Väestön ikääntyminen ja erikoissairaanhoidon kustannukset 1998–2018: Ikä-, kohortti- ja perioditekijät ja maakuntatason ennusteet vuosille 2020, 2022 ja 2024.

Mika Linden

Tutkimuksessa arvioidaan erikoissairaanhoidon nettokustannuksia maakuntakohtaisesti väestön eri ikäluokissa Suomessa vuosina 1998–2018. Suurten ikäluokkien väestömäärät korostavat näiden syntymäkohorttien merkitystä hoitokustannusten määräytymisessä. Ikääntymisen ja viimeisten elinvuosien vaikutus kustannuksiin on kuitenkin edelleen merkittävää. Ikäluokkakohtaisten hoitokustannusten hajotelma ikä-, periodi- ja kohorttikomponentteihin suoritetaan Age-Period-Cohort (APC) -mallin estimoinnin avulla. Tulokset osoittavat, että ikä- ja kohorttikustannukset saavuttavat huipun miehillä ikäluokassa 65–75 vuotta ja naisilla ikäluokassa 75–85 vuotta. Maakuntakohtaisten ennusteiden ohessa nämä tulokset ennakoivat hoitokustannusten kannalta tilannetta, missä kallein kohortti on nyt vasta astumassa hoitokustannuksiltaan kalleimpaan ikäluokkaan. Miehillä tämä tulee tapahtumaan tämän vuosikymmenen aikana, mutta naisilla vasta 2030 -luvulla.

1. Tausta

Ikääntyminen ja siihen liittyvät lisääntyvä sairastavuus ja kasvavat terveydenhoitokustannukset ovat olleet jo pitkään huolenaiheita EU-maissa (ks. esim. Thomsen et al. 2009, Euroopan komissio 2018). Aiheen merkittävyys on huomattu Suomessakin ja siihen on kiinnitetty huomiota myös tutkimuskirjallisuudessa (esim. VNK 2007, Schleutker 2013, Kapiainen ja Eskelinen 2014, Helminen et al. 2019, Lassila ja Valkonen 2019). Tutkimuksen haasteeksi muodostuu seikka, että itse ikääntyminen ja odotetun eliniän kasvu esimerkiksi yli 65-vuotiaiden kohdalla eivät välttämättä kasvata hoitokustannuksia lineaarisesti, vaan kustannusten voima-

VTT Mika Linden (mika.linden@uef.fi) on kansantaloustieteen professori (terveystaloustiede) Itä-Suomen yliopistossa. Kirjoittaja kiittää kahta anonyymia lausunnonantajaa hyödyllisistä ja rakentavista kommenteista.

kas kasvu keskittyy viimeisille elinvuosille riippumatta iästä (ns. *red herring* -hypoteesi, ks. Breyer et al. 2010, Felder 2013). Lineaarisen yhteyden rikkoo myös alati kehittyvä ja kallistuva hoitoteknologia, joka lisää hoitokustannuksia. Teknologia kuitenkin myös vähentää ikääntymisen mukanaan tuomaa hoidon tarvetta ja sairastavuutta, siirtäen näin osin kustannuksia kohti vanhempia ikäluokkia. Demografinen dynamiikka tuo – varsinkin Suomessa – oman lisänsä monimutkaiseen ikääntymisen ja hoitokustannusten väliseen riippuvuuteen, jota kotimainen kirjallisuus ei juuri ole huomioinut systemaattisesti. Tämän artikkelin tavoite on keskittyä Suomen erityistilanteeseen, jossa ikääntyvät ikäluokat eivät pienene samalla vauhdilla kuin aiemmin ja jossa ikäluokkien kokoerot, toisin sanoen suurten ikäluokkien väestömäärät, määrittävät omalla painollaan hoitokustannusten kehitystä. Demografiset tekijät vaikuttavat hoitokustannusten ikäriippuvuuteen, mutta terveydenhoidon järjestelmillä, hoitokäytännöillä ja -teknologialla on oma merkityksensä kustannuksissa. Tämän lisäksi BKT:n taso, kasvu ja ikääntyvän väestön tulotason kehitys ohjaavat terveyspalveluiden kysyntää, joten hoitokustannusten ikäriippuvuutta ei voida tarkastella pitkällä aikavälillä yksin demografisten tekijöiden kautta.

Kirjallisuus on painottanut hoitokustannusten määräytymisen moniulotteisuutta. Demograafisten tekijöiden osuuden *per capita* -kustannusten kasvusta on arvioitu olevan useimmiten alle 20 prosenttia (ks. esim. Przywara 2010, de la Maisonneuve et al. 2016 ja 2014, Lorenzoni 2019). Tähän lukuun päätyminen on kuitenkin edellyttänyt varsin voimakkaiden identifikaatio-oletusten käyttöä ikääntymisen selityskyvyn kohdalla, toisin sanoen eksogeenisuutta suhteessa muihin tekijöihin (esim. BKT:n taso ja kasvu, hoitoteknologian kehitys). Demografisten tekijöiden merkitys korostuu lyhyellä aikavälillä. Tällöin väestön vallitseva ikäjakauma, so. ikäluokkakohtainen odotettu elinikä, kuolleisuus ja sairastavuus määrittävät varsin selkeästi hoitokustannusten määräytymistä taloudellisten ja instituutionaalisten reunaehtojen pysyessä muuttumattomina (ks. esim. Cutler et al. 2001, Breyer et al. 2015, Lis 2015, Feng et al. 2015, OECD 2016, Harris ja Sharma 2018, Hazra et al. 2018, Caley ja Sidhu 2011).

Seuraavassa keskitytään demografisten tekijöiden merkitykseen erikoissairaanhoidon ikäluokkakohtaisten nettohoitokustannusten määräytymiseen maakuntatasolla Suomessa. Erikoissairaanhoidon kustannukset ovat mielenkiinnon kohteena, koska ne muodostavat varsin homogeenisen, selkeästi eriytyneen ja merkittävän osuuden sairaanhoidon kokonaiskustannuksista. Myös sote-uudistuksen kannalta lähivuosien erikoissairaanhoidon kustannuskehityksen arviointi on tärkeä seikka.

Tässä tutkimuksessa ikäluokkien nettohoitokustannusten arviointi ja laskenta perustuvat eri ikäluokkien väestöosuuksien ja kuolleisuuden kehitykseen maakuntatasoisten kustannusten taustalla vuosina 1998–2018. Ikäluokkakustannusten suhteen suoritetaan dekomponointi ikä-, periodi- ja kohorttitekijöihin koko maan osalle lineaarisen *Age-Period-Cohort* (APC) -mallin (ks. esim. Yang 2008, Debiasi 2018) estimoinnin avulla. Tämän jälkeen raportoidaan vanhimmille ikäluokille maakuntakohtaiset kustannusennusteet vuosille 2020, 2022 ja 2024 *Lee-Carter*-mallin (1992, 2002) avulla. Analyysin keskeinen tulos on, että kustannuksissa ikä- ja kohorttivaikutukset ovat suurimmat vuosina 1938–1953 syntyneillä ja että naisilla ikävaikutus kohdistuu hieman vanhemmalle ikäluokalle kuin miehille. En-

nustetulokset viittaavat tämän tilanteen jatkumiseen tulevina vuosina, minkä lisäksi kaikkein vanhimpien ikäluokkien (yli 84-vuotiaiden) hoitokustannukset tulevat kasvamaan merkittävästi. Maakuntatasolla ennusteiden vaihtelevuus on osin suurta.

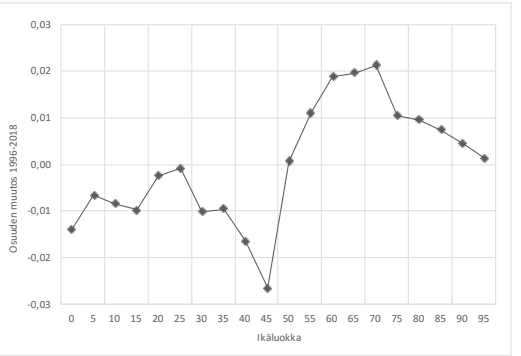
2. Demografiset tekijät

Suomen erikoinen väestön ikäluokkadynamiikka näkyy parhaiten, kun tarkastellaan annetun ikäryhmän väestöosuuden erotusta vuosien 2018 ja 1996 välillä (kuvio 1). Suurten ikäluokkien ”kupla” on selkeästi nähtävissä siten, että vuonna 1996 oli 40- ja 45-vuotiaita enemmän kuin vuonna 2018. Sama näkyy ikäluokkien 65–69 ja 70–74 vuotta kohdalla siten, että vuonna 2018 heitä oli huomattavasti enemmän kuin vuonna 1996 – eikä vain parantuneen terveydenhoidon ja pidentyneen eliniän odotteen takia.

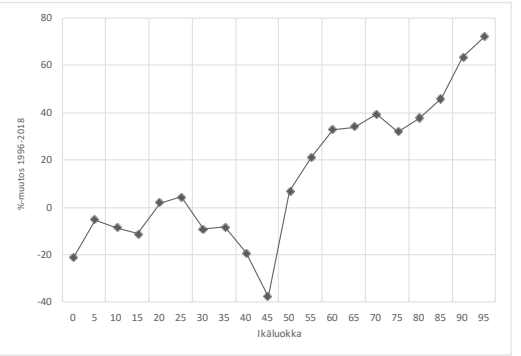
Seuraavaksi tilannetta tarkastellaan eri ikäluokkien väestömäärien prosenttikasvun avulla vuodesta 1996 vuoteen 2018 (kuvio 2). Tulokset ovat varsin hälyttäviä. Yli 50-vuotiaiden ikäluokkien väestömäärät ovat kasvaneet merkittävästi ja kasvu on ollut voimakkainta vanhimmissa ikäluokissa.

Hoitokustannusten kannalta nämä luvut ovat merkittäviä, mutta täytyy muistaa, että hoitokustannuksiin vaikuttavat ensisijaisesti ikäluokkien absoluuttiset koot eli ikäluokkien *väestömäärät*, mikäli ikääntyminen on keskeinen tekijä. Vuonna 1996 yli 64-vuotiaiden osuus väestöstä oli 14,8 prosenttia (743 000 henkilöä), mutta vuonna 2018 se oli jo 21,8 prosenttia (1 204 000 henkilöä). Toisaalta vastaavat luvut yli 74-vuotiaiden kohdalla olivat 5,9 prosenttia (307 000 henkilöä) ja 9,3 prosenttia (512 000 henkilöä). Ikääntyneiden määrä kasvaa koko ajan, mutta taso ei kuitenkaan ole vielä välttämättä hälyttävän korkea. Hoitokustannusten kehittymisen kannalta tärkeä seikka on myös se, miten potilaskohtaiset kustannukset määräytyvät eri ikäluokissa. Tällöin vanhimmat ikäluokat (yli 75 vuotta) ja heidän

Kuvio 1. Suomen väestön ikäluokkaosuuksien erotukset vuosien 2018 ja 1996 välillä.



