Voiton suhdeluku Suomessa 1949–2016: trendejä ja katkoksia

Saska Heino

Sisällysluettelo

1 Saatteeksi **2**

2 Voiton suhdeluvun aikasarjan $\overline{\varphi}'_t$ kulku Suomessa **3**

3 Sopivan mallin valitseminen voiton suhdeluvun jaksolle $\{\overline{\varphi}'_t\}$ **7**

Lähteet

1 Saatteeksi

Voiton suhdeluku—saksaksi Profitrate, englanniksi rate of profit—on klassisen poliittisen talouden tärkeimpiä kategorioita. Niin Steuartilla, Smithillä, Ricardolla, Millillä kuin Marxillakin tavataan käsitys, jonka mukaan voiton suhdeluvulla on taipumus laskea.[1] Smithin mukaan tähän johtaa pääomien välinen kilpailu. Ricardon mukaan taas reaalipalkkojen nousu ruuan suhteellisen arvon- ja hinnannousun seurauksena.[2] Marxin mukaan voiton suhdeluku taas laskee, koska työläisten työvoimallaan luoman lisäarvon (Mehrwert) suhde työvoiman ja pääomakannan arvoon laskee pääoman kasautumisen myötä.[3] Marxin mukaan hänen voiton suhdeluvun laskutendenssin laiksi kutsumansa ilmiö

> on kaikilta kannoilta modernin poliittisen taloustieteen tärkein laki ja kaikkein olellisin vaikeimpien suhteiden ymmärtämiselle. Historialliselta kannalta se on tärkeä laki. Tätä lakia ei sen yksinkertaisuudesta huolimatta ole vielä milloinkaan ymmärretty ja vielä vähemmän sitä on tietoisesti lausuttu julki.[4]

Mikäli on, kuten Marx esittää, että kyse on todellakin ”modernin poliittisen taloustieteen tärkeimmästä laista”, on syytä kysyä, mitä tämä tarkoittaa Suomen taloushistorian kannalta. Keskeinen ongelma klassisen poliittisen talouden kategorioiden soveltamisen kannalta on, ettei niitä ole aina kovin helppo johtaa olemassaolevista empiirisistä aineistoista, kuten kansantalouksien tilinpidosta. Toisen maailmansodan päättymisen jälkeen ympäri maailmaa tuotetun kansantalouden tilinpidon kansainväliset standardit, kuten SNA53, SNA68, ESA95 j.n.e. on laadittu pitkälti marginalistisen ja jälkikeynesiläisen käsitteistön ja tilinpidon varaan.[5]

Marxin mukaan voiton suhdeluvulla on taipumus laskea tavalla, jota hän nimittää *Pääoman* 3. osassa voiton suhdeluvun laskutendenssin laiksi (*Gezets des tendenziellen Falls der Profitrate*). Marxin mukaan p' ei kuitenkaan laske deterministisesti eli ajasta ja paikasta riippumatta. Laskutendenssillä on omat vastatendenssinsä tai -syynsä, jotka hidastavat sen laskua—ja voivat hetkellisesti kääntää sen.[6] Tuleekin kysyä, voidaanko voiton suhdeluvun havaita laskeneen Suomessa vuosina 1949–2016. Tähän vastaaminen edellyttää, että myöhemmin tarkemmin määriteltävän voiton suhdeluvun jakson $\{\overline{\varphi}'_t\}$ analysoimiseksi valitaan oikea aikasarjamalli, joka kertoo, voidaanko sen katsoa laskeneen deterministisen trendinomaisesti vai onko sen kulussa ollut rakenteellisia murroksia ja käänteitä. Mahdolliset murrokset ja käänteet eivät sellaisenaan vielä kumoa voiton suhdeluvun laskutendenssin lakia, sillä ne voidaan tulkita myös osoitukseksi suhdeluvun laskutendenssin vastasyiden vaikutuksesta jakson $\{\overline{\varphi}'_t\}$ kulkuun.

Tämän artikkelin tutkimuskysymys kuuluukin, (a) voidaanko voiton suhdeluvun laskutendenssin katsoa vaikuttaneen sen jakson $\{\overline{\varphi}'_t\}$ kulkuun Suomessa vuosina 1949–2016; (b) voidaanko suhdeluvun laskutendenssin vastasyiden katsoa vaikuttaneen jakson kulkuun; ja (c) minkä tyyppisestä jaksosta $\{\overline{\varphi}'_t\}$:n kohdalla on mahdollista puhua, kun sitä tarkastellaan aikasarja-analyyttisin menetelmin.

[...]

[1] Ricardo 1932 [1817], 78,98–107; Smith 2015 [1776], 106; Marx 1986 [1857–8], 218

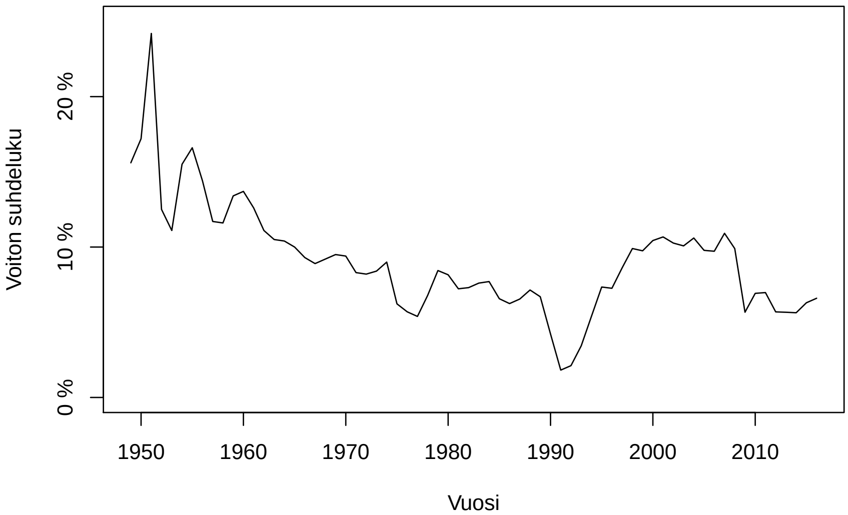
[2] Trofimov 2017, 88.

[3] Marx kirjoittaa voiton suhdeluvun yhtälöön $p' = \frac{m}{C}$, jossa m on lisäarvo ja C on kokonaispääoman eli vaihtelevan pääoman (työvoiman) ja pysyvän pääoman (kiinteän pääoman) arvo (Marx 1976 [1984], 58.)

