse rida eksponentkeskmistena, mis avaldub kujul (9) :

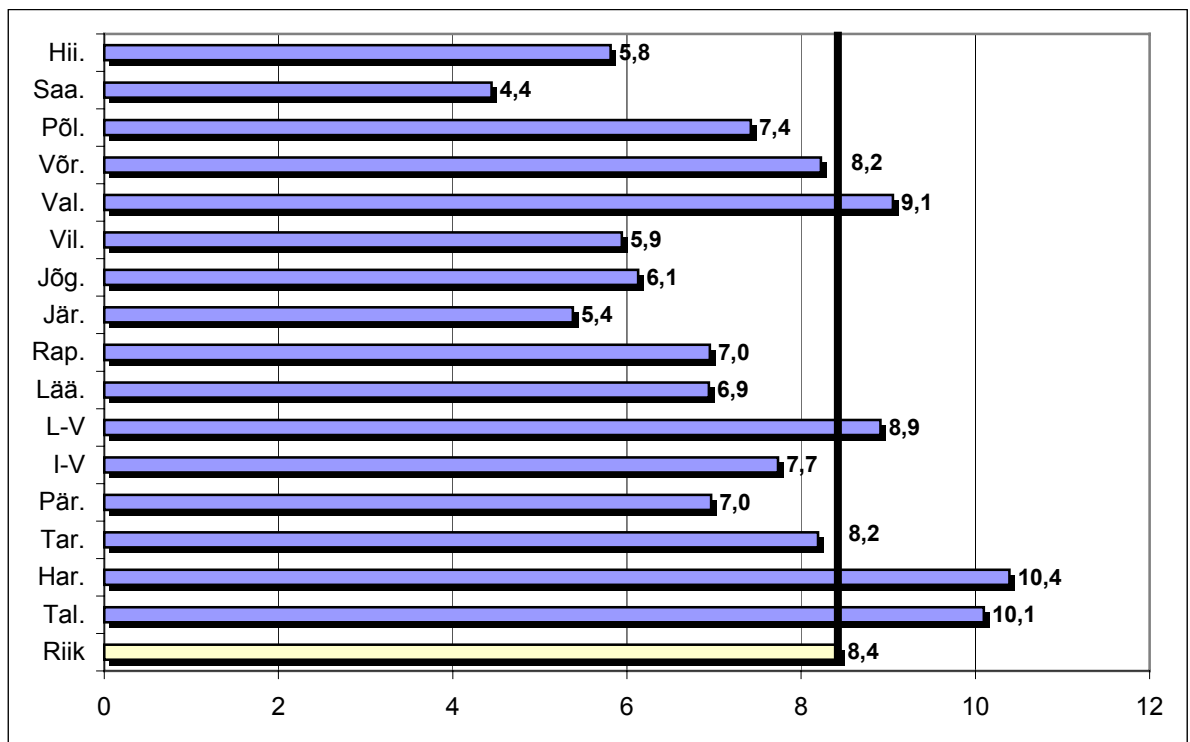
$$\hat{y}_{i+1} = \alpha y_i + (1 - \alpha) \hat{y}_i = \hat{y}_i + \alpha(y_i - \hat{y}_i) \quad (9)$$

kus α on tasandusparameeter, mis arvestab aegrea tegeliku elemendi y_i osakaalu eksponentkeskmises ($0 < \alpha < 1$). Kui α kasvab, siis (juhuslike) hälvete filtreerimisvõime kahaneb. Kui $\alpha = 1$, siis mingit tasandamist ei toimu (valemiga 9 arvutatud rea liikmed

võrduvad originaalrea elementidega). Kui $\alpha = 0$, siis jäävad kõik rea liikmed konstantseteks ning võrduvad elemendiga \hat{y}_i (tasandatud rida kujutavaks graafikuks on sisuliselt mittemidagiütlev horisontaalsirge). Praktikas kasutatakse sageli tasandusparameetri väärtust 0,2 kuni 0,3, antud eksponentsiaalsel tasandamisel on α väärtus 0,3. Arvutuste käivitamiseks vajalik \hat{y}_i võetakse võrdseks eelmiste perioodide keskmise tasemega, kui see on teada, või $\hat{y}_i = y_i$, kui see ei ole teada. Arvutuseeskirja (9) tõttu muutub \hat{y}_i mõju rea lõpus tühiseks ja selle valik ei ole lõpptulemuse seisukohalt kriitiline. Eksponentstasandamisel on eelnevatel liikmetel järjest väiksem kaal. Kõik eelnev on arvesse võetud, kuid mida varasema perioodiga on tegemist, seda väiksem on kaal.

2.2 Tulekahjud 1000 elaniku kohta 1995 – 2002

Joonis 8 . Tulekahjude arvud 1000 elaniku kohta 1995 – 2002.

