



Yksityisen terveystakuutuksen vaikutus terveyspalveluiden käyttöön

Vapaaehtoisten terveyskuluvaluutusten määrä on viimeisen 15 vuoden aikana Suomessa yli kaksinkertaistunut. Yksityisen terveystakuutuksen avulla vakuutetut voivat hankkia nopeasti tarvitsemiinsa terveyspalveluita, joita he välttämättä eivät pysty rahoittamaan omakustanteisesti. Vakuutuksella kotitaloudet pyrkivät täydentämään osin julkisen terveydenhuollon palvelun puutteita. Tutkimuksen empiirisessä osassa selvitetään BiProbit-mallin estimoinnin avulla lisääkö terveyskuluvaluutus terveyspalveluiden käyttöä. Tutkimusaineistona käytetään ISSP-ohjelman vuonna 2011 suomalaisille toteuttamaa kirje- ja puhelinkyselyä. Tulokseksi saadaan, että lääkäripalvelun käyttöaktiiviteetti ja vapaaehtoisen terveyskuluvaluutuksen välillä on merkitsevä positiivinen yhteys.

ASIASANAT: Yksityinen sairauskuluvaluutus, terveyspalveluiden käyttö, haastatteluaineisto, BiProbit -mallin estimointi

MIKA LINDEN, PASI TUOMAINEN

YDINASIAAT

- yksityisten terveystakuutusten suosio on Suomessa kasvanut huomattavasti
- vakuutus lisää terveyspalveluiden kysyntää, koska vakuutusurva kattaa hoitomenoja
- tutkimusaineistossa lääkäripalvelun käyttöaktiiviteetti ja vapaaehtoisen terveyskuluvaluutuksen välillä on merkitsevä positiivinen relaatio
- vakuutuksien mahdollista terveyspalveluiden ylikäyttöä olisi syytä tutkia tarkemmin

JOHDANTO

Suomen terveydenhuollon tulevaisuus on jatkuvan julkisen keskustelun aiheena. Esimerkiksi Elinkeinoelämän tutkimuslaitos ETLA julkisti tammikuussa 2020 raportin (1), jossa kuvattiin yksityishenkilöiden varautumistarvetta ja vaihtoehtoja vanhuuden ja hoivamenojen varalle. Kirjoittajien mukaan terveydenhuollon rahoitusta on tulevaisuudessa pystyttävä ohjaamaan nykyistä enemmän yksityiselle sektorille. Myös suomalaisten suhtautuminen yksityisiin terveystakuutuksiin ja tulevaisuuteen varautumisen tarpeeseen näyttää jakavan tämän huolen tulevaisuudesta (2).

Suomi tunnetaan pohjoismaisena hyvinvointivaltiona, jossa julkisen vallan on turvattava jokaiselle riittävät sosiaali- ja terveyspalvelut ja edistettävä väestön terveyttä. Tästä huolimatta yksityisten terveystakuutusten suosio on myös Suomessa kasvanut. Pelkästään aikuisten ottamien vapaaehtoisten vakuutusten määrä on viimeisen 15 vuoden aikana yli kaksinkertaistunut (3). Suomi ei ole kehityksen kanssa yksin, sillä vastaavanlaista kehitystä on tapahtunut samanaikaisesti myös muissa Pohjoismaissa. Kuitenkin toisin kuin esimerkiksi Tanskassa, vapaaehtoisten vakuutusten kasvu Suomessa on tapahtunut ilman merkittävää julkisen vallan ohjausta tai kannustimia (4).

Artikkelissa tutkitaan miten yksityinen terveyskuluvaluutus vaikuttaa vakuutetun terveyspalveluiden käyttöön, ts. keskeinen tutkimuskysymys on ”Lisääkö vapaaehtoinen terveyskuluvaluutus terveyspalveluiden käyttöä?” Aiheeseen perehdytään aluksi Suomen tilanteen kannalta ja tutkimuskirjallisuuden kautta. Tämän jälkeen empiirisessä osiossa hyödynnetään aineistona kansainvälisen International Social Survey Programme (ISSP) -vertailututkimusohjelman Suomen osa-aineistoa (5). Tarkastelun kohteena on kyselytutkimus, joka on tehty elo-joulukuussa

2011. Tutkimusmenetelmänä käytetään 2-ulotteisen Probit-mallin estimointia. Tutkimusaineiston kohdalla verrataan terveystakuutuksen hankkineita niihin, joilla vakuutusta ei ole, ja tutkitaan, miten näiden ryhmien terveystalvuiden käyttö eroaa 12 kuukauden aikana toisistaan.

YKSITYISET TERVEYSTAKUUTUKSET: GLOBAALI ILMIÖ

SUOMALAINEN TERVEYSTALVUOTOJÄRJESTELMÄ

Suomen terveystalvuoitojärjestelmä perustuu julkisesti tuotettuihin palveluihin, joidenka järjestämisvastuu siirtyi hyvinvointialueille vuoden 2022 alussa. Järjestelmä on tarveperusteinen eli asiakkaalla on oikeus saada tarpeensa mukaiset palvelut käyttöön. Terveystalvuonon palveluita tarjoavat myös yksityiset toimijat sekä järjestöt, jotka voivat tarjota palveluita itsenäisesti tai ostopalveluina julkisille toimijoille. Lisäksi työssäkäyvien terveystalvuotoa tuetaan osin lakisääteillä työtalvuesjärjestelmällä.

Terveystalvuoitojärjestelmämme rahoitus on monitahoinen ja sitä on pidetty kansainvälisesti vertaillenkin monimutkaisena (6). Käytännössä järjestelmä on pääosin verorahoitukseen perustuva ja rahoitusta täydentävät pakollinen julkinen sairaustakuutus sekä palvelujen käyttäjiltä perittävät maksut (7). Nykyisenkaltaisessa terveystalvuoitojärjestelmässä on omat etunsa ja haasteensa. Järjestelmä tarjoaa valinnanvapautta asiakkaille ja tämä lisää yksityisten palveluiden kysyntää ja tarjontaa. Toisaalta nykyinen järjestelmä ylläpitää osittain päällekkäistä palvelutarjontaa, luo ylikapasiteettia ja voi lisätä epätarkoituksenmukaista palveluiden käyttöä, mikä lisää järjestelmän kokonaiskustannuksia. Hoito- ja kustannusvastuun siirtäminen toimijalta toiselle lisää palvelujärjestelmän tehottomuutta ja monikanavainen palvelu- ja rahoitusjärjestelmä tukee sekä alueellista että eri väestöryhmien välistä eriarvoisuutta (8).

Kansalaisen näkökulmasta julkiset terveystalvuonon palvelut ovat yksityisiin palveluihin suhteutettuna asiakasmaksuiltaan edullisia ja niitä säädellään siten, että kaikille kuuluvat perusoi-keudet palvelun saatavuudesta täyttyvät. Toisaalta julkinen sairaustakuutusjärjestelmä tukee Kela-korvausten muodossa yksityisessä terveystalvuonossa syntyviä kuluja, mikä edesauttaa palveluiden saatavuutta. Kansainvälisesti tarkasteltuna

suomalaisella terveystalvuoitojärjestelmällä on omat erityispiirteensä, mutta verrattaessa terveystalvuonon kustannuksia bruttokansantuotteen suhteutettuna Suomen terveystalvuonon menot olivat OECD:n aineistolla tehdyssä vertailussa vuonna 2017 yhteensä 9,2 prosenttia, kun ne vastaavasti olivat Saksassa 11,2 prosenttia ja Ruotsissa 11,0 prosenttia (9).

