

Äly ja kansojen varallisuus: Mitä kertoimet kertovat?

PERTTI TÖTTÖ

ABSTRACT
IQ and wealth of nations: What do the coefficients tell us?

Several recent publications have claimed that the IQ-figures presented by Lynn and Vanhanen (2006) are a good indicator of national human capital in regression models predicting economic growth. Unfortunately, these results are based on analyses of selective samples. In the article it is demonstrated that when all countries are included the explanatory power of IQ is minimal. This does not, however, refute the hypothesis presented by Lynn and Vanhanen. The hypothesis is a statement about the total causal effect of IQ, and a SEM-model is needed to estimate that effect. It turns out that, even if IQ does not have a non-zero direct effect on economic growth, it may have considerable indirect effects which sum up to a substantial total effect. An important conclusion from this causal model is drawn. The fact that the effect of IQ is mediated through variables like literacy implies that the fatalist conclusion made by Lynn and Vanhanen is not justified.

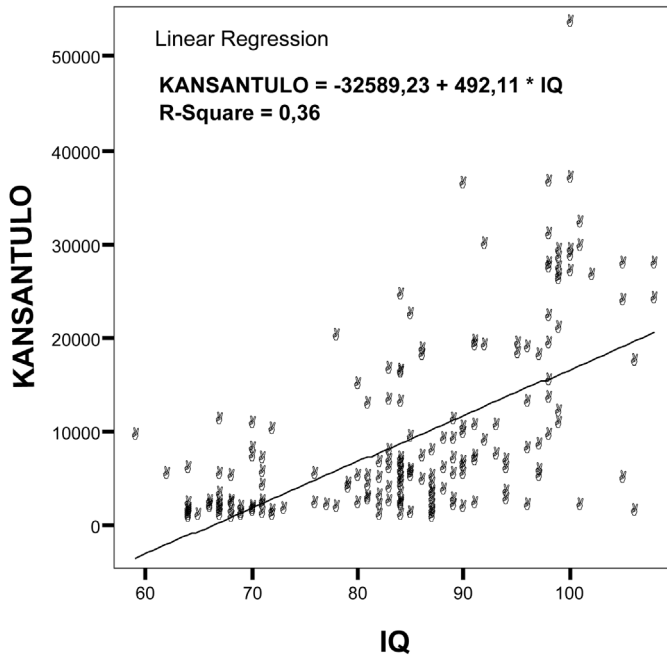
Richard Lynn ja Tatu Vanhanen heittivät kirjallaan *IQ and the Wealth of Nations* (2002) haasteen yhteiskuntatieteilijöille. Heidän mielestään sosiologit, taloustieteilijät ja historiantutkijat ovat epäonnistuneet yrityksissään selittää, miksi jotkut maat ovat rikkaita ja jotkut köyhiä. Selitysritykset ovat lähteneet oletuksesta, että maiden väestöt ovat älykkyydeltään samantasoisia, mutta se ei Lynnin ja Vanhasen mukaan pidä paikkaansa. Heistä väestöjen keskiälykkyyksissä on huomattavia eroja, ja nämä erot ”ovat syynä eroihin talouskasvussa” sekä ”rikkaiden ja köyhien kansakuntien väliseen kuiluun kansantulossa” (Lynn & Vanhanen 2002, xv). Nimitettäköön väitettä LV-hypoteesiksi.

LV-hypoteesi on saanut osakseen sekä kritiikkiä että tieteellistä mielenkiintoa. Kritiikkiä on suunnattu ennen muuta Lynnin ja Vanhasen käyttämien älylukujen reliabiliteettiin ja validiteettiin (Barnett & Williams 2004, Ervik 2003, Volken 2003). Tuohon kritiikkiin Lynn ja Vanhanen ovat vastanneet uudemmassa kirjassaan *IQ and Global Inequality* (2006, 61–71). Tieteellinen mielenkiinto on tullut lähinnä taloustieteilijöiltä, jotka ovat selvittäneet IQ-lukujen soveltuvuutta inhimillisen pääoman

mittareiksi. Uudemmassa kirjassaan myös Lynn ja Vanhanen ovat laajentaneet IQ-lukujen selittämien asioiden alaa ja väittävä, että lukujen kuvaamat erot ovat vastuussa kaikista ”elinolojen laatua” osoittavista eroista kansakuntien välillä. Kirjaa ylistävässä arvioissaan psykologi Philippe Rushton (2006, 985) sanoo, että Lynnin ja Vanhasen aikaansaannosta voidaan väittää merkittävimmäksi taloustieteelliseksi löydöksi ”sitten Adam Smithin”. Kirjan takakannessa Rushton ehdottaakin parivaljakolle taloustieteen Nobelia.

Tässä artikkelissa en yritä ratkaista, pitääkö LV-hypoteesi paikkansa vai ei. Kysymykseni on metodologinen ja koskee Lynnin ja Vanhasen esittämillä luvuilla tehtyjä analyyseja. IQ-lukujen esittäjien mukaan luvut mittaavat väestöjen keskiälykkyyttä. Itse en valitettavasti tiedä, mitä luvut mittaavat, mutta argumentin vuoksi oletan, että ne mittaavat kansojen keskiälykkyyttä. Näin voin kysyä: Missä määrin Lynnin ja Vanhasen sekä eräiden muiden näillä luvuilla tekemät tilastolliset analyysit tukevat LV-hypoteesin kausaalista väitettä?

Ensin osoitan, missä mielessä Lynnin ja Vanhasen tilastollinen analyysi on puutteellinen. He no-



Kuvio 1. IQ-lukujen ja kansantulon (PPP GNI per capita 2002) välinen riippuvuus Lyyinin ja Vanhasen aineistossa (N = 192).

jaavat korrelaatiokerrotimeen ja sitä vastaavaan yhden selittäjän regressiomalliin ja tarjoavat *ad hoc*-selityksiä yksittäisten maiden poikkeamille mallin antamasta ennusteesta. Perustellumpi analyysi ottaisi poikkeamien selittämisessä käytetyt tekijät mukaan regressiomalliin. Teen tällaisen mallin. Se osoittaa, ettei älyn selitysvoima siitä juuri heikene. Samaan suuntaan viittaavat eräiden sosiologien ja taloustieteilijöiden tekemät mallinnukset talouskasvun selittämiseksi. Näissä malleissa on kuitenkin vakava puute. Niiden aineistot ovat valikoituneet LV-hypoteesin suuntaisesti. Kun otetaan mukaan kaikki maailman maat ja käytetään vastaavanlaisia muuttujia, osoittautuu, että älyn selitysvoima katoaa olemattomiin. Tästä seuraava johtopäätös ei kuitenkaan ole LV-hypoteesin vastainen, sillä minun tulkintani mukaan LV-hypoteesi ei koske älyn suoria vaikutuksia vaan sen kausaalisia kokonaisvaikutuksia. Niiden estimoimiseksi teen polkuanalyysin ensin perinteisesti regressiomalleilla ja sen jälkeen rakenneyhtälömallina. Osoittautuu, että vaikka älyn suora vaikutus talouskasvuun oletettaisiin nolaksi, sillä on melko vahvoja epäsuoria vaikutuksia, joista koostuu kohtalainen kokonaisvaikutus. Sen vuoksi älyn ja kansojen varallisuuden välinen korrelaatiokerroin on perusteltu mittari

älyn oletetulle kausaaliselle kokonaisvaikutukselle, vaikkei äly välttämättä olekaan kaikkein vahvin kansojen varallisuuden selittäjä. Polkuanalyysi paljastaa myös, että Lyyinin ja Vanhasen fatalistinen johtopäätös kansojen elintasoerojen muuttumattomuudesta on perusteeton.

1. Riippuvuus ja vaikutus

Lyyinin ja Vanhasen analyysi etenee kummassakin kirjassa seuraavan kaavan mukaisesti: He kertovat kahden muuttujan välisen korrelaatiokerroimen suuruuden, esittävät riippuvuutta kuvaavan sirontakuvion, johon on sovitettu regressiosuora, ja pohtivat sen jälkeen teoreettisesti syitä siihen, miksi jotkut maat poikkeavat regressiosuorasta ylöspäin ja miksi toiset ovat suoran alapuolella.

Olkoon esimerkkinä kansantulon riippuvuus IQ-luvuista. Muuttujien välinen tulomomenttikorrelaatio on .60; riippuvuutta kuvaava sirontakuvio ja regressiosuora yhtälöineen ovat kuviossa 1. Yhtälö

$$\text{KANSANTULO} = a + b\text{IQ} + \varepsilon$$

kertoo yksittäisen maan kansantuotteen regressiosuoran antaman ennusteen ja jäännöstermin (residuaalin) ε funktiona. Regressiosuoran kulmaker-

roin $b = 492,11$ kertoo, että kansan keskiällyn lisäys yhdellä yksiköllä ”tuottaa” keskimäärin 492 dollaria lisää vuotuiseseen kansantuloon asukasta kohti. Suoran leikkauspiste $a = -32589,23$ puolestaan ilmoittaa, mikä olisi kansantulon taso kuvitteellisessa maassa, jonka kansan IQ olisi 0. Oltaiisiin Sveitsin luvuissa, mutta velan puolella. Kansantulon ja älyn välinen korrelaatio kertoo muuttujien välisen lineaarisen riippuvuuden voimakkuuden, toisin sanoen sen kuinka vähän tai paljon yksittäiset havainnot keskimäärin poikkeavat regressiosuorasta. Kun korrelaatiokertoimen korottaa toiseen ja kertoo sadalla, saa prosenttiosuuden, jonka toisen muuttujan vaihtelu ”selittää” toisen muuttujan vaihtelusta. Selittää tarkoittaa tässä tilastollista selittämistä, sitä että muuttujien varianssit menevät päällekkäin. Tässä siis älyn vaihtelu selittää 36 % kansantulon vaihtelusta ja päinvastoin. Kahden muuttujan tapauksessa korrelaatiokertoimen neliö on sama kuin regressiomallin selitysaste R^2 .

