

Kati Tillander, Towe Lindblom &
Olavi Keski-Rahkonen

Taloudelliset vahingot rakennuspaloissa

Taloudelliset vahingot rakennuspaloissa

Kati Tillander, Towe Lindblom & Olavi Keski-Rahkonen
VTT Rakennus- ja yhdyskuntatekniikka

ISBN 951-38-6076-0 (nid.)
ISSN 1235-0605 (nid.)

ISBN 951-38-6077-9 (URL: <http://www.inf.vtt.fi/pdf/>)
ISSN 1455-0865 (URL: <http://www.inf.vtt.fi/pdf/>)

Copyright © VTT 2002

JULKAISIJA – UTGIVARE – PUBLISHER

VTT, Vuorimiehentie 5, PL 2000, 02044 VTT
puh. vaihde (09) 4561, faksi (09) 456 4374

VTT, Bergsmansvägen 5, PB 2000, 02044 VTT
tel. växel (09) 4561, fax (09) 456 4374

VTT Technical Research Centre of Finland, Vuorimiehentie 5, P.O.Box 2000, FIN-02044 VTT, Finland
phone internat. + 358 9 4561, fax + 358 9 456 4374

VTT Rakennus- ja yhdyskuntatekniikka, Kivimiehentie 4, PL 1803, 02044 VTT
puh. vaihde (09) 4561, faksi (09) 456 4815

VTT Bygg och transport, Stenkarlsvägen 4, PB 1803, 02044 VTT
tel. växel (09) 4561, fax (09) 456 4815

VTT Building and Transport, Kivimiehentie 4, P.O.Box 1803, FIN-02044 VTT, Finland
phone internat. + 358 9 4561, fax + 358 9 456 4815

Tillander, Kati, Lindblom, Towe & Keski-Rahkonen, Olavi. Taloudelliset vahingot rakennuspaloissa [Economical losses in structural fires]. Espoo 2002. Valtion teknillinen tutkimuskeskus, VTT Tiedotteita – Research Notes 2159. 107 s. + liitt. 5 s.

Avainsanat fire safety, residential buildings, statistics, economic evaluation, economic analysis, losses, damage, distribution, fire risk, value

Tiivistelmä

Matemaattisessa analyysissä tulipalon riskin ajatellaan muodostuvan kahdesta pääkomponentista, joista ensimmäinen on tulipalon syttymän todennäköisyys ja toinen sen aiheuttamien vahinkojen todennäköinen laajuus. Tässä tutkimuksessa on paneuduttu riskin jälkimmäiseen komponenttiin, joka tähän mennessä on ollut yleisesti melko tuntematon. Seurausten laajuuden mittana käytettiin palon aiheuttamia taloudellisia vahinkoja, ja käytävissä olevaa aineistoa tutkittiin ensin koko joukkona ja edelleen jaotellen pienempiin joukkoihin niin pitkälle kuin tilastollisen tarkkuuden puitteissa oli käytännöllistä etsien selviä lainalaisuuksia. Jo alkuvaiheessa tehty tärkeä havainto oli, että jakaumien ääripäät poikkeavat merkittävästi perusjoukon massasta, mutta tämän tutkimuksen painopiste oli vahinkojakauman keskivaiheen ominaisuuksien ja erityispiirteiden määrittäminen. Tilastoaineisto osoitti, että ääripäitä lukuun ottamatta, taloudellisen vahingon jakauma on likimain logaritmisesti normaali.

Kun oletetaan palovahingon noudattavan logaritmisesti normaalijakaumaa, voidaan Ramchandranin aiemmin esittämän mallin avulla määrittää vahingon odotusarvo yksittäiselle rakennukselle, jonka uhatun omaisuuden arvo on tunnettu. Suomen tilastoaineiston ja teoreettisen mallin yhteensopivuus oli heikko, johon osaltaan vaikuttivat mallin oletukset ja rajoitukset. Siten mallin antamat numeroarvoiset tulokset ovat vain suuntaa antavia. Kahden logaritmisesti normaalijakauman summan soveltaminen teoriaan ei parantanut sen toimivuutta. Parempaan sovitteeseen päästiin vapauttamalla jakauman parametrit. Tämä on luultavasti toimivampi tapa määrittää parametrien arvot, sillä koko rakennuskannan todellisen uhatun omaisuuden jakauma ei ole tunnettu.

Toiminnallisessa suunnittelussa kerrosala on uhatun omaisuuden arvoa käytännöllisempi mitta. Havaintoaineiston pikainen tarkastelu osoitti rakennuksen uhatun omaisuuden ja kerrosalan välisen yhteyden. Siten rakennuksessa oleva uhattu omaisuus voidaan laskea joko rahana tai kerrosneliönä.

Jaettaessa havainnot käyttötapaluokkaryhmiin: asuinrakennukset, teollisuus- ja varistorakennukset sekä kaikki muut rakennukset edellä mainittuja lukuun ottamatta nousi esiin selvä 'nyppylä' keskimääräisessä vahingossa, jonka huippu asettui asuinrakennuksissa n. 600 m²:n kohdalle. 'Nyppylä' selittyi lähemmällä tarkastelulla, joka osoitti että

kerrosalajakauman alkupäähän sijoittuvat erilliset pientalot käsittävät yleisesti ottaen vain yhden palo-osaston ja niissä vahinko kasvaa kerrosalan funktiona selvästi. Kerrostalot puolestaan sijoittuvat kerrosalajakauman loppupäähän ja niissä vahinko usein rajoittuu vain yhteen asuntoon ja siten koko rakennuksen kerrosalan ja vahingon välillä ei ole samankaltaista riippuvuutta. 'Nyppylä' sijoittuu kohtaan, jossa rakennuskannassa vallitsevat rakennukset vaihtuvat pienistä erillisistä pientaloista kerrostaloiksi, jolloin koko rakennuksen kerrosalan funktiona määritetty vahinko vakiintuu hieman huippuarvoa alemmalle tasolle. Tämä osoittaa, että koko rakennuksen kerrosala ei ole oleellinen mitta suurten kerrostalojen riskin määrittelyssä. Parempi suure olisi syttymisosaston koko, jonka vuoksi se tulisi kirjata palotilastoihin nykyistä tarkemmin.

Vahinkojen aikajakaumissa ei ollut kuukausittaista vaihtelua. Erityisesti asuinrakennuksissa sekä ryhmässä 'kaikki muut rakennukset', joka kattoi kaikki käyttötaluokat asuin-, teollisuus- ja varastorakennuksia lukuun ottamatta, vahingot olivat keskimääräistä suuremmat öiseen aikaan. Palokuolemien osalta päivitettiin aiempia tutkimustuloksia uudella tilastoaineistolla. Aiemmasta poiketen käytettävissä oli myös tieto taloudellisesta vahingosta, jotka osoittautuivat olevan yleensä ottaen suuremmat kuolemaan johtaneissa tulipaloissa kaikkiin rakennuspaloihin verrattuna. Uhatun omaisuuden jakaumassa ei kuitenkaan ollut vastaavaa eroa, vaan tulokset osoittivat, että usein tulipalo on ollut jo hyvin pitkälle kehittynyt palokunnan saapuessa sekä vahingot ovat päässeet leviämään laajemmalle verrattuna keskimääräiseen rakennuspaloon. Tämän tutkimuksen aineiston perusteella palokunnan toimintavalmiusajalla tai asuinrakennustyypillä ei havaittu olevan vaikutusta palokuolemien syntyyn.

Tillander, Kati, Lindblom, Towe & Keski-Rahkonen, Olavi. Taloudelliset vahingot rakennuspaloissa [Economical losses in structural fires]. Espoo 2002. Valtion teknillinen tutkimuskeskus, VTT Tiedotteita – Research Notes 2159. 107 p. + app. 5 p.

Keywords fire safety, residential buildings, statistics, economic evaluation, economic analysis, losses, damage, distribution, fire risk, value

Abstract

Generally the risk can be expressed as a product of two components: ignition frequency and probable consequences. Until now detailed information on the latter component, economical losses, has not been publicly available. Top down analysis method was adopted and the data was at first analyzed as one group. Then it was divided into smaller groups as far as the statistical accuracy allowed. It is known for long that the distributions of the fire loss are skewed. Here it is shown that it can be described fairly well by lognormal distribution. It turned out that at tails of the distributions differed considerably from lognormal but here the focus was the characteristic features of the fire loss in the middle part of the distribution. The behavior and dependencies of the fire loss were examined as well as different statistical methods were applied to the data.

When the assumption of the lognormality is considered correct, the expected value of individual building can be determined using a theory presented by Ramachandran. When the parameters for the model were determined from the data set, the compatibility of the theoretical curve and the observations was fair but still weak for quantitative work. The sum of two lognormal distributions added to the theory did not improve the agreement. By releasing the connection of the parameters to the data set a good fit was obtained. This is presumably a better way to determine the parameters because the actual distribution of the value at risk in the total building stock is not known.

The data revealed the dependency between the value at risk and the floor area. Thus the value at risk can be expressed as monetary value or floor area. The further analysis brought out the peculiar behavior of the loss as a function of the floor area. A peak of loss appeared especially in residential buildings around 600 m². As the residential buildings were divided into apartment, row and detached houses it turned out that the loss grows rapidly as function of the floor area in detached houses while in row and apartment houses the growth is much slower. Examination of the building stock revealed that the peak appears when the majority in the building stock changes at 600 m² from detached houses to apartment houses and the loss drops little lower from the peak value of detached houses to the constant level of the apartment houses. It indicates that a total floor area of the building is not a proper descriptor of the value at risk in large

apartment houses. As a suggestion for improvement of fire statistics data on fire compartment floor area should be recorded carefully.

Monthly variation was not observed in the time distributions of the fire loss. Especially in residential buildings and in group of all other buildings except residential, industrial and warehouses the loss was above average during the night-time. The comparison of all building fires and fires where at least one person has died showed that the economical losses are in general larger in fatal fires. No differences were found in values at risk or the fire department response times. However it became apparent that the fatal fires have usually spread wider before the fire department reached the scene than an average building fire.

Alkusanat

Kiitokset Teknilliselle korkeakoululle tutkijankoulutusstipendin myöntämisestä Kati Tillanderille. Stipendi on mahdollistanut hänen osuutensa tässä tutkimuksessa. Lisäksi kiitokset Suomen Paloinsinööriyhdistykselle sekä Suomen Riskienhallintayhdistykselle, jotka ovat rahoittaneet Towe Lindblomin työn osuuden. Kiitokset myös sisäasiainministeriön pelastusosastolle PRONTO-tietokannan sekä Suomen Vakuutusyhtiöiden keskusliitolle suurvahinkotietojen luovuttamisesta käyttöömme.

Sisällysluettelo

Tiivistelmä.....	3
Abstract.....	5
Alkusanat.....	7
Symboliluettelo.....	11
1. Johdanto.....	13
2. Taloudellinen vahinko rakennuspaloissa.....	16
2.1 Matemaattinen jakauma.....	16
2.2 Vahingon odotusarvo.....	18
2.3 Omavastuinen vakuutus.....	20
2.4 Riippuvuus kerrosalasta.....	21
3. Rakennuspalot PRONTO-tietokannasta ja rakennuskanta Tilastokeskuksesta.....	23
3.1 Rakennuspalot PRONTOsta.....	23
3.2 Tilastokeskuksen rakennuskanta.....	23
3.2.1 Lukumäärän tiheysjakauma.....	23
3.2.2 Teoreettinen sovite.....	25
4. Taloudellinen vahinko Helsingin ja koko maan rakennuspaloissa.....	27
4.1 Vahinkojen kertymäfunktiot.....	27
4.2 Vahinkojen tiheysfunktiot.....	28
4.3 Koko maan havaintojen jako luokkiin uhatun omaisuuden perusteella.....	31
4.4 Sovitteiden hyvyys.....	34
4.4.1 Yleistä.....	34
4.4.2 Kaikki rakennuspalot.....	35
4.4.3 Luokkajako uhatun omaisuuden perusteella.....	36
4.4.4 Yhteenveto.....	37
4.5 Kokonaisvahingon odotusarvo uhatun omaisuuden funktiona.....	37
4.5.1 Helsinki.....	37
4.5.2 Koko maa.....	39
4.5.3 Yhteenveto.....	40
4.6 Vahingon suuruuden todennäköisyys.....	41
4.6.1 Helsinki.....	41
4.6.2 Koko maa.....	42
4.6.3 Yhteenveto.....	43
4.7 Uhatun omaisuuden riippuvuus kerrosalasta.....	43

4.7.1	Helsinki ja koko maa.....	43
4.8	Kokonaisvahingon odotusarvon riippuvuus kerrosalasta.....	44
4.8.1	Helsinki.....	44
4.8.2	Koko maa.....	46
4.9	Rakennus- ja irtaimistovahingot.....	47
4.9.1	Keskeytysvahingon poisto.....	47
4.9.2	Pienten vahinkojen poisto havaintojoukosta.....	48
5.	Rakennuspalojen taloudellinen vahinko eri lääneissä.....	51
5.1	Kokonaisvahingon matemaattinen jakauma.....	51
5.2	Taloudellisen vahingon riippuvuus kerrosalasta.....	54
6.	Käyttötaluokkaryhmät.....	57
6.1	Yleistä.....	57
6.2	Logaritminen normaalijakauma.....	58
6.3	Asuinrakennusten jako luokkiin uhatun omaisuuden perusteella.....	60
6.3.1	Kahden logaritmisen normaalijakauman summa.....	60
6.4	Kahden logaritmisen normaalijakauman summa kaikissa käyttötaluokkaryhmissä.....	63
6.5	Rakennuksen ja irtaimiston vahingon odotusarvo uhatun omaisuuden funktiona.....	65
6.6	Rakennuksen ja irtaimiston vahingon odotusarvo kerrosalan funktiona.....	67
6.6.1	Käyttötaluokkaryhmät.....	67
6.6.2	Asuinrakennukset.....	68
6.6.2.1	Asuinkerrostalot, rivi- ja ketjutalot sekä erilliset pientalot...	68
6.7	Uhatun omaisuuden ja kerrosalan riippuvuus.....	69
6.8	Taloudellinen vahinko käyttötaluokassa 'muut rakennukset'.....	70
7.	Taloudellisen vahingon erikoiskysymyksiä.....	74
7.1	Keskeytysvahinko.....	74
7.1.1	Yleistä.....	74
7.1.2	Matemaattinen jakauma.....	75
7.1.3	Riippuvuus rakennuksen ja irtaimiston vahingosta.....	76
7.2	Tuhoutumisaste.....	77
7.2.1	Kaikki rakennukset koko maassa.....	77
7.2.2	Käyttötaluokkaryhmät.....	78
7.3	Syttymisosaston koon vaikutus taloudelliseen vahinkoon.....	79
7.3.1	Kaikki rakennukset.....	79
7.3.2	Asuinrakennukset.....	82
8.	Vahinkojen aikajakaumat.....	85
8.1	Vuosittainen jakauma.....	85

8.2	Kuukausittainen jakauma	86
8.3	Vuorokaudenaikajakaumat	87
9.	Palokuolemat.....	89
9.1	Taustaa.....	89
9.2	Taloudellinen vahinko	90
9.3	Palokunnan toimintavalmiusaika	91
9.4	Kuolemaan johtaneiden tulipalojen vertailu kaikkiin rakennuspaloihin	92
9.5	Palokuoleman taajuustiheys eri asuinrakennustyypeissä	98
9.6	Aikajakaumat.....	100
10.	Yhteenveto	102
	Lähdeluettelo	106
Liitteet		
	Liite A: Vahingon tiheysfunktiot uhatun omaisuuden eri luokissa	
	Liite B: Vahingon tiheysfunktiot lääneittäin	
	Liite C: Keskeytysvahingon jakaumia	

Symboliluettelo

μ	Keskiarvo
σ	Keskihajonta
A	Kerrosala (m ²)
D	Omavastuu (mk)
$F(z)$	Muuttujan z kertymäfunktio
$f(z)$	Muuttujan z tiheysfunktio
$G(t)$	Normaalijakauman kertymäfunktio
$g(t)$	Normaalijakauman tiheysfunktio
$h(z)$	Vioittuvuusfunktio (hasardifunktio)
N	Rakennusten lukumäärä
V	Uhatun omaisuuden arvo (mk)
$v_N(A)$	Rakennusten lukumäärän tiheysjakauma [1/m ²]
x	Vahingon suuruus (mk)
z	$\ln(x)$, vahingon logaritmi

1. Johdanto

Matemaattisessa analyysissä tulipalon riskin ajatellaan muodostuvan kahdesta pääkomponentista, joista ensimmäinen on tulipalon syttymän todennäköisyys ja toinen sen aiheuttamien vahinkojen todennäköinen laajuus. Molemmat ovat luonteeltaan stokastisia, vaikka jälkimmäiseen sisältyykin jonkin verran myös deterministisiä piirteitä. Suuria rakennusmääriä käsiteltäessä otaksutaan ennakkoon, että tilastollinen lähestymistapa on oikeutettua.

Syttymän todennäköisyydestä käyttötavaltaan erilaisissa rakennuksissa on tutkimustietoa (Rahikainen 1998a, Rahikainen & Keski-Rahkonen 1998a, b, 2002, Tillander & Keski-Rahkonen 2001), mutta riskin toista komponenttia, tulipalon seurauksia koskeva tieto on tähän asti ollut hyvin vaikeasti saatavilla. SM:n PRONTO-tietokantaan on kerätty arvioita palovahingon suuruudesta vuodesta 1995. Alkuvuosien haparoinnin jälkeen tämä tieto on muuttunut käyttökelpoiseksi. Tampereelta ja hiukan myöhemmin Helsingistä saatiin pari vuotta sitten rakennuspalojen vahinkojen tarkistetut arviot, joiden nopea analyysi paljasti niiden periaatteessa monipuolisen tietosisällön. Lindblom sai tehtäväksi diplomityössään (2001) vertailla eri lähteistä saatuja tietoja keskenään. Hänen tuloksensa vahvistavat edellä arvellun: PRONTO:n vahinkotiedot ovat puutteistaan huolimatta kelvollinen taloudellisen vahingon mittari. Tässä työssä käsitellään PRONTO:n taloudellisen vahingon aineistoa ensimmäistä kertaa laajana kokonaisuutena tavoitteena määrittää sen tyypillisimpiä ominaispiirteitä.

Varsinkin toiminnallisessa suunnittelussa tieto palon määräisistä vaikutuksista on hyvin olennainen. Kun vahingon matemaattinen käyttäytyminen on tunnettu, odotetusta vahingon laajuudesta sekä sen todennäköisyydestä saadaan arvokasta tietoa. Tässä työssä vahingon mittana on käytetty palon taloudellisia seurauksia, esitetty muutamia perusjakaumia ja verrattu niitä Ramachandranin (1979/80, 1982, 1998) esittämän teorian ennustamiin malleihin. Lisäksi lyhyesti on analysoitu tulipaloissa aiheutuneita henkilövahinkoja ja verrattu eri muuttujien käyttäytymistä aiempiin tuloksiin (Rahikainen 1998a, Rahikainen & Keski-Rahkonen 1999a, b).

Palon seurausten laajuus riippuu useiden tekijöiden yhteisvaikutuksesta ja siihen voidaan vaikuttaa useilla suojaustoimenpiteillä. Kun ominaisuuksiltaan samanlaisessa, riittävän suuressa ryhmässä tapahtuneita palovahinkoja sekä syttymistodennäköisyyttä analysoidaan ja molempien matemaattinen käyttäytyminen tunnetaan, voidaan yksinkertaisesti arvioida ryhmän yhden rakennuksen tulipalon riski. Lisäksi riski voidaan lausua kvantitatiivisella tasolla rahana, jolloin eri suunnitteluratkaisujen vertailu on helppoa.

Todellisuudessa tulipalon aiheuttamaa riskiä yksittäiselle rakennukselle tai pienelle rakennusluokalle ei ole helppoa kuvata, koska ihmisen toiminta vaikuttaa merkittävästi sen palovaaraan. Lisäksi kohteiden kirjo on suuri ja monet huomattavat käytännössä esiin tulevat kohteet ovat joko ainutlaatuisia yksilöitä tai pieniä erikoisryhmiä. Nämä yksilölliset piirteet saattavat vaikuttaa ratkaisevasti palovahingon suuruuteen. Silloin mikään tilastomenetelmä ei periaatteessa ole kovin käyttökelpoinen. Esimerkin tällaisesta vaikeasta yksilöjoukosta tarjoavat yleensä historialliset rakennukset, meillä erityisesti puukirkkomme, tärkein historiallinen muistomerkkijoukkomme. Vanhoissa rakennuksissa on ominaisuuksia, jotka edistävät syttymän leviämistä nopeasti suurvahingoksi jo palon kokona mitattuna muista korvaamattomista arvoista puhumattakaan.

Tässä esitetty tilastollinen analyysi osoittaa, että vahinkojen hajonta on suurta kaikissa ryhmissä eikä mikään yllä esitetyn kaltainen ryhmä erotu siitä selvästi. Tässä raportissa etenemisjärjestys onkin päinvastainen. Perusoletuksen mukaisesti koko käytettävissä olevaa aineistoa käsitellään ylhäältä alaspäin ja etsitään selviä lainalaisuuksia. Kaikki havainnot yhtenä ryhmänä noudattavatkin ihmeteltävän hyvin melko yksinkertaisia jakaumia, jolloin on epäiltävissä, että niiden takana piileekin jokin yleisempi lainalaisuus. Kun havaintomassa jaetaan kokeillen erilaisiin pienempiin ryhmiin, jakaumiin ilmaantuu lisää hienorakennetta. Rakennuspaloista havaintoja on kuitenkin niin vähän, että kovin yksityiskohtaiseen jaotteluun ei voida mennä ennenkuin todelliset ilmiöt peittyvät tilastokohinaan. Tässä on kokeillen jaottelu viety aina niin lähelle kohinarajaa kuin käytännöllistä. Koska rakennusten tulipalot ovat onneksi melko harvinaisia, yleisenä tuloksena oli, että vasta huomattavan kokoinen osa rakennuskannasta saadaan periaatteessa erottumaan joukosta.

Toinen käytännössä tärkeä havainto oli, että jakaumien ääripäät poikkeavat merkittävästi perusjoukon massasta. Epäsäännöllisyydet asteikon alapäässä voidaan merkitä tilastointivirheiksi; katsomalla vasta tietyn kynnyksarvon ylittäviä tapahtumia ongelmasta päästään eroon. Asteikon yläpäässä havaitaan taasen poikkeavuutta, mitä vakuutusyhtiöt ovat kautta aikain kutsuneet suurvahingoiksi. Aineiston yllä kuvatut erikoisryhmät saattavat kuulua tähän joukkoon. Pienuudestaan huolimatta joukko on merkittävä, koska näihin tapahtumiin kuuluu merkittävä osa koko palovahinkojen summasta. Suurvahinkojen tilastollinen tarkastelu rajattiin erillisen tutkimuksen aiheeksi. Tämän tutkimuksen painopiste on vahinkojakauman keskipaikkeilla: mitkä ovat taloudellisen vahingon ominaispiirteet sen laajassa ympäristössä?

Teoreettisten mallien ja tilastolähteiden esittelyn jälkeen tarkastellaan erilaisia vahingon ja uhatun omaisuuden jakaumia koko maassa ja erikseen Helsingissä sekä myöhemmin vielä lääneittäin. Seuraavaksi tarkastellaan sekä rakennuskantaa että palovahinkoja käyttötaluokittain. Erikseen otetaan esille vahingot tilastoinniltaan ongelmallisessa käyttötaluokassa 'muut rakennukset'. Uhatun omaisuuden ja vahingon riippuvuutta

kerrosalasta, vahingon riippuvuutta uhatusta omaisuudesta sekä palo-osaston koon vaikutusta vahinkoon on selvitetty yksityiskohtaisemmin. Vahinkojen aikajakaumat on piirretty virherajoihin. Lopuksi on verrattu kuolemaan johtaneiden palojen vahinkojakaumia koko havaintojoukon jakaumiin ja tarkasteltu tuloksia aiempien havaintojen perusteella.

2. Taloudellinen vahinko rakennuspaloissa

2.1 Matemaattinen jakauma

Todennäköisten palovahinkojen suuruus kasvaa rakennuksen kerrosalan kasvaessa. Tuhojen suuruus riippuu luonnollisesti myös palon laajuudesta, johon vaikuttaa palon syttymispaikka sekä mahdollisten sammutuslaitteistojen toiminta. Tässä käytetyn Ramachandranin (1979/80, 1982, 1998) teorian mukaisesti tulipalon aiheuttamia taloudellisia vahinkoja voidaan käsitellä stokastisina muuttujina, joilla on määrätty todennäköisyys. Palovahinkoja kuvaava matemaattinen jakauma on tunnetusti vino. Merkitään tulipalossa aiheutunutta vahinkoa x :llä. Muuntamalla vahinkoasteikko logaritmiseksi, $z = \ln(x)$ saadaan jakauma, joka on z -asteikolla likimain symmetrinen keskiarvon suhteen. Symmetristen jakaumien käsittelyssä voimme käyttää laajempaa joukkoa yleisiä tilastollisia työkaluja kuin epäsymmetristen.

Fysikaalisiin lähtökohtiin nojautuen voidaan olettaa, että palokestoajan todennäköisyysjakauma on eksponentiaalista tyyppiä. Lisäksi voidaan olettaa, että vahingon logaritmi z on likimain verrannollinen palonkestoajaan ja siten $z = \ln(x)$:n todennäköisyysjakauma on myös eksponentiaalista tyyppiä (Ramachandran 1979/80).

Vioittuvuus- eli hasardifunktio määritellään seuraavasti

$$h(z) = \frac{f(z)}{1 - F(z)} \quad (1)$$

missä $F(z)$ on muuttujan z kertymäfunktio ja $f(z)$ tiheysfunktio.

$$f(z) = \frac{d}{dz} F(z) \quad (2)$$

Hasardifunktio kuvaa ehdollista todennäköisyyttä, että tulipalo sammuu aikavälillä $(z, z+dz)$, kun se on palanut vähintään ajan z . Välittömästi syttymishetken jälkeen (z on pieni) hasardifunktion arvo on oletettavasti korkea, koska jostain syystä palo sammuu ja leviäminen pysähtyy. Tätä vaihetta kutsutaan niin sanotuksi 'lastentautijaksoksi'. Jos palo jatkuu tämän jakson ajan, sillä on mahdollisuus levitä, jolloin myös hasardifunktion arvo pienenee. Tällöin sen arvo pysyy vakiona jonkun aikaa, kunnes suurilla z :n arvoilla se alkaa jälleen kasvaa. Muuttujan z hasardifunktio on siis ns. kylpyammekäyrän muotoinen. Näistä syistä palovahinkoja voidaan kuvata funktiolla, jonka hasardifunktio on kasvava suurilla z :n arvoilla. Tällainen jakauma on esimerkiksi normaalijakauma, ja koska $z = \ln(x)$ tulipaloissa sattuvia rahallisia vahinkoja voidaan kuvata logaritmisella normaalijakaumalla, jonka tiheysfunktio on (McCormick 1981)

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \frac{1}{x} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x)-\mu}{\sigma}\right)^2\right] \quad (3)$$

missä x on vahingon suuruus (mk), μ $\ln(x)$:n keskiarvo ja σ $\ln(x)$:n keskihajonta. Tällöin vahingon logaritmin $z = \ln(x)$ jakauma on

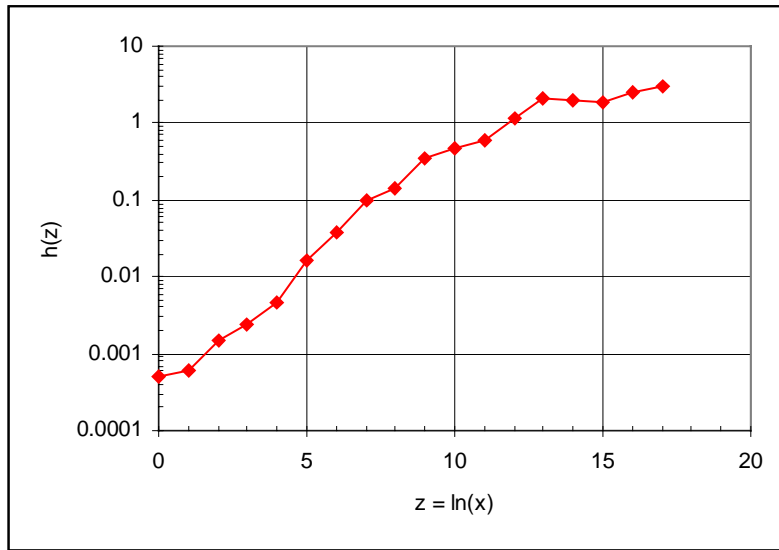
$$f(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right)^2\right] \quad (4)$$

missä μ on z :n keskiarvo ja σ z :n keskihajonta.

Tilastohavainnoista kaavan (1) avulla määritetty kokonaisvahingon hasardifunktio on esitetty kuvassa 1.

Kuva 1 osoittaa, että hasardifunktio $h(z)$ kasvaa koko tilastoista näkyvän z :n vaihtelualueella. Tämä näyttäisi olevan ristiriidassa Ramachandranin kylpyammekäyräoletuksen kanssa. Lähempi tarkastelu osoittaa, että näin ei tarvitse välttämättä silti olla. Lastentautijakso vain on ajallisesti niin lyhyt ja rahallisesti niin pieni, että se on leikkautunut tilastoista pois¹.

¹ Asian mahdollista tilaa voidaan valottaa karkeasti liioitellun esimerkin avulla. Mikä on tulipalo? Tässä työssä se on rakennuspalo, johon palokunta hälytetään. Periaatteessa paljon pienempikin tapahtuma on syttymä. Käryvä sähkölaite, joka irrotetaan verkosta tai jopa jokainen raapaistu tulitikki huolimattomasti käsiteltynä on mahdollinen palon aiheuttaja. Lisäksi osa pienemmistä syttymistä sammutetaan omatoimisesti eikä niistä tule tietoa palokuntaan. Kun tutkimme varsinaisia tulipalojen alkusyitä, valtaosa niistä on aiheutunut edellä mainittujen kaltaisista hallituista tulen käsittelyistä, joista pieni murto-osa riistäytyy hallitsemattomiksi. Jos haluamme saada tietoa tästä lastentautijaksosta, tässä käyttämämme tilastomenetelmä ei ole siihen tarkoitukseen tehokas. 'Läheltä piti' tapausten tarkastelu tai simulointimalleista saatat tulokset lienevät tapoja lähestyä tätä ongelmaa.



Kuva 1. Tilastohavainnoista määritetty kokonaisvahingon hasardifunktio.

2.2 Vahingon odotusarvo

Kun vahingon jakaumaa merkitään $f(x)$:llä, saadaan sen odotusarvo kaavasta

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x)dx \quad (5)$$

Kun tunnetaan palovahingon jakauma rakennuksessa, jonka uhatun omaisuuden arvo on V (mk), voidaan määrittää vahingon odotusarvo kyseisessä rakennuksessa. Vahingon jakauma voidaan likimääräisesti määrittää pääjakauman avulla ns. katkaistuna jakaumana (Ramachandran 1982). Jos oletetaan, että vahinko on logaritmisesti normaalijakautunut, katkaistu jakauma on muotoa

$$f_v(x) = \frac{\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma x}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x)-\mu}{\sigma}\right)^2\right)}{\int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma x}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x)-\mu}{\sigma}\right)^2\right) dx} \quad (6)$$

missä μ ja σ ovat $\ln(x)$:n keskiarvo ja keskihajonta. Kun

$$z = \ln(x) \quad (7)$$

Jolloin

$$x = \exp(z) \quad (8)$$

ja

$$dx = \exp(z)dz \quad (9)$$

Lisäksi normitettu muuttuja

$$t = \frac{z - \mu}{\sigma} \quad (10)$$

Jolloin

$$z = \mu + \sigma t \quad (11)$$

ja

$$dz = \sigma dt \quad (12)$$

Saadaan kaavasta (6)

$$f_V(z) = \frac{\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right)^2\right)}{G(k)} \quad (13)$$

Missä normitustekijä

$$G(k) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^k \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt \quad (14)$$

$G(t)$ on normaalijakauman kertymäfunktio, jonka keskiarvo on nolla ja keskihajonta 1. Lisäksi

$$k = \frac{\ln V - \mu}{\sigma} \quad (15)$$

Katkaistu vahingon jakauma (kaava (13)) olettaa, ettei vahinko voi ylittää uhatun omaisuuden arvoa V . Eli

$$z \leq \ln(V) \quad (16)$$

Kaavasta (6) tai (13) saadaan vahingon odotusarvo rakennuksessa, jonka uhatun omaisuuden arvo on V

$$\begin{aligned} \bar{x}_V &= \frac{\int_0^V xf(x)dx}{G(k)} = \frac{1}{G(k)} \int_0^V \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma x} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x)-\mu}{\sigma}\right)^2\right) dx \\ &= \frac{1}{G(k)} \int_0^k \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{t^2}{2} + \sigma t + \mu\right) dt \\ &= \frac{G(k-\sigma)}{G(k)} \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right) \end{aligned} \quad (17)$$

Missä

$$G(k-\sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{k-\sigma} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt \quad (18)$$

Todennäköisyydeksi $F_V(z)$, että vahingon arvo on pienempi kuin x saadaan (Ramachandran 1979/80)

$$F_V(z) = \int_{-\infty}^z f_V(z) = \frac{G(u)}{G(k)} \quad (19)$$

missä

$$u = \frac{\ln x - \mu}{\sigma} \quad (20)$$

2.3 Omavastuinen vakuutus

Jos kiinteistö on vakuutettu, omavastuuosuutta merkitään D :llä (mk). Tapahtunut palovahinko x_V (mk) saadaan kaavasta (17), josta kiinteistön omistaja on velvollinen korvaamaan korkeintaan summan D . Omistajan osuus vahingosta saadaan kaavasta (Ramachandran 1998)

$$\bar{x}_D = \frac{G(w-\sigma)}{G(k)} \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right) + D\left(1 - \frac{G(w)}{G(k)}\right) \quad (21)$$

missä

$$w = \frac{\ln D - \mu}{\sigma} \quad (22)$$

Vakuutusyhtiö korvaa summan, joka ylittää omavastuun D . Summa saadaan kaavasta

$$\bar{R}_D = \frac{G(k-\sigma) - G(w-\sigma)}{G(k)} \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right) - D\left(1 - \frac{G(w)}{G(k)}\right) \quad (23)$$

Kokonaisvahinko on siten

$$\bar{x}_v = \bar{x}_D + \bar{R}_D \quad (24)$$

Esimerkkinä lasketaan vahingon suuruus ja jakautuminen esimerkkirakennukselle. Oletetaan koko kiinteistön arvoksi $V = 1$ mmk ja palovahingon omavastuuosuudeksi 1 000 mk. Oletetaan palovahingot logaritmisesti normaalijakautuneiksi keskiarvolla $\mu = 9,8$ ja keskihajonnalla $\sigma = 2,2$. Odotetuksi kokonaisvahingoksi saadaan kaavasta (17) 74 000 mk, josta vakuutusyhtiön korvaama osuus 73 000 mk saadaan kaavasta (23) ja omavastuuosuus 1 000 mk kaavasta (21).

2.4 Riippuvuus kerrosalasta

Helsingin aineiston pikainen tarkastelu (vrt. kuva 18) osoitti uhatun omaisuuden ja rakennuksen kerrosalan riippuvan toisistaan seuraavasti

$$V = V_0 \cdot A^q \quad (25)$$

missä A on rakennuksen kerrosala (m^2) ja V_0 sekä q sovitettavia parametreja. Lindblom (2001) laajensi tarkastelua muihin ryhmiin, ja havaitsi sen pitävän likimain paikkansa. Tässä kirjataan tulokset koko käytettävissä olevasta aineistosta. Kun potenssifunktiosta otetaan logaritmi molemmin puolin saadaan suora

$$\ln(V) = b + a \ln(A) \quad (26)$$

missä

$$a = q \quad (27)$$

ja

$$b = \ln(V_0) \quad (28)$$

Regressioyhtälön kertoimien luottamusvälit voidaan muodostaa t-jakauman avulla ja niiden hypoteesit voidaan testata t-testillä. Kertoimen β_i $(1-\alpha)$ %:n luottamusväli saadaan kaavasta (Laininen 1998)

$$\beta_i = b_i \pm t_{\alpha/2} se(b_i), \quad df = n - 2 \quad (29)$$

missä b_i on regressiokerroin, $se(b_i)$ kertoimen keskivirhe ja n havaintojen lukumäärä.

3. Rakennuspalot PRONTO-tietokannasta ja rakennuskanta Tilastokeskuksesta

3.1 Rakennuspalot PRONTOsta

Tilastoaineisto kattoi PRONTOsta poimitut koko maan rakennuspalohavainnot vuosina 1996–99 (Lindblom 2001). Lisäksi tarkasteltiin tapahtuneita palovahinkoja Helsingissä vuosina 1995–99. Kelvollisiksi havainnoiksi luettiin ensimmäisessä vaiheessa ne, joissa sekä kokonaisvahingon että uhatun omaisuuden arvot olivat nollaa suurempia. Kelvollisen havaintojoukon koko Helsingissä oli siten 1 091 ja koko maassa 9 314 kpl. Taulukossa 1 on esitetty Helsingin ja koko maan havainnoista laskettuja tilastosuureita.

Taulukko 1. Tilastoiduissa rakennuspaloissa syntyneiden kokonaisvahinkojen vertailu Helsingissä ja koko maassa.

	Helsinki	Koko maa
Lukumäärä	1 091	9 314
Minimi (mk)	10	1
Maksimi (mk)	25 300 000	106 000 000
Keskiarvo (mk)	187 000±39 000	190 000±18 000
Keskihajonta (mk)	1 285 000	1 770 000
Mediaani (mk)	15 000	20 000
80 % fraktiili (mk)	116 000	120 000
90 % fraktiili (mk)	250 000	300 000
99 % fraktiili (mk)	2 300 000	2 200 000

Helsingissä tilastoitujen palovahinkojen keskiarvo oli 187 000 mk ja mediaani 15 000 mk. Koko maassa samat arvot olivat likimain yhtä suuria, keskiarvon ollessa 190 000 mk ja mediaanin 20 000 mk. Myös eri fraktiilit olivat hyvin lähellä toisiaan.

3.2 Tilastokeskuksen rakennuskanta

3.2.1 Lukumäärän tiheysjakauma

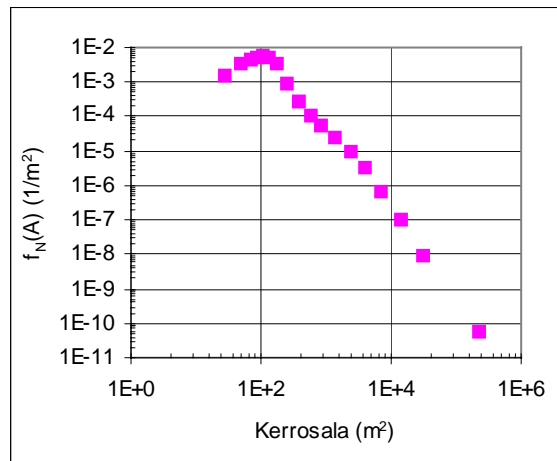
Rakennuskantatiedot pohjautuivat Tilastokeskuksen sähköiseen aineistoon rakennuskannasta Suomessa 31.12.1999. Tilastokeskuksen rakennuskantaan ei lueta maatalous-

rakennuksia, vapaa-ajan rakennuksia eikä muita rakennuksia paitsi silloin, kun ko. rakennuksissa on asuttuja asuntoja tai toimitiloja. Siihen ei ole laskettu mukaan esimerkiksi kesämökkejä, joissa ei ole ympärivuotista asutusta, eläinsuojia, turkistarhoja, ym.

Kun rakennuskannan rakennukset jaettiin kerrosalan mukaisesti luokkiin, lukumäärän tiheysjakauma saatiin kaavasta

$$f_{Ni}(A) = \frac{n_i}{N \cdot \Delta A}, \quad (30)$$

missä n_i on kerrosalaluokkaan kuuluvien rakennusten lukumäärä, N kaikkien rakennusten lukumäärä yhteensä ja ΔA kerrosalaluokan koko. Näin saatu rakennusten lukumäärän tiheysjakauma on esitetty kuvassa 2.

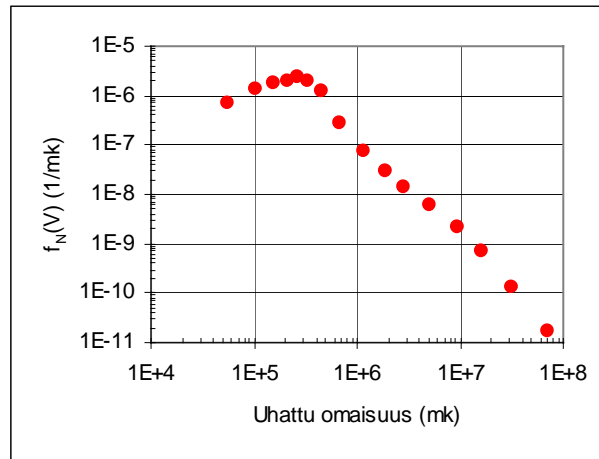


Kuva 2. Rakennuskantaan kuuluvien rakennusten lukumäärän tiheysjakauma kerrosalan funktiona.

Olettaen, että uhatun omaisuuden ja kerrosalan välillä on potenssimuotoinen riippuvuus (25), saadaan lukumäärän tiheysjakauma myös uhatun omaisuuden funktiona muuntamalla kerrosala kaavassa (30) uhatuksi omaisuudeksi. Tiheysjakauma on tällöin muotoa

$$f_{Ni}(V) = \frac{n_i}{N} \frac{1}{V_0 q A^{q-1}} \frac{1}{\Delta A}, \quad (31)$$

joka on esitetty kuvassa 3.



Kuva 3. Rakennuskantaan kuuluvien rakennusten lukumäärän tiheysjakauma uhatun omaisuuden funktiona.