[4] Marx 1986 [1857–8], 218.

[5] Ks. aiheesta lisää, Shaikh ja Tonak 1994.

[6] Marx 1976 [1894], 235–243. Marxin mukaan keskeiset vastatendenssit tai -syyt ovat (i) työn riistoasteen kohoaminen; (ii) työpalkan polkeminen alle työvoiman arvon; (iii) pysyvän pääoman elementtien halpeneminen; (iv) suhteellinen liikaväestö; (v) ulkomaankauppa; ja (vi) osakepääoman lisääntyminen. Luetteloa on nähdäkseni perusteltua jatkaa myös rahoitusmarkkinavälineillä ja finanssimarkkinoilla tapahtuvan vaihdannan kasvulla. Vaikka rahoitusmarkkinavälineiden hinnannousu ei kumoakaan voiton suhdeluvun laskutendenssiä, voi se kasvattaa väliaikaisesti kansantalouden kokonaispääoman tuottoa (ks. Shaikh 2016, 446, 578).



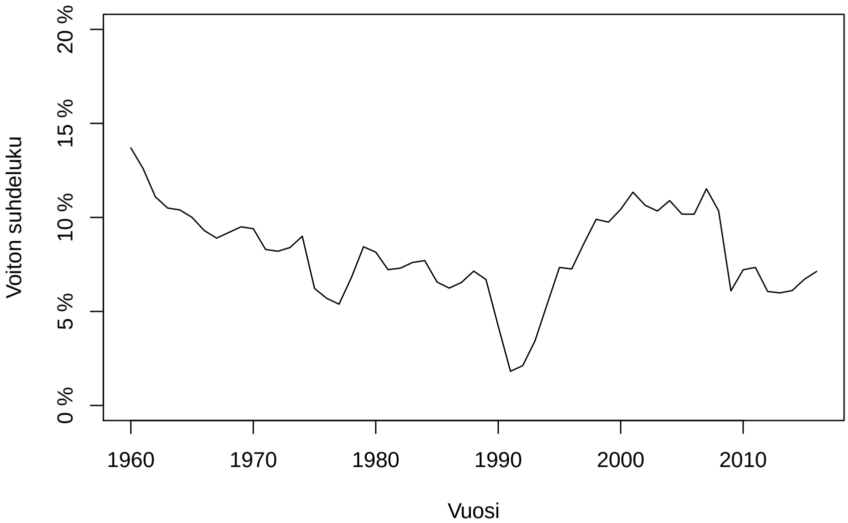
Kuvaaja 1: Voiton suhdeluku Suomessa 1949–2016 (A)

2 Voiton suhdeluvun aikasarjan $\overline{\varphi}'_t$ kulku Suomessa

Suurin osa voiton suhdeluvun empiirisestä tutkimuksesta on keskittynyt tarvittujen aikasarjojen rakentamiseen sekä niiden silmämääräiseen tai muutoin yksinkertaiseen tilastolliseen analyysiin. Tämä ei kuitenkaan riitä, vaan voiton suhdeluvun aikasarjaominaisuuksien läpikäynti vaatii aikasarja-analyyttisten menetelmien syvällisempää käyttöä. Luvussa 2 esiteltiin voiton suhdeluvun $\overline{\varphi}'_t$ laskentamenetelmät. Luvussa käytiin läpi myös kahden käytetyn laskentatavan väliset eroavaisuudet, jotka kumpuavat ennen kaikkea aineiston saatavuudesta; vuosien 1949–2016 jaksoa A ei voida pitää yhtä tarkkana kuin vuosien 1960–2016 välistä jaksoa B. Kuten seuraavasta silmämääräisestä tarkastelusta ilmenee, jaksojen kulku on kuitenkin verraten samanlainen—sillä erotuksella, että kauemmas lähihistoriaan yltävän jakson A keskiarvo on selvästi alempi kuin jakson B, koska jälkimmäisen jakson nimittäjästä $(c_{t-1}+v_t)$ on vähennetty pysyvän ja vaihtelevan pääoman kantoja, joita ei ole käytetty voittoa tavoittelevassa liiketoiminnassa. Vastaavasi jakson B osoittajasta on vähennetty lisäarvoon m_t perustuvaa voittoa φ_t, joka ei ole vastaavalla tavalla syntynyt voittoa tavoitelleessa toiminnassa. Koska ylivoimainen osa lisäarvosta ja siihen pohjautuvista voitoista kanavoituu sitä tavoitelleisiin yhtiöihin, tarkoittaa tämä sitä, että jakson B osoittaja on suhteessa sen nimittäjää suurempi, kun jakson laskemiseksi käytettyä yhtälöä verrataan jakson A yhtälöön.

Kuvaaja 1 näyttää jakson A vuosilta 1949–2016. Jakso on laskettu käypähintaisena vuoden 2015 hinnoin, eikä sitä ole deflatoitu bruttokansantuotteen hintaindeksillä.

Kuvaajasta nähdään voiton suhdeluvun laskeneen vuosien 1950–1 huippuarvostaan suhteellisen tasaisesti aina vuosien 1975–7 taantumaan, jonka jälkeen sen nähdään kasvaneen hienoisesti vuosina 1979–80. 1980-luvulla voiton suhdeluu laski hieman loivemmin kuin sitä edeltäneinä vuosikymmeninä, tarkemmin vuosina 1956–78. Voiton suhdeluku laski Suomessa romahdusmaisesti vuosina 1991–2. Juuri näihin vuosiin osui myös Suomen taloushistorian syvin lama. Tällä tavoin lasketun voiton suhdeluvun nähdään laskeneen aina alle



Kuvaaja 2: Voiton suhdeluku Suomessa 1960–2016 (B)

kahden prosentin. Koska jaksojen A ja B laskemiseksi käytetty yhtälö $\overline{\varphi}'_t$ kuvaa koko kansantalouden keskiarvoa, tarkoittaa tämä sitä, että merkittävä osa suomalaisyhtöistä on painunut tappiolliseksi, tullut pakotetuksi uudelleenjärjestelyihin tai ajautunut konkurssiin. Tämä on toisaalta tehnyt tilaa lamasta selvinneille yhtiöille laajentaa markkinaosuuksiaan, ostaa kilpailijoitaan edullisesti sekä ajaa alas kannattamatonta liikatuotantoa.