YKSITYISTEN TERVEYSTAKUUTUSTEN KEHITYS SUOMESSA

Pohjoismaisessa vertailussa yksityiset terveystalvuoitoukset ovat yleisimpiä Suomessa ja Tanskassa. Tanskan ero Suomeen on, että valtaosa vakuutuksista Tanskassa on yritysten työntekijöilleen hankkimia, kun taas Suomessa suurimman osan vakuutuksista ovat hankkineet yksityishenkilöt (4). Finanssialan 2019 (3) tilastojen mukaan Suomessa on vuonna 2019 yli 1,2 miljoonaa yksityisellä sairauskuluvakuutuksella vakuutettua henkilöä. Vuosien 2009–2018 aikana kasvua on syntynyt kaikissa kolmessa vakuutussegmentissä eli lasten vakuutuksissa, aikuisten itselleen ottamissa sairauskuluvakuutuksissa sekä yritysten työntekijöilleen ottamissa vakuutuksissa. Määrällisesti eniten sairauskuluvakuutuksia on aikuisilla, mutta suhteessa väestömääriin lasten vakuutuksia on selkeästi eniten. Yksityisten terveystalvuoitousten osuus koko Suomen terveystalvuoitoista oli vuonna 2005 noin 2,2 prosenttia kokonaisuudesta, mutta vuonna 2017 osuus oli jo lähempänä 3 prosentin luokkaa. Samalla aikavälillä terveystalvuoitoimenot kasvoivat yli 1,5-kertaisiksi. Perusta vakuutusten kasvulle on se, että yksityinen vakuutusurva lisää kulutusmahdollisuuksia mahdollistamalla hoitoon pääsyn suoraan yksityisen palveluntarjoajan erikoislääkäreille parantaen sekä vakuutetun valinnanvapautta että hoitoon pääsyn nopeutta (4, 10).

Suomessa myytävien sairauskuluvakuutusten yleinen periaate on, että vakuutukset korvaavat vakuutetun hoito- ja lääkekuuluja tiettyyn vakuutuskirjassa asetettuun ylärajaan saakka. Aiemmat sairaudet tai vakuutuksenottajan tekemät valinnat terveystalvuoituksen laajuudessa vaikuttavat vakuutusurvan sisältöön. Vakuutusyhtiöt ovat solmineet 2010-luvulla yhteistyökumppanuuksia yksityisten terveystalvuoitoimijoiden kanssa, mikä on mahdollistanut uudenlaisia palveluratkaisuja. Sen lisäksi digitalisaatio on tukenut terveystalvuoitousten ja -palveluiden uudistamista, sillä erilaiset mobiilisovellukset ja etä-

lääkäripalvelut ovat tulleet osaksi yksityisten terveystoimijoiden kokonaispalvelua (11).

YKSITYISTEN TERVEYSVAKUUTUSTEN YLEISTYMISEN SYITÄ

Yksityisten terveystoimijoiden käytön syitä on tutkittu laajasti Suomessakin. Valtonen ym. 2014 (12) selvittivät Suomessa kyselytutkimuksella syitä yksityisten sairauskuluvakuutusten yleistymisen taustalla. Tutkimuksessa esiin nousseita syitä vakuutuksen ostamiselle olivat nopeampi hoitoon pääsy, laajempi palveluvalikoima ja vakuutettujen kokemus yksityisen sektorin tuottamien palveluiden paremmasta laadusta. Tutkimuksen mukaan yksityinen terveystoimija vähentää aikuisten osalta julkisten terveystoimijoiden käyttöä, mutta samanaikaisesti terveystoimijoiden käyttö lisääntyy kokonaisuudessaan. Sen sijaan lasten osalta muutosta julkisten palveluiden käyttöön ei havaittu. Samansuuntaisia tuloksia ovat saaneet myös useat muut tutkijat (4, 13-15).

Tutkimuksissa on noussut myös esille yksityisen sektorin korkean hinnoittelun ohjaava vaikutus Kela-korvauksista huolimatta, ts. korkea hintataso suosii yksityisen terveystoimijan hankkimista. Terveystoimijan avulla vakuutettu pystyy esimerkiksi pienentämään julkisen sairausvakuutuskorvauksen jälkeistä omavastuusuuttaan (4,16). Toisaalta terveystoimijan avulla vakuutetut pystyvät hankkimaan tarvitsemiaan terveystoimijalaitteita, joita he eivät välttämättä pystyisi rahoittamaan omakustanteisesti (11). Tällöin vakuutettu hyötyy yksityisestä terveystoimijastaan etenkin terveys- ja lääkemenojen kasvaessa. Tynkkysen ym. (4) esiin nostaman teorian mukaan yksityisten terveystoimijoiden suosion lisäksi Pohjoismaissa on seurausta ihmisten vaurastumisesta ja sitä seuranneesta kasvaneesta halusta kuluttaa terveystoimijalaitteita. Tämä voi vaikuttaa julkisen terveydenhuollon kokonaismenoja alentavasti, kun osa väestöstä siirtyy varsinkin perusterveydenhuollon osalta yksityisten palveluiden käyttäjiksi.

Tutkimuskirjallisuuden perusteella nimenomaan henkilön koulutustausta, asuminen kaupunkialueella ja tulotaso ovat merkittävimmät yksityistä vakuutusmaksua selittävät kuluttajan ominaisuudet (17-23). Toisaalta kaupunkialueilla myös yksityisten terveystoimijoiden tarjoajia on enemmän kuin muilla asuinalueilla, näin myös Suomessa (24). On tosin huomattava, että paremmin ansaitsevat kohtaavat suuremman an-

siomenetyksen sairaustilanteissa, jolloin he voivat myös kokea vakuutusmaksunsa suuremmaksi (25).

Henkilön iän vaikutus todennäköisyyteen hankkia terveystoimija on pystytty osoittamaan lukuisissa tutkimuksissa. Iän myötä terveydentilan varmuus heikkenee ja todennäköisyys terveystoimijan hankkimiseen kasvaa (19,25-26). Toisaalta joissakin tutkimuksissa tämä riippuvuus on havaittu laskevan henkilön ikääntyessä (27). Myös esimerkiksi sukupuolen, siviilisäädyn tai perheeseen osalta saadut tutkimustulokset vaihtelevat (28). Saatujen tulosten eroavaisuudet selittyvät osin tutkimusten aineisto- ja menetelmäeroilla sekä eri maiden hoitojärjestelmä- ja -kulttuurieroilla.

Useissa tutkimuksissa on kuitenkin todettu yksityisen terveystoimijan omaavien olevan muuhun väestöön suhteutettuna terveempiä (ks. esim. 18, 25). Yleisimmät tulkinnat tämän havainnon syistä ovat vakuuttajien ominaisuuksista johtuvia. Toisin sanoen terveemmät ihmiset ovat maksukykyisiä riskinvälttäjiä, pyrkivät ja pystyvät vakuuttamaan itsensä, tai vaihtoehtoisesti vakuuttajat osaavat tunnistaa sairaammat korkean riskin ihmiset eivätkä tarjoa heille heidän haluamaansa vakuutusmaksua. Käytännössä monisairaalle henkilölle vakuutuksen ehdot voivat muodostua epäedullisiksi, eikä vakuutuksen ostaminen ole kannattavaa tai se on jopa mahdotonta. Tämän mukaisesti laaja vakuutusmaksu yhdistyy pienemmän terveydentilan omaaviin ihmisiin. Bolin ym. (25) selittävät tätä terveydentilan ja terveystoimijamaksun välistä korrelaatiota myös yksilöiden aikapreferenssillä, ts. terveen ihmisen arvostavat tulevaa hyvinvointiaan.