3.2.2 Teoreettinen sovite

Tiheysjakaumaan sovitettiin Pareton ja kahden logaritmisen normaalijakauman summa, johon päädyttiin aiemmin rakennusten lukumäärän tiheysjakaumaa määritettäessä (Tilander & Keski-Rahkonen 2001).

$$v_N(A) = c_{1N} v_{1N}(A) + c_{2N} v_{2N}(A) + c_{3N} v_{3N}(A), \quad (32)$$

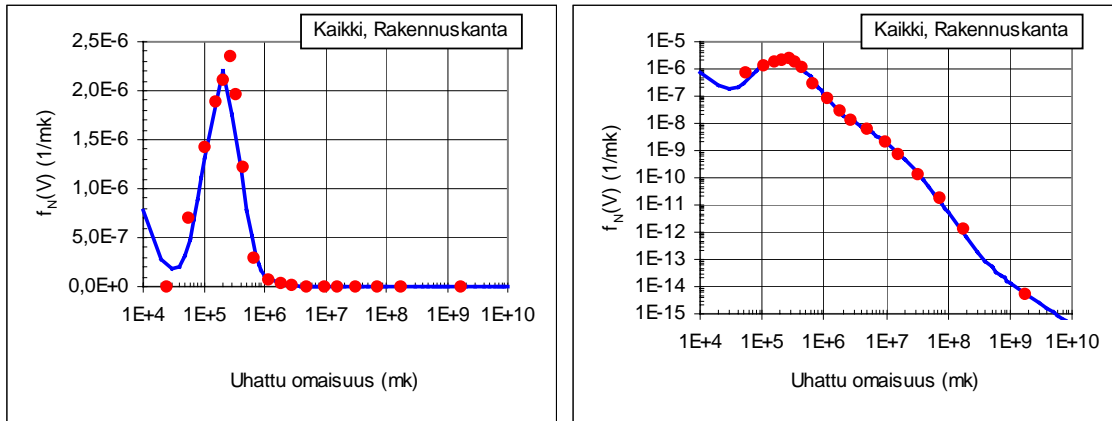
missä

$$v_{1N}(A) = \lambda_N S_N^{\lambda_N} A^{-\lambda_N-1} \quad (33)$$

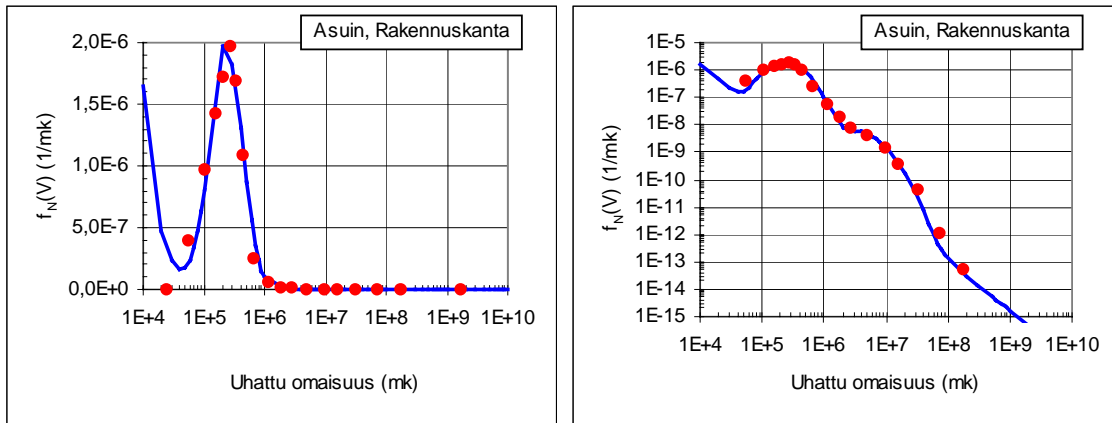
ja

$$v_{iN}(A) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{iN}A} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln A - \mu_{iN}}{\sigma_{iN}}\right)^2\right], \quad i = 2,3. \quad (34)$$

Summafunktio (32) on sovitettu kuvassa 4 kaikkien sekä kuvassa 5 asuinrakennusten tilastohavaintoihin. Soviteparametrien arvot on esitetty taulukossa 2.



Kuva 4. Kaikkien rakennusten lukumäärän kerrosalajakauma. Tilastohavainnot pisteinä ja teoreettinen sovite (viiva).



Kuva 5. Asuinrakennusten lukumäärän kerrosalajakauma. Tilastohavainnot pisteinä ja teoreettinen sovite (viiva).

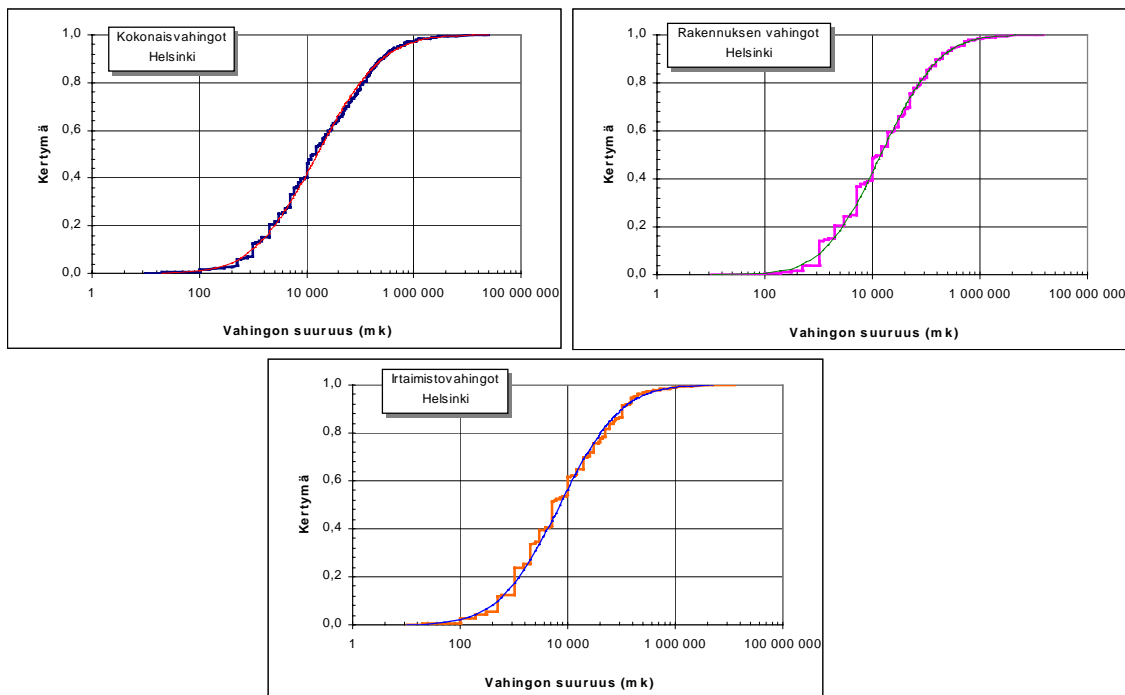
Taulukko 2. Rakennusten lukumäärän tiheysjakaumasovitteen (32) parametrien arvot.

Rakennukset	c_{1N}	λ_N	S_N	c_{2N}	μ_{2N}	σ_{2N}	c_{3N}	μ_{3N}	σ_{3N}
Kaikki	0,05	0,55	1 000	0,85	12,6	0,7	0,10	14,8	1,3
Asuin	0,13	0,8	1 000	0,8	12,7	0,6	0,04	15,4	0,7

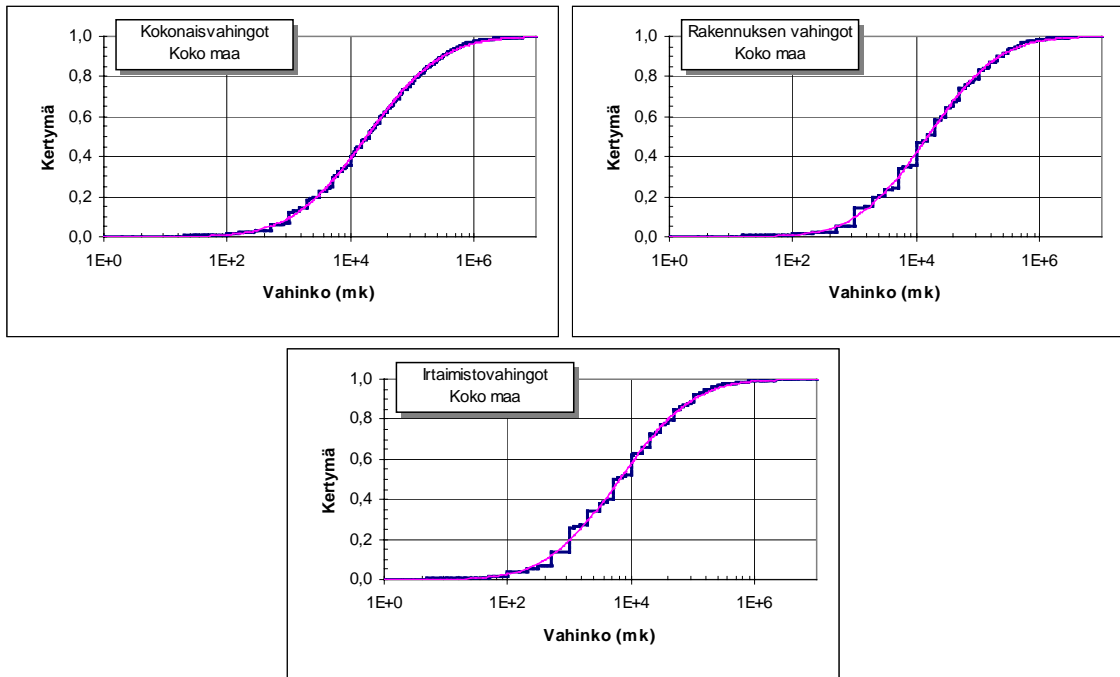
4. Taloudellinen vahinko Helsingin ja koko maan rakennuspaloissa

4.1 Vahinkojen kertymäfunktiot

Tilastoidut palovahingot voidaan jakaa neljään ryhmään (Lindblom 2001), kokonaisvahingot, kiinteistölle aiheutuneet vahingot, irtaimistovahingot sekä keskeytysvahingot. Tässä kappaleessa on keskitytty kolmeen ensimmäiseen ryhmään. PRONTOsta poimitujen tilastohavaintojen (Lindblom 2001) kertymäfunktioihin sovitettiin logaritminen normaalijakauma käyttäen apuna tilasto-ohjelma STATISTICAa. Sovitteet Helsingin ja koko maan havaintojoukkoihin on esitetty kuvassa 6 ja 7. Logaritmisen normaalijakauman soviteparametrit, keskiarvo ja keskihajonta on esitetty taulukossa 3.



Kuva 6. Kokonais-, rakennus- ja irtaimistovahinkojen kertymäfunktiot Helsingissä 1995–99 sekä havaintoihin sovitettu logaritminen normaalijakauma.



Kuva 7. Kokonais-, rakennus- ja irtaimistovahinkojen kertymäfunktiot koko maassa 1996–99 sekä havaintoihin sovitettu logaritminen normaalijakauma.

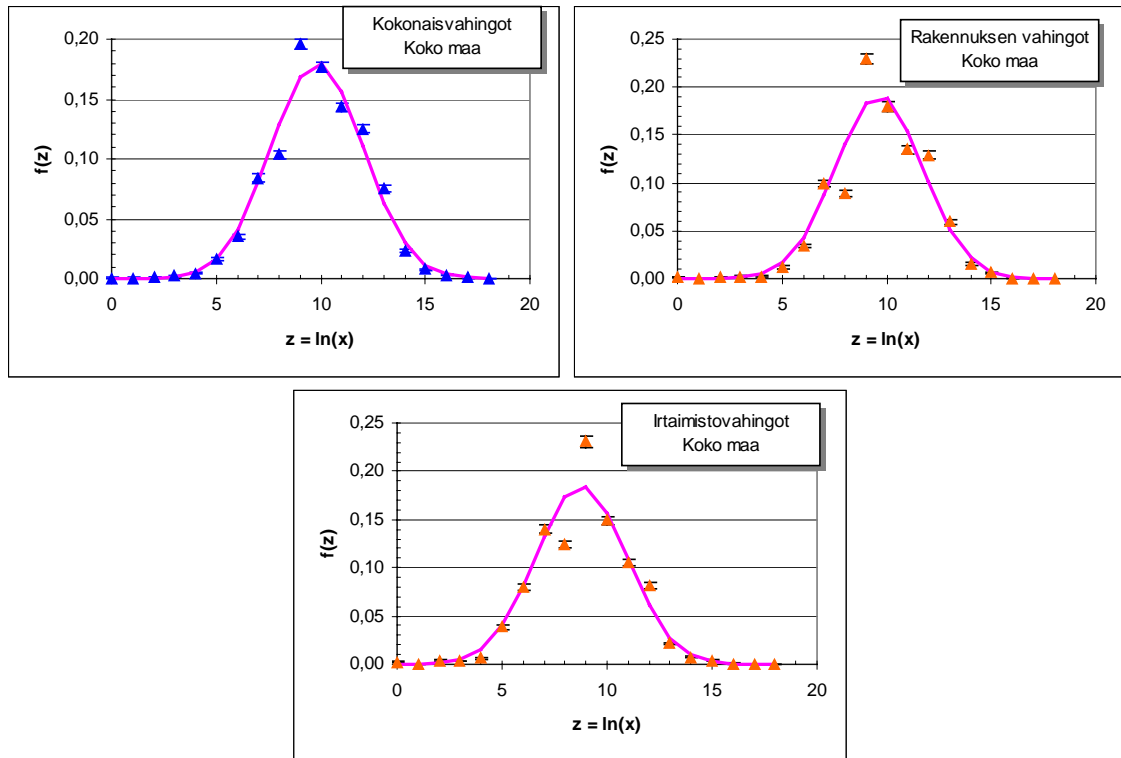
Taulukko 3. Helsingin ja koko maan omaisuusvahinkohavaintoihin sovitettujen logaritmistien normaalijakaumien keskiarvot ja -hajonnat.

Helsinki		
	Keskiarvo	Keskihajonta
Kokonaisvahingot	9,67	2,18
Kiinteistön vahingot	9,58	1,95
Irtaimistovahingot	8,87	2,07
Koko maa		
Kokonaisvahingot	9,80	2,21
Kiinteistön vahingot	9,63	2,09
Irtaimistovahingot	8,77	2,16

4.2 Vahinkojen tiheysfunktiot

Edellä esitetyt sovitteet tehtiin tilastohavaintojen kertymäfunktioihin. Kertymä integraalifunktiona ei kuitenkaan tuo esille pieniä muutoksia havaintojoukossa, jotka puolestaan tiheysfunktiossa tulevat esiin paremmin. Voidaan todeta, että jos vahinko x on

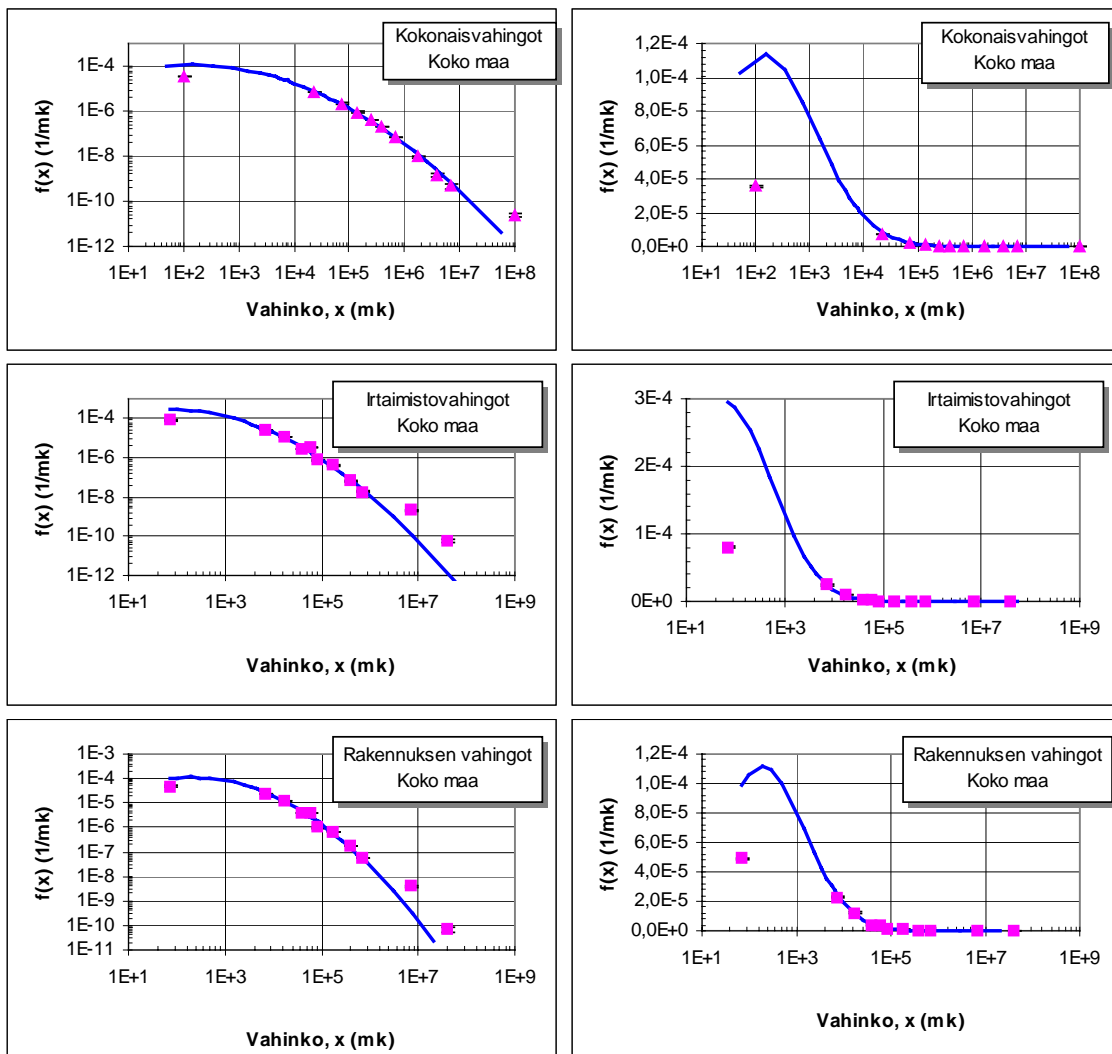
logaritmisesti normaalijakautunut, sen logaritmin $\ln(x)$ tulee noudattaa normaalijakaumaa. Kuvassa 8 on piirretty vahinkojen logaritmin tiheysfunktio koko maassa samaan kuvaan normaalijakauman kanssa. Normaalijakauman parametrit saatiin taulukosta 3.



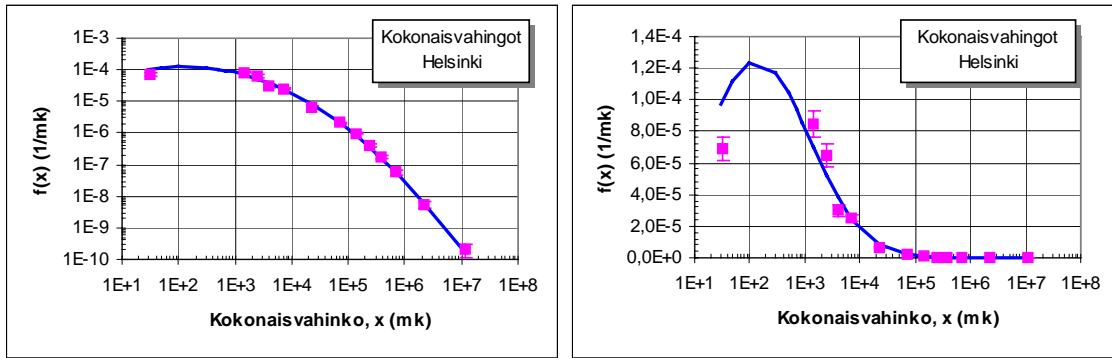
Kuva 8. Koko maassa tulipaloissa syntyneiden vahinkojen logaritmin tiheysfunktio (kolmiot) piirrettynä samaan kuvaan normaalijakauman kanssa.

Kuvasta 8 nähdään, ettei vahinko ole niin tarkasti logaritmisesti normaalijakautunut kuin kuvaa 7 tarkastelemalla vaikuttaa, vaan pieniä poikkeamia teoreettisesta käyrästä on havaittavissa. Kuvassa 9 koko maan ja kuvassa 10 Helsingin aineistosta määritetyt tiheysfunktiot on esitetty markkoina. Vasemmalla molemmat koordinaattiakselit ovat logaritmisiä, oikealla y-akseli on lineaarinen. Samaan kuvaan on piirretty myös logaritminen normaalijakauma, jonka parametrit on esitetty taulukossa 3. Kuvat 8–10 osoittavat vanhastaan tunnetun tosiasian, että tiheysfunktio kuvaa jakaumaa kertymäfunktiota huomattavasti tarkemmin. Vaikka kertymäfunktioiden sovitteita voidaan pitää erittäin hyvinä, tiheysfunktioissa on merkittäviä eroja. Kuvista 9 ja 10 huomataan yleiskuvan ja yksityiskohtien erojen merkitys. Vasemmalla logaritmisellä pystyasteikolla soviteen havaitaan kuvaavan ilmiötä likimääräisellä tavalla koko alueella. Oikealla lineaarisella pystyasteikolla käytettäessä pienten arvojen havaitaan poikkeavan sovitteesta jopa tekijällä 3, mitä perinteisesti ei ole totuttu pitämään kovin hyvänä sovitteena! Nämä esimerkit osoittavat, että vahingon kuvaaminen yksityiskohdittain tarkasti vaatisi huomattavasti monimutkaisempia funktioita, kuin kaavat (32)–(34) esittävät; sama havainto tehtiin myös syttymistaajuuksia mallitettaessa (Tillander & Keski-Rahkonen 2001). Tässäkään

kohdassa emme pyri suurimpaan mahdolliseen tarkkuuteen, vaan tyydymme nyt ilmiöiden yleiskuvaukseen jakaumien keskivaiheilla. Jos haluamme suurta tarkkuutta, jakaumien rakennetta on lisättävä ja ehkä yleistettävä jatkuvista epäjatkuihin. Niistä on laskeettava myös eri suureet numeerisesti. Tällaisen menettelyn haittana on epähavainnollisuus. Siksi tässä yritetään viedä analyysi läpi analyttisenä ja vasta lopussa arvioidaan menettelytavan hyvyys sekä mahdolliset vaadittavat lisätoimet.



Kuva 9. Koko maassa tulipaloissa syntyneiden vahinkojen tiheysfunktiot piirrettynä samaan kuvaan logaritmisen normaalijakauman kanssa. Vasemmalla logaritmitet x - ja y -akselit, oikealla logaritminen x - ja lineaarinen y -akseli.



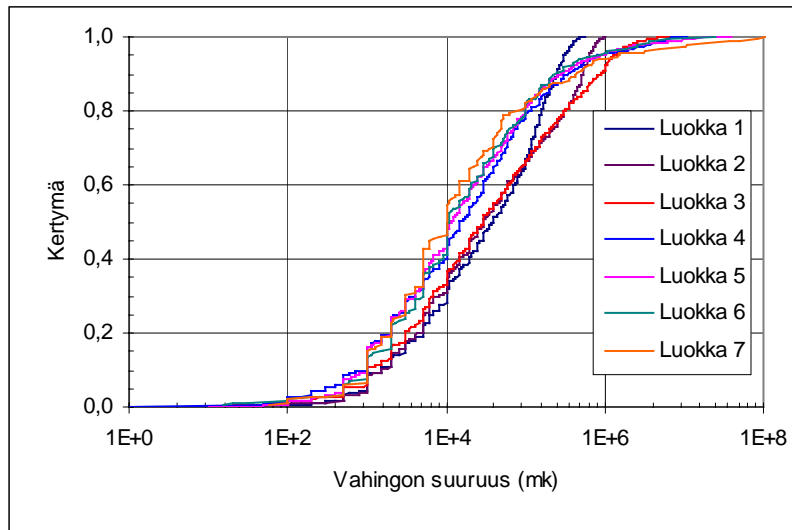
Kuva 10. Kokonaisvahingon tiheysfunktio ja logaritminen normaalijakauma Helsingissä. Vasemmalla logaritmiset x - ja y -akselit, oikealla logaritminen x - ja lineaarinen y -akseli.

4.3 Koko maan havaintojen jako luokkiin uhatun omaisuuden perusteella

Koko maan kokonaisvahinkohavainnot jaettiin uhatun omaisuuden perusteella seitsemään luokkaan, koska haluttiin selvittää onko vahinkojen jakauman matemaattinen muoto sama myös luokkien sisällä. Käytettyjen luokkien rajat on esitetty taulukossa 4. Kokonaisvahingon kertymäfunktio eri luokissa on esitetty kuvassa 11.

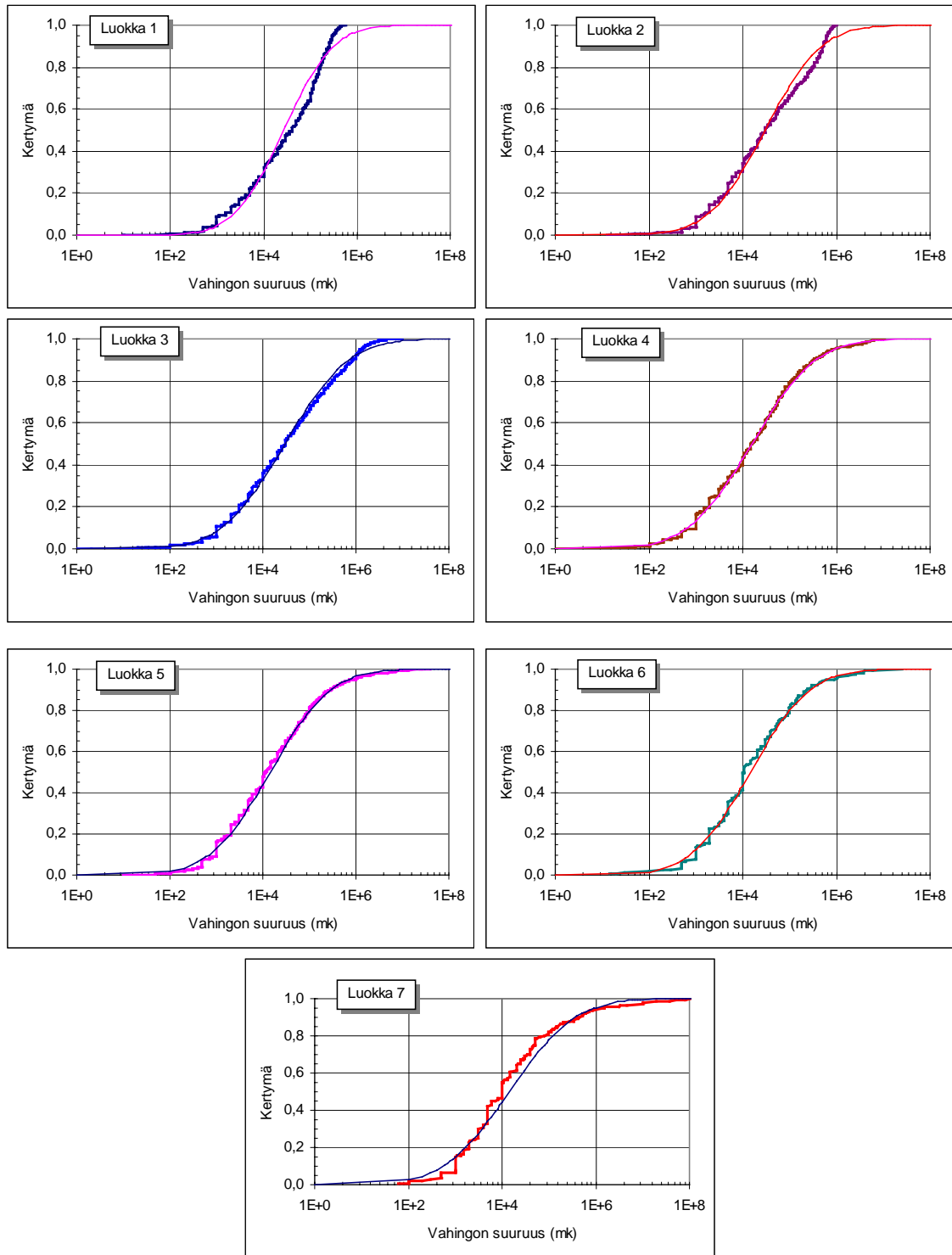
Taulukko 4. Uhatun omaisuuden perusteella tehdyn luokkajaon rajat ja eri luokkien havaintoihin sovitettujen logaritmisien normaalijakauman parametrit.

Luokka	Rajat (mk)	Keskiarvo	Keskihajonta
1	100 000–499 999	10,20	1,94
2	500 000–999 999	10,31	2,18
3	1 000 000–4 999 999	10,30	2,47
4	5 000 000–9 999 999	9,66	2,46
5	10 000 000–49 999 999	9,57	2,35
6	50 000 000–99 999 999	9,59	2,30
7	100 000 000–3 000 000 000	9,56	2,53



Kuva 11. Kokonaisvahingon kertymä eri uhatun omaisuuden luokissa. Luokkajako on esitetty taulukossa 4.

Kuvasta 11 nähdään eri luokkien kertymäjakaumien poikkeavan toisistaan jonkin verran. Näihin kertymäfunktioihin sovitettiin logaritminen normaalijakauma, jotta nähtäisiin ovatko myös uhatun omaisuuden perusteella luokkiin jaotellut palovahingot logaritmisesti normaalijakautuneita. Määritetyt keskiarvot ja keskihajonnat on esitetty taulukossa 4.



Kuva 12. Kokonaisvahinkojen kertymäfunktioiden logaritmisien normaalijakauman sovitteet eri luokissa.

Kuvasta 12 nähdään, että jo kertymäfunktiossa näkyy poikkeamia oletetusta teoreettisesta jakaumasta erityisesti luokissa 1, 2 ja 7. Tiheysfunktio, jotka on esitetty liitteessä A osoittivat, että vain luokka 4 näyttäisi silmävaraisesti olevan logaritmisesti normaali-

jakautunut. Ennen sovitteiden numeerista vertailua katsotaan kuvan 12 tuloksia silmävartaisesti. Niistä on nähtävissä, että luokissa 1, 2 ja 7 kertymät koostuvat selvästi erillisistä ryhmistä. Kertymäfunktio olisikin muodostettava näiden yhdelmänä.

4.4 Sovitteiden hyvyys

4.4.1 Yleistä

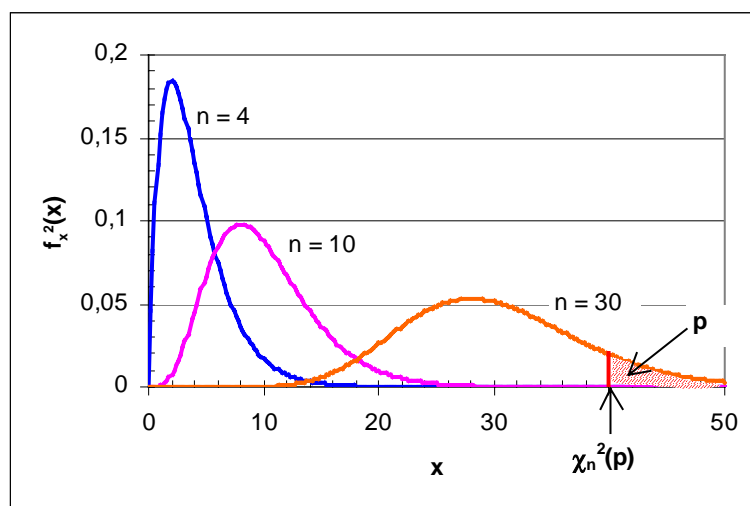
Kun otetaan tarkasteluun n toisistaan riippumatonta $N(0,1)$ -jakautunutta satunnaismuuttujaa X_1, X_2, \dots, X_n ja merkitään niiden neliöiden summaa

$$\chi_n^2 = X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_n^2 \quad (35)$$

saadaan satunnaismuuttuja, jota kutsutaan χ^2 -jakautuneeksi vapausasteilla n (Lokki 1980, Laininen 1998). Vapausaste n ilmoittaa kuinka monta toisistaan riippumatonta satunnaismuuttujaa on käytetty neliösummaa muodostettaessa. χ^2 -jakauman tiheysfunktio on

$$f_{\chi^2}(x) = \frac{1}{\Gamma(\frac{n}{2}) \cdot 2^{\frac{n}{2}}} x^{\frac{n}{2}-1} \exp(-\frac{x}{2}) \quad (36)$$

Tiheysfunktion kulku eri vapausasteiden arvoilla on esitetty kuvassa 13.



Kuva 13. χ^2 -jakauman tiheysfunktio eri vapausasteiden n arvoilla.

Kuvaan 13 piirretty viivoitettu alue kuvaa yhteensopivuustestissä käytettyä todennäköisyyttä p , joka ilmoittaa, kun $x = \chi_n^2(p)$ kuinka monta prosenttia tiheysfunktion ja x-akselin väliin jäävästä pinta-alasta on välillä $(\chi_n^2(p), \infty)$.

χ^2 -yhteensopivuustestin avulla voidaan tarkastella esimerkiksi sovitteiden hyvyyttä. Yhteensopivuustestissä tarkastellaan, onko satunnaismuuttujasta X poimittu satunnaisotos sopusoinnussa X :n jakaumasta tehdyn ennakkohypoteesin kanssa. (Laininen 1998). Edellä satunnaismuuttuja X on vahingon suuruus, jonka kertymäfunktio on $F(x)$. $G(x)$ on nyt logaritmissen normaalijakauman kertymäfunktio. Testattavat hypoteesit ovat

$$H_0 : F(x) = G(x) \text{ kaikilla } x \quad (37)$$

$$H_1 : F(x) \neq G(x) \text{ joillakin } x$$

valitulla riskitasolla α

Sovitteen hyvyyttä kuvaa edellä mainittu todennäköisyys p , joka ilmoittaa kuinka suuret mahdollisuudet sattumalla on enintään aiheuttaa vähintään havaitun suuruinen poikkeama. Tavallisesti poikkeama tulkitaan merkitseväksi eli pääasiassa muusta kuin sattumasta johtuvaksi, jos p on pienempi tai yhtä suuri kuin 0,05 (Laininen 1998). Yhteensopivuustestissä

$$p = P(\chi^2 \geq \chi_n^2(p)) \leq \alpha \Rightarrow H_0 \text{ hylätään} \quad (38)$$

4.4.2 Kaikki rakennuspalot

Arvioitaessa tehtyjen sovitteiden hyvyyttä käytettiin STATISTICA-ohjelman tekemää yhteensopivuustestiä. Logaritmissen normaalijakauman sovitteeseen liittyvä yhteensopivuustesti on likimääräinen, joka perustuu uskottavuusfunktion maksimiarvoon ja on melko tehoton. Tämän vuoksi sovitteen hyvyyttä testattiin vertaamalla havainnoista otettuja logaritmeja normaalijakaumaan sillä perusteella, että jos logaritmia ei voida hyväksyä normaalijakautuneeksi ei myöskään alkuperäistä muuttujaa voida hyväksyä logaritmisesti normaalijakautuneeksi. Taulukossa 5 on esitetty kappaleessa 4.1 tehtyjen logaritmisesti normaalien sovitteiden yhteensopivuustestillä saadut $\chi_n^2(p)$ -arvot sekä vapausasteiden n arvot sekä niiden perusteella määritetyt todennäköisyydet p .

Taulukko 5. Helsingin vuosien 1995–99 ja koko maan vuosien 1996–99 logaritmiin havaintoihin sovitetun normaalijakauman sovituksen hyvyyttä mittaavien parametrien arvot.

Helsinki			
	$\chi_n^2(p)$	n	p
Kokonaisvahingot	60,1	10	3E-09
Rakennusvahingot	118,0	8	9E-22
Irtaimistovahingot	122,8	9	4E-22
Koko maa			
Kokonaisvahingot	482,8	13	6E-95
Rakennusvahingot	1207	12	6E-251
Irtaimistovahingot	1206	12	1E-250

Koska todennäköisyys p on kaikissa tapauksissa pienempi kuin 0,05, yhteensopivuustestin perusteella logaritminen normaalijakauma ei sovellu kuvaamaan havaintoja missään yllä olevista tapauksista. Silmävaraisesti kertymäfunctiot vaikuttivat noudattavan logaritmistä normaalijakaumaa melko hyvin. Kuitenkin kappaleen 4.2 tiheysfunctiot osoittivat, että poikkeamia teoreettisesta käyrästä oli selvästi havaittavissa.

4.4.3 Luokkajako uhatun omaisuuden perusteella

Taulukossa 6 on esitetty yhteensopivuustestin avulla saatu todennäköisyys p , jonka arvon alittaessa 0,05 voidaan olettaa oletushypoteesin (havainnot noudattavat logaritmistä normaalijakaumaa) pitävän paikkansa. Taulukosta 6 nähdään, että p ei ylitä arvoa 0,05 missään luokassa. Tämän perusteella voidaan päätellä, että logaritminen normaalijakauma soveltuu kuvaamaan havaintoja kaikissa luokissa melko huonosti. Parhaiten jakauma soveltui havaintoihin luokissa 4 ja 6.

Taulukko 6. Eri luokkiin sovitetun logaritmisen normaalijakauman yhteensopivuustestin perusteella määritetty sovitteen hyvyys p .

Luokka	p
1	2E-141
2	2E-83
3	2E-21
4	0,04
5	1E-14
6	0,03
7	8E-06

4.4.4 Yhteenveto

Tulipaloissa syntyneet taloudelliset vahingot näyttivät kertymäfunktioon tehtyjen sovitteiden perusteella noudattavan logaritmisesta normaalijakaumaa hyvin. Tiheysfunktiot kuitenkin paljastivat, että pieniä eroja havaintojen ja teoreettisen jakauman välillä oli havaittavissa. On kuitenkin epätodennäköistä, että mikään yksinkertainen matemaattinen jakauma pystyisi kuvaamaan havaintoja täydellisesti ja siten logaritminen normaalijakauma on melko hyvä sovite poikkeamista huolimatta.

4.5 Kokonaisvahingon odotusarvo uhatun omaisuuden funktiona

4.5.1 Helsinki

Tiettyssä rakennuksessa syttyvässä tulipalossa syntyvän vahingon odotusarvo voidaan määrittää Ramachandranin teorian mukaisesti kaavasta (17), kun tunnetaan rakennuksen uhatun omaisuuden arvo. Lisäksi teoria olettaa, että tarkasteltavan ryhmän palovahingot ovat logaritmisesti normaalijakautuneet tunnetuin parametrein.

Analyysia varten tilastohavainnot jaettiin uhatun omaisuuden mukaisesti kuuteen luokkaan. Luokkien rajat sekä havaintojen lukumäärä kussakin luokassa on esitetty taulukossa 7.

Taulukko 7. Uhatun omaisuuden luokkajaan rajat.

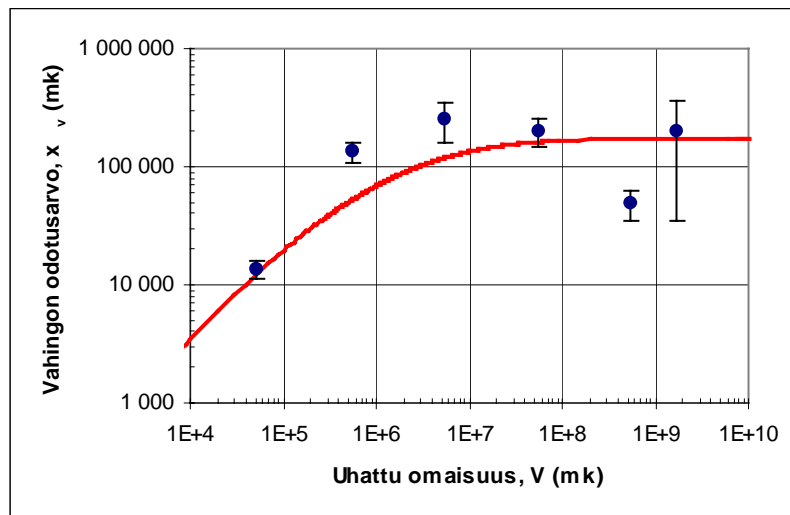
Luokka	Uhattu omaisuus (mk)	Lkm
1	0–99 999	48
2	100 000–999 999	67
3	1 000 000–9 999 999	241
5	10 000 000–99 999 999	618
6	100 000 000–99 999 999	108
7	1 000 000 000–	9
	<i>Yhteensä</i>	<i>1 091</i>

Kuvassa 14 on pisteillä piirretty kunkin luokan tilastohavainnoista määritetty kokonaisvahingon keskiarvo. Virhejana kuvaa keskiarvon keskivirhettä, joka saadaan kaavasta

$$\sigma_x = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (39)$$

missä σ on keskihajonta ja n havaintojen lukumäärä.

Samaan kuvaan 14 on tilastohavaintojen kanssa piirretty kaavasta (17) määritetty teoreettinen vahingon odotusarvo. Logaritmisena normaalijakauman parametrien arvot on saatiin taulukosta 3.



Kuva 14. Vahingon odotusarvo uhatun omaisuuden funktiona Helsingissä. Pisteillä on piirretty todellisten vahinkojen luokkakohtaiset keskiarvot. Virhejana kuvaa keskiarvon keskivirhettä.

Silmävaraisen tarkastelun perusteella teoreettinen käyrä näyttää sopivan tilastohavaintoihin kohtalaisesti.

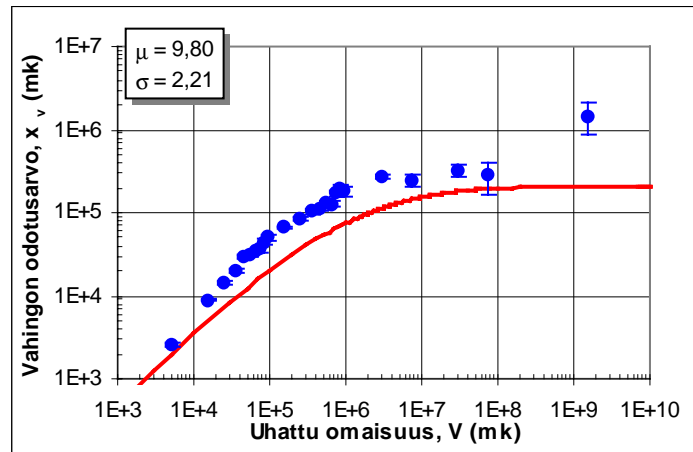
4.5.2 Koko maa

Koko maan havainnot muodostivat huomattavasti suuremman joukon, 9 314 kpl, jolloin ne voitiin jakaa 24 luokkaan uhatun omaisuuden perusteella. Käytetyn luokkajaon rajat on esitetty taulukossa 8.

Taulukko 8. Uhatun omaisuuden luokkajaon rajat.

