

**Huomio. Seuraava teksti on osa tulevaa väitöskirjatyötäni. Älä lainaa ilman tekijän lupaa.**

Heino Saska: *Pääoman tuotto ja tulonjako Suomessa 1966–1992*

PÄÄOMAN TUOTTO JA TULONJAKO SUOMESSA. MITEN TILASTOLLINEN YHTEYS VOIDAAN SELVITTÄÄ?

Saska Heino

## I. JOHDANTO

Selittääkö pääoman keskimääräinen tuotto tuotannontekijätulojen jakautumisen ansio- ja pääomatuloiksi? Tämä kysymys on perusta tälle paperille ja tekeillä olevalle väitökselle *Pääoman tuotto ja tulonjako Suomessa 1966–1992*.

Lähtökohdan tutkimukselle on antanut klassisessa poliittisessa taloudessa sekä myöhemmässä, samaa perinnettä osin noudatelleessa tutkimuksessa vallinnut näkemys, jonka mukaan vastaus edeltäneeseen kysymykseen on myöntävä. Niin Steuartilla, Smithillä, Ricardolla, Millillä kuin Marxillakin tavataan käsitys, jonka mukaan pääoman korkea tuotto ja pääomatulonsaajien korkea kansantulo-osuus korreloivat keskenään. Tämä käsitys on elänyt vankkana klassisesta perinteestä ammentavien taloustieteilijöiden parissa.<sup>1</sup> Myöhemmässä tutkimuksessa on taas esitetty, että pääomatulojen korkea kansantulo-osuus johtaa taas yhtä lailla korkeisiin tuloeroihin kaikkien tulonsaajien, ei vain ansio- ja pääomatuloja saavien välillä.<sup>2</sup> On myös esitetty, että pääomatulojen kansantulo-osuus korreloi voimakkaasti pitkän aikavälin (tulonjaollisen) epätasa-arvon kanssa.<sup>3</sup>

Ongelmana jälkimmäisen näkemysten kanssa on, kuten Bengtsson ja Waldenström esittävät, että ansio- ja pääomatulojen jako nähdään usein vakaana, eikä riippuvaisena (contingent) »moninaisesta tekijäjoukosta, joka voi muuttua muun yhteiskunnan mukana.»<sup>4</sup> Sen sijaan, että keskityttäisiin kuitenkin mahdollisten selitystekijöiden moninaisuuteen, on kysymyksenasettelu tässä yhteydessä rajattu ensisijaisesti pääoman tuottoon ja sen kykyyn selittää ansio- ja pääomatulonsaajien tulojen—myöhemmin tuotannontekijätulojen—jakautumista saajillensa.<sup>5</sup> Kuten huomataan, on tähän mennessä käytetty kahta keskeistä käsitettä, joita ei ole vielä määritelty riittävän tarkasti: (i) PÄÄOMAA; ja (ii) sen TUOTTOA; sekä (iii) TUOTANNONTEKIJÄTULOJA. Näistä jälkimmäinen tulee vielä jakaa (iv) ANSIO- ja (v) PÄÄOMATULOIHIN. Nämä keskeiset käsitteet ovat palautettavissa poliittisen talouden klassikoihin, erityisesti Marxiin.

(i) PÄÄOMALLA tarkoitetaan tässä yhteydessä rahaa tai/eli tavaraa<sup>\*</sup>, jota käytetään pääomana eli jota pyritään kasvattamaan pääoman kiertokulkukaavion  $R—T—R'$  mukaisesti. Pääomaa ei

1 Ks. esim. Harris 1978, 3–4, 82, 118, 119.

2 Bengtsson ja Waldenström 2015, 1.

3 Ibid., 16.

4 Ibid., 1. Suom. tekijän.

5 Diskreettien ja jatkuvien muuttujien välistä selitys-, riippuvuus- ja määräyssuhdetta mittaavan Pearsonin tulomomenttikorrelaatiokertoimen neliön  $R^2$  kannalta ei ole merkitsevää, kummassa järjestyksessä ( $X \rightarrow Y$ ,  $Y \rightarrow X$ ) selittävät ja selitettävät muuttujat ovat. Näin ollen kertoimen perusteella ei voikaan päätellä sen paremmin kausaatiota kuin sitä, kumpi tekijä on selitettävä ja kumpi selittäjä. Näin ollen tuleekin perustella kestävästi, miksi juuri pääoman keskimääräinen tuotto selittää tuotannontekijätulojen jakautumisen eikä toisin päin.

<sup>\*</sup>) Tavara on tässä yhteydessä määritelty tarkasti esineeksi tai palvelukseksi, jolla on käyttöarvo eli jolla on omistajalleen käyttöä ja jonka hinta perustuu sen vaihtoarvoon eli sen valmistamiseksi tarvittuun yhteiskunnallisesti välttämättömään keskimääräistyöaikaan, jonka määrittävät taas työn tuottavuus ja kilpailu (ks. Marx 2013 [1894], 48–50)

siis voida määritellä pääomaksi sen kestävyuden tai minkään muunkaan käyttöarvollisen ominaisuuden perusteella.<sup>6</sup>

- (ii) PÄÄOMAN TUOTOLLA tarkoitetaan annetun kiertokulkukaavion mukaista tuottoa  $R'$ , joka tarkoittaa alkuperäistä rahapääomaa  $R$  kasvaneena  $r$ :llä  $R'$ :ksi. Arvokäsittein tavarán  $j$  kohdalla kyse on sen vaihtoarvon eli arvon (Wert)  $w = c + v + m$ , jossa  $c$  = pysyvä pääoma (koneet, laitteet, toimitilat, patentit, laitteistot ja ohjelmistot j.n.e.),  $v$  = vaihteleva pääoma eli työvoimakustannukset ja  $m$  = lisäarvo eli työntekijöiden luomaan arvonlisäykseen  $\Delta w - w = v + m$  perustuva »ylijäämä» eli tavarán  $j$  arvonosa, jonka kapitalistit ottavat itselleen sen arvosta  $w$ . Tavarán  $k$  arvon  $w$  perusteella laskettava pääoman tuotto pohjautuu voiton suhdeluvun (Profiträte) yhtälöön  $p' = \frac{m}{C}$ <sup>7</sup>, jossa nimittäjä on koko tavarán  $j$  tuottamiseksi tarvittu pääoman  $c + v$  arvo. Pääoman tuotto määritellään tuonnempana vielä tässä esitettyä tarkemmin.
- (iii) TUOTANNONTEKIJÄTULOILLA tarkoitetaan annetun tavarán  $j$ —tai minkä tahansa muun tavarán—arvoon  $w = c + v + m$  ja arvon mukaan saatuun hintaan perustuvia tuloja. Jonkin yksittäisen tavarán  $j$  arvosta sen tuotantoprosessiin välittöminä tuottajina, työläisinä, ja omistajina eli kapitalisteina osallistuneiden tulot perustuvat arvon  $w$  osatekijöihin  $v + m$ . Pysyvä pääoma  $c$  muodostaa perustan tavarán  $j$  kustannushinnalle (Kostpreis) ja  $c + v + m$  taas sen tuotantohinnalle (Produktionspreis).
- (iv) ANSIOTULOT on tässä määritelty tuloiksi, jotka perustuvat työvoiman myyntiin ja josta saatava palkka tai palkkio on vaihtelevan pääoman  $v$  osatekijä  $l$ . Ansiotulot muodostavat vain osan vaihtelevan pääoman eli työvoiman arvosta ja työnantajalle koituvista työvoimakustannuksista. Erotuksesta  $v - l$  jäävää osaa kutsutaan nykykielellä työn sivukuluiksi. Vaikka osa näistä kuluista onkin m.m. työntekijän pakollisia eläke- ja sairausvakuutusmaksuja, joista ensimmäiset voivat kattaa koko talouden tasolla eläköityneiden ansiotulonsaajien tulontarvetta, ei sivukuluja ole laskettu varsinaisten ansio- ja pääomatulonsaajien hyväksi.
- (v) PÄÄOMATULOT ovat tuloja, jotka perustuvat minkä tahansa tavarán  $k$  arvonlisäyksen  $v + m$  osatekijään  $m$  eli myytävien tavaroiden lisäarvoon. Ansiotulojen tapaan pääomatulotkin perustuvat siis tavaroiden arvonlisäykseen. Jos tavarán  $k$  arvosta käytetään järjestyslukua ( $w_2$ ), niin tämän tavarán arvonlisäys on laskettavissa vähentämällä siitä sen kustannushinnan  $\varphi_k$  arvo  $w_1$  (joka koostuu raaka- ja apuaineista, puolivalmisteista j.n.e.), jolloin  $w_2 - w_1 \equiv (v_2 + m_2) - c_1$ , jossa  $c_1$  on siis tavarán  $k$  pysyvän pääoman eli kustannushinnan arvo. Mitä korkeampi lisäarvon  $m$  osuus on arvonlisäyksestä, sitä pienempi on vastaavasti vaihtelevan pääoman  $v$  ja sitä myöten palkkojen ja palkkioiden  $l$  (so., ansiotulojen), jolloin pääomatulonsaajien mahdollisuus lisäarvon pohjalta jaettavaan pääomatuloihin, kuten osinkoihin ja korkotuloihin, kasvaa. Tätä suhdetta mitataan lisäarvon suhdeluvulla (Mehrwertrate)

$$m' = \frac{m}{v} .^8$$

Aiemmin esitetyt käsitteet on esitetty arvokäsittein. Kuitenkaan yhdessäkään tavarassa ei ole, kuten Marx on asian muotoillut, »atomiakaan» arvoa, vaan niiden vaihtoarvo ilmenee ennen kaikkea nii-

6 Shaikh 2016, 206,207,208; vrt. jälkimmäiseen käsityksen viitaten, Koskenkylä 1979, 5: »pääoman tärkein ominaisuus ... [on] sen kestävyys» (suom. tekijän)

7 Marx 1980 [1984], 58.

8 Loc. cit.

den hintojen suhteessa muiden tavaroiden hintoihin.<sup>9</sup> Ricardon ja Jacob Schwarzin mukaan nämä suhteelliset hinnat voivat olla hyvin lähellä aiemmin määriteltyjä vaihtoarvoja  $w$ , so., ne eivät vaihtele yhtä voimakkaasti kuin Marx on asian esittänyt.<sup>10</sup> Oli todellisuus mitä tahansa arvon ja hinnan täydellisen ykseyden ja poikkeavuuden välillä, emme pääse yli siitä tosiasista, että kansantalouden tilinpidossa esiintyvät suuret ovat rahassa. Näin ollen esimerkiksi aiemmin määritelty arvonlisäys  $v + m$ , jonka perusteella tavaroiden  $j$  tuotantohinta ylittää sen kustannushinnan  $\phi_k$ , ei voikaan perustua annettuihin tekijöihin, vaan se lasketaan aina tavaroiden myynnistä saadun tulon ja kustannushinnan erotuksena. Kun tavaroiden  $j$  tuotantohinta (Produktionspreis)  $\phi_p$  ja markkinahinta  $\phi_m$  voivat poiketa suuresti sen vaihtoarvosta  $w$ , voivat arvonlisäyskin ja sille perustuvat ansio- ja pääomatulot poiketa tavaroiden vaihtoarvon mukaisista tuloista. Tällä ei kokonaisen talousjärjestelmän<sup>\*)</sup> kannalta ole merkitystä, sillä sen tasolla kaikkien tavaroiden arvot ovat yhtä suuret niiden yhteenlasketun hinnan kanssa. Tämä ilmaistaan matemaattisesti yhtälöllä  $\sum w_t = \sum \phi_t$ .<sup>11</sup> Näin ollen myös tulojen tasolla mahdollinen vaihtoarvojen  $w$  poikkeaminen tuotanto- ja markkinahinnoista  $\phi_p$  ja  $\phi_m$  ei ole keskeistä, kun puhutaan kahden tulonsaajaluokan, ansio- ja pääomatulonsaajien välisestä tulojaosta—olettaen jälleen, että käsiteltävä talous muodostaa järjestelmän.

Kansantalouden tilinpitoa laadittaessa pyritään huomioimaan vain annetussa kansantaloudessa syntyneitä arvonlisäyksiä ja sille perustuvia tuloja. Näin ollen saatavilla oleva aikasarja- ja poikkileikkausaineisto tukevat toinen toisinaan. Emme tässä yhteydessä paneudu tämän syvällisemmin vaihtoarvojen  $w$  ja kustannus- sekä tuotanto- ja markkinahintojen  $\phi_k$ ,  $\phi_p$  ja  $\phi_m$  problematiikkaan, kuten keskimääräishintojen, -arvojen ja keskimääräisen voiton suhdeluvun syntymekanismiin.<sup>12</sup> Tutkimuskysymysten kannalta on tässä kohtaa tärkeintä keskittyä esitettyjen teoreettisten muuttujien empiiristen vastineiden tuottamiseen kansantalouden tilinpidosta ja näiden muuttujien käyttämiseen pääoman tuoton ja tuotannontekijätulojen jakautumisen keskinäissuhteen tilastolliseksi selvittämiseksi.

## II. MENETELMISTÄ

Kuten todettua, perustuu tehtävä tutkimus diskreetteihin aikasarja-aineistoihin muotoa  $X_t$ , jossa arvopisteiden (data points) välinen etäisyys on poikkeuksetta  $t$  eli vuosi. Käytettävät aineistot ovat syntyneet vuotuisen tilastoaggregoinnin tuloksena, eikä niitä voi tuottaa mielivaltaisesti ajanhetkestä riippumatta eli jatkuvasti. Sarjat ovat taloushistoriallisille aineistoille tyypilliseen tapaan ainutkertaisia; ne perustuvat aina syntyhetkensä olosuhteisiin, eikä niitä voida tuottaa kuin kerran.<sup>13</sup> Aikasarjojen arvopisteet ovat myös tasaisesti jakautuneita, mikä on keskeinen ehto useiden tilastollisten analyysimenetelmien käytölle.<sup>14</sup> Tutkimuksessa käytettävä tilastoaineisto perustuu pääosin Suomen viralliseen tilastoon (SVT) ja siihen luettavaan kansantalouden tilinpitoon sekä veronalaisten tulojen tilastoihin ja tulonjakotilastointeihin, joita on julkaistu vuosittain *Suomen tilastollisena vuosikirjana* sekä Tilastollisen päätoimiston, sittemmin Tilastokeskuksen erillisjulkaisuuksina. Tässä tutkimuksessa käytettyjä sarjoja on ollut saatavilla verraten yhtenäiseen tilinpitotapaan pohjautuen vuodesta 1975 lähtien. Pääoman vuotuisen keskituoton eli sen keskimääräisen voiton suhdeluvun laske-  
miseksi tietyllä toimialalla  $k$  käytetään yhtälöä

9 Marx 2013 [1867], 58.

10 Shaikh 2016, 21,69,405–406, 413–414,416; Marx 1976 [1894], 166: »se mikä sisältyy yhteen tavarahan liikana lisäarvona, sisältyy toiseen tavarahan liian vähänä lisäarvona, ja ... näin ollen myös tavaroiden tuotantohintoihin [ $\phi_p$ ] sisältyvät poikkeamat arvosta kumoavat toisensa.»

