



Munich Personal RePEc Archive

**Incomes, pension and retirement age:
empirical results with the birth year 1947
cohort**

Linden, Mikael and Väänänen, Niko

December 2024

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/123064/>
MPRA Paper No. 123064, posted 22 Dec 2024 06:06 UTC

Tulot, eläke ja eläkeikä: empiirisiä tuloksia vuoden 1947 ikäkohortin kohdalta

Mika Linden* & Niko Väänänen**

(Joulukuu/2024)

Tiivistelmä

Tutkimuksen tavoitteena on arvioida, nostiko vuoden 2005 eläkejärjestelmän ns. superkarttumasääntö eläköitymisikää 63 ikävuoden jälkeen. Tarkastelun kohteena on vuoden 1947 syntymäkohortin siirtyminen vuosina 2007-2015 vanhuuseläkkeelle. Superkarttuma mahdollisti paremman eläketason työntekoa jatkamalla ikävuoden 63 jälkeen. Tavoitteena oli, että eläkeikä nousisi. Tällöin talousteorian mukainen tulos, että korkea työtulo- ja eläketaso johtavat eläkeiän laskuun, ei välttämättä toteudu. Muuttujakolmikkoa {tulot, eläke, eläkeikä} rakenteellista riippuvuutta tutkitaan aluksi systeemimallin estimoinnin kautta. Saatuja tuloksia tarkennetaan tämän jälkeen IV-estimoinnilla eläkeiän kohdalta. Lopuksi tarkastellaan eläkeikämallin tuloksia uuden KLS-estimaattorin yhteydessä, joka huomioi tulo- ja eläkemuuttujien endogeenisuuden suoraan OLS-estimoinnin yhteydessä. Saavutetut tulokset tukevat päätelmää, että superkarttumasääntö johti eläkeiän nousuun keskimäärin n. 1.3 vuotta negatiivisesta tuloaikutuksesta huolimatta. Tulos antaa lisävalaistusta yksilötason eläkeiän määräytymisestä. Tästä voi olla hyötyä eläkejärjestelmän edelleen kehittämisen yhteydessä.

*) Kansantaloustieteen (emeritus) professori Itä-Suomen yliopisto/Sosiaali- ja terveysjohtamisen laitos/
Terveystaloustiede (SustAgeable – projekti, nro. 345385, Suomen Akatemia, 2021-2027).
E-mail: mika.linden@uef.fi

***) Erityisasiantuntija/ETK. E-mail: niko.vaananen@etk.fi

1. Johdanto

1.1. Lähtökohta

Eläkkeelle siirtymiseen vaikuttavat monet eri tekijät. Yleistäen voidaan sanoa, että yhteiskunnallisella tasolla eläkkeelle siirtymisen ajankohtaan ja työurien pituuteen vaikuttavat lainsäädäntöön, työelämään, talouteen, kansanterveyteen, arvoihin ja arvostukseen liittyvät seikat. Eläkepolitiikalla on pyritty pidentämään työuria viime vuosikymmeninä. Eläkkeelle siirtymisessä on kuitenkin kyse yksilön päätöksestä ja vallitsevasta elämän tilanteesta eläkeiän lähestyessä. Hyvän terveyden on todettu lisäävän halukkuutta jatkaa työssä vanhuuseläkeiän alarajaan asti ja myös sen yli (ks. esim. Palomäki & Tuominen 2010). Samoin myös hyvä työkyky on yhteydessä aikeisiin jatkaa töissä vähintään eläkeikään asti (Nivalainen & Järnefelt 2018). Toisaalta eläkejärjestelmään liittyvillä muutoksilla on vaikutusta havaittuun eläkeikään (ks. Gruber et al. 2020, Nivalainen et al. 2020).

Suomessa työ- tai vanhuuseläke määräytyy työtulojen tason kautta, jota täydennetään matalien tai puuttuvien tulojen kohdalla kansaneläkkeen ja sen tukiosien avulla (ns. takuueläke). Vuoden 2005 eläkejärjestelmässä työntekoa yli 63-vuotiaana jatkava sai palkastaan 4,5 prosentin kannustinlisän eli *superkarttuman* eläkkeensä päälle per vuosi aina 68-vuotiaaksi saakka. Nykyisessä, vuoden 2015, eläkejärjestelmässä kannustinlisä poistettiin ja tilalle tuli lykkäyskorotus, joka on 0,4 prosenttia kuukaudessa ja lasketaan palkan sijaan kertyneestä eläkkeestä. Tämän lisäksi eläkeiän alarajan saavuttanut, työtä jatkava, saa 1,5 prosentin karttuman palkastaan lykkäyskorotuksen ohessa. Tässä työssä tarkasteltavan vuoden 1947 syntymäkohortin vanhuuseläkeikäraja oli 63 vuotta, ts. vuosi 2010, ja nämä henkilöt siirtyivät eläkkeelle viimeistään vuonna 2015, joten he olivat vuoden 2005 eläkejärjestelmän piirissä. Heidän eläköitymispäätöksiinsä superkarttuma on voinut vaikuttaa. Tutkimuksen tavoitteena on arvioida – muiden syiden ohessa – onko superkarttumasäännön voimassaolo nostanut eläkeikää.

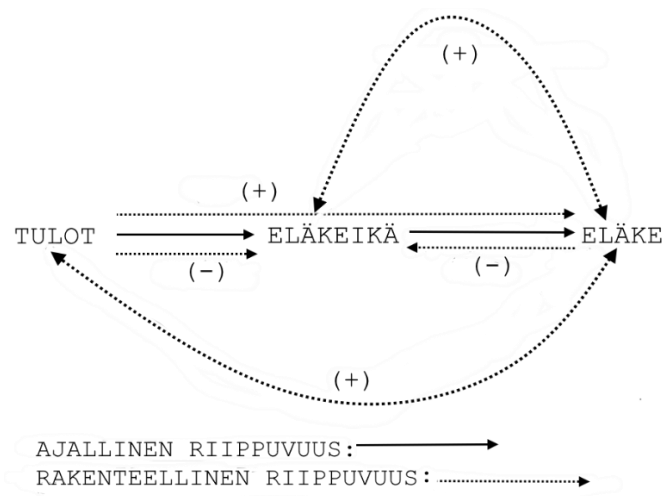
1.2. Tulot ja eläkeikä kun tuloilla on eläkekannuste

Ikääntymisen myötä eläköityminen tulee vastaan ennemmin tai myöhemmin. Toisaalta eläkkeestä ei pääse nauttimaan ennen kuin on eläköitynyt. Tässä ajallisessa tapahtumien kulussa alin lakimääräinen eläkeikä on keskeinen kiinnostuksen kohde henkilölle, jos hänen tulo- ja eläkekannustimet eivät ole merkittäviä. Näin tapahtuu varsinkin silloin kun tulotasoa per vuosi ennen eläköitymistä on matala ja takuueläkkeen taso ei merkittävästi poikkea eläkettä edeltävästä tulotasosta tai on jopa sen yläpuolella.

Taloustieteessä eläkeikä määräytyy elinkaarimallin avulla henkilön työntarjontapäätösten kautta. Eläköitymisajankohtana vapaa-ajan arvostus, kulutus, työnteon kuormitus ja työtulot ovat läheisesti riippuvia keskenään. Korkeammat tulot mahdollistavat vapaa-ajasta ja kulutuksesta nauttimisen lisääntymisen, jos vapaa-aika on normaalihyödyke. Täten korkeampi tulo- ja eläketaso johtavat eläkeiän laskuun. Näin ei kuitenkaan välttämättä tapahdu, jos eläkkeelle jääminen aiheuttaa suuren tulotappion menetettynä työtulona, joka voitaisiin hankkia myöhentämällä eläkeikää. Tällöin tämä ns. intemporaalinen substituutiovaikutus voi dominoida tulovaikutusta (aikainen elinikä), joten tulo- ja eläketason vaikutukset eläkeikään ovat epäselviä. Kuitenkin, jos annettu eliniän budjetti suosii eläketulo-osuutta työtulo-osuuden kustannuksella, niin eläkeikä laskee, vaikka monet muut tekijät ehdollistavat tätä tulosta (ks. esim. Crawford & Lilien 1981, Fields & Mitchell 1984, Cremer et al. 2004, Mao et al. 2014, Blundell et al. 2016, Chen et al. 2021).

Seuraava Kuva 1. osoittaa miten eläköitymisprosessi muodostuu sekä ajallisessa että rakenteellisessa muodossa, kun superkarttumasääntöä sovelletaan. Kuvan vaikutusnuolien avulla superkarttuma-eläkeiän tulo- ja eläkekannustevaikutukset tulevat ymmärretyksi. Tuloilla ja niistä riippuvalla vanhuuseläkkeellä on staattisessa tilanteessa pääsääntöisesti eläkeikää laskeva vaikutus (kuvassa vaakatason nuolet). Dynaamisessa tilanteessa, kun eläkekarttumaa kasvatetaan bonuksella (kaarevat nuolet kuvassa), joka syntyy työuraa jatkamalla, voidaan olettaa, että km. eläkeikä nousee. Tämä siksi, että superkarttumaeläkkeen saaminen ”pakottaa” *työskentelemään pitempää ja hankkimaan tuloja*, josta karttuman saisi. Nyt korkeiden tulojen negatiivinen vaikutus eläkeikään voi hävitä. Tämä siksi, että superkarttuma on työtuloperusteinen kuten pääsääntöisesti myös eläketaso itsessään on, eli suuremmat työtulot mahdollistavat suuremman eläkkeen ja absoluuttisen bonuskarttuman kuin matalat tulot.

Kuva 1. Tulot, eläkeikä, eläke ja superkarttuma



Kuvan 1. keskeinen sanoma on, että kaikki muuttujat kuvassa ovat endogeenisiä rakenteellisessa, ja osin myös ajallisessa, mielessä. Koska eläköitymisajankohta määrittää eläkkeen tason, voitaisiin helposti perustella malli missä eläkeikä ennustaa eläkkeen suuruuden. Toisaalta – varsinkin superkarttuman voimassa ollessa – henkilö pyrkii optimoimaan eläketasonsa tulojen avulla siten, että valittu eläkeikä on soveliaain hänelle. Koska valitulla eläkeikäällä ei ole suoraa takaisin kytkentä - vaikutusta tuloihin ja eläkeikä ja -taso vaikuttavat molemmin suuntaisesti toisiinsa, voitaisiin väittää, että tulot ovat yo. kuvassa vaikuttava tai jopa eksogeeninen muuttuja. Talousteoreettinen elinkaari-malli ei kuitenkaan tue tätä tilannetta, koska siinä tulot ja siitä saatava eläke maksimoivat elinvuosien yli kulutuksesta saatavan hyödyn. Lähtökohtana on, että edustava agentti pystyy myös määrittämään optimaalisen eläkeikänsä tietyin reunaehdoin. Tulema on nyt myös, että kolmikön $\{TULOT, ELÄKE, ELÄIKÄ\}$ kaikki muuttujat ovat endogeenisiä, joiden välillä on varsin monimutkaisia riippuvuus-rakenteita. Tilanne on siis varsin haasteellinen empiirisen tutkimuksen kannalta ja paine vähemmän vaatimaan tarkasteluun on ilmeinen.