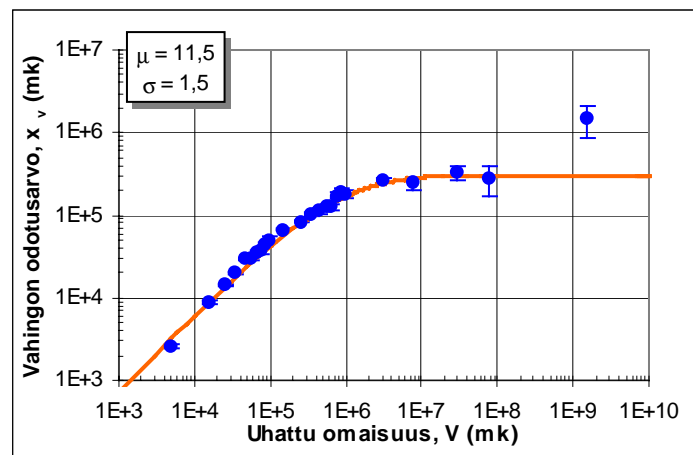
Luokka	Uhattu omaisuus (mk)	Luokka	Uhattu omaisuus (mk)
1	0–9999	13	300 000–399 999
2	10 000–19 999	14	400 000–499 999
3	20 000–29 999	15	500 000–599 999
4	30 000–39 999	16	600 000–699 999
5	40 000–49 999	17	700 000–799 999
6	50 000–59 999	18	800 000–899 999
7	60 000–69 999	19	900 000–999 999
8	70 000–79 999	20	1 000 000–4 999 999
9	80 000–89 999	21	5 000 000–9 999 999
10	90 000–99 999	22	10 000 000–49 999 999
11	100 000–199 999	23	50 000 000–99 999 999
12	200 000–299 999	24	100 000 000–3 000 000 000

Kuvaan 15 on piirretty tilastohavainnoista määritetty vahingon keskiarvo keskivirheinen (pisteet) samaan kuvaan teoreettisen vahingon odotusarvon kanssa (kaava (17)).



Kuva 15. Vahingon odotusarvo uhatun omaisuuden funktiona koko maassa. Pisteillä on piirretty todellisten vahinkojen luokkakohtaiset keskiarvot. Virhejanat kuvaavat keskiarvon keskivirhettä.

Kuten kuvasta 15 nähdään, teoreettinen käyrä jää selvästi alemmaksi kuin tilastohavaintopisteet. Kun logaritmissen normaalijakauman parametreja muutettiin, käyrä saatiin kulkemaan tilastohavaintopisteiden kautta. Silmävaraisen sovituksen tuloksena parametrien arvoiksi saatiin $\mu = 11,5$ ja $\sigma = 1,5$. Sovituksen tulos on esitetty kuvassa 16.



Kuva 16. Vahingon odotusarvo uhatun omaisuuden funktiona. Koko maan vahinkojen luokkakohtaiset keskiarvot on piirretty kuvaan pisteinä.

4.5.3 Yhteenveto

Kuvien 14–16 teoreettisten käyrien perusteella näyttäisi, että uhatun omaisuuden ylitäessä 1–10 mmk, odotettu vahinko ei enää kasva. Käyrä vastasi melko hyvin Helsingin tilastohavaintoja, mutta havaintojoukon pienuuden takia tulos on vain suuntaa antava. Koko maalle piirretty teoreettinen käyrä jäi selvästi todellisia havaintoja alemmaksi, sen

muodon ollessa kuitenkin samankaltainen. Muuttamalla logaritmissen normaalijakauman parametreja käyrä saatiin sopimaan havaintoihin. Kuvien 15 ja 16 tilastohavaintopisteiden perusteella näyttäisi myöskin, että vahingon keskiarvo vakiintuu tietylle tasolle 100 mmk omaisuuden arvoon saakka. Sitä suuremmilla uhatun omaisuuden arvoilla oli kuitenkin niin vähän havaintoja, ettei johtopäätöksiä asiasta voida enää tehdä. Tämä asia on vakuutusmaailmassa hyvin tunnettu jälleenvakuutusten arvioinnin probleema.

Teoreettisen käyrän ja tilastohavaintojen heikkoon yhteensopivuuteen vaikuttivat osaltaan sovelletun mallin rajoitukset. Periaatteessa tarvitsisimme vahingon todennäköisyysjakauman kullekin rakennukselle, jossa uhatun omaisuuden arvo on V (mk). Näiden jakaumien muodostaminen olisi kuitenkin vaivalloista ja aikaa vievää, jonka vuoksi jakaumat approksimoidaan kokonaisjakaumasta. Jos kokonaisjakauma on logaritmisesti normaali keskiarvolla μ ja keskihajonnalla σ , tiheysfunktio on kokonaisjakauman katkaistu versio. Siten vahingon tiheysfunktio rakennuksessa, jossa uhatun omaisuuden arvo on V (mk) on

$$f_V(z) = \frac{1}{G(k)\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right)^2\right] \quad (40)$$

missä $G(k)$ saadaan kaavasta (14). Tiheysfunktioista (40) saadaan integroimalla kaavassa (19) esitetty kertymäfunktio. Lisäksi teoria olettaa, että syntynyt vahinko voi olla korkeintaan uhatun omaisuuden suuruinen. Suomen tilastohavainnoissa kokonaisvahinkoon on kuitenkin laskettu myös keskeytysvahingot, jolloin vahinko voi kasvaa suuremmaksi kuin uhattu omaisuus. Uhattuun omaisuuteen keskeytysvahinkoja ei ole laskettu mukaan lainkaan. Myös nämä seikat voivat vaikuttaa mallin sovellettavuuteen kyseiseen aineistoon, jonka vuoksi mallista saadut tulokset ovat tässä vaiheessa vain suuntaa antavia.

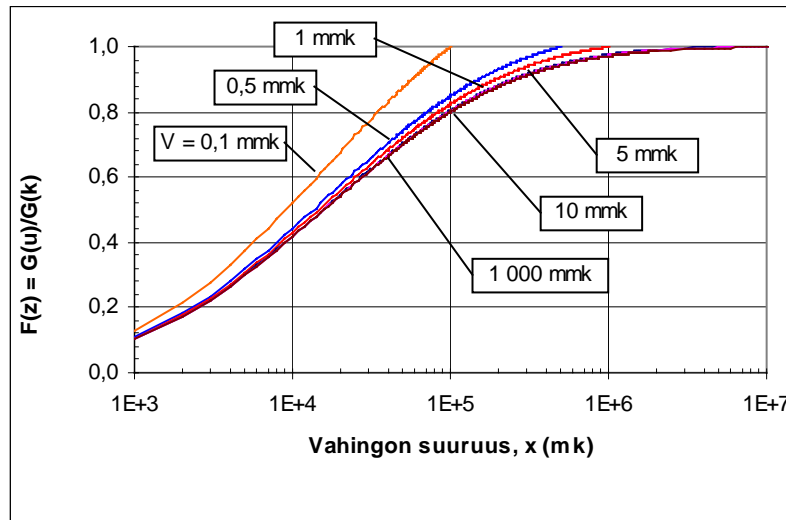
Yhteenvetona voidaan todeta, että Ramachandranin teorian suoraviivainen soveltaminen poikkeaa havaituista arvoista niin selvästi, ettei teoria sellaisenaan sovellu ennustetyökaluksi.

4.6 Vahingon suuruuden todennäköisyys

4.6.1 Helsinki

Kun uhatun omaisuuden arvo on tunnettu, voidaan kaavan (19) avulla määrittää myös vahingon suuruuden todennäköisyys. Kuvassa 17 on esitetty todennäköisyyskäyriä eri uhatun omaisuuden V arvoilla. x-akselilla on vahingon suuruus ja seuraamalla valittua uhatun omaisuuden käyrää, y-akselilta voidaan lukea todennäköisyys, jolla vahingon suuruus on korkeintaan x mk. Teorian perusoletuksena on, että vahinko on logaritmi-

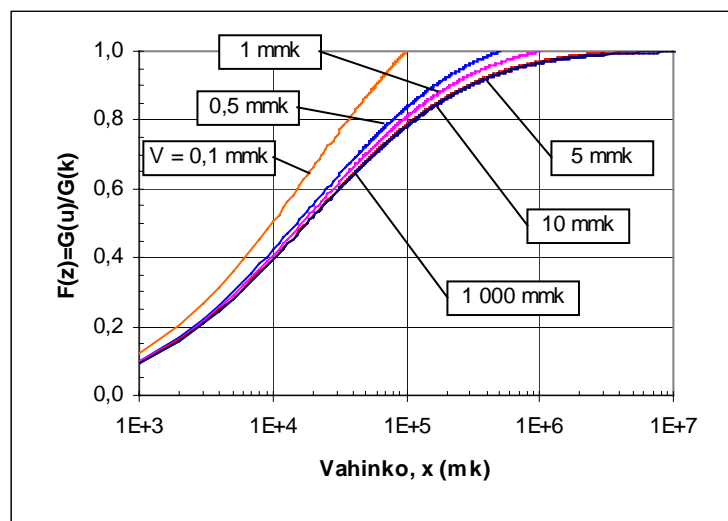
sesti normaalijakautunut ja suurin mahdollinen vahinko on korkeintaan uhatun omaisuuden V suuruinen.



Kuva 17. Vahingon suuruuden todennäköisyys Helsingissä eri uhatun omaisuuden V arvoilla.

4.6.2 Koko maa

Samat todennäköisyyskäyrät määritettiin myös käyttämällä koko maan havaintoaineistosta laskettuja parametreja. Tulos on esitetty kuvassa 18. Eri käyrät kuvaavat uhatun omaisuuden suuruutta.



Kuva 18. Vahingon suuruuden todennäköisyys koko maassa eri uhatun omaisuuden V arvoilla.

4.6.3 Yhteenveto

Kuvista 17 ja 18 nähdään, että uhatun omaisuuden kasvaessa todennäköisyys ei enää muutu vaan lähestyy yleistä käyrää. Kun tarkasteltavan ryhmän vahingon matemaattinen käyttäytyminen on tunnettu, todennäköisyydet eri uhatun omaisuuden arvoilla voidaan edellä kuvatulla tavalla määrittää. Kohdassa 4.5.3 mainittujen mallin rajoitusten vuoksi edellä esitetyt Helsingin ja koko maan kokonaisvahingon todennäköisyydet ovat vain suuntaa antavia.

4.7 Uhatun omaisuuden riippuvuus kerrosalasta

4.7.1 Helsinki ja koko maa

Uhatun omaisuuden ja kerrosalan välistä riippuvuutta tarkasteltaessa kelvollisiksi havainnoiksi rajattiin ne, joissa kokonaisvahinko ja uhattu omaisuus sekä kerrosala olivat nollaa suurempia. Kelvollisen havaintojoukon koko Helsingissä vuosilta 1995–99 oli siten 1 036 ja koko maassa vuosilta 1996–99 8 494 kpl. Sekä uhatun omaisuuden arvosta että kerrosalasta otettiin logaritmit, jonka jälkeen havaintojoukkoon sovitettiin suora (26) STATISTICA-ohjelmalla. Ohjelman laskemat parametrien arvot keskivirheineen on esitetty taulukossa 9. Taulukossa on esitetty myöskin regressioyhtälön parametrien avulla määritetyt potenssifunktion (25) kertoimet.

Taulukko 9. Regressioyhtälön soviteparametrit keskivirheineen sekä arvot 95 % luottamusväleillä (26) sekä potenssifunktion (25) parametrit Helsingissä ja koko maassa.

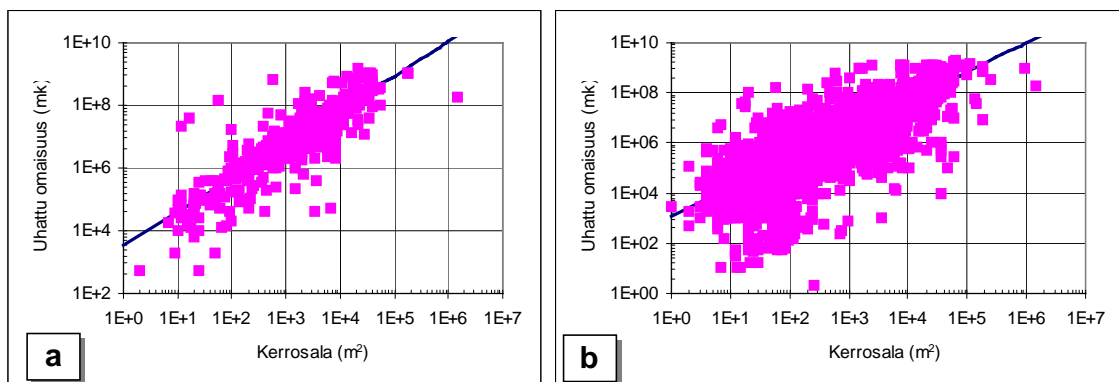
	Helsinki			Koko maa		
	<i>Arvo</i>	<i>Keskivirhe</i>	<i>Arvo 95 % luottamusvälillä</i>	<i>Arvo</i>	<i>Keskivirhe</i>	<i>Arvo 95 % luottamusvälillä</i>
a	1,09	0,02	1,09±0,03	1,15	0,01	1,15±0,01
b	8,10	0,13	8,10±0,26	7,09	0,04	7,08±0,08
	Helsinki			Koko maa		
q	1,09			1,15		
V₀	3 283			1 196		

Taulukossa 9 esitetyt regressioyhtälön kertoimien luottamusvälit saatiin kaavasta (29). Helsingissä vapausasteiden lukumäärä oli $n = 1\,033$ jolloin $t_{0,025} = 1,96$ ja koko maassa vastaavat arvot $n = 8\,492$, jolloin $t_{0,025} = 1,96$.

Havaintojen ja suoran yhteensopivuutta voidaan mitata selitysasteella R^2 , joka mittaa regressioyhtälöstä laskettujen ja havaittujen arvojen välistä korrelaatiota. Selitysaste ilmoittaa kuinka suuri murto-osa y-arvojen (uhattu omaisuus) vaihtelusta voidaan selittää x-muuttujien (kerrosala) arvoissa esiintyvillä muutoksilla. Selitysasteen arvo on nollan ja ykkösen välillä. Lähellä nollaa oleva arvo ilmoittaa, että regressioyhtälön ja havaintojen yhteensopivuus on heikko. Selitysasteen merkitsevyys riippuu havaintojen lukumäärästä. Merkitsevyyden mittana käytetään todennäköisyyttä p ja kriteerinä voidaan pitää, että sen tulee olla pienempi tai yhtä suuri kuin 0,05, jotta selitysaste poikkeaisi merkitsevästi nolasta, jolloin x-arvojen muutoksilla voitaisiin selittää y-arvoja tilastollisesti merkitsevässä mielessä.

Helsingin aineistoon tehdyssä sovituksessa selitysaste oli 0,80 eli suoran avulla voidaan selittää 80 % uhatun omaisuuden vaihtelusta. Koko maan aineistoon tehdyn sovituksen selitysaste oli 0,74.

Kuvassa 19 a) potenssifunktio on sovitettu Helsingin ja kuvassa 19 b) koko maan havaintoaineistoihin.



Kuva 19. Uhattu omaisuus kerrosalan funktiona a) Helsingissä ja b) koko maassa. Tilastohavainnot on piirretty kuvaan pisteinä ja uhatun omaisuuden riippuvuutta kuvaava potenssifunktio yhtenäisellä viivalla.

Vaikka sekä Helsingin että koko maan havaintoaineistossa oli hajontaa, kerrosalan ja uhatun omaisuuden välinen korrelaatio oli molemmissa tapauksissa merkitsevä.

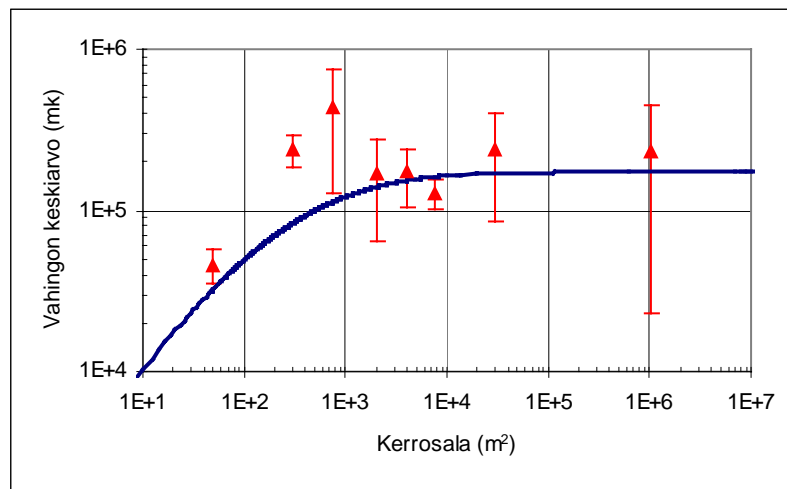
4.8 Kokonaisvahingon odotusarvon riippuvuus kerrosalasta

4.8.1 Helsinki

Uhatun omaisuuden riippuvuutta kerrosalasta kuvaavan potenssifunktion (25) avulla voidaan uhattu omaisuus muuntaa kerrosalaksi

$$A = \left(\frac{V}{V_0}\right)^{\frac{1}{q}} \quad (41)$$

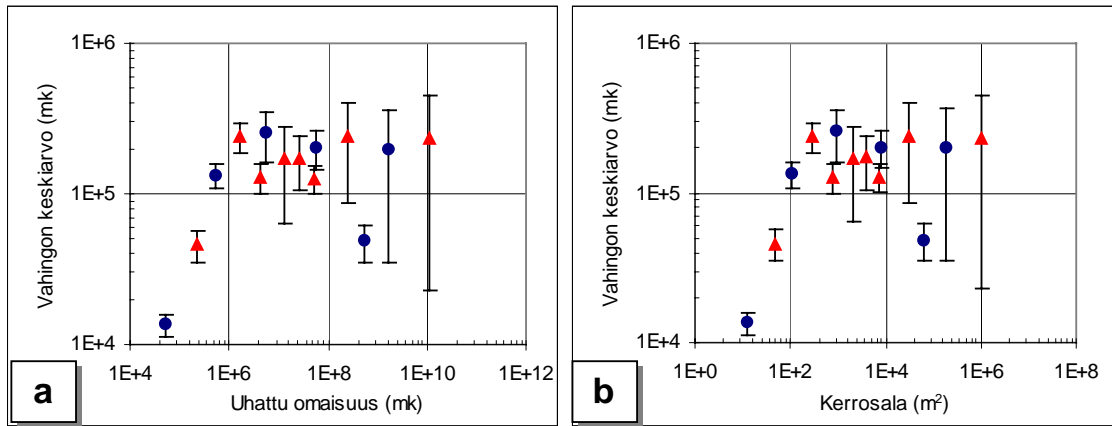
Käyttämällä kaavan (41) muunnosta voidaan kaavan (17) vahingon odotusarvo määrittää myös kerrosalan funktiona. Havaintoaineisto jaettiin kahdeksaan kerrosalaluokkaan. Kerrosalaluokkien keskiarvot keskivirheineen on piirretty kuvaan 20 (pisteet). Kuvaan 20 (viiva) on piirretty myös kohdassa 4.5 määritetty teoreettinen vahingon odotusarvo, jossa x-akselin uhatun omaisuuden arvo (mk) on muunnettu kerrosalaksi (m²) kaavalla (41).



Kuva 20. Kokonaisvahingon odotusarvo kerrosalan funktiona Helsingissä. Teoreettinen käyrä (viiva) sekä tilastohavainnot vuosilta 1995–99 (pisteet).

Kuvan 20 käyrän parametreina käytettiin edellisissä kohdissa määritettyjä Helsingin havaintoaineistoon pohjautuvia arvoja $\mu = 9,67$, $\sigma = 2,18$, $V_0 = 3\,283$ ja $q = 1,09$. Silmävaraisen tarkastelun perusteella teoreettinen käyrä sopii havaintoihin hyvin. Pienen havaintomäärän vuoksi virherajat kasvoivat kuitenkin melko suuriksi varsinkin suurilla kerrosalojen arvoilla.

Vertailun vuoksi piirretään vielä tilastohavaintojen keskiarvot keskivirheineen samaan kuvaan. Kuvassa 21 a) on palloilla merkitty havaintoja, jotka on jaettu uhatun omaisuuden mukaisesti luokkiin ja kolmioilla havaintoja, jotka on jaettu kerrosalan mukaisesti luokkiin, jonka jälkeen kerrosalan arvo on muunnettu uhatuksi omaisuudeksi kaavasta (41). Kuvassa 21 b) kolmioilla on merkitty havaintoja, jotka on jaettu kerrosalan mukaisesti luokkiin ja palloilla havaintoja, jotka on jaettu luokkiin uhatun omaisuuden mukaisesti, joka on sitten muunnettu kerrosalaksi kaavalla (41).

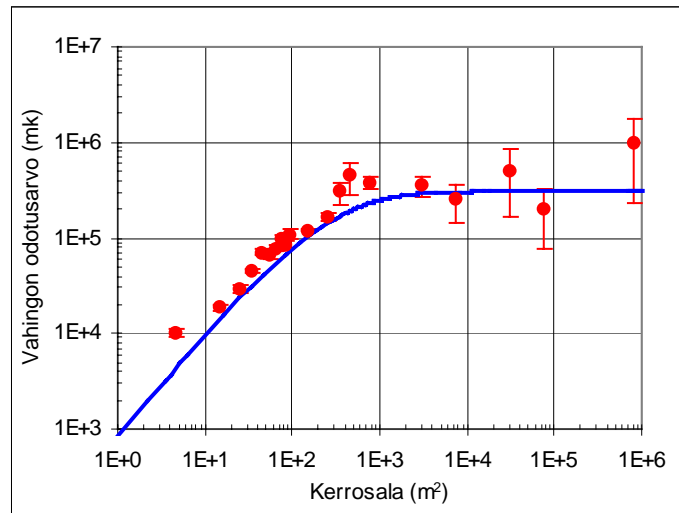


Kuva 21. a) Vahingon keskiarvo uhatun omaisuuden funktiona Helsingissä. Kolmioilla on merkitty havaintoja, joissa kerrosala on muunneltu uhatuksi omaisuudeksi. b) Vahingon keskiarvo kerrosalan funktiona. Palloilla on merkitty havaintoja, joissa uhattu omaisuus on muunneltu kerrosalaksi.

Kuvasta 21 nähdään, että havainnot näyttävät asettuvan samalle käyrälle.

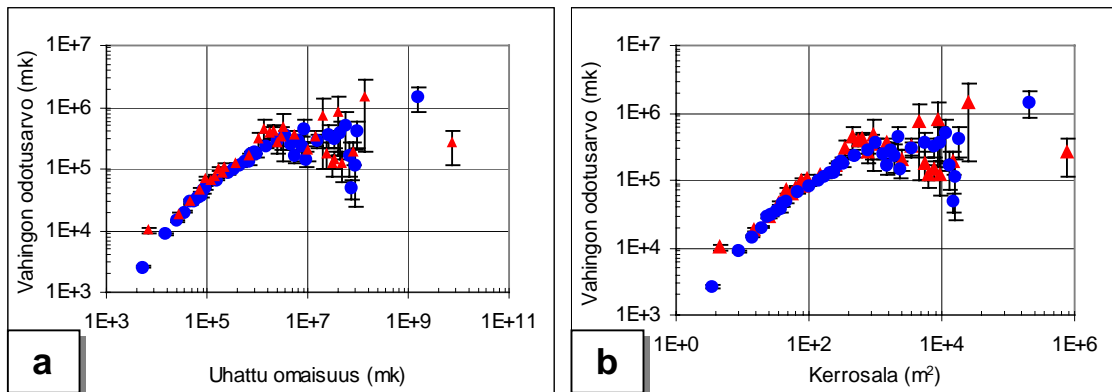
4.8.2 Koko maa

Koko maan kattavat havainnot jaettiin kerrosalan perusteella 20 luokkaan. Luokkien koot pyrittiin valitsemaan siten, että kuhunkin luokkaan tulisi riittävästi havaintoja, jolloin virherajat pysyvät kohtuullisina. Kuvassa 22 on esitetty luokkakohtainen kokonaisvahingon keskiarvo. Kaavan (39) avulla määritetty keskiarvon keskivirhe on merkitty kuhunkin pisteeseen virhejanalla. Kokonaisvahingon odotusarvon riippuvuus kerrosalasta määritettiin samoin kuin edellä. Saatu tulos sovitettuna tilastohavaintoihin on esitetty kuvassa 22.



Kuva 22. Vahingon odotusarvo kerrosalan funktiona, teoreettinen käyrä ja tilastohavainnot (pisteet) koko maassa 1996–99.

Vertailun vuoksi muunnetut havainnot on piirretty samaan kuvaan muuntamattomien kanssa kuvassa 23, josta nähdään havaintopisteiden osuvan päällekkäin ja siten vastaavan toisiaan myös muunnoksen jälkeen.



Kuva 23. a) Vahingon odotusarvo uhatun omaisuuden funktiona koko maassa. Punaisilla kolmioilla on merkitty havaintoja, joissa kerrosala on muunnettu uhatuksi omaisuudeksi. b) Vahingon odotusarvo kerrosalan funktiona koko maassa. Sinisillä palloilla on merkitty havaintoja, joissa uhattu omaisuus on muunnettu kerrosalaksi.

4.9 Rakennus- ja irtaimistovahingot

4.9.1 Keskeytysvahingon poisto

Kokonaisvahinko koostuu rakennuksen, irtaimiston sekä seurausvahingoista. PRON-TOn tilastoissa seurausvahingoista on arvioitu vain keskeytysvahinko. Edellä sovellettu

Ramachandranin teoria ei ottanut huomioon keskeytysvahinkoja lainkaan, vaan vahinko saattoi olla suurimmillaan vain uhatun omaisuuden eli uhatun rakennuksen ja irtaimiston summan suuruinen. Kun keskeytysvahingot jätettiin pois, saatiin logaritmissen normaalijakauman parametreiksi taulukossa 10 esitetyt arvot. Ennen parametrien määrittäystä joukosta oli poistettu havainnot, joissa joko rakennus- ja irtaimistovahinko tai uhattu omaisuus yhteensä olivat nolliä tai negatiivisia. Havaintoja jäi poiston jälkeen Helsingissä vuosina 1995–99 1 090 ja koko maassa vuosina 1996–99 9 288 kpl.

Taulukko 10. Logaritmissen normaalijakauman parametrit, kun keskeytysvahinko on jätetty ottamatta huomioon.

	Keskiarvo	Keskihajonta
Helsinki	9,67	2,15
Koko maa	9,77	2,18

Helsingin parametrit eivät juurikaan muuttuneet taulukon 3 arvoista ja myös koko maan parametrien muutos ei muuttanut käyrän muotoa merkittävästi. Siten keskeytysvahingon jättäminen ottamatta huomioon ei parantanut teoreettisen mallin sopivuutta havaintoihin.

4.9.2 Pienten vahinkojen poisto havaintojoukosta

Havaintojoukossa oli paljon pieniä vahinkoja, lähtien yhdestä markasta, joiden voitiin epäillä olevan virheellisesti kirjattuja. Taulukossa 11 on esitetty havaintojen lukumääriä.

Taulukko 11. Rakennus- ja irtaimistovahinkohavaintojen lukumäärät Helsingissä 1995–99 ja koko maassa 1996–99.

	Helsinki		Koko maa	
	lkm	%	lkm	%
Alle 1 000 mk	70	6	602	6
Alle 10 000 mk	433	40	3 337	36
Havaintoja yhteen-	1 090	100	9 288	10

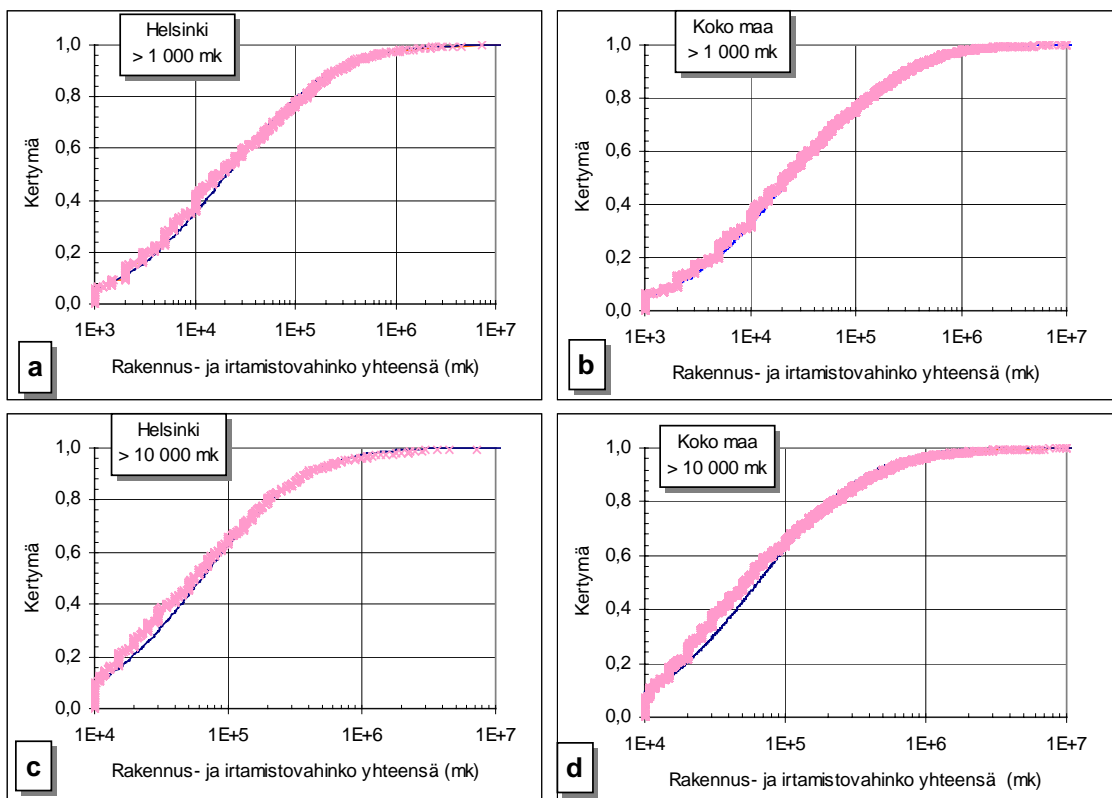
Havaintojoukosta poistettiin ensin alle 1 000 mk:n ja sitten alle 10 000 mk:n havainnot ja tutkittiin sen vaikutusta vahinkoaineiston matemaattiseen käyttäytymiseen. Suoraan havainnoista lasketut logaritmissen normaalijakauman parametrit on esitetty taulukossa

12. Samassa taulukossa on esitetty myös koko havaintoaineistosta määritetyt parametrien arvot.

Taulukko 12. Logaritmisien normaalijakauman parametrit koko maassa ja Helsingissä, kun mukana ovat kaikki positiiviset, yli 1 000 mk:n sekä yli 10 000 mk:n rakennus- ja irtaimistovahingot.

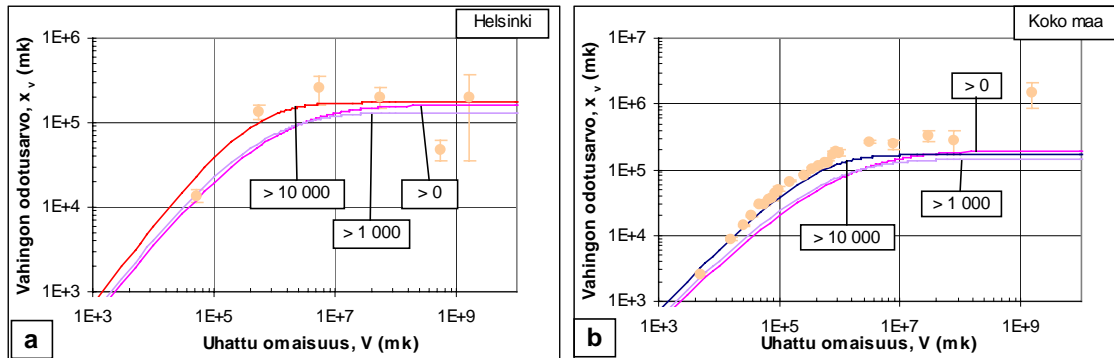
	Keskiarvo			Keskihajonta		
	> 0	> 1 000	> 10 000	> 0	> 1 000	> 10 000
Helsinki	9,67	10,0	11,1	2,15	1,92	1,42
Koko maa	9,77	10,1	11,1	2,18	1,89	1,39

Vahinkojen kertymäfunktiot ja logaritmiset normaalijakaumasovitteet on esitetty kuvassa 24.



Kuva 24. Rakennus- ja irtaimistovahingon kertymä ja logaritminen normaalijakauma, kun alle 1 000 mk:n vahingot on poistettu a) Helsingissä ja b) koko maassa ja kun alle 10 000 mk:n havainnot on poistettu c) Helsingissä ja d) koko maassa.

Käyttäen taulukon 12 logaritmisesta normaalijakauman parametrien arvoja, määritettiin teoreettinen vahingon odotusarvo, joka on piirretty samaan kuvaan tilastohavaintojen kanssa Helsingissä ja koko maassa kuvassa 25.



Kuva 25. Vahingon odotusarvo uhatun omaisuuden funktiona a) Helsingissä ja b) koko maassa. Tilastohavaintoja on merkitty pisteillä ja teoreettinen käyrä on laskettu havaintoaineistoille, joissa on mukana i) kaikki positiiviset, ii) vähintään 1 000 mk ja iii) vähintään 10 000 mk olevat vahingot.

Kuvasta 25 nähdään, että paras sovite saavutettiin poistamalla havaintojoukosta alle 10 000 mk:n vahingot, joka kuitenkin johti huonoon sovitteeseen kuvassa 24. Kun tarkastellaan erityisesti jakauman häntäpäätä, jonka jo aiemmin todettiin poikkeavan logaritmisesta normaalijakaumasta, poistamalla alle 1 000 mk:n havainnot, tilastohavaintojen ja teoreettisen jakauman välinen ero pieneni häntäpäässä selvästi. Tämä tuli esille erityisesti koko maan havaintojoukossa. Helsingin aineistolla alle 1 000 mk:n havaintojen poistolla ei ollut yhtä suurta vaikutusta.

5. Rakennuspalojen taloudellinen vahinko eri lääneissä

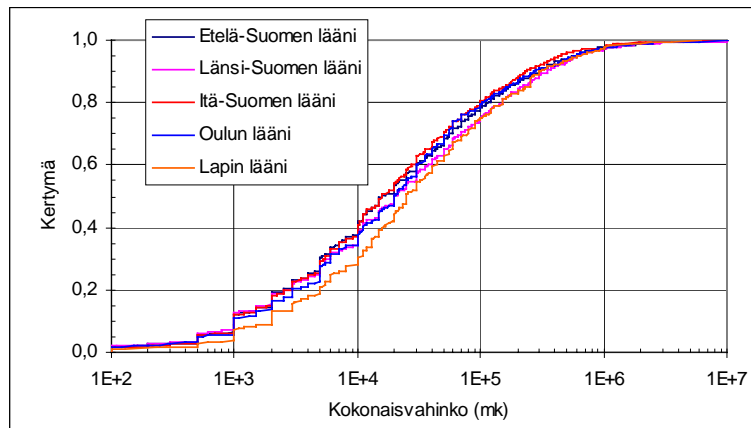
5.1 Kokonaisvahingon matemaattinen jakauma

Kokonaisvahinkoja tarkasteltaessa havaintoaineistosta poistettiin ne, joissa joko kokonaisvahingon tai uhatun omaisuuden suuruus oli negatiivinen tai nolla, jolloin kelvollisten rakennuspalohavaintojen lukumäärä oli 9 314 kpl. Havaintojen jakautuminen lääneittäin on esitetty taulukossa 13. Ahvenanmaan maakunta rajattiin pois, sillä PRONTOon kirjautuneita havaintoja ei ollut.

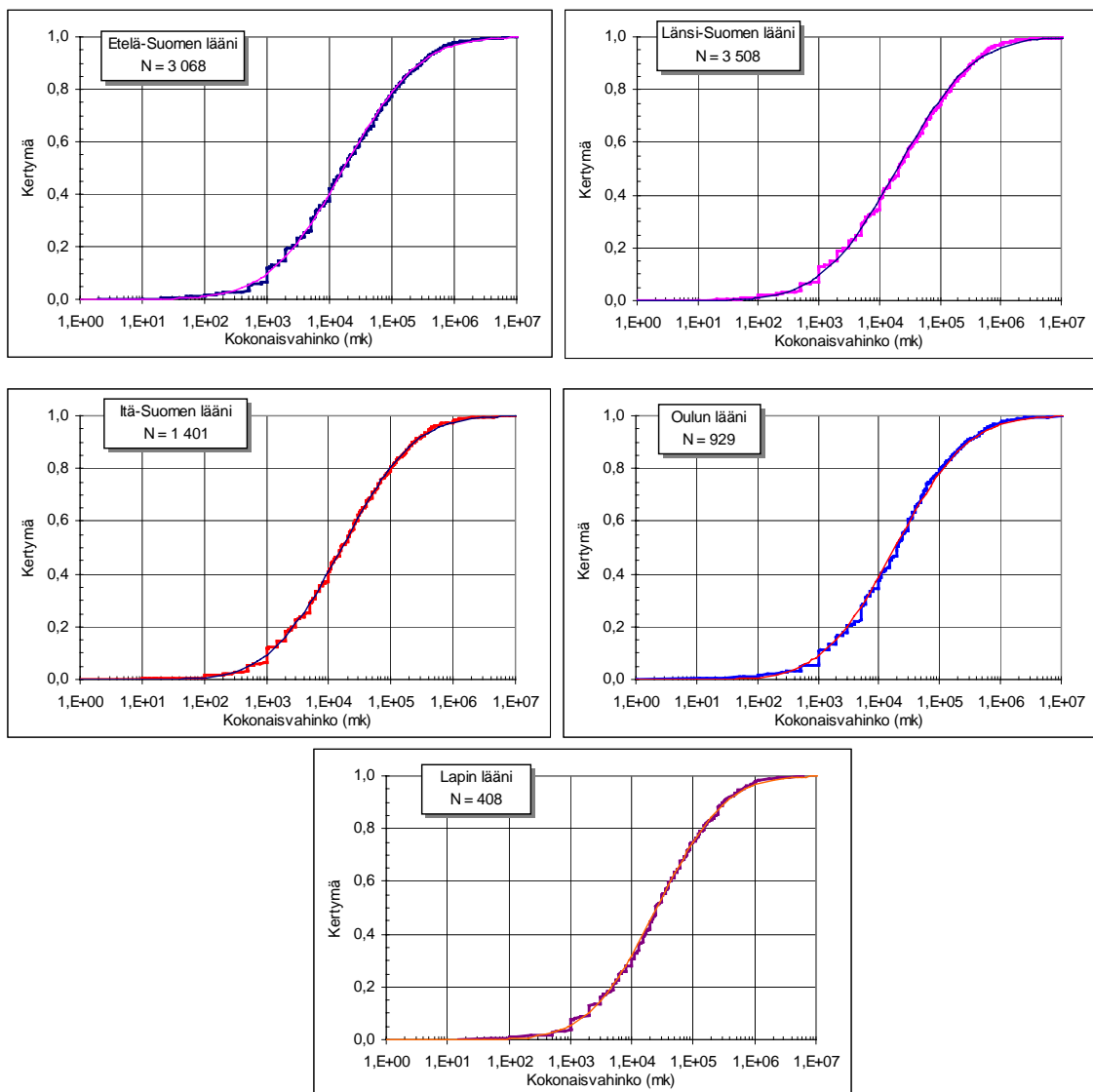
Taulukko 13. Havaintojen jakaantuminen lääneittäin sekä logaritmisen normaalijakauman soviteparametrit sekä soviteen hyvyttä kuvaava, yhteensopivuustestin perusteella saatu todennäköisyys p eri lääneissä. Havainnoista on poistettu ne, joissa kokonaisvahingon tai uhatun omaisuuden summa oli nolla tai negatiivinen.

Nro	Lääni	Lukumäärä	%	Logaritminen normaalijakauma		
				μ	σ	p
1	Etelä-Suomen lääni	3 068	33	9,75	2,19	3E-23
2	Länsi-Suomen lääni	3 508	38	9,88	2,27	2E-35
3	Itä-Suomen lääni	1 401	15	9,69	2,11	2E-08
4	Oulun lääni	929	10	9,83	2,17	6E-05
5	Lapin lääni	408	4	10,16	2,01	0,106
	Koko maa	9 314	100	9,80	2,21	6E-95

Kuvassa 26 on esitetty kokonaisvahingon kertymäfunktio eri lääneissä, josta nähdään ettei eri läänien välillä tullut esiin huomattavia eroja. Logaritminen normaalijakauma on sovitettu havaintoihin kuvassa 27.

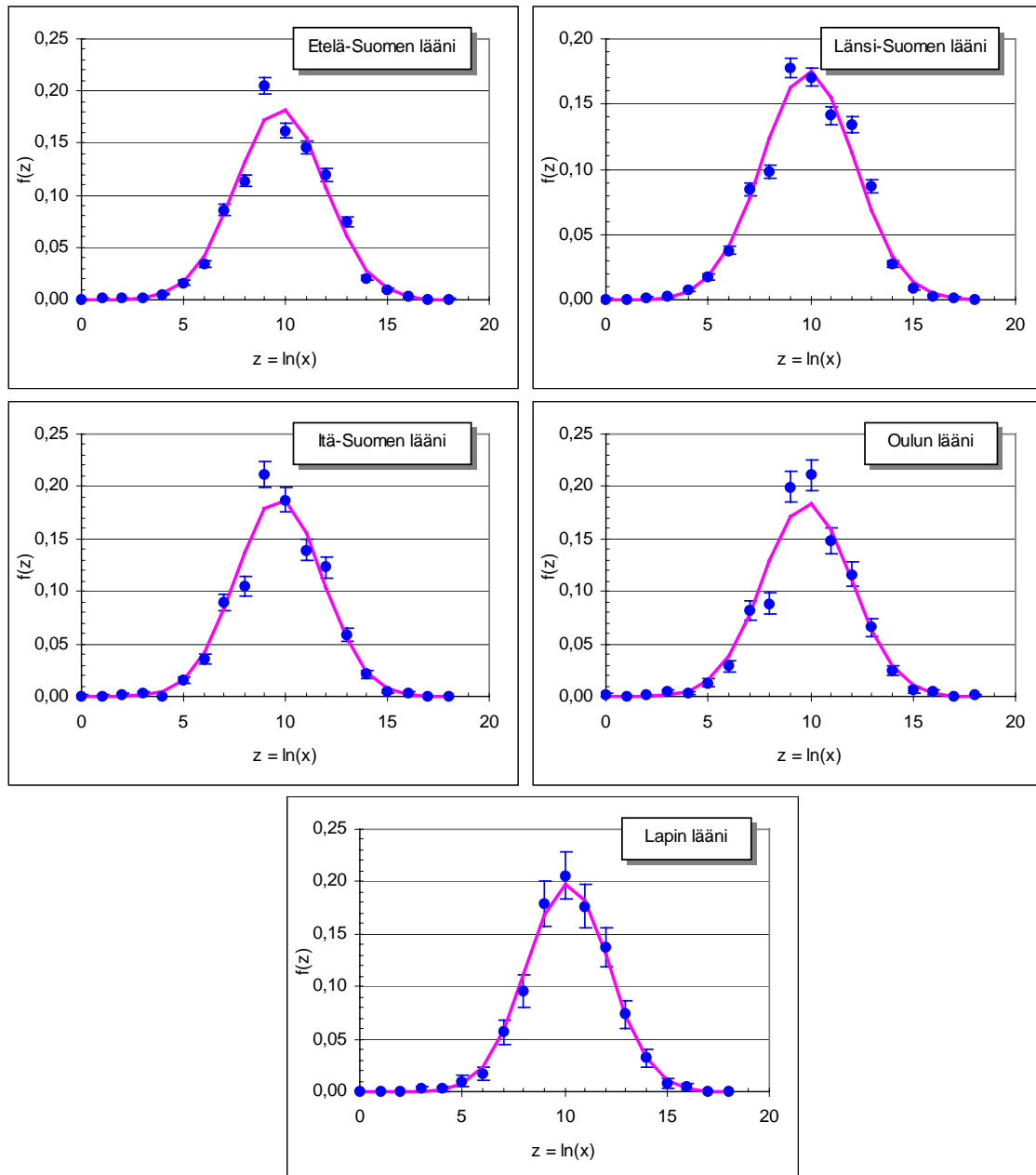


Kuva 26. Kokonaisvahingon kertymäfunktiot eri lääneissä.