TERVEYSTOIMIJAMAKSU JA MORAL HAZARD

Kuluttajan tulevaan terveydentilaan liittyvä epävarmuus luo perustan terveystoimijamaksun markkinoille. Vakuutusmaksun kautta kuluttaja pystyy hajauttamaan terveydentilan muutoksen aiheuttamaa riskiä. Koska terveyttä itsessään ei voi vakuuttaa, hankitaan terveystoimija käytännössä sairastumisen aiheuttamalta tulonmenetykseltä varautumiseksi (29). Tietyn vakuutusmaksun maksamalla vakuutettu turvaa itsensä sairaustilanteessa vakuutusmaksua merkittävästi suuremmalta sairauskuluerältä (30, sivu 41). Tällöin terveystoimijan perimmäinen tarkoite on

tasata vakuutetun tulonvaihtelua yli eri terveystilanteiden. Informaation epäsymmetria on tyyppillinen piirre vakuutusmarkkinoille, koska vakuutuksen ostavat yksilöt tietävät oman riskiprofilinsa vakuutuksenantajia paremmin (31). Vakuutusmarkkinoilla ilmenevä epäsymmetrinen informaatio johtaa kahteen tunnistettuun ilmiöön, haitalliseen valikoitumiseen (adverse selection) ja ”moraalikatoon” (moral hazard). Vakuutusyhtiöllä on rajatusti mahdollisuuksia vaikuttaa näihin ilmiöihin.

Haitallisella valikoitumisella viitataan tilanteeseen, jossa yksittäiset henkilöt tietävät oman sairastumisalttutensa paremmin (ns. hidden information –tilanne) kuin vakuutusyhtiöt. Tämä johtaa tilanteeseen, jossa korkeamman riskiprofilin henkilöt tulevat vakuutetuksi ja vakuuteksi valikoituu enemmän sairastavia henkilöitä. Tämä puolestaan heijastuu kasvavien korvausmenojen myötä vakuutusmaksuihin. Koska vakuutusyhtiö ei pysty edullisesti tunnistamaan eri riskiprofileja, se ei pysty tarjoamaan vakuutusta kilpailukykyiseen hintaan alhaisemman riskiryhmän henkilöille.

Moral hazard puolestaan viittaa vakuutetun käyttäytymisen muutoksiin, joita vakuuttajan on puutteellisen informaation vuoksi hankala ennakoita. Ex ante moral hazard viittaa tilanteeseen, jossa kattava vakuutusturva muokkaa vakuutetun käyttäytymistä vakuutuksen ottamisen jälkeen. Käytännössä vakuutetulla henkilöllä ei ole kannustinta toimia terveyttä edistävällä tavalla, koska vakuutus kattaa hänen terveydenhuoltomenonsa sairastumisen jälkeen. Ex post moral hazard puolestaan tarkoittaa tilannetta, jossa kattava vakuutusturva vaikuttaa henkilön käyttäytymiseen sairastumisen jälkeen. Toisin sanoen vakuutus lisää terveystilanteiden kulutusta, koska se ei vakuutusturvan kattavuuden vuoksi lisää hänen kustannuksiaan.

Moral hazard -ilmiöstä aiheutuu terveystilanteiden ylikäyttöä, mikä lisää terveydenhuollon kokonaiskustannuksia. Kasvatavat kustannukset siirtyvät yksityisten vakuutusyhtiöiden tapauksessa kasvavien vakuutusmaksujen kautta muiden vakuutettujen maksettavaksi. Yhteiskunnan näkökulmasta terveystilanteita käytetään liikaa, mikä ei vastaa resurssien tehokasta käyttöä, sillä resurssit voisivat käyttää toisaalla tehokkaammin.

Vaikka terveystilanteiden palveluiden käyttöä lisäävää yhteyttä ei ole pystytty kiistatta

osoittamaan (ks. esim. 26 ja 32), niin lukuisiin tutkimuksiin perustuen on laajasti hyväksytty se, että terveystilanteiden ja sen laajuudella on vaikutusta terveystilanteiden kysyntään (33–35). Vaikka valtaosa aihealueen tutkimuksesta painottuu Yhdysvaltoihin, on aihepiiriä tutkittu myös muualla, ja vastaavia tuloksia on saatu hyvin erilaisissa maissa (36–41). Viime aikoina on esiintynyt pyrkimys siirtää aiheen tutkimuskäytäntö käsittely- ja kausaalimallien yhteyteen. Varsinkin Einav ja Finkelstein (42) ja Finkelstein et al. (43) tutkivat missä määrin tämä on mahdollista päätyen tulokseen, että kausaalimallien tulokset jäävät ”tyhjiksi” ellei niitä voida tukea taloustieteellisillä malleilla (ks. myös 44). Yleisesti he päätyvät myös viimeaikaisen kirjallisuuden osalta tulokseen, että mitä pienempi on kuluttajan maksama osuus terveydenhuollonnoistaan, sitä suurempaa on terveystilanteiden käyttö.

AINEISTO JA MENETELMÄT

AINEISTO

Seuraavassa pyritään selvittämään lisäksi sairauskuluvakuutus terveystilanteiden käyttöä sekä millaiset henkilöt hankkivat terveystilanteiden. Tutkimusaineistona käytettiin International Social Survey Programme (ISSP) -ohjelman vuonna 2011 (5) suomalaisille toteuttamaa kirje- ja puhelinkyselyä, joka keskittyi myös terveyteen ja terveystilanteiden käyttöön. Kysely toteutettiin 28.8.–9.12.2011 välisenä aikana 2500 väestökisteristä systemaattisella satunnaisotannalla poimitulle 15–74 -vuotiaalle henkilölle. Kaikkiaan 1340 henkilöä vastasi kyselyyn.

Kyselylomakkeen kysymyksistä tämän tutkimuksen kannalta ratkaisevaksi muodostui kyllä/ei -kysymys eli muuttuja VAP_VAK: ”Onko sinulla vapaaehtoinen sairauskuluja korvaava vakuutus?” Terveystilanteiden käyttöaktiivisuutta puolestaan kyselyssä kuvasi kysymys ”Kuinka usein viimeksi kuluneiden 12 kuukauden aikana olet käynyt lääkärin vastaanotolla tai saanut lääkärihoitoa kotonasi?” Vastajat arvioivat käyttöasteettaan 5-portaisella asteikolla, jossa vastaus 1 kuvasi tilannetta ”ei kertaakaan” ja 5 ”erittäin usein”. Lisäksi kolme henkilöä vastasi kysymykseen arvolla 8 eli ”en osaa sanoa”. Nämä poistettiin tutkimusaineistosta. Huomionarvoista on se, että vastaukset perustuivat vas-

taajien omaan arvioon eikä tutkimusaineistossa määritelty tarkemmin esimerkiksi montako lääkärikäyntiä 12 kuukauden aikana pitää olla, jotta voi vastata ”5 = erittäin usein”. Näin ollen vastauksissa on vastaajien omasta tulkinnasta johtuvaa hajontaa ja epävarmuutta. Jotta tutkimusasetelma olisi selkeämpi ja tulosten tulkinta yksinkertaisempi, muodostettiin terveyspalveluiden käyttöä kuvaava muuttuja HOITO_1/0 eli lääkäriissä käynnit viimeisen 12 kuukauden aikana. Tämä muuttuja saa siis vain kaksi arvoa: 1 (lääkäripalveluita on käytetty viimeisen 12 kuukauden aikana) tai 0 (lääkäripalveluita ei ole käytetty 12 kuukauden aikana).

