

Rikoksen taloustiede kritiikin kourissa

Matti Virén*

Professori

Turun yliopisto

Rikollisuus on aihe, joka aika ajoin tulee kii-vaankin yhteiskuntapoliittisen keskustelun kohteeksi. Mielenkiintoista keskustelussa on se, että keskustelua käydään paitsi tavanomaisella vasemmisto–oikeisto -akselilla myös (ainakin osin) yhtäältä ekonomistien ja toisaalta muiden yhteiskuntatieteilijöiden ja juristien välillä. Yllättävää ei siksi olekaan, että lähestulkoon kaikista asioista vallitsee erimielisyys.

Se, mikä tässä yhteydessä on eniten kanto-na kaskessa, on rikollisuutta ”selittävien” mallien mielekkyys ja oikeellisuus lähtien liikkeelle mallien perusoletuksista ja päätyen keskusteluun siitä, ovatko mallit empiirisesti testattavissa. Oikeuspoliittisen tutkimuslaitoksen tutkija *Reino Sirén* otti tammikuussa julkaistussa haastattelussa (*Sirén* 2001) voimakkaasti kantaa näihin asioihin arvostellessaan viime vuoden lopulla julkaistua tutkimustani (*Virén* 2000). *Sirénin* puheenvuoro on julkaistu Hel-

singin *Sanomissa*, mikä on tietenkin hieman väärä paikka yksityiskohtiin menevälle tieteelliselle keskustelulle. Koska tällaista keskustelua olisi kuitenkin pyrittävä käymään, esitellään tässä artikkelissa eräitä aihepiiriin liittyviä empiirisistä tuloksia. Näiden tulosten esittelyille tarjoaa sopivan lähtökohdan yllämainittu *Sirénin* haastattelu, joka on seuraavassa kirjattu kokonaisuudessaan (haastatteluteksti kursivoitu):

Tämä paperi (Virén 2000) ei tuo oikeastaan mitään uutta siihen, mitä Virén julkaisi Turun yliopiston sarjassa vuonna 1996” sanoo oikeuspoliittisen tutkimuslaitoksen tutkija Reino Sirén. Sirén on käynyt läpi Virénin aineistoa läpi ja löytää sen käsittelystä puutteita. ”Virén ei arvioi kriittisesti käyttämänsä tilastoaineistoa. Esimerkiksi rikostuomioiden tilastoinnissa tapahtuneita muutoksia Virén ei ota huomioon.”

Sirénin mukaan analyysin tulos on ylipäätään herkkä poikkeusvuosille ja vuoden 1955 Virén on jättänyt tarkemmin perustelematta pois. Jos vuosi olisi mukana, se heikentäisi rangaistustasoa kuvaavan muuttujan merkitystä, Siren sanoo.

Kun Sirén sovitti Virénin mallin erikseen vuosille 1951–70 ja 1971–90 – Virénin aineistoa käyttäen – tulokset olivat olennaisesti erilaiset.

* Taloustieteen laitos, 20014 Turun yliopisto. Sähköposti: matti.viren@utu.fi. Kiitokset Antti Ripatille ja Klaus Kultille, jotka esittivät useita hyödyllisiä kommentteja kirjoituksen aiemmasta versiosta.

Vuosina 1971–90 omaisuusrikollisuuden taso ei ole Virénin mallin mukaan lainkaan yhteydessä rangaistustasoon, kiinnijäämisriskiin kylläkin. Vuosina 1951–70 tilanne oli täsmälleen päinvastoin. ”Jos tulos muuttuu näin ratkaisevasti riippuen siitä, mitä aikaväliä tarkastellaan, pitäisi johtopäätöksissä olla varovainen”.