Miksi sitten jotkut maat ovat suoran alapuolella ja toiset sen yläpuolella? Jos olisimme varmoja, että kansantulon vaihtelun ainut syy on älyn vaihtelu, johtuisivat poikkeamat regressiosuorasta mitausvirheestä tai muista satunnaisvaihteluksi tulkituista tekijöistä. Tällöin ei olisi mieltä kysyä, miksi Luxemburg kylluu kaukana muiden sadan IQ-pisteen maiden yläpuolella 53 230 dollarillaan, kun Mongolian kansantulo on vain 1710 dollaria, vaikka sen IQ-luku on 101. Vastaus olisi, että sellaista sattuu. Lynn ja Vanhanen eivät ajattele näin vaan lähtevät siitä, että kansantulon tasoon on vaikuttanut muitakin ei-satunnaisia tekijöitä kuin äly. He käyttävät teoreettista mielikuvitusta ja esittävät *prima facie* uskottavia syitä joidenkin maiden positiivisille ja joidenkin negatiivisille residuaaleille (Lynn & Vanhanen 2006, 105–111). Positiiviset poikkeamat ovat enimmäkseen demokraattisia länsimaita, joissa on vallinnut talouden vapaus, kun taas suoran alapuolella on paljon entisiä sosialistimaita, joiden kansantulon kasvua komentotalous on kahlinnut. Lisäksi suoran alapuolelta löytyy maita, joissa on viimeaikoina sodittu, ja yläpuolelta taas maita, jotka sattuvat sijaitsemaan öljykenttien päällä, sekä Barbadosen kaltaisia turistikohteita (ja pimeän rahan kätköpaikkoja).

Lähtiessään selittämään regressiomallinsa residuaaleja muulla kuin sattumalla Lynn ja Vanhanen tulevat myöntäneeksi, että heidän regressiomallinsa on kausaaliossa katsannossa virheellinen. Malli

on ”väärin spesifioitu”; se ei sisällä kaikkia kansantuloon vaikuttavia tekijöitä. Koska pois jätetyt tekijät todennäköisesti korreloivat älyn kanssa, ei IQ-lukujen regressiokerroin kerro niiden mittaan ominaisuuden ”nettoefektia” vaan sisältää muiden tekijöiden aiheuttamaa vaihtelua kansantuloossa. Kun tuollaisia tekijöitä lisätään malliin, muuttuu älyn kerroin.

Oletetaan siis, että kansantuloon vaikuttavat kansan keskiällyn lisäksi maan demokraattisuus, sosialistinen menneisyys, sodat ja öljyvarat. Näinhän Lynn ja Vanhanen mallinsa residuaaleja selittäessään joidenkin maiden osalta olettavat. Oletetaan lisäksi, että kunkin tekijän taustalla olevien mekanismien vaikutukset voidaan laskea yhteen. Jos oletukset pitävät paikkansa (ja teoreettisessa maailmassa ne pitävät, jos niin sovitaan), saadaan älyn ”omavaikutus” eristettyä vähentämällä toteutuneesta kansantulosta demokratian, sosialismin, sotien ja öljyn yhteenlaskettu vaikutus (joka voi olla < 0). Oletusten mukaan siis

$$\text{KANSANTULO} = a + b_1\text{SODAT} + b_2\text{ÖLJY} + b_3\text{SOS} + b_4\text{DEM} + b_5\text{IQ} + \varepsilon.$$

Tällainen regressiomalli olisi oikeammin spesifioitu ja antaisi paremman arvion älyn vaikutuksesta kansantuloon. Estimoidaan siis tälle mallille kertoimet.

Demokratian mittarina käytän Vanhasen kehittämää demokratiaindeksiä (ks. Vanhanen 2003). Käytän indeksin arvoa vuodelta 2002, koska se löytyy Lynnin ja Vanhasen kirjasta (2006, Appendix 2) ja koska siten saamme muuttujalle arvon jokaiselle Lynnin ja Vanhasen aineiston 192 maalle. Sosialistista menneisyyttä mittaan dikotomisesti. Yleissivistys riittänee maailman valtioiden luokittelemiseen entisiksi tai nykyisiksi sosialistimaiksi (1) ja sosialismilta välttyneiksi (0). Sotaisuuden mittari on niin ikään dikotominen. Jos Osloon rauhantutkimuslaitoksen julkaisemalla listalla on maan kohdalla mainittu sota vuoden 1990 jälkeen, on kyse sotaisasta maasta (UCDP/PRIO 2008). Tilastokeskuksen sivuilta löytyy tietoa maiden raakaöljyn tuotannosta, mittayksikkönä tuhat tonnia (Tilastokeskus 2008). Analyysin tulos näkyy taulukosta 1.

Ja mitä kertoimet kertovat? Yhden selittäjän malli kertoo älyn vaikutuksen kansantuloon, jos oletetaan, että älyn vaihtelu on kansantulon vaihtelun ainut syy; useamman selittäjän malli taas ker-

Taulukko 1. Lynnin ja Vanhasen (2006) esityksen pohjalta spesifioitu regressiomalli (OLS). Selitettävänä muuttujana (y) kansantulo (PPP GNI per capita 2002), selittäjien (x) sisältö käy ilmi tekstitistä.

Selittäjä	r_{yx}	Regressiokerroin	Beta-kerroin	p-arvo
(Vakio)		-31371,50	-	.000
Sodat	-.28	-2870,82	-.06	.265
Öljy	.16	0,02	.09	.062
Sosialismi	-.15	-8981,61	-.36	.000
Demokratia	.57	226,96	.28	.000
IQ	.60	454,54	.56	.000
$R^2 = .577$	$N = 192$			

too älyn vaikutuksen, kun sotien, öljyntuotannon erojen, sosialistisuuden ja demokratian asteen vaikutukset kansantuloon on vakioitu. Vakiointi on teoreettinen toimenpide, jonka empiirinen vastine olisi kokeellinen kontrolli, jolla muiden mallissa olevien tekijöiden muuttuminen estettäisiin ja vain yhden sallittaisiin. Älyn vakioitu vaikutus kansantuloon saadaan, kun sijoitetaan edellä esitettyyn yhtälöön taulukosta 1 poimitut parametrien a ja b_5 arvot. Tulokseksi saadaan

$$\text{KANSANTULO} = -31371,50 + 454,54 \text{ IQ} + \varepsilon.$$

Kun vertaamme tätä kuvion 1 yhtälöön, huomaamme että ero on vähäinen. Sotien, öljyntuotannon, sosialistisen menneisyyden ja demokratian vaihtelun ”jäädäyttäminen” vähentää yhden IQ-pisteen ”tuottoa” vain 37 dollaria, 492 dollarista 455 dollariin.

Regressiokertoimen suuruus ei kerro sitä, paljonko kyseinen x -muuttuja selittää y -muuttujan vaihtelusta. Sosialismin kerroin $-8981,61$ on 20-kertainen älyn kertoimeen verrattuna, mutta se ei tarkoita, että sosialistinen menneisyys selittäisi 20-kertaisen osan kansantulon vaihtelusta älyyn verrattuna. Se tarkoittaa vain, että teoreettinen siirtyminen maasta, jolla ei ole sosialistista menneisyyttä, sellaiseen jolla on, pudottaa kansantuloa keskimäärin yhdeksän tuhatta dollaria, kun muut tekijät pidetään vakioina. Kyse on siis efektin suuruudesta, ei selitysosuudesta. Efektien mittayksikkönä on kunkin x -muuttujan oma mittayksikkö.

Jotta päästään käsiksi muuttujien selitysosuuksiin, pitää tarkastella standardoituja regressiokerroimia (beta-kertoimia). Niissä mittayksikkönä on kunkin muuttujan keskihajonta. Standardoitu kerroin ilmoittaa, kuinka monen keskihajontansa verran y muuttuu, kun x muuttuu yhden keskihajon-

tansa verran (ja muut x :t pysyvät muuttumattomina). Standardoiduin kertoimin kirjoitetussa regressioyhtälössä ei ole vakiotermejä a , sillä standardoinnin vuoksi suora (tai monen selittäjän mallissa sen abstrakti matemaattinen vastine) leikkaa y -akselin origossa. Voimme siis kirjoittaa taulukon 1 mallin muodossa

$$\text{KANSANTULO} = .56 \text{ IQ} - .36 \text{ SOS} + .28 \text{ DEM} + .09 \text{ ÖLJY} - .06 \text{ SODAT}.$$

Beta-kertoimet ovat keskenään vertailukelpoisia ja ne kertovat siitä, kuinka paljon kukin x -muuttuja selittää y -muuttujan vaihtelusta. Vahvimmat selittäjät ovat siis äly, sosialistisuus ja demokratia (tässä järjestyksessä).