Taulukko 1 antaa mielenkiintomuuttujien ristiintaulukoinnin ja riippumattomuustestituloksen. Vastaajista n. 30 prosenttia ilmoittaa, että heillä on vapaaehtoinen terveyskuluvarakuutus ja suurin osa näistä on käyttänyt lääkäripalveluita 12kk:n aikana (80.4 prosenttia). Tämä on miltei sama käyttöosuus kuin niiden kohdalla, joilla ei ole vakuutusta (79 prosenttia). Täten testitulokset osoittaa, että muuttujat ovat yllättäen riippumattomia toisistaan. Tilanne saattaa kuitenkin muuttua mahdollisessa tilanteessa, jolloin muiden muuttujien annetaan vaikuttaa näihin muuttujiin.

Taulukko 1. Vapaaehtoisen sairauskuluvakuutuksen (1/0) ja lääkäriissä käynnin (1/0) ristiintaulukointi. Prosenttiosuudet suluisissa.

Vapaaehtoinen sairauskulukor- vausvakuutus	Lääkäriissä käyntejä 12kk aikana:		
	Ei = 0	Kyllä = 1	
Ei = 0	195 (20.99)	734 (79.01)	929 (70.22)
Kyllä = 1	77 (19.54)	317 (80.46)	394 (29.78)
Yhteensä	272 (20.56)	1,051 (79.44)	1,323 (100)

Pearson $\chi^2(1) = 0.3548$ (p-arvo = 0.551)
Cramér's V = 0.0164

Kaikista esiin nousseista vastaajien ominaisuuksista ja piirteistä aineistosta saatiin poimittua tärkeiksi muuttujiksi sukupuoli, työterveys, ikä, koulutustaso, kotitalouden tulotaso ja koko, ja henkilön luottamus terveydenhuoltojärjestelmää kohtaan. Tämän lisäksi muuttujat, jotka kuvasivat vastaajan itsearvioitua terveydentilaa, ovat mukana tarkastelussa, koska niillä on tärkeä kontrollivaikutus palvelukäytön aktiivisuuteen (Liite 1 antaa keskeisten muuttujien tilastosuureet).

2-ULOTTEINEN PROBIT –MALLI (BIPROBIT)

Terveyspalveluiden käytön riippuvuutta vapaaehtoisen kuluvakuutuksen suhteen voidaan tutkia 2-ulotteisen Probit –mallin avulla 1/0 -arvoisille muuttujille y_1 ja y_2 , missä molemmille näille 1/0 –muuttujille täsmennetään omat Probit –mallit (ts. palvelukäytön yhtälö ja vakuutuksen valintayhtälö). Molemmissa yhtälöissä voi esiintyä samat

ennustajat poissulkien kuitenkin palvelukäytön malli, missä vakuutuksen valintamuuttuja toimii lisäennustajana. Keskeinen oletus on, että yhtälöiden normaaliset virhetermit voivat korreloida keskenään.

Malli on rakenteellinen simultaanimalli, joka on luonteeltaan rekursiivinen. Sillä on kuitenkin mielenkiintoinen ominaisuus, sillä y_2 :n (vakuutuksen valinnan) ns. endogeeninen luonne voidaan jättää huomioimatta BiProbit -mallin suurimman uskottavuuden estimoinnissa (MLE), sillä uskottavuusfunktion muoto on aivan samanlainen riippumatta siitä, onko y_2 endogeeninen vai ei (ks. esim. 45 s. 786–787 ja 46 s. 594–597).

Käytännössä tämä tarkoittaa, että jos voidaan osoittaa, että estimoidun BiProbit -mallin residuaalit ovat normaalisia (esim. residuaalien testauksella), niin mallin ML-estimointi on konsistenttia ja tehokasta eli ei syöllistyä endogee-

nisuusharhaan mallin estimoinnissa. Tällöin ei myöskään tarvita instrumenttimuuttuja (IV) estimointia.

BiProbit -mallin viimeaikainen kirjallisuus (ks. esim. 47, 48, 49) on keskittynyt tutkimaan mitkä ovat mallin identifikaatioehdot käsittelymallien yhteydessä, jossa keskitytään ns. keskimääräiseen käsittelyvaikutukseen (ATE). Acerenza et al. (47) täsmentävät BiProbit -mallin IV-estimoinnin yhteydessä identifikaatioehtoja ja -testejä mallille ja sen parametreille mukaan lukien endogeenisen käsittelymuuttujan ATE-parametri. Han ja Lee (48) käsittelevät BiProbit -mallin rakennetta yleisessä tapauksessa ilman normaalisuusoletusta. Keskeinen tulos on, että normaalisuuden vallitessa yksittäiset parametrit ja ATE ovat identifioitavissa, kun mallissa on mukana eksogeenisiä ennustajia. Muissa tapauksissa tarvitaan modifioituja ML-menetelmiä, joilla saatetaan luotettavampia tuloksia myös ATE:n estimoinnin kohdalla. Molemmat tutkimukset soveltavat menetelmiään samaan aineistoon, joka keskittyy terveysvakuutuksen ottoon ja hoidon valintaan. Tulokset eivät kuitenkaan ole yhteneviä.

Tämän tutkimuksen kannalta Li et al. (49) tulokset ovat kuitenkin tärkeämpiä, sillä heidän lähtökohtansa on juuri BiProbit -mallin ML-estimointi, jonka identifikaatio perustuu ainoastaan funktiomuotoon, ts. normaaliin virhetermeihin. Li et al. osoittavat, että ML-estimointi antaa myös riittävän luotettavia ATE estimaatteja, vaikka mallin jakaumaoletukset eivät täysin pitäisi paikkansa. Tällöin on kuitenkin käytettävä lisäehtoja ATE-parametrin (osittaisen) identifikaation varmistamiseksi.

Seuraavassa ei keskitytä BiProbit -mallin tuloksiin käsittelymallin vaatimusten mukaan esim. perustuen IV-estimointiin, vaan pitäydytään kiinni mallin ML-estimointituloksissa, jotka ovat riittäviä tutkimushypoteesin tarkasteluun.

TULOSTEN TULKINTA

BiProbit -malli on luonteeltaan tutkittavan ilmiön todennäköisyyttä ennustava yhtälö, missä mallin ennustajien kerroinestimaatit joko laskevat tai nostavat ilmiön todennäköisyyttä, kun ennustajien arvot muuttuvat. Kerroinestimaattien arvot itsessään eivät kerro todennäköisyyden muutoksen kokoluokkaa, vaan ne saadaan esille laskemalla ns. marginaalivaikutukset. On

huomattava, että nämä vaikutukset epälineaarisen BiProbit-mallin tapauksessa eivät riipu yksin kertoimien arvoista kuten lineaarisessa mallissa, vaan myös mallin muista osista ja ne saavat eri arvoja eri ennustajien arvoilla. Tavallisesti marginaalivaikutukset lasketaan otoksen ennustajien keskiarvojen kohdalla (margins at means, AM) tai ennustajien arvojen marginaalivaikutusten keskiarvojen (mean of margins) avulla. BiProbit -mallin kohdalla marginaalivaikutuksille annetaan siis ilmiön todennäköisyyden muutostulokinta MAPE:n (marginal probability effect) tai MAPE_{AM}:n (marginal probability effects at means) laskennan kautta, ts. kuinka paljon selittävän ilmiön todennäköisyys (numeerisesti) nousee tai laskee kun ennustaja muuttuu yhden yksikön verran.

TULOKSET

Seuraavan analyysin keskeinen lähtökohta on, että BiProbit -mallin normaalisuusoletus pitää paikkansa esitetylle tutkimuskysymykselle. Seuraavaksi kuvataan mallin muuttujat tarkemmin.