Kuvio 2. Suomen väestön ikäluokkakohtaisten väestömäärien prosenttikasvut vuosien 1996 ja 2018 välillä.



terveiden elinvuosiensa lisääntyminen ovat keskeinen asia.

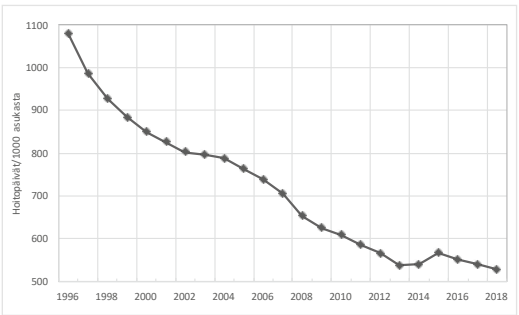
3. Hoitomäärät ja hoitokustannukset

Somaattisen erikoissairaanhoidon hoitotyön kehittyminen ja tehostuminen on merkittävä ilmiö hoidon kustannustehokkuuden yhteydessä. Hoidon määrää voidaan mitata vuodeosastopotilasmäärien, -hoitokertojen ja -hoitopäivien avulla. Nämä kaikki vaikuttavat hoitokustannusten muodostumiseen, mutta hoitopäivien lukumäärä on niistä selkeimmin yhteydessä hoitokustannuksiin. Hoitopäivien lukumäärä on puolittunut Suomessa vuosina 1996–2018 (kuvio 3). Yllättäen kuitenkin erikoissairaanhoidon reaaliset kustannukset ovat samalla kasvaneet varsin ripeästi lukuun ottamatta vuosia 2015–2017 (ks. kuvio 4).

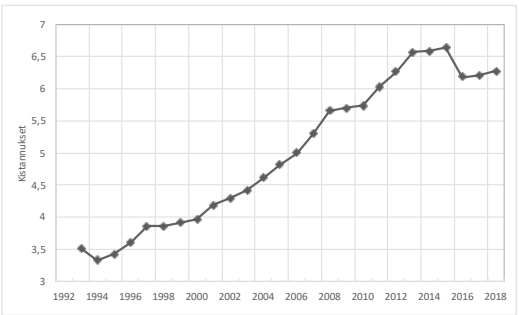
4. Kustannukset eri ikäluokissa

Kun tarkastelu siirtyy ikäluokkakohtaisiin sairaanhoidon kustannuksiin ja niiden kehittymiseen ajassa, esille nousee vaativia aineisto-ongelmia. Vaikka Suomessa rekisteröidään varsin tunnollisesti terveydenhoidon kustannuksia potilastasolla, sisältäen esimerkiksi asiakkaan ikä- ja sukupuolitietoja, kokonaiskuvan saaminen eri ikäluokkien kustannuksista palveluryhmittäisten menoerien osalta vaatii useiden eri rekisteritietojen yhdistämistä useilta vuosilta. Kapiainen ja Eskelinen (2014) suorittivat varsin mittavan selvitystyön vuoden 2011 terveyden- ja vanhustenhuollon menojen kohdentumisesta ikä- ja sukupuoliryhmittäin. Palveluryhmittäiset menot (23 ryhmää) kohdennettiin eri-ikäisille miehille ja naisille pääasiassa erilaisten suoritteiden (mm. hoitopäivät, hoitokäynnit ja asumisvuorokaudet) sekä sopivien yksikkökustannusten avulla. Suurimpien me-

Kuvio 3. Somaattisen erikoissairaanhoidon hoitopäivät 1000 asukasta kohden 1996–2018 (THL/Sotkanet: indeksi 1259).



Kuvio 4. Erikoissairaanhoidon nettokustannukset 1993–2018 (mrd. euroa, vuoden 2015 hinnoin, THL/Sotkanet: indeksi 3293. Deflatoitu sosiaali- ja terveysministeriön menoerän hintaindeksillä, Tilastokeskus)



noerien jakaumatiedot laskettiin *yksilötason* tiedoista.[1] Kun yksilötason aineistoja ei ollut saatavilla (koskien n. 10 prosenttia menoista), menoikäjakaumat laskettiin tapauskohtaisesti parhaimmilla saatavissa olevilla tiedoilla (Kapiainen ja Eskelinen, s. 11–16).

Keskeinen tulos Kapiaisen ja Eskelisen selvityksessä oli (ks. taulukko 1), että *ikäluokkakohtaiset menot* kasvoivat iän myötä sekä miehillä että naisilla ikävuoteen 65 saakka, mutta naisilla menot olivat tämän jälkeen suurempia kuin miehillä, varsinkin ikävuoden 85 jälkeen. Suurimmiksi sukupuolten väliset erot *asukasta kohti* lasketuissa menoissa muodostuivat kaikkein vanhimmissa ikäluokissa (yli 85-vuotiaat) ja myös ikäluokissa 18–40 -vuotiaat. Kokonaisuutena asukasta kohti lasketut menot kasvoivat iän myötä. Poikkeuksen muodostivat kuitenkin 0–2-vuotiaat, joista aiheutui huomattavasti enemmän menoja kuin muista, heitä vanhemmista lapsista (Kapiainen ja Eskelinen, s. 17–18).

Taulukon 1 luvut peittävät alleen sen seikan, että suurimpien menoerien kohdalla (kunnallinen erikoissairaanhoito, kunnallinen perusterveydenhuolto ja sairausvakuutuksen korvaama yksityinen terveydenhuolto) ikäkohtaiset menoprofiilit ovat varsin erilaisia. Heterogeenisuus lisääntyy, kun mennään pienempiin menoeriin, kuten psykiatrinen erikoissairaanhoito ja työterveyshuolto. Mielenkiintoinen tulos on, että (somaattisen) erikoissairaanhoidon (sekä miesten että naisten) menojen jakaumalla on kaksi huippua, ts. ikäluokka 0–2 vuotta ja ikäluokka 65–74 vuotta. Kunnallisen perusterveydenhuollon ja varsinkin vuodeosastohoidon menojen jakaumalla on selkeä huippu 85–90 -vuotiaiden naisten kohdalla ja miehiltä löytyy pienempi huippu 80-vuotiaiden kohdalla. Kunnallisen perusterveydenhuollon avohoidon kohdalla menojen ikäjakaumat ovat tasaisempia ja nuorempien ikäluokkien osuus on myös var-

[1] *THL: Hilmo, AvoHilmo ja DRG-kustannukset; KELA: Sairaanhoitokorvausrekisteri; THL:n kyselytiedostot; YTHS; Tilastokeskus.*

Taulukko 1. Terveysmenot asukasta kohti ja kokonaismenoina ikä- ja sukupuoliryhmittäin. 2011 (Kapiainen ja Eskelinen 2014, s. 19).

	Miehet	**Miehet**	Naiset	**Naiset**	Yhteensä	**Yhteensä**
Ikäluokka	Milj. €	**€/asukas**	Milj. €	**€/asukas**	Milj. €	**€/asukas**
0–2	207,5	**2224,0**	196,6	**2199,0**	404,0 2	**2212,0**
3–6	164,3	**1344,0**	122,1	**1042,0**	286,4 1	**1196,0**
7–17	498,3	**1479,0**	452,7	**1403,0**	951,1	**1442,0**
18–40	1262,7	**1602,0**	1726,1	**2304,0**	2988,8	**1944,0**
41–64	2522,2	**2803,0**	2665,5	**2953,0**	5187,7	**2878,0**
65–74	1292,3	**5157,0**	1316,1	**4613,0**	2608,5	**4867,0**
75–84	1236,9	**9603,0**	1913,5	**9772,0**	3150,4	**9705,0**
85–	609,0	**18881,0**	1920,4	**22111,0**	2529,3	**21236,0**
Yhteensä	7793,1	**2938,0**	10313,0	**3752,0**	18106,1	**3352,0**

teenotettava. Sairausvakuutuksen korvaaman yksityisen terveydenhuollon ja lääkemenojen jakaumalla on selkeä huippu ikäluokassa 60–65 vuotta sekä naisilla että miehillä. Työterveyshuollon menot jakaantuvat tasaisesti ikäluokkien 18–64 vuotta osalta, mutta psykiatrisen erikoissairaanhoidon suurimmat menot löytyvät ikäluokista alle 40 vuotta, korostuen naisten osalta ikäluokassa 15–20 vuotta (Kapiainen ja Eskelinen, s. 27–35).

Kapiaisen ja Eskelisen tulokset ovat tärkeitä, mutta niiden puute on, että ne keskittyvät vain yhteen vuoteen (2011) ja alueellinen ulottuvuus puuttuu kokonaan. Seuraavassa laajennetaan kustannusten ikäjakauma-analyysi koskemaan vuosia 1998–2018 maakuntatasolla keskittyen erikoissairaanhoidon nettokustannuksiin.[2] Näillä on keskeinen merkitys soterakenteiden uudistamisen ja terveydenhoidon kokonaiskustannusten tulevan kehityksen kannalta. Analyysia ei tässä kuitenkaan suoriteta laajojen yksilökohtaisten rekisteritietojen avulla, vaan se perustuu yllättävään havaintoon, että ikäluokkakohtaiset kuolemamäärät (d_k) kertaa ikäluokan suhteellinen väestökoko (d_k *x* $POPs_k$) approksimoi varsin hyvin erikoissairaanhoidon kustannuksien ikäprofiilia, paitsi ikäluokassa alle 2 vuotta. Tulos perustuu siihen, että ikäluokissa 2–60-vuotiaat kuolemamäärät ovat varsin matalia ja eivät vaihtele paljoa, jolloin näiden ikäluokkien väestöosuudet määrittävät keskeisesti hoitokustannuksia. Vanhemmissa ikäluokissa (yli 60-vuotiaat) kuolemamäärät nousevat varsin nopeasti, mutta väestöosuudet pienevät myös – tosin hieman hitaammin kuin kuolleisuus nousee, joten näillä kuolleisuus dominoi laskentakaavassa d_k *x* $POPs_k$.