Kuva 27. Logaritmisen normaalijakauman sovitteet eri läänien kokonaisvahingon kertymäfunktion.

Silmävaraisen tarkastelun perusteella kaikkien läänien havainnot näyttäisivät noudattavan logaritmista normaalijakaumaa hyvin, kun taas sovituksen hyvyttä kuvaavan todennäköisyyden p perusteella tämä olisi tilanne vain Lapin läänissä. Kuten jo aiemmin todettiin, tiheysfunktiot, jotka on esitetty liitteessä B, tuovat erot paremmin esille. Koska muutamissa lääneissä havaintojoukko oli melko pieni, virherajat kasvoivat suuriksi. Tämän vuoksi kuvassa 28 on esitetty vahingon logaritmin tiheysfunktio samassa kuvassa normaalijakauman kanssa, koska tällöin luokkien vähäisemmän määrän vuoksi virherajat jäävät pienemmiksi ja eroavaisuudet tilastohavaintojen ja teoreettisen jakauman välillä tulevat havainnollisemmin esiin. Kuva 28 osoittaa, että pieniä eroavaisuuksia havaintojen ja teoreettisen käyrän välillä on havaittavissa kaikissa paitsi Lapin läänissä. Logaritminen normaalijakauma sopii kuitenkin melko hyvin kuvaamaan havaintoja kaikissa lääneissä.



Kuva 28. Kokonaisvahinkohavaintojen logaritmin sekä normaalijakauman tiheysfunktiot eri lääneissä.

5.2 Taloudellisen vahingon riippuvuus kerrosalasta

Tarkasteltaessa riippuvuutta kerrosalasta, havainnoista poistettiin vielä ne, joissa kerrosala oli merkitty nollassi. Kelvollisten havaintojen lukumäärä poiston jälkeen eri lääneissä on esitetty taulukossa 14.

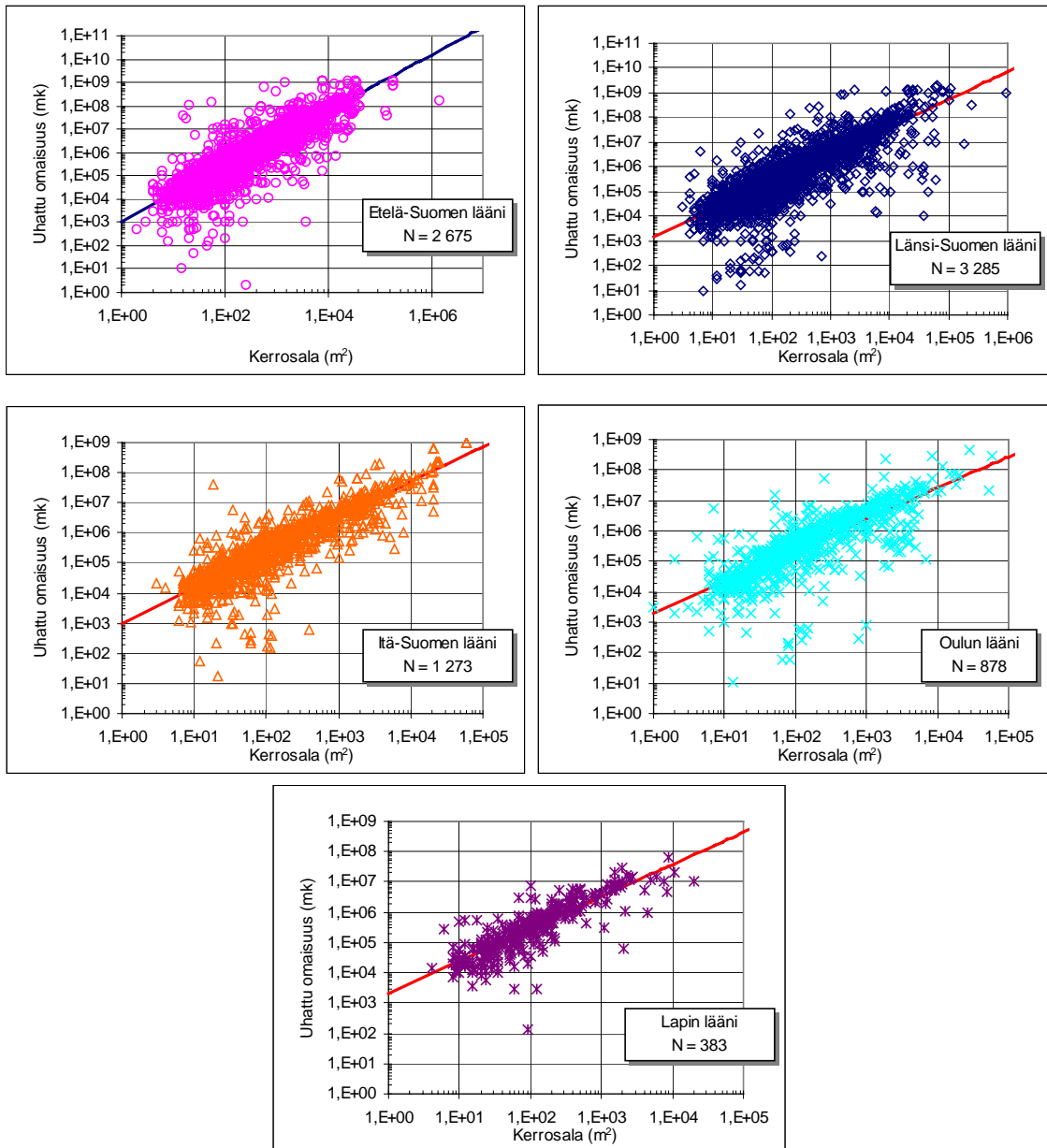
Taulukko 14. Havaintojen jakaantuminen lääneittäin, kun joukosta on poistettu ne, joissa kokonaisvahingon, uhatun omaisuuden tai kerrosalan arvo oli nolla tai negatiivinen.

Nro	Lääni	Lukumäärä	%
1	Etelä-Suomen lääni	2 675	31
2	Länsi-Suomen lääni	3 285	39
3	Itä-Suomen lääni	1 273	15
4	Oulun lääni	878	10
5	Lapin lääni	383	5
	Koko maa	8 494	100

Läänien havaintoihin sovitettun regressiosuoran (26) parametrit 95 % luottamusväleinen on esitetty taulukossa 15. Taulukossa on esitetty myös sovituksen selitysaste R^2 , joka kuvaa havaintojen ja suoran yhteensopivuutta. Sovite on sitä parempi mitä lähempänä ykköstä selitysasteen arvo on. Regressiokertoimien a ja b avulla määritettiin taulukossa 15 esitetyt potenssifunktion (25) kertoimet q ja V_0 . Eri läänien sovitteet on esitetty kuvassa 29. Koska eri läänien sovitteet eivät poikenneet merkittävästi toisistaan, koko maassa voidaan käyttää samaa valtakunnallista kaavaa uhatun omaisuuden ja kerrosalan välistä yhteyttä arvioitaessa.

Taulukko 15. Yhtälön (26) kertoimet 95 % luottamusväleinen eri lääneissä.

Lääni	a	b	R^2	q	V_0
Etelä-Suomen lääni	1,19±0,02	6,98±0,15	0,79	1,19	1 074
Länsi-Suomen lääni	1,12±0,03	7,22±0,14	0,69	1,12	1 366
Itä-Suomen lääni	1,17±0,04	6,89±0,19	0,75	1,17	986
Oulun lääni	1,03±0,06	7,61±0,29	0,60	1,03	2 026
Lapin lääni	1,06±0,07	7,65±0,34	0,70	1,06	2 099



Kuva 29. Uhatun omaisuuden riippuvuus kerrosalasta ja potenssifunktion (25) sovitteet eri läänien havaintoihin.

6. Käyttötaluokkaryhmät

6.1 Yleistä

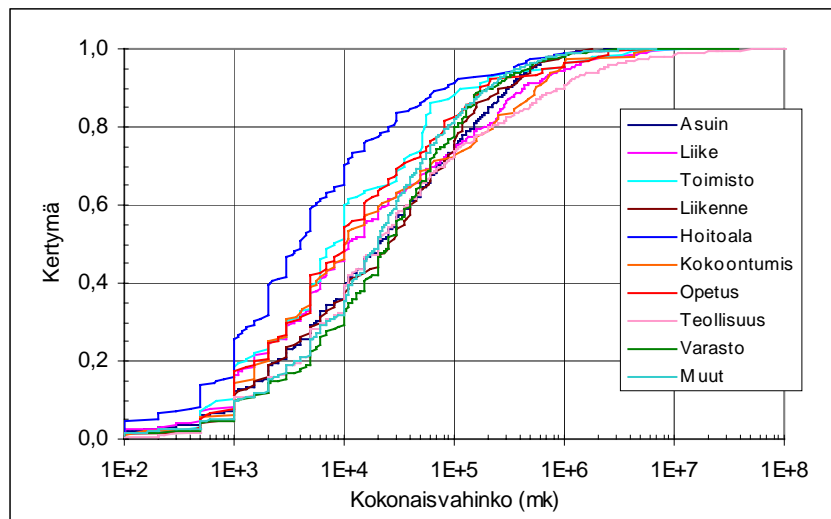
Koko maan vuodet 1996–99 kattavassa havaintoaineistossa oli yhteensä 10 631 kpl rakennuspalohavaintoa, joista käyttötaluokka voitiin tunnistaa. Havaintojen jakautuminen eri käyttötaluokkien kesken on esitetty taulukossa 16. Näistä havainnoista 12,5 % oli kelvottomia eli joko kokonaisvahingon tai uhatun omaisuuden arvo oli negatiivinen tai nolla.

Taulukko 16. Havaintojen lukumäärät eri käyttötaluokissa.

Käyttötaluokka	Lukumäärä	%
Asuinrakennukset	4 811	45
Liikerakennukset	402	4
Toimistorakennukset	156	1
Liikenteen rakennukset	123	1
Hoitoalan rakennukset	246	2
Kokoontumisrakennukset	136	1
Opetusrakennukset	143	1
Teollisuusrakennukset	1 304	12
Varastorakennukset	430	4
Muut rakennukset	2 880	27
<i>Kaikki rakennukset</i>	<i>10 631</i>	<i>100</i>

Jako noudattaa Tilastokeskuksen 1994 rakennusluokitusta (Tilastokeskus 2001a). Kohta 'muut rakennukset' sisältää palo- ja pelastustoimen, maatalous-, vapaa-ajan asuin- sekä muut rakennukset.

Kuvassa 30 on esitetty eri käyttötaluokissa syntyneiden kokonaisvahinkojen kertymäfunktio.



Kuva 30. Kokonaisvahingon kertymäfunktio eri käyttötaluokissa.

Tilastollisen hajonnan pienentämiseksi käyttötaluokat jaettiin kolmeen ryhmään: asuinrakennuksiin, teollisuus- ja varastorakennuksiin sekä kaikkiin muihin rakennuksiin, johon kuuluivat liike-, toimisto-, liikenteen, hoitoalan, kokoonntumis-, opetus- sekä muut rakennukset. Tämän lisäksi tarkasteltiin erikseen vahinkoja käyttötaluokassa muut rakennukset, joka syytymistaajuuden perusteella osoittautui aiemmin selvästi muusta ryhmästä poikkeavaksi käyttötaluokaksi (Tillander & Keski-Rahkonen 2001). Tähän on paneuduttu tarkemmin kohdassa 6.8.

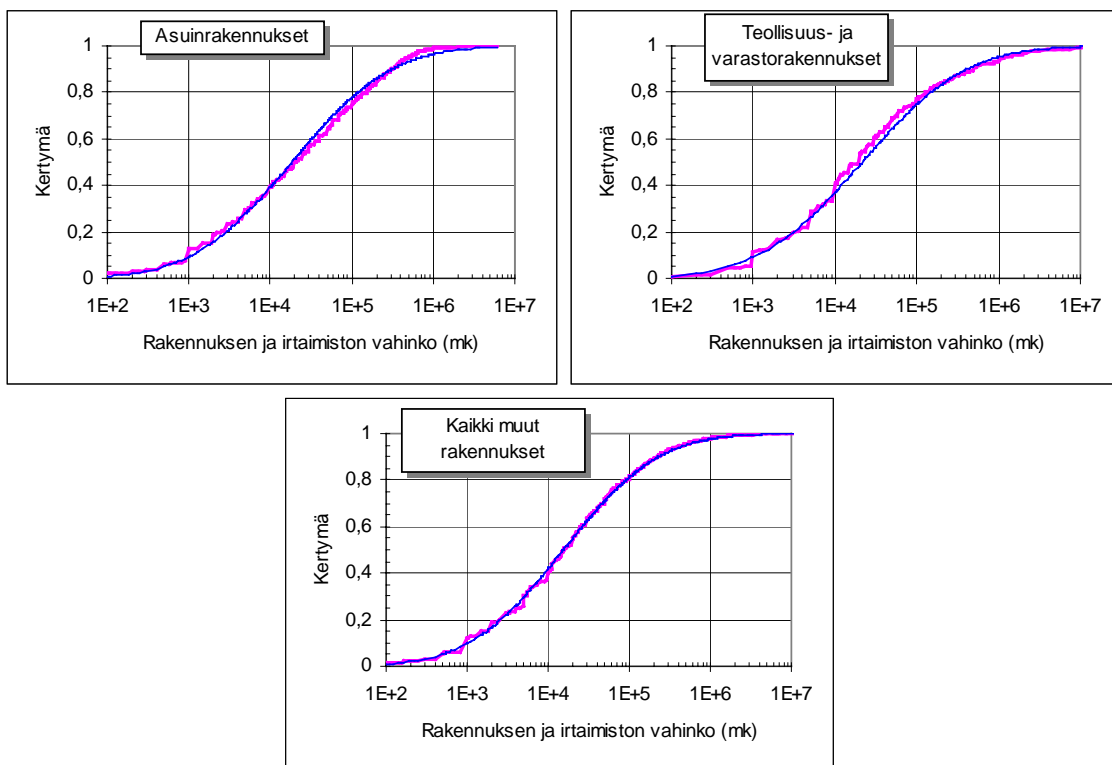
6.2 Logaritminen normaalijakauma

Luvun 4 analyysi antoi viitteitä siitä, ettei taloudellinen vahinko ole välttämättä täysin yksiselitteisesti logaritmisesti normaalijakautunut. Seikka tuli esiin varsinkin pienissä luokissa uhatun omaisuuden perusteella tehdyssä luokkajaossa. Ilmiöön pyrittiin pääsemään paremmin käsiksi analysoimalla kolmen käyttötaluokkaryhmän havaintoja. Ryhmistä asuinrakennukset muodostavat suurimman sekä homogeenisimman ryhmän, jonka vuoksi siihen keskityttiin erityisesti. Kelvollisia havaintoja, joista käyttötaluokka pystyttiin tunnistamaan oli koko maassa 9 275 kpl, joiden jakaantuminen kolmeen käyttötaluokkaryhmään on esitetty taulukossa 17. Keskeytysvahinko jätettiin tarkastelun ulkopuolelle ja käyttötaluokkaryhmien tulipalossa syntynyt vahinko saatiin rakennuksen ja irtaimiston vahinkojen summana. Taulukossa 17 on esitetty myös havaintoaineistosta määritetyt logaritmisesti normaalijakauman parametrit.

Taulukko 17. Kelvollisten rakennuspalohavaintojen jakaantuminen eri käyttötaluokkaryhmien kesken vuosina 1996–99 ja logaritmissen normaalijakauman soviteparametrit.

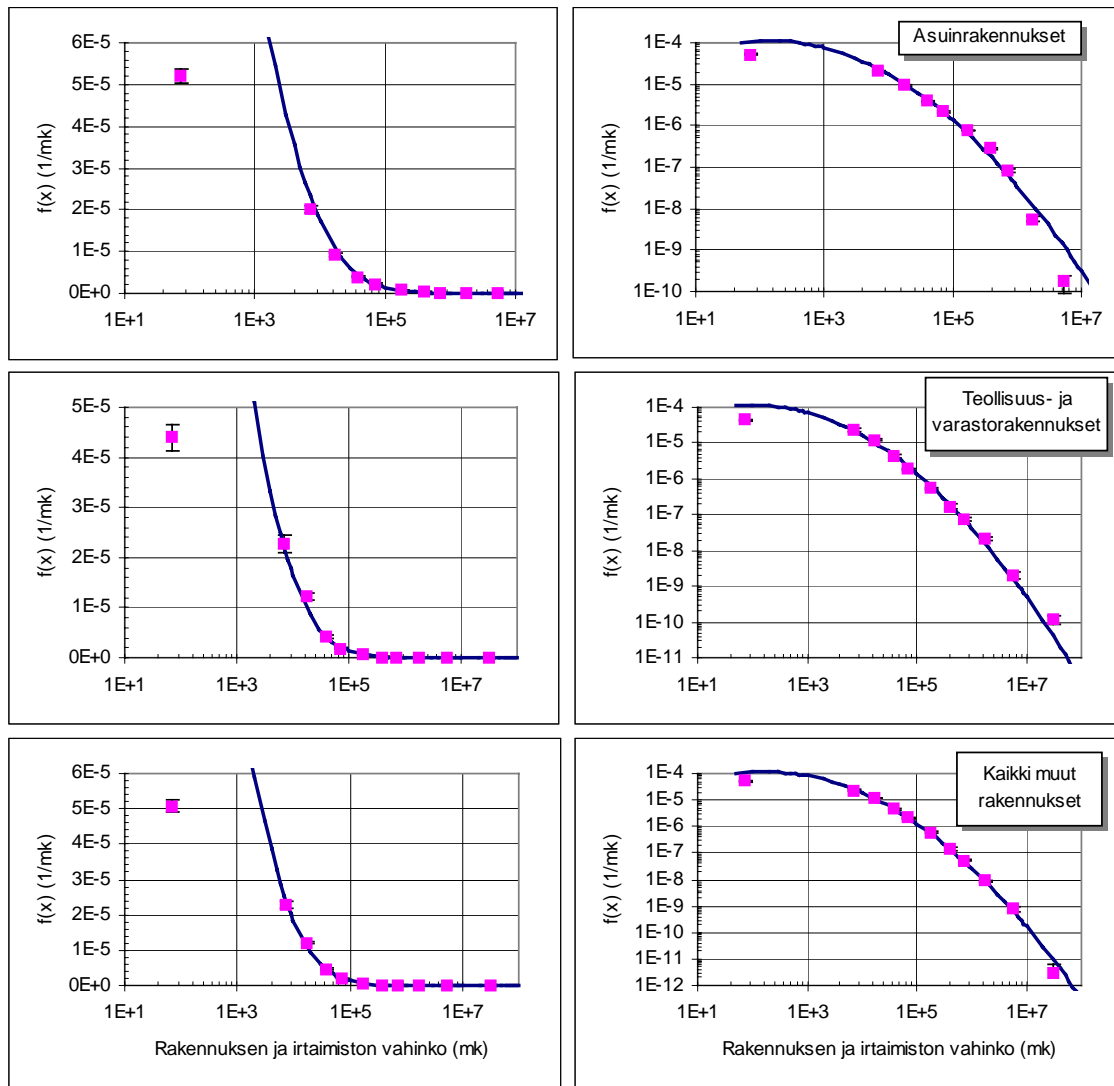
Käyttötaluokkaryhmä	Lkm	%	Logaritminen normaalijakauma	
			μ	σ
Asuinrakennukset	4 165	45	9,82	2,21
Teollisuus ja varastorakennukset	1 371	15	9,98	2,30
Kaikki muut rakennukset	3 739	40	9,65	2,11
Yhteensä	9 275	100		

Kuvassa 31 on esitetty havaintojen kertymäfunktio piirrettynä samaan kuvaan logaritmissen normaalijakauman kertymäfunktion kanssa eri käyttötaluokkaryhmissä.



Kuva 31. Rakennuksen ja irtaimiston vahinkojen kertymäfunktio ja logaritminen normaalijakaumasovite.

Kertymäfunktioihin sovitettaessa logaritminen normaalijakauma näyttää sopivan havaintoihin hyvin. Pieniä eroja havaintojen ja teoreettisen käyrän välillä näkyy asuinrakennuksissa erityisesti suurilla vahinkojen arvoilla. Kuvassa 32 on piirretty vielä tiheysjakaumat, jossa erot tulevat selvemmin esille.



Kuva 32. Rakennus- ja irtaimistovahingon tiheysfunktiot sekä logaritmissen normaalijakauman sovite.

Tiheysfunktioista kuvassa 32 nähdään, että yli 5 000 mk:n vahinkoja logaritminen normaalijakauma soveltuu kuvaamaan melko hyvin teollisuus- ja varastorakennuksissa sekä kaikissa muissa rakennuksissa. Asuinrakennuksissa eroavaisuuksia on niin kertymä- kuin tiheysjakaumissakin hieman enemmän muihin ryhmiin verrattuna.

6.3 Asuinrakennusten jako luokkiin uhatun omaisuuden perusteella

6.3.1 Kahden logaritmissen normaalijakauman summa

Asuinrakennusten havaintojoukko jaettiin uhatun omaisuuden mukaisesti viiteen luokkaan. Tämän luokkajaon ulkopuolelle jäi 353 havaintoa, jotka olivat joko pienempiä

kuin 100 000 mk tai suurempia (tai yhtä suuria) kuin 50 mmk. Käytetty luokkajako on esitetty taulukossa 18.

Taulukko 18. Uhatun omaisuuden perusteella tehdyn asuinrakennusten luokkajaon rajat.

Nro	Uhattu omaisuus (mk)
1	100 000–499 999
2	500 000–999 999
3	1 000 000–4 999 999
4	5 000 000–9 999 999
5	10 000 000–49 999 999

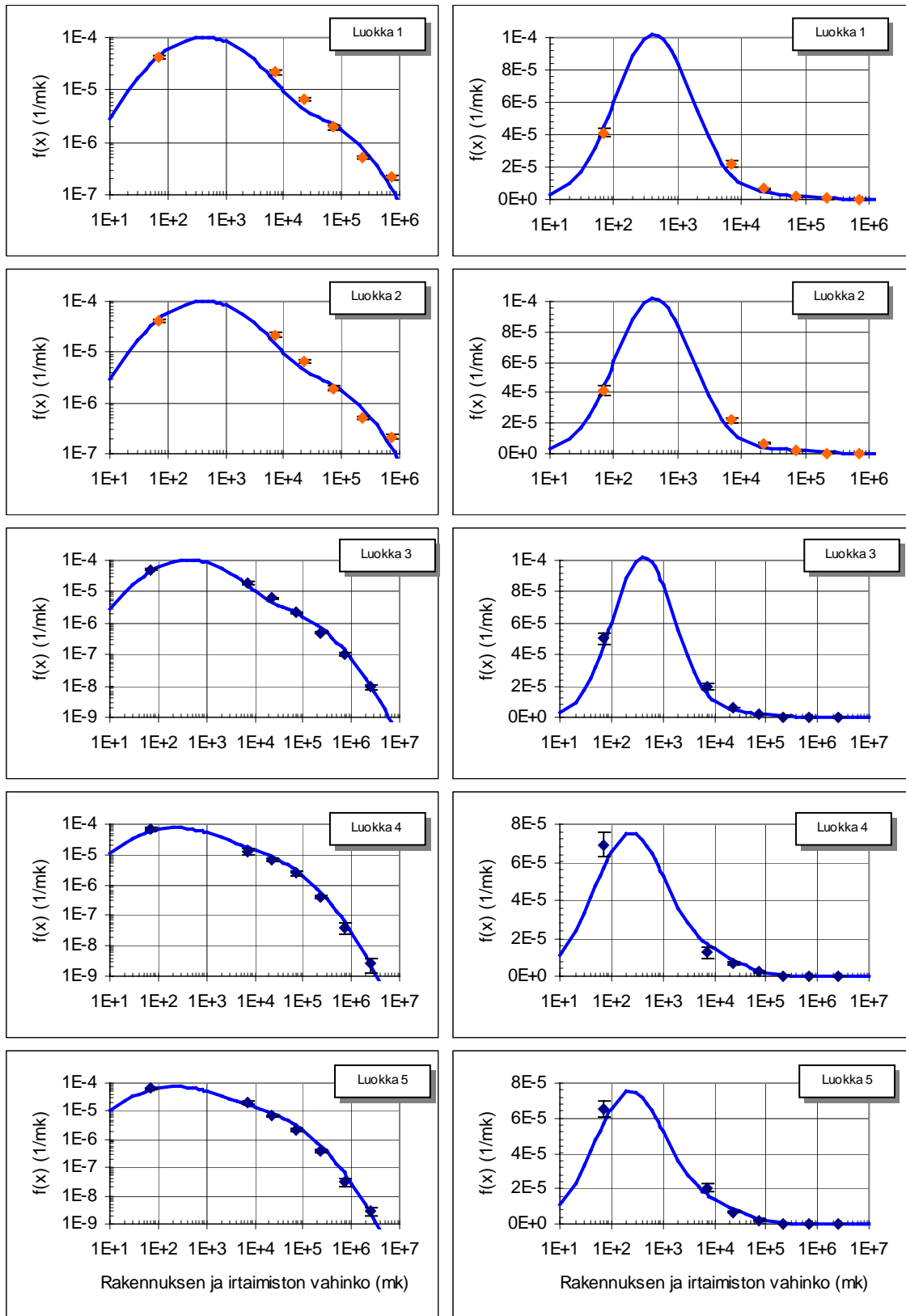
Varsinkin pienissä uhatun omaisuuden luokissa syntyi eroavaisuuksia logaritmiseen normaalijakaumaan. Kahden logaritmissen normaalijakauman summa

$$v(x) = a \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} \frac{1}{x} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln(x) - \mu_1}{\sigma_1}\right)^2\right) + (1-a) \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} \frac{1}{x} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln(x) - \mu_2}{\sigma_2}\right)^2\right) \quad (42)$$

johti parempaan sovitteeseen näissä luokissa ja se sopi melko hyvin myös suurempiin luokkiin. Kuvassa 33 esitetyt sovitteet tehtiin silmävaraisesti ja soviteparametrien arvot on esitetty taulukossa 19.

Taulukko 19. Kahden logaritmissen normaalijakauman summan soviteparametrit asuinrakennuksissa eri uhatun omaisuuden luokissa.

	Luokka 1	Luokka 2	Luokka 3	Luokka 4	Luokka 5
a	0,50	0,40	0,40	0,25	0,25
μ_1	8,0	8,0	8,0	8,0	8,0
μ_2	12,0	12,0	12,0	11,0	11,0
σ_1	1,35	1,4	1,4	1,6	1,6
σ_2	1,2	1,3	1,4	1,4	1,4



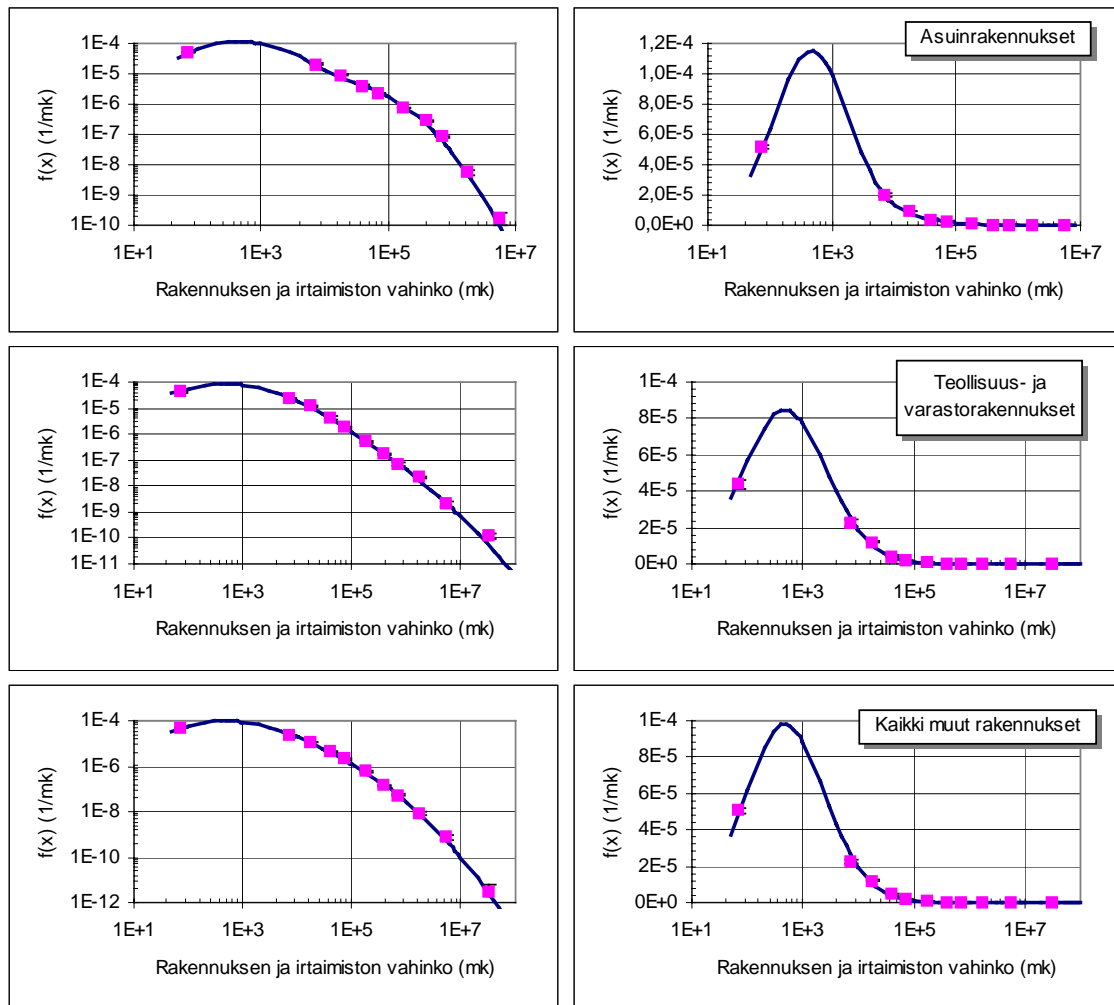
Kuva 33. Rakennuksen ja irtaimistovahingon ja kahden logaritmisen normaalijakauman summan tiheysfunktiot asuinrakennuksissa. Vasemmalla logaritmiset x - ja y -akselit, oikealla logaritminen x - ja lineaarinen y -akseli.

6.4 Kahden logaritmissen normaalijakauman summa kaikissa käyttötaluokkaryhmissä

Kahden logaritmissen normaalijakauman lineaarisumma sovitettiin myös kaikkien käyttötaluokkaryhmien havaintojoukkoihin. Soviteparametrit on esitetty taulukossa 20 ja kuvat soviteista kuvassa 34.

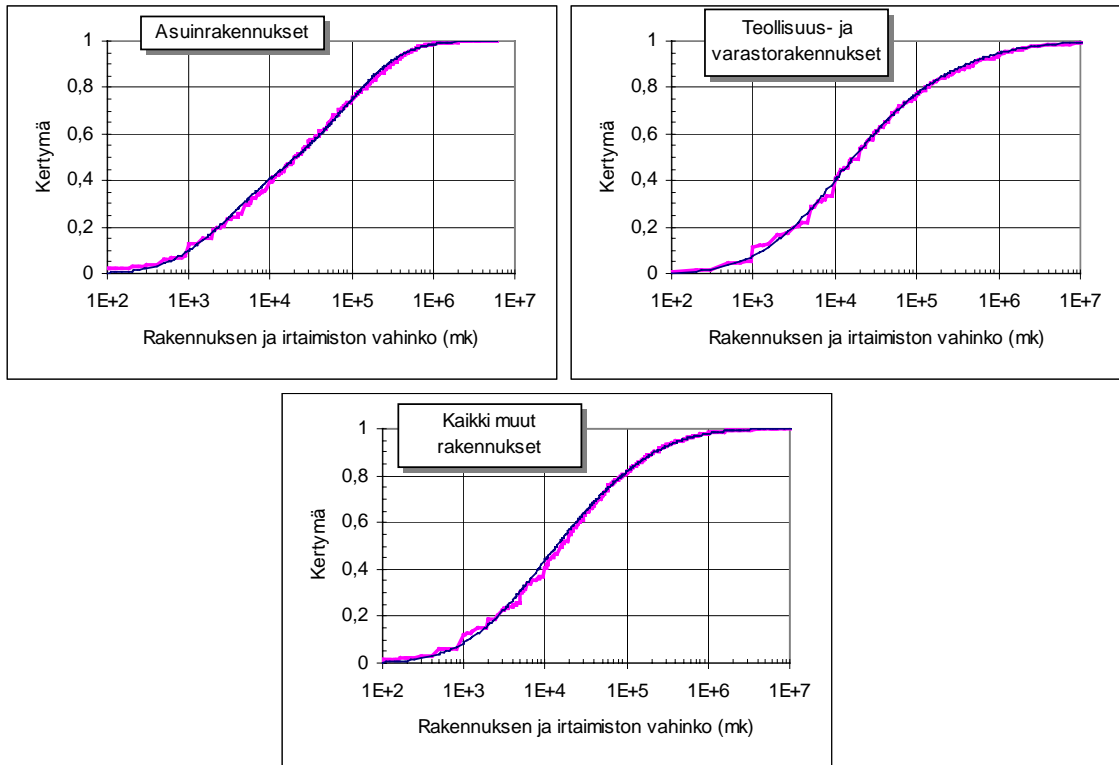
Taulukko 20. Kahden logaritmissen normaalijakauman summan soviteparametrit eri käyttötaluokkaryhmissä.

	Asuin- rakennukset	Teollisuus- ja varas- torakennukset	Kaikki muut rakennukset
a	0,5	0,65	0,65
μ_1	8,1	9	8,7
μ_2	11,5	11,6	11,5
σ_1	1,4	1,7	1,6
σ_2	1,2	2,1	1,6



Kuva 34. Rakennuksen ja irtaimistovahingon ja kahden logaritmisen normaalijakauman summan tiheysfunktiot eri käyttötaluokkaryhmissä. Vasemmalla logaritmitet x - ja y -akselit, oikealla logaritminen x - ja lineaarinen y -akseli.

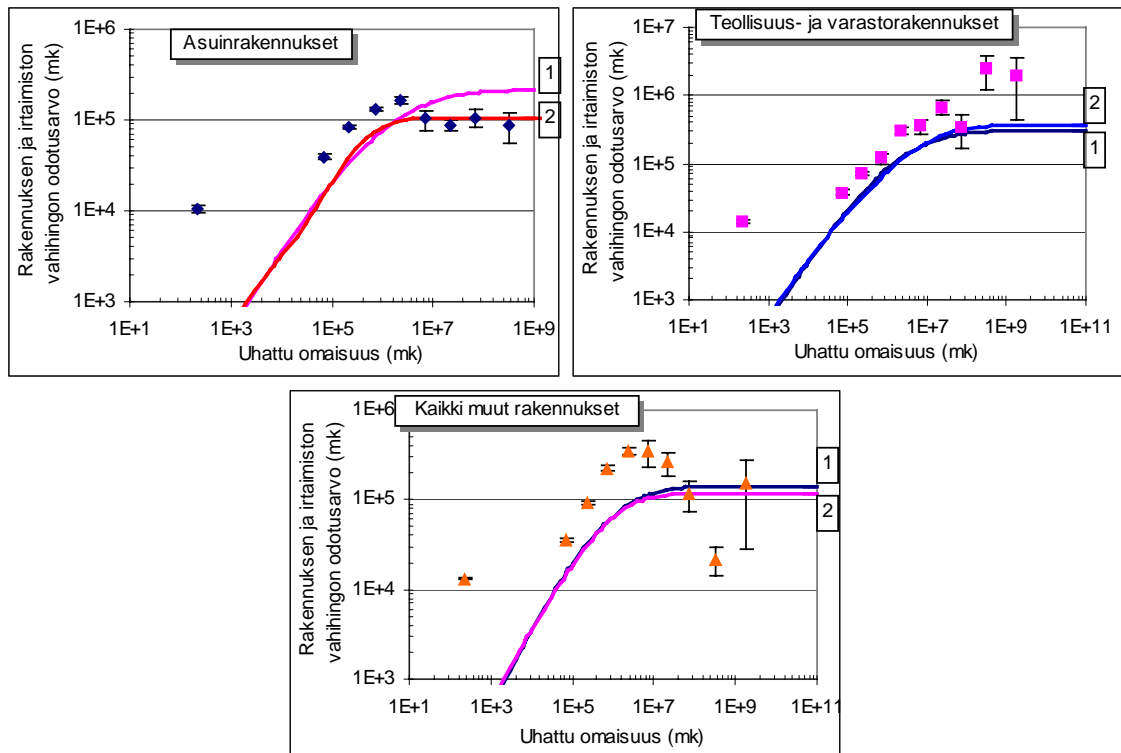
Kuten kuvasta 34 nähdään, myös kahden logaritmisen normaalijakauman summa antaa kelvollisen sovituksen tilastohavaintoihin. Linearisumma sopii hyvin tilastohavaintoihin myös jakauman häntäpäässä suurilla vahingon arvoilla. Kuvassa 35 on piirretty tilastohavaintojen kertymät samaan kuvaan kahden logaritmisen normaalijakauman summan kertymäfunktion kanssa. Kuvasta 35 nähdään, että myös kertymäfunktioiden perusteella sovitte havaintoihin on hyvä. Kahden logaritmisen normaalijakauman summa johti parempaan sovitteseen asuin- sekä teollisuus- ja varastorakennuksissa. Kaikissa muissa rakennuksissa, joka on epähomogeenisin ryhmä, jo pelkästään yhden logaritmisen normaalijakauman sovittaminen johti hyvään lopputulokseen.



Kuva 35. Rakennuksen ja irtaimistovahingon kertymäfunktio sekä kahden logaritmisesti normaalijakauman summan kertymäfunktio eri käyttötaluokkaryhmissä.

6.5 Rakennuksen ja irtaimiston vahingon odotusarvo uhatun omaisuuden funktiona

Käyttötaluokkaryhmien havainnot jaettiin uhatun omaisuuden mukaisesti luokkiin, jonka jälkeen määritettiin rakennus- ja irtaimistovahingon luokkakohtainen keskiarvo kussakin ryhmässä. Havaintojen kanssa samaan kuvaan kuvassa 36 on piirretty Ramchandranin teorian perusteella määritetty vahingon odotusarvo uhatun omaisuuden funktiona. 1):llä merkittiin käyrää, joka määritettiin olettamalla vahinko logaritmisesti normaalijakautuneeksi ja 2):lla käyrää, jossa vahingon jakaumaa kuvattiin kahden logaritmisesti normaalijakauman summalla. Tilastohavainnot on piirretty kuvaan 36 pisteillä, joissa virhejana kuvaa keskiarvon keskivirhettä.



Kuva 36. Rakennuksen ja irtaimiston vahingon odotusarvo uhatun omaisuuden funktiona eri käyttötaluokkaryhmissä. Tilastohavainnot pisteinä. Teoreettinen käyrä 1) kun vahingon jakauma logaritmisesti normaali ja 2) kahden logaritmisesti normaalijakauman summa.

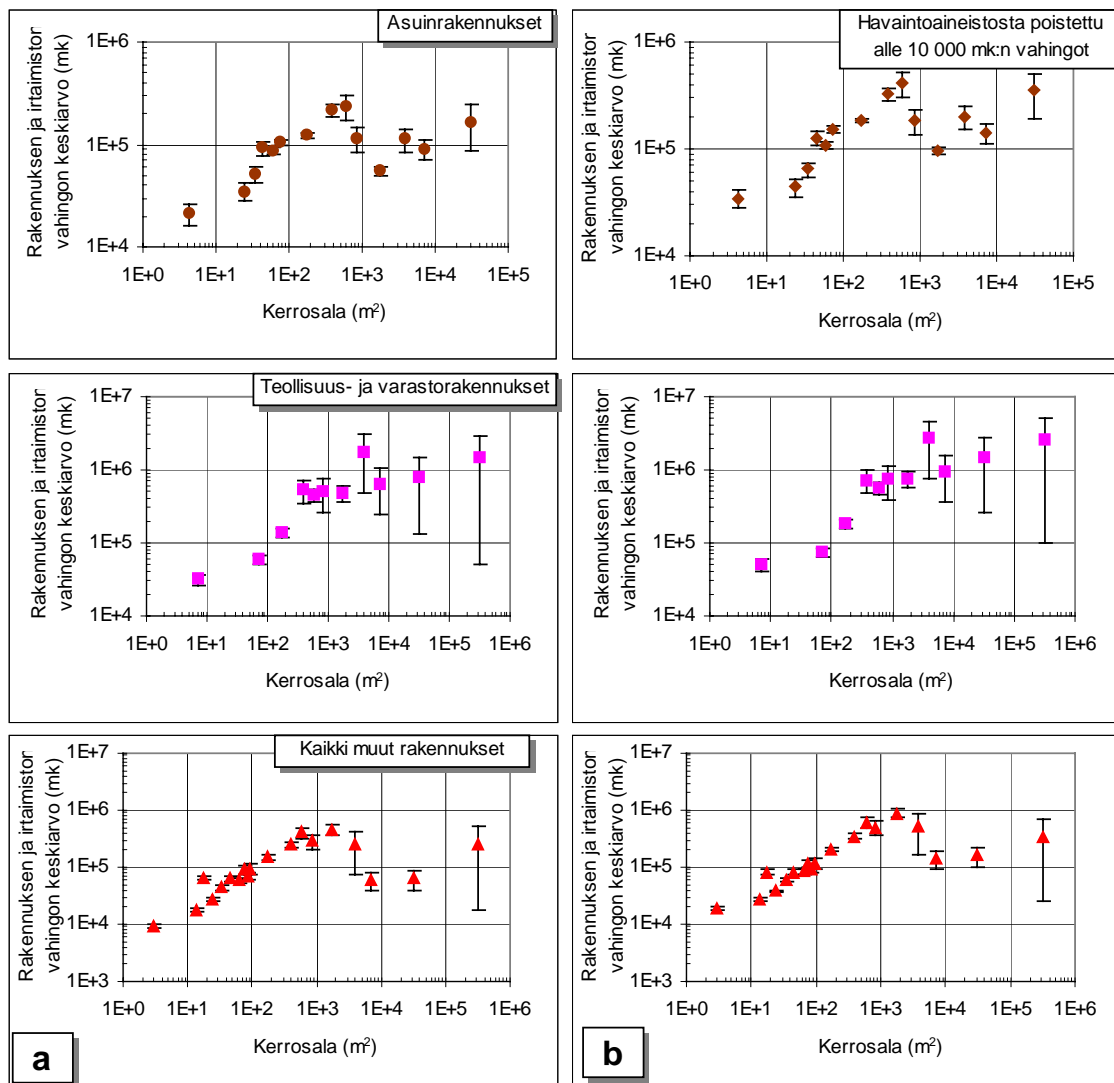
Kuva 36 osoittaa, ettei myöskään oletus että vahingon jakauma olisi kahden logaritmisesti normaalijakauman summa, parantanut teoreettisen käyrän sopivuutta tilastohavaintoihin. Erityisesti asuinrakennusten ja muiden rakennusten tilastohavainnoissa näkyy vahingon odotusarvossa 'nyppylä', jonka huippu osuu molemmissa välille 1–5 mmk ja jota sovellettu teoria ei pysty selittämään.