Jos vertaamme taulukon 1 korrelaatiokertoimia (r_{yx}) beta-kertoimiin, huomaamme että muiden tekijöiden vakiointi nosti sosialismin kerrointa ja pudotti demokratian kertoimen puoleen. Tällaisen vertailun voi tehdä, sillä selitettävän ja kunkin selittäjän kahdenvälinen korrelaatiokerroin on sama kuin beta-kerroin mallissa, jossa on vain yksi selittäjä. Toisin sanoen ainoana kansantulon selittäjänä älyn standardoitu kerroin olisi .60. Kun neljä muuta selittäjää vakioitiin, muuttui kerroin arvoon .56. Pudotus on minusta pieni. Olisin odottanut, että sodat, sosialismi, öljy ja demokratia olisivat syöneet älyn selitysvoimaa huomattavasti enemmän. Tai olisin odottanut, jos en olisi perehtynyt seuraavassa jaksossa esiteltäviin tuloksiin. Niiden mukaan äly on erinomainen talouskasvun selittäjä.

2. Listaavan eliminoinnin arpajaiset

LV-hypoteesin keksijä on Tatu Vanhanen. Hän esitti sen politiikantutkijoiden maailmankongressissa Quebecissä (Vanhanen 2000). Vanhasen kongressi-

paperi innoitti saksalaiset Erich Weeden ja Sebastian Kämpfin testaamaan älyn selityskykyä hieman eri selitettävään. Kansantulon tasoerojen sijasta he tarkastelivat talouskasvua.

Empiirisen talouskasvututkimuksen yksi kiistatommimpia tuloksia on ollut, että inhimilliseksi pääomaksi nimetty ominaisuus vaikuttaa ratkaisevasti talouskasvuun. Aikuisten lukutaitoisuutta, koulua käyvien osuutta ikäluokasta ja kouluvuosien määrää on käytetty inhimillisen pääoman mittareina. Weede ja Kämpf (2002) halusivat selvittää, miten äly toimisi inhimillisen pääoman mittarina verrattuna perinteisiin indikaattoreihin. Tulos yllätti heidät. Kun investointiaste ja BKT:n lähtötaso vakioitiin, IQ-luvut pudottivat inhimillisen pääoman perinteisen mittarin toisensa jälkeen vuosien 1965–1990 talouskasvua ennustavasta regressiomallista. Oltiin luvuista mitä mieltä tahansa, Weede ja Kämpf (2002, 376) totesivat, että ”muutamit muut inhimillisen pääoman mittarit toimivat paljon huommin kuin ne”.

Erich Weede on sosiologi, joka on ollut sillä kannalla, että instituutiot määräävät taloudellisen kehityksen tahdin (Weede 1996). Hänestä perimmäinen syy Euroopan taloushistorialliseen menestykseen oli mantereen poliittinen hajanaisuus uuden ajan alussa. Pienten ruhtinaskuntien oli pakko kunnioittaa kauppiaiden ja tuottajien omistusoikeuksia, ja siten ne heikkouttaaan edistivät yritteliäisyyttä ja voimavarojen järkiperaista käyttöä. Toisin sanoen älykkäät instituutiot, eivät suinkaan älykkäät ihmiset, ovat länsimaiden menestyksen takana. Jos tässä on perää, pitäisi nykyäänkin talouden vapautta suosivien instituutioiden olla väestön älykkyyttä tärkeämpi talouskasvun vauhdittaja, olettivat Weede ja Kämpf ja testasivat ajatusta kanadalaisen Fraser-intituutin julkaiseman talouden vapauden indeksin avulla. Kun BKT:n lähtötaso, investoinnit, perinteiset inhimillisen pääoman mittarit, talouden vapaus sekä talouden vapauden lisääntyminen vakioitiin, IQ-luvut pitivät silti pintansa yhtenä tärkeimmistä kasvun ennustajista. ”Hämmästyttävää”, täytyi kirjoittajien myöntää (Weede & Kämpf 2002, 377).

Garret Jones ja Joel Schneider (2006) tekivät toisenlaisen vertailun älyn ja muiden inhimillisen pääoman mittareiden välillä. Ensin he valitsivat 32 muuttujaa, joita viimeaikaisessa kasvututkimuksessa on pidetty mahdollisina kasvun edistäjinä, ja totesivat, että IQ-luvuilla on korkeampi korrelaatio talouskasvun kanssa kuin muilla (kahdeksalla) pe-

rinteisillä inhimillisen pääoman mittareilla. Tämä ei vielä todista, että äly olisi paras inhimillisen pääoman indikaattori, koska sen selitysosuus voi pudota, kun malliin laitetaan oikea yhdistelmä oikeita talouskasvun vauhdittajia. Valitettavasti talousteoriat ei kykene kertomaan, mitä nuo talouskasvun todelliset syyt inhimillisen pääoman lisäksi ovat. Tilanteessa on valittavana useampia toimintastrategioita, joista Jonesin ja Schneiderin valinta oli empiristinen ”robustisuudesta” (Sala-i-Martin, Doppelhofer & Miller 2004).

Sala-i-Martinin (1997) esimerkkiä seuraten Jones ja Schneider valitsivat vuoden 1960 BKT:n logaritmin, ensimmäisen asteen koululaisten osuuden ikäluokasta ja elinajanodotteen muuttujiksi, jotka olisivat älyn lisäksi mukana kaikissa mahdollisissa vuosien 1960–1992 talouskasvua ennustavissa regressiomalleissa. Näiden lisäksi kaikkiin testattuihin malleihin laitettiin kaikki mahdolliset kolmen muuttujan yhdistelmät niistä 21 muuttujasta, jotka Sala-i-Martin oli omassa testissään havainnut talouskasvun vakaiaksi selittäjiksi. Testattavia malleja tuli näin 1330 kappaletta. Osoittautui, että äly oli tilastollisesti merkitsevä talouskasvun ennustaja kaikissa paitsi kolmessa regressiomallissa. Kun äly jätettiin pois malleista, oli paras perinteinen inhimillisen pääoman mittari, ensimmäisen asteen koulutus, merkitsevä ainoastaan 12 prosentissa noista 1330 mallista. Kirjoittajat luonnehtivat tulosta ”yllättäväksi” (Jones & Schneider 2006, 89).

Yksi varteenotettavimmista teoreettisista ratkaisuista talouskasvun oikeiden selittäjien ongelmaan perustuu Robert Solowin työhön. Klassisessa artikkelissaan Solow (1956) esitti tuotantofunktiosta johdetun kasvumallin, joka perustui pääoman vähenemään rajatuottoon. Myöhemmin malliin lisättiin inhimillinen pääoma, mikä paransi huomattavasti mallin empiiristä osuvuutta ja teki siitä ”lähes täydellisen selityksen sille, miksi jotkut maat ovat rikkaita ja jotkut köyhiä” (Mankiw, Romer & Weil 1992, 408). Knowles ja Owen (1995) onnistuivat parantamaan mallin osuvuutta entisestään käyttämällä väestön terveyttä kuvaavia muuttujia inhimillisen pääoman indikaattoreina. Nytemmin Rati Ram (2007) on testannut, miten eliniänodote ja koulutusmittarit käyttäytyvät, kun Mankiw-Romer-Weil-malliin lisätään IQ-luvut inhimillisen pääoman kilpailevaksi indikaattoriksi. Tulos on jo tuttu: ”Äly toimii inhimillisen pääoman lähimpänä vastineena paremmin kuin koulutus ja terveys” (Ram 2007, 9).¹

Näyttää siis siltä, että Suomeen on tulossa taoloustieteen Nobel. Vai onko sittenkään? Näissä taolouskasvun malleissa, joissa äly on osoittautunut tukevatekoiseksi inhimillisen pääoman mittariksi, on ainakin yksi ongelma.

Ongelma liittyy puuttuviin tietoihin. Ainuttakaan edellä selostetuista analyyseistä ei ole tehty kaikilla maailman mailla vaan maiden osajoukolla. Weede ja Kämpf (2002) raportoivat artikkelissaan yhteensä 14 regressiomallia, joissa tapauksia on 63–97. Jones ja Schneider (2006, 77) eivät kerro maiden lukumäärää yksittäisissä regressiomalleissa, mutta ilmoittavat ylärajan: ”regressiomme sisältävät maksimissaan 51 maata”. Ram (2007) puolestaan esittää neljä regressiomallia, joissa N on 98, ja yhden jossa maita on 53. Tulokset perustuvat siis aineistoihin, joissa on ollut mukana vain neljännes tai korkeintaan puolet maailman maista.

Pitää siis kysyä, miten edustavia tällaiset aineistot ovat. Vastaus riippuu siitä, miten maat on valittu. Yksikään artikkeli ei kerro maiden valintaperustetta, mutta sen voi lähes varmasti päätellä aiheodisteista. Mukaan on mitä ilmeisimmin otettu kaikki ne maat, joista on ollut tarjolla tieto kaikkien mallissa käytettyjen muuttujien arvoista. Toisin sanoen maat, joista tieto jonkin muuttujan arvosta on puuttunut, on pudotettu pois. Tällaisesta menettelystä käytetään nimeä listaava eliminointi, ja se on esimerkiksi SPSS-ohjelmiston regressioanalyysin oletusasetuksena.

Listava eliminointi ei aiheuta ongelmia, jos siitä seuraava havaintojen puuttuminen on täysin satunnaista (MCAR, *missing completely at random*). Jos ehto on voimassa, regressiosuoran kulmakerroimen ja korrelaatiokertoimen kaltaiset tilastolliset estimaatit ovat harhattomia. Tällöin sekä aineisto että siitä pois jääneet maat ovat satunnaisotos maailman maista. MCAR on kuitenkin kaikkein vaativin havaintojen puuttumista kuvaava ehto, eikä empiirisesti voi koskaan osoittaa, että jokin aineisto täyttäisi sen (Allison 2001, 4). Sen sijaan on kyllä mahdollista osoittaa, että ehto ei ole voimassa. Jos havaintojen puuttuvuus korreloi jonkin (minkä tahansa) muuttujan kanssa, ei MCAR-ehto ole voimassa eikä estimaatteja voida pitää harhattomina (McKnight et al. 2007, 88–115).