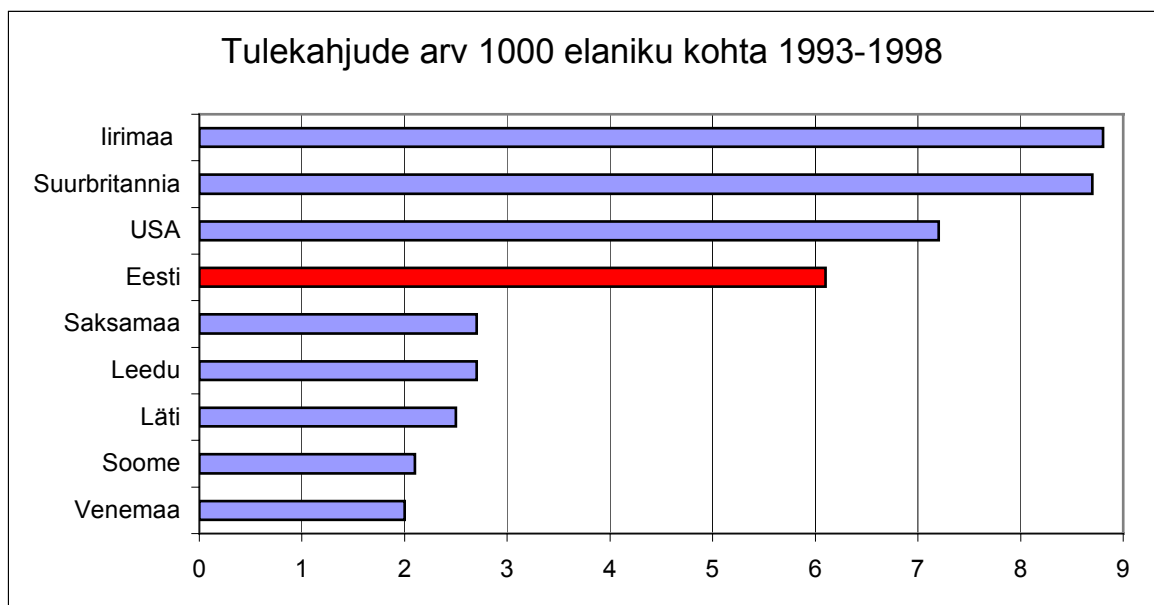


Joonisel on iga maakonna kui ka kogu riigi 1995 – 2002 aasta keskmine tulekahjude arv 1000 elaniku kohta. Riigi keskmine ületab tunduvalt enamike maakondade keskmisi, kuid see tuleneb sellest, et Harjumaa ja Tallinna rahvaarvu osakaal on üle 1/3 kogu Eesti omast. Antud suhtarvude puhul on maakondade erinevused üle kahekordsed.

Selle joonise järgi on näha maakondade päästeteenistuste töökoormused üldplaanis, olenemata kui suur koormus on igal komandol.

Joonisel 9 on kujutatud võrdlevalt Eestit naaberriikidega kui ka riikidega, kes on tulekahjude arvuga elanike kohta maailmas esikohal aastate 1993 – 1998 keskmisega. Jooniselt on näha, et Eestis on tulekahjusid elanike kohta võrreldes teiste balti riikidega üle kahe korra rohkem ning põhja- ja ida-naabriga võrreldes kolm korda rohkem. Kui võrrelda riigi keskmist 1995 – 2002 maailma taustal, siis võib oletada, et oleme esireas, kui mitte esikohal. Tulekahjude statistika järgi maailmas aastatel 1993 – 1998 oli Eesti keskmine tulekahjude arv 1000 elaniku kohta 5,3 sealsete andmete järgi, mis seadis Eesti pingereas 4. kohale [4]. Tegelik elanike arvuga tuleb see suhtarv 6,1 (vt joonis 9). 2000 aasta maailma statistika põhjal oli Eesti samas pingereas 1. kohal, seal antud suhtarvuga 8,5 [5]. Kuid antud suhtarvu arvutamisel oli võetud rahvaarvuks 1,454 miljonit elanikku, kuid statistikaameti andmete järgi elas 2000 jaanuari seisuga Eestis 1,372 miljonit elanikku, mis teeb antud suhtarvuks 9,0. See seab Eesti veel kindlamini esikohale antud pingereas. Võrreldes 1995 – 2002 tulekahjude arvu 1000 elaniku kohta, mis on 8,4, siis võib julgelt väita, et Eesti on maailmas üks riike, kus on enim tulekahjusid elanike kohta.

Joonis 9. Eesti maailmataustal tulekahjude arvuga 1000 elaniku kohta.



2.3 Statistilise hüpoteesi kontrollimine

Statistilise hüpoteesi kontrollimine selle kohta, kas mingi maakonna näitajad erinevad riigi keskmisest oluliselt või on need juhuslikku laadi ja mitteolulised.

Püstitame nullhüpoteesi, et tulekahjudes hukkunute osakaal on riigis keskmiselt

$H_0 : p = \frac{8,4}{1000}$, kusjuures konkureeriv (ehk tõestatav) hüpotees on

$H_1 : p \neq \frac{8,4}{1000}$. Valime olulisuse nivoo $\alpha = 0,05$.

α on õige nullhüpoteesi tagasilükkamise maksimaalne tõenäosus, nn I liiki viga.

Olgu z_{kr} kriitiline punkt ja z_{emp} statistilise kriteeriumi empiiriline väärtus. z_{emp} leitakse valemiga (10)

$$z_{emp} = \frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\frac{p \cdot q}{n}}}, \quad (10)$$

kus \hat{p} on tulekahjudes hukkunute osakaal mingis maakonnas, $q = 1 - p$ ning n on Eesti elanike arv.

z_{kr} leitakse normaaljaotust kasutades seosest (11)

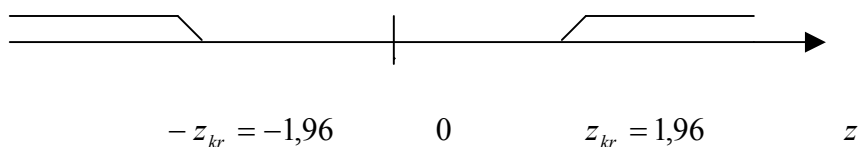
$$2\Phi(z_{kr}) = 1 - \alpha, \quad (11)$$

kus $\Phi(x)$ on Laplace'i funktsioon (tõenäosuse integraal), mille väärtused on tabuleeritud.