[2] *THL, Sotkanet: indeksi 1393.*

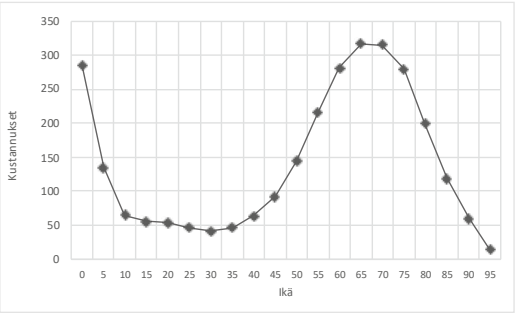
Seuraavassa tarkastelu keskittyy vuosille 1996–2018 ja 5-vuotisikäluokkiin eri maakunnissa, jolloin näiden vuosien kehitys sekä alueiden erikoispiirteet ikäluokkien 0–4, 5–9, ..., 90–94 ja 95+ kuolleisuudessa ja väestöosuuksissa tulevat huomioitua erikoissairaanhoidon nettokustannuksien ikäjakauma-arvioissa. Ikäluokka 0–4-vuotiaat tarvitsee erikoiskohtelun, ja laskennassa näiden kustannuksille asetetaan oma painotuskerroin, joka voidaan päätellä Kapiaisen ja Eskelisen (2014) tulosten avulla. Tämän lisäksi naisten ja miesten kustannusten ikäluokkaprofiilien erojen esille saamiseksi tarvitaan myös painotuksia. Lopuksi d_{kit} *x* $POPs_{kit}$ -laskelmat täytyy tasoittaa ja saattaa suhteelliseen ikäluokkaosuusmuotoon, jotta niillä voidaan kertoa tiedossa olevat eri maakuntien erikoissairaanhoidon nettokokonaiskustannukset eri vuosina. Täten arvio ikäluokan k nettokustannuksille maakunnassa i vuonna t eli $kust_n_{kit}$ on C_{kit} *x* $kust_n_{it}$, missä C_{kit} on yllä kuvatulla tavalla johdettu kustannusten ikäluokkaosuustekijä.

Kuinka hyviä arvioita tämä laskentatapa antaa ikäluokkakohtaisille nettokustannuksille? Sitä ei tietenkään päästä arvioimaan muilta osin kuin vuoden 2011 osalta, jolta Kapiainen ja Eskelinen antavat tuloksia – tosin eri ikäjakaumarakenteella kuin tässä on tehty. Ohessa esimerkkinä miesten kustannusten ikäjakauma koko maan osalta vuonna 2011 (kuvio 5), joka vertaantuu hyvin kuvioon 11 (s. 28) Kapiaisen ja Eskelisen tutkimuksessa.

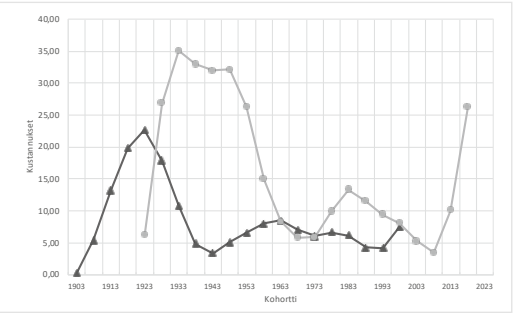
5. Kohorttianalyysi ja APC-mallit

Kohorttianalyysin lähtökohta paneeli- ja seuranta-aineiston kohdalla on huomio, että ikääntymisen kustannuksia voidaan tarkastella

Kuvio 5. Ikäluokkakohtaiset erikoissairaanhoidon nettokustannukset vuonna 2011 (koko maa: miehet, milj. Euroa, vuoden 2015 hinnoin)



Kuvio 6. Naisten kohorttien 1903, 1908,...,2018 hoitokustannukset Uudellamaalla vuosina 1998 (▲) ja 2018 (●),milj. euroa.



ajankohdan (ts. periodin), iän ja (syntymä)kohortin mukaan, kun kustannukset ovat dekomponoitu ikäluokkien mukaan. Tämä kolmijako on mahdollista tehdä vain ikäluokkapohjaisen paneeli- ja seuranta-aineiston tapauksessa, sillä poikkileikkausaineisto ei salli erotella toisistaan ikä- ja kohorttitekijää ja toisaalta annetun ikäluokan aikasarja ei kerro mitään syntymäkohorttien attribuuttien aikaprofiilista. Täten esimerkiksi miesten ikäluokkien reaaliset hoitokustannukset koko maassa vuosina 1998, 2003, 2008, 2013 ja 2018 muodostavat niin sanotun synteettisen *ikä-periodi-kohorttitaulun* tai *-paneelin* (ks. taulukko 2), joka on kohorttianalyysin tavanomainen lähtökohta, kun kattavia yksilökohtaisia seurantatietoja ei ole saatavilla. Taulukon vaakarivit antavat ikäluokkien aikasarjat, pystyrivit ikäjakauman eri vuosina, ja kohorttitulkinta luetaan taulukon lävistäjiltä.

Helposti huomataan, että erikoishoidon kustannuksissa ikäluokan koolla (so. kohorttitekijällä) on suuri merkitys. Kuvio 6 naisten kohorttikustannuksista vuosina 1998 ja 2018 Uudellamaalla osoittaa tämän selkeimmin. Kuviossa kohorttien 1933–1953 kustannukset tulevat esiin, kun siirrytään vuoden 1998 (▲) tilanteesta vuoteen 2018 (●). Ikääntymis- ja kohorttivaikutus näkyvät siinä, että vuonna 1998 kohorttien 1918, 1923 ja 1928 kustannukset olivat suurimpia ja vastaavasti vuonna 2018 kohorttien 1933, 1932 ja 1938 kustannukset olivat suurimpia. Toisaalta vuonna 2018 suurten ikäluokkien, kohortit 1948–1953, suuret kustannukset olivat myös selkeästi nähtävissä, mutta vuonna 1998 niiden kustannukset eivät vielä olleet merkittäviä, koska näiden kohorttien väestö oli tuolloin iältään vasta 40–50-vuotiaita.

Kuvion esittämä tilanne on hyvin samanlainen muissakin maakunnissa, mutta alle 10-vuotiaiden kohorttien hoitokustannukset ovat korostuneen isoja vuonna 2018 Uudenmaan alueella lasten erikoishoidon keskittymisen ja muusta maasta eroavan ikärakenteen takia.

Vaikkakin edellä pystyttiin erottamaan hoitokustannusten kohortti- ja ikätekijät periodiekijän yhteydessä, useimmiten tilanne ei ole näin selkeä, sillä näiden kolmen tekijän *lineaarinen hajotelma* ei ole identifioituva. Koska ikä-, periodi- ja kohorttitekijöiden (Age, Peri-

Taulukko 2. Miesten ikäluokkien reaaliset hoitokustannukset vuosina 1998–2018 (koko maa, milj. Euroa vuoden 2015 hinnoin).

	Vuosi				
Ikäluokka	**1998**	**2003**	**2008**	**2013**	**2018**
0 – 4	270.562	224.793	297.485	244.733	171.107
5 – 9	132.392	126.945	144.199	120.688	100.735
10 – 14	61.192	80.521	73.198	58.352	64.090
15 – 19	42.819	59.658	59.558	48.083	47.979
20 – 24	34.258	46.322	52.053	51.086	41.540
25 – 29	28.753	33.479	43.227	48.644	37.612
30 – 34	38.907	32.292	42.155	48.318	36.751
35 – 39	63.232	53.320	55.910	52.549	41.730
40 – 44	91.646	81.805	82.210	61.920	47.013
45 – 49	112.902	110.628	109.755	84.648	55.766
50 – 54	120.377	153.337	164.937	132.067	88.808
55 – 59	102.844	169.402	230.773	208.363	140.777
60 – 64	113.402	149.513	255.134	322.242	237.659
65 – 69	164.220	176.823	250.983	420.778	397.532
70 – 74	183.502	213.157	259.754	380.042	466.560
75 – 79	138.261	192.158	246.347	317.693	369.836
80 – 84	68.588	103.433	163.827	229.706	245.712
85 – 89	29.422	41.147	81.811	151.390	182.228
90 – 94	13.092	19.598	35.602	84.226	130.310
95+	2.016	5.335	7.851	18.915	39.988
Yhteensä	**1812.388**	**2073.666**	**2656.768**	**3084.443**	**2943.733**

od, Cohort) välillä on lineaarinen määritelmällinen relaatio $C \equiv P - A$, niin yksikään perinteinen lineaarinen (regressio)malli ei pysty estimoimaan eri vaikutuksia samanaikaisesti. Täten esitän seuraavan kustannusten C_{kit} luokittelumallin, missä dummy-muuttujat D^A, D^P ja D^C poimivat kaikki aineiston mahdolliset ikä-, periodi- ja kohorttitekijät,

$$C_{kit} = \beta_0 + \sum_{v=1}^{n_A} a_v D_v^A + \sum_{t=1}^{n_P} p_t D_t^P + \sum_{r=1}^{n_C} c_r D_r^C + \varepsilon_{kit}$$

parametrit eivät ole identifioituvia ja itse asiassa eivät ole edes estimoituvia. Kirjallisuudessa (ks. esim. Yang ja Land 2013, Glenn 2005, Mason ja Wolfinger 2001, Debiasi 2018) on pyritty ratkaisemaan tämä ongelma lähinnä kolmella tavalla: asettamalla rajoituksia mallin parametreille, irtaantumalla lineaarisesta *APC*-relaatiosta ja hakemalla yleistä lineaarista transformaatiota *APC*-tekijöiden välille (ns. yleistetyt käänteismatriisit). Ensimmäinen vaihtoehto (esim. *CGLIM*) tuottaa harhattomia ja tehokkaita estimaatteja ainoastaan silloin kun parametrirajoitteet ovat datan suhteen tosia. Toisessa tapauksessa voidaan käyttää esimerkiksi hierarkkisia sekamalleja (*hierarchical mixed models*) olettaen, että malli vastaa likipitäen aineiston rakennetta. Viimeinen keino sisältää erilaiset yleistetyt pääkomponenttimenetelmät (*PC*), joiden avulla pyritään hallitsemaan ja vähentämään aineiston lineaarisesti riippuvien relaatioiden lukumäärää.