Sirénin ensimmäinen väite tilastovirheistä kaippaa selvästi yksilöintiä. Aikakin kaksi retorista kysymystä tulee tältä osin mieleen? Mitä tuomioiden tilastoinnissa tapahtuneita muutoksia ei (Virénin) malleissa ole otettu huomioon? Onko joku konstruoinut rangaistuksia kuvaavan datan ”oikein” ja mistä data on saatavissa? Syynä jälkimmäiseen kysymykseen on huomio siitä, että suomalaiset kriminologit yleensä näyttävät käyttävän vankimäärää tai ehdottomien vankeusrangaistusten pituutta rangaistusten ankaruuden mittarina. Todettakoon myös se, että oikeuspoliittinen tutkimuslaitos, sen paremmin kuin oikeusministeriö, ei ole julkaissut mitään tutkimusta omaisuusrikollisuuden syistä ja seurauksista.¹

Toinen kommentti koskien vuotta 1955 on helpommin selvitettävissä. VATT:n keskustelualoitteen 244 (Virén 2000) alaviitteessä 7 kerrotaan, että vuotta 1955 koskeva dummy-muuttuja on lisätty malliin, koska vuoden 1955 tilastojulkaisussa kerrotaan, että osa kihlakunnista ei ollut (syystä tai toisesta) palauttanut tilastolomaketta. Kyseisen vuoden tilastojen todettiin siten olevan puutteellisia. Muina vuosina tällaista mainintaa ei ollut. Dummy-muuttujan käyttö ottaa huomioon kyseiselle vuodelle ajoittuvan tilastovirheen. Kun puhutaan tilastovirheistä, on syytä olla johdonmukainen niiden huomioon ottamisessa ja korjaamisessa.

¹ *Rikollisuuden kustannukset on ainakin Suomessa täysin laiminlyöty tutkimusala. Ks. kuitenkin Holm et al (2000).*

Mutta mennään itse pääasiaan. Sirén sanoo Virénin mallin olevan (1) epästabiilin ja (2) periodeittain riippumaton rangaistustasosta ja kiinnijäämisriskistä.

Ennen kuin mennään lukiuihin, on syytä selvittää, mistä mallista on kyse. Sirénin toimittamista regressiotuloksista ilmenee, että kyse ei suinkaan ole mistään edellä mainitussa julkaisussa (Virén 2000) raportoidusta mallista, vaan vuonna 1992 Kansantaloudellisessa aikakauskirjassa julkaisemassani artikkelissa (Virén 1992) esitetystä yhtälöstä 6. Mielestäni tämä olisi ollut vähintäänkin kohtuullista todeta, varsinkin kun Sirénin tarkastelun kohteena olevat mallit poikkeavat viimeisimmän version malleista sekä (1) selittävien muuttujien, (2) muuttujatransformaatioiden, (3) estimaattorien että (4) tietenkin estimointiajanjakson suhteen.

Aikakauskirjassa 1992 raportoitu malli on (yksinkertainen) kaksivaiheisella *Engle – Granger* menetelmällä estimoitu virheenkorjausmalli. Estimointiajanjaksona oli tuolloin 1951–1990. Se, minkä Sirén on nyt tehnyt, on, että hän on estimoinut mallin erikseen ajanjaksoilta 1951–1970 ja 1971–1990. Tuloksena ovat seuraavat kiinnijäämisriskin **KIIN** ja rangaistusten **RANG** kertoimet:

	KIIN	RANG
1951–1971	–.31 (0.38)	–.07 (2.35)
1971–1990	–1.57 (2.09)	–.05 (0.58)

Näihin lukiuihin Sirén perustaa päätelmänsä.

Päätelmiin liittyy kuitenkin useita ongelmia, ja voi sanoa virheitä. Ensinnäkin pitää muistaa, että virheenkorjausmallissa olevat differenssi-termien kertoimet kertovat vain ”lyhyen aikavälin” vaikutuksista. Sen sijaan yhteisintegroituvuusregression kertoimet osoittavat, miten suuria ovat ”pysyvät” pitkän aikavälin riippu-

vuudet. Siten ei ole legitimiä ”unohtaa” jälkimmäistä riippuvuutta.

Jotta tulosten luonteesta saisi jonkinlaisen käsityksen, tulostan seuraavassa molemmat parametrit. Parametrien tarkkuuden arvioinnissa käytän sekä tavanomaisia t-suhteita että *Newey*

– *West* menetelmällä laskettuja (heteroskedastisuuden ja autokorrelaation suhteen korjattuja) t-suhteita (jälkimmäiset ovat suluissa olevien tavanomaisten t-suhteiden ”jälkeen”). LR viittaa ”pitkän aikavälin” ja SR ”lyhyen aikavälin” vaikutuksiin.

	otos	KIIN	RANG
LR	1951–70	–.99 (1.46; 2.68)	–.10 (5.58/5.70)
SR	1952–70	–.35 (0.43/0.46)	–.07 (2.39/3.50)
LR	1971–90	–1.32 (2.86/3.35)	–.21 (2.13/1.97)
SR	1972–90	–1.60 (2.14/2.62)	–.04 (0.50/0.47)

Se, että lyhyen aikavälin efektit ovat (mahdollisesti) pieniä ja epätarkkoja, ei sinänsä merkitse sitä, että muuttujilla ei ole mitään tekemistä selitettävän muuttujan (tässä tapauksessa rikosten summaindeksin) kanssa, niin kuin Siren haastattelussaan väittää.