Olulisuse nivool $\alpha = 0,05$ leiame seosest (11) kriitilise punkti:

$$2\Phi(z_{kr}) = 1 - 0,05,$$

millest $z_{kr} = 1,96$. Kriitilise punkti abil moodustatakse kahepoolne kriitiline piirkond, mis jääb järgneval skeemil $-z_{kr}$ vasakule ja z_{kr} paremale:



Kui $|z_{emp}| < z_{kr}$ (statistilise kriteeriumi empiiriline väärtus jääb kriitilisest piirkonnast välja), siis ei ole alust nullhüpoteesi tagasi lükata. Kui $|z_{emp}| = z_{kr}$, siis ollakse nullhüpoteesi tagasilükkamise alguspiiril. $|z_{emp}|$ edasisel kasvamisel lükatakse nullhüpotees tagasi ja sellisel juhul loetakse maakonna näitaja \hat{p} oluliselt erinevaks riigi keskmisest näitajast p [6]. Leida

tuleb $\Delta p = |\hat{p} - p|$, mis viib nullhüpoteesi tagasilükkamise alguspiirile. Pannes valemisse (10)

z_{emp} asemele z_{kr} ja $\hat{p} - p$ asemele Δp , saame Δp leidmiseks valemi (12)

$$\Delta p = z_{kr} \cdot \sqrt{\frac{p \cdot q}{n}}, \quad (12)$$

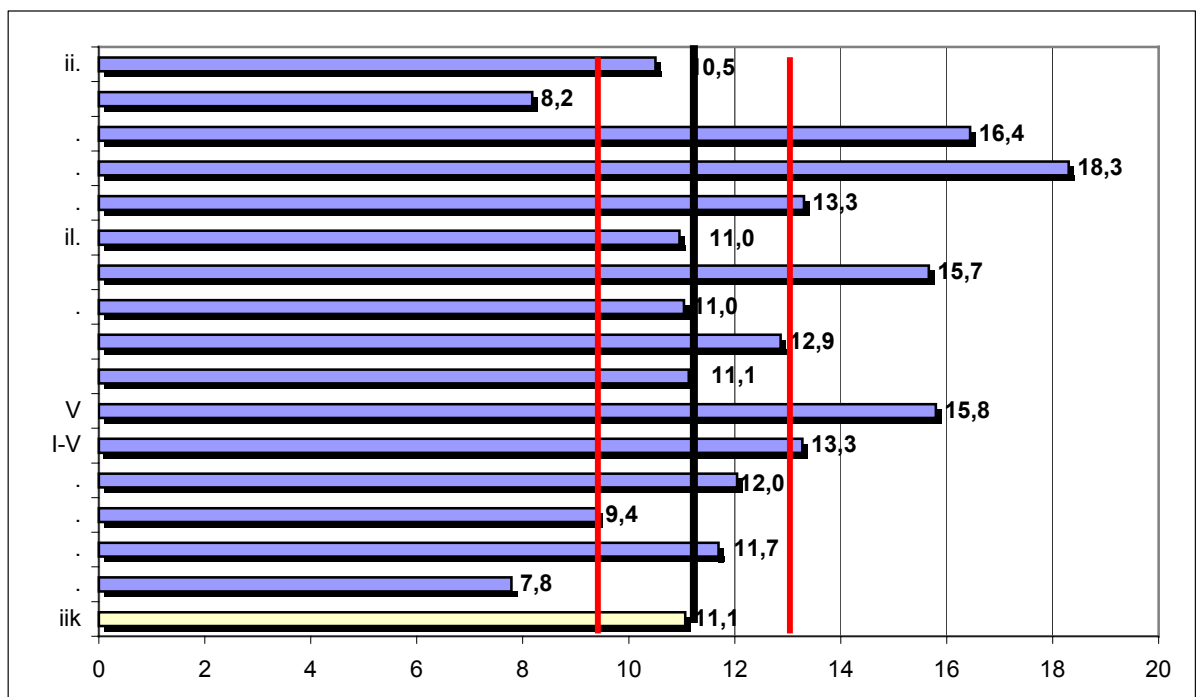
millest arvutame

$$\Delta p = 1,96 \cdot \sqrt{\frac{8,4}{1000} \cdot \frac{991,6}{1000}} \approx \frac{0,15}{1000}.$$

Erinevused tulekahjude arvuga elanikkonna kohta on piirides $8,4 \pm 0,15$ on juhuslikku laadi ja statistilises mõttes mitteolulised. Suuremad erinevused osutuvad aga (olulisuse nivool $\alpha = 0,05$) oluliseks.

2.4 Tulekahjudes hukkunud 100 000 elaniku kohta 1995 – 2002

Joonis 10. Tulekahjudes hukkunute arvud 100 000 elaniku kohta 1995 – 2002.



Joonisel on toodud kõikide maakondade ja riigi keskmine tulekahjudes hukkunute arvud 1995 – 2002. Enamike maakondade elanike arvud ei ulatu 100 000-ni, kuid hukkunute suhtarv 100 000 elaniku kohta on võetud seetõttu, et oleks paremini jälgitav täisarvudena ning suhtarvudena ei oma tähtsust, kui suure elanike arvu kohta võtta.