\*) Talousjärjestelmällä tarkoitetaan tässä yhteydessä suljettua järjestelmää, jossa ei ole ulkoapäin tulevia, eksogeenisiä syötteitä, tai jonka tekijöiden arvojen muutokset eivät ole selitettävissä ulkopuolisilla muuttujilla. Käsite on kansantalouden tilinpidon kannalta yhtäläinen kansantalouden käsitteen kanssa.

11 Marx 1976 [1894], 177.

12 Ks. problematiikan muotoilusta tarkemmin ibid., 162,166,167–168.

13 Granger ja Newbold 1986, 2,3–4.

14 Pickup 2016, 24. Toisin sanoen käsitellyt aikasarjatieta tuottavat prosessit ovat olleet aikainvariantteja ja täyttäneet tasavälisyyden (stationarity) ehdon.

$$p'_{k_t} = \frac{m_{k_t}}{c_{k_{t-1}} + v_{k_t} + \lambda_{k_{t-1}}}, \quad (2.1)$$

jossa  $c_{t-1}$  ja  $\lambda_{t-1}$  ovat ensimmäisen kertaluvun viivemuuttujia eli joiden arvoiksi on otettu vuoden takaiset pysyvän pääoman ja varastokannan varantosuureet. Tätä on perusteltu paremmin toisaalla.<sup>15</sup> Koska pääoman tuottoa mitataan empiirisesti tässä kuitenkin rahasuurein, muuttuu yhtälö (2.1.) muotoon

$$\varphi'_{k_t} = \frac{\left( \sum_{i=1}^n m_t \left[ \frac{C_{k_{t-1}}}{\sum_{i=1}^n C_{t-1}} \right] \right)}{C_{k_{t-1}}}, \quad C_t = c_{t-1} + v_t + \lambda_{t-1} \quad (2.2)$$

joka toteuttaa Marxin määritelmän keskimääräisen voiton suhdeluvun syntymekanismista.<sup>16</sup> Yhtälö mittaa voiton suhdelukua pääoman kiertokulkuprosessin  $R-T-R'$  viimeisessä vaiheessa eli kun tarvoitoiden vaihtoarvot  $w$  saavat vastineensa rahassa tuotantohintoina. Suhdelukua mitataan jollekin toimialalle  $k$ , jota käytetään toimialaa kuvaavien muuttujien toisena alaindeksinä, kun  $t$  kuvaa aikaa. Yhtälössä oikean puolen osoittajan vasemmanpuoleinen tekijä kuvaa koko talousjärjestelmässä olevaa lisäarvoa vuonna  $t$ . Hakasulkein merkitty tekijä on taas toimialan  $k$  pääomakannan suhde koko kansantalouden pääomakantaan. Nimittäjässä oleva tekijä on sama kuin osoittajassa hakasulkein merkityn tekijän osoittaja. Kun kaarisulkein merkityn osoittajan vasemmanpuoleisella tekijällä kerrotaan hakasulkeistetun oikeanpuoleisen tekijän osamäärä ja näin saatu tulo jaetaan koko yhtälön oikeanpuoleisen tekijän nimittäjällä  $C_{k_{t-1}}$ , saadaan toimialan  $k$  voiton suhdeluku eli pääoman tuotto-prosentti vuonna  $t$ . On tärkeää huomata, että tämä prosentti voi poiketa huomattavasti yhtälössä (2.1.) esitetystä prosentista. Tämän lisäksi tulee huomioida, että yhtälön (2.2.) avulla mallinnetaan varsinaisen tuotantopääoman lisäksi rahoituspääoman tuottoa.<sup>17</sup> Yhtälön summamuuttujien ylä- ja alarajat kuvaavat toimialoja; kansantaloudessa on aina korkeintaan  $n$  toimialaa, joiden lisäarvo- ja pääomakantasummat huomioidaan laskelmassa. Koko talousjärjestelmän keskimääräinen voiton suhdeluku eli pääoman tuotto-prosentti tai -aste saadaan yhtälöstä (2.3.).

$$\varphi'_t = \frac{\left( \sum_{i=1}^n m_t \left[ \frac{C_{t-1}}{C_{t-1}} \right] \right)}{\left( \sum_{i=1}^n C_{t-1} \left[ \frac{C_{t-1}}{C_{t-1}} \right] \right)} \equiv p'_t = \frac{\sum_{i=1}^n m_t}{\sum_{i=1}^n C_{t-1}}. \quad (2.3)$$

Tässä yhtälössä on identiteetti, eli sen kaksi oikeanpuoleisinta tekijää viittaavat samaan asiaan. Keskimääräisen tekijän hakasulkein merkittyjen kertoimien osamäärä on aina yksi, joten kun kaikkien toimialojen lisäarvosumma kerrotaan näillä luvuilla, saadaan tuloksi sama lukema kuin oikeanpuoleisimman tekijän osoittajassa ja nimittäjässä. Näin ollen voidaankin kirjoittaa suoraan, kuten viimeisessä tekijässä, että koko talouden lisäarvosummaa koko talouden pääomakannalla jaettaessa saadaan osamäärä, joka on kaikkien toimialojen yhteenlaskettujen tekijöiden jakolaskun tulos eli pääoman tuotto-prosentti. Summaoperaattoreiden ala- ja ylärajat kuvaavat toimialoja. Taloudessa on

15 Ks. luku 1.6.3.3.

16 Marx 1976 [1894], 162.

17 Shaikh 2016, 447. Tämä on myöhemmin keskeistä, kun pääomatuloiksi lasketaan korkotulot (S14\_D421R) ja pääomatulot (S14\_D411R) ja mallinnetaan, miten niiden tuotto määräytyy pitkälti samojen periaatteiden mukaisesti yhtälön (2.2.) ja (2.3.) pohjalta.

oltava luonnollisesti vähintään yksi toimiala ( $i = 1$ ), muttei enempää kuin kaikki järjestelmän  $n$  alaa (so.,  $i = n$ ) ja yksi pääomakanta ( $i = 1$ ), muttei enempää kuin kaikki toimialojen kannat (eli  $i = n$ ). Koska yhtälössä (2.3.) mitataan kokonaisen talousjärjestelmän, tässä Suomen, voiton suhdelukua, voidaan yhtälön oikean puolen ylä- ja alapuolelta jättää, kuten todettua, pois toimialoittaista suhdetta lisäarvoon ja pääomakantaan kuvaavat kertoimet. Tämä suoraviivaistaa tehtäviä laskutoimituksia selvästi, kunhan yhtälön (2.3.) oikeanpuoleisimman tekijän summamuuttujat on määritelty täsmällisesti.<sup>18</sup> Suomen kansantalouden tilinpitoa tunteville lienee selvää, ettei tähän mennessä käytettyjä, Marxiin ja muihin poliittisen talouden klassikoihin palautettavia käsitteitä löydy sen tietokannoista tai sarjoista. Näin ollen meidän tuleekin löytää tilinpidosta vastineet, jotka ovat määritelmällisesti mahdollisimman lähellä annettuja käsitteitä ja niiden pohjalta rakennettuja muuttujia. Tämä määrittelytyö on tehty tässä työssä toisaalla, joten tässä kohtaa siirrytään suoraan valittujen käsitteiden käyttöön.<sup>19</sup> Paperin alussa esitettyä tutkimuskysymystä operationalisoidaan seuraavasti: jos voiton suhdeluvulla  $\varphi'_t$  määritelty pääoman keskimääräinen tuottoaste on muuttunut vuosien  $t-2$  ja  $t-1$  välisenä aikana, selittääkö tämä muutos tuotannontekijätulojen jaossa tapahtuvan muutoksen vuosina  $t-1$  ja  $t$ . Matemaattisesti, jos

$$\Delta \varphi'_{t-1} = \frac{\varphi'_{t-1}}{\varphi'_{t-2}} - 1 \equiv \left( \frac{\frac{\Sigma m_{t-1}}{[\Sigma c_{t-2} + \Sigma v_{t-1} + \Sigma \lambda_{t-2}]}}{\frac{\Sigma m_{t-2}}{[\Sigma c_{t-3} + \Sigma v_{t-2} + \Sigma \lambda_{t-3}]}} \right) - 1, \quad (2.4)$$

ja

$$\Delta X'_t = \frac{X'_t}{X'_{t-1}} - 1 \equiv \left( \frac{\frac{\Sigma \kappa_t}{\Sigma l_t}}{\frac{\Sigma \kappa_{t-1}}{\Sigma l_{t-1}}} \right) - 1, \quad (2.5)$$

jossa  $\kappa_t$  = pääomatulot ja  $l_t$  = palkat ja palkkiot vuonna  $t$ , niin onko  $\Delta \varphi'_{t-1} = \Delta X'_t$ . Yhtälössä kirjoitettu kysytään siis, onko

$$1 + \left( \left[ \Delta \varphi'_{t-1} = \frac{\varphi'_{t-1}}{\varphi'_{t-2}} - 1 \right] - \left[ \Delta X'_t = \frac{X'_t}{X'_{t-1}} - 1 \right] \right) = 1 \quad (2.6)$$

Yhtälöiden (2.4.) ja (2.5.) summamuuttujat viittaavat siihen, että yhtälöllä mitataan koko talousjärjestelmän taseisia muuttujia. Nollahypoteesina  $H_0$  on luonnollisesti, ettei yhtälön (2.4.) osamäärän muutos ole yhtä suuri yhtälön (2.5.) osamäärän muutoksen kanssa eli yhtälön (2.6.) tulos on suurempi tai pienempi kuin yksi. Empiiristä testausta varten voiton suhdeluvun ja tuotannontekijätulojaon välinen selityssuhde voidaan esittää määräyskertoimen (coefficient of determination) muodossa yhtälöllä

18 Varsinkin vanhempien aikasarja-aineistojen ongelmana on ainakin *Suomen tilastollisten vuosikirjojen* kohdalla se, että kansantuote- ja tulotilastoissa on jonkin verran sellaista pääomaa, palkkoja ja palkkioita D11K sekä toimintaylijäämää B2NT (kansantalouden kirjanpidon käsite lisäarvoon  $m$  perustuvalla liikevoitolla  $\varphi$  (ks. yhtälö (2.3.)), jotka eivät liity varsinaiseen kansantalouden tuotantoon; tästä merkittävämpänä osatekijänä voidaan pitää julkista sektoria, jonka hyvin vähäinen toimintaylijäämä voiton suhdelukulaskelmien osoittajassa suhteessa »pääomakantaan» antaa koko kansantalouden suhdeluvuksi liian alhaisen lukeman.

19 Ks. luku 1.6.3.3. asian tarkempaa erittelyä varten.

$$b_1 = \frac{\sum_t (X_t - \bar{X})^2}{\sum_t (\varphi'_{t-1} - \bar{\varphi}')^2} r = \frac{s_{X_t}^2}{s_{\varphi'_{t-1}}^2} r,$$

jossa  $b_1$  = estimaatti regressioyhtälön kulmakerroinparametriksi,  $s^2$  = otoksen (aikasarjan) varianssi ja  $r$  = kahden satunnaismuuttujan  $\varphi'_{t-1}$  ja  $X_t$  välisen selityssuhteen merkitsevyyskerroin. On tärkeää huomata, että kertoimen keskimmäisen ja oikeanpuoleisen tekijän nimittäjän arvo on vuodelta  $t-1$  Studentin  $t$ -testillä voidaan koetella tätä nollahypoteesia olettaen, että regressioyhtälön  $Y = \alpha + \beta x + \varepsilon$  kulmakerroinparametri  $\beta$  saa arvon 0. Yhtälössä  $x$  on tunnettu,  $\alpha$  ja  $\beta$  tuntemattomia ja  $\varepsilon$  on normaalijakautunut, satunnainen jäännöstekijä, jonka keskiarvo on nolla ( $\mu_\varepsilon = 0$ ) ja varianssi  $\sigma_\varepsilon^2$  tuntematon eli se voidaan laskea vasta, kun jäännöksen keskiarvo tunnetaan.<sup>20</sup> Näin voidaan kuitenkin tehdä vain, mikäli yhtälön oletus lineaarisesta selityssuhteesta tekijöiden  $\Delta\varphi'_{t-1} = \Delta X_t$  välillä pitää paikkansa. Mikäli regressioyhtälön jäännöstekijän  $\varepsilon$  keskiarvo on suurempi kuin nolla ja varianssissa on säännönmukaisuutta, on syytä epäillä, että annettu yhtälö ei huomioi kaikkia tekijöitä, jotka vaikuttavat selitettävän muuttujan saamaan arvoon. Näin ollen tuleekin rakentaa regressiomalli, joka ensinnäkin huomioi kaikki teoreettisesti välttämättömät, selittävään muuttujaan  $\varphi'_{t-1}$  vaikuttavat tekijät. Vasta tämän jälkeen voidaan rakentaa yhtälö, jonka avulla mitataan kulmakerroinparametrin arvo  $\beta$  ja pystyakselin lävistäjäparametrin arvo  $\alpha$ .