1.3. Eläkeiän määräytymisen ekonometrinen malli

Aluksi lähtökohtana on, että tulomuuttuja (*INC*) on ennalta määrätty (eng. predetermined). Tämän puolesta voidaan esittää erilaisia argumentteja. Huomio, että henkilöt *eivät* pysty hallitsemaan työuransa tuloja siten, että ne optimoidaan myös saatavan eläkkeen (*PENS*) ja valitun eläkeiän (*retT*) kannalta, on oikeaan osuva. Henkilöt ovat lyhytnäköisiä ja eläkeiän lähestyessä he ottavat siihen saakka saadut tulot tai tulot juuri ennen eläkeikää annettuina tehdessään eläköitymispäätöksensä. Eläkeikää määrittää siten ennen kaikkea eläkejärjestelmän mahdollistava alin eläkeikä itsessään ja siitä saatava eläke. Tämä pitää varmaan paikkansa hyvin usean henkilön kohdalla, joille työuran heikko tulonmuodostus on ollut katkonainen ja ennakoimaton. Argumentti on siis pätevä, mutta se on ongelmallinen superkarttumasäännön yhteydessä, sillä nyt voidaan esittää kuten yllä Kuvassa 1, että superkarttumasääntö *endogenisoi* työtulojen hankkimisen, koska vain sitä kautta voi saada paremman eläkkeen bonuksineen. Henkilö siis valitsee siirtymisen karttumasäännön alaisuuteen, eli jatkaa täyspäiväistä työuraansa ja tulonhankintaansa jonkin aikaa ennen myöhempää eläköitymistä. Tuloja siis pyritään optimoimaan ja hallitsemaan siten, että tavoite-eläketaso ja -ikä saavutetaan.

Muuttujakolmikön $\{INC, PENS, retT\}$ riippuvuussuhteiden alistaminen lineaarisen mallin muotoon, missä eläkeikämuuttuja *retT* on selitettävä muuttuja ja tulot (*INC*) ja eläke (*PENS*) ovat ennustavia muuttujia, johtaa virheellisiin tuloksiin, mikäli malli estimoidaan OLS-menetelmällä. *PENS*-muuttujan selvä endogeenisuus mallissa tarvitsee tuekseen instrumenttimuuttajaestimoinnin (IV). Huomaa kuitenkin, että oletus *INC*-muuttujan eksogeenisuudesta ei ole tarpeellinen *PENS*-muuttujan ker-

toimen konsistentin IV-estimoinnin kannalta. Riittää vain, että *INC* esiintyy eläkeikämallissa kontrol-limuuttujana, joka voi tehdä *PENS*-muuttujan instrumenttimuuttujasta validin (ns. conditional mean independence -oletus).

Koska mallinnuksen lähtökohta on selvittää miten tulot ennen eläköitymistä ja eläke superkarttuma-bonuksineen vaikuttavat eläköitymisikään, voidaan esittää myös mallivariaatioita, joissa eläkeikä (*retT*) määrittää jokin funktio tuloista ja eläkkeestä. Seuraavassa täsmennetään kaksi analyysia täy-dentävää vaihtoehtoa: tulotappio- ja korvausastelähtökohdat. Ensimmäisessä tapauksessa henkilö pyrkii eläköitymään silloin kun eläkkeen ja tulojen erotus ($NET_inc = PENS - INC$) on absoluuttisesti mahdollisimman pieni, ts. eläketaso ei juuri poikkea edeltäneestä tulotasosta. Koska superkarttuma-sääntö pienentää tätä erotusta, niin tällä lähtökohdalla perusteensa tässä yhteydessä. Sama voidaan todeta myös korvausasteen kohdalla. Tällöin eläkkeen suhde tuloihin ($CR = PENS/INC$) määrittää eläkeikä nostavasti, mikäli superkarttumasäännöllä on merkitystä eläkeiän kannalta. Nämä malli-ratkaisut eivät tietenkään poista tulo- ja eläkemuuttujien ei-eksogeenisuutta tarkastelussa, mutta laskevat estimoitavan mallin dimensiota.

Seuraavaksi esitellään tutkimuksen aineisto. Tämän jälkeen tutkitaan muuttujakolmikron $\{INC, PENS, retT\}$ rakenteellista riippuvuutta aluksi systeemimallin estimoinnin kautta. Saatuja tuloksia tarkennetaan tämän jälkeen IV-estimoinnilla *retT* -muuttujan suhteen. Lopuksi tarkastellaan *retT*-mallin tuloksia uuden KLS-estimaattorin yhteydessä, joka korjaa tulo- ja eläkemuuttujien aiheut-taman endogeenisuusharhan suoraan OLS-estimoinnin yhteydessä. Hyvin tarkentuneiden KLS-estimaattien pohjalta voidaan sanoa, että superkarttumasäännön voimassaolo on nostanut eläkeikä keskimäärin n. 1.3 vuotta, vaikkakaan tässä yhteydessä ei voida tarkasti osoittaa mikä osuus tästä lankeaa juuri eläkkeen superkarttuman osalle.

2. Aineisto

Suomessa suurina ikäluokkina pidetään vuosien 1945 – 1950 välisenä aikana syntyneitä (Karisto 2005). Vuonna 1947 Suomessa syntyi 108,168 henkilöä. Kyseessä on suurin Suomessa syntynyt ikä-luokka. Lapsikuolleisuus oli korkeaa 1940 –luvun lopussa ja 6228 lasta kuoli jo ennen yksivuotis-päiväänsä. Seuranta-aineistomme, joka kohdistui aikaväliin 1.1.2007 – 31.12.2019, koko oli 80,112 henkilöä, kun tiedoistamme jäi pois henkilöt, jotka eivät asuneet manner-Suomessa, tai eivät olleet äidinkieleltään suomen- tai ruotsinkielisiä, tai olivat kuolleet aiemmin. On muistettava, että Suomessa jokaista eläkettä pitää hakea ja niitä ei automaattisesti myönnetä edes silloin kun ihminen täyttää tie-tyt kriteerit (esimerkiksi eläkeiän ylärajan). Aineistossa 2557 henkilöltä ei löydy tietoja työeläkkeel-

le siirtymisestä, joten he jäivät pois aineistosta. Yleisin ensimmäinen eläke aineistossa oli vanhuuseläke, ts. noin 46,3 prosenttia aineiston eläkeläisistä. Seuraavaksi yleisintä oli jäädä työkyvyttömyyseläkkeellä. Heitä oli noin 25,4 prosenttia. Tutkimusaineiston muodostaa siis ne vanhuuseläkeläiset, jotka olivat jääneet suoraan vanhuuseläkkeelle tai ovat siirtyneet sinne työkyvyttömyyseläkkeeltä. Tämän lisäksi keskitymme niihin henkilöihin, jotka olivat eläköityneet alkaen ikävuodesta 59 mutta ennen ikävuotta 68. Tämä rajaa tutkimusaineiston koon lopulta 40,633 henkilöön. On huomattava, että aineisto sisältää siis henkilöitä, jotka ovat olleet työkyvyttömyyseläkkeellä ennen ikävuotta 63 ja siirtyneet tämän jälkeen miltei poikkeuksetta vanhuuseläkkeelle täytettyään 63 vuotta. Näitä henkilöitä superkarttumasääntö ei tietenkään koske, koska he eivät ole voineet jatkaa työuraansa täytettyään 63 vuotta. Näiden henkilöiden mukanaolo otoksessa perustuu siihen, että tavoitteena oli saada mahdollisimman laaja verrokkipopulaatio mukaan aineistoon koskien henkilöitä, jotka eivät ole superkarttumasäännön piirissä. Näin haluttiin myös saada aikaiseksi kontrasti aineiston osanjoukkojen välille korostamaan superkarttumasäännön valikoivaa luonnetta, ts. eläkejärjestelmä valikoi säännön piiriin henkilöitä, jotka ovat olleet riittävän työkykyisiä jatkaakseen työuraansa ikävuoden 63 jälkeen.

Keskeiset aineiston tarkastelumuuttujat ovat

$retT$ = eläköitymisikä ikävälissä 59 - 68 vuotta (vuosina kahden desimaalin tarkkuudella)

$$D_{SICK} = \begin{cases} 0, & \text{sairauspäiviä } 0 \text{ ennen eläköitymistä} \\ 1, & \text{jos sairauspäiviä } > 0 \text{ ennen eläköitymistä} \end{cases}$$

$$D_{63} = \begin{cases} 1, & \text{jos eläkeikä } > 63v \text{ (superkarttuma voimassa)} \\ 0, & \text{jos eläkeikä } \leq 63v \text{ (superkarttuma ei voimassa)} \end{cases}$$

INC = vuosikeskiarvo tuloista ennen eläköitymistä (1000 euroa)

$PENS$ = vuosikeskiarvo eläkkeistä eläköitymisen jälkeen (1000 euroa)

$GEND$ = sukupuoli (mies = 1, nainen = 2)

AGE = ikä seurannan lopussa tai kuolin ikä seurannan aikana (vuosina kahden desimaalin tarkkuudella)

Liite 1 antaa näiden muuttujien keskeiset tilastosuureet. Aineistojako eläkeikävuoden 63 kohdalla osoittaa, että tulot (INC) ja eläke ($PENS$) ovat suurempia kuin eläköityminen tapahtuu superkarttumasäännön voimassaollessa. Myöhemmin eläköityvät ovat myös terveempiä.

