


SUOMEN SUHDANNEVAIHTELUIDEN TYYLITELLYT FAKTAT

Ilari Ahola

Helsingin yliopisto
Valtiotieteellinen tiedekunta
Taloustiede
Pro gradu -tutkielma
Lokakuu 2012

 HELSINGIN YLIOPISTO HELSINGFORS UNIVERSITET UNIVERSITY OF HELSINKI		
Tiedekunta/Osasto – Fakultet/Sektion – Faculty Valtiotieteellinen tiedekunta	Laitos – Institution – Department Politiikan ja talouden tutkimuksen laitos	
Tekijä – Författare – Author Ahola, Ilari Tapani		
Työn nimi – Arbetets titel – Title Suomen suhdannevaihteluiden tyyllitellyt faktat		
Oppiaine – Läroämne – Subject Taloustiede		
Työn laji – Arbetets art – Level Pro gradu -tutkielma	Aika – Datum – Month and year Lokakuu 2012	Sivumäärä – Sidoantal – Number of pages 113
Tiivistelmä – Referat – Abstract		
<p>Tutkielman tavoitteena on kuvata Suomen suhdannevaihteluille tyypillisiä piirteitä eli niin sanottuja tyyllitelyjä faktoja. Yhdysvaltalaisessa tutkimuskirjallisuudessa tyyllitelyjä faktoja on laskettu erityisesti reaalisten suhdannevaihteluiden teoriaa kehitettäessä. Suomen suhdannevaihteluiden tyyllitelyjä faktoja ei ole aiemmin perusteellisesti tutkittu. Suomen aineistolla saatuja tuloksia on tarkoitus myös verrata Yhdysvaltojen tuloksiin, ja arvioida, mistä mahdolliset erot johtuvat.</p> <p>Aineistona on käytetty 37:ää Suomen taloutta kuvaavaa neljännesvuosittaista aikasarjaa. Suurin osa aikasarjoista kattaa vuodet 1960–2011, mutta aikasarjat alkavat viimeistään vuodesta 1975. Vuosille 1960–1971 neljännesvuositainen huoltotase on tuotettu itse indikaattorimuuttujia painottamalla. Huoltotase-erien lisäksi tärkeimpiä tutkimuksessa tarkasteltavia muuttujia ovat työntekoa, tuottavuutta, palkkoja ja hintoja kuvaavat muuttujat. Vertailun helpottamiseksi Yhdysvaltojen osalta on käytetty myös samankaltaista aineistoa.</p> <p>Suurin osa tutkituista aikasarjoista on epästationaarisia, joten niistä on ollut tarpeen puhdistaa trendi suhdannekomponenttien tutkimiseksi. Tähän on käytetty laajan suosion saanutta Hordrick–Prescott-suodinta, mutta myös muita mahdollisia menetelmiä on tutkielmassa arvioitu. Stationaarisiksi saaduista aikasarjoista on laskettu niiden keskihajonnat, autokorrelaatiot sekä ristikorrelaatiot maataloudettoman yksityisen sektorin bruttokansantuotteen kanssa.</p> <p>Tutkimustulosten perusteella Suomessa suhdannevaihtelut ovat noin 1,3-kertaa voimakkaampia kuin Yhdysvalloissa. Tämä havainto koskee liki kaikkia huoltotaseen eriä, sillä suhteessa yksityiseen BKT:hen kysynnän erien käyttäytyminen on hyvin samankaltaista kuin Yhdysvalloissa. Yksityisen kulutuksen keskihajonta on nimittäin molemmissa maissa noin puolet pienempää ja yksityisten investointien, viennin sekä tuonin keskihajonta noin 2,5-kertaista yksityiseen BKT:hen nähden. Kulutus ja investoinnit korreloivat melko vahvasti suhdannesyklin kanssa.</p> <p>Asuinrakennusinvestoinnit käyttäytyvät poikkeavasti, sillä erän keskihajonta on Yhdysvalloissa huomattavasti Suomea suurempaa. Yhdysvalloissa asuinrakennusinvestoinnit ovat myös ainoa sykliä johtava kysynnän erä, kun muut erät ovat syklin kanssa samanaikaisia tai seuraavat sitä viiveellä. Suomessa vienti on ainoa sykliä selkeästi johtava muuttuja, vaikka korrelaatio ei olekaan kovin vahvaa. Yleisesti muuttujien autokorrelaatiot ja ristikorrelaatiot syklin kanssa ovat Suomessa jonkin verran heikompia kuin Yhdysvalloissa.</p> <p>Suhdannevaihteluiden vaikutus työmarkkinoihin on Suomessa suhteellisesti pienempää kuin Yhdysvalloissa. Tämä johtuu luultavasti Yhdysvaltojen Suomea joustavammista työmarkkinoista. Samasta syystä saattaa myös johtua se, että Suomessa reaali-palkka seuraa sykliä selvällä viiveellä, kun Yhdysvalloissa muuttuja taas johtaa sykliä. Muiden tutkittujen muuttujien, kuten hintatason, inflaation ja tuottavuuden, käyttäytyminen on molemmissa maissa melko samankaltaista. Tutkimusajanjakson ja trendinpuhdistusmenetelmän valinta vaikuttavat saatuihin tuloksiin jonkin verran, mutta saatu yleiskuva suhdannevaihteluiden käyttäytymisestä näyttäisi melko vakaalle näistä valinnoista riippumatta.</p>		
Avainsanat – Nyckelord – Keywords Suhdannevaihtelut, tyyllitellyt faktat, HP-suodin, Suomen historiallinen neljännesvuositilinpito		

SAATTEEKSI

Tein tätä tutkimusta harjoittelijana ja tilastonlaatijana Tilastokeskuksessa syyskuusta 2011 toukokuuhun 2012. Haluan kiittää Tilastokeskusta tutkimuksen rahoituksesta ja monilta eri asiantuntijoilta saamistani tiedoista ja neuvoista. Erityisesti haluan kiittää ohjaajaani professori Antti Ripattia sekä erikoistutkija Arto Kokkista lukuisista aiheeseen liittyvistä keskusteluista. Lisäksi esitän kiitokseni Tuomas Rothoviukselle, Olli Savelalle ja Raimo Nurmiselle historialliseen neljännesvuositilinpitoon perehdyttämisestä ja Samu Hakalle sekä Pasi Koikkalaiselle nykyisiin käytäntöihin opastamisesta. Olen kiitollinen myös arkistonhoitaja Kari Degerstedtille avusta vanhojen tilastojulkaisujen löytämiseksi. Lopuksi haluan kiittää esimiehiäni Faiz Alshailia ja Paula Koistinen-Jokiniemeä kannustuksesta ja käytännön järjestelyiden hoitamisesta.

Helsingissä 8.10.2012

Ilari Ahola

SISÄLLYS

1 JOHDANTO	5
2 KÄSITTEET JA TUTKIMUSMENETELMÄT	7
2.1 Suhdannevaihteluiden määrittely.....	7
2.2 Ensimmäisten momenttien laskeminen.....	8
2.3 Spektrianalyysi.....	9
2.4 Ihanteellisen suodin	12
2.5 Lineaarinen trendi	12
2.6 Hodrick–Prescott-suodin.....	13
2.7 Baxter–King-suodin.....	14
2.8 Muut taajuusperusteiset suotimet.....	17
2.9 Mekaanisten suodinten ongelmat.....	17
2.10 Unobserved component -menetelmä.....	19
2.11 Beveridge–Nelson-hajotelma.....	20
2.12 Suodinten vertailua	20
3 TYYLITELLYT FAKTAT KIRJALLISUUDESSA	23
3.1 Merkitys suhdannetutkimuksessa	23
3.2 Määrittelyyn liittyvät ongelmat.....	24
3.3 BKT ja kysyntäerät	25
3.4 Työmarkkina- ja tuotannontekijämuuttajat.....	29
3.5 Nimelliset muuttajat.....	34
3.6 Ulkomaankaupan muuttajat.....	36
3.7 Kansainvälinen vertailu	37
4 AINEISTO	39
4.1 Yhdysvaltojen aineisto.....	39
4.2 Suomen ja Yhdysvaltojen neljännesvuositilinpidoon vertailua.....	40
4.3 Suomen moderni neljännesvuositilinpito.....	42
4.4 Suomen historiallinen neljännesvuositilinpito.....	43
4.5 Sarjojen kausitasoitus ja yhdistäminen	45

4.6 Yksityinen BKT ja väestön määrä	45
4.7 Työllisyys ja tehdyt työtunnit	47
4.8 Tuottavuuslaskelmat	49
4.9 Hinnat ja palkat	50
4.10 Rahan määrä ja korot	51
4.11 Muut muuttajat.....	52
4.12 Aineiston kokoaminen käytännössä.....	53
5 TULOKSET SUOMEN AINEISTOLLA.....	54
5.1 Yleinen suhdannekehitys	58
5.2 Yksityinen kulutus	61
5.3 Yksityiset investoinnit	64
5.4 Julkiset menot	67
5.5 Työllisyys ja tehdyt työtunnit	69
5.6 Reaalipalkka ja tuottavuuslaskelmat.....	71
5.7 Nimelliset muuttajat.....	74
5.8 Ulkomaankaupan muuttajat.....	77
5.9 Muut muuttajat.....	80
5.10 Spektrianalyysin tulokset.....	83
5.11 Tulosten herkkyysanalyysi.....	85
6 YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET	90
LÄHTEET.....	93
LIITE 1. 1960-luvun neljännesvuositilinpidon laskentamenetelmät	99
LIITE 2: Yhdysvaltojen aineiston lähteet.....	110

1 JOHDANTO

Suhdannevaihteluiden tutkimus on toinen makrotaloustieteen päähaaroista kasvuteorian ohella. Suhdannevaihtelut ovat kiinnostavia, sillä ne vaikuttavat ihmisten jokapäiväiseen elämään sekä yritysten ja julkisen vallan tekemiin päätöksiin. Tavallisen ihmisen on helpompi havaita suhdannevaihteluita kuin talouden pitkää kasvutrendiä, sillä suhdannevaihtelut lisäävät tilapäisesti työttömyyttä ja omasta kulutuksestaan voi joutua väliaikaisesti tinkimään. Sen sijaan elintason vähittäiseen nousuun tottuu nopeasti. Myös yritysten voitot ovat riippuvaisia suhdannevaihteluista, samoin julkisen sektorin tulot ja menot. Julkisella vallalla on myös kiinnostusta pyrkiä tasaamaan suhdannevaihteluita talouspolitiikan keinoin.

Suhdannevaihteluiden tyylliteltyt faktat ovat empiirisen tutkimuksen pohjalta tehtäviä yleistyksiä suhdannevaihteluiden säännönmukaisuuksista. Tyylliteltyt faktat antavat karkean kuvan makrotaloudellisten muuttujien monimutkaisista yhteismuutoksista, ja niiden avulla voidaan arvioida teoreettisten mallien kykyä kuvata todellisuutta. Tyylliteltyjä faktoja on tutkittu erityisesti Yhdysvaltojen aineistolla 1980-luvulta lähtien käyttämällä useimmiten Hordrickin ja Prescottin (1997) kehittämää menetelmää trendin puhdistamiseksi aikasarjoista. Uranuurtajia tällä sarjalla ovat olleet reaalisten suhdannevaihteluiden teorian kehittäjät Kydlandista ja Prescottista (1982) alkaen. Myöhemmin esimerkiksi King ja Rebelo (1999) ovat jatkaneet samaa työtä. Lisäksi tyylliteltyjä faktoja laskeneista suhdanneteorian kehittäjistä on syytä mainita Cooleyn ja Prescottin (1995) artikkeli sekä samassa kirjassa ilmestyneet muut artikkelit. Pelkästään tyylliteltyjen faktojen laskemiseen ovat puolestaan keskittyneet esimerkiksi Kydland ja Prescott (1990) sekä Stock ja Watson (1999).

Suomen aineistolla suhdannevaihteluiden tyylliteltyjä faktoja ei ole aiemmin perusteellisesti tutkittu, joten tämän tutkielman tärkein tavoite on antaa kuva Suomen suhdannevaihteluiden yleispiirteistä ja verrata saatuja tuloksia Yhdysvaltoihin. Vertailun tarkoituksena on saada selville, miten ja miltä osin Suomen suhdannevaihtelut poikkeavat Yhdysvaltojen suhdannevaihteluista sekä mistä syistä nämä erot mahdollisesti johtuvat. Järkevän vertailun tekemiseksi tutkimuksessa käytetään samoja menetelmiä kuin yhdysvaltalaisessa tutkimuskirjal-

lisuudessa, eli kausitasoitetuista neljännesvuosiaikasarjoista poistetaan trendi Hodrick–Prescott-suotimella. Muitakin mahdollisia menetelmiä esitellään ja vertaillaan tutkielmassa. Suodatetuista aikasarjoista lasketaan niiden keskihajonta, ensimmäisen asteen autokorrelaatio sekä ristikorrelaatio maataloudettoman yksityisen sektorin BKT:n kanssa.

Tutkielmaa varten on koottu laaja 37 Suomen taloutta kuvaavan neljännesvuosittaisen aikasarjan aineisto vuosille 1960–2011. Jotkin aikasarjoista tosin alkavat hieman myöhemmin, mutta viimeistään vuodesta 1975. Tämän aikasarja-aineiston tuottaminen on tavallaan tutkielman sivutuote samoin kuin se, että tutkielma toivottavasti myös edistää tilastojen tuottajien ja käyttäjien välistä vuoropuhelua sekä auttaa Tilastokeskusta tilastotuotannon laaduntarkkailussa.

Tutkielman luvussa 2 määritellään, mitä suhdannevaihteluilla tarkalleen tarkoitetaan sekä esitellään tyylieltyjen faktojen laskemisessa käytettäviä menetelmiä. Erityisesti esitellään ja vertaillaan erilaisia tapoja poistaa ajassa kasvavista aikasarjoista niiden trendikomponentti. Luvussa 3 pohditaan tyylieltyjen faktojen merkitystä sekä esitetään kirjallisuudessa saatuja tuloksia Yhdysvaltojen suhdannevaihteluiden tyylieltyistä faktoista.

Luvussa 4 on ensin esitelty vertailuaineistona käytettävää Yhdysvaltojen aineistoa sekä käsitelty Yhdysvaltojen ja Suomen kansantalouden tilinpidon eroavaisuuksia. Lisäksi on kerrottu Suomen aineiston kokoamisessa käytetyistä lähteistä ja menetelmistä. Luvussa 5 esitellään tutkimustuloksia eli Suomen suhdannevaihteluille saatuja tyylieltyjä faktoja. Tuloksia verrataan Yhdysvaltoihin, ja pohditaan mahdollisten erojen syitä. Lisäksi muuttujien tarkastelussa sovelletaan spektrianalyysia, ja arvioidaan saatujen tulosten herkkyyttä tehdyille menetelmävalinnoille. Luku 6 sisältää yhteenvedon ja johtopäätökset.

2 KÄSITTEET JA TUTKIMUSMENETELMÄT

Tässä luvussa määritellään ensinnä suhdannevaihtelut, minkä jälkeen esitellään tyylieltyjen faktojen empiirisessä tutkimuksessa käytettyjä menetelmiä. Menetelmistä ensinnä käsitellään aikasarjoista tutkittavia perustunnuslukuja ja tämän jälkeen esitellään spektrianalyysia. Spektrianalyysin tuntemus helpottaa huomattavasti trendin puhdistamiseen liittyvien ongelmien ymmärtämistä. Näitä ongelmia käsitellään tämän jälkeen laajemmin esittelemällä ja vertailemalla erilaisia suotimia ja muita menetelmiä.

2.1 Suhdannevaihteluiden määrittely

Suhdannevaihteluiden empiirisen tutkimuksen uranuurtajien Burns ja Mitchellin (1946) klassisen määritelmän mukaan suhdannesykli voidaan jaotella neljään osaan: ensinnäkin kasvujaksoon, jolloin taloudellinen toimeliaisuus on vilkasta samanaikaisesti monilla eri aloilla, toiseksi taantumiseen, kun suhdannehuippu on ohitettu, kolmanneksi supistumiseen, kun talous on lamassa ja neljänneksi elpymiseen, jota seuraa jälleen uuden syklin kasvujakso. Suhdannesykli ovat toistuvia, mutteivät säännöllisiä ja niiden kesto voi vaihdella reilusta vuodesta aina yli kymmeneen vuoteen. Vaihtelut ovat luonteeltaan sellaisia, ettei niitä voi jakaa lyhyempiin sykleihin.

Klassisen suhdannevaihtelun määritelmän mukaan taantumassa bruttokansantuotteen on pienennyttävä absoluuttisesti vähintään kahtena perättäisenä vuosineljänneksenä. Modernissa ajattelussa suhdannevaihtelut ovat kasvusyklejä eli BKT:n poikkeamia pitkän aikavälin kasvutrendistä, kuten esimerkiksi Lucas (1977) määritteli, vaikka hän ei määritellytkään trendiä tarkasti. Pitkän aikavälin talouskasvusta johtuen klassisessa teoriassa taantumukset ovat siis lyhyempiä ja nousukaudet pidempiä, kun taas modernissa ajattelussa talous on kasvutrendinsä ylä- ja alapuolella keskimäärin yhtä pitkän ajan.

Suhdannevaihteluiden määritelmään kuuluu oleellisesti niiden pituus, sillä suhdannesykli on erotettava pidemmän aikavälin kasvutrendistä ja toisaalta lyhyen aikavälin satunnais- ja kausivaihtelusta. Tässä tutkielmassa nojaututaan Stockin ja Watsonin (1999) määritelmään,

jonka mukaan suhdannevaihteluiden pituus on 6–32 neljännesvuotta eli puolestatoista vuodesta kahdeksaan vuoteen. Näkemyksensä he perustavat yhdysvaltalaisen NEBER-tutkimuslaitoksen suhdannevaihteluiden ajoituskomitean listaan Yhdysvaltojen suhdannehuippujen ajankohdista vuosina 1858–1992. Kyseisenä ajanjaksona lyhin täysi suhdannesykli oli kestoaltaan 6 ja pisin 39 neljännesvuotta. Tarkastelujakson 30 täydestä syklistä 90 % oli kuitenkin pituudeltaan alle 32 neljännesvuotta.

Suhdannevaihteluiden kannalta mielenkiintoiset neljännesvuosiaikasarjojen voi katsoa koostuvan neljästä osasta: ensinnäkin pitkän aikavälin rakenteellista kasvua kuvaavasta trendistä, toiseksi keskipitkän aikavälin suhdannesykleistä, kolmanneksi vuoden sisäisestä kausivaihtelusta ja neljänneksi epäsäännöllisestä satunnaisvaihtelusta eli valkoisesta kohinasta. Tavallisesti, kun aikasarjoja ryhdytään analysoimaan, käytetään valmiiksi kausitasoitettua aineistoa. Analyysin helpottamiseksi aikasarjoista halutaan myös poistaa trendi. Satunnaisvaihtelua sen sijaan ei useinkaan erotella, vaan se jää osaksi syklistä komponenttia, jonka käyttäytymisestä ollaan kiinnostuneita.

Vaikka suhdannevaihteluiden historia on pitkä, keskitytään tässä tutkielmassa toisen maailmansodan jälkeiseen aikaan, kuten monissa muissakin tarkasteluissa. Esimerkiksi Stock ja Watson (1999) perustelevat tätä sillä, että suhdannevaihteluiden luonne on muuttunut uuden teknologian sekä rahoitusjärjestelmän ja muiden instituutioiden kehittymisen myötä, kun on siirrytty maatalousyhteiskunnasta kohti palveluyhteiskuntaa. Lisäksi varhaisessa aineistossa on merkittäviä puutteita, eikä se ole vertailukelpoista uudemman aineiston kanssa. Varhaisen maatalousyhteiskunnan suhdannevaihteluiden voi katsoa aiheutuneen pitkälti säästä ja muista olosuhdetekijöistä, jotka saattoivat aiheuttaa esimerkiksi katovuosia. Tällaiset ilmiöt ovat melko vieraita modernin talouden suhdannevaihteluiden synnylle.

2.2 Ensimmäisten momenttien laskeminen

Taloudelliset aikasarjat kasvavat ajassa usein eksponentiaalisesti, joten ensimmäiseksi tutkittavasta sarjasta on syytä ottaa logaritmi. Tällöin siitä saadaan lineaarinen. Syklisten komponenttien tutkimista varten aikasarjasta puhdistetaan valitulla menetelmällä trendi,

jolloin siitä saadaan myös stationaarinen. Tämän jälkeen trendipoikkeamille voidaan alkaa laskea erilaisia tunnuslukuja. Ensimmäisenä tutkitaan yleensä muuttujien keskihajontoja ja verrataan niitä keskenään. Näin voidaan arvioida sitä, kuinka paljon aikasarjoissa on vaihtelua, ja erityisesti, onko vaihtelu suurempaa vai pienempää kuin muilla aikasarjoilla. Toiseksi lasketaan useinkin muuttujien autokorrelaatiokertoimia, eli sitä, kuinka paljon muuttujan arvo korreloi sen omien, edeltävinä periodeina toteutuneiden, arvojen kanssa. Autokorrelaatio siis mittaa aikasarjan jatkuvuutta, eli sitä, kuinka paljon aikasarjan samaa arvo riippuu sen edellisistä arvoista.

Kolmanneksi muuttujien välisiä yhteyksiä voidaan laskea korrelaatiokertoimien avulla. Mitä suurempi positiivinen korrelaatio muuttujien välillä on, sitä samankaltaisempaa muuttujien vaihtelu on. Negatiivinen korrelaatio puolestaan merkitsee sitä, että muuttujien kehityssuunnat ovat toisiinsa nähden vastakkaiset. Korrelaatiokertoimien avulla voidaan myös pyrkiä arvioimaan johtaako jokin muuttuja toista muuttujaa suhdannesykleissä vai seuraako se sitä viiveellä. Tällöin korrelaatio lasketaan ensimmäisen muuttujan tietyllä hetkellä saaman arvon ja toisen muuttujan kyseistä hetkeä ennen ja jälkeen saamien arvojen välillä. Tuloksia tulkittaessa on kuitenkin muistettava, että tilastollisesti merkitsevä korrelaatio ei tarkoita välttämättä sitä, että muuttujien välillä olisi syy–seuraus-suhde.

2.3 Spektrianalyysi

Edellä esitellyt ensimmäiset momentit tuottavat aikasarjoista melko pelkistettyä tietoa. Aikasarjojen luonnetta voidaan kuitenkin syvemmin tutkia spektrianalyysin keinoin. Muuttujien syklistä käyttäytymistä voidaan kuvata estimoimalla niiden spektri. Spektrianalyysissä Fourier-muunnoksen avulla aikasarjan kokonaisvarianssi saadaan jaettua eri taajuuksien varianssiksi. Spektri voidaan tulkita tiheysfunktiksi, jolloin kahden taajuuspisteen väliin jäävä tiheys vastaa sitä osuutta kokonaisvarianssista, joka aikasarjalla on näiden pisteiden välillä. Siitä, missä kohdin spektritiheysfunktiolla on eniten massaa, voidaan päätellä, minkä pituiset syklit aikasarjassa painottuvat. Syklien pituus voi vaihdella kahdesta periodista aina koko havaintojakson pituuteen asti.

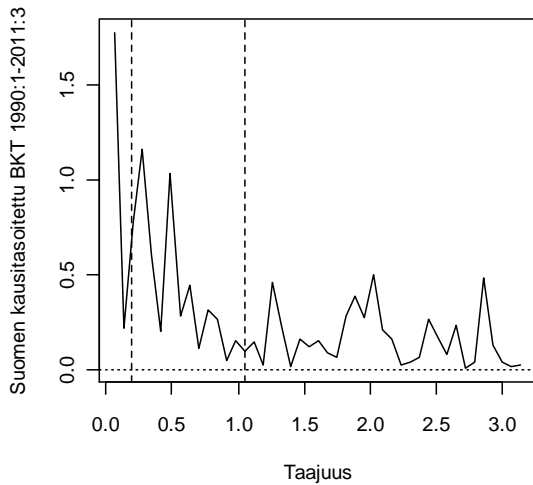
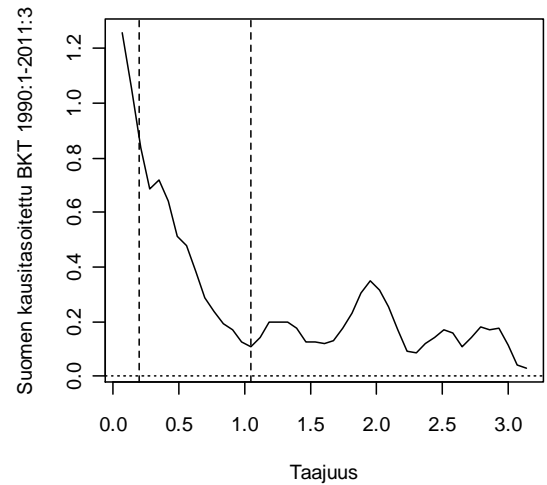
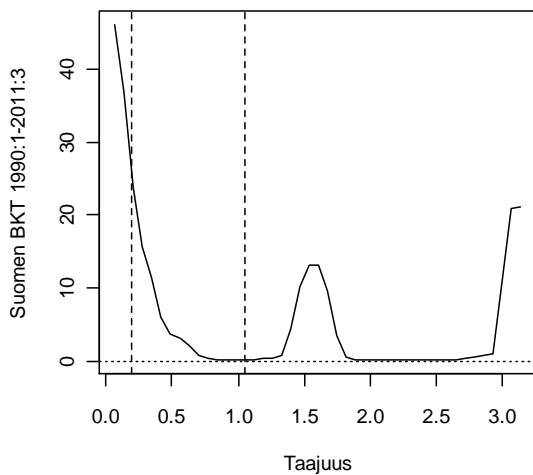
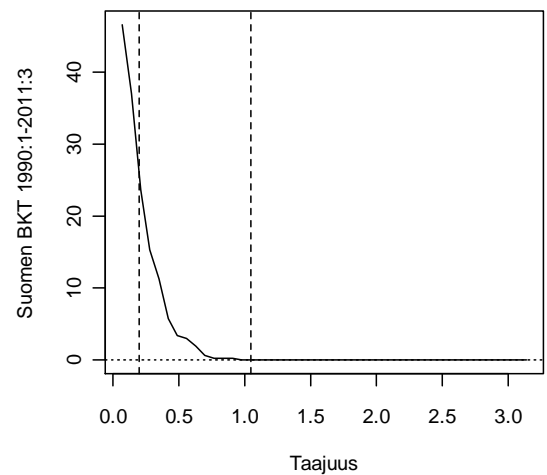
Levy ja Dezhbakhsh (2003) määrittelevät sarjan y_t spektrin Fourier-muunnoksena sen autokovarianssifunktiosta $\gamma(\cdot)$ seuraavasti:

$$(1) \quad f_y(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \gamma(k) e^{-ik\omega} dk$$

missä $-\pi \leq \omega \leq \pi$ ja taajuutta ω mitataan sykleinä periodia (radiaaneina) kohti. Koska $f_y(\omega)$ on symmetrinen kohdan $\omega = 0$ suhteen, tarkastellaan yleensä vain väliä $0 \leq \omega \leq \pi$. Taajuusmielessä syklin pituus on siis syklin pituuden käänteisluku, joka kerrotaan yleensä vielä 2π :llä. Käänteislukuesityksen vuoksi spektritiheysfunktion tulkinnassa pitää olla tarkkana. Esimerkiksi 32 periodin pituista sykliä vastaa taajuusalueella sykli, jonka pituus on $2\pi \cdot 1/32 = \pi/16 \approx 0,20$.

Spektritiheysfunktiota tulkinnassa on otettava huomioon se, että funktio perustuu estimaattiin, joten sille voidaan haluttaessa laskea luottamusväli. Estimoinnin tuottamaa raakaversiota on syytä tasoittaa, jotta tulos olisi luotettavampi ja sitä olisi helpompi tulkita. Kuvioon 1 on piirretty Suomen BKT:n ensimmäisen differenssin tasoittamaton spektri ja kuviossa 2 on saman sarjan tasoitettu spektri, jolloin kuviota on huomattavasti helpompi tulkita. Toisaalta estimaatin liiallisen tasoittamisen seurauksena menetetään arvokasta informaatiota, sillä spektrissä näkyvät kiinnostavat piikit tasoittuvat tai saattavat kadota kokonaan.

Kuviot 3 ja 4 havainnollistavat sitä, miten spektritiheysfunktiota tulkitaan. Kuviossa 3 on piirretty Suomen kausitasoittamattoman BKT:n spektri. Noin taajuudella 1,6 oleva piikki johtuu sarjan sisältämästä kausivaihtelusta, eli sarjassa on paljon komponentteja, joiden syklin pituus on neljä neljänestä. Lisäksi sarjassa on piikki noin taajuudella 3,1, eli sarjassa on myös huomattavasti korkeataajuisia satunnaisvaihtelua. Kuviossa 4 on Suomen kausitasoitetun BKT:n spektri, jolloin kuvion 3 kahta piikkiä ei ole enää havaittavissa. Kuvioissa olevien kahden pystyviivan väliin jäävä alue kuvaa suhdannevaihteluiden esiintymisaluetta. Tällä alueella on kuvioissa jonkin verran tiheysmassaa, mutta suurin osa siitä on taajuudella 0–0,2. Tämä johtuu sarjan sisältämästä trendistä eli hyvin matalataajuisesta vaihtelusta. Kuvion 4 spektri on hyvin tyypillinen monille taloudellisille neljännesvuosiaikasarjoille.

KUVIO 1: Differenssin tasoittamaton spektri**KUVIO 2: Differenssin tasoitettu spektri****KUVIO 3: Alkuperäisen sarjan spektri****KUVIO 4: Kausitasoitettun sarjan spektri**

Myös kahden aikasarjan välisen yhteyden vahvuutta voidaan arvioida spektrianalyysin avulla. Tällöin puhutaan koherenssista eli muuttujien välisestä ristispektritiheydestä. Se voidaan tulkita itseisarvoksi muuttujien välisestä tietyn taajuisesta korrelaatiokertoimesta. Koherenssin kuvaajan avulla voidaan siis arvioida sitä, millä taajuusvälillä muuttujien välinen korrelaatio on vahvin. Kuvaaja kuitenkin kerro, onko korrelaatio positiivinen vai negatiivinen. Koherenssin kuvaajan tulkinta on siis muutoin vastaava spektrin tulkinnan kanssa, mutta tiettyjen taajuuspisteiden välinen massa tulkitaan muuttujien väliseksi korrelaatioksi, ei muuttujan omaksi varianssiksi.

2.4 Ihanteellisen suodin

Kydland ja Prescott (1990) ovat määritelleet hyvän trendinpuhdistusmenetelmän ominaisuuksia. Menetelmän tuottaman trendin tulisi ensinnäkin olla sellainen, jonka taloustieteen opiskelija piirtäisi alkuperäisen aikasarjan kuvaajan päälle. Toiseksi trendin tulisi olla lineaarinen transformaatio alkuperäisestä aikasarjasta ja samaa transformaatiota tulisi käyttää keskenään verrattaville aikasarjoille. Kolmanneksi havaintojakson pidentämisen ei tulisi merkittävästi vaikuttaa trendipoikkeamien arvoihin, mahdollisesti lukuun ottamatta alkuperäisen sarjan alku- ja loppupäitä. Lopuksi menetelmän tulee olla hyvin määritelty ja helposti toistettavissa, eikä se saa perustua arvosteluun.

Baxter ja King (1999) puolestaan edellyttävät hyvältä suotimelta hieman erilaisia ominaisuuksia. Ensinnä suotimen tulee suodattaa pois komponentit, joiden sykli on halutun pituinen, eikä se saa koskea muihin komponentteihin. Toiseksi suodatus ei saa aiheuttaa vaihesiirtoa eli suodatetut komponentit eivät saa alkaa johtaa tai seurata viiveellä alkuperäistä aikasarjaa. Kolmanneksi suotimen tulee olla optimaalinen approksimaatio ihanteellisesta suotimesta. Neljänneksi suotimesta saatavat suhdannekomponentit eivät saa olla riippuvaisia havaintojakson pituudesta. Viidenneksi suodatetun aikasarjan pitää olla stationaarinen vaikka alkuperäisessä aikasarjassa olisikin trendi. Lopuksi suotimen pitää olla käytännöllinen.

2.5 Lineaarinen trendi

Tilastollisista trendinpuhdistusmenetelmistä yksinkertaisimpia ovat lineaariseen regressioon sekä ensimmäiseen differenssiin perustuvat menetelmät. Esimerkiksi Baxter (1991) analysoi näitä menetelmiä. Lineaaristen menetelmien ongelmana voi pitää sitä, että niiden tuottama kasvutrendi on liian tasainen. Kasvutrendi on joko viivasuora tai se sallii esimerkiksi vain yhden murroskohdan, jossa trendin kulmakerroin muuttuu. Tästä syystä menetelmän tuottamat syklit ovat usein hyvinkin isoja ja pitkiä.

Ensimmäinen differenssi puolestaan vahvistaa syklisessä komponentissa korkeataajuisia vaihteluita, mikä ei suhdannevaihteluita tarkasteltaessa ole toivottavaa. Vaikka ensimmäinen differenssi ei eksplisiittisesti määrittele mitään trendiä, on siinä implisiittisenä oletuksena lineaarinen trendi. Kasvunopeus nimittäin sisältää informaatiota sekä trendikasvusta että syklisestä vaihtelusta, ja trendikasvun vaikutus voidaan haluttaessa poistaa vähentämällä kasvunopeudet omasta keskiarvostaan. Lisäksi ensimmäinen differenssi aiheuttaa vaihesiirron, sillä differenssisarja alkaa johtaa alkuperäistä sarjaa hienoisesti.

2.6 Hodrick–Prescott-suodin

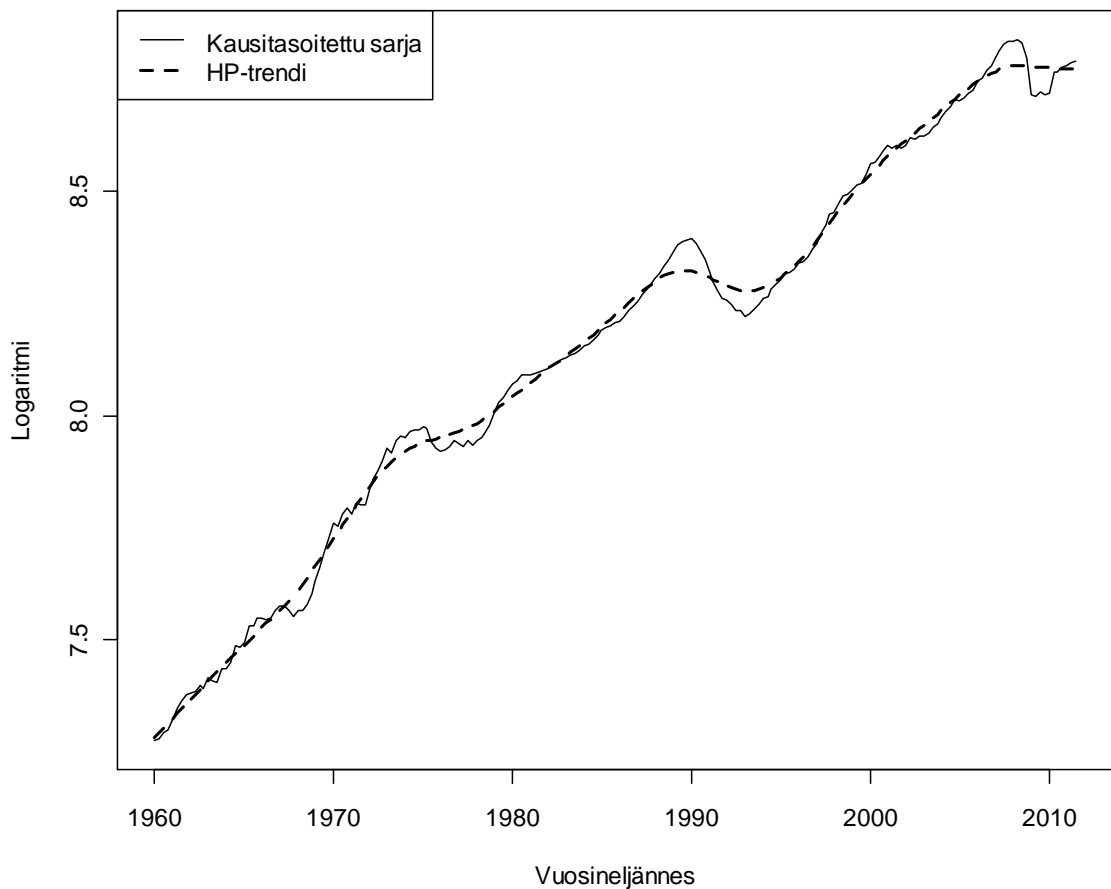
Etenkin 1980- ja 90-luvuilta lähtien suosiota ovat saavuttaneet monimutkaisemmat menetelmät, jotka perustuvat useinkin jonkinlaisen liukuvan keskiarvon laskemiseen aikasarjasta. Hodrickin ja Prescottin (1997) 1980-luvun alussa tunnetuksi tekemä ja sittemmin laajasti käytetty HP-suodin jakaa aikasarjan y_t trendikomponenttiin g_t ja sykliseen komponenttiin c_t seuraavasti:

$$(2) \quad y_t = g_t + c_t \quad \text{kaikille } t = 1, \dots, T.$$

Suotimen määritelmä uran $\{g_t\}$ tasaisuudelle on sen toisen differenssin neliöiden summa. Sykliset komponentit ovat poikkeamia trendikomponentista ja pitkällä aikavälillä niiden keskiarvo on lähellä nollaa. Näin ollen saadaan seuraava minimointiongelma trendikomponenttien selvittämiseksi:

$$(3) \quad \text{Min}_{\{g_t\}_{t=1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\}$$

missä $c_t = y_t - g_t$ ja λ on positiivinen parametri, joka rankaisee trendin vaihtelevuudesta. Mitä suurempi λ :n arvo on, sitä tasaisempi on kasvutrendi eli λ :n lähestyessä ääretöntä lähestyy kasvutrendi lineaarista trendiä. Vastaavasti λ :n lähestyessä nollaa, lähestyy trendi alkuperäistä aikasarjaa.

KUVIO 1: Suomen yksityinen BKT (pl. maatalous)

Neljännesvuosiaikasarjoja tarkasteltaessa Hodrick ja Prescott valitsevat λ :n arvoksi 1600. Valinta perustuu siihen, että 5 % muutos syklisessä ja 1/8 % muutos kasvukomponentissa on melko suuri yhtenä vuosineljänneksenä. Näin ollen $\sqrt{\lambda} = 5/(1/8)$ eli $\lambda = 1600$. Heidän mukaansa tulokset eivät ole kovin herkkiä λ :n arvoille, mutta on suositeltavaa käyttää samaa arvoa kaikille tutkittaville aikasarjoille. Kuvioon 5 on piirretty päällekkäin Suomen yksityisen BKT:n logaritmi ja HP-suotimen sille tuottama trendi.

2.7 Baxter–King-suodin

Baxter ja King (1999) esittelevät tunnetuksi tulleen käytännön sovelluksen bandpass-suotimesta. Suodin päästää lävitseen vain ne aikasarjan komponentit, joiden syklinen vaihtelu on halutulla välillä eli suhdannevaihteluiden tapauksessa kuuden ja 32 neljännesvuoden välillä. Suodin siis poistaa aikasarjasta vaihtelut, joiden sykli on haluttua pidempi tai lyhyempi. Täydellinen bandpass-suodin on ääretöntä astetta oleva liukuva keskiarvo, joten

käytännön sovelluksissa approksimaatio tästä suotimesta on välttämätön. Baxter ja King suosittelevat approksimaatiota, jossa liukuva keskiarvo lasketaan siten, että aikasarjan 12 ensimmäistä ja viimeistä havaintoa menetetään ($K = 12$). He perustelevat tätä sillä, että useampien havaintojen menettäminen ei enää merkittävästi parantaisi approksimaation tarkkuutta, kun taas päinvastainen heikentäisi sitä merkittävästi.

Murray (2003) antaa BK-suotimelle selkeämmän matemaattisen esityksen kuin Baxter ja King (1999). Murrayn (2003) mukaan äärettömään kaksipuoliseen liukuvaan keskiarvoon perustuvalla ihanteellisella suotimella on seuraava esitys:

$$(4) \quad a(L) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} a_k L^k.$$

Jotta ei tapahdu vaihesiirtoa, edellytetään symmetriaa, eli pitää olla $a_k = a_{-k}$. Suotimen siirtofunktio määrää sen, missä määrin suodatetun sarjan sykliset komponentit vastaavat alkuperäisen sarjan syklisiä komponentteja. BK-suodin on suunniteltu päästämään lävitseen aikasarjan stationaarisen komponentin, jonka syklien pituus on puolestatoista kahdeksaan vuotta. Ihanteellisen suotimen taajuusmielessä ilmaistu siirtofunktio stationariselle aikasarjalle saa siis seuraavan muodon:

$$(5) \quad \alpha(\omega) = \begin{cases} 1 & \text{jos } \pi/16 \leq |\omega| \leq \pi/3 \\ 0 & \text{muutoin} \end{cases}.$$

Ihanteellinen suodin tarvitsisi äärettömän pitkän aikasarjan, joten suotimesta käytetään typistettyä versiota. Täten saadaan seuraava optimaalinen approksimaatio:

$$(6) \quad a_K(L) = \sum_{k=-K}^K a_k L^k,$$

ja vastaava siirtofunktio on $\alpha_K(\omega)$. Lisäksi tätä approksimaatiota käytettäessä menetetään aineistosta $2K$ havaintoa.