Marxin mukaan voiton suhdeluku  $p'$  on lisäarvon suhdeluvun  $m'$  ja pääoman elimellisen kokoonpanon  $k' = \frac{c}{v}$  funktio eli  $p' = f(m', k')$ . Koska arvomuotoinen, keskimääräinen voiton suhdeluku  $p'_i$  ja myytyjen tavaroiden tuottoon perustuva, nk. valorisoitu tai realisoitu voiton suhdeluku  $\varphi'_i$  kohtaavat vain poikkeuksellisesti ja koko talousjärjestelmän tasolla ( $\sum p'_i = \sum \varphi'_i$ ), on tämä suhdeluku  $\varphi'_i$  tekijöiden  $p'_i$  ja satunnaismuuttuja  $\varepsilon_i$ :n funktio eli  $\varphi'_i = f(p'_i, \varepsilon_i)$ . Tämän jäännösmuuttujan oletetaan jälleen olevan todella satunnainen ja esim. otanta- tai laskuvirheeseen perustuva eli sen keskiarvon ja varianssin oletetaan olevan nolla  $E(\mu, \sigma^2) = 0$ . Näin ollen voiton suhdeluvun regressiomalli voidaan kirjoittaa yhtälöön

$$\varphi'_i = \beta_0 + \beta_1 m'_i + \beta_2 k'_i + \varepsilon_i, \quad (2.7.)$$

jossa  $\beta_0$  on pystyakselin lävistäjäkerroin (intercept parameter) ja  $\beta_1$  ja  $\beta_2$  ovat regressiosuorien  $m'_i$  ja  $k'_{t-1}$  kulmakerroinparametrit (slope parameters) sekä  $\varepsilon_i$  on mallin jäännösmuuttuja, jonka oletetaan jälleen olevan keskiarvoltaan ja varianssiltaan nolla eli  $E(\mu, \sigma^2) = 0$ . Yhtälö (2.7.) on funktioiden  $p' = f(m', k')$  ja  $\bar{\varphi}'_i = f(p'_i, \varepsilon_i)$  yhdistelmä. Tämä johtuu siitä, että meillä ei ole *a priori* saatavilla olevaa tietoa arvomuotoisesta voiton suhdeluvusta  $p'_i$ , vaan meidän on arvioitava koko talousjärjestelmän keskimääräistä voiton suhdelukua, pääoman tuottoastetta, realisoidun suhdeluvun  $\varphi'_i$  pohjalta. Kaikki yhtälön (2.7.) muuttujat on ilmaistu rahassa.<sup>21</sup> Tämä ei kuitenkaan koko järjestelmän tasolla ole merkitsevää, kun lasketaan aritmeettisia keskiarvoja.

### III. ALUSTAVIA LASKELMIA MALLIEN KOETTELEMISEKSI

#### IIIA. PÄÄOMAN KESKIMÄÄRÄISTUOTTO SUOMESSA

Ennen kuin voimme laskea pääoman tuoton ja tuotannontekijätulojen jakautumisen välistä keskinäissuhdetta Suomessa, on meidän selvitettävä kokeellisesti, voidaanko näistä tekijöistä ensimmäistä, pääoman keskimääräistä tuottoa eli voiton suhdelukua  $\varphi'_i$  selittää aiemmin esitettyjen, selittävien

20 Jäännösmuuttujan varianssi lasketaan sen odotusarvon ja keskiarvon erotuksen neliönä eli matemaattisesti yhtälössä  $\sigma_\varepsilon^2 = E((X - \bar{\mu})^2)$ , jossa  $X$  on odotusarvo ja  $\bar{\mu}$  jäännösmuuttujan keskiarvo.

21 Ks. lisää valituista muuttujista ja kansantalouden tilinpidosta luvussa 1.6.3.3.

muuttujien avulla. Mikäli mallin käyttö on tilastollisesti perusteltua, on sen käyttö tuotannontekijätulonjaon selittämiseksi pitävämmällä pohjalla.

Seuraava aineistoesimerkki näyttää annetun regressiomallin pohjalta tehdyn laskelman, jossa katsotaan, miten pitkälti lisäarvon suhdeluku  $m'_t$  ja pääoman elimellinen kokoonpano  $k'_t$  selittävät voiton suhdeluvun  $\varphi'_t$  Suomen talouden toimialoilla vuonna 1976. Esimerkki on sikäli vaillinainen, että se perustuu yhden vuoden poikkileikkausaineistoon, eikä täten voi kertoa siitä, selittävätkö annetut tekijät voiton suhdeluvun pitkittäisaineistossa eli ajassa, eikä siitä, miten hyvin tekijät selittävät suhdeluvun koko kansantalouden mittakaavassa, kun muuttujina käytetään aggregointiin perustuvia, aritmeettisia keskiarvoja. Toisaalta poikkittäisaineistoon perustuvan analyysin hyvänä puolena on tässä kohdin se, että se auttaa arvioimaan, miten hyvin yhtälön (2.2.) malli selittää lisäarvon  $m$  jakautumisen toimialoittain tietyllä ajanhetkellä  $t$ .<sup>22</sup> Esimerkki on laskettu yhtälössä (2.7.) kuvatun regressiomallin selventämiseksi, ja tulee ottaa sellaisenaan vahvuuksineen ja puutteineen. Mallin nollahypoteesi  $H_0$  on, että kulmakerroinparametrien arvo on nolla ja  $t$ -testin tulos on tilastollisesti merkityksetön riskitasolla  $p < 0,05$ . Voiton suhdeluvun ei siis odoteta nollahypoteesissa selittyvän lisäarvon suhdeluvun ja pääoman elimellisen kokoonpanon avulla.

**Taulukko 2.1.** Voiton suhdeluvun selittävät tekijät vuoden 1976 poikkileikkausaineistolla

Kertoimet (voiton suhdeluku)	Vakioimattomat muuttujat		Vakioidut muuttujat	$t$	sig.
	$B$	Keskivirhe	Beeta		
Vakio	-0,290	2,120	0,000	-0,140	$p < 0,891$
$m'_t$	0,530	0,040	1,310	13,640	$p < 0,000$
$k'_t$	-0,020	0,000	-1,070	-11,200	$p < 0,000$
$R^2 = 0,940$	Estimaatin keskivirhe: 6,43				
$\mu = 41,31$	Vapausasteet: 15				
$\sigma^2 = 1706,52$	$F = 96,25, p < 0,000$				
Lähde: Tilastokeskus (laskelmat tekijän)					

Taulukosta nähdään, että annettu malli on tilastollisesti erittäin merkitsevä valitulla riskitasolla lisäarvon suhdeluvun  $m'$  ja pääoman elimellisen kokoonpanon  $k'$  tapauksessa eli  $t$ -testi tuottaa  $p$ -arvon 0,000. Korrelaatiokertoimen neliö  $R^2$  tuottaa arvon 0,940 eli yhtälön (2.7.) malli pystyy selittämään voiton suhdeluvun  $\varphi'_t$  toimialoittaisen vaihtelun 94,0-prosenttisesti annetun aineiston puitteissa.  $F$ -testin tulos ( $p < 0,000$ ) osoittaa, että analyysi on tilastollisesti merkitsevä. Taulukon 2.1. ja yhtälön (2.7.) mallin kannalta on huomattava, etteivät muuttujat  $\varphi'_t$ ,  $m'_t$  ja  $k'_t$  ole toisistaan riippumattomia, joka on yhtäältä annetun teorian mukaista ja toisaalta vaikeuttaa perinteisten riippumattomuutta mittaavien tilastomenetelmien käyttöä. Vaihteleva pääoma eli työvoimakustannukset  $v$  on kaikkien yhtälöiden nimittäjässä, pysyvä pääoma  $c$  on yhden suhdeluvun osoittaja ja toisen nimittäjässä ja lisäarvo  $m$  on kahden suhdeluvun osoittajassa. Esimerkiksi vuoden 1976 toimiala-aineistolla  $m'$ :n ja  $k'$ :n välisen tulomomenttikorrelaatiokertoimen neliö  $R^2 = 0,470$ , kun  $F = 12,40$  (vapausasteet: 15) ja  $p < 0,003$ , jolloin muuttujien keskiarvot ovat liian erilaiset ollakseen tilastollisesti merkityksettömät eli niiden välillä on heikko mutta tilastollisesti merkitsevä selityssuhde. Selittävien muuttujien keskinäisriippuvuusongelma eli multikollineaarisuus on ilmiö, joka on syytä huomioida, kun käytetään selittävinä tekijöinä muuttujia, jotka perustuvat toisistaan riippuvaisten muuttujien arvoihin.<sup>23</sup>

Yhtälön (2.7.) mallissa odotetaan, että jäännösmuuttujan  $\varepsilon_t$  keskiarvo ja varianssi on nolla eli  $E(\mu_\varepsilon, \sigma_\varepsilon^2) = 0$ . Näin ei kuitenkaan ole, vaan jäännösmuuttujan keskiarvo on 41,31 ja varianssi taas 1706,52. Tämä tarkoittaa, että jäännösmuuttujan arvot eivät ole jakautuneet täysin satunnaisesti<sup>24</sup> eli malli ei ota huomioon kaikkia tekijöitä, jotka selittävät voiton suhdeluvun  $\varphi'_t$  vaihtelun toimialoit-

22 Marxin mukaan yhtälöiden (2.1.) ja (2.2.) voivat poiketa  $k$ :n toimialan kohdalla toisistaan suurestikin; Ricardon mukaan ne seuraavat toisiaan taas varsin tarkasti (Shaikh 2016, 69, 405–406).

23 von Eye ja Schuster 1998, xii.

tain Suomessa vuonna 1976. Onkin vaarana, että jäännösmuuttujan  $\varepsilon_t$  arvot autokorreloivat, jolloin voidaan puhua sarjakorrelaatiosta (serial correlation).<sup>25</sup> Tämä ongelma voidaan koettaa ratkaista m.m. ottamalla malliin mukaan lisää selittäviä muuttujia ja tarkistamalla aineisto virheiden varalta. Näihin ratkaisuihin ei tässä kohtaa kuitenkaan paneuduta syvällisemmin, sillä taulukossa 2.1. näytetyssä mallissa on kyse poikkileikkausaineistoon perustuvasta esimerkistä, ei tämän tutkimuksen ja paperin kannalta keskeisemmästä aikasarja-analyysistä, joka on tätä kirjoitettaessa vielä pitkälti vaiheessa. Toisin kuin aikasarjojen kohdalla, poikkileikkausaineistojen poisjätettyjen muuttujien ongelmaa (omitted variable problem) ei voida ratkaista sisällyttämällä malliin selitettävän muuttujan aiempien aikapisteiden (vuosien, kuukausien, päivien j.n.e.) arvoja.<sup>26</sup>

Käsillä olevan tutkimuksen kannalta on keskeisempää, miten hyvin lisäarvon suhdeluku  $m'_t$  ja pääoman elimellinen kokoonpano  $k'_t$  selittävät realisoidun voiton suhdeluvun  $\varphi'_t$ , kun sitä selitetään koko kansantalouden mitassa ja pitkittäisaineistossa tutkimuksen kannalta merkityksellisen aikarajauksen puitteissa. Tämä on keskeistä, kun selitetään syitä annetun suhdeluvun eli pääoman keskimääräistuoton muutokselle. Selitettävä suhdeluku on tässä laskettu yhtälön (2.3.) avulla. Muuttujien tausta-aineistoja on käsitelty tarkemmin, kuten aiemmin on todettu, luvussa 1.6.3.3. Malli on laskettu jälleen yhtälön (2.7.) avulla, tällä kertaa sijoittaen muuttujien arvoiksi kuitenkin koko kansantalouden tasoisia keskiarvoja. Tulokset on esitetty seuraavassa taulukossa 2.2. Nollahypoteesina  $H_0$  esitetään jälleen, että regressiomallin kulmakerroinparametrit saavat arvon nolla, eikä selittävien ja selitettävän muuttujan välillä ole täten positiivista tai negatiivista tilastollista yhteyttä. Mallin riskitasoksi on jälleen valittu perinteisesti melkein merkitsevänä pidetty  $p < 0,05$ .

**Taulukko 2.2.** Voiton suhdeluvun selittävät tekijät vuosina 1949–2015

Kertoimet (voiton suhdeluku)	Vakioimattomat muuttujat		Vakioidut muuttujat	$t$	sig.
	$B$	Keskivirhe	Beeta		
Vakio	0,07	0,00	0,00	19,54	$p < 0,000$
$m'_t$	0,13	0,01	0,68	12,80	$p < 0,000$
$k'_t$	-0,01	0,00	-0,92	-17,39	$p < 0,000$

$R^2 = 0,850$  Estimaatin keskivirhe: 0,01

$\mu = 0,000$  Vapausasteet: 63

$\sigma^2 = 0,000$   $F = 157,51, p < 0,000$

Lähde: Tilastokeskus (laskelmat tekijän)

Nähdään, että jo tässä sovellettu, staattinen regressiomalli näyttää selittävän voiton suhdeluvun  $\varphi'_t$  muutokset annetussa aikasarjassa 1949–2015. Malli on tilastollisesti merkitsevä kaikissa kolmessa tapauksessa eli  $t$ -testi tuottaa niiden kohdalla arvon  $p < 0,000$ . Nähdään, että malli on myös verraten selitysvomainen ( $R^2 = 0,850$ ) eli selittävien muuttujien arvojen muutos korreloi selitettävän muuttujan arvojen kanssa 85,0 %:n osalta vuosina 1949–2015. Tämä on linjassa aiemmin esitetyn teorian kanssa ja tukee Marxin selitysmalleja *Pääoman* 3. osassa.<sup>27</sup> Keskeistä on myös se, että yhtälön (2.7.) jäännösmuuttujan  $\varepsilon_t$  keskiarvo ja varianssi saavat arvon nolla eli  $E(\mu, \sigma^2) = 0$ . Vaikka tämä onkin jossain määrin odotettavissa ottaen huomion aineiston pituuden—selittävillä ja selitettävillä muuttujilla on taipumus korreloida sitä vahvemmin, mitä pitemmistä aineistoista on kyse—kerto

24 Jos muuttuja olisi satunnainen, sen saamat arvot jakautuisivat tasan positiivisen ja negatiivisen arvon saaviin lukuihin, jolloin sen keskiarvo ( $\mu$ ) olisi nolla jolloin varianssiakaan ( $\sigma^2$ ) ei voitaisi laskea.

25 Pickup 2016, 24. Esimerkki sarjakorrelaatiosta on se, että  $\varepsilon_t$  korreloi ensimmäisen kertaluvun viiveensä  $\varepsilon_{t-1}$  kanssa

eli  $\text{Corr}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1} | X) \neq 0$ . Itse autokorrelaatiota mitataan yhtälöllä  $\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^T (\varepsilon_t - \bar{\varepsilon})(\varepsilon_{t-1} - \bar{\varepsilon})}{\sum_{t=2}^T (\varepsilon_t - \bar{\varepsilon})^2}$ , jossa summamuuttu-

jien yläraja  $T =$  kaikkien aikasarjan arvopisteiden summa, muuttujan alaraja  $i = 2$  osoittaa, että yhtälöllä voidaan laskea vähintään kahdelle aikapisteelle ja  $\bar{\varepsilon}$  on jäännösmuuttujien arvopisteiden keskiarvo.