3. Tuloksia

3.1. Lähtökohta

Aluksi on syytä tarkastella aineistokorrelaatioita mielenkiintomuuttujien kohdalta sen mukaan, onko eläköityminen tapahtunut ennen ja jälkeen ikävuoden 63. Taulukko 1 osoittaa, että suora korrelaatio eläkeiän ja eläketason välillä on -0.051 kun eläköityminen on tapahtunut ennen ikävuotta 63. Tulojen suhteen korrelaatio on 0.221. Suluissa esiintyvät luvut ovat osittaiskorrelaatiota, ts. riippuvuuslukuja, kun kolmannen muuttujan merkitys on poistettu OLS-estimoinnin avulla. Eläkeiän ja eläkkeen

Taulukko 1. Eläkeiän, tulojen ja eläkkeen korrelaatiot eläkeikäryhmissä ennen ja jälkeen ikävuoden 63 vuotta (osittaiskorrelaatiot suluissa)

| | $D_{63} = 0 (\leq 63v)$ (N = 18,613) | | $D_{63} = 1 (>63v)$ (N = 17,282) | |
|------|--------------------------------------|------------------|----------------------------------|------------------|
| | retT | PENS | retT | PENS |
| PENS | -0.051 (-0.284) | | 0.173 (0.115) | |
| INC | 0.221 (0.351) | 0.684 (0.717) | 0.134 (-0.033) | 0.869 (0.867) |

osittaiskorrelaatio on -0.284 ja vastaavasti tulojen on 0.351. Nämä tulokset korostavat tulemaa, että *ennen* superkarttumaikää 63 vuotta korkeampi tulotaso ennustaa myöhempää eläkeikää mutta korkeampi eläketaso laskee sitä. Huomaa, että eläkkeen ja tulojen korrelaatiot ovat 0.684 ja 0.717. Tilanne muuttuu päinvastaiseksi eläkeiän kannalta, kun siirretään tarkastelu superkarttuman puolelle eli yli 63-vuotiaat eläkeläiset. Eläkeiän eläkekorrelaatio on positiivinen, kuten on myös tulokorrelaatio, mutta tämän osittaiskorrelaatio eläkeiän kanssa on negatiivinen. Tulojen ja eläkkeen väliset korrelaatiot ovat suurempi kuin aiemmin. Tulokset puhuvat sen puolesta, että eläketason, jossa on mukana superkarttuma, nousu johtaa eläkeiän nousuun, mutta tulotaso ei tee sitä välttämättä, kun eläkevaikutus on laskettu pois. Kuvan 1 rakenteen kannalta tulokset eivät ole täysin odotusten mukaisia, mutta superkarttuma -mekanismin kannalta ne ovat rohkaisevia.

3.2. Systemimallin tulokset

Empiirinen mallinnus aloitetaan epämuodikkaalla systeemiratkaisulla missä sallitaan, että kaikki kolme muuttujaa $\{INC, PENS, retT\}$ ovat endogeenisiä, mutta omat malliyhtälöt täsmennetään vain eläkeiälle ja eläketasolle. Tulot esiintyvät endogeenisena ennustajana näissä yhtälöissä. Sairauspäivämuuttuja D_{SICK} on eksogeeninen muuttuja ja muuttujia sukupuoli ($GEND$), ikä (AGE) ja niiden interaktioita käytetään instrumenttimuuttujina. Näiden relevanttisuuteen ja validiteettiin palataan IV-estimoinnin yhteydessä myöhemmin. Mallit estimoidaan simultaanimuodossa ns. 3SLS- menetelmällä, joka sallii yhtälöiden virhetermien väliset korrelaatiot. Mallit estimoidaan erikseen eläkeikä-

luokalle alle 63 vuotta (SYS1 ja SYS2) ja yli 63 vuotta (SYS3 ja SYS4). Malleissa SYS1 ja SYS3 on mukana myös ennustajana eläkeikämuuttuja *retT* eläkkeen koolle (*PENS*) mutta malleissa SYS2 ja SYS4 se *ei* ole mukana. Tavoitteena on jäljittää mikä rooli eläkeikäällä (*retT*) on eläketason (*PENS*) ennustajana. Tulokset (ks. Taulukko 2) osoittavat, että eläkeikämuuttujalla on ratkaiseva rooli eläketason määrääjänä, kun superkarttumasääntö *ei ole* voimassa. Mallin SYS1 tuloksissa *retT* -muuttuja neutralisoi kokonaan tulomuuttujan merkityksen eläketason määrääjänä. Mallissa SYS2, missä *retT* ei ole mukana eläkeyhtälössä, tulot (*INC*) määrittävät eläketasoa (*PENS*) kuitenkin selkeästi. Toisaalta tulomuuttuja *INC* ei määritä eläkeikää (*retT*) kummassakaan SYS1 tai SYS2 mallissa, oli *retT* -muuttuja mukana tai ei eläketasoyhtälössä. Eläketaso (*PENS*) nostaa eläkeikää ja muuttujan kerroinestimaatti, n. 0.125, on tilastollisesti merkitsevä. Tulojen ja eläkeiän toisiaan poissulkeva merkitys eläkkeen kannalta on syytä tutkia tarkemmin toisessa yhteydessä.

Taulukko 2. Systemimallitulokset eläkeikäälle, eläkkeelle ja tuloille, kun eläkeikä on alle ja yli 63 vuotta.

| YHTÄLÖ JA MUUTTUJAT | SYS1 $D_{63} = 0$ ($\leq 63v$) | SYS2 $D_{63} = 0$ ($\leq 63v$) | SYS3 $D_{63} = 1$ ($> 63v$) | SYS4 $D_{63} = 1$ ($> 63v$) |
|-------------------------------------------------------------|----------------------------------------|----------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|
| retT | | | | |
| $D_{SICK} = 1$ | 0.006 | 0.060 | 0.083* | 0.160*** |
| INC | -0.009 | -0.009 | -0.154*** | -0.166*** |
| PENS | 0.122*** | 0.127*** | 0.237*** | 0.258*** |
| vakio | 60.07*** | 59.63*** | 64.702*** | 64.631*** |
| PENS | | | | |
| INC | 0.100 | 0.552*** | 0.669*** | 0.688*** |
| retT | 7.832*** | | 2.919*** | |
| vakio | -470.32*** | 5.739*** | -189.49*** | -1.154*** |
| N | 18613 | 18613 | 17282 | 17281 |
| CHI(2) | | | | |
| Malli: retT | 938.35*** | 5551.76*** | 53.58*** | 63.57*** |
| Malli: PENS | 815.73*** | 1783.54*** | 3994.87*** | 4676.45*** |
| Endogeeninen: retT PENS INC, Eksogeeninen: D_{SICK} (0/1) | | | | |
| Instrumentit: GEND (1/2), AGE, AGE*GEND(1), AGE*GEND(2) | | | | |
| p < 0.05 (*), p < 0.01 (**), p < 0.05 (***) | | | | |

Kun siirrytään superkarttumaiän puolelle (ts. $D_{63} = 1$: mallit SYS3 ja SYS4), niin tulokset ovat vakaampia. Muuttujan *retT* -mukanaolo *PENS*-yhtälössä (malli SYS3) ei vaikuta juuri lainkaan mallisysteemin muihin kerroinestimaatteihin. Eläkkeen taso (*PENS*) kasvattaa eläkeikää (*retT*) kertoimen arvolla n. 0.25 ja tulot (*INC*) ennen eläköitymistä pienentävät eläkeikää kertoimella n. -0.16 riippumatta siitä onko muuttuja *retT* mukana tai ei *PENS* -muuttujan yhtälössä. Tulojen eläketasoa nostava vaikutus tulee esille selkeästi kertoimen arvolla n. 0.68.

Mediaanitulon ja -eläkkeen arvoilla, kun karttumasääntö on voimassa (29.730 ja 18.720 euroa) eläkeiän nousua ei esiinny, koska tulojen ja eläkkeen yhteis- tai nettovaikutus on hyvin pieni (n. 0.1 vuotta). Sairauspäivämuuttujan D_{SICK} rooli on mielenkiintoinen tuloksissa. Muuttujan kerroinestimaatti on tilastollisesti merkitsevä vain superkarttumaiän puolelle, mutta estimaatti on *positiivinen*. Tämä voidaan tulkita siten että, koska lyhyet sairausajat (ts. alle 1 viikko) dominoivat taustalla muuttuja-arvoa $D_{SICK} = 1$, niin lyhyillä sairauspäivillä voi olla terveyttä *lisäävä* vaikutus indikoiden kasvavaa eläkeikää.

Yhteenvedona voidaan todeta, että systeemitulokset eläkeiän tulo- ja eläkeriippuvuuden kohdalla ovat oikeaan osuvia ja valaisevia Kuvassa 1 hahmotellun rakenteen kannalta. *INC*- ja *PENS* -muuttujien merkitys korostuu superkarttumaiän puolella ja ennen sitä eläketaso määrittää yksin nostaen eläkeikää. Tämä tapahtuu pienemmällä kertoimen arvolla kuin superkarttumaiän kohdalla, jolloin tulo- ja eläke- muuttuja laskee suoraan eläkevaikutuksen suuruutta. Eläkeiällä on vaikutus eläketasoon, mutta se ei vaikuta muiden endogeenisten muuttujien kerroinestimaattien arvoihin superkarttumasäännön voimassa ollessa. Tulokset eivät tietenkään anna mitään tarkkaa arvoa superkarttumaeläkkeen osuudesta eläkeiän nousuun, mutta eivät kuitenkaan sulje pois sen merkitystä tuloksissa. Koska systeemimallin tulokset ovat hyvin täsmennysherkkiä ja käytettyjen instrumenttien relevanttisuuden ja validiteetin analyysi on hankalaa sen yhteydessä, niin on syytä tutkia tulojen ja eläkkeen eläkeikävaikutuksia suoraan eläkeiän rakenneyhtälön IV-estimoinnin kautta. Tällöin voidaan hallita paremmin puuttuvien selittäjien, endogeenisuuden ja mittausvirheiden vaikutusta estimointituloksiin.

3.3. IV-estimointitulokset

Seuraavassa pyritään lineaarisen yhden yhtälön mallin avulla selvittämään tarkemmin mikä on ennen kaikkea eläkkeen tason merkitys eläköitymisiän kannalta. Tarkastelun kohteena on seuraava rakenteellinen kynnyksimalli eläkeiälle, missä muuttujat *INC* ja *PENS* ovat ensisijaisesti endogeenisia ¹⁾

$$retT_i = \alpha + \beta D_{SICK,i} + cD_{63,i} + \delta_1 INC_{i,\leq 63v} + \delta_2 INC_{i,>63v} + \phi_1 PENS_{i,\leq 63v} + \phi_2 PENS_{i,>63v} + \mathbf{X}_i \mathbf{c} + \varepsilon_i$$

¹⁾ Malli on ns. tasomuodossa eläkeikävuoden 63 kohdalta tulojen ja eläkkeen suhteen, ei ero- tai lisäysmuodossa, ts. *ei käytetä* mallimuotoa

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 D_{63} + \beta_0 X + \beta_1 D_{63} X + \varepsilon$$

Tasomuoto on tässä yhteydessä selkeämpi, koska tavoitteena on arvioida suoraan, miten palkka- ja eläketasot ennustavat eläkeikää ennen ja jälkeen 63 vuotta, ei niinkään miten niiden tasoerot sen tekevät. Kyse on siis saman mallin kahdesta eri muodosta, sillä esim. jos $Y = retT$ ja $X = INC$ niin $\beta_1 = \delta_2 - \delta_1$.