Jos meillä on tieto siitä, mitkä maat ovat olleet mukana edellä selostettujen tutkimusten malleissa ja mitkä eivät, voimme kokeilla löytyykö muuttujia, jotka korreloivat puuttuvuuden kanssa. Jones & Schneider (2006) ja Ram (2007) antavatkin luet-

telon maista, jotka ovat mukana heidän ”otoksissaan”. Lisäksi tarvitsemme ”perusjoukon” eli aineiston, jossa ovat mukana kaikki maailman maat. Sovitaan, että Lynnin ja Vanhasen käyttämät 192 maata ovat koko maailma. Vielä tarvitaan muuttujia, joilla on arvo kaikista maista. Tällaisia minulla on 20 kappaletta.

Yksinkertainen analyysi osoittaa, että puuttuvuus Jonesin ja Schneiderin aineistosta korreloi muuttujista 18:n kanssa ja puuttuvuus Ramin aineistosta 9 muuttujan kanssa. Edellinen ”otos” on valikoitunut älyn, kansantulon, demokratian, väestön lukutaidon, eliniänodotteen, teräksen tuotannon, öljyntuotannon, pinta-alan, pohjoisen leveysasteen, väkiluvun, alhaisen syntyvyyden, lasten sekä muslimien alhaisen väestöosuuden sekä ei-sosialistisen menneisyyden suuntaan. Jälkimmäinen ”otos” on vino korkean syntyvyyden ja lasten suuren väestöosuuden, eteläisen leveysasteen, alhaisen lukutaidon ja eliniänodotteen, teräksen tuotannon, väkiluvun, pinta-alan ja ei-sosialistisen menneisyyden suuntaan. Lisäksi kuuluminen toiseen aineistoon lisää todennäköisyyttä kuulua toiseen: Jonesin ja Schneiderin 51 maasta 47 kuuluu myös Ramin 98 maan joukkoon. Jompaankumpaan kuuluvia maita on siis 102, ja 90 maata jää kummankin aineiston ulkopuolelle. Jos verrataan näitä kahta ”maailmaa” LV-hypoteesin keskeisen riippuvuuden suhteen, on ero dramaattinen: edellisessä osajoukossa älyn ja kansantulon välinen korrelaatio on .83, jälkimmäisessä .25.

Rouva Fortuna on siis suosinut Jonesia ja Schneideria sekä Ramia listaavan eliminoinnin arpaajaisissa tavalla, jossa sattuman lisäksi on saattanut olla ripaus johdatusta. Heidän malleihinsa ei siis ole luottamista. Niiden estimaatit älyn selityskyvystä ovat ilmeisen harhaisia.

3. Kaikki mukaan

Teen seuraavassa hierarkkisen regressioanalyysin, jonka tarkoitus on selvittää, miten IQ-luvut pärjäävät perinteisiin inhimillisen pääoman mittareihin sekä yhteiskunnan instituutioiden ”länsimaisuutta” kuvaaviin muuttujiin verrattuna, kun mukana ovat kaikki 192 maata. Tilastollisen selityskyvyn selvittämiseksi riittäisi yksi malli, jossa mukana olisivat kaikki mainitut muuttujat. Rakennan mallin kuitenkin muuttuja kerralla, koska se mahdollistaa hypoteettisten kausaalisten vaikutusten pohtimisen. Näin rakentuva malli ennakoii jäljempänä esi-

Taulukko 2. Hierarkkinen regressioanalyysi (OLS) vuosien 1970–2004 välisen talouskasvun selittämiseksi.*

	r	Malli I		Malli II		Malli III		Malli IV		Malli V		Malli VI		Malli VII	
		β	p	β	p	β	p	β	p	β	p	β	p	β	p
Selittäjä:															
Log BKT 1970	.30	.30	.000	.07	.352	-.02	.822	-.10	.225	-.21	.024	-.34	.000	-.43	.000
IQ-luku	.48			.45	.000	.32	.001	.19	.060	.16	.093	.09	.335	.03	.780
Koulutus	.46					.23	.032	.19	.078	.18	.089	.12	.199	.07	.450
Lukutaito	.50							.32	.000	.33	.000	.33	.000	.38	.000
Demokratia 1970	.34									.20	.009	.10	.160	-.01	.903
Talouden vapaus	.55											.44	.000	.23	.012
Korruptioindeksi	.56													.45	.000
R ²			.087		.236		.254		.303		.329		.438		.483
N			192		192		192		192		192		192		192

* Selittäjän ja selitettävän välinen korrelaatiokerroin (r), standardoitu regressiokerroin (β), kertoimen tilastollinen merkitsevyys (p), mallin selitysaste (R²) sekä maiden lukumäärä mallissa (N). Selitettävänä muuttujana on log (BKT2004/BKT1970). Tilastollisesti merkitsevät kertoimet on lihavoitu.

tettävää polkuanalyysia. Selitettävänä muuttujana analyysissa on talouskasvu vuosina 1970–2004. Talouskasvua on mitattu suhdeluvun BKT2004/BKT1970 logaritmillä.² Koska lähteenä käytetystä YK:n tilastosta ei löydy 24 maalle vuoden 1970 bruttokansantuotetta, olen turvautunut ”imputaatioon”. Puuttuvan arvon olen korvannut lähimmältä seuraavalta vuodelta löytyvällä arvolla, jonka olen sitten jakanut kunkin maanosan keskimääräisellä talouden kasvukertoimella vuodesta 1970 siihen vuoteen, jolta arvo on saatavissa.

Ensimmäinen selittävä muuttuja olkoon bruttokansantuotteen lähtötaso vuonna 1970 (joka niin ikään on mitattu logaritmisella asteikolla). Muuttuja on mukana Mankiw-Romer-Weil-mallissa sekä sen pohjalta rakennetuissa talouskasvun selitysmalleissa (Mankiw, Romer & Weil 1992, Ram 2007). Mallin perustana oleva talousteoria ennustaa sen kertoimen olevan negatiivinen, sillä rikkaiden maiden kasvuvara on pääoman laskevan rajatuoton vuoksi pienempi kuin köyhien. Ennuste on kuitenkin ehdollinen, sillä alkuperäisessä mallissa on vakioitu investointiaste ja pari muuta taloustieteellistä muuttujaa. Näitä minulla ei valitettavasti ole käytettävissäni, mutta kuten taulukosta 2 näkyy, sosiologisempien kontrollimuuttujien käyttäminenkin osoittaa, että ennuste pitää paikkansa. Ainoana selittäjänä BKT:n lähtötaso selittää talouskasvun vaihtelusta vain 8,7 prosenttia, ja sen suhde talouskasvuun on tässä vielä selvästi positiivinen (.30). Mutta mitä enemmän malliin lisätään vakioitavia tekijöitä, sitä suuremmaksi käy lähtöta-

son selitysvoima. Mallissa VII se on jo toiseksi voimakkain selittäjä, ja sillä on teorian ennustamalla tavalla negatiivinen etumerkki (–.43).

Sitten lisäksi selittäjäksi IQ-luvut. Mallin II selitysaste nousee 23,6 prosenttiin, joten äly on tässä vaiheessa vahva selittäjä. Jos verrataan muuttujan beta-kerrointa (.45) sen korrelaatioon talouskasvun kanssa (.48), huomataan että kansantuotteen lähtötason vakiointi ei pudota älyn selitysvoimaa juuri lainkaan. Sen sijaan älyn vakiointi pudottaa kansantuotteen lähtötason kertoimen tilastollisesti ei-merkitseväksi. Jos äly ajatellaan kansantuotteen lähtötasoa kausaalisesti edeltäväksi, voi lähtötason kertoimen putoamisen tulkita merkiksi siitä, että äly vaikuttaa talouskasvuun osittain myös kansantuotteen lähtötason (eli aikaisemman talouskasvun) kautta.

Seuraavaksi lisäämme malliin kilpailevan inhimillisen pääoman mittarin. Kolmannen asteen koulutukseen osallistuvien osuus nuorten ikäluokasta on vuodelta 2002, ja muuttujan arvot on otettu Lynnin ja Vanhasen kirjasta (2006, Appendix 2). Sen lisääminen malliin III nostaa selitysastetta vain hieman, mutta muuttuja syö jonkin verran IQ-lukujen selitysvoimaa. Toisin sanoen äly vaikuttaa talouskasvuun ainakin jossain määrin koulutuksen kautta. Näiden kahden kilpailijan korrelaatiokerroimet (ja siis beta-kertoimet malleissa, joissa ne olisivat ainoana selittäjinä) ovat hyvin tasaväkiset, mutta kun muuttujista toinen sekä kansantulon lähtötaso on vakioitu, vetää äly koulutusta pidemmän korren. Sillä on siis koulutusta merkittävämpi

omavaikutus talouskasvuun. Toisen kilpailevan mittarin lisääminen malliin kuitenkin muuttaa tilanteen. Kun lisäämme malliin IV aikuisväestön lukutaitoprosentin (mittausajankohta ja lähde sama kuin edellä), putoaa sekä älyn että koulutuksen kerroin niukasti tilastollisesti ei-merkitsevän puolelle. Koska suunta on seuraavissakin malleissa sama, voimme tulkita sen jo tässä merkiksi siitä, että älyn ja koulutuksen vaikutus talouskasvuun tapahtuu pelkästään väestön lukutaitoisuuden (ja kansantuotteen lähtötason) kautta, vaikka itse kertoimet ovat tässä vaiheessa vielä .19.