Antud arvud ning hukkunute arvud 1000 tulekahju kohta on väga suured ning nõuavad suurt tähelepanu pööramist ennetustöö osas. Ka inimeste teadvustamine näiteks automaatsete tulekahjusignalisatsioonide vajadusest võib vähendada nii drastiliste tagajärgede saabumist. Samuti tuleks tõsta inimeste teadvust tulekahju olukorra tekkimisel ning tähelepanu pöörata suurematele riskigruppidele - lapsed, vanurid, vaesem elanikkond. Hukkunud inimeste sotsiaalses päritolus domineerivad töötud, elukohata vaesed inimesed. See on omavalitsuste ja sotsiaal- ja tööhõive töötajate rida.

Kontrollime ka statistilise hüpoteesi selle kohta, kas mingi maakonna näitajad erinevad riigi keskmisest oluliselt või on need juhuslikku laadi ja mitteolulised.

Püstitame nullhüpoteesi, et tulekahjudes hukkunute osakaal on riigis keskmiselt

$$H_0 : p = \frac{11,1}{100000}, \text{ kusjuures konkureeriv (ehk tõestatav) hüpotees on}$$

$$H_1 : p \neq \frac{11,1}{100000}. \text{ Valime olulisuse nivoo } \alpha = 0,05.$$

Valemisse (12) pannes $z_{kr} = 1,96$; $p = 11,1/100000$; $q = 99988,9/100000$ ja $n = 1393981$,

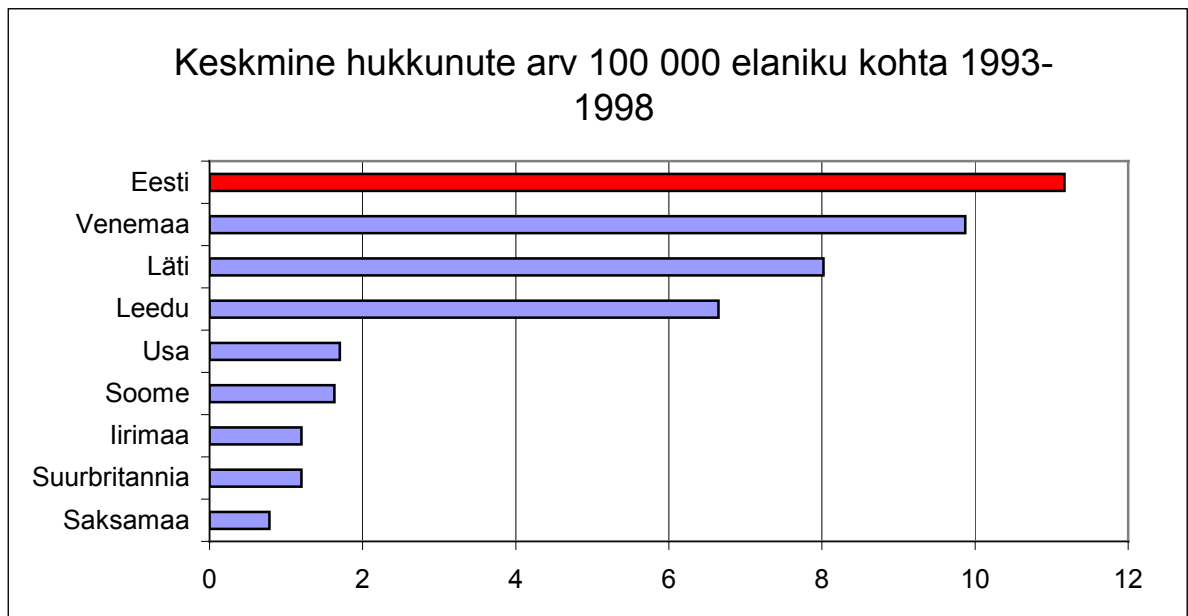
$$\text{saame } \Delta p = \frac{1,75}{100000}.$$

Erinevused tulekahjudes hukkunute suhtarvudes 100 000 elaniku kohta piirides $11,1 \pm 1,75$ (joonisel 10 kahe punase joonega tähistatud) on juhuslikku laadi ja statistilises mõttes mitteolulised. Seega võib järeldada, et hukkunute arv 100 000 elaniku kohta ei erine oluliselt keskmisest Harjumaal, Tartumaal, Pärnumaal, Läänemaal, Järvamaal, Viljandimaal ja Hiiumaal. Teiste maakondade puhul on tegemist oluliste erinevustega. Tallinna ja Saaremaa erinevus on statistilises mõttes oluliselt väiksem keskmisest ning on positiivne igati, kuid nende oluline erinevus keskmisest vähem on väiksem kui Lääne-Virumaa, Jõgevamaa, Võrumaa ja Põlvamaa oluline erinevus keskmisest ülespoole. Tuletõrje järelevalve erilist tähelepanu väärivad Jõgevamaa, Võrumaa ja Põlvamaa, kes on ka hukkunute arvuga 1000 tulekahju kohta esireas (vt joonis 11).