On huomattava, että kynnystekijä $D_{63} = 0/1$ on eläkepoliittinen muuttuja, joka muodostaa eläkeiän, jonka jälkeen superkarttumasääntö on voimassa. Muuttuja on luonteeltaan eksogeeninen ja se muodostaa ns. ennen ja jälkeen -tilanteen, jossa bonuseläkkeen vaikutus eläkeikään on kiinnostuksen kohteena tässä yhteydessä. Muuttujan D_{63} ”käsittelyvaikutuksen” esille saaminen eläkeikään vaatisi kuitenkin verrokkiaineiston, jossa superkarttumasääntö *ei olisi voimassa yli 63-vuotiaille*. Tässä yhteydessä D_{63} :n kerroinestimaatin tulkinta vastaa sitä keskimääräistä eläköitymisiän lisäystä mallin vakiotermin päälle, kun henkilö on eläköitynyt ikävuoden 63 jälkeen (ks. ed. alaviite 1). Karttuma-eläkkeen eläkeikävaikutuksesta se ei sano mitään.

Seuraavassa hyödynnetään instrumenttimuuttuja -menetelmän (IV) ratkaisua (ts. 2SLS-estimointi) karttuma-eläkkeen merkityksen arvioimiseen eläkeiän kannalta aineistossa. IV-estimointi rakentuu seuraavien relevanttisuus- ja validiteettioletusten varaan, kun muuttuja X^E on rakennemallin oikealla puolella oleva endogeeninen muuttuja:

- A) Instrumenttimuuttujat Z eivät saa olla heikkoja, ts. korrelaatio Z :n ja X^E :n välillä ei saa olla pieni.
- B) Instrumenttimuuttujat Z eivät saa olla endogeenisiä, ts. korrelaatiota Z :n ja mallin virhetermin ε :n (ja selitettävän muuttuja Y) välillä ei saa esiintyä.

Näiden ehtojen merkitys empiirisen IV-estimoinnin kohdalla on synnyttänyt laajan uuden kirjallisuuden, joka on keskittynyt kohtaan A) (ks. esim. Mikusheva 2013, Andrews et al. 2019, Young 2022, Lee et al. 2022). Yllättävän vähän kirjallisuudesta on keskittynyt ehtoon B), vaikka se on monessa mielessä huomattavasti merkittävämpi ja haasteellisempi ehto (Klein-Huntington 2021). Haasteellisuus nousee siitä, että tutkijan on keksittävä soveltuvia instrumenttimuuttujia ilman ohjavia testejä tai etsintäproseduureja. Ainoa yleistävä ohje on, että pyri löytämään sellaisia (satunnaisia) muuttujia, jotka korreloivat muuttujan X^E kanssa, mutta eivät rakennemallin virhetermin tai Y :n kanssa. Ohjeen yleisyys on johtanut tilanteeseen, missä tutkijan tehtäväksi muodostuu kertoa vakuuttava ja neuvokas tarina (ns. identifikaatio), miksi hänen käyttämänsä IV-muuttujat ovat valideja, ts. ennustavat hyvin muuttujaa X^E , mutta *eivät* muuttujaa Y suoraan, ts. eivät kuulu mielenkiintomuuttujan Y rakennemalliin. Tämän ”tarinatuokio” -lähestymistavan ongelma on se, että vaikka tarina – yksi monien muiden ohessa – olisi hyvä (ts. validi eli perusteltu tai vakuuttava), se ei ole useinkaan relevantti (merkityksellinen), eli esitetyt IV-muuttujat eivät korreloi riittävästi muuttujan X^E kanssa (ns. heikkojen instrumenttien ongelma). Tällöin IV-kerroinestimaatit eivät ole harhattomia eikä konsistenttejä. Itseasiassa ne voivat olla huonompia kuin OLS estimaatit (ks. em. lähteet ja Liite 2).

Seuraavassa ei ryhdytä syvällisten tarinoiden kertojaksi, vaan esitetään kaksi muuttujaa, jotka voivat olla sekä valideja että relevantteja tässä yhteydessä. Ensiksi esitetään, että henkilön ikä (ts. syntymäaika) otoksessa (*AGE*), joka muodostuu joko otannan seurannan aikana (1.1.2007 – 31.12.2019) kuolleen henkilön kuolin iästä tai 31.12.2019 elossa olevan henkilön iästä, on kelpoinen instrumentti. Muuttuja *AGE* sisältää aitoa satunnaisuutta, jonka ei voida olettaa korreloivan eläkeiän rakennemallin virhetermin kanssa. Toisaalta, koska otoksen kaikki henkilöt ovat syntyneet vuonna 1947, voidaan esittää, että ikä ei muodosta riittävää vaihtelua, joka määrittäisi eläkeiän vaihtelua, kun sairastavuus, tulo- ja eläkevaikutukset ovat huomioitu. Ikämuuttuja on myös relevantti IV-muuttuja, koska se korreloi eläke- ja tulotason kanssa, ts. parempi tuloiset henkilöt elävät pitempään (ks. Liite 1 ja Linden 2024). Toisena IV-muuttujana käytetään henkilön sukupuolta (*GEND* = mies (1), nainen (2)), sillä voidaan olettaa, että sukupuolella on merkitystä eläke- ja tulotason kannalta, mutta se ei välttämättä korrelaatio eläkeiän kanssa suoraan, koska eläkejärjestelmän pitäisi olla sukupuolineutraali.

Seuraavassa Taulukossa 3 (seur. sivu) raportoidaan aluksi mallin 1) OLS-estimointitulokset IV-tulosten vertailupohjaksi. IV-1 estimoinnissa muuttuja *PENS* on endogeeninen, ja *INC* toimii ennalta määrättyinä kontrollimuuttujana. Mallissa IV-2 myös *INC* on endogeeninen. Tätä ratkaisua voidaan tukea myös havainnolla, että muuttuja *INC* on mittausvirheinen. Aineistossa henkilön tulot on havaittu vain vuodesta 2007 lähtien, joten hänen työuransa kaikki tulot eivät ole mukana aineistossa. Tämä johtaa eräiden henkilöiden kohdalla virheellisiin keskivuosituloihin, joiden seurauksena OLS-estimointi on harhainen kohti nollaa ainakin *INC*-muuttujan kohdalla.

Mallit ALT-1 ja ALT-2 ovat ratkaisuja, joissa käytetään tulotappio- ja korvausastemuuttujia (*NET_inc* ja *CR*) ennustajina eläkeikämuuttujalle. Jälkimmäisen kohdalla käytetään *ln*-muunnosmallia kerroinestimaattien tulkinnan helpottamiseksi. Molemmat nämä vaihtoehtotäsmennykset estimoidaan myös IV-menetelmällä, koska *NET_inc*- ja *CR*-muuttuja ovat endogeenisten muuttujien muunnoksia.

Keskeinen tulos Taulukossa 3. on, että OLS-estimointi tuottaa absoluuttisesti pienempiä kerroinestimaatteja kuin 2SLS-estimoinnit IV-1 ja IV-2 mielenkiintomuuttujille *INC* ja *PENS*. Tulomuuttujan (*INC*) IV-1 kerroinestimaatti on vailla merkitystä, kun eläköityminen tapahtuu ennen ikävuotta 63 ja vaihtuu merkitsevästi negatiiviseksi, kun eläkeikä on yli 63 vuotta. Eläkemuuttujan (*PENS*) IV-1 kerroinestimaatti on positiivinen, mutta se on suurempi, kun siirrytään 63 vuoden eläkeiän puolelle. IV-2 estimoinnissa tulokset ovat samankaltaisia, mutta kerroinestimaatit ovat absoluuttiselta kooltaan hieman pienempiä, mutta osin epätarkempia, kuin IV-1 estimoinnissa.

Taulukko 3. IV-estimointitulokset eläkeikämalleille

| MUUTTUJA | OLS | IV-1 | IV-2 | ALT-1 | ALT-2 |
|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------------------|-----------------|----------------|--------------|-----------------|
| D _{SICK} = 1 | -0.125*** | 0.026 | 0.102*** | 0.223*** | 0.001 |
| D ₆₃ = 1 (>63v) | 1.943*** | 1.689* | 4.294*** | 4.810*** | -1.234*** |
| INC | | | | | |
| ≤63v | 0.027*** | 0.007 | 0.015 | | |
| >63v | -0.004*** | -0.093** | -0.080* | | |
| PENS | | | | | |
| ≤63v | -0.045*** | 0.018 | 0.083* | | |
| >63v | 0.024*** | 0.203** | 0.132** | | |
| NET_inc | | | | | |
| ≤63v | | | | -0.173*** | |
| >63v | | | | 0.039 | |
| lnCR | | | | | |
| ≤63v | | | | | -0.094** |
| >63v | | | | | 0.211*** |
| vakio | 62.64*** | 61.86*** | 60.20*** | 60.45*** | 4.53*** |
| N | 35,895 | 35,895 | 35,895 | 28652 | 28652 |
| R ² | 0.535 | (0.301) | (0.219) | . | . |
| Endogeeninen: retT PENS INC, Eksogeeninen: D _{SICK} (0/1) Instrumentit: GEND (1/2), AGE, AGE*GEND(1), AGE*GEND(2) p < 0.05 (*), p < 0.01 (**), p < 0.05 (***) | | | | | |

Tulokset puhuvat selkeästi superkarttuman sisältävän eläkkeen eläkeikää nostavan vaikutuksen puolesta riippumatta estimointimenetelmästä. Erot OLS ja IV-1 estimointituloksien välillä korostavat seikkaa, että OLS-estimaatit ovat harhaisia *INC*- ja *PENS*-muuttujien endogeenisuuden takia. Kun lasketaan mallituloksen IV-1 kohdalla mediaanituloilla ja -eläkkeellä (29.73 ja 18.72) superkarttumasäännön eläkeikävaikutukset, saadaan tuloksiksi $-0.093 \times 29.73 + 0.203 \times 18.72 = -2.765 + 3.800 \approx 1.04$ vuotta. Vaikutusten kerroinkohtaiset 95 %:n luottamusvälit ovat kuitenkin suuria [CI_{95%}: -4.80, -0.68] ja [CI_{95%}: 1.18, 6.42]. Mallituloksen IV-2 kohdalla nettoeläkeikävaikutus on 0.1 vuotta ja kerroinestimaattien -0.080 ja 0.132 vaikutusten 95 %:n luottamusvälit ovat [CI_{95%}: -4.28, -0.47] ja [CI_{95%}: 0.75, 4.21]. Nämä tulokset ovat liian epätarkkoja, jotta voitaisiin osoittaa edes siedettävällä varmuudella, että eläketason nousu nostaa eläkeikää, kun samalla huomioidaan tulotasovaikutus.