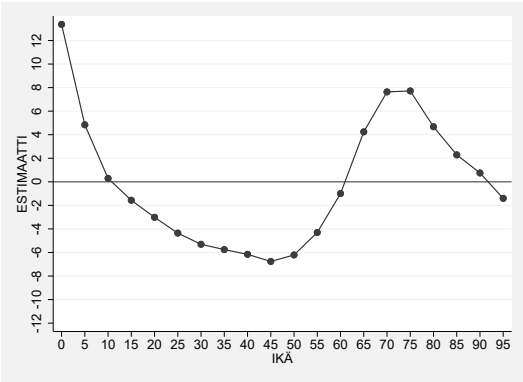
Seuraavassa estimoidaan viimeiseen menetelmäluokkaan kuuluvan niin sanotun APC_{IE}-menetelmän (Yang et al. 2008) avulla yo. malli koko maan havainnoille vuosilta 1998, 2003, 2008, 2013, 2018. Tarkemmat estimointitulokset annetaan pyynnöstä käyttöön. APC_{IE}-menetelmä rakentuu *PC*-regression varaan, missä selittäjämatriisin pääkomponentit (ominaisvektorit) lausutaan lineaarisena kombinaationa siten, että *IE*-estimaattori on ortogonaalinen ja additiivinen sen ominaisvektorin suhteen, jonka ominaisarvo on nolla. Tämän jälkeen tälle tulokselle tehdään käänteismuunnos kaikkien ominaisvektorien skaalauksen avulla, jotta päästään takaisin *APC*-tekijöiden koordinaatistoon (Yang et al. 2008, 1703–1707). *IE*-estimaattori on harhaton ja antaa tarkempia tuloksia kuin esim. *CGLIM*-menetelmä (Fu ja Hall 2006, Yang et al. 2008).

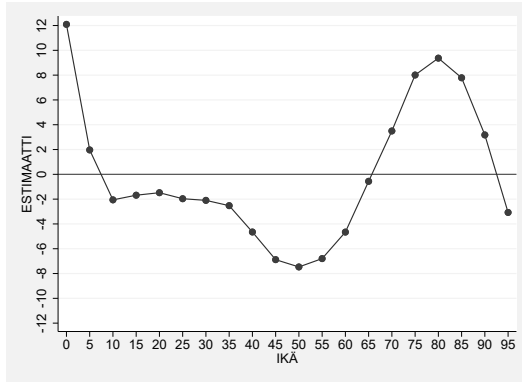
Seuraavissa kuvioissa raportoidaan eri *APC*-mallien antamat komponentit naisille ja miehille. Kuvioiden y-akselilta voi lukea suoraan mallin estimoituja parametreja keskitetyille havaintoarvoille, toisin sanoen kunkin selittävän tekijän (ikä, syntymävuosi ja aikaperiodi) todelliset kustannusvaikutukset saadaan selville, kun parametrit skaalataan *APC*-mallin komponenttien aineistokeskiarvoilla.

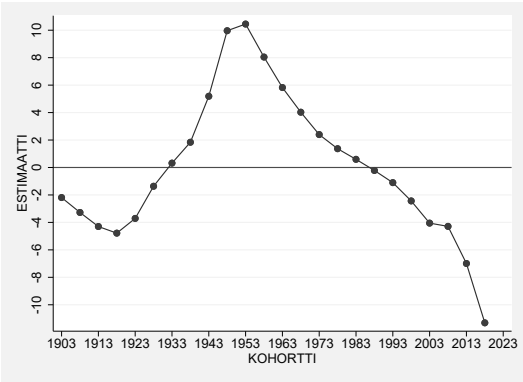
Sekä ikä- ja syntymäkohorttitekijät dominoivat sekä naisten että miesten ikäluokkakohtaisia nettohoitokustannuksia. Suurimmat ikäriippuvaiset kustannukset keskittyvät naisilla ikäluokkiin 75–85-vuotiaat ja miehillä ikäluokkiin 70–75-vuotiaat. Molemmilla sukupuolilla on lisäksi selkeä kustannushuippu syntymäkohorteissa 1948–1953 (joka muodosti ikäluokan 65–70 vuotta vuonna 2018), joten hoitokustannusrasite on suurin näiden kahden tekijän vaikuttaessa samanaikaisesti. Periodivaikutuksen merkitys ei ole suuri, ja sen trendi on samanlainen molemmilla sukupuolilla.

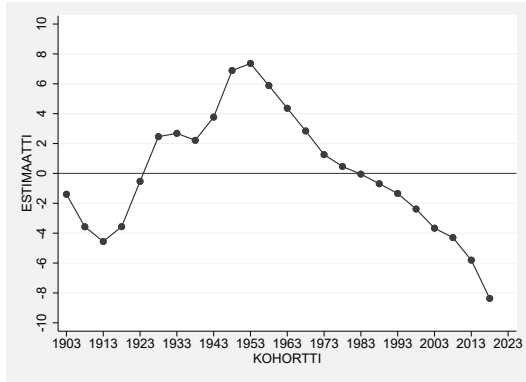
Ikä- ja kohorttikustannustekijöiden osittainen päällekkäisyys ikäluokissa 65–85 vuotta herättää kysymyksen, onko APC_{IE} -malli pystynyt identifiomaan oikein nämä tekijät ko. ikäluokissa, eli onko kyse oikein erotelluista vaikutuksista. Tulokset tukevat myönteistä vastausta tähän kysymykseen, sillä ikäluokille 0–9

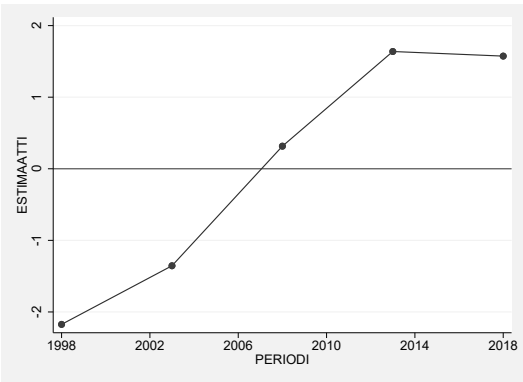
Kuvio 7. Miesten (vasen sarake) ja naisten (oikea sarake) APC-mallin komponenttien Ikä, Kohortti ja Periodi kerroinestimaatit (Vuodet: 1998, 2003, 2008, 2013, 2018 (T = 5), Ikäluokat: 0–4, 5–9, ..., 90–94, 95+ (K = 20), Maakunnat: Uusimaa, Varsinais-Suomi, ...,Lappi (N = 18)).

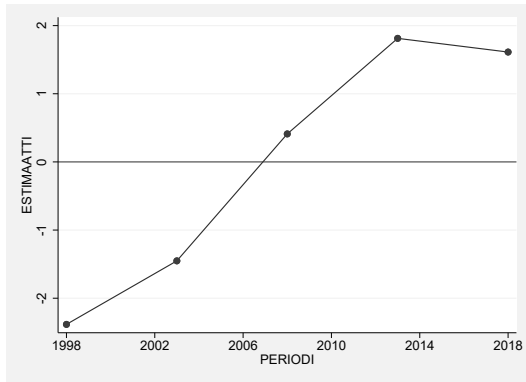












vuotta hoitokustannukset ovat suurimmat, mutta kohorttivaikutukset ovat pieniä näiden kohorttien pienuuden vuoksi. Toisaalta miehillä 75. ikävuoden ja naisilla 80. ikävuoden jälkeen iän vaikutus kustannuksiin on *laskeva*, mutta ikäkohorteille ennen syntymäkohorttia 1953 (ts. ikä vähintään 65 vuotta) kustannukset ovat kasvavia kaikkein vanhimpia kohortteja lukuun ottamatta. Tämä mielenkiintoinen tulos perustuu siihen, että *kohorttitekijä riippuu ikäluokan suuruudesta*, toisin sanoen riittävän ison väestökohortin kustannusrasite on merkittävä ja pysyvä kohortin ikääntymisestä huolimatta. Yhdessä tämä huomio hoitokustannusten ikäprofiilien kanssa tarkoittaa nykynäkökulmasta sitä, että "*kallein*" *kohortti on vasta astumassa* "*kalleimpaan*" *ikäluokkaan*. Miehillä tämä tulee tapahtumaan tämän vuosikymmenen aikana, mutta naisilla vasta 2030-luvulla.

APC-mallien tulokset maakuntatasolla ovat hyvin samankaltaisia kuin yllä saadut koko maan tulokset. Ainoa oleellinen havaittu ero maakuntatason tuloksissa on maaseutuvoittoisten maakuntien hieman nuorempaan ikäluokkaan kohdistuva ikävaikutuksen kohtaanto sekä miehillä että naisilla verrattuna kaupungistuneempiin maakuntiin ja ruotsinkieliseen Suomeen (näitä ovat Pirkanmaa, Uusimaa, Varsinais-Suomi ja Pohjanmaa).

6. Maakuntatason ikäluokkakohtaiset nettokustannusennusteet vuosille 2020, 2022 ja 2024

Erikoisairaanhoidon ja yhtä lailla kaikkien sote-kustannusten osalta keskeinen kysymys on, mikä on kustannusten kehitys tulevina vuosikymmeninä, kun suuret ikäluokat ikääntyvät. Yleisellä tasolla, siis ei kohortti- eikä ikätasolla, hoitomenojen ennustamista voidaan tehdä riittävän pitkien aineistojen ja aikasarjamallien avulla maakunta- ja jopa kuntatasoisesti (ks. esim. Linden 2018). Kun tarkastelun keskiöön otetaan eri *syntämävuosikohorttien* tulevat hoitokustannukset, tilanne muodostuu varsin haastavaksi, koska ennusteiden on syytä ylläpitää *APC*-mallien (ei välttämättä lineaaristen) 3-komponenttisen rakenteen mukainen kustannushajotelma. Käytännössä ennusteita ei voida tehdä niin, että edellä mainitun *APC*-mallin kerroinestimaatit "siirrettäisiin" ennakoimaan tulevaa tilannetta 5 vuoden päästä eli esimerkiksi vuosien 1998–2018 viisivuotisaineiston ikä-periodi-kohorttiestimaattien jakaumat tulkittaisiin päteviksi 5 vuotta myöhemmin. Tällöin esimerkiksi vuoden 1953 kohortin kustannusennuste vuodelle 2023 olisi sama kuin syntymävuoden 1948 kohortin estimointitulos vuosien 1998–2018 aineistolla, ja esimerkiksi ikäluokan 75 vuotta ennuste viiden vuoden päähän olisi sama kuin nyt 80-vuotiaita koskeva estimointitulos.

