



PELASTUSOPISTO

RAKENNUSPALOJEN LUKUMÄÄRIIN VAIKUTTAVIA TEKIJÖITÄ SUOMESSA

Kuntakohtaisten rakennuspalojen lukumäärien ja niiden muutosten mallin-
taminen

Esko Kaukonen

Pelastusopiston julkaisu
B-sarja: Tutkimusraportit
5/2011

ISBN 978-952-5905-13-7 (pdf)
ISSN 1795-9160

PELASTUSOPISTO

Esko Kaukonen

Rakennuspalojen lukumääriin vaikuttavia tekijöitä Suomessa - Kuntakohtaisten rakennuspalojen lukumäärien ja niiden muutosten mallintaminen

Julkaisu/Tutkimusraportti, 56 s., 1 liite (2 s.)

Marraskuu 2011

TIIVISTELMÄ

Tutkimustehtävänä oli selvittää, onko mahdollista latenttien kasvukäyrämallintamisen avulla osoittaa tilastollisesti rakennuspalojen yhteys asumis-, väestö- sekä terveys ja hyvinvointitekijöihin. Tutkimusongelmina oli: 1) Millainen latenttien muuttujien kasvukäyrämalli on parhaiten sovitettavissa pelastustoimen PRONTO-tietokannasta vuosien 2004–2008 rakennuspaloinaistoon, 2) millä asumiseen, väestöön sekä terveyteen ja hyvinvointiin liittyvillä tekijöillä sisältävillä tekijöillä voidaan selittää rakennuspalojen lukumäärätasoa ja sen muutostrendiä ajan suhteen sekä 3) eroavatko ehdolliset latenttien muuttujien kasvukäyrämallit väestötiheydeltään pienten ja väestötiheydeltään suurten kuntien kesken.

Todettiin, että Suomen kuntien asukasluukuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumäärätasoa ja sen muutoksen regressiota vuosina 2004–2008 voidaan selittää lineaarisella latentilla kasvukäyrämallilla. Vertailun vuoksi kunnat jaettiin kahteen lähes yhtä suureen ryhmään, joista toinen koostui maaseutumaisemmasta kunnista ja toinen kaupunkimaisemmista kunnista. Jälkimmäisen kuntaryhmän havaintoaineistoon voitiin vaikeuksista sovitaa lineaarinen latentti kasvukäyrämalli. Myös maaseutumaisempia kuntia koskevaa eräältä osin epätyydyttävää mallia päätettiin käyttää jatkotarkasteluissa.

Esimerkkeinä asukasluukuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumäärää kunnissa kasvattavista asumiseen liittyvistä tekijöistä tulosten mukaan ovat asuinrakennuskannan korkea pientalovaltaisuus, korkea vuokra-asumiskäytön osuus ja asunnonhaltijoiden korkea ikääntyneisyys. Väestötekijöistä samaan suuntaan vaikuttavat kunnissa väestön korkea ikääntyneisyys sekä korkea demografinen huoltosuhte. Terveysten ja hyvinvointiin liittyvistä tekijöistä sosiaali- ja terveydenhuollon asukaskohtaiset nettokustannukset ovat myös yhteydessä asukasluukuun suhteutettujen rakennuspalojen keskimääräistä korkeampaan lukumäärään kunnissa.

Avainsanat: Latentit kasvukäyrämallit, Rakennuspalot, Asuminen, Väestö, Terveys ja hyvinvointi

PELASTUSOPISTO

Esko Kaukonen

Några faktorer som påverkar antalet byggnadsbränder i Finland – Modellering av antalet kommunvisa byggnadsbränder och av dess förändring

Julkaisu/Tutkimusraportti, 56 p., 1 appendix (2 p.)

November 2011

ABSTRAKT

Syftet med forskningen var att reda ut om det är möjligt med hjälp av en latent tillväxtmodell statistiskt påvisa sambandet mellan byggnadsbränder och boende-, befolknings- samt hälso- och välfärdsfaktorer. Forskningsproblemen var: 1) hurdan latent tillväxtmodell lämpar sig bäst för byggnadsbrandmaterialet åren 2004-2008 i räddningsväsendets PRONTO databas, 2) med vilka till boende, befolkningen samt till hälsa och välfärd förknippade faktorer kan antalsnivån på byggnadsbränder och dess trend förklaras i förhållande till tidslopp samt 3) är det någon skillnad på de villkorliga latent tillväxt-modellerna mellan kommuner med låg befolkningstäthet och hög befolkningstäthet.

Det konstaterades att antalsnivån på byggnadsbränder och dess förändringsregression i proportion till invånarantalet i kommunerna i Finland åren 2004-2008 kan förklaras med lineär latent tillväxtmodell. Jämförelsevis delades kommunerna upp i två nästan jämnstora grupper av vilka den ena utgjordes av mera landsortsliknande kommuner och den andra av mera stadsliknande kommuner. Till den sistnämnda kommungruppen kunde en lineär latent tillväxtmodell utan svårigheter tillämpas. Likaså fattades beslut om att använda den till dels otillfredsställande modellen angående mera landsortsliknande kommuner i framtida forskning.

Som exempel på boendefaktorer som i relation till invånarantalet ökar antalet byggnadsbränder i kommunerna är enligt resultaten ett bostadshusbestånd som utgörs av en hög andel småhus, en hög andel hyresboende och bostadsinnehavarnas höga ålder. Angående befolkningsfaktorerna påverkar befolkningens höga ålder samt hög demografisk omvårdnadsrelation åt samma håll. Av faktorerna anknutna till hälsa och välfärd har även social- och hälsovårdens invånarrelaterade nettokostnader samband med ett i ge-nomsnitt ökat antal byggnadsbränder i proportion till invånarantalet.

NYCKELODR: latent tillväxtmodeller, byggnadsbränder, boende, befolkning, hälsa och välfärd

Esko Kaukonen

Some Factors that affect Structural Fires in Finland – Modeling the Number of Structural Fires and its Change in Municipalities

Julkaisu/Tutkimusraportti, 56 p., 1 appendix (2 p.)

November 2011

ABSTRACT

The objective was to study if it is possible to show statistically a connection between structural fires and factors such as living, population and health and welfare with the help of the latent growth model. The research problems were 1) which latent growth model could best be implemented when studying the statistics of structural fires of 2004–2008 in the rescue services' PRONTO database, 2) with which factors connected to living, population and health and welfare can the level of the quantity of structural fires and its trend relating to course be explained, and 3) are there any difference in the conditional latent growth models between municipalities with low population density and municipalities with high population density.

It was discovered that the level of quantity of structural fires and the regression of its change in 2004–2008 can be explained with the linear latent growth model. In comparison, the municipalities were divided into two nearly equally large groups of which one group consisted of rural-like municipalities and the other of urban-like municipalities. The linear latent growth model could be implemented without difficulties to urban-like municipalities. Also, for rural-like municipalities a decision was made to use this partly unsatisfactory model in future studies.

Examples of factors connected to the increase of the number of structural fires in municipalities in proportion to population according to the results are: a high number of single houses among residential buildings, a high number of rented apartments and the advanced age of the occupants. Of the population factors that affect in the same direction in municipalities are the advanced age of the population and a high demographic support service relation. Of Factors connected to health and welfare are the net costs of social and healthcare per inhabitant in connection with the on average higher number of structural fires in proportion to the population in municipalities.

ABI/INFORM: latent growth models, structural fires, living, population, health and welfare

SISÄLTÖ

1	JOHDANTO	7
2	LATENTTIEN MUUTTUIJEN KASVUKÄYRÄMALLI	9
2.1	Perusmallin parametrien estimointi	9
2.2	Latenttien muuttujien kasvukäyrämallin riittävyystarkastelut	11
2.3	Faktoripistemäärät ja reliabiliteettitarkastelut	12
2.4	Ehdollinen latenttien muuttujien kasvukäyrämalli	12
3	TUTKIMUKSEN SUORITTAMINEN	15
3.1	Havaintoaineisto ja sen organisointi	15
3.2	Tutkimuksen rajaukset	17
4	TULOKSET	19
4.1	Kuntakohtaisten rakennuspalojen latentti kasvukäyrämalli	19
4.2	Ehdolliset latentit kasvukäyrämallit	21
4.2.1	Pientaloasuminen ja asunnon hallintamuoto	22
4.2.2	Kerrostaloasuminen ja asunnon hallintamuoto	24
4.2.3	Pientaloasuminen ja asunnonhaltijoiden ikääntyneisyys	26
4.2.4	Väestön ikääntyneisyys ja huoltosuhde	28
4.2.5	Väestön koulutustaso ja muuttosuhde	30
4.2.6	Sosiaali- ja terveydenhuollon sekä päihdehuollon kustannukset	31
4.3	Perusmallit pienten ja suurten kuntien ryhmissä	33
4.4	Ehdolliset mallit pienten ja suurten kuntien ryhmissä	36
4.4.1	Pientaloasuminen ja asunnon hallintamuoto	37
4.4.2	Kerrostaloasuminen ja asunnon hallintamuoto	38
4.4.3	Pientalotaloasuminen ja väestön ikääntyneisyys	41

4.4.4	Väestön ikääntyneisyys ja demografinen huoltosuhde	44
4.4.5	Väestön koulutustaso ja muuttosuhde	46
4.4.6	Sosiaali- ja terveydenhuollon sekä päihdehuollon kustannukset	48
5	POHDINTA	51
5.1	Tutkimustehtävä ja -tulokset	51
5.2	Tulosten laatu	53
5.3	Jatkotutkimusmahdollisuuksia	54
	LÄHTEET	56
	LIITE 1. VUOSINA 2004–2008 TOTEUTETUT KUNTAMUUTOKSET	58

Tutkimuksen aihealue liittyy latenttien muuttujien kasvukäyrämallien (Latent Growth Model) soveltamiseen. Soveltamisen kohteena olivat pelastustoimen resurssi- ja onnettomuustilaston (PRONTO) rakennuspaloaineistot. PRONTO on sisäasianministeriön järjestelmä pelastustoimen seurantaa ja kehittämistä sekä onnettomuuden selvittämistä varten. Seurantajärjestelmä kattaa koko maan Ahvenanmaata lukuun ottamatta. Sisäasianministeriön pelastusosaston turvallisuusverkkoyksikkö vastaa järjestelmän yleisestä ohjaamisesta ja kehittämisestä. Sen aineisto puolestaan muodostuu pelastuslaitosten ylläpitämistä toimenpide- ja resurssirekistereistä. PRONTO-järjestelmän tekninen ylläpito- ja kehittämisvastuu on Pelastusopistolla.

PRONTO sisältää useita resurssi-, onnettomuustyyppi- ja vasteaineistoja, mutta kokeilujen perusteella erityisesti kuntakohtaisista rakennuspaloista koostuva havaintoaineisto näytti niistä parhaiten soveltuvan analysoitavaksi latenttien muuttujien kasvukäyrämallintamisen tekniikoilla.

Kuntakohtaisten rakennuspalojen lukumäärää on vuoteen 2009 saakka kasvattanut tilastointiperiaate, jonka mukaan tulipalot tilastoidaan rakennuspaloiksi, jos ne ovat rakennuksen sisällä. Tällöin myös rakennusten irtaimiston palot on tilastoitu rakennuspaloiksi. Rakennuspaloja on tilastoitu tällä samalla periaatteella ainakin vuosina 2004–2008, mikä on kasvukäyrämallintamista ajatellen riittävän pitkä ajanjakso. Lisäksi Suomen kunnista vuoden 2008 kunta-aluejaon mukaisesti koostuva tilastoyksiköiden lukumäärä (399 kuntaa, kun Ahvenanmaan 16 kuntaa eivät ole mukana luvussa) on kasvukäyrämallintamista ajatellen riittävän suuri. Tarkastelun rajaaminen edellä mainitulle aikavälille on perusteltua, koska vuoden 2009 alusta rakennuspalojen tilastointiperiaatetta on muutettu ja myös kunta-aluejaon muutoksia on tullut siihenastista enemmän.

Latenttien muuttujien kasvukäyrämallien yleisenä viitekehyksenä ovat rakenneyhtälömallit. Kysymyksessä on pitkittäisaineiston analyysitekniikka, joka ei ole kuitenkaan rinnastettavissa aikasarja-analyysiin. Analyysin kohteena on tasaisin aikavälein toteutettujen mittausten kovarianssirakenne tiettyinä, aikasarja-analyysiin verrattuna suhteellisen

lyhyenä ajanjaksona. Latentin kasvukäyrämallintamisen menetelmiä on sovellettu lähinnä sosiaali- ja käyttäytymistieteissä, kuten Suomessa erityisesti psykologiatieteessä.

Tutkimustehtävänä oli selvittää, onko mahdollista kehittää latenttien muuttujien kasvukäyrämallintamiseen perustuva malli tai -malleja, jonka tai joiden avulla rakennuspalojen lukumäärien yhteys asumiseen, väestöön sekä terveyteen ja hyvinvointiin liittyviin yhteiskunnallisiin tekijöihin olisi tilastollisesti osoitettavissa. Tutkimusongelmia oli kolme:

1. Millainen latenttien muuttujien kasvukäyrämalli on parhaiten sovitettavissa pelastustoimen PRONTO-tietokannasta vuosien 2004–2008 rakennuspaloinaistoon?
2. Millä asumiseen, väestöön sekä terveyteen ja hyvinvointiin liittyvillä tekijöillä sisältävillä tekijöillä voidaan selittää rakennuspalojen lukumäärätasoa ja sen muutostrendiä ajan suhteen?
3. Eroavatko ehdolliset latenttien muuttujien kasvukäyrämallit väestötiheydeltään pienten ja väestötiheydeltään suurten kuntien kesken?

Havaintoaineistojen hallintaan ja organisointiin mallintamisia varten tutkimuksessa käytettiin Survo-ohjelmiston versiota 3.25. Kasvukäyrämallintamiset toteutettiin verkosta hankitulla Mplus-ohjelmiston maksuttomalla versiolla 5.2 demo.

Tutkimusraportin toisessa luvussa esitellään latenttien muuttujien kasvukäyrämallintamisen teoriaa. Luvussa kolme kuvataan tutkimuksen suorittaminen, ja luvussa neljä esitetään tulokset. Tutkimuksen yhteenveto on luvussa 5.