Ensimmäinen yhteiskunnan instituutioiden luonnetta mittaava muuttuja olkoon Vanhasen demokrationdeksi. Demokrationalla voi olettaa olevan positiivinen vaikutus talouskasvuun (Rindermann 2008), vaikka myös negatiivisia yhteyksiä on empiirisessä tutkimuksessa saatu (Barro 1996). Käytän indeksin arvoa vuodelta 1970 (Vanhanen 2003a). Koska kaikilta mailta ei ole tuon ajankohdan tietoa olemassa, olen poiminut lähimmän seuraavan vuoden arvon, jolta tieto on käytettävissä. Parilta maalta puuttuu tieto kokonaan, ja niiden osalta käytin kunkin maanosan keskiarvoa vuodelta 1970. Vanhasen indeksi koostuu äänestysprosentista sekä muiden kuin suurimman puolueen saamista ääniosuudesta valtakunnallisissa vaaleissa ja mittaa lähinnä poliittisen järjestelmän monipuolisuutta. Tanska on sillä mitaten maailman demokraattisimpia maita ja USA vain vähän keskitason yläpuolella. Näin ollen mittarilla on hyvän reliabiliteetin lisäksi myös ”kasvovaliditeettia”. Malli V osoittaa, että tällä tavoin mitattu demokration vauhdittaa myös talouskasvua, kun kansantuotteen lähtötaso ja inhimillisen pääoman mittarit on vakioitu. Demokration ”lähtötaso” näyttää olevan varsin riippumaton muista talouskasvun selittäjistä. Ainoastaan kansantuotteen lähtötason kerroin muuttuu huomattavasti, mikä tarkoittaa, että demokration vaikutusta osittain myös kansantuotteen lähtötason kautta.

Se että puolueita riittää ja niille äänestäjiä, ei liene talouskasvun kannalta olennaisin seikka. Tärkeämpää lienevät toimivan demokration välilliset vaikutukset talouteen. Yhtenä tällaisena voi pitää jonkinlaista talouden vapautta (Pitlik 2002, Sturm, Leertouwer & de Haan 2002). Lynn ja Vanhanen (2006, 211–216) tarkastelevat paria talouden vapauden indeksiä siitä näkökulmasta, että ne korreloivat IQ-lukujen kanssa, mutta ovat huomattavasti varovaisempia käyttämään niitä kansantuotteen ta-

son ja talouskasvun selittäjinä. Toinen on kanadalaisen Fraser-instituutin ja toinen Heritage-säätiön ja *Wall Street Journalin* julkaisema indeksi. Ne koostuvat julkisista tilastoista kerättävistä osioista, mutta sisältävät varmasti ripauksen uusliberalistista arvomaailmaa, vähintäänkin osioiden painokerrointen valinnassa. Valitsen indekseistä jälkimmäisen, koska se on käytettävissä useammasta maasta kuin edellinen. Indeksiluku on vuodelta 2005 (Heritage 2008), ja 28 maalille on täytynyt laittaa arvoksi maanosan keskiarvo. Uusliberalistisen näkökannan vastapainoksi otan toiseksi talouden institutionaalista puitteita mittaavaksi muuttujaksi korruptiondeksin vuodelta 2005 (Transparency International 2008). Sen ensisijainen tarkoitus ei liene edistää uusliberalistista talouspolitiikkaa, joten siinä instituutioiden ”formaalia rationaalisuutta” (Weber 1922, 94) mitataan varmemmin selitettävästä talouskasvusta riippumatta. Tähän muuttujaan piti tehdä 32 imputaatiota (siis käyttää maanosan keskiarvoa). Indeksien asteikon olen kääntänyt niin, että vapain talous ja korruptiottomin yhteiskunta saa suurimman arvon.

Malli VI osoittaa, että talouden vapaus on vahvassa yhteydessä talouden kasvuun. Kerroin (.44) on melkein samaa luokkaa kuin talouden vapauden kerroin olisi, jos se olisi talouskasvun ainoana selittäjänä (.55). Muuttujan tuoma lisä mallin selitysteeseen on siis paljolti sen omaa. Sen lisääminen malliin kuitenkin pudottaa demokration kertoimen nollaan ja nostaa kansantuotteen lähtötason negatiivista kerrointa. Nämä muutokset on tulkittavissa siten, että demokration vaikutus talouskasvuun paljolti talouden vapauden kautta sekä talouden vapaus kansantuotteen lähtötason kautta. Kun sitten malliin VII lisätään yhteiskunnan korruptiottomuutta mittaava muuttuja, vahvistuu kansantuotteen lähtötason negatiivinen vaikutus entisestään, demokration kerroin putoaa vielä lisää ja talouden vapauskin menettää puolet selitysvuimastaan. Sekä demokration että talouden vapauden vaikutus talouskasvuun tapahtuu siis korruptiottomuuden kautta.

Jäljelle jää siis lopulta kolme suunnilleen yhtä vahvaa talouskasvun selittäjää: kansantuotteen lähtötaso, väestön lukutaito ja yhteiskunnan korruptiottomuus. Tulos ei rajoitu talouskasvun selittämiseen. Jos mallin VII kertoimet estimoidaan vuoden 2002 kansantulon logaritmi selitettävänä muuttujana, on tulos olennaisesti sama. Kertoimet ovat: IQ $-.02$, koulutus $.18$, lukutaito $.32$, demokration $.05$,

talouden vapaus .17 ja korruptioindeksi .34 (selitysaste .748; kansantuotteen lähtötaso jätetään mallista luonnollisesti pois). Kummassakin tapauksessa älyn ja demokratian vaikutukset osoittautuvat nollan arvoisiksi.

4. Suora, epäsuora ja kokonaisvaikutus

Onko nyt tullut osoitetuksi, että IQ-luvut eivät tuekaan LV-hypoteesia? Vastaus riippuu siitä, mistä vaikutuksista LV-hypoteesin oletetaan puhuvan ja mistä vaikutuksista regressiomalli kertoo.

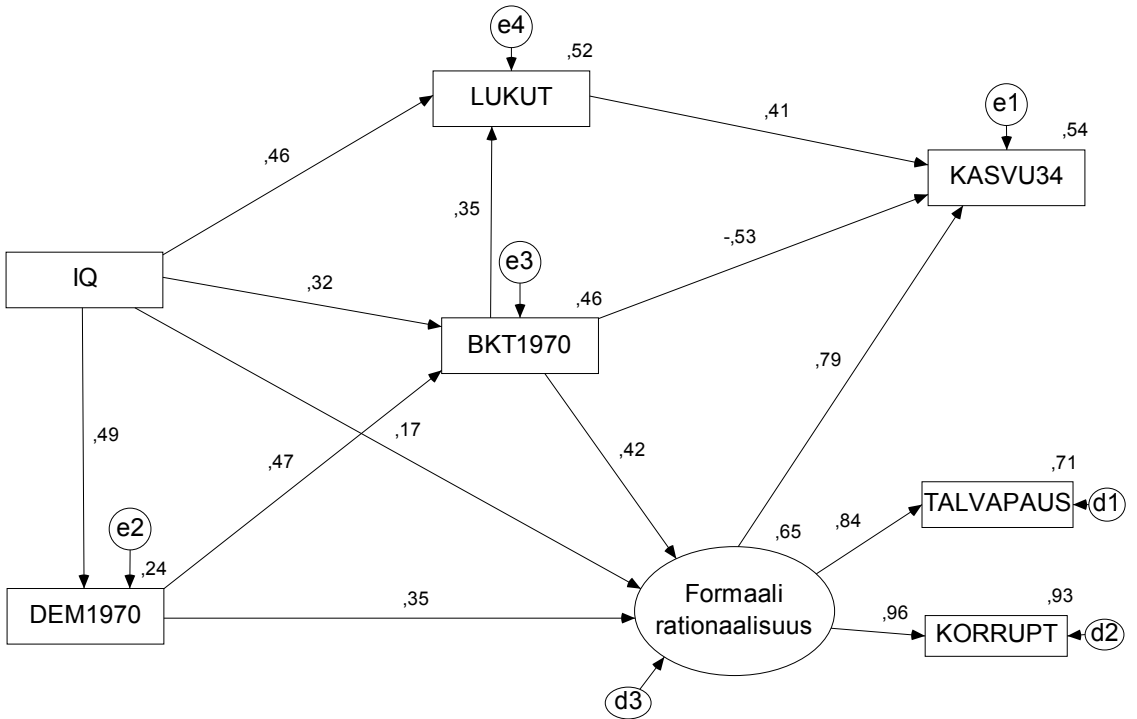
Regressiokerrointen yhteydessä käytetään termejä nettovaikutus, omavaikutus ja suora vaikutus, mutta kaikki tarkoittavat samaa ideaa, johon jo olemme vakioinnin nimellä tutustuneet. Regressiokerroin ilmoittaa siis ehdollisen riippuvuuden kyseisen muuttujan ja selitettävän muuttujan välillä, kun muut mallin muuttujat on vakioitu. Jotta pääsemme toistamasta tätä, meidän on rohkaistuttava ajattelemaan asiaa kausaalisesti. Ajatellaan laboratorikoetta. Siinä vakiointi tapahtuu hyvin konkreettisesti: koejärjestelyjen avulla estetään muiden tekijöiden vaikutus ja annetaan vain kiinnostuksen kohteena olevan tekijän vaikuttaa. Jos koejärjestely ei vuoda mistään kohtaa, saadaan selville ”käsitteilyn” suora kausaalinen vaikutus ”vastemuuttujaan”. LV-hypoteesin tapauksessa tämä tarkoittaisi koetta, jossa kaikki muut talouskasvuun vaikuttavat tekijät jollain ihmeen keinolla jäädytettäisiin ja koemaiden väestöille syötettäisiin jotain, mikä muuttaisi niiden keskiälyä. Talouskasvussa mitattu vaikutus olisi siinä tapauksessa älyn suora kausaalinen vaikutus.