Eri asia on tietenkin se, että nykyään kukaan ei (1) käytä kaksivaiheista Engle – Granger menetelmää, vaan olennaisesti tehokkaampaa *Johansenin* suurimman uskottavuuden menetelmällä eikä (2) kukaan tee yhteisintegroituusanalyysia 20 (tai vähemmällä) havainnolla. Kun otoskoko jää alle kahdenkymmenen, ei yhteisintegroituusvektorin estimoinnissa ole paljon vitsiä ja virheenkorjausmalliltakin voi olettaa sattumanvaraisia tuloksia (niin kuin lyhyen aikavälin kerroinestimaatteihin selvästi liittyykin).²

Siksi havaintomäärän kasvattaminen on

mielekäs tavoite, kun se auttaa identifioimaan mahdolliset pitkän aikavälin riippuvuudet ja tekee stabiilisuustarkasteluistakin mielekkäitä.

Uusimmassa keskustelualoitteessa (Virén 2000) olen yrittänyt viedä analyysia tähän suuntaan. Ryhtymättä sen enempää toistamaan mainitussa julkaisussa esitettyjä tuloksia, lienee paikallaan tulostaa se malli, jona piirissä olen viimeksi työskennellyt:

Kun tarkastellaan muuttujajoukkoa, jossa ovat mukana **H** (omaisuusrikkokset per capita), **KIIN**, **RANG**, **E** (keskimääräinen työaika vuodessa) ja **C** (kulutuksen volyyymi per capita; **H**, **E** ja **C** on ilmaistu logaritmeissa) sekä edellä mainittu dummy-muuttuja *d55*, päädytään trace -testin perusteella siihen, että muuttujilla on yksi yhteisintegroituusvektori, jonka normeerattu muoto on seuraava (suluissa standardipoikkeamat):

H	KIIN	RANG	E	C	CONST
1.000	1.213 (.002)	0.053 (.013)	2.140 (.601)	–.694 (.141)	2.339

² *Kyseisten menetelmien perusominaisuuksista tiedetään vain se, että asymptoottinen teoria ei toimi kaikissa ti-*

lanteissa kovinkaan hyvin.

Itse virheenkorjausmalli on muotoa:

$$\Delta H = \beta_0 + \beta_1 \Delta KIIN + \beta_2 \Delta RANG + \beta_3 \Delta E + \beta_4 \Delta C + \beta_5 \Delta D55 + \beta_6 \Delta EC_{-1} + \mu,$$

jossa **EC** on yhteisintegroituvuustarkasteluun perustuva virheenkorjausstermi ja μ jäännöstermi.

Mallin parametreille saadaan Suomen datasta (ks. Virén 2000 ja oheiset kuvat 6 ja 7) seuraavat kerroinestimaatit ja niihin liittyvät Newey-West t-suhteet:

β_0 .025 (2.51), β_1 -1.20 (3.73), β_2 -.057 (4.30), β_3 -1.53 (3.03) β_4 -.11 (0.50) β_5 -.16 (11.82) ja β_6 -.81 (5.19). SEE = 0.046, $R^2 = 0.644$ ja DW = 1.68.
--

Olennaista tässä yhteydessä on kuitenkin se, onko malli stabiili vai ei. Sitä varten olen laskenut CUSUM ja CUSUM-neliötestit sekä kertoimien rekursiiviset arvot. Tulokset on PNS-version osalta raportoitu oheisissa kuvioissa 1–4. Näiden perinteisten stabiilisuustestisuureiden lisäksi olen laskenut Johansenin proseduurin puitteissa rekursiivisen trace-testisuureen arvon kolmelle hypoteesille (kun mahdollisia endogeenisiä muuttujia on kolme: **H**, **KIIN** ja **RANG** – testien viitatessa siihen, että vektoreita on vain yksi, joka vastaa yllä esitettyä pitkän aikavälin mallia).