Kui võrrelda Eestit maailmataustal, siis 1993 – 1998 aastate keskmiste põhjal olime antud suhtarvudega 1. kohal, mis oli 10,37 [4]. 2000 aastal jagasime 2-3 kohta, 10,1 hukkunut 100 000 elaniku kohta [5]. Kuna sealsete arvutuste aluseks võeti 1993 – 1998 rahvaarvuks Eestis 1,6 miljonit elanikku ja 2000 aastal 1,454 miljonit elanikku, siis tegelikud suhtarvud oleksid 1993 – 1998 11,17 ja 2000 aastal 10,6. Hukkunudite arvu suhtest elanikkonda on Eesti maailmas esireas, mis ei näita meie riiki turvalisena. Siin on mõtlemisainet mitmetele ametkondadele peale päästeameti ja päästeteenistuste.

Joonisel 11 on näidatud tulekahjudes hukkunute arvud 100 000 elaniku kohta. Kui tulekahjude arvu poolest olid USA, Iirimaa ja Suurbritannia Eestist kolmandiku võrra ees, siis hukkunute suhtest elanikkonda ületab Eesti neid ligi 6 kordselt.

Joonis 11. Eesti maailmataustal tulekahjudes hukkunute arvuga 100 000 elaniku kohta 1993 - 1998.



2.5 Tulekahjudes hukkunud 1000 tulekahju kohta 1995 – 2002

Joonisel (12) on toodud tulekahjudes hukkunud 1000 tulekahju kohta maakondades ja riigis kokku aastate 1995 – 2002 keskmisena.

Kontrollime ka statistilise hüpoteesi selle kohta, kas mingi maakonna näitajad erinevad riigi keskmisest oluliselt või on need juhuslikku laadi ja mitteolulised.

Püstitame nullhüpoteesi, et tulekahjudes hukkunute osakaal on riigis keskmiselt

$$H_0 : p = \frac{13,1}{1000}, \text{ kusjuures konkureeriv (ehk tõestatav) hüpotees on}$$

$$H_1 : p \neq \frac{13,1}{1000}. \text{ Valime olulisuse nivoo } \alpha = 0,05.$$

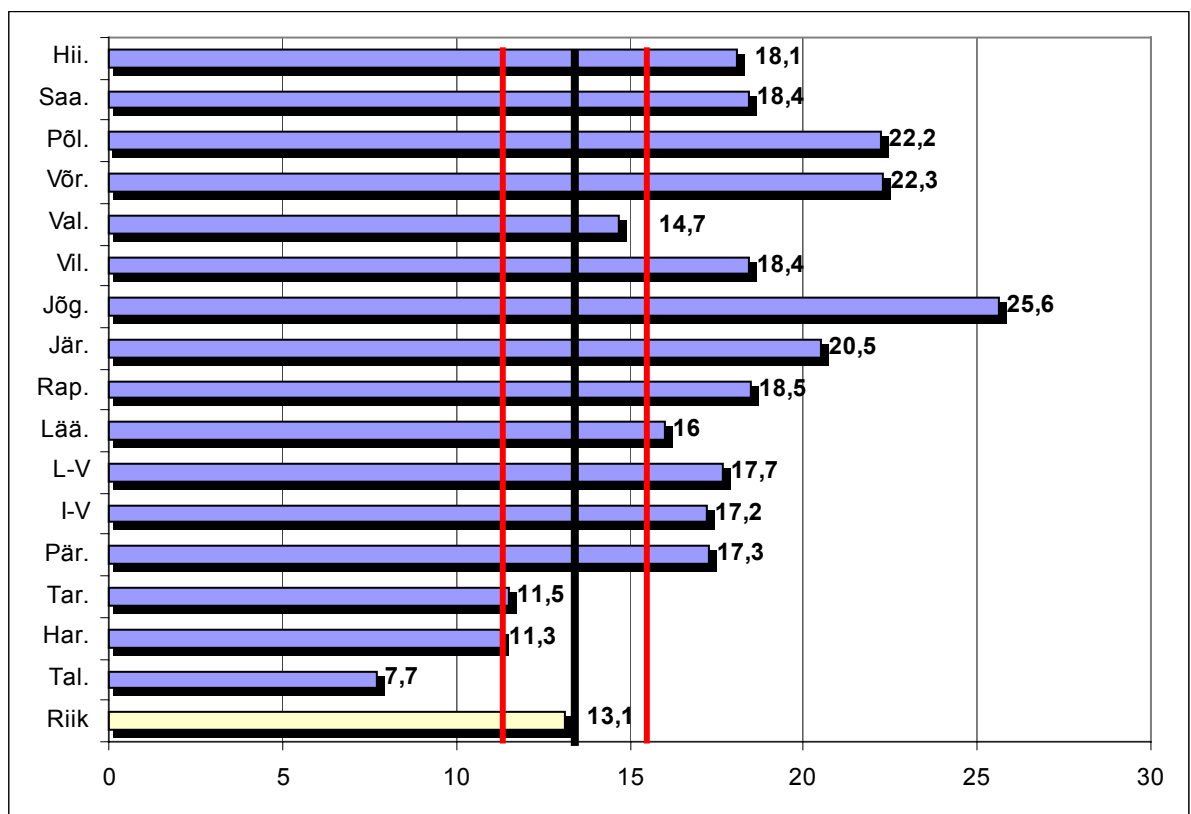
Valemisse (12) pannes $z_{kr} = 1,96$; $p = 13,1/1000$; $q = 986,9/1000$ ja $n = 11758$, saame