Väittääkö LV-hypoteesi, että älyllä on suora kausaalinen vaikutus talouskasvuun ja kansantuloon? Jos se niin väittää, silloin taulukon 2 analyysi puhuu hypoteesia vastaan. Kutsuttakoon tätä lukutapa vaikakapa ”laboratorio-LV-hypoteesiksi”. Laboratoriotulkinta ei ole ainut mahdollinen. On muitakin kausaalisia vaikutuksia kuin suorat vaikutukset. Sewall Wrightin 1920-luvulla kehittämässä polkuanalyysissä erotetaan suorien lisäksi epäsuorat ja kokonaisvaikutukset. 1960-luvulla Herbert Simon ja Hubert Blalock kehittivät polkuanalyysia sosiaalitieteiden tarpeisiin (Blalock 1971). 1980-luvulla yleistynyt tapa ajatella regressiomallia pelkkänä ennustemallina, jossa muuttujien keskinäisillä kausaalisuhteilla ei ole merkitystä, on hämärtänyt polkuanalyysin periaatteet (Morgan & Winship 2007, 226).

Voimme muotoilla ”historiallisen LV-hypoteesin” polkuanalyysin kahden peruskäsitteen avulla. Kun LV-hypoteesin laboratoriotulkinta koski vain älyn suoria vaikutuksia, ottaa sen historiallinen versio huomioon myös epäsuorat vaikutukset. Jokin on aiheuttanut erot väestöjen älykkyydessä, ja äly on vaikuttanut kaikkia mahdollisia teitä kansojen varallisuuteen. Tätä kokonaisvaikutusta Lynn ja Vanhanen minusta hypoteesillaan tarkoittavat. Jos LV-hypoteesi ymmärretään näin, ei taulukon 2 regressioanalyysi ole ristiriidassa hypoteesin kanssa, vaikka osoittautui, ettei älyllä ole suoria vaikutuksia talouskasvuun. Sillä voi olla niin vahvoja epäsuoria vaikutuksia, että niistä kertyy hypoteesin ennustama suuri kokonaisvaikutus.

Kuvioon 2 olen sommitellut rakenneyhtälömallin (structural equation model, SEM), joka täyttää useamman vaatimuksen. Ensinnäkin se on yhteensopiva taulukon 2 regressioanalyysin kanssa. Siinä on mukana kaikki regressioanalyysissä tilastollisesti merkitsevät selittäjät sekä kumpikin Vanhasen muuttuja oletettujen epäsuorien vaikutustensa takia. Malliin on otettu kaikki suorat vaikutukset talouskasvuun, jotka regressioanalyysissä jäivät tilastollisesti merkitseviksi. Talouden vapauden indeksin ja korruptioindeksin on ajateltu mittaavan yhtä ja samaa ominaisuutta, instituutioiden toiminnan formaalia rationaalisuutta, minkä vuoksi niistä on muodostettu latentti muuttuja. Toiseksi malli on sommiteltu mahdollisimman reiluksi LV-hypoteesia kohtaan. Siinä äly on ajateltu kausaalisesti perimmäiseksi muuttujaksi, sille on sallittu mahdollisimman monta epäsuoraa vaikutusta ja kaiken kukkuraksi sille on tarjottu tilaisuus selittää sekä (vuoden 1970) kansantuotteen tasoa että (vuosien 1970–2004) talouskasvua.

Kolmas vaatimus, jonka malli täyttää, on riippumattomuus taulukon 2 analyysin yhteydessä tehdystä puuttuvien tietojen imputoinneista. Tuossa analyysissä käytettiin lähinnä ryhmäkohtaisia keskiarvoja korvaamaan puuttuvia tietoja. Tällainen menettely edellyttää tarkkaan ottaen samaa, mitä listaava eliminointi, eli täysin satunnaista puuttuvuutta (MCAR). Näin tuskin tässäkin tapauksessa on, joten taulukon 2 estimaatit ovat tuntemattomassa määrin harhaisia. Kuvion 2 mallin kerrointen estimoinnissa on käytetty *Full Information Maximum Likelihood* (FIML) -estimointimenetelmää, joka ei ole aivan yhtä ankara puuttuvuuden suhteen. Se edellyttää ”vain”, että puuttuvuus on satunnaista (MAR, missing at random). Simulaa-



Kuvio 2. Taulukon 2 regressioanalyysin pohjalta rakennettu rakenneyhtälömalli, standardoidut FIML-estimaatit ja selitysasteet (AMOS 7). Mallin osuvuus $\chi^2 = 10,391$, $df = 8$, $p = .239$, $CFI = .997$, $RMSEA = .040$.

tiotutkimuksissa FIML on todettu kaikkein parhaaksi imputaatiomenetelmäksi rakenneyhtälömallien parametrien estimoinnissa (Olinsky, Chen & Harlow 2003, 53). FIML käyttää puuttuvien tietojen korvaamisessa informaatiota kaikista mallin muuttujien välisistä riippuvuuksista. Malli perustuu siis imputoimattomaan aineistoon, jossa on täydellinen havaintorivi 148 maasta ja yksittäisillä muuttujilla arvoja 148–192 maasta. Mallissa on 27 estimoitavaa parametria, joten maailma riittää juuri ja juuri mallin estimointiin, sillä vähimmäisvaatimuksena polkukerrointen estimoinnissa on tapauksia 5 kertaa parametrien määrä (Kline 1998, 112).

Tarkastellaan älyn, kansantulon lähtötason (BKT 1970) ja lukutaidon välisiä suhteita kuviossa 2. Kansantulon lähtötasolla on suora vaikutus lukutaitoon (.35). Älyllä on sekä suora vaikutus (.46) että kaksi epäsuoraa vaikutusta. Polkuanalyysin ensimmäinen perussääntö sanoo, että

EPÄSUORA VAIKUTUS =
POLKU * POLKU * POLKU jne.

Kaikki lähtöpuolesta määränpään vievät reitit ovat epäsuoria vaikutuksia, ja niiden voimakkuutta kuvaava luku saadaan kertomalla kaikki reitit varrelle sattuvat polut keskenään. Älystä kulkee reitti lukutaitoon ensinnäkin kansantulon lähtötason kautta, joten sen kautta kulkeva epäsuora vaikutus on $.32 * .35 = .11$. Toinen reitti kulkee demokratian ja kansantulon kautta ja sen suuruus on siis $.49 * .47 * .35 = .08$. Polkuanalyysin toinen perussääntö kuuluu:

KOKONAISVAIKUTUS = SUORA VAIKUTUS
+ EPÄSUORAT VAIKUTUKSET.

Näin ollen älyn kokonaisvaikutus lukutaitoon on siis $.46 + .11 + .08 = .65$. Jos mallissa olisi nuoli demokratiasta lukutaitoon, olisi malli tältä osin niin sanottu saturoitu malli, ja silloin älyn standardoitu kokonaisvaikutus lukutaitoon olisi täsmälleen sama kuin sen korrelaatiokerroin lukutaidon kanssa. Nyt demokratian suora vaikutus lukutaitoon on mallissa pakotettu nolaksi, joten kokonaisvaikutus jää hieman pienemmäksi kuin korrelaatio.

Taulukko 3. Standardoidut kokonaisvaikutukset kuvion 3 rakenneyhtälömallissa.

	IQ	DEM1970	BKT1970	Form_rat	LUKUT
DEM1970	.485	.000	.000	.000	.000
BKT1970	.543	.466	.000	.000	.000
Form_rat	.571	.546	.421	.000	.000
LUKUT	.654	.164	.353	.000	.000
KORRUPT	.551	.526	.406	.964	.000
TALVAPAUS	.480	.459	.354	.841	.000
KASVU34	.431	.250	-.055	.790	.411

Kokonaisvaikutus voi jäädä korrelaatiota pienemmäksi myös toisesta syystä. Polkuanalyysin kolmas perussääntö sanoo, että

**KORRELAATIO = KOKONAISVAIKUTUS
+ NÄENNÄISVAIKUTUS.**

Näennäisvaikutus syntyy siitä, että osa muuttujan kokonaisvaikutuksesta toiseen muuttujaan on niiden yhteisen synn aiheuttamaa. Tällainen ”haarukka” syntyy esimerkiksi kansantulon lähtötason ja lukutaidon välille, koska äly on kummankin kausaalisenä ”vanhempana”. Sen vuoksi kansantulon kokonaisvaikutus (= suora vaikutus .35) lukutaitoon on pienempi kuin niiden välinen korrelaatiokerroin, joka on $.50 = .35 + .32 * .46$. Yhtälön jälkimmäinen termi on älyn vakioinnista johtuva pudotus kansantulon lähtötason standardoidussa regressiokerroimessa.