Voiton suhdeluku kasvoi Suomessa hyvin nopeasti vuosina 1993–2002. Suhdeluvun kasvu taittui kuitenkin tämän jälkeen jyrkästi. Voiton suhdeluku säilyi sittemmin varsin vakaana aina vuoteen 2008, jonka jälkeen sen nähdään laskeneen erittäin ripeästi hieman 1980-luvun keskiarvonsa alapuolelle.[7] Sittemmin suhdeluvun lasku on taittunut ja se on pysynyt melko muuttumattomana.

Kuvaajasta 2 nähdään vastaavalla tavalla, miten menetelmällä B laskettu suhdeluku on muuttunut vuosina 1960–2016. Kuten jaksoa (A), ei tätäkään ole deflatoitu, vaan se on esitetty käypähintaisena.

Kuvaajasta havaitaan, että näin laskettu voiton suhdeluku on laskenut vuosina 1960–7 selvästi jyrkemmin kuin jakson A perusteella voidaan havaita. Suhdeluvun lasku taittui vuosina 1968–74. Vuosina 1975–7 suhdeluku laski voimakkaasti. Juuri näihin vuosiin osui myös vuosikymmenen taantuma, joka monella tapaa katkaisi toisen maailmansodan jälkeisen kansantuotteen kasvujakson. Suhdeluku kohosi jälleen vuosina 1978–9, mutta laski tämän jälkeen askelittain pitkin 1980-lukua. Kuten kuvaajan 1 tapauksessa, myös tällä kertaa nähdään voiton suhdeluvun laskeneen lamavuosina 1990–1 erittäin voimakkaasti. Vuosina 1993–2001 $\overline{\varphi}'_t$ kasvoi erittäin jyrkästi saavuttaen 1960-luvun alkuvuosien (1961–2) tason. Kuten kuvaajassa 1, ei suhdeluku tämän jälkeen kuitenkaan enää kasvanut, vaan vakiintui saavuttamalleen tasolle aina vuosiin 2007–8. Sittemmin voiton suhdeluku on kuvaajan 1 tapaan asettunut noin 1980-luvun keskiarvoa vastanneelle tasolle.[8].

[7] Vuosina 2009–16 voiton suhdeluvun keskiarvo on ollut 6,2 %, siinä missä sen keskiarvo vuosina 1980–9 oli 7,1 %.
[8] Vuosina 2009–16 voiton suhdeluvun keskiarvo on ollut 6,6 % kun se vuosina 1980–9 oli 7,1 %

Jaksojen A ja B silmämääräisen tarkastelun perusteella ei vielä voida tehdä pitkälle meneviä päätelmiä niiden sopivuudesta eri tyyppisiin aikasarjamalleihin tai siitä, voidaanko voiton suhdeluvun esittää laskeneen näinä vuosina trendimäisesti. Ei toisin sanoen voida suoraan sanoa, onko jaksoissa ollut jonkinlainen tai jonkinlaisia trendejä, tai että ovatko ne olleet stationaarisia. Näin ollen ei myöskään voida pelkän silmämääräisen tarkastelun perusteella osoittaa, onko voiton suhdeluku ollut Suomessa laskeva, kasvava tai että onko se pysynyt pikemminkin paikallaan. Tulee huomata, ettei tässä yhteydessä niinkään käsitellä sitä, mitkä tekijät ovat vaikuttaneet voiton suhdelukuun kuin kysymystä sen mahdollisesta laskutendenssistä.

Voiton suhdeluvun aikasarjojen—tässä muuttujan $\overline{\varphi}'_t$—empiirisessä analyysissä kaksi artikkelia on ollut keskiössä kuluneiden viiden vuoden aikana. Basu ja Manolakos (2012) ovat analysoineet voiton suhdeluvun laskutendenssin hypoteesia yhdysvaltalaisella kansantalouden tilinpidon aineistolla vuosilta 1948–2007. Trofimov (2017) on taas käsitellyt voiton suhdelukua Extended Penn World Table -aineistolla noin vuosilta 1960–2009. Basu ja Manolakos (2012) esittävät, että

> [v]altaosa empiirisistä tutkimuksista soveltaa vain havainnollisia tekniikoita (esim. aikasarjakuvaajien silmämääräistä tarkastelua) päätelläkseen trendejä voiton suhdeluvussa. Vaikka silmämääräiset ja havainnointiin pohjaavat tekniikat voivat olla arvokas lähtökohta empiiriselle tutkimukselle, tarvitaan trendien havaitsemiseen nykyaikaisia aikasarjatekniikoita (esimerkiksi voiton suhdeluvun aikasarjaominaisuuksien läpikäyntiä) ja tunnusten, että epäonnistuminen postuloitujen vastatendenssien havaitsemisessa voi johtaa vääriin johtopäätöksiin trendistä. Meidän näkemyksemme mukaan Marx ei väittänyt, että voiton suhdeluvun trendi laskisi sekulaarisesti.[9]

Basu ja Manolakos (2012) esittävätkin, että voiton suhdeluvun empiirisessä tutkimuksessa on keskeistä huomioida voiton suhdeluvun laskutendenssin vastatendenssit, tekijät jotka vaikuttavat voiton suhdeluvun laskutendenssin trendiin ja jotka tulee kontrolloida tulosten luotettavuuden takaamiseksi.[10] Heidän mukaansa mahdollinen negatiivisen trendin puute ei kuitenkaan vielä riitä kumoamaan Marxin hypoteesia, sillä heidän mukaansa Marx huomioi mallissaan vastasyitä, jotka voivat hidastaa voiton suhdeluvun laskutendenssiä.[11]

Trofimovin (2017) mukaan Marxin pohjalta voidaan taas tulkita hänen esittäneen, että voiton suhdeluvun laskutendenssi noudattaisi determinististä trendiä.[12] Tämä tarkoittaa, että poikkemat suhdeluvun trendistä perustuvat satunnaistekjöihin, joiden vaikutus suhdeluvun trendin kulkuun ovat lyhytaikaisia. Trofimovin keskeinen havainto on, ettei hänen tutkimiensa kansantalouksen voiton suhdeluvussa ole ollut yhtäläistä, determinististä laskutrendiä kuin muutamissa tapauksissa. Trofimovin mukaan voiton suhdeluku on annetulla jaksolla voinut myös kasvaa. Hänen mukaansa onkin kyseenalaista, voidaanko hypoteesia yleisestä ja yhtäläisestä voiton suhdeluvun laskutendenssistä tukea hänen käsittelemissään maissa.[13]