$$\Delta p = \frac{2,06}{1000}.$$

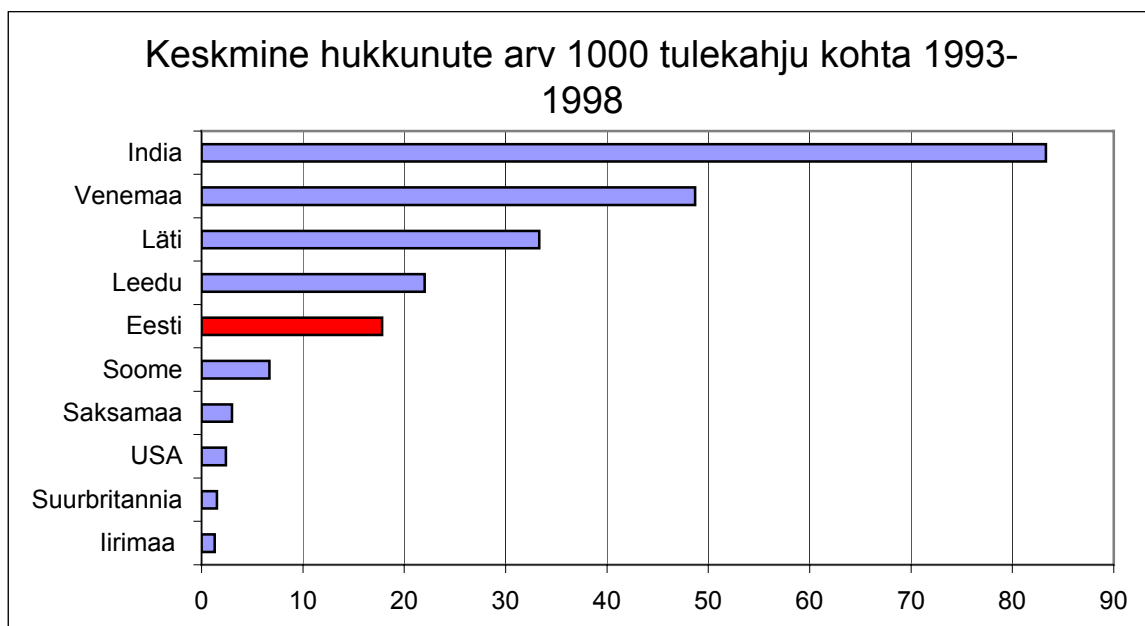
Erinevused tulekahjudes hukkunud elanikkonna kohta piirides $13,1 \pm 2,06$ (joonisel 12 kahe punase joonega tähistatud) on juhuslikku laadi ja statistilises mõttes mitteolulised. Sellest saab järeldada, et ainult Harjumaal, Tartumaal ja Valgamaal ei erine hukkunute arv 1000 elaniku kohta oluliselt keskmisest. Tallinn on ainuke piirkond, kus antud suhtarv on väiksem oluliselt keskmisest. Tallinnas olev väiksem tulekahjudes hukkunute arv 1000 tulekahju kohta tuleneb ka ilmselt kiiremast reageerimisajast, sest komandod paiknevad tihedamini kui maakondades.

Ülejäänud 12 maakonnas on hukkunute arv tulekahjude kohta oluliselt suurem keskmisest. Eriti on märgatav Jõgevamaa näitaja, mis ületab keskmist ligikaudu kaks korda ja on Tallinna omast üle kolme korra suurem. Märkimisväärsed on ka Põlvamaa ja Võrumaa näitajad. Antud maakondades tuleks tuletõrjealast ennetustööd tõhustada (näiteks korraldada kampaaniat, mille eesmärgiks oleks igasse kodusse tulekahjuandur, nagu seda Järvamaa Päästeteenistus planeerib).

Joonis 12. Tulekahjudes hukkunute arvud 1000 tulekahju kohta 1995 - 2002



Joonis 13. Eesti maailmataustal tulekahjudes hukkunute arvuga 1000 tulekahju kohta.



Hukkunute arvu poolest elanikkonna kohta ei ole Eesti õnneks teiste seast esile kerkiv, sest on pingereas esimesel kohal olevast Indiast üle 4 korra väiksema suhtarvuga. Positiivne on see, et oleme pingereas oma maismaanaabritest tagapool, kuid riikidest, kes olid tulekahjude arvuga esireas jääb Eesti üle kuue korra maha hukkunute arvuga 1000 tulekahju kohta [4].

Kas see on tingitud elatustasemest, elanikkonna vastavast etvalmistamatuses, tuleohutusalasest seadusandlusest (näiteks automaatse tulekahju signalisatsiooni paigaldamise kohustusest) või päästeteenistuse korraldusest vabariigis?

Rahvaloendused on Eestis läbiviidud aastal 1989 ja 2000. Ning elanike arvud on saadud statistikaameti koduleheküljelt, kus on korrigeeritud iga aasta rahvaarvu lähtudes 1989 ja 2000 aasta rahvaloendustest [7].

Võrreldes 1989 aasta rahvaloendusega vähenes Eesti faktiline rahvastik 215 985 inimese võrra ehk 13,7% võrra ja alaline rahvastik 195 610 inimese võrra ehk 12,5% võrra [8]. Alaline rahvastik vähenes peamiselt linnades, kus vähenes 15,4% võrra.

2000 aasta rahvaloenduse järgi on rahvaarvu vähenemise põhjuseks nii negatiivne loomulik iive kui ka väljaränne. Negatiivse iibe tõttu vähenes rahvaarv rahvaloenduste vahelisel ajal 42 074 inimese võrra. Ning registreeritud välisrände tulemusena vähenes rahvaarv 85 496 inimese võrra.