Murray (2003) jatkaa, että BK-suodin on suunniteltu siten, että se muuntaa trendin sisältävät sarjat stationaariseksi. Tämä on saavutettu siten, että taajuudella nolla suotimen taajuusvaste (engl. frequency response) on nolla. Siten BK-suodin voidaan jakaa tekijöihin seuraavasti:

$$(7) \quad a_K(L) = -(1-L)(1-L^{-1})\psi_{K-1}(L) \\ = L^{-1}(1-L)^2\psi_{K-1}(L),$$

missä

$$(8) \quad \psi_{K-1}(L) = \sum_{h=-(K-1)}^{K-1} \psi_h L^h$$

ja termin $\psi_{K-1}(L)$ kertoimet määräytyvät seuraavasti:

$$(9) \quad \psi_{|h|} = \sum_{j=|h|+1}^K (j-|h|) a_j.$$

BK-suodin siis poistaa aikasarjasta lineaariset ja kvadraattiset trendit kahteen yksikköjuureen saakka, sillä suotimessa on kaksi differenssioperaattoria.

Baxterin ja Kingin (1999) mukaan BK-suotimen etuna HP-suotimeen nähden on se, että se suodattaa myös lyhytsykliset satunnais- ja kausivaihtelut pois aikasarjasta. Epätoivottua satunnaisvaihtelua voivat aiheuttaa esimerkiksi mittausvirheet ja lakot. Lisäksi BK-suodin on helpompi soveltaa aineistoon etenkin, jos on kyse muusta kuin neljännesvuosiaineistosta, sillä HP-suodinta käytettäessä parametrin λ sopivan arvon määrittäminen voi olla vaikeaa. BK-suodinta käytettäessä aikasarjan alusta ja lopusta menetetään havainnot kolmen vuoden osalta, mutta tämä on lähinnä näennäistä, sillä HP-suotimen tuottamat arvot ovat epätarkkoja aikasarjan alku- ja loppupäissä. BK-suotimen haittapuoleksi voi katsoa sen, että se poistaa korkeataajuisen vaihtelun, jolloin saatetaan menettää arvokasta informaatiota. Toisaalta tämä on hyvä, sillä kiinnostuksen kohteena on suhdannesyklarisen esiintymisalue. Joka tapa-

uksessa lyhytaikaisen vaihtelun poistaminen lisää huomattavasti syklisten komponenttien autokorrelaatiota ja jonkin verran myös aikasarjojen keskinäistä korrelaatiota.

2.8 Muut taajuusperusteiset suodimet

Baxter ja King (1999) esittelevät lisäksi highpass-suodinta, joka on sukua bandpass-suotimelle, mutta suodattaa pois vain yli 32 neljännesvuotta pitkät syklit. Highpass-suodin on siten hyvin lähellä HP-suodinta, josta on otettu pois 12 ensimmäistä ja viimeistä havaintoa, sillä kumpikaan menetelmä ei suodata lyhyitä syklisiä muutoksia pois. He toteavat myös, että HP-suotimen käyttöön tottuneet voivat pitää highpass-suodinta parempana kuin bandpass-suodinta.

Jo ennen Baxterin ja Kingin esittelemää BK-suodinta on samaa bandpass-nimitystä käytetty niin sanotusta taajuussuotimesta. Esimerkiksi Englund ym. (1992) esittelevät tätä taajuusaluealueeseen perustuvaa menetelmää, jossa HP-suotimen¹ avulla stationaariseksi saadusta aikasarjasta lasketaan sen spektri Fourier-muunnoksen avulla. Spektristä poistetaan korkeataajuiset vaihtelut, joita HP-suodin ei poista, ja käänteisellä Fourier-muunnoksella aikasarja palautetaan alkuperäiseen muotoon. Eri suotimia vertaillut Canova (1994) toteaa, että taajuussuodin pystyy HP-suotimen ohella tuottamaan parhaiten NBER:n ajoittamat Yhdysvaltojen suhdannesykliden huiput ja pohjat.

2.9 Mekaanisten suodinten ongelmat

Harvey ja Jaeger (1993) esittävät kriittisiä huomioita HP-suotimesta, sillä sen mekaaninen käyttö voi johtaa keinotekoiseen vaikutelmaan aikasarjan syklisestä käyttäytymisestä. Cogleyn ja Nasonin (1995) mukaan syynä vaikutelmaan on HP-suotimen soveltaminen epästationaarisiin aikasarjoihin. Nelsonin ja Kangin (1981) mukaan keinotekoisia syklejä on nimittäin mahdollista saada aikaan puhdistamalla satunnaiskulun tuottama aikasarja trendistä. Harveyn ja Jaegerin mukaan sykliset komponentit erottelevan menetelmän pitäisi olla paitsi yhtäpitävä aikasarjan stokastisten ominaisuuksien kanssa myös pystyä esittämään

¹ HP-suotimen sijaan olisi myös mahdollista käyttää ensimmäistä differenssiä.

merkityksellistä informaatiota. He esittävät, että rakenteellinen aikasarjamalli tuottaa parempia tuloksia. Mallissa trendi ja sykli sovitaan yhtäaikaaisesti, jolloin vältetään sudenkuopilta.

Harvey ja Jaeger väittävät, että HP-suodin on suunniteltu yksinomaan Yhdysvaltojen neljännesvuosittaisen BKT-sarjan puhdistamiseen trendistä. Rakenteellisen aikasarjamallin ja HP-suotimen tuottamat sykliset komponentit ovat nimittäin hyvin samanlaiset. Sen sijaan esimerkiksi Itävallan aineistolla laskettaessa näiden kahden menetelmän tuottamat BKT:n sykliset komponentit eroavat havaittavasti toisistaan. Lisäksi rakenteellisen aikasarjamallin avulla syklisestä komponentista saadaan satunnaisvaihtelu pois, jolloin kuvaajasta tulee huomattavasti tasaisempi HP-suotimeen verrattuna.

Myös muuntyyppisten aikasarjojen käsittelyssä HP-suodin voi tuottaa ongelmia. Esimerkiksi oletus siitä, että hintatasolla olisi tasainen trendi, ei ole Harveyn ja Jaegerin mukaan vakuuttava. Muun muassa muutokset välillisessä verotuksessa tai öljyn hinnassa voivat aiheuttaa hintatason yhtäkkisiä muutoksia suuntaan tai toiseen. Hintataso siis määräytyisi ennemmin satunnaiskulun kuin tasaisen trendin pohjalta. Tätä he havainnollistavat aikasarjalla perusrahan määrästä Yhdysvalloissa. HP-suodin tuottaa paljon pidempiä ja voimakkaampia syklejä, joita ei kirjoittajien mukaan ole välttämättä olemassa. Näennäisten syklien pohjalta vedetyt johtopäätökset taas ovat todennäköisesti väärä.

Lopuksi Harvey ja Jaeger varoittavat kaavamaisesti kausitasoitettun aineiston käyttämisessä syklisten komponenttien estimoinnissa. Mikäli kausitasoituksessa ei ole huomioitu mahdollisia ajan mukana tulevia muutoksia kausivaihtelun luonteessa, voi rakenteellisen aikasarjamallin soveltaminen saada aikaan näennäisiä syklejä. Tästä kirjoittajat esittävät esimerkkinä Ison-Britannian BKT-aikasarjan, jossa kausitasoitettun sarjan syklinen käyttäytyminen ei vastaa yleisesti tunnustettuja syklejä. Sen sijaan kausitasoittamattoman sarjan käyttäminen tuottaa tunnetut syklit paljon paremmin, silloin kun käytetään rakenteellista aikasarjamallia.

2.10 Unobserved component -menetelmä

Bjørnlandin (2000) havainnollisesti esittelemän rakenteellisten aikasarjojen mallin oletuksena on, että alkuperäisestä neljännesvuosiaikasarjasta ei voida suoraan havaita sen kaikkia neljää komponenttia eli komponentit ovat näkymättömiä. Tästä syystä mallia kutsutaan yleisesti havaitsemattomien komponenttien malliksi (engl. unobserved component method), joten siitä käytetään tästä lähtien lyhennettä UC-malli. Mallissa näkymättömillä komponenteilla oletetaan olevan ARIMA-esitys, niiden oletetaan olevan stokastisia ja niihin vaikuttavien häiriöiden toisistaan riippumattomia. Tällöin stokastinen trendi saa seuraavan esityksen:

$$(10) \quad g_t = g_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t$$

missä β on trendin kulmakerroin ja η sekä ζ ovat normaalisia ja riippumattomia valkoista kohinaa olevia häiriöitä ja niiden varianssit ovat vastaavasti σ_η^2 ja σ_ζ^2 . Syklinen komponentti määritellään puolestaan seuraavasti:

$$(11) \quad c_t = \rho \cos \lambda_c c_{t-1} + \rho \sin \lambda_c c_{t-1}^* + v_t$$

$$c_t^* = -\rho \sin \lambda_c c_{t-1} + \rho \cos \lambda_c c_{t-1}^* + v_{t-1}^*$$

missä ρ on vaimennustekijä siten että $0 \leq \rho \leq 1$, λ_c on syklin taajuus radiaaneina ja v_t sekä v_t^* ovat riippumattomia valkoisen kohinan häiriöitä variansseilla σ_v^2 . Alkuperäisen aikasarjan kausikomponenttia estimoidaan trigonometrisenä funktiona ja satunnaiskomponentin oletetaan olevan valkoista kohinaa. Lopulta koko malli voidaan estimoida suurimman uskottavuuden menetelmällä käyttäen Kalman-suodinta ja STAMP-ohjelmistoa.

Harveyn ja Jaegerin (1993) mukaan yllä kuvatun mallin syklinen komponentti noudattaa ARMA(2,1)-prosessia ja trendi noudattaa ARIMA(0,2,1)-prosessia. On kuitenkin mahdol-

lista tehdä rajaus $\sigma_{\zeta}^2 = 0$, jolloin trendi yksinkertaistuu satunnaiskuluksi, jolla on kehityssuunta. Jos lisäksi $\sigma_{\eta}^2 = 0$, tulee trendistä deterministinen. Mikäli vain jälkimmäinen pätee, trendi noudattaa edelleen I(2)-prosessia, mutta siitä tulee suhteellisen tasainen. Tutkijan on itse valittava, asettaako $\sigma_{\eta}^2 = 0$ eli oletetaanko trendin olevan tasainen. BKT:n kaltaisille sarjoille tämä oletus on luonteva. Nimellisille muuttujille, kuten hinnoille, oletus saattaa kuitenkin olla epärealistinen edellisessä alaluvussa mainituista syistä.

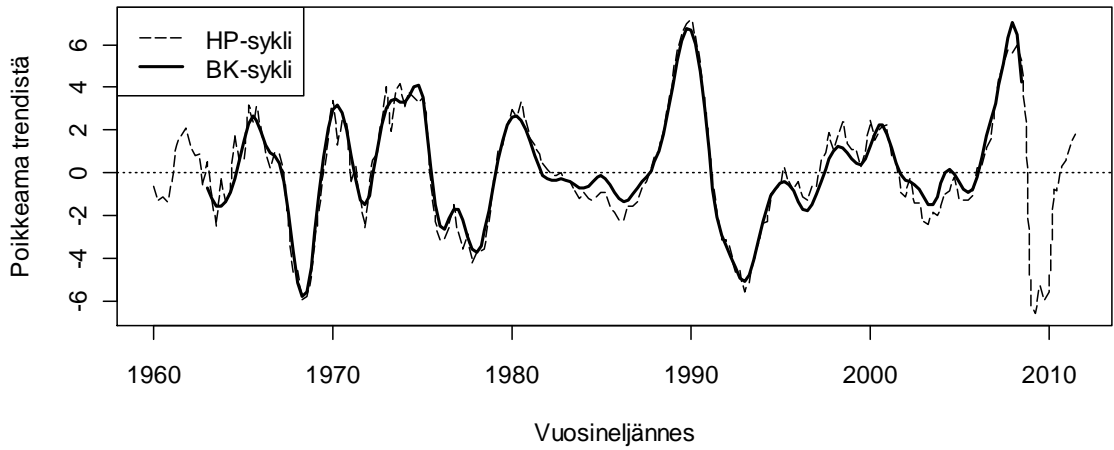
2.11 Beveridge–Nelson-hajotelma

Canovan (1998) ja Bjørnlandin (2000) eri trendinpuhdistusmenetelmiä vertailevissa tutkimuksissa on mukana myös Beveridgen ja Nelsonin (1981) esittelemä hajotelma. Hajotelmassa pitkäaikainen komponentti noudattaa satunnaiskulkua, jolla on kehityssuunta. Lyhytaikainen komponentti puolestaan noudattaa stationaarista prosessia, jonka keskiarvo on nolla. Mallissa sama sokki aiheuttaa sekä trendin että syklin, joten nämä komponentit korreloivat keskenään täydellisesti. Bjørnlandin mukaan BN-hajotelma ei ole optimaalinen ja se on hyvin lähellä HP-suodinta, jossa tasoitusparametri λ arvo on alhainen eli trendi ei ole kovin tasainen.

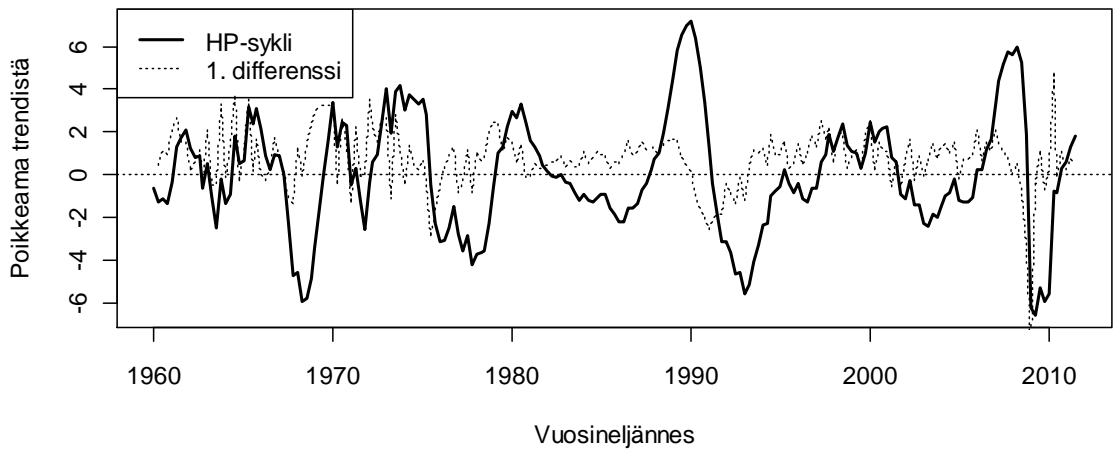
2.12 Suodinten vertailua

Kuvioon kuusi on piirretty HP- ja BK-suodinten tuottamat trendipoikkeamat Suomen yksityiselle BKT:lle. Suodinten tuottamat trendipoikkeamat muistuttavat huomattavasti toisiaan, mutta BK-käyrä on pehmeäliikkeisempi, koska se ei sisällä kaikkein korkeataajuisinta satunnaisvaihtelua. Kuviossa 7 on puolestaan verrattu samalla aineistolla HP-suodinta ensimmäisen differenssin tuottamiin kasvuasteisiin. Ensimmäinen differenssi on jo hyvin erilainen HP-sykliin verrattuna, sillä se korostaa korkeataajuisista vaihtelua. Lisäksi ensimmäinen differenssi näyttäisi hieman edistävän HP-sykliä. Kuviossa 8 on vielä vertailtu HP-suodinta highpass-suotimeen, joka siis käytännössä on BK-suodin, joka ei poista korkeataajuisista satunnaisvaihtelua. Käyrät ovat hyvin samanlaisia havaintojen menetystä lukuun ottamatta.

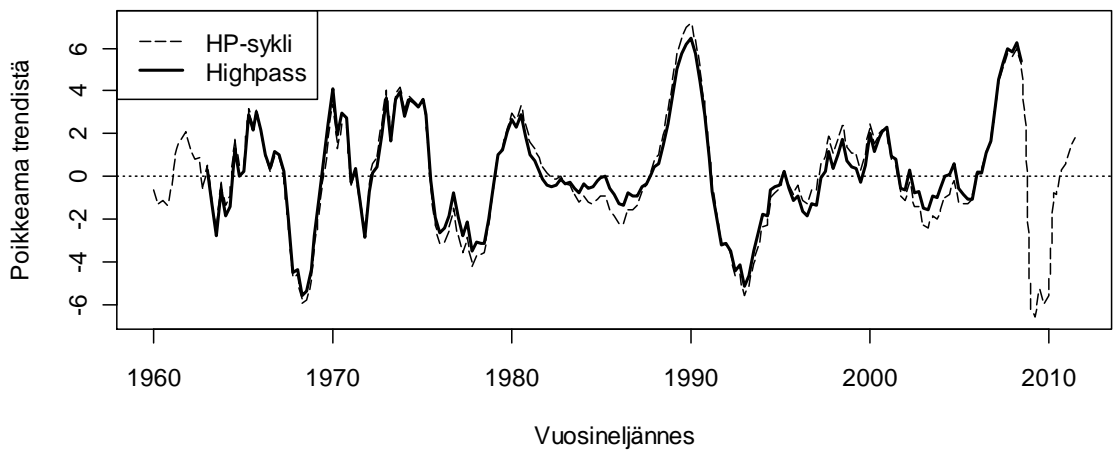
KUVIO 6: HP- ja BK-suodinten vertailua



KUVIO 7: HP-suotimen ja ensimmäisen differenssin vertailua

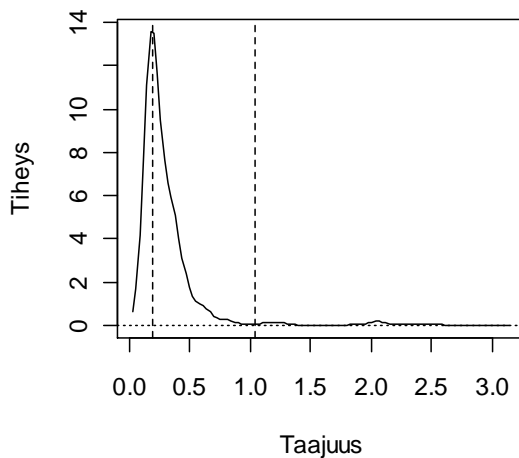


KUVIO 8: HP- ja highpass-suodinten vertailua

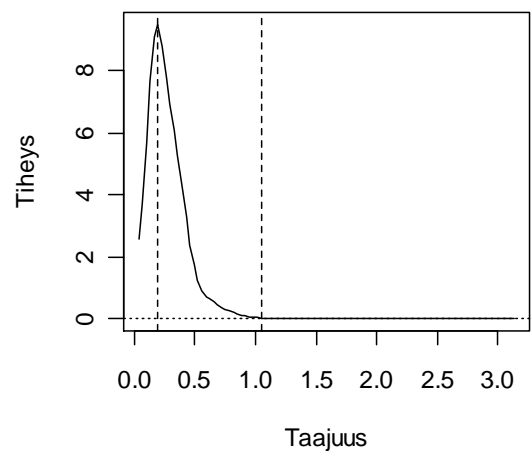


Kuvioihin 9 ja 10 on piirretty HP- ja BK-suodinten tuottamien syklien spektrit. Verrattaessa näitä spektrejä kuvioon neljä nähdään, että suodatuksessa hyvin matalataajuinen vaihtelu katoaa liki kokonaan taajuuden nolla tuntumassa. BK-suodin poistaa lisäksi korkeataajuisen satunnaisvaihtelun, joka HP-suodatetun sarjan spektrissä on havaittavissa. Kun taas tehdään vertailua kuvioon 2, havaitaan, että ensimmäinen differenssi painottaa korkeataajuisia vaihtelua huomattavasti HP-suodinta enemmän.

KUVIO 9: HP-syklin spektri



KUVIO 10: BK-syklin spektri



HP-suodin on ollut hyvin suosittu reaalisten suhdannevaihteluiden teorian kehittäjien keskuudessa, sillä sitä ovat käyttäneet esimerkiksi Kydland ja Prescott (1982; 1990), King ja Rebelo (1999) sekä Rebelo (2005). Lisäksi Prescott (1986) käyttää highpass-suodinta. Tuoreemmassa tyyliteltyjen faktojen tutkimuksessa BK-suodin sen sijaan näyttää saavuttaneen suosiota, sillä sitä soveltavat esimerkiksi Stock ja Watson (1999) sekä Agresti ja Mojon (2003). Stock ja Watson (2005) käyttävät kausitasoitettuun aineistoon rinnakkain sekä UC-mallia että BK-suodinta. UC-malli on lisäksi mukana Canovan (1998) ja Bjørnlandin vertailussa. Canova ei ota vertailussaan kantaa suodinten paremmuuteen, mutta Bjørnland tuntuu pitävän kausitasoittamattomaan aineistoon sovellettua UC-mallia parhaana, vaikka käyttääkin pelkästään taajuussuodinta verratessaan Norjan suhdannevaihteluiden yhtenevyyttä muihin maihin.

3 TYYLITELLYT FAKTAT KIRJALLISUUDESSA

Kun aikasarjoista on saatu tutkijan valitsemalla menetelmällä erotettua syklinen ja trendikomponentti, voidaan niiden säännönmukaisuuksia alkaa tutkia. Kaldor (1957) määritteli, että on olemassa monia ”suuria suhdelukuja”. Ne näyttävät olevan suhteellisen vakaita pitkällä aikavälillä, vaikka monet taloudelliset aikasarjat kasvavat vuosikymmenestä toiseen. Näitä havaintoja on alettu kutsua tyylitellyiksi faktoiksi eli empiirisen tutkimuksen pohjalta tehtäviksi yleistyksiksi. Kaldorin määrittelemät kasvuteorian kehittämisessä hyödynnettävät tyylitellyt faktat, kuten ”työ- ja pääomatulojen osuudet kansantulosta ovat likimain vakiot pitkällä aikavälillä”, eivät kuitenkaan kuulu tämän tutkielman aihepiiriin.

Tämän tutkielman keskiössä ovat sen sijaan suhdannevaihteluiden tyylitellyt faktat. Lucasin (1977) tunnetuksi tullut toteamus siitä, että kaikki suhdannesykliä ovat samanlaisia maasta ja ajasta riippumatta, on ollut tärkeä alkusysäys suhdannevaihteluiden tyyliteltyjen faktojen empiiriselle ja teoreettiselle tutkimukselle. Artikkelissaan hän nimittäin esittää suhdannevaihteluille joukon säännönmukaisuuksia keskihajontoihin ja korrelaatiokertoimiin perustuen. Tämän luvun tarkoituksena on esitellä näitä säännönmukaisuuksia yhdysvaltalaiseen tutkimuskirjallisuuteen perustuen.

3.1 Merkitys suhdannetutkimuksessa

Tyyliteltyjen faktojen merkityksen tiivistää hyvin Canova (1998), jonka mukaan ne antavat karkean yhteenvedon makrotaloudellisten suureiden monimutkaisista yhteismuutoksista. Lisäksi muuttujien vaihtelevuuden suuruutta voidaan karkeasti mitata, ja pyrkiä löytämään taloudellisen aktiivisuuden muutoksia ennakoivia indikaattoreita. Näitä säännönmukaisuuksia makrotaloustieteilijät voivat käyttää apuna arvioidessaan teoreettisten malliensa vastavuutta todellisuuteen. Pääasiassa tyyliteltyjen faktojen laskemiseen keskittyvät esimerkiksi Kydland ja Prescott (1990), Baxter (1991), Hodrick ja Prescott (1997), Canova (1998) sekä Stock ja Watson (1999).

Reaalisen suhdannevaihteluiden teorian kehittäjät Kydlandista ja Prescottista (1982) lähtien ovat pyrkineet laskemaan tyyliteltyjä faktoja Yhdysvaltojen suhdannevaihteluille useimpien HP-suodinta käyttäen. Tyyliteltyjä faktoja he ovat tämän jälkeen verranneet kehittämässä teoreettisen mallin tuottamiin tuloksiin. Muita tyyliteltyjä faktoja hyödyntäviä kirjoittajia ovat olleet muun muassa Prescott (1986), Plosser (1989) sekä tuoreimpana King ja Rebelo (1999). Reaalisten suhdannevaihteluiden teoriassa keskeisiä suhdannevaihteluiden syitä ovat reaaliset ja niistä etenkin teknologiasokit. Teoreettisen mallin kalibroinnin jälkeen teknologiasokkeja simuloimalla on saatu aineisto, josta lasketut tyyliteltyt faktat ovat yllättävänkin samanlaisia reaalitalouden faktojen kanssa. Nämä tulokset ovat vastakkaisia muun muassa Friedmanin (1968) näkemysten kanssa, sillä rahapolitiikan vaikutusta ei oteta malleissa lainkaan huomioon. Suhdanneteoreettisia malleja kehittäessään ovat tyyliteltyjä faktoja laskeneet myös Cooley ja Prescott (1995), työmarkkinoiden osalta Kydland (1995) ja nimellisiin suureisiin keskittyen Cooley ja Hansen (1995) sekä King ja Watson (1996).

3.2 Määrittelyyn liittyvät ongelmat

Tyyliteltyjen faktojen määrittelemisen kannalta ongelmallista on se, että tulokset saattavat olla riippuvaisia sen suhteen, mikä trendinpuhdistusmenetelmä valitaan. Laajasti eri menetelmiä Yhdysvaltojen aineistolla vertailevan Canovan (1998) mukaan menetelmän valinta vaikuttaa tuloksiin, sillä eri menetelmien tuottamat trendit eroavat toisistaan merkittävästikin. Tämä on ongelma, sillä trendin eksaktista määrittelystä ei ole yksimielisyyttä. Lisäksi vaikka menetelmiä rajattaisiin siten, että niiden tuottamien syklien pituus on neljästä kuuheen vuotta, tuottavat eri menetelmät edelleen jonkin verran erilaisia tuloksia. Norjan aineistolla vastaavaa vertailua samansuuntaisin tuloksin tekee Bjørnland (2000). Myös Baxter (1991) käsittelee tätä ongelmaa hieman suppeammassa muodossa ja testaa lisäksi tyyliteltyjen faktojen eroja kiinteän ja vaihtuvan valuuttakurssin oloissa.

Seuraavissa osioissa pyritään kirjallisuuden pohjalta esittelemään Yhdysvaltojen suhdannevaihteluiden tyyliteltyjä faktoja. Tutkimuksissa käytetään poikkeuksetta kausitasoitettua neljännesvuosiaineistoa, jota on saatavilla vuodesta 1947 alkaen. Vuodesta 1947 aloittavat esimerkiksi Baxter (1991) sekä King ja Rebelo (1999). Vuodesta 1954 aloittaminen on

kuitenkin huomattavasti yleisempää ja näin tekevät muiden muassa Plosser (1989), Kydland ja Prescott (1990), sekä Stock ja Watson (1999). Perusteluna tälle on se, että Korean sodan aikana julkinen kulutus oli huomattavan suurta, mikä saattaisi vaikuttaa tuloksiin. Tarkastelujaksot luonnollisesti päättyvät kaikissa tutkimuksissa jokunen vuosi ennen niiden julkaisuajankohtaa.

Kirjallisuudessa käytetään pääsääntöisesti HP-suodinta, mutta joissain 1990-luvun puolivälin jälkeisissä tutkimuksissa on käytetty myös valikoimaan tullutta BK-suodinta. Muita suotimia käytetään harvoin ja usein vain haluttaessa verrata tuloksia eri suodinten kesken. Seuraavissa osioissa esitetyt luvut on siten saatu yhdistelemällä Stockin ja Watsonin (1999), Baxterin ja Kingin (1999), Cooleyn ja Prescottin (1995) sekä Kydlandin ja Prescottin (1990) tuloksia ellei toisin mainita. Tässä yhteydessä on keskitytty yksinomaan BK- ja HP-suotimia käyttäen saatuihin tuloksiin, sillä suodinten käyttö on laajimmalle levinnyttä, ja niiden tuottamat tulokset ovat melko samankaltaisia. Yleisellä tasolla BK-suotimen tuottamat keskihajonnat ovat aavistuksen pienempiä HP-suotimeen verrattuna, sillä BK-suodin poistaa aikasarjoista suuren osan korkeataajuisesta satunnaisvaihtelusta. Toisaalta BK-suotimen avulla lasketut auto- ja ristikorrelaatiot ovat tavallisesti samasta syystä hivenen suurempia. Näihin HP- ja BK-suodinten tuottamiin tuloksiin on kuitenkin etenkin rahataloudellisten muuttujien osalta syytä suhtautua pienellä varauksella aiemmin esitellystä Harveyen ja Jaegerin (1993) kritiikistä johtuen.

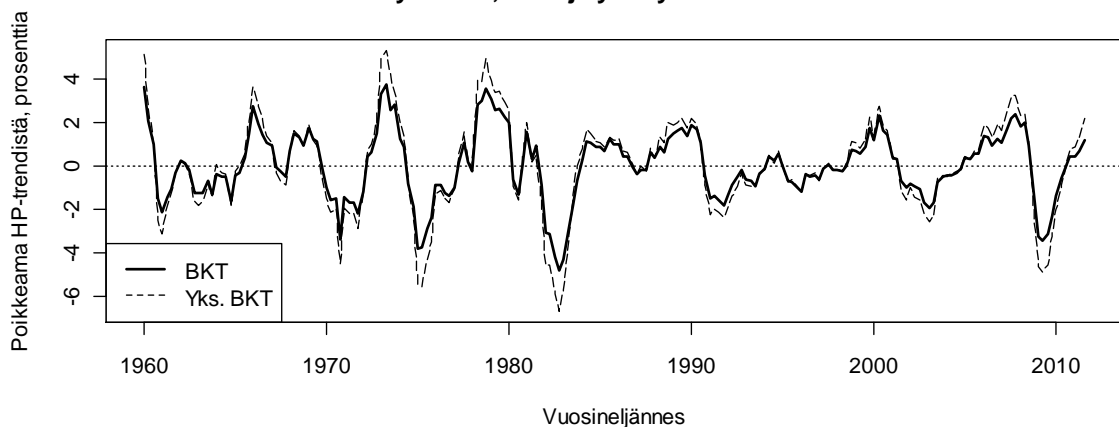
3.3 BKT ja kysyntäerät

Tyyliteltyjen faktojen tarkastelussa bruttokansantuote on tärkein muuttuja, sillä sen voi katsoa kuvaavan suhdannetilannetta parhaiten ja siten siihen on luonnollista verrata muiden muuttujien käyttäytymistä. Kirjallisuudessa on kuitenkin käytetty muutamia erilaisia tapoja bruttokansantuotteen mittaamiseen. Etenkin hieman vanhemmassa tutkimuksessa, esimerkiksi Kydland ja Prescott (1990) sekä Baxter (1991), on ollut tapana käyttää muuttujana bruttokansantuloa (engl. GNP = Gross National Product). Syynä tähän on se, että kansainvälisesti käytetty bruttokansantuote (engl. GDP = Gross Domestic Product) otettiin pääasialliseksi taloustilanteen kuvaajaksi Yhdysvalloissa vasta vuonna 1991. BKT:tä on siis alettu

käyttää vasta uudemmissa tutkimuksissa (esimerkiksi Stock ja Watson 1999). Molemmilla tavoilla laskien BKT:n keskihajonta on noin 1,7–1,8 prosenttia. Ensimmäisen asteen auto-korrelaatio on puolestaan noin 0,85, mikä merkitsee suhteellisen vahvaa sidosta edeltävien arvojen kanssa.

Toinen mielenkiintoinen, vaikkakaan ei niin yleisesti käytetty, näkökulma bruttokansantuoteseen on lukea siitä pois maataloustuotanto ja julkinen sektori. Tätä lähestymistapaa käyttävät Plosser (1989) sekä King ja Watson (1996), jotka lisäksi lukevat pois asumisen ja huomioivat pääoman kulumisen eli käyttävät nettosuuretta. King ja Watson perustelevat tätä sillä, että pois luettavien sektoreiden panosten ja tuotosten mittaaminen on ongelmallista. Heidän määrittelemänsä BKT:n hajonta kohoaa 2,7 prosenttiin, mikä on puolitoistakertainen verrattuna koko BKT:n hajontaan. Näiden kahden muuttujan käyttäytymisen välistä eroa havainnollistaa kuvio 11.

KUVIO 11: Yhdysvallat, BKT ja yksityinen BKT ilman maataloutta



Maataloudettoman yksityisen sektorin tarkastelun voi katsoa antavan paremman kuvan talouden suhdannevaihteluista, sillä ne vaihtelut, joista ollaan kiinnostuneita, tapahtuvat juuri tässä talouden markkinaehtoisesti toimivassa osassa. Osin julkisin varoin tuetun maataloussektorin suhdannevaihteluiden voi katsoa aiheutuvan paljolti sääolosuhteista ja olevan siten hieman erillään muusta taloudesta. Julkisen sektorin voi puolestaan katsoa vaikuttavan muuhun talouteen, eikä olevan osa sitä. Lisäksi julkisen sektorin tuotoksesta suuren osan muodostavat markkinattomat julkishyödykkeet. Toisaalta maataloustuotanto ja julkinen sektori ovat osa kansantaloutta, vaikka niiden arvonlisäyksen mittaamisessa olisikin ongelmia.

Yksityinen kulutus voidaan jakaa kestävien, puolikestävien ja lyhytikäisten tavaroiden sekä palveluiden kulutukseen. Kestokulutushyödykkeet ovat taloustieteellisessä mielessä enemmän kotitalouksien tekemiä investointeja kuin kulutusta, joten ne luetaan usein investoinneiksi. Menettelyä tukee se, että kestävien tavaroiden keskihajonta on liki viisi prosenttia, kun muun kulutuksen keskihajonta on noin 0,8 % eli alle puolet suhteessa BKT:n vaihteluun. Palvelusten kulutuksen keskihajonta on vielä hieman tätäkin pienempi ja ei-kestävien tavaroiden hieman suurempi. Koko yksityisen kulutuksen keskihajonta on noin 1,3 %, mikä sekin on pienempi kuin BKT:llä.

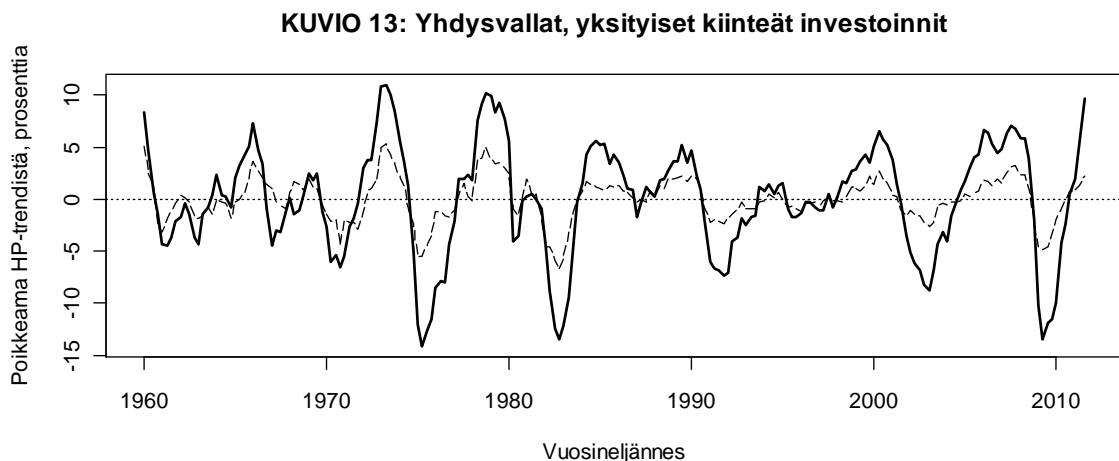
Yksityisen kulutuksen, pois lukien kestokulutushyödykkeet, korrelaatio BKT:n kanssa on hieman menetelmästä riippuen noin 0,8, eikä muuttuja näytä johtavan sykliä tai seuraavan sitä viiveellä. Muuttujan autokorrelaatio on myös melko vahvaa eli 0,8–0,9 tasolla. Muuttujan käyttäytymistä suhteessa yksityiseen BKT:hen on lisäksi havainnollistettu kuviossa 12. Näitä tuloksia voidaan tulkita siten, että ihmiset pyrkivät pitämään jokapäiväisen kulutustasonsa melko vakaana, sillä sen vaihtelu on pienekköä vaihtelun ollessa kuitenkin hyvin myötäsyklistä. Lisäksi kuluttajat tinkivät huonompina aikoina ensimmäiseksi isoista hankinnoista, sillä vaihtelu kestokulutushyödykkeiden kulutuksessa on suurta.

Investoinneista voidaan erotella asuinrakennusinvestoinnit, muut rakennusinvestoinnit, investoinnit koneisiin, laitteisiin ja kuljetusvälineisiin sekä varastojen muutos. Investoinneiksi käsitetään kuitenkin yleensä, kuten tässäkin tutkielmassa, kiinteät investoinnit, joihin varastoinvestoinnit eivät lukeudu. Kuten jo edellä mainittiin, kestokulutushyödykkeet sisällytetään tässä tutkielmassa investointeihin. Joissain tutkimuksissa, esimerkiksi Plosser (1989), tarkastellaan vain yrityssektorin tekemiä investointeja eli asuinrakennuksia ei lueta mukaan.

Investointien keskihajonta on melko tarkasti kolme kertaa suurempaa BKT:hen verrattuna. Investointien autokorrelaatio ja korrelaatio BKT:n kanssa ovat samaa luokkaa kuin kulutuksellakin. Asuinrakennusinvestointien hajonta on kuitenkin liki kaksinkertainen muihin investointeihin verrattuna, ja varastojen muutoksen keskihajonta on asuinrakennusinvestoin-

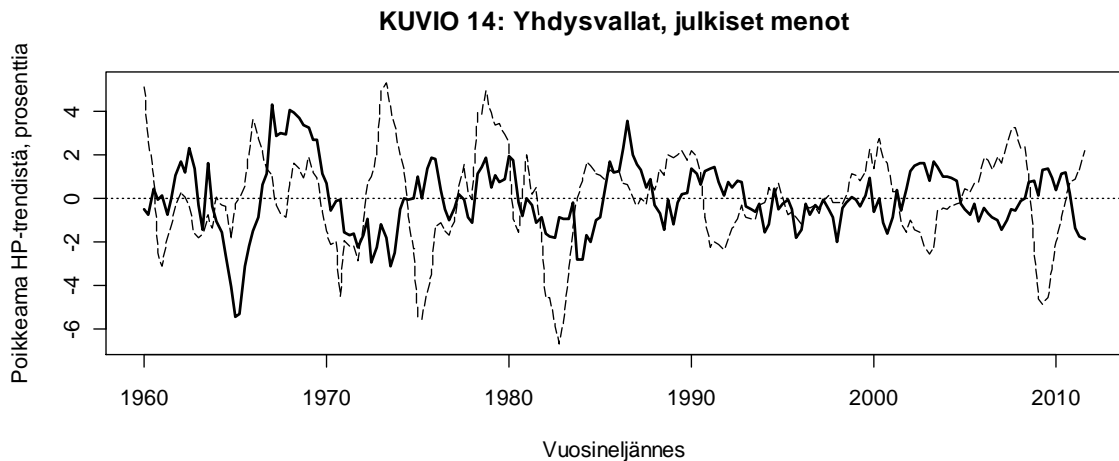
tejakin suurempaa. Joissain tutkimuksissa varastojen muutos suhteutetaan BKT:hen tai sen trendiin, sillä negatiivisiakin arvoja saavasta muuttujasta ei voida ottaa logaritmia. Sama ongelma koskee myöhemmin käsiteltävää nettovientiä.

Muiden rakennusinvestointien keskihajonta on puolestaan hieman pienempää ja laitteistoinvestointien hieman suurempaa kuin kiinteiden investointien yhteensä. Investointien suuren vaihtelun voi katsoa johtuvan siitä, että kyseessä ovat isot ja kalliit hankinnat, joiden kannattavuutta mietitään tarkkaan. Hyvinä aikoina tällaisten investointien tekemiseen voi myös olla paremmin varaa ja uskallusta. King ja Rebelo (1999) toteavat, että investointien suuren vaihtelevuuden on katsottu todistavan Keynesin näkemyksen siitä, että investointipäätöksiä tekevillä ihmisillä on ”eläimellinen mielenlaatu”. Investointien käyttäytymistä suhteessa yksityiseen BKT:hen on havainnollistettu kuviossa 13.



Julkisiin menoihin lasketaan sekä julkinen kulutus että julkiset investoinnit niin paikallisella kuin kansallisellakin tasolla. Julkisten menojen keskihajonta on hieman tutkimuksesta riippuen noin puolitoista kertaa suurempaa BKT:hen verrattuna ja sen autokorrelaatio on melko suuri, yli 0,9. Julkisten menojen korrelaatio BKT:n kanssa on korkeintaan 0,2 tasolla, joten se on käytännössä olematonta. Muuttujan syklistä irrallinen käyttäytyminen on siis hyvin erilaista kulutukseen ja investointeihin verrattuna. Tämän perusteella voi todeta, että muutokset julkisissa menoissa eivät todennäköisesti vaikuta merkittävästi suhdannevaihteluihin. Tästä syystä niihin ei kiinnitetä huomiota etenkin teknologiasokkeihin keskittyvässä RBC-kirjallisuudessa. Huomattavaa on kuitenkin se, että Stockin ja Watsonin (1999) laskelmien mukaan suuri keskihajonta johtuu suurista vaihteluista puolustusmenoissa.

Mikäli puolustusmenoja ei lasketa mukaan, hajonta on hieman pienempää BKT:hen verrattuna. Julkisten menojen käyttäytymistä suhteessa yksityiseen BKT:hen on havainnollistettu kuviossa 14. Puolustusmenojen vaikutus näkyy kuviossa selkeästi 1960-lopulla, sillä julkiset menot kasvoivat huomattavasti Vietnamin sodan seurauksena. Viimeistä kysyntäerää eli nettovientiä käsitellään vasta ulkomaankaupan muuttujien yhteydessä.