ALT-1 ja ALT-2 mallien IV-estimointitulokset tukevat osin eläketason eläkeikää nostavaa vaikutusta superkarttumasäännön yhteydessä. Näiden mallien kerroinestimaattien tulkinta vaatii kuitenkin tarkennusta. Mallin ALT-1 kohdalla tulotappiomuuttujan *NET_inc* = *PENS* - *INC* kerroin on tilastollisesti merkitsevä vain, kun superkarttumasääntö *ei ole* voimassa. Muuttujan kerroinestimaatti on negatiivinen (-0.173). Tämä tarkoittaa, että mediaanitulotappion arvolla (-8.980 euroa) eläkeikävaikutus on 1.55 vuotta. Toisin sanoen, jos tulotappio olisi positiivinen eli eläke suurempi kuin tulot ennen eläköitymistä, niin eläkeikä laskisi. Mallissa ALT-2 superkarttumaeläkeläisten kohdalla korvausasteen (CR) 10 %:n nousu johtaa eläkeiän 2.1 %:n [CI_{95%}: 1.54, 2.67] nousuun. Tämä

tarkoittaa n. 1.3 vuotta lisää eläkeikää ikävuoden 63 jälkeen. Alle 63 vuoden eläkeisille korvausasteen nosto johtaa eläkeiän laskuun. 10 %:n nousu laskee eläkeikää 0.94 %:a [CI_{95%}: -1.64, -0.24].

Vaikkakin laskennalliset eläkeikävaikutukset mediaanitulolla ja -eläkkeellä superkarttumasäännön voimassa ollessa ovat epätarkkoja IV-1 ja IV-2 mallituloksissa, niin tämä ei tarkoita, että tuloilla ja eläkkeellä ei olisi eläkeikävaikutuksia. Koska meillä tuskin on olemassa henkilöitä, joilla on aineiston mediaanitulo ja -eläke siten, että niiden eläkeikävaikutukset kumoaisivat toisensa, niin on syytä tutkia, miten eläkeikä määräytyy eri tulotasoilla. On helppoa mieltää erilaisia yksilötason tapauksia, missä henkilön tulo- ja eläketasot poikkeavat paljon toisistaan. Taulukon 3. tulosten johdonmukaisuus varsinkin superkarttumasäännön voimassa ollessa piilee siinä, että mitä suurempi on eläke (suhteessa tuloihin) sitä myöhemmin eläköidytään, ja mitä suurempia ovat tulot (suhteessa eläkkeeseen) sitä aiemmin eläköidytään.

Seuraavassa Taulukossa 4, missä mallit IV-1 ja IV-2 on estimoitu alle ja yli *koko aineiston* mediaanitulotason (25.980 euroa), tulokset osoittavat, että *alle* mediaanitulotason eläkkeen eläkeikää nostava vaikutus on aiempaa suurempi suhteessa tulovaikutukseen superkarttuman ollessa voimassa. Toisaalta mediaanitulotason yläpuolella tulos on osin päinvastainen. Tulotappio- ja korvausastemuutujille (*NET_inc* ja *CR*) tulokset ovat Liitteessä 3. Keskeinen tulos yli 63-vuotiaana eläköityneille on, että kun tulotaso on alle mediaanitason niin tulotappio laskee eläkeikää ja mediaanitason yläpuolella

Taulukko 4. IV-estimointitulokset eläkeikämalleille tuloille alle ja yli aineiston mediaanitulon (25.980 euroa)

| MUUTTUJA | IV-1 _{D63} | IV-1 | IV-2 _{D63} | IV-1 _{D63} | IV-1 | IV-2 _{D63} |
|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------------------------|-----------------|---------------------|------------------------|-----------------|---------------------|
| | INC < 25.980 | | | INC > 25.980 | | |
| D _{SICK} = 1 | -0.129 | -0.042 | 0.010 | 0.236*** | 0.302*** | 0.207*** |
| D ₆₃ = 1 (>63v) | 4.364 | | 4.291* | 2.690 | | 5.353*** |
| INC | | | | | | |
| ≤63v | 0.048* | 0.083 | -0.073 | -0.023 | 0.122* | 0.013 |
| >63v | -0.224*** | -0.310* | -0.092* | -0.015 | -0.150** | -0.136*** |
| PENS | | | | | | |
| ≤63v | -0.027 | 0.016 | 0.211*** | 0.076 | -0.274* | 0.064 |
| >63v | -0.805*** | 0.690*** | 0.156*** | 0.046 | 0.282*** | 0.190*** |
| vakio | 61.82*** | 60.46*** | 59.70*** | 61.52*** | 63.91*** | 60.32*** |
| N | 17946 | 17946 | 17946 | 17949 | 17949 | 17949 |
| Endogeeninen: retT PENS INC, Eksogeeninen: D _{SICK} (0/1) Instrumentit: GEND (1/2), AGE, AGE*GEND(1), AGE*GEND(2) p < 0.05 (*), p < 0.01 (**), p < 0.05 (***) | | | | | | |

se nostaa eläkeikää. Toisaalta korvausasteen vaikutus eläkeikään superkarttuman voimassa ollessa on puolta pienempi mediaanitulon yläpuolella kuin sen alapuolella. Kun korvausaste nousee 10 %:a, niin eläkeikä nousee 1.9 vuodella kun tulot ovat alle mediaanitason ja eläkeikä nousee n. 1.0 vuotta kun tulot ovat mediaanitason yläpuolella.

3.4. Ovatko käytetyt instrumentit relevantteja ja valideja?

Riippumatta siitä, mikä malli on estimoitu, voidaan esittää kysymys kuinka hyvin tehdyt IV-estimoinnit täyttävät ylläesitetyt instrumenttien relevanttisuus- ja validiteettiehdot. Muutama seikka puhuu sen puolesta, että ehdot ovat voimassa. Ensinnäkin aineiston koko varsin suuri, joten 2SLS-estimoinnin asymptoottiset jakaumaominaisuudet ovat voimassa. Toiseksi aineiston kohdalla ns. heikkojen instrumenttien ongelma ei ole läsnä, koska testitulokset (ks. Liite 4) osoittavat, että 2SLS-estimoinnin endogeenisten muuttujien *INC* ja *PENS* instrumenttimallien F-testiarvot ovat kaikissa tapauksissa huomattavasti yli perussääntönä pidetyn arvon 10. Tämän lisäksi testi, joka on robustinen heikkojen instrumenttien suhteen (CLR-testi), hylkää H_0 -väittämän, että endogeenisen muuttujan *retT* redusoidun yhtälön kerroinestimaatit ovat nollija. Kun estimoinnit mallien IV1-1 ja IV-2 kohdalla suoritettiin mediaanitulojen eripuolilta, niin heikkojen instrumenttien ongelma nousi osin esille (ks. Liite 5). CLR-testi osoittaa kuitenkin, että instrumenteilla on edelleen selitysvoimaa redusoidussa mallissa.

Ovatko instrumentit sitten myös valideja, ts. päteekö ns. ortogonaalisuusehto instrumenttien ja rakenneyhtälön virhetermin korreloitumattomuudesta paikkansa, on vaikeampi kysymys. Tämän asian todentaminen ei onnistu tyhjentävästi tilastollisen testauksen avulla, mutta ei-heikkojen instrumenttien tapauksessa tilanne on osin hallittavissa. Ns. yli-indentifioituvuustestien avulla voidaan hahmottaa ortogonaalisuusehdon todentumista osittain. Mikäli testit eivät hylkää ylimääräisten instrumenttien eksogeenisuutta, niin se ei kuitenkaan ratkaise instrumenttien eksogeenisuutta tasan identifioituvassa tapauksessa (ts. instrumenttien lukumäärä on sama kuin endogeenisten muuttujien lukumäärä rakennemallissa). Yli-indentifioituvuustestit käytettyjen instrumenttien osalta osoittavat (ks. Liite 4 ja 5), että ainakin toinen instrumenteista *GEND* tai *AGE* on eksogeeninen muiden kuin IV-2 estimoinnin kohdalla.

3.5. Analyysi ilman instrumentteja

On huomattava, että instrumenttimuuttujien ortogonaalisuusehto on käytännössä otossuure, jolloin korreloitumattomuus ei tietenkään toteudu täysin koskaan otosestimointivirheiden ja -vaihtelevuuden takia (ks. esim. Angrist & Kolesar 2022, Keene & Neave 2022). Täten, jos näiden muuttujien ei-

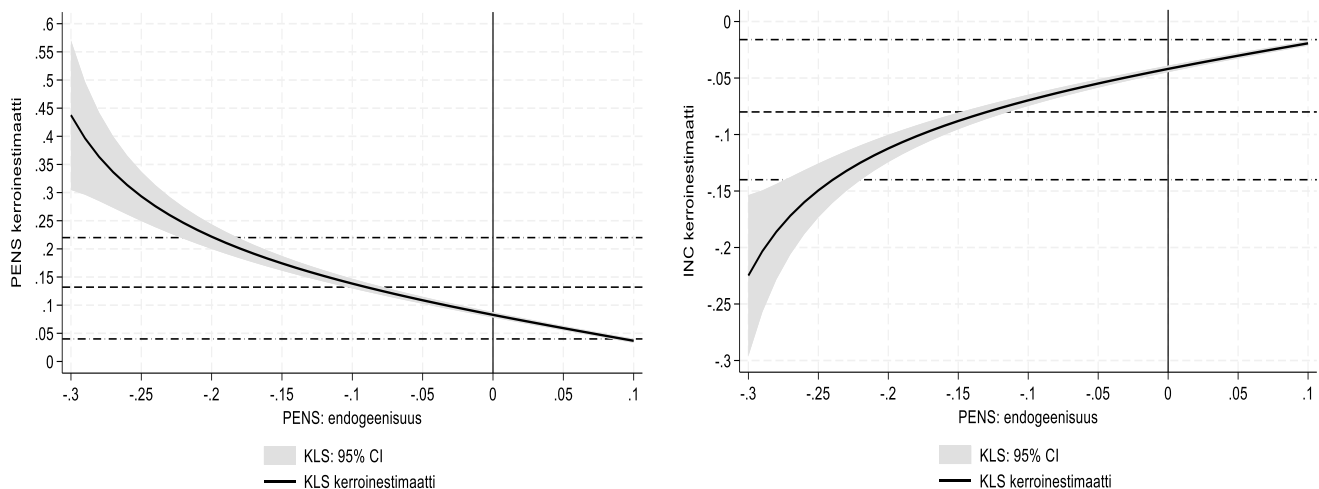
havaitut endogeenisuuskorrelaatiot ovat pieniä, niin IV-estimointitulokset eivät välttämättä ole virheellisiä. Tätä näkökulmaa voidaan puoltaa laskemalla otoskorrelaatioita instrumenttimuuttujien ja endogeenisten muuttujien välille. Mikäli korrelaatiot ovat pieniä mallin endogeenisen vastemuuttujan kanssa, mutta ovat suurempia endogeenisten selittäjien kanssa, tilanne ei ole lähtökohtaisesti pielessä. Tilanne on juuri tämän kaltainen tutkimuksen aineiston suhteen (ks. Liite 6), sillä kaikki korrelaatiot ovat varsin pieniä, vaikkakin ne ovat tilastollisesti merkitseviä suuren otoskoon takia.