2.1 Perusmallin parametrien estimointi

Latenttien kasvukäyrien mallintamisessa on sama lähtökohtaoletus kuin konfirmatorisessa faktorianalysissa. Oletetaan, että on olemassa latenteja eli piileviä tekijöitä, joiden olemassaolo voidaan todentaa havaittujen muuttujien keskinäisten yhteyksien perusteella. Tässä tarkasteltava lineaarinen malli esitetään yhden otantayksikön i , kuten tässä kunnan, osalta lausekkeena

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t \beta_i + \varepsilon_{it},$$

missä y_{it} on eri ajankohtina samalla tavoin mitattu muuttuja, joka tässä on rakennuspalot tuhatta asukasta kohden, ajankohtana t kunnassa i . Parametri α on tässä asukasluukuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumäärän ilmaiseva latentti tasoparametri ja β on latentti regressioparametri, joka kuvaa ilmiön kehitystä ajan suhteen. Regressioparametrille (slope) voidaan käyttää nimityksiä kasvu, muutos tai trendi. Mallissa ollaan kiinnostuneita ainoastaan tutkittavan ilmiön keskiarvokehityksestä. Havaintojen vaihtelu keskiarvosuoran $\bar{\alpha} + \lambda_t \bar{\beta}$ ympärillä tulkitaan jäännösvaihteluksi. Havaittujen muuttujien variansseja ja kovariansseja ei mallinneta. On kuitenkin ilmeistä, että asukasluukuun suhteutettujen rakennuspalojen taso (lukumäärä) voi vaihdella eri kuntien välillä ja ilmiön kehityksen muutokset voivat kuntakohtaisesti olla erilaisia. Latenteissa kasvukäyrämallissa oletetaan kasvukäyräkomponentit satunnaisiksi muuttujiksi, joilla on oma vaihtelunsa ja jotka voivat korreloida keskenään. Sekä asukasluukuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumäärää kuvaava tasokomponentti α että asukasluukuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumäärän muutosta ajan suhteen kuvaava muutoskomponentti β ovat latenteja muuttujia, joiden variansseista ja korrelaatiosta ollaan kiinnostuneita. (Ks. Leskinen 2005, 483.)

Mittaustulosten vaihtelu ja korrelaatiot selitetään latenttien muuttujien vaihtelusta johtuvaksi, jolloin termit ε_{it} oletetaan korreloimattomiksi ja ne tulkitaan mittausvirheiksi. Latentteja kasvukäyrämalleja voidaan pitää erikoistapauksina konfirmatorisista faktori-malleista, joissa faktorilatauksille asetetaan rajoitteita. Latentit muuttujat tulkitaan kasvukäyrämallien komponenteiksi, kuten edellä taso- ja muutosfaktoriiksi. (Ks. Leskinen 2005, 483.)

Oletetaan, että esimerkiksi kuntakohtaisten rakennuspalojen lukumäärät on mitattu tasaisin aikavälein T peräkkäisenä vuotena. Jos käytössä ovat vastaavilta vuosilta tiedot kuntien asukasluvuista, voidaan rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden ilmaisevat havaitut mittaustulokset esittää vektorina $\mathbf{y}$. Havaittujen mittausten ja latenttien muuttujien yhteys esitetään kunnan i osalta matriisilausekkeena

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{A}\boldsymbol{\eta}_i + \boldsymbol{\varepsilon}_i, \quad (1)$$

jossa $\mathbf{y}$ on toistettujen mittaustulosten vektori, $\mathbf{A}$ on faktorien latausmatriisi, $\boldsymbol{\eta}$ on m latentin muuttujan vektori ja $\boldsymbol{\varepsilon}$ on faktorimallin jäännösten vektori. Tavallisesti konfirmatorisessa faktorianalysissa $\mathbf{y}$ -vektori koostuu eri muuttujista. Latenttien kasvukäyrämallien tapauksessa muuttujia vastaavat saman muuttujan tasaisin aikavälein suoritettut mitaukset.

Konfirmatorisessa faktorianalysissa on yleensä standardoitu faktoreiden keskiarvot nolliksi ja varianssit yhdeksi. Latenttien kasvukäyrien malleissa faktoreiden keskiarvot ja varianssit sen sijaan ovat keskeisiä estimointikohteita. Kun vektori $\boldsymbol{\eta}$ hajotetaan keskiarvoa ja poikkeamaa osoittaviksi termeiksi, tulee lauseke (1) kunnan i osalta muotoon

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{A}(\boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\eta}} + \boldsymbol{\zeta}_i) + \boldsymbol{\varepsilon}_i, \quad (2)$$

missä $\boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\eta}}$ on faktoreiden keskiarvovektori ja $\boldsymbol{\zeta}$ on faktoreiden jäännösten vektori.

Ottamalla odotusarvo lausekkeen (4) molemmin puolin saadaan

$$\boldsymbol{\mu}_{\mathbf{y}} = \mathbf{A}\boldsymbol{\mu}_{\boldsymbol{\eta}}. \quad (3)$$

Perusmallin kasvukäyräanalyysin lähtökohtana on mittausten $\mathbf{y}$ kovarianssimatriisi. Kun otetaan varianssi lausekkeen (1) molemmin puolin, saadaan

$$\Sigma = \Lambda \Psi \Lambda^T + \Theta_{\epsilon\epsilon}, \quad (4)$$

missä Σ on mittausten $\mathbf{y}$ kovarianssimatriisi, Ψ on latenttien muuttujien kovarianssimatriisi ja $\Theta_{\epsilon\epsilon}$ on $\mathbf{y}$:n mittausvirheiden variansseista koostuva diagonaalimatriisi.

2.2 Latenttien muuttujien kasvukäyrämallin riittävyystarkastelut

Kasvukäyrämallien aineistoon sopivuusmielessä riittävyyden mittoina on käytetty χ^2 -testiä sekä indeksejä RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), TLI (Tucker-Lewis Index) ja CFI (Comparative Fit Index). Testisuureen χ^2 tilastollisesti merkitsevä arvo tarkoittaa, että malliin perustuva kovarianssimatriisi eroaa tilastollisesti havaitusta kovarianssimatriisista. Mallin χ^2 -testin siis tulisi olla ei-merkitsevä, jotta malli voitaisiin hyväksyä. Esimerkiksi Barrettin (2007) mukaan χ^2 -testi on paras mallin sopivuuden testi, mutta muidenkin mittareiden olemassaoloa on perusteltu sillä, että χ^2 -testin tulokset saattavat johtaa harhaan esimerkiksi silloin, kun otoksen koko on suuri. RMSEA mittaa mallin sopivuutta ja ottaa huomioon vapausasteiden määrän. Tapana on ollut pitää mallin havaintoaineistoon sopivuutta hyvänä, jos RMSEA on 0.05 tai vähemmän, ja riittävänä, jos se on 0.08 tai vähemmän (Garson, 19.12.2009). TLI ja CFI -indeksit osoittavat mallin ihanteellista yhteensopivuutta, jos niiden arvo on 1.00, edelleen hyvää yhteensopivuutta, jos niiden arvo on suurempi tai yhtä suuri kuin 0.95 sekä riittämätöntä yhteensopivuutta, jos niiden arvo on pienempi kuin 0.90. Otoksen koko ei vaikuta TLI- ja CFI-indeksiin yhtä paljon kuin muihin yhteensopivuusmittoihin. Yksi riittävyysmitta on myös SMRM (Standardized Root Mean Residual) -indeksi, joka ilmaisee havaittujen mittaustulosten välisen kovarianssin ja mallin ennustaman mittaustulosten kovarianssin standardoidun erotuksen.

2.3 Faktoripistemäärät ja reliabiliteettitarkastelut

Koska kasvukäyrämallin latentit tekijät ovat faktoreita, niille voidaan laskea faktoripistemäärät ja niiden avulla voidaan edelleen määrittellä faktoripistemäärämuuttujien arvoja. Faktoripistemäärämatriisi $\mathbf{W}$ voidaan saada faktorilatausten $\mathbf{\Lambda}$ ja havaittujen muuttujien $\mathbf{y}$ funktiona pienimmän neliösumman keinolla minimoimalla $p \times r$ -matriisin $\mathbf{W}$ suhteen

$$\begin{aligned} f(\mathbf{W}) &= E(\|\mathbf{\Lambda} - \mathbf{u}\|^2) \\ &= E[(tr(\mathbf{\Lambda} - \mathbf{W}^T \mathbf{y})^T (\mathbf{\Lambda} - \mathbf{W}^T \mathbf{y}))], \end{aligned} \quad (5)$$

jolloin minimi saavutetaan, kun $\mathbf{W} = \mathbf{\Sigma}^{-1} \mathbf{\Lambda}$ (esim. Mustonen 1995, 90–91).

Jos ajatellaan, että tietyllä muuttujalla y mitataan jotakin latenttia muuttujaa η , niin reliabiliteetti määritellään tuon muuttujan ja latentin muuttujan välisen korrelaation neliönä. Vastaavasti määritellään faktoripistemääräskaalun $\mathbf{u}$

$$\mathbf{u} = \mathbf{W}^T \mathbf{y} \quad (6)$$

reliabiliteetti faktoripistemääräskaalun ja latenttien muuttujien välisen korrelaation neliönä (ks. Tarkkonen 1987, 24 ja myös Vehkalahti 2000) lausekkeella

$$\rho_u = [\rho(\mathbf{u}, \eta)]^2. \quad (7)$$

2.4 Ehdollinen latenttien muuttujien kasvukäyrämalli

Kasvukäyrämalleissa voidaan latentteja kasvukäyräkomponentteja selittää joko mitatuilla tai latenteilla kovariaatti-muuttujilla. Kun perusmalliin liitetään kovariaatti-muuttujia, puhutaan ehdollisista latenteista kasvukäyrämalleista. Tutkimuksessa oli tavoitteena

ehdollisten mallien avulla tunnistaa yhteiskunnallisia tekijöitä, jotka vaikuttavat kuntien asukaslukuun suhteutettujen rakennuspalojen vuotuisiin lukumääriin ja niiden trendeihin ajan suhteen.

Ehdollisen mallin tapauksessa vektori $\boldsymbol{\eta}$ tulee kunnan i osalta muotoon

$$\boldsymbol{\eta}_i = \boldsymbol{\mu}_\eta + \boldsymbol{\Gamma} \mathbf{x}_i + \boldsymbol{\zeta}_i, \quad (8)$$

missä vektori $\mathbf{x}_i$ on havaituista muuttujista koostuva latenttien muuttujien kovariaattien vektori. Matriisi $\boldsymbol{\Gamma}$ on regressiokerroinmatriisi. Mittausten $\mathbf{y}_i$ lauseke tulee muotoon

$$\mathbf{y}_i = \boldsymbol{\Lambda}(\boldsymbol{\mu}_\eta + \boldsymbol{\Gamma} \mathbf{x}_i + \boldsymbol{\zeta}_i) + \boldsymbol{\varepsilon}_i. \quad (9)$$

Malliin perustuva keskiarvorakenne on

$$\boldsymbol{\mu} = \boldsymbol{\mu}(\boldsymbol{\theta}), \quad (10)$$

missä $\boldsymbol{\mu}$ on havaittujen muuttujien $\mathbf{y}$ ja $\mathbf{x}$ keskiarvojen vektori, $\boldsymbol{\mu}(\boldsymbol{\theta})$ malliin perustuva keskiarvovektori ja $\boldsymbol{\theta}$ on mallin tuntemattomien parametrien vektori.

Mittausten $\mathbf{y}_i$ keskiarvovektori $\boldsymbol{\mu}(\boldsymbol{\theta})$ saadaan ottamalla odotusarvo lausekkeesta (6), ja se on muotoa

$$\boldsymbol{\mu}(\boldsymbol{\theta}) = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\Lambda}(\boldsymbol{\mu}_\eta + \boldsymbol{\Gamma} \boldsymbol{\mu}_x) \\ \boldsymbol{\mu}_x \end{bmatrix}, \quad (11)$$

missä $\boldsymbol{\mu}_x$ on kovariaattien $\mathbf{x}$ keskiarvojen vektori. Vastaavasti malliin perustuva kovarianssirakenne on

$$\boldsymbol{\Sigma} = \boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta}), \quad (12)$$

missä Σ on havaittujen muuttujien $\mathbf{y}$ ja $\mathbf{x}$ kovarianssimatriisi, $\Sigma(\theta)$ on malliin perustuva kovarianssimatriisi ja θ on mallin tuntemattomien parametrien vektori. Havaittujen muuttujien kovarianssimatriisi on

$$COV\left(\begin{bmatrix} \mathbf{y} \\ \mathbf{x} \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \mathbf{y} & \mathbf{x} \end{bmatrix}\right) = E\left(\begin{bmatrix} \mathbf{y} \\ \mathbf{x} \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \mathbf{y} & \mathbf{x} \end{bmatrix}\right) - E\left[\begin{bmatrix} \mathbf{y} \\ \mathbf{x} \end{bmatrix}\right]E[\mathbf{y} \quad \mathbf{x}]. \quad (13)$$

Kun sijoitetaan lauseke (2) muuttujien $\mathbf{y}$ paikalle ja otetaan odotusarvot, saadaan malliin perustuva kovarianssimatriisi

$$\Sigma(\theta) = \begin{bmatrix} \Lambda(\Gamma\Sigma_{xx}\Gamma^T + \Psi)\Lambda^T + \Omega_{\text{tot}} & \Lambda\Gamma\Sigma_{xx} \\ \Sigma_{xx}\Gamma^T\Lambda^T & \Sigma_{xx} \end{bmatrix}, \quad (14)$$

missä Σ_{xx} on muuttujien $\mathbf{x}$ kovarianssimatriisi.

Ehdollisen mallin riittävyystarkastelut perustuvat samoihin tunnuslukuihin kuin perusmallin. Lisäksi saadaan estimaatit regressiokertoimille sekä latenttien muuttujien selityksasteille.