Trofimov laskee voiton suhdeluvun yhtälössä $\pi = \frac{(Y-Nw-D)}{K}$, jossa osoittajan tekijät ovat vuoden 2005 ostovoimapariteettiarviolla laskettu bruttokansantuotteiden hintaketjuindeksi, työllisten lukumäärä kerrottuna keskimääräisellä reaalipalkalla sekä pääomasta tehtävillä poistoilla. Nimittäjän tekijä on puolestaan vuoden 2005 ostovoimapariteetiarviolla laskettu kiinteän pääoman kanta koko kansantaloudelle.[14] Tulee huomata, että tämä laskutapa on melko erilainen kuin soveltamani yhtälö $\overline{\varphi}'_t = \frac{m_t}{(c_{t-1}+v_t+\lambda_{t-1})}$. Trofimov estimoi lineaarista trendimalliaan puolilogaritmisella yhtälöllä $\ln \pi = \alpha + \beta t + \mu_t$, jossa α on lävistäjä- ja β kulmakerroinparametri

[9] Basu ja Manolakos 2012, 78. Suom. tekijän.
[10] Ibid., 79–80.
[11] Loc cit.
[12] Trofimov 2017, 119.
[13] Ibid., 88. Trofimovin mukaan voiton suhdeluku on laskenut trendinomaisesti muun muassa Itävallassa, Ranskassa, Japanissa ja Yhdysvalloissa.
[14] Ibid., 93.

sekä μ_t on satunnaisjakautunut jäännös.

Trofimovin mukaan voiton suhdeluvun aikasarjaominaisuuksien selvittämiseen on kaksi vaihtoehtoista tapaa. Ensimmäinen tapa on kaksivaiheinen. Se alkaa jakson $\{\overline{\varphi}'_t\}$ stationaariseksi tekemisellä eli todentamalla, onko jakso trendi- vai differenssistationaarinen (Trofimovin merkinnöin $\ln \pi = \alpha + \beta t + \mu_t$ tai $\Delta \ln \pi = \beta + \mu_t$). Toinen, yksivaiheinen tapa on estimoida täydennetyn Dickey–Fuller -testin tyyppinen autoregressiivinen malli, joka testaa sekä trendi- ja differenssistationaarisuutta, eikä edellytä jakson differenssi- tai trendistationaariseksi tekemiseksi tarvittavaa kertalukua. Trofimovin käyttämä autoregressiivinen, trendillinen malli on muotoa $\ln \pi = \alpha + \beta t + \delta \ln \pi_{t-1} + \mu_t$, jossa $\Delta(\pi_{t-1})$ on riippuvan muuttujan ensimmäisen kertaluvun viive. Trofimov lisää malliin useampia, korkeampien kertalukujen viiveitä, kunnes autokorreloituminen on ratkaistu. Trofimovin testiyhtälö onkin muotoa $\Delta(\ln \pi) = \alpha + \beta t + \gamma \ln \pi_{t-1} + \psi \Delta(\ln \pi_{t-1}) + \theta \Delta(\ln \pi_{t-m}) + \mu_t$, jossa aiemmin määrittämättömät, yhtälön oikean puolen tekijät ovat lisättäviä viiveitä (lags)[15].

Trofimovin mukaan vain kaksi tapausta—$\beta \neq 0, \gamma < 0$ ja $\beta = 0, \gamma < 0$—"ovat luotettavia ennusteita voiton suhdeluvun tulevalle kehitykselle", koska tapauksista ensimmäinen kertoo, että "jaksossa on nollasta poikkeava, deterministinen trendi ja jakso palaa tähän trendiin lyhytaikaisten poikkeamien jälkeen" ja toisessa tapauksessa jaksossa "ei ole determinististä trendiä, mutta jakso palaa pitkän aikavälin keskiarvoonsa."[16] Tulee ymmärtää, ettei näistä tekijöistä kumpainenkaan vielä sellaisenaan vahvista tai kumoa Marxin muotoilemaa voiton suhdeluvun laskutendenssin lain hypoteesia.

Trofimov havaitsee voiton suhdeluvun trendin olleen Suomessa lievästi kasvava vuosien 1964–2009 välisenä aikana ($\beta t = 0,0094, adj.R^2 = 0,914$). Hänen mukaansa voiton suhdeluvun jaksoa $\{\pi+\}$ kuvaaa parhaiten toisen kertaluvun autoregressiivinen AR(2)-malli. On syytä havaita, että Trofimovin käyttämä aineisto tuottaa voiton suhdeluvun kulusta hieman erityyppisen arvion kuin Tilastokeskuksen/Tilastollisen päätoimiston tuottamaan kansantalouden tilinpitoaineistoon perustuvissa laskelmissani.

Basu ja Manolakos esittävät, että Marxin hypoteesi voiton suhdeluvun laskutendenssistä voidaan muotoilla yhtälöön $\log(r_t) = \alpha + \beta t + \gamma_1 z_{1t} + \gamma_2 z_{t2} + \gamma_3 z_{3t} + \gamma_4 z_{4t} + \mu_t$, jossa α on vakio, ja βt on kulmakerroinparametri sekä μ_t on jäännösmuuttuja. Muut tekijät yhtälön oikealla puolella ovat ns. riistoaste ("intensity of exploitation of labor by capital")[17] z_{1t}, palkkatason poikkeama työvoiman arvosta z_{2t}, suhteellinen liikaväestö eli työttömyysaste z_{3t}, pysyvän pääoman suhteellinen hinta z_{4t} ja t on deterministinen aikatrendi. Tekijöiden mukaan yhtälön $\log(r_t)$ malli huomioi eksplisiittisesti voiton suhdeluvun laskutendenssin vastasyyt, jotka voivat väliaikaisesti kääntää voiton suhdeluvun taipumuksen alentua. Tulee huomata, että vaikka yhtälön vasemmanpuoleinen tekijä viittaa sen luonnolliseen logaritmiin (ln).[18] Tekijät laskevat voiton suhdeluvun yhtälössä $r = s/(c + v) = (s/v)(1 + c/v) = ek$, jossa s on lisäarvo (surplus value), e viittaa riistoasteeseen ($\equiv$ lisäarvon suhdelukuun) ja $k = 1(c/v)$. Tulee huomata, että vaikka tekijöiden soveltama voiton suhdeluvun yhtälö onkin varsin lähellä tekijän käyttämää yhtälöä $\overline{\varphi}'_t$, tukeutuvat Basu ja Manolakos Duménilin ja Lévyn (1994/2009) kehittämään, niin sanottuun korvaushintamenetelmään (replacement cost measure) arvioidessaan yhtiöihin sijoitetun pääomakannan arvoa. Näin ollen heidän käyttämänsä aineisto poikkeaa selvästi hankintahetken hinnoin laskettuihin suureisiin perustuvasta tilinpitoaiheistosta. Tulee huomata, että korvaushintoihin perustuvaa taseiden arvonlaskentamenetelmää käytetä kuin poikkeuksellisesti.[19]

Basu ja Manolakos havaitsevat voiton suhdeluvun laskeneen Yhdysvalloissa keskimäärin noin 0,2 % vuodessa vuosien 1948–2007 välisenä aikana. Tekijöiden mukaan heidän tuloksensa ovat tilastollisesti merkitseviä ja ne

[15] Ibid., 95–96

[16] Loc cit. Suom. tekijän.