Tämän perusteella on pääteltävissä, että luvussa 2 esitetyn Ramachandranin teorian suoraviivainen soveltaminen antaa kvalitatiivisesti samansuuntaisia tuloksia kuin havaitut arvot, mutta poikkeaa niistä kvantitatiivisesti niin paljon, että teoria ei sellaisenaan sovellu ennustetyökaluksi. Myöskään teorian laajentaminen kahden logaritmisesti normaalijakauman lineaarikombinaatioksi ei juuri parantanut yhteensopivuutta. Tämän ristiriidan syihin palataan alempana sekä tarkemmin myöhemmissä tutkimuksissa.

6.6 Rakennuksen ja irtaimiston vahingon odotusarvo kerrosalan funktiona

6.6.1 Käyttötaluokkaryhmät

Eri käyttötaluokkaryhmien havainnot jaettiin kerrosalan mukaisesti luokkiin. Kuvassa 37 on esitetty tilastohavainnoista määritetty kunkin kerrosalaluokan rakennus- ja irtaimistovahingon keskiarvo.



Kuva 37. Rakennuksen ja irtaimiston vahingon keskiarvo kerrosalan funktiona eri käyttötaluokkaryhmissä. a) mukana kaikki havainnot, b) havaintojoukosta poistettu alle 10 000 mk:n vahingot.

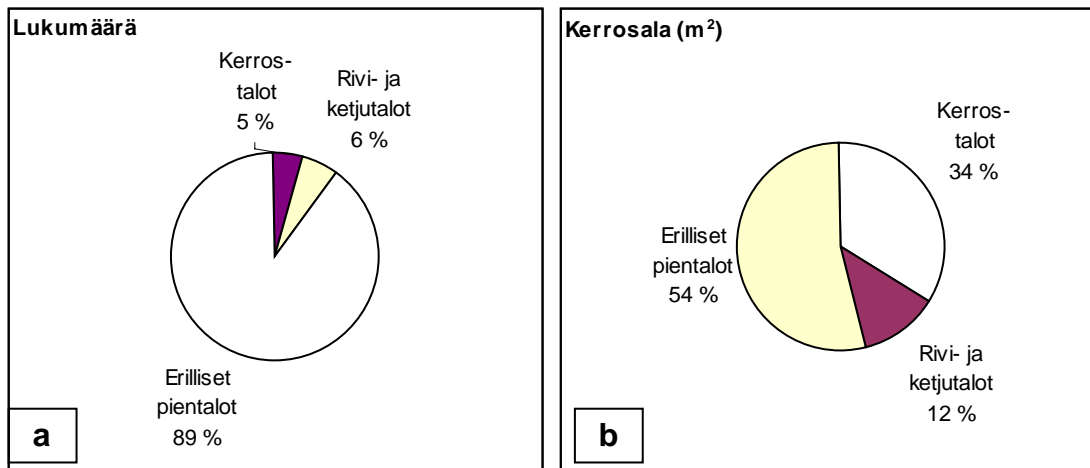
Kuvasta 37 nähdään, että kuvassa 36 havaittu 'nyppylä' esiintyy myös kun vahinko määritetään kerrosalan suhteen. Nyt huippukohta osuu asuinrakennuksissa noin

600 m²:n ja kaikissa muissa rakennuksissa noin 1 000 m²:n kohdalle. Ilmiöön etsittiin selitystä jakamalla suurin ryhmä asuinrakennukset pienempiin joukkoihin.

6.6.2 Asuinrakennukset

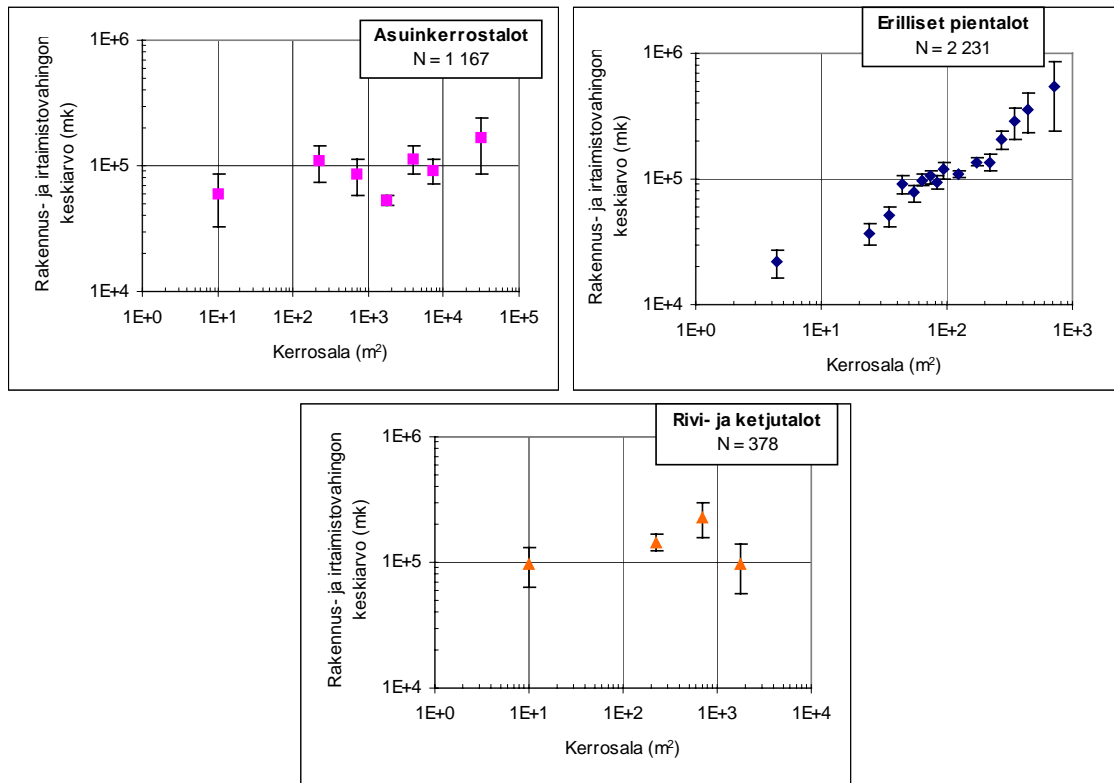
6.6.2.1 Asuinkerrostalot, rivi- ja ketjutilat sekä erilliset pientalot

Asuinrakennukset jaettiin kolmeen ryhmään rakennustyyppin mukaisesti, asuinkerrostaloihin, rivi- ja ketjutiloihin sekä erillisiin pientaloihin. Havaintojoukon koko oli 3 776 kpl. Rakennuskannan asuinrakennusten lukumäärän sekä yhteenlasketun kerrosalan jakautuminen eri rakennustyyppien välillä (Tilastokeskus 2001b) on esitetty kuvassa 38.



Kuva 38. Rakennuskannan asuinrakennusten a) lukumäärän ja b) kerrosalan prosentuaalinen jakautuminen eri asuinrakennustyyppien välillä. Kuvaa tilannetta vuoden 1999 lopussa.

Kuvassa 39 on esitetty keskimääräinen rakennuksen ja irtaimiston yhteenlaskettu vahinko kerrosalan funktiona eri asuinrakennustyypeissä. Pääsääntöisesti kerrostalot ovat selvästi erillisiä pientaloja suurempia. Kuvasta 39 nähdään, että pientaloissa keskimääräinen vahinko kasvaa kerrosalan funktiona, kun taas kerrostaloissa se pysyy melko lähellä samaan tasoa. Kerrostalossa syttyvä palo monesti rajoittuu yhteen huoneistoon, jolloin koko kerrostalon koosta riippumatta vahinko on yleisesti ottaen samaa suuruusluokkaa. Pientaloissa taas tilanne on toinen, palo leviää helpommin koko rakennukseen, joka monesti on yhtä palo-osastoa ja vahingon suuruus samoin kuin uhattuna oleva omaisuus on selvemmin riippuvainen talon kerrosalasta. Rivi- ja ketjutilojen havaintojoukko oli niin pieni, että vahingon käyttäytyminen kerrosalan suhteen peittyi tilastokohinaan.



Kuva 39. Keskimääräinen rakennuksen ja irtaimiston yhteenlaskettu vahinko kerrosalan funktiona asuinkerros-, rivi- ja ketju- sekä erillisissä pientaloissa.

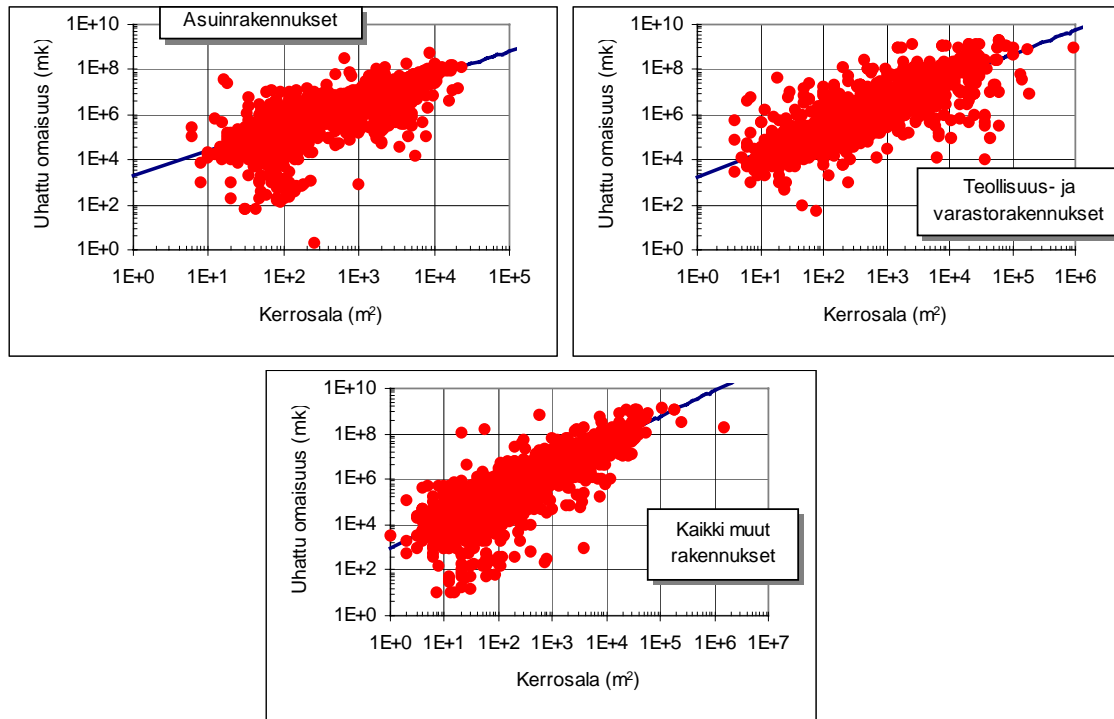
Kuvassa 37 keskimääräistä vahinkoa kasvattaa noin 600 m²:n asti vallitsevana joukkona olevat erillisten pientalojen vahingot, jonka jälkeen vallitsevaksi joukoksi vaihtuvat kerrostalot, joiden vahinko vakiintuu likimain samalle tasolle, joka on matalammalla kuin erillisten pientalojen vahinko suurimmillaan. Tästä muodostuu ns. 'nyppylä' noin 600 m²:n kohdalle.

6.7 Uhatun omaisuuden ja kerrosalan riippuvuus

Kohdan 2.4 esityksen mukaisesti määritettiin kerrosalan ja uhatun omaisuuden välinen riippuvuus regressioanalyysillä. Potenssifunktion (25) parametrit on esitetty taulukossa 21 ja sovitus havaintoihin kuvassa 40.

Taulukko 21. Potenssifunktion (25) parametrit eri käyttötaluokkaryhmissä.

Käyttötaluokkaryhmä	q	V_0
Asuinrakennukset	1,10	1 967
Teollisuus- ja varastorakennukset	1,09	1 714
Kaikki muut rakennukset	1,15	964

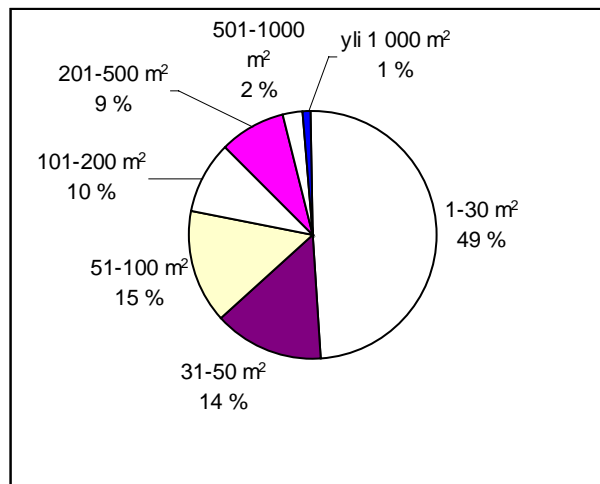


Kuva 40. Uhatun omaisuuden riippuvuus kerrosalasta ja potenssifunktion (25) sovitteet havaintoihin eri käyttötaluokkaryhmissä.

6.8 Taloudellinen vahinko käyttötaluokassa 'muut rakennukset'

Aiemmin 'muut rakennukset' ovat osoittautuneet poikkeukselliseksi käyttötaluokaksi selvästi muita luokkia korkeamman syttymistäajuuden vuoksi (Tillander & Keski-Rahkonen 2001). Tämän vuoksi haluttiin selvittää, mikä on kyseisessä käyttötaluokassa syttyneiden tulipalojen taloudellinen merkitys. 'Muihin rakennuksiin' on tässä tutkimuksessa luettu saunarakennukset, talousrakennukset ja muualla luokittelemattomat rakennukset ja näiden lisäksi maatalousrakennukset sekä vapaa-ajan asuinrakennukset. Kuten käyttötaluokan kuvauksesta jo voidaan päätellä ja kuten kuvasta 41 nähdään, luokkaan kuuluu huomattava määrä hyvin pieniä rakennuksia. Kuvassa 41 muiden ra-

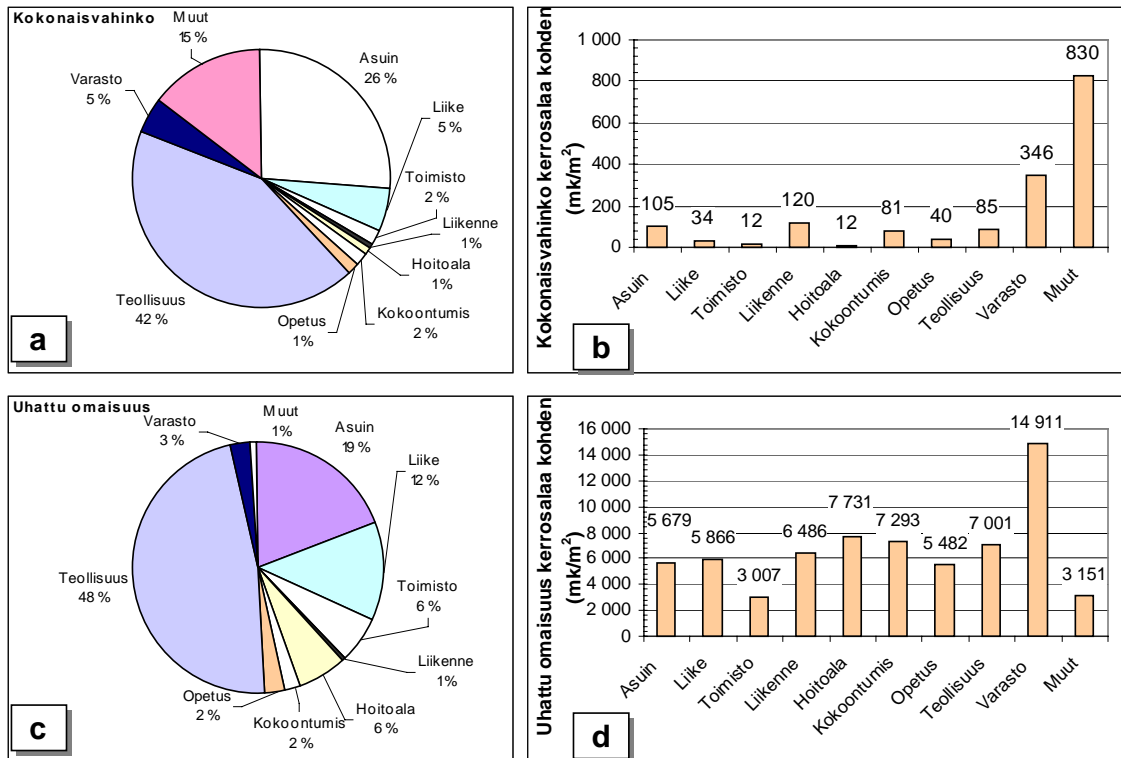
kennusten tulipalot on jaoteltu kerrosalan mukaisesti luokkiin ja piirakkakaavio kuvaa tulipalojen prosentuaalista lukumäärää luokittain.



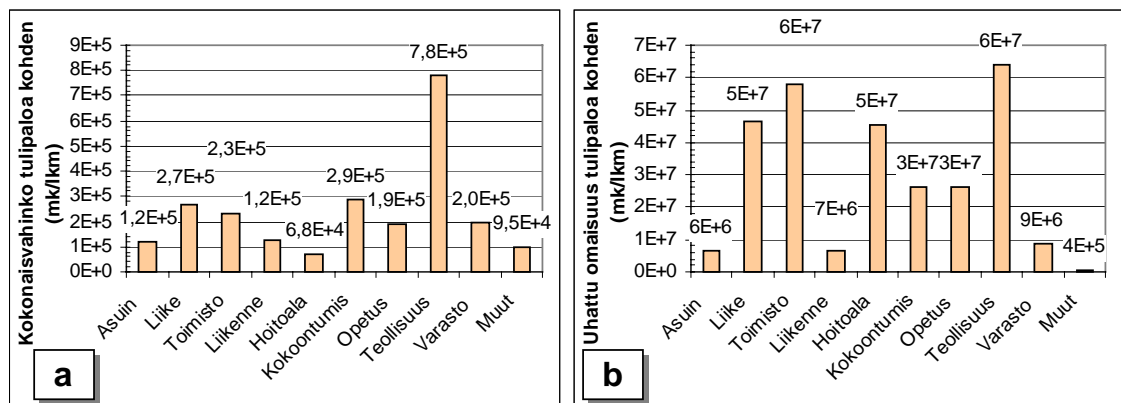
Kuva 41. Rakennuspalojen jakautuminen eri kokoryhmiin käyttötaluokassa 'muut rakennukset' vuosina 1996–99.

Kuvan 41 perusteella neljän vuoden aikana syttyneistä tulipaloista vain 12 % syttyi rakennuksissa, joiden pinta-ala ylitti 200 m². Pinta-ala oli 63 %:ssa tapauksista alle 50 m² ja jopa 49 % tulipaloista syttyi rakennuksissa, joiden pinta-ala oli 30 m² tai vähemmän.

'Muita rakennuksia' koskeva rakennuskantatieto on selvästi puutteellinen (Tillander & Keski-Rahkonen 2001), joka osaltaan selittää selvästi muista käyttötaluokista eroavan korkeamman syttymän todennäköisyyden kerrosalaa kohden. Kuten kuvasta 42 a) nähdään, käyttötaluokkaa 'muut rakennukset' ei kuitenkaan voida pitää taloudellisesti merkityksettömänä, sillä 15 % kaikista vahingoista syntyy juuri tässä luokassa syntyneissä tulipaloissa. Erityisen selvästi muusta joukosta nousee esiin kuvan 42 b) kerrosalaa kohden syntyneen kokonaisvahingon selvästi muita käyttötaluokkia suurempi arvo. Tässä sekä tulipalojen että kerrosalaa koskevat tiedot ovat PRONTOsta, joten rakennuskantatietojen puutteellisuus ei vaikuta tämän suureen arvoon mitenkään. Kuvasta 42 c) nähdään, että (1) muut rakennukset kattavat uhatun omaisuuden arvosta vain 1 % sekä (2) uhattu omaisuus kerrosalaa kohden on pienimpiä verrattuna muihin käyttötaluokkiin. Kuva 43 osoittaa, että tulipaloo kohden uhattuna oleva omaisuus ja syntyneet vahingot ovat 'muissa rakennuksissa' selvästi pienimpiä kuin muissa käyttötaluokissa.

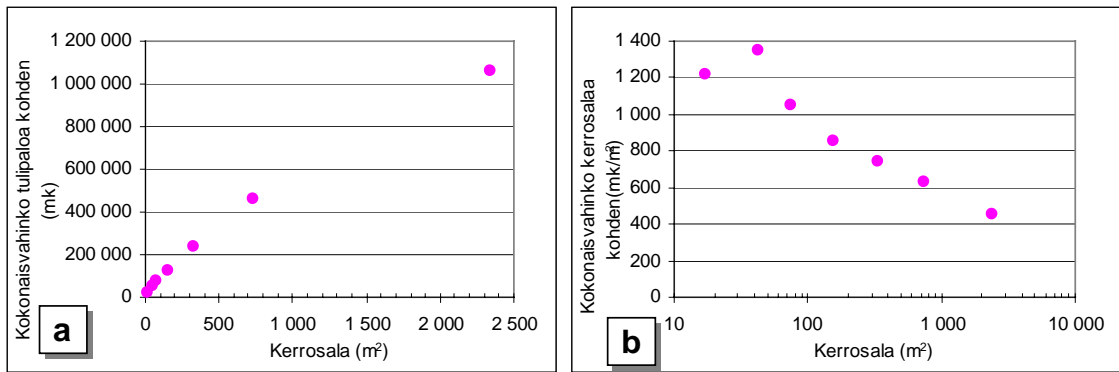


Kuva 42. a) Taloudellisen omaisuusvahingon jakautuminen eri käyttötaluokkien kesken, b) vahinko kerrosalaa (mk/m²) kohden eri käyttötaluokissa, c) uhatun omaisuuden arvon prosentuaalinen osuus koko määrästä käyttötaluokittain. d) uhattu omaisuus kerrosalaa (mk/m²) kohden eri käyttötaluokissa.



Kuva 43. a) Kokonaisvahinko ja b) uhattu omaisuus syttynyttä tulipaloo kohden eri käyttötaluokissa.

Lisäksi 'muissa rakennuksissa' tapahtuneita omaisuusvahinkoja tarkasteltiin jakamalla vahingot kuvan 41 mukaisesti luokkiin. Kuvassa 44 a) on esitetty kokonaisvahingon jakautuminen yhtä tulipaloo sekä kuvassa 44 b) kerrosalaa kohden, josta nähdään, että rakennuksen koon kasvaessa vahingot tulipaloo kohden kasvavat, kun taas kerrosalaa kohden ne pienenevät.



Kuva 44. Muissa rakennuksissa syttyneiden tulipalojen aiheuttamat kokonaisvahingot a) tulipaloo ja b) kerrosalaa kohden eri kerrosalaluokissa. Huomaa logaritminen x-akseli kohdassa b).

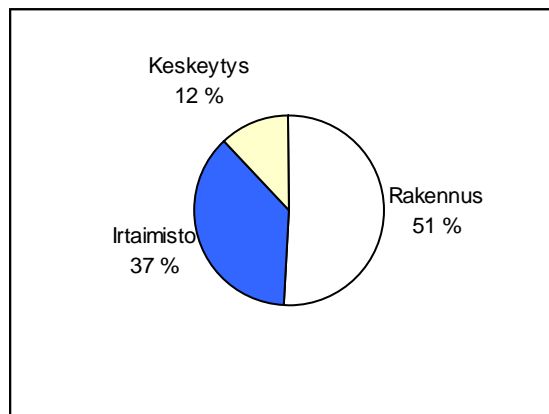
Huolimatta rakennuskannan puutteellisuudesta, 'muut rakennukset' muodostavat enintään hyvin pienen osan rakennuskannan kerrosalasta. Tulipaloissa uhattuna oleva omaisuus on vaatimaton muihin käyttötaluokkiin verrattuna. 'Muissa rakennuksissa' syttyy kuitenkin muihin käyttötaluokkiin verrattuna paljon tulipaloja, jolloin sen osuus kaikista yhteenlasketuista vahingoista on huomattava. Tulipalojen suuren määrän vuoksi, paloo kohden syntyneet vahingot eivät ole poikkeuksellisen suuret. Paloo kohden laskettu kokonaisvahinko kasvaa kerrosalan suuretessa. Koska syttyneiden rakennusten pinta-alan voidaan yleisesti ottaen katsoa olevan hyvin pieni, kerrosalaa kohden määritetty vahinko on selvästi muita käyttötaluokkia korkeampi ja sen arvo pieneneekin kerrosalan kasvaessa. Tässä tehdyn lyhyen tarkastelun perusteella 'muut rakennukset' vaikuttavat olevan taloudellisesti merkittävä ryhmä ja lisäselvityksen tekeminen kyseistä käyttötaluokkaa koskien olisi sekä toivottavaa että hyödyllistä palonehkäisytöimien kannalta.

7. Taloudellisen vahingon erikoiskysymyksiä

7.1 Keskeytysvahinko

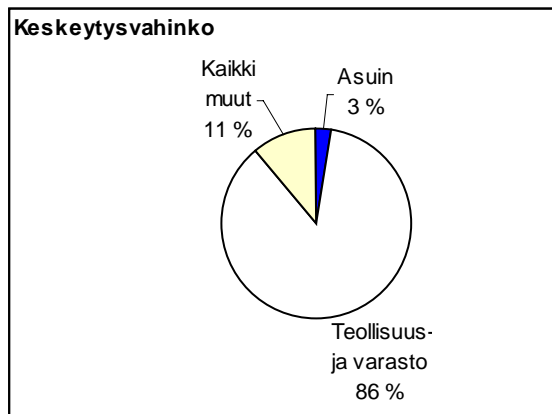
7.1.1 Yleistä

Kokonaisvahinko koostuu rakennuksen, irtaimiston sekä keskeytysvahingosta. Kuvan 45 mukaisesti rakennuksen vahingot muodostavat 51 % yhteenlasketusta vahingosta, irtaimistovahinko 37 % ja keskeytysvahingot 12 %.



Kuva 45. Yhteenlasketun vahingon prosentuaalinen jakautuminen rakennuksen, irtaimisto- ja keskeytysvahinkoihin.

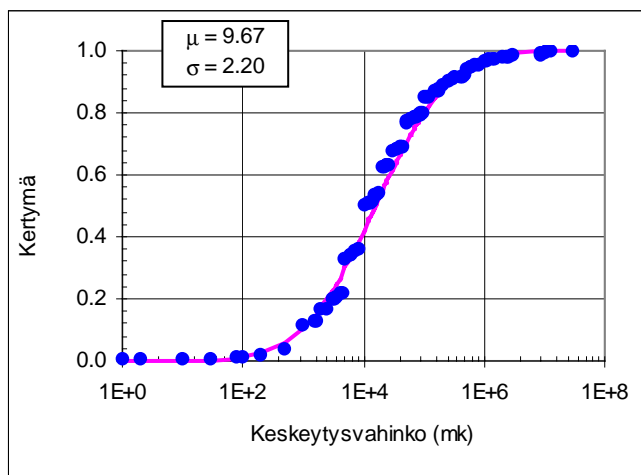
Kuvassa 46 on esitetty keskeytysvahingon summan prosentuaalinen jakautuminen eri käyttötaluokkaryhmien kesken. Kuten nähdään, keskeytysvahingot olivat keskittyneet teollisuus- ja varastorakennuksiin, joissa yleensä ottaen toiminta on sen luonteista, että keskeytyksestä aiheutuneet vahingot kasvavat helposti suuriksi. Yhteensä 9 275 tulipalossa keskeytysvahinkoja syntyi 847:ssä. Lukumäärällisesti ne olivat jakautuneet tasaisesti eri käyttötaluokkaryhmien välillä.



Kuva 46. Keskeytysvahingon prosentuaalinen jakautuminen eri käyttötaluokkaryhmien kesken.

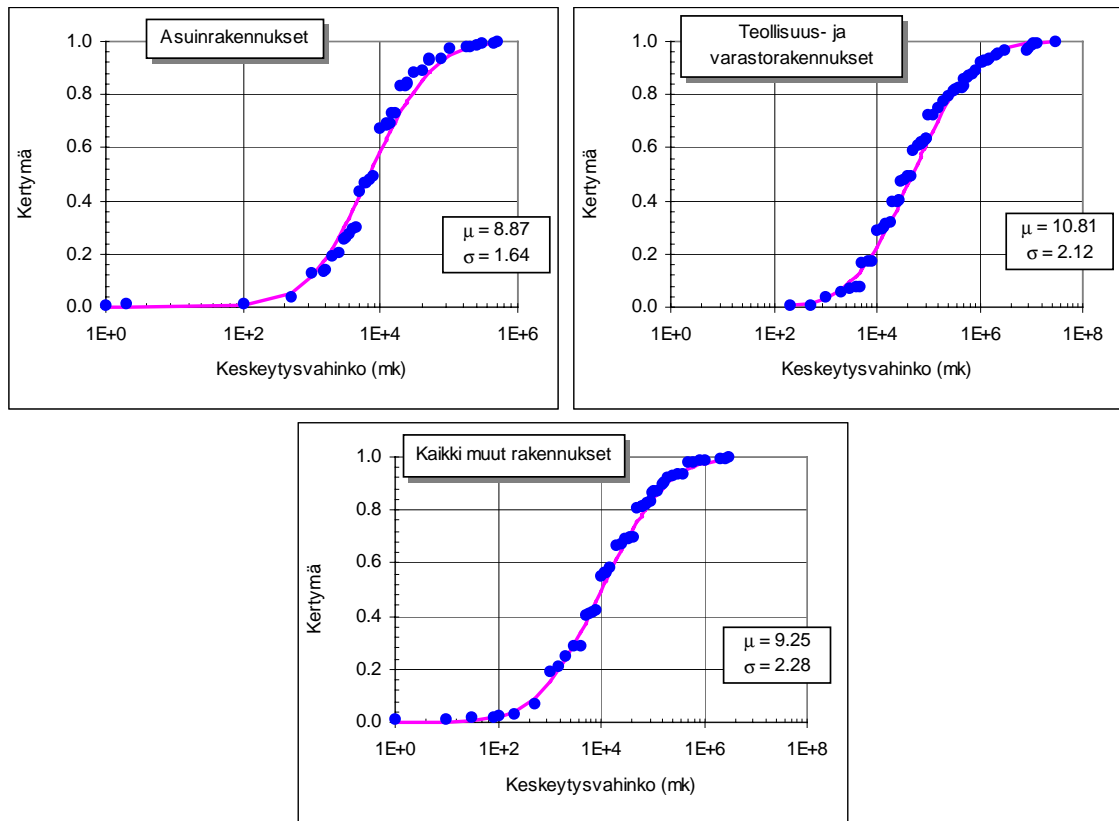
7.1.2 Matemaattinen jakauma

Kuvassa 47 on esitetty keskeytysvahingon kertymäfunktio koko maassa. Samaan kuvaan on piirretty logaritminen normaalijakauma, jonka parametrit on määritetty suoraan havaintojoukosta. Kuten kuvasta nähdään, myös keskeytysvahinko vaikuttaa olevan likimain logaritmisesti normaalijakautunut.



Kuva 47. Keskeytysvahingon sekä logaritmisesti normaalijakauman kertymäfunktio koko maassa.

Kuvassa 48 vahingot jaoteltiin kolmeen ryhmään käyttötavan mukaisesti. Keskeytysvahingon ja teoreettisen jakauman välillä on pieniä eroja, jotka tulevat selvimmiksi näkyviin asuinrakennuksissa. Teollisuus- ja varastorakennuksissa keskeytysvahingot ovat suurimpia, mikä on helppoa myöskin ymmärtää. Keskeytysvahingon jakauman matemaattinen muoto on kuitenkin samankaltainen rakennuksen ja irtaimiston vahinkojakaumien kanssa.



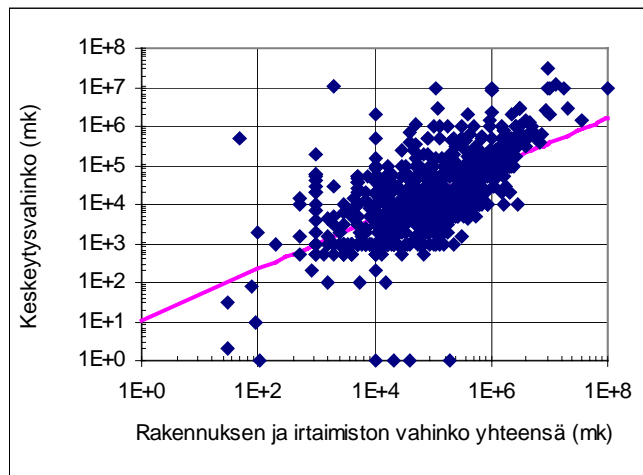
Kuva 48. Keskeytysvahingon sekä logaritmisien normaalijakauman kertymäfunktioita koko maassa eri käyttötaluokkaryhmissä.

7.1.3 Riippuvuus rakennuksen ja irtaimiston vahingosta

Ramachandranin (1998) mukaisesti välillisten ja välittömien vahinkojen välillä on potenssimuotoinen riippuvuus. Suomen tilastoaineistossa välillisiä vahinkoja vastaisivat keskeytysvahingot ja välittömiä vahinkoja rakennuksen ja irtaimiston vahingot. Liitteessä C on esitetty eri muuttujien riippuvuuksia toisistaan. Kuvassa 49 on esitetty keskeytysvahinko yhteenlasketun rakennuksen ja irtaimiston vahingon funktiona. Silmämääräisesti keskeytysvahinko kasvaa rakennuksen ja irtaimiston vahingon funktiona, vaikka havaintojoukon hajonta on suuri. Ramachandranin ehdotuksen mukaan myös tässä keskeytysvahinko X_c on suorien vahinkojen X_d potenssifunktio

$$X_c = c X_d^r \tag{43}$$

Sovite kuvan 49 esittämiin havaintoihin antaa karkean keskimääräisen riippuvuuden, missä $c \approx 11,0$ mk ja $r \approx 0,65$.



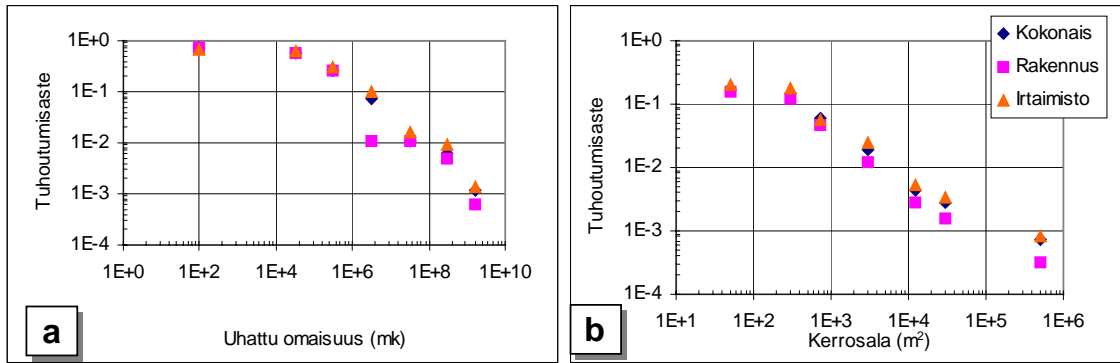
Kuva 49. Keskeytysvahinko rakennuksen ja irtaimiston yhteenlasketun vahingon funktiona (pisteet) sekä niihin sovitettu potenssifunktion kuvaaja (viiva).

7.2 Tuhoutumisaste

7.2.1 Kaikki rakennukset koko maassa

Tuhoutumisaste on vahingon ja uhatun omaisuuden suhde. Eli kun tuhoutunut omaisuus on sama kuin uhattuna ollut, tuhoutumisasteen arvo on yksi. Havainnot jaettiin sekä uhatun omaisuuden että kerrosalan perusteella luokkiin ja tuhoutumisaste saatiin jakamalla kunkin luokan yhteen laskettu vahinko sen yhteen lasketulla uhatulla omaisuudella. Tuhoutumisaste laskettiin erikseen sekä rakennukselle, irtaimistolle että kokonaisvahingolle. Sitä ennen havaintojoukosta poistettiin havainnot, joissa kokonaisvahinko tai uhattu omaisuus yhteensä olivat nolliä. Kelvollisten havaintojen määrä oli poiston jälkeen 9 301 kpl. Mukana olivat vain havainnot, joista käyttötaluokka voitiin tunnistaa. Rakennuksen tuhoutumisastetta määritettäessä poistettiin vielä havainnot, joissa uhatun rakennuksen arvoksi oli merkitty nolla, jolloin kelvollisten määräksi jäi 9 260 kpl. Samoin tehtiin irtaimiston tuhoutumisastetta laskettaessa ja kelvollisia irtaimistovahinkohavaintoja oli poiston jälkeen 8 811 kpl.

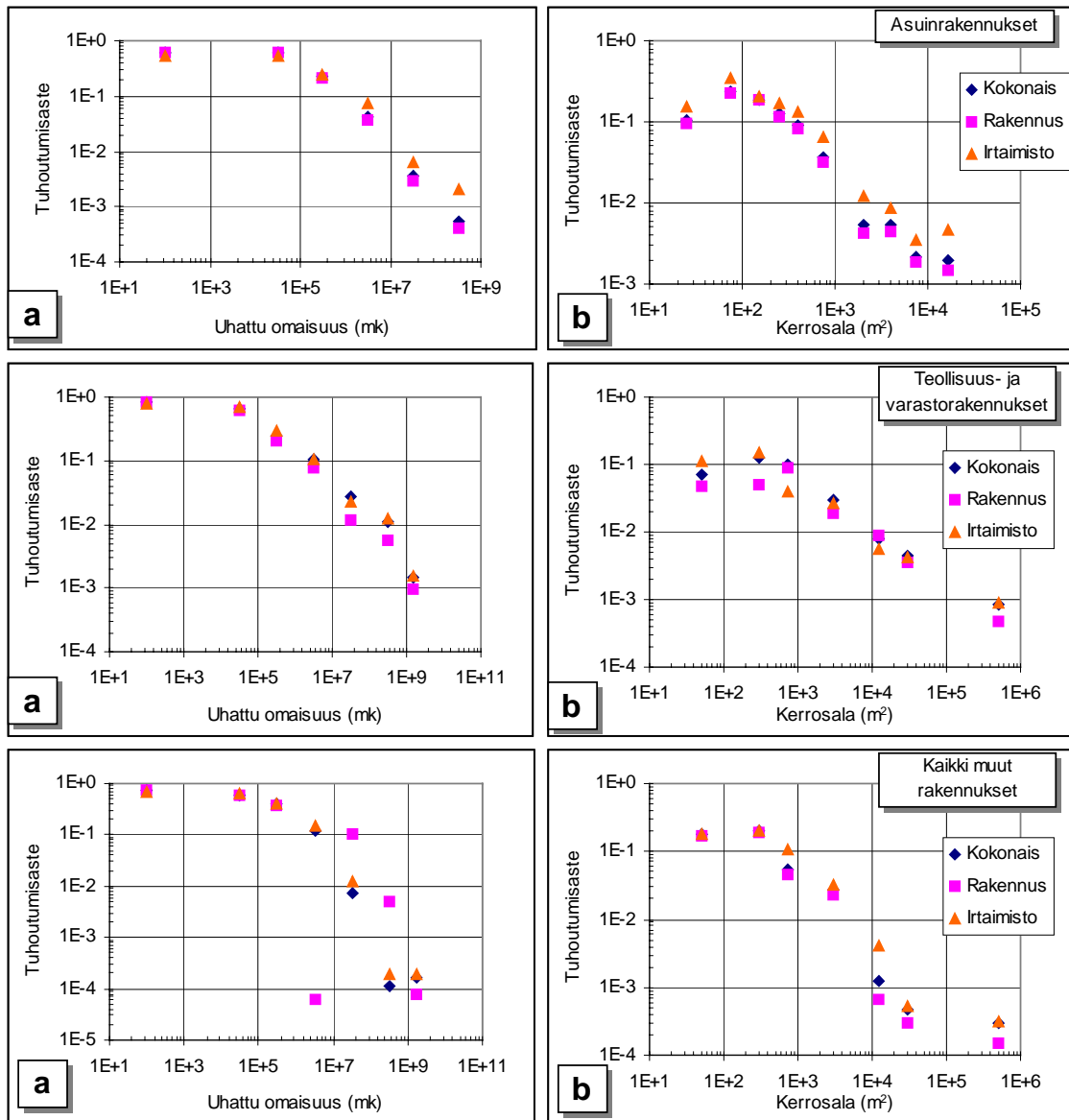
Kuvassa 50 a) on esitetty tuhoutumisaste uhatun omaisuuden ja b) kerrosalan funktiona, kun mukana on kaikkien rakennusten havainnot koko maasta vuosilta 1996–99.