3 TUTKIMUKSEN SUORITTAMINEN

3.1 Havaintoaineisto ja sen organisointi

Aikaisempien tutkimustulosten perusteella kuntakohtaisten rakennuspalojen lukumäärien tiedetään olevan yhteydessä ainakin kuntien asukaslukuihin ja kerrosaloihin. Vastavasti on todettu rakennuspalojen suhteellisen määrän pienenevän kunnan asukasluvun kasvaessa aina 50 000 asukkaan kokoiseen kuntaan asti, minkä jälkeen määrä pysyy tilastollisen virheen puitteissa lähes vakiona. (esim. Tillander ja Keski-Rahkonen 2000, 50.)

Ongelmana kuntakohtaisessa havaintoaineistossa olivat kunta-aluejakojen ja sen myötä kuntien asukaslukujen muutokset vuosina 2004–2008. Muutokset tapahtuivat yleensä kuntien yhdistymisinä. Vuoden 2004 lopulla Suomessa oli 444 kuntaa ja vuoden 2008 lopulla kuntia oli enää 415, kun Ahvenanmaan 16 kuntaa lasketaan, vaikka ne eivät ole tutkimuksessa mukana. Tarkasteluajanjaksolla eri vuosina tapahtuneet kuntamuutokset esitetään **liitteessä 1**.

Havaintoaineiston saamiseksi vertailukelpoiseksi tarkasteluajanjakson eri vuosien osalta piti kuntien rakennuspalojen lukumääriin ja asukaslukuihin vuosien 2004–2007 osalta tehdä yhdistämiset, joiden mukaan vuoden 2008 kunta-aluejako ikään kuin olisi ollut voimassa jo vuodesta 2004 alkaen. Erityishaasteen muodosti Längelmäen kunta, joka vuoden 2007 alussa lakkautettiin ja sen alueet liitettiin kahteen kuntaan: Jämsään ja Oriveteen. Liittäminen tapahtui sen mukaan miten kunnan asiakkaat asioivat näissä kunnissa. Kuntakeskus ja pääosa kunnan henkilöstöstä siirtyivät Jämsään. Jämsän kaupunkiin liittyvällä alueella asui 64 prosenttia ja Oriveteen liittyvällä alueella 36 prosenttia kunnan asukkaista. Längelmälle tilastoidut rakennuspallot vuosina 2004–2006 pyrittiin yhdistämään näitä väestöosuusia vastaavassa suhteessa.

Suomen kunnissa vuosina 2004–2008 tapahtuneiden rakennuspalojen lukumäärien vaihteluväli kunnittain on suuri. Edellä esitetyllä pitkittäistutkimusta varten muodostetulla teoreettisella kunta-aluejaolla tarkasteltuna sellaisia kuntia, joissa ei ollut tapahtunut yhtään rakennuspaloa, olisi vuosina 2004–2008 ollut kaikkiaan 19, 18, 16, 12 ja 13 vuosittain vastaavasti. Keskimäärin Suomen kunnissa olisi tuolloin ollut rakennuspaloja vuosittain 8.3, 9.2, 10.0, 10.1 ja 11.2 vuosittain vastaavasti. Ahvenanmaan kuntien tiedot puuttuvat tilastoista koska Ahvenanmaa ei ole PRONTO-järjestelmän piirissä, kuten edellä on todettu.

Mallinnettaviksi tilastoyksiköiksi tässä tutkimuksessa tulivat vuosien 2004–2008 osalta rakennuspalojen vuotuiset lukumäärät kunnittain tuhatta asukasta kohden. Näitä mitta-uksia voidaan pitää jatkuva-asteikollisina ja lisäksi niiden jakauman huipukkuus ja vinous ovat vähäisempiä kuin suorien rakennuspalojen lukumäärien, mikä on kasvukäyrämallintamisen kannalta edullista. Mittausten väliset korrelaatiot sekä keskiarvot ja keskihajonnat esitetään taulukossa.

Taulukko 1. Vuotuiset vuosien 2004–2008 kuntakohtaisten ($n = 399$) rakennuspalojen lukumäärät tuhatta asukasta kohden ilmaisevien vuosittaisten mittausten (y_{2004} – y_{2008}) väliset korrelaatiot sekä niiden keskiarvot ja keskihajonnat.

Mittaukset vuosittain	Mittausten väliset korrelaatiot					Mittausten keskiarvo	Mittausten keskihajonta
	y_{2004}	y_{2005}	y_{2006}	y_{2007}	y_{2008}		
y_{2004}	1.000					0.967	0.717
y_{2005}	0.377	1.000				1.097	0.865
y_{2006}	0.312	0.307	1.000			1.220	0.886
y_{2007}	0.301	0.285	0.319	1.000		1.150	0.746
y_{2008}	0.185	0.139	0.225	0.240	1.000	1.262	0.884

Rakennuspalojen kuntakohtaisiin lukumääriin mahdollisesti yhteydessä olevia yhteiskunnallisina tekijöinä tarkasteltiin asumiseen, väestötekijöihin sekä terveyteen ja hyvinvointiin liittyviä muuttujia. Muuttujat olivat Tilastokeskuksen sekä Terveyden ja hyvinvoinnin laitoksen maksutta tutkimuskäyttöön saatavista tietokantataulukoista.

Käytettävissä olivat seuraavat Tilastokeskuksen tietokanta-aineistot:

- Kuntien keskimääräiset asukasluvut vuosina 2004–2008 sekä asukasluvut ikäryhmittäin vuonna 2008
- Kuntien tulomuutot ja lähtömuutot vuonna 2008
- Kuntien väestötiheydet vuonna 2008
- Vuokra- ja omistusasuntojen asuinpinta-alat pientaloissa, rivitaloissa ja kerrostaloissa sekä kokonaisasuinpinta-alat asukasikäryhmittäin ja yhteensä kunnissa vuonna 2008
- Väestön keskimääräinen tulotaso kunnittain vuonna 2008
- Koulutustasomittain vuonna 2007 vuoden 2008 kunta-aluejaolla.

Terveys- ja hyvinvoinnin laitoksen tietokanta-aineistosta olivat käytössä:

- kuntien päihdehuollon nettokustannukset euroina asukasta vuonna 2007 vuoden 2008 kunta-aluejaolla
- kuntien sosiaali- ja terveystoimen nettokustannukset eroina asukasta kohden vuonna 2007 vuoden 2008 kunta-aluejaolla
- demografinen huoltosuhde kunnittain vuonna 2007 vuoden 2008 kunta-aluejaolla.

3.2 Tutkimuksen rajaukset

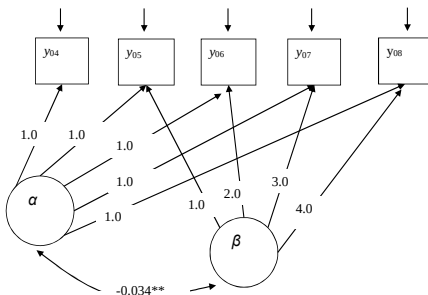
Vuosia 2004–2008 koskevan kuntakohtaisen tilastoaineiston saatavuus oli eräänä tutkimusaineistoa koskevana rajoitteena. Maksutta käyttöön saatavien aineistojen hyödyntämiseen päädyttiin siksi, että tilastollisia yhteyksiä etsittiin alustavasti kokeilemalla, ja niiden löytyminen oli epävarmaa. Maksullisten aineistojen tilaamisesta olisi tullut kustannuksia, ja lisäksi olisi mahdollisesti tullut turhaan tilattua aineistoja, joista kiinnostavia yhteyksiä ei olisi ollut todennettavissa.

Toinen rajausta liittyi analyysimenetelmän valintaan. Tilastollisten yhteyksien todentamiseksi haluttiin rajautua tarkastelemaan ainoastaan latenttien muuttujien kasvukäyrämallilla. Niissä analyysin kohteena olivat havaittujen muuttujien kovarianssi- tai korrelaati-

tiomatriisit. Menetelmän käytön edellytyksiin liittyi vaatimuksia havaintojen lukumäärille, muuttujien jakaumille sekä kovarianssi- tai korrelaatiomatriisin ominaisuuksille.

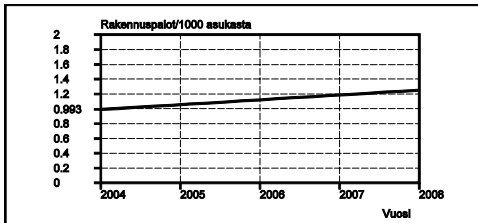
4.1 Kuntakohtaisten rakennuspalojen latentti kasvukäyrämalli

Tavoitteena oli saada mallinnetuksi rakennuspalojen lukumäärät tuhatta asukasta kohden kuntakohtaisten ($n = 399$) lukumäärätasojen ja niiden trendien osalta yli tarkasteluajanjakson vuosina 2004–2008. Periaatteessa trendi voisi olla positiivinen tai negatiivinen sekä muodoltaan lineaarinen, epälineaarinen tai epäjatkuva. Alustavien tarkastelujen perusteella havaintoaineistoon oli sovitettavissa ainoastaan lineaarinen malli. Sen rakenne esitetään kuvassa 1, ja sen parametrien α ja β mukainen keskiarvosuora esitetään kuvassa 2.



Kuva 1. Kuntakohtaisia ($n = 399$) rakennuspaloja asukasta kohden vuosina 2004–2008 (mittaukset y_{2004} – y_{2008}) selittävä lineaarinen latentti kasvukäyrämalli, jossa latentti

muuttuja α tarkoittaa vuotuisten rakennuspalojen lukumäärätasoa tuhatta asukasta kohden ja latentti muuttuja β lukumäärän trendiä ajan suhteen.



Kuva 2. Kasvukäyrämalliin perustuva keskiarvosuora kuntakohtaisille vuosittaisille rakennuspalojen lukumäärille tuhatta asukasta kohden ($n = 399$).

Latenttien muuttujien α ja β estimoitujen keskiarvojen ja -hajontojen arvoiksi saadaan

$$\hat{\mu}_{\eta} = \begin{bmatrix} 0.993 \pm 0.034 \\ 0.068 \pm 0.011 \end{bmatrix}. \quad (5)$$

Sekä latentille tasotekijälle α että latentille regressiotekijälle β estimoidut keskiarvot ovat tilastollisesti merkitseviä. Latenttien muuttujien jäännösten ζ arvot ovat tuntemattomia, mutta niiden varianssit ja kovarianssit keskihajontoineen saadaan estimoitua:

$$\hat{\Psi} = \begin{bmatrix} +0.268 \pm 0.038 & -0.034 \pm 0.012 \\ -0.034 \pm 0.012 & +0.013 \pm 0.005 \end{bmatrix}.$$

Tasotekijän α ja trenditekijän β varianssien sekä näiden kovarianssien estimaatit ovat tilastollisesti merkitseviä p -arvoilla 0.000, 0.007 ja 0.003 vastaavasti. Tekijöiden α ja β välinen korrelaatio on negatiivinen, mikä tarkoittaa, että kunnissa, joissa on paljon rakennuspaloja tuhatta asukasta kohden, on trendi todennäköisesti keskimääräistä alhai-

sempi. Trendin β varianssi (0.013) on pienuudestaan huolimatta tilastollisesti merkitsevä johtuen lähinnä 399 kuntaa käsittävän aineiston suuresta tapausten määrästä. Faktoriipistemääräskaalalan reliabiliteetti latentille muuttujalle α on 0.805, mutta latentille muuttujalle β ainoastaan 0.523. Jatkotarkasteluissa β -muuttujan varianssin pienuus tuottaa ongelmia.

Havaittujen mittaustulosten jäännökset ε ovat tuntemattomia, mutta niiden varianssit ovat estimoitavissa. Matriisi $\hat{\Theta}_{\varepsilon\varepsilon}$ on lävistämämatriisi, jonka diagonaalelementit θ_{2004}^2 , θ_{2005}^2 , θ_{2006}^2 , θ_{2007}^2 ja θ_{2008}^2 keskihajontoihin (suluissa) ovat 0.256 (0.037), 0.526 (0.043), 0.584 (0.046), 0.378 (0.034) ja 0.605 (0.055) vastaavasti.

Mallin osalta χ^2 -testisuureen arvo 15.443 kymmenellä vapausasteella on tilastollisesti ei-merkitsevä ($p = 0.1167$). CFI- ja TLI-indeksit saavat kumpikin arvon 0.975. RMSEA-indeksin arvo on 0.037 ja sen 90 % luottamusväli on 0.000–0.071. Todennäköisyys sille, että RMSEA-indeksi on alle 0.05, on 0.695. Perusmallin SMRM-indeksi on 0.036. Mallin yhteensopivuus havaintoaineiston kanssa on myös jatkotarkasteluja ajatellen riittävä.

4.2 Ehdolliset latentit kasvukäyrämallit

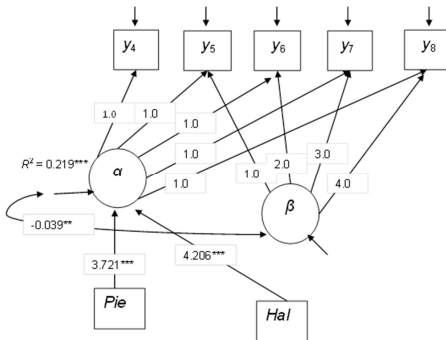
Käytetyn ohjelmistoversion rajoitteista johtuen ehdolliset mallit saatiin konstruoitua tarkastelemalla samassa mallissa vain kahta riippumatonta muuttujaa (kovariaattia) kerrollaan. Analyysien tuloksena saatiin kuusi mallia, joissa kovariaattipareina olivat seuraavat:

- Kovariaatit mallissa 1: Pientaloasuinpinta-alan suhteellisen osuus kokonaisasuinpinta-alasta sekä asunnon hallintamuoto (vuokra- tai omistusasunto)
- Kovariaatit mallissa 2: Kerrostaloasuinpinta-alan osuus kokonaisasuinpinta-alasta sekä asunnon hallintamuoto (vuokra- tai omistusasunto)

- Kovariaatit mallissa 3: Pientaloasuinpinta-alan suhteellinen osuus kokonaisasuinpinta-alasta sekä 65 vuotta täyttäneiden asunnonhaltijoiden suhteellinen osuus kaikista asunnonhaltijoista
- Kovariaatit mallissa 4: Kuusikymmentäviisi vuotta täyttäneiden suhteellinen osuus kunnan väestöstä sekä väestön demografinen huoltosuhde
- Kovariaatit mallissa 5: Kunnan väestön koulutustaso sekä kunnan väestön muuttosuhde
- Kovariaatit mallissa 6: Sosiaali- ja terveydenhuollon nettokustannukset euroina asukasta kohden sekä päihdehuollon kustannukset euroina asukasta kohden.