[17] Tekijät viittaavat tällä muuttujalla työvoiman tuottavuuden poikkeamaan sen pitkän aikavälin trendistä (Basu ja Manolakos 2012, 86).

[18] Loc cit.

[19] ks. Kliman 2012.

osoittavat, että heidän käyttämänsä, voiton suhdeluvun laskutendenssin mahdolliset vastasyyt huomioiva malli (ARIMA(1,1,0)) puoltaa Marxin voiton suhdeluvun laskutendenssin lain paikkansapitävyyttä Yhdysvalloissa annettuna aikana.

Luvussa 1. esitetyt tutkimuskysymykset voidaan esittää hypoteeseina. Annetut hypoteesit edellyttävät koeteltavassa jaksossa $\{\overline{\varphi}'_t\}$ olevan trendi, joten niiden soveltaminen stationaarisiin aikasarjamalleihin edellyttää (mahdollisesti) trendillisen jakson differentointia tai sen deterministisen tekijän $\beta_0 t$ poistamista.

$H_1 : \overline{\varphi}'_t = \overline{\varphi}'_0 + \beta_0 t + \varepsilon_t$ ja

$H_2 : \overline{\varphi}'_t = \overline{\varphi}'_0 + \sum_{i=1}^{t} \varepsilon_i + \beta_0 t.$

Ensimmäisen hypoteesin mukaan voiton suhdeluvun jakson $\{\overline{\varphi}'_t\}$ kulkua voidaan mallintaa trendistationaarisella (TS) mallilla eli mallilla, jossa on deterministinen trendimuuttuja $\beta_0 t$ ja joka ilman tätä muuttujaa olisi stationaarinen. Hypoteesin mukainen jakso $\{\overline{\varphi}'_t\}$ voi poiketa trendistään vain väliaikaisesti jäännöstekijän ε_t verran. Toisen hypoteesin mukaan jakson arvo vuonna t määräytyy taas sen lävistäjäparametrin $\overline{\varphi}'_0$ (eräänlaisen alkuarvon) ja satunnaistekijän $\sum_{i=1}^{t}$ nojalla. Tämän hypoteesin mukaista mallia voidaan kutsua differenssistationaariseksi (DS) malliksi, sillä mikäli sen ominaisyhtälössä on yksi tai useampi yksikköjuuri, on siitä mahdollista tehdä differenssistationaarinen malli differentoimalla sen vuoden t arvo annetulla p:nnen kertaluvun arvolla. Hypoteesien malleista ensimmäinen on deterministinen eli poikkeamat sen kulmakerroinparametri β_t:n arvosta (ε_t) ovat väliaikaisia eivätkä vaikuta sen trendin kulkuun. Jälkimmäisen mukaan jakso $\{\overline{\varphi}'_t\}$ ei palaudu alkuperäiseen trendiinsä vääjäämättömästi, vaan erilaiset, satunnaiset ”šokit” saavat sen suistumaan aiemmalta trendiltään. Toisin kuin H_1:n tapauksessa, nämä poikkeamat myös kertautuvat ajassa.

Näiden hypoteesien lisäksi on vielä mahdollista esittää kolmas, jonka mukaan jakso $\{\overline{\varphi}'_t\}$ olisi satunnaiskulku (*random walk*). Tämän mallin mukaan jonkin muuttujan y_t arvo määräytyy sen alkuehdon arvon y_0 ja valkoisen kohinan eli satunnaisjakautuneen muuttujan ε_t ($E(\mu, \sigma^2) = 0$) mukaan eli tässä tapauksessa

$H_3 : \overline{\varphi}'_t = \overline{\varphi}'_0 + \sum_{i=1}^{t} \varepsilon_i.$

Satunnaiskulussa voiton suhdeluvun arvo määräytyisi täysin sen jäännöstekijän muutosten perusteella, eikä jaksossa olisi determinististä tai satunnaista trendiä. Mainitun ohella voidaan laatia myös hypoteesi mallista, jossa satunnaiskulussa on deterministinen tekijä. Tällaista mallia voidaan kutsua satunnaiskuluksi suunnalla (random walk plus drift) ja se on alkuehdon ollessa tunnettu kirjoitettavissa yhtälöön

$H_4 : \overline{\varphi}'_t = \overline{\varphi}'_0 + \beta_0 t + \sum_{i=1}^{t} \varepsilon_i,$

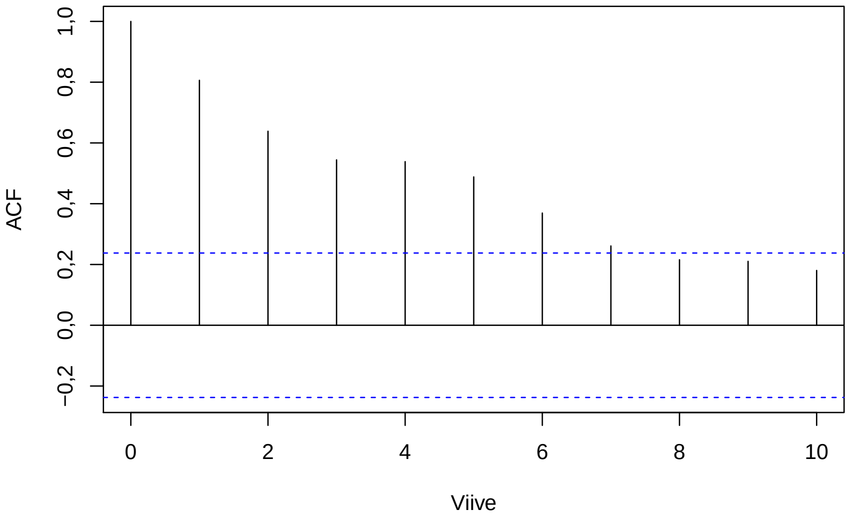
Tällainen malli on puhtaasti trendimäinen malli; siinä ei ole erillistä, stationaarista osatekijää.[20]

[...]