KOKKUVÕTE

Lõputöö esimeses peatükis uuritakse Harjumaal toimunud tulekahjude aegrida kuude lõikes aastatel 1998 – 2002. Teises peatükis võrreldakse maakondi omavahel lähtudes tulekahjude arvust elanikkonda, tulekahjudes hukkunute arvust elanikkonda ja tulekahjudes hukkunute arvust tulekahjude kohta. Samuti võrreldakse Eestit antud suhtarvudega maailmataustal.

Esimese peatüki 1. punktis selgitatakse aegrea mõistet ja tema komponente. Järgmises punktis uuritakse libiseva keskmisega tasandamist, mis võimaldab aegreast kõrvaldada sesoonse ja irregulaarse komponendi. Tulemus on esitatud koos originaalreaga joonisel 1. Esimese peatüki 3-ndas punktis arvutatakse kalendrikuude sesoonsusindeksid. 4-ndas punktis kõrvaldatakse aegreast sesoonne komponent ning võrreldakse antud rida originaalreaga joonisel 2, kust järeldub, et sesoonsel komponendil on suur osatähtsus. Samuti võrreldakse antud rida tasandatud reaga joonisel 3, mille järgi võime öelda, et juhuslikul komponendil on mõju, kuid mitte väga suur. Esimese peatüki 5-ndas punktis arvutatakse trend ning esitatakse joonisel 4, milles on näha trendi kasvu ning tsüklilise komponendi väikest tähtsust.

Esimese peatüki 6-ndas punktis prognoositakse 2003 aasta kolme kuu (aprilli, augusti ja detsembri) võimalikku tulekahjude arvu. Prognoos 2003 aasta aprilliks oleks 600, augustiks 180 ja detsembriks 110 tulekahju. Saadud prognoos on võrreldes 2002 aastaga aprilli ja augusti kuuga väiksem ning detsembris suurem.

Teise peatüki 1. punktis uuritakse tulekahjude dünaamikat ning hukkunute arvu muutusi aastatel 1993 – 2002. Jooniselt 5 on kujutatud tulekahjude arvude muutusi elanike kohta, kus on näha tendents kasvamise suunas. Joonisel 6 näitab trend, et tulekahjude arv on tõusu suunas, kuid determinatsioonikordaja $R^2 = 0,789$ lähendab andmeid rahuldavalt ning tuleb suhtuda ettevaatlikult 2003 aasta prognoosi, mis on ligikaudu 16100 tulekahju. Joonis 7 näitab hukkunute arvu muutusi ning trend on seal vähenemisele. Tulekahjudes hukkunute prognoos aastaks 2003 on lineaarse mudeli alusel 140 hukkunut ning aegrea eksponentsiaalse tasandamisega saadud prognoos samaks aastaks on 147 hukkunut, kuid prognoosidesse tuleb suhtuda ettevaatlikult, sest punktide hajuvus on suur ning leitud usalduspiirkond on lai (93;187).

Teise peatüki 2. punkt võrdleb maakondade tulekahjusid elanike kohta. Joonis 8 näitab selgelt, et tulekahjude arvu poolest elanike kohta on Harjumaa ja Tallinn esireas. Samuti on näha, et erinevused on väga suured maakonniti, ületades kahte korda. Samas punktis on võrreldud Eestit ka maailmatasemega sama suhtarvuga. Aastatel 1993 – 1998 oli Eesti

pingereas 4., aastal 2000 esimene. Sellest järeldub, et Eesti on tulekahjude poolest elanikkonna kohta maailmas esireas.

Teise peatüki 3. punkt võrdleb tulekahjudes hukkunute arve 100 000 elaniku kohta maakondade vahel, samuti Eestit maailmataustal. Hukkunute arvud 100 tuhande elaniku kohta on samuti väga erinevad maakondade vahel, erinedes üle kahe korra. Antud suhtarvud on suured ning nende vähendamiseks tuleb tulevikus pöörata enam tähelepanu ennetustöö osas. Hukkunute arvuga 100 000 elaniku kohta oli Eesti aastatel 1993 – 1998 maailmas 1. kohal, joonis 11; 2000 aastal 2 kohal.

Teise peatüki 4-ndas punktis on võrreldud tulekahjudes hukkunute arvu 1000 tulekahju kohta maakonniti. Selle suhtarvuga erinevad maakonnad üle 3 korra. Eesti keskmine 13,1 hukkunut 1000 tulekahju kohta on Tallinna suhtarvust peaaegu kaks korda suurem, samas Jõgevamaal on antud näitaja Eesti keskmisest kaks korda suurem. Tulekahjudes hukkunute väiksem arv tulekahjude kohta võib tuleneda Tallinnas kiiremast reageerimiskiirusest.