Perustellumpi ennusteiden johtaminen on tapahtunut aihetta käsittelevässä kirjallisuudessa pääasiallisesti kahdella tavalla. Lineaaristen *APC*-mallien tapauksessa ennusteet on johdettu *APC*-mallin kunkin komponentin tekijöiden yksinkertaisten aikasarjamallien avulla (käyttäen esimerkiksi *AR(1)*- tai trendimallia) ja näiden avulla ennustettu ikäluokissa 20–75 vuotta tulevaa kehitystä ikä-, periodi- ja kohorttikomponenttien osalta 20 vuotta eteenpäin viiden vuoden aikavälein (Yang ja Land 2013, luku 6; Reither et al. 2011, Kuang et al. 2011). Tämä menetelmä muistuttaa osin väestötieteessä käytettyä *Lee-Carter*-mallin kuolleisuusennusteiden johtoa (Lee ja Carter 1992, Lee ja Miller 2002, Girosi ja King 2008, Cairns

et al. 2011). Hieman joustavampi menetelmä on epälineaarinen ja ei-parametrinen *APC*-estimointi (esim. *cubic spline* -estimointi, ks. Carstensen 2007, Sasieni 2012), jolloin kullekin komponentille haetaan ajan suhteen sopiva funktiomuoto, jolla ennusteet voidaan tuottaa ajan funktioina. Tämän tyyppinen laskenta kuitenkin tarvitsee aineiston jakaumatietoja usealta periodilta kaikkien *APC*-komponenttien osalta (esim. yli 30 periodia) ollakseen tilastollisesti tehokasta.

Olisi mahdollista edetä myös siten, että maakuntatason kokonaiskustannuksille johdettaisiin ennusteet vuositason tietojen avulla ja näiden dekomponointi ikäluokittain suoritettaisiin esimerkiksi vuosien 2013 ja 2018 ikäluokkapainojen keskiarvon avulla (ks. edellä osio 4). Hieman paremmin perusteltu ratkaisu olisi johtaa myös ikäluokkakustannusten laskentaan tarvittavien painojen ennusteet vuosien 1998–2018 väestötietojen avulla (ks. esim. Lee ja Miller 2002). Näiden avulla johdettaisiin sitten ikäluokkakohtaiset kustannukset viime vuosien maakuntakohtaisten kokonaiskustannusten tai niiden ennusteiden avulla.

Seuraavassa ei johdeta hoitokustannusten ennusteita 2020-luvulle maakuntatasolle *APC*-mallihajotelman avulla, vaan tukeudutaan edellä saatuun tulokseen, jonka mukaan ikä- ja kohorttitekijöiden kustannusvaikutukset tulevat korostumaan 2020- ja 2030-luvuilla. Täten oleellinen tieto maakuntaennusteiden kannalta ei ole se, miten ennusteet johdetaan tai dekomponoidaan *APC*-mallin mukaisesti, vaan mikä on hoitomenojen taso tulevina vuosina eri ikäluokissa. Tällöin riittävä ennustemenetelmä on em. *Lee-Carter*-ennustemalli (*LC*), joka huomioi vuosien 1996–2018 aikana tapahtuneen hoitokustannusten ikäluokkadynamiikan tyhjentävästi ja projisoi aineistovuosien kehityksen ennusteisiin. *LC*-malli on seuraavaa muotoa:

$$\boldsymbol{x}_{A,t} = \boldsymbol{a}_A + \boldsymbol{b}_A k_t + \boldsymbol{\varepsilon}_{A,t}$$

Tässä vektori $\boldsymbol{x}_{A,t}$ on eri ikäluokkien kustannukset vuosina t, $\boldsymbol{a}_A$ on kustannusten keskimääräinen ikäluokkaprofiili yli ajan, $\boldsymbol{b}_A$ antaa estimaatin miten ikäluokkien kustannukset muuttuvat kun k_t muuttuu ajassa ja $\boldsymbol{\varepsilon}_{A,t}$ on mallin virhetermi. k_t on estimaatti keskimääräiselle ikäluokkakustannuksille ajanhetkellä t. Koska mallin parametrijoukko $\{\boldsymbol{a}_A, \boldsymbol{b}_A, \boldsymbol{k}_t\}$ ei ole identifioituva, tarvitaan myös rajoitukset $\sum_{A=1}^{K} b_A = 1$ ja $\sum_{t=1}^{T} k_t = 0$. Malli voidaan estimoida kaksivaiheisesti regressiomenetelmien avulla, eli aluksi johdetaan estimaatit $\boldsymbol{a}_A$:lle ja $\boldsymbol{b}_A$:lle ja tämän jälkeen estimaatit $\boldsymbol{k}_t$:lle, tai suurimman uskottavuuden menetelmällä. Ennustaminen *LC*-mallin tapauksessa suoritetaan johtamalla estimoiduille $\boldsymbol{k}_t$ -arvoille aikasarjamalli, tyypillisesti *AR(1)*-malli, joka on lähellä satunnaiskulkutapausta, josta johdettuja ennusteita $\boldsymbol{k}_{t+h}$ käytetään johtamaan ennustearvot $\boldsymbol{x}_{A,t+h}$ parametriestimaattien $\boldsymbol{a}_A$, $\boldsymbol{b}_A$ avulla.

On huomattava, että *LC*-malli on rakenteeltaan lineaarinen. Tämän takia *LC*-mallin yhteydessä usein otetaan logaritmi ennustettavan muuttujan (esim. kuolleisuusasteen) suhteen. Tässä tutkimuksessa logaritmointia ei käytetty, koska aineisto ei osoita kasvavaa tai laskevaa trendiä. Mallin oletus, että aineiston takana oleva prosessi (ts. ikäluokkariippuvuus) pysyy samana myös tulevaisuudessa, on vaativa. Tämä on osin ristiriidassa saatujen *APC*-mallin estimointitulosten kanssa, jotka korostivat juuri kustannusten kohorttiriippuvuutta. Tästä syystä on varaumana todettava, että *LC*-mallin tuottamat kustannusennusteet voivat olla liian pieniä. *LC*-mallia on kuitenkin kehitetty eteenpäin korostamaan myös kohorttitekijöiden

merkitystä ennusteissa (ks. esim. Haldrup ja Rosenskjold 2019, Alijean ja Narsoo 2018, Renshaw ja Haberman 2006, Booth et al. 2008 ja 2006).

Koska analyysin kohteena on 18 maakuntaa ja 20 ikäluokkaa sekä miehille ja naisille, niin esimerkiksi *LC*-ennusteiden laatiminen vuosille 2019–2028 tuottaa 7200 ennustearvoa. Seuraavassa raportoidaan ainoastaan vuosien 2020, 2022 ja 2024 ennusteiden tilastollinen koonti sekä miehille että naisille laskettuna koko maalle vuoden 2018 maakuntatason kustannusennusteiden indeksien avulla. Taulukon 3 ennustearvot ovat kunkin ikäluokan maakuntatason ennusteista vuoden 2018 väestömäärien avulla painotettuja. Liitteessä 1 esitetään maakuntatasoiset kustannusten ikäluokkaennusteet yli 59-vuotiaille vuoden 2015 hinnoin.

Keskeinen tulos on, että ikäluokissa alle 60 vuotta kustannukset sekä miehillä että naisilla yli maakuntien eivät tule nousemaan yli 20 prosenttia vuoteen 2024 mennessä. Itse asiassa varsin useassa alle 60-vuotiaiden ikäluokissa keskimääräiset kustannukset tulevat laskemaan vuoden 2018 tasoon nähden, varsinkin miehillä (esim. ikäluokissa alle 15 vuotta ja 35–54-vuotiaat). On kuitenkin huomattava, että maakuntatasolla esiintyy suurta vaihtelevuutta kustannustason nousun tai alenemisen suhteen (ks. taulukon min- ja max-arvot). Sekä miehillä että naisilla suurimmat kasvuluvut löytyvät tietenkin vanhimmassa ikäluokissa (yli 89-vuotiaat), mutta miesten kohdalla myös ikäluokissa 60–89 vuotta on arvoja, jotka indikoivat yli 40 prosentin suuruista kustannusten kasvua. Ikäluokissa yli 59 vuotta reaaliset kustannukset kasvavat varsin nopeasti myös maakuntatasolla (ks. liite 1). Yli 59 -vuotiaiden kohdalla kaikki ennusteet sekä miehille että naisille ovat kasvavia vuoteen 2024 asti.

Mistä nämä tulokset johtuvat? Teknisesti ilmaistuna luvut kuvaavat sitä, kuinka aineiston vuosien 1998–2018 ikäluokkakohtainen kustannusdynamiikka siirtyy kuvaamaan vuosien 2020, 2022 ja 2024 tilannetta, kun keskimääräisten ikäluokkakustannusten vuosien 1998–2018 aikasarjaa (vektori $\boldsymbol{k}_t$) ennustetaan eteenpäin. Substantiaalisesti tulokset tarkoittavat sitä, että mikäli eri maakunnissa ikäluokkien koko- ja kuolleisuuskehitys pysyvät lähiaikoina samanlaisena kuin ne ovat olleet vuosina 1998–2018, niin ikäluokkakohtaiset erikoissairaanhoidon nettokustannukset muuttuvat näiden väestömuutosten mukaisesti havaitun kustannuskehityksen puitteissa. Tämä siksi, että maakuntatason vuositason ikäluokkakohtaiset kustannukset arvioitiin ja laskettiin ikäluokka- ja kuolleisuustietojen avulla maakuntien vuosien 1996–2018 erikoissairaanhoidon nettokokonaiskustannusten kautta.

Hoitokustannusten ennusteiden rakentaminen yksinomaan väestötietojen varaan olisi ongelmallista, mikäli ennustamisen horisontti olisi vuosikymmeniä, sillä esimerkiksi viime vuosina havaittu syntyvyyden lasku vaikuttaisi nuorempien ikäluokkien hoitokustannuksiin niitä laskevasti. Toisaalta eliniän jatkuva piteneminen jatkossakin kasvattaa varsinkin yli 85-vuotiaiden väestöosuutta suurten ikäluokkien koon vaikutuksen ohessa 2030–40-luvuilla. Tällä olisi merkittävä vaikutus hoitokustannusten määräytymiseen, mikäli hoitokustannukset olisivat myös pitkällä aikavälillä yksinomaan väestötekijöiden määräämät. Koska näin ei ole, vaan hoitokustannuksiin vaikuttavat pitkällä aikavälillä myös hoitoteknologian kehitys, sairastavuus, erikoissairaanhoidon rahoitus ja organisointi, BKT:n kasvu sekä eläketulojen ja ikäluokkien välisen tulonjaon kehitys, yli 10 vuoden ennusteiden perustaminen

Taulukko 3. Miesten ja naisten ikäluokkakohtaisten erikoissairaanhoidon reaalisten nettokustannusten ennusteet vuosille 2020, 2022 ja 2024 (indeksit, perusvuotena 2018).