3 Sopivan mallin valitseminen voiton suhdeluvun jaksolle $\{\overline{\varphi}'_t\}$

Voiton suhdeluvun jakson $\{\overline{\varphi}'_t\}$ kulku nähtiin kuvaajissa 1 ja 2. Tätä kulkua tuleekin seuraavaksi käsitellä aikasarjamenetelmillä ja sovittaa jaksoihin malli, joka auttaa ymmärtämään niiden kulkua. Toisin sanoen voiton suhdeluvun arvoa vuonna t ($\overline{\varphi}'_t$) käsitellään sen aiempia arvoja ($\overline{\varphi}'_{t-1}, \overline{\varphi}'_{t-2}, ..., \overline{\varphi}'_{t-p}$) vasten.

[20]Enders 2004, 162.



Kuvaaja 3: Voiton suhdeluvun autokorrelogrammi (ACF), 1949–2016

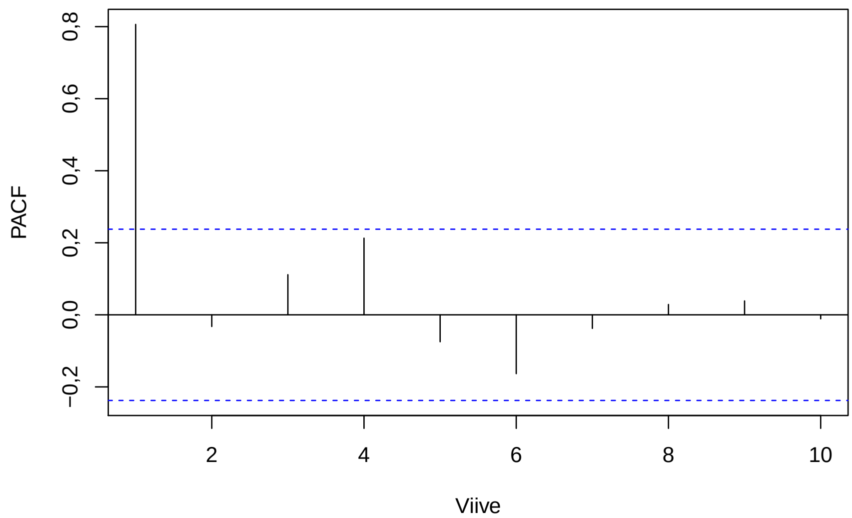
Etenen sopivimman mallin valinnassa soveltaen vakiintunutta Box–Jenkins-menetelmää.[21] Menetelmässä lähdetään liikkeelle sopivan aikasarjamallin tunnistamisesta ja valinnasta, jonka jälkeen testattavan mallin parametrit estimoidaan sopivilla algoritmeilla. Tämän jälkeen tarkistetaan lopuksi, täyttääkö valittu malli stationaarisen ($E(\mu, \sigma^2) = 0$), yksimuuttujaisen prosessin tunnusmerkistön. Erityishuomiota annetaan valittavan mallin jäännösten mahdollisen sarjakorreloivuuden tarkistukselle.

Box–Jenkins-menetelmä edellyttää tarkasteltavien jaksojen olevan stationaarisia. Niinpä onkin aluksi katsottava, ovatko jaksot (A) ja (B) stationaarisia vai onko niissä trendi. Tämä tehdään katsomalla niiden autokorrelaatiokertointen (ACF) ja osittaisautokorrelaatiokertointen (PACF) arvoa. Kuvaajista 1 ja 2 on voitu jo silmämääräisesti päätellä, etteivät jaksot $\{\overline{\varphi}'_t\}$ ole välttämättä trendittömiä. Tämän jälkeen varmistetaan vielä Ljung–Box-testin (nk. Q-testi) avulla, onko jakson $\{\overline{\varphi}'_t\}$ arvopisteiden $\overline{\varphi}'_{t-1}, \overline{\varphi}'_{t-2}, ..., \overline{\varphi}'_{t-p}$ välillä tilastollisesti merkitsevää sarja- eli autokorreloituvuutta. Lähdemme liikkeelle vuodet 1949–2016 kattavasta jaksosta (A). Autokorrelaatiofunktio on laskettu kymmenelle viiveelle (lags) eli $h = 10$.

Ljung–Box-testi
$Q = 46{,}17$, vapauasteet $= 1$, p-arvo $= 1{,}984$e-11

Nähdään, että jakson $\{\overline{\varphi}'_t\}$ arvopisteiden välinen sarjakorreloivuus on varsin voimakasta ja tilastollisesti merkitsevää aina kahdeksanteen viiveeseen ($h = 8$) asti. Tämä tarkoittaa, että jaksossa on mitä todennäköisimmin trendi. Osittaisautokorrelaatiofunktion (PACF) kuvaaja kertoo, että Ljung–Box-testin viiveeksi kannattaa valita yksi. Näin lasketun testin tuloksena onkin, että jakson arvopisteiden välillä on tilastollisesti merkitsevää sarjakorreloivuutta. Tämän osoittaa se, että testin Q-arvo (χ^2) ylittää sen kriittisen arvon $\chi^2_{1-1{,}984e-11,1}$ selvästi.

[21] Enders 2004, 76–79.