Vaativan ortogonaalisuusoletuksen takia on kehitetty erilaisia simulointimetodeja, joiden avulla voidaan tutkia miten selittäjien endogeenisuus tai instrumenttimuuttujien ei-eksogeenisuus vaikuttavat IV- tai OLS-estimointituloksiin (ks. esim. Conley et al. 2012, Krauth 2016, Nevo & Rosen 2012). Toistaiseksi suoraviivaisin ja selkein metodi on Jan F. Kivietin esittämä ratkaisu (ks. Kiviet 2013, 2020, 2023, Kripfganz & Kiviet 2021). Siinä lähdetään liikkeelle endogeenisten selittäjien juurisyystä, ts. endogeeniset selittäjät korreloivat OLS-estimoinnin virhetermin kanssa, ts. on olemassa jokin korrelaatiomitta $CORR[X_i^E \varepsilon_i] = \rho(X_i^E \varepsilon_i) \neq 0$, ja huomioidaan se modifioidun OLS-estimaattorin yhteydessä. Kiviet johtaa OLS-estimaattorin yhteyteen korjaustermin annetun endogeenisuuskorrelaation $\rho(X_i^E \varepsilon_i) \neq 0$ kanssa, joka takaa harhattoman ja konsistentin OLS-estimointituloksen (ns. KLS-estimaattori). IV-estimointi hankalinee instrumenttiehtoineen ja tapauskohtaisine validiteettitarkasteluineen voidaan sivuuttaa. Tietenkään Kiviet ei pysty antamaan ratkaisua mikä olisi todellinen aineistokohtainen korrelaatio, mutta tekemällä simulaatioita yli perustellun korrelaatiiovälin ja estimoimalla kunkin korrelaatioarvon kohdalla endogeenisten mielenkiintomuuttujien KLS-estimaatit voidaan tutkia miten endogeenisuus vaikuttaa kerroinestimaatteihin. Tuloksia voidaan verrata epätarkkoihin IV-estimointituloksiin ja tutkia missä määrin instrumentit ovat valideja.

Seuraavassa tutkitaan KLS-menetelmän avulla, miten endogeenisuuskorrelaation huomioon ottaminen vaikuttaa superkarttumasäännön voimassa ollessa *PENS*- ja *INC* -muuttujien kerroinestimaatteihin. KLS-regression käytössä on syytä pohtia millä perusteella rajataan korrelaatiioväli, jonka suhteen analyysi suoritetaan. Koska korrelaation ja KLS-estimaattien välillä on monotonisesti kasvava tai laskeva relaatio (ks. esim. Kripfganz & Kiviet 2021), niin voidaan ennakoita asettaa mikä on endogeenisen selittäjän kerroinestimaatin merkki ja sitä vastaava korrelaatiioväli. Tässä yhteydessä *PENS* -muuttujan kerroinmerkki on ei-negatiivinen, joka syntyy negatiivisen korrelaation kautta. Kerroinmerkki vastaa superkarttumasäännön tarkoitetta ja toisaalta tulokset Taulukoissa 3 ja 4 tukevat eläkkeen eläkeikää nostavaa vaikutusta, kun eläkeikä on yli 63 vuotta.

Kuvassa 2. *PENS* -muuttujan endogeenisuuskorrelaatio on asetettu väliin $[-0.3, 0.1]$. *INC*-muuttujan endogeenisuuskorrelaatio on asetettu arvoksi 0.15. Vaakatikkuviivat arvojen 0.132 ja -0.080 kohdalla vastaavat yllä IV-2 estimoinnin tulosta *PENS* ja *INC*-muuttujille Taulukossa 3 kun superkarttumasääntö on voimassa (ts. yli 63v -tilanne). Vaakapistetikkuviivat ovat IV-2 estimaattien 95 %:n luottamusvälit. Varjostetut alueet ja niiden keskellä olevat käyrät ovat *PENS*- ja *INC*-muuttujan KLS-estimaatit 95 %:n luottamusväleinen eri $\rho(PENS_i, \varepsilon_i)$ -arvojen yhteydessä.

Kuva 2. Tulo- ja eläke muuttujien KLS-kerroinestimaatit ja niiden 95%:n luottamusvälit, kun eläke muuttujan endogeenisuuskorrelaatio saa arvoja välissä $[-0.3, 0.1]$ askeleella 0.005 ja tulo muuttujan korrelaatio on 0.15.



Keskeinen tulos on, että KLS-estimaatit luottamusväleinen ovat IV-2 estimaattien luottamusvälien sisällä miltei kaikilla korrelaatioarvoilla. Tilanne johtuu siitä, että IV-2 estimaatit ovat varsin epätarkkoja ja toisaalta KSL-estimaatit ovat hyvin tarkentuvia. Taulukon 3 OLS-estimaattitulokset (*PENS*: 0.024, *INC*: -0.004) ovat kuitenkin IV-2 estimaattien luottamusvälien ulkopuolella. Täten IV-2 estimointi pystyy korjaamaan OLS-estimoinnin endogeenisuusharhaa mutta KLS-estimointi tarkentaa tilannekuvaa merkittävästi. Korrelaation arvolla -0.085 KLS- ja IV-2 estimoinnin kerroinestimaatit ovat samoja eläke muuttujalle, mutta tällä korrelaation arvolla tulojen kerroinestimaatti IV-2 estimoinnissa on hieman pienempi kuin KLS-estimaatti. On huomattava, että kuvan sanoma ei ole se, että KLS-estimointi varmentaa IV-estimoinnin oikeellisuuden. Kuva osoittaa vain sen, että IV-estimointi tuottaa valituilla instrumenteilla tietyn varsin epätarkan tuloksen, joka vastaa varsin laajan korrelaatiomitan kohdalla KLS-kerroinestimaattien arvoaluetta. Joillakin toisilla – ja paremmilla – instrumenteilla tulema voisi olla parempi, mutta KSL-estimaattien kohdalla tulos pysyy entisellään, koska niiden arvot riippuvat endogeenisuuskorrelaation koosta, ei instrumenttien relevanttisuudesta tai validiteetista. Kuva 2 osoittaa, että kun *PENS*-muuttujan endogeenisuuskorrelaatiota kasvatetaan

(absoluuttisesti), niin muuttujien *PENS* ja *INC* kerroinestimaattien arvot ja kokoero kasvavat myös absoluuttisesti.

Taulukko 5. antaa KLS-estimoinnin tulokset kun $\rho(PENS_i, \varepsilon_i)$ saa arvot -0.30, -0.20 ja -0.10 ja $\rho(INC_i, \varepsilon_i) = 0.15$. *INC*- ja *PENS* -muuttujien KSL-kerroinestimaatit ovat tarkkoja ja tuloksilla voidaan arvioida asiallisesti mediaanieläke- ja -tulovaikutuksia eläkeikään. Kun korrelaatio saa arvon -0.30, niin nettoeläkeikävaikutus on $-0.217 * 29.73 + 0.416 * 18.72 = 1.34$ vuotta. Kun korrelaatiomitta on absoluuttisesti pienempi, niin eläkeikävaikutus on pienempi. Esimerkiksi kun korrelaatio on -0.1, niin hyvin tarkentunut nettoeläkeikävaikutus on 0.41 vuotta.

Taulukko 5. Tulo- ja eläkemuuttujien KLS kerroinestimaatit yli 63 vuotiaille, kun eläkemuuttujan endogeenisuuskorrelaatio saa arvot (-0.3, -0.2, -0.1) ja tulomuuttujan korrelaatio on 0.15.

| MUUTTUJA | KLS-1 | KLS-2 | KLS-3 |
|---------------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|
| $\rho(PENS, \varepsilon)$ | -0.10 | -0.20 | -0.30 |
| $\rho(INC, \varepsilon)$ | 0.15 | 0.15 | 0.15 |
| $D_{SICK} = 1$ | 0.256*** | 0.343*** | 0.544*** |
| INC | -0.069*** [-0.074,-0.064] | -0.111*** [-0.123,-0.099] | -0.217*** [-0.280,-0.158] |
| PENS | 0.136*** [0.127,0.144] | 0.216*** [0.196,0.237] | 0.416*** [0.298,0.532] |
| vakio | 64.03*** | 63.63*** | 62.75*** |
| N | 17282 | 17282 | 17282 |
| Instrumenttien poissuljettavuus: | | | |
| GEND (1/2) | 2.48 | 0.89 | 0.07 |
| AGE | 4.39* | 0.10 | 5.94** |
| GEND (1/2)*AGE | 4.43 | 1.02 | 9.79** |
| GEND (1/2)*AGE, GEND(1/2) | 31.93*** | 117.37*** | 139.67*** |
| GEND (1/2)*AGE, GEND(1/2),AGE | 35.53*** | 117.93*** | 139.82*** |
| p < 0.05 (*), p < 0.01 (**), p < 0.05 (***) | | | |

Taulukon 5 alimmat rivit antavat mielenkiintoisia tuloksia IV-estimoinnissa käytettyjen instrumenttien validiteetin tiimoilta. Koska IV-estimointi rakentuu validiteettioletuksen varaan, että instrumentit ovat korreloimattomia rakenneyhtälön virhetermin kanssa ja täten ne eivät voi esiintyä ennustajina eläkeiän rakenneyhtälössä. Tätä poissulkevuusehtoa ei voida testata IV-estimoinnin yhteydessä, mutta KSL-estimoinnin yhteydessä testaus voidaan suorittaa ongelmitta, koska KSL-estimointi korjaa endogeenisuusharhan pois ilman instrumentteja. Koska instrumentteja ja poissulkevuusehtoja ei ole nyt, niin instrumentit voidaan aina lisätä ennustajaksi mukaan KSL-estimointiin ja testata ovatko niiden kerroinestimaatit nollija. Taulukon 5 testit osoittavat, että kun endogeenisuuskorrelaatio on pieni, niin instrumentit *GEND* ja *AGE* erillisinä muuttujina eivät kuulu rakenneyhtälöön, mutta kun

korrelaatio kasvaa (absoluuttisesti) ja instrumentteja käytetään myös interaktiomuodossa, niin pois-sulkevuusoletukset hylätään. Tulos osoittaa, että Taulukon 3 IV-estimoinnit eivät ainakaan näiltä osin ole täysin onnistuneita.