Kuvion 2 rakenneyhtälömallissa on kaikkiaan 8 suoraa vaikutusta oletettu nollassi. Silti malli sopii hyvin aineistoon eli ennustaa muuttujien välille samansuuruiset riippuvuudet kuin aineistossa on havaittu (mallia testattaessa tilastollisesti ei-merkittävä tulos tarkoittaa sopivuutta). Kun tulkitsemme mallia LV-hypoteesin historiallisen tulkinnan näkökulmasta, meidän pitää tarkastella kuviossa esitettyjen suorien vaikutusten sijasta standardoituja kokonaisvaikutuksia. Ne löytyvät taulukosta 3. Näemme, että kansantuotteen lähtötason selittäjänä äly on kahdesta tarjokkaasta vahvempi (.54). Demokratia (.47) pääsee kuitenkin varsin lähelle sitä, sillä sen suora vaikutus on älyä vahvempi. Talouskasvun selittäjänä äly (.43) sitä vastoin jää toiseksi, sillä ”älykkäät instituutiot” ovat vahvin selittäjä myös kokonaisvaikutusten mielessä (.79). Mutta yhtä kaikki: väestön keskiälyllä on merkittävä kausaalinen kokonaisvaikutus kansojen varallisuuteen, mikäli todellinen kausaalimekanismi on mallin mukainen.

5. Vaikutukset ja vaikuttaminen

”Miksi jotkut maat ovat niin paljon rikkaampia ja tuottavampia kuin toiset? Tämä on yksi taloustieteen perimmäisiä kysymyksiä” (Hall & Jones 1997, 173). Lynn ja Vanhasen antoivat perimmäisen vastauksen: Jotkut maat ovat muita rikkaampia, koska niillä on älykkäämpi väestö. Vastaukselle annetut perustelut ovat sekä teoreettisia että empiirisiä, kuten tieteessä on tapana. Edellisiä on perusteellisimmin kehitellyt Richard Lynn kirjassaan *Race Differences in Intelligence: An Evolutionary Analysis* (2006). Sen mukaan yksilöiden välisten älykkyyserojen periytyvyydestä seuraa, että myös ryhmien väliset keskiarvoerot älykkyydessä periytyvät. Koska ominaisuudesta on ollut lisääntymisetua pohjoiseen levittäytyneiden kansojen ankarissa elinoloissa, siitä on kehittynyt ihonvärin haalistumisen kaltainen rodullinen ominaisuus. Ja koska älykäs yksilö on tyhmää kekseliäämpi ja tuottavampi, menestyy myös älykäs kansa tyhmää paremmin.

En ota kantaa teoreettisiin perusteluihin, kuten en siihenkään, mittaavatko Lynnin ja Vanhasen esittämät IQ-luvut kansojen keskimääräistä testiälykkyyttä. Kiinnostukseni on puhtaasti metodologinen. Olen etsinyt vastausta kysymykseen, tukevatko Lynnin ja Vanhasen esittämät empiiriset perustelut heidän vastaustaan taloustieteen perimmäiseen kysymykseen. Nuo perustelut ovat yhtä suorasukaisia kuin itse vastauskin. Uusimmassa kirjassaan *Gloaalit ongelmat* Tatu Vanhanen (2008, 229) tiivistää ne näin: ”Päätelmäni on, että mitattiinpa ihmisten elinolojen tai inhimillisen kehityksen vaihtelua millä indeksillä tahansa, kansallinen ÄO selittää siitä suurimman osan”. Selittää tarkoittaa tässä, että IQ-luvut korreloivat vahvimmin selittävän muuttujan kanssa.

Lynnin ja Vanhasen kriitikot ovat argumentoineet, ettei korrelaatio riitä näytöksi kausaalisesta

vaikutuksesta. Heidän mukaansa pitäisi vähintäänkin käyttää monimuuttujaista regressioanalyysia, jossa on mukana kilpailevia selittäjiä. Sitä käyttäen osoittautuisi, etteivät IQ-luvut olekaan kansojen varallisuuden ja hyvinvoinnin vahvin selittäjä (esim. Jäntti 2007). Useat sosiologien ja taloustieteilijöiden julkaisemat artikkelit puhuvat kriitikoitten olettamusta vastaan. Talouskasvun selittäjänä IQ-luvut ovat osoittautuneet sitkeähenkisiksi. Sen paremmin lukutaidon ja koulutuksen kaltaiset inhimillisen pääoman mittarit kuin yhteiskunnan instituutioiden formaalia rationaalisuutta mittaavat muuttujat eivät ole pärjänneet älylle talouskasvun selittäjinä monimuuttujaisessa regressiomallissa.

Edellä olen osoittanut, että tällainen tulos perustuu sopivasti valikoituneeseen aineistoon (ks. myös Töttö & Rita 2006). Kun analyysiin otetaan ”kaikki” maailman maat, ovat perinteiset inhimillisen pääoman mittarit sekä institutionaaliset muuttujat kiistattomasti älyä vahvempia talouskasvun selittäjiä. Tämä näyttäisi puhuvan Lynniä ja Vanhasta vastaan. Mutta niin ei välttämättä ole, sillä heidän hypoteesinsa on luonteeltaan historiallinen, ei laboratorio-oloja koskeva. Regressioanalyysin tulokset kertovat selittävien muuttujien suorista vaikutuksista selitettävään, mutta kysymys kansojen varallisuuserojen syistä koskee suorista ja epäsuorista vaikutuksista kertyviä kokonaisvaikutuksia. Niiden selvittämiseksi tein rakenneyhtälömallin, jonka tulos osoitti, että älyllä voi talouskasvun selittäjänäkin olla vahvoista epäsuorista vaikutuksista koostuva huomattava kokonaisvaikutus. Jos Lynnin ja Vanhasen tavoin oletamme älyä kausaalisesti perimmäiseksi ja talouskasvun etummaisiksi tekijäksi, on korrelaatiokertoimen käyttö kausaalisen vaikutuksen osoittimena täysin perusteltua. Saturoidussa polkumallissa, jossa ovat mukana kaikki mahdolliset epäsuorat vaikutukset, on kausaalisesti perimmäisen muuttujan standardoitu kokonaisvaikutus etummaiseen muuttajaan aina yhtä kuin niiden välinen korrelaatiokerroin.

Ovatko Lynnin ja Vanhasen empiiriset perustelut hypoteesilleen lopulta päteviä vai ei? Tähän sopii savolainen vastaus: suattaapi olla, vuan suattaapi olla olemattannii. Kun tarjosin tämän artikkelin aikaisempaa versiota Sosiologia-lehdelle, sain seuraavan korjausvaatimuksen: ”Lukijalle pitää selvittää, ettei artikkelissa osoiteta IQ-testien tai älykkyyden tason vaikuttavan kansalliseen varallisuuteen

tai talouskasvuun”. Ei osoiteta, ei. Mutta entä jos osoitettaisiin? Mitä kauheata siitä seuraisi?

Lynnin ja Vanhasen kriitikot ovat käyttäneet paljon palstatilaa moraalitunteidensa ilmaisemiseen. Tunteiden nostattajana on ollut johtopäätös, joka näyttää seuraavan hypoteesin teoreettisista perusteluista. *IQ and Global Inequality* – kirjan loppu kuuluu näin (Lynn ja Vanhanen 2006, 293): ”Erot kansojen älykkyydessä ovat väistämättömiä, ja siten myös niiden seuraus: kansojen varallisuuserojen pysyvyys. Tai kuten Johannes asian kaksi vuosituhatta sitten ilmaisi: Köyhät teillä on aina keskuudessanne.” Johtopäätös on kuitenkin perusteton. Se nojaa puutteelliseen kausaalisuuden analyysiin. Edellä todettiin, että Lynnin ja Vanhasen vastaus kansojen varallisuuserojen syytä koskevaan kysymykseen perustui älyn kokonaisvaikutuksiin. Empiirinen analyysi taas osoitti, että tuo kokonaisvaikutus muodostuu pääosin tai yksinomaan epäsuorista vaikutuksista. Ainoastaan siinä tapauksessa, että älyn kokonaisvaikutus muodostuisi pelkästään tai pääosin suorasta vaikutuksesta, voisi johtopäätökselle olla perusteita. Koska äly vaikuttaa muiden tekijöiden kautta, ei fatalismin ole aihetta.

Yksi kausaalisuutta koskevan teorian aksiomia on Markovin ehto (Sloman 2005, 47). Se sanoo, että jos A on B:n syy ja B on C:n syy, voidaan A:n vaikutus C:hen estää ”tarttumalla” B:hen. Kun asia ajatellaan toisin päin ja muistetaan kausaalisuhteiden epäsymmetrisyys, seuraa B:n ”ravistamisesta”, että A:ssa ei tapahdu mitään, mutta C ”heiluu”. Vaikka siis A olisikin C:n perimmäinen syy, voidaan C:tä periaatteessa muuttaa koskematta lainkaan A:han. Kansojen varallisuuseroihin voidaan siis periaatteessa vaikuttaa, vaikka äly olisi erojen perimmäinen syy. Äly ei vaikuta kansojen varallisuuseroihin suoraan vaan väestön paremman lukutaidon, korkeamman koulutustason, rationaalisempien instituutioiden ja muiden välittävien tekijöiden kautta. Jos näihin voidaan vaikuttaa, voidaan varallisuuseroihin vaikuttaa

Meidän ei siis tarvitse siirtää lämpimien maiden väestöjä räntäsateeseen odottamaan, että evoluutio tekisi tehtävänsä. Esimerkiksi Päiväntasaajan Guinea on ollut vuodesta 1975 maailman ylivoimaisesti nopeimmin kasvava talous, vaikka sen IQ-luku (59) on maailman alhaisin.