Kuvaaja 4: Voiton suhdeluvun osittaisautokorrelogrammi (PACF), 1949–2016

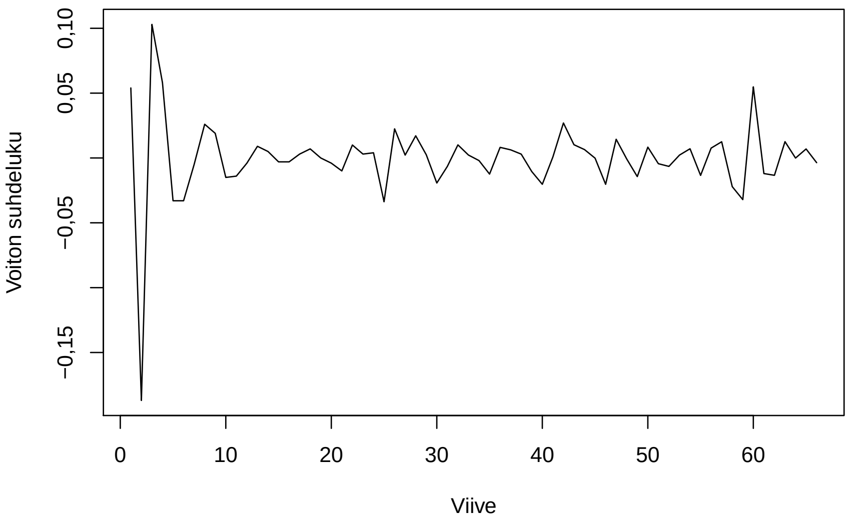
Voiton suhdeluvun jakso $\{\overline{\varphi}'_t\}$ mitä suuremmalla todennäköisyydellä ei ole stationaarinen. Näin ollen emme voi käyttää perinteisiä Gauss–Markov-olettamuksia sen analysoinnissa emmekä sovittaa sitä Box–Jenkins-menetelmän mukaisesti ennen kuin sen trendi on poistettu. Perinteinen lähestymistapa asiaan on selvittää täydennetyn Dickey–Fuller-testin avulla, onko jakson ominaisyhtälössä yksikköjuuri. Mikäli yksikköjuuri löytyy, on trendi mahdollista poistaa differentoimalla jakso sen edellisen tai edellisten arvopisteiden arvolla (esim. $y'_t = y_t - y_{t-1}$). Testi on tässä laskettu perinteisellä 95 % riskitasolla ja kolmella viiveellä ($k = 3$).

Täydennetty Dickey–Fuller-testi
t-arvo = -1,12, k = 3, p-arvo 0,783

Nähdään, että testin t-arvo -1,12 on pienempi negatiivinen kuin sen kriittinen arvo -7,02 valitulla riskitasolla 95 % (eli $p < 0,05$). Niinpä täydennetyn Dickey–Fuller-testin perusteella voidaankin olettaa, että voiton suhdeluvun jakson $\{\overline{\varphi}'_t\}$ trendi olisi poistettavissa differentoinnilla. R:n {`forecast`}-paketin `ndiffs`-funktio kertoo, että annetulla riskitasolla jakson $\{\overline{\varphi}'_t\}$ toisella kertaluvulla tehtävä differentointi riittää tekemään siitä differenssistationaarisen, toisen kertaluvun integroidun jakson ($I(2)$). Tämä jakso on esitetty seuraavassa kuvaajassa.

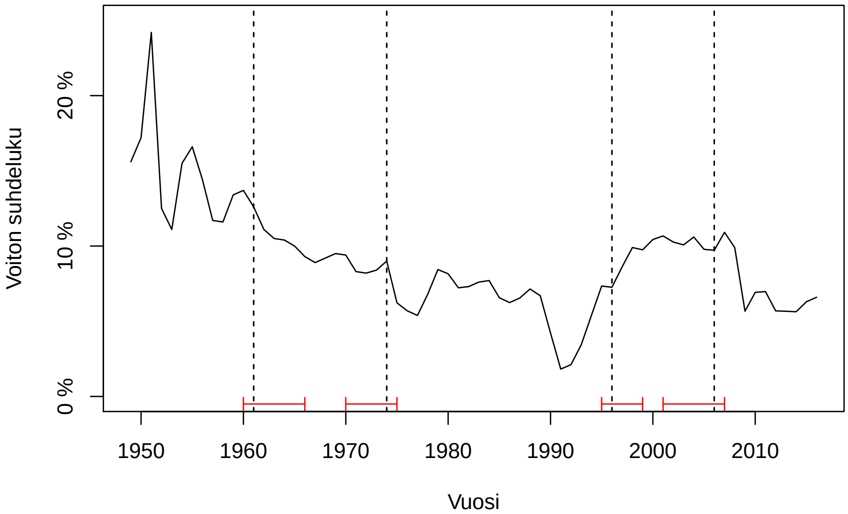
Kuvaajien 1 ja 2 tarkastelu on kuitenkin osoittanut, ettei yksinkertainen differenssistationaarinen malli $I(2)$ välttämättä kuvaa jakson $\{\overline{\varphi}'_t\}$ kulkua, sillä jakson kulussa on selkeitä katkoksia, joiden voidaan epäillä johtaneen trendinmuutoksiin. Tämä voikin johtaa täydennettyä Dickey–Fuller-testiä käytettäessä harhaisiin johtopäätöksiin siitä, että jaksossa olisi yksikköjuuri, vaikkei näin todellisuudessa olisikaan.[22] R:n {`strucchange`}-paketti tarjoaa `breakpoints`-funktion, jonka avulla meidän on mahdollista arvioida jaksossa mahdollisesti esiintyviä rakenteellisia murroksia niiden ajallisen sijainnin sekä luotettavuusvälin avulla. Funktio esittää bayesilaista informaatiokriteeriä (Bayesian information criterion, BIC) käyttäen jaksossa olevan neljä rakenteellista

[22] Enders 2004, 200.



Kuvaaja 5: Voiton suhdeluvun jakso ($I(2)$)

murroshetkeä. Funktio on laskenut tämä murroshetket minimoidun jännösneliösumman (minimized residual sum of squares) ja parametrien lukumäärän välillä. Nämä hetket on esitetty jaksoa (A) vasten seuraavassa kuvaajassa.



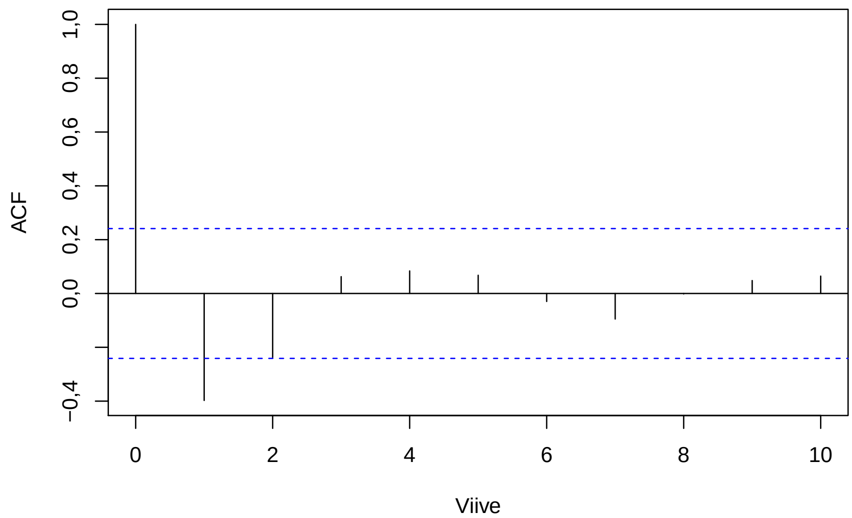
Kuvaaja 6: Rakenteelliset murroshetket voiton suhdeluvussa 1949–2016