4.2.1 Pientaloasuminen ja asunnon hallintamuoto

Kuvassa 3 on rakenne-esitys kasvukäyrämallille, jossa kuntien asukasluvuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumääriä sekä niiden muutoksia selitetään pientaloasuinpinta-alan suhteella kokonaisasuinpinta-alaan sekä asunnon sekä vuokra-asuntopinta-alan ja omistusasuntopinta-alan suhteella



Kuva 3. Ehdollinen lineaarinen latenti kasvukäyrämalli, jossa kuntien ($n = 399$) rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään pientaloasuinpinta-alan (Pie) suhteella kokonaisasuinpinta-alaan sekä asunnon sekä vuokra-asuntopinta-alan ja omistusasuntopinta-alan (Hal) suhteella.

Mallissa testisuureen χ^2 arvo on 22.478, mikä 18 vapausasteella on tilastollisesti ei-merkittävä ($P = 0.2114$). CFI-indeksi ja TLI-indeksi saavat arvot 0.986 ja 0.985 vastaavasti. RMSEA-indeksin estimaatin arvo on 0.025 ja sen 90 % luottamusväli on 0.000–0.054. Todennäköisyys sille, että RMSEA-indeksin arvo on alle 0.05, on 0.918. SMRM-arvo on 0.032. Kaikki indeksit osoittavat riittävää yhteensopivuutta havaintoaineiston kanssa.

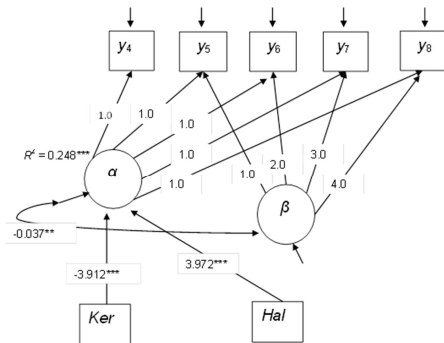
Latentin muuttujan α jäänösten ja latentin muuttujan β kovarianssi on negatiivinen ja tilastollisesti merkittävä. Kovarianssin pieni numeerinen arvo -0.039 selittyy suurilla eroilla muuttujien variansseissa: muuttujan α varianssi 0.268 on noin neljä kertaa suurempi kuin muuttujan β varianssi 0.068.

Mitä suurempi pientaloasuinpinta-alan osuus kunnassa on kokonaisasuinpinta-alasta, sitä enemmän kunnassa keskiarvoon verrattuna mallin mukaan todennäköisesti on rakennuspaloja tuhatta asukasta kohden. Tähän viittaa tilastollisesti erittäin merkitsevä regressiokerroin 3.721. Asunnon hallintamuodon vaikutusta mallissa ilmentää muuttuja, joka ilmaisee vuokra-asutuspinta-alan suhde omistusasutuspinta-alaan. Tilastollisesti erittäin merkitsevä regressiokerroin 4.206 ilmaisee, että mitä suurempi kunnassa on vuokra-asutuspinta-alan suhteellinen osuus, sitä suurempi kunnassa on todennäköinen rakennuspalojen lukumäärä tuhatta asukasta kohden keskiarvoon verrattuna. Riippumattomien muuttujien avulla voidaan selittää noin 22 % latentin muuttujan α vaihtelusta. Kummallakaan riippumattomalla muuttujalla ei sen sijaan ole vaikutusta asukasluvuun suhteutettujen vuotuisten rakennuspalojen lukumäärien trendiin β .

Pientalo on talotyypinä ylliedustettuna myös palokuolematilastoissa. Raportissa Kokki ja Jäntti (2009, 46) todetaan asuntojen lukumäärään suhteutettujen palokuolemien lukumäärän olevan yli kaksinkertainen verrattuna rivi- ja kerrostaloasuntoihin. Raportissa (emt, 98) todettiin pientalorakennusten paloissa loukkaantumisten johtavan lisäksi lähes aina henkilön kuolemaan toisin kuin kerrostalojen paloissa. (Ks. myös raportti Kokki, Jäntti, Rasmus ja Tervo 2008, 33).

4.2.2 Kerrostaloasuminen ja asunnon hallintamuoto

Kuvassa 4 on rakenne-esitys kasvukäyrämallista, jossa kuntien rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään kerrostaloasuinpinta-alan suhteella kokonaisasuinpinta-alaan sekä asunnon hallintamuodolla.



Kuva 4. Ehdollinen lineaarinen latentti kasvukäyrämalli, jossa kuntien ($n = 399$) rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään kerrostaloasuinpinta-alan (Ker) ja suhteella kokonaisasuinpinta-alaan sekä asunnon sekä vuokra-asuntopinta-alan ja omistusasuntopinta-alaan (Hal) suhteella.

Testisuureen χ^2 arvo on 19.471, mikä 18 vapausasteella on tilastollisesti ei-merkittävä ($P = 0.3634$). CFI- ja TLI-indeksit saavat kumpikin arvon 0.996 ja 0.995 vastaavasti. RMSEA-indeksin estimaatin arvo on 0.014 ja 90 % luottamusväli sille on 0.000–0.048. Todennäköisyys sille, että RMSEA-indeksin on alle 0.05, on 0.963. SMRM-indeksin arvo on 0.029. Mallin riittävyysindeksit osoittavat riittävää yhteensopivuutta havaintoaineiston kanssa. Latentin muuttujan α jäännös korreloi latentin muuttujan β kanssa mallissa tilastollisesti merkittävästi kovarianssin arvolla -0.037 .

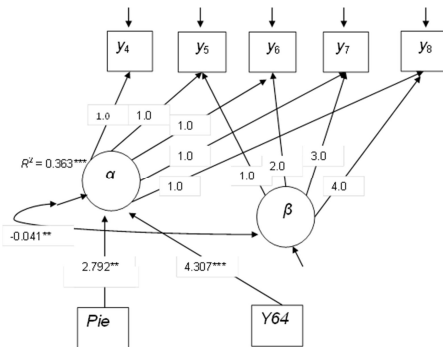
Kerrostaloasuinpinta-alan suhteellista määrää ilmaisee muuttuja kerrostaloasuinpinta-alan suhde kokonaisasuinpinta-alaan. Mallin mukaan kunnissa, joissa kerrostaloasuinpinta-alan määrä on suhteellisen suuri, on todennäköisesti keskimääräistä vähemmän rakennuspaloja tuhatta asukasta kohden. Tämän osoittaa tilastollisesti erittäin merkittävä negatiivinen regressiokerroin -3.912 . Mallin toiseksi selittäväksi muuttujaksi valittiin

asunnon hallintamuoto. Tilastollisesti erittäin merkitsevä regressiokerroin 3.972 ilmaisee, että mitä suurempi kunnassa on vuokra-asuntopinta-alan suhteellinen osuus, sitä suurempi kunnassa on todennäköinen rakennuspalojen lukumäärä tuhatta asukasta kohden keskiarvoon verrattuna. Riippumattomien muuttujien avulla voidaan selittää noin 25 % latentin muuttujan α vaihtelusta. Kummallakaan riippumattomalla muuttujalla ei sen sijaan ole mallin mukaan vaikutusta asukasluukuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumäärien trendiin β .

Kerros- ja rivitaloasuminen korostuvat asumismuotona taajamissa. Kerrostaloasutus keskittyy erityisesti kaupunkikeskuksiin. Myös rivitaloasuinpinta-alan suhteellisen määrää kuvaavaa muuttujaa yritettiin sovittaa selittäjäksi vastaavaan ehdolliseen kasvukäyrämalliin. Osoittautui kuitenkin, että rivitaloasutuksen suhteellinen osuus ei vaikuta sen enempää asukasluukuun suhteutettuun rakennuspalojen lukumäärätasoon kuin vastaavaan trendiinkään.

4.2.3 Pientaloasuminen ja asunnonhaltijoiden ikääntyneisyys

Kuvassa 5 on rakenne-esitys kasvukäyrämallista, jossa kuntien rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään pientaloasumisen sekä asunnonhaltijoiden ikääntyneisyyden vaikutuksella.



Kuva 5. Ehdollinen lineaarinen latentti kasvukäyrämalli, jossa kuntien ($n = 399$) rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään pientaloasuinpinta-alan suhteellisella osuudella (Pie) sekä 65 vuotta täyttäneiden asunnonhaltijoiden suhteellisella osuudella kaikista asunnonhaltijoista ($Y64$).

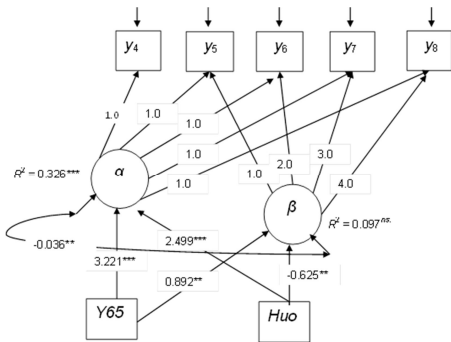
Testisuureen χ^2 arvo on 23.775, mikä 18 vapausasteella on tilastollisesti ei-merkittävä ($p = 0.1626$). CFI- ja TLI-indeksit saavat kumpikin arvon 0.986 ja 0.985 vastaavasti. RMSEA-indeksin estimaatin arvo on 0.028 ja 90 % luottamusväli sille on 0.000–0.056. Todennäköisyys sille, että RMSEA-indeksin on alle 0.05, on 0.890. SMRM-indeksin arvo on 0.033. Mallin riittävyysindeksit osoittavat riittävää yhteensopivuutta havainto-aineiston kanssa. Latentin muuttujan α jäänös korreloi latentin muuttujan β kanssa mallissa tilastollisesti merkitsevästi kovarianssin arvolla -0.041.

Kuten aikaisemmassakin mallissa, mitä suurempi pientaloasuinpinta-alan suhteellinen osuus kunnassa on kokonaisasuinpinta-alasta, sitä enemmän kunnassa mallin mukaan todennäköisesti on rakennuspaloja tuhatta asukasta kohden keskiarvoon verrattuna. Tähän viittaa tilastollisesti merkitsevä regressiokerroin 2.792. Mitä suurempi osuus kun-

nan asunnonhaltijoista on 65 vuotta täyttäneitä, sitä enemmän kunnassa todennäköisesti on rakennuspaloja tuhatta asukasta kohden keskiarvoon verrattuna. Tähän viittaa tilastollisesti erittäin merkitsevä regressiokerroin 4.307. Riippumattomien muuttujien avulla voidaan selittää noin 36 % Latentin muuttujan α vaihtelusta. Kummallakaan riippumattomalla muuttujalla ei sen sijaan ole vaikutusta trendiin β .

4.2.4 Väestön ikääntyneisyys ja huoltosuhte

Kuvassa 6 on rakenne-esitys kasvukäyrämallista, jossa kuntien rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään 65 vuotta täyttäneiden suhteellisella osuudella kunnan väestöstä.



Kuva 6. Ehdollinen lineaarinen latenti kasvukäyrämalli, jossa kuntien ($n = 399$) rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään 65 vuotta täyttäneiden suhteellisella osuudella kunnan väestöstä sekä väestön demografisella huoltosuhteella (Huo).

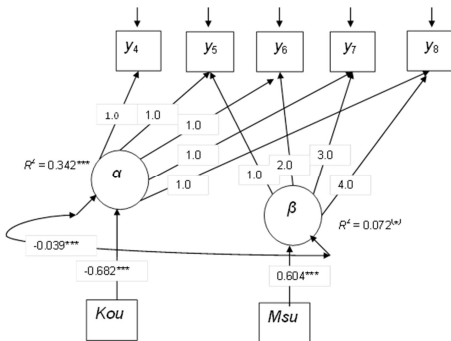
Mallissa testisuureen χ^2 arvo on 23.162, mikä 16 vapausasteella on tilastollisesti ei-merkittävä ($P = 0.1084$). CFI- ja TLI-indeksit saavat arvot 0.982 ja 0.977 vastaavasti. RMSEA-indeksi on 0.034 ja 90 % luottamusväli sille on 0.000–0.062. Todennäköisyys sille, että RMSEA-indeksi on alle 0.05, on 0.812. SMRM-arvo on 0.029. Kaikki indeksit osoittavat riittävää yhteensopivuutta havaintoaineiston kanssa. Latenttien muuttujien α ja β jäännökset korreloivat mallissa tilastollisesti erittäin merkitsevästi. Jäännösten välinen kovarianssi on -0.036.

Kunnissa, joissa ikääntyneiden osuus kunnan asukkaista on suuri, on asukasluvuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumäärätaso tuhatta asukasta kohden todennäköisesti keskimääräistä suurempi. Tätä osoittava regressiokerroin on tilastollisesti erittäin merkitsevä 3.221. Demografisella eli väestöllisellä huoltosuhteella tarkoitetaan eläköikäisten eli 0–14 -vuotiaiden ja 65 vuotta täyttäneiden yhteen lasketun lukumäärän suhdetta eläköikäisten eli 15–64 -vuotiaiden lukumäärään. Kunnan demografinen huoltosuhte on mallin mukaan yhteydessä asukasluvuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumäärätasoon. Tilastollisesti erittäin merkitsevä regressiokerroin 2.499 viittaa siihen, että keskimääräistä korkeamman demografisen huoltosuhteen kunnissa rakennuspalojen lukumäärä tuhatta asukasta kohden on keskimääräistä suurempi. Riippumattomien muuttujien avulla voidaan selittää noin 33 % latentin muuttujan α vaihtelusta.

Kunnissa, joissa ikääntyneiden osuus väestöstä on keskimääräistä suurempi, asukasluvuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumäärien trendi β on todennäköisesti keskimääräistä korkeampi, mihin viittaa tilastollisesti merkitsevä regressiokerroin 0.892. Demografisella huoltosuhteella on päinvastainen vaikutus trendiin. Tilastollisesti merkitsevä regressiokerroin -0.625 viittaa siihen, että trendi on korkean huoltosuhteen kunnissa todennäköisesti keskimääräistä alhaisempi. Tilastollisesti merkitsevästä regressiokerroimesta huolimatta riippumattomien muuttujien avulla voidaan selittää vain noin 10 % latentin muuttujan β vaihtelusta.