Ennustettavat 1/0 -muuttujat:

HOITO_1/0_i = 1, henkilö i on ollut lääkärinhuollossa 12 kk aikana, muutoin 0

VAP_VAK_1/0_i = 1, henkilöllä i on vapaaehtoinen sairauskuluvakuutus, muutoin 0

Ennustajamuuttujat:

SP_i = 1, henkilö i on mies, muutoin 0

TYÖTERV_i = 1, henkilö i kuuluu työterveyshuollon piiriin, 0 muutoin

TERV_TILA_i = 1 (erinomainen), 2 (erittäin hyvä), 3 (hyvä), 4 (kohtalainen), 5 (huono)

KOUL_V_i = henkilön i ilmoittamat koulutusvuodet peruskoulun jälkeen

IKÄ_i = henkilön i ikä vuosissa

PERH_KOKO_i = henkilön i perheen koko

TULOT_KT_i = henkilön i ilmoittamat kotitalouden käytettävissä olevat tulot

Keskeinen tutkimushypoteesi on, että vapaaehtoisen sairauskuluvakuutuksen VAP_VAK ja terveydenhoidon palvelukäytön (HOITO_1/0) välillä on positiivinen riippuvuus. Lähtökohtana on siis, että muuttuja VAP_VAK toimii valintamuuttujana palvelukäytön yhtälössä ja valintamallin virhetermit voivat korreloida HOITO_1/0 -muuttujan ei-havaittujen tekijöiden kanssa (esim.

hoitoon hakeutumisen subjektiiviset tekijät, esim. hintakynnys) rekursiivisen mallin normaalisen rakenteen takia.

TYÖ_TERV –muuttuja on tärkeä ennustaja sekä hoitoon hakeutumisen että vakuutuksen oton kannalta. Työterveyshuollon olemassaolo ennakoii lääkäripalveluiden käyttöä, koska useimmissa tapauksissa työntekijä (ja valtio osin) maksaa työterveyshuollon käyntipalkkiot. Voidaan siis myös ajatella, että työterveyshuollon olemassaolo korreloi negatiivisesti vakuutuksen tarpeen kanssa.

Henkilön terveydentila on keskeinen perusta hakeutua hoitoon ja hankkia vakuutus. Tämän takia yhtälöissä on mukana henkilön itsearviointu käsitys terveydentilastaan (TERV_TILA). Aineisto ei sisältynyt mitään ulkopuolisten tahojen, esim. terveydenhuollon ammattilaisten, tekemää arviota vastaajan terveydentilan tasosta.

Koulutusmuuttuja KOUL_V on mukana kuvaamassa miten sosioekonominen asema valikoi terveyden palveluiden käyttöä ja vakuutuksen hankintaa. Muuttujan merkitys lääkäripalveluiden kannalta on ristiriitainen. Ennakolta tiedetään, että matalalla sosiaalisella asemalla on positiivinen yhteys palvelukäyttöön mutta käänteinen suhde vakuutuksen hankintaa. Toisaalta korkeasti koulutetut käyttävät yksityisiä terveyspalveluja, joka välittyi osin myös työterveysmuuttujan kautta, mutta tarve vakuutukselle voi esiintyä kuitenkin tästä huolimatta.

Muuttujilla vastaajan ikä (IKÄ), perheen koko (PERH_KOK) ja kotitalouden käytettävissä olevat tulot (TULOT_KT) voidaan ennakoita olevan pääsääntöisesti sekä hoidon käyttöä että vakuutusturvan hankintaa ennustava vaikutus.

TYÖ_TERV –, TERV_TILA – ja KOUL_V –muuttujat interaktioivat sukupuolimuuttujan SP kanssa estimoitavassa mallissa, koska naisten ja miesten ”hoitoon hakeutumisen kulttuuri” on erilainen ja mitä ilmeisemmin myös halu ja maksuvalmius vakuutuksen ottoon voi olla erilainen eri sukupuolilla näiden muuttujien kohdalla.

Tulokset ovat varsin rohkaisevia (ks. Taulukko 2), koska suurin osa kerroinestimaateista on ennako-odotusten suuntaisia merkkinsä suhteen ja tilastollisesti merkitseviä 5-10 prosentin tasolla. Vapaaehtoinen vakuutus, sukupuoli: mies ja työterveys (referenssiluokkana nainen ja ei-työterveyttä) nostavat lääkäripalveluiden

käytön todennäköisyyttä. Naisilla oma-arvio heikommasta terveydestä on yhteydessä suurentuneeseen palvelukäyttöön (referenssiluokkana nainen ja terveydentila erinomainen). Miesten kohdalla, suhteessa referenssiluokkaan, tulos on päinvastainen. SP*TERV_TILA –muuttujan –tila mies ja huono terveydentila ei estimoidu multi-kollineaarisuuden takia.

Koulutusvuodet ennakoivat suurempaa palvelukäytön todennäköisyyttä ainoastaan naisten kohdalla. Yllättäen IKÄ, PERH_KOKO ja TULOT_KT eivät ennusta lääkäriin käyntejä 12kk aikana. Tulosta voidaan perustella sillä, että vastaajien keski-ikä oli n. 46 vuotta ja vain muutama vastaaja oli yli 65 vuotta. Toisaalta mallin muut ennustajat ovat keskeisempiä hoidon tarpeen kannalta (esim. terveyden tila).

Vakuutusmuuttujan VAP_VAK –mallissa sen paremmin työterveys, perheen koko tai kotitalouden käytettävissä olevat tulot eivät ennusta vakuutuksen hankintaa. Sen sijaan iällä on merkitsevä negatiivinen yhteys mahdolliseen hankintaan (kerroinarvo = -0.016, p-arvo = 0.00). Yllättäen myös koulutuksella on vakuutuksen hankkimista hillitsevä vaikutus. Sen sijaan varsinkin miehillä itsearvioitun terveyden hyvä taso ennustaa vakuutuksen hankintaa.

On huomattava, että Taulukon 2. kerroinestimaatit eivät mittaa ennustajamuuttujan muutoksen suuruutta palvelukäytön todennäköisyyteen. Nämä saadaan aikaiseksi marginaali-vaikutusten laskemisen kautta, jotka raportoidaan myöhemmin.

Malliestimoinnin Waldin testin arvo on $\chi^2(30) = 470.20$ (p-arvo = 0.000) ja residuaalien Murphyn scoregof -normaalisuudesta (50) saa arvon $\chi^2(9) = 6.38$ (p-arvo = 0.702). Tämä tulos on varsin merkitsevä analyysin kannalta, sillä se varmistaa, että BiProbit -mallin normalisuuskajakauma -oletus ei ole välttämättä virheellinen lähtökohta tässä yhteydessä.

Tärkeä tieto löytyy myös taulukon viimeiseltä riviltä: mallin residuaalien tilastollisesti merkitsevä korrelaatio on arvoltaan -0.872, ts. mallin yhtälöiden havaitsemattomat tai ei-mitattut tekijät korreloivat voimakkaasti keskenään. Tällöin, jos esim. ei-mitattu vakuutuksen hinta nousee, niin tällä on negatiivinen yhteys hoito- ja palvelun ei-mallinnettuun käyttöön.

Taulukko 2. HOITO- ja VAP_VAK -mallien kertoimien estimointitulokset (z-luvut estimaattien alla)

MUUTTUJA	HOITO 1/0 -yhtälö	VAP_VAK 1/0 -yhtälö
VAP_VAK	1.4612	
	10.37	
SP#TYÖTERV		
0 1	0.1087	0.1767
	0.91	1.53
1 0	1.5867	-0.8699
	3.28	-1.50
1 1	1.5747	-0.5037
	3.06	-0.83
SP#TERV_TILA		
0 2	0.2157	0.0357
	1.00	0.15
0 3	0.6069	-0.2445
	2.83	-1.09
0 4	0.9563	-0.2281
	3.78	-0.93
0 5	1.8246	-1.1179
	4.07	-2.27
1 1	-1.4522	1.3466
	-3.56	2.68
1 2	-1.3957	1.2492
	-3.72	2.62
1 3	-0.9656	0.9226
	-2.67	1.97
1 4	0.5177	0.7654
	-1.41	1.62
1 5	-	-
SP#KOUL_V		
0	0.0406	-0.0293
	2.84	-1.92
1	0.0205	-0.0422
	1.38	-2.77
IKÄ	0.0052	-0.0162
	1.66	-6.27
PERH_KOKO	0.0055	0.0050
	0.19	0.0005
TULOT_KT	0.0002	0.0005
	0.06	0.12
VAKIO	-1.1046	0.5437
	-3.26	1.58
Rho	-0.872	
	-7.36	

Seuraava Taulukko 3 raportoi yo. estimointitulosten marginaalivaikutukset mielenkiintomuuttujan VAP_VAK -kohdalta.