MIEHET ikäluokka		2020i	2022i	2024i
0 – 4	**keskiarvo**	**.97**	**.94**	**.92**
	min	.89	.80	.71
	max	1.04	1.09	1.13
5 – 9	**keskiarvo**	**.97**	**.95**	**.93**
	min	.93	.87	.81
	max	1.04	1.09	1.13
10 – 14	**keskiarvo**	**.98**	**.96**	**.95**
	min	.94	.88	.83
	max	1.03	1.05	1.08
15 – 19	**keskiarvo**	**1.00**	**1.00**	**1.01**
	min	.94	.89	.84
	max	1.04	1.09	1.14
20 – 24	**keskiarvo**	**1.02**	**1.05**	**1.06**
	min	.97	.94	.91
	max	1.07	1.15	1.23
25 – 29	**keskiarvo**	**1.04**	**1.06**	**1.10**
	min	.97	.95	.93
	max	1.07	1.14	1.22
30 – 34	**keskiarvo**	**1.01**	**1.02**	**1.03**
	min	.96	.92	.88
	max	1.05	1.1	1.15
35 – 39	**keskiarvo**	**.97**	**.94**	**.92**
	min	.91	.83	.75
	max	1.00	1.00	1.03
40 – 44	**keskiarvo**	**.95**	**.91**	**.86**
	min	.88	.77	.68
	max	.97	.95	.92
45 – 49	**keskiarvo**	**.95**	**.91**	**.87**
	min	.90	.81	.73
	max	.98	.96	.94
50 – 54	**keskiarvo**	**.99**	**.98**	**.97**
	min	.94	.89	.84
	max	1.04	1.07	1.11
55 – 59	**keskiarvo**	**1.06**	**1.11**	**1.17**
	min	1.01	1.02	1.04
	max	1.11	1.11	1.35
60 – 64	**keskiarvo**	**1.11**	**1.23**	**1.32**
	min	1.07	1.15	1.23
	max	1.14	1.29	1.46
65 – 69	**keskiarvo**	**1.11**	**1.23**	**1.36**
	min	1.07	1.15	1.23
	max	1.13	1.27	1.43
70 – 74	**keskiarvo**	**1.09**	**1.19**	**1.31**
	min	1.05	1.09	1.14
	max	1.12	1.25	1.39
75 – 79	**keskiarvo**	**1.10**	**1.21**	**1.33**
	min	1.05	1.10	1.15
	max	1.13	1.27	1.43
80 – 84	**keskiarvo**	**1.14**	**1.31**	**1.49**
	min	1.09	1.18	1.28
	max	1.20	1.43	1.72
85 – 89	**keskiarvo**	**1.21**	**1.47**	**1.79**
	min	1.16	1.35	1.57
	max	1.33	1.78	2.37
90 – 94	**keskiarvo**	**1.26**	**1.59**	**2.02**
	min	1.21	1.55	1.94
	max	1.41	1.99	2.81
95+	**keskiarvo**	**1.34**	**1.79**	**2.41**
	min	1.25	1.55	1.94
	max	1.55	2.41	3.74

NAISET ikäluokka		2020i	2022i	2024i
0 – 4	**keskiarvo**	**.99**	**.99**	**1.00**
	min	.94	.89	.84
	max	1.03	1.05	1.08
5 – 9	**keskiarvo**	**1.00**	**1.00**	**1.00**
	min	.97	.93	.90
	max	1.03	1.06	1.10
10 – 14	**keskiarvo**	**1.03**	**1.05**	**1.08**
	min	.97	.93	.90
	max	1.07	1.14	1.22
15 – 19	**keskiarvo**	**1.03**	**1.07**	**1.11**
	min	.97	.94	.91
	max	1.11	1.22	1.35
20 – 24	**keskiarvo**	**1.04**	**1.09**	**1.14**
	min	.98	.97	.96
	max	1.11	1.24	1.38
25 – 29	**keskiarvo**	**1.04**	**1.08**	**1.13**
	min	1.00	1.01	1.02
	max	1.10	1.20	1.32
30 – 34	**keskiarvo**	**1.02**	**1.04**	**1.05**
	min	.97	.94	.92
	max	1.06	1.12	1.19
35 – 39	**keskiarvo**	**.99**	**.98**	**.98**
	min	.941	.88	.83
	max	1.03	1.06	1.10
40 – 44	**keskiarvo**	**.98**	**.95**	**.93**
	min	.92	.84	.77
	max	1.01	1.02	1.03
45 – 49	**keskiarvo**	**.98**	**.96**	**.94**
	min	.94	.89	.84
	max	1.00	1.01	1.01
50 – 54	**keskiarvo**	**1.01**	**1.02**	**1.04**
	min	.99	.97	.96
	max	1.03	1.06	1.09
55 – 59	**keskiarvo**	**1.06**	**1.13**	**1.20**
	min	1.03	1.05	1.08
	max	1.08	1.18	1.28
60 – 64	**keskiarvo**	**1.10**	**1.21**	**1.34**
	min	1.07	1.15	1.24
	max	1.12	1.26	1.41
65 – 69	**keskiarvo**	**1.08**	**1.18**	**1.28**
	min	1.06	1.12	1.18
	max	1.11	1.24	1.37
70 – 74	**keskiarvo**	**1.04**	**1.09**	**1.14**
	min	1.05	1.09	1.14
	max	1.12	1.25	1.39
75 – 79	**keskiarvo**	**1.03**	**1.06**	**1.09**
	min	1.01	1.02	1.03
	max	1.06	1.12	1.19
80 – 84	**keskiarvo**	**1.05**	**1.11**	**1.16**
	min	1.04	1.08	1.12
	max	1.11	1.24	1.38
85 – 89	**keskiarvo**	**1.09**	**1.19**	**1.31**
	min	1.06	1.13	1.21
	max	1.18	1.40	1.65
90 – 94	**keskiarvo**	**1.14**	**1.29**	**1.47**
	min	1.10	1.20	1.32
	max	1.24	1.54	1.90
95+	**keskiarvo**	**1.34**	**1.81**	**2.44**
	min	1.28	1.65	2.12
	max	1.48	2.18	3.22

yksinomaan väestötietojen varaan olisi ongelmallista.

7. Johtopäätökset

Ikääntymiseen liittyvää sairastavuutta ja sen myötä lisääntyviä hoitokustannuksia voidaan lyhyellä aikavälillä arvioida eri ikäluokkien väestömäärien ja kuolleisuusmäärien avulla. Hoitokustannusten epälineaarinen ikäriippuvuus ja voimakas keskittyminen viimeisille elinvuosille on selvästi havaittu ilmiö useissa maissa. Suomessa ilmiöön liittyy maamme erityinen väestödynamiikka suurten ikäluokkien muodossa, jolloin näiden ikäluokkien suuri väestömäärä määrittää, ikääntymisen ohessa, hoitokustannuksia merkittävästi tulevina vuosina. Ikäluokkien väestömäärien stabiilista populaatiosta poikkeava rakenne Suomessa korostaa täten syntymäkohorttien merkitystä hoitokustannusten analyysissa. Edellä suoritettiin lineaaristen *APC*-mallien avulla ikäluokkakohtaisten erikoissairaanhoidon nettohoitokustannusten hajotelma ikä-, periodi- ja kohorttikomponentteihin vuosien 1998–2018 maakunta-aineistossa. Tulokset osoittivat, että ikä- ja kohorttikustannukset saavuttavat huipun miehillä ikäluokassa 65–75-vuotta ja naisilla ikäluokassa 75–85-vuotta. Maakuntakohtaiset ennusteet ikäluokkakustannuksille, jotka arvioitiin *Lee-Carter*-menetelmän avulla, osoittivat näiden ja vanhempien ikäluokkien erikoissairaanhoidon nettokustannusten merkittävää reaalista nousua lähivuosina.

Vaikkakin *APC*-mallin estimaatit olivat tilastollisesti varsin tarkentuvia ja *Lee-Carter*-menetelmän maakuntatason ennusteiden 95 prosentin luottamusvälit olivat varsin kapeita lyhyellä ennustehorisontilla, suoritetun analyysiin keskeinen epävarmuus liittyy maakuntakohtaisiin ikäluokkapainoihin, joiden avulla ikäluokkakustannukset laskettiin. Ikäluokkapainot perustuivat ikäluokkien koon ja kuolleisuuden tuloon maakuntatasolla, jota tasoitettiin ja osin korjattiin Kapiaisen ja Eskelisen (2014) esittämien vuoden 2011 tietojen pohjalta. Laskelmien ad hoc -luonne estää arvioimasta niihin sisältyvän epävarmuuden määrää, mutta tämä ei poista väestötietojen käytön hyödyllisyyttä lähtökohtana sairaanhoidon kustannusten ikäluokkakohtaisessa lyhyen aikavälin analyysissa. Lyhyen aikavälin ennustetarkastelun etuna on myös se seikka, että voidaan olettaa, että elinajan odotteen kehitys ei merkittävästi muutu lähivuosina siitä mitä se oli analyysivuosina 1998–2018. Vuoden 2020 koronakriisi tuo oman lisänsä erikoishoidon kustannusten ennustamiseen. Koronaviruksen sairaanhoidon hoitokustannukset lisäävät kustannuksia lähinnä vuoden 2020 kohdalla, ellei kriisi siitäkin pitkity, mutta se on tapahtunut paljolti muun hoidon kustannuksella. Tämä muodostaa patoutunutta kysyntää ja kasaantuvia kustannuksia tuleville vuosille, mutta näiden merkitystä on vaikeata arvioida tarkemmin tässä yhteydessä.