Kuva 50. a) Tuhoutumisaste uhatun omaisuuden ja b) kerrosalan funktiona koko maassa 1996–99. Mukana ovat kaikki käyttötaluokat.

7.2.2 Käyttötaluokaryhmät

Tuhoutumisaste eri käyttötaluokaryhmissä on esitetty kuvassa 51. Ennen tuhoutumisasteen määrittämistä, havaintojoukosta poistettiin kelvottomat samoin kuten edellä.



Kuva 51. a) Tuhoutumisaste uhatun omaisuuden ja b) kerrosalan funktiona koko maassa 1996–99 eri käyttötaluokkaryhmissä.

7.3 Syttymisosaston koon vaikutus taloudelliseen vahinkoon

7.3.1 Kaikki rakennukset

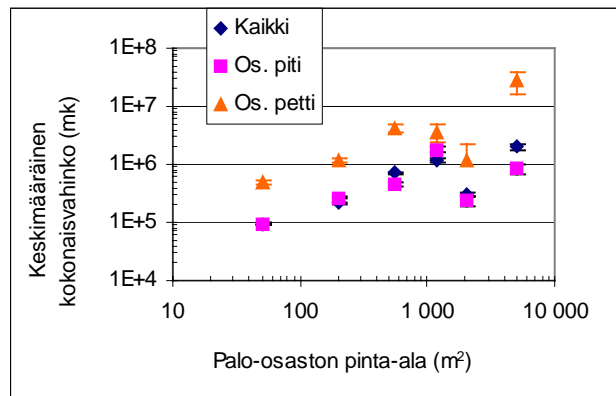
PRONTOsta poimitun otoksen avulla pyrittiin arvioimaan palo-osaston koon vaikutusta syntyneisiin vahinkoihin. Otos kattoi 12 887 rakennuspalohavaintoa vuosilta 1996–99, joista 69 %:ssa osastokoko oli määritettävissä. Kun joukosta poistettiin havainnot, joissa osaston koko oli tuntematon sekä kokonaisvahingon tai uhatun omaisuuden arvo nolla,

jäljelle jäi 8 173 kelvollista havaintoa. Havaintojoukon rakennuksista 70 %:ssa oli yksi ja 30 %:ssa useita palo-osastoja. Lisätietona rakennuksissa, joissa palo-osastoja oli useita, oli merkitty tieto osastoinnin pitävyydestä. PRONTOssa osastokokoa on kuvattu melko harvalla osastokokoluokituksella, joka on esitetty taulukossa 22. Taulukossa on myös kuhunkin luokkaan kuuluvien kaikkien kelvollisten havaintojen lukumäärät. Lisäksi havainnot on vielä jaoteltu kolmeen ryhmään, niihin joissa osastointi piti tai petti ja niihin joissa osastoinnin pitävyydestä ei annettu tietoa.

Taulukko 22. Kelvollisten rakennuspalohavaintojen lukumäärä palo-osastokoon mukaisesti jaoteltuna.

Palo-osaston koko (m²)	Osastointi piti	Osastointi petti	Ei tietoa osastoinnin pitävyydestä	Yhteensä
1–100	1 346	361	3 603	5 310
101–300	335	100	1 550	1 985
301–800	107	48	404	559
801–1600	53	9	76	138
1601–2400	25	1	55	81
2401–	26	6	68	100
Yhteensä	1 892	525	5 756	8 173

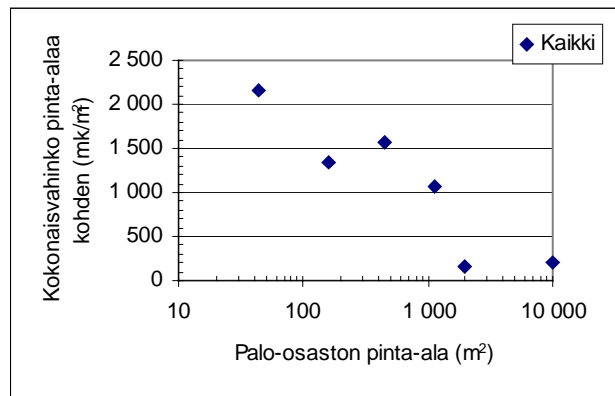
Kuvassa 52 on esitetty kokonaisvahinko yhtä rakennuspaloa kohden tapauksissa, joissa osastointi piti tai jossa se petti sekä sama myös koko havaintojoukolle.



Kuva 52. Kokonaisvahinko tulipaloa kohden, kun mukana kaikki havainnot sekä omana ryhmänään ne, joissa osastointi piti tai petti. Virheen laskennassa on otettu huomioon vain tapausten lukumäärän tilastohajonta osoittamaan, missä havainnot on riittävästi johtopäätösten tekemiseen. Vahingon jakaumasta tuleva satunnaisvirhe olisi ilmeisesti tätä melkoisesti suurempi.

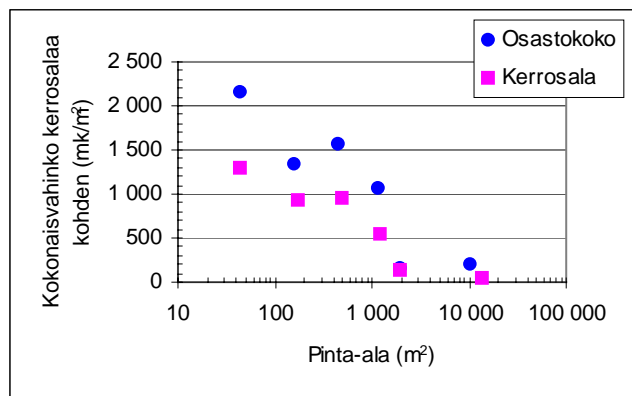
Kuva 52 osoittaa, että vahinko kasvaa palo-osaston koon funktiona noin 1 000 m²:n asti. Lisäksi näyttäisi, että osastoinnin pettäessä vahingot ovat yleisesti ottaen suuremmat kuin osastoinnin pitäessä. Kuten seuraavassa kohdassa 7.3.2 asuinrakennuksia tarkasteltaessa on todettu, yli 1 000 m²:n syttymisosastot asuinrakennuksissa voidaan olettaa kirjausvirheiksi. Lukumäärältään asuinrakennukset ovat suurin ryhmä ja siten niiden vaikutus on koko rakennusten kirjoa tarkasteltaessa huomattava. Siten tässä luvussa esitetyt kuvat tulkittaessa yli 1 000 m²:n osastokokoaalueeseen tulee suhtautua varauksella.

Rakennuksia, joissa oli vain yksi palo-osasto oli 5 750 kpl eli 70 % kelvollisesta havaintojoukosta. Näissä osaston kooksi merkittiin PRONTOssa ilmoitettu koko rakennuksen kerrosala. Nämä rakennukset jaettiin syttymisosaston koon perusteella taulukossa 22 esitettyihin luokkiin. Yhden palo-osaston rakennusten kokonaiskerrosalan perusteella määritettiin taulukossa 22 esitettyjen luokkien kerrosalan tiheysjakaumat. Useiden palo-osastojen rakennuksista oli tiedossa vain syttymisosaston kokoluokka eikä sen tarkkaa kerrosalaa. Sen vuoksi oletettiin myös näiden rakennusten kerrosalan noudattavan samaa tiheysjakaumaa yhden-palo-osaston rakennusten kanssa. Tämän kerrosalajakauman avulla voitiin määrittää kuvassa 53 kokonaisvahinko ja uhattu omaisuus osaston pinta-alan neliötä kohden kussakin luokassa. Koska osastoinnin pitävyydestä ei yleensä ottaen ollut tietoa yhden palo-osaston rakennuksissa, havaintojoukkoa ei voitu jakaa ryhmiin sen perusteella.



Kuva 53. Kokonaisvahinko palo-osaston pinta-alan neliötä kohden kaikissa rakennuksissa. Huomaa logaritminen x-akseli.

Kuvasta 53 nähdään, että kokonaisvahinko neliötä kohden pienenee osastokoon kasvaessa. Kuvassa 54 on vertailun vuoksi piirretty samaan kuvaan kokonaisvahinko pinta-alaa kohden, kun normitustekijänä on käytetty syttymisosaston kokoa (pallot) tai koko rakennuksen kerrosalaa (neliöt). Koska osaston koko on joko sama kuin koko rakennuksen kerrosala tai sitä pienempi, vahinko osastokoolla normitettuna on hieman suurempi. Suunta molemmissa tapauksissa on kuitenkin laskeva kerrosalan kasvaessa. Kuten jo aiemmin todettiin ja johon palataan tarkemmin kohdassa 7.3.2, yli 1 000 m²:n osastokojen arvojen voidaan olettaa olevan jossain määrin virheellisiä.



Kuva 54. a) Kokonaisvahinko kerrosalaa kohden, kun x-akselin pinta-alana on syttymisosaston (pallot) tai koko rakennuksen kerrosala (neliöt).

7.3.2 Asuinrakennukset

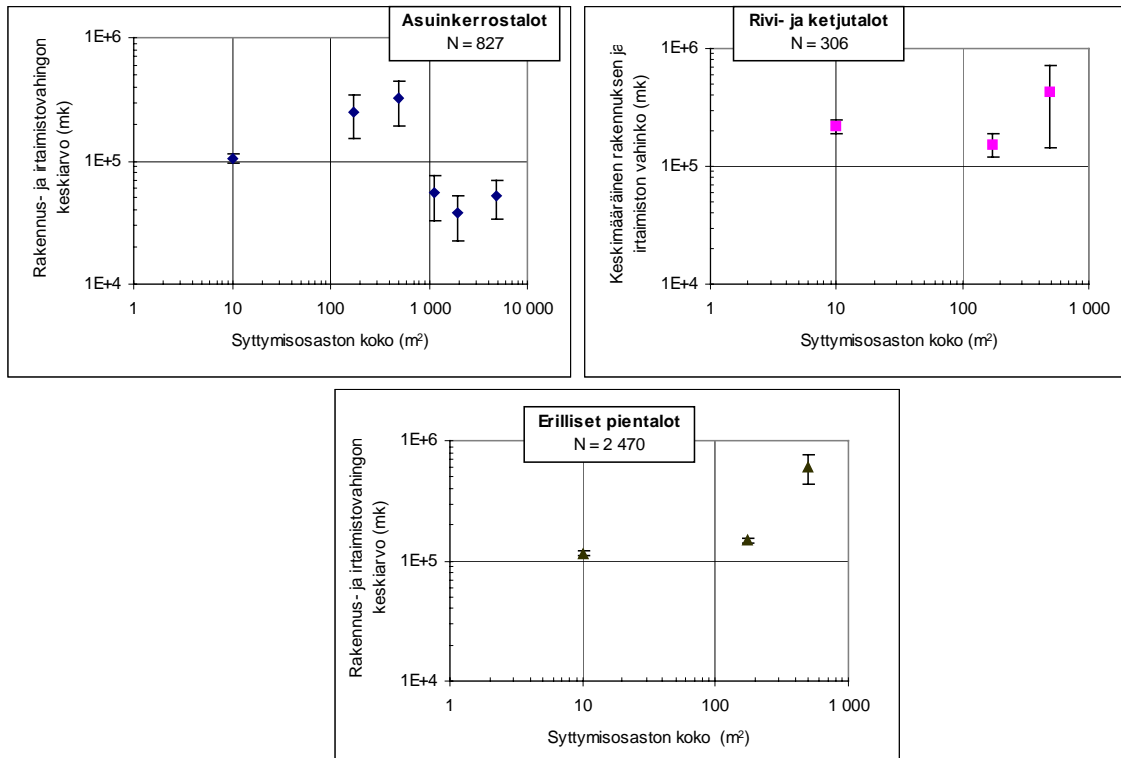
Palo-osaston koko oli tunnistettavissa 3 606 asuinrakennuspalotapauksessa. Asuinrakennuksissa, joissa palo-osastoja oli yksi, osaston kooksi merkittiin koko rakennuksen kerrosala. Havaintojen lukumäärät talotyypeittäin on esitetty taulukossa 23.

Taulukko 23. Asuinrakennuspalohavaintojen lukumäärät vuosilta 1996–99 syttymisosaston koon mukaisesti jaoteltuna.

Palo-osaston koko (m²)	Asuin-kerrostalot	Rivi- ja ketjutalot	Erilliset pientalot
1–100	666	219	1 259
101–300	68	53	1 172
301–800	21	32	37
801–1600	21	2	1
1601–2400	21		
2401–	30		1
Yhteensä	827	306	2 470

Kohdassa 6.6 osoittautui, ettei koko rakennuksen kerrosala vaikuta keskimääräiseen vahinkoon kerrostaloissa tai rivi- ja ketjutaloissa. Näissä rakennus on usein jaettu useampaan palo-osastoon ja kiinnostavaa sen vuoksi onkin, onko syttymisosaston koolla merkitystä vahingon suuruuteen? Kuvassa 55 on esitetty keskimääräiset rakennuksen ja irtaimiston yhteenlasketut vahingot syttymisosaston koon funktiona. Asuin-kerrostaloissa (kun $A < 1\,000\text{ m}^2$)² ja pientaloissa on selvästi havaittavissa vahingon kasvu kerrosalan potenssifunktiona. Rivi- ja ketjutaloissa vahinko pysyy virherajojen puitteissa likimain vakiona, mutta virhejana on suurimassa kokoluokassa niin suuri, että sen perusteella ei voida päätellä juuri mitään. Tähän kysymykseen paneudutaan hiukan tarkemmin myöhemmissä tutkimuksissa.

² ONTIKAn kehittäjä ja kouluttaja DI S. Männikkö Tampereen aluepelastuslaitokselta oli sitä mieltä, että yli 1 000 m²:n syttymisosastot asuin-kerrostaloissa ovat PRONTOn kirjausvirheitä, koska niissä noudatetaan asutokohtaista osastointia. Annetut luvut on käsitettävä koko rakennuksen kerrosalaksi.

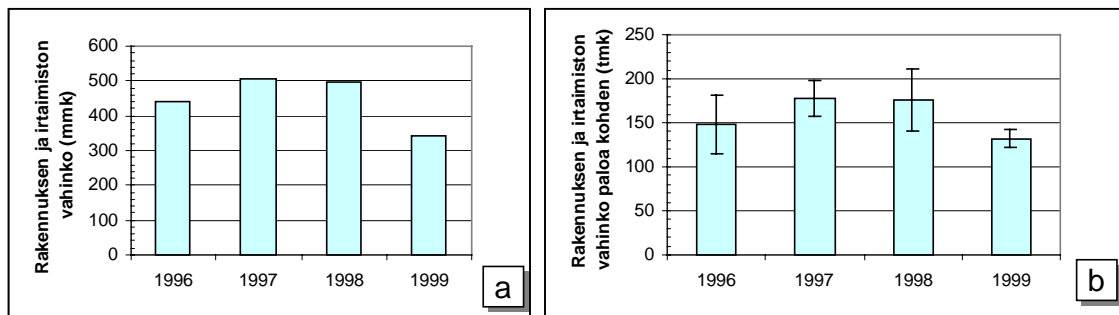


Kuva 55. Keskimääräinen rakennuksen ja irtaimiston yhteenlaskettu vahinko syttymisosaston koon funktiona eri asuinrakennustyypeissä.

8. Vahinkojen aikajakaumat

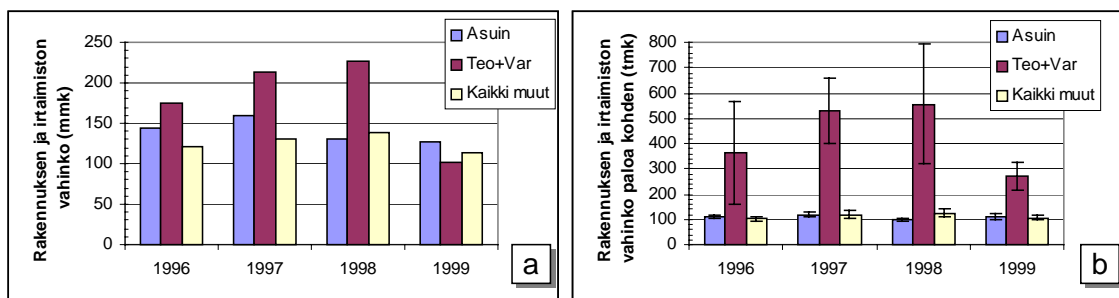
8.1 Vuosittainen jakauma

Kuvassa 56 a) on esitetty rakennuksen ja irtaimiston vahinko yhteensä eri vuosina ja kuvassa 56 b) vahinko yhtä tulipaloa kohden. Kuvassa 56 b) virhejana kuvaa kaavasta (39) määritettyä keskiarvon keskivirhettä ja siten nähdään, että vahinko tulipaloa kohden on ollut virherajojen puitteissa sama eri vuosina. Virhettä aiheutuu myös luokka-kohtaisten havaintojen lukumäärien vaihtelusta, mutta voidaan olettaa virheen olevan hyvin pieni vahingon keskiarvon keskivirheeseen verrattuna, jolloin se voidaan jättää huomioimatta.



Kuva 56. Rakennuksen ja irtaimiston vahinko a) yhteensä ja b) tulipaloa kohden eri vuosina koko maan kaikissa rakennuksissa.

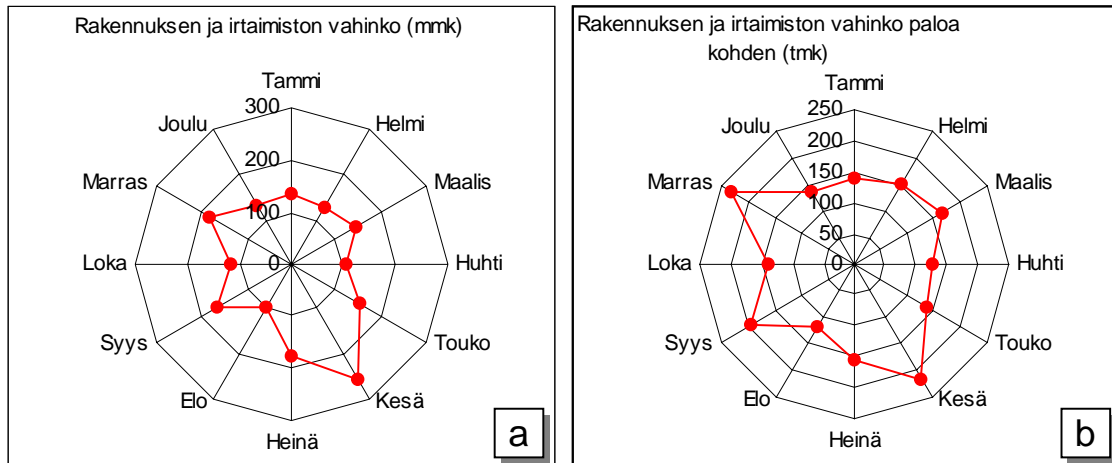
Kuvassa 57 on rakennukset jaettu käyttötavan mukaisesti kolmeen ryhmään, asuinrakennukset, teollisuus- ja varastorakennukset (Teo+Var) sekä kaikki muut rakennukset. Kuvasta nähdään, että teollisuus- ja varastorakennuksissa tapahtuneet vahingot ovat olleet rahallisesti suurimmat. Eri vuosien välillä ei ollut merkittäviä eroja missään ryhmässä.



Kuva 57. Rakennuksen ja irtaimiston vahinko a) yhteensä ja b) tulipaloa kohden eri vuosina käyttötaparyhmittäin.

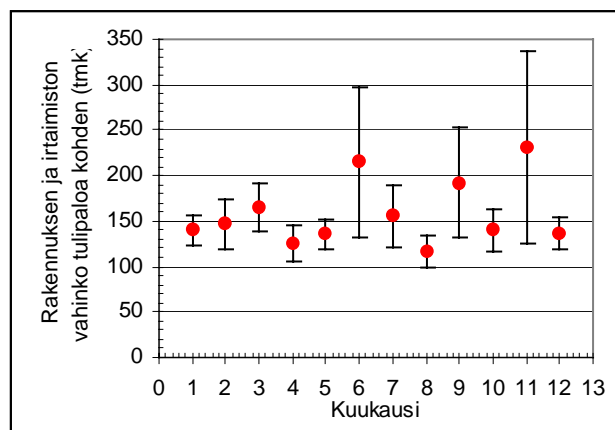
8.2 Kuukausittainen jakauma

Kuvassa 58 a) on esitetty rakennuksen ja irtaimiston vahingot yhteensä kuukausittain jaoteltuna ja kuvassa 58 b) vahinko tulipaloa kohden.



Kuva 58. Rakennuksen ja irtaimiston vahinko a) yhteensä ja b) tulipaloa kohden kuukausittain vuosina 1996–99.

Kuvasta 58 nähdään, että vahinkojen keskiarvot olivat suurimmillaan marras- ja kesäkuussa. Kuvassa 59 on piirretty näkyviin myös keskiarvon keskivirhe, josta nähdään että virhejanojen puitteissa mikään kuukausi ei poikkea muista tilastollisesti merkittävästi. Kuukaudet on numeroitu yhdestä kahteentoista, lähtien tammikuusta.

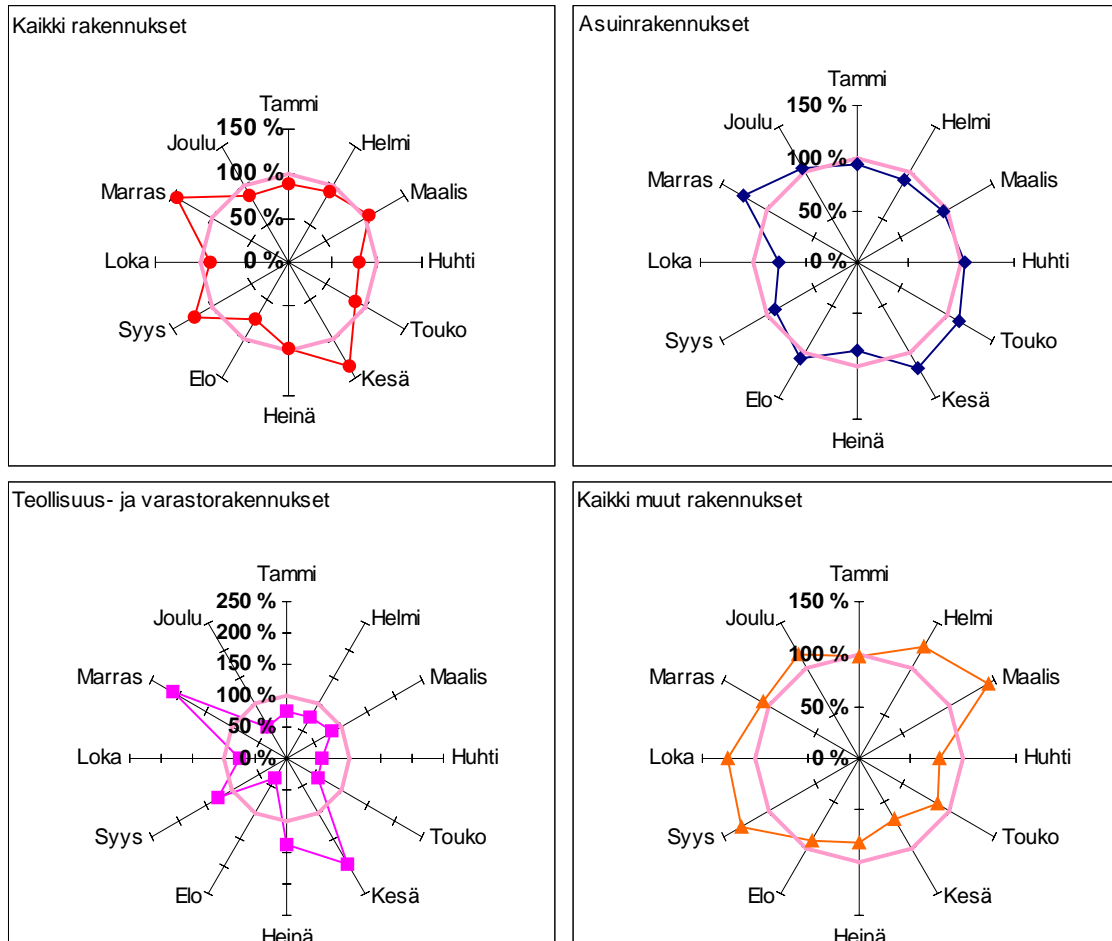


Kuva 59. Rakennuksen ja irtaimiston vahinko paloa kohden kuukausittain.

Taloudellisen vahingon jakauma on luonteeltaan vino ja siten vahingon hajonta on hyvin suuri, jonka vuoksi myös keskiarvon vaihteluväli kasvaa suureksi.

Sama seikka oli havaittavissa myös käyttötaparyhmissä, joissa ei myöskään ollut näkyvissä tilastollisesti merkittäviä eroja eri kuukausien välillä. Kuvassa 60 on esitetty ra-

kennuksen ja irtaimiston yhteenlaskettu vahinko yhtä tulipaloa kohden eri kuukausina eri käyttötaluokkaryhmissä. 100 % ympyrä esittää koko vuoden keskiarvoa ja mikäli jonkin kuukauden arvo on yli 100 %, kyseisenä kuukautena vahingot ovat olleet keskiarvoa suurempia. Suuren virheen takia ei kuitenkaan tilastollisesti merkittäviä eroja ollut havaittavissa.

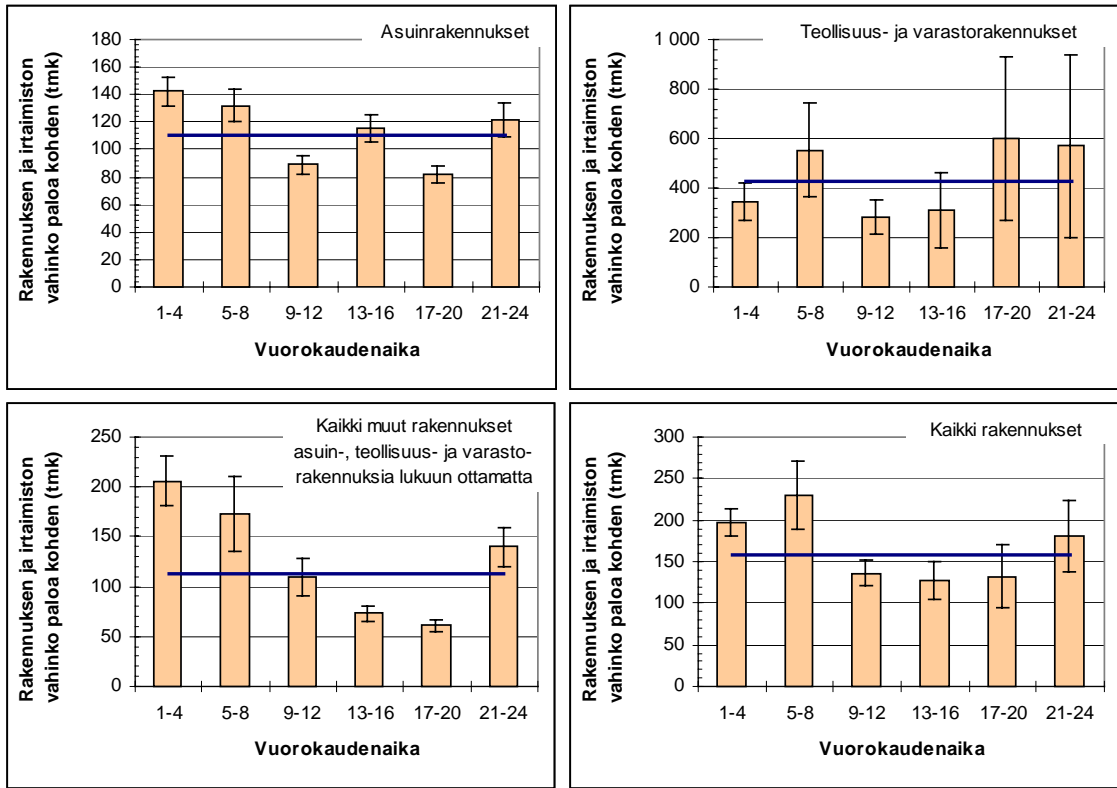


Kuva 60. Rakennuksen ja irtaimiston vahinko tulipaloa kohden kuukausittain eri käyttötaluokkaryhmissä.

8.3 Vuorokaudenaikajakaumat

Rakennuksen ja irtaimiston yhteenlaskettu vahinko tulipaloa kohden eri vuorokaudenaikoina on esitetty kuvassa 61. Tilastollisen tarkkuuden parantamiseksi vuorokausi jaettiin kuuteen neljän tunnin jaksoon. Kunkin ryhmän vuorokauden keskiarvo on piirretty kuvaan 61 vaakaviivalla. Teollisuus- ja varastorakennuksissa hajonta oli suuri, jolloin keskivirhe kasvoi mittavaksi eikä tilastollisesti merkittäviä eroja tullut esiin. Sekä asuinrakennuksissa että kaikissa muissa rakennuksissa välillä 9–12 ja 17–20 vahingot olivat keskiarvoa pienemmät ja vastaavasti välillä 1–4 keskiarvoa suuremmat tilastollisesti

merkitsevällä tasolla. Muut jaksot eivät poikenneet keskiarvosta tilastollisesti merkittävästi.



Kuva 61. Rakennuksen ja irtaimiston vahinko tulipaloa kohden eri vuorokauden aikoina eri rakennustyyppiryhmissä. Vaakasuora viiva esittää vuorokauden keskiarvoa.

9. Palokuolemat

9.1 Taustaa

Tulipaloissa syntyvien henkilövahinkojen torjunta on tärkein paloturvallisuustoimenpiteiden tavoite. Tulipaloissa kuolee vuosittain Suomessa noin 100 henkilöä. Vaikka tämä on henkilöinä suuri määrä ja suhteellisesti erittäin korkea teollisuusmaiden välisessä vertailussa, se on lukumäärältään vielä niin pieni, että tilastollisten johtopäätösten tekeminen vaikeutuu. Mitään vastaavaa, kuin tässä on esitetty palovahingoista, ei niistä voida suoraan tehdä. Lisäksi ongelmaksi on muodostunut tilastointitietokanta PRONTO:n heikko ajantasaisuus palokuolemien osalta. Palokuolemia on kuitenkin niin paljon, että koko ryhmää voidaan verrata muuttuja kerrallaan vastaavanlaisiin kaikkiin tulipaloihin.

Työtä helpottaa erityisesti mahdollisuus verrata arvoja aiheen tuoreisiin aiempiin tutkimuksiin (Rahikainen 1998b, Rahikainen & Keski-Rahkonen 1998c, 1999a, 1999b, 2001)³, joka kattoi rakennuspalot vuosilta 1994–97 sekä tulipaloissa sattuneet kuolemantapaukset vuosilta 1988–97. Kaikkien rakennuspalojen osalta, joihin palokuolematulipaloja verrattiin, tässä käytetty tilastoaineisto vuosilta 1996–2001 oli huomattavasti Rah98-tutkimusta suurempi. Palokuolemien osalta se oli kuitenkin sitä suppeampi ja erityisesti vuosien 1996–98 osalta myös hieman epäluotettavampi. Verrattavissa kohdissa tässä käytetty havaintojoukon koko oli kuitenkin samankokoinen ja joissain tapauksissa jopa suurempi kuin Rah98. Tässä tutkimuksessa tarkasteltiin, päästäänkö tällä hieman eri tavalla poimitulla ja osin eri aikajakson kattavalla havaintoaineistolla samoihin johtopäätöksiin kuin aiemmassa työssä.

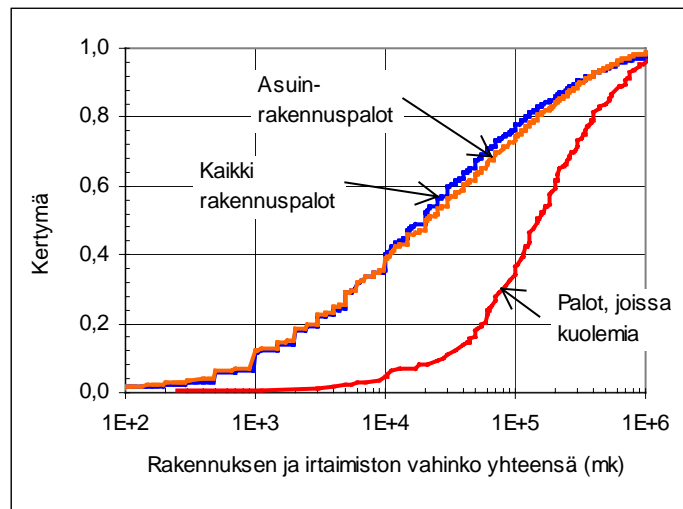
Käytetty aineisto kattoi kaikki PRONTOon kirjautuneet rakennuspalot vuosilta 1996–2001, joita oli yhteensä 19 531 kpl. Vuosilta 1996–98 poimittiin tulipalot, joissa oli merkitty vähintään yksi ihminen kuolleeksi. Näitä oli yhteensä 163 kpl. Vuosien 1999–2001 palokuolematapausten poiminnassa käytettiin lisäksi SPEKin palokuolematilastoa (Suomen Pelastusalan Keskusjärjestö 2001), jonka mukaisesti 1999–2001 oli tapahtunut yhteensä 257 kuolemantapausta, joista 25 oli sattunut autossa, veneessä, roskasäiliössä tai muussa vastaavassa eikä siten voitu olettaa että kyseiset tapaukset löytyisivät PRONTO:n rakennuspalohavainnoista. SPEKin tilastohavainnoista vastaavat tapaukset etsittiin PRONTO:n aineistosta ja vastaavuuksia löytyi 178 kappaletta. Siten käytetyn havaintoaineiston suuruus oli 341 tapausta. Todellisuudessa näinä vuosina Tilastokeskuksen ja Suomen Pelastusalan Keskusjärjestön tilastojen (Suomen Pelastusalan Kes-

³ Työhön ja siitä tehtyihin mainittuihin julkaisuihin viitataan kollektiivisesti tässä luvussa myöhemmin lyhyesti Rah98.

kusjärjestö 2001) mukaisesti tapahtui 507 palokuolemaa, joissa ovat mukana myös autoissa ja muissa vastaavissa sattuneet palokuolemat ja siten rakennuksissa sattuneiden palokuolematapausten lukumäärä on tätä arvoa pienempi.

9.2 Taloudellinen vahinko

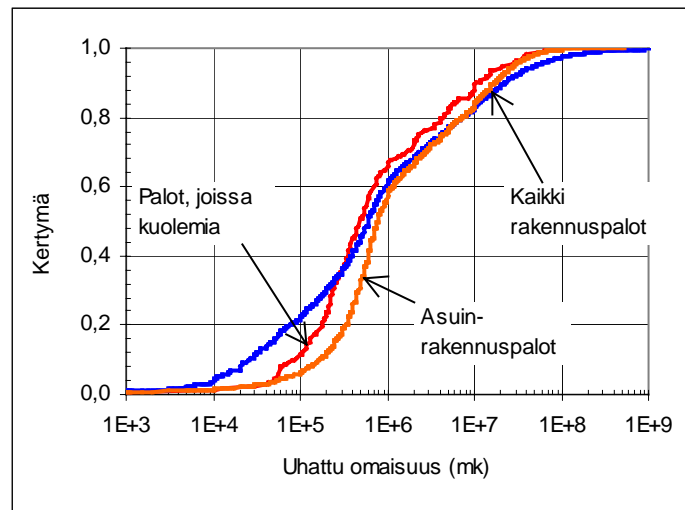
Kuvassa 62 on esitetty rakennuksen ja irtaimiston palovahinkojen kertymäfunktiot kaikissa sekä kuolemaan johtaneissa rakennuspalloissa. Kertymäfunktion perusteella nähdään selvästi, että kuolemaan johtaneissa tulipaloissa syntyneet vahingot olivat huomattavasti suuremmat kuin kaikissa rakennuspalloissa tai asuinrakennusten paloissa keskimäärin.



Kuva 62. Rakennuksen ja irtaimiston vahinkojen summan kertymä kaikissa, asuin- sekä kuolemaan johtaneissa rakennuspalloissa.

Vertailun vuoksi määritettiin vielä uhatun omaisuuden kertymä molemmissa tapauksissa kuvassa 63, josta nähdään etteivät käyrät poikkea toisistaan samalla tavoin kuin vahingon kertymät kuvassa 62. Merkittävä vertailukohta on asuinrakennusten palot, koska valtaosa palokuolemista tapahtuu niissä. Alle miljoonan markan uhattuun omaisuuteen saakka (pientalot) palokuoleman tapahtumapaikat ovat kaikkia asuinrakennuksia keskimäärin halvempia noin tekijällä kaksi. Yli miljoonan markan taloissakin (pääosin kerros- ja rivitaloja) järjestys on sama noin 30 mm:n uhattuun omaisuuteen saakka, vaikka kertymäkäyrän muoto muuttuukin ilmeisesti erilaisen hajonnan seurauksena. Palokuoleman uhri on hyvin usein yksin elävä mieshenkilö. Näistä tuloksista on luettavissa, että hän on joko jäänyt asumaan keskimääräistä heikompiin rakennuksiin tai on yksinelämisensä/jäämisensä seurauksena hakeutunut tällaiseen kustannussyistä.

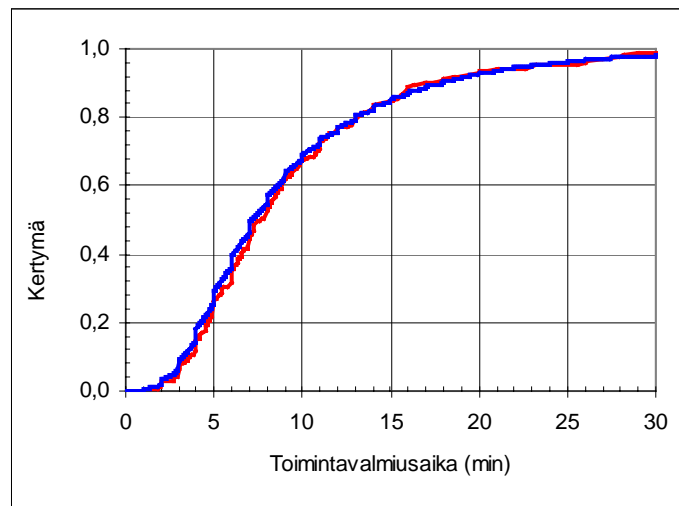
Kuvan 62 taloudellisen vahingon jakauma on nyt ensimmäistä kertaa Suomesta käytettävissä eriteltyinä palokuolematilanteisiin. Se on pienissä vahingoissa lähes kaksi dekadia ja hiukan suuremmissa noin dekadin suurempi kuin rakennuspaloissa yleensä. Tämän tiedon perusteella vahingon kasvun syystä ei ole suoraa näyttöä, mutta katsottaessa palokuoleman uhrin ominaisuuksia yleensä aiemman tutkimuksen perusteella (Rah98), on epäiltävissä, että uhrin paloa edeltävä toiminta on tärkein vahinkoa kasvattava tekijä.



Kuva 63. Uhatun omaisuuden kertymäfunktio kaikissa rakennuspaloissa, asuinrakennusten palossa sekä erikseen kuolemaan johtaneissa rakennuspaloissa.

9.3 Palokunnan toimintavalmiusaika

Palokuntien toimintavalmiusajat piirrettiin vastaavasti molemmille ryhmille kuvassa 64.

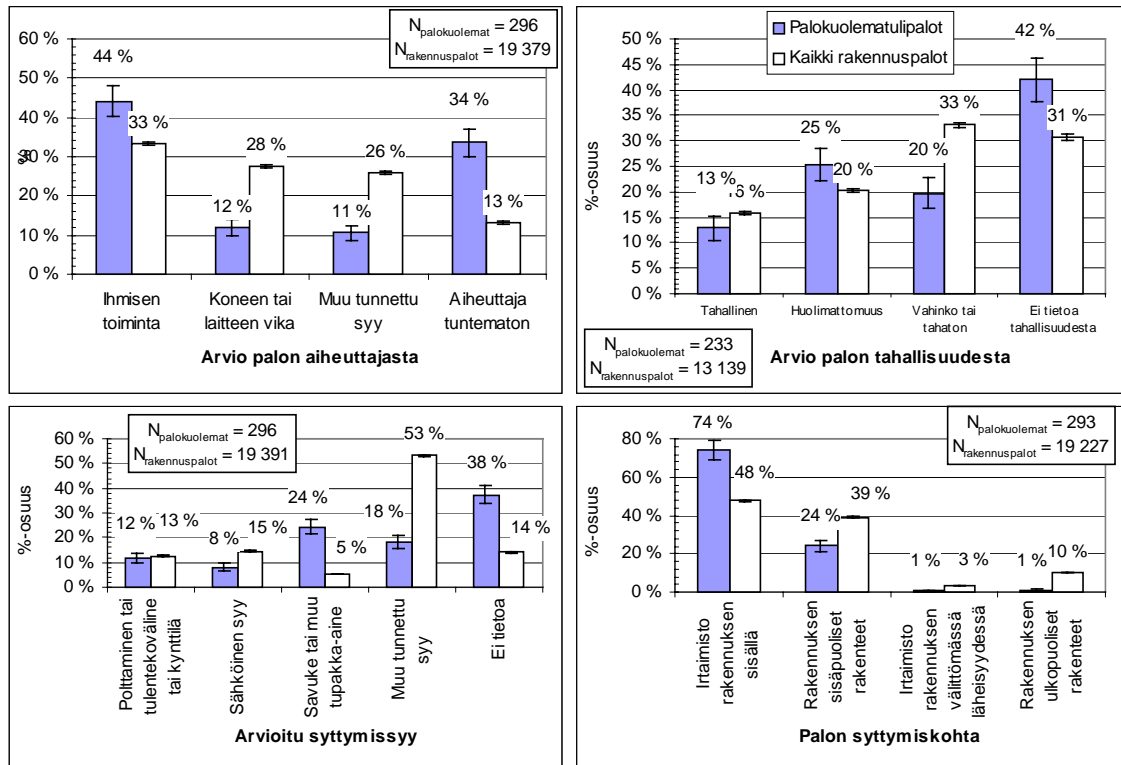


Kuva 64. Palokunnan toimintavalmiusajan kertymäfunktioit kaikissa ja kuolemaan johtaneissa rakennuspaloissa.

Kuva 64 osoittaa, ettei palokunnan toimintavalmiusajoissa ole lainkaan eroavaisuuksia ja siten tässä käytössä olleen aineiston perusteella ei todettu toimintavalmiusajan vaikuttavan palokuolemien syntyyn. Sama tuli esille jo aiemmin (Rah98).

