

Rikollisuuskehityksen mallittaminen – kommentti Matti Virénin kirjoitukseen

Reino Sirén

Tutkija

Oikeuspoliittinen tutkimuslaitos

Matti Virén otsikoi kirjoituksensa räväkästi. En tosin HS:n haastattelussa ottanut kantaa itse rikoksen taloustieteeseen, vaan halusin tulla esiin sen, että Virénin estimoimien regressiomallien perusteella ei pitäisi tehdä kovin vahvoja kriminaalipoliittisia johtopäätöksiä¹. Laajempaan keskusteluun aihepiiristä ei tässä ole mahdollisuutta, joten keskityn niihin seikkoihin, joita Virén kirjoituksessaan käsittelee.

Helsingin Sanomat ei todellakaan ole oikea paikka yksityiskohtiin menevälle tieteelliselle keskustelulle. Matti Virén kuitenkin valitsi tämän foorumin tulostensa esittelyyn, joten on luonnollista että sitä myös kommentoidaan samalla foorumilla. Aloite tuli HS:n toimituksen taholta. Annoin juttua varten lyhyen haastattelun kun minulta sellaista pyydettiin. Samassa yhteydessä haastateltiin myös kolmea muu-

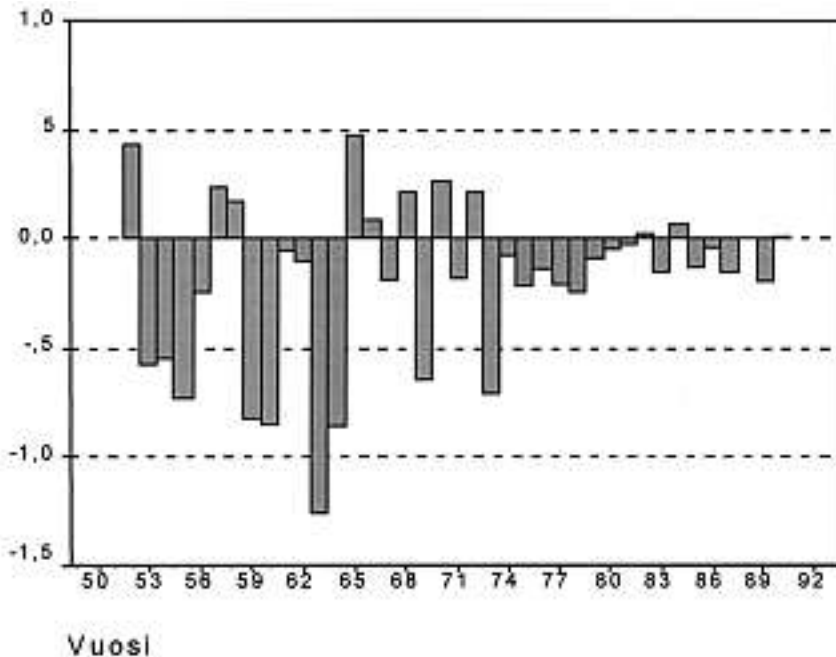
ta ”rikollisuuden tutkijaa”. Asiasta kiinnostuneiden kannattaa lukea myös heidän mielipiteensä Virénin näkemyksistä.

Huomautan aluksi, että Virén on kirjannut haastattelulausuntoni epätarkasti. Lainauksesta puuttuu pari tekstikappaletta ja siinä on muitakin epätarkkuuksia: puhun rangaistustasoa kuvaavasta muuttujasta, siis yksikössä ja tarkoitan nimenomaan Virénin rangaistustasomuuttujaa (RANG), ”muuttuu” sanasta on tullut ”riippuu” jne. Nämä ovat itse asian kannalta epäolennaisia virheitä. Jos kuitenkin ilmoitetaan, että puheenvuoroni on kirjattu kokonaisuudessaan, niin voi edellyttää että lainaus on sanatarkasti oikein.