Väestön ikääntymisestä johtuvat erikoissairaanhoidon hoitokustannukset tulevat nousemaan merkittävästi lähivuosina maakuntatasolla, painottuen kaikkein vanhimpiin ikäluokkiin. Tekeillä oleva sote-uudistus maakuntarakenteineen antaa mahdollisuuden parempaan kustannusten seurantaan ja hallintaan. Kuitenkin merkittävin panostus kustannusten hillintään olisi perusterveydenhuollon ja ikääntyneiden hoivan saattaminen tasolle, jossa ikääntyvän väestön terveydentilan seuranta, sairauksien ennealta ehkäisy, hoidon saanti ja kuntoutus tapahtuisivat niin, että erikoissairaanhoidon

tarve vähenisi. Keskeisiä keinoja näihin tavoitteisiin pääsemiseksi olisivat omalääkäri- ja omahoitajajärjestelmän kehittäminen, uudet potilasseurantateknologiat, hoitosuunnitelmat liitettynä katkeamattomiin hoitoketjuihin ja lähetekäytäntöjen muuttaminen. Näillä keinoilla olisi merkitystä sille, että ikääntymisen myötä syntyvä hoivan ja hoidon tarve myöhentyisi, jolloin niillä olisi sitä kautta kokonaiskustannusten kasvua hillitsevä vaikutus. □

Kirjallisuus

Alijean, M. A. C. ja Narsoo, J. (2018), "Evaluation of the Kou-modified Lee-Carter model in mortality forecasting: Evidence from French male mortality data", *Risks* 6: 1–26.

Booth, H. ja Tickle, L. (2008), "Mortality modelling and forecasting: A review of methods", *Annals of Actuarial Science* 3(I/II): 3–43.

Booth, H., Hyndman, R. J., Tickle, L. ja de Jong, P. (2006), "Lee-Carter mortality forecasting: A multi-country comparison of variants and extensions", *Demographic Research* 15: 289–310.

Breyer, F., Costa-Font, J. ja Felder, S. (2010), "Ageing, health, and health care", *Oxford Review of Economic Policy* 26: 674–690.

Breyer, F., Lorenzy, N. ja Niebelz, T. (2015), "Health care expenditures and longevity: Is there a Eubie Blake effect?", *European Journal of Health Economics* 6: 95–112.

Cairns, A. J. G., Blake, A., Dowd, K., Couglan, G. D., Epstein, D. ja Khalaf-Allah, M. (2011), "Mortality density forecasts: An analysis of six stochastic mortality models", *Insurance: Mathematics and Economics* 48: 355–36.

Caley, M. ja Sidhu, K. (2011), "Estimating the future healthcare costs of an aging population in the UK: expansion of morbidity and the need for preventative care", *Journal of Public Health* 33(1): 117–122.

Carstensen, B. (2007), "Age-period-cohort models for the lexis diagram", *Statistics in Medicine* 26: 3018–3045.

Cutler, D. M. ja Sheiner, L. (2001), "Demographics and medical care spending: Standard and non-standard effects", teoksessa Auerbach, A. J. ja Lee, R. D. (Eds.) *Demographic Change and Fiscal Policy*, Cambridge: Cambridge University Press, s. 253–291.

Debiasi, E. (2018), "Age-Period-Cohort Analysis: A Summary of analytical approaches and results", Lund University/Centre for Economic Geography & Department of Economic History.

Euroopan komissio (2018), "The 2018 aging report: Economic & budgetary projections for the 28 EU member States (2016-2070)", *EC European Economy: Institutional Paper* 79.

Felder, S. (2013), "The impact of Demographic change on healthcare expenditure", CESifo DICE Report 1/2012: 3–5.

Feng, J., Lou, P. ja Yu, Y. (2015),"Health care expenditures over life cycle in the People's Republic of China", *Asian Development Review* 32: 167–195.

Fu, W. J. ja Hall, P. (2006), "Asymptotic Properties of Estimators in Age-Period-Cohort Analysis", *Statistics and Probability Letters* 76: 1925–29.

Girosi, F. ja King, G. (2008), *Demographic Forecasting*, Princeton: Princeton University Press.

Glenn, N. D. (2005), *Cohort Analysis*, SAGE Publications, Thousand Oaks.

Haldrup, N. ja Rosenskjold, C.P.T. (2019), "A parametric factor model of the term structure of mortality", *Econometrics* 7: 2–22.

Harris, A. ja Sharma, A. (2018), "Estimating the future health and aged care expenditures in Australia with changes in morbidity", *PLOS One* 13(8): 1–10.

Hazra, N. C., Rudisill, C. ja Gulliford M. C. (2018), "Determinants of health care costs in the senior elderly: age, comorbidity, impairment, or proximity to death?", *European Journal of Health Economics* 19: 831–842.

Helminen, O., Koivuranta, P. ja Mikkola, T. (2019), "Kuolemaa edeltävä sosiaali- ja terveydenhuollon palveluiden käyttö ja kustannukset: Esimerkkinä suuret kaupungit", Kuntaliitto/ Ikääntyneen väestön palvelut: Käyttö, kustannukset, vaikuttavuus ja rahoitus projektin julkaisu Nro 10.

Kapiainen, S. ja Eskelinen, J. (2014), *Miesten ja naisten terveysmenot ikäryhmittäin 2011*, THL/ Raportti 17/2014.

Kuang, D., Nielsen, B. ja Nielsen, J. P. (2011), "Forecasting in an extended chain-ladder-type model", *Journal of Risk and Insurance* 78: 345–359.

Lassila, J. ja Valkonen, T. (2019), "Alternative demography-based projection approaches for public health and long-term care expenditure", ETLA/Working Papers 74.

Lee, R. ja Miller, T. (2002), "An approach to forecasting health expenditures, with application to the U. S. Medicare system", *Health Service Research* 37(5): 1365–1386.

Linden, M. (2018), "Terveysmenot maakunnittain 1993–2026: Aikasarjaennusteet kunta-aineistolla", *Kansantaloudellinen aikakauskirja* 114(3): 402–420.

Lis, M. (2015). "What drives the increase in health care costs with age?", IBS wp-5/2015.

Lorenzoni, L., Marino, A., Morgan, D. ja James, C. (2019), "Health spending projections to 2030: New results based on a revised OECD methodology", OECD Health wp-110.

de la Maisonneuve, C. ja Martins, J. O. (2014), "The future of health and long-term care spending", *OECD Economic Studies* 5/2014: 61–96.

de la Maisonneuve, C., Moreno-Serra, R., Murtin, F. ja Martins, J. O. (2016),"The drivers of public health spending: Integrating policies and institutions", OECD/Economic Department wp-1283.

Mason, W. M. ja Wolfinger, N. H. (2001),"Cohort Analysis", teoksessa Smelser, N. J. ja Baltes, P. B. (toim.), *International Encyclopaedia of the Social Sciences*, Amsterdam: Elsevier Sciences, s. 2189–2194.

OECD (2016), *Expenditure by disease, age and gender*, OECD/Focus on Health Spending/April 2018.

Przywara, B. (2010), "Projecting future health care expenditures at European level: Drivers, methodology and main results", EC/*European Economy: Economic Papers* 417.

Reither, E. N., Olshansky, S. J. ja Yang, Y. (2011), "New forecasting methodology indicates more disease and earlier mortality ahead for today's younger Americans", *Health Affairs* 30(8): 1562–1568.

Renshaw, A. E. ja Haberman, S. (2006), "A cohort-based extension to the Lee-Carter model for mortality reduction factors", *Insurance: Mathematics and Economics* 32: 556–570.

Sasieni, P. D. (2012), "Age-period-cohort models in STATA", *Stata Journal* 12(4): 45–60.

Schleutker, E. (2013), "Väestön ikääntyminen ja hyvinvointivaltio. Mitä vaihtoehtoja meillä on?", *Yhteiskuntapolitiikka* 78(4): 425–436.

Thomsen, S., Foubister, T. ja Mossialos, E. (2009), *Financing health care in the European Union*, European Observatory on Health Systems and Policies/WHO: Observatory Studies Series No. 17.

Yang, Y., Schumhofer-Wohl, S., Fu, W. J. ja Land, K. C. (2008), "The intrinsic estimator for age-period-cohort analysis: What it is and how to use it", *American Journal of Sociology* 113: 1697–1736.

Yang, Y. ja Land, K. C. (2013), *Age-Period-Cohort Analysis: New Models, Methods, and Empirical Applications*, Chapman & Hall/CRC Press: Baton Rouge.

Valtioneuvoston kanslia (2007), *Ikääntymisen taloudelliset vaikutukset ja niihin varautuminen*, VNK-julkaisusarja 10/2007.

Liite 1

Miesten ja naisten ikäluokkien yli 59 vuotta erikoissairaanhoidon reaalisten nettokustannusten (milj. euroa) ennusteet 2020, 2022 ja 2024 (Suomen maakunnat, vuoden 2015 hinnat)

MAAKUNTA	2020 M	2022 M	2024 M	2020 N	2022 N	2024 N	IKÄLUOKKA
Uusimaa	65,4	72,9	81,3	105,1	115,7	127,4	**60 - 64**
Varsinais-Suomi	18,6	20,8	23,2	36,2	40,4	45,1	
Satakunta	9,1	9,9	10,9	17,6	19,0	20,6	
Kanta-Häme	7,3	8,0	8,9	13,0	14,5	16,1	
Pirkanmaa	19,2	21,5	24,1	39,3	44,2	49,8	
Päijät-Häme	7,7	8,3	8,9	15,4	16,8	18,4	
Kymenlaakso	8,7	9,3	10,1	15,8	17,4	19,3	
Etelä-Karjala	5,0	5,5	6,0	10,7	11,5	12,3	
Etelä-Savo	7,7	8,4	9,2	14,1	15,4	16,8	
Pohjois-Savo	10,9	11,8	12,8	25,1	28,1	31,4	
Pohjois-Karjala	6,5	7,1	7,7	14,3	15,9	17,6	
Keski-Suomi	10,3	11,5	12,7	18,1	20,0	22,1	
Etelä-Pohjanmaa	7,0	7,6	8,3	13,7	14,9	16,3	
Pohjanmaa	5,4	6,0	6,7	8,0	8,7	9,5	
Keski-Pohjanmaa	1,9	2,1	2,3	3,7	4,0	4,4	
Pohjois-Pohjanmaa	13,4	14,4	15,4	24,4	27,6	31,4	
Kainuu	4,3	4,8	5,3	7,8	8,7	9,7	
Lappi	10,4	11,3	12,3	17,6	19,5	21,6	
Uusimaa	82,9	92,1	102,4	134,0	150,5	169,1	**65 - 69**
Varsinais-Suomi	24,3	26,5	28,8	50,9	57,2	64,2	
Satakunta	13,1	14,2	15,3	25,6	28,0	30,6	
Kanta-Häme	9,2	9,8	10,6	16,5	18,2	20,1	
Pirkanmaa	25,5	27,9	30,5	52,0	58,6	66,0	
Päijät-Häme	11,2	12,0	12,9	22,2	24,7	27,4	
Kymenlaakso	12,1	12,9	13,7	21,5	23,9	26,7	
Etelä-Karjala	6,8	7,4	7,9	15,6	17,0	18,5	
Etelä-Savo	10,6	11,3	12,1	19,3	20,9	22,8	
Pohjois-Savo	15,2	16,3	17,4	30,1	33,3	36,8	
Pohjois-Karjala	8,7	9,2	9,8	17,1	18,7	20,6	
Keski-Suomi	13,9	15,1	16,5	23,6	26,0	28,7	
Etelä-Pohjanmaa	9,1	9,6	10,2	17,1	18,3	19,6	
Pohjanmaa	7,3	8,0	8,7	11,5	12,4	13,3	
Keski-Pohjanmaa	2,5	2,7	2,9	5,2	5,6	6,1	