26 Ibid., 14.

27 Marx 1976 [1894], 162, 166, 167–168, 177, 215, 234.



se myös, ettei mallissa ole huomioimattomia selitystekijöitä, jotka vaikuttaisivat sen selitysvoimaisuuteen. Jäännösmuuttuja  $\varepsilon_t$  on siis todella satunnaisjakautunut. Beetamuuttujan kohdalla nähdään, että lisäarvon suhdeluku korreloi voiton suhdeluvun kanssa positiivisesti (beeta = 0,68) ja elimellinen kokoonpano negatiivisesti (beeta = -0,92). Tämäkin on aiemmin käsitellyn teorian mukaista; mitä korkeammaksi keskimääräinen pääoman elimellinen kokoonpano Marxin mukaan kasvaa, sitä alemmas samoin keskimääräinen voiton suhdeluku laskee.<sup>28</sup>

Tässä alaluvussa esitelty alustavat laskelmat ovat näyttäneet, miten hyvin valittu regressiomalli yhtälössä (2.7.) selittää voiton suhdeluvun  $\varphi'_t$  eli pääoman keskimääräistuoton Suomessa toimialoittain vuonna 1976 ja aggregaattitasolla vuosina 1949–2015. Seuraavaksi tuleekin katsoa, miten hyvin mallin selitettävän tekijän avulla voidaan puolestaan selittää aiemmin määritelty tuotannon tekijätulonjako  $X'_t = \frac{\kappa_t}{l_t}$ , jossa  $\kappa_t$  = pääomatulot ja  $l_t$  = palkat ja palkkiot.

### IIIB. PÄÄOMAN TUOTTO JA TUOTANNONTEKIJÄTULONJAKO

Tässä alaluvussa päästään itse paperin ja tekeillä olevan väitöskirjatutkimuksen keskeisimmän sisälön pariin. Alaluvun otsikossa määritellyn selityssuhteen laskemiseksi tarvittut tekijät on määritelty alaluvussa I. Laskemiseksi tarvittut yhtälöt on taas esitetty luvussa II. (yhtälöt (2.4.), (2.5.) ja (2.6.)). Yhtälössä (2.7.) on aiemmin määritelty voiton suhdeluvun  $\varphi'_t$  selittämiseksi käytetty staattinen regressiomalli. Hieman samantapaista mallia voidaan koettaa myös mainitun suhdeluvun ja tuotannon tekijätulonjaon  $X'_t$  selvittämiseksi, kun oletetaan, että suhdeluvun ja tulonjaon välillä on lineaarinen selityssuhde. Tällä kertaa mallissa käytetään kuitenkin selittävän muuttujan viiveellistä arvoa  $\varphi'_{t-1}$ , joka kuvaa sitä, miten vuoden  $t$  tuotannon tekijätulonjako  $X'_t$  selittyy vuoden  $t-1$  pääoman keskimääräistuoton avulla; joka vuoden pääomatulot kun maksetaan aina edellisen vuoden tuloksen perusteella.<sup>29</sup> Mallissa on kyse aiemmin mainitusta äärellisesti jakautuneen viiveen regressioyhtälöstä tai FDL-mallista (finite distributed lag). Se kirjoitetaan muotoon

$$X'_t = \beta_0 + \beta_1 \varphi'_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.1)$$

jonka muuttujat ovat samat kuin aiemmin määritetyt. Selittävän muuttujan  $\varphi'_{t-1}$  arvo perustuu sille, että pääoman tuottoon, voittoon, perustuvat pääomatulot—tässä korot ja osingot—maksetaan aina *edellisen* vuoden tuloksen perusteella. Jäännösmuuttuja  $\varepsilon_t$  on mallissa aina kulloisenkin vuoden  $t$  arvolla, sillä tuotannon tekijätulonjaon  $X'_t = \frac{\kappa_t}{l_t}$  osoittajan  $\kappa_t$  muotoutumiseen liittyy aina suuri yritysten harkintavaltaa, johon vaikuttavia tekijöitä ovat puolestaan m.m. kulloinenkin yhteisö- ja pääomaverotus sekä korkotaso, joista jälkimmäistä puolestaan sääntelee pääoman keskimääräinen tuottoaste.<sup>30</sup> Nyt käsiteltävää regressiomallia koetellaan nollahypoteesia  $H_0$  vasten, jonka mukaan  $t$ -testi tuottaa selittävän muuttujan kulmakerroinparametrin  $\beta_1$  arvoksi nolla, eikä selittävän ja selitettävän muuttujan välillä ole täten tilastollisesti merkitsevää (eikä vahvaa) korrelaatiota. Analyysin riskita-

28 Aihetta on käsitelty täsmällisemmin luvussa XXX.

29 Korkeiden kohdalla on syytä huomioida, että ne tuottavat paljon tasaisemman tulovirran saajilleen kuin osingot. Tekeillä olevan tutkimuksen kannalta keskeisellä aikavälillä korot ovat olleet selvästi merkittävämpi pääomatulolaji kuin osingot. Korot ja osingot ovat toisilleen jossain määrin vastakkaiset tulomuodot—mitä suurempi korkotaso, sitä kannattavampaa pääomatulonsaajien on hankkia tuloa myöntämällä luottoa, ja mitä matalampi korkotaso on, sitä edullisempaa on merkitä osakkeita ja odottaa niille osinkoa.

30 Shaikh 2016, 451.

soksi on jälleen valittu melkein merkitsevä  $p < 0,05$ .<sup>31</sup> Yhtälön (3.1.) pohjalta tehdyn regressioanalyysin tulokset on esitelty taulukossa 3.1.<sup>32</sup>

**Taulukko 3.1.** Voiton suhdeluku ja tuotannontekijätulonjako vuosina 1960–2015

Kertoimet (voiton suhdeluku)	Vakioimattomat muuttujat		Vakioidut muuttujat	$t$	sig.
	$B$	Keskivirhe	Beeta		
Vakio	0,37	0,11	0,00	3,44	$p < 0,001$
$\varphi'_{t-1}$	-5,02	2,27	-0,29	-2,21	$p < 0,031$

$R^2 = 0,080$  Estimaatin keskivirhe: 0,21

$\mu = 0,040$  Vapausasteet: 54

$\sigma^2 = 0,002$   $F = 4,89, p < 0,031$

Lähde: Tilastokeskus (laskelmat tekijän)

Nähdään, että analyysin tilastollinen merkitsevyys mahtuu kummankin muuttujan kohdalla valitun riskitason puitteisiin eli  $p < 0,05$ . Merkitsevyys ei kuitenkaan ole varsinkaan selittävän tekijän  $\varphi'_{t-1}$  kohdalla samaa tasoa kuin taulukossa 2.2., jossa tuolloin selitettävänä olleen voiton suhdeluvun nähtiin selittyvän tilastollisesti merkitsevällä tasolla kummankin selittäjämuuttujan  $m'_t$  ja  $k'_t$  tapauksessa. Nähdään myös, että korrelaatiokertoimen neliö on hyvin pieni eli  $R^2 = 0,080$ . Näin ollen voiton suhdeluku  $\varphi'_{t-1}$  näyttääkin selittävän tuotannontekijätulonjaosta  $X'_t$  vain noin kahdeksan prosenttia vuosina 1960–2015. Mallin jäännösmuuttuja  $\varepsilon_t$  ei ole täysin satunnaisesti jakautunut, vaan sen keskiarvo ja varianssi poikkeavat nolasta ( $\mu = 0,040$ ;  $\sigma^2 = 0,002$ ). Näin ollen käytetty malli (3.1.) jättää huomiotta tekijän tai tekijöitä, jotka vaikuttavat sen selitysvoimaisuuteen ja tilastolliseen merkitsevyyteen, vaikka  $E(\mu_\varepsilon, \sigma_\varepsilon^2) = 0$  poikkeakaan nolasta vain vähän. Jäännösmuuttujan arvojen autokorrelaation eli sarjakorrelaation mahdollisuutta ei voida tässä yhteydessä sulkea pois.

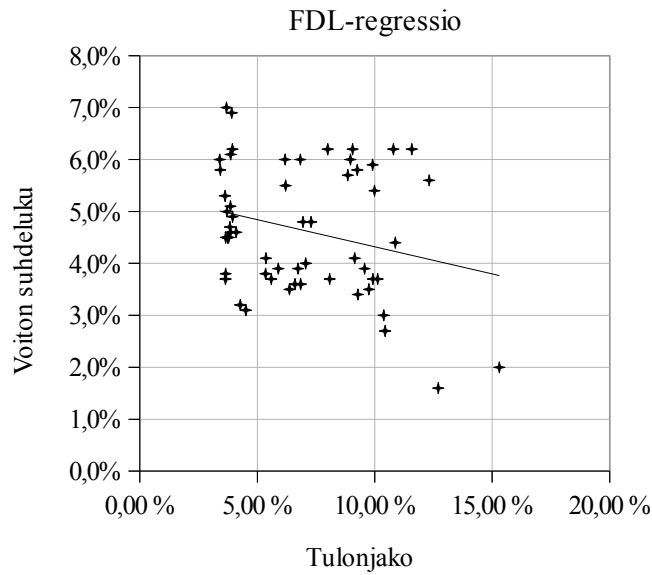
Taulukon 3.1.  $R^2$  kertoo, että mallin pohjalta piirrettävän koordinaatiston pysty- ja vaaka-akselien diagonaalisuoralle asettuu vain hyvin pieni joukko arvopisteitä (data points). Tämä nähdään kuvaajasta 3.1. Samalla kuvaaja näyttää, että regressiosuoran trendi on itse asiassa hieman negatiivinen; mitä matalampi voiton suhdeluku, sitä korkeamman arvon tuotannontekijätulonjaon mitta  $X'_t = \frac{K_t}{I_t}$  mallissa saa.<sup>33</sup> Regressiosuoran yhtälöstä nähdään, että sen trendin kulmakerroin on kuitenkin hyvin loiva, aivan kuten on nähty taulukosta 3.1.

31 Kuten aiemminkin, on selvää, että niin nollahypoteesin kuin riskitasonkin valintaan liittyy suuri määrä mielivaltaa sekä totunnaisuuksia, jotka liittyvät valittuihin malleihin ja olettamuksiin. Varsinkin historiallisen tutkimuksen kannalta riskitason valinnalla on suhteellisen vähän yhteiskunnan nykyhetkeen ja -tilaan liittyviä vaikutuksia.

32 Nähdään, että taulukon 3.1. aikasarjat alkavat vuodesta 1960, vaikka regressiomalli perustuukin selittävän muuttujan viiveelliseen arvoon ( $\varphi'_{t-1}$ ). Näin on voitu tehdä, koska tätä tutkimusta tehtäessä keskimääräisen voiton suhdeluvun aikasarja on voitu ulottaa aina vuoteen 1949, jolloin vuodesta 1960 alkavan sarjan selittävän muuttujan viiveeksi on voitu valita vuoden 1959 arvo.

33 Tulomomenttikorrelaatiokertoimen neliö  $R^2$  näyttää vain sen, miten suuren osan annettu regressiomalli selittää selitettävän muuttujan arvosta verrattuna estimaattiin. Toisin kuin korrelaatiokerroin  $R$ , se ei näytä korrelaation etumerkkiä tai suuntaa (ks. von Eye ja Schuster 1998, 25–26).

Kuvaaja 3.1. Voiton suhdeluku ja tuotannontekijätulonjako, 1960–2015

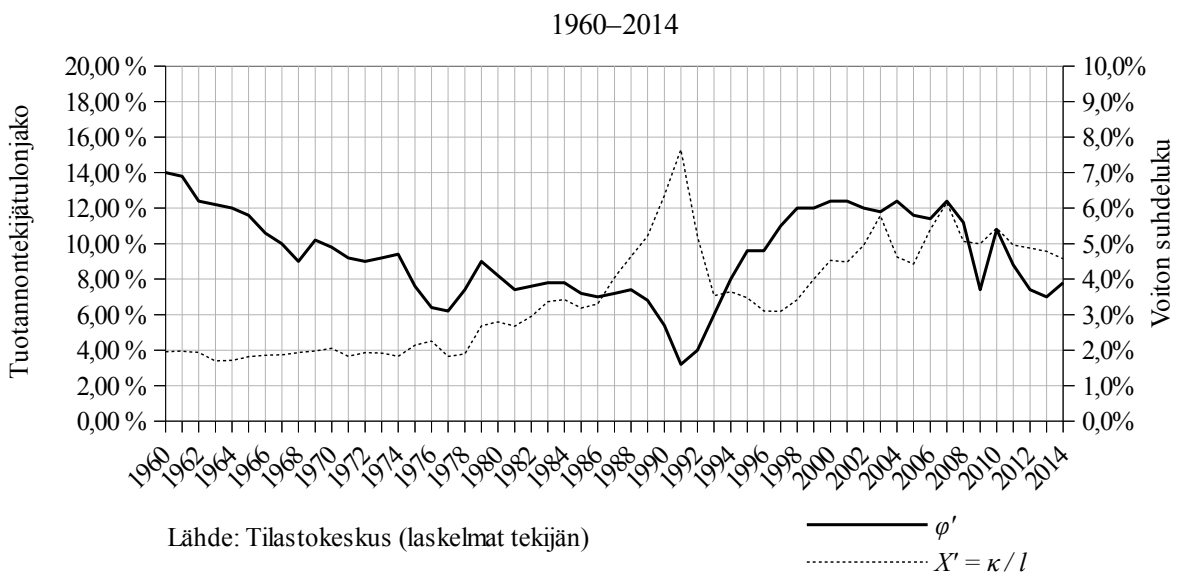


$$X'_t = 0,054 - 0,105\varphi'_{t-1} + 0,210\varepsilon_t$$

$$R^2 = 0,080 \quad p < 0,031$$

Kuvaajassa 3.1. esitelty regressioyhtälön (3.1.) tulos tuntuu alkuun odottamattomalta. Miten pääomatulojen  $\kappa_t$  suhde ansiotuloihin  $l_t$  voi kasvaa, mikäli pääoman keskimääräistuotto, voiton suhdeluku  $\varphi'_{t-1}$  on laskenut edellisenä vuonna? Toisin sanoen, miten yritysten osinkojen ja korkojen maksuvara olisi voinut kasvaa, vaikka niiden keskimääräinen tulos on pienentynyt? Eikö pikemminkin olisi niin, kuten annetun mallin hypoteesissa, että osingot ja korkotulot—toimintaylijäämään eli liikevoittoon eli lisäarvoon  $m$  perustuvat pääomatulot—korreloisivat positiivisesti voiton suhdeluvun keskiarvon kanssa? Näin voidaan kuvaajan 3.2. nähdä käyneen erityisesti 1990-luvun lamavuosina.