9.4 Kuolemaan johtaneiden tulipalojen vertailu kaikkiin rakennuspaloihin

Kohtalokkaiden tulipalojen ominaispiirteistä tässä on tarkasteltu samoja muuttujia uudella aineistolla kuin Rah98:ssa sekä muutamia kokonaan uusia muuttujia, jotka ilmeisesti PRONTO-tietokannan uudistuksessa ovat nyt aikaisemmasta ONTIKA-versiosta poiketen saatavilla. Kuolemaan johtaneita tulipaloja on verrattu kaikkiin rakennuspaloihin, jotta nähtäisiin miten nämä kohtalokkaat tulipalot poikkeavat keskimääräisestä tulipalosta. Kuvassa 65 on pylväskaavioina esitetty pelastusviranomaisen arviot tulipalon aiheuttajasta, tahallisuudesta, syttymissyystä sekä -kohdasta. Kuvassa on esitetty eri vaihtoehtojen prosentuaaliset osuudet koko havaintojoukosta. Vasemman puoleinen pylväs kuvaa kuolemaan johtaneita tulipaloja ja oikean puoleinen kaikkia rakennuspaloja. Koska kaikissa tapauksissa kaikki kohdat eivät olleet kelvollisesti täytetty, jokaisessa kuvassa on erikseen mainittu kelvollisten havaintojen lukumäärät.



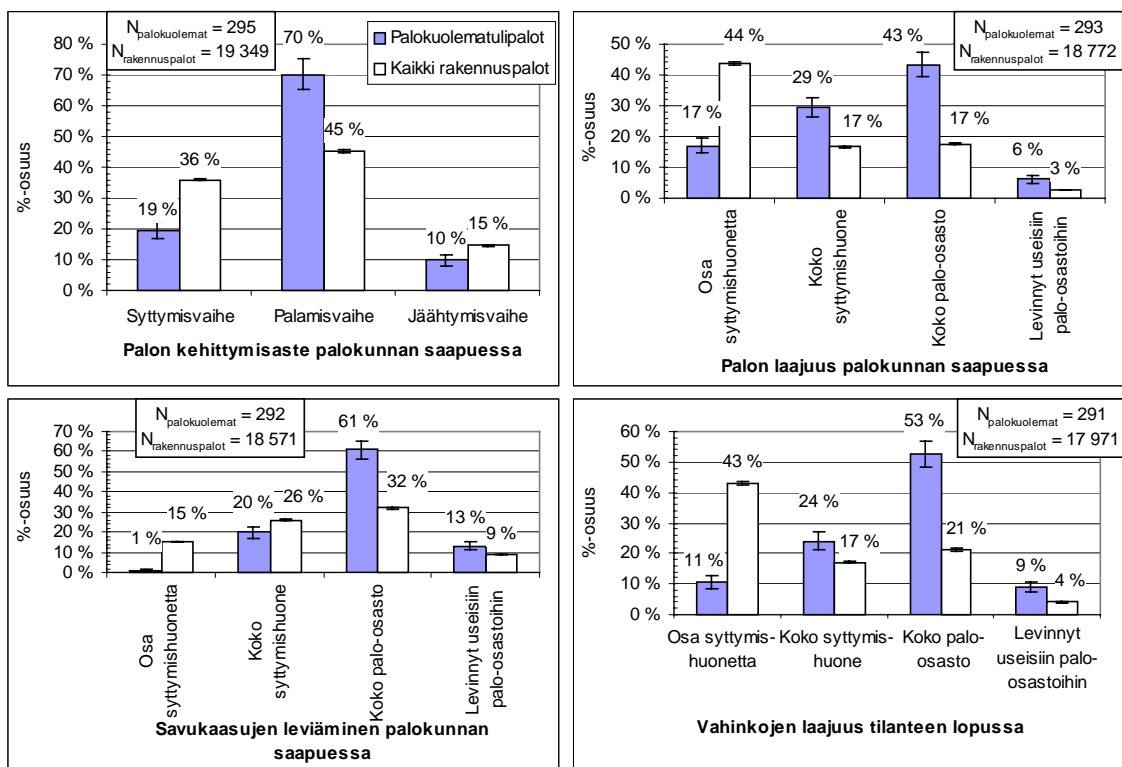
Kuva 65. Pelastusviranomaisen arvio tulipalon aiheuttajasta, tahallisuudesta, syttymissyistä sekä -kohdasta. Vasen pylväs kuvaa kuolemaan johtaneita tulipaloja ja oikea kaikkia rakennuspaloja.

Kuvasta 65 nähdään, että ihmisen toiminnalla on suuri merkitys tulipalojen syyttäjänä. Kuolemaan johtaneista tulipaloista se on suurin yksittäinen syyryhmä (44 %). Lisäämällä siihen vielä tuntematon aiheuttaja (34 %) saadaan yhteensä 78 % osuus kohtalokkaista ja 46 % osuus kaikista rakennuspalloista, joissa mahdollinen aiheuttaja on saattanut olla ihmisen toiminta.

Palon tahallisuutta arvioitaessa huolimattomuus ei eronnut tässä käytetyllä aineistolla tilastollisesti merkittävästi kaikista rakennuspalloista päinvastoin kuin aiemmassa työssä. Selvästi kävi kuitenkin esille, että vahinko tai tahaton teko oli harvinaisempi kuolemaan johtaneissa tulipaloissa. Yhtäpitävää aiemman tutkimuksen (Rah98) kanssa oli savukkeen tai muun tupakka-aineen yleisyys kohtalokkaiden palojen syyttäjänä. Osuus oli 4,5-kertainen kaikkiin rakennuspaloihin verrattuna. 'Muu tunnettu syy' pitää sisällään seuraavat syttymissy: ilotulitusväline, nokipalo, kipinä savuhormista tai uunista, halkeama savuhormissa tai uunissa, riittämätön suojaetäisyys palavaan rakenteeseen, kipinä pakoputkesta tai laitteesta, liikakuumennut prosessi tai laite, kuuma tai hehkuva esine, hitsaus tai polttoleikkaus, hankauslämpö, mekaaninen kipinä, iskukipinä, itsesyttyminen, räjähdysenergia, muu energia, luonnonsyyt, uudelleen syttyminen, leviäminen toisesta rakennuksesta ja muu tunnettu syy. Sähköinen tai muu tunnettu syttymissy oli selvästi harvinaisempi kuolemaan johtaneissa tulipaloissa.

Erittäin selvästi kävi ilmi, että kuolemaan johtaneissa tulipaloissa palon syttymiskohta on useimmiten ollut rakennuksen sisällä oleva irtaimisto. Myös tämä oli yhdenmukainen Rah98:n havaintojen kanssa.

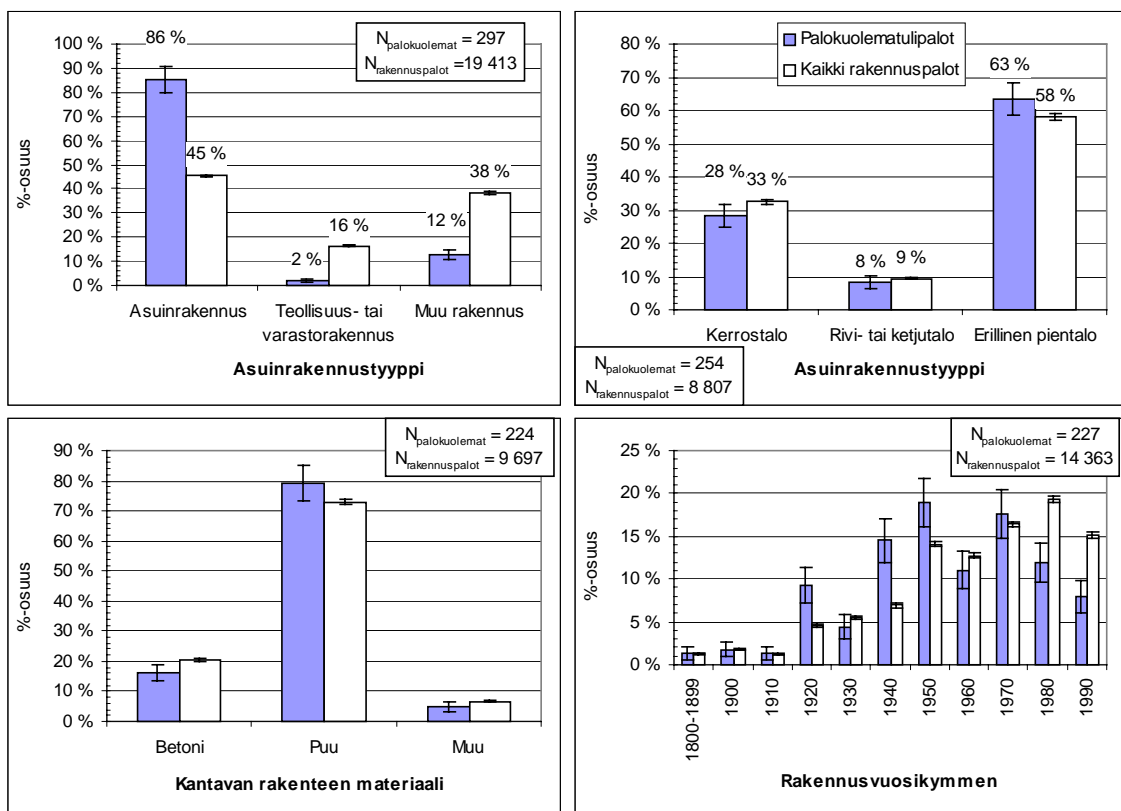
Koska taloudellinen vahinko oli kuolemaan johtaneissa tulipaloissa melko suuri, mutta uhattu omaisuus koko joukon arvoa pienempi, yksi mahdollinen syy henkilövahingon sekä suuren taloudellisen vahingon syntymiseen on keskimääräistä voimakkaampi tulipalo. PRONTOssa on kuvattu muutamalla eri muuttujalla palon kehittymisastetta ja laajuutta palokunnan saapuessa paikalle. Muuttujat on esitetty pylväskaaviossa 66.



Kuva 66. Palon kehittymisaste ja laajuus sekä savukaasujen leviäminen palokunnan saapuessa ja vahinkojen laajuus tilanteen lopussa. Vasen pylväs kuvaa kuolemaan johtaneita tulipaloja ja oikea kaikkia rakennuspaloja.

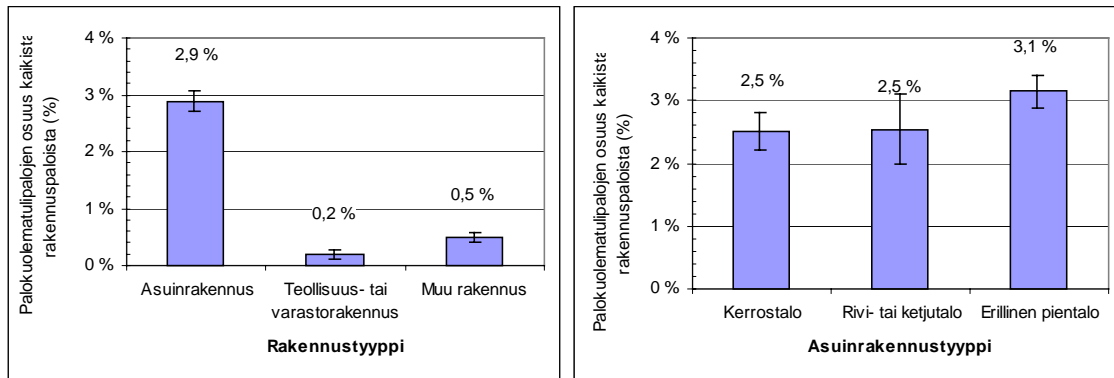
Palon voimakkuutta kuvataan PRONTOssa vaihejaolla, jossa tulipalo jaetaan syttymis-, palamis- ja jäähtymisvaiheeseen sekä nokipaloon ja sammuneeseen/sammutettuun paloon. Ylivoimaisesti suurin osa kohtalokkaista tulipaloista on ollut palamisvaiheessa palokunnan saapuessa. Myös palon laajuus kattoi koko syttymishuoneen 1,7- ja koko palo-osaston 2,5-kertaa useammin kuin kaikissa rakennuspaloissa. Myös savukaasut ovat selvästi useammin levinneet koko palo-osastoon. Samoin selvästi useammin esiintyvät laajemmat vahingot tukevat oletusta, että kuolemaan johtanut tulipalo on usein levinnyt laajemmalle jo palokunnan saapuessa paikalle verrattuna kaikkiin tulipaloihin.

Kuvassa 67 on esitetty kuolemaan johtaneiden ja kaikkien rakennuspalojen prosentuaalinen jakautuminen kantavan rakenteen materiaalien, rakennustyyppin sekä rakennusvuosikymmenen suhteen. Kuva 67 osoittaa, että 86 % palokuolemista sattuu asuinrakennuksissa, joissa kaikkiaan syttyy eniten rakennuspaloja. Kantavan rakenteen materiaalin perusteella tehdyn jaottelun mukaisesti nähdään rakennuspalojen keskittyvän puurunkoisiin rakennuksiin. Tämä on luonnollista, sillä koko rakennuskannan rakennusten kantavan rakenteen materiaaleista puun osuus on ylivoimaisesti suurin. Kuten kuvasta 67 nähdään, kantavan rakenteen materiaalilla ei kuitenkaan ole vaikutusta palokuolemien syntyyn. Samoin tulipaloja syttyy määrällisesti eniten erillisissä pientaloissa, joiden osuus myös rakennuskannassa on suurin, mutta kohtalokkaan palon esiintymisessä asuinrakennustyyppien välillä ei ole tilastollisesti merkittävää eroa.



Kuva 67. Eri rakennustyyppien ja rakennusvuosikymmenten prosentuaaliset osuudet. Vasen pylväs kuvaa kuolemaan johtaneita tulipaloja ja oikea kaikkia rakennuspaloja.

Kuvassa 68 on laskettu kuolemaan johtaneiden tulipalojen prosentuaalinen osuus kaikista rakennuspalloista, jolloin eroavaisuudet tarkasteltavissa muuttujissa tulevat paremmin esille. Kuva 68 osoittaa, että palokuolematulipalojen osuus noin 3 % asuinrakennuksissa on selvästi muita rakennustyyppisiä suurempi. Eri asuinrakennustyyppien välillä ei ole tilastollisesti merkittäviä eroja.

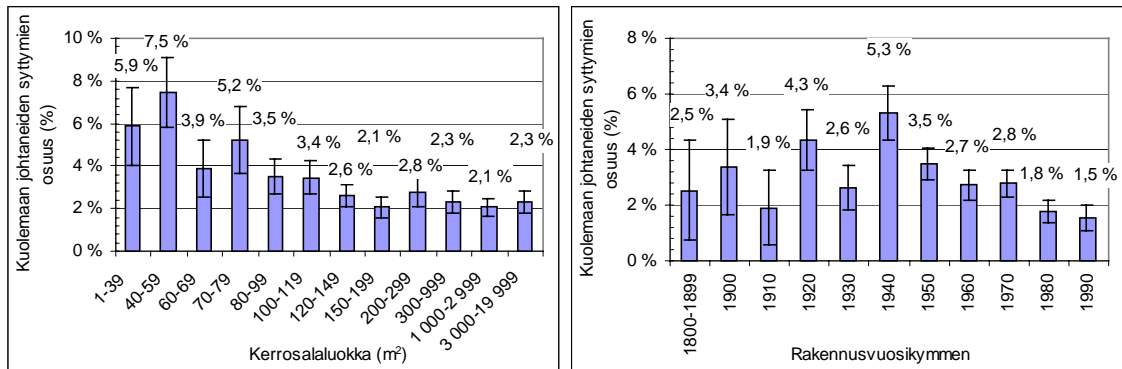


Kuva 68. Palokuolemaan johtaneiden tulipalojen prosentuaalinen osuus kaikista rakennuspaloista eri rakennustyypeissä.

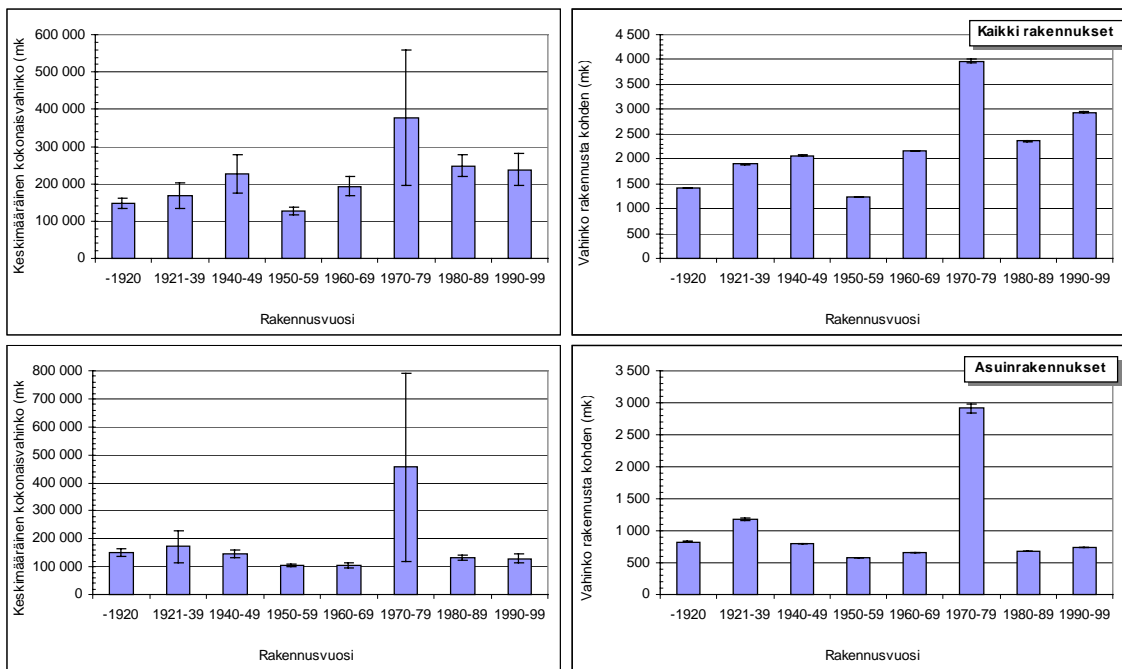
Rah98-tutkimuksessa nousivat esille erityisesti 1940-luvulla rakennetut rakennukset sekä myöskin pinta-alaluokkaan 70–79 m² kuuluvat rakennukset (rintamamiestalot). Kuvasta 67 nähdään, että kyseisen vuosikymmenen pylväs on hieman kaikkien rakennuspalojen pylvästä korkeampi, samoin 1950-luvun pylväs. Kuvassa 69 on määritetty asuinrakennuksissa kuolemaan johtaneiden tulipalojen prosentuaalinen osuus kaikista tulipaloista. Asuinrakennusten havainnot jaoteltiin sekä kerrosalan että rakennusvuosikymmenen mukaisesti luokkiin. Pinta-alaluokkaan 70–79 m² kuuluvien rakennusten osuus on hieman keskiarvoa suurempi, mutta vielä suurempi on ero luokissa 1–39 m² ja 40–49 m². Kuolemaan johtaneiden tulipalojen lukumäärä on kuitenkin niin pieni, että jaettaessa havainnot näinkin useaan luokkaan, yhden luokan havaintojen lukumäärä on pieni ja siten tilastollinen virhe suuri. Siten kovin pitkälle meneviä, tilastollisesti kiistattomia johtopäätöksiä asiasta ei tämän analyysin perusteella voida tehdä. Kehityskulku on kuitenkin selvä. Riski on suurempi ennen 1960-lukua rakennetuissa rakennuksissa. Myös rintamamiestalon kokoluokan pylväs eroaa joukosta, vaikka tilastovirhe on niin suuri, että ero ei ole tarkkaan ottaen merkitsevää. Pienissä kokoluokissa (< 50 m²) riskin kasvun syyt saattavat olla aivan erilaiset, kuin rintamamiestaloissa Rah98:ssa epäilty huokoinen kuitulevy lämpöeristemateriaalina, asukkaiden korkea keski-ikä, vielä mahdollinen peruskorjauksen puuttuminen. Rintamamiestalojen paloriskiä tukee myös taloudellisen vahingon keskittyminen tällaiseen kokoluokkaan, kuten selviää kuvista 39 (erilliset pientalot) ja 44b.

Kuvassa 70 on esitetty sekä taloudellisen vahingon keskiarvo että koko vahinkosumma normitettuna rakennusta kohden. Toisin sanoen kokonaisvahingon summa jaettiin sekä tulipalojen että rakennuskannan rakennusten (Tilastokeskus 2001b) lukumäärillä. Vahingon keskiarvo vaihtelee vuosikymmenestä toiseen, mutta myös sen keskivirhe on niin suuri, että mitään tilastollisesti merkittävää eroa ei saada rakennusvuoden perusteella. Pintapuolinen vilkaisu kuvaan 70 nostaa esiin 1970-luvun vahinkojen poikkeavan suuren arvon. Erittäin suuri vahinkokertymä esiintyy 1970-luvulla ilmeisesti joidenkin hyvin suurten vahinkojen vaikutuksesta. Niiden keskivirheet ovat kuitenkin myös niin

suuria, että tätäkään rakennusvuosikymmentä ei voida tämän analyysin perusteella poimia erilleen muusta joukosta.

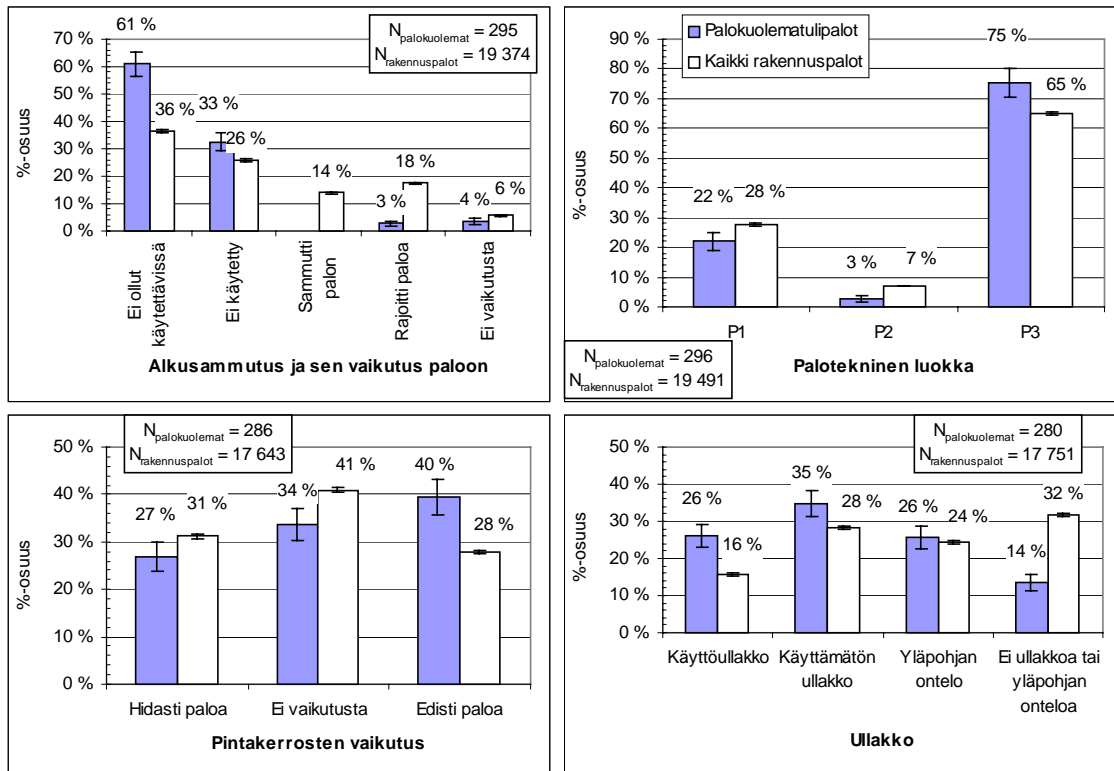


Kuva 69. Asuinrakennuksissa palokuolemaan johtaneiden tulipalojen prosentuaalinen osuus kaikista asuinrakennuspaloista eri pinta-ala- ja rakennusvuosikymmenluokissa.



Kuva 70. Keskimääräinen kokonaispalovahinko ja kokonaisvahinko normitettuna rakennusta kohden eri rakennusvuosikymmeninä.

Kuvassa 71 on esitetty pylväskaavioilla alkusammutuksen vaikutus, rakennuksen palotekninen luokka, pintakerrosten vaikutus sekä ullakon tyyppi kohtalokkaissa sekä kaikissa rakennuspaloissa.



Kuva 71. Alkusammutus ja sen vaikutus paloon, rakennuksen palotekninen luokka, pintakerrosten vaikutus sekä ullakko. Vasen pylväk kuvaava kuolemaan johtaneita tulipaloja ja oikea kaikkia rakennuspaloja.

Selvästikin suurimmassa osassa kuolemaan johtaneista tulipaloista alkusammutuskaulusta ei ollut käytettävissä. Palokuolemien osuus oli 1,4-kertainen rakennuksissa, joissa pintakerrokset edistivät paloa. Samoin kuin Rah98-tutkimuksessa myös tässä käytetyllä havaintoaineistolla kävi ilmi, että rakennuksissa joissa on käyttöullakko, tapahtui enemmän kuolemaan johtaneita tulipaloja. Mikäli rakennuksessa ei ollut ullakkoa tai yläpohjan onteloa, palokuolemien osuus oli vastaavasti merkittävästi pienempi.

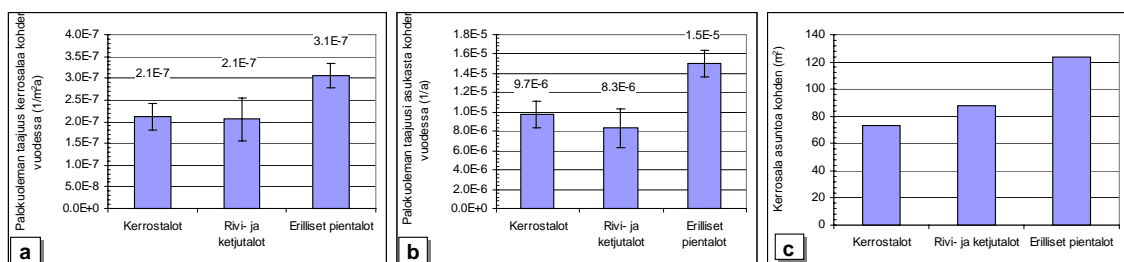
9.5 Palokuoleman taajuustiheys eri asuinrakennustyypeissä

Suomen Pelastusalan Keskusjärjestön (2001) tilastotiedoista pyrittiin erottamaan tapaukset, joissa kuolema oli sattunut asuinrakennus-, rivi- tai ketjutalossa tai erillisessä pientalossa. Joukossa olivat mukana vain palokuolemat vuosina 1999–2001 ja rakennustyyppi määritettiin SPEKin tilaston ja osin PRONTO:n aineiston perusteella siten, että käytetty jako vastaisi mahdollisimman paljon PRONTOssa käytettyä jakoa. Yhteensä palokuolemia syntyi SPEKin tilaston mukaisesti 257 kpl, joiden jakaantuminen on esitetty taulukossa 24.

Taulukko 24. Palokuolemien lukumäärät eri rakennustyypeissä 1999–2001.

Rakennustyyppi	Palokuolemat 1999–2001
Asuinkerrostalo	50
Rivi- tai ketjutalo	17
Erillinen pientalo	115
Kesämökki tai vapaa-ajan asunto	9
Ei tietoa rakennustyyppistä	8
Muu kuin asuinrakennus	58
Yhteensä	257

Asukkaiden ja kerrosalan jakautuminen kerros-, rivi- ja ketjutalojen sekä erillisten pientalojen kesken saatiin Tilastokeskuksesta. Yhteensä kerrosalaa näissä rakennuksissa oli Tilastokeskuksen vuoden 1999 tilanteen mukaisesti 231 505 159 m² ja asukkaita 4 950 576 kpl. Palokuolemien lukumäärä normitettiin vuotta ja kerrosneliötä sekä vuotta ja asukasta kohden näissä asuinrakennustyypeissä. Koska palokuolemahavaintojen lukumäärä oli pieni, ei jaottelua kerrosalan suhteen tehty, vaan laskettiin ainoastaan kuoleman taajuuden keskimääräiset arvot. Keskimääräinen palokuoleman taajuus vuotta ja kerrosneliötä kohden on esitetty kuvassa 72a) ja vuotta ja asukasta kohden kuvassa 72b).



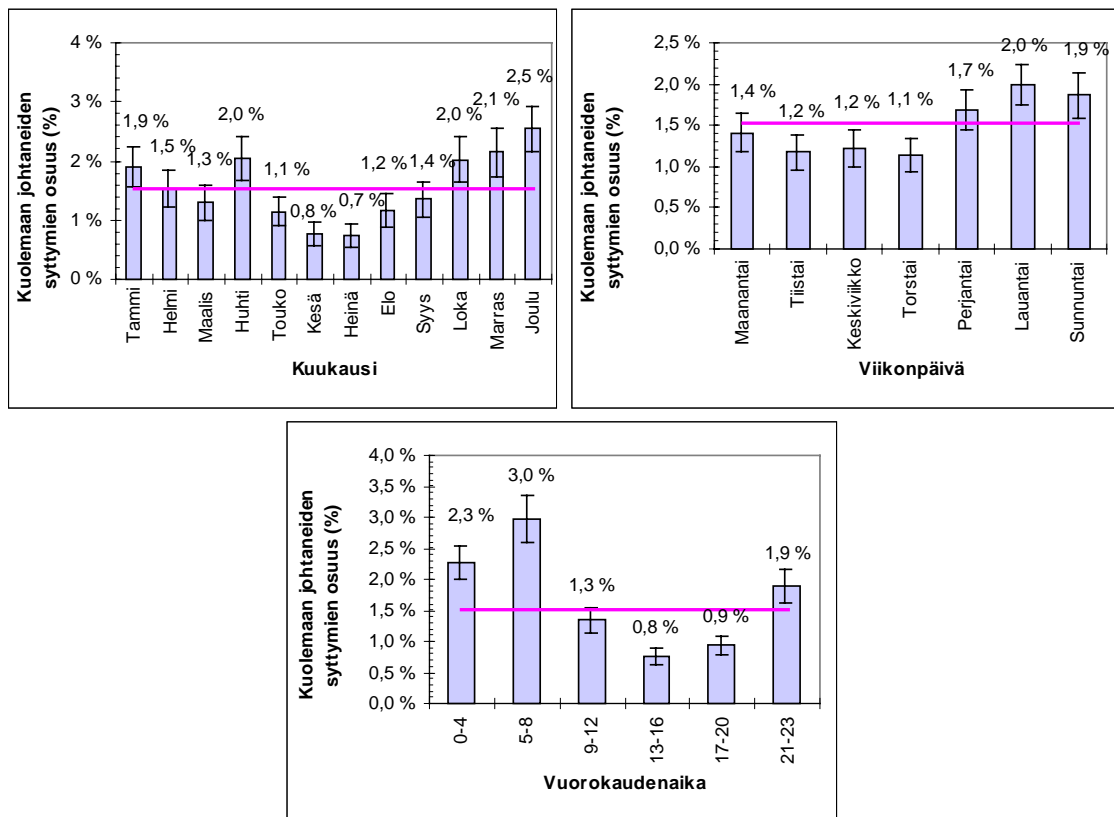
Kuva 72. a) Keskimääräinen palokuoleman taajuus kerrosalaa ja b) asukasta kohden sekä c) kerrosala asuntoa kohden eri asuinrakennustyypeissä.

Kuvasta 72 nähdään, että erot eri asuinrakennustyyppien välillä ovat pieniä. Taajuus kerrosalalla normitettuna (kuva 72a) ei poikkea tilastollisesti eri asuinrakennustyyppien kesken. Asukasta kohden määritettynä (kuva 72b) palokuoleman taajuus on erillisissä pientaloissa hieman muita korkeampi. Poikkeama keskiarvosta ei kuitenkaan ylitä kolmea hajontaa. Kuvassa 72c on esitetty asuinrakennusten kerrosala asuntoa kohden. Siitä on nähtävissä, että yksi syy pientalojen kohonneeseen palokuolemariskiin on asumisväljyys. Kun tilaa on enemmän, syttymisriskikin on suurempi, koska lähes puolet

syttymistaajuudesta on ihmisen toiminnasta riippumatonta (Tillander & Keski-Rahkonen 2001). Nopea savun leviäminen koko rakennukseen aiheuttaa kuoleman riskin, joka on verrannollinen syttymisosaston kerrosalaan.

9.6 Aikajakaumat

Palokuolemien aikajakaumia verrattiin kaikkiin rakennuspaloihin kuvassa 73, jossa on esitetty kuolemaan johtaneiden tulipalojen prosentuaalinen osuus kaikista rakennuspalloista. Keskiarvo 1,5 % on piirretty kuviin vaakaviivalla.

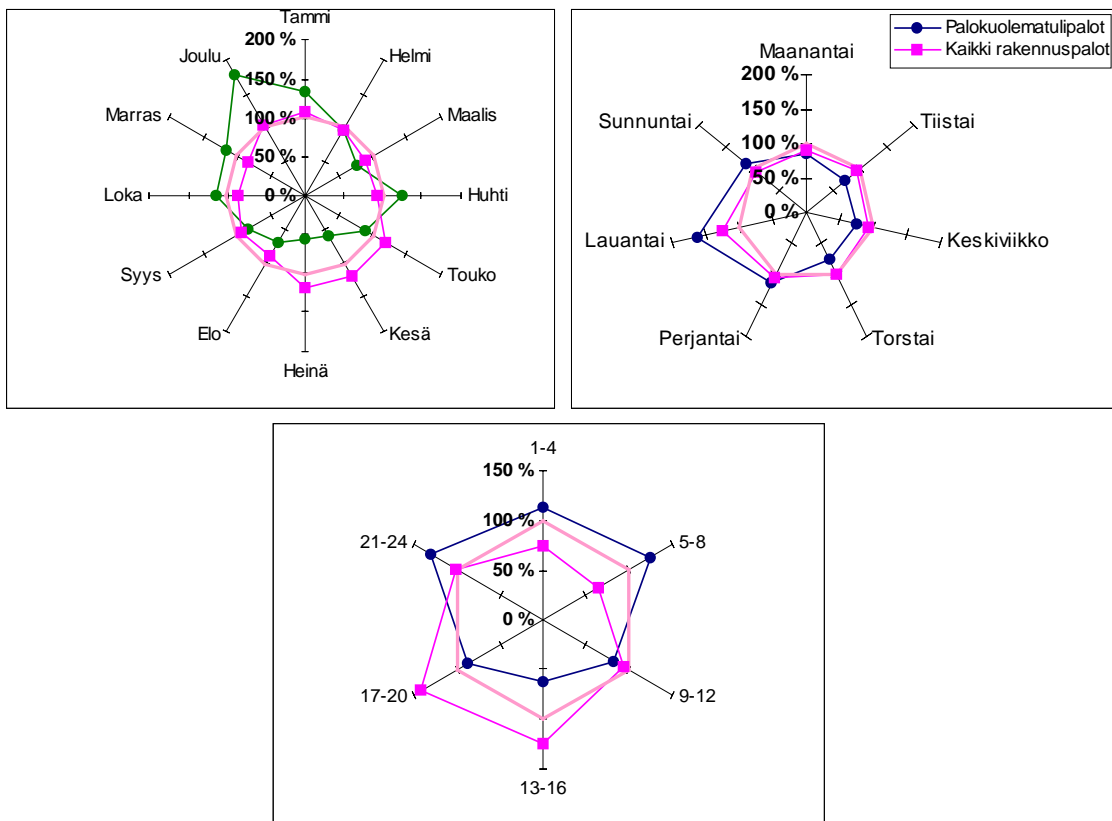


Kuva 73. Kuolemaan johtaneiden syttymien prosentuaalinen osuus kaikista rakennuspalloista jaoteltuna kuukausittain, viikonpäivittäin sekä vuorokaudenajoittain. Vaakaviiva kuvaa keskiarvoa.

Kuukausijakaumassa keskiarvosta poikkeavat merkittävästi kesä- ja heinäkuut, jolloin kuolemaan johtaneiden syttymien osuus oli pieni. Kuvassa 74 on esitetty erikseen kohtalokkaiden sekä kaikkien rakennuspalojen jakautuminen eri kuukausille, viikonpäiville sekä vuorokaudenajoille. Kuvissa 100 % ympyrä esittää keskiarvoa ja mikäli arvo jossakin luokassa ylittää 100 %, ilmiö on kyseisenä aikana keskiarvoa yleisempi. Siten nähdään, että palokuolemien lukumäärä on kesäkuukausina hieman keskiarvoa pienempi, samalla kun rakennuspalojen määrä on puolestaan hieman normaalia suurempi. Syy-

kin lienee melko selvä: ihmiset ovat silloin paljon ulkotiloissa, jolloin palolle altistumisen riski pienenee. Selvästi eniten palokuolemia tapahtuu kuitenkin joulukuussa, mikä ero on jo tilastollisesti merkitsevä. Tässä ainakin kaksi tekijää vaikuttaa samaan suuntaan: (i) kotona oleva palolle altistuva populaatio on muita aikoja huomattavasti suurempi ja (ii) joulunajan avotulen käsittely lisää paloriskiä.

Eniten palokuolemia sekä tulipaloja esiintyi lauantaisin, mutta kohtalokkaiden palojen osuus ei poikennut koko viikon keskiarvosta huomattavasti. Vuorokaudenaikajakamasta nähdään, että eniten tulipaloja syttyi 13–20 välillä, mutta kuolemaan ne johtivat useimmiten yöaikaan. Välillä 1–8 kuolemaan johtaneiden syttymien osuus poikkesi keskiarvosta merkittävästi, kun puolestaan välillä 13–20 syttymät johtivat kuolemaan selvästi keskiarvoa harvemmin. Tämäkin tulos selittyyne suurelta osalta kotona eivälveilla olevan populaation määrällä, vaikka siitä populaatiosta ei ole meillä havaintotietoja.



Kuva 74. Palokuolemaan johtaneiden tulipalojen (pisteet) sekä kaikkien rakennuspalojen (neliöt) jakautuminen eri kuukausille, viikonpäiville sekä vuorokaudenajoille. Keskiarvoa esittää 100 %:n ympyrä.

10. Yhteenveto

Matemaattisessa analyysissä tulipalon riskin ajatellaan muodostuvan kahdesta pääkomponentista, joista ensimmäinen on tulipalon syttymän todennäköisyys ja toinen sen aiheuttamien vahinkojen todennäköinen laajuus. Tässä tutkimuksessa pääasiallisena seurausten laajuuden mittana käytettiin palon aiheuttamia taloudellisia vahinkoja, joiden analysoimiseksi PRONTO-tietokanta tarjosi kelvollisen lähteen.

Palon seurausten laajuus riippuu useiden tekijöiden yhteisvaikutuksesta ja siihen voidaan vaikuttaa monilla suojaustoimenpiteillä. Kun ominaisuuksiltaan samanlaisessa, riittävän suuressa ryhmässä tapahtuneita palovahinkoja sekä syttymistodennäköisyyttä analysoidaan ja molempien matemaattinen käyttäytyminen tunnetaan, ryhmän yhden rakennuksen tulipalon riski voidaan arvioida yksinkertaisesti. Lisäksi riski voidaan lausua kvantitatiivisella tasolla rahana, jolloin eri suunnitteluratkaisujen vertailu on helppoa. Todellisuudessa tulipalon aiheuttamaa riskiä yksittäiselle rakennukselle tai pienelle rakennusluokalle ei ole helppoa kuvata, koska ihmisen toiminta vaikuttaa merkittävästi sen palovaaraan. Lisäksi kohteiden kirjo on suuri ja monet huomattavat käytännössä esiin tulevat kohteet ovat joko ainutlaatuisia yksilöitä tai pieniä erikoisryhmiä. Jo arkikokemus kertoo, että palon syttymis- ja leviämisvaaraan vaikuttavat monet rakennuksen käyttäjästä riippuvat asiat, joita mikään tilastointijärjestelmä ei kata. Tilastoanalyysi vahvistaa, että nämä yksilölliset piirteet vaikuttavat ratkaisevasti palovahingon suuruuteen, mikä ilmenee vahingon suurena hajontana jaettiinpa kohteet niiden rakennusteknisten ominaisuuksien mukaan kuinka tahansa.

Tässä tutkimuksessa Helsingin ja koko maan kattavaa käytettävissä olevaa aineistoa tutkittiin ensin koko joukkona ja edelleen jaotellen pienempiin joukkoihin niin pitkälle kuin tilastollisen tarkkuuden puitteissa oli käytännöllistä etsien selviä lainalaisuuksia. Helsingissä taloudellisen vahingon arviointi oli tehty erityisen huolellisesti, joten niitä tietoja voitiin pitää melko luotettavina. Aineiston sisäinen vertaileva analyysi osoitti, että koko maasta tiedot olivat luotettavuudessaan Helsingin tasoa. Jo alkuvaiheessa tehty tärkeä havainto oli, että jakaumien ääripäät poikkeavat merkittävästi perusjoukon massasta, mutta tämän tutkimuksen painopiste oli vahinkojakauman keskivaiheilla ja sen ominaisuuksien ja erityispiirteiden määrittäminen.

Vahingon matemaattisen jakauman tiedetään olevan vino ja sen muodon on ehdotettu olevan logaritmisesti normaali. Tilastohavainnot osoittivat, että jakauman keskivaiheilla tämä malli toimi mainiosti, mutta suurilla vahinkojen arvoilla jakauman muoto poikkesi logaritmisesti normaalista selvästi. Pieniin vahinkoihin ei kiinnitetty suurta huomiota, koska niiden tilastoinnin luotettavuus on muita vahinkoja heikompaa. Vahinkojakauman yläpäähän sijoittuvat suurvahingot, jotka vähäisestä lukumäärästään huolimatta ovat taloudellisesti hyvin merkittävä joukko. Niiden tilastollinen käsittely rajattiin erilliseksi

tutkimukseksi. Yleisesti ottaen taloudellisen vahingon osalta Suomi osoittautui hyvin homogeeniseksi alueeksi eikä merkittäviä alueellisia eroja läänien tasolla ollut havaittavissa. Tulosten perusteella rakennukset jaettiin kolmeen käyttötaluokkaryhmään. Havaintojen perusteella niille voitiin määrittää kokeellisesti valtakunnalliset vahingon odotusarvot tai halutut jakauman fraktiilit, mikä luo teknisen perustan rakennusten palontorjuntatoimenpiteiden taloudellisuuden arvioinnille.