3.4 Työmarkkina- ja tuotannontekijämuuttujat

Vaikka BKT:n osatekijöiden erilainen käyttäytyminen kertoo merkittäviä asioita suhdannevaihteluiden luonteesta, on olemassa paljon muitakin kiinnostavia muuttujia. Näitä ovat esimerkiksi BKT:n tuottamisessa tarvittaviin työhön ja pääomaan liittyvät muuttujat. Työn määrää on luontevinta mitata kansantaloudessa tehtyjen työtuntien määrällä. Yhdysvalloissa tehtyjä työtunteja, työllisyyttä ja ansioita mitataan kahden eri kyselytutkimuksen avulla. Toinen kysely tehdään työnantajille (lukuun ottamatta maataloussektoria) ja toinen kotitalouksille. Kirjallisuudesta ei tunnu löytyvän selvää käsitystä siitä, kumpi tutkimus on luotettavampi, sillä esimerkiksi Stock ja Watson (1999) suosivat työnantajatutkimuksen tuloksia, Cooley ja Hansen (1995) kotitaloustutkimusta ja Kydland (1995) molempia. Työmarkkinoiden tyyliteltyihin faktoihin keskittyvän Kydlandin tulokset tulevat tämän jakson vertailuun mukaan uutena lähteenä Baxterin ja Kingin (1999) tilalle.

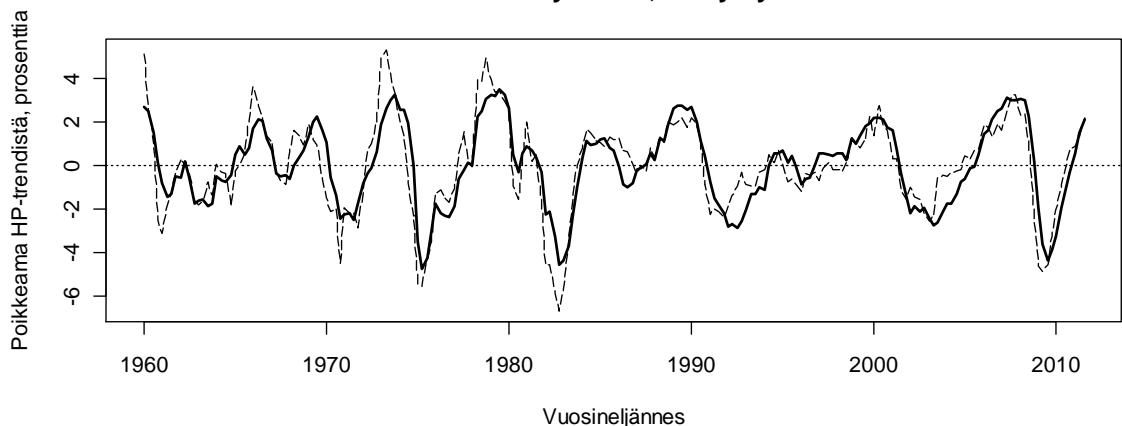
Työnantajatutkimuksen mukaan työtuntien keskihajonta on 1,7 % eli hyvin samaa luokkaa BKT:n kanssa. Lisäksi näiden muuttujien välinen korrelaatio on vahvaa, sillä se on 0,9 tasolla. Kotitaloustutkimuksen mukaan sekä keskihajonta että korrelaatio ovat aavistuksen

pienemmät. Vaihtelu työllisten määrässä näyttäisi selittävän suuren osan tehtyjen työtuntien määrässä havaitusta vaihtelusta. Työnantajatutkimuksen mukaan työllisten määrän keskihajonta on 1,4 % ja korrelaatio BKT:n kanssa on yli 0,9 yhden neljänneksen viiveellä. Kotitaloustutkimuksesta keskihajonnaksi saadaan puolestaan vain 1,1 %, mutta korrelaatio on kuitenkin vain aavistuksen pienempi työllisten määrän samoin seurattessa neljänneksen viiveellä.

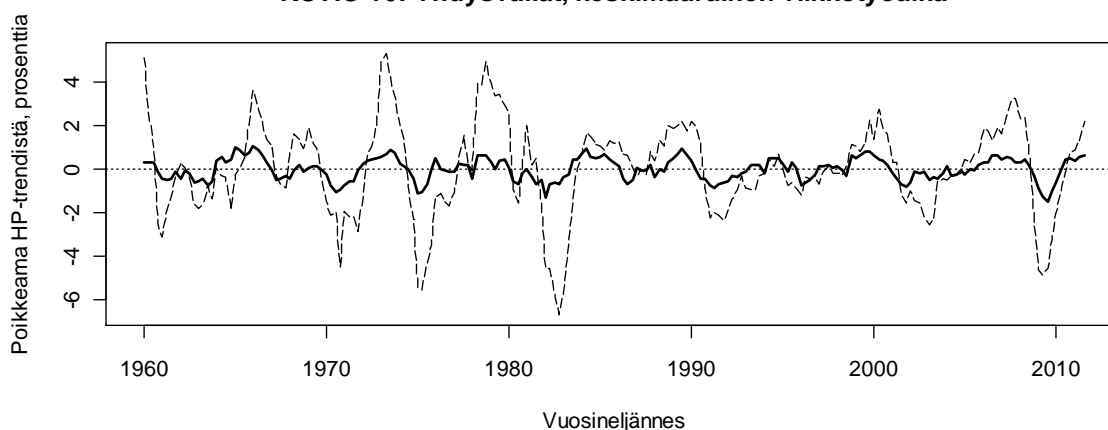
Loput tehtyjen työtuntien vaihtelusta selittää keskimääräinen viikkotyöaika, jonka keskihajonta on työnantajatutkimuksen mukaan alle 0,5. Viikkotyöaika näyttäisi johtavan sykliä neljännesvuodella, jolloin sen korrelaatio BKT:n kanssa on 0,7–0,8 luokkaa. Kotitaloustutkimuksen mukaan viikkotyöajan keskihajonta taas on suurempi (0,6) ja korrelaatio pienempi (0,6).

Työnantajatutkimuksen perusteella lasketut korrelaatiot ovat siis järjestään vahvempia verrattuna kotitaloustutkimukseen. Lisäksi kotitaloustutkimuksen mukaan muutokset viikkotyöajassa selittävät suuremman osan tehtyjen työtuntien vaihtelusta. Tulosten perusteella näyttäisi myös siltä, että työvoiman käyttö vähenee ensin enemmän viikkotyöaika lyhentämällä ja vasta vähän myöhemmin työllisyyden kautta, vaikka työllisyyden heikkeneminen onkin pääasiallinen syy tehtyjen työtuntien määrän vähenemiseen. Työtuntien käyttäytymistä suhteessa yksityiseen BKT:hen on havainnollistettu kuviossa 15 ja keskimääräisen viikkotyöajan käyttäytymistä kuviossa 16.

KUVIO 15: Yhdysvallat, tehdyt työtunnit



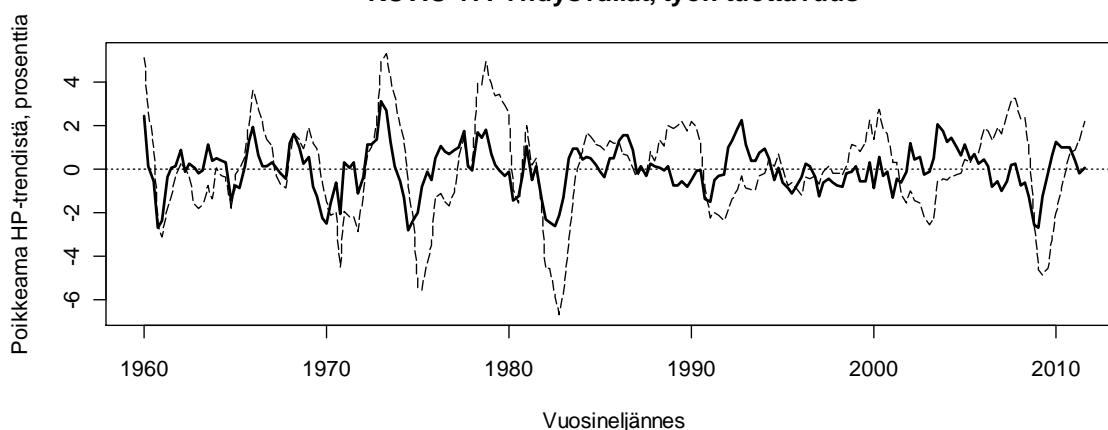
KUVIO 16: Yhdysvallat, keskimääräinen viikkotyöaika



Tuotannontekijöitä tarkasteltaessa mielenkiintoinen muuttuja on työn keskimääräinen tuottavuus. Sen mittaaminen ei kuitenkaan ole ongelmatonta. Yksinkertaisimmillaan tuottavuutta mitataan jakamalla BKT taloudessa tehdyillä työtunneilla. Tällä menetelmällä saatu keskihajonta tuottavuudelle on 0,9 kotitaloustutkimuksen tuntimäärää käytettäessä ja korrelaatio BKT:n kanssa on 0,4–0,5 väliltä. Työnantajatutkimuksen perusteella saatu keskihajonta on jonkin verran pienempi (0,7–0,8) ja korrelaatio on samaa luokkaa (0,5), mutta nyt kyseessä on muuttuja, joka johtaa sykliä kahdella neljänneksellä. Stock ja Watson (1999) puolestaan sulkevat maataloustuotannon ja julkisen sektorin pois tuottavuustarkastelusta, jolloin keskihajonta kasvaa yhteen prosenttiin ja kaksi kahdella neljänneksellä sykliä johtava korrelaatio arvoon 0,7.

Työn tuottavuus vaihtelee siis vähemmän kuin BKT eikä korrelaatiokaan ole kovin vahvaa. Kydland ja Prescott (1990) kuitenkin huomauttavat, että edellä kuvatulla tavalla mitattu työn tuottavuus ottaa korkean ja matalan osaamisen työtunnit huomioon samalla painoarvolla. Tämä ei olisi ongelma, mikäli vaihtelu olisi ryhmien kesken samanlaista. Vaihtelu matalan osaamisen työtunneissa on kuitenkin paljon suurempaa. Kydlandin ja Prescottin (1993) mukaan työpanos vaihtelee vain kaksi kolmasosaa siitä, mikä on työtuntien vaihtelevuus, kun työpanos saadaan painottamalla työtunteja suhteellisella henkisellä pääomalla. Kaavamaiseen työpanoksen mittaamiseen työtunneilla ja siten työn tuottavuuden laskemiseen on siten syytä suhtautua varauksella. Yksityisen sektorin työn tuottavuuden kehitystä verrattuna yksityiseen BKT:hen on havainnollistettu kuviossa 17.

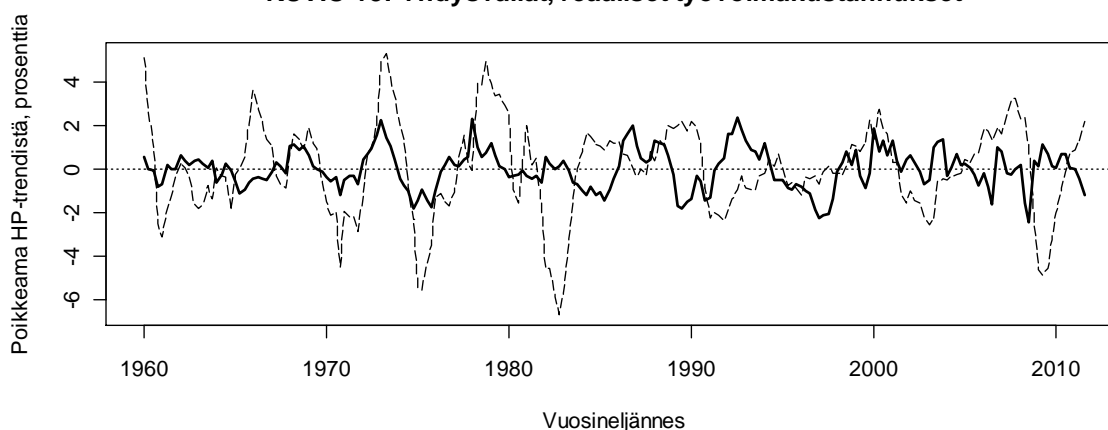
KUVIO 17: Yhdysvallat, työn tuottavuus



Yksi tärkeä työpanokseen liittyvä muuttuja on vielä reaali-palkka eli työn hinta. Talusteorian perusteella reaali-palkkaa voitaisiin käyttää myös työn tuottavuuden mittaamiseen, sillä täydellisen kilpailun markkinatasapainossa reaali-palkka vastaa työn rajatuottavuutta. Kirjallisuudessa reaali-palkalle esitetään monta eri laskutapaa, eivätkä tulokset suureen syklisestä käyttäytymisestä ole siten yhteneviä. Kydlandin ja Prescottin (1990) sekä Kydlandin (1995) käyttämän yksityisen sektorin keskimääräisen reaalin tuntikorvauksen keskihajonta on 0,9 % ja korrelaatio BKT:n kanssa on yli 0,4, kun muuttuja edistää sykliä kahdella neljänneksellä.

Cooleyn ja Prescottin (1995) mukaan työnantajatutkimuksen keskimääräisten reaalin tuntiansioiden keskihajonta on 0,75 % ja samanaikainen korrelaatio BKT:n kanssa liki 0,7. Sen sijaan saman muuttujan keskihajonta on 0,5 % ja korrelaatio BKT:n kanssa hyvin heikkoa, kun kirjoittajat käyttävät pohjana kansantalouden tilinpidon palkkasummaa. Stockin ja Watsonin tulokset reaali-palkalle ovat samansuuntaisia, sillä korrelaatio on 0,16. Sitä vastoin reaalin palkkasumman keskihajonta on 1,5 % ja korrelaatio BKT:n kanssa jopa 0,9 (Kydland 1995; Canova 1998). Reaalin työvoimakustannusten käyttäytymistä suhteessa yksityiseen BKT:hen on havainnollistettu kuviossa 18.

KUVIO 18: Yhdysvallat, reaaliset työvoimakustannukset



Toinen välttämätön tuotannontekijä työvoiman lisäksi on reaali-pääoma. Kydlandin ja Prescottin (1990) mukaan pääoman määrän keskihajonta on 0,82 %, kun pääomaan ei lueta asuntovarallisuutta. Samainen muuttuja puolestaan näyttäisi seuraavan sykliä selvällä viiveellä, sillä sen korrelaatio BKT:n kanssa on vahvimmillaan 0,7 viiveen ollessa viisi neljänestä. Canova (1998) esittää pääoman määrälle vain keskihajonnan, joka HP-suotimella laskettaessa on 61 % BKT:n keskihajonnasta. Pääoman määrän laskemisessa hän käyttää lähtökohtana vuoden 1954 nettopääoman määrää, johon lisätään investoinnit neljännesvuosittain ja josta tehdään 2,5 % poistot jokaisella neljänneksellä. Pääoman määrän tutkimista ei ole kirjallisuudessa pidetty kovin olennaisena. Esimerkiksi King ja Rebelo (1999) toteavat, että malleja voidaan yksinkertaistaa jättämällä pääoman määrä niistä pois, sillä suuren syklinen vaihtelu on pientä.

Tuotantokapasiteetin käyttöaste voisi kuitenkin suhdannevaihteluiden kannalta olla mielenkiintoisempi muuttuja. Stock ja Watson (1999) saavat sen keskihajonnaksi 3,1 % ja samanaikaiseksi korrelaatioksi BKT:n kanssa 0,93. Tämä Yhdysvaltojen keskuspankin tuottama mittari on kuitenkin Shapiron (1989) mukaan altis huomattaville mittausvirheille, sillä se perustuu kyselytutkimukseen ja siitä tehtäviin tulkintoihin. Burnside ym. (1996) puolestaan esittävät, että käytetyn sähkön määrän avulla voitaisiin arvioida tuotantokapasiteetin käyttöastetta. On luonnollista, että pääoman määrässä ei tapahdu suuria muutoksia ja että ne tapahtuvat viiveellä, sillä olemassa oleva pääomakanta kuluu melko hitaasti, ja jo aloitettujen investointiprojektien valmistuminen kestää oman aikansa. Näistä syistä kapasiteetin

käyttöaste, jos sitä pystytään luotettavasti mittaamaan, kuvaa lyhyellä aikavälillä paremmin pääoman käyttöä tuotannossa.

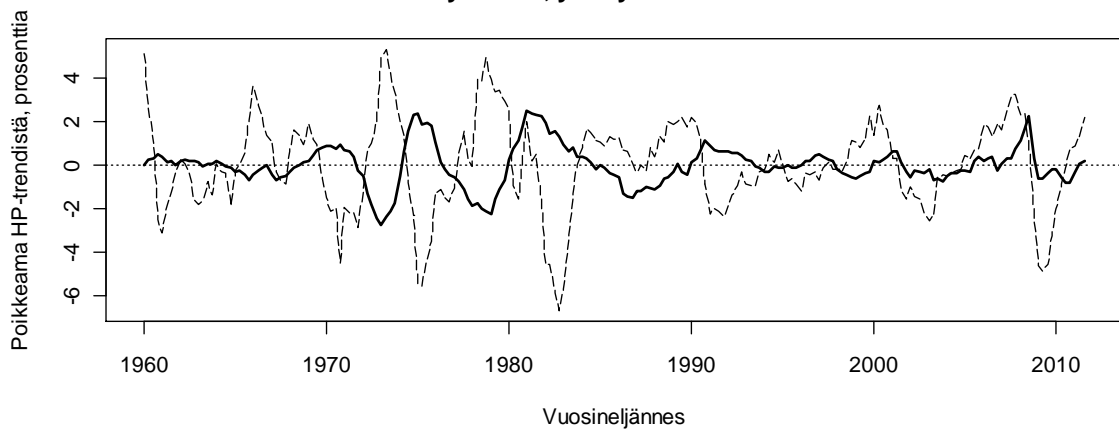
Talousteoriassa reaalikorko on puolestaan pääomalle maksettu korvaus ja täydellisen kilpailun markkinatasapainossa suure vastaa pääoman rajatuottavuutta. King ja Rebelo (1999) saavat reaalikoron keskihajonnaksi vain 0,3 % ja samanaikaiseksi korrelaatioksi BKT:n kanssa $-0,35$. Stock ja Watson (1999) käyttävät reaalikorkomuuttujana kolmen kuukauden valtionlainan korkoa, joka on saatu reaalisesti käyttämällä ennustearvoa yksityisten kulusmenojen hintadeflaattorille. Tämän muuttujan keskihajonnaksi he saavat 0,71 %, mutta korrelaatio BKT:n kanssa on $-0,36$ sen johtaessa sykliä kahdella neljänneksellä.

Kokonaistuottavuus eli Solowin residuaali kuvaa Solowin kasvumallissa tuottavuuden kasvua. Suure on kiinnostava etenkin reaalisten suhdannevaihteluiden kannalta, sillä sen avulla katsotaan olevan mahdollista kuvata teorian kannalta merkittäviä teknologiasokkeja. Stock ja Watson (1999) saavat kokonaistuottavuuden keskihajonnaksi 2,29 % ja korrelaatioksi BKT:n kanssa 0,86 sen johtaessa sykliä yhdellä neljänneksellä. Laskelmassa ei ole mukana maataloustuotantoa eikä julkista sektoria, ja työn kansantulo-osuudeksi oletetaan 0,65. King ja Rebelo (1999) saavat omissa laskelmissaan Solowin residuaalin keskihajonnaksi kuitenkin vain 0,98 %, vaikka samanaikainen korrelaatio 0,78 on lähellä Stockin ja Watsonin (1999) tuloksia.

3.5 Nimelliset muuttujat

Edellä on käsitelty taloudessa vaikuttavia reaalisia muuttujia, mutta myös jotkin nimelliset muuttujat ovat mielenkiintoisia suhdannevaihteluiden kannalta. Tärkeimpiä niistä on hintakehitys, jota yleisimmin mitataan kuluttajahintaindeksillä, siitä lasketulla inflaatiolla tai BKT-deflaattorilla. Kaikkien tässä osiossa käytettävien lähteiden (Kydland ja Prescott 1990; Cooley ja Hansen 1995; Stock ja Watson 1999) mukaan BKT-deflaattorin keskihajonta on noin 0,9 % ja kuluttajahintaindeksin 1,4 %. Molemmat muuttujat näyttäisivät olevan melko vahvasti vastasyklisiä ja edistävän sykliä kahdella neljänneksellä korrelaation ollessa $-0,7$ tasolla.

KUVIO 19: Yhdysvallat, yksityisen kulutuksen deflaattori



Kydlandin ja Prescottin (1990) mukaan nämä tulokset kumoavat monetaarisen myytin siitä, että hinnat olisivat myötäsyclisiä. Harvey ja Jaeger (1993) pitävät näitä tuloksia kuitenkin keinotekoisista sykleistä aiheutuvina (ks. HP-suotimen kritiikkiä aiemmin tässä tutkielmassa). Sitä vastoin kuluttajahintojen inflaatio näyttäisi Stockin ja Watsonin (1999) mukaan olevan myötäsyclinen ja seuraavan sykliä kolmen neljänneksen viiveellä. Muuttujan BKT:n kanssa lasketuksi korrelaatioksi saadaan 0,64 ja keskihajonnaksi 1,4 %. Cooley ja Hansen saavat inflaation keskihajonnaksi vain 0,6 % ja korrelaatioksi samalla viiveen arvolla hieman vaatimattomamman 0,47. Hintatason ja yksityisen BKT:n välistä suhdetta on havainnollistettu kuviossa 19.

Liikkeelle lasketun rahan määrällä voi myös olettaa olevan yhteyksiä suhdannevaihteluiden kanssa. Raha-aggregaateista mielenkiintoisin näyttäisi olevan laeva M2, sillä Kydlandin ja Prescottin (1990) mukaan nimellinen M2 johtaa sykliä kahdella kvartaalilla. Sen korrelaatio BKT:n kanssa on tällöin 0,68 ja keskihajonta 1,5 %. Stockin ja Watsonin (1999) mukaan nimellisen M2:n korrelaatio on hieman heikompi, mutta reaalisen M2:n korrelaatio jopa aavistuksen vahvempi.

Cooleyn ja Hansenin (1995) mukaan perusrahan ja M1:n korrelaatiot BKT:n kanssa ovat noin 0,4. M1:n keskihajonta on hieman suurempaa kuin M2:n, kun taas perusrahan keskihajonta on liki puolet pienempää. Kydland ja Prescott (1990) toteavat, että havaittu ero M2:n ja M1:n käyttäytymisessä tekee niiden erotuksen tutkimisen mielenkiintoiseksi. Tämä erotus koostuu pääasiallisesti korollisista määräaikaistalletuksista, ja se johtaa sykliä jopa kolmella

neljänneksellä korrelaation ollessa 0,67 ja keskihajonnan ollessa 1,9 %. Kaksikon mielestä havainto voi merkitä sitä, että luottosopimukset ovat mahdollisesti merkittäviä suhdannevaihteluiden kannalta.

3.6 Ulkomaankaupan muuttajat

Ulkomaankauppaan liittyvät muuttajat ovat erityisen mielenkiintoisia Suomen kaltaisen pienen avotalouden kannalta, kun taas Yhdysvaltojen tyylieltyjä faktoja käsittelevässä kirjallisuudessa niistä ei olla kovin kiinnostuneita maan suuren koon ja siten ulkomaankaupan vähäisemmän merkityksen vuoksi. Tärkeimmät ulkomaankaupan muuttajista ovat vienti ja tuonti sekä niiden erotus eli nettovienti. Yhdysvalloissa viennin ja tuonnin keskihajonnat ovat liki investointien tasolla tuonnin keskihajonnan ollessa hieman pienempää kuin viennin. Tuonnin samanhetkinen korrelaatio BKT:n kanssa on 0,7, mutta vienti näyttäisi seuraavan sykliä kahdesta kolmeen neljännestä jäljessä, ja silloinkin korrelaatio on vain 0,5 tasolla. Molempien muuttujien autokorrelaatiot ovat samaa luokkaa, mutta BK-suotimella ne ovat yli 0,9 kun HP-suotimella ne jäävät 0,7 tasolle.

Nettovienti eli kauppataase voi saada myös negatiivisia arvoja, joten siitä ei voida ottaa logaritmia. Sinällään laskettuna nettoviennin keskihajonta on Yhdysvalloissa noin kymmenkertainen BKT:hen nähden ja sen autokorrelaatio on 0,9 tai ylikin. Yleistä on kuitenkin tarkastella nettovientiä suhteessa BKT:hen. Stock ja Watson (1999) käyttävät jakajana BKT:n trendiä, jolloin saatu muuttuja näyttäisi edistävän sykliä noin kahdella neljänneksellä korrelaation ollessa $-0,49$ ja keskihajonnan 0,4 %. Backus ym. (1994) puolestaan laskevat suhteen käypähintaisten suureiden kesken ja saavat keskihajonnaksi 0,45 % ja samanaikaiseksi korrelaatioksi BKT:n kanssa $-0,22$. Baxter (1995) toteaa, että viennin ja tuonnin suurta vaihtelevuutta selittää se, että Yhdysvaltojen nettoviennistä investointihyödykkeiden osuus on 50–60 %. Hänen mukaansa nettoviennin negatiivinen korrelaatio puolestaan johtuu siitä, että nousukaudella tehdään paljon investointeja, jolloin investointihyödykkeiden tuonti kasvaa. Zimmermannin (1997) näkökulma ilmiöön on taas se, että korkeasuhdanteessa kotimainen liikakysyntä on helpointa tyydyttää tuontitavaroilla.

Backus ym. (1994) tekevät kauppataseen ja vaihtosuhteen osalta vertailua yhdentoista OECD-maan kesken, ja vertailussa on Yhdysvaltojen ohella mukana myös Suomi. Yhdysvaltojen aineisto on vuosilta 1950–1990, mutta Suomen aineisto alkaa vasta vuodesta 1975, jolloin tarkastelujakso jää vain 15 vuoden mittaiseksi. Suomen BKT:n keskihajonnaksi laskelmissa saadaan 1,62 %, joka on hivenen pienempi Yhdysvaltoihin verrattuna, ja autokorrelaatioksi vain 0,56. Sen sijaan Suomen BKT:hen suhteutetun kauppataseen keskihajonta on 1,75 %. Hajonta on suurin kaikista vertailumaista ja liki nelinkertainen Yhdysvaltoihin verrattuna, kun Yhdysvalloilla hajonta on pienin. Suomen osalta kauppataseen autokorrelaatio on 0,71 ja samanaikainen korrelaatio BKT:n kanssa $-0,60$.

Backus ym. (1994) mittaavat vaihtosuhdetta eli tuontihyödykkeiden suhteellista hintaa tuonnin ja viennin implisiittisten hintadeflaattoreiden logaritmisella suhteella. Vaihtosuhteen keskihajonnoissa on huomattaviakin eroja, mutta hajonta on aina BKT:tä suurempaa, jopa kaksin tai kolminkertaisesti. Yhdysvaltojen osalta hajonta on 2,92 % ja Suomen kohdalla 1,96 %. Vaihtosuhteen autokorrelaatiot ovat suurimmalle osalle maista 0,8 tietämissä, Suomelle 0,73 ja Yhdysvalloille 0,80. Nettoviennin ja vaihtosuhteen samanaikainen korrelaatio on puolessa maista selvästi negatiivinen eli vahvempi kuin $-0,4$. Suomelle se on $-0,46$ ja Yhdysvalloille 0,27. Sen sijaan BKT:n ja vaihtosuhteen samanaikaiset korrelaatiot ovat paria poikkeusta lukuun ottamatta olemattomia ja etumerkiltään vaihtelevia. G7-maiden ja 23 kehittyvän maan vuosiaineistoa analysoivan Mendozan (1995) mukaan vaihtosuhtedesokit ovat puolestaan suuria, pysyviä ja heikosti myötäsyklisiä. Hänen mukaansa reaalisuuren valuuttakurssin vaihtelut ovat myös suuria ja myötäsyklisiä.

3.7 Kansainvälinen vertailu

Vaikka tyylieltyjen faktojen laskeminen on ollut suosituinta Yhdysvaltojen sotien jälkeisellä neljännesvuosiaineistolla, on myös kansainvälistä vertailua jossain määrin tehty. Backus ja Kehoe (1992) käyttävät vertailussaan vuosiaineistoja vuosisadan ajalta, ja mukana on kymmenen maata: Australia, Kanada, Tanska, Saksa, Italia, Japani, Norja, Ruotsi, Iso-Britannia sekä Yhdysvallat. Heidän mukaansa reaalisuuren vaihtelut ovat melko yhteneviä, mutta aineistosta on havaittavissa, että hintatason vaihtelut ovat myötäsyklisiä ennen

toista maailmansotaa ja vastasyklisiä sen jälkeen. Fiorito ja Kollintzas (1994) puolestaan vertailevat G7-maiden tyyliteltyjä faktoja käyttäen HP-suodatettua neljännesvuosiaineistoa 1960-luvulta lähtien ja toteavat, että maiden välillä on selviä yhtäläisyyksiä. Christodoulakis ja Kollintzasin (1995) tarkastelussa ovat silloiset EY-maat ja he toteavat, että tyyliteltyt faktat ovat hyvin samanlaisia lukuun ottamatta niitä muuttujia, joihin hallitukset voivat suoraan ja helposti vaikuttaa.

Yksittäisten maiden tyyliteltyjä faktoja ovat tarkastelleet muun muassa Brandner ja Neusser (1992) Sakasan ja Itävällan aineistolla. Ison-Britannian aineistolla samaa ovat tehneet Blackburn ja Ravn (1992), joiden tuloksia McMillan ja Speight (1998) arvioivat kriittisesti vertailemalla UC-mallin ja HP-suotimen tuottamia tuloksia. Correia ym. (1995) käsittelevät pienen avotalouden suhdanneteoriaa ja käyttävät esimerkkinä Portugalia. Suomen taloutta tutkittaessa lähin vertailukohta ovat kuitenkin Pohjoismaat ja etenkin Ruotsi. Englund ym. (1992) sekä Hassler ym. (1994) ovat laskeneet Ruotsin aineistolla tyyliteltyjä faktoja vuosiaineistolla lähtien liikkeelle 1860-luvulta, jolloin tarkastelujakso on jopa 130 vuotta pitkä. Bjørnland (2000) puolestaan laskee tyyliteltyjä faktoja Norjan 1970-luvulta alkavalla kausitasoittamattomalla neljännesvuosiaineistolla.

Suomi on päässyt mukaan Zimmermannin (1999) kahdeksan maan vertailuun, jossa on laskettu keskihajonnat BKT:lle, kulutukselle, investoinneille, viennille, tuonnille, kauppataaseelle sekä vaihtosuhteelle. Tulokset on esitetty kahdessa eri jaksossa, 1960–1972 ja 1973–1991, sillä kiinnostuksen kohteena ovat mahdolliset erot suhdannevaihteluiden luonteessa kiinteän ja joustavan valuuttakurssin oloissa. Tämä katsaus Suomen tyyliteltyihin faktoihin on kuitenkin hyvin suppea, ja lyhyiden otosperiodien perusteella saatavat tulokset ovat tuskin kovin luotettavia, etenkin kun 1960-luvun osalta aineistona on käytetty Suomen Pankissa tehtyjä hyvin epävarmoja laskelmia.

4 AINEISTO

Tässä luvussa selostetaan, mistä lähteistä tutkielmassa käytetty aineisto on peräisin ja miten sitä on muokattu. Aluksi esitellään Yhdysvaltojen aineisto, jonka jälkeen vertaillaan Suomen ja Yhdysvaltojen kansantalouden tilinpidon eroavaisuuksia. Tämän jälkeen esitellään Suomen neljännesvuositilinpidon aikasarjojen kokoamista, ja lopuksi tarkastellaan tarkemmin aineiston muita muuttujia.

4.1 Yhdysvaltojen aineisto

Yhdysvalloissa kansantalouden tilinpidon tilastot ja muut tämän tutkielman kannalta oleelliset suhdannetilastot ovat kattavat ja helposti saatavilla. Neljännesvuositilinpidon aikasarjat ovat yhtenäisinä saatavilla vuoden 1947 alusta lähtien. Jotkin kysyntäerät tosin ovat päätittäin saatavilla, mutta näissäkin tapauksissa yhdistäminen on helppoa. Kaikki neljännesvuositilinpidon ulkopuoliset sarjat eivät kuitenkaan ulotu vuoteen 1947, mutta kapasiteetin käyttöastetta ja reaalista valuuttakurssia lukuun ottamatta kaikki tässä tutkielmassa käytettävät sarjat alkavat viimeistään vuodesta 1960.

Yhdysvaltojen neljännesvuositilinpidon aikasarjat on otettu kausitasoitettuina BEA:n (Bureau of Economic Analysis 2011) kotisivuilta vuoden 1960 alusta lähtien. Joitain tilinpidon sarjoja on haluttu muokata lisäämällä tai poistamalla niistä joitain eriä. Volyymisarjat eivät ole laskentamenetelmästä johtuen additiivisia. Siksi ne on pitänyt muuntaa käypähintaisten sarjojen avulla saatavaa implisiittistä hintaindeksiä käyttäen edellisen vuoden hintaisiksi sarjoiksi. Yhdistettävät sarjat on laskettu yhteen tai vähennetty toisistaan sekä käypähintaisina että edellisen vuoden hintaisina. Tämän jälkeen sarjat on ketjutettu takaisin volyymeiksi annual overlap -menetelmällä. Tätä menetelmää esitellään tarkemmin esimerkiksi IMF:n neljännesvuositilinpidon käsikirjan (Bloem ym. 2001) luvussa yhdeksän, ja menetelmän avulla laskettuja volyymeja kutsutaan tästä lähtien ketjuvolyymeiksi.

Muut aikasarjat on haettu St. Louisin paikalliskeskuksen tutkimusosaston kotisivuilla olevasta FRED-tietokannasta (Federal Reserve Bank of St. Louis 2011). Työvoimaan

liittyvät sarjat ja kuluttajahintaindeksi ovat Yhdysvaltojen työministeriön tilasto-osaston tuottamia. Kapasiteetin käyttöaste, valtionvelan korko sekä raha-aggregaatit ovat Yhdysvaltojen keskuspankin tuottamia. Ainoa muista lähteistä saatu sarja on reaalin valuuttakurssi, joka on otettu BIS:n verkkosivuilta (Bank for International Settlements 2012). Liitteessä on selostettu tarkasti kunkin aikasarjan alkuperä (ks. LIITE 2).

4.2 Suomen ja Yhdysvaltojen neljännesvuositilinpidon vertailua

Yhdysvaltojen neljännesvuositilinpidosta on suoraan saatavilla tässä tutkielmassa käytettävä yleistä suhdannekehitystä kuvaava muuttuja eli yksityisen sektorin BKT ilman maataloutta. Samanlainen muuttuja on pyritty rakentamaan myös Suomen aineistolla, mutta erona on se, että kotitalouksien ja voittoa tavoittelemattomien yhteisöjen arvonnäystä ei ole ollut mahdollista ottaa pois Suomen bruttokansantuotteesta. Erä on kuitenkin sen verran pieni, että sillä ei ole käytännön merkitystä. Yhdysvaltojen tilastoissa tehdyt työtunnit, työllisyys, reaali-palkka ja työn tuottavuus ovat myös saatavilla valmiiksi laskettuina tällä sektorijaolla. Suomen osalta näin ei ole ollut mahdollista menetellä, sillä joko maatalous- tai julkista sektoria ei ole aina eroteltu ainakaan neljännesvuositilinpidon yhteydestä löytyvissä työllisyys- ja palkkatilastoissa.

Ylipäätään Yhdysvalloissa käytetyt neljännesvuositilinpidon käsitteet ja erityisesti julkisen sektorin käsittely poikkeavat jonkin verran Suomessa julkistettavista tiedoista. Yhdysvalloissa julkiset menot katsotaan yhdeksi kysynnän eräksi, joka jakautuu liittovaltion menoihin ja osavaltioiden sekä paikallistason menoihin. Liittovaltion menoista on toisaalta saatavilla myös erittely puolustusmenoihin ja muihin menoihin. Suomessa julkiset menot on katsottu ensisijaisesti osaksi kulutusta tai investointeja. Julkisia menoja ei nimittäin ole sinällään suoraan saatavilla vaan on yhdistettävä julkinen kulutus ja julkiset investoinnit. Muunlaista alerittelyä julkisista menoista ei neljännesvuositilinpidossa ole saatavilla.

Investointien alerien käyttäytymisen vertailu Yhdysvaltoihin on myös joiltain osin liki mahdotonta. Suomessa alerittely investointitavaratyypeittäin koskee nimittäin kaikkia investointeja yhteensä, eikä erittelyä ole saatavissa pelkästään yksityisten investointien

osalta. Asuinrakennusinvestoinnit kuitenkin ovat Suomessakin hyvin suureksi osaksi yksityisiä, joten yksityisten tuotannollisten investointien arvioimiseksi yksityisistä investoinneista on vähennetty asuinrakennusinvestoinnit. Asuinrakennusinvestointeja on myös tarkasteltu omana eränään. Tuotannollisia investointeja on tarkasteltu vain kokonaisuutena, eikä niitä ole jaettu rakennusinvestointien sekä kone-, laite- ja kuljetusvälineinvestointeihin. Syynä on se, että aikasarjat sisältävät jo enemmän julkisia investointeja.

Käsitteellisten erojen lisäksi Suomen ja Yhdysvaltojen kansantaloudentilinpidoissa on myös joitain menetelmällisiä eroja. Suomessa bruttokansantuote lasketaan ensisijaisesti arvonnäytteen menetelmällä eli laskemalla yhteen kunkin toimialan lopputuotos, josta on vähennetty välituotekäyttö. Toissijainen tapa on laskea BKT lopputuotekäytön näkökulmasta eli summaamalla kulutus- ja investointimenot sekä nettovienti. Tämä tapa on puolestaan Yhdysvalloissa ensisijainen, sillä sen lähdeaineistoja pidetään Yhdysvalloissa luotettavimpina (Bureau of Economic Analysis 2010, luku 2). Kolmas tapa laskea BKT on summata kansantalouden tulot, mikä on toissijainen tapa Yhdysvalloissa. Molemmissa maissa ensisijaisen ja toissijaisen tavan välistä eroa kutsutaan tilastolliseksi eroksi, sillä määritelmällisesti lukujen tulisi täsmätä. Aineistoissa olevista puutteista johtuen tulokset eivät kuitenkaan täsmää, sillä luvuissa on kyse vain estimaateista. Myös muiden muuttujien laskentatavoissa on maiden välillä eroja, jotka saattavat aiheuttaa sen, että sarjat eivät ole täysin vertailukelpoisia keskenään.

Toinen selvä menetelmällinen ero maiden välillä on valittu kausitasoitusmenetelmä. Suomessa on siirrytty käyttämään TRAMO/SEATS -menetelmää, kun Yhdysvalloissa käytetään aiemmin Suomessakin käytössä ollutta X12-ARIMA -menetelmää. Menetelmien eroista kirjoittavat esimerkiksi Kokkinen ja Alshail (2005). Menetelmät tuottavat jonkin verran erilaiset lopputulokset, joten eri menetelmillä kausitasoitettujen aikasarjojen vertailu tilastollisten tunnuslukujen perusteella saattaa tuottaa aavistuksen verran harhaanjohtavia tuloksia. Tätä mahdollisuutta on tutkittu vertaamalla molemmilla tavoilla kausitasoitettua Suomen BKT:tä vuosina 1990–2011. X12-ARIMA -menetelmä nimittäin saattaa tuottaa jonkin verran epätasaisemman tuloksen menetelmän ominaisuuksista johtuen. Vertailun

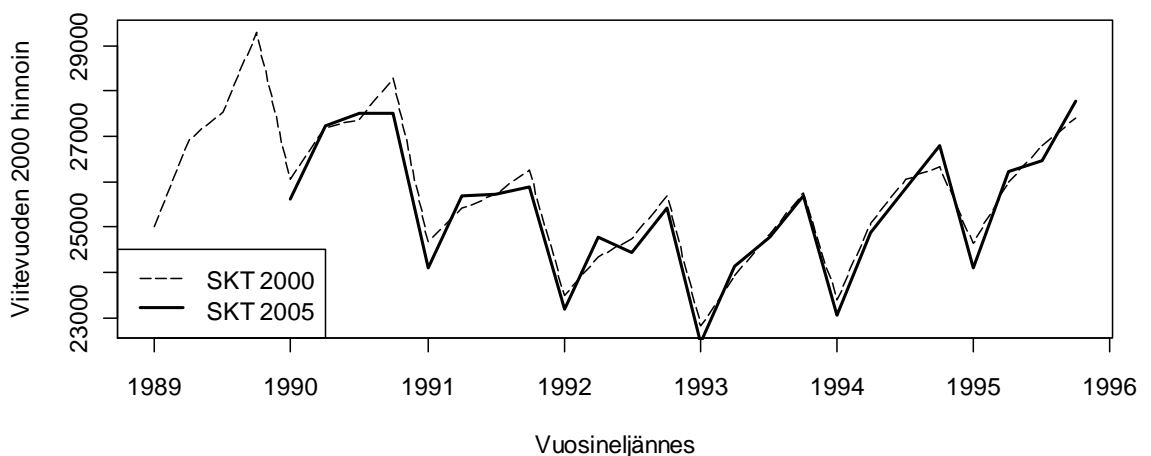
perusteella HP-suodatettujen aikasarjojen keskihajonnassa ei ole merkittävää eroa, eivätkä erot silmämääräisen tarkastelunkaan perusteella näytä kovin merkittävilä.

4.3 Suomen moderni neljännesvuositilinpito

Suomen osalta neljännesvuositilinpitoon aikasarja-aineiston kokoaminen on vienyt huomattavasti aikaa, sillä aikasarjoista on pyritty saamaan mahdollisimman pitkät aloittamalla ne jo vuoden 1960 alusta lähtien. Tilastokeskuksen nykyisin julkaisema SKT 2005 -järjestelmän mukainen neljännesvuositilinpito alkaa vasta vuodesta 1990 (Tilastokeskus 2011a). Vuosilta 1975–2006 on saatavilla SKT 2000 -järjestelmään perustuva neljännesvuosiaikasarja (Tilastokeskus 2006), mutta ongelmana on, että tätä aikasarjaa ei enää päivitetä.