Taulukko 3. Vakuutusmuuttujan kerroinestimaattien hoitopalvelukäytön vaikutuskertoimet (z-arvot suluissa)

$MAPE_{y1}$	$MAPE_{y1/y2}$	$MAPE_{AM,y1}$	$MAPE_{AM,y1/y2}$
0.424 (8.92)	0.466 (4.65)	0.468 (5.75)	0.632 (7.39)

Koska BiProbit -mallin estimointi perustuu 2-ulotteisen normaalijakauman yhteyteen, niin vakuutuksen oton marginaalivaikutuksen tulokinnan saa, kun laskee MAPE:n HOITO_1/0:n muuttujan rajajakauman ja arvioi sitä estimointituloksilla, ts. $MAPE_{-y1}$ tai $MAPE_{AM,y1}$. Toisena vaihtoehtona ovat ehdolliset vaikutukset, ts. $MAPE_{y1y2}$ tai $MAPE_{AM,y1y2}$ -tulokset. Riippumatta marginaalivaikutuksen laskentavasta vakuutuksen valinta nostaa palvelukäytön todennäköisyyttä n. 45 %-yksikköä, tai jopa 63.2 % -yksikköä riippuen laskentavasta.

JOHTOPÄÄTÖKSET

BiProbit -mallin tulokset osoittivat, että vapaaehtoisien sairausvakuutuksen ja lääkäripalveluiden käytön todennäköisyyden välillä on positiivinen yhteys käytetyssä aineistossa. Mallin tulokset ovat perusteltuja, sillä tutkimusaineisto tuki 2-ulotteisen normaalijakauma -oletuksen käyttöä analyysissä. Vakuutuksen valinnan vaikutuspisteestimaatit hoidon todennäköisyyden suhteen (MAPE:t) olivat vaihteluvälissä [0.424 – 0.632]. Nämä estimaattiarvot mahdollistavat terveys- ja talouspoliittisten arvioiden muodostamisen. Esimerkiksi vapaaehtoisia vakuutuksia suosiva merkittävä vero- tai tukikohtelu merkitsisi vakuutuksen oton ja hoitotodennäköisyyden välisen positiivisen yhteyden voimistumista. Koska suurin osa tästä kohdistuisi juuri yksityisen palvelutarjonnan puolelle, niin julkisen puolen hoidon kustannusrasite voisi keventyä.

Tämän tyyppinen päätelmä on kuitenkin aivan liian rohkea ja osin perusteeton, sillä jos yo. tuloksille pyritään antamaan moral hazard -tulkinta, on syytä huomioida ainakin seuraavat seikat. Ex ante moral hazard -tilanteessa vakuutetulla ei ole kannustinta toimia terveyttä edistävällä tavalla, koska vakuutus kattaa hänen terveydenhuoltomenonsa sairastumisen jälkeen. Ex post -tilanteessa vakuutus lisää terveystalouden kulutusta, koska vakuutusturvan kattavuus ei lisää vakuutetun kustannuksia. Yllä saadut tulokset ovat ainoastaan indikoivia näiden tilanteiden kannalta. Ratkaiseva testi moral hazard -tilanteen kannalta olisi tulos, että vakuutukset aiheuttavat terveystalouden ylikäyttöä, mikä lisää terveydenhuollon kokonaiskustannuksia ennen kaikkea siinä muodossa, että lisäpalvelukäytölle ei pystytä todentamaan varsinaisia

terveyshyötyjä. Näihin kysymyksiin tämän tutkimuksen aineisto ei pysty vastaamaan.

Toinen tulkinta tuloksille korostaa julkisten palveluiden riittämättömyyttä, ts. jonotusajat perusterveydenhoidossa ja ei-kiireettömässä erikoissairaanhoidossa syntyvät, koska julkinen palvelutarjonta ei ole riittävää resurssi- ja henkilöpulan takia. Kysyntä purkautuu yksityiselle puolelle ja vakuutusten hankkimiseen. Kansalaiset haluavat nopeasti ja tehokkaasti hoitoa, jonka he kokevat tarpeelliseksi kasvaneen tulotason ja lisääntyneen vapaa-ajan myötä. Tämän tyyppisen tulkinnan todentaminen tarvitsisi hyvin seikkaperäisen analyysin palvelukäytön hinta- ja tulojoustojen kokoluokista eri väestöryhmissä.

Edellä käytetty tutkimusaineisto muodostaa oman haasteensa tuloksille, sillä se on kirje- ja haastatteluaineisto, joihin liittyy omat puutteensa vaikkakin se on tehty asianmukaisesti. Aineisto kuvaa siis vastaajien subjektiivisia ja muistinvaraisia käsityksiä montako kertaa he ovat käyneet lääkärissä 12kk:n aikana, mikä on heidän terveyden tilansa, ja onko heillä vapaaehtoinen terveyskulu vakuutus. Aineiston katoprosentti oli 46.4 (1160/2500) mutta vastanneiden kohdalla puuttuvien vastauksien osuus oli alle 10 prosenttia. Vastanneiden populaatiokattavuus ei ollut täydellinen, sillä naisten osuus oli hieman suurempi (55 prosenttia) kuin miesten. Toisaalta, koska kysely keskittyi terveysoloihin Suomessa vuoden 2011 lopulla, henkilöt, jotka kokivat terveysasiat merkitseviksi, vastasivat kyselyyn aktiivisemmin (esim. 44 prosenttia vastanneista ilmoitti, että heillä on pysyvä sairaus, vika tai vamma, ja näistä 24.4 prosenttia vastasi, että heillä on vapaaehtoinen vakuutus).

Liite 2 raportoi lisätarkasteluja kahden vaihtoehtoisen BiProbit -mallin avulla, joissa ensimmäisessä pyritään saamaan tuloksia aineiston objektiivisten muuttujien avulla (sukupuoli ja ikä) itseraportoidun pysyvän sairauden kanssa (SAIRAUS). Tätä voidaan pitää aineiston selkeimpänä ja vähiten subjektiivisena terveyden tilaa kuvaavana muuttujana. Toisessa mallissa käytetään muuttujia terveysindeksi (TERV_IND) ja käsitystä ilmaisen hoito-oikeuden kattavuudesta (TH_KAT), joista edellinen on painotettu indeksi vastauksista viiteen eri kysymykseen koskien vastaajien terveysongelmien vakavuutta (ks. Liite 2). Vakuutuksen MAPE-estimaatit hoi-

don suhteen eivät oleellisesti poikkea siitä mitä edellä jo saatiin. Objektiivisten selittäjien kohdalla vakuutuksen palvelukäytön estimaatit ovat hieman pienemmät kuin jälkimmäisessä mallis-

sa. Lopputulokseksi muodostuu päätelmä, että aineistossa lääkärinpalvelun käyttöaktiiviteetin ja vapaaehtoisen terveystulovakuutuksen välillä on merkitsevä positiivinen relaatio.