Ensimmäisen murroksen nähdään sijoittuvan vuosiin 1961–6, 1974–5, 1995–6 ja 2006–7 $\pm 2,5\%$ virhemarginaalilla. Kuvaajan perusteella onkin oletettavissa, että voiton suhdeluvun jaksossa $\{\overline{\varphi}'_t\}$ on ollut neljä trendimuutosta, jotka voivat vaikuttaa täydennetyn Dickey–Fuller-testin luotettavuuteen. $\{\overline{\varphi}'_t\}$ voidaankin jaksottaa neljään, vuodet 1949–74, 1961–95, 1975–2006 ja 1996–2016 kattavaan osajaksoon ja tarkastella, ovatko nämä neljä osajaksoa stationaarisia tai differenssi- ja trendistationaarisia.

Jokaiseen neljään jaksoon sisältyy yksi tunnettu rakenteellinen murros vuosina 1961, 1974, 1996 ja 2006. Meidän onkin mahdollista käyttää Zivot–Andrews-yksikköjuuritestiä todentaaksemme, onko neljässä osajaksossa rakenteellisista murroksista huolimatta yksikköjuuri täydennetyn Dickey–Fuller-testin nollahypoteesin H_0 mukaisesti. Zivot–Andrews -yksikköjuuritestin etuna on, ettei rakenteellista murroshetkeä $\overline{\varphi}'_t$ tarvitse tietää etukäteen. Testin huonona puolena on, että se mahdollistaa vain yhden rakenteellisen murroksen havaitsemisen tutkittavaa jaksoa $\{y_t\}$ kohden. Useita rakenteellisia murroksia mahdollistavan yksikköjuuritestin puute on pitkälti syynä siihen, ettei jaksoa $\{\overline{\varphi}'_t\}$ voida käsitellä kokonaisuudessaan.

Katsotaan seuraavaksi Zivot–Andrews-testin tulokset jokaisen neljän osajakson 1949–74, 1961–95, 1975–2006 ja 1996–2016 kohdalla. Testi on laskettu tavanomaisella 95 % riskitasolla ($p < 0,05$) ja kolmelle viiveelle (k = 3). Testin nollahypoteesi (H_0) on täydennetyn Dickey–Fuller-testin tavoin, että jaksossa on yksikköjuuri. Toisin sanoen, mikäli testisuure ZA on suurempi (pienempi negatiivinen) kuin testin kriittinen arvo valitulla riskitasolla, ei nollahypoteesia voida hylätä. Vastaavasti, mikäli testiarvo on pienempi (suurempi negatiivinen) kuin kriittinen arvo, tulee H_0 hylätä.

Taulukko 1. Zivot–Andrews-testin tulokset jakson $\{\overline{\varphi}'_t\}$ neljälle osajaksolle



Kuvaaja 7: Differenssistationaarinen voiton suhdeluvun autokorrelogrammi, 1949–2016

Osajakso	ZA	Kriittinen arvo	p-arvo
1949–74	-3,32	-5,08	5,712e-10
1961–95	-4,24	-5,08	7,532e-10
1975–2006	-4,67	-5,08	7,156e-11
1996–2016	-2,76	-5,08	2,457e-06

Taulukosta nähdään, että osajaksojen testiarvot (ZA) alittavat testin kriittisen arvon -5,08 annetulla riskieli merkitsevyystasolla $p < 0,05$. Tämä tarkoittaa, että testin H_0 pitää. Voimme toisin sanoen käyttää differentointia ($y'_t = y_t - y_{t-h}$) poistaaksemme jakson $\{\overline{\varphi}'_t\}$ trendin.

Aiemmin on nähty, että jaksosta $\{\overline{\varphi}'_t\}$ voidaan tehdä differenssistationaarinen toisen kertaluvun differentoinnilla ($I(2)$). Katsotaan seuraavaksi, minkälaisen kuvaajan differentointi tuottaa.

Kuvaajasta nähdään, että differentoitu voiton suhdeluvun jakso $\overline{\varphi}'_t$ on toisesta viiveestä ($h = 2$) lähtien heikosti stationaarinen. Koska ensimmäisen kertaluvun viive on vielä tilastollisen merkitsevyysrajan ulkopuolella, voidaan epäillä, että Ljung–Box-testi jakson havaintojen välisestä autokorreloimattomuudesta ei pidä paikkansa. Tämä voidaan kuitenkin vielä todentaa itse testin avulla. Testi on laskettu kymmenelle viiveelle ($h = 10$). Sen H_0 on, ettei jakson havaintojen välillä ole tilastollisesti merkitsevää autokorrelaatiota.

Ljung–Box-testi
Q = 17,27, vapausasteet = 10, p-arvo = 0,06861

Testiarvo ylittää selvästi sen kriittisen arvon $\chi^2_{1-0,06861,10} = 4,33$. Näin ollen jakson $\{\overline{\varphi}'_t\}$ arvopisteiden välillä onkin tilastollisesti merkitsevää sarjakorrelaatiota ja tämä tulee huomioida, kun jaksoa sovitetaan sopivimpaan mahdolliseen malliin. Tässä kohtaa keskeistä on, että huolimatta jakson kulussa havaituista rakenteellisista katkoksista tai murroshetkistä, on siitä ollut mahdollista tehdä differenssistationaarinen toisen kertaluvun integroitu jakso ($I(2)$).

Lähteet

Artikkelit

Deepankar Basu ja Panayiotis T. Manolakos, Is There a Tendency for the Rate of Profit to Fall? Econometric Evidence for the U.S. Economy, 1948?2007. *Review of Radical Political Economics* 1/2012, 77–92

Ivan Trofimov, Profit rates in developed capitalist economies: A time series investigation. *PSL Quarterly Review* 2/2017, 85–128

Kirjallisuus

Enders, Walter: *Applied Econometric Time Series.* Wiley & Sons, Hoboken (New Jersery) 2004

Marx, Karl: *Vuosien 1857–1858 taloudelliset käsikirjoitukset* ("*Grundrisse*"). Osa 2. Progress, Moskova 1986 [1857–8]

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

Shaikh, Anwar M. ja Tonak, E. Ahmet: *Measuring the Wealth of Nations.* Cambridge University Press, Cambridge 1994

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