Vuodesta 1975 alkavan sarjan vuositasot eivät täsmää vuositilinpitoon, jossa yhtenäiset aikasarjat ovat saatavilla vuodesta 1975 alkaen (Tilastokeskus 2011b; Tilastokeskus 2011c). Tästä syystä on ollut tarpeen täsmäyttää neljännesvuosisarjat vuosilta 1976–2005 vuositilinpitoon Dentonin menetelmällä. Dentonin menetelmän ajatuksena on, että neljännesvuositilinpitoon indikaattorisarja saadaan täsmäämään oikeaan vuositasoon pehmeästi. Siten vuoden ensimmäisen ja edellisen vuoden viimeisen havainnon välille ei synny täsmäytyksen vuoksi alkuperäiselle aikasarjalle vierasta kynnystä. Menetelmän tarkkaa algoritmia selostaa tarkemmin Denton (1971).

KUVIO 20: BKT SKT 2000:n ja SKT 2005:n mukaan



Edellä mainittujen kahden neljännesvuosiaikasarjan yhdistäminen on sikäli ongelmallista, että niiden tuottama neljänneskehitys on erilainen laskentamenetelmissä ja lähdeaineistoissa tapahtuneista muutoksista johtuen. Tämä voidaan havaita kuviosta 11, jossa aikasarjat on piirretty päällekkäin vuosina 1990–1996. Erot johtuvat pääasiassa siitä, että SKT 2000 -aikasarjan lähdeaineistona ovat olleet erilaiset volyyymi-indikaattorit, kun taas nykyisin julkaistava sarja perustuu liikevaihtokuvaajiin. Lisäksi viiden vuoden välein vaihdettavan kiinteän perusvuoden sijaan on siirrytty joka vuosi vaihtuvan perusvuoden käyttöön.

4.4 Suomen historiallinen neljännesvuositilinpito

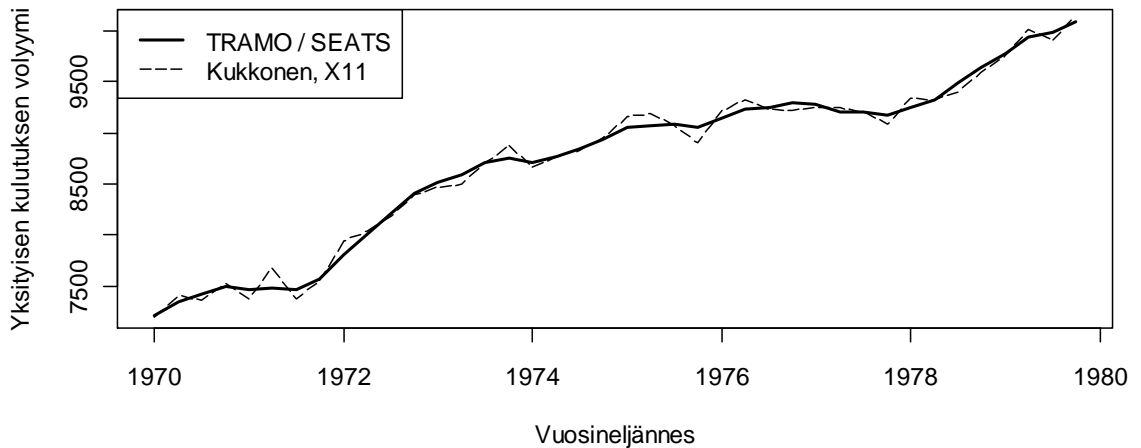
Vuodesta 1970 alkavat SKT 1980 -järjestelmän mukaiset neljännesvuosiaikasarjat ovat saatavilla paperijulkaisuista (Tilastokeskus 1987). Tämän jälkeen tietoja on siirrytty julkaisemaan vain vuodesta 1975 lähtien. Tätä aiemman neljännesvuosiaineiston rakentaminen on ollut haasteellista, vaikka vanhimmat neljännesvuositilinpidoon aikasarjat ulottuvat vuoteen 1948. Tilastollisen päätoimiston² laskelmissa vuosilta 1948–1969 on saatavilla ainoastaan toimialoittaiset arvonlisäykset sekä toimialoittaiset palkkasummat (Tilastollinen päätoimisto 1968; Tilastokeskus 1978a). Tämän tutkimuksen kannalta kiinnostavia kulutuksen ja investointien eriä on 1960-luvulla laskettu hyvin karkealla tasolla tuotantopuolen tietojen avulla neljännesvuosittain, mutta niitä ei ole monista epävarmuuksista johtuen julkaistu (Hellmann 1962, 46–47). Tilastokeskuksen arkistosta löytyi lisäksi käsin tehty taulukko, jossa huoltotaseen pääerät on laskettu neljännesvuosittain vuosille 1967–69.

1980-luvun alussa Suomen Pankin tutkimusosastolla pyrittiin arvioimaan kysyntäerien neljänneskehitystä vuosille 1960–1969 (Andersson 1983). Nämä BOF3-ennustemallin aineistona käytetyt sarjat on kuitenkin julkaistu vain kausitasoitettuina. Kausitasoitukseen on käytetty X11-kausitasoitusmenetelmään pohjautuvaa niin sanottua Kukkosen menetelmää, joka on huomattavan heikko verrattuna moderneihin kausitasoitusmenetelmiin. Tämä voidaan havaita kuviosta 13 tarkastelemalla päällekkäin nykyisin Tilastokeskuksessa käytössä olevin menetelmin kausitasoitettua aineistoa ja Suomen Pankin aineistoa vuosilta 1970–80. Kuvion perusteella Kukkosen menetelmällä kausitasoitettu aineisto sisältää huo-

² Vuodesta 1971 lähtien Tilastokeskus.

mattavasti enemmän korkeataajuista satunnaisvaihtelua, joka luultavasti johtuu siitä, että menetelmä ei ole pystynyt puhdistamaan kaikkea kausivaihtelua.

KUVIO 21: Kausitasoitusmenetelmien vertailua



Suomen Pankin julkaisussa ei ole liioin kovin tarkasti kerrottu, mistä aineisto vuoden sisäisen neljännesvaihtelun arviointiin on saatu. Näistä 1960-luvun aineistoon liittyvistä ongelmista johtuen on päädytty itse laskemaan arviot kysyntäerien neljännesvuosikehitykselle vuosina 1960–1971. Hankkeessa käytetyt tarkat laskentamenetelmät ja lähteet on selostettu tutkielman liitteessä (ks. Liite 1). Vertailujen perusteella itse laskettujen sarjojen laatu vaikuttaisi huomattavasti paremmalta Suomen Pankin aineistoon nähden ja yhtä hyvältä ellei jopa osin paremmalta kuin 1970-luvun alkuvuosilta julkaistu neljännesvuositilinpito.

Vuositilinpidadosta kysyntäerät ovat saatavilla vuodesta 1960 lähtien (Tilastokeskus 1984). Mahdollisimman oikeanlaisten vuositasojen aikaansaamiseksi sarjat on ketjutettu volyymeiksi käypähintaisten ja vuoden 1980 hintaisten sarjojen avulla. Tämä on voitu tehdä vain arvonnlisäysten summille ja niille kysynnän erille, jotka voidaan muodostaa kahden tai useamman aluerän summana. Muodostetut ketjuvolyyymi-indeksit vuosilta 1960–75 on tämän jälkeen kiinnitetty vuodesta 1975 alkavien volyymisarjojen tasoon (Tilastokeskus 2011b; Tilastokeskus 2011c). Vuosien 1960–75 neljännesvolyymeja ei ole voitu laskea ketjuindeksin avulla käypähintaisten sarjojen puutteesta johtuen, joten ne on täsmäytetty edellä kuvatusti laskettuihin vuositasoihin.

4.5 Sarjojen kausitasoitus ja yhdistäminen

Täsmäytetyt neljännesvolyyymisarjat on tämän jälkeen kausitasoitettu Demetra 2.2 -ohjelmistolla, joka perustuu TRAMO/SEATS-menetelmään. Tarkemmin tätä Tilastokeskuksen käyttämää kausitasoitusmenetelmää selostavat esimerkiksi Kokkinen ja Alshail (2005). Sarjat on parhaan mahdollisen lopputuloksen aikaansaamiseksi kausitasoitettu jaksoissa 1960–1971, 1970–1986, 1975–2001 ja 1990–2011. Sarjoja ei ole kausitasoitettu yhtenäisinä, sillä sarjojen murroskohdassa kausivaihtelun luonteen muuttuminen tuottaa kausitasoitettuihin sarjoihin vaihtelevuutta, jota alkuperäisessä sarjassa ei ole. Ohjelmistolla menee nimittäin vähintään muutaman vuoden havaintojen verran aikaa sopeutua muuttuneeseen kausivaihtelun luonteeseen.

Kausitasoitus on suoritettu pääosin itse, sillä täsmäyttäminen on syytä tehdä ennen kausitasoitusta eikä sen jälkeen. Sarjoista on lisäksi kausitasoitettu pidempi jakso kuin itse tutkimukseen on käytetty, sillä liian lyhyen sarjan kausitasoittaminen ei välttämättä tuota hyvää lopputulosta. Myös sarjan loppupään havaintojen kausitasoitus saattaa tarkentua huomattavastikin, kun saadaan lisää havaintoja. Vuosilta 1990–2011 on itse kausitasoitettu vain sarjat, jotka on rakennettu yhdistelemällä tietoja kahdesta tai useammasta sarjasta. Tilastokeskuksen valmiiksi kausitasoitettuja sarjoja on puolestaan käytetty niiden sarjojen osalta, jotka löytyvät suoraan neljännesvuositilinpäivän julkaisusta.

4.6 Yksityinen BKT ja väestön määrä

Edellä on kuvattu aikasarjojen rakentamista erityisesti kysyntäerien osalta. Myös muiden aikasarjojen rakentamisessa on tarpeen vaatiessa käytetty samoja menetelmiä, mutta niiden etenkin 60-luvun osalta poikkeavia aineistoja selostetaan seuraavissa alaluvuissa vielä tarkemmin.

Maataloudettoman yksityisen sektorin arvonlisäyksen laskemisen lähtökohtana on ollut markkinahintainen BKT, josta on haluttu vähentää maatalouden ja julkisen toiminnan arvonlisäykset. Maatalouden arvonlisäys on alkuperäisenä saatavilla Tilastokeskuksen

julkaisuissa 1960-luvun alusta alkaen neljännesvuosittain. Joissain tilinpidon järjestelmissä sarja tosin sisältää myös metsästyksen arvonlisäyksen ja toisissa ei, mutta ero on jätetty huomiotta erän hyvin vähäisen merkityksen vuoksi.

Julkisen toiminnan BKT:n lukujen löytäminen ei sen sijaan ollut yhtä yksinkertaista. Lukuja ei nimittäin tuoreimmasta vuosien 1975–2006 neljännesvuositilinpidon julkaisusta löytynyt vaan neljä vuotta aiemmasta julkistuksesta (Tilastokeskus 2002), jonka jälkeen sarjan julkaiseminen väliaikaisesti lopetettiin. Liioin vuotta 1970 edeltävää aikaa käsittelevistä julkaisuista ei löydy suoraan tietoja julkisen toiminnan arvonlisäyksestä, vaan vuodesta 1948 alkavasta neljännesvuositilinpidosta löytyvät seuraavat sarjat: ”Yleinen hallinto ja maanpuolustus”, ”Palvelukset, opetus”, ”Palvelukset, terveydenhoito” ja ”Palvelukset, muut”. Niistä ei saa kuitenkaan suoralla yhteenlaskulla julkisen toiminnan BKT:tä, sillä erät sisältävät vain osaksi julkista toimintaa. Sen sijaan Tilastokeskuksen neljännesvuositilinpidon arkistosta löytyneessä tulosteessa on laskettu julkiselle toiminnalle volyymi-indeksi vuoden 1950 alusta vuoden 1977 alkuun painottamalla edellä mainittuja neljää tilinpidon sarjaa (Tilastokeskus 1977). Muutoin maataloudettoman yksityisen sektorin arvonlisäyksen laskennassa on sovellettu aiemmin selostettuja menettelytapoja.

Kaikki edellä kuvatut neljännesvuositilinpidosta saadut luvut on lopuksi jaettu väestön määrällä, kuten myös työllisten ja tehtyjen työtuntien määrät. Väestön määrä löytyy neljännesvuositilinpidosta vuodesta 1975 alkaen. Tätä edeltävälle ajalle väestön neljännesvuositainen määrä on saatu Tilastokatsauksien (1960–1977) taulukosta ”Maassa asuva väestö kuukauden lopussa”. Tietoja ei ole julkistettu lopullisina ja niihin on tehty useita tasokorjauksia. Tasokorjaukset on otettu huomioon laskelmissa, mutta vuoden 1971 kesäkuun ja heinäkuun välinen muutos on jouduttu arvioimaan johtuen julkaistujen tietojen puutteellisuudesta. Neljännesvuosittaisiksi muunnetut tiedot on täsmäytetty Dentonin menetelmällä väestön määrän tuoreimpiin vuositietoihin (Tilastokeskus 2011f).

4.7 Työllisyys ja tehdyt työtunnit

Suomessa neljännesvuositilinpidon yhteydestä löytyvät vuodesta 1975 alkaen myös tiedot työllisten määrästä ja tehdyistä työtunneista, jotka perustuvat suureksi osaksi Tilastokeskuksen kuukausittain toteuttamaan työvoimatiedusteluun. Kulkulaitosten ja yleisten töiden ministeriö on kuitenkin jo vuonna 1959 alkanut toteuttaa kuukausittaista työvoimatiedustelua ja julkaista sen tuloksia sarjajulkaisussa nimeltä Työvoimakatsaus. Nämä kuukausittaiset sarjat on julkaistu vuosien 1959–75 osalta teoksessa Tilastokeskus (1978b).

Työllisten määrän osalta julkaistu sarja on yhtenäinen, mutta tehtyjen työpäivien sarja alkaa vasta vuodesta 1971. Syyksi mainitaan tietojen vertailukelvottomuus aiempien tietojen kanssa menetelmissä tapahtuneista muutoksista johtuen. Tämä sarja on kuitenkin saatavilla vuosilta 1959–1969 teoksessa Ristimäki (1971). Vuoden 1970 tietoja ei siis löydy mistään, mikä saattaa johtua siitä, että työvoimatiedustelun tekeminen siirrettiin vuonna 1969 Tilastollisen päätoimiston vastuulle.

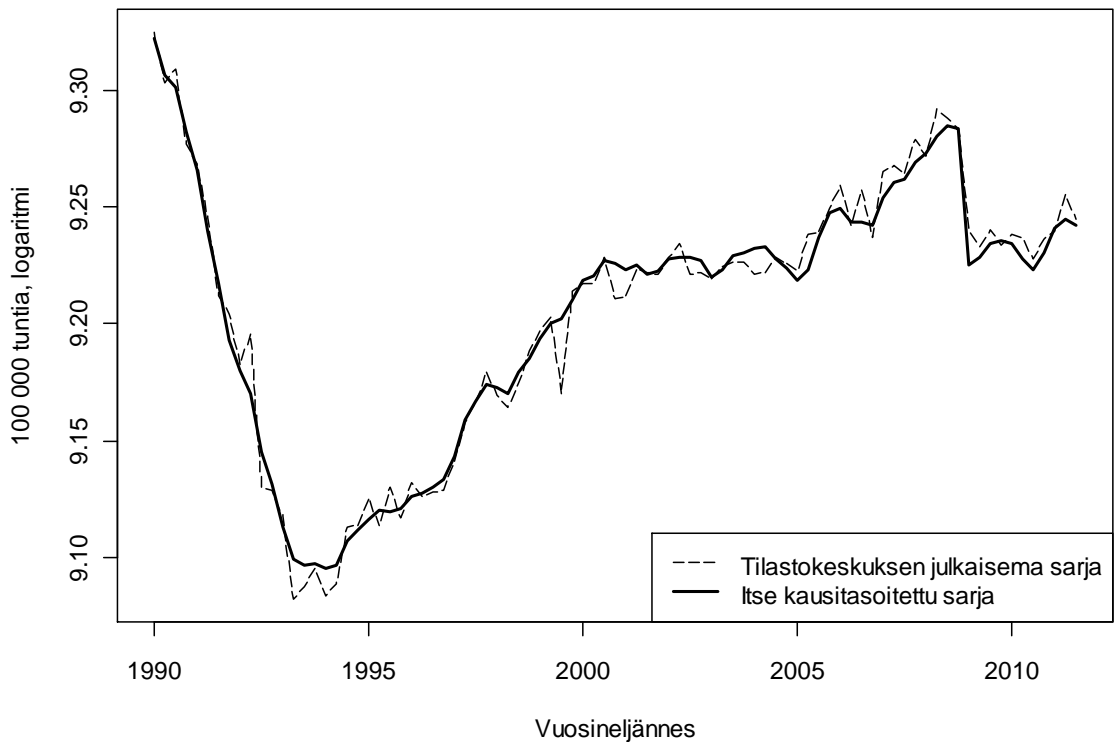
Vuoden 1970 tehtyjen työpäivien neljänneskehitys on siis jouduttu itse arvioimaan ja tähän on käytetty vuoden 1969 neljänneskehitystä. Samoin vuoden 1963 helmikuun luku on jouduttu itse arvioimaan, sillä tuolloin työvoimatiedustelua ei ilmeisesti ole toteutettu virkamieslakosta johtuen. Näin saadut työllisten määrän ja tehtyjen työpäivien neljänneskehitykset on täsmäytetty vuositilinpidon tietoihin työllisistä ja tehdyistä työtunneista (Tilastokeskus 1984). Vertailtaessa tehtyjen työtuntien ja -päivien neljänneskehitystä huomataan, että ne ovat hyvin yhtenevät, joten on katsottu, että sarjat voidaan yhdistää, kun niiden erilaisesta mittayksiköstä johtuva tasoero otetaan huomioon.

Työllisten määrää kuvaava sarja on kausitasoitettu yhtenä kokonaisuutena, sillä sarjan kausivaihtelussa ei näyttäisi tapahtuvan yhtäkkisiä muutoksia sarjan vaihtuessa tai tilastointimenetelmien muuttuessa. Sen sijaan tehtyjen työtuntien kohdalla kaksi menetelmämuutosta näyttäisivät huomattavasti häiritsevän kausitasoitusohjelman toimintaa. Vuoden 2000 alussa Tilastokeskuksen työvoimatiedustelussa siirryttiin kiinteän tutkimusviikon sijaan

käyttämään jatkuvaa tutkimusviikkoa. Käytännössä tämä tarkoitti sitä, että haastatteluja tehdään vuoden jokaisena viikkona eikä vain kuukauden 15. päivän sisältävillä viikoilla.

Toinen merkittävä muutos on tapahtunut vuonna 1983, jolloin on siirrytty postikyselystä puhelinkyselyyn. Näistä kahdesta kausivaihtelua potentiaalisesti muuttavasta tapahtumasta johtuen sarja on kausitasoitettu seuraavissa osissa 1960–1982, 1982–1992, 1990–1999 ja 2000–2011. Kolmanneksi katkoskohdaksi on otettu vielä 1990-luvun alku, vaikka tämän katkoksen mukaan ottamisella ei olekaan kovin merkittävää vaikutusta, mutta Tilastokeskuksen verkkosivuilla olevat sarjat eivät jatku tätä kauemmaksi.

KUVIO 22: Tehtyjen työtuntien kausitasoitus



Ongelmaa on vuoden 2000 menetelmämuutoksen osalta havainnollistettu kuviossa 22. Kuvioon on piirretty vuosien 1990–2011 osalta Tilastokeskuksen julkaisema työtuntien kausitasoitettu sarja sekä itse kausitasoitettu sarja. Itse tehtyä sarjaa varten kausitasoitus on tehty erikseen vuosien 1990–1999 ja vuosien 2000–2011 aineistoille, minkä jälkeen sarjat on yhdistetty. Lisäksi osatekijänä lopputuloksen paranemisessa on myös se, että Tilastokeskuksessa työtunnit on kausitasoitettu toimialoittain, jonka jälkeen toimialoittaiset tiedot on

laskettu yhteen. Itse tehdyssä sarjassa kausitasoitus on puolestaan tehty suoraan toimialoit-
taisten tietojen summalle.

Edellä esitetty havainto saattaa olla myös yleisemmin merkittävä. Mikäli sarjan kausitasoi-
tuksessa jompikumpi merkittävistä menetelmämuutosten ajankohdista on mukana, heikke-
nee tulos silminnähden. Sarja alkaa nimittäin sisältää huomattavasti enemmän korkean
taajuuden satunnaisvaihtelua, mitä on yleisesti pidetty Suomen työtuntisarjalle ominaisena.
Tällainen vaihtelevuus heikentää sarjan luotettavuutta ja siten sen käyttökelpoisuutta. Tilas-
tokeskuksessa olisi siis syytä tutkia ilmiötä tarkemmin, sillä löytynyt selitys vaikuttaisi
järkeenkäyvältä.

4.8 Tuottavuuslaskelmat

Arvio työn tuottavuudelle on saatu jakamalla BKT tehdyillä työtunneilla, koska maataloutta
ja julkista sektoria ei ole ollut mahdollista sulkea pois. Samaa lähestymistapaa on jouduttu
käyttämään myös Solowin residuaalia eli kokonaistuottavuutta laskettaessa. Se on laskettu
ratkaisemalla A_t seuraavasta Cobb-Douglas tuotantofunktiosta:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$$

Yhtälössä Y_t on bruttokansantuote perushintaan, L_t on tehtyjen työtuntien määrä ja $1 - \alpha$ on
palkansaajakorvausten kansantulo-osuus, joka on Suomessa vuosien 1975–2010 käypähin-
taisen vuositilinpidon perusteella keskimäärin 0,63. Stock ja Watson (1999) käyttävät
Yhdysvaltojen osalta lukua 0,65, joten sitä käytetään myös tässä tutkielmassa sekä Suomal-
le että Yhdysvalloille. Yhdysvaltojen osalta laskelmissa on tosin mukana vain maataloude-
ton yksityinen sektori.

K_t on puolestaan pääoman määrä, joka on saatavilla vain vuositasolla sekä Suomessa että
Yhdysvalloissa. Siksi arvio neljännesvuosittaisesta pääomakannasta on laskettu täsmäyttä-
mällä Dentonin menetelmällä pelkistä ykkösistä koostuva keinotekoinen indikaattorisarja
vuositasoihin (Tilastokeskus 2011c). Perusteluna tälle on se, että muutokset pääomakannas-

sa ovat hyvin hitaita, joten kuvatulla menetelmällä saadaan käyttötarkoitukseen nähden tarpeeksi tarkka arvio pääomakannan kehityksestä.

Suomen pääomakantalaskelmien perusteella kiinteän pääoman kuluminen näyttää jossain määrin nopeutuneen koko tarkastelujakson ajan, joten pääomakannan arviointi neljännesvuosittaisten investointien ja kiinteän poistoprosentin avulla ei tuota oikeaa tasoinformaatiota. Tämän neljänneskehitystä tarkemmin kuvaavan sarjan olisi tietysti voinut myös täsmäyttää vuositason tasoihin. Pelkkää pääomakantaa käyttäen laskettu Solowin residuaali saattaa joka tapauksessa olla suhdannemielessä ongelmallinen, sillä sen muutos voi taantumissa olla negatiivinen. Tämä merkitsisi teknologisen kehityksen menemistä taaksepäin, mitä ei voi pitää kovin todennäköisenä. Kapasiteetin käyttöasteen huomioiminen pääoman määrää kuvaavassa muuttujassa saattaisi ehkä parantaa tilannetta.

4.9 Hinnat ja palkat

Hintatason muutoksia on pyritty kuvaamaan kolmella eri muuttujalla. Näistä kaksi ensimmäistä ovat BKT:n ja yksityisen kulutuksen deflaattorit, jotka on laskettu itse jakamalla käypähintaiset sarjat volyymisarjoilla. Kolmas muuttuja on elinkustannusindeksi, joka on poikkeuksellisesti ollut saatavilla yhtenäisenä pitkänä aikasarjana (Tilastokeskus 2011d)..

1960-luvun osalta BKT-deflaattori on laskettu Tilastollisen päätoimiston (1968) ja Tilastokeskuksen (1978a) vuositason tasoihin täsmäytettyihin arvonlisäyssarjoihin perustuen. 1960-luvulle bruttokansantuotteen volyymi on kuitenkin laskettu vain perushintaisena eli tuoteverojen ja tukipalkkioiden volyymista ei ole neljännesvuosittaista arviota. Tämän arvion saamiseksi on tuoteverojen ja tukipalkkioiden vuosivolyymin tasoon täsmäytetty saatavilla olevat käypähintaiset neljännesvuosiluvut. Saatu sarja on lisätty perushintaiseen BKT:hen markkinahintaisen BKT:n arvioimiseksi.

Yksityisen kulutuksen deflaattori 1960-luvulle on taas saatu Suomen Pankin tutkimusosaston sarjojen avulla (Andersson 1983), vaikka deflaattori käytännössä vastaakin kuluttajahintaindeksiä, sillä käypähintaiset kulutusluvut on neljännesvuositasolla saatu kertomalla

volyyymi-indeksi kuluttajahintaindeksillä. Vaikka kuluttajahintaindeksi on yleisemmin käytetty, voi yksityisen kulutuksen deflaattorin katsoa olevan siinä mielessä parempi, että siinä ei ole eri hyödykkeillä kiinteitä painoja, joita muutettaisiin esimerkiksi vain viiden vuoden välein.

Kaikki kolme muuttujaa on kausitasoitettu, vaikka Tilastokeskus ei tuota kausitasoitettuja hintaindeksejä toisin kuin Yhdysvalloissa tehdään. BKT-deflaattori kuvaa koko kansantalouden hintakehitystä, kun taas yksityisen kulutuksen deflaattori ja elinkustannusindeksi kuvaavat kuluttajien kohtaamaa hintatasoa. Inflaatioasteet on saatu ottamalla hintatason logaritmista ensimmäinen differenssi.

Työnantajan kohtaamien työvoimakustannusten arvioimiseksi on palkkasumma ja työnantajan sosiaaliturvamaksut laskettu yhteen ja kausitasoitettu (Tilastollinen Päätoimisto 1968; Tilastokeskus 1978a). Tämän jälkeen ne on deflatoitu kausitasoitettulla BKT-deflaattorilla ja jaettu tehdyillä työtunneilla. Palkansaajan näkökulmasta reaali-palkkaa on yritetty kuvata jakamalla kausitasoitettu ansiotasoindeksi (Tilastokeskus 2011e) kausitasoitettulla yksityisen kulutuksen deflaattorilla.

4.10 Rahan määrä ja korot

Suppean rahan määrä M1 on vuosilta 1960–1980 saatu Aution (1996) Suomen Pankissa tekemän tutkimuksen sarjasta M1A. Sarjassa vuosina 1964 ja 1979 havaittava määritelmän lauantamisesta johtuvat tasomuutokset on poistettu, jotta sarjan käsittely HP-suodattimella tuottaisi järkeviä tuloksia. Vuosien 1980–1996 tiedot on saatu pyytämällä Suomen Pankista ja vuosien 1996–2011 luvut on saatu Suomen Pankin (2011) verkkosivuilta.

Tietoja Suomen lyhyen valtionlainan koroista on huonosti saatavilla, joten korkotasomuuttujana on käytetty vuodesta 1999 alkaen kolmen kuukauden euriborkorkoa, vuosina 1986–1998 kolmen kuukauden heliborkorkoa. Vuosille 1975–1986 annualisoitu lyhyt rahamarkkinakorko on laskettu katetun korkopariteetin kautta. Nämä tiedot on saatu niinkään Suomen Pankista. Reaaliseksi tämä korkomuuttuja on saatu vähentämällä siitä inflaatio-

odotukset. Niitä on pyritty mallintamaan laskemalla logaritmoidulle yksityisen kulutuksen deflaattorille askel askeleelta yhden periodin ennuste STAMP-ohjelmiston avulla. Samanlainen ennuste on laskettu Yhdysvaltojen aineistolla, sillä reaalista kolmen kuukauden valtionlainojen jälkimarkkinakorkoa ei ole suoraan saatavilla.

4.11 Muut muuttujat

Vaihtosuhte on saatu jakamalla vientihinnat tuontihinnoilla, jolloin vaihtosuhteen heikkeneminen merkitsee sitä, että samalla viennin määrällä pystytään ostamaan entistä vähemmän tuontitavaroita. Vienti- ja tuontihinnat on ennen vuotta 1970 saatu Tullin ulkomaankauppatilastoissa julkistetuista yksikköarvoindekseistä (Tullihallitus 1961–1970) ja vuodesta 1970 alkaen implisiittisinä hintaindekseinä eli jakamalla kausitasoittamattomat käypähintaiset tilinpidon luvut volyymiluvuilla. Kausitasoitusta ei ole nähty tarpeelliseksi tehdä, sillä vienti- ja tuontihinnat eivät näytä sisältävän kausivaihtelua.

Reaalinen valuuttakurssi on puolestaan saatavilla vuodesta 1964 alkaen BIS:n verkkosivuilta (Bank for International Settlements 2012). Teollisuustuotannon volyymi-indeksi ja Helsingin pörssin yleisindeksi on saatu OECD:n Main Economic Indicators -tietokannasta (OECD 2011), sillä ne ovat olleet siellä yhtenäisenä sarjana saatavilla.

Kapasiteetin käyttöasteesta Tilastokeskus julkaisee tietoja teollisuustuotannon volyymi-indeksin yhteydessä (Tilastokeskus 2011g), mutta tilastoa on tehty vasta vuodesta 1993 lähtien volyymi-indeksin pitkästä historiasta huolimatta. Sen sijaan Suomen Pankin investointikyselyn yhteydestä löytyy kapasiteetin käyttöaste puolivuositain vuodesta 1968 alkaen ja nämä tiedot on saatu Suomen Pankista. Vuosille 1968–79 on kuitenkin laskettu vain metsäteollisuuden, metalliteollisuuden ja muun tehdasteollisuuden kapasiteetin käyttöasteet. Ne on siten jouduttu itse painottamaan käyttämällä hyväksi kyseisten toimialojen keskimääräisiä osuuksia tehdasteollisuuden arvonlisäyksestä tarkasteluvälillä. Neljännesvuositaisen arvion saamiseksi on indikaattorina käytetty teollisuustuotannon volyymi-indeksiä, joka on täsmäytetty puolivuositaisiin tietoihin Dentonin menetelmällä.

Pääoman määrää ei ole itsenäisenä muuttujana otettu mukaan tarkasteluun aiemmin selostetun laskentamenetelmän heikkoudesta johtuen. Lisäksi Yhdysvaltojen aineiston perusteella pääomakanta ei vaikuta kovin mielenkiintoiselta, sillä se on hidasliikkeinen ja seuraa sykliä huomattavalla viiveellä. Toinen tarkastelusta pois jätetty muuttuja on varastojen muutos, sillä muuttujasta on vaikea saada luotettavia tietoja, etenkin mitä pidemmälle historiassa mennään taaksepäin. Lisäksi muuttuja ei ole talousteorian kannalta järin mielenkiintoinen, vaikka se onkin potentiaalinen johtava indikaattori.

4.12 Aineiston kokoaminen käytännössä

Edellä kuvatun aineiston kokoaminen Tilastokeskuksen ulkopuolella olisi ollut hyvin vaikeaa, ellei jopa mahdotonta. Vuotta 1975 edeltävien aikasarjojen löytämiseksi on pitänyt löytää ne harvat ihmiset, jotka vanhoista asioista vielä jotain tietävät sekä itse etsiskellä ja käydä läpi Tilastokirjastosta ja Tilastokeskuksen arkistoista löytyvää materiaalia. Suurin osa vuosiaikasarjoista on ollut saatavilla sähköisessä muodossa Tilastokeskuksen historiallisten aikasarjojen tietokannassa, mutta muut vuotta 1975 edeltävät neljännesvuosi- ja kuukausiaikasarjat ovat olleet saatavilla vain paperilla.

Paperilla olleita sarjoja ei kuitenkaan onneksi ole tarvinnut käsin syöttää tietokoneelle, vaan ne on skannattu ja luettu taulukkomuodon tunnistavalla OCR-ohjelmistolla taulukkolaskentaohjelmaan. Tämä on vähentänyt huomattavasti työmäärää ja virheiden mahdollisuutta. Ohjelman tekemät tunnistusvirheet on nimittäin pystytty havaitsemaan vertaamalla neljännten summaa vuositason lukuun. Sarjojen yhdistämisessä ja täsmäyttämässä tapahtuneet inhimilliset virheet ovat myös mahdollisia tehdyistä tarkistuksista huolimatta.

5 TULOKSET SUOMEN AINEISTOLLA

Tässä luvussa käsitellään Suomen aineistolla saatuja tuloksia ja verrataan niitä tuloksiin, joita kirjallisuudessa on Yhdysvaltojen aineistolla saatu. Vertailun helpottamiseksi Yhdysvaltojen aineistolla on myös itse laskettu vastaavat tunnusluvut. Yhdysvalloille saadut tulokset poikkeavat aavistuksen kirjallisuudessa esitetyistä tuloksista, sillä uutta aineistoa on ehtinyt kertyä lisää liki parin vuosikymmenen verran. Lisäksi näkökulmana on mahdollisimman monessa kohdassa maataloudeton yksityinen sektori eikä koko kansantalous.

Taulukossa 1 on ensin esitetty molemmille maille lasketut muuttujien ensimmäisen asteen autokorrelaatiot, prosentuaaliset keskihajonnat sekä keskihajonnat suhteessa yksityiseen BKT:hen. Taulukoissa 2 ja 3 ovat puolestaan yksityisen BKT:n ja muiden muuttujien väliset ristikorrelaatiot viidenteen viiveeseen asti. Kunkin muuttujan kohdalla vahvin korrelaatiolukema on lihavoitu tulosten tulkinnan helpottamiseksi. Korrelaatiokertoimet, jotka eivät poikkea 95 % merkitsevyystasolla nolasta, on puolestaan jätetty harmaiksi. Tämän jälkeen jokaisen muuttujan käyttäytymistä analysoidaan tarkemmin tunnuslukujen ja havainnollistavien kuvioiden perusteella. Kuvioissa katkoviivalla on aina yksityisen BKT:n poikkeama HP-trendistä ja paksummalla yhtenäisellä viivalla kuvion nimessä mainittu muuttuja. Kuvioiden y-akselin asteikot poikkeavat toisistaan, sillä käytetyn asteikon laajuus riippuu tarkasteltavien muuttujien trendipoikkeamien suuruudesta.

Kaikki esitettävät tunnusluvut ja kuviot perustuvat pelkästään Hodrickin ja Prescottin (1997) kehittämän HP-suodatuksen tuottamiin syklisiin komponentteihin. Tähän on päädytty, jotta tulosten vertailtavuus kirjallisuuteen säilyy, sillä HP-suodin on selvästi suosituin menetelmä, vaikka sitä kohtaan onkin esitetty kritiikkiä. Stationaarisina pidettäviä aikasarjoja ei ole kuitenkaan suodatettu.³ Tämän luvun loppuksi kuitenkin esitellään miten saadut tulokset poikkeavat muita trendinpuhdistusmenetelmiä käyttäen saaduista tuloksista.

³ Näitä sarjoja ovat reaalikorko, inflaatio, nettovienti, reaalin valuuttakurssi, vaihtosuhte ja kapasiteetin käyttöaste.

TAULUKKO 1: Muuttujien autokorrelaatiot ja keskihajonnat Suomessa ja Yhdysvalloissa

	SUOMI			YHDYSVALLAT		
	1. asteen autokorr.	Keskihajonta %	suhteel.	1. asteen autokorr.	Keskihajonta %	suhteel.
Yks. BKT (pl. maat.)	0,90	2,71	1,00	0,85	2,14	1,00
BKT	0,87	2,24	0,83	0,85	1,57	0,74
Yksityinen kulutus	0,90	1,94	0,72	0,87	1,27	0,60
Kulutus pl. kestok.	0,83	1,45	0,54	0,88	0,88	0,41
Kestokulutus	0,74	9,33	3,44	0,77	4,37	2,04
Puolik. ja lyhytik.	0,79	1,63	0,60	0,83	1,21	0,56
Kulutus, palvelut	0,83	1,37	0,50	0,88	0,79	0,37
Yks. kiinteät invest.	0,78	6,98	2,57	0,90	5,27	2,46
Investoinnit ja kestok.	0,83	6,83	2,52	0,88	4,70	2,20
Tuotannolliset invest.	0,86	8,40	3,09	0,90	5,24	2,45
Asuinrakennusinvest.	0,84	6,66	2,45	0,90	9,94	4,65
Julkiset menot	0,40	2,04	0,75	0,83	1,54	0,72
Julkinen kulutus	0,80	1,26	0,47	-	-	-
Julk. pl. Puolustus	-	-	-	0,73	1,19	0,56
Julkiset investoinnit	0,48	6,85	2,52	-	-	-
Tehdyt työtunnit	0,89	1,62	0,60	0,91	1,88	0,88
Työllisyys	0,94	1,53	0,57	0,93	1,57	0,73
Viikkotyöaika	0,58	0,72	0,27	0,81	0,51	0,24
Työvoimakustannukset	0,60	1,64	0,61	0,74	0,91	0,43
Reaalipalkka	0,73	1,31	0,48	-	-	-
Työn tuottavuus	0,71	1,32	0,48	0,72	1,07	0,50
Reaalikorko	0,82	3,67	1,35	0,87	2,19	1,02
Solowin residuaali	0,83	1,43	0,53	0,75	1,23	0,57
M1	0,71	3,36	1,24	0,90	2,59	1,21
Yks. kul. deflaattori	0,94	1,68	0,62	0,93	0,92	0,43
BKT-deflaattori	0,85	1,97	0,73	0,94	0,80	0,37
Elinkustannusindeksi	0,93	1,74	0,64	0,92	1,24	0,58
Inflaatio (Yk. kul. def)	0,79	1,06	0,39	0,83	0,64	0,30
Inflaatio (BKT)	0,30	1,45	0,53	0,88	0,59	0,28
Inflaatio (EKI)	0,83	1,12	0,41	0,75	0,77	0,36
Vienti	0,53	6,12	2,26	0,67	4,37	2,04
Tuonti	0,54	6,37	2,34	0,78	5,06	2,37
Nettovienti	0,95	5,68	2,09	0,99	2,09	0,98
Vaihtosuhte	0,94	6,73	2,48	0,99	14,81	6,92
Reaal valuuttakurssi	0,96	10,46	3,85	0,97	14,26	6,67
Kapasiteetin käyttöaste	0,86	4,75	1,75	0,95	4,20	1,96
Teoll. volyymi-indeksi	0,76	3,79	1,40	0,87	3,21	1,50
Pörssin yleisindeksi	0,88	19,85	7,31	0,82	10,17	4,75

TAULUKKO 2: Muuttajien ristikorrelaatiokertoimet eri viiveillä maataloudettoman yksityisen sektorin BKT:n kanssa Suomessa

	5	4	3	2	1	0	-1	-2	-3	-4	-5
Yks. BKT (pl. maat)	0,15	0,35	0,57	0,75	0,90	1,00	0,90	0,75	0,57	0,35	0,15
Yksityinen kulutus	0,21	0,36	0,53	0,67	0,79	0,85	0,80	0,69	0,53	0,32	0,15
Kulutus pl. kestok.	0,27	0,40	0,55	0,66	0,75	0,82	0,76	0,65	0,49	0,29	0,11
Kestokulutus	0,10	0,22	0,38	0,52	0,62	0,70	0,65	0,54	0,42	0,28	0,15
Puolik. ja lyhytik.	0,11	0,25	0,42	0,55	0,68	0,77	0,74	0,65	0,51	0,31	0,13
Kulutus, palvelut	0,22	0,39	0,53	0,66	0,76	0,81	0,77	0,69	0,51	0,31	0,15
Yks. kiint. invest.	0,39	0,53	0,66	0,74	0,76	0,75	0,63	0,44	0,28	0,11	-0,06
Invest. ja kestok.	0,35	0,50	0,65	0,76	0,81	0,82	0,69	0,50	0,35	0,17	0,00
Tuotannoll. invest.	0,50	0,62	0,73	0,77	0,75	0,69	0,53	0,33	0,18	0,01	-0,14
Asuinrak.invest.	0,05	0,16	0,31	0,44	0,56	0,63	0,61	0,53	0,42	0,27	0,13
Julkiset menot	0,35	0,31	0,25	0,15	0,12	0,06	0,01	-0,03	-0,10	-0,09	-0,09
Julkinen kulutus	0,49	0,44	0,40	0,32	0,21	0,12	0,02	-0,08	-0,12	-0,15	-0,16
Julkiset invest.	0,22	0,16	0,08	-0,02	-0,03	-0,05	-0,05	-0,05	-0,10	-0,06	-0,03
Tehdyt työtunnit	0,45	0,57	0,68	0,76	0,80	0,80	0,69	0,54	0,38	0,20	0,02
Työllisyys	0,61	0,73	0,82	0,85	0,83	0,74	0,58	0,40	0,21	0,01	-0,14
Viikkotyöaika	-0,30	-0,27	-0,21	-0,11	0,03	0,23	0,31	0,36	0,42	0,42	0,35
Työvoimakust.	0,36	0,33	0,28	0,19	0,09	-0,03	-0,13	-0,21	-0,28	-0,31	-0,28
Reaalipalkka	0,40	0,39	0,33	0,30	0,24	0,18	0,15	0,10	0,02	-0,01	-0,04
Työn tuottavuus	-0,24	-0,09	0,14	0,33	0,52	0,69	0,65	0,58	0,47	0,30	0,16
Reaalikorko	0,06	0,02	-0,04	-0,10	-0,16	-0,19	-0,20	-0,21	-0,24	-0,25	-0,24
Solowin resid.	-0,15	0,02	0,22	0,45	0,66	0,78	0,79	0,72	0,57	0,40	0,22
M1	0,09	0,13	0,18	0,22	0,26	0,29	0,31	0,32	0,30	0,22	0,15
Yks. kul. deflaattori	0,16	0,08	-0,03	-0,13	-0,23	-0,32	-0,39	-0,43	-0,45	-0,46	-0,46
BKT-deflaattori	0,25	0,22	0,15	0,08	0,01	-0,08	-0,14	-0,20	-0,27	-0,32	-0,37
Elinkustannusind.	0,18	0,12	0,03	-0,08	-0,19	-0,29	-0,38	-0,45	-0,50	-0,52	-0,50
Inflaatio (Kulutus)	0,24	0,27	0,26	0,25	0,23	0,19	0,14	0,08	0,05	0,01	-0,02
Inflaatio (BKT)	0,10	0,16	0,15	0,17	0,18	0,14	0,13	0,14	0,11	0,09	0,08
Inflaatio (EKI)	0,20	0,24	0,26	0,25	0,24	0,21	0,17	0,12	0,06	-0,01	-0,04
Vienti	-0,23	-0,12	0,01	0,16	0,34	0,46	0,48	0,49	0,38	0,30	0,22
Tuonti	0,07	0,25	0,42	0,55	0,68	0,70	0,65	0,54	0,35	0,20	0,04
Nettovienti	-0,15	-0,17	-0,17	-0,15	-0,13	-0,09	-0,06	-0,03	-0,01	0,02	0,04
Vaihtosuhte	0,02	0,04	0,05	0,06	0,07	0,07	0,07	0,06	0,05	0,03	0,03
Reaal valuuttakurssi	0,29	0,29	0,27	0,24	0,20	0,15	0,08	0,02	-0,05	-0,12	-0,16
Kapas. käyttöaste	-0,17	-0,03	0,14	0,29	0,44	0,57	0,60	0,57	0,51	0,41	0,30
Teoll. Volyyymi-ind.	-0,06	0,12	0,34	0,52	0,70	0,82	0,79	0,69	0,55	0,34	0,17
Pörssin yleisindeksi	-0,08	0,01	0,13	0,26	0,41	0,54	0,63	0,64	0,60	0,50	0,35