MAAKUNTA	2020 M	2022 M	2024 M	2020 N	2022 N	2024 N	IKÄLUOKKA
Pohjois-Pohjanmaa	16,9	17,9	19,0	28,3	31,6	35,3	
Kainuu	5,6	6,1	6,7	9,2	10,1	11,2	
Lappi	13,0	13,8	14,7	21,3	23,4	25,7	
Uusimaa	79,8	85,6	91,8	125,5	140,2	156,6	**70 – 74**
Varsinais-Suomi	26,9	28,1	29,3	50,8	56,0	61,6	
Satakunta	14,6	15,2	15,9	26,0	28,1	30,4	
Kanta-Häme	9,3	9,6	9,9	15,9	17,2	18,5	
Pirkanmaa	27,0	28,2	29,5	50,7	56,1	62,0	
Päijät-Häme	11,9	12,4	12,9	21,2	23,4	25,7	
Kymenlaakso	12,7	13,1	13,5	21,0	23,0	25,3	
Etelä-Karjala	7,9	8,2	8,5	15,9	17,2	18,6	
Etelä-Savo	11,9	12,3	12,6	20,0	21,5	23,1	
Pohjois-Savo	16,4	16,9	17,4	28,5	30,9	33,4	
Pohjois-Karjala	9,6	9,8	10,0	16,5	17,8	19,2	
Keski-Suomi	14,4	15,0	15,7	23,6	25,6	27,7	
Etelä-Pohjanmaa	10,2	10,4	10,6	17,0	17,7	18,5	
Pohjanmaa	8,4	8,7	8,9	13,1	13,8	14,5	
Keski-Pohjanmaa	2,8	2,9	3,0	5,4	5,8	6,2	
Pohjois-Pohjanmaa	17,5	18,0	18,5	28,7	31,6	34,9	
Kainuu	6,4	6,7	7,0	9,0	9,8	10,6	
Lappi	15,0	15,6	16,3	21,3	23,0	24,9	
Uusimaa	77,9	81,5	85,2	97,7	109,1	121,9	**75 - 79**
Varsinais-Suomi	33,0	34,1	35,1	43,9	48,2	52,9	
Satakunta	17,7	18,3	18,8	23,9	26,1	28,5	
Kanta-Häme	11,0	11,2	11,4	14,3	15,5	16,7	
Pirkanmaa	32,3	33,3	34,3	45,3	50,2	55,8	
Päijät-Häme	13,2	13,6	13,9	16,5	18,2	20,0	
Kymenlaakso	14,8	15,1	15,4	18,3	20,2	22,3	
Etelä-Karjala	10,1	10,4	10,7	14,7	16,0	17,5	
Etelä-Savo	15,2	15,7	16,1	18,7	20,4	22,2	
Pohjois-Savo	21,0	21,5	21,9	26,9	29,5	32,3	
Pohjois-Karjala	12,1	12,3	12,5	14,9	16,2	17,7	
Keski-Suomi	17,4	17,8	18,3	21,7	23,8	26,1	
Etelä-Pohjanmaa	13,8	13,9	14,1	16,6	17,4	18,3	
Pohjanmaa	10,8	10,9	11,0	13,3	13,9	14,6	
Keski-Pohjanmaa	3,5	3,6	3,8	5,0	5,4	5,8	
Pohjois-Pohjanmaa	20,3	20,7	21,1	27,5	31,0	34,9	

MAAKUNTA	2020 M	2022 M	2024 M	2020 N	2022 N	2024 N	IKÄLUOKKA
Kainuu	8,8	9,4	9,9	8,9	9,8	10,9	
Lappi	19,8	20,8	21,9	20,5	22,5	24,8	
Uusimaa	73,0	76,6	80,5	63,0	72,0	82,2	**80 - 84**
Varsinais-Suomi	39,2	41,5	43,8	33,5	38,0	43,0	
Satakunta	20,3	21,5	22,7	19,4	22,0	25,0	
Kanta-Häme	13,4	14,0	14,5	11,5	13,0	14,6	
Pirkanmaa	38,1	40,4	42,7	36,4	42,1	48,8	
Päijät-Häme	13,5	14,0	14,6	10,6	11,9	13,3	
Kymenlaakso	17,2	17,9	18,7	14,1	16,2	18,8	
Etelä-Karjala	11,9	12,5	13,3	11,8	13,4	15,2	
Etelä-Savo	19,1	20,2	21,5	14,9	17,0	19,4	
Pohjois-Savo	27,4	28,9	30,4	23,7	27,4	31,7	
Pohjois-Karjala	14,9	15,6	16,2	11,2	12,8	14,5	
Keski-Suomi	21,2	22,5	23,8	17,1	19,6	22,5	
Etelä-Pohjanmaa	18,6	19,4	20,1	15,0	16,4	18,1	
Pohjanmaa	13,9	14,4	14,9	11,9	12,9	14,0	
Keski-Pohjanmaa	4,1	4,4	4,7	4,0	4,4	5,0	
Pohjois-Pohjanmaa	22,6	23,5	24,3	21,5	25,5	30,2	
Kainuu	11,8	13,1	14,5	7,9	9,5	11,3	
Lappi	22,7	24,8	27,0	16,5	19,2	22,4	
Uusimaa	63,6	68,3	73,4	38,8	46,0	54,5	**85 - 89**
Varsinais-Suomi	39,9	43,8	48,0	25,7	30,9	37,3	
Satakunta	20,3	22,3	24,5	14,8	17,9	21,5	
Kanta-Häme	14,6	15,8	17,1	8,8	10,5	12,5	
Pirkanmaa	39,0	43,2	47,8	28,6	35,4	43,9	
Päijät-Häme	12,0	12,8	13,6	6,6	7,8	9,1	
Kymenlaakso	17,7	19,1	20,6	10,4	12,9	15,9	
Etelä-Karjala	11,6	12,8	14,1	8,8	10,5	12,6	
Etelä-Savo	19,9	22,1	24,5	10,7	13,0	15,8	
Pohjois-Savo	29,9	33,1	36,7	19,6	24,6	30,9	
Pohjois-Karjala	15,5	16,8	18,4	7,2	8,7	10,4	
Keski-Suomi	22,9	25,6	28,7	12,0	14,6	17,8	
Etelä-Pohjanmaa	21,9	23,9	26,0	12,8	15,0	17,6	
Pohjanmaa	16,2	17,7	19,4	11,0	12,8	14,9	
Keski-Pohjanmaa	4,0	4,5	5,0	3,3	3,9	4,7	
Pohjois-Pohjanmaa	22,3	23,9	25,6	14,8	18,9	24,0	
Kainuu	12,0	14,2	16,8	6,1	8,2	10,9	

MAAKUNTA	2020 M	2022 M	2024 M	2020 N	2022 N	2024 N	IKÄLUOKKA
Lappi	21,2	24,2	27,6	11,4	14,6	18,7	
Uusimaa	41,0	45,5	50,4	23,0	28,0	34,0	**90 - 94**
Varsinais-Suomi	27,0	30,8	35,1	17,5	22,1	27,8	
Satakunta	13,7	15,7	18,1	9,3	11,5	14,3	
Kanta-Häme	10,5	11,8	13,2	5,5	6,7	8,3	
Pirkanmaa	26,2	30,3	35,1	18,2	23,4	30,2	
Päijät-Häme	7,3	8,1	8,8	3,9	4,8	5,8	
Kymenlaakso	11,9	13,3	14,9	6,3	8,2	10,6	
Etelä-Karjala	7,4	8,6	9,8	4,9	6,0	7,3	
Etelä-Savo	12,8	14,8	17,1	6,1	7,7	9,6	
Pohjois-Savo	19,7	22,9	26,5	12,0	15,8	20,8	
Pohjois-Karjala	10,0	11,4	13,0	3,8	4,7	5,8	
Keski-Suomi	15,9	18,8	22,3	6,8	8,7	11,0	
Etelä-Pohjanmaa	16,3	18,7	21,3	9,1	11,2	13,8	
Pohjanmaa	12,8	14,7	16,9	8,9	10,9	13,4	
Keski-Pohjanmaa	2,6	3,1	3,6	2,4	3,0	3,7	
Pohjois-Pohjanmaa	14,5	16,1	17,8	8,9	12,0	16,3	
Kainuu	7,0	8,7	10,8	3,0	4,3	6,0	
Lappi	12,5	14,9	17,8	5,9	8,0	11,0	
Uusimaa	10,1	13,4	17,6	8,2	10,7	13,9	**95 +**
Varsinais-Suomi	7,4	10,6	15,3	6,9	9,3	12,7	
Satakunta	2,7	3,6	4,9	2,8	3,6	4,7	
Kanta-Häme	2,4	3,2	4,3	1,4	1,8	2,2	
Pirkanmaa	4,6	6,3	8,6	4,2	5,5	7,3	
Päijät-Häme	1,9	2,5	3,2	1,2	1,6	2,2	
Kymenlaakso	2,6	3,3	4,3	1,4	1,8	2,4	
Etelä-Karjala	1,1	1,5	1,9	1,1	1,4	1,7	
Etelä-Savo	1,8	2,4	3,1	1,8	2,3	2,9	
Pohjois-Savo	2,2	2,9	3,7	2,1	2,7	3,5	
Pohjois-Karjala	1,3	1,6	2,1	1,0	1,4	1,8	
Keski-Suomi	2,3	3,1	4,2	1,8	2,3	3,0	
Etelä-Pohjanmaa	3,8	5,1	6,9	4,0	5,6	7,8	
Pohjanmaa	4,5	6,6	9,8	3,7	5,0	7,0	
Keski-Pohjanmaa	0,5	0,7	0,9	0,6	0,8	1,0	
Pohjois-Pohjanmaa	3,0	3,9	5,1	2,7	4,2	6,5	
Kainuu	0,5	0,6	0,8	0,5	0,7	1,1	
Lappi	1,1	1,5	1,9	1,2	1,7	2,3	