4. Yhteenveto

Artikkelissa tutkittiin eläköitymisprosessin kolmen keskeisen tekijän – tulot, eläke ja eläkeikä – välistä riippuvuussuhdetta. Lähtökohdaksi muodostettiin kehys, jonka avulla pyrittiin hahmottamaan tulojen, eläkkeen ja eläkeiän ajalliset ja rakenteelliset vaikutussuhteet. Tärkeän lisäelementin tarkasteluun toi ns. superkarttumasääntö, joka muodostaa kannustimen jatkaa työntekoa eläkeiän (63 vuotta) jälkeen paremman tuloperustaisen eläkkeen muodossa. Tavoitteena oli arvioida superkarttumasäännön voimassaolon vaikutusta eläkeikään. Eläkepoliittisena keinona superkarttumalla pyrittiin vuosina 2005 – 2015 pidentämään työuria ns. suurten ikäluokkien kohdalla. Tavoitteen empiirisen tutkimuksen haasteeksi muodostui keskeisten muuttujien ilmeinen keskinäinen endogeenisuus sekä eläköityvän henkilön päätösongelmana että superkarttumasäännön tarkoitteena.

Mielenkiintomuuttujien ei-eksogeenisuus ja superkarttumasäännön ikäraja (63 – 68 vuotta) johtavat ns. kynnysmallin täsmentämiseen, jonka estimoiminen OLS-menetelmällä ei ole harhaton ja konsistentti. Tämän takia malli estimoitiin sekä systeemimallimuodossa (3SLS) että eläkeikämuuttujan rakenneyhtälömallin instrumenttimestimointina (2SLS). Tämän lisäksi hyödynnettiin ns. KLS-estimoinnin lähtökohtaa, joka huomioi tulo- ja eläkemuuttujien endogeenisuuden suoraan rakenneyhtälön virhetermin korrelaationa näiden selittäjien kohdalla. Tutkimusaineistona käytettiin vuonna 1947 syntyneitä henkilöitä, jotka ovat jääneet suoraan vanhuuseläkkeelle tai ovat siirtyneet sinne työkyvyttömyyseläkkeeltä aineiston seuranta-aikana 1.1.2007 – 31.12.2019 ikävuosien 59 ja 68 välissä. Analyysiaineiston koko oli 40,633 henkilöä.

Keskeinen ensimmäinen tulos oli, että hahmoteltu riippuvuusrakenne tulojen, eläkkeen ja eläkeiän kohdalla sai tukea systeemimallin estimointituloksien kautta. Toiseksi superkarttumasäännön voimassaollessa eläkeikä nousi keskimääräinen 1.1 – 1.4 vuotta positiivisen eläkevaikutuksen takia, joka oli riittävän suuri neutralisoimaan ja ylittämään negatiivisen tulovaikutuksen. Näin tapahtui varsinkin mediaanitulotason alapuolella. Kolmanneksi henkilöiden kohdalla, jotka eläköityvät ennen ikävuotta 63, eläkkeen positiivinen eläkevaikutus oli pienempi kuin karttumaiän puolella mutta heillä tulovaikutusta ei esiintynyt. Luotettaviin tuloksiin superkarttuman kohdalla päädyttiin ennen kaikkea KLS-estimointien perusteella, koska systeemi- ja instrumenttimestimointitulokset olivat liian epätark-

koja ja paikoin kyseenalaisia vaativien relevanttisuus- ja validiteettioletusten takia. Koska KLS-estimointi ei tarvitse näitä oletuksia ja KLS-estimaatit ovat hyvin tarkentuneita, niin päättely voidaan perustaa paljolti näiden varaan. Tulokset tukevat siis päätelmää, että korkeampi eläketaso johtaa eläkeiän nousuun negatiivisesta tulovaikutuksesta huolimatta, kun sitä tukee eläkeikää nostava eläkekannustin järjestelmä.

Nyt voimassa oleva vuoden 2015 eläkejärjestelmä sisältää samanlaisia kannustinelementtejä kuin edellä tutkittu vuoden 2005 järjestelmä (ks. ed. Johdanto -osio). Missä määrin nykyisen järjestelmän kannustimet ovat johtaneet eläkeiän nousuun on syytä tutkia tarkoin jatkossa. Järjestelmän lykkäyskorotus perustuu eläkkeeseen, ei tuloihin ennen eläköitymistä, joten yllä saatu tulos koskien eläketason eläkeikää nostavasta vaikutuksesta tukee nykyistä järjestelmää. Tässä kohdin on syytä kuitenkin olla varovainen, sillä nykyisen järjestelmän eläkeikää nostavat syntymävuosi- ja elinajanodotetekijät eivät välttämättä nosta saatavan vuosieläkkeen tasoa. Toisaalta, jos eläketaso todella nousee eläkeiän nousun myötä, niin on ratkaistava, onko se järjestelmä- vai kannustintekijöiden aikaansaama. Tässä suhteessa vuoden 2005 hieman yksinkertaisemman järjestelmän lisätutkiminen eläketason suhteen, missä eläkeikä toimii ennustajana tulotason ohessa, voisi olla valaiseva hanke. Tämän lisäksi vuoden 2005 eläkejärjestelmä – osin hyvätuloisia ja terveitä suosineena järjestelmänä (ks. Linden 2024) – saisi lisävalaistusta, josta voisi olla hyötyä eläke- ja hoivajärjestelmän edelleen kehittämisen kohdalla.

Liitteet

Liite 1. Aineiston keskeiset tilastolliset suuret

Henkilötason seuranta-aineisto 1.1.2007 – 31.12.2019.

Aineistolähteet

Tilastokeskus: syntyaika vuonna 1947, sukupuoli, siviilisääty, kuolinpäivä

Eläketurvakeskus (ETK): eläköitymisen pvm, eläke, tulot

Kansaneläkelaitos (KELA): sairauspäivien lkm.

| D ₆₃ | Tilastosuureet | retT | INC | PENS | AGE | NET_inc* | CR*(x100) |
|-----------------|------------------|-------|--------|--------|-------|----------|-----------|
| 0 | Keskiarvo | 62.14 | 24.60 | 18.31 | 72.68 | -11.23 | 68.42 |
| | Mediaani | 63.00 | 21.48 | 16.56 | 73.22 | -8.98 | 65.76 |
| | Hajonta | 1.23 | 21.03 | 10.27 | 1.94 | 12.35 | 17.99 |
| | Variaatiokerroin | 0.02 | 0.85 | 0.56 | 0.03 | -1.10 | 0.26 |
| | Min | 59.00 | 0.00 | 0.71 | 59.72 | -390.62 | 30.05 |
| | Max | 63.10 | 830.75 | 310.66 | 73.77 | 5.35 | 109.99 |
| | N | 22304 | 18653 | 22247 | 22304 | 12945 | 12945 |
| 1 | Keskiarvo | 64.76 | 34.53 | 21.96 | 72.98 | -13.39 | 66.10 |
| | Mediaani | 64.50 | 29.73 | 18.72 | 73.24 | -11.29 | 64.34 |
| | Hajonta | 1.36 | 23.07 | 13.25 | 1.27 | 11.83 | 15.28 |
| | Variaatiokerroin | 0.02 | 0.67 | 0.60 | 0.02 | -0.88 | 0.23 |
| | Min | 63.10 | 0.00 | 0.18 | 63.21 | -384.78 | 30.30 |
| | Max | 72.38 | 561.52 | 261.71 | 73.77 | 6.73 | 110.00 |
| | N | 18359 | 17332 | 18305 | 18359 | 15707 | 15707 |

*) havaintoväli 0.30 < CR < 1.10

| MIES = 1 | D ₆₃ | | |
|------------|-----------------|--------|----------|
| NAINEN = 2 | 0 | 1 | YHTEENSÄ |
| 1 | 11,166 | 8,803 | 19,969 |
| | 27.46 | 21.65 | 49.11 |
| 2 | 11,138 | 9,556 | 20,694 |
| | 27.39 | 23.50 | 50.89 |
| | 22,304 | 18,359 | 40,663 |
| | 54.85 | 45.15 | 100.00 |

| D _{SICK} | D ₆₃ | | |
|-------------------|-----------------|--------|----------|
| ei = 0 | 0 | 1 | YHTEENSÄ |
| kyllä = 1 | | | |
| 0 | 17,039 | 15,141 | 32,180 |
| | 41.90 | 37.24 | 79.14 |
| 1 | 5,265 | 3,218 | 8,483 |
| | 12.95 | 7.91 | 20.86 |
| | 22,304 | 18,359 | 40,663 |
| | 54.85 | 45.15 | 100.00 |

| Kuollut | D ₆₃ | | |
|-----------|-----------------|--------|----------|
| ei = 0 | 0 | 1 | YHTEENSÄ |
| kyllä = 1 | | | |
| 0 | 19,621 | 16,966 | 36,587 |
| | 48.25 | 41.72 | 89.98 |

| | | | |
|-------|--------|--------|--------|
| 1 | 2,683 | 1,393 | 4,076 |
| | 6.60 | 3.43 | 10.02 |
| ----- | | | |
| | 22,304 | 18,359 | 40,663 |
| | 54.85 | 45.15 | 100.00 |

Liite 2. IV- ja OLS-estimaattien konsistenttisuus mallissa $y_1 = \alpha + \beta y_2 + \varepsilon$

Seuraava tulos voidaan esittää, kun meillä on instrumentti z muuttujalle y_2

$$\frac{\text{plim}\hat{\beta}_{IV} - \beta}{\text{plim}\hat{\beta}_{OLS} - \beta} = \frac{\text{CORR}(z, \varepsilon)}{\text{CORR}(z, y_2)} \frac{1}{\text{CORR}(y_2, \varepsilon)}$$

Mikäli instrumentti z on ”heikko” eli $\text{CORR}(z, y_2) \approx 0$ ja lievä endogeenisuus sallitaan sekä y_2 ja z :n kohdalla eli $\text{CORR}(y_2, \varepsilon) \geq \text{CORR}(z, \varepsilon) > 0$, niin yo. suhde voi olla suuri eli $\hat{\beta}_{OLS}$ on vähemmän harhainen kuin $\hat{\beta}_{IV}$.