4.2.5 Väestön koulutustaso ja muuttosuhde

Kuvassa 7 esitetään kasvukäyrämalli, jossa kuntien asukaslukuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumääriä sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään väestön koulutustasolla sekä väestön tulostasolla.



Kuva 7. Ehdollinen lineaarinen latenti kasvukäyrämalli, jossa kuntien ($n = 399$) rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään väestön koulutustasolla (Kou) sekä väestön muutossuhteella (Msu).

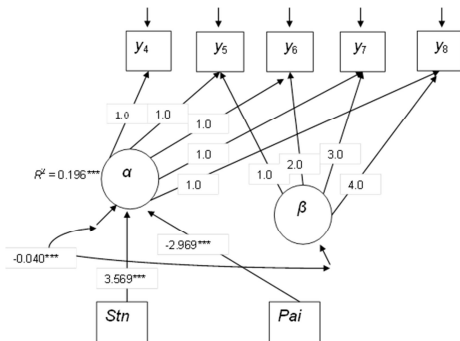
Mallissa testisuureen χ^2 arvo on 22.769, mikä 18 vapausasteella on tilastollisesti ei-merkittävä ($P = 0.1996$). CFI- ja TLI-indeksit saavat arvot 0.988 ja 0.986 vastaavasti. RMSEA-indeksin estimaatin arvo on 0.026 ja sen 90 % vaihteluväli on 0.000–0.054. Todennäköisyys sille, että RMSEA-indeksi on alle 0.05, on 0.936. SMRM-arvo on 0.034. Kaikki indeksit osoittavat riittävää yhteensopivuutta havaintoaineiston kanssa. Latenttien muuttujien α ja β jäännökset korreloivat mallissa tilastollisesti erittäin merkittävästi, ja niiden välinen kovarianssi on -0.039.

Kunnissa, joissa väestön koulutustaso on keskimääräistä korkeampi, on rakennuspalojen lukumäärä tuhatta asukasta kohden todennäköisesti keskimääräistä pienempi. Tähän viittaa koulutustason vaikutuksen lukumäärätasoon osoittava, tilastollisesti erittäin merkitsevä regressiokerroin -0.682 . Väestön koulutustasoa ilmaisevan riippumattoman muuttujan avulla voidaan selittää noin 34 % latentin muuttujan α vaihtelusta.

Muuttosuhde ei mallin mukaan vaikuta kunnissa rakennuspalojen lukumääriin tuhatta asukasta kohden. Mallissa sen sijaan rakennuspalojen lukumäärällä tuhatta asukasta kohden on todennäköisesti keskimääräistä korkeampi trendi muuttovoittokunnissa. Tätä osoittaa tilastollisesti erittäin merkitsevä regressiokerroin 0.604 . Latentin muuttujan β selityssaste on merkitsevä kuitenkin vasta 90 % merkitsevyystasolla, ja sen avulla voidaan selittää ainoastaan noin 7 % riippumattoman muuttujan vaihtelusta.

4.2.6 Sosiaali- ja terveydenhuollon sekä päihdehuollon kustannukset

Kuvassa 8 esitetään kasvukäyrämalli, jossa kuntien asukasluvuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumääriä sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään sosiaali- ja terveydenhuollon nettokustannuksilla euroina asukasta kohden sekä päihdehuollon kustannuksilla euroina asukasta kohden.



Kuva 8. Ehdollinen lineaarinen latentti kasvukäyrämalli, jossa kuntien ($n = 399$) rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään sosiaali- ja terveydenhuollon nettokustannuksilla euroina asukasta kohden (Stn) sekä päihdehuollon kustannuksilla euroina asukasta kohden (Pai).

Mallissa testisuureen χ^2 arvo on 25.831, mikä 19 vapausasteella on tilastollisesti ei-merkittävä ($P = 0.1037$). CFI- ja TLI-indeksit saavat arvot 0.975 ja 0.972 vastaavasti. RMSEA-indeksi on 0.033 ja 90 % luottamusväli sille on 0.000–0.052. Todennäköisyys sille, että RMSEA-indeksi on alle 0.05, on 0.837. SMRM-arvo on 0.037. Kaikki indeksit osoittavat riittävää yhteensopivuutta havaintoaineiston kanssa. Latenttien muuttujien α ja β jäännökset korreloivat mallissa negatiivisesti ja tilastollisesti erittäin merkittävästi jäännösten välisen kovarianssin ollessa -0.040.

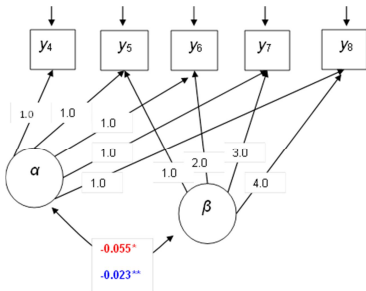
Kunnissa, joissa sosiaali- ja terveystoimen nettokustannukset euroina asukasta kohden ovat keskimääräistä korkeammat, on mallin mukaan myös rakennuspalojen lukumäärä tuhatta asukasta kohden todennäköisesti keskimääräistä suurempi. Tähän viittaa tilastollisesti merkittävä regressiokerroin 3.569.

Kuntien päihdehuollon kustannusten vaikutusta haluttiin testata, koska aikaisempien tutkimusten mukaan esimerkiksi kuolemaan johtaneissa tulipaloissa päihteillä on ollut vaikutusta onnettomuuden syntyyn tai uhrien toimintakyvyn alentumiseen (esim. Kokki ja muut 2008, 61; Kokki ja Jäntti 2009, 81). Lisäksi päihteiden käyttö saattaa johtaa huolimattomuuteen tai varomattomuuteen. Kokin ja Jäntin (2009, 38) mukaan vuosina 2007–2008 ihmisen aiheuttamista 89 vakavaan loukkaantumisen aiheuttaneista tulipaloista yli 40 prosenttia oli seurausta juuri huolimattomuudesta tai varomattomuudesta.

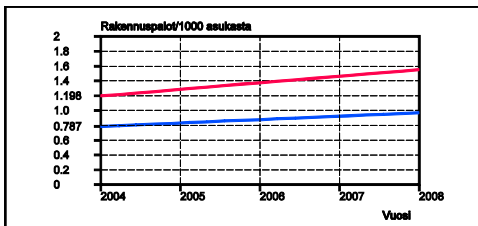
Oletuksena oli, että kuntien päihdehuollon kustannukset olisivat yhteydessä päihdehuollon ongelmiin kunnissa, ja että nämä ongelmat näkyisivät mallissa suurempina rakennuspalojen lukumäärinä tuhatta asukasta kohden sekä mahdollisesti myös korkeampina trendeinä. Vastoin oletusta kunnissa, joissa päihdehuollon kustannukset olivat keskimääristä korkeammat, olivatkin rakennuspalojen lukumäärät tuhatta asukasta kohden keskimääristä pienempiä. Tämä nähdään tilastollisesti erittäin merkitsevistä regressiokertoimen arvosta -2.969 . Riippumattomien muuttujien avulla voidaan selittää noin 20 % latentin muuttujan α vaihtelusta. Kummallakaan riippumattomalla muuttujalla ei mallin mukaan sen sijaan ole vaikutusta trendimuuttujaan β .

4.3 Perusmallit pienten ja suurten kuntien ryhmissä

Kunnat on jaettu kahteen ryhmään: ryhmään 1 kuuluu 200 maaseutumaisinta, asukastiheydeltään pienintä kuntaa, ja ryhmään 2 kuuluu 199 kaupunkimaisinta, asukastiheydeltään suurinta kuntaa. Kuvassa 9 on kyseisen kasvukäyrämallin rakenne-esitys, ja kuvassa 10 esitetään mallin parametreihin perustuvat keskiarvosuorat asukastiheydeltään pienten kuntien ja asukastiheydeltään suurten kuntien osalta erikseen.



Kuva 9. Lineaarinen latenti kasvukäyrämalli asukastiheydeltään pienten kuntien ($n_1 = 200$) ja asukastiheydeltään suurten kuntien ($n_2 = 199$) osalta erikseen.



Kuva 10. Kasvukäyrämallin parametreihin perustuvat keskiarvosuorat kuntakohtaisille vuosittaisille rakennuspalojen lukumäärille tuhatta asukasta kohden ryhmän 1 (pienemmän asukastiheyden) kunnissa ($n_1 = 200$) ja ryhmän 2 (suuremman asukastiheyden) kunnissa ($n_2 = 199$).

Latenttien muuttujien α ja β estimoidut keskiarvot keskihajontoineen kuntaryhmän 1 osalta ovat

$$\hat{\mu}_\eta = \begin{bmatrix} 1.198 \pm 0.054 \\ 0.089 \pm 0.020 \end{bmatrix},$$

ja kuntaryhmän 2 osalta vastaavasti

$$\hat{\mu}_\eta = \begin{bmatrix} 0.787 \pm 0.036 \\ 0.046 \pm 0.011 \end{bmatrix}.$$

Latenttien muuttujan α ja β osalta keskiarvoerot kuntaryhmien kesken ovat tilastollisesti erittäin merkitsevät. Harvaan asuttujen kuntien ryhmässä rakennuspalojen lukumäärä tuhatta asukasta kohden sekä sen trendi ajan suhteen ovat keskimäärin korkeampia kuin kaupunkimaisempien kuntien ryhmässä.

Latenttien muuttujien α ja β varianssit ja kovarianssit keskihajontoineen kuntaryhmän 1 osalta ovat

$$\hat{\Psi} = \begin{bmatrix} +0.271 \pm 0.073 & -0.055 \pm 0.024 \\ -0.055 \pm 0.024 & +0.017 \pm 0.010 \end{bmatrix}.$$

Latentin muuttujan β varianssi 0.017 ei ole tilastollisesti merkitsevä (on merkitsevä vasta 90 % tasolla). Latenttien muuttujien α ja β välinen kovarianssi -0.055 on tilastollisesti ainoastaan melkein merkitsevä. Faktoripistemääräskaalan reliabiliteetit latenteille muuttujille α ja β ovat 0.712 ja 0.563 vastaavasti. Kuntaryhmän 1 osalta mallin konver-

goitumisen ehtona on, että malliin hyväksytään latentin muuttujan β tilastollisesti ei-merkitsevä varianssi sekä latenttien muuttujien α ja β tilastollisesti ainoastaan melkein merkitsevä kovarianssi. Tällaisessa tapauksessa latentit muuttujat kuntaryhmää 1 kuvaavassa mallissa pitäisi oikeastaan asettaa keskenään korreloimattomiksi. Silloin kuntaryhmää koskeva malli ei kuitenkaan konvergoisi lainkaan, ja yksityiskohtaisempi vertailu kuntaryhmien välillä olisi mahdotonta. Vertailun mahdollistamiseksi latenttien muuttujien α ja β välinen tilastollisesti ei-merkitsevä kovarianssi hyväksytään siitähän huolimatta, että tuloksena voi olla ainakin jostakin määrin harhaista tietoa tarkasteltavasta ilmiöstä kuntaryhmän 1 osalta.

Latenttien muuttujien α ja β varianssit ja kovarianssit keskihajontoineen kuntaryhmän 2 osalta ovat

$$\hat{\Psi} = \begin{bmatrix} +0.175 \pm 0.028 & -0.023 \pm 0.008 \\ -0.023 \pm 0.008 & +0.008 \pm 0.003 \end{bmatrix}.$$

Kuntaryhmässä 2 latenttien muuttujien α ja β välille kovarianssi -0.023 on tilastollisesti merkitsevä, joten mallintamiseen ei liity kuntaryhmän 1 osalta esitetyn kaltaisia ongelmia. Latentin muuttujan β varianssi 0.008 on tilastollisesti merkitsevä 98.9 % tasolla. Faktoripistemääräskalan reliabiliteetit latenteille muuttujille α ja β ovat 0.858 ja 0.598 vastaavasti.

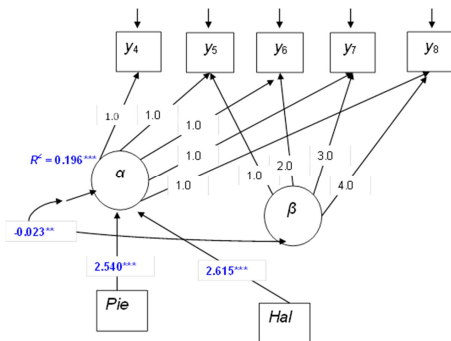
Mallissa testisuureen χ^2 arvo on 27.517, mikä 20 vapausasteella on tilastollisesti ei-merkitsevä ($P = 0.1213$). Testisuureen arvosta noin 66 % on kakkosryhmän vaikutusta. CFI-indeksi ja TLI-indeksi saavat arvot 0.966 ja 0.966 vastaavasti. RMSEA-indeksin estimaatin arvo on 0.043 ja sen 90 % luottamusväli on 0.000–0.080. SMRM-arvo on 0.051. Indeksit osoittavat riittävää yhteensopivuutta havaintoaineiston kanssa. Samalla on muistettava, että molemmat kuntaryhmät käsittävä malli konvergoi vain, jos hyväksytään edellä todettu alle 99 % tasolla merkitsevä kovarianssi osana mallia.

4.4 Ehdolliset mallit pienten ja suurten kuntien ryhmissä

Mallintamiset tehtiin maaseutumaisempien, asukasluvultaan pienempien kuntien ja kaupunkimaisempien asukasluvultaan suurempien kuntien osalta erikseen yhteyksien vertailemiseksi kuntaryhmien kesken. Riippumattomat kovariaatti-muuttujat olivat samat kuin koko aineistoa koskevissa ehdollisissa malleissa.

4.4.1 Pientaloasuminen ja asunnon hallintamuoto

Kuvassa 11 esitetään kasvukäyrämalli, jossa asukastiheydeltään suurten ryhmään kuuluvien kuntien rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään pientaloasuinpinta-alan suhteella kokonais-asuinpinta-alaan sekä asunnon sekä vuokra-asuntopinta-alan suhteella omistusasuntopinta-alaan.