TAULUKKO 3: Muuttujien ristikorrelaatiokertoimet eri viiveillä maataloudettoman yksityisen sektorin BKT:n kanssa Yhdysvalloissa

	5	4	3	2	1	0	-1	-2	-3	-4	-5
Yks. BKT (pl. maat)	0,01	0,20	0,41	0,65	0,85	1,00	0,85	0,65	0,41	0,20	0,01
Yksityinen kulutus	-0,05	0,13	0,34	0,56	0,75	0,89	0,84	0,70	0,52	0,34	0,16
Kulutus pl. kestok.	0,05	0,22	0,42	0,60	0,76	0,85	0,79	0,65	0,45	0,26	0,07
Kestokulutus	-0,19	-0,02	0,20	0,44	0,65	0,83	0,80	0,69	0,54	0,40	0,24
Puolik. ja lyhytik.	-0,05	0,13	0,35	0,56	0,73	0,82	0,76	0,64	0,46	0,28	0,09
Kulutus, palvelut	0,12	0,26	0,43	0,57	0,70	0,78	0,74	0,60	0,42	0,24	0,06
Yks. kiint. invest.	0,03	0,25	0,48	0,68	0,84	0,92	0,80	0,62	0,40	0,23	0,06
Invest. ja kestok.	-0,04	0,18	0,41	0,64	0,82	0,94	0,85	0,67	0,47	0,29	0,12
Tuotannoll. invest.	0,31	0,52	0,70	0,81	0,86	0,80	0,58	0,33	0,09	-0,10	-0,24
Asuinrak.invest.	-0,33	-0,19	-0,01	0,22	0,46	0,68	0,76	0,74	0,65	0,56	0,43
Julkiset menot	0,28	0,22	0,12	0,06	0,01	-0,02	-0,10	-0,14	-0,17	-0,17	-0,15
Julk. pl. Puolustus	0,36	0,32	0,24	0,20	0,18	0,12	0,04	-0,01	-0,06	-0,09	-0,12
Tehdyt työtunnit	0,27	0,47	0,67	0,81	0,89	0,87	0,68	0,44	0,21	0,03	-0,13
Työllisyys	0,41	0,59	0,75	0,85	0,87	0,80	0,58	0,33	0,10	-0,08	-0,23
Viikkotyöaika	-0,27	-0,09	0,14	0,38	0,59	0,74	0,70	0,60	0,48	0,36	0,22
Työvoimakust.	-0,12	-0,11	-0,07	-0,02	0,04	0,12	0,21	0,24	0,25	0,21	0,16
Työn tuottavuus	-0,45	-0,42	-0,35	-0,14	0,14	0,48	0,51	0,52	0,45	0,35	0,24
Reaalikorko	-0,01	-0,02	0,02	0,06	0,06	0,06	0,04	0,02	0,01	0,00	-0,04
Solowin resid.	-0,33	-0,21	-0,05	0,22	0,51	0,81	0,77	0,67	0,52	0,35	0,19
M1	-0,17	-0,16	-0,13	-0,09	-0,03	0,05	0,10	0,15	0,17	0,19	0,19
Yks. kul. deflaattori	0,21	0,09	-0,06	-0,20	-0,33	-0,46	-0,57	-0,64	-0,65	-0,60	-0,50
BKT-deflaattori	0,13	0,00	-0,14	-0,29	-0,42	-0,53	-0,60	-0,63	-0,60	-0,52	-0,41
Elinkustannusind.	0,27	0,16	0,01	-0,14	-0,29	-0,44	-0,58	-0,67	-0,69	-0,66	-0,56
Inflaatio (Kulutus)	0,26	0,30	0,28	0,25	0,24	0,20	0,14	0,04	-0,07	-0,16	-0,20
Inflaatio (BKT)	0,25	0,27	0,27	0,24	0,20	0,12	0,06	-0,01	-0,10	-0,17	-0,19
Inflaatio (EKI)	0,27	0,32	0,33	0,32	0,31	0,28	0,18	0,07	-0,05	-0,17	-0,23
Vienti	0,34	0,41	0,47	0,51	0,53	0,42	0,23	0,00	-0,17	-0,30	-0,39
Tuonti	-0,11	0,10	0,31	0,54	0,75	0,80	0,71	0,54	0,39	0,27	0,17
Nettovienti	0,08	0,03	-0,02	-0,08	-0,13	-0,16	-0,19	-0,21	-0,21	-0,20	-0,18
Vaihtosuhte	-0,07	-0,06	-0,04	-0,02	-0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,07	0,07
Reaal valuuttakurssi	-0,03	-0,04	-0,05	-0,06	-0,07	-0,07	-0,06	-0,03	0,01	0,05	0,09
Kapas. käyttöaste	0,05	0,21	0,38	0,52	0,62	0,66	0,58	0,45	0,31	0,18	0,05
Teoll. Volyymi-ind.	0,08	0,27	0,49	0,70	0,86	0,91	0,75	0,52	0,29	0,09	-0,07
Pörssin yleisindeksi	-0,12	-0,08	0,00	0,12	0,29	0,46	0,55	0,52	0,41	0,26	0,10

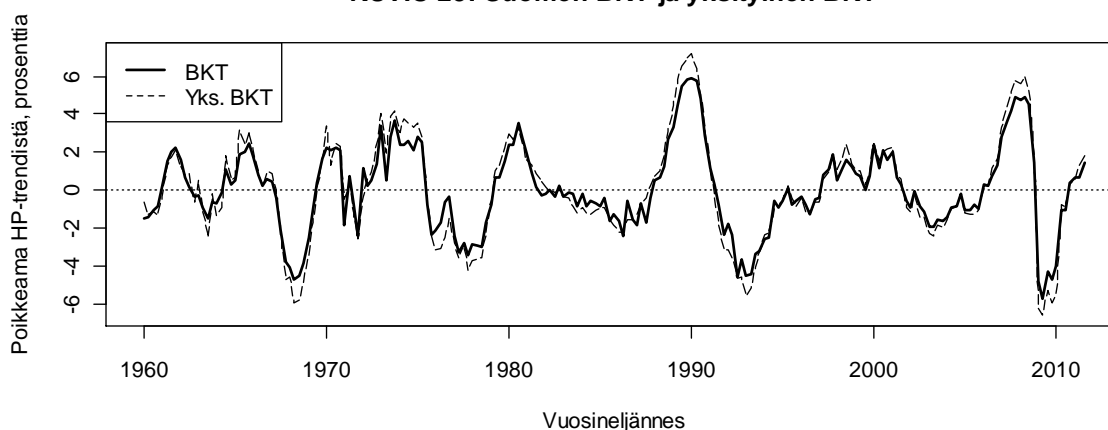
HP-suotimen käyttäminen on perusteltua myös siksi, että BK-suotimen tuottamaa suhdan-nesykliä voi pitää epärealistisen tasaisena. Tällöin muuttujien autokorrelaatioista ei myöskään voida tehdä kiinnostavia päätelmiä, sillä kaikkien muuttujien autokorrelaatiot ovat hyvin vahvoja ja lähellä toisiaan. Lineaarisen trendin ja ensimmäisen differenssin taas voi katsoa tuottavan melko epärealistisen oloiset trendipoikkeamat. Unobserved component -menetelmän tuottamien syklien tutkiminen olisi puolestaan ollut mielenkiintoista, mutta sen soveltaminen koko tarkasteluvälille on käytännössä mahdotonta, sillä alkuperäisten havaintojen yhdistäminen yhtenäiseksi sarjaksi tuottaa vääristyneitä tuloksia aikasarjan katkoskohdissa kausivaihtelun luonteen muuttuessa.

5.1 Yleinen suhdannekehitys

Suomen BKT:n keskihajonta on tulosten mukaan 2,2 % ja maataloudettoman yksityisen sektorin BKT:n keskihajonta 2,7 %. Tämä on huomattavasti enemmän kuin Yhdysvaltojen vastaavat luvut 1,6 ja 2,1 %. Yhdysvaltojen BKT:n hajonta kuitenkin kasvaa suhteellisesti enemmän, kun julkinen sektori ja maataloustuotanto jätetään huomiotta. Kuvioon 23 on piirretty Suomen BKT:n ja yksityisen BKT:n trendipoikkeamat. Kuvioista voidaan havaita, että nämä mittarit eivät kovinkaan paljon poikkea toisistaan, sillä yksityisen BKT:n piikit ylös- ja alaspäin ovat vain suurempia.

Kuvion 23 perusteella voidaan myös arvioida sitä, kuinka hyvin HP-suotimen tuottama trendipoikkeama vastaa yleistä käsitystä Suomen suhdannevaihteluista. 1960–1980-lukujen kehitys tuntuu vastaavan hyvin Hjerppen (1990) kuvailemaa Suomen talouskehitystä. Hänen mukaansa vuosina 1959–1961 Suomen BKT kasvoi ripeästi, keskimäärin jopa 7,6 % vuosivauhtia vuonna 1957 tehdyn devalvaation ja kansainvälisen noususuhdanteen ansiosta. Kustannuskilpailukyky kuitenkin heikkeni kaupan vapautuessa, sillä Suomi liittyi EFTA:an vuonna 1961. Tämän seurauksena vuosina 1962–1963 koettiin lievä taantuma kasvun hidastuessa kolmeen prosenttiin.

KUVIO 23: Suomen BKT ja yksityinen BKT



Vuosina 1966–1968 kasvu hidastui jälleen kahden prosentin tasoon kansainvälisen laman ja kotimaisen kustannuskehityksen vuoksi. Vuoden 1967 devalvaatio ja toimet hintojen ja palkkojen vakauttamiseksi johtivat voimakkaaseen noususuhdanteeseen, joka vuonna 1971 katkesi hetkellisesti kireän talouspolitiikan ja metalliteollisuuden lakon vuoksi. Vuosina 1972–1973 koettiin jälleen voimakas inflaation sävyttämä kasvukausi kansainvälisten suhdanteiden mukana.

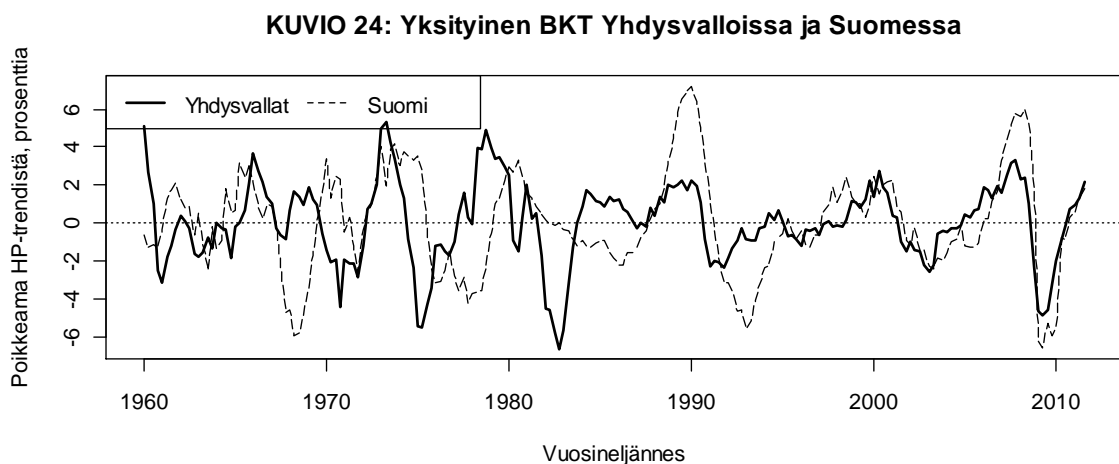
Hjerpe (1990) jatkaa, että vuosina 1973–1974 koetun ensimmäisen öljykriisin aluksi Suomessa pidettiin työllisyyden säilyttämistä tärkeänä ja tuotannollista toimintaa tukemalla pyrittiin estämään kansainvälisen taantumien leviäminen Suomeen. Kansantalouden sisäinen ja ulkoinen tasapaino järkkäyivät kuitenkin pahasti, joten talouspolitiikkaa jouduttiin kiristämään. Näiden toimien seurauksena lama puhkesi Suomessa myöhemmin kuin kansainvälisesti. Lama myös kesti pidempään, sillä vuosina 1975–1977 kasvu oli liki pysähdyksissä ja vuoden 1978 kasvu oli vain pari prosenttia.

Vuosien 1978–1980 toisessa öljykriisissä Suomi oli onnekkaampi, sillä öljyn hinnan nousu antoi tilaa viennin voimakkaalle kasvulle Neuvostoliittoon, kun länsivienti samaan aikaan kärsi lamasta. Näistä syistä kasvu ei pysähtynyt, vaikka se alimmillaan vuonna 1981 oli 1,8 %. Teollisuusmaissa toista öljykriisiä seurannut talouspolitiikan kiristäminen johti vuosina 1980–1982 pahimpaan suhdannetaantumien sitten toisen maailmansodan. Taantumasta toivuttua kasvu teollisuusmaissa oli maltillisesti parin prosentin tasolla, josta se 1980-luvun

loppua kohden nousi kolmesta neljään prosenttiin EY-integraation syvenemisen myötä. Suomessa kasvu oli kuitenkin tänä aikana ripeämpää kuin muualla Euroopassa.

Kuviossa 23 näkyvät myös selvästi 1980-luvun lopun nousukausi sekä 1990-luvun alun syvä lama. Lamaa seurasi 1990-luvun lopun nousukausi ja 2000-luvun ensimmäisten vuosien yleismaailmallinen taantuma. Selkeästi havaittavissa on myös uusin nousukausi, joka päättyi finanssikriisistä seuranneeseen kansainväliseen taantumaan. Esitetyn perusteella vaikuttaisi siis siltä, että HP-suodin pystyy tuottamaan tarkastelujakson aikana Suomessa havaitut suhdannevaihtelut. Täten suotimen tuottamiin tuloksiin voinee ainakin BKT:n ja muiden samantapaisesti käyttäytyvien suureiden osalta suhtautua melko luottavaisesti.

Tätä tutkielmaa varten rakennetut pitkät aikasarjat ovat arvokkaita, jotta yksittäiset suhdannevaihtelut, kuten 1990-luvun lama, eivät vaikuttaisi tuloksiin liikaa. Tyyliteltyjen faktojen tutkimisen ajatuksena nimittäin on, että suhdannevaihteluilla olisi yleispäteviä säännönmukaisuuksia aikakaudesta riippumatta. Toisaalta Suomen elinkeinorakenteessa on ehtinyt tapahtua valtava rakennemuutos 1960-luvulta nykypäivään, ja samalla talouden sääntelyä on merkittävästi purettu. On siis mahdollista, että näillä muutoksilla on ollut pysyvä vaikutus suhdannevaihteluiden luonteeseen.



Suomen ja Yhdysvaltojen suhdannevaihteluiden pääpiirteitä voidaan vertailla kuviosta 24. Maiden suhdannevaihteluista on 1980-luvun puolivälistä alkaen havaittavissa samat suhdannesyklit, toisin Suomessa 1990-luvun laman ja tuoreen finanssikriisin aiheuttamat trendipoikkeamat ovat huomattavasti suurempia. Näiden trendipoikkeamien suuruuden voi

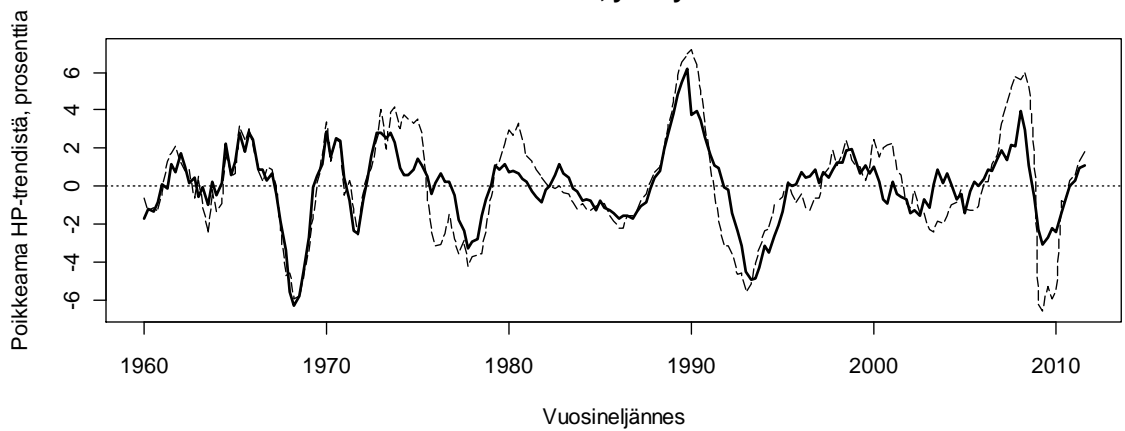
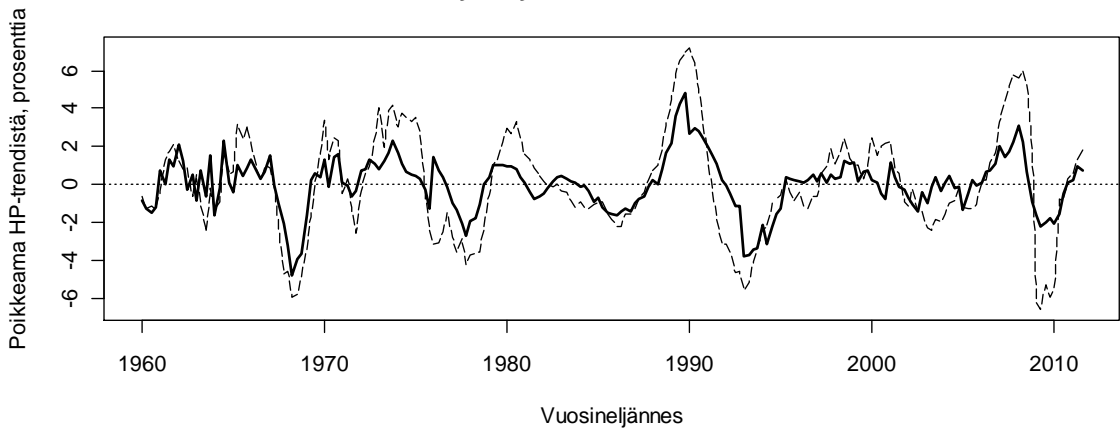
katsoa olevan suurimpia syitä siihen, että Suomen yksityisen BKT:n keskihajonta on niinkin paljon Yhdysvaltojen lukua suurempi. Ennen 1980-luvun puoliväliä maiden suhdannevaihteluilla ei ole yhtä paljon yhteistä, mutta vaihteluiden suuruus on suunnilleen samaa luokkaa.

Yksityisen BKT:n keskihajontoja ja keskinäistä korrelaatiota tutkimalla voidaan havaita samat asiat. Vuosina 1960–1984 maiden suhdannesykliden korrelaatio on vain 0,39 tietämissä Yhdysvaltojen johtaessa Suomen sykliä jopa neljällä tai viidellä neljänneksellä. Mikäli tarkastelu aloitetaan vasta vuodesta 1985, kohoaa korrelaatio arvoon 0,78 Yhdysvaltojen syklin johtaessa enää neljänneksellä. Toisaalta vuosina 1960–1984 yksityisen BKT:n keskihajonta on molemmissa maissa samalla tasolla: Yhdysvalloissa se on 2,6 % ja Suomessa jopa hieman pienempää eli 2,4 %. Sen sijaan vuoden 1985 jälkeen keskihajonta kohoaa Suomessa 3,0 %, kun taas Yhdysvalloissa se laskee 1,6 %. Suomen BKT:n suurempaa keskihajontaa saattaa selittää se, että runsaasti vaihtelua sisältävien kysynnän erien, kuten yksityisten investointien ja viennin, osuus suhteessa BKT:hen on suurempi kuin Yhdysvalloissa. Toisaalta myös yksityisen kulutuksen vaihtelevuus on suurempaa Suomessa.

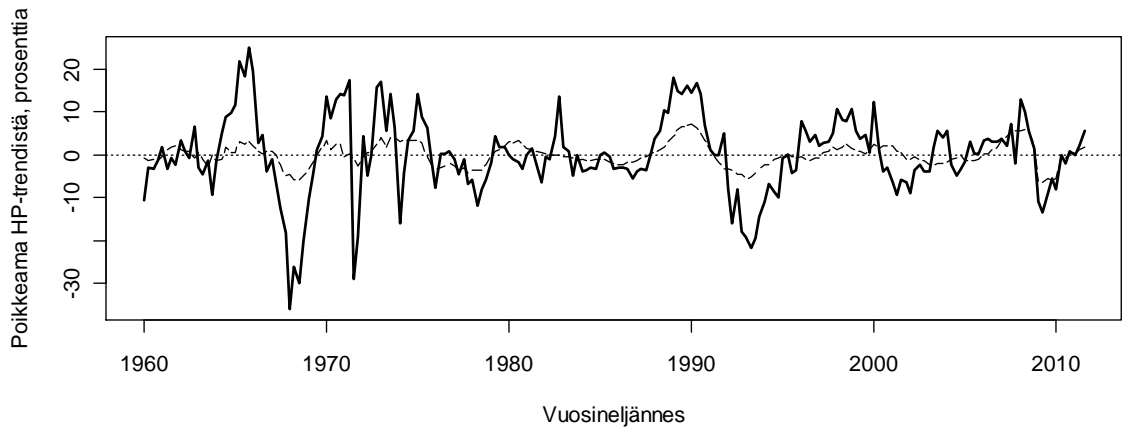
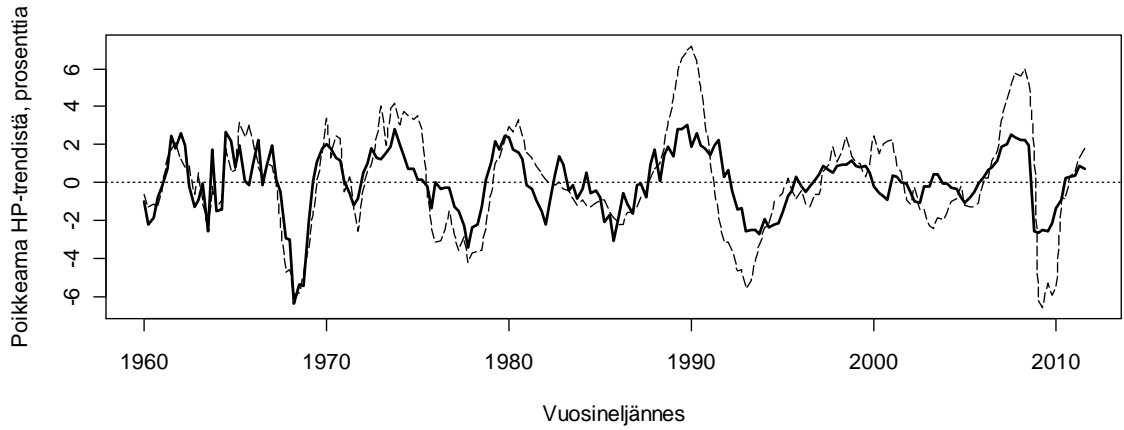
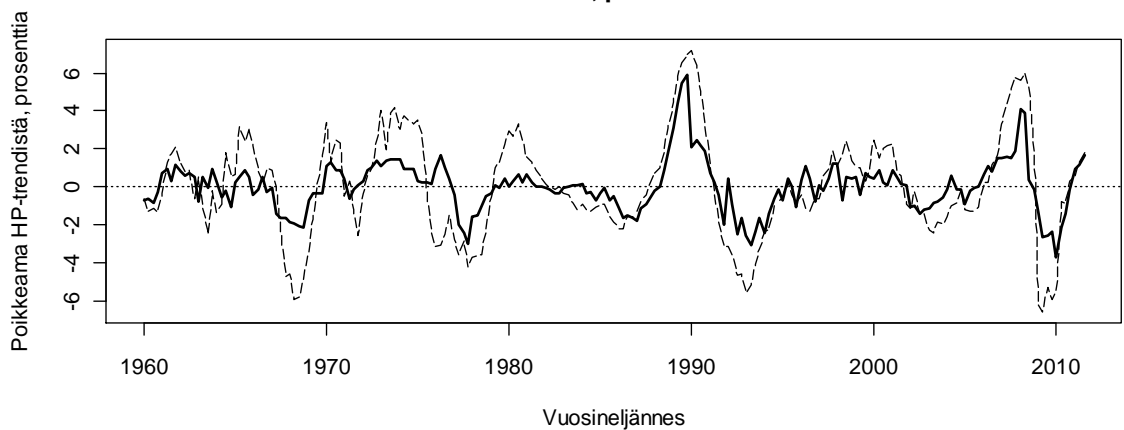
5.2 Yksityinen kulutus

Suomessa yksityisen kulutuksen ja sen alaerien vaihtelu on selvästi suurempaa kuin Yhdysvalloissa, mutta yksityiseen BKT:hen suhteutettaessa ero ei ole yhtä suuri. Suomessa yksityisen kulutuksen keskihajonnaksi saadaan 1,9 % ja suhteessa yksityiseen BKT:hen se on 0,7. Yhdysvalloille vastaavat lukemat ovat 1,3 % ja 0,6. Korrelaatio syklin kanssa on molemmissa maissa samanaikaista, Suomessa se on 0,85 ja Yhdysvalloissa 0,89 eli vain hieman vahvempaa.

Kun kestokulutushyödykkeitä ei oteta mukaan kulutukseen, on keskihajonta Suomessa 1,5 % eli hieman yli puolet yksityisen BKT:n hajonnasta. Yhdysvalloissa luvut ovat jälleen alemmat eli vastaavasti 0,9 % ja 0,4. Näin lasketun kulutuksen korrelaatio on lisäksi aavistuksen heikompaa yksityisen BKT:n kanssa, sillä Suomessa se on 0,82. Kuvioista voidaan myös havaita, että kulutuksen poikkeamat trendistä eivät ole yhtä suuria kuin BKT:llä, mutta niiden kehitys on samankaltaista etenkin merkittävien trendipoikkeamien kohdalla.

KUVIO 25: Suomi, yksityinen kulutus**KUVIO 26: Suomi, yksityinen kulutus ilman kestäviä tavaroita**

Suomessa kestokulutuksen keskihajonta on huomattavan suuri, sillä se on 9,3 % eli 3,4-kertainen yksityiseen BKT:hen verrattuna. Tämä johtuu erityisesti 1960-luvulla ja 1970-luvun alkupuolella olevista piikeistä, sillä jos tarkastelu aloitetaan vasta vuodesta 1976, laskee keskihajonta 7,3 %. Tällöin aletaan olla samoissa lukemissa investointien keskihajonnan kanssa ja lähempänä Yhdysvaltojen lukuja. Kestokulutuksen samanaikainen korrelaatio yksityisen BKT:n kanssa on 0,70, mikä on jonkin verran heikompaa verrattuna muihin kulutukseen. Ensimmäisen asteen autokorrelaatio on vain 0,74 eli jonkin verran muuta kulutusta heikompaa.

KUVIO 27: Suomi, kestävät kulutustavarat**KUVIO 28: Suomi, puolikestävät ja lyhytikäiset kulutustavarat****KUVIO 29: Suomi, palveluiden kulutus**

Kestokulutuksen trendipoikkeamissa kuviosta 27 havaittavien alkupään suurten negatiivisten piikkien syynä on ilmeisesti se, että henkilöautojen ensirekisteröintien paino sarjassa on hallitseva. Ajoneuvot ovat suurimmaksi osaksi tuontitavaroita, joten satamalakot ovat saattaneet häiritä niiden tuontia ja sitä kautta myyntiä, mikäli varastot ovat ehtineet loppua. Lisäksi 1960-luvun lopun huiman pudotuksen selittää todennäköisesti vuoden 1967 devalvaatio, jolloin tuontitavaroiden hinnat ovat nousseet huomattavasti. Devalvaatioiden lisäksi henkilöautojen tuontisäännöstelyllä ja sen purkautumisella 1960-luvun alussa saattaa myös olla vaikutusta sarjan vaihtelevuuteen. Koko sarjassa nähtäviin yleisestä suhdannekehityksestä poikkeaviin vaihteluihin saattaa taas vaikuttaa se, että kuluttajat ovat ennakoineet tulevia autoveromuutoksia.

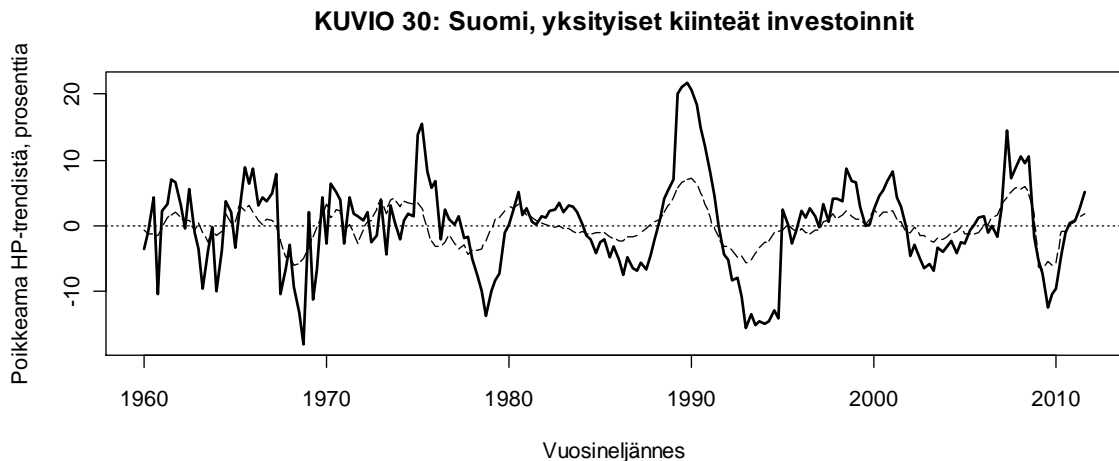
Verrattaessa palveluiden ja ei-kestävien tavaroiden kulutusta kulutukseen ilman kestokulutushyödykkeitä huomataan, että palveluiden keskihajonta on hieman pienempää (1,4 %) ja ei-kestävien tavaroiden hieman suurempaa (1,6 %), kuten Yhdysvalloissakin. Suomessa palveluiden ristikorrelaatio on kuitenkin aavistuksen vahvempaa (0,81) kuin ei-kestävillä tavaroilla (0,77), päinvastoin kuin Yhdysvalloissa.

5.3 Yksityiset investoinnit

Yksityisten kiinteiden investointien keskihajonnaksi Suomen aineistolla saadaan 7,0 %. Lukema on 2,5-kertainen yksityiseen BKT:hen nähden, eli suhteellinen keskihajonta vastaa hyvin Yhdysvaltojen tuloksia. Kestokulutustavaroiden laskeminen mukaan investointeihin ei Suomessa laske keskihajontaa juuri ollenkaan, kun taas Yhdysvalloissa keskihajonta laskee jokin verran. Tämä johtunee kestokulutuksen suuresta vaihtelusta 1960- ja 1970-luvuilla. Suomen investointimuuttujien autokorrelaatiot ovat 0,8 läheisyydessä, mikä on jälleen heikompaa kuin Yhdysvaltojen liki 0,9.

Investointien samanaikainen korrelaatio yksityisen BKT:n kanssa on Suomessa 0,75 ja se nousee arvoon 0,82, mikäli kestokulutustavarat lasketaan mukaan. Nämä korrelaatiot ovat käytännössä samat myös yhden neljänneksen viiveellä eli investoinnit seuraavat sykliä jossain määrin jäljessä. Näin on erityisesti tuotannollisten investointien kohdalla, jonka

korrelaatio on vahvimillaan 0,77 kahden neljänneksen viiveillä. Yhdysvalloissa investointien korrelaatio yksityisen BKT:n kanssa on samanaikaista ja hyvin vahvaa, jopa yli 0,9. Yhteistä on kuitenkin se, että tuotannolliset investoinnit näyttäisivät myös Yhdysvalloissa seuraavan sykliä neljänneksen viiveellä ja niiden korrelaatio on jonkin verran heikompaa (0,86).



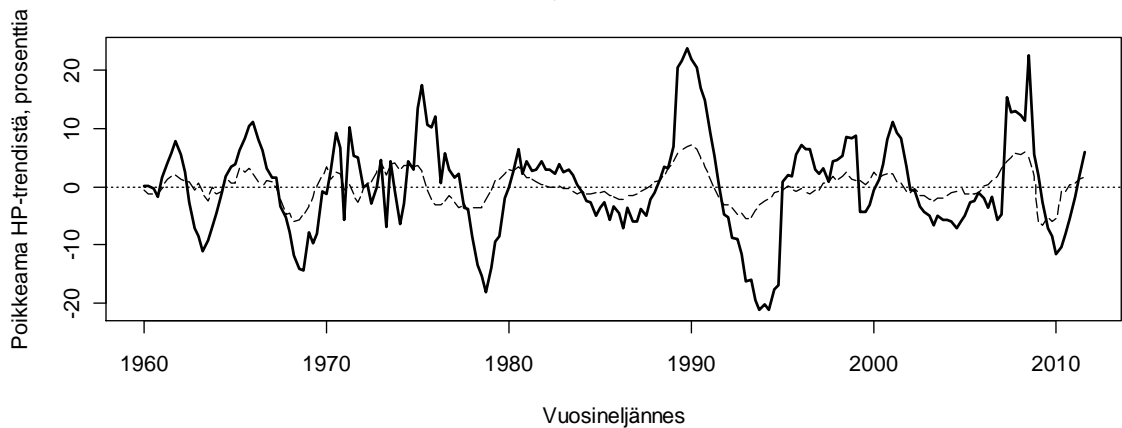
Yksi syy Suomen yksityisten investointien Yhdysvaltoja heikompaan korrelaatioon syklin kanssa saattaa olla erän laskentatapa kansantalouden tilinpidossa. Kuten jo aiemmin luvussa 4.2 todettiin, Suomessa yksityiset investoinnit saadaan residuaalina, kun kaikista investoinneista vähennetään julkiset investoinnit. Tällä menetelmällä julkisten investointien vaikutusta ei kuitenkaan saada poistettua kaikista investoinneista, mikäli arvio julkisten investointien kehityksestä ei perustu todellisuutta vastaaviin lähdeaineistoihin.

Verrattaessa itse laskettuja 1960-luvun lukuja myöhempään kehitykseen vaikuttaisi siltä, että julkisten investointien vuosisumma on pitkään jaettu kaavamaisesti neljänneksille, jolloin siinä ei ole aitoa neljännesvuosivaihtelua. Tätä tukee myös luvussa 5.4 esitetävän kuvion 34 tarkastelu. 1960-luvun aineiston perusteella julkisten investointien todellinen kehitys näyttäisi hyvin epäsäännölliseltä. Mikäli tätä epäsäännöllisyyttä ei ole onnistuttu poistamaan yksityisistä investoinneista, niin erään jäänyt satunnaisvaihtelu heikentää sen korrelaatiota syklin kanssa.

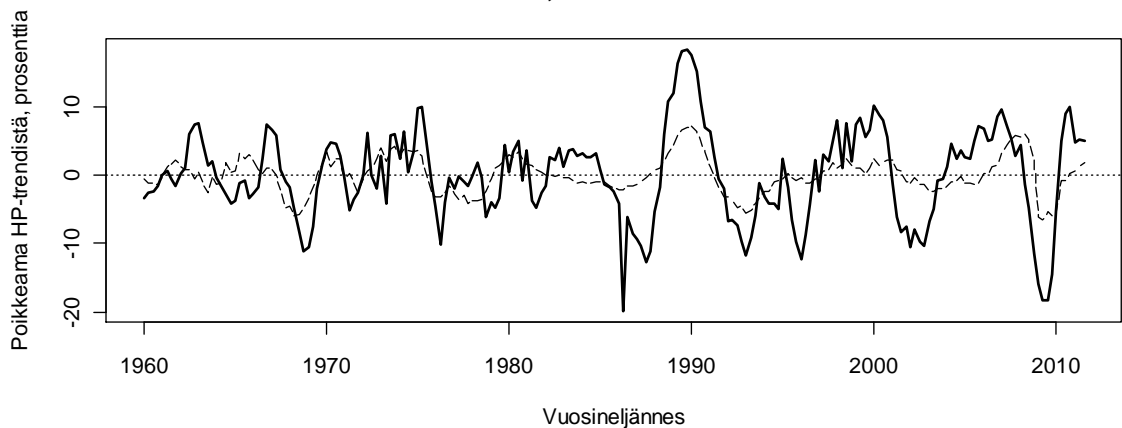
Tuotannollisten investointien keskihajonta nousee Suomessa 8,4 %, mikä on jo kolminkertainen yksityiseen BKT:hen nähden. Yhdysvalloissa vastaava tarkastelu ei käytännössä

vaikuta keskihajontaan, vaikka sen voisi olettaa laskevan, sillä pelkkien asuinrakennusinvestointien keskihajonta on 9,9 %. Suomessa asuinrakennusinvestointien keskihajonta on vain 6,7 %. Se onkin ainoa tilinpidon erä, jonka keskihajonta on absoluuttisesti pienempää verrattuna Yhdysvaltoihin, sillä siellä asuinrakennusinvestoinnit on kysyntäeristä kaikkein vaihtelevin. Suhteessa yksityiseen BKT:hen ero on vielä isompi, sillä Suomessa erän keskihajonta on vain 2,6-kertainen, kun se Yhdysvalloissa on jopa 4,6-kertainen. Tästä huolimatta asuinrakennusinvestointien ensimmäisen asteen autokorrelaatio on Suomessa vain 0,84, kun se Yhdysvalloissa on jälleen 0,9 tasolla.

KUVIO 31: Suomi, tuotannolliset investoinnit



KUVIO 32: Suomi, asuinrakennusinvestoinnit



Asuinrakennusinvestoinnit ovat myös sikäli mielenkiintoinen erä, että Yhdysvalloissa ne johtavat sykliä yhdellä tai jopa kahdella neljänneksellä ristikorrelaation ollessa 0,75 tuntumassa. Suomessa samanaikainen ristikorrelaatio on vain 0,63, mutta yhteistä on kuitenkin se, että molemmissa maissa korrelaatiot ovat noin puolitoista kymmenystä pienempiä

verrattuna muihin investointeihin. Koska asuinrakennusinvestoinnit ovat ainoa johtava kysynnän erä Yhdysvalloissa, voisi asuntomarkkinoilla ajatella mahdollisesti olevan vaikutusta suhdannevaihteluiden syntyyn. Näin voinee ainakin sanoa asuntokuplan puhkeamisen aiheuttamasta viimeisimmästä taantumasta. Kun 1960-luvun aineisto jätetään pois tarkastelusta, on Yhdysvaltojen kaltainen ilmiö havaittavissa myös Suomen aineistosta. Tällöin asuinrakennusinvestoinnit näyttäisivät johtavan sykliä yhdellä neljänneksellä korrelaation vahvistuessa arvoon 0,69.

5.4 Julkiset menot

Suomen julkisten menojen keskihajonta on 2,0 %, julkisen kulutuksen 1,3 % ja julkisten investointien 6,8 %. Julkisten investointien keskihajonta on siis muiden investointien tasolla, kun julkisen kulutuksen osalta se puolestaan on palveluiden kulutuksen kanssa samalla tasolla. Julkisten investointien autokorrelaatio on heikkoa, vain 0,48, mutta kulutuksella se on huomattavasti vahvempaa eli 0,80.

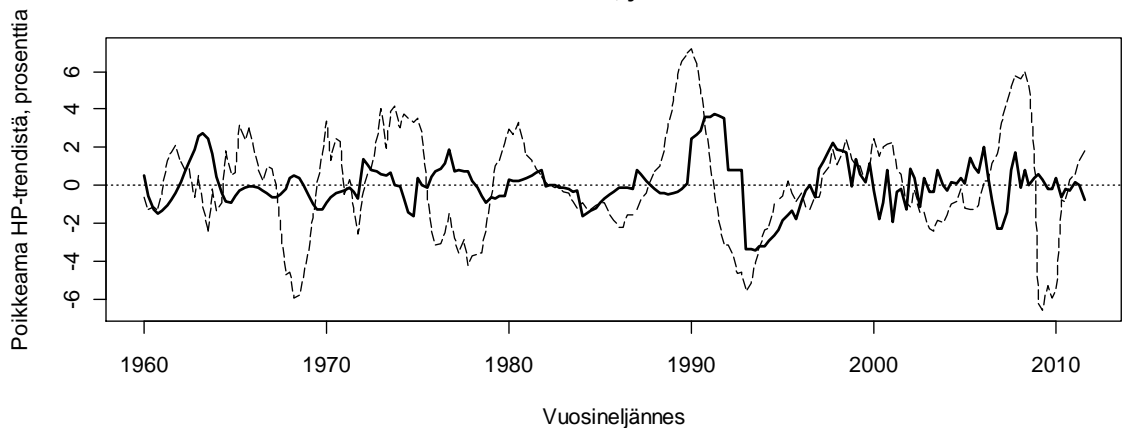
Kirjallisuuskatsauksen mukaan Yhdysvaltojen julkisten menojen korrelaatio syklin kanssa olisi olematonta ja näin onkin samanaikaisen korrelaation suhteen. Kun tarkastelu ulotetaan tarpeeksi suurille viiveille, havaitaan, että seitsemän ja kahdeksan neljänneksen viiveillä julkisten menojen korrelaatio on 0,4. Vaikka korrelaatio on melko maltillista, on se kuitenkin tilastollisesti merkitsevää. Liki täsmälleen samanlaisia tuloksia saadaan myös Suomen aineistolla, sillä julkisen kulutuksen korrelaatio on jopa 0,49 viiden neljänneksen viiveellä. Julkisten investointien kohdalla korrelaatio on huomattavasti heikompaa, mikä heikentää myös kokonaisuutena julkisten menojen korrelaatiota.