LIITE 1. AINEISTON MUUTTUJIEN TILASTOSUUREET

	HOITO	VAP_VAK	SP	TYÖ_TERV	TERV_TILA	KOUL_V	IKÄ	PERH_KOKO	TULOT_KT
mean	0.793	0.298	0.449	0.555	2.970	13.369	46.151	2.535	36.981
p50	1.000	0.000	0.000	1.000	3.000	13.000	48.000	2.000	28.750
sd	0.406	0.457	0.498	0.497	0.903	3.864	16.936	1.320	70.721
cv	0.512	1.536	1.108	0.896	0.304	0.289	0.367	0.521	1.912
min	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	2.000	15.000	1.000	0.000
max	1.000	1.000	1.000	1.000	5.000	33.000	75.000	12.000	1250.000

	SAIRAUS	TERV_IND	TH_KAT
mean	0.437	2.107	2.580
p50	0.000	1.900	2.000
sd	0.496	0.872	1.876
cv	1.135	0.414	0.727
min	0.000	1.000	1.000
max	1.000	5.000	8.000

mean = keskiarvo, p50 = mediaani, sd = keskihajonta, cv = variaatiokerroin, min = minimi, max = maksimi

LIITE 2. VAIHTOEHTOMALLIT (BIPROBIT –ESTIMOINTI, N =1272)

Muuttujat (ks. edellä Tulokset osion alku):

SAIRAUS_i = 1, henkilö i ilmoittaa, että hänellä on pysyvä sairaus, vika tai vamma; muutoin 0.

TERV_IND_i = painotettu keskiarvo vastauksista seuraaviin kysymyksiin:

Kuinka usein viimeksi kuluneiden neljän viikon aikana:

Terveysongelmat ovat vaikeuttaneet työntekoasi tai kotitöitä?

Sinulla on ollut särkyä tai kipua?

Olet kadottanut itseluottamuksesi?

Olet tuntenut itsesi onnettomaksi ja masentuneeksi?

Olet tuntenut, ettet pysty selviytymään kohtaamistasi vaikeuksista?

Vastauskaala: 1 = en kertaakaan, 2 = harvoin, 3 = joskus, 4 = usein, 5 = erittäin usein.

TH_KAT_i = Jos sairastat nykyisin tai sairastuisit, kuinka kattavana pidät oikeuttasi saada ilmaista tai melkein ilmaista terveydenhoitoa?

Vastauskaala: 1 = erittäin kattava, 2 = kattava, 3 = ei kovin kattava, 8 = eos.

MALLI 1		MALLI 2	
HOITO_1/0	Kerroin (z-arvo)	HOITO_1/0	Kerroin (z-arvo)
VAP_VAK	0.903 (3.04)	VAP_VAK	1.227 (5.74)
SP*SAIRAUS		TERV_IND	0.444 (8.64)
0 1	0.666 (5.81)	Vakio	-0.567 (-2.69)
1 0	-0.298 (-2.96)		
1 1	0.311 (2.77)		
Vakio	0.395 (2.71)		
VAP_VAK 1/0		VAP_VAK 1/0	
SP*SAIRAUS*IKÄ		TERV_IND	-0.172 (-3.79)
0 0	-0.020 (-7.15)	TH_KAT	
0 1	-0.022 (-8.55)	2	-0.301 (-3.50)
1 0	-0.014 (-5.25)	3	-0.622 (-5.51)
1 1	-0.018 (-7.13)	8	-0.790 (-4.72)
Vakio	0.307 (2.86)	Vakio	0.171 (1.44)
Wald $\chi^2(8)$	173.38	$\chi^2(6)$	227.12
Rho	-0.491 (-3.87)	Rho	-0.725 (-6.12)
Res. Normaalisuus $\chi^2(9)$	11.05	Res. Normaalisuus $\chi^2(9)$	5.81
VAP_VAK:		VAP_VAK:	
MAPE _{AM_y1}	0.250 (2.96)	MAPE _{AM_y1}	0.349 (5.10)
MAPE _{AM_y1 y2}	0.341 (2.52)	MAPE _{AM_y1 y2}	0.469 (7.89)

KIITOKSET

Haluamme kiittää käsikirjoituksen arvioijia ja toimittajaa arvioinnista ja kommentteista.

RAHOITTAJAT

Tutkimusta ei ole rahoittanut mikään taho.

KIRJOITTAJIEN KONTRIBUUTIOT

Molemmat kirjoittajat osallistuivat tutkimusasetelman muodostamiseen ja käsikirjoituksen kirjoittamiseen. Linden suoritti lopulliset analyysit.

Linden, M., Tuominen, P. *The impact of private health insurance on healthcare service usage. Sosiaalilääketieteellinen aikakauslehti – Journal of Social Medicine* 2023; 60: 263–275.

Over the past 15 years, the number of voluntary health expense insurances has more than doubled in Finland. Private health insurance enables insured people to quickly obtain the health services they need, which they may not be able to fund at their own cost. With insurance, households aim to partially supplement the shortcomings of the public health care service. The empirical part of the study examines whether health expenses insurance increases the use of health services by estimation of BiProbit model. The research data is a letter and telephone survey conducted by the

ISSP programme in 2011 in Finland. The results show that there is a significant positive relation between the health care use and voluntary health expense insurance.

Keywords: private medical expense insurance, use of health services, survey data, BiProbit model estimation

Saapunut (14.10.2022)

Hyväksytty (21.04.2023)

LÄHTEET

- (1) Määttänen N, Valkonen T. Yksityinen varautuminen hoivan rahoitusta täydentämässä. 2020; ETLA Raportti No. 98.
- (2) Finanssiala. Vakuutus tutkimus 2018. IRO-Research Oy.
- (3) Finanssiala. Sairauskulu vakuutus 2019–06/2019. Tilastot vuodelta 2019.
- (4) Tynkkynen LK, Alexandersen N, Kaarboe O, ym. Development of voluntary private health insurance in Nordic countries – An exploratory study on country-specific contextual factors. *Health Policy* 2018; 122: 485–492. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2018.03.008>
- (5) ISSP-2011. Suomen aineisto [elektroninen aineisto]. Yhteiskuntatieteellinen tietoaarkisto. Tampere: 2012.
- (6) Seppälä TT, Pekurinen M. Sosiaali- ja terveydenhuollon keskeiset rahavirrat. THL; 2014.
- (7) Klavus J, Rissanen, P. Terveydenhuollon rahoituksen progressiivisuus 1990–2012 ja sote-rahoitus uudistuksen arvioidut kohdentumisvaikutukset. THL; Työpäpaperi 1/2017.
- (8) Sosiaali- ja terveydenhuollon monikanavaisen rahoituksen edut, haitat ja kehittämistarpeet. THL; Raportti 4/2011.
- (9) Suomen terveydenhuollon menot kansainvälisessä vertailussa kohtuulliset: OECD Health Statistics 2020 -taloustietoja. Kuntaliitto; Ajankohtaista/ 2020/31.8.2020.
- (10) Terveydenhuollon menot ja rahoitus 2017. THL; Tilastoraportti 15/2019.
- (11) Tuorila H. Aikuisten vapaaehtoiset sairauskulu vakuutukset suomalaisilla terveysmarkkinoilla. Kilpailu- ja kuluttajaviraston selvityksiä 2/2019.
- (12) Valtonen H, Kempers J, Karttunen A. Supplementary health insurance in Finland. Consumer preferences and behavior. KELA; Working Papers 65/2014.
- (13) Alexandersen N, Anell A, Kaarboe, O, ym. The development of voluntary private health insurance in the Nordic countries. *Nordic Journal of Health Economics* 2016; 3: 68–83. <https://doi.org/10.5617/njhe.2718>
- (14) Häikiö L, Sointu L, Lehtonen TK, ym. Lasten perusterveydenhuollon valinta. Van-hempien odotukset ja perustelut. *Suomen Lääkärilehti* 2017; 72: 723–727.
- (15) Nguyen L, Seppälä, T. Väestön lääkäripalvelujen käyttö ja kokemukset terveyspalveluista. Teoksessa: Vaarama M, Karvonen S, Kestilä L, ym. (toim.): Suomalaisen hyvinvointi. Tampere: THL; 2014, 67–92.
- (16) Vuorenkoski L, Mladovsky P, Mossialos E. Finland: Health system review. *Health Systems in Transition* 2008; 10(4). European Observatory on Health Systems and Policies. Geneva: WHO.