Kuva 11. Ehdollinen lineaarinen latenti kasvukäyrämalli, jossa asukastiheydeltään suurten ryhmään kuuluvien kuntien ($n_2 = 199$) rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään pientaloasuinpin-

ta-alan ja kokonaisasuinpinta-alaan suhteella (*Pie*) sekä asunnon sekä vuokra-asuntopinta-alan ja omistusasuntopinta-alan (*Hal*) suhteella.

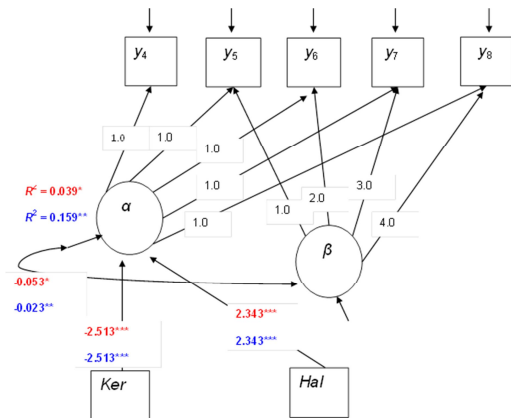
Mallissa testisuureen χ^2 arvo on 20.969, mikä 18 vapausasteella on tilastollisesti ei-merkittävä ($P = 0.2810$). CFI-indeksi ja TLI-indeksi saavat arvot 0.987 ja 0.986 vastaavasti. RMSEA-indeksin estimaatin arvo on 0.029 ja sen 90 % luottamusväli on 0.000–0.072. SMRM-arvo on 0.047. Indeksit osoittavat riittävää yhteensopivuutta havaintoaineiston kanssa. Latentin muuttujan α jännösten ja latentin muuttujan β välinen kovarianssi -0.023 on mallissa tilastollisesti merkittävä.

Kuntaryhmän 1 osalta kasvukäyrämalli ei konvergoi. Pidemmälle menevää vertailua kuntaryhmien kesken ei voida tehdä.

Kuntaryhmän 2 osalta havaitaan, että mitä suurempi pientaloasuinpinta-alan osuus kunnassa on kokonaisasuinpinta-alasta, sitä enemmän kunnassa mallin mukaan todennäköisesti on rakennuspaloja tuhatta asukasta kohden keskiarvoon verrattuna. Tähän viittaa tilastollisesti erittäin merkittävä regressiokerroin 2.540. Tilastollisesti erittäin merkittävä regressiokerroin 2.615 ilmaisee, että mitä suurempi kunnassa on vuokra-asuntopinta-alan suhteellinen osuus, sitä suurempi kunnassa myös on todennäköinen rakennuspalojen lukumäärä tuhatta asukasta kohden keskiarvoon verrattuna. Riippumattomien muuttujien avulla voidaan selittää noin 20 % latentin muuttujan α vaihtelusta. Mallin mukaan kummallakaan riippumattomalla muuttujalla ei ole vaikutusta trendiin β .

4.4.2 Kerrostaloasuminen ja asunnon hallintamuoto

Kuvassa 12 esitetään kasvukäyrämalli, jossa kuntien rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään kerrostaloasuinpinta-alan suhteella kokonaisasuinpinta-alaan sekä asunnon sekä vuokra-asuntopinta-alan ja omistusasuntopinta-alan suhteella asukastiheydeltään pienten kuntien ja asukastiheydeltään suurten kuntien osalta erikseen.



Kuva 12. Ehdollinen lineaarinen latentti kasvukäyrämalli, jossa kuntien ($n = 399$) rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään kerrostaloasuinpinta-alan (Ker) suhteella kokonaisasuinpinta-alaan sekä vuokra-asuntopinta-alan ja omistusasuntopinta-alan (Hal) suhteella asukastiheydeltään pienten kuntien ($n_1 = 200$) ja asukastiheydeltään suurten kuntien ($n_2 = 199$) osalta erikseen.

Kerrostaloasuinpinta-alan ja kokonaisasuinpinta-alan suhde (*Ker*) on riippumattomana muuttujana kummankin kuntaryhmän mallissa. Sen keskiarvo ja keskihajonta (suluissa) ovat ryhmän 1 kunnilla 0.040 ($\pm$ 0.047) ja ryhmän 2 kunnilla 0.145 ($\pm$ 0.150). Keskiarvot eroavat toisistaan tilastollisesti erittäin merkitsevästi. Kerrostaloasuminen on odotetusti yleisempää kaupunkimaisempien kuntien ryhmässä.

Vuokra-asuntopinta-alan ja omistusasuntopinta-alan suhde (*Hal*) on toinen riippumaton muuttuja kummankin kuntaryhmän mallissa. Sen keskiarvo ja keskihajonta (suluissa) on ryhmän 1 kunnilla 0.142 ($\pm$ 0.041) ja ryhmän 2 kunnilla 0.161 ($\pm$ 0.104). Keskiarvot eivät eroa toisistaan tilastollisesti merkitsevästi ($P = 0.021$).

Mallissa muuttujien *Ker* ja α sekä vastaavasti muuttujien *Hal* ja α väliset regressioker-toimet on kiinnitetty yhtä suuriksi kuntaryhmissä 1 ja 2. Näillä kiinnityksillä toteutettu malli on χ^2 -testin perusteella parempi kuin ilman kiinnityksiä toteutettu malli. Testisuureen χ^2 arvo on 33.797, mikä 38 vapausasteella on tilastollisesti ei-merkitsevä ($P = 0.6642$). Testisuureen arvosta noin 65 % on kakkosryhmän vaikutusta. CFI-indeksi ja TLI-indeksi saavat arvot 1.000 ja 1.017 vastaavasti. RMSEA-indeksin estimaatin arvo on 0.000 ja sen 90 % luottamusväli on 0.000–0.041. SMRM-arvo on 0.042. Indeksit osoittavat riittävää yhteensopivuutta havaintoaineiston kanssa.

Itse asiassa yhteensopivuus on tunnuslukujen perusteella epäilyttävän hyvä. Tässä kon-kretisoituu ongelma, joka liittyy kuntaryhmän 1 mallien pitämiseen mukana jatkotarkas-teluissa. Jo perusmallien tarkastelussa todettiin, että malli konvergoituu vain, jos sen osana hyväksytään latenttien muuttujien α ja β välinen kovarianssi, vaikka se ei ole ti-lastollisesti merkitsevä. Kuntaryhmässä 1 latentin muuttujan α jäännösten ja latentin muuttujan β välinen kovarianssi -0.053 on tilastollisesti ainoastaan melkein merkitsevä. Sen sijaan kuntaryhmässä 2 vastaava kovarianssi -0.023 on tilastollisesti merkitsevä.

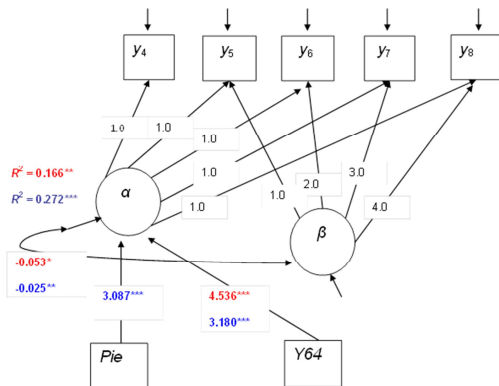
Molempien kuntaryhmien osalta todetaan, että mitä suurempi kunnassa on kerrostalo-asuinpinta-alan suhteellinen osuus kokonaisasuinpinta-alasta, sitä pienempi kunnassa todennäköisesti on rakennuspalojen lukumäärä tuhatta asukasta kohden vuodessa kes-kiarvoon verrattuna. Tähän viittaa erittäin merkitsevä regressiokerroin -2.513, joka

kummassakin kuntaryhmässä on yhtä suuri. Toisaalta, mitä suurempi kunnassa on vuokra-asutuspinta-ala suhteessa omistusasutuspintaalaan, sitä suurempi kunnassa todennäköisesti on rakennuspalojen lukumäärä tuhatta asukasta kohden vuodessa keskiarvoon verrattuna. Tähän viittaa tilastollisesti erittäin merkitsevä regressiokerroin 2.343, joka sekin kummassakin kuntaryhmässä on yhtä suuri.

Regressiokertoimien perusteella riippumattomat muuttujat näyttävät vaikuttavan samalla tavoin vuotuisiin rakennuspalojen lukumääriin tuhatta asukasta kohden. Ryhmän 1 kuntien mallissa riippumattomien muuttujien avulla voidaan selittää ainoastaan noin 4 % latentin muuttujan α vaihtelusta. Ryhmän 2 kuntien mallissa riippumattomien muuttujien avulla voidaan selittää noin 16 % latentin muuttujan α vaihtelusta. Kummankaan kuntaryhmän mallissa riippumattomilla muuttujilla ei mallin mukaan ole vaikutusta trendimuuttujaan β .

4.4.3 Pientalotaloasuminen ja väestön ikääntyneisyys

Kuvassa 13 esitetään kasvukäyrämalli, jossa kuntien rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään pientalo-asuinpinta-alan suhteellisella osuudella sekä 65 vuotta täyttäneiden asunnonhaltijoiden suhteellisella osuudella asunnonhaltijoista asukastiheydeltään pienten kuntien ja asukastiheydeltään suurten kuntien osalta erikseen.



Kuva 13. Ehdollinen lineaarinen latentti kasvukäyrämalli, jossa kuntien ($n = 399$) rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään pientaloasuinpinta-alan suhteellisella osuudella (Pie) sekä 65 vuotta täyttäneiden asunnonhaltijoiden suhteellisella osuudella kaikista asunnonhaltijoista ($Y64$) asukastiheydeltään pienten kuntien ($n_1 = 200$) ja asukastiheydeltään suurten kuntien ($n_2 = 199$) osalta erikseen.

Kuusikymmentäviisi vuotta täyttäneiden asunnonhaltijoiden ja kaikkien asunnonhaltijoiden lukumäärien suhde ($Y64$) on riippumattomana muuttujana kummankin kuntaryhmän mallissa. Sen keskiarvo ja keskihajonta (suluissa) on ryhmän 1 kunnilla 0.370 (± 0.046) ja ryhmän 2 kunnilla 0.282 (± 0.054). Keskiarvot eroavat toisistaan tilastollisesti erittäin merkitsevästi. Kuusikymmentäviisi vuotta täyttäneiden asunnonhaltijoiden osuus asunnonhaltijoista on keskimäärin suurempi harvaan asuttujen kuntien ryhmässä.

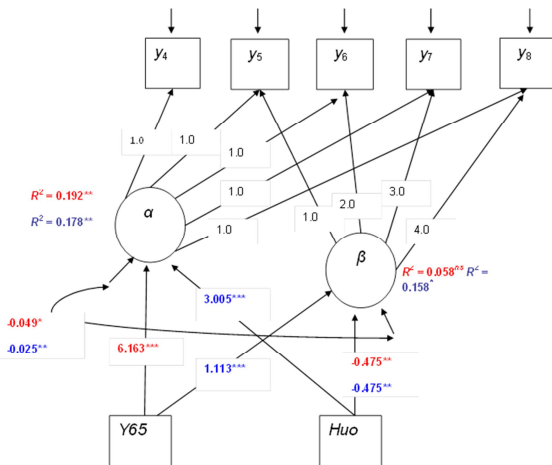
Mallintamisessa kokeiltiin muuttujan Y_{64} ja latentin muuttujan α välisten regressioker-toimien kiinnittämistä yhtä suuriksi kuntaryhmissä 1 ja 2. Kuitenkin, kun regressioker-toimet estimoititiin kummassakin kuntaryhmässä vapaasti, viittasi χ^2 -testi kuitenkin pa-rempaan malliin. Mallissa testisuureen χ^2 arvo on 41.283, mikä 37 vapausasteella on tilastollisesti ei-merkittävä ($P = 0.2889$). Testisuureen arvosta noin 63 % on kakkos-ryhmän vaikutusta. CFI-indeksi ja TLI-indeksi saavat arvot 0.987 ja 0.986 vastaavasti. RMSEA-indeksin estimaatin arvo on 0.024 ja sen 90 % luottamusväli on 0.000–0.057. SMRM-arvo on 0.047. Indeksit osoittavat riittävää yhteensopivuutta havaintoaineiston kanssa. Kuntaryhmässä 1 latentin muuttujan α jäännösten ja latentin muuttujan β väli-nen kovarianssi -0.053 on tilastollisesti ainoastaan melkein merkittävä. Sen sijaan kun-taryhmässä 2 vastaava varianssi -0.023 on tilastollisesti merkittävä.

Ryhmän 1 kunnissa, joissa 65 vuotta täyttäneiden asunnonhaltijoiden osuus asunnonhal-tijoista on keskimääräistä suurempi, on rakennuspalojen lukumäärä tuhatta asukasta kohden vuodessa todennäköisesti myös keskimääräistä suurempi. Tähän viittaa tilastol-lisesti erittäin merkittävä regressiokerroin 4.536. Riippumattoman muuttujan avulla voidaan selittää noin 17 % latentin muuttujan α vaihtelusta. Pientaloasuinpinta-alan suh-teellisella osuudella ei mallin mukaan ole vaikutusta latenttiin muuttujaan α . Kummal-lakaan riippumattomalla muuttujalla ei ole vaikutusta trendiin β .

Ryhmän 2 kunnassa, jossa pientaloasuinpinta-alan suhteellinen osuus on keskimääräistä suurempi, on rakennuspalojen lukumäärä tuhatta asukasta kohden vuodessa todennäköi-sesti myös keskimääräistä suurempi. Tähän viittaa tilastollisesti erittäin merkittävä reg-ressiokerroin 3.087. Kunnissa, joissa 65 vuotta täyttäneiden asunnonhaltijoiden osuus asunnonhaltijoista on keskimääräistä suurempi, on rakennuspalojen lukumäärä tuhatta asukasta kohden vuodessa todennäköisesti myös keskimääräistä suurempi. Tähän viittaa tilastollisesti erittäin merkittävä regressiokerroin 3.180. Riippumattomien muuttujien avulla voidaan selittää noin 27 % latentin muuttujan α vaihtelusta. Riippumattomilla muuttujilla ei myöskään tässä kuntaryhmässä ole mallin mukaan vaikutusta trendiin β .