Malli ei tietenkään ole mitenkään täydellinen, mutta stabiilisuustarkastelut kertovat, että malli selvää yllättävänkin hyvin kun ottaa huomioon kaikki sotien jälkeisenä kautena tapahtuneet muutokset demografisissa tekijöissä, asumisympäristössä (kaupungistumisessa) ja sosiaalisissa suhteissa ja normeissa. Erityisesti voi todeta, että parametriestimaatit stabiloivat erittäin nopeasti, paljon nopeammin kuin yleensä tällaisissa malleissa.

Olennaista on tietenkin se, että malli on (1) sopusoinnussa optimointikäyttäytymisen kanssa ja (2) se on muutoinkin kohtuullisen hyvin sopusoinnussa datan kanssa (selittäen rikollisuuden vuosittaisesta vaihtelusta kaksi kolmasosaa³). Malli läpäisee myös tavanomaiset spesifikaatiotestit ja on verraten immuuni mahdolliselle simultaanisuusharhalle erityisesti rikosten selvitysasteen suhteen⁴. Malli näyttää myös verraten hyvin ennustavan aivan viime vuosien kehityksen⁵.

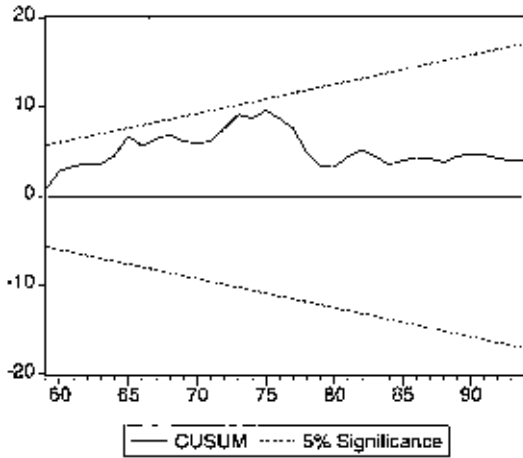
Kun Siren kuitenkin sanoo, että mallini on väärä, jää kaipaamaan tietoa siitä, (1) mikä on oikea malli ja (2) miten sitä voi testata. Arvio siitä, mikä on ”oikea” ja ”väärä” malli ei voi olla subjektiivinen ja arvion pitää päteä niin Suomessa kuin ulkomaillakin. Tältä osin todettakoon, että maailmalla testien kohteena olevat mallit (ks. esim. *Levitt* (1998) ja *Machin* ja *Meghir* (2000)) ovat kuitenkin lähes poikkeuksetta samanlaisia kuin tässä yhteydessä esitelty mallikin, joten jos se on perusteeltaan väärä,

³ Itse asiassa mallin selityskyky nousee 72 %:iin, kun malliin sisällytetään julkisen sektorin tulonsiirtoja, kaupungistumista, nuorten ikäluokkien väestöosuutta ja työttömyyttä kuvaavat muuttujat. Näillä lisämuuttujilla ei ole vaikutusta mallin kvalitatiivisiin ominaisuuksiin KIIN- ja RANG- muuttujien osalta. Ainoa ongelmallinen piirre on, että lisämuuttujien (kertoimien) estimointitarkkuus ei ole erityisen hyvä.

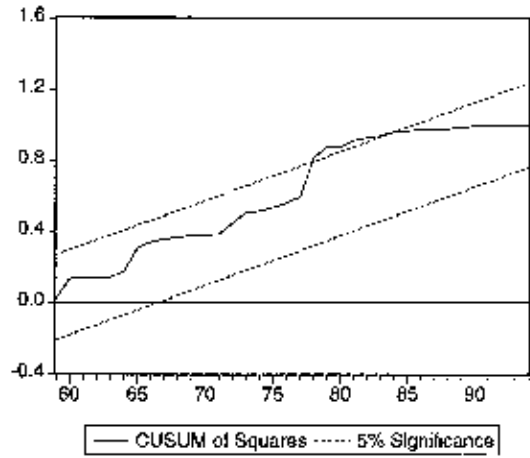
⁴ PNS-estimaattori on ilmeisen simultaanisuusbarban vuoksi ongelmallinen esillä olevan mallin yhteydessä. IV- ja GMM-estimaattorien tulokset eivät kuitenkaan olennaisesti poikkea PNS-tuloksista.