Mutta nyt varsinaiseen aiheeseen. Tilastovirheistä en haastattelussani puhu sanaakaan vaan totean, että rikostuomioiden tilastointitavassa on tapahtunut muutoksia. Tällä viittaan siihen, että tuomioistuintilastossa, tuomittuja rangaistuksia esittämissä taulukoissa, jotka käsittääkseni ovat Viréninkin rangaistustasomuuttujaa konstruoitaessa olleet lähteenä, on tilastointiyksikkö ja laskutapa vaihtunut useam-

¹ *Virén toteaa raportissaan, että ”kaikki empiiriset testitulokset tukevat voimakkaasti hypoteesia, jonka mukaan kiinnijäämisriski ja rangaistusten ankaruus ovat tärkeitä tekijöitä rikollisuuden torjunnassa. Sen sijaan sosioekonomisten ja demografisten tekijöiden merkitys osoittautuu toissijaiseksi” (Virén 2000).*

Kuvio 1. Rangaistusmuuttuja RANG (Virén 1992), vuosimuutokset 1951–1990



paan kertaan vuosina 1951–1990. Näistä Virén ei tutkimusraporteissaan tai artikkeleissaan mainitse mitään. Tilastointitavan muutokset on selostettu asianomaisissa tuomioistuintilaston julkaisuissa ja löytyvät siis sieltä (Tuomioistuintutkimat rikokset, SVT, useita sarjanumeroita). Lista on aika pitkä; tärkeimmät muutokset olen kuitenkin koonnut tämän kirjoituksen liitteeksi.²

² Vuodesta 1992 lähtien – yhtenäisrangaistusjärjestelmään siirtymisen vuoksi – on keskirangaistusten vertaaminen aikaisempiin vuosiin entistä hankalampaa, kuten Virén toteaa itsekin (Virén 2000, alaviite 8). Virén on ratkaissut ongelman ottamalla vuodesta 1992 alkaen keskirangaistuksia laskettaessa huomioon vain yksittäisrikokset. Aikaisempaan päärikospohjaiseen tarkasteluun verrattuna tämä laskutapa näennäisesti lieventää rangaistustasoa.

Olennaista on se, että eräät näistä tilastointimuutoksista saattavat vaikuttaa (ja vaikuttavatkin) myös keskirangaistuksia kuvaavien muuttujien – jollainen on myös Virénin RANG – arvoihin asianomaisina vuosina. Differensoidussa aineistossa tilastointiperusteen vaihtuminen näkyy eräinä vuosina poikkeuksellisen suurena vuosimuutoksena (esim. 1959 ja 1963) (Kuvio 1). Tämän lisäksi, osoittimen RANG mukaan, rangaistustason vuosimuutokset ovat yleisesti olleet paljon suurempia kohdeajanjakson alkupuolella kuin myöhemmin.

Entä vuosi 1955? Matti Virén on ensimmäisestä rikollisuusaihetta käsittelevästä raportistaan lähtien lisännyt malleihinsa vuotta 1955 koskevan dummy-muuttujan (esim. Virén 1993). Kirjoituksessaan Virén nyt täsmentää

mistä syystä näin on menetelty. Syynä on Virénin mukaan kyseiselle vuodelle ajoittuva tilastovirhe³. Tärkein seikka – mitä tietoa ja mitä muuttujaa ja miten raportissa mainitut ”tekni-set ongelmat” koskevat, jää kuitenkin edelleen epäselväksi. Tilastollisen analyysin kannalta ratkaisevaa on tietenkin se, miten tilastovirhe näkyy vai näkykö ollenkaan aikasarjoissa. Sitä paitsi Virénin selitys dummy-muuttujan lisäämiselle painottuu nyt toisella tavoin kuin tutkimusraporteissa. Niissä pääperusteena dummy-muuttujan käyttämiseen on se, että vuosi 1955 on herkkyyksanalyysin perusteella ns. poikkeava havainto. Tähän on syytä lisätä, että 1955 on myös aineiston (1951–1990) vaikutusvaltais (influential) havainto Kansantaloudellisen aikakauskirjan artikkelissa esitetyn mallin (6) suhteen⁴. Sillä on aineiston havainnoista suurin *Cook*-etäisyys joka tarkoittaa, että yksittäisistä havainnoista sen poistaminen vaikuttaa eniten estimointitulokseen. Havainnon poikkeavuus tuskin kuitenkaan johtuu Virénin mainitsemasta ”tilastovirheestä”. Teknisenä syynä poikkeavuuteen näyttäisi olevan se, että vuonna 1955 omaisuusrikosten määrä muuttui estimointituloksen kannalta ”väärään” suuntaan. Omaisuusrikosten määrä väheni, mutta samalla aleni myös kiinnijäämisriski ja rangaistustaso ja vielä työaikakin lyheni. Selittävien muuttujien arvojen perusteella rikollisuudessa olisi pitänyt tapahtua reippaanlainen nousu mutta näin ei käynyt.