Kuvaaja 3.2. Voiton suhdeluku ja tuotannontekijätulonjako



Kuvaajan 3.2. vasemmanpuoleisella pystyakselilla kulkee tuotannontekijätulonjakoa kuvaavan suhdeluvun  $X'_t$  käyrä ja oikeanpuoleisella akselilla puolestaan voiton suhdeluvun  $\varphi'_{t-1}$  sarja. On tärkeää

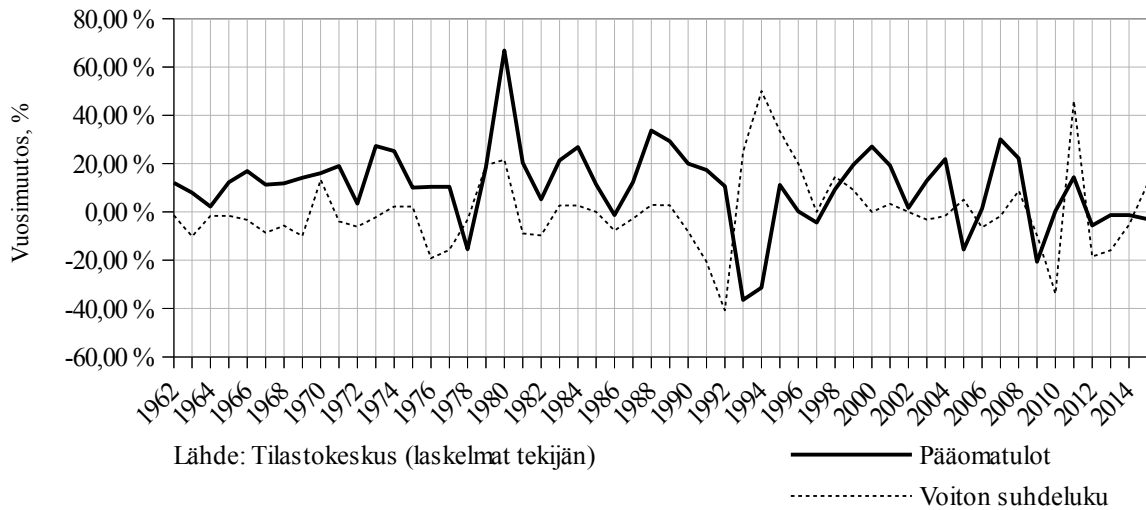
huomata, että akseleiden asteikot poikkeavat toisistaan kaksinkertaisesti. Tämän puitteissa voimme kuitenkin päätellä silmämääräisesti, että sarjojen trendit ovat poikenneet toisistaan varsin selvästi sarjojen alkupuolella, vuosina 1960–78 ja sarjojen puolivälissä, vuosina 1979–94. Sarjojen alkupuoliskolla tuotannontekijätulonjako on säilynyt varsin trendittömänä. Vuosien 1975–7 taantumän jälkeen pääomatulojen suhde ansioihin alkoi kasvaa selvästi. Vuosina 1986–91 pääomatulojen, tässä korkojen ja osinkojen, suhde ansiotuloihin kasvoi liki räjähdysmäisesti laskien vielä nopeammin vuosina 1992–8. On huomattava, että pääomatulojen  $\kappa_t$ , yhtälön  $X'$  osoittajan, suhteellinen kasvu voi perustua myös ansiotulojen  $l_t$ , yhtälön nimittäjän, suhteellisen supistumiseen. Näin vaikuttaa tilastojen perustella käyneen. Ansiotulot nimittäin poikkesivat Suomessa vuosina 1991–6 niiden kasvutrendistä keskimäärin noin 10,5 prosentilla. Pääomatuloista osingot poikkesivat taas trendistään vuosina 1992–5 keskimäärin noin 30,3 prosenttia. Korkotulot—historiallisesti suhteessa ja absoluuttisesti merkittävin pääomatulolaji vuosina 1960–96—taas alkoivat supistua trendinomaisesti vuonna 1993, eivätkä ole koskaan palanneet aiemmalle kasvutrendilleen. Yhtälön (2.2.) mukaisesti toimialoittain jakautuneeseen lisäarvoon  $m$  perustuvista, tuotannontekijäperustaisista pääomatuloista osingot ovat sittemmin syrjäyttäneet korkotulot merkittävimpänä tulolajina.

On selvää, että yhtälön (3.1.) regressiomalli on ristiriidassa aiemmin tehtyjen olettamusten kanssa. Voiton suhdeluku ei vaikuta selittävän tuotannontekijätulonjakoa kovin voimallisesti annettujen aikasarjojen puitteissa. Kuten on aiemmin todettu, osinkoihin ja korkoihin vaikuttaa mahdollisesti suuri joukko tekijöitä, joita ei voida palauttaa voiton suhdelukuun  $\varphi'_{t-1}$ . Vaihtoehtoisista sijoituskohteista saatavat tuotto-odotukset ohjaavat sijoituksia parhaan tuoton perässä. Ennen vuotta 1997 korkotulot olivat Suomessa selvästi suuremmat kuin osinkotulot. Toisin sanoen erilaiset velkakirjat ja muuta korkotuloa tuottaneet sijoitusvälineet ovat antaneet sijoitetulle pääomalle paremman vuosikatteen kuin osakkeita merkitsemällä. Tämä on perustunut paitsi siihen, että jaettujen osinkojen suhde liikevoittoon oli ennen 1980–90-lukujen taitevuosia suhteellisen matala, ja siihen, että suuri osa yritysten hankkimasta rahoituksesta perustui niiden omien liikevoittojen lisäksi vieraaseen pääomaan, kuten pankkien myöntämiin investointilainoihin.<sup>34</sup> Näin ollen annetun regressiomallin (yhtälö (3.1.)) ulkopuolelle jää suuri määrä ns. eksogeenisiä trendimuuttujia, jotka tulee ottaa huomioon myöhemmässä tutkimuksessa. Sanottua voidaan selventää vielä seuraavan kuvaajan 3.3. avulla, jossa kulkevat rinnakkain voiton suhdeluvun  $\varphi'_t$  ja pääomatulojen  $\kappa_t$  vuosimuutokset.

34 Jaakko Lassila, Pääomatuotto ja pääomakustannukset. *Kansantaloudellinen aikakauskirja* 1/1968, 1–14, 11; Veikko Jääskeläinen, Verotuksen vaikutus yritysten osingonjakopolitiikkaan. *Kansantaloudellinen aikakauskirja* 1/1968, 15–26, 15–16, 25–26.

### Kuvaaja 3.3. Voiton suhdeluvun ja pääomatulojen vuosimuutos

1962–2015



Kuvaajassa 3.3. kulkevat rinta rinnan hieman täsmällisemmin ilmaistuna voiton suhdeluvun  $\varphi'_{t-1}$  ja  $\kappa_t$  vuosimuutos. Voiton suhdeluvun vuosimuutos kuvaa aina vuoden  $t-1$  lukemaa. Tämän perusteena on, kuten aiemminkin, se tosiasia, että pääomatulot perustuvat aina *edellisen* vuoden liikevoittoihin eli yritysten tuloksiin ennen veroja ja tuloksesta maksettavia osinkoja, korkoja yms. tuloja. Nähdään, että voiton suhdeluvun  $\varphi'_t$  vuosimuutoksen ja pääomatulojen  $\kappa_t$  muutoksen välillä on ollut suurta hajontaa, eikä näistä muuttujista jälkimmäinen ole seurannut ensimmäistä aina kovinkaan täsmällisesti.<sup>35</sup>

Yhtälöt (2.2.) ja (2.3.) osoittavat, että yleisessä, keskimääräinen voiton suhdeluku  $\varphi'_t$  voi olla autoregressoitava eli sen edellisen vuoden arvot voivat selittää osin sen tarkasteltavien vuosien arvoa. Mikäli jokin toimiala  $k$  on kilpailukykyinen suhteessa muihin aloihin, voi sen saama lisäarvosumma  $m_k$  poiketa sen yhtälön (2.1.) perusteella muutoin saamasta lisäarvosta nk. lisävoiton veran.<sup>36</sup> Tämä lisävoitto voidaan taas sijoittaa työn tuottavuutta kasvattavasti, joka ylläpitää ko. toimialan kilpailukykyisyyttä, vaikka sen pääoman elimellinen kokoonpano  $k'$  kasvaisikin muita toimialoja nopeammin. Koko kansantalouden tasolla tällä ei ole merkitystä, sillä aggregaattisuureiden

$\frac{\sum_{i=1}^n m_i}{\sum_{j=1}^n C_{t-1}}$  keskinäiset suhteet eivät muutu lisäarvon toimialoittaisen uusjaon seurauksena. Lisäar-

von  $m_i$  jakautuminen yhtälön (2.2.) mukaisesti tarkoittaa kuitenkin sitä, että keskimääräisen voiton suhdeluvun  $\varphi'_t$  edellisen vuoden arvo  $\varphi'_{t-1}$  voi selittää sen seuraavan vuoden arvon.

Sama pätee myös tuotantotekijätuloihin. Edellisenä vuonna saatu pääomatulo  $\kappa_{t-1}$  voi selittää seuraavana vuonna saadun pääomatulon  $\kappa_t$ , koska myös pääoman tuoton arvo  $\varphi'_{t-1}$  voi selittää sen tulevan vuoden arvon  $\varphi'_t$ . Tämä perustuu ensimmäisten kohdalla siihen, että yritys, joka jakaa omistajilleen osinkoja ja maksaa heille korkoja, voi saada tämän saman tulon takaisin itselleen sijoituksina, jotka ylläpitävät sen suhteellista kilpailukykyä ja tulosta. Lisäksi yritykset voivat pyrkiä osingonjaossaan suunnitelmallisuuteen ja ennakoitavuuteen kilpaillessaan sijoittajien pääomista.

35 Sarjojen kovarianssi on -0,001.

36 Marx 1976 [1894], 234: »[k]apitalisti, joka käyttää parannettuja, mutta ei vielä yleistyneitä tuotantomenetelmiä, myy alle markkinahinnan, mutta yli yksilöllisen tuotantohinnan; näin ollen voiton suhdeluku nousee hänen kohdallaan kunnes kilpailu on sen tasapainoittanut [sic].» Marxin määrittelemään markkinahintaan perustuvaa voiton suhdelukua on tässä yhteydessä operationalisoitu muuttuja  $\varphi'_t$ .

Jälkimmäisen kohdalla kyse on taas siitä, että yritykset ja toimialat, joiden suhteellinen hintakilpailukyky on verrokkejaan parempi (ja jotka ylläpitävät kilpailukykyään suhteellisesti laajemmalla koneistuksella eli »pääomaintensiteetillä»), pystyvät »kaappaamaan» koko kansantalouden lisäarvosta  $m$  itselleen suhteessa suuremman osuuden kuin yhtälön (2.1.) nojalla olisi muutoin mahdollista. Tämä mekanismi on esitetty matemaattisesti yhtälössä (2.2.), joka kertoo, miksi toimialat ja niillä toimivat yritykset, joiden keskimääräinen pääomakokoonpano  $k'$  on suhteellisen korkea, voivat ylläpitää suhteellisen korkeaa voiton suhdelukua  $\varphi'$  tämän kokoonpanon suhteellisesta korkeudesta ja sen kasvusta *huolimatta*.<sup>37</sup>

Yhtälön (3.1.) mallin selitysvoimaisuutta ja merkittävyyttä voidaan parantaa ottamalla malliin mukaan selittävän ja selitettävän muuttujan viiveitä sen selittäjiksi. Toisin sanoen mallissa otetaan voiton suhdeluvun  $\varphi'_{t-1}$  viiveet ( $\varphi'_{t-2}$  ja  $\varphi'_{t-3}$ ) ja selitettävän muuttujan  $X'_t$  viive ( $X'_{t-1}$ ) sen selittäjiksi eli oletetaan, että muuttujien edellisen vuosien arvot selittävät niiden tulevien vuosien arvoja. Tätä mallia kutsutaan autoregressiiviseksi jakautuneen viiveen (autoregressive distributed lag) eli ADL-malliksi.<sup>38</sup> Mallissa on siis aiemman yhden selittävän ja selitettävän tekijän (sekä jäännöksen) lisäksi kaksi muuta selittävää muuttujaa eli  $\varphi'_{t-2}$  ja  $X'_{t-1}$ . Tämä kirjoitetaan yhtälöön (3.2.).

$$X'_t = \alpha_0 + \alpha_1 X'_{t-1} + \beta_1 \varphi'_{t-1} + \beta_2 \varphi'_{t-2} + \beta_3 \varphi'_{t-3} + \varepsilon_t, \quad (3.2.)$$

jossa lävistäjä- ja kulmakerroinparametrit  $\alpha_0$  ja  $\alpha_1$  viittaavat siihen, että  $X'_t$ :n keskiarvo ei ole nolla toisin kuin staattisissa tai äärellisesti jakautuneen viiveen FDL-regressiomalleissa. Yhtälön (3.2.) regressiomallin nollahypoteesina on jälleen, että  $t$ -testi tuottaa selittäville muuttujille arvon nolla eli muuttujien kulmakerroinparametrit saavat arvon nolla eli niiden ja selitettävien muuttujien välillä ei ole tilastollisesti merkitsevää korrelaatiota ( $H_0: \beta_n = 0$ ). Riskitasoksi on valittu yhä  $p < 0,05$  eli mallin tulee selittää tuotannontekijätulonjaon muutos 95,0 %:n todennäköisyydellä.