4.4.4 Väestön ikääntyneisyys ja demografinen huoltosuhte

Kuvassa 14 esitetään kasvukäyrämalli, jossa kuntien rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään 65 vuotta täyttäneiden suhteellisella osuudella kunnan väestöstä sekä väestön demografisella huoltosuhteella sukastiheydeltään pienten kuntien ja asukastiheydeltään suurten kuntien osalta erikseen.



Kuva 14. Ehdollinen lineaarinen latenti kasvukäyrämalli, jossa kuntien ($n = 399$) rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään 65 vuotta täyttäneiden suhteellisella osuudella kunnan väestöstä (Y_{65}) sekä väestön demografisella huoltosuhteella (Huo) asukastiheydeltään pienten kuntien ($n_1 = 200$) ja asukastiheydeltään suurten kuntien ($n_2 = 199$) osalta erikseen.

Kuusikymmentäviisi vuotta täyttäneiden suhteellinen osuus (Y65) on riippumattomana muuttujana kummankin kuntaryhmän mallissa. Sen keskiarvo ja keskihajonta (suluissa) on ryhmän 1 kunnilla 0.225 ($\pm$ 0.037) ja ryhmän 2 kunnilla 0.170 ($\pm$ 0.039). Keskiarvot eroavat toisistaan tilastollisesti erittäin merkitsevästi. Kuusikymmentäviisi vuotta täyttäneiden osuus väestöstä on keskimäärin suurempi harvaan asuttujen kuntien ryhmässä.

Huoltosuhde (*Huo*) on toinen riippumaton muuttuja kummankin kuntaryhmän mallissa. Sen keskiarvo ja keskihajonta (suluissa) on ryhmän 1 kunnilla 63.072 ($\pm$ 6.298) ja ryhmän 2 kunnilla 55.552 ($\pm$ 5.947). Keskiarvot eroavat toisistaan tilastollisesti erittäin merkitsevästi. Huoltosuhde on keskimäärin korkeampi harvaan asuttujen kuntien ryhmässä.

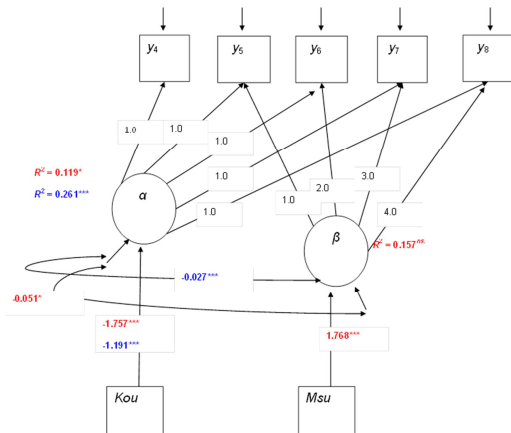
Muuttujien *Huo* ja β väliset regressiokertoimet on kiinnitetty kuntaryhmissä 1 ja 2 yhtä suuriksi. Näillä kiinnityksillä toteutettu malli on χ^2 -testin perusteella parempi kuin ilman kiinnityksiä toteutettu malli. Testisuureen χ^2 arvo on 43.280, mikä 36 vapausasteella on tilastollisesti ei-merkitsevä ($P = 0.1885$). Testisuureen arvosta noin 60 % on kakkosryhmän vaikutusta. CFI-indeksi ja TLI-indeksi saavat arvot 0.977 ja 0.974 vastaavasti. RMSEA-indeksin estimaatin arvo on 0.032 ja sen 90 % luottamusväli on 0.000–0.062. SMRM-arvo on 0.048. Tunnusluvut osoittavat riittävää yhteensopivuutta havaintoaineiston kanssa. Kuntaryhmässä 1 latentin muuttujan α jännösten ja latentin muuttujan β välinen kovarianssi -0.049 on tilastollisesti ainoastaan melkein merkitsevä. Sen sijaan kuntaryhmässä 2 vastaava varianssi -0.025 on tilastollisesti merkitsevä.

Ryhmän 1 kunnissa, joissa 65 vuotta täyttäneiden osuus kunnan väestöstä on keskimääräistä suurempi, on rakennuspalojen lukumäärä tuhatta asukasta kohden vuodessa todennäköisesti myös keskimääräistä suurempi. Tähän viittaa tilastollisesti erittäin merkitsevä regressiokerroin 6.163. Riippumattoman muuttujan avulla voidaan selittää noin 19 % latentin muuttujan α vaihtelusta. Kunnissa, joissa demografinen huoltosuhde on keskimääräistä suurempi, on rakennuspalojen vuotuisen asukaskohtaisten lukumäärien trendi β todennäköisesti keskimääräistä alhaisempi. Tähän viittaa tilastollisesti merkitsevä regressiokerroin -0.475. Kyseisen riippumattoman muuttujan avulla voidaan selittää kuitenkin ainoastaan noin 6 % latentin muuttujan β vaihtelusta.

Ryhmän 2 kunnissa, joissa huoltosuhde on keskimääräistä suurempi, on rakennuspalojen vuotuinen asukaskohtainen lukumäärä todennäköisesti myös keskimääräistä suurempi. Tähän viittaa tilastollisesti erittäin merkitsevä regressiokerroin 3.005. Kyseisen riippumattoman muuttujan avulla voidaan selittää noin 18 % latentin muuttujan α vaihtelusta. Kunnissa, joissa 65 vuotta täyttäneiden asunnonhaltijoiden osuus asunnonhaltijoista on keskimääräistä suurempi, on rakennuspalojen vuotuisten asukaskohtaisten lukumäärien trendi β todennäköisesti keskimääräistä korkeampi. Tähän viittaa tilastollisesti erittäin merkitsevä regressiokerroin 1.113. Toisaalta kunnissa, joissa huoltosuhde on keskimääräistä suurempi, on rakennuspalojen vuotuisen asukaskohtaisen lukumäärän trendi β todennäköisesti keskimääräistä alhaisempi. Tähän viittaa tilastollisesti merkitsevä negatiivinen regressiokerroin -0.475. Riippumattomien muuttujien avulla voidaan selittää noin 16 % latentin muuttujan β vaihtelusta.

4.4.5 Väestön koulutustaso ja muuttosuhde

Kuvassa 15 esitetään kasvukäyrämalli, jossa kuntien rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään väestön koulutustasolla sekä väestön muuttosuhteella asukastiheydeltään pienten kuntien ja asukastiheydeltään suurten kuntien osalta erikseen.



Kuva 15. Ehdollinen lineaarinen latentti kasvukäyrämalli, jossa kuntien ($n = 399$) rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään väestön koulutustasolla (Kou) sekä väestön muuttosuhteella (Msu) asukastiheydeltään pienten kuntien ($n_1 = 200$) ja asukastiheydeltään suurten kuntien ($n_2 = 199$) osalta erikseen.

Koulutustasomittaimen lukuarvoihin perustuva koulutustaso (Kou) on riippumattomana muuttujana kummankin kuntaryhmän mallissa. Sen keskiarvo ja keskihajonta (suluissa) on ryhmän 1 kunnilla 231.000 (± 25.191) ja ryhmän 2 kunnilla 287.010 (± 46.912). Keskiarvot eroavat toisistaan tilastollisesti erittäin merkitsevästi. Koulutustaso on keskimäärin korkeampi kaupunkimaisempien kuntien ryhmässä.

Tässä kokeiltiin muuttujien *Kou* ja α välisten regressiokertoimien kiinnittämistä kuntaryhmissä 1 ja 2 yhtä suuriksi. Ilman kiinnityksiä toteutettu malli on χ^2 -testin perusteella parempi. Siinä testisuureen χ^2 arvo on 44.024, mikä 37 vapausasteella on tilastollisesti ei-merkittävä ($P = 0.1987$). Testisuuren arvosta noin 63 % on kaksoisryhmän vaikutusta. CFI-indeksi ja TLI-indeksi saavat arvot 0.978 ja 0.977 vastaavasti. RMSEA-indeksin estimaatin arvo on 0.031 ja sen 90 % luottamusväli on 0.000–0.061. SMRM-arvo on 0.050. Tunnusluvut osoittavat riittävää yhteensovivuutta havaintoaineiston kanssa. Kuntaryhmässä 1 latentin muuttujan α ja latentin muuttujan β jäännösten välinen kovarianssi -0.051 on tilastollisesti ainoastaan melkein merkittävä. Sen sijaan kuntaryhmässä 2 latentin muuttujan α jäännösten ja latentin muuttujan β välinen kovarianssi -0.027 on tilastollisesti erittäin merkittävä.

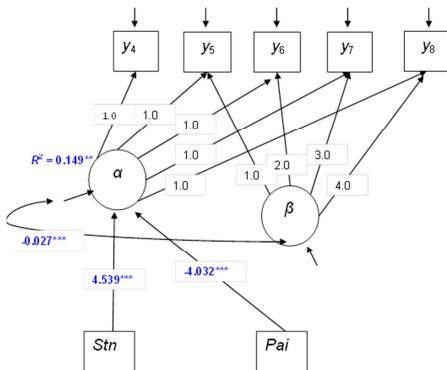
Ryhmän 1 kunnissa väestön koulutustaso vaikuttaa rakennuspalojen lukumääriin siten, että kunnissa, joissa väestön koulutustaso on keskimääräistä korkeampi, ovat vuotuisten rakennuspalojen lukumäärät tuhatta henkilöä kohden keskimääräistä pienempiä. Tähän viittaa tilastollisesti erittäin merkittävä regressiokerroin -1.757. Kyseisen riippumattoman muuttujan avulla voidaan selittää kuitenkin vain noin 12 % latentin muuttujan α vaihtelusta. Kunnissa, joissa on positiivinen muutosuhde, on trendi β todennäköisesti keskimääräistä korkeampi. Tähän viittaa tilastollisesti merkittävä regressiokerroin 1.768. Muutosuhdetta ilmaisevan riippumattoman muuttujan avulla voidaan selittää noin 16 % latentin muuttujan β vaihtelusta.

Ryhmän 2 kunnissa väestön koulutustaso vaikuttaa rakennuspalojen lukumääriin samansuuntaisesti kuin ryhmän 1 kunnissa. Kunnissa, joissa väestön koulutustaso on keskimääräistä korkeampi, on vuotuisten rakennuspalojen lukumäärä tuhatta asukasta kohden keskimääräistä pienempi. Tähän viittaa tilastollisesti erittäin merkittävä regressiokerroin -1.191. Koulutustasoa ilmaisevan riippumattoman muuttujan avulla voidaan selittää 26 % latentin muuttujan α vaihtelusta.

4.4.6 Sosiaali- ja terveydenhuollon sekä päihdehuollon kustannukset

Kuvassa 16 esitetään kasvukäyrämalli, jossa kuntien rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään sosiaali- ja terveydenhuollon nettokustannuksilla tuhansina euroina asukasta kohden sekä päihde-

huollon kustannuksilla euroina asukasta kohden asukastiheydeltään suurten kuntien osalta.



Kuva 16. Ehdollinen lineaarinen latenti kasvukäyrämalli, jossa kuntien ($n = 399$) rakennuspalojen lukumääriä tuhatta asukasta kohden sekä niiden muutoksia aikavälillä 2004–2008 selitetään sosiaali- ja terveydenhuollon nettokustannuksilla tuhansina euroina asukasta kohden (Stn) sekä päihdehuollon kustannuksilla euroina asukasta kohden (Pai) asukastiheydeltään suurten kuntien ($n_2 = 199$) osalta.

Mallissa testisuureen χ^2 arvo on 29.920, mikä 18 vapausasteella on tilastollisesti ei-merkittävä ($P = 0.0805$). CFI-indeksi ja TLI-indeksi saavat arvot 0.961 ja 0.956 vastaavasti. RMSEA-indeksin estimaatin arvo on 0.050 ja sen 90 % luottamusväli on 0.000–0.087. Todennäköisyys sille, että arvo on pienempi kuin 0.05, on ainoastaan 0.426. SMRM-arvo on 0.054. Tunnusluvut viittaavat vain välttävästi riittävään yhteensopivuuteen havaintoaineiston kanssa. Latentin muuttujan α jännösten ja latentin muuttujan β

välinen kovarianssi -0.027 on mallissa tilastollisesti erittäin merkitsevä. Kuntaryhmän 1 osalta kasvukäyrämalli ei konvergoitu lainkaan.

Kuntaryhmän 2 osalta havaitaan, että mitä suuremmat kunnassa ovat sosiaali- ja terveydenhuollon asukaskohtaiset nettokustannukset, sitä enemmän kunnassa mallin mukaan todennäköisesti on rakennuspaloja tuhatta asukasta kohden vuodessa. Tähän viittaa tilastollisesti erittäin merkitsevä regressiokerroin 4.539 . Tilastollisesti erittäin merkitsevä regressiokerroin -4.032 ilmaisee, että mitä suuremmat kunnassa ovat päihdehuollon kustannukset asukasta kohden, sitä pienempi kunnassa todennäköisesti on rakennuspalojen lukumäärä tuhatta asukasta kohden. Riippumattomien muuttujien avulla voidaan selittää noin 15 % latentin muuttujan α vaihtelusta. Mallissa kummallakaan riippumattomalla muuttujalla ei sen sijaan ole vaikutusta latenttiin muuttujaan β .

5.1 Tutkimustehtävä ja -tulokset

Tutkimustehtävänä oli selvittää, onko mahdollista kehittää latenttien muuttujien kasvukäyrämallintamisen tekniikkaan perustuva malli ja -malleja, jonka tai joiden avulla rakennuspalojen yhteys muihin yhteiskunnallisiin tekijöihin olisi tilastollisesti osoitettavissa. Mielenkiinnon kohteena rakennuspalojen lukumääriin ja niiden muutoksiin vaikuttavina tarkastellut yhteiskunnalliset tekijät liittyivät asumiseen, väestöön sekä terveyteen ja hyvinvointiin.