Tulos siitä, että julkinen kulutus näyttäisi jossain määrin seuraavan sykliä reilun vuoden viiveellä, ei sinänsä ole yllättävä. Suomessa nimittäin on julkisen talouden tasapainosta pyritty pitämään kiinni myös huonoina aikoina. Lisäksi suurin osa julkisen vallan menoihin vaikuttavista päätöksistä tehdään kerran vuodessa ja jo ennen budjettivuoden alkua. Siten taloustilanteen muuttumiseen on mahdollista reagoida vasta viiveellä, vaikka mahdollisuus lisäbudjetteihin onkin olemassa. Julkisen vallan toimia ei kuitenkaan voi pitää kummassa-

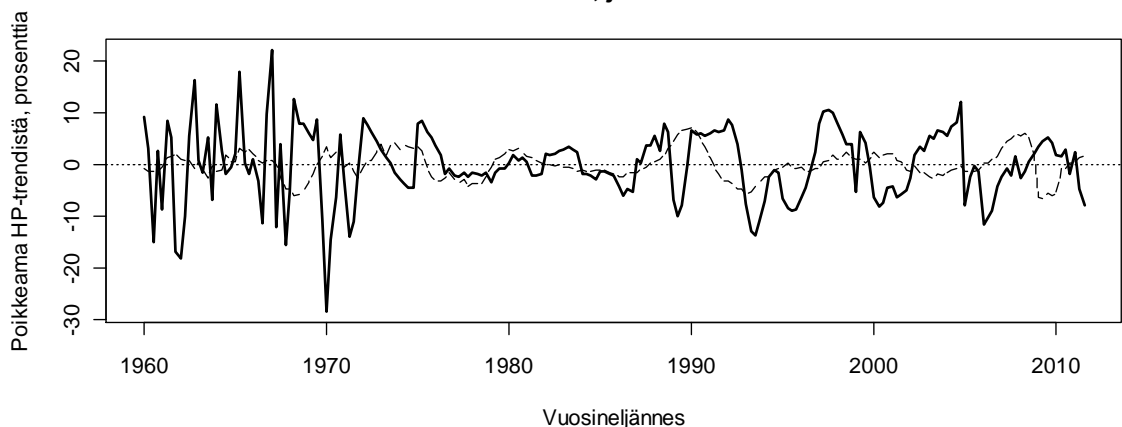
kaan maassa suhdannevaihteluiden aiheuttajana, mutta niiden tasaamisessa ei kovin hyvin näytetä onnistuneen. Suomen osalta voisi jopa sanoa, että julkinen valta on omilla toimillaan saattanut syventää taantumia, sillä esimerkiksi 1990-luvun lamassa menoja leikattiin rajusti.

Suomen osalta tulosten luotettavuuteen on kuitenkin syytä suhtautua varauksella, sillä julkisen kulutuksen vuoden sisäisestä vaihtelusta ei näytä ennen vuotta 2000 olleen tietoa. Vasta tämän jälkeen julkisen kulutuksen aikasarjassa on havaittavissa selkeä kausivaihtelu. Tätä ennen kehitys vuoden sisällä näyttää tasaiselta, mutta vuosien välillä on toisinaan huomattavia tasoeroja.

KUVIO 33: Suomi, julkinen kulutus



KUVIO 34: Suomi, julkiset investoinnit

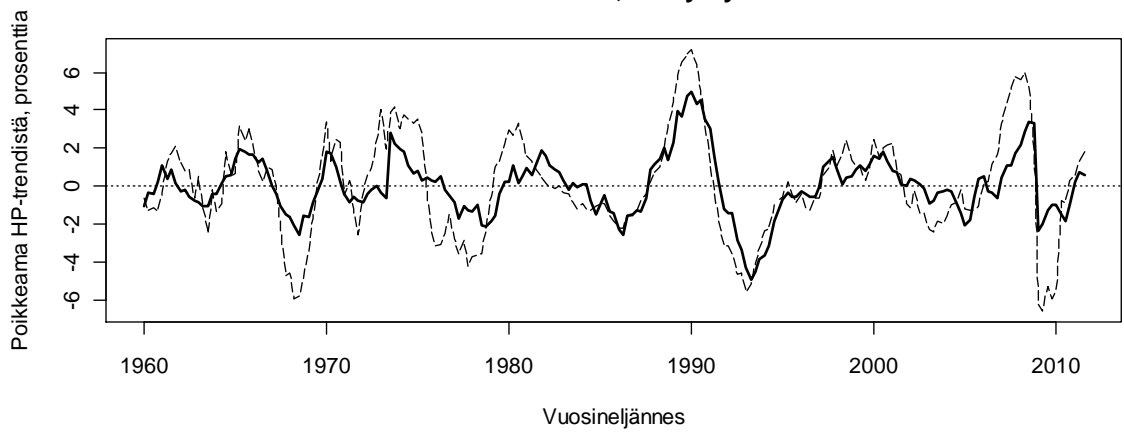
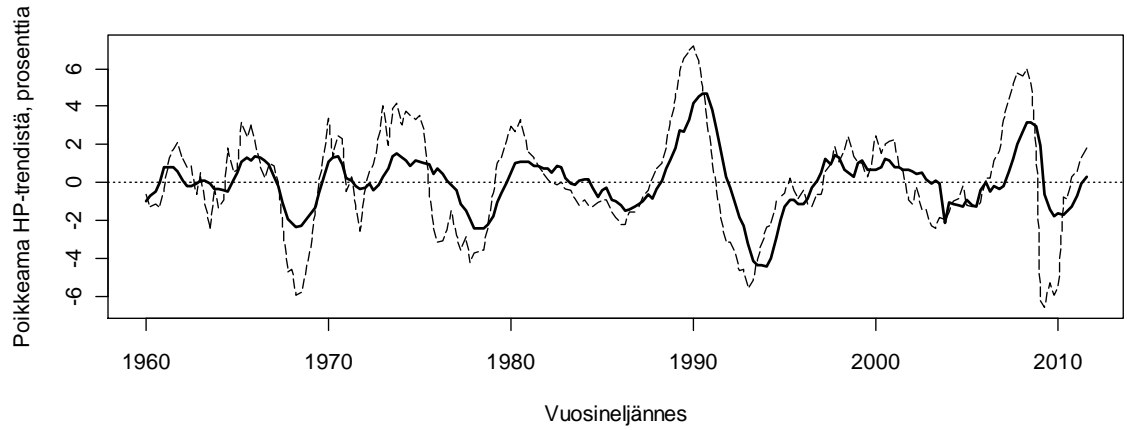
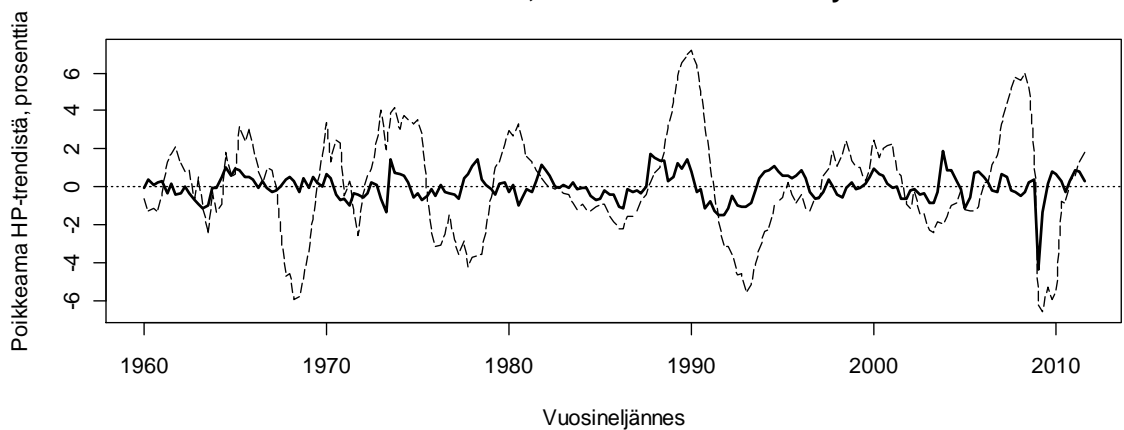


5.5 Työllisyys ja tehdyt työtunnit

Tehdyt työtunnit on merkittävä muuttuja, sillä sitä voi pitää parhaana mittarina kansantalouden työpanokselle. Suomessa tehtyjen työtuntien keskihajonta on 1,6 %, joka on pari prosentin kymmenystä pienempää kuin Yhdysvalloissa. Suhteessa yksityisen BKT:n keskihajontaan työtuntien vaihtelu on kuitenkin huomattavasti pienempää, sillä Yhdysvalloissa se on liki 90 % ja Suomessa vain noin 60 %. Suomessa työtuntien korrelaatio samanaikaisesti ja yhden neljänneksen viiveellä on 0,80, mikä on jonkin verran pienempi kuin Yhdysvaltojen lukema 0,89. Muuttujan autokorrelaatiossa ei kuitenkaan ole eroa, sillä Suomessa se on 0,89 ja Yhdysvalloissa 0,91. Suomen osalta nämä tilastolliset tunnusluvut olisivat olleet huomattavan erilaiset ilman kausivaihtelun murroskohtien huomioimista. Tätä havaintoa käsiteltiin tarkemmin jo aineistoa esiteltäessä (ks. luku 4.7).

Tarkasteltaessa tehtyjä työtunteja kuviosta 36, näyttäisi siltä, että työtuntien trendipoikkeama seuraa melko tarkasti yksityisen BKT:n trendipoikkeamaa. Työtunnit eivät kuitenkaan näyttäisi reagoivan yhtä voimakkaasti suhdanteisiin kuin yksityinen BKT. Tämä ilmiö saattaisi johtua siitä, että tehdyistä työtunneista ei ole voitu erotella pois julkisen sektorin työtunteja. Lisäksi esimerkiksi pääomaintensiivisen ja suhdanneherkän vientiteollisuuden tuotannon supistuminen supistaa BKT:tä melko paljon, muttei niinkään tehtyjä työtunteja, kun taas työvoimavaltaiset palvelualat eivät ole yhtä suhdanneherkkiä.

Suomessa työllisyys näyttäisi seuraavan sykliä noin kahden neljänneksen viiveellä, kun Yhdysvalloissa viive on vain neljänneksen verran. Tällöin työllisyyden korrelaatio on Yhdysvalloissa 0,87 ja Suomessa liki sama eli 0,85. Suomessa työllisyyden autokorrelaatio on 0,94, mikä on poikkeuksellisen vahva muihin muuttujiin verrattuna ja käytännössä samalla tasolla kuin Yhdysvalloissa. Lisäksi työllisyyden keskihajonnat ovat hyvin lähellä toisiaan, sillä ne ovat molemmissa maissa 1,5–1,6 % välillä. Suhteessa yksityiseen BKT:hen hajonta on toki tällöin Suomessa pienempää (55 %) kuin Yhdysvalloissa (73 %). Suomen suhteellisesti pienempi keskihajonta saattaa johtua jäykemmistä työmarkkinoista, sillä Suomessa työntekijöiden irtisanomissuoja on vahvempi kuin Yhdysvalloissa, jolloin myös lisätyövoiman palkkaamista saatetaan mieltä tarkemmin.

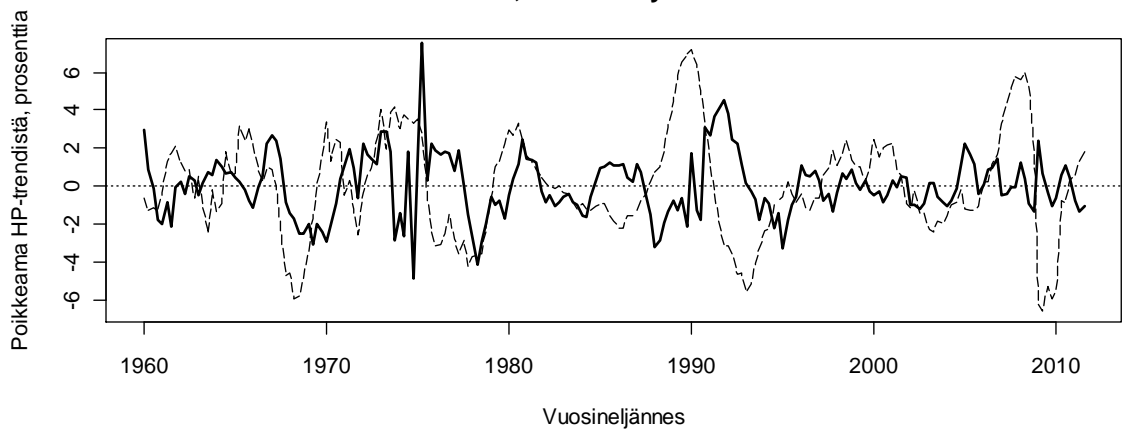
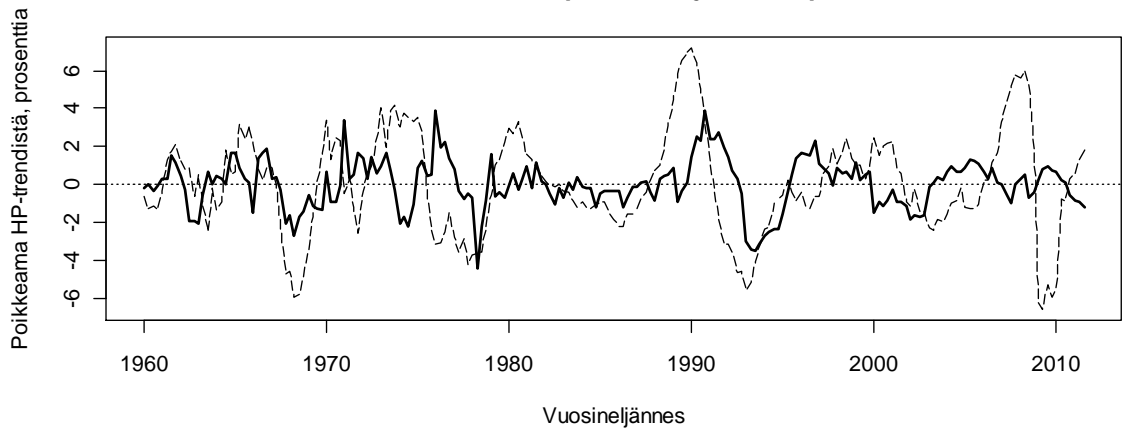
KUVIO 35: Suomi, tehdyt työtunnit**KUVIO 36: Suomi, työllisyys****KUVIO 37: Suomi, keskimääräinen viikkotyöaika**

Suomessa keskimääräisen viikkotyöajan käyttäytyminen poikkeaa jossain määrin Yhdysvalloista. Suomessa muuttujan autokorrelaatio on 0,58, kun vastaava lukema Yhdysvalloissa on 0,81. Lisäksi viikkotyöajan keskihajonta on Suomessa 0,7 %, kun Yhdysvalloissa se on 0,5 %. Yhdysvalloissa viikkotyöajan samanaikainen korrelaatio syklin kanssa on 0,74. Suomessa muuttuja näyttäisi johtavan sykliä kolmella tai neljällä neljänneksellä, mutta tällöinkin korrelaatio on vain vaatimattomat 0,42. Graafisen tarkastelun pohjalta Suomen tuloksia voisi tulkita siten, että viikkotyöaika joustaa vain lyhyen aikaa taantumien alussa, kunnes työllisyys alkaa vähetä ja viikkotyöaika palaa normaalille tasolle. Päinvastainen ilmiö on puolestaan jossain määrin havaittavissa suhdannekuopista toivuttaessa.

5.6 Reaalipalkka ja tuottavuuslaskelmat

Suomen osalta reaalipalkkaa on pyritty mittaamaan kahdella tavalla. Tehdyillä työtunneilla jaetut ja BKT-deflaattorilla deflatoidut palkansaajakorvaukset näyttäisivät olevan heikosti myötäsyklisiä, sillä korrelaatio syklin kanssa puolentoista vuoden viiveellä on 0,42. Muuttujan keskihajonnaksi saadaan 1,6 % ja autokorrelaatioksi 0,60. Yksityisen kulutuksen deflaattorilla deflatoitu ansiotasoindeksi sen sijaan näyttäisi korreloivan aavistuksen enemmän syklin kanssa, sillä korrelaatio neljän ja viiden neljänneksen viiveellä on 0,40. Samoin sen autokorrelaatio on hieman vahvempi (0,73) ja keskihajonta hieman pienempi (1,3 %).

Näiden reaalipalkkamuuttujien vertailu Yhdysvaltoihin on kuitenkin hankalaa, sillä kirjallisuuden perusteella tulokset ovat jokseenkin ristiriitaisia. Joka tapauksessa reaalipalkkojen keskihajonta on Suomessa selvästi suurempaa ja molemmissa maissa on havaittavissa ainakin jonkinasteista heikkoa myötäsyklistä käyttäytymistä. Suomessa muuttuja tosin näyttäisi seuraavan sykliä viiveellä, kun Yhdysvalloissa se ehkä jopa johtaa sykliä. Syynä tähän saattavat olla Suomessa sovellettavat, usein vähintään vuoden mittaiset, yleissitovat työehtosopimukset.

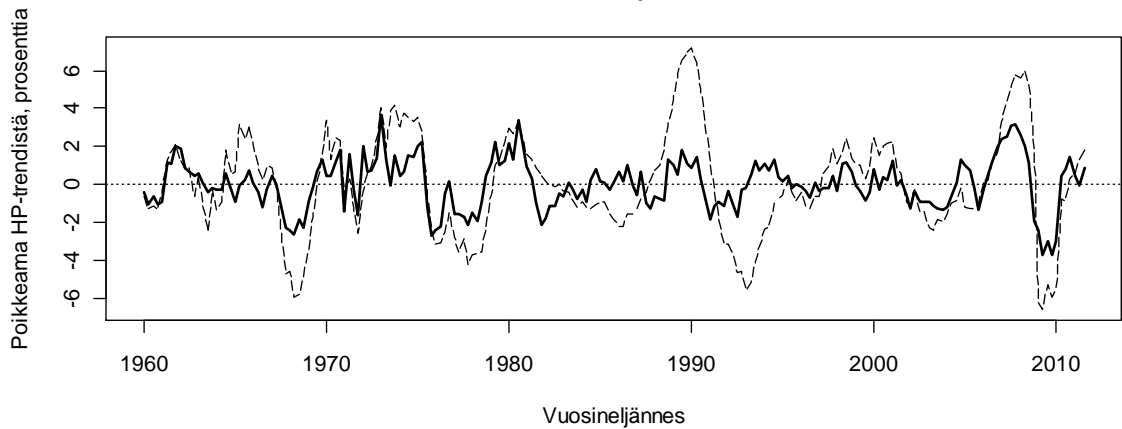
KUVIO 38: Suomi, reaaliset työvoimakustannukset**KUVIO 39: Suomi, palkansaajan reaali-palkka**

Suomessa työn tuottavuuden keskihajonta on 1,3 %, mikä on hieman suurempaa kuin Yhdysvaltojen noin prosentin hajonta. Suomessa muuttujan autokorrelaatio on aavistuksen yli 0,7, kuten Yhdysvalloissakin. Suomessa työn tuottavuuden korrelaatio yksityisen BKT:n kanssa on neljänneksen viiveellä jopa 0,69, mikä on selkeästi vahvempi kuin Yhdysvaltojen 0,5 tasolla oleva, ehkä jopa sykliä hieman johtava, korrelaatio. Suomen vahvempi korrelaatio saattaa johtua siitä, että tehdyt työtuntien määrä ei laskusuhdanteessa vähene yhtä paljon kuin yksityinen BKT, jolloin työn tuottavuus luonnollisesti laskee.

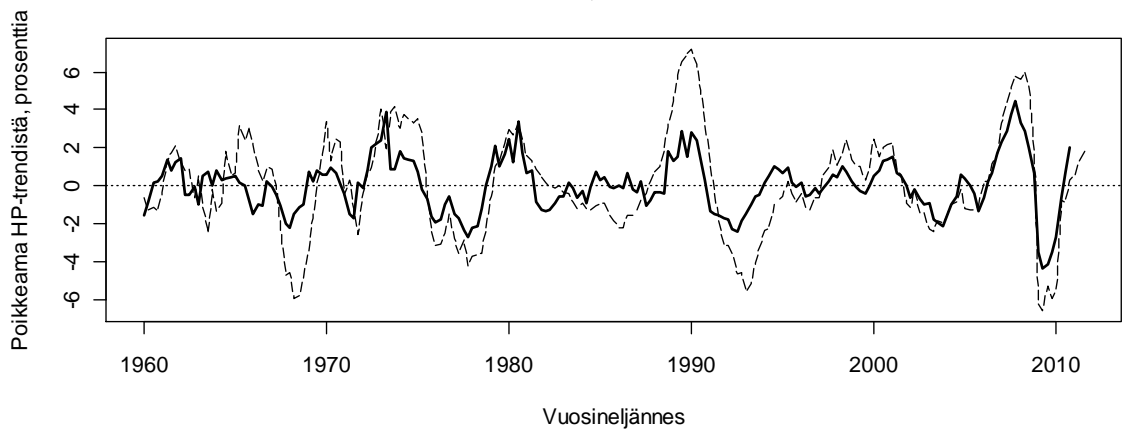
Suomessa kokonaistuottavuuden 1,4 % keskihajonta vain hieman Yhdysvaltojen 1,2 % suurempaa. Kokonaistuottavuuden samanaikainen korrelaatio syklin kanssa on lisäksi molemmissa maissa melko vahvaa eli hyvin lähellä arvoa 0,8 ja Suomen autokorrelaatio on jopa Yhdysvaltoja vahvempaa. On kuitenkin otettava huomioon, että Yhdysvaltojen koko-

naistuottavuus on laskettu maataloudettomalle yksityissektorille, kun Suomen osalta kyseessä on koko talouden kokonaistuottavuus. Kokonaistuottavuuden suhdannetarkastelun mielekkyyteen voi ylipäättään suhtautua hieman varauksella käytetyistä laskentamenetelmistä johtuen, sillä muutokset pääomakannassa ovat hyvin hitaita, jolloin kokonaistuottavuudessa ilmenevät suhdannevaihtelut johtuvat paljolti muutoksista BKT:ssä ja tehdyissä työtunneissa.

KUVIO 40: Suomi, työn tuottavuus



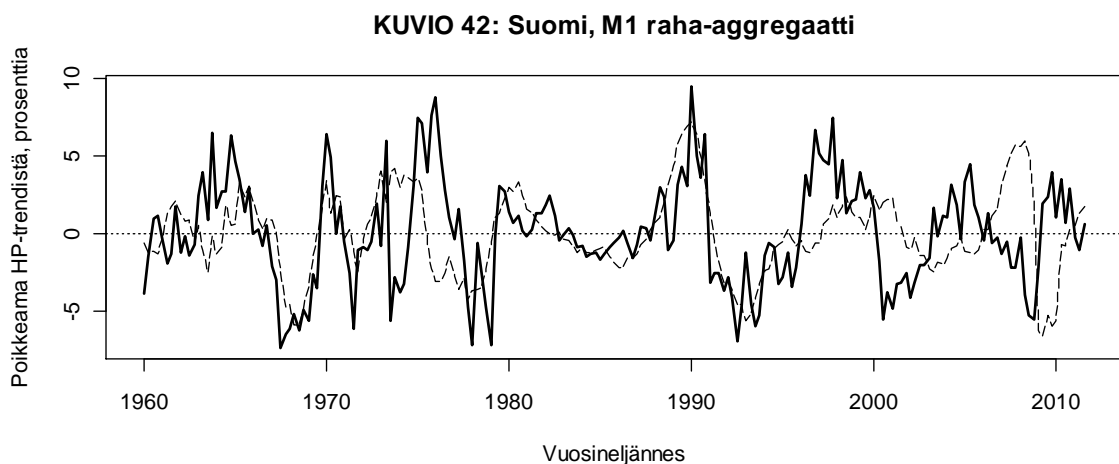
KUVIO 41: Suomi, kokonaistuottavuus



5.7 Nimelliset muuttujat

Suomen osalta rahan määrän osalta on tutkittu vain aggregaattia M1, sillä muiden aggregaattien määrittely on ongelmallista. M1:n määrän keskihajonta on 3,4 %, mikä on huomattavasti suurempi kuin Yhdysvalloille kirjallisuudesta saatu noin 1,7 % keskihajonta tai pidemmällä aineistolla itse laskien saatu 2,6 % keskihajonta. Keskihajontojen ero johtuu siitä, että M1:n trendipoikkeamat ovat huomattavasti kasvaneet 1990-luvun alun jälkeen. Suomessa M1 johtaa sykliä noin kahdella neljänneksellä, korrelaation ollessa kuitenkin melko heikkoa eli vain 0,32. Yhdysvalloissa muuttujan käyttäytyminen on hyvin samankaltaista. Lisäksi Suomen noin 0,7 autokorrelaatio on selkeästi heikompaa kuin Yhdysvaltojen 0,9 taso.

Yhdysvaltojen M1:n suodattaminen HP-suotimella osoittaa myös yhden tähän suotimeen liittyvän ongelman. Yhdysvaltojen keskuspankin elvytystoimet nimittäin kasvattivat M1:n määrää rajusti vuosina 2008–2009. Tällöin HP-suotimen avulla saatu trendipoikkeama menee ensin negatiiviseksi, koska trendi alkaa nousta jo ennen äkillistä rahan määrän kasvua. Vastaavasti rahan määrän äkillisen kasvun jälkeen trendipoikkeama muuttuu joksikin aikaa vahvasti positiiviseksi.

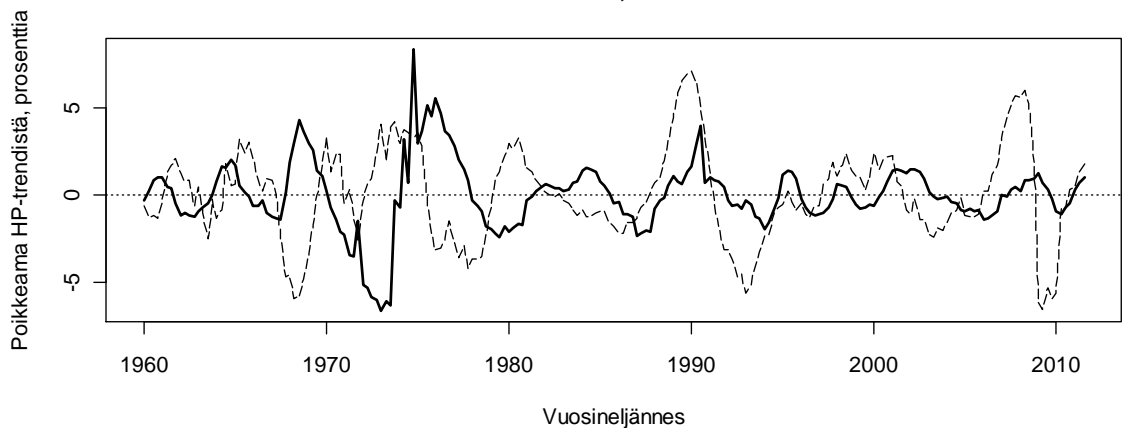


Hintatasolle on tässä tutkielmassa otettu kolme mittaria: elinkustannusindeksi sekä yksityisen kulutuksen ja BKT:n deflaattorit. Kaikki kolme muuttujaa näyttävät sekä Suomessa että Yhdysvalloissa olevan johtavasti vastasyklisiä. Suomessa johto on neljästä viiteen neljänestä. Yhdysvalloissa johto on vain kahdesta kolmeen neljänestä, jolloin muuttujien korre-

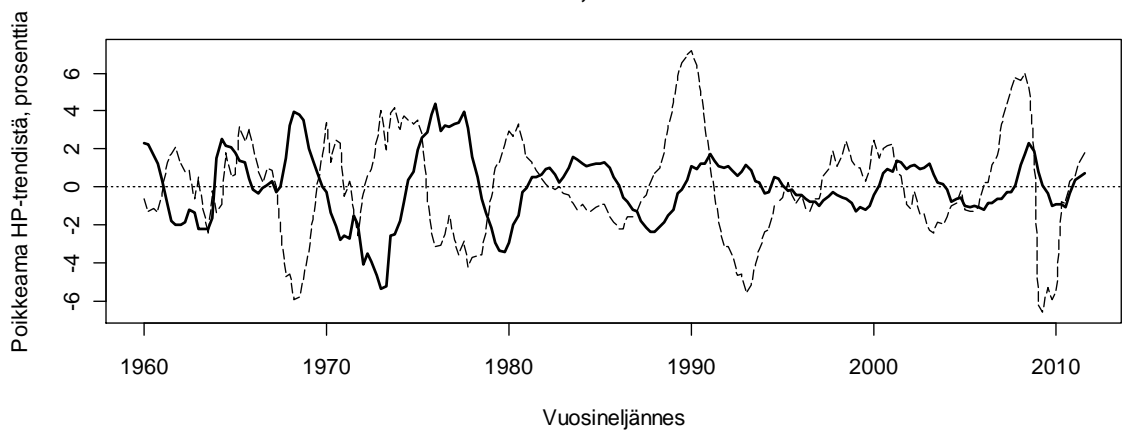
laatio syklin kanssa on noin $-0,65$ tasolla. Suomessa korrelaatio on jonkin verran heikom-
 paa ja vaihtelee muuttujien kesken siten, että kuluttajahintojen korrelaatio on noin $-0,5$ ja
 BKT-deflaattorin noin $-0,4$.

Muuttujien autokorrelaatiot ovat molemmissa maissa vahvat, jopa yli arvon $0,9$ lukuun
 ottamatta Suomen BKT-deflaattoria, jolle lukema on $0,85$. Suomessa kuluttajahintatason
 keskihajonta on molemmilla muuttujilla $1,7\%$, kun BKT-deflaattorille se on $2,0\%$. Yhdys-
 valloissa BKT-deflaattorin keskihajonta taas on vain $0,8\%$ ja kuluttajahintatasolle jonkin
 verran korkeampi, yksityisen kulutuksen deflaattorilla mitaten $0,9\%$ ja $1,3\%$ kuluttajahin-
 taindeksiä käyttäen. Maiden hintatasot näyttävät siis käyttäytyvän melko samanlaisesti,
 vaikka jälleen Suomessa muuttujien keskihajonta on selvästi suurempaa.

KUVIO 43: Suomi, BKT-deflaattori

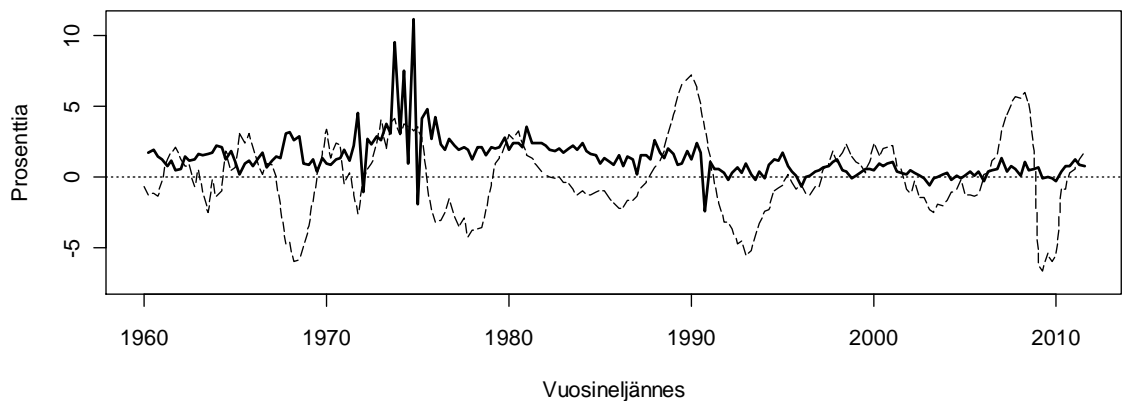


KUVIO 44: Suomi, elinkustannusindeksi

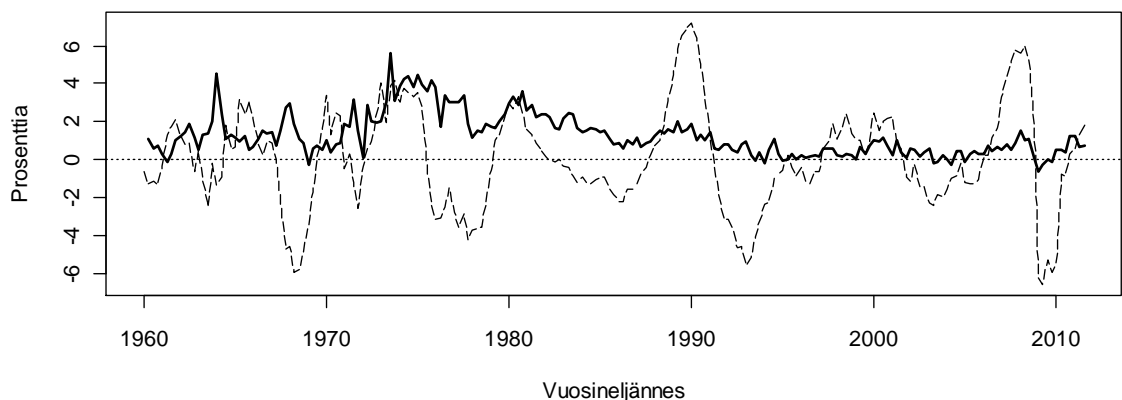


Hintatason muutoksia on tutkittu myös laskemalla kaikkien kolmen muuttujan avulla neljännesvuosittainen inflaatiovauhti. Suomessa eri kuluttajahintojen inflaation keskihajonta on noin 1,1 % ja BKT-deflaattorin avulla laskettuna 1,45 %. Yhdysvalloissa inflaatiovauhtien keskihajonnat ovat 0,6–0,8 %. Inflaatioasteiden autokorrelaatiot ovat 0,8 tietämissä molemmissa maissa lukuun ottamatta Suomen BKT-deflaattorin avulla laskettua suuretta, jonka autokorrelaatio vain 0,3. Yhdysvalloissa kaikkien inflaatiovauhtien korrelaatio syklin kanssa on heikosti positiivista, noin 0,3 viiveen ollessa kolmesta neljään neljänestä. Suomessa kuluttajahintojen osalta käyttäytyminen on samansuuntaista, mutta korrelaatio on aavistuksen heikompaa eli 0,26 tasolla. BKT-deflaattorin avulla lasketun inflaation korrelaatio 0,18 on vielä näitäkin lukemia heikompaa, eli jo likimain olematonta.

KUVIO 45: Suomi, hintatason neljännesvuosimuutos BKT-deflaattorin mukaan



KUVIO 46: Suomi, hintatason neljännesvuosimuutos elinkustannusindeksin mukaan

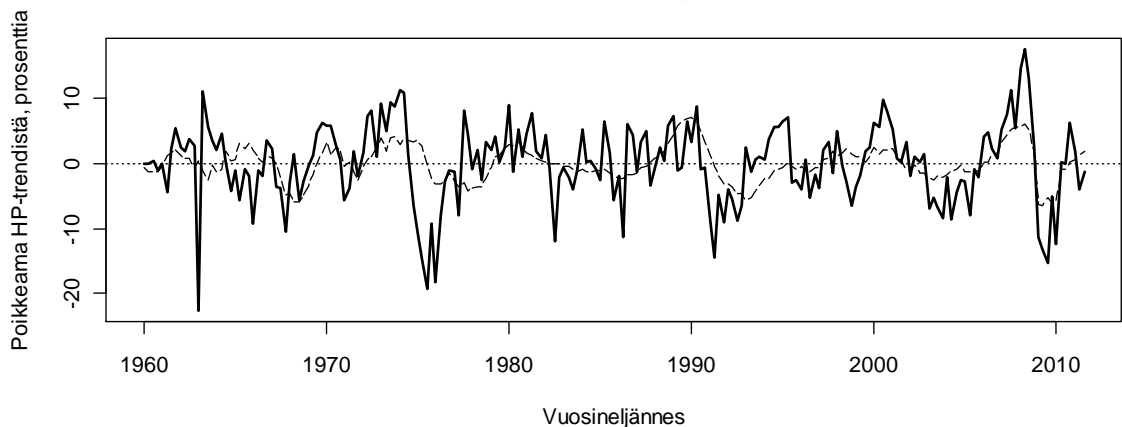


5.8 Ulkomaankaupan muuttujat

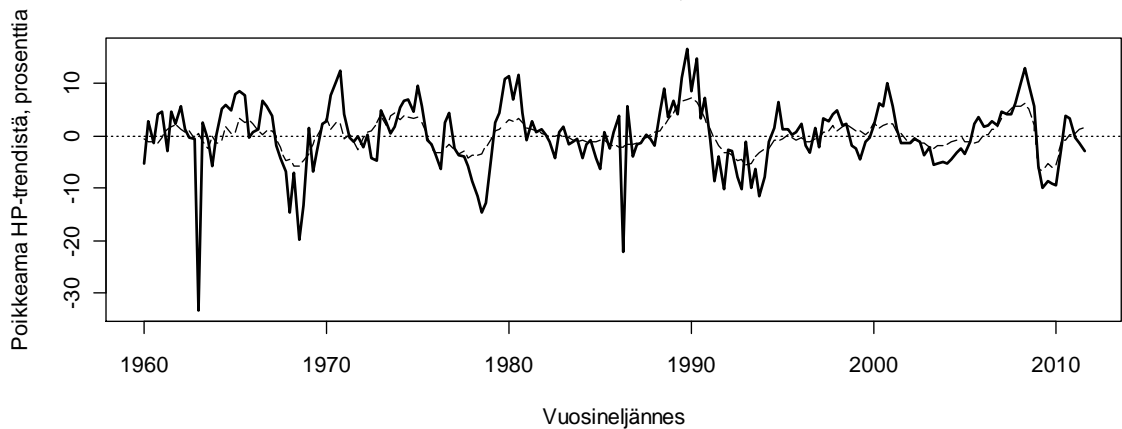
Suomessa vienti on kysynnän eristä ainoa, jonka voisi sanoa selvästi johtavan sykliä. Johto näyttäisi olevan yhdestä kahteen neljänestä. Tällöin korrelaatio yksityisen BKT:n kanssa on 0,49. Tosin muuttujien samanaikainen korrelaatio on myös lähes sama, eikä korrelaatio vielä järin vahva ole. Siinä määrin huomattava havainto kuitenkin on, että se tukee yleistä näkemystä siitä, että muutokset vientikysynnässä ovat merkittävä tekijä Suomen suhdannevaihteluiden synnyssä.