³ *Itse en kyllä ole löytänyt mainintaa ”eräiden kiblakuntien palauttamatta jääneistä tilastolomakkeista” sen enempää ”Poliisin tietoon tullut rikollisuus” kuin ”Tuomioistuinten tutkimat rikokset” tilastojulkaisuista.*

⁴ *Olen estimoinut mallin (6) käyttäen Virénin Kansantaloudellisen aikakauskirjan 88: 4/ 1992 artikkelin yhteydessä julkaisemaa aineistoa (Virén 1992).*

Se mikä on tärkeää on, että vuosi 1955 on nimenomaan rangaistusmuuttujan (RANG) selitysvoimaa heikentävä havainto. Kun malli (6) estimoidaan koko aineistosta (1951–1990), rangaistusmuuttujan regressiokerroin ei tarkkaan ottaen ole merkitsevä (= poikkea nollassa) edes 10 % tasolla ($t = -1,56$). Jos hypoteesien testauksessa oltaisiin pedanttisia, niin tavanomaisesti 5 % tasoa noudattaen nollahypoteesi ”rangaistusmuuttujan RANG kerroin = 0” jäisi kirkkaasti voimaan. Kun tilanne on tämä, voi kyllä edellyttää, että Virén olisi jossakin monista samaa aineistoa käsittelevistä artikkeleistaan esittänyt myös vastaavan, koko aineistoa koskevan estimointituloksen, etenkin kun tulos on hänen päähypoteesinsa kannalta epäedullinen.

Virén moittii minua sitä, että HS:n haastattelussa ei mainittu ”mistä mallista on kyse”. Lähetin HS:n toimitukseen kopion tekemistäni analyysistä, josta käy ilmi mitä aineistoa ja mallia olen tarkastellut. En kylläkään näe, että tällä tiedolla olisi sinänsä HS:n lukijoiden tai itse aiheen käsittelyn kannalta ratkaisevaa merkitystä. Kriminaalipoliittiset johtopäätökset joita Virén analyysiensa perusteella tekee ovat nimittäin vuodesta (ja raportista) toiseen olleet samansisältöisiä. Esittämäni kritiikkiä ei siis mielestäni kumoa se, että mallit joita tarkastelen ”poikkeavat viimeisimmän version malleista”⁵. Mallin (6) valitsin tarkasteluun siksi, että Virén itse toteaa artikkelissaan sen olevan ”lopullinen estimoitava malli” (Virén 1992:489).

⁵ *Virénin kirjoituksessaan esittämä uusi malli poikkeaa mallista (6) selittävien muuttujien osalta vain siinä, että malliin on lisätty (selitysvoimaltaan heikko) kulutuksen voymimuuttuja C. VATT:in raportissa estimointiajanjaksona on käsitteäkseni 1951–1994, joten Kansantaloudellisen aikakauskirjan artikkeliin verrattuna aineistoon on lisätty 4 havaintoa (vuotta).*

Olisin voinut valita tarkastelun kohteeksi myös toisen samassa yhteydessä esitetyn virheenkorjausmuotoa olevan mallin (3). Se poikkeaa mallista (6) sikäli, että siinä Virén käyttää toista muuttujaa kuvaamaan rangaistustasoa⁶. Tämä rangaistusmuuttuja (rang 1) ei kuitenkaan ole – kuten Virénin artikkelin taulukosta 1 ilmenee – rikollisuuden tilastollisesti merkitsevä selittäjä edes dummy 55 -muuttujan ollessa mallissa mukana ($t = 1,24$). Turun yliopiston taloustieteen laitoksen raportissa (Virén 1996) tai VATT:in raportissa (Virén 2000) tätä vaihtoehtoista rangaistusmuuttujaa koskevia estimointituloksia ei enää esitetä.

Käytin vuotta 1955 esimerkkinä sitä, että Virénin analyysin tulos on herkkä poikkeusvuosille. Aineistossa on muitakin vaikutusvaltaisia havaintoja. Tällainen on myös vuosi 1989, jolloin uusi rikosten esitutkintalaki tuli voimaan. Siihen liittyen rikosten selvitysaste laski poikkeuksellisen paljon. Vuosi 1989 vaikuttaakin tuntuvasti kiinnijäämisriski-muuttujan KIIN kertoimen merkitsevyyteen.