**Taulukko 3.2.** Voiton suhdeluku ja tuotannontekijätulonjako Suomessa 1960–2013

Kertoimet (tuotannontekijätulot)	Vakioimattomat muuttujat		Vakioidut muuttujat	$t$	sig.
	$B$	Keskivirhe	Beeta		
Vakio	0,00	0,01	0,00	0,776	$p < 0,776$
$\varphi'_{t-1}$	-0,06	0,30	-0,02	0,847	$p < 0,847$
$\varphi'_{t-2}$	0,49	0,41	0,20	0,238	$p < 0,238$
$\varphi'_{t-3}$	-0,34	0,29	-0,14	0,247	$p < 0,247$
$X'_{t-1}$	0,92	0,06	0,93	0,000	$p < 0,000$

$R^2 = 0,840$  Estimaatin keskivirhe: 0,01

$\mu = 0,000$  Vapausasteet: 53

$\sigma^2 = 0,000$   $F = 64,93, p < 0,000$

Lähde: Tilastokeskus (laskelmat tekijän)

Taulukosta nähdään, että selittävästä tekijöistä tuotannontekijätulonjaon viive  $X'_{t-1}$  on ainoa tilastollisesti merkitsevä saadessaan  $t$ -testin tuloksena  $p$ -arvon  $< 0,000$ . Tämä nähdään myös  $B$ :n ja beetan kertoimesta, jotka saavat arvot 0,92 ja 0,93. Muut selittäviksi tekijöiksi valitut muuttujat eli voiton suhdeluvun ensimmäisen, toisen ja kolmannen kertaluvun viiveet ( $\varphi'_{t-1}$ ,  $\varphi'_{t-2}$  ja  $\varphi'_{t-3}$ ) eivät selitä tuotannontekijätulonjakoa tilastollisesti merkitsevällä tasolla. Analyysin oletamus jäännösmuuttujan  $\varepsilon_t$  keskiarvon ja varianssin arvosta nolla,  $E(\mu_\varepsilon, \sigma_\varepsilon^2) = 0$ , pitää paikkansa eli jäännös on satunnaisjakautunut. Koska mallissa ei näin ollen ole selittämätöntä, jäännösmuuttujasta johtuvaa varianssia, tuottaa  $F$ -testi  $p$ -arvon  $< 0,000$ .<sup>39</sup> Taulukon 3.2. mallin selitysvoima on selvästi parempi kuin taulukossa 3.1., sillä korrelaatiokertoimen neliö  $R^2$  saa arvon 0,840 eli malli selittää tuotannontekijätu-

37 Pääoman elimellisen kokoonpanon  $k'$  vaikutuksesta voiton suhdelukuihin  $p'$  ja  $\varphi'$  lisää luvussa XXX.

38 Pickup 2016, 81.

lonjaon muutoksesta 84,0 %:a vuosina 1960–2013.<sup>40</sup> Mallissa on kuitenkin vain yksi selittävä muuttuja,  $X'_{t-1}$ , joka on tilastollisesti merkitsevä. Toisin sanoen tuotannontekijätulonjaon  $X'_t$  muotoutuminen vaikuttaa autoregressiiviseltä prosessilta—tulonjaon edellisten vuosien  $t-1$ ,  $t-2$ , ...,  $t-n$  arvot selittävät sen muutoksen toisin kuin voiton suhdeluvun  $\varphi'_t$  muutokset. Annettu ensimmäisen kertaluvun autoregressiivinen prosessi (AR(1)) voidaan kirjoittaa yhtälöön (3.3.).

$$X'_t = \beta_0 + \beta_1 X'_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.3.)$$

jossa selittävä muuttuja  $X'_{t-1}$  on selitettävän muuttujan  $X'_t$  viive eli sen edellisen vuoden arvo. Prosessin nollahypoteesina on jälleen, että selitettävän muuttujan kulmakerroinparametri on nolla ( $H_0: \beta_1 = 0$ ). Riskitasoksi on jälleen valittu entuudestaan tuttu  $p < 0,05$  eli mallin odotetaan selittävän riippuvan eli selitettävän muuttujan  $X'_t$  arvon 95,0 %:n todennäköisyydellä.

**Taulukko 3.3.** Tuotannontekijätulonjako Suomessa 1960–2014

Kertoimet (tuotannontekijätulot)	Vakioimattomat muuttujat		Vakioidut muuttujat	<i>t</i>	sig.
	<i>B</i>	Keskivirhe	Beeta		
Vakio	0,01	0,00	0,00	1,73	$p < 0,090$
$X'_{t-1}$	0,91	0,06	0,91	16,15	$p < 0,000$

$R^2 = 0,830$  Estimaatin keskivirhe: 0,01

$\mu = 0,000$  Vapausasteet: 53

$\sigma^2 = 0,000$   $F = 260,94, p < 0,000$

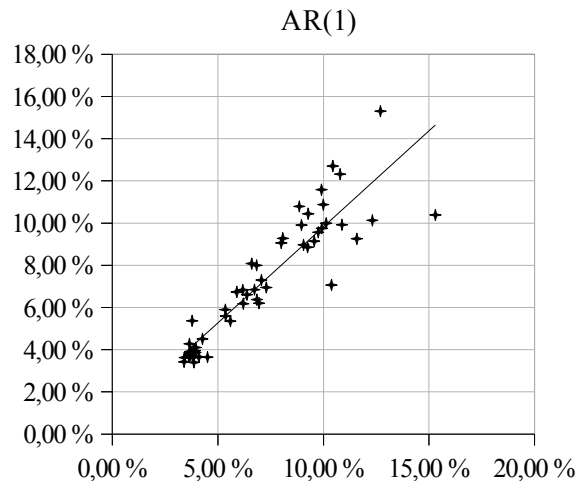
Lähde: Tilastokeskus (laskelmat tekijän)

Taulukosta 3.3. nähdään, että selittäväksi muuttujaksi valitun selittävän muuttujan  $X'_t$  viiveen  $X'_{t-1}$  kulmakerroinparametrin  $\beta_1$  arvo poikkeaa nolasta tilastollisesti merkitsevällä todennäköisyydellä ( $p < 0,000$ ). Yhtälön (3.3.) malli on myös tilastollisesti suhteellisen selitysvoimainen ( $R^2 = 0,830$ ). Mallin jäännösmuuttujan  $\varepsilon_t$  keskiarvo ja varianssi ovat nolla, joten regressioyhtälön jäännös on todella satunnaisesti jakautunut. Tämä nähdään myös koordinaatistossa.

39 Yksinkertaisessa regressiomallissa  $F$ -testi tuottaa arvon, joka suhteuttaa osoittajassa vapausasteilla painotetun, selitetyn varianssin määräyskertoimella  $r^2$  (coefficient of determination) painotettuun nimittäjän selittämättömään varianssiin. Tämä kirjoitetaan yhtälöön  $F = \frac{r^2(n-2)}{1-r^2}$ , jossa  $n$  = vapausasteiden määrä ja  $r^2$  = määräyskerroin eli se osuus selittävän ja selitettävän muuttujan välisestä varianssista, joka otetaan mallissa huomioon (von Eye ja Schuster 1998, 25–26).

40 On huomattava, että viiveiden ottaminen mukaan malliin lyhentää aikasarjoja niiden loppupäästä.

Kuvaaja 3.4. Tuotannontekijätulojen autoregressiivisyys, 1960–2014



$$X'_t = 0,007 + 0,909X'_{t-1} + 0,010\varepsilon_t$$

$$R^2 = 0,830 \quad p < 0,000$$

Koordinaatistosta havaitaan, että mallissa on heteroskedastisuutta eli pysty- ja vaaka-akseleiden arvopisteiden etäisyys regressiosuorasta kasvaa sitä enemmän, mitä kauemmas origosta edetään. Tämä tarkoittaa käsiteltävän ensimmäisen kertaluvun autoregressiomallin kannalta sitä, että perättäisten vuosien muutokset ovat olleet sitä jyrkempiä, mitä korkeampia arvoja selitettävä muuttuja on saanut perättäisinä vuosina  $X'_{t-1}$  ja  $X'_t$ . Samalla se tarkoittaa sitä, että mallin keskivirhe kasvaa origosta edettäessä, mikä tarkoittaa, että  $F$ - ja  $t$ -testin tulokset vääristyvät. Pitkällä aikavälillä kuvaajan 3.4. regressiomalli palautuisi tasapainoon yhtälön  $\beta_0 = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1}$  mukaisesti saaden arvon 0,077, kun

sen jäännösmuuttujan  $\varepsilon_t$  keskiarvo ja varianssi ovat nolla.<sup>41</sup> Mikään muuttuja ei kuitenkaan voi todellisuudessa olla oma, selittävä syynsä—varsinkaan, kun on syytä olettaa, että voiton suhdeluku  $\varphi'_t$  asettaa rajoitteen sille liikkumavaralle, jonka puitteissa pääomatuloja  $\kappa_t$  on mahdollista pitkällä aika-

välillä maksaa.<sup>42</sup> Tämä voidaan havainnollisuuden vuoksi esittää yhtälössä  $\kappa_t = \int_0^{\varphi'_{t-1}} \varphi'_{t-1} \times C_{t-2}$ ,

jossa vuonna  $t$  saatujen pääomatulojen  $\kappa_t$  ylärajana on edellisen vuoden pääoman tuotto  $\varphi'_{t-1} \times C_{t-2}$ . Näin ollen onkin löydettävä jokin toinen tekijä tai joukko tekijöitä, joka selittäisi tuotannontekijätulon  $X'_t$ , ja joka olisi samanaikaisesti selitettävissä pääoman tuottoasteella, käytännössä jollakin sen viivearvolla. Tarvitaan siis malli, jossa aiemman oletuksen  $X \rightarrow Y \equiv \varphi'_{t-1} \rightarrow X'_t$  sijaan selityssuhde on mallia  $X \rightarrow Y \rightarrow Z$ , jossa ensimmäinen ja viimeinen tekijä ovat  $\varphi'_{t-1}$  ja  $X'_t$ , ja keskimmäinen tekijä  $Y$  on tuntematon.

Kuten on todettu, jonkin vuoden  $t$  pääomatulot  $\kappa_t$  voivat vaihdella nollan ja koko kansantalouden kokonaisvoiton välillä. Samaan aikaan on kuitenkin niin, etteivät yritykset voi antaa tämän summan kasautua vuodesta toiseen, vaan se on joko sijoitettava uudestaan tai jaettava omistajille osinkoina. Joka tapauksessa sitä on käytettävä myös lainanlyhennykseen eli tuottamaan pääomatuloa lainoittajille. Koska 1960–80-luvulla korkotulot olivat suhteessa merkittävämpi pääomatulojen laji kuin osingot, eivät yritykset ole voineet viivästyä voittojensa käyttöä lainanlyhennykseen ja kor-

41 Pickup 2016, 72,78.

42 Lyhyellä aikavälillä yritykset voivat totta kai pitäytyä osingonjaosta tai maksaa (lainasopimuksen puitteissa) vain korkoa, ei itse lainanpalautusta. Pitemmän päälle yritysten omistajat pyrkivät kuitenkin hyvin yleisellä tasolla saamaan sijoituskohteestaan säännöllistä pääomatuloa, eikä yrityksien kannata pitää kovin suuria käteisvarantoja eli pidättää liikevoittojaan sijoittamatta niitä tuotantoon, toisiin yrityksiin tai olla maksamatta niitä osinkoina, lainanlyhennyksinä j.n.e.



koihin kuin tiettyyn, tässä vielä määrittämättömään rajaan asti. Tuleekin selvittää, minkä ajan sisällä muutokset voiton suhdeluvussa  $\varphi'_t$  ovat korreloineet tuotannontekijätulonjaon  $X'_t$  kanssa ja minkä välittävän selitystekijän (so., tekijän, joka selittyy voiton suhdeluvulla ja selittää tuotannontekijätulonjaon) kautta.

Tähän mennessä on oletettu, että tuotannontekijätulonjako  $X'_t$  korreloi voiton suhdeluvun eli pääoman keskimääräisen tuottoasteen  $\varphi'_{t-1}$  kanssa siten, että tekijöistä jälkimmäinen selittää ensimmäisen. On nähty, ettei tämä hypoteesi ole pitänyt empiirisessä tarkastelussa. Tuotannontekijätulonjaon mitta  $X'_t$  on korreloinut tähänastisissa malleissa parhaiten oman viiveensä  $X'_{t-1}$  kanssa. On kuitenkin mahdollista, että  $X'_t$  selittyy jonkin toisen, pääomatulojen ja pääoman suhdetta kuvaavan muuttujan kanssa. Toisena mahdollisuutena on, että voiton suhdeluku  $\varphi'_t$  selittää tuotannontekijätulonjaon epäsuoremmin, esimerkiksi vuoden  $t-2, t-3, \dots, t-n$  arvolla tai jonkin aikavälin keskiarvon

$\bar{\varphi}'_{t \rightarrow n} = \frac{\sum_{i=1}^n \varphi'_i}{n}$  puitteissa, jossa  $n$  = vuosien lukumäärä ja summamuuttujan ylä- ja alarajat kuvaavat aikapisteitä  $n:n$  ollessa yläraja. Tällaisena muuttujana on koeteltu pääomatulojen ja pysyvän pääomakannan suhdelukua eli tässä palautetun pääoman suhdeluvuksi kutsuttua muuttujaa,

$$\kappa'_t = \frac{\sum_{i=1}^n \kappa_t}{\sum_{i=1}^n c_{t-1}}, \quad (3.4.)$$

jossa  $c_{t-1}$  on kansantalouden pääomakanta vuoden  $t-1$  arvolla ja summamuuttujien ala- ja ylärajat viittaavat toimialoihin. Yhtälö (3.4.) mittaa saatujen pääomatulojen—korkojen ja osinkojen—suhdetta (pysyvään) pääomakantaan eli näyttää, miten suuri osa sijoitetusta pääomasta on palautettu kuluvana vuonna verrattuna edellisen vuoden kantaan. Tiedetään, että pääomatulot  $\kappa_t$  perustuvat voittoihin  $\varphi'_{t-1}$ , jotka puolestaan palautuvat tuotannossa syntyneeseen lisäarvoon eli tuotteen  $w = c + v + m$  viimeiseen arvonosaan, josta ei makseta korvausta raaka- ja apuaineiden, puolivalmisteiden, vaihto-omaisuuden, koneiden ja laitteistojen j.n.e. toimittajille eikä tuotteen  $w$  työvoimallaan tuottaneille työläisille. Täten realisoitu voiton suhdeluku on koko talousjärjestelmän tasolla identtinen arvomuotoisen suhdeluvun kanssa (eli  $p'_t \equiv \varphi'_t$ ; ks. yhtälö (2.3.)). Voittojen, tulomuotoisina pääomatulojen, suhdetta työvoimakustannuksiin, tuloina ansiotuloihin, mitataan taas lisäarvon suhdeluvulla

$m'_t = \frac{\sum_{i=1}^n m_t}{\sum_{i=1}^n v_t}$ . Näin ollen onkin odotettavissa koko talousjärjestelmän tasolla, että lisäarvon suhdeluku  $m'_t$  selittää yhdessä pääoman elimellisen kokoonpanon  $k'_t$  kanssa voiton suhdeluvun  $p'_t \equiv \varphi'_t$ , joka puolestaan selittää palautetun pääoman suhdeluvun  $\kappa'_t$ , ja joista jälkimmäinen selittää viimein tuotannontekijätulonjaon  $X'_t$ . Toisin ilmaistuna  $X'_t = f(m'_{t-1}, k'_{t-1}, \varphi'_{t-1}, \kappa'_t)$ . Tämä kirjoitetaan seuraavaan FDL-regressiomalliin

$$X'_t = \beta_0 + \beta_1 m'_{t-1} + \beta_2 k'_{t-1} + \varphi'_{t-1} + \kappa'_t + \varepsilon_t, \quad (3.5.)$$

jossa kulloisenkin tarkasteluvuoden  $t$  palautetun pääoman suhdeluku  $\kappa'_t$  ja jäännösmuuttuja  $\varepsilon_t$  ovat tarkasteluvuoden arvoina ja muiden muuttujien arvot ovat ensimmäisen kertaluvun viiveitä. Ne tosin sanoen ilmaisevat, että vuoden  $t$  tuotannontekijätulonjako perustuu aina edellisen vuoden tulokseen, voittoihin, ja niiden perusteella maksettaviin tuloihin ja niiden jakoon. Kuten tässä paperissa yleensäkin, mallin riskitasoksi on valittu  $p < 0,05$  eli sen on oltava oikeassa 95,0 %:n todennäköisyydellä. Mallin hypoteesina on, kuten todettua, että yhtälön (3.5.) oikeanpuoleiset tekijät selittävät vasemmanpuoleisen tekijän eli tuotannontekijätulonjaon arvon vuonna  $t$ . Jäännösmuuttuja  $\varepsilon_t$  oletetaan

43 Ks. yhtälö 2.7. ja taulukko 2.2.

taan jälleen satunnaisjakautuneeksi eli sen keskiarvo ja sitä myöten varianssi arvioidaan nolllaksi (so.,  $E(\mu_\varepsilon, \sigma_\varepsilon^2) = 0$ ). Nollahypoteesiksi on taas valittu, että selittävien muuttujien kulmakerroinparametri  $\beta_1$ :n arvo on nolla eli  $H_0: \beta_1 = 0$ . Mallin tulokset selviävät taulukosta 3.4.