Vienti on sikäli merkittävä, että sen arvo on noin puolet suhteessa Suomen yksityisen BKT:n arvoon. Osuus on tosin 1960-luvulla ollut melkein puolta pienempi ja kasvanut siitä vähitellen nykyiselle tasolle. Tässä suhteessa Suomi siis erityisesti poikkeaa pienenä

KUVIO 47: Suomi, vienti



KUVIO 48: Suomi, tuonti

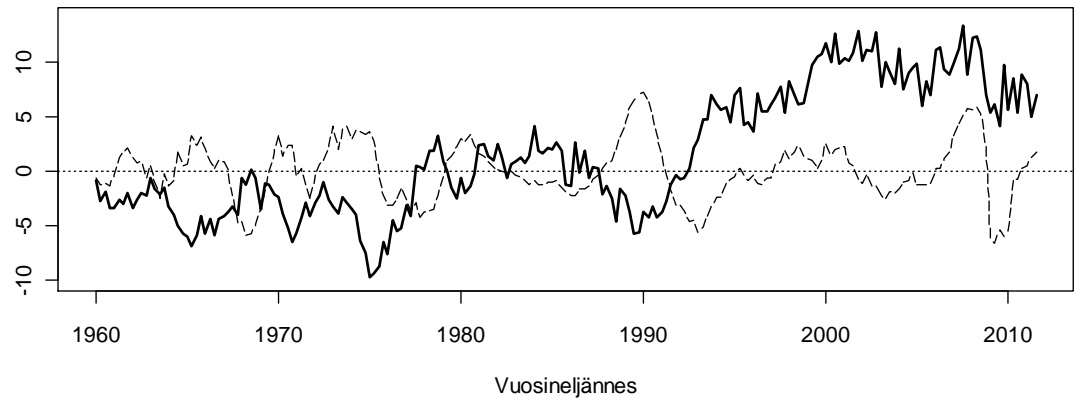
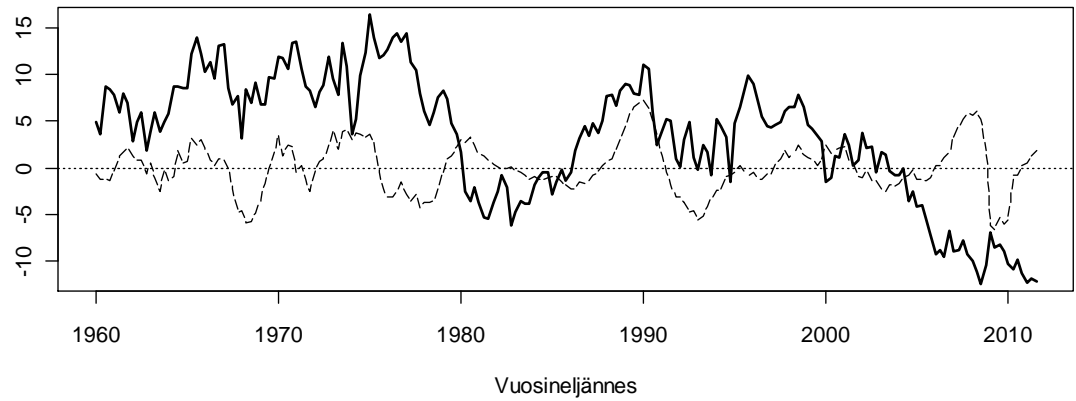
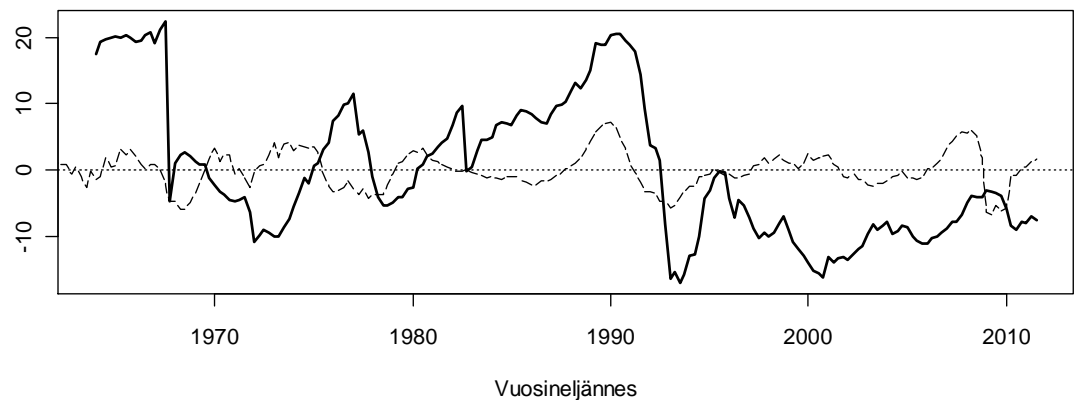


avotaloutena Yhdysvalloista, jota voi suuren kokonsa vuoksi pitää jopa suljettuna. Yhdysvalloissa viennin osuus yksityisestä BKT:stä on nykyään noin 15 % paikkeilla ja muuttuja seuraa sykliä selvästi, yhden tai jopa kahden neljänneksen viiveellä. Tällöin muuttujien välinen korrelaatio on hieman yli 0,5 eli hyvin samalla tasolla kuin Suomessa.

Suomen viennin keskihajonta on 6,1 % eli hieman yli kaksinkertainen yksityiseen BKT:hen nähden. Tuonnin osalta hajonta on 6,4 % eli aavistuksen suurempaa. Kuvioiden perusteella vienti sisältää kuitenkin enemmän korkeataajuista vaihtelua kun taas tuonti käyttäytyy hieman rauhallisemman näköisesti. Ainakin jotkin terävät piikit trendin alapuolella johtuvat lakoista. Näistä selvimmin on havaittavissa vuoden 1963 alussa kolme kuukautta kestänyt virkamieslakko, jolloin myös tullivirkailijat olivat lakossa.

Yhdysvalloissa muuttujien suhteellinen keskihajonta on Suomen kanssa samalla tasolla, mutta absoluuttisesti tarkasteltuna viennin keskihajonta on vain 4,4 % ja tuonnin 5,1 %. Yhdysvalloissa viennin autokorrelaatio on 0,67, kun se Suomessa on vain 0,53. Sen sijaan tuonnin autokorrelaatio on Yhdysvalloissa selvästi vahvempaa eli 0,78. Suomessa vastaavaa eroa ei ole käytännössä havaittavissa, sillä tuonnin autokorrelaatio on 0,54. Tuonnin korrelaatio syklin kanssa on molemmissa maissa samanaikaista ja vientiin verrattuna. Yhdysvalloissa korrelaatio on 0,80, kun Suomessa se on hieman heikompa eli 0,70.

Suomen nettovienti on tässä tutkielmassa laskettu jakamalla viennin ja tuonnin volyyymien erotus yksityisen BKT:n volyyymilla. Kirjallisuudessa laskemiseen on yleensä käytetty käypähintaisia lukuja, mutta niiden hankkimisen vaivalloisuuden vuoksi on tyydytty volyymiluvuilla saatuun arvioon. Johdonmukaisuuden nimissä samaa menetelmää on sovellettu myös Yhdysvaltoja tutkittaessa. Yhdysvalloissa nettoviennin keskihajonta on 2,1 % ja Suomessa selvästi suurempaa eli 5,7 %. Suomessa nettoviennin korrelaatio yksityisen BKT:n kanssa on $-0,17$ noin vuoden viiveellä. Yhdysvaltojen nettovienti on myös vastasyklinen, mutta johtaa sykliä kahdella neljänneksellä, jolloin korrelaatio on $-0,21$.

KUVIO 49: Suomi, nettovienti suhteessa yksityiseen BKT:hen**KUVIO 50: Suomi, vaihtosuhte****KUVIO 51: Suomi, reaalin valuuttakurssi**

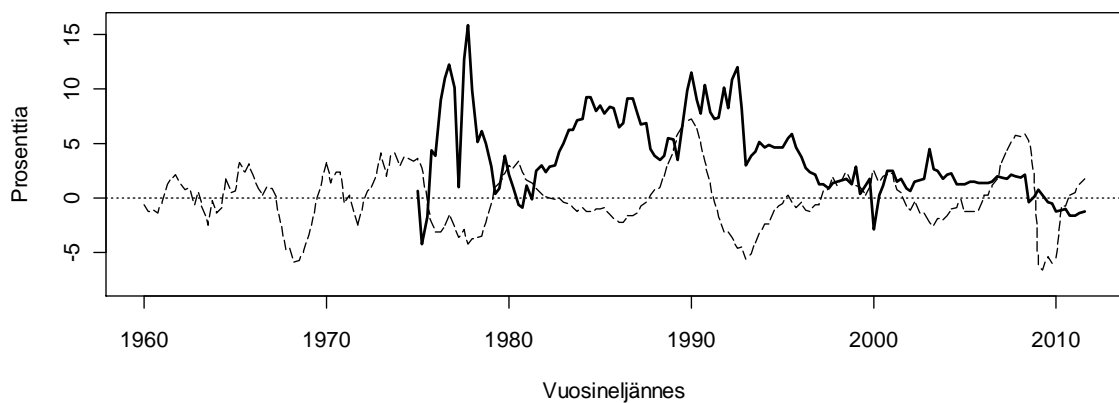
Suomen vaihtosuhteen keskihajonta on 6,7 % ja korrelaatio yksityisen BKT:n kanssa on hyvin lähellä nollaa. Graafisen tarkastelun perusteella näyttäisi kuitenkin siltä, että ainakin joinain aikakausina korrelaation pitäisi olla vahvempaa Suomessa. Tarkasteltaessa pelkääntään vuosia 1960–73, samanaikaiseksi korrelaatioksi saadaan 0,43. Vaihtosuhteen olematon tai heikko myötäsyklinen korrelaatio vastaavat kirjallisuudessa saatuja tuloksia. Vaihtosuhteen ja nettoviennin samanaikainen korrelaatio on $-0,68$, mikä vastaa kirjallisuudessa saatuja tuloksia.

Reaalisen valuuttakurssin vaihtelut näyttäisivät Suomessa olevan suuria, pysyviä ja aavistuksen myötäsyklisiä, sillä muuttujan keskihajonta on 10,5 % ja autokorrelaatio 0,96. Vuoden viiveellä reaalisen valuuttakurssin korrelaatio yksityisen BKT:n kanssa on tosin vain 0,29, vaikka kuvion 51 perusteella korrelaatio saattaisi joinain aikakausina olla vahvempaa. Sarjaa kuitenkin hallitsevat devalvaatiot, jotka näkyvät selkeinä pudotuksina, joiden jälkeen kurssi lähtee jälleen vahvistumaan.

5.9 Muut muuttujat

Suomessa reaalikoron keskihajonta on 3,7 %, mikä on huomattavasti suurempi kuin Yhdysvaltojen 2,2 %, mutta Suomen 0,82 kipuava autokorrelaatio on liki yhtä vahvaa kuin Yhdysvaltojen vastaava lukema 0,87. Suomen aineistolla reaalikorko näyttäisi johtavan sykliä vuodella, jolloin muuttujien välinen korrelaatio on $-0,25$. Korrelaatio on heikko, mutta tulos vastaa kirjallisuudessa Yhdysvalloille saatuja tuloksia.

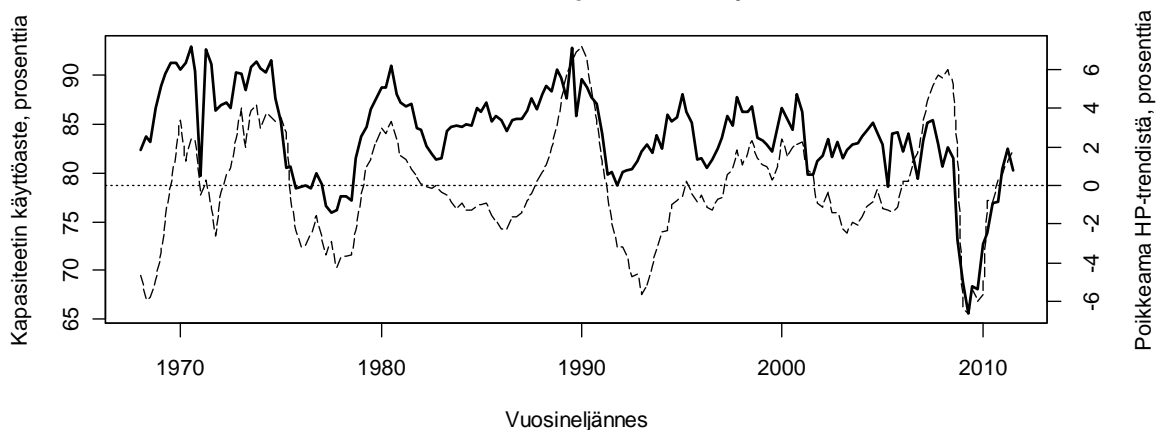
KUVIO 52: Suomi, annualisoitu reaalikorko



Itse laskettaessa reaalikoron korrelaatio on kuitenkin Yhdysvaltojen osalta olematon. Mikäli tarkastelu Yhdysvaltojen aineistolla aloitetaan vasta vuodesta 1985, seuraa muuttuja sykliä kolmen neljänneksen viiveellä positiivisen korrelaation ollessa 0,37. Keskuspankin rahapolitiikalla on merkittävä vaikutus reaalkorkoon, joten pieni tai olematon korrelaatio on luonnollinen, sillä keskuspankkien rahapolitiikka on ollut erilaista eri aikoina. Yhdysvalloissa näkyy selvästi, kuinka toisen öljykriisin jälkeen inflaatiota vastaan taisteltiin korkeilla koroilla, jolloin myös reaalikorot kohosivat, vaikka talous oli taantumassa. Tämän jälkeen on puolestaan nousukaudella kiristetty rahapolitiikkaa ja taantumissa madallettu ohjaukorkoa selkeästi.

Kapasiteetin käyttöasteen keskihajonta on melko suurta, sillä Suomessa se on 4,8 % ja Yhdysvalloissa vain hieman alempi eli 4,2 %. Muuttujan autokorrelaatio on kuitenkin vahvaa, sillä Suomessa se on 0,86 ja Yhdysvalloissa jopa 0,94. Suomessa kapasiteetin käyttöaste näyttäisi jopa johtavan sykliä yhdellä neljänneksellä korrelaation ollessa 0,60, mutta Yhdysvalloissa korrelaatio on samanaikaista ja aavistuksen vahvempaa eli 0,66. Mikäli sarja esimerkiksi BK-suodatetaan, kuten Stock ja Watson (1999) tekevät, korrelaatio on huomattavasti vahvempi.

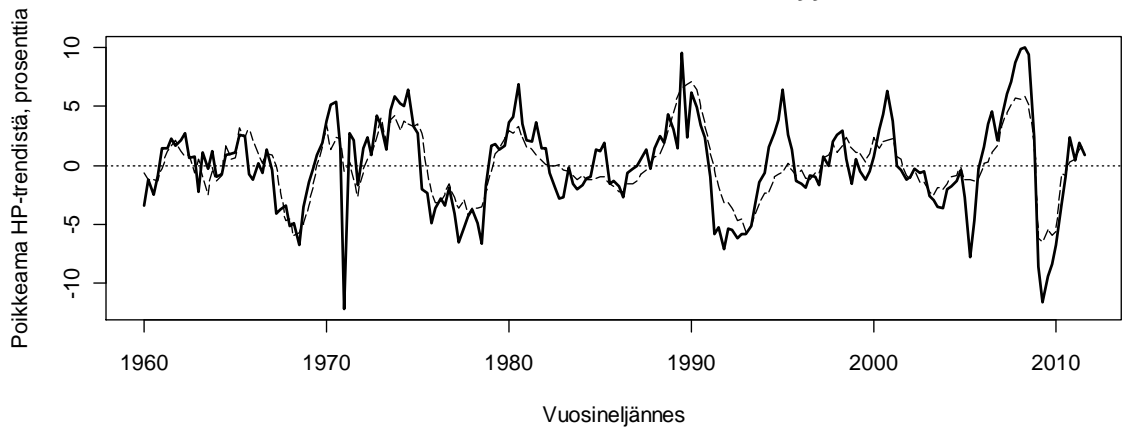
KUVIO 53: Suomi, kapasiteetin käyttöaste



Teollisuustuotannon volyyymi-indeksin pitäisi periaatteessa seurata yksityistä BKT:tä melko tarkasti, sillä merkittävä osa arvonlisäyksestä syntyy teollisuudessa. Suomessa teollisuustuotannon volyyymi-indeksin keskihajonta on 3,8 % eli jonkin verran suurempaa kuin yksityisellä BKT:llä. Muuttujien välinen samanaikainen ristikorrelaatio on kuitenkin melko vahvaa, sillä se on 0,82. Teollisuustuotannon autokorrelaatio on kuitenkin yksityistä BKT:tä

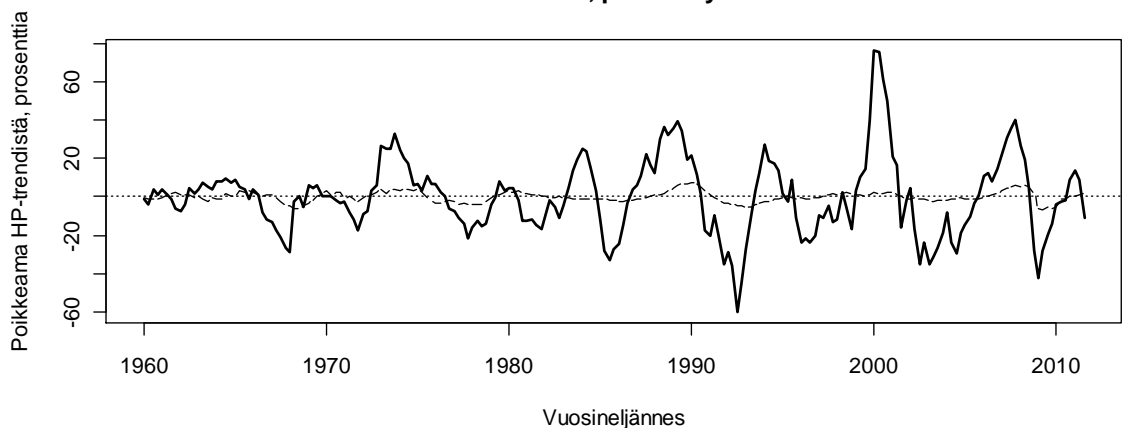
heikompaa, sillä se on vain 0,76. Poikkeavuutta selittää se, että palvelut ja rakentaminen eivät ole mukana teollisuustuotannon volyyymi-indeksissä. Yhdysvalloissa teollisuustuotannonle saatu hajonta on jälleen jonkin verran pienempää ja risti- sekä autokorrelaatiot jonkin verran vahvempia Suomeen verrattuna.

KUVIO 54: Suomi, teollisuustuotannon volyyymi-indeksi



Osakekurssien sanotaan usein johtavan sykliä noin puolella vuodella, mikä näyttäisi pitävän paikkansa myös Suomen kohdalla, sillä tällöin korrelaatio yksityisen BKT:n kanssa on 0,64. Yhdysvalloissa johto näyttäisi kutistuneen yhteen neljännekseen, jolloin korrelaatio saa arvon 0,55. Helsingin pörssin yleisindeksin poikkeamat trendistä näyttävät kuitenkin huomattavasti suuremmilta, sillä keskihajonta on liki 20 %, kun Yhdysvaltojen S&P 500 -indeksille se on puolet pienempää. Osakeindeksien autokorrelaatio on kuitenkin melko vahvaa, sillä Suomessa se on 0,88 ja Yhdysvalloissa hieman vaatimattomammat 0,82.

KUVIO 55: Suomi, pörssin yleisindeksi

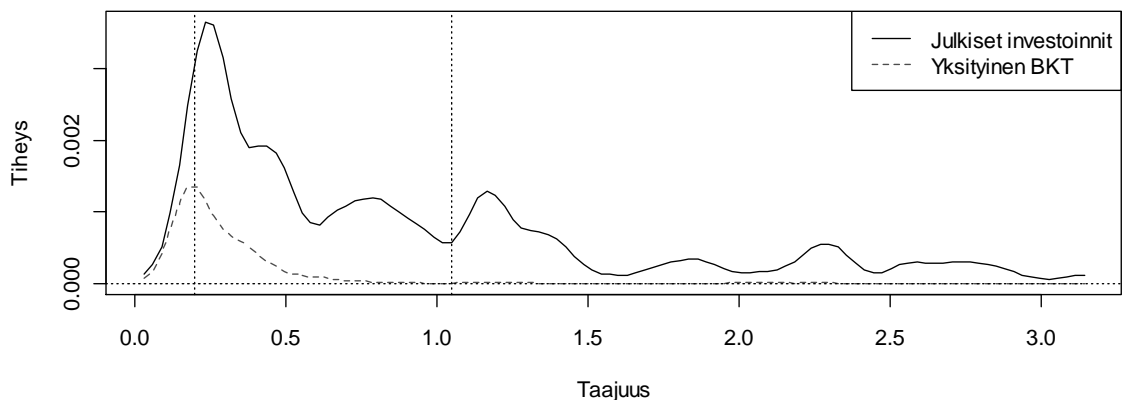


5.10 Spektrianalyysin tulokset

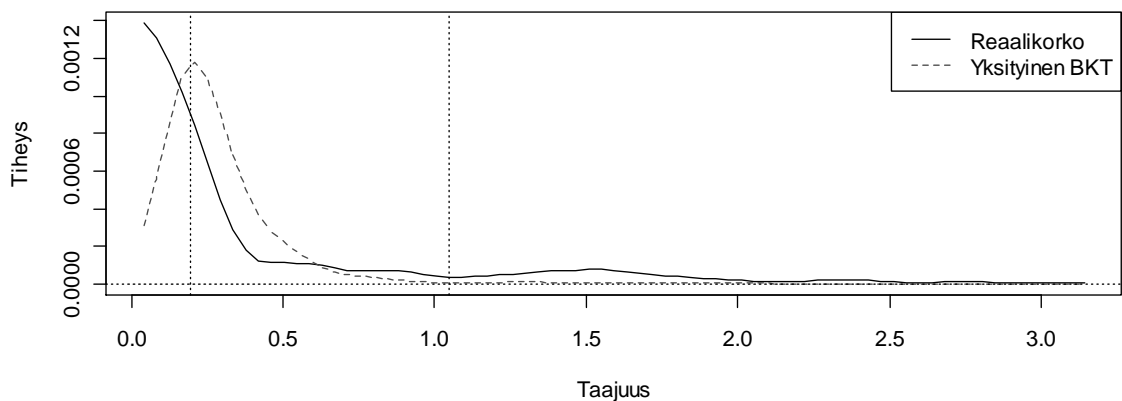
Edellä aikasarjoja on tutkittu Yhdysvaltojen tyyliteltyjä faktoja käsittelevässä kirjallisuudessa vakiintuneella tavalla. Tässä aluvuussa sarjoja tarkastellaan myös spektrianalyysin keinoin. Spektrianalyysia on esitelty tarkemmin luvussa 2.3. Tarkastelun perusteella spektri- ja koherenssikuvioiden tutkiminen ei kuitenkaan näyttäisi tuovan kovin paljon uutta tietoa aiempaan analyysiin verrattuna. Pikemminkin saadaan vain vahvistusta niille havainnoille, joita tilastollisten tunnuslukujen ja kuvioiden perusteella on tehty.

Kaikkien HP-suodatettujen muuttujien spektritiheysfunktion muoto on hyvin samankaltainen. Ainoastaan funktion tiheysmassa vaihtelee sen mukaan kuinka suuri aikasarjan keskijajonta on, ja massan sijainti sen mukaan, onko sarja HP-suodatettu vai ei. Esimerkiksi

KUVIO 56: Suomi, julkisten investointien spektri



KUVIO 57: Suomi, reaalkoron spektri

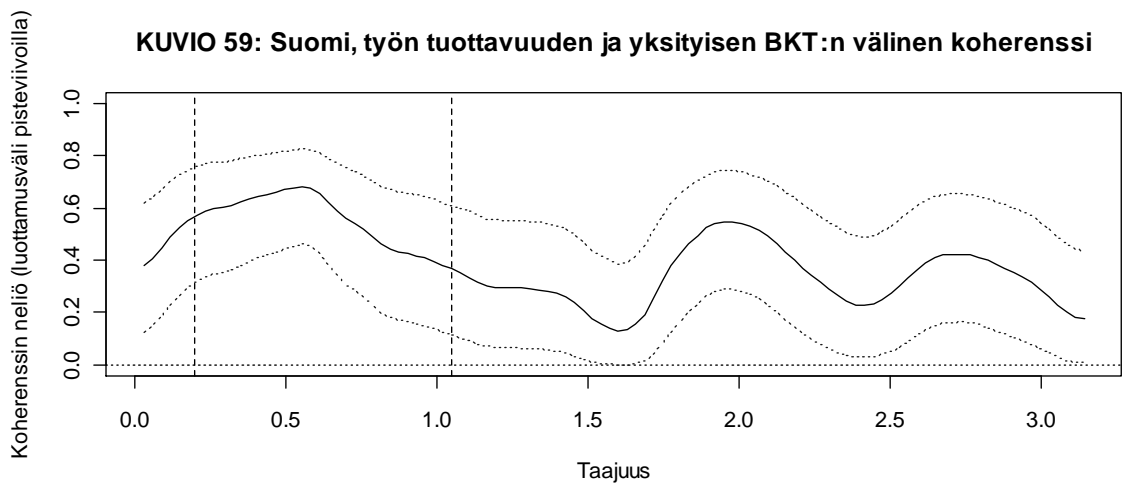
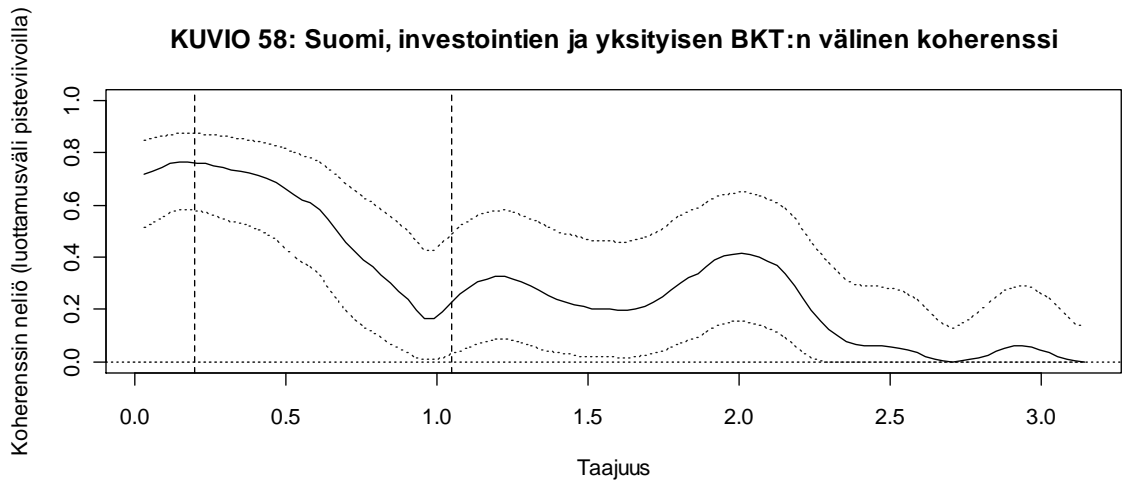


kuviosta 56 voidaan havaita, että julkisten investointien keskihajonta on huomattavasti suurempaa kuin yksityisen BKT:n keskihajonta, mikä havaittiin myös suoraan trendipoikkeaman keskihajonnasta.

Kuviosta 56 voidaan myös havaita, että julkisten investointien sarja sisältää yksityistä BKT:tä enemmän korkean taajuuden satunnaisvaihtelua. Saman asia voidaan kuitenkin havaita tarkastelemalla kuviota 34, johon on piirretty julkisten investointien trendipoikkeama. Esimerkkinä HP-suodattamattomasta aikasarjasta on kuvioon 57 piirretty stationaarisenä pidettävän reaalikoron spektritiheysfunktio. Koska sarjaa ei ole suodatettu, on matalan taajuuden vaihtelulla suurempi paino sarjassa. Tämäkin tulos oli odotettavissa reaalikoron alkuperäisen aikasarjan kuvaajan perusteella.

Muuttujien koherenssia yksityisen BKT:n kanssa on myös tutkittu. Koherenssikuviot muistuttavat myös hyvin paljon toisiaan. Koherenssikuviot ovat myös hyvin samankaltaiset riippumatta siitä, onko estimointi suoritettu käyttäen HP-suodatettuja vai alkuperäisiä aikasarjoja. Ainoa ero on se, että vain kaikkein matalimmilla taajuuksilla (noin välillä 0–0,5) HP-suodatettujen sarjojen keskinäinen koherenssi on jonkin verran vahvempaa kuin alkuperäisten sarjojen kesken. Lisäksi poikkeuksetta aiemmin tutkielmassa laskettu korrelaatiokerroin vastaa koherenssikuvioista havaittavaa suhdannevaihteluiden esiintymisalueella olevaa vahvinta koherenssin saamaa arvoa.

Esimerkkinä kuvioon 58 on piirretty HP-suodatettujen yksityisten kiinteiden investointien ja maataloudettoman yksityisen sektorin BKT:n välinen koherenssi. Kuviosta havaitaan, että koherenssi on vahvaa matalilla taajuuksilla, mutta laskee vähitellen suhdannevaihteluiden esiintymisalueella mentäessä kohti korkeampia taajuuksia. Lisäksi pari pienempää piikkiä on havaittavissa kaikkein korkeimmilla taajuuksilla. Yhdysvaltojen aineistolla koherenssit ovat luonnollisesti jonkin verran vahvempia ja esimerkiksi investointien kohdalla koherenssi ei Suomeen verrattuna alene yhtä nopeasti suhdannevaihteluiden esiintymisalueella.



Kuvioon 59 on vielä piirretty työn tuottavuuden ja yksityisen BKT:n välinen koherenssi. Matalilla taajuuksilla koherenssi ei ole kovin vahvaa, mutta vahvistuu suhdannevaihteluiden esiintymisalueella. Lisäksi matalimmilla taajuuksilla koherenssissa on myös havaittavia piikkejä, mutta yleiskuva on melko samankaltainen kuin investointien ja yksityisen BKT:n kohdalla. Korrelaatiokertoimeen verrattuna kuvioista saadaan siis jonkin verran lisäinformaatiota, mutta kuvat eivät poikkea toisistaan kovin merkittävästi.

5.11 Tulosten herkkyyshanalyysi

Tässä aluvussa arvioidaan edellä saatujen tyylieltyjen faktojen herkkyyttä ajanjakson ja trendinpuhdistusmenetelmän valinnalle. Herkkyyshanalyysia ei ole tehty kaikille tutkituille muuttujille vaan vain joukolle merkittävimiksi ja kiinnostavimmiksi arvioituja muuttujia.

Trendinpuhdistusmenetelmistä vertailussa ovat mukana HP-suotimen lisäksi highpass-suodin, Baxter–King-suodin, ensimmäinen differenssi sekä lineaarinen trendi. Lisäksi on tutkittu, miten erilaisia tuloksia HP-suodin tuottaa, kun tarkastelujakso jaetaan kahtia. Ensimmäinen tarkastelujakso kattaa vuodet 1960–1984 ja toinen vuodet 1985–2011.

Prosentuaalisten keskihajontojen herkkyyttä on arvioitu taulukon 4 ja suhteellisten keskihajontojen taulukossa 5. Taulukossa 6 on esitetty eri tavoin lasketut ensimmäisen asteen autokorrelaatiot. Muuttujien ristikorrelaatiot yksityisen BKT:n kanssa on esitetty taulukossa 7. Korrelaatiot on laskettu viidenteen viiveeseen asti, ja taulukkoon on valittu tilan säästämiseksi vain vahvin korrelaatio. Korrelaation perään on sulkuihin merkitty viiveen arvo, jolla korrelaatio on saatu.

Prosentuaalisille keskihajonnoille saadut tulokset ovat menetelmän ja aikavälin valinnasta riippumatta yllättävän samankaltaisia. Ainoastaan lineaariseen trendiin perustuvat keskihajonnat ovat huomattavan suuria muihin menetelmiin verrattuna. Suhteellisia keskihajontoja tarkasteltaessa tämä ero ei ole yhtä suuri, sillä tulokset ovat menetelmästä riippumatta melko lähellä toisiaan. Ensimmäinen differenssi tosin tuottaa investoinneille, viennille ja tuonnille muita menetelmiä huomattavasti korkeammat keskihajonnat. Samoin on lineaarisen trendin osalta M1:n määrää ja elinkustannusindeksiä tarkasteltaessa. Aikakausien välistä vertailua tehtäessä erityisesti tuonnin, mutta myös viennin, M1:n ja elinkustannusindeksin suhteellinen keskihajonta on suhteellisesti suurempi vuosina 1960–1985 kuin vuosina 1985–2011.

Muuttujien ensimmäisen asteen autokorrelaatioita tarkasteltaessa ensimmäisen differenssin tuottamat autokorrelaatiot ovat selkeästi muita heikompia ja BK-suotimen sekä lineaarisen trendin jonkin verran muita vahvempia. Muilla tavoin lasketut autokorrelaatiot ovat hyvin lähellä toisiaan. Vaikka autokorrelaatioiden arvot eri laskentatapojen kesken saattavat erota suurestikin, samalla menetelmällä laskettujen autokorrelaatioiden keskinäinen vertailu tuottaa kuitenkin melko samankaltaisia tuloksia menetelmän valinnasta riippumatta. Esimerkiksi viennin ja tuonnin autokorrelaatio on muita muuttujia selkeästi heikompi menetelmästä riippumatta.

TAULUKKO 4: Prosentuaalisten keskihajontojen herkkyys Suomen aineistolla

	Hodrick– Prescott	HP 1960– 1984	HP 1985– 2011	High- pass	Baxter– King	1. diffe- renssi	Lineaar. trendi
Yks. BKT	2,7	2,4	3,0	2,4	2,5	1,4	7,9
Kulutus pl. kesto	1,5	1,3	1,6	1,4	1,3	0,9	7,1
Yks. kiint. invest.	7,0	5,8	8,0	6,4	6,3	4,9	18,5
Vienti	6,1	6,2	6,1	6,0	5,0	6,1	12,1
Tuonti	6,4	6,8	5,9	6,3	5,3	6,2	11,6
Työtunnit	1,6	1,1	2,0	1,5	1,5	0,9	5,1
Työllisyys	1,5	1,0	1,9	1,4	1,5	0,7	5,4
Viikkotyöaika	0,7	0,6	0,9	0,6	0,6	0,7	1,8
Työvoimakust.	1,6	1,8	1,4	1,7	1,5	1,5	11,3
Työn tuottavuus	1,3	1,4	1,3	1,2	1,1	1,1	7,0
Solowin resid.	1,4	1,3	1,6	1,2	1,2	0,9	3,0
M1	3,4	3,5	3,2	3,3	3,1	2,8	27,7
Elinkust.ind.	1,7	2,3	1,0	1,6	1,7	1,1	25,8

TAULUKKO 5: Suhteellisten keskihajontojen herkkyys Suomen aineistolla

	Hodrick– Prescott	HP 1960– 1984	HP 1985– 2011	High- pass	Baxter– King	1. diffe- renssi	Lineaar. trendi
Yks. BKT	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
Kulutus pl. kesto	0,5	0,5	0,5	0,6	0,5	0,7	0,9
Yks. kiint. invest.	2,6	2,4	2,7	2,6	2,5	3,5	2,4
Vienti	2,3	2,6	2,0	2,4	2,0	4,4	1,5
Tuonti	2,3	2,9	2,0	2,6	2,1	4,5	1,5
Työtunnit	0,6	0,5	0,7	0,6	0,6	0,6	0,7
Työllisyys	0,6	0,4	0,6	0,6	0,6	0,5	0,7
Viikkotyöaika	0,3	0,2	0,3	0,3	0,2	0,5	0,2
Työvoimakust.	0,6	0,8	0,5	0,7	0,6	1,1	1,4
Työn tuottavuus	0,5	0,6	0,4	0,5	0,4	0,8	0,9
Solowin resid.	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,6	0,4
M1	1,2	1,5	1,1	1,3	1,2	2,0	3,5
Elinkust.ind.	0,6	1,0	0,3	0,7	0,7	0,8	3,3

TAULUKKO 6: Ensimmäisen asteen autokorrelaatioiden herkkyys Suomen aineistolla

	Hodrick– Prescott	HP 1960– 1984	HP 1985– 2011	High- pass	Baxter– King	1. diffe- renssi	Lineaar. trendi
Yks. BKT	0,90	0,87	0,91	0,90	0,95	0,39	0,97
Kulutus pl. kesto	0,83	0,72	0,90	0,81	0,95	0,10	0,97
Yks. kiint. invest.	0,78	0,54	0,90	0,76	0,95	-0,12	0,96
Vienti	0,53	0,44	0,61	0,49	0,90	-0,32	0,87
Tuonti	0,54	0,52	0,56	0,49	0,90	-0,36	0,85
Työtunnit	0,89	0,84	0,91	0,89	0,95	0,36	0,98
Työllisyys	0,94	0,93	0,95	0,93	0,95	0,72	0,99
Viikkotyöaika	0,58	0,55	0,59	0,65	0,87	-0,13	0,93
Työvoimakust.	0,60	0,53	0,70	0,60	0,91	-0,14	0,98
Työn tuottavuus	0,71	0,67	0,77	0,68	0,91	0,00	0,97
Solowin resid.	0,83	0,78	0,86	0,79	0,90	0,18	0,95
M1	0,71	0,68	0,74	0,68	0,93	-0,04	0,99
Elinkust.ind.	0,93	0,93	0,92	0,92	0,95	0,83	0,99

TAULUKKO 7: Yksityisen BKT:n kanssa laskettujen ristikorrelaatioiden herkkyys Suomen aineistolla

	Hodrick– Prescott	HP 1960– 1984	HP 1985– 2011	High- pass	Baxter– King	1. diffe- renssi	Lineaar. trendi
Kul. pl. kesto.	0,82	0,78	0,84	0,79	0,83	0,54	0,87
Yks. invest.	0,76 (+1)	0,59 (+2)	0,88	0,74 (+1)	0,84 (+1)	0,46	0,94 (+1)
Vienti	0,49 (-2)	0,47 (-2)	0,61	0,48 (-2)	0,57 (-2)	0,23	0,45 (-4)
Tuonti	0,70	0,65 (+1)	0,78	0,67	0,84	0,31 (+1)	0,71
Työtunnit	0,80 (+1)	0,72	0,86 (+1)	0,80	0,84 (+1)	0,59	0,54 (+1)
Työllisyys	0,85 (+2)	0,82 (+1)	0,90 (+2)	0,82 (+2)	0,86 (+2)	0,57 (+1)	0,70 (+2)
Viikkotyöaika	0,42 (-3)	-0,22 (+4)	0,52 (-3)	0,40 (-4)	0,45 (-3)	0,26	-0,66 (+5)
Työvoimakust.	0,36 (+5)	0,41 (+4)	-0,40 (-4)	0,38 (+5)	0,47 (+5)	0,17 (+3)	0,65 (+3)
Työn tuottav.	0,69	0,77	0,64 (-1)	0,68	0,71 (-1)	0,59	0,65
Solowin resid.	0,79 (-1)	0,78 (-2)	0,85	0,74 (-1)	0,79 (-1)	0,46	0,70 (-1)
M1	0,32 (-2)	0,38 (+1)	0,45 (-3)	0,28	0,33	0,16 (-3)	0,45 (+5)
Elinkust.ind.	-0,52 (-4)	-0,59 (-1)	-0,79 (-5)	-0,40 (-4)	-0,44 (-5)	-0,17 (-4)	0,45 (+5)

Herkkyysanalyysiin otettujen muuttujien ja yksityisen BKT:n välisissä korrelaatioissa on autokorrelaatioiden tapaan havaittavissa, että ensimmäisen differenssin tuottamat korrelaatiot ovat muita menetelmiä heikompia ja BK-suotimen vahvempia. Muutoin eri menetelmillä saadut tulokset antavat melko samansuuntaisen kuvan muuttujien kehityksestä. Lineaarisen trendin tuottamat tulokset poikkeavat yleiskuvasta ehkä eniten, sillä esimerkiksi investointien ja yksityisen BKT:n välinen korrelaatio on hyvin vahvaa, kun taas tehtyjen työtuntien korrelaatio syklin kanssa on muihin menetelmiin nähden melko heikkoa. Lisäksi esimerkiksi elinkustannusindeksin kohdalla lineaarinen trendi tuottaa tuloksen, jonka mukaan muuttuja on myötäsyklinen, mutta seuraa sykliä selvällä viiveellä. Muilla menetelmillä saadaan tulos, jonka mukaan elinkustannusindeksi on vastasyklinen ja johtaa sykliä selvästi. Saattaa kuitenkin olla hyvin pienestä kiinni, kumpi näistä tulkinnoista saadaan tulokseksi. Siksi tulkintojen voi käytännössä katsoa olevan itse asiassa hyvin lähellä toisiinsa.

Vertailtaessa vuosilta 1960–1984 ja vuosilta 1985–2011 saatuja tuloksia huomataan, että jälkimmäisellä jaksolla liki kaikkien muuttujien korrelaatiot syklin kanssa ovat jälkimmäisenä ajanjaksona vahvempia. Ainoa selkeästi poikkeava muuttuja on työn tuottavuus, jonka kohdalla voidaan tehdä päinvastainen havainto. Erityisesti investointien kohdalla muutos korrelaatiokertoimessa on huomattava, sillä aiempaan ajanjaksona se on vain noin 0,6 ja jälkimmäisenä jo liki 0,9. On mahdollista, että lähdeaineistojen laadun paraneminen ja muu tilastoinnin kehittyminen on osaltaan syynä vahvempiin korrelaatioihin. Toisaalta syynä saattavat hyvin olla myös talouden rakenteelliset muutokset sekä sääntelyn purkaminen, jolloin myös taloudellisten muuttujien välinen yhteys eri suhdannekäänteissä on lisääntynyt ja alkanut muistuttaa enemmän Yhdysvaltojen talouden käyttäytymistä.

6 YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTÖKSET

Tämän tutkimuksen tavoitteena oli saada kattava kuva Suomen suhdannevaihteluille tyypillisistä piirteistä eli tyylitellyistä faktoista. Tutkimuksessa tarkasteltiin useita makrotaloudellisia neljännesvuosiaikasarjoja, joista puhdistettiin trendi käyttäen Hordrick–Prescott-suodinta. Muuttujien käyttäytymistä tarkasteltiin laskemalla trendipoikkeamien keskihajonnat, ensimmäisen asteen autokorrelaatiot sekä korrelaatiot maataloudettoman yksityisen sektorin BKT:n trendipoikkeaman kanssa. Tuloksia vertailtiin Yhdysvaltojen aineistolla saatuihin tuloksiin pohtien samalla mahdollisia syitä havaituille eroille.

Tulosten perusteella Suomen suhdannevaihtelut ovat noin 1,3-kertaa Yhdysvaltojen vaihte-luita voimakkaampia. Tämä havainto koskee liki kaikkia huoltotaseen eriä, sillä suhteessa yksityiseen BKT:hen kysynnän erien käyttäytyminen on hyvin samankaltaista kuin Yhdysvalloissa. Yksityisen kulutuksen keskihajonta on molemmissa maissa noin puolet pienempää ja yksityisten investointien, viennin sekä tuonnin keskihajonta noin 2,5-kertaista yksityiseen BKT:hen nähden. Kulutuksen ja investointien korrelaatio suhdannesyklin kanssa on melko vahvaa, tuonnilla hieman heikompaa ja viennillä vain kohtalaista. Yleisesti muuttujien autokorrelaatiot ja ristikorrelaatiot syklin kanssa ovat Suomessa jonkin verran heikompia kuin Yhdysvalloissa.

Asuinrakennusinvestoinnit käyttäytyvät poikkeavasti, sillä erän keskihajonta on Yhdysvalloissa huomattavasti Suomea suurempaa. Yhdysvalloissa asuinrakennusinvestoinnit ovat myös ainoa sykliä johtava kysynnän erä, kun muut erät ovat syklin kanssa samanaikaisia tai seuraavat sitä pienellä viiveellä. Suomessa vienti on ainoa sykliä selkeästi johtava muuttuja, vaikka korrelaatio ei olekaan kovin vahvaa. Tämän voi tulkita tukevan käsitystä siitä, että vientikysyntä vaikuttaa Suomen suhdannevaihteluiden syntyyn. Myös Suomessa asuinrakennusinvestoinnit näyttäisivät johtavan sykliä hienoisesti, kun 1960-luku jätetään pois tarkastelusta.