Puhuminen poikkeavista ja/tai vaikutusvaltaisista havainnoista voi tuntua saivartelulta. Se, että yhteiskunnallisissa aikasarjoissa on tällaisia havaintoja ei kuitenkaan ole mitenkään harvinaista. Sille ei mahda mitään, että kun havaintoja on suhteellisen vähän (tyypillisesti < 50), aineiston ja estimoidun mallin suhde on usein ”herkkä”. Mielestäni tähän tosiasiaan ei yleensä suhtauduta tarpeeksi vakavasti aikasarja- ja regressiomallien estimoinnissa.

Toinen esimerkki on tarkastelu jossa olen estimoinut mallin (6) erikseen ajanjaksoilta

1951–1970 ja 1971–1990. Virén sanoo, että päätelmiini liittyy useita ongelmia ja jopa virheitä. Ensinnäkin ”puolet-puolet” tyyppisessä tarkastelussa 20+20 havaintoa on kuitenkin sen verran ettei tulosta voi sivuuttaa olan kohautuksella. Ja tietenkin viime kädessä, tutkijayhteisö ja tutkimustiedon käyttäjät ratkaisevat sen mikä painoarvo eri analyyseille annetaan. Mitä tulee CUSUM-testien ja kertoimien rekursiivisten arvojen tarkasteluun, niin minusta oleellisempaa olisi tutkia estimointituloksen pysyvyyttä ajassa joko liukuvia tai toisensa poissulkevia havaintosegmenttejä käyttäen. Kertomien rekursiivisiin arvoihin kumuloituu aikasarjan koko aikaisempi historia ja siis myös sarjojen alkupäähän mahdollisesti ajoittuvat poikkeavat ja vaikutusvaltaiset havainnot.

Varsinaisten tulosten osalta on syytä todeta, että estimointituloksemme ovat lyhyen aikavälin vaikutuksien osalta yhtäpitävät. Virénin pääargumentti näyttää olevan se, että ”lyhyen aikavälin” vaikutus (tai sen puuttuminen) on jotenkin vähemmän tärkeä ominaisuus kuin ”pysyvä” pitkän aikavälin riippuvuus ja hän arvostelee minua jälkimmäisten ”unohtamisesta”. En ole samaa mieltä ja pidän pitkän aikavälin yhteyksistä puhumista varsin ongelmallisenä. Ensinnäkin differenssitermeihin voidaan liittää havainnollinen kausaalinen tulkinta. Jos pääteemana on testata hypoteesia, että rangaistustaso vaikuttaa rikosten määrään, on luontevaa tutkia miten vuosi vuodelta rangaistustason muutos (ehkä myös viivästettynä) ja rikostason muutos liittyvät toisiinsa ja estimoida tämän riippuvuuden voimakkuus. Rangaistustason ja omaisuusrikollisuuden havaittu pitkän aikavälin yhteys perustuu taas viime kädessä siihen, että rikosten määrää hallitsee voimakas nouseva trendi kun taas rangaistuksilla on laskeva trendi. Ei ole ihme, että tässä tilanteessa

⁶ Rangaistusmuuttujana (rang 1) on mallissa (3) keskimääräinen vankeuskuukausissa ilmaistu rangaistus, joka on laskettu painotettuna keskiarvona eri rikoslajien keskimääristä tuomioista (Virén 1992:490).

rangaistustason ja rikollisuuden välille saadaan voimakas laskennallinen käänteinen riippuvuus, oli lyhyen aikavälin vaihtelu millaista tahansa (ks. Virén 2000:8–9, kuviot 1 ja 2). Tällaisten (epästationaaristen) aikasarjojen kohdalla ongelmana on tunnetusti se, miten erottaa näennäiset ja aidot pitkän aikavälin riippuvuudet toisistaan. Yhteisintegroituvuusteorian ratkaisu on se, että pitkän aikavälin yhteydestä voidaan puhua jos ilmiöiden välillä on pitkän aikavälin tasapainorelaatio joka ilmenee niin, että kyseiset aikasarjat ovat yhteisintegroituvia. Ydinkysymys onkin, onko rangaistustason ja muiden selittäjien ja rikosten määrän välillä tällainen tasapainorelaatio vai ei?