⁵ 1990-luvun jälkipuoliskon osalta suurin dataongelma liittyy rangaistusten ankaruuden mittaamiseen, joka mm. yhdyskuntapalvelun myötä on muuttunut entistä monimutkaisemmaksi. Joka tapauksessa alustavat tulokset ajanjaksolta 1951–1999 ovat hyvin sopusoinnussa aiempien tulosten kanssa vahvistaen siten käsitystä mallin stabiilisuudesta.

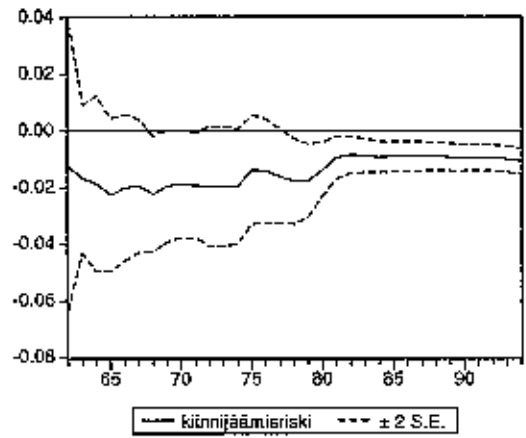
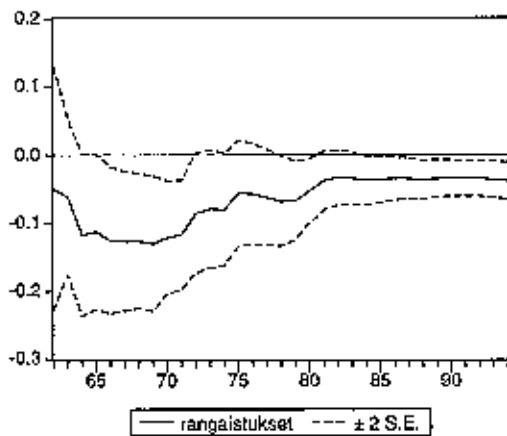
Kuvio 1. Cusum -testin arvot virheenkorjausmallissa.



Kuvio 2. Cusum-neliö -testin arvot virheenkorjausmallissa.



Kuvio 3. Rangaistusten ja kiinnijäämisriskin kertoimien rekursiiviset arvot yhteisintegroituusyhtälössä.

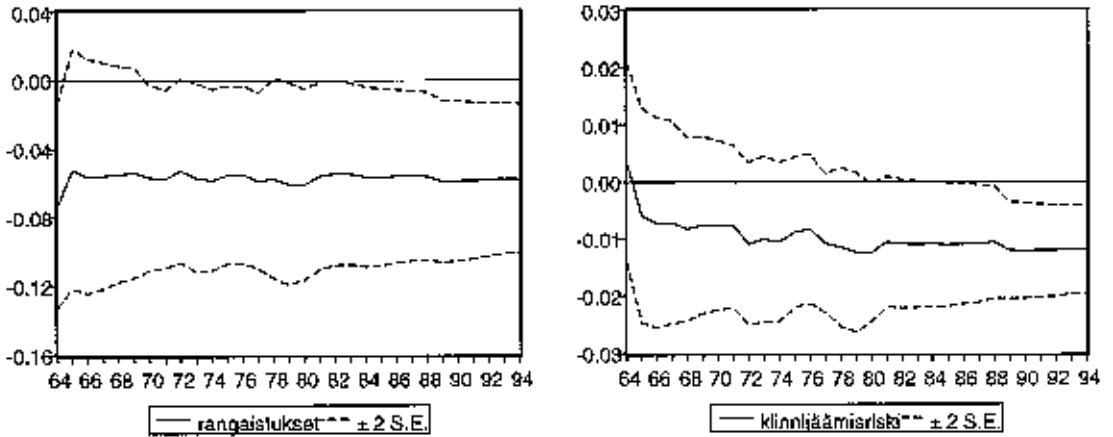


niin huomattavan monet kansainvälisessä kirjallisuudessa esitetyistä malleista ovat vääriä.