**Taulukko 3.4.** Tuotannontekijätulon selittävät tekijät Suomessa 1960–2015

Kertoimet (tuotannontekijätulot)	Vakioimattomat muuttujat		Vakioidut muuttujat	<i>t</i>	sig.
	<i>B</i>	Keskivirhe	Beeta		
Vakio	-0,04	0,03	0,00	-1,19	$p < 0,241$
$\varphi'_{t-1}$	-1,28	0,72	-0,53	-1,78	$p < 0,081$
$k'_{t-1}$	0,01	0,00	0,39	2,27	$p < 0,028$
$m'_{t-1}$	0,10	0,08	0,38	1,23	$p < 0,227$
$\kappa'_t$	0,81	0,14	0,50	5,70	$p < 0,000$

$R^2 = 0,700$  Estimaatin keskivirhe: 0,02

$\mu = 0,000$  Vapausasteet: 52

$\sigma^2 = 0,000$   $F = 27,87, p < 0,000$

Lähde: Tilastokeskus (laskelmat tekijän)

Nähdään, että  $F$ -testi tuottaa  $p$ -arvon, joka on pienempi kuin 0,000 eli yhtälön (3.5.) pohjalta tehtyjen laskelmien tulos on tilastollisesti merkitsevä valitulla riskitasolla ( $p < 0,05$ ). Malli on myös kohtuullisen selitysvomainen ( $R^2 = 0,700$ ) eli se selittää selitettävän muuttujan  $X'_t$  arvon muutoksesta 70,0 %:a. Jäännösmuuttujan  $\varepsilon_t$  keskiarvo ja varianssi ovat kumpikin nolla eli mallin jäännös on satunnaisjakautunut, eikä siinä ole huomiotta jäävää säännönmukaisuutta tai varianssia. Jäännös on siis riippumaton selittävästä muuttujista. Kun tarkastellaan, missä määrin mikään mallin selitysmuuttujista selittää tuotannontekijätulonjaon  $X'_t$ , nähdään, että palautetun pääoman suhdeluku  $\kappa'_t$ :n kulmakerroinparametri  $\beta_1$ :n kulmakerroin poikkeaa tilastollisesti erittäin merkitsevällä tavalla nollasta ( $p < 0,000$ ). Muista selitysmuuttujista nähdään, että vain pääoman elimellisen kokoonpanon muuttuja  $k'_{t-1}$  selittää tuotannontekijätulonjaon muutoksen tilastollisesti merkitsevästi ( $p < 0,028$ ) valitulla riskitasolla. Vaikka yhtälön (3.5.) ja taulukon 3.4. mallit osoittavatkin, että palautetun pääoman suhdeluku  $\kappa'_t$  selittääkin suurimman osan tuotannontekijätulonjaon  $X'_t$  muutoksesta, ei voiton suhdeluku  $\varphi'_{t-1}$  vastaavasti selitä palautetun pääoman suhdelukua  $\kappa'_t$ . Tätä on kokeiltu yhtälöllä

$$\kappa'_t = \beta_0 + \beta_1 \varphi'_t + \beta_2 \varphi'_{t-1} + \beta_3 \varphi'_{t-2} + \varepsilon_t, \quad (3.6.)$$

jossa on kaksi selittävän muuttujan  $\varphi'_t$  viivettä sen tarkasteluvuoden arvon lisäksi tehden siitä aiemmin käytetyn FDL-regressiomallin. Mallin kohdalla on jälleen oletettu, että  $H_0: \beta_1 = 0$  ja  $E(\mu_\varepsilon, \sigma_\varepsilon^2) = 0$ . Riskitasona on jälleen  $p < 0,05$ .

**Taulukko 3.5.** Palautetun pääoman suhdeluvun selittäminen, 1960–2014

Kertoimet ( $\kappa'$ )	Vakioimattomat muuttujat		Vakioidut muuttujat	<i>t</i>	sig.
	<i>B</i>	Keskivirhe	Beeta		
Vakio	0,01	0,00	0,00	7,40	$p < 0,000$
$\varphi'_t$	-0,07	0,04	-0,56	-1,92	$p < 0,060$
$\varphi'_{t-1}$	0,03	0,05	0,05	0,49	$p < 0,626$
$\varphi'_{t-2}$	0,06	0,04	0,43	1,51	$p < 0,137$

$R^2 = 0,070$  Estimaatin keskivirhe: 0,00

$\mu = 0,000$  Vapausasteet: 53

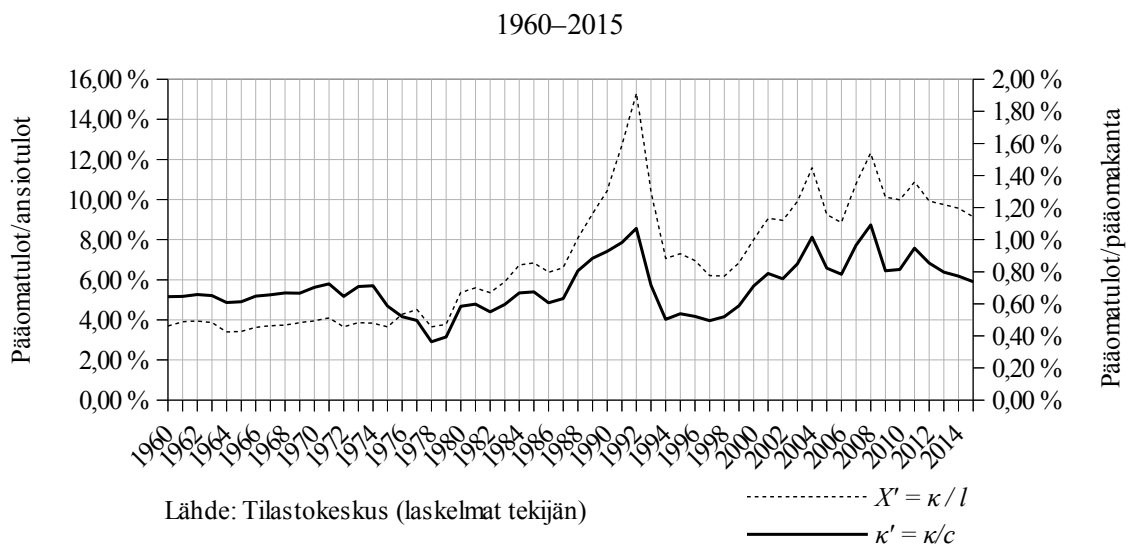
$\sigma^2 = 0,000$   $F = 2,30, p < 0,086$

Lähde: Tilastokeskus (laskelmat tekijän)

Yhtälön (3.6.) regressiomalli ei ole selitysvoimainen eikä tilastollisesti merkitsevä.  $F$ -testi tuottaa  $p$ -arvon  $< 0,086$ , joka ei ole tilastollisesti merkitsevä eli yhtälön  $F = \frac{r^2(n-2)}{1-r^2}$  osoittajan vapausasteilla painotetun, selitetyn varianssin jakaminen nimittäjän erotuksella (jossa  $r^2$  on mallin määräyskerroin (coefficient of determination)) tuottaa osamäärän, joka ei ole, kuten todettua, tilastollisesti merkitsevä (so.,  $p > 0,05$ ).

Annettu vahvistaa esitettyä tulosta, jonka mukaan voiton suhdeluku  $\varphi'_t$  ei selitä tuotannontekijätulonjakoa  $X'_t$  ainakaan tähän mennessä käytettyjen menetelmien tuottamien tulosten pohjalta. Vaikka selityssuhde onkin teoreettisesti perusteltu, ei sitä kuitenkaan ole tähänastisissa, verrattain alustavissa analyyseissa onnistuttu osoittamaan tilastollisesti merkitykselliseksi ja selitysvoimaiseksi. Jääkin selvittäväksi, miten voiton suhdeluvusta  $\varphi'_t$  päästään palautetun pääoman suhdeluvun  $\kappa'_t$  kautta tuotannontekijätulonjakoon  $X'_t$ . Havaittu palautetun pääoman suhdeluvun ja tuotannontekijätulonjaon välinen selityssuhde ei sinänsä tuloksena erityinen; yhtälöiden  $\kappa'_t$  ja  $X'_t$  nimittäjät  $c_{t-1}$  ja  $l_t$  käyttäytyvät hyvin samalla tavalla eli kasvavat tasaisen trendinomaisesti ilman suuria poikkeamia tästä kehityksestä, kun taas kummakin suhdeluvun osoittajana toimivan palautetun pääoman suhdeluvun  $\kappa'_t$  trendissä on useita poikkeamia ja suunnanmuutoksia. Tämä voidaan nähdä kuvaajasta 3.5.

Kuvaaja 3.5. Tuotannontekijätulonjako ja pääomatulojen suhde pääomakantaan



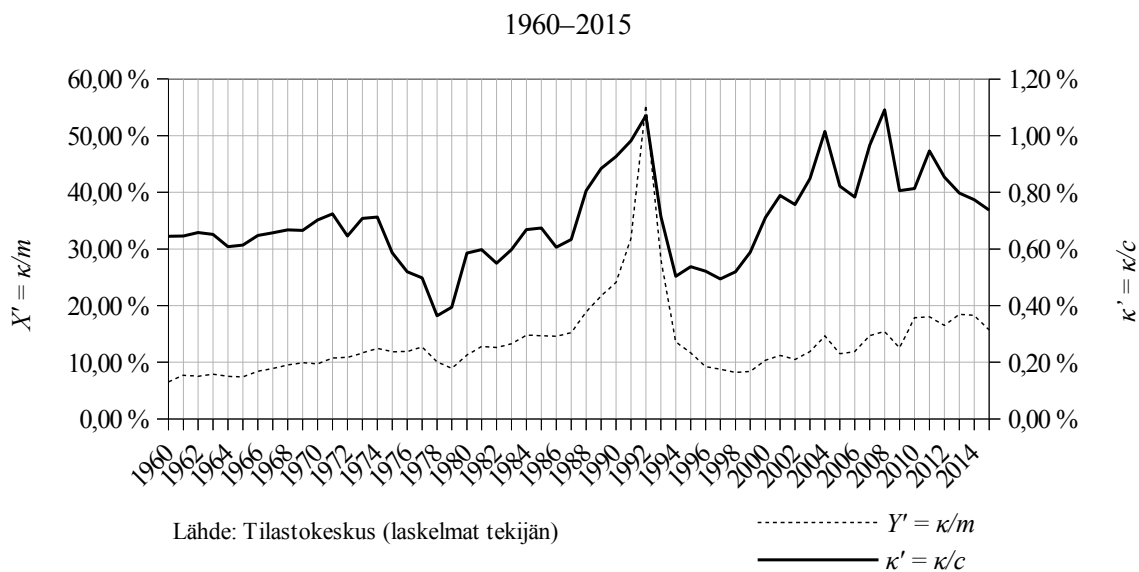
Kuvaajaa 3.5. katsoessa on syytä huomata, että pystyakseliasteikkojen mittakaavaero on kahdeksankertainen; paksummalla, jatkuvalla käyrällä merkitty palautetun pääoman suhdeluku  $\kappa'_t$  saa siis kahdeksan kertaa matalampia arvoja kuin tuotannontekijätulonjakoa kuvaava suhde  $X'_t$ . Yhtä kaikki, kuvaajien yhteisvaihtelu on silmiinpistävä lukuunottamatta vuosien 1960–78 välistä ajanjaksoa, jolloin kuvaajien trendit ovat poikenneet toisistaan jonkin verran. Tämä jakso on päättynyt vuosiin 1975–9, joiden aikana  $\kappa'_t$  laski merkittävästi noin 0,7 %:sta aina 0,4 %:iin eli yhteensä 42,9 prosentilla. Tämän jälkeen  $\kappa'_t$  alkoi kasvaa trendinomaisesti, samanaikaisesti ja -suuntaisesti, mitä voidaan pitää toistaiseksi jatkuvana kehityssuuntana vuodesta 1980. Voi olla, että tuotannontekijätulonjaon mitta  $X'_t$  säilytti trendinsä melko staattisena läpi 1970-luvun taantuman, koska pääomatulojen ohella myös ansiotulojen kasvu taantui selvästi.<sup>44</sup> Kuvaajien välinen kovarianssi saa arvon 0,031 eli käyrien keskinäisvaihtelu voidaan osoittaa paikkansapitäväksi myös pelkkää tilastollista päättelyä tas-

44 Vuosina 1970–4 palkat ja palkkiot kasvoivat keskimäärin noin 20,29 % vuodessa; vuosina 1975–9 vuotuinen kasvu supistui puolestaan 10,69 %:iin. Pääomatulot kasvoivat keskimäärin samoilla jaksoilla 16,99 ja 18,14 %, joka selittää pitkälti sen, miksi tuotannontekijätulonjaon  $X'_t$  arvo pysyi likimain muuttumattomana, vaikka pääomatulojen suhde pääomakantaan  $\kappa'_t$  laski.

mällisemmillä keinoilla.<sup>45</sup> Mielenkiintoiseksi kysymykseksi jääkin, mitkä tekijät selittävät vuosien 1979–80 tapahtuneen muutoksen eli sen, että sekä palautetun pääoman suhdeluku että tuotannontekijätulon mitta alkoivat kasvaa kiihtyen kohti 1990-luvun alun lamaa. Tästä seuraavaksi kysymykseksi jää hieman tutkimuksen aikarajauksen ulkopuolelle, että miksi annettujen muuttujien käyrät ovat jatkaneet kasvuaan tämän 1970–80-luvun taitteen murroksen jälkeen—vaikkakin siten, että tuotannontekijätulonjako on muuttunut pääomatulojen »hyväksi»<sup>46</sup> selvästi jyrkemmin kuin pelkkien jaettujen osinkojen ja korkotulojen perusteella olisi ennakoitavissa. Yhtä lailla on tietenkin kiinnostavaa, mitkä tekijät selittävät palautetun pääoman suhdeluvun  $\kappa'_t$  ja tuotannontekijätulonjaon  $X'_t$  liki trendittömän kehityksen vuosien 1960–78 välisenä aikana.