Testasin Virénin mallin (6) muuttujien yhteisintegroituvuutta koko aineistosta 1951–1990 *Johansenin* suurimman uskottavuuden menetelmää käyttäen. Tuloksena oli seuraava normeerattu vektori (käytän samoja kirjainsymboleja kuin Virén; suluissa kertoimien asymp-totottiset keskivirheet):

H	KIIN	RANG	E	CONST
1.000	0.730	0.070	5.486	-15.186
	(0.411)	(0.020)	(0.540)	

Kertoimien arvojen ja keskivirheiden perusteella tulos näyttää kuta kuinkin kunnolliselta (vrt. malli (4), Virén 1992). Ongelma on vain siinä, että trace-testin perusteella muuttajat eivät ole yhteisintegroituvia (trace -testisuure = 34.20 < 47.21 ($p = 0.05$)), eli testi hylkää yhteisintegroituvuuden selkeästi 5 % tasolla. Tämän tuloksen perusteella mallin oikea spesifikaatio sisältäisi siten ainoastaan selittävien muuttujien differenssitermit eli lyhyen aikavälin yhteyttä kuvaavat termit. Rangaistustason ja omaisuusrikollisuuden pitkän aika-

välin yhteyden (tai tasapainorelaation) olemassaolo näyttää siis vähintäänkin kiistanalaiselta.

Tässä yhteydessä hyvä vertailukohta ovat myös muut pohjoismaat. Ainakin 1960-luvun alusta lukien Ruotsissa varkausrikoksista tuomittujen ehdottomien vankeusrangaistusten keskipituus on kasvanut, eli keskipituutta kuvaavalla aikasarjalla on nouseva trendi. Suomessa kehitys on kulkenut päinvastaiseen suuntaan ja keskirangaistus on laskenut noin puoleen 1960-luvun alun tilanteesta. Kummasakin maassa, ja myös muissa pohjoismaissa varkausrikollisuudella (joka dominoi omaisuusrikollisuutta) on kuitenkin tasaisesti kasvava trendi. Tämä tarkoittaa sitä, että Ruotsissa rangaistustason ja rikollisuuden hypoteettinen ”pysyvä” pitkän aikavälin yhteys on päinvastainen kuin Suomessa eli johtopäätös olisi, että rangaistusten ankaroituminen on lisännyt rikollisuutta Ruotsissa!

Vankeusrangaistusten käytön osalta kehitys on ollut se, että Norjassa, Ruotsissa ja Tanskassa vankeusrangaistusten määrä suhteessa väkilukuun on kasvanut 1960-luvun alusta lähtien, kun Suomessa se on vähentynyt 1970-luvun puolivälistä. Tästäkin voisi siis tehdä johtopäätöksen, että rikosten ja rangaistusten pitkän aikavälin yhteys on muissa pohjoismaissa erilainen kuin Suomessa (Nordic Criminal Statistics 1950–1995).

Rangaistustasoa ja sen kehitystä voidaan kuvata monilla eri indikaattoreilla. Pohjoismaisessa vertailussa tärkeää on se, että huolimatta varsin suurista eroista sanktiopolitiikassa, omaisuusrikollisuuden kehitys on 1950-luvulta lähtien ollut näissä maissa hyvin samantapainen eli tasaisesti nouseva. Ilmeisesti sittenkin sosioekonomiset tekijät, ennen kaikkea vaurastumiseen ja kaupungistumiseen liittyvä rikok-

sentekomahdollisuuksien moninkertaistuminen on tämä kehityskulun tärkein selittäjä.