PEAMISED TULEMUSED JA JÄRELDUSED

- Eestis on tulekahjude arvu trend suurenemise suunas. Prognoos järgmiseks aastaks on ligikaudu 16100 tulekahju, usalduspiirkonnaga (10511; 21750).
- Eestis on tulekahjudes hukkunute arvu trend vähenemise suunas. Lineaarne prognoos 2003 aastaks on 140 hukkunut ja eksponentsiaalne prognoos 147 hukkunut, usalduspiirkond (93;187).
- Maailmatasemega võrreldes on Eesti tulekahjude arvuga 1000 elaniku kohta ja hukkunute arvuga 100 000 elaniku kohta esireas.
- Kõige rohkem tulekahjusid elanikkonna kohta on Eestis Harjumaal ja Tallinnas; riigi keskmine aastatel 1995 – 2002 on 8,4 tulekahju 1000 elaniku kohta aastas.
- Hukkunuid tulekahjudes 100 000 elaniku kohta on riigi keskmisest oluliselt vähem Tallinnas ja Saaremaal, suur hukkunute arv tulekahjudes elanikkonna kohta on Võrumaal, Põlvamaal, Jõgevamaal ja Lääne-Virumaal.
- Hukkunute arvu vähendamiseks tuleb teha enam ennetustööd. Tõsta inimeste teadvust tuleohutuse valdkonnas; pöörata enam tähelepanu noortele, vanuritele, vaesemale rahvale.
- 1000 tulekahju kohta hukkunuid on riigi keskmisest oluliselt vähem ainult Tallinnas, suurimad hukkunute arvud tulekahjude kohta on Jõgevamaal, Võrumaal ja Põlvamaal.
- Harjumaal tulekahjude arvu trend on kasvamise suunas
- Tulekahjude sesoonset komponeti arvestades tuleks pöörata tähelepanu kevadistele kulupõlengutele ja metsatulekahjudele, seda arvestades teha ennetustööd ning ennetada vesivarustuse probleeme.
- Tulekahjude prognoosid Harjumaal aprilli kuuks on ligikaudu 600 tulekahju, augustiks 180 ja detsembriks 110.
- töös toodud töödeldud statistilised andmed on loodetavasti abiks nii ressursside (peamiselt tehniliste) jaotamisel kui ka teenistuse üldisel korraldusel vabariigis (näiteks vabatahtlike rakendus läbi abikomandode).

РЕЗЮМЕ

Резюме выпускной работы на тему
« Анализ, прогноз и сравнение количества пожаров Харьюского уезда количеством пожаров в других уездах».

В выпускной работе рассматривается временной ряд пожаров, делаются прогнозы на ближайшее будущее и изучается статистика количества пожаров в разных уездах Эстонии и в то же время сравниваются данные по Эстонии с данными других государств.

В данной работе проведён анализ временного ряда: сглаживание, расчёт месячносезонных индексов и выявление тренда при помощи регрессионной модели. Сделаны прогнозы на ближайшее будущее.

В этой выпускной работе вычисляются следующие относительные числа: 1) количество пожаров в Эстонии на 1000 жителей; 2) количество погибших в пожарах в Эстонии на 100 000 жителей; 3) количество погибших в пожарах на 1000 пожаров. Полученные данные сравниваются в пределах Эстонии со статистикой в других странах.

Статистика показывает, что число пожаров растёт, но количество погибших в пожарах уменьшается. Сравнивая полученные данные с данными из других стран, можно сказать, что Эстония занимает одно из ведущих мест по данным показателям.

Больше всего пожаров на 1000 жителей в Харьюском уезде и в Таллинне. По погибших в пожарах на 100 000 жителей первые места занимают Вырусский, Пылваский и Йыгеваский уезды. Погибших в пожарах на 1000 жителей меньше всего было в Таллинне и на острове Сааремаа.

Выпускная работа состоит из тридцати страниц, содержит 13 фигур и 4 таблицы. При составлении работы использованы 11 литературных источников, две из которых представляют материалы интернета.

Выпускная работа написана на компьютере, с использованием программы MS Word и MS Excel.

KASUTATUD KIRJANDUS

1. Kiviste, A. 1999. Matemaatiline statistika. MS Exceli keskkonnas. Gt Tarkvara.
2. Amitan, I., Vilipõld, J. 2001. MS Excel. Rakenduste põhielemendid. Tallinn: TTÜ.
3. Käerdi, H. 1999. Statistika ja tõenäosusteooria alused. Tallinn: Sisekaitseakadeemia.
4. Брушлинский, Н.Н., Соколов, С. В. & Вагнер, П. 2000. Мировая пожарная статистика в конце XX века. Москва.
5. Brushlinsky, N.N., Sokolov, S.V . & Wagner, P. 2002. Fire statistics. Moscow.
6. Mason, R. D., Lind, D. A. 1990. Statistical Techniques in Business and Economics. Seventh Edition. Homewood, IL, Boston, MA, Irwin.
7. Statistikaamet. Rahvastik soo, vanuserühma ja maakonna järgi, 1. jaanuar.
[http://gatekeeper.stat.ee:8000/px-web.2001/Dialog/varval.asp?ma=RV022&ti=RAHVASTIK+SOO%2C+VANUSER%DCHMA+JA+MAAKONNA+J%C4RGI%2C+1%2E+JAANUAR&path=../Database/Rahvastik/01Demograafilised_p%60ehin%60aitajad/&lang=2], 11.03.2003.
8. Statistikaamet. 2000. aasta rahva ja eluruumide loendus.
[<http://www.stat.ee/files/eva2003/RV200101.pdf>], 10.03.2003.
9. Käerdi, H. 2001. Nähtustevaheliste seoste uurimine. Tallinn: Sisekaitseakadeemia.
10. Kõverjalg, A. 1999. Üliõpilastööde koostamise meetoodika. Tallinn: Sisekaitseakadeemia.
11. Lauk, R. 2002. Eestis toimunud tulekahjude arvu ja neis hukkunute arvu dünaamika aastatel 1993 – 2001.