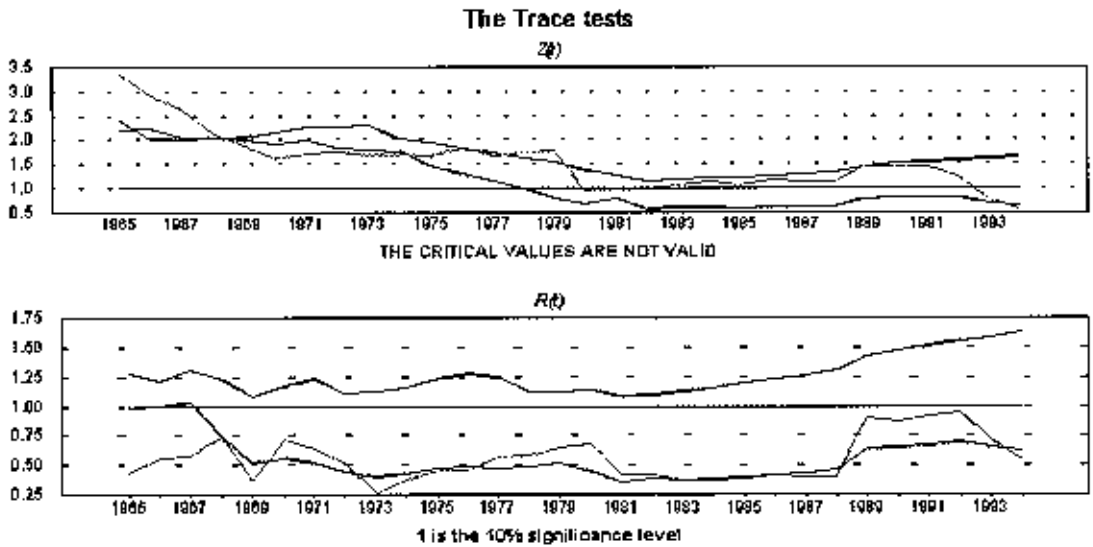
Valitettavasti suomalainen keskustelu on toistaiseksi kulkenut sitä rataa, että mitään mallia ei voikaan muodostaa ja lukuisien tilastovirheiden vuoksi mitään mallia ei voi edes

empiirisesti testata. Jos tällaiset argumentit hyväksyy, jäljelle jää vain ”asiantuntijoiden” sallattu tietämys asioiden todellisesta laidasta. Tällaista primitiivistä ajattelua on toki esiintynyt myös puhtaasti taloudellisten ongelmien ja talouspolitiikan yhteydessä, mutta onneksi sii-

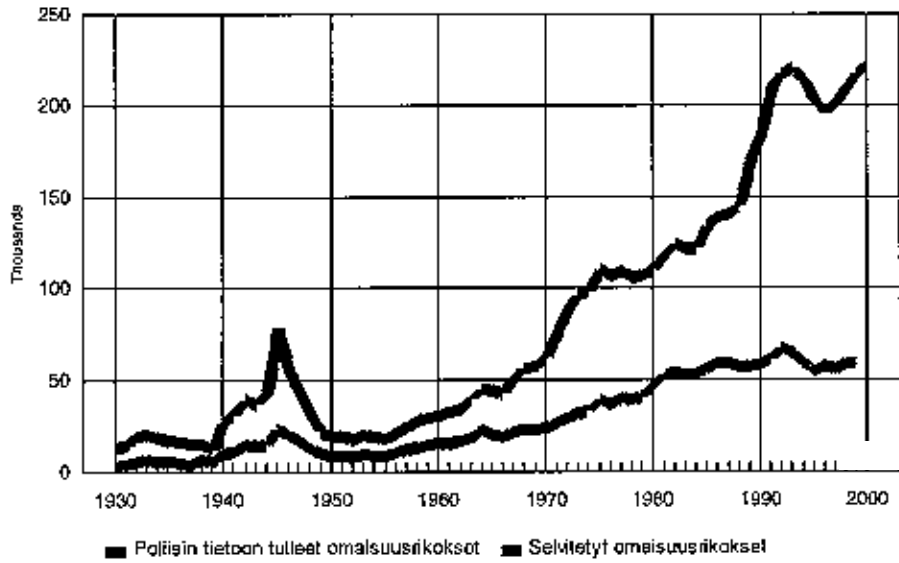
Kuvio 4. Rangaistusten ja kiinnijäämisriskin kertoimien rekursiiviset arvot virheenkorjausmallissa.