Liite 3. Tulotappio- ja korvausastemallien IV-estimointitulokset eläkeikämalleille, kun tulot on alle ja yli aineiston mediaanitulon (25.980 euroa)

| MUUTTUJA | ALT-1 _{D63} | ALT-2 _{D63} | ALT-1 _{D63} | ALT-1 | ALT-2 _{D63} | ALT-2 |
|---------------------------------------------|------------------------|----------------------|------------------------|---------------|----------------------|-----------------|
| | INC < 25.980 | | INC > 25.980 | | | |
| D _{SICK} = 1 | -0.162** | -0.002** | 0.302*** | 0.247*** | 0.004*** | 0.004*** |
| D ₆₃ = 1 (>63v) | 5.285** | -0.892* | 11.100 | | 0.068 | 5.353*** |
| NET_INC | | | | | | |
| ≤63v | 0.041 | | -0.334 | 0.043*** | | |
| >63v | 0.607*** | | -0.092* | -0.015 | | |
| lnCR | | | | | | |
| ≤63v | | -0.025 | | | 0.109 | 0.095*** |
| >63v | | 0.192*** | | | 0.101*** | 0.104*** |
| vakio | 62.66*** | 4.240*** | 56.82*** | 62.44*** | 3.69*** | 3.75*** |
| N | 11090 | 11090 | 17562 | 17562 | 17562 | 17562 |
| p < 0.05 (*), p < 0.01 (**), p < 0.05 (***) | | | | | | |

Liite 4. Eläkeikämallien IV-estimointitulosten testiarvot (Taulukko 3), p-arvot suluissa

| | IV-1 | IV-2*) | ALT-1 | ALT-2 |
|---------------------------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| Selittäjien endogeenisuus: $\chi^2(2)$ tai $\chi^2(4)^*$ | 352.00 (0.00) | 755.64 (0.00) | 395.82 (0.00) | 357.35 (0.00) |
| Instrumenttien heikkous: 1 st stage F-test, F(3,35887) | 92.67 (0.00) 124.12 (0.00) | 163.94 (0.00) 252.65 (0.00) 117.57 (0.00) 169.05 (0.00) | 78.66 (0.00) 89.01 (0.00) | 13.79 (0.00) 27.64 (0.00) |
| CLR (simuloitu) | 285.06 (0.00) | 878.28 (0.00) | 554.08 (0.00) | 389.10 (0.00) |
| Instrumenttien eksogeenisuus: Yli- identifioituvuus, $\chi^2(1)$ tai $\chi^2(2)^*$ | 0.108 (0.713) | 5.862 (0.054) | 0.138 (0.709) | 1.001 (0.315) |

Liite 5. Eläkeikämallien IV-estimointitulosten testiarvot, kun tulot ovat alle ja yli aineiston mediaanitulon (MED) 25.980 euroa (Taulukko 4), p-arvot suluissa

| | IV-1 <MED _{INC,D63} | IV-1 <MED _{INC} | IV-2*) <MED _{INC,D63} | IV-1 >MED _{INC,D63} | IV-1 >MED _{INC} | IV-2* >MED _{INC,D63} |
|---------------------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|---------------------------------------------------------------------------|
| Selittäjien endogeenisuus: $\chi^2(2)$ tai $\chi^2(4)^*$ | 569.04 (0.00) | 492.56 (0.00) | 718.49 (0.00) | 12.83 (0.002) | 19.53 (0.00) | 367.61 (0.00) |
| Instrumenttien heikkous: 1 st stage F-test, F(3,21777) ja F(3,14102] | 63.01 (0.00) 67.08 (0.00) | 48.66 (0.00) 54.71 (0.00) | 32.50 (0.00) 19.52 (0.00) 6.90* (0.00) 6.44* (0.00) | 24.09 (0.00) 63.61 (0.00) | 13.34 (0.00) 51.71 (0.00) | 68.55 (0.00) 132.23 (0.00) 48.66 (0.00) 86.32 (0.00) |
| CLR (simuloitu) | 379.74 (0.00) | 326.11 (0.00) | 395.09 (0.00) | 36.36 (0.00) | 24.66 (0.00) | 323.52 (0.00) |
| Instrumenttien eksogeenisuus: Yli- identifioituvuus, $\chi^2(1)$ tai $\chi^2(2)^*$ | 0.004 (0.952) | 0.195 (0.658) | 5.61 (0.060) | 1.90 (0.160) | 0.381 (0.537) | 0.940 (0.635) |

+) F-arvo alle 10

Liite 6. Instrumenttien korrelaatiot endogeenisten muuttujien kanssa (osittaiskorrelaatiot suluissa)

| | D ₆₃ = 0 (N=22,304) | | D ₆₃ = 1 (N=18,359) | |
|------|--------------------------------|------------------|--------------------------------|------------------|
| | retT | GEND | retT | GEND |
| GEND | -0.153 (-0.160) | | -0.040 (-0.042) | |
| AGE | 0.048 (0.066) | 0.111 (0.121) | 0.033 (0.037) | 0.065 (0.061) |

| | D ₆₃ = 0 (N=22,247) | | D ₆₃ = 1 (N=18,305) | |
|------|--------------------------------|------------------|--------------------------------|------------------|
| | PENS | GEND | PENS | GEND |
| GEND | -0.198 (-0.207) | | -0.269 (-0.207) | |
| AGE | 0.073 (0.097) | 0.110 (0.098) | 0.053 (0.072) | 0.061 (0.072) |

| | D ₆₃ = 0 (N=18,653) | | D ₆₃ = 1 (N=17,332) | |
|------|--------------------------------|------------------|--------------------------------|------------------|
| | INC | GEND | INC | GEND |
| GEND | -0.183 (-0.183) | | -0.228 (-0.230) | |
| AGE | 0.011 (0.027) | 0.084 (0.196) | 0.018 (-0.033) | 0.058 (0.078) |

Lähteet

Andrews, I., Stock, J.H. & Sun, L. (2019). Weak instruments in instrumental variables regression: Theory and practice. *Annual Review of Economics* 11: 727–753

Angrist, J. & Kolesar, M. (2022). One instrument to rule them all: The bias and coverage of just-id. *NBER wp 29417*.

Blundell, R., French, E. & Tetlow, G. (2016). Retirement Incentives and Labour Supply. In Piggott, J. & Woodland, A. (Eds.) *Handbook of the Economics of Population Aging*. Elsevier, pp. 457-566.

Chen, A., Hentschel, M. & Steffensen, M. (2021). On retirement time decision making. *Insurance: Mathematics and Economics* 100: 107–129.

Conley, T. G., Hansen, C.B. & Rossi, P.E. (2012). Plausibly exogenous. *Review of Economics and Statistics* 94: 260–272

Crawford, V. & Lilien, D. (1981). Social security and the retirement decision. *Quarterly Journal of Economics* 95: 505–529.

- Cremer, H., Lozachmeurb, J.-M. & Pestieauc, T. (2004). Social security, retirement age and optimal income taxation. *Journal of Public Economics* 88: 2259– 2281.
- Fields, G.S. & Mitchell, O.S. (1984). Economic determinants of the optimal retirement age: an empirical investigation. *Journal of Human Resources* 19: 245–262.
- Forma, P., Tuominen, E. & Väänänen-Tomppo, I. (2004). Työssä jatkamisen haasteet yksityisellä ja julkisella sektorilla. Julkaisussa Eila Tuominen (toim.) Eläkeuudistus ja ikääntyvien työssä jatkamisaikheet. Eläketurvakeskuksen raportteja 37, Helsinki.
- Gruber, J., Kanninen, O. & Ravaska, T. (2020). Relabeling, retirement and regret. *NBER wp 27534*.
- Karisto, A. 2005. Suuret ikäluokat. Tampere: Vastapaino.
- Keane, M. & Neal, T. (2022). A Practical Guide to Weak Instruments. *UNSW Economics wp-2021-05a*.
- Kiviet, J. F. (2023). Instrument-free inference under confined regressor endogeneity and mild regularity. *Econometrics and Statistics* 25: 1-22.
- _____(2020). Testing the impossible: Identifying exclusion restrictions. *Journal of Econometrics* 218: 294–316
- _____(2013). Identification and inference in a simultaneous equation under alternative information sets and sampling schemes. *Econometrics Journal* 16: S24–S59.
- Huntington-Klein, N. (2021). *The Effect: An Introduction to Research Design and Causality*. Chapman and Hall/CRC Publishing.
- Krauth, B. (2016). Bounding a linear causal effect using relative correlation restrictions. *Journal of Econometric Methods* 5: 117–14
- Lee, D.S., McCrary, J., Moreira, M. & Porter, J.R. (2022). Valid t-ratio inference for IV. *NBER wp 29124*.
- Linden, M. (2024). Optimal Retirement Age: Death Hazard Rate Approach. *MPRA Paper No. 120786*.
- Kripfganz, S & Kiviet, J. F. (2021). Kinkyreg: Instrument-free inference for linear regression models with endogenous regressors. *The Stata Journal* 21(3): 772–813
- Mao, H., Ostaszewski, K.M. & Wang, Y. (2014). Optimal retirement age, leisure and consumption. *Economic Modelling* 43: 458–464.
- Mikusheva, A. (2013). Survey on Statistical Inferences in Weakly-Identified Instrumental Variable Models. *Applied Econometrics* 29(1): 116-131.
- Nevo, A. & Rosen, A.M. (2012). Identification with imperfect instruments. *Review of Economics and Statistics* 94: 659–671.

Nivalainen, S. & Järnefelt, N. (2018). Eläkeaikeet ja toteutunut eläkkeelle siirtyminen: sukupuolen, työskentelysektorin ja muuttuneiden elämäntilanteiden vaikutukset. *Eläketurvakeskuksen tutkimuksia* 06/2017.

Nivalainen, S., Tenhunen, S. & Järnefelt, N. (2020). Carrots, sticks and old-age retirement. A review of the literature on the effects of the 2005 and 2017 pension reforms in Finland. *Nordic Welfare Research* 5: 83–94.

Palomäki, L-M. & Tuominen, E. (2010). Työuran pituus ja siihen vaikuttavat tekijät 45-65-vuotiaassa palkansaajaväestössä. *Eläketurvakeskuksen keskustelualoitteita* 9/2010.

Young, A. (2022). Consistency without Inference: Instrumental Variables in Practical Application, *European Economic Review* 147: 104112.