Julkisten menojen neljännesvuosittaisten tietojen laatu vaikuttaa pitkään olleen heikkoa, joten erän käyttäytymisestä tehdyt johtopäätökset saattavat olla harhaanjohtavia. Erän samanaikainen korrelaatio syklin kanssa on tulosten perusteella olematonta, mutta korrelaatio vahvistuu kohtalaiseksi reilun vuoden viiveellä. Julkisten menojen käyttäytyminen vaikuttaa samansuuntaiselta myös Yhdysvalloissa. Julkinen valta näyttäisi siis omilla toimillaan jopa lievästi vahvistaneen suhdannesyklejä.

Suhdannevaihteluiden vaikutus tehtyjen työtuntien määrään ja työllisyyteen vaikuttaisi olevan Suomessa suhteellisesti pienempää kuin Yhdysvalloissa. Tämä johtuu luultavasti Yhdysvaltojen Suomea joustavammista työmarkkinoista. Samasta syystä saattaa johtua myös se, että Suomessa reaali-palkka seuraa sykliä selvällä viiveellä, kun taas Yhdysvalloissa muuttuja johtaa sykliä. Ongelma näiden työmarkkinamuuttujien tarkastelussa on kuitenkin ollut se, että Suomen aineistosta julkisen sektorin ja maataloustuotannon poissulkeminen ei ole ollut koko tarkastelujakson ajalta mahdollista. Siltä osin kuin tiedot ovat saatavilla, kyseisellä sektorijaolla tehty tarkastelu olisi mielenkiintoinen.

Muiden tutkittujen muuttujien, kuten hintatason, inflaation ja tuottavuuden, käyttäytyminen on molemmissa maissa melko samankaltaista. Hintataso näyttäisi olevan vastasyklinen ja johtavan sykliä selvästi, mutta korrelaatio syklin kanssa on vain kohtalaista. Inflaatio puolestaan näyttäisi olevan hyvin heikosti myötäsyklinen ja seuraavan sykliä selvällä viiveellä. Työn tuottavuus ja kokonaistuottavuus puolestaan näyttäisivät korreloivan syklin kanssa melko vahvasti ja ehkä jopa aavistuksen verran johtavan sykliä.

Suomen aineistolla saadut tulokset vaikuttavat myös suhteellisen vakailta menetelmävalinnoista riippumatta. Muiden trendinpuhdistusmenetelmien avulla saatu yleiskuva vastaa melko hyvin HP-suotimella saatuja tuloksia, vaikka eri menetelmien tuottamien tulosten välillä on myös paikoin selkeitä eroja. Tulokset ovat myös melko lähellä toisiaan, kun aineistoa tarkastellaan kahdessa osassa, vuosina 1960–1984 ja 1985–2011. Mielenkiintoinen havainto kuitenkin on, että jälkimmäisenä ajanjaksona muuttujien korrelaatiot yksityisen BKT:n kanssa ovat liki kaikissa tapauksissa jonkin verran vahvempia ja siten lähempänä Yhdysvaltojen tuloksia. Erityisesti ilmiö on havaittavissa yksityisten investointien osalta.

Lisäksi muuttujien keskihajonnat ovat jälkimmäisenä ajanjaksona jonkin verran suurempia, mikä johtuu suureksi osaksi 1990-luvun alun laman vaikutuksesta.

Yleisesti voidaan todeta, että pienenä avotaloutena Suomen suhdannevaihtelut ovat Yhdysvaltoja voimakkaampia, mutta muutoin taloudellisten muuttujien käyttäytyminen vastaa melko hyvin Yhdysvaltojen tuloksia, vaikka niiden väliset sidokset vaikuttavat Suomessa aavistuksen heikommilta. Työmarkkinoiden ja viennin osalta muuttujien käyttäytyminen näyttäisi kuitenkin poikkeavan, mikä tulisi huomioida Suomen suhdannevaihteluita mallinnettaessa. Saatujen tulosten pohjalta on siis mahdollista paremmin arvioida Suomen suhdannevaihteluita kuvaavia taloudellisia malleja.

Tutkimuksen merkittävä sivutuote on ollut neljännesvuositilinpidon pitkien aikasarjojen tuottaminen ja erityisesti sen ulottuminen 1960-luvulle. Tuotettuja aikasarjoja voidaan toivottavasti hyödyntää jatkossa myös muussa taloustieteellisessä tutkimuksessa. Eri tavoin tuotettujen aikasarjojen vertailu korostaa aineiston laadun merkitystä tutkimustuloksiin. Aineistoon tulisi siis suhtautua kriittisesti ja pohtia tilastojen laadintamenetelmien mahdollisia vaikutuksia tutkimustuloksiin. Myös havainto työtuntien kausitasoituserelmästä oli mielenkiintoinen tästä näkökulmasta. Julkaistavien aikasarjojen laadun parantamiseksi Tilastokeskuksessa tulisi tutkia havaintoa tarkemmin.

LÄHTEET

- AGRESTI, A. – MOJON, B. (2003): Some Stylised Facts on the Euro Area Business Cycle. Teoksessa ANGELONI, I. – KASHYAP, A. K. – MOJON, B. (toim.): *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*. Cambridge University Press, Cambridge.
- ANDERSSON, V. (toim.) (1983): Suomen kansantalouden neljännesvuosimalli BOF3: Mallin aineisto. *Monistettuja tutkimuksia TU 2/83, Suomen Pankin tutkimusosasto*.
- AUTIO, J. (1996): Rahan tarjonta Suomessa 1868–1980. *Suomen Pankin keskustelualoitteita 31/96*.
- BACKUS, D. K. – KEHOE, P. J. (1992): International Evidence on the Historical Properties of Business Cycles. *The American Economic Review 82*, 864–888.
- BACKUS, D. K. – KEHOE, P. J. – KYDLAND, F. E. (1994): Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J-Curve? *The American Economic Review 84*, 84–103.
- Bank for International Settlements (2012): BIS effective exchange rate indices, <http://www.bis.org/statistics/eer/index.htm>. Haettu 16.2.2012.
- BAXTER, M. (1991): Business cycles, stylized facts, and the exchange rate regime: evidence from the United States. *Journal of International Money and Finance 10*, 71–88.
- (1995): International trade and business cycles. Teoksessa GROSSMAN, G. M. – ROGOFF, K. (toim.): *Handbook of International Economics, Volume 3*. Elsevier Science Publishers, Amsterdam.
- BAXTER, M. – KING, R. G. (1999): Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series. *The review of economics and statistics 81*, 575–593.
- BEVERIDGE, S. – NELSON, C. R. (1981): A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the ‘business cycle’. *Journal of Monetary Economics 7*, 151–174.
- BJØRNLAND, H. C. (2000): Detrending Methods and Stylized Facts of Business Cycles in Norway – An International Comparison. *Empirical Economics 25*, 369–392.
- BLACKBURN, K. – RAVN, M. O. (1992): Business Cycles in the United Kingdom: Facts and Fictions. *Economica 59*, 383–401.

- BLOEM, A. M. – DIPPELSMAN, R. J. – MAEHLE, N. O. (2001): Quarterly National Accounts Manual – Concepts, Data Sources, and Compilation. International Monetary Fund, Washington DC.
- BRANDNER, P. – NEUSSER, K. (1992): Business Cycles in Open Economies: Stylized Facts for Austria and Germany. *Weltwirtschaftliches Archiv* 128, 67–87.
- Bureau of Economic Analysis (2010): Concepts and Methods of the U.S. National Income and Product Accounts, November 2010.
- (2011): National Economic Accounts, <http://www.bea.gov/national/index.htm>. Haettu 16.11.2011.
- BURNS, A. F. – MITCHELL, W. C. (1946): Measuring business cycles. National Bureau of Economic Research, New York.
- BURNSIDE, A. C. – EICHENBAUM, M. S. – REBELO, S. T. (1996): Sectoral Solow residuals. *European Economic Review* 40, 861–869.
- CANOVA, F. (1994): Detrending and turning points. *European Economic Review* 38, 614–623.
- (1998): Detrending and business cycle facts. *Journal of Monetary Economics* 41, 475–512.
- CHRISTODOULAKIS, N. – DIMELIS, S. P. – KOLLINTZAS, T. (1995): Comparisons of Business Cycles in the EC: Idiosyncracies and Regularities. *Economica* 62, 1–27.
- COGLEY, T. – NASON, J. M. (1995): Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series Implications for business cycle research. *Journal of Economic Dynamics and Control* 19, 253–278.
- COOLEY, T. F. – HANSEN, G. D. (1995): Money and the Business Cycle. Teoksessa COOLEY, T. F. (toim.): *Frontiers of Business Cycle Research*. Princeton University Press, Princeton.
- COOLEY, T. F. – PRESCOTT, E. C. (1995): Economic Growth and Business Cycles. Teoksessa COOLEY, T. F. (toim.): *Frontiers of Business Cycle Research*. Princeton University Press, Princeton.
- CORREIA, I. – NEVES, J. C. – REBELO, S. (1995): Business cycles in a small open economy. *European Economic Review* 39, 1089–1113.
- DENTON, F. T. (1971): Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization. *Journal of the American Statistical Association* 66, 99–102.

- ENGLUND, P. – PERSSON, T. – SVENSSON, L. E. O. (1992): Swedish Business Cycles: 1861–1988. *Journal of Monetary Economics* 30, 343–371.
- FEDERAL RESERVE BANK OF ST. LOUIS (2011): FRED Economic Data, <http://research.stlouisfed.org/fred2/>. Haettu 16.11.2011.
- FIORITO, R. – KOLLINTZAS, T. (1994): Stylized facts of business cycles in the G7 from a real business cycles perspective. *European Economic Review* 38, 235–269.
- FRIEDMAN, M. (1968): The Role of Monetary Policy. *The American Economic Review* 58, 1–17.
- HARVEY, A. C. – JAEGER, A. (1993): Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle. *Journal of Applied Econometrics* 8, 231–247.
- HASSLER, J. – LUNDAVIK, P. – PERSSON, T. – SÖDERLIND, P. (1994): The Swedish Business Cycle: Stylized Facts over 130 Years. Teoksessa BERGSTRÖM, V. – VREDIN, A. (toim.): *Measuring and interpreting business cycles*. Clarendon Press, Oxford.
- HEIKKONEN, E. – VALPPU, P. (1966): Talonrakennustoimintaa Suomessa vuosina 1948–1964 koskeva kansantulotilasto. *Tilastokatsauksia N:o 10: 1966:10, Tilastollinen päätoimisto*.
- HELLMAN, V. (1962): Suomen kansantulo vuosina 1959–1961 neljännesvuosittain. *Tilastokatsauksia N:o 2: 1962, Tilastollinen päätoimisto*.
- HJERPPE, R. (1990): Kasvun vuosisata. VAPK-kustannus, Helsinki.
- HODRICK, R. J. – PRESCOTT, E. C. (1997): Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking* 29, 1–16.
- KALDOR, N. (1957): A Model of Economic Growth. *The Economic Journal* 67, 591–624.
- KING, R. G. – REBELO, S. T. Resuscitating real business cycles. Teoksessa TAYLOR, J. B. – WOODFORD, M. (toim.): *Handbook of Macroeconomics, Volume 1B*. Elsevier Science Publishers, Amsterdam.
- KING, R. G. – WATSON, M. W. (1996): Money, Prices, Interest Rates and the Business Cycle. *The review of economics and statistics* 78, 35–53.
- KOKKINEN, A. – ALSUHAIL, F. (2005): Aikasarjan ARIMA-mallipohjaisesta kausita-soituksesta. *Kansantaloudellinen aikakauskirja* 101, 469–483.
- KYDLAND, F. E. (1995): Business Cycles and Aggregate Labour Market Fluctuations. Teoksessa COOLEY, T. F. (toim.): *Frontiers of Business Cycle Research*. Princeton University Press, Princeton.

- KYDLAND, F. E. – PRESCOTT, E. C. (1982): Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica* 50, 1345–1370.
- (1990): Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 14, 3–18.
- (1993): Cyclical movements of the labor input and its implicit real wage. *Economic Review – Federal Reserve Bank of Cleveland* 29, 12–23.
- LEHTONEN, V.-M. (1977): Talonrakentamisen volyyymi-indeksi 1973 = 100. *Tutkimuksia N:o 45, Tilastokeskus*.
- LEVY, D. – DEZHBAKHS, H. (2003): On the Typical Spectral Shape of an Economic Variable. *Applied Economics Letters* 10, 417–423.
- Liikenneneuvosto (1972): Liikennetilastollinen vuosikirja 1971. *Suomen virallinen tilasto XXVI: 36*.
- LUCAS, R. E. Jr. (1977): Understanding Business Cycles. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 5, 7–46.
- MCMILLAN, D. G. – SPEIGHT, A. E. H. (1998): The "stylised facts" of the UK business cycle: a reappraisal. *Journal of Economic Studies* 25, 370–391.
- MENDOZA, E. G. (1995): The Terms of Trade, the Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations. *International Economic Review* 36, 101–137.
- Merenkukuhallitus (1962–1972): Merenkulku: Meriliikenne Suomen ja ulkomaiden välillä 1960–1971. *Suomen virallinen tilasto 1 B: 43b–54b*.
- MURRAY, C. J. (2003): Cyclical Properties of Baxter-King Filtered Time Series. *The review of economics and statistics* 85, 472–476.
- NELSON, C. R. – KANG, H. (1981): Spurious Periodicity in Inappropriately Detrended Time Series. *Econometrica* 49, 741–751.
- OECD (2011): Main Economic Indicators – complete database. Haettu 21.12.2011.
- PLOSSER, C. I. (1989): Understanding Real Business Cycles. *The Journal of Economic Perspectives* 3, 51–77.
- Posti- ja lennätinhallitus (1961–1972): Posti- ja lennätinlaitos 1960–1971. *Suomen virallinen tilasto XIII: 76–87*.
- REBELO, S. (2005): Real Business Cycle Models: Past, Present and Future. *Scandinavian Journal of Economics* 107, 217–238.

- RISTIMÄKI, T. (1971): Suomen työvoimatiedustelu: menetelmät ja tulokset vuosina 1959–1969. *Tilastollisia tiedonantoja N:o 48, Tilastokeskus.*
- SAHAVIRTA, M. (1969): Tuonnin ja viennin hintaindeksit (1949 = 100). *Tilastokatsauksia N:o 1: 1969, Tilastollinen päätoimisto.*
- SHAPIRO, M. D. (1989): Assessing the Federal Reserve's Measures of Capacity and Utilization. *Brookings Papers on Economic Activity 1989, 181–241.*
- STOCK, J. H. – WATSON, M. W. (1999): Business cycle fluctuations in us macroeconomic time series. Teoksessa TAYLOR, J. B. – WOODFORD, M. (toim.): *Handbook of Macroeconomics, Volume 1A.* Elsevier Science Publishers, Amsterdam.
- (2005): Understanding Changes in International Business Cycle Dynamics. *Journal of the European Economic Association 3, 968–1006.*
- Suomen Pankki (2011): Euroalueen rahamääriin sisältyvät Suomen rahalaitosten erät, http://www.suomenpankki.fi/fi/tilastot/sijoitusrahastot/pages/tilastot_rahalaitosten_lainat_talletukset_ja_korot_taseet_ja_raha_aggregaatit_rahamaarat_fi.aspx. 20.12.2011.
- Tilastokatsauksia (1960–1977): Tilastokatsauksia 1960–1976: 1–12. Tilastollinen päätoimisto / Tilastokeskus, Helsinki.
- Tilastokeskus (1977): Tuotannon volyyymi-indeksi 1964 = 100, julkinen toiminta. Tuloste 16.9.1977, Tilastokeskuksen Taloudelliset olot -yksikön arkisto.
- (1978a): Kansantalouden tilinpito 1964–1977. *Tilastotiedotus KT 1978:7.*
- (1978b): Työvoimatiedustelu: työvoimatiedustelun tuloksia vuosilta 1959–1975. *Tilastollisia tiedonantoja N:o 61.*
- (1984): Kansantalouden tilinpito: Aikasarjat vuosilta 1960-1981. *Tilastollisia tiedonantoja N:o 75.*
- (1987): 1/4-vuosittilinpidoon aikasarjat: 1986 IV, taulupaketti 2.4.1987.
- (2002): Neljännesvuositilinpito 2002: 3. neljännes: Aikasarjat 1975-2002, taulupaketti 9.12.2002.
- (2006): Neljännesvuositilinpito 2006: 3. neljännes: Aikasarjat 1975-2006, taulupaketti 8.12.2006.
- (2011a): Neljännesvuositilinpito 1990N1–, taulukot. ASTIKA-tietokanta. Haettu 5.12.2011.
- (2011b): Kansantalouden tilinpito 1975–2010, taulukot. ASTIKA-tietokanta. Haettu 5.12.2011.

- (2011c): Pääomakanta 1975–2010, taulukot. ASTIKA-tietokanta. Haettu 5.12.2011.
- (2011d): Elinkustannusindeksi 1951: 10 = 100, taulukko. ASTIKA-tietokanta. Haettu 5.12.2011.
- (2011e): Ansiotasoindeksi 1964 = 100, taulukko. ASTIKA-tietokanta. Haettu 5.12.2011.
- (2011f): Keskiväkiluku sukupuolen mukaan 1950-, taulukko. ASTIKA-tietokanta. Haettu 5.12.2011.
- (2011g): Teollisuustuotannon volyymi-indeksi, taulukko. ASTIKA-tietokanta. Haettu 20.12.2011.
- Tilastollinen päätoimisto (1960–1969): Elinkustannusindeksin kesäkuun työpaperit vuosina 1960–1969. Tilastokeskuksen Hinnat ja palkat -yksikön arkisto.
- (1968): Suomen kansantalouden tilinpito vuosina 1948–1964: taulut. *Tilastollisia tiedonantoja N:o 43*.
- Tilastollinen vuosikirja (1961–1973): Suomen tilastolliset vuosikirjat 1960–1972. Tilastollinen päätoimisto / Tilastokeskus, Helsinki.
- Tullihallitus (1961–1972): Ulkomaankauppa: Kuukausijulkaisu: joulukuun numerot 1960–1971. *Suomen virallinen tilasto 1 A*.
- UOTILA, L. (1978): Kone- ja laiteinvestoinnit: Seloste 27.2.1978. Tilastokeskus, Taloudelliset olot -yksikön arkisto.
- (1979): Yksityiset kulutusmenot: Seloste 12.9.1979. Tilastokeskus, Taloudelliset olot -yksikön arkisto.
- VM (1960–1967): Valtiovarainministeriön kansantalousosaston suhdannesarjat (useita julkaisuja; julkaisu saatavilla vain Helsingin yliopiston kirjaston Fennica-kokoelmasta).
- (1967–1972): Valtiovarainministeriön kansantalousosasto: Öljytilasto. Öljyalan keskusliiton arkisto.
- ZIMMERMANN, C. (1997): International Trade over the Business Cycle: Stylized Facts and Remaining Puzzles. *Center for Research on Economic Fluctuations and Employment Working Paper No. 37R*.
- (1999): International Business Cycles and Exchange Rates. *Review of International Economics* 7, 682–698.

LIITE 1. 1960-luvun neljännesvuositilinpidon laskentamenetelmät

Tässä liitteessä kerrotaan, miten neljännesvuosittaiset kulutus- ja investointimenot sekä vienti-, tuonti- ja BKT-luvut on arvioitu vuosille 1960–1971. Yksityisen kulutuksen neljännesvuositietojen laskennassa on pyritty mahdollisimman tarkasti noudattamaan Uotilan (1979) Tilastokeskuksessa laatimia ohjeita. Ohjeet on nähtävästi tarkoitettu vuodesta 1970 alkavien vuoden 1975 hintaisten kulutuslukujen laskemiseen.

Alla on esitelty eri kestävyysluokkien kulutuksen arvioimiseksi käytetyt indikaattorit ja niiden painot. Indikaattoreiden kohdalla on mainittu, mikäli alkuperäisistä ohjeista on ollut tarvetta poiketa. Indikaattoreiden lähteenä on ollut pääasiallisesti kuukausijulkaisu Tilastokatsauksia (Tilastokatsauksia 1960–1972). Indikaattorit on kuukausitietojen perusteella muutettu neljännesvuosittaisiksi, ellei toisin ole mainittu.

Tärkein lähteistä on ollut vähittäiskaupan myyntitilasto, jota uudistettiin ja laajennettiin vuoden 1969 alusta lähtien. Uudistuksen myötä alettiin arvotietojen lisäksi julkaista myös volyymitietoja sekä tietoa useilta uusilta vähittäiskaupan toimialoilta. Uudistuksen vuoksi uusien ja vanhojen sarjojen tasot eivät täsmää, mikä on niitä yhdistettäessä huomioitu. Sarjojen kausivaihtelun luonteessa ei kuitenkaan uudistuksen myötä näy tapahtuneen suurta muutosta.

Uotilan ohjeissa olevat indikaattoreiden painot ovat ilmeisesti vuoden 1975 painoja. Ne ovat siten hieman ongelmallisia 1960-luvun kulutusta laskettaessa johtuen kulutusrakenteesta tapahtuneista muutoksista. Käytettävissä olleen ajan rajallisuudesta johtuen painorakenne on otettu sellaisenaan, eikä sitä ole syvällisemmin tarkasteltu. Parempien painojen laskeminen toki voisi olla mahdollista vuositilinpidon tietojen tai 1960-luvulla mahdollisesti tehdyn kulutustutkimuksen perusteella.

Käytännössä painotus on tehty siten, että kunkin volyymi-indikaattorin tasoksi vuoden 1960 keskiarvon osalta on määrätty 100. Indikaattoreiden saamat pisteluvut on tämän jälkeen kerrottu niiden painolla ja summattu lopuksi yhteen. Tämän jälkeen sarjat on Den-

tonin menetelmällä täsmäytetty vuositilinpidoon tietoihin, jonka jälkeen ne on kausitasoitettu ennen yhdistämistä tuoreempaan neljännesvuositilinpitoon.

Kestävät tavarat

Kestävien tavaroiden tärkein indikaattori on ei-ammattimaiseen käyttötarkoitukseen rekisteröityjen uusien henkilöautojen lukumäärä painolla 55,7 % (Tilastokatsauksia 1960–1972). Indikaattori on saatu vähentämällä henkilöautojen ensirekisteröinnistä ammattimaiseen käyttötarkoitukseen rekisteröityjen henkilöautojen lukumäärä.

Huonekalujen vähittäiskaupan paino on 28,4 %, mutta indikaattori on saatavissa vähittäiskaupan myyntitilastosta vasta vuoden 1969 alusta alkaen (Tilastokatsauksia 1970–1972). Vuositilinpidoista (Tilastokeskus 1984) löytyy kuitenkin huonekalujen kulutuksen volyyymi, joten se on jaettu neljänneksi käyttäen 1970-luvun alun neljännesjakaumaa ja Dentonin menetelmää.

Sähköalan tarvikkeiden vähittäiskaupan paino indeksissä on 15,9 %. Tietoja on julkaistu vasta vuodesta 1969 alkaen, joten on jouduttu tyytymään karkeamman tason tietoon rauta-, sähkö- ja urheiluvälinekauppojen vähittäismyynnistä (Tilastokatsauksia 1961–1972). Myynnin arvo on deflatoitu elinkustannusindeksin työpapereista löytyneillä tiedoilla kodinkoneiden (ompeelukone, jääkaappi, pesukone ja pölynimuri) hinnoista kunkin vuoden heinäkuussa⁴ (Tilastollinen päätoimisto 1960–1969). Hinnan muutokset ovat olleet melko pieniä ja jopa hieman laskevia vuoden 1967 devalvaatiota lukuun ottamatta. Siksi hintojen on annettu muuttua devalvaatiota lukuun ottamatta vain vuoden alussa, vaikka oletama tuskin on realistinen. Toinen ongelma menetelmässä on se, että pelkällä sähköalan myynnillä kausivaihtelun luonne on 1970-luvulla hieman erilainen laajempaan indikaattoriin verrattuna, mutta muutoin indikaattoreiden volyymikehitys näyttää melko yhtenevältä.

⁴ Harvinaisempien hyödykkeiden hintatiedot on kerätty ilmeisesti vain kerran vuodessa.

Puolikestävät tavarat

Puolikestävien tavaroiden tärkeä indikaattori on tekstiili-, vaatetus- ja nahkatavarakauppojen vähittäismyynti 38 % painolla. Myynnin arvo on saatu suoraan vähittäiskaupan myyntitilastosta (Tilastokatsauksia 1961–1972). Myynnin arvosta on saatu volyyymi deflatoimalla se kuluttajan hintaindeksistä X–XII 1957 = 100 (Tilastokatsauksia 1961–1972) löytyvällä ryhmäindeksillä ”Vaatetus”.

Toinen tärkeä indikaattori on tavaratalokaupan vähittäismyynti, jonka paino on myös 38 %. Arvotiedot saatu niin ikään suoraan vähittäiskaupan myyntitilastosta (Tilastokatsauksia 1961–1972) ja ne on deflatoitu painottamalla kuluttajan hintaindeksin ryhmäindeksejä seuraavasti: ”Ravinto” 30 %, ”Vaatetus” 12 % ja ”Muut menot” 58 %. Painot on saatu siten, että on minimoitu kahden sarjan välisten erotusten neliösummaa. Ensimmäinen sarjoista on ollut Tilastokatsauksissa julkaistu tavaratalokaupan myynnin volyyymi vuosille 1969–1973. Toinen sarjoista on ollut tavaratalokaupan myynnin arvo, joka on deflatoitu volyymiksi omatekoisella hintaindeksillä. Minimointitulokset on saatu kokeilemalla kuluttajan hintaindeksin ryhmäindekseille erilaisia painoja.

Kolmantena indikaattorina on 24 % painolla autonkorjaus, jota ohjeiden mukaan mitataan moottoribensiinin kulutuksella. Indikaattori on päätetty pitää mukana, vaikka sen paino tuntuu melko suurelta 1960-luvun autokantaan nähden eikä bensiinin kulutus ole välttämättä kaikkein paras indikaattori autojen korjaukselle. Indikaattorin lähde on selostettu myöhemmin lyhytikäisten tavaroiden yhteydessä.

Lyhytikäiset tavarat

Lyhytikäisten tavaroiden tärkein indikaattori on sekatarvikauppojen ja elintarvikemyymälöiden vähittäiskaupan myynti 55,2 % painolla. Vähittäiskauppatilastosta saadut myynnin arvotiedot on deflatoitu kuluttajan hintaindeksin ryhmäindeksillä ”Ravinto” (Tilastokatsauksia 1961–1972). Tavaratalokaupan paino on 9,3 % ja sen laskentamenetelmä on selostettu edellä puolikestävien tavaroiden yhteydessä.

Tupakan paino indeksissä on 5,5 % ja savukkeiden kulutuksen kuvaamiseen on käytetty tuotetilastoista löytyvää valmistettujen savukkeiden määrää (Tilastokatsauksia 1961–1972). Indikaattorin kausivaihtelu ei vaikuta kovin säännölliseltä tai se on hukkunut sarjan sisältämään suureen kohinaan. Tästä syystä tietoja on verrattu valtion keräämään tupakkavalmisteveron määrään, joka löytyy Tilastokatsauksissa julkaistusta valtion kassatulotilastosta. Vertailun perusteella näyttäisi siltä, että sarjat ovat käytännössä samanlaiset, mutta verotulot seuraavat kahden kuukauden viiveellä valmistusmääriä. Valmisteverotietojen kerääminen olisi kuitenkin ollut työlästä ja lisäksi olisi pitänyt löytää tiedot kulloinkin voimassa olleen valmisteveron suuruudesta. Tästä syystä päädyttiin käyttämään tietoja valmistetuista savukkeista siten, että niitä on viivästetty kahdella kuukaudella. Sarjoja vertailtaessa havaitaan myös, että indikaattorissa näkyvä kohina näyttäisi johtuvan valmisteveron korotusten aiheuttamista käyttäytymisvaikutuksista.

Alkoholin vähittäiskauppa on mukana 12 % painolla. Alkoholiliikkeen myynnin arvo on saatu vähittäiskaupan myyntitilastosta (Tilastokatsauksia 1961–1972) ja se on deflatoitu elinkustannusindeksin työpapereista löytyneillä tiedoilla alkoholijuomien hintaindeksistä kunkin vuoden heinäkuussa (Tilastollinen päätoimisto 1960–1969). Hintojen on oletettu muuttuneen vain vuoden alussa, mitä voidaan Alkon tapauksessa pitää melko realistisena oletuksena.

Energian paino indeksissä on 8 %. 1970-luvulla tietoja on saatu Kiinteistöliitosta tai sen omistamalta Talokeskukselta. 1970-luvun alussa on kuitenkin ilmeisesti jouduttu tyytymään vuositietoihin, jotka on Uotilan mukaan jaettu kaavamaisesti neljänneksiin seuraavasti: ensimmäinen neljännes 40,0 %, toinen neljännes 18,4 %, kolmas neljännes 9,6 % ja neljäs neljännes 32,0 %. Lämmön ja voiman kulutuksen vuosivolyymitiedot (Tilastokeskus 1984) on jaettu neljänneksille edellä olevaa neljännesjakoa ja Dentonin menetelmää käyttäen.

Viimeisenä moottoribensiinin paino indeksissä on 10 %. Vuosille 1960–1966 tiedot kulu-
tukseen myydyistä tavallisesta ja korkeaoktaanisesta moottoribensiinistä on saatu Suhdan-
nesarjat-julkaisusta (VM 1960–1967) ja vuosille 1967–1972 öljytilastosta⁵ (VM 1967–
1972).

Palvelukset

Asuntojen omistuksen arvonlisäys on palveluiden merkittävin indikaattori 56 % painolla.
Volyymi otettu suoraan neljännesvuositilinpidon toimialoittaisista arvonlisäyssarjoista,
jotka on julkaistu kahdessa osassa. Ensimmäinen osa kattaa vuodet 1960–1964 (Tilastolli-
nen Päätoimisto 1968) ja toinen vuodet 1964–1971 (Tilastokeskus 1978a). Käsitys vuoden
1964 volyymikehityksestä neljännesvuositasolla poikkeaa sarjojen kesken jonkin verran,
joten tästä johtuen vuoden 1964 alussa yhdistettyyn sarjaan jää pieni murroskohta.

Ravitsemuksen ja majoituksen arvonlisäyksen paino indeksissä on 22 %. Volyymi on saatu
samasta lähteestä kuin edellä kuvattu asuntojen omistuksen arvonlisäyssarja. Samasta
lähteestä on saatu myös yksityisten palvelusten arvonlisäys, jonka paino on 6,5 %. Indi-
kaattorin on tulkittu tarkoittavan palveluksien arvonlisäyksen alaerien ”Virkistys ja huvitte-
lu”, ”Henkilökohtaiset palvelukset” ja ”Muut” summaa. Täten erät ”Opetus” ja ”Terveys-
denhoito” on jätetty pois, koska ne ovat suurimmaksi osaksi julkista tuotantoa. Lisäksi erä
”Ravitsemus- ja majoitusliikkeet” on jätetty pois, sillä se on mukana jo omana indikaattori-
naan.

Tietoliikenteen eli Posti- ja lennätinlaitoksen (PLL) tulovolyymien paino indeksissä on 3,5
%. PLL:n tulojen arvo on saatu Tilastokatsauksien (1961–1972) taulukosta Posti- ja lennä-
tinlaitos. Luvut on deflatoitu posti- ja lennätinlaitoksen yleistariffi-indeksillä, joka on saatu
voimaantulopäivämäärien mukaan Posti- ja lennätinlaitoksen vuosikirjojen diagrammista
numero 19 (Posti- ja lennätinhallitus 1961–1972).

⁵ Tilaston tuottaminen siirtyi 1970-luvun alkupuolella valtiovarainministeriöstä Öljyalan keskusliittoon.

VR:n henkilöliikenteen volyymin paino indeksissä on 7 %. Tilastokatsauksien (1961–1972) taulukosta Valtionrautatiet on saatu henkilöliikenteen tulojen arvo. Arvo on saatu volyymiksi deflatoimalla se vuoden 1971 Liikennetilastollisesta vuosikirjasta löytyvällä vuosittaisella VR:n henkilöliikenteen kuljetusmaksujen hintaindeksillä (Liikenneneuvosto 1972). Oletuksena on jälleen käytetty sitä, että lippujen hintoja on voitu muuttaa vain vuoden alussa. Ratkaisuun on päädytty siitä syystä, että Uotilan ohjeissa mainittuja henkilökilometrejä ei 1960-luvulla ole julkistettu kuin vuositasolla.

Merenkulun henkilöiden paino indeksissä on 2 %. Tiedot on saatu Merenkulkuhallituksen (1962–1972) vuosijulkaisun taulukosta ”Matkustajat meriliikenteessä Suomen ja ulkomaiden välillä”. Saapuneet ja lähteneet matkustajat on laskettu yhteen ja näistä on huomioitu vain suomalaiset matkustajat. Lopuksi Finnairin charter-henkilökilometrien paino indeksissä olisi 3 %, mutta indikaattoria ei ole otettu mukaan. Erän merkitys kulutuksessa on nimitäin ollut 1960-luvulla hyvin pieni ja kyseisen tiedon löytymisestä ei ole mitään varmuutta.

Yksityiset ja julkiset kulutusmenot

Sarja ”Yksityiset kulutusmenot yhteensä” on saatu painottamalla kestävyysluokkien indikaattorisarjoja vuositilinpäädystä saaduilla painoilla käyttäen 1960-luvun keskiarvoa (painot: ”Kestävät tavarat” 7,4 %, ”Puolikestävät tavarat” 14,1 %, ”Lyhytikäiset tavarat” 49,0 % ja ”Palvelut” 29,5 %). Erälle ”Muu kulutus” ei ole edes etsitty mahdollisia indikaattoreita ja sellaisia tuskin löytyisikään, joten erä on jätetty tarkastelusta huomiotta. Se on kuitenkin mahdollista laskea residuaalina täsmäytetyistä luvuista.

Julkisten kulutusmenojen vuoden sisäisen vaihtelun arvioiminen on vaikeaa, ja siksi kasvun on ajateltu usein olevan samansuuruinen kullakin vuoden neljänneksellä. Menetelmä synnyttää kuitenkin kynnyksiä vuodenvaihteisiin, joten tässä yhteydessä vuositasoihin on Dentonin menetelmän avulla täsmäytetty pelkistä ykkösistä koostuva keinotekoinen indikaattorisarja. Ratkaisu ei ole hyvä, mutta se tuottaa kuitenkin siedettävän tuloksen, sillä julkisen kulutuksen on usein arvioitu kehittyvän tasaisesti, vaikkei se aina todellisuutta vastaakaan.

Rakennusinvestoinnit

Rakennusinvestointien neljännesvuosivolyymi on otettu suoraan neljännesvuositilinpidon toimialoittaisista arvonlisäyssarjoista, jotka on julkaistu kahdessa osassa. Ensimmäinen osa kattaa vuodet 1960–1964 (Tilastollinen Päätoimisto 1968) ja toinen vuodet 1964–1971 (Tilastokeskus 1978a). Sarjassa on havaittavissa ero vuodesta 1970-alkavaan neljännesvuositilinpitoon verrattuna, sillä 1960-luvun ja 1970-luvun tiedot perustuvat hieman eri laskentamenetelmällä laadittuihin rakentamisen volyymi-indekseihin.

Asuinrakennusinvestointien indikaattorisarjana on käytetty asuinrakentamisen volyymi-indeksiä 1957 = 100. Vuosilta 1960–1964 se on saatu Tilastokatsauksien artikkelista (Heikkonen ja Valppu 1966, 68) ja vuosilta 1964–71 Lehtosen (1977) tutkimuksesta.

Kone-, laite- ja kuljetusvälineinvestoinnit

Kone-, laite- ja kuljetusvälineinvestoinnit on laskettu hyödykevirtamenetelmällä käyttäen Uotilan (1978) laatimia ohjeita. Ohjeiden mukaan kone- ja laiteinvestointien volyymi-indeksi saadaan painottamalla seuraavassa esiteltävää kolmea indeksiä, joiden painojen summaksi tulee 1147 pistettä.

Investointitavaroiden tuonnin volyymi-indeksin paino 625 on pistettä. Investointitavaroiden tuonnin arvo on saatu Tullihallituksen (1961–1972) julkaisemasta Ulkomaankaupan kuukausijulkaisusta. Volyymiksi sarja on saatu deflatoimalla se Tilastollisen päätoimiston laskemalla tuontihintaindeksin aluerällä ”Koneet, laitteet ja kuljetusvälineet”. Kyseinen aikasarja on julkaistu vuosien 1948–1968 osalta Sahavirran (1969) Tilastokatsauksissa ilmestyneessä artikkelissa, jonka jälkeen sitä on julkaistu säännöllisesti samaisessa sarjassa (Tilastokatsauksia 1969–1972). Vaihtoehto olisi ollut käyttää Ulkomaankaupan kuukausijulkaisusta löytyvää sarjaa investointitavaroiden tuonnin volyymistä, jossa deflaattorina on käytetty Tullin laskemaa yksikköarvoindeksiä.

Metallituote- ja koneteollisuuden viennin volyyymi-indeksin paino –536 pistettä. Laskentamenetelmä on muutoin sama kuin edellä investointitavaroiden tuonnin kohdalla, mutta käytetyt sarjat ovat olleet metalli- ja konepajateollisuuden viennin arvo sekä vientihintaindeksin alaerä ”Koneet, laitteet ja kuljetusvälineet”. Tämä hintaindeksi poikkeaa kuitenkin jonkin verran Tullin laskemasta yksikköarvoindeksistä metalli- ja konepajateollisuuden viennille.

Investointitavaroiden tuotannon volyyymi-indeksin paino on 1058 pistettä. Sarja on yksi teollisuustuotannon volyyymi-indeksin ryhmäindekseistä. Teollisuustuotannon volyyymi-indeksin kuukausiluvut on otettu Tilastollisista vuosikirjoista (1961–1973), koska ne ovat sieltä olleet helpoimmin saatavilla. Kuukausilukuja ei kuitenkaan ole julkaistu lopullisina, joten lopulliset vuosikeskiarvot poikkeavat jonkin verran alustavasta vuosikeskiarvosta. Tästä syystä kuukausitiedot on täsmäytetty lopullisiin vuosikeskiarvoihin Dentonin menetelmällä.

Julkiset investoinnit

Julkisten investointien arvioimiseksi on käytetty talonrakennustoiminnan volyyymi-indeksin yhteydestä löytyviä tietoja julkisen rakentamisen volyyymistä. Vuosille 1960–1964 julkisen rakentamisen volyyymi-indeksi on löydettävissä sellaisenaan (Heikkonen ja Valppu 1966, 68), mutta vuosille 1964–1971 se on saatu painottamalla yhteen koulujen, sairaaloiden ja muiden julkisten rakennusten volyyymi-indeksit käyttäen painoina arvotietoja vuoden 1964 talonrakennustoiminnasta (Lehtonen 1977). Tällöin koulujen painoksi tulee 62,9 %, sairaaloiden 6,1 % ja muiden julkisten rakennusten 31,0 %.

Vuoden 1975 vuositilinpäätöksen perusteella julkisista investoinneista noin puolet on ollut rakennusinvestointeja ja reilu kolmannes maa- ja vesirakennusinvestointeja lopun ollessa muita investointeja. Tällä perusteella julkisten rakennusinvestointien painoksi on asetettu 60 % ja maa- ja vesirakennusinvestointien painoksi 40 %. Maa- ja vesirakennusinvestointien neljänneskehitys on saatu samoista lähteistä kuin aiemmin kuvatut rakennusinvestoinnit. Maa- ja vesirakennusinvestointien mukaan ottamisessa ongelmallista kuitenkin on, että

niistä vain noin puolet on julkisia loppujen ollessa yksityisiä. Tästä huolimatta erä on julkisissa investoinneissa niin merkittävä, että se on päätetty ottaa mukaan.

Vienti, tuonti ja BKT

Suomen koko viennin ja tuonnin arvot on investointitavaroiden tapaan saatu Tullihallituksen (1961–1972) julkaisemasta Ulkomaankaupan kuukausijulkaisusta. Volyymeiksi arvosarjat on saatu deflatoimalla ne vienti- ja tuontihintaindeksillä. Hintaindeksit on julkaistu vuosien 1948–1968 osalta Sahavirran (1969) Tilastokatsauksissa ilmestyneessä artikkelisssa, jonka jälkeen julkaisua on jatkettu säännöllisesti samaisessa sarjassa (Tilastokatsauksia 1969–1972).

Bruttokansantuote (Y) on päädytty laskemaan kysyntäpuolen kautta eli laskemalla yhteen huoltotaseyhtälön ($Y = C + I + G + X - M$) mukaisesti yksityinen kulutus (C), investoinnit (I), julkinen kulutus (G) ja vienti (X), josta on vähennetty tuonti (M). Tilastollinen päätoimisto on kuitenkin laskenut 1960-luvulle neljännesvuosittaisen BKT:n volyymin, mutta se on saatavilla vain perushintaisena (Tilastollinen Päätoimisto 1968; Tilastokeskus 1978a). Tuoteveroja ja tukipalkkioita ei nimittäin ole neljännesvuositasolla arvioitu kuin käypähintaisina.

Vaikka arvonlisäyssarjan käyttäminen BKT:n laskennassa on Suomessa ensisijainen menetelmä, pitäisi kysyntäpuolen kautta laskettaessa päästä samaan tulokseen. Kysyntäpuolen kautta lasketussa sarjassa on kuitenkin se ongelma, ettei sen kautta laskettaessa voida huomioida varastojen muutosta. Varastojen muutoksen arviointi käytännössä on kuitenkin melko epävarmaa, eikä siitä ole 1960-luvulle saatavilla neljännesvuositasolla käyttökelpoisia tietoja. Lisäksi eri tavoin laskettujen BKT-lukujen välillä on niin sanottu tilastollinen ero, joka johtuu laskelmien epävarmuudesta.

Kysyntäpuolen käyttäminen vaikuttaisi