- (17) Sagan A, Thomson S. Voluntary health insurance in Europe: role and regulation. WHO-Observatory Studies Series 2016; No. 43. Geneva: WHO.
- (18) Burchardt T, Propper C. Does the UK have a private welfare class? *J Soc Policy* 1999; 28: 643–665. <https://doi.org/10.1017/S0047279499005759>
- (19) Propper, C. Constrained choice sets in the U.K. demand for private medical insurance. *J Pub Econ* 1993; 51: 287–307. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(93\)90067-4](https://doi.org/10.1016/0047-2727(93)90067-4)
- (20) Propper, C. The demand for private health care in the UK. *J Health Econ* 2000; 19: 855–876. [https://doi.org/10.1016/S0167-6296\(00\)00045-X](https://doi.org/10.1016/S0167-6296(00)00045-X)
- (21) Johar M, Jones G, Keane MP, ym. The demand for private health insurance: Do waiting lists or waiting times matter? Centre for Health Economics Research and Evaluation; WP-2020/8. Sydney: University of Technology.
- (22) Mossialos E, Thomson S. Voluntary health insurance in the European Union: A Critical Assessment. *Int J Health Services* 2002; 32: 19–88. <https://doi.org/10.2190/K6BP-3H1R-L41M-HVGE>
- (23) Klavus J, Järvelin J, Pekurinen M, ym. Sairausvakuutus terveydenhuollon rahoitusmuotona, *Kansantal Aikak* 2005; 101: 314–327.
- (24) Kallio, J. Yksityisten lääkäripalveluiden käyttö ja ideologiset tekijät. *Yhteiskuntapolitiikka* 2008; 73: 477–493.
- (25) Bolin K, Hedblom D, Lindgren A, ym. Asymmetric information and the demand for voluntary health insurance in Europe. 2010; NBER-wp 15689. <https://doi.org/10.3386/w15689>
- (26) Harmon C, Nolan B. Health insurance and health services utilization in Ireland. *Health Econ* 2001; 10: 135–145. <https://doi.org/10.1002/hec.565>
- (27) Costa-Font J, Garcia-Villar J. Risk attitudes and the demand for private health insurance: the importance of captive preferences. *Ann Pub Cooperative Econ* 2009; 80: 499–519. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8292.2009.00396.x>
- (28) Kiil, A. What characterises the privately insured in universal health care systems? A review of the empirical evidence. *Health Policy* 2012; 106: 60–75. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2012.02.019>
- (29) Guinness L, Wiseman V. *Introduction to Health Economics*. Second edition. Berkshire: Open University Press; 2011.
- (30) Johnson-Lans S. *A Health Economics Primer*. London: Pearson Education; 2006.
- (31) Rothschild M, Stiglitz J. Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information. *Q J Econ* 1976; 90: 630–649. <https://doi.org/10.2307/1885326>
- (32) Chiappori PA, Durand F, Geoffard, PY. Moral hazard and the demand for physician services: First lessons from a French natural experiment. *Eur Econ Rev* 1998; 42: 499–511. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(98\)00015-4](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(98)00015-4)
- (33) Ettner, S. Adverse selection and the purchase of Medigap insurance by the elderly. *J Health Econ* 1997; 16: 543–562. [https://doi.org/10.1016/S0167-6296\(97\)00011-8](https://doi.org/10.1016/S0167-6296(97)00011-8)
- (34) Meer J, Rosen HS. Insurance and the utilization of medical services. *Soc Sci Med* 2004; 58: 1623–1632. [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(03\)00394-0](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(03)00394-0)
- (35) Fang H, Keane MP, Silverman D. Sources of Advantageous Selection: Evidence from the Medigap Insurance Market. 2006; NBER-wp 12289. <https://doi.org/10.3386/w12289>
- (36) Cameron AC, Trivedi PK, Milne F, ym. A Micro Econometric Model of the Demand for Health Care and Health Insurance in Australia. *Rev Econ Studies* 1988; 55: 85–106. <https://doi.org/10.2307/2297531>
- (37) Boyoung J, Kwon S. Effect of private health insurance on health care utilization in a universal public insurance system: A case of South Korea. *Health Policy* 2013; 113: 69–76. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2013.05.007>
- (38) Jowett M, Deolalikar A, Martinsson P. Health insurance and treatment seeking behavior: evidence from a low-income country. *Health Econ* 2004; 13: 845–857. <https://doi.org/10.1002/hec.862>
- (39) You CH, Kang SW, Choi JH, ym. The Effect of Private Health Insurance on Health Care Utilization: Evidence from Korea Health Panel (2008–2010). *Korean J Health Service Manage* 2014; 8: 101–113. <https://doi.org/10.12811/kshsm.2014.8.2.101>
- (40) Holly A, Gardiol L, Domenighetti G, ym. An econometric model of health care utilization and health insurance in Switzerland. *Eur Econ Rev* 1998; 42: 513–522. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(98\)00003-8](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(98)00003-8)
- (41) Buchmueller T, Couffinhal A, Grignon M, ym. Access to physician services: does supplemental insurance matter? Evidence from France. *Health Econ* 2004; 13: 669–687. <https://doi.org/10.1002/hec.879>
- (42) Einav L, Finkelstein A. Moral Hazard in Health Insurance: What We Know and How We Know It. *J Eur Econ Ass* 2018; 16: 957–982. <https://doi.org/10.1093/jea/ivy017>
- (43) Finkelstein A, Mahoney N, Notowidigdo MJ. What does (formal) health insurance do, and for whom? *Annu Rev Econ* 2018; 10:261–286. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080217-053608>
- (44) Heckman JJ. Building Bridges Between Structural and Program Evaluation Approaches to Evaluating Policy. *J Econ Lit* 2010; 48: 356–398. <https://doi.org/10.1257/jel.48.2.356>
- (45) Greene WH. *Econometric Analysis*, 7th ed. London: Pearson, 2012.

- (46) Wooldridge JM. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd ed. NY: MIT Press, 2010.
- (47) Acerenza C, Bartolotto O, Kedagni, E. Testing identifying assumption in bivariate probit models. (tulossa *J App Econometrics*, 2023).
<https://doi.org/10.1002/jae.2956>
- (48) Han S, Lee S. Estimation in a generalization of bivariate probit models with dummy endogenous regressors. *J App Econometrics* 2019; 34:994–1015.
<https://doi.org/10.1002/jae.2727>
- (49) Li C, Poskitt DS, Zhao, X. The bivariate probit model, Maximum likelihood estimation, pseudo true parameters and partial identification. *J Econometrics* 2019; 209: 94–113.
<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2018.07.009>
- (50) Murphy, A. Score tests of normality in bivariate probit models. *Econ Lett* 2007; 95: 374–379.
<https://doi.org/10.1016/j.econlet.2006.11.010>

MIKA LINDEN
VTT, dosentti
professori (emeritus)
Itä-Suomen yliopisto
Sosiaali- ja terveystieteiden laitos

PASI TUOMAINEN
KTM, TTM
Myyntijohtaja, OP Pohjois-Savo