Tulosten perusteella Suomen kuntien asukasluvuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumäärätasoa ja sen muutoksen regressiota vuosina 2004–2008 voidaan selittää lineaarisella latentilla kasvukäyrämallilla. Vertailun vuoksi kunnat jaettiin lisäksi kahteen lähes yhtä suureen ryhmään. Niistä toinen koostui maaseutumaisemmasta pienemmän asukastiheyden kunnista ja toinen kaupunkimaisemmista, suuremman asukastiheyden kunnista. Jälkimmäisen kuntaryhmän osalta havaintoaineistoon voitiin vaikeuksitta sovitaa lineaarinen latentti kasvukäyrämalli. Maaseutumaisempia kuntia koskevassa aineiston osalta mallintamisessa sen sijaan oli ongelmana, että asukasluvuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumäärätasoa kuvaavan latentin muuttujan ja sen muutoksen regressiota kuvaavan latentin muuttujan kovarianssi ei ollut tilastollisesti merkitsevä, ja jos kovarianssi asetettiin nollassi, malli ei konvergoitunut. Ryhmien vertailun mahdollistamiseksi mallia päätettiin käyttää jatkotarkasteluissa alhaisesta latenttien muuttujien kovarianssista huolimatta. Tällöin kaupunkimaisemmassa kuntaryhmässä sekä asukasluvuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumäärätaso että sen trendi osoittautuivat pienemmiksi kuin vastaavat maaseutumaisemmassa kuntaryhmässä.

Tulosten mukaan asukasluvuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumäärää kunnissa kasvattaa asuinrakennuskannan korkea pientalovaltaisuus, ja sitä vähentää korkea kerrostalovaltaisuus. Muita asukasluvuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumäärää kas-

vattavia tekijöitä kunnissa ovat asuntojen korkea vuokra-asumiskäytön osuus sekä asunnonhaltijoiden korkea ikääntyneisyys. Väestötekijöistä samaan suuntaan vaikuttavat kunnissa väestön korkea ikääntyneisyys sekä korkea demografinen huoltosuhde. Väestön korkea koulutustaso puolestaan pienentää asukaslukuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumäärätasoa.

TerveYTEEN ja hyvinvointiin liittyvistä tekijöistä korkeat sosiaali- ja terveydenhuollon asukaskohtaiset nettokustannukset ovat yhteydessä asukaslukuun suhteutettujen rakennuspalojen keskimääräistä korkeampaan lukumäärään kunnissa, mutta päihdehuollon asukaskohtaiset nettokustannukset puolestaan rakennuspalojen keskimääräistä alhaisempaan lukumäärään. Viimeksi mainittu yhteys on odotusten vastainen, ja ilmeisesti yhteyden taustalla onkin jokin muu kuntia yhdistävä tekijä kuin päihdeongelmat.

Kuntien asukaslukuun suhteutettujen vuotuisten rakennuspalojen trendiin vaikuttavat kasvattavasti väestön korkea ikääntyneisyys ja kunnan muuttovoittoisuus sekä pienentävästi korkea kunnan demografinen huoltosuhde. Trendin vaihtelua malleissa voitiin riippumattomien muuttujien vaihtelulla selittää kuitenkin vain melkein merkitsevästi.

Asuinrakennuskannan korkean pientalovaltaisuuden osoitettiin kasvattavan asukaslu-kuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumäärää kaupunkimaisempien kuntien ryhmäs-sä. Maaseutumaisempien kuntien ryhmässä tätä ei voitu osoittaa johtuen ilmeisesti siitä, että pääosa maaseutumaisempien kuntien asuinrakennuskannasta koostuu pientaloista.

Kummassakin kuntaryhmässä asunnonhaltijoiden korkea ikääntyneisyys kasvattaa ja korkea väestön koulutustaso taas pienentää asukaslukuun suhteutettujen rakennuspa-lojen lukumäärätasoa. Molemmissa kuntaryhmissä rakennuskannan korkea kerrostalova-ltaisuus vähentää asukaslukuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumäärätasoa, ja asun-tojen korkea vuokra-asumiskäytön osuus taas kasvattaa sitä.

Väestön ikääntyneisyys kasvattaa maaseutumaisemmilla kunnilla asukaskohtaisten ra-kennuspalojen lukumäärätasoa, mutta ei sen trendiä. Kaupunkimaisemmilla kunnilla taas sama riippumaton muuttuja kasvattaa trendiä, mutta ei lukumäärätasoa. Korkea demografinen huoltosuhde vaikuttaa kummassakin kuntaryhmässä asukaskohtaisten rakennuspalojen lukumäärien trendiin pienentävästi, mutta vain kaupunkimaisemmilla

kunnilla lisäksi lukumäärätasoa kasvattavasti. Kuntien muuttovoittoisuus kasvattaa tulosten mukaan asukaskohtaisten rakennuspalojen vuotuisten lukumäärien trendiä, mutta vain maaseutumaisempien kuntien ryhmässä.

Kaupunkimaisempien kuntien ryhmässä havaittiin korkeiden sosiaali- ja terveystoimen asukaskohtaisten kustannusten olevan yhteydessä keskimääräistä suurempiin asukaslu-kuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumääriin, mutta korkeiden päihdehuollon asukaskohtaisten kustannusten taas keskimääräistä pienempiin asukasluukuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumääriin. Jo aikaisemmin odotusten vastaiseksi todettu yhteys päihdehuollon kustannusten ja rakennuspalojen lukumäärän välillä rajoittuu siis kaupunkimaisempien kuntien ryhmään. Tulos liittyy ilmeisesti siihen, että korkeimmat päihdehuollon kustannukset asukasta kohden ovat suurimmissa kaupungeissa, joissa taas muista syistä johtuen ovat keskimääräistä huomattavasti pienemmät rakennuspalojen asukaskohtaiset lukumäärät. Maaseutumaisempien kuntien ryhmässä ei kumpakaan edellä todetuista yhteyksistä havaittu.

5.2 Tulosten laatu

Asukasluukuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumäärän ilmaiseva latentti tasoparametri α saadaan havaittujen mittaustulosten perusteella estimoitua varsin reliabelisti. Ilmiön kehitystä ajan suhteen kuvaavan latentin regressioparametrille β estimoitu reliabiliteetti jää tätä heikommaksi.

Tutkimustulosten sisältövaliditeetin arvioinnin kannalta on edullista, tarkasteltavat havaintomuuttujat mittaavat konkreettisia ilmiöitä: kuntakohtaisten rakennuspalojen vuotuisia lukumääriä suhteutettuina kuntien vastaavien vuosien asukaslukuihin. Erityisesti rakennuspalosta puhuttaessa on kuitenkin ongelmana, että tutkimusajankohtana, vuosina 2004–2008, rakennuspaloihin on PRONTO-tietokantaan tilastoitu myös rakennuksen sisältämän irtaimiston palot, vaikka palo ei olisi lainkaan rakenteissa.

Kriteerivaliditeettia voitaisiin arvioida tulosten ennustearvon perusteella, mutta tarvittava vertailuaineisto puuttuu. Syynä on se, että rakennuspalojen tilastointiperiaatetta on PRONTO:ssa muutettu vuodesta 2009 alkaen.

Tutkimusmenetelmä mahdollistaa rakennevaliditeetin arvioinnin, koska latenteissa kasvukäyrämalleissa mallien riittävyys eli vastaavuus havaintoaineiston kanssa testataan erikseen jokaisen mallin osalta. Tässä suhteessa ainoa rakenteisiin liittyvä kyseenalaisuus tulee esille maaseutumaisempien kuntien ryhmässä. Siinä tilastollisesti ainoastaan yhdeksänkymmenenviiden prosentin tasolla merkitsevä kovarianssi hyväksyttiin konvergoitumisen kannalta välttämättömänä osana mallia ryhmien välisten vertailujen mahdollistamiseksi.

Tutkimus osoittaa useiden asumiseen, väestöön sekä terveyteen ja hyvinvointiin liittyvien tekijöiden olevan yhteydessä asukasluvuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumääriin kunnissa. Monet yhteydet ilmenevät erilaisina vertailtaessa asukastiheydeltään suurempia kaupunkimaisempia kuntia ja asukastiheydeltään pienempiä maaseutumaisempia kuntia toisiinsa. Useat havaituista yhteyksistä ovat tulkinnallisesti monimutkaisia, kuten korkean demografisen huoltosuhteen yhteys keskimääräistä alhaisempaan asukasluvuun suhteutettujen rakennuspalojen lukumäärien vuotuisen trendiin kunnissa. Helpommin ymmärrettävissä sen sijaan on esimerkiksi asukkaiden ikääntyneisyyden ja asuinrakennuskannan pientalovaltaisuuden yhteys rakennuspalojen lukumääriin kunnissa.

5.3 Jatkotutkimusmahdollisuuksia

Tutkimuksen tarkoituksena oli kokeilla latenttien kasvukäyräteknikoiden soveltuvuutta rakennuspaloinaisten mallintamiseen pitkittäistutkimuksessa sekä vuotuisten rakennuspalojen lukumäärien ja niiden kovariaattien yhteyksien analysointiin. Kovariaatteina rajauduttiin käyttämään maksutta suhteellisen helposti saatavissa olevia tilastoaineistoja. Tutkimuksessa mukana olleiden kovariaattien lisäksi olisi enemmän voimavaroja käyttäen otaksuttavasti saatavissa tutkimuskäyttöön muitakin rakennuspalojen lukumääriin vaikuttavia yhteiskunnallisia muuttujia.

Tutkittua ilmiötä koskevan tiedon ajantasaistamiseksi olisi tutkimuksessa käytettävä vuotta 2008 myöhempiä tilastoaineistoja. Rakennuspaloja on tilastoitu PRONTO-tietokantaan vuodesta 2009 alkaen aikaisemmista vuosista poikkeavalla periaatteella. Latenttien kasvukäyrämallien menetelmiä sovellettaessa tarvitaan kuitenkin havaintoja vähintään kolmen vuoden ajalta, joten tarkastelu ajantasaisemmalla aineistolla on mahdollista aikaisintaan, kun tiedot on tilastoitu vielä vuoden 2011 osalta.

Tutkimusote oli kvantitatiivinen, ja lisäksi rajauduttiin käyttämään pelkästään latenttien muuttujien kasvukäyrämallintamisen tekniikoita. Tutkittavan ilmiön kompleksisuuden vuoksi menetelmävalikoima olisi voinut olla monipuolisempi ja erityisesti tulosten tulkinta edellyttäisi tässä käytettyä laadullisempaa tutkimusotetta.

LÄHTEET

Barrett, P. (2007). Structural equation modelling: Adjudging model fit. *Personality and Individual Differences* (5) 815–824

Bollen, K. A. & Curran, P. J. (2006). Latent curve models. A structural equation perspective. New Jersey: John Wiley & Sons.

Garson, D. G. (19.12.2009). *Structural equation modeling*. Internet sivulla faculty.chass.ncsu.edu/garson/PA765/structur.htm

Kokki, E., Jäntti, J., Rasmus, T. ja Tervo, V.P. (2008). Pelastuslaitoksen tutkimat palokuolemat 2007. Pelastusopisto. Tutkimusraportit 1/2008. Sarja B

Kokki, E. ja Jäntti, J (2009). Vakavia henkilövahinkoja aiheuttaneet tulipalot 2007–2008. Pelastusopisto. Tutkimusraportit 2/2009. Sarja B

Leskinen, E. (2005). Pitkittäisaineistojen analyysistä latenttien muuttujien malleilla. *Psykologia*, 40, 476–488.

Luettelo Suomen kuntien koordinaateista (25.10.2009). Internet-sivulla [fi.wikipedia.org/wiki/Luettelo_Suomen_koordinaateista](http://fi.wikipedia.org/wiki/Luettelo_Suomen_kuntien_koordinaateista)

Mustonen, S. (1995). Tilastolliset monimuuttujamenetelmät. Helsinki: Yliopistopaino.

Tarkkonen, L. (1987). On reliability of composite scales. An essay of the structure of measurement and the properties of the coefficients of reliability – a unified approach. Finnish Statistical Society. Statistical Studies nro. 7. Väitöskirjatutkimus.

Tillander, K. ja Keski-Rahkonen, O. (2000). Palokunnan saatavuuden merkitys rakennuksen paloriskitarkastelussa. VTT tiedotteita 2013. Espoo: Valtion teknillinen tutkimuskeskus.

Vehkalahti, K. (2000). Reliability of measurement scales. Tarkkonen's general method supersedes Cronbach's alpha. Tilastotieteellisiä tutkimuksia 17. Suomen Tilastoseura. Vantaa: Tummavuoren Kirjapaino Oy. Väitöskirjatutkimus.

LIITE 1. VUOSINA 2004–2008 TOTEUTETUT KUNTAMUUTOKSET

Muutokset 1.1.2005

Parikkala, Saari ja Uukuniemi yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Parikkala.
Joensuu, Kiihtelysvaara ja Tuupovaara yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Joensuu.
Kangasala ja Sahalahti yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Kangasala.
Karinainen ja Pöytyä yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Pöytyä.
Kangaslampi ja Varkaus yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Varkaus.
Kullaa ja Ulvila yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Ulvila.
Kuopio ja Vehmersalmi yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Kuopio.
Loimaa ja Loimaan kunta yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Loimaa.
Peräseinäjoki ja Seinäjoki yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Seinäjoki.
Tohmajärvi ja Värtsilä yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Tohmajärvi.

Muutokset 1.1.2006

Rovaniemi ja Rovaniemen maalaiskunta yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Rovaniemi.

Muutokset 1.1.2007

Mietoinen ja Mynämäki yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Mynämäki.
Maksamaa ja Vöyri yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Vöyri-Maksamaa.
Viljakkala ja Ylöjärvi yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Ylöjärvi.
Ruukki ja Siikajoki yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Siikajoki.
Suodenniemi ja Vammala yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Vammala.
Pieksämäki ja Pieksänmaa yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Pieksämäki.
Kajaani ja Vuolijoki yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Kajaani.
Luopioinen ja Pälkäne yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Pälkäne.
Kodisjoki ja Rauma yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Rauma.
Haukivuori ja Mikkeli yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Mikkeli.
Toijala ja Viiala yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Akaa.
Ii ja Kuivaniemi yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Ii.
Sumiainen, Suolahti ja Äänekoski yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Äänekoski.
Längelmäki lakkautettiin. Lakkautetun kunnan alueet liitettiin Jämsään ja Oriveteen.

Muutokset 1.1.2008

Joutsa ja Leivonmäki yhdistyivät. Uuden kunnan nimi on Joutsa.