Todettakoon lopuksi, että Oikeuspoliittinen tutkimuslaitos on yhdessä tilastokeskuksen kanssa tehnyt 1980-luvulta lähtien useita sekä poliisin tietoon tulleeseen rikollisuuteen että väestöhaastatteluihin perustuvia tutkimuksia joissa käsitellään myös omaisuusrikollisuudesta aiheutuneita vahinkoja. (mm. *Niskanen, T.* (1983), *Aromaa, K.* (ym.) (1991), *Heiskanen, M.* (1991) *Suomalaisten turvallisuus* (1996)). Rikosvahingoista esitetään arvioita myös tutkimuslaitoksen vuosittain ilmestyvässä *Rikollisuustilanne-julkaisussa* (esim. *Rikollisuustilanne* 1999). Lukijoiden arvioitavaksi jätän sen ovatko esimerkiksi Oikeuspoliittisen tutkimuslaitoksen sarjassa ilmestyneet tutkimukseni ”Varkausrikollisuuden kehityksestä ja yhteydestä rakenteellisiin tekijöihin 1950–1982” (*Sirén* 1984) tai ”Varkausrikollisuuden tasonmuutokset” (*Sirén* 1989), *Virénin* mainitsemaan aihepiiriin ”omaisuusrikollisuuden syyt ja seuraukset” liittyvää tutkimusta.

Liite

Tilastotiedot tuomituista rangaistuksista

Tuomioistuintilaston taulukoissa on käytetty ainakin kolmea yksikköä: 1) tuomio tai tuomion päärikos (henkilöiden bruttomäärä), 2) tuomittu henkilö (henkilöiden nettomäärä) ja 3) rangaistukseen johtanut rikos. Rangaistus-aika on saatettu laskea niin, että 1) päärikoksen kohdalle on tilastoitu yhdistetty rangaistus, 2) vain päärikoksesta tuomittu rangaistus tai 3) kustakin yksittäisestä rikoksesta tuomittu rangaistus. Sakkorangaistukset on yleensä tilas-

toitu bruttoperiaatteen mukaan. Tiedot sakkorangaistusten suuruudesta (päiväsakkojen lkm) puuttuvat vuosilta 1950–1954, 1956–1958 ja 1972, 1974 ja 1976.

Ennen 1959

Vuoteen 1958 saakka oli tilastoyksikkönä pääsääntöisesti tuomio tai tuomion päärikos. Sama henkilö laskettiin vapausrangaistukseen tuomittuihin niin monta kertaa, kun hänet on vuoden aikana tuomittu vapausrangaistukseen. Rangaistusajalla tarkoitettiin tuomittujen rangaistusten yhdistettyä rangaistus-aikaa, joka merkittiin tilastoon tuomion päärikoksen mukaan

1959

Tilastointi muuttui aikaisempaan verrattuna niin, että vapausrangaistukseen tuomittu henkilö on laskettu mukaan vain kerran, riippumatta siitä monestiko hänet on vuoden aikana tuomittu vapausrangaistukseen. Rangaistukseen tuomitut on merkitty tilastoon vuoden päärikoksen eli henkilön vuoden törkeimmän rikoksen mukaan. Sakkoihin tai muuhun seuraamukseen tuomitut on edelleen tilastoitu niin monta kertaa kuin heidät on vuoden aikana tuomittu (henkilöiden bruttomäärä). Rangaistus-aikojenkin esitystapa muuttui niin, että vuonna 1959 henkilön kunkin rikoksen rangaistus-aika on tilastoitu erikseen, joten rangaistus-aika ilmoittaa kustakin rikoksesta tuomitun (yksikkö)rangaistuksen pituuden. Rangaistus-aikaa kuvaavassa taulukossa on siis yksikkönä yksittäinen rikos, ei tuomiokerran päärikos, kuten aikaisemmissa julkaisuissa. Koska kaikki jossakin rikoslajissa tuomitut vapausrangaistukset otetaan huomioon, jakauma siirtyy ly-

hyempiin rangaistuksiin päin ja tukee vaikutelmaa, että rangaistuskäytäntö olisi lieventynyt.

1960–1962

Tilastointiperusteet muuttuivat niin, että vuodesta 1960 lähtien vapausrangaistukseen tuomittujen lisäksi myös ns. rikosrekisteririkoksista sakkoon tuomitut (> 75 päiväsakkoa) otettiin tilastoon vain kerran vuoden aikana. Tämä käytäntö oli voimassa vuoteen 1968 saakka. Sakkorangaistukset näyttävät keskimäärin lievenevän koska ankarimmat ”rikosrekisterisakot” on kirjattu tilastoon vain kerran. Rangaistusajaksi tarkoittaa nyt (vuoden)päärikoksen ja sen kanssa samalla kertaa tuomittujen sivurikosten yhdistettyä rangaistusajaksi. Vuoden 1959 esitystapaan verrattuna muutos on selvä ja vaikutus on nyt rangaistuksia näennäisesti ankaroitettavaan suuntaan.