Ratkaisu ongelmaan saattaa löytyä pääomatulojen muutosnopeuden suhteesta koko kansantalouden keskimääräisen voiton suhdeluvun  $\varphi'_t$  laskuun; vaikka pääomatulojen suhde pääomakantaan  $c_{t-1}$ , lisäarvoon  $m_t$  (kansantalouden tilinpidon käsittein toimintaylijäämään B2NT) ja ansiotuloihin  $l_t$  onkin voinut pysyä likipitäen muuttumattomana, niiden absoluuttinen kasvu on voinut riittää tyydyttämään osakkeenomistajien, lainoittajien ja muiden tuotannontekijäperustaisten pääomatulojen tarpeen. Pyrkimys ylläpitää pääomatulojen vuosimuutos, kasvu, vakaana, voi selittää sen, että niiden suhde annettuihin nimittäjiin  $c_{t-1}$ ,  $m_t$  ja  $l_t$  on kasvanut hyvin voimakkaasti kuvaajan 3.5. tapauksessa vuosien 1988–92 välisenä aikana. Tämä voidaan nähdä vielä kuvaajasta 3.6., joka näyttää pääomatulojen suhteen toimintaylijäämään (lisäarvoon  $m_t$ ) ja pääomakantaan  $c_{t-1}$ .

Kuvaaja 3.6. Pääomatulojen suhde toimintaylijäämään ja pääomakantaan



Siinä missä palautetun pääoman suhdeluvun nimittäjä  $c_{t-1}$  on pysynyt suhteellisen vakaana läpi 1980–90-luvun lamavuosien, ei näin ole käynyt pääomatulojen voitto-osuutta kuvaavan  $Y'_t$ :n kanssa—muuttujan nimittäjän arvo  $m_t$  supistui lamassa merkittävästi, mikä tarkoittaa, että myös annetun muuttujan käyrän arvo kasvoi näinä vuosina räjähdysmäisesti. Kuvaajan 3.6. kohdalla on syytä huomata, että vasemman- ja oikeanpuoleisen pysty akselin mitta-asteikkoero on 50-kertainen. Toisin sanoen muuttujan  $Y'_t$  huippuvuonna sen saama arvo 55,42 % kertoo, että koko kansantuotteen lisäarvosta  $m_t$  suurempi osa on mennyt pääomatulonsaajille korkoina ja osinkoina kuin on jätetty yrityk-

45 Kovarianssi on laskettu yhtälöllä  $\sigma_{\kappa'X'} = E([\kappa'_t - \mu_{\kappa'}][X'_t - \mu_{X'}])$ , joka saa positiivisia arvoja, kun muuttujien keskinäisvaihtelu on samansuuntaista ja negatiivisia, kun vaihtelu on erisuuntaista. Kun muuttujien kulloisetkin arvot poikkeavat vain vähän niiden keskiarvoista, saa  $\sigma_{\kappa'X'}$  pieniä arvoja.

46 Suhteellisen tulonjaon  $X'_t = \frac{\kappa'_t}{l_t}$  kasvu ei vielä tarkoita, että ansiotulot olisivat laskeneet. Mikäli kansantalouden hintataso pysyy vakaana, voidaan puhua ansiotulonsaajien menetyksestä tulevan ostovoiman sekä muiden tulonjaosta välillisesti tai välittömästi seuraavien muuttujien osalta.

siin uudelleensijoitettavaksi. Kuten kuvaajan 3.5. kohdallakin, on tämänkin kuvaajan tapauksessa kiinnostavaa, mitkä tekijät selittävät käyrien trendeissä tapahtuneita muutoksia; sanalla sanoen, miksi pääomatulojen suhde toimintaylijäämään ja pääomakantaan on lineaarisesti tarkasteltuna kasvanut vuosien 1960–2015 välisenä aikana, ja mitkä tekijät selittävät sen trendinmuutokset, joita voidaan katsoa olleen palautetun pääoman suhdeluvun  $\kappa'_t$  tapauksessa kuluneina vuosina neljä kappaletta (vuosien 1960–70; 1971–8; 1979–92; 1993–2008; ja 2008– taitekohdassa) ja voitto-osuuden  $Y'_t$  kohdalla kolme (taitekohdissa 1960–74; 1975–1992; 1993–8 ja 1999–).

#### IV. JATKOA AJATELLEN

Tätä paperia lukevan (ja kirjoittaneen!) on syytä huomioida, että valitut muuttujat, esitetyt laskelmat ja tulokset ovat hyvin alustavia. Laskelmissa päädytään tulojen muodostuksesta niiden jakoon tuo-

tannontekijätuloiksi  $\kappa_t$  ja  $l_t$ . Laskelmissa on nähty, ettei tuotannontekijätulonjakoa  $X'_t = \frac{\sum_{i=1}^n \kappa_i}{\sum_{i=1}^n l_i}$  ole

mahdollista selittää tilastollisesti merkitsevällä tai selitysvoimaisella tavalla keskimääräisen voiton

suhdeluvun  $\varphi'_t = \frac{\sum_{i=1}^n m_i}{\sum_{j=1}^n C_{t-1}}$  avulla. Annetun selitykseksi on tarjottu sitä, että pääomatulojen mah-

dollinen vaihteluväli on aina nollan ja koko talousjärjestelmän vuotuisen lisäarvon välillä eli

$\kappa_t = \int_0^{\sum m_{t-1}} m_{t-1}$ . Mikäli tuotannontekijätulonjaon vuosimuutos  $\Delta X'_t = \frac{X'_t}{X'_{t-1}} - 1 \equiv \left( \frac{\frac{\kappa_t}{l_t}}{\frac{\kappa_{t-1}}{l_{t-1}}} - 1 \right)$  pysyy

vakiona, vaikka keskimääräinen pääoman elimellinen kokoonpano  $k'_{t-1}$  kasvaa (laskee) ja lisäarvon suhdeluku  $m'_t$  sekä voiton suhdeluku  $\varphi'_{t-1}$  laskevat (kasvavat), voi se tarkoittaa periaatteessa, että palautetun pääoman suhdeluku  $\kappa'_t$  joko kasvaa tai laskee kompensoiden sen selittävässä tekijöissä tapahtuneet muutokset. Tämä liikkumavara merkitsee sitä, ettei voiton suhdeluku voi selittää palautetun pääoman suhdelukua eikä tuotannontekijätulonjakoa kuin näiden liikkumarajojen puitteissa. Se, kuinka epäsuora tämä selityssuhde on, jää vielä myöhemmin arvioitavaksi.

Taulukossa 4.1. on alla esitetty alustavasti taulukkojen 3.2. ja 3.4. jatkeeksi, miten voiton suhdeluvun viidennen ja kymmenennen kertaluvun viiveet vaikuttavat tuotannontekijätulon selittämiseen annetun suhdeluvun pohjalta yhdessä vuoden  $t$  arvon saavan palautetun pääoman suhdeluvun  $\kappa'_t$  kanssa. Taulukon analyysi on laskettu yhtälöllä (4.1.)

$$X'_t = \beta_0 + \beta_1 \varphi'_t + \beta_2 \varphi'_{t-2} + \beta_3 \varphi'_{t-5} + \beta_4 \varphi'_{t-10} + \beta_5 \kappa'_t + \varepsilon_t, \quad (4.1.)$$

jossa jäännösmuuttujan oletetaan jälleen olevan satunnaisjakautunut eli  $\varepsilon_t = E(\mu, \sigma^2) = 0$ . Mallin hypoteesina on, että se selittää tuotannontekijätulonjaon vuoden  $t$  arvon ja nollahypoteesina taas, ettei se selitä sitä eli  $H_0: \beta_1 = 0$ . Riskitasona on jälleen  $p < 0,05$ . Syy siihen, että yhtälöön (4.1.) pohjautuva regressiomalli tuodaan mukaan vielä paperin päättävässä, neljännessä luvussa, on se, ettei sitä voida pitää samoin teoreettisesti perusteltuna kuin aiemmin esiteltyjä laskelmia. Äärellisesti jakautuneen viiveen FDL-regressiomallien lähtökohtaisena ongelmana kun on, että selittävät ja selitettävät muuttujat korreloivat keskenään herkästi ajassa, kun kaikkien mitattujen suureiden arvoilla on pitkällä aikavälillä taipumus muuttua verraten tasaisesti.

**Taulukko 4.1.** Tuotannontekijätulon selittävät tekijät Suomessa 1960–2015

Kertoimet (tuotannontekijätu- lot)	Vakioimattomat muuttujat		Vakioidut muuttujat	<i>t</i>	sig.
	<i>B</i>	Keskivirhe	Beeta		
Vakio	0,07	0,02	0,00	3,64	$p < 0,001$
$\varphi'_t$	-0,71	0,49	-0,29	.1,43	$p < 0,160$
$\varphi'_{t-1}$	0,54	0,62	0,23	0,87	$p < 0,388$
$\varphi'_{t-2}$	0,10	0,08	0,38	1,23	$p < 0,227$
$\varphi'_{t-5}$	0,04	0,36	0,02	0,10	$p < 0,920$
$\varphi'_{t-10}$	-1,18	0,24	-0,60	-4,88	$p < 0,000$
$\kappa'_t$	8,76	1,92	0,48	4,56	$p < 0,000$

$R^2 = 0,610$  Estimaatin keskivirhe: 0,02

$\mu = 0,000$  Vapausasteet: 53

$\sigma^2 = 0,000$   $F = 14,92, p < 0,000$

Lähde: Tilastokeskus (laskelmat tekijän)

Juuri annetulla tavalla nähdään käyvän taulukon 4.1. tuloksissa. Selittävistä muuttujista kolme, selitettävä tekijä  $X'_t$  itse, voiton suhdeluvun kymmenennen kertaluvun viive  $\varphi'_{t-10}$  ja aiemmin tilastollisesti merkitseväksi selittäjäksi havaittu palautetun pääoman suhdeluvun  $\kappa'_t$  vuoden  $t$  arvo. Kaikkien yhtälön (4.1.) regressiomalli on tilastollisesti merkitsevä ( $F$ -testin  $p < 0,000$ ) ja jossain määrin selitysvoimainen ( $R^2 = 0,610$ ). Sen jäännösmuuttuja on lisäksi todella satunnaisjakautunut eli  $\varepsilon_t = E(\mu_\varepsilon, \sigma_\varepsilon^2) = 0$ . Beetamuuttujan kertoimesta ja  $B$ :stä nähdään, että kymmenennen kertaluvun voiton suhdeluku  $\varphi'_{t-10}$  korreloi edelleen negatiivisesti tuotannontekijätulonjaon kanssa. Tämä on linjassa yhtälön (3.1.) pohjalta lasketun regressiomallin tulosten kanssa. Toisin sanoen näyttää edelleen siltä, että mitä matalampi (korkeampi) keskimääräinen voiton suhdeluku on ollut, sitä korkeamman (matalamman) arvon tuotannontekijätulonjaon mitta  $X'_t$  on saanut. Ei ole kuitenkaan teoreettisesti perusteltua, miksi juuri kymmenennen kertaluvun voiton suhdeluvun viive todella selittäisi tuotannontekijätulonjaon eikä vain korreloisi sen kanssa. Jääkin tutkittavaksi, mitkä tekijät selittävät ketjun voiton suhdeluvusta palautetun pääoman suhdeluvun kautta tuotannontekijätulonjakoon —sekä pitemmälle, aina brutto- ja nettotuloon, käytettävissä olevaan tuloon ja kokonaistuloon, johon lasketaan saatujen tulojen ja tulonsiirtojen ohella käytettyjen (julkis)palveluiden rahallinen arvo<sup>47</sup>.

47 Kokonaistulon käsitteestä, ks. Uusitalo 1988, 35.

## LÄHTEET

### Artikkelit

Bengtsson Erik ja Waldenström Daniel, *Capital Shares and Income inequality: Evidence from the Long Run*. Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit Discussion Papers No. 9581, Bonn 2015 (käsikirjoitus).

Jaakko Lassila, Pääomatuotto ja pääomakustannukset. *Kansantaloudellinen aikakauskirja* 1/1968, 1–14.

Veikko Jääskeläinen, Verotuksen vaikutus yritysten osingonjakopolitiikkaan. *Kansantaloudellinen aikakauskirja* 1/1968, 15–26.

### Kirjallisuus

von Eye Alexander ja Schuster Christof, *Regression Analysis for Social Sciences*. Academic Press, San Diego 1998.

Granger C. W. J. ja Newbold Paul, *Forecasting Economic Time Series*. Academic Press, San Diego 1986.

Marx Karl, *Pääoma. Kansantaloustieteen arvostelua. 3. osa. Kapitalistisen tuotannon kokonaisprosessi*. Edistys/Progress, Moskova 1976/80 [1894].

Pickup Mark, *Introduction to Time Series Analysis*. SAGE Publications, Thousand Oaks 2016.

Shaikh Anwar, *Capitalism. Competition, Conflict, Crises*. Oxford University Press, New York 2016.

Uusitalo Hannu, *Muuttuva tulonjako. Hyvinvointivaltion ja yhteiskunnan rakennemuutoksen vaikutukset tulonjakoon 1966–1985*. Tutkimuksia 148. Tilastokeskus, Helsinki 1988.