Tilastohavainnot kuitenkin osoittivat, ettei teoreettinen vahingon jakauma välttämättä ole täysin yksiselitteisesti logaritminen normaalijakauma. Tämä kävi ilmi erityisesti jaettaessa rakennukset uhatun omaisuuden perusteella ryhmiin. Ilmiöön pyrittiin pääsemään paremmin käsiksi kokemuseräisesti jakamalla havaintojoukko kolmeen käyttötaluokkaryhmään: asuinrakennuksiin, teollisuus- ja varastorakennuksiin sekä ryhmään kaikki muut rakennukset edellä mainittuja lukuun ottamatta. Silmävaraisesti havaintoihin sovitettu kahden logaritmisesta normaalijakauman summa johti parempaan tulokseen pienillä uhatun omaisuuden arvoilla sekä erityisesti asuin- ja teollisuus- ja varastorakennuksissa. Teoreettisesti 'oikeata' jakaumaa ei yritetty johtaa.

Tilastokeskuksen käyttötaluokka 'muut rakennukset' on jo aiemmin osoittautunut poikkeukselliseksi (Tillander & Keski-Rahkonen 2001), jonka vuoksi niissä syntyneet vahingot otettiin erikseen lähempään tarkasteluun. Muissa rakennuksissa uhattuna oleva omaisuus on vaatimaton muihin käyttötaluokkiin verrattuna, mutta näissä rakennuksissa syttyy kuitenkin poikkeuksellisen paljon tulipaloja ja käyttötaluokan osuus 15 % yhteenlasketuista vahingoista on huomattavan suuri. Tulipalojen suuren määrän vuoksi yhtä paloa kohden syntyneet vahingot eivät ole poikkeukselliset, mutta koska syntyneet rakennukset ovat hyvin pieniä, kerrosneliötä kohden laskettu vahinko on selvästi muita käyttötaluokkia korkeampi. Muut rakennukset muodostavat 1 % osuuden rakennuskannan kerrosalasta, mutta niissä syntyneissä tulipaloissa syntyneet vahingot ovat taloudellisesti hyvin merkittävät. Tämän vuoksi lisäselvityksen tekeminen kyseisestä käyttötaluokasta olisi sekä toivottavaa että hyödyllistä palonehkäisytoimien kannalta.

Toiminnallisessa suunnittelussa kerrosala on uhatun omaisuuden arvoa käytännöllisempi mitta. Havaintoaineiston pikainen tarkastelu osoitti rakennuksen uhatun omaisuuden ja kerrosalan välisen yhteyden. Siten rakennuksessa oleva uhattu omaisuus voidaan laskea joko rahana tai kerrosneliönä.

Kun oletetaan palovahingon noudattavan logaritmisesta normaalijakaumaa, Ramachandranin aiemmin esittämän mallin avulla voidaan määrittää vahingon odotusarvo yksittäiselle rakennukselle, jonka uhatun omaisuuden arvo on tunnettu. Verrattaessa Suomen tilastoaineistoa Ramachandranin teorian ennustamiin tuloksiin teoreettisen käyrän tilastohavaintojen yhteensopivuus oli heikko, johon osaltaan vaikuttivat mallin oletukset ja rajoitukset. Myöskään oletus, että vahingon jakauma olisi kahden logaritmisesti nor-

maalijakauman summa suoraan teoriaan sovellettuna, ei parantanut teorian sopivuutta tilastohavaintoihin. Siksi mallin antamat kvantitatiiviset tulokset ovat tässä vaiheessa vielä alustavia ja vain suuntaa antavia. Silti malli osoittautui arvokkaaksi työkaluksi seurausten arvioinnissa. Se osoitti myöskin, että uhatun omaisuuden arvon kasvaessa tietyn suuruisen vahingon todennäköisyys ei enää muutu vaan lähestyy asymptoottisesti vakioarvoa. Tässäkään ei yritetty luoda uutta parempaa vahingon mallia.

Jaettaessa havainnot käyttötaluokkaryhmiin esiin nousi selvä keskimääräisen vahingon 'nyppylä', jonka huippu asettui asuinrakennuksissa n. 600 m²:n ja kaikissa muissa rakennuksissa n. 1 000 m²:n kohdalle. Jaettaessa asuinrakennukset pienempiin osajoukkoihin rakennustyyppin mukaisesti osoittautui, että erillisissä pientaloissa keskimääräinen vahinko kasvaa selvästi kerrosalan funktiona, kun taas rivi- ja ketju- sekä kerrostaloissa vahingon riippuvuus kerrosalasta on joko edellistä lievempi tai melko heikko. Asiaa tarkemmin selvitettyä tämä huippu osoittautui tilastoaveeksi, joka selittyi helposti palon kehittymisellä kyseisissä rakennustyypeissä. Tätä asiaa tarkastellaan yksityiskohdaisemmin myöhemmissä tutkimuksissa.

Tilastoaineisto osoitti, että uhattu omaisuus kerrosneliötä kohden on samalla tasolla kaikissa rakennuksissa: neliöhinta on tunnetusti osuva tapa mitata rakennuksen arvoa. Uhattuna omaisuutena ilmoitettiin aina koko rakennuksessa oleva uhattu omaisuus. Todellisuudessa se ei ole kaikissa kohteissa kovinkaan osuva uhatun omaisuuden määrittelmä. Uhatun omaisuuden pitäisi todellisuudessa olla palon kestoaikana sen uhkaama omaisuus. Suurena, monta palo-osastoa käsittävässä rakennuksessa koko rakennus on melko harvoin uhattuna. Uhattua omaisuutta ei ollut jaettu palo-osastoittain. Vahingon suuruutta yritettiin normittaa syttymisosaston alalla. Yhdessä tulipalossa uhattuna oleva omaisuus sekä syntyvät vahingot kasvoivat kerrosalan sekä vahinko myös osastokoon kasvaessa. Vaikka uhattu omaisuus rakennuksen kerrosalaa kohden on suunnilleen sama eri kokoisissa rakennuksissa, tulipalossa syntyvät vahingot pienenevät kerrosalan funktiona. Syttymisosaston kerrosalaa kohden kokonaisvahinko pienenee osastokoon kasvaessa. Tästä on tehtävissä seuraavat johtopäätökset: (i) koko rakennuksen uhattu omaisuus on huono mitta ja se olisi jatkossa ilmoitettava PRONTOssa palo-osastoittain, tai vähintään syttymisosastossa oleva omaisuus olisi mainittava erikseen koko rakennuksen arvon rinnalla, (ii) keskimäärin palovahinko kasvaa hiukan hitaammin kuin syttymisosaston koko, ja (iii) suurista rakennuksista olisi PRONTOon ilmoitettava erikseen kaikkien palo-osastojen alat, jotta osastoinnin vaikutus paloriskiä voitaisiin arvioida tilastollisesti.

Tutkimuksen aineistolla ei tullut esiin tilastollisesti merkittäviä eroja vahingon suuruudessa eri kuukausien välillä. Kun vuorokausi jaettiin kuuteen neljän tunnin jaksoon, asuinrakennuksissa ja ryhmässä 'kaikki muut rakennukset', joka kattoi kaikki käyttötaluokat asuin-, teollisuus- ja varastorakennuksia lukuun ottamatta, vahingot olivat kes-

kimääräistä suuremmat yöaikaan välillä 1–4 sekä keskiarvoa matalammat välillä 9–12 ja 17–20.

Palokuolemia aiheuttaneita tulipaloja vertailtiin aiemman tutkimuksen (Rah98) suunta- viivojen mukaisesti uudella tilastoaineistolla kaikkiin rakennuspaloihin. Aiemmasta tutkimuksesta poiketen käytössä olivat nyt myös syntyneet omaisuusvahingot, jotka osoittautuivat olevan kuolemaan johtaneissa tulipaloissa yleensä selvästi suuremmat kuin kaikissa rakennuspalloissa. Uhatun omaisuuden jakaumassa oli puolestaan keskimääräistä pienempi. Tulokset osoittivat, että usein tulipalo on ollut jo hyvin pitkälle kehittynyt palokunnan saapuessa sekä vahingot ovat päässeet leviämään rakennuksessa laajemmalle verrattuna keskimääräiseen paloon. Palokunnan toimintavalmiusajalla ei havaittu olevan vaikutusta palokuolemien syntyyn. Kuolemaan johtaneiden syttymien osuus oli pienin kesä- ja heinäkuussa. Yöaikaan syntyneet tulipalot johtivat kuolemaan keskimääräistä useammin. Suurin osa palokuolemista tapahtuu asuinrakennuksissa. Keskimääräinen palokuoleman taajuus normitettuna sekä kerrosalaa että asukasta kohden määritettiin eri asuinrakennustyypeille. Niiden väliset erot osoittautuivat pieniksi. Asukasta kohden määritetty taajuus erillisissä pientaloissa oli hieman kerros- ja rivitalojen arvoa korkeampi johtuen suuremmasta kerrosalasta henkilöä kohden, mutta poikkeama keskiarvosta ei kuitenkaan ylittänyt kolmea hajontaa, jolloin sitä voitaisiin pitää erityisen merkityksellisenä.

Lähdeluettelo

Laininen, P. 1998. Todennäköisyys ja sen tilastollinen soveltaminen. Helsinki. Otatieto. 308 s. ISBN 951-672-279-2.

Lindblom, T. 2001. Fördelningen av ekonomiska skador i byggnadsbränder enligt informationen i två databaser. Diplomarbete. Tekniska högskolan. Avdelningen för byggnads- och miljöteknik. Husbugnadsteknik. Esbo, 76 s. + 4 s. liitt.

Lokki, O. 1980. Tutkimustulosten tilastollinen hallinta ja käyttö. Helsinki: Insinööritieto Oy. 591 s. ISBN 951-793-195-6.

McCormick, N. J. 1981. Reliability and Risk Analysis. New York: Academic Press. 446 s. ISBN 0-12-482360-2.

Rahikainen, J. & Keski-Rahkonen, O. 1998a. Determination of Ignition Frequency of Fires in Different Premises in Finland, EUROFIRE '98, Fire Safety by Design Engineering & Management, Third European Symposium, Brussels, 11–13 March 1998.

Rahikainen, J. & Keski-Rahkonen, O. 1998b. Determination of Ignition Frequency of Fires in Different Premises in Finland, Fire Engineers Journal, Vol. 58, No. 197 (November 1998), s. 33–37.

Rahikainen, J. & Keski-Rahkonen, O. 1998c. Palokuoleman uhri Suomessa, osa 1. Palontorjuntatekniikka. Vol. 28, No. 4. S. 10–13.

Rahikainen, J. & Keski-Rahkonen, O. 1999a. Palokuolemat Suomessa 1988–97, osa 2. Palokuoleman olosuhteet. Palontorjuntatekniikka. Vol. 29, No. 2. S. 10–12.

Rahikainen, J. & Keski-Rahkonen, O. 1999b. Palokuolemat Suomessa, osa 3. Asuinrakennuksissa suurin palokuolemien riski. Palontorjuntatekniikka. Vol. 29, No. 4. S. 22–25.

Rahikainen, J. & Keski-Rahkonen, O. 2002. Statistical Determination of Ignition Frequency of Structural Fires in Different Premises in Finland, Fire Technology (julkaistaan).

Rahikainen, J. & Keski-Rahkonen, O. 2001. Fire deaths in Finland 1988–1997. In Proceedings of the 2nd International Symposium on Human Behaviour in Fire 2001, Cambridge, Boston, 26–28 March 2001, Interscience, London (2001), s. 489–496.

Rahikainen, J. 1998a. Palotilastojen analysointi toiminnallisten palosäädösten pohjaksi. VTT Tiedotteita 1892. Espoo: VTT. 111 s. + liitt. 79 s. ISBN 951-38-5198-2.

Rahikainen, J. 1998b. Palokuolemat Suomessa vuosina 1988–97. Poliisiammattikorkeakoulun tutkimuksia 4/1998. Helsinki: Oy Edita Ab. 136 s. ISBN 951-815-010-9.

Ramachandran, G. 1979/80. Statistical Methods in Risk Evaluation. Fire Safety Journal, 2. S. 125–145.

Ramachandran, G. 1982. Properties of Extreme Order Statistics and their Application to Fire Protection and Insurance Problems. Fire Safety Journal, 5. S. 59–76.

Ramachandran, G. 1998. The Economics of Fire Protection. London: E & F Spon. 230 s. ISBN 0-419-20780-5.

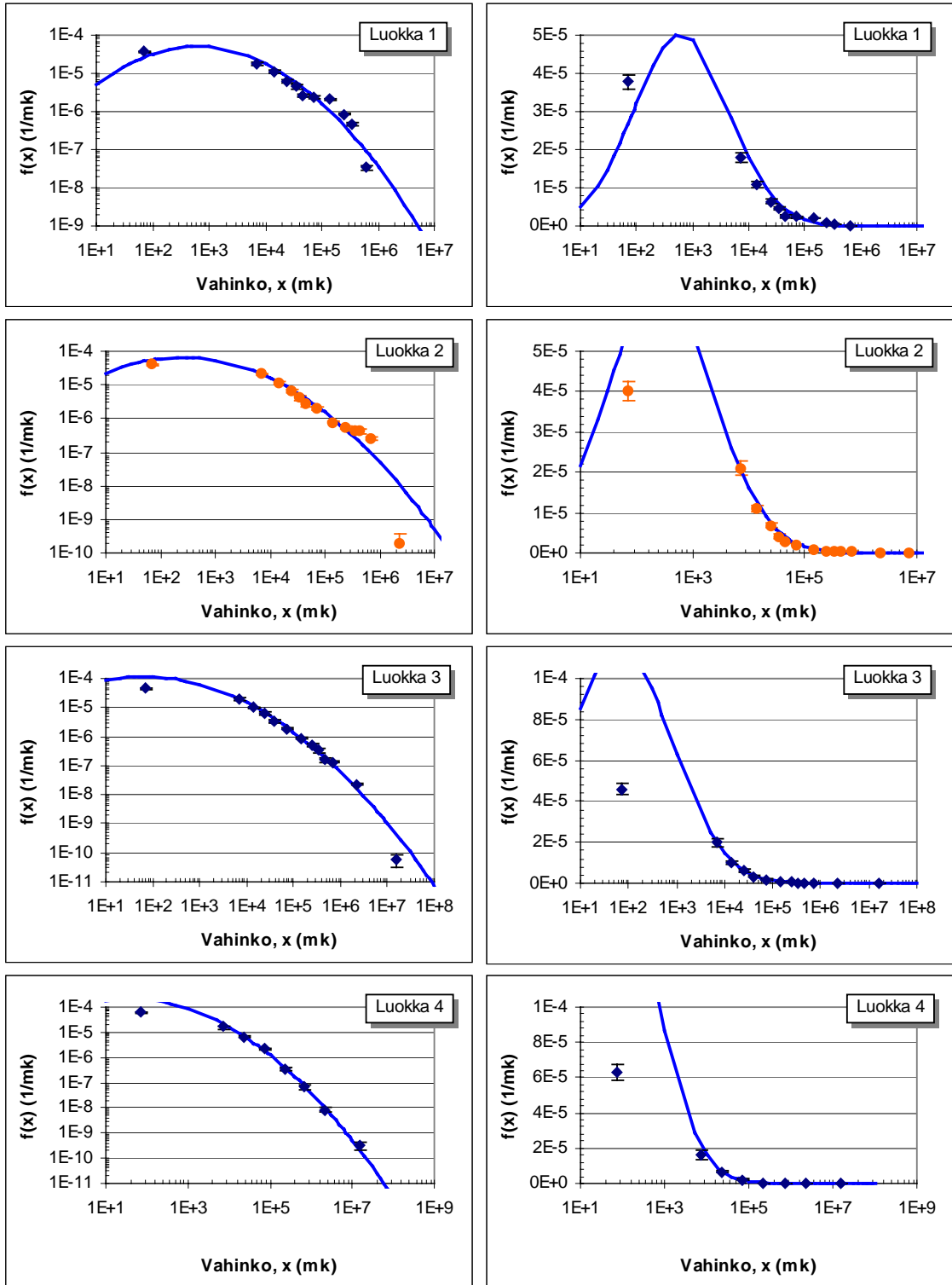
Suomen pelastusalan keskusjärjestö 2001. Palokuolematilasto.
<http://www.spek.fi/tiedotus/>.

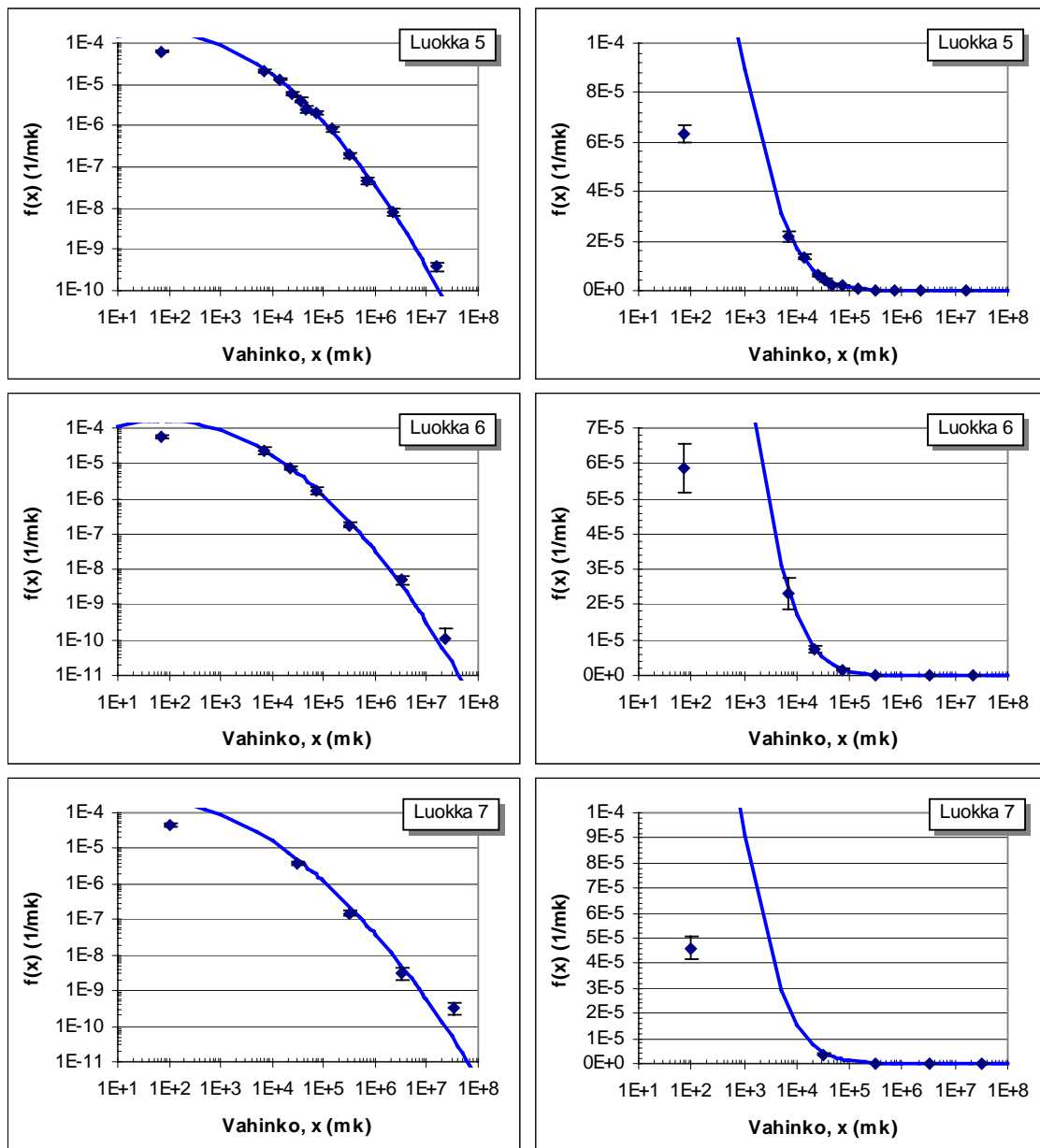
Tilastokeskus 2001a. Rakennusluokitus 1994.
<http://www.tilastokeskus.fi/tk/tt/luokitukset/rak94.html>. (Päivitetty 28.5.2001)

Tilastokeskus 2001b. Rakennukset, asunnot ja asuinolot, 1999. Helsinki. 208 s. ISBN 951-727-911-6.

Tillander, K. & Keski-Rahkonen, O. 2001. Rakennusten syttymistäajuudet PRONTO-tietokannasta 1996–1999. VTT Tiedotteita 2119. Espoo, VTT Rakennus- ja yhdyskuntatekniikka. 66 s. + liitt. 16 s. ISBN 951-38-5929-0.

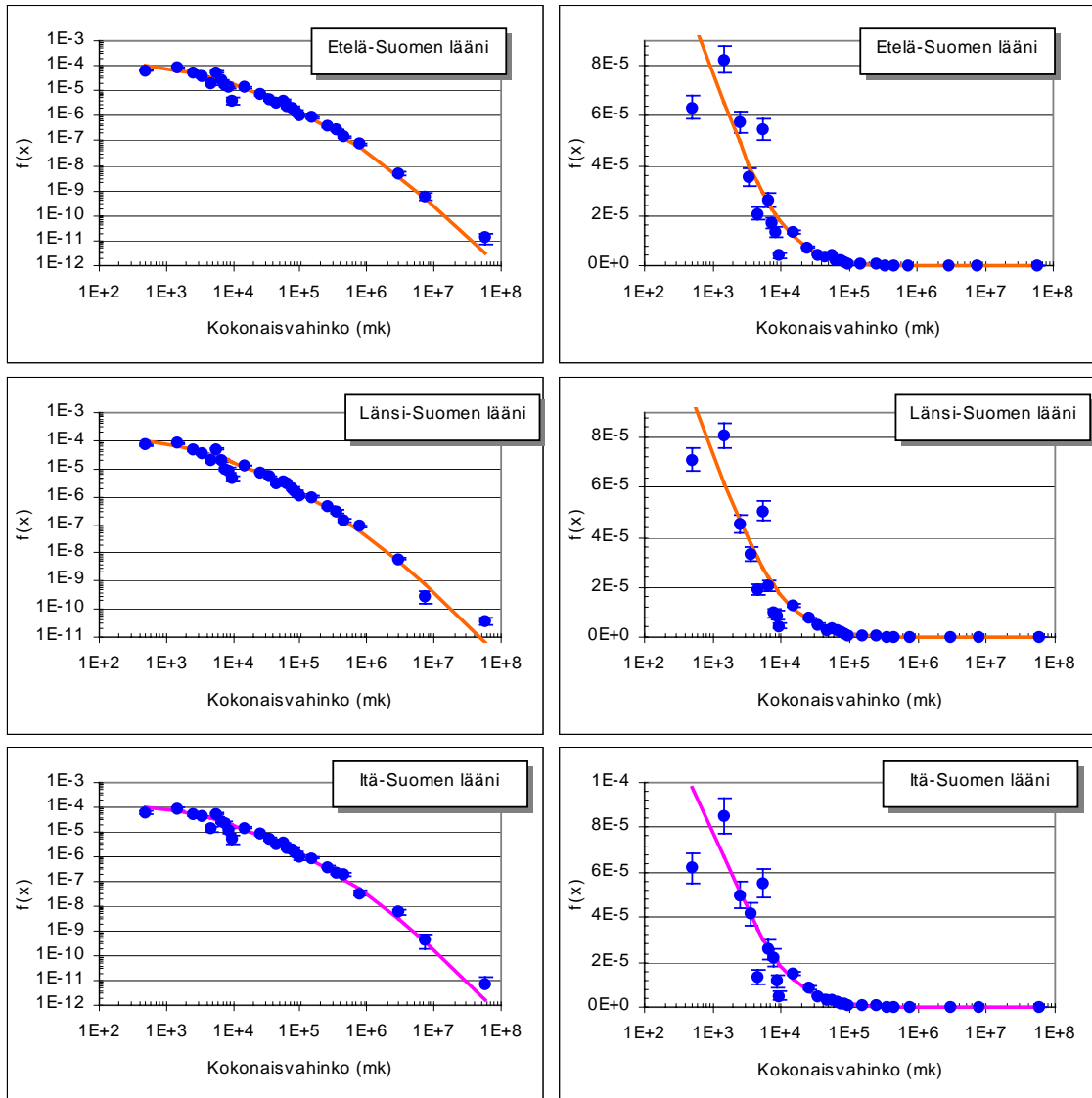
Liite A: Vahingon tiheysfunktiot uhatun omaisuuden eri luokissa

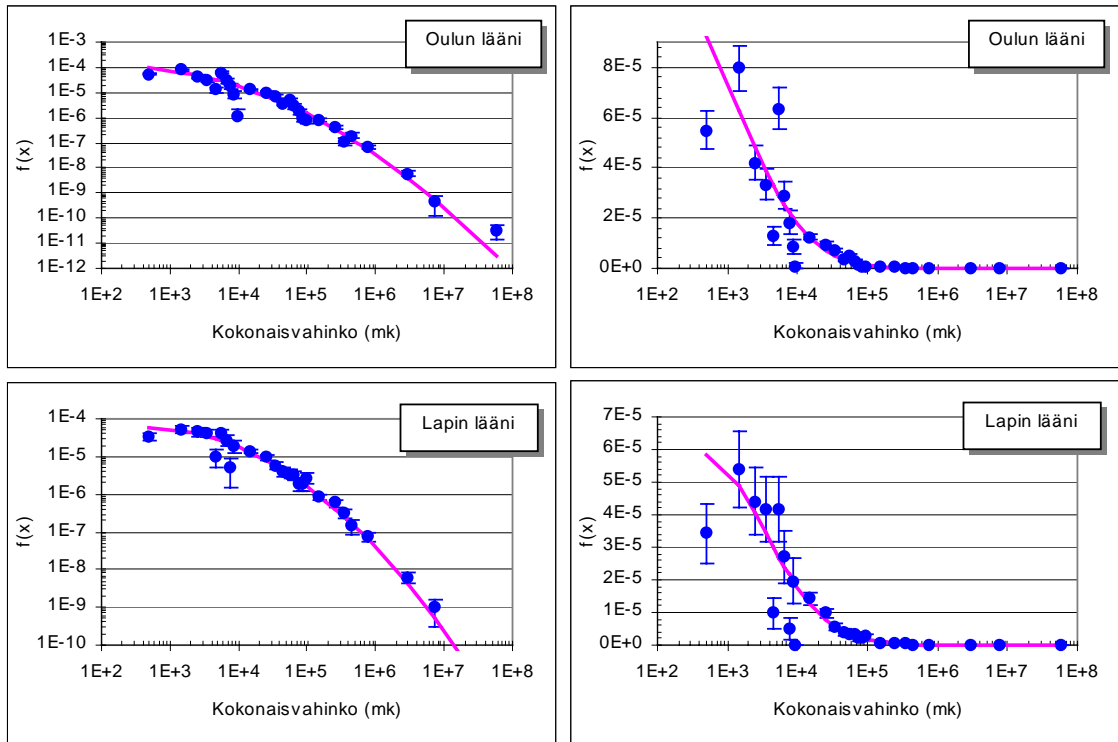




Kuva A1. Tilastohavaintojen ja logaritmisen normaalijakauman tiheysfunktiot eri uhatun omaisuuden luokissa. Vasemmalla logaritmitiset x- ja y-akselit ja oikealla logaritminen x- ja lineaarinen y-akseli.

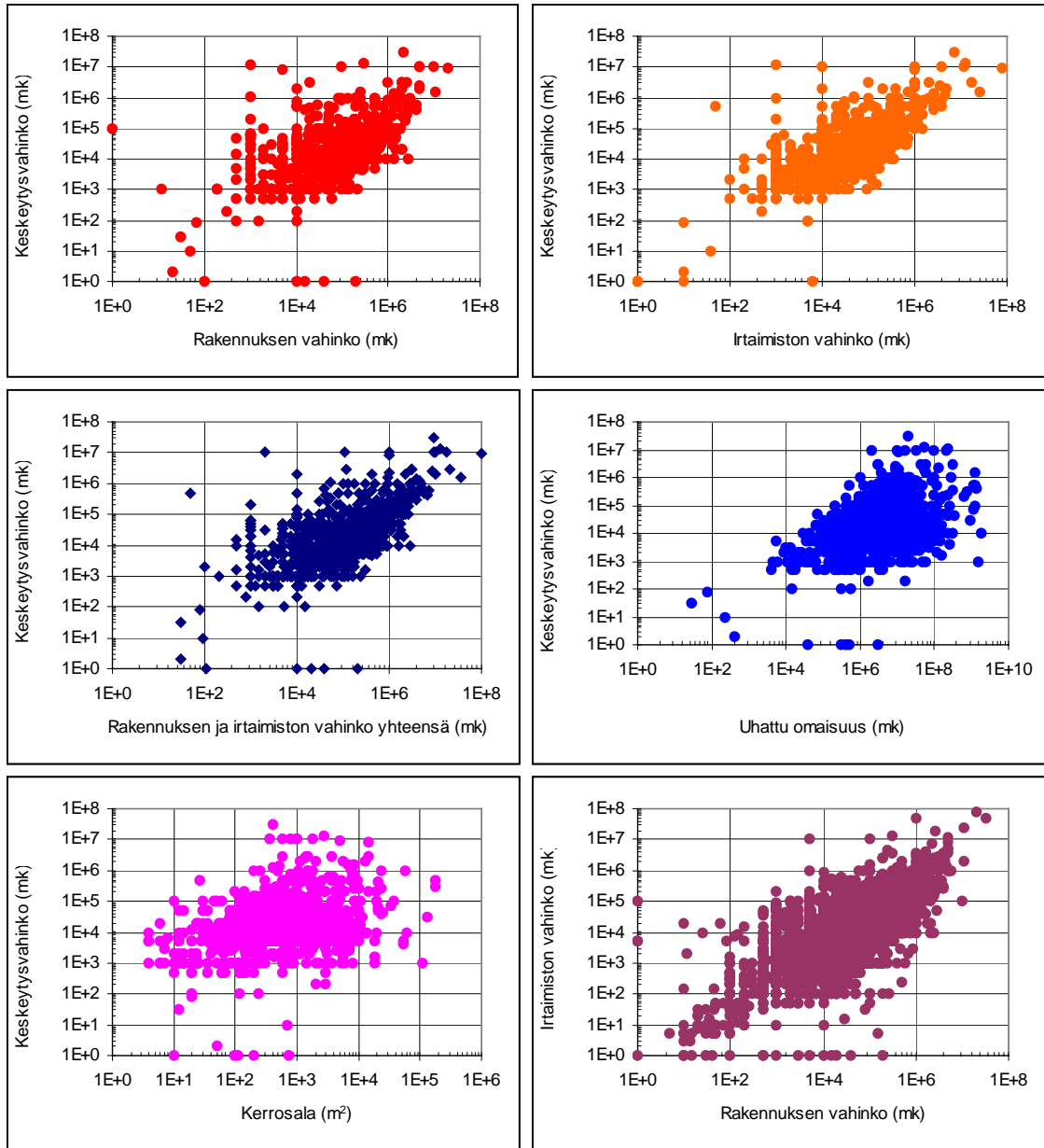
Liite B: Vahingon tiheysfunktiot lääneittäin





Kuva B1. Tilastohavaintojen ja logaritmisen normaalijakauman tiheysfunktiot lääneittäin. Vasemmalla logaritmiset x - ja y -akselit ja oikealla logaritminen x - ja lineaarinen y -akseli.

Liite C: Keskeytysvahingon jakaumia



Kuva C1. Keskeyty-, irtaimisto- ja rakennuksen vahingon sekä kerrosalan ja uhatun omaisuuden välisiä suhteita.



Tekijä(t) Tillander, Kati, Lindblom, Towe & Keski-Rahkonen, Olavi			
Nimeke Taloudelliset vahingot rakennuspaloissa			
Tiivistelmä <p>Matemaattisessa analyysissä tulipalon riskin ajatellaan muodostuvan kahdesta pääkomponentista, joista ensimmäinen on tulipalon syttymän todennäköisyys ja toinen sen aiheuttamien vahinkojen todennäköinen laajuus. Tässä tutkimuksessa on paneuduttu riskin jälkimmäiseen komponenttiin, joka tähän mennessä on ollut yleisesti melko tuntematon. Seurausten laajuuden mittana käytettiin palon aiheuttamia taloudellisia vahinkoja, ja käytettävissä olevaa aineistoa tutkittiin ensin koko joukkona ja edelleen jaotellen pienempiin joukkoihin niin pitkälle kuin tilastollisen tarkkuuden puitteissa oli käytännöllistä etsien selviä lainalaisuuksia. Jo alkuvaiheessa tehty tärkeä havainto oli, että jakaumien ääripäät poikkeavat merkittävästi perusjoukon massasta, mutta tämän tutkimuksen painopiste oli vahinkojakauman keskivaiheen ominaisuuksien ja erityispiirteiden määrittäminen. Tilastoaineisto osoitti, että ääripäitä lukuun ottamatta, taloudellisen vahingon jakauma on likimain logaritmisesti normaali.</p> <p>Kun oletetaan palovahingon noudattavan logaritmisesti normaalijakaumaa, voidaan Ramachandranin aiemmin esittämän mallin avulla määrittää vahingon odotusarvo yksittäiselle rakennukselle, jonka uhatun omaisuuden arvo on tunnettu. Suomen tilastoaineiston ja teoreettisen mallin yhteensopivuus oli heikko, johon osaltaan vaikuttivat mallin oletukset ja rajoitukset. Siten mallin antamat numeroarvoiset tulokset ovat vain suuntaa antavia. Kahden logaritmisesti normaalijakauman summan soveltaminen teoriaan ei parantanut sen toimivuutta. Parempaan sovittamiseen päästiin vapauttamalla jakauman parametrit. Tämä on luultavasti toimivampi tapa määrittää parametrien arvot, sillä koko rakennuskannan todellisen uhatun omaisuuden jakauma ei ole tunnettu.</p> <p>Toiminnallisissa suunnittelussa kerrosala on uhatun omaisuuden arvoa käytännöllisempi mitta. Havaintoaineiston pikainen tarkastelu osoitti rakennuksen uhatun omaisuuden ja kerrosalan välisen yhteyden. Siten rakennuksessa oleva uhattu omaisuus voidaan lausua joko rahana tai kerrosneliönä.</p> <p>Jaettaessa havainnot käyttötaluokaryhmiin: asuinrakennukset, teollisuus- ja varastorakennukset sekä kaikki muut rakennukset edellä mainittuja lukuun ottamatta nousi esiin selvä 'nyppylä' keskimääräisessä vahingossa, jonka huippu asettui asuinrakennuksissa n. 600 m²:n kohdalle. 'Nyppylä' selittyi lähemmällä tarkastelulla, joka osoitti että kerrosalajakauman alkupäähän sijoittuvat erilliset pientalot käsittävät yleisesti ottaen vain yhden palo-osaston ja niissä vahinko kasvaa kerrosalan funktiona selvästi. Kerrostalot puolestaan sijoittuvat kerrosalajakauman loppupäähän ja niissä vahinko usein rajoittuu vain yhteen asuntoon ja siten koko rakennuksen kerrosalan ja vahingon välillä ei ole samankaltaista riippuvuutta. 'Nyppylä' sijoittuu kohtaan, jossa rakennuskannassa vallitsevat rakennukset vaihtuvat pienistä erillisistä pientaloista kerrostaloiksi, jolloin koko rakennuksen kerrosalan funktiona määritetty vahinko vakiintuu hieman huippuarvoa alemmalle tasolle. Tämä osoittaa, että koko rakennuksen kerrosala ei ole oleellinen mitta suurten kerrostalojen riskin määrittelyssä. Parempi suure olisi syttymisosaston koko, jonka vuoksi se tulisi kirjata palotilastoihin nykyistä tarkemmin.</p> <p>Vahinkojen aikajakaumissa ei ollut kuukausittaista vaihtelua. Erityisesti asuinrakennuksissa sekä ryhmässä 'kaikki muut rakennukset', joka kattoi kaikki käyttötaluokat asuin-, teollisuus- ja varastorakennuksia lukuun ottamatta, vahingot olivat keskimääräistä suuremmat öiseen aikaan. Palokuolemien osalta päivitettiin aiempia tutkimustuloksia uudella tilastoaineistolla. Aiemmasta poiketen käytettävissä oli myös tieto taloudellisesta vahingosta, jotka osoittautuivat olevan yleensä ottaen suuremmat kuolemaan johtaneissa tulipaloissa kaikkiin rakennuspaloihin verrattuna. Uhatun omaisuuden jakaumassa ei kuitenkaan ollut vastaavaa eroa, vaan tulokset osoittivat, että usein tulipalo on ollut jo hyvin pitkälle kehittynyt palokunnan saapuessa sekä vahingot ovat päässeet leviämään laajemmalle verrattuna keskimääräiseen rakennuspaloon. Tämän tutkimuksen aineiston perusteella palokunnan toimintavalmiusajalla tai asuinrakennustyyppillä ei havaittu olevan vaikutusta palokuolemien syntyyn.</p>			
Avainsanat fire safety, residential buildings, statistics, economic evaluation, economic analysis, losses, damage, distribution, fire risk, value			
Toimintayksikkö VTT Rakennus- ja yhdyskuntatekniikka, Kivimiehentie 4, PL 1803, 02044 VTT			
ISBN 951-38-6076-0 (nid.) 951-38-6077-9 (URL: http://www.inf.vtt.fi/pdf/)		Projektinumero R2SU00391	
Julkaisu-aika Lokakuu 2002	Kieli Suomi, engl. tiiv.	Sivuja 107 s. + liitt. 5 s.	Hinta C
Avainnimeke ja ISSN VTT Tiedotteita – Research Notes 1235-0605 (nid.) 1455-0865 (URL: http://www.inf.vtt.fi/pdf/)		Myynti: VTT Tietopalvelu PL 2000, 02044 VTT Puh. (09) 456 4404 Faksi (09) 456 4374	



Author(s) Tillander, Kati, Lindblom, Towe & Keski-Rahkonen, Olavi			
Title Economical losses in structural fires			
Abstract <p>Generally the risk can be expressed as a product of two components: ignition frequency and probable consequences. Until now detailed information on the latter component, economical losses, has not been publicly available. Top down analysis method was adopted and the data was at first analyzed as one group. Then it was divided into smaller groups as far as the statistical accuracy allowed. It is known for long that the distributions of the fire loss are skewed. Here it is shown that it can be described fairly well by lognormal distribution. It turned out that at tails of the distributions differed considerably from lognormal but here the focus was the characteristic features of the fire loss in the middle part of the distribution. The behavior and dependencies of the fire loss were examined as well as different statistical methods were applied to the data.</p> <p>When the assumption of the lognormality is considered correct, the expected value of individual building can be determined using a theory presented by Ramachandran. When the parameters for the model were determined from the data set, the compatibility of the theoretical curve and the observations was fair but still weak for quantitative work. The sum of two lognormal distributions added to the theory did not improve the agreement. By releasing the connection of the parameters to the data set a good fit was obtained. This is presumably a better way to determine the parameters because the actual distribution of the value at risk in the total building stock is not known.</p> <p>The data revealed the dependency between the value at risk and the floor area. Thus the value at risk can be expressed as monetary value or floor area. The further analysis brought out the peculiar behavior of the loss as a function of the floor area. A peak of loss appeared especially in residential buildings around 600 m². As the residential buildings were divided into apartment, row and detached houses it turned out that the loss grows rapidly as function of the floor area in detached houses while in row and apartment houses the growth is much slower. Examination of the building stock revealed that the peak appears when the majority in the building stock changes at 600 m² from detached houses to apartment houses and the loss drops little lower from the peak value of detached houses to the constant level of the apartment houses. It indicates that a total floor area of the building is not a proper descriptor of the value at risk in large apartment houses. As a suggestion for improvement of fire statistics data on fire compartment floor area should be recorded carefully.</p> <p>Monthly variation was not observed in the time distributions of the fire loss. Especially in residential buildings and in group of all other buildings except residential, industrial and warehouses the loss was above average during the night-time. The comparison of all building fires and fires where at least one person has died showed that the economical losses are in general larger in fatal fires. No differences were found in values at risk or the fire department response times. However it became apparent that the fatal fires have usually spread wider before the fire department reached the scene than an average building fire.</p>			
Keywords fire safety, residential buildings, statistics, economic evaluation, economic analysis, losses, damage, distribution, fire risk, value			
Activity unit VTT Building and Transport, Kivimiehentie 4, P.O.Box 1803, FIN-02044 VTT, Finland			
ISBN 951-38-6076-0 (soft back ed.) 951-38-6077-9 (URL: http://www.inf.vtt.fi/pdf/)		Project number R2SU00391	
Date October 2002	Language Finnish, engl. abstr.	Pages 107 p. + app. 5 p.	Price C
Series title and ISSN VTT Tiedotteita – Research Notes 1235-0605 (soft back edition) 1455-0865 (URL: http://www.inf.vtt.fi/pdf/)		Sold by VTT Information Service P.O.Box 2000, FIN-02044 VTT, Finland Phone internat. +358 9 456 4404 Fax +358 9 456 4374	

Julkaisussa on tutkittu rakennuspalloissa syntyneen taloudellisen vahingon ominaispiirteitä SM:n Pronto-tietokannasta poimitun tilastoaineiston perusteella. Ääripäitä lukuun ottamatta, taloudellisen vahingon jakauma osoittautui likimain logaritmisesti normaaliksi. Tältä pohjalta tilastoaineistoon sovellettiin matemaattisia malleja, joiden tulosten perusteella voidaan ennustaa yksittäisen rakennuksen palovahingon odotusarvo.

Tilastoaineiston tarkastelu osoitti selvän yhteyden rakennuksen uhatun omaisuuden ja kerrosalan välillä. Asuinrakennusten vahinkojen tarkempi analyysi osoitti osastoinnin merkityksen. Erityisesti suurissa rakennuksissa osaston koko on oleellinen mitta riskin määrittelyssä, ja sen vuoksi osastojen koot tulisi kirjata palotilastoihin nykyisen koko rakennuksen kerrosalan lisäksi.

Kuolemaan johtaneiden rakennuspalojen analyysi paljasti keskimääräistä suuremmat vahingot kohtalokkaissa tulipaloissa. Tulokset osoittivat, että usein tulipalo on ollut jo hyvin pitkälle kehittynyt palokunnan saapuessa sekä vahingot ovat päässeet leviämään laajemmalle verrattuna keskimääräiseen rakennuspaloon. Palokunnan toimintavalmiusajalla tai asuinrakennustyyppillä ei tämän tarkastelun perusteella ollut vaikutusta palokuolemien syntyyn.

Tätä julkaisua myy
VTT TIETOPALVELU
PL 2000
02044 VTT
Puh. (09) 456 4404
Faksi (09) 456 4374

Denna publikation säljs av
VTT INFORMATIONSTJÄNST
PB 2000
02044 VTT
Tel. (09) 456 4404
Fax (09) 456 4374

This publication is available from
VTT INFORMATION SERVICE
P.O.Box 2000
FIN-02044 VTT, Finland
Phone internat. + 358 9 456 4404
Fax + 358 9 456 4374