VIITTEET

¹ Muutamassa muussakin yhteydessä Lynn ja Vanhanen ovat saaneet positiivista tieteellistä huomiota. Whetzel ja McDaniel (2006) osoittivat, että älyn ja BKT:n riippuvuus säilyy vahvana, vaikka olettaisimme, että alimmat IQ-luvut ovat epäluotettavia, ja nostaisimme kaikkien alle 90 pisteen maiden luvun 90:ään. Templer ja Arikawa (2006) löysivät vahvan korrelaation maan keskilämpötilan, väestön ihonvärin ja älyn väliltä. Hunt ja Wittmann (2008) arvioivat IQ-lukujen validiteettia ja suosittelivat PISA-tutkimuksen kaltaisten lukujen käyttämistä LV-hypoteesin testaamiseen. Gelade (2008) tarkasteli teknisiä innovaatioita älyn ja kansantuotteen välisen riippuvuuden välittäjänä. Kanazawa (2006) osoitti, että LV-hypoteesi saa tukea myös maata pienempien taloudellisten yksiköiden tasolla, sillä keskiälykkyyden ja kansantuotteen kaltaisten lukujen välinen yhteys pätee myös USA:n osavaltioiden joukossa. Kanazawa (2006a) on myös osoittanut, että ihmiset kuolevat nuorempina maissa, joissa on alhaisempi IQ-luku, vaikka eliniän vaihtelun syyksi tarjotti tulojaon epätasaisuus vakioidaan.

Kanazawan mielestä tulos tukee hänen esittämäänsä teoriaa yleisälykkyydestä biologisena sopeutumana (Kanazawa 2004).

² Whetzel ja McDaniel (2006) ovat käyttäneet älyn ja kansantulon riippuvuuden mallina toisen asteen yhtälöä $Y = a + bX + cX^2$ ja Dickerson (2006) eksponenttifunktiota $Y = a10^{bX}$. Oma valintani on $Y = 10^{a + bX}$, koska se antaa mahdollisuuden käyttää lineaarista regressiota ($\log Y = a + bX$). Muunnoksen perusteena on se, että niin talouskasvu kuin kansantuotteen ja -tulon tasokin ovat vahvasti oikealle vinoja muuttujia. Muunnos normalisoi muuttujan jakauman, ja sen myötä regressioanalyysin muutkin oletukset toteutuvat paremmin. Jos esimerkiksi kuviossa 1 käytettäisiin selitettävänä muuttujana kansantuotteen logaritmia, riippuvuus muuttuisi lineaariseksi, kansantulon varianssi IQ-lukuen eri tasoilla tasoittuisi, yläpään ääriarvot häviäisivät ja riippuvuus hieman voimistuisi. Mittaustason näkökulmasta logaritmuunnos merkitsee siirtymistä välimatka-asteikon ja järjestysasteikon välimaastoon.

LÄHTEET

- Allison, Paul. 2001. *Missing Data*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Barnett, S. M. & Williams, W. 2004. IQ and the wealth of nations: Review. *Contemporary Psychology* 49, 389–396.
- Barro, Robert. 1996. Democracy and Growth. *Journal of Economic Growth* 1, 1–27.
- Blalock, Hubert M. 1971. *Causal Models in the Social Sciences*. Chicago, New York: Aldine, Atherton.
- Dickerson, Richard. 2006. Exponential Correlation of IQ and the Wealth of Nations. *Intelligence* 34, 291–295.
- Ervik, Astrid. 2003. Review of IQ and the Wealth of Nations. *The Economic Journal* 113, F406–F408.
- Gelade, Garry. 2008. IQ, cultural values, and the technological achievement of nations. *Intelligence* 36, 711–718.
- Hall, Robert & Jones, Charles. 1997. Levels of Economic Activity Across Countries. *American Economic Review* 87, 173–177.
- Heritage. 2008. Index of Economic Freedom. <http://www.heritage.org/Index/>. 15.12.2008.
- Hunt, Earl & Wittmann, Werner. 2008. National Intelligence and National Prosperity. *Intelligence* 36, 1–9.
- Ibrahim, Joseph, Chen, Ming-Hui, Lipsitz, Stuart & Herring, Amy. 2005. Missing-Data Methods for Generalized Linear Models: A Comparative Review. *Journal of the American Statistical Association* 100, 332–346.
- Jones, Gareth & Schneider, Joel. 2006. Intelligence, Human Capital, and Economic Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach. *Journal of Economic Growth* 11, 71–93.
- Jäntti, Markus. 2007. Murtoiko älykkyyden tabu? *Sosiologia* 44, 327–331.
- Kanazawa, Satoshi. 2004. General Intelligence as a Domain-Specific Adaptation. *Psychological Review* 111, 512–523.
- Kanazawa, Satoshi. 2006. IQ and the Wealth of States. *Intelligence* 34, 593–600.
- Kanazawa, Satoshi. 2006a. Mind the Gap...in Intelligence: Re-examining the Relationship between Inequality and Health. *British Journal of Health Psychology* 11, 623–642.
- Kline, Rex. 1998. *Principles and Practices of Structural Equation Modeling*. New York, London: Guilford Press.
- Knowles, Stephen & Owen, P. Dorian. 1995. Health Capital and Cross-country Variation in Income per capita in the Mankiw-Romer-Weil Model. *Economics Letters* 48, 99–106.
- Lynn, Richard & Vanhanen, Tatu. 2002. *IQ and the Wealth of Nations*. Westport: Praeger.
- Lynn, Richard. 2006. *Race Differences in Intelligence. An Evolutionary Analysis*. Augusta: Washington Summit Books.
- Mankiw, Gregory, Romer, David, & Weil, David. 1992. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics* 107, 407–437.
- McKnight, Patric E., McKnight, Kathrine M., Sidani, Souraya & Figueredo, Aurelio José. 2007. *Missing Data. A Gentle Introduction*. New York, London: Guilford Press.
- Morgan, Stephen & Winship, Christopher. 2007. *Counterfactuals and Causal Inference. Methods and Principles for Social Research*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Olinsky, Alan, Chen, Shaw & Harlow, Lisa. 2003. The Comparative Efficacy of Imputation Methods for Missing Data in Structural Equation Modeling. *European Journal of Operational Research* 151, 53–79.

- Pitlik, Hans. 2002. The Path of Liberalization and Economic Growth. *Kyklos* 55, 57–80.
- Ram, Rati. 2007. IQ and Economic Growth: Further Augmentation of Mankiw-Romer-Weil Model. *Economics Letters* 94, 7–11.
- Rindermann, Heiner. 2008. Relevance of education and intelligence for the political development of nations: Democracy, rule of law and political liberty. *Intelligence* 36, 306–322.
- Rushton, Philippe. 2006. Review of the book IQ and Global Inequality by Richard Lynn and Tatu Vanhanen. *Personality and Individual Differences* 41, 983–985.
- Sala-i-Martin, Xavier. 1997. I Just Ran Two Million Regressions. *American Economic Review* 87, 178–183.
- Sala-i-Martin, Xavier, Doppelhofer, Gernot & Miller, Ronald. 2004. Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach. *American Economic Review* 94, 813–835.
- Slooman, Steven. 2005. *Causal Models. How People Think About the World and Its Alternatives*. New York: Oxford University Press.
- Solow, Robert M. 1956. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics* LXX, 65–94.
- Sturm, Jan-Egbert, Leertouwer, Erik & de Haan, Jakob. 2002. Which Economic Freedoms Contribute to Growth? A Comment. *Kyklos* 55, 403–416.
- Templer, Donald & Arikawa, Hiroko. 2006. Temperature, Skin Color, per capita Income, and IQ: An International Perspective. *Intelligence* 34, 121–139.
- Tilastokeskus. 2008. Maailma numeroina. http://www.stat.fi/tup/maanum/taulukot_en.html. 15.12.2008.
- Transparency International. 2008. Corruption Perception Index. http://www.transparency.org/policy_research/surveys_indices/cpi. 15.12.2008.
- Töttö, Pertti & Rita, Hannu. 2007. IQ and Economic Development: What Explains What? Paper presented at the European Human Behaviour and Evolution Conference, March 28–30th 2007, London School of Economics.
- UCDP/PRIO. 2008. Armed Conflict Dataset v4-2008. <http://www.prio.no/CSCW/Datasets/Armed-Conflict/UCDP-PRIO/>. 15.12.2008.
- Vanhanen, Tatu. 2000. The Wealth and Poverty of Nations Related to IQ. Paper presented at the IPSA XVIIIth World Congress, Quebec, August 1–5.
- Vanhanen, Tatu. 2003. *Democratization: A Comparative Analysis of 170 Countries*. London, New York: Routledge.
- Vanhanen, Tatu. 2003a. Democratization and Power Resources 1850–2000 [computer file]. FSD1216, version 1.0 (2003-03-10). Tampere : Finnish Social Science Data Archive.
- Vanhanen, Tatu. 2008. *Gloaalit ongelmat. Evoluutiivisten juurten etsintää*. Helsinki: Terra Gognita.
- Weber, Max. 1922. *Wirtschaft und Gesellschaft. Grundriss der verstehenden Soziologie*. Tübingen: J.C.B Mohr (Paul Siebeck).
- Weede, Erich & Kämpf, Sebastian. 2002. The Impact of Intelligence and Institutional Improvements on Economic Growth. *Kyklos* 55, 361–380.
- Weede, Erich. 1996. *Economic Development, Social Order and World Politics*. Boulder, CO: Lynne Rienner.
- Whetzel, Deborah & MacDaniel, Michael. 2006. Prediction of National Wealth. *Intelligence* 34, 449–458.
- Volken, Thomas. 2003. IQ and the Wealth of Nations. A Critique of Richard Lynn and Tatu Vanhanen's Recent Book. *European Sociological Review* 19, 411–412.