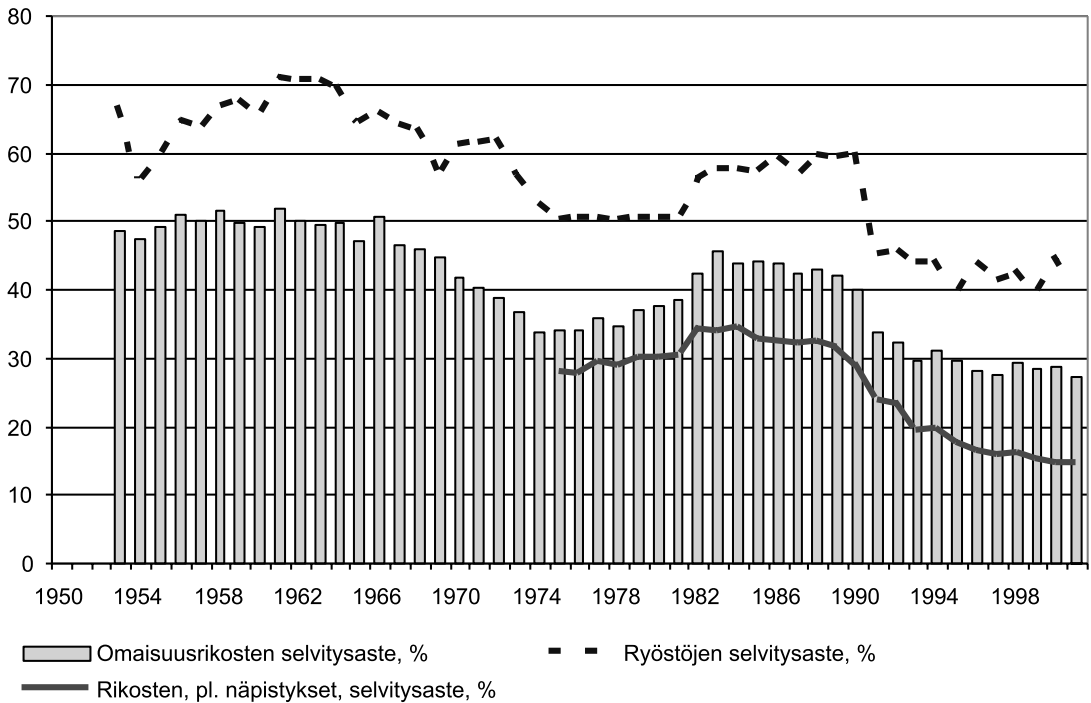
Kuvio 5. Rekursiivinen trace -testi yhteisintegroituusvektoreille.



Kuvio 6. Omaisuusrikollisuus Suomessa.



Kuvio 7. Omaisuusrikosten selvitysasteet Suomessa.



tä on pääosin päästy eroon. Kriminaalipolitiikka näyttää kuitenkin pysyvän visusti suojassa muutosten tuulilta. □

Kirjallisuus

- Holm, P., Pankka, K., Toivonen, S., Tynkkyläinen, Y. ja Virén, M. (2000) PK -yritysten turvallisuuskysely. Valtion taloudellisen tutkimuskeskuksen (VATT) keskustelualoitteita No. 233.
- Levitt, S. Juvenile Crime and Punishment. *Journal of Political Economy* 106, 1156–1185.
- Machin, S. and Meghir, C. (2000) Crime and Economic Incentives. IFS Working Paper 17.
- Siren, R. (2001) Rikollisuuden tutkijat pitävät rangaistusten koventamista kalliina: haastattelu Helsingin Sanomissa 29.1.2001.
- Virén, M. (1992) Tutkimus omaisuusrikollisuuden syistä Suomessa. *Kansantaloudellinen aikakauskirja* 88:4, 482–496.
- Virén, M. (2000) Modelling Crime and Punishment. Valtion taloudellisen tutkimuskeskuksen (VATT) keskustelualoitteita No. 244. *Ilmestyy Applied Economics -aikakauskirjassa* 2001.