1963–1968

Vuonna 1963 rangaistusajan esitystapa muuttui taas radikaalisti. Rangaistusajaksi tarkoittaa tästedes vain (vuoden)päärikoksen rangaistusajaksi. Muutos myös näkyi. Esimerkiksi varkausrikoksissa vapausrangaistusten keskiarvo laski noin 1,7 kuukaudella. Vuosimuutos oli suurin koko ajanjaksona 1950–1991.

1969–1970

Tilastointi muuttui sakkorangaistusten osalta siten, että kaikki rangaistus määräyssakot ja muut sakkotapaukset merkittiin tilastoon. Tilastointitapa oli siis sama kuin vuonna 1959, eli vapausrangaistukseen tuomittujen nettotilastointi ja muuhun kuin vapausrangaistukseen tuomittujen bruttotilastointi.

1971–1991

Tilastoyksikkönä on vuodesta 1971 ollut tuomitsemiskerran päärikos (henkilöiden bruttomäärä). Saman henkilön eri tuomitsemiskerrat vuoden aikana on käsitelty erikseen (vuonna 1970 vielä yhdessä) ja henkilö on merkitty tilastoon kunkin tuomitsemiskerran päärikoksen mukaan. Myös rangaistusajaksi koskee tätä rikosta, ei vuoden päärikosta kuten aikaisempina vuosina. Tilastointitapa siirtää rangaistusajan jakaumaa lyhyempiin rangaistuksiin päin. Vuodesta 1977 tuomioistuintilaston taulukoissa on käytetty rinnakkain kaikkia edellä mainittuja tilastoyksiköitä, eniten kuitenkin tuomitsemiskerran päärikosta. □

Kirjallisuus

- Aromaa, K. (ym.) (1991). Rikosvahingot 1988. Tilastokeskus, SVT, Oikeus 1991:22. Oikeuspoliittisen tutkimuslaitoksen julkaisuja 112. Helsinki.
- Heiskanen, M. (1991). Omaisuusrikokset. Haastattelututkimus henkilöön kohdistuneista omaisuusrikoksista. Tilastokeskus, SVT, Oikeus 1991:3. Helsinki.
- Niskanen, T. (1983). Rikosvahingot 1980. Otanta-tutkimus poliisin tietoon tulleista omaisuus- ja väkivaltarikoksista. Tilastokeskuksen tutkimuksia N:o 96. Helsinki.
- Nordic Criminal Statistics 1950–1995. (ed. Von Hofer, H.). Report 1997:2. Department of Criminology, Stockholm University. Stockholm 1997.
- Rikollisuustilanne 1999. Rikollisuus ja seuraamusjärjestelmä tilastojen valossa. Oikeuspoliittisen tutkimuslaitoksen julkaisuja 175. Helsinki 2000.
- Sirén, R. (1984). Varkausrikollisuuden kehityksestä ja yhteydestä rakenteellisiin tekijöihin 1950–1982. Oikeuspoliittisen tutkimuslaitoksen julkaisuja 70. Helsinki 1984.

- Sirén, R. (1989). Varkausrikollisuuden tasonmuutokset. Erään aikasarja-regressiomallin influenssianalyysi. Oikeuspoliittisen tutkimuslaitoksen julkaisuja 97. Helsinki 1989.
- Suomalaisten turvallisuus 1993. Haastattelututkimus rikosten ja tapaturmien kohteeksi joutumisesta ja rikoksen pelosta. Tilastokeskus, SVT, Oikeus 1996:17. Oikeuspoliittisen tutkimuslaitoksen julkaisuja 139. Helsinki.
- Virén, M. (1993). A Test of an Economics of Crime Model. Department of Economics, University of Turku. Research Reports No. 31.
- Virén, M. (1996). Modelling Crime and Punishment. Department of Economics, University of Turku. Research Reports No. 65.
- Virén, M. (2000). Modelling Crime and Punishment. Valtion taloudellisen tutkimuskeskuksen (VATT) keskustelualoitteita No. 244. Helsinki.
- Virén, M. (1992). Tutkimus omaisuusrikollisuuden syistä Suomessa. Kansantaloudellinen aikakauskirja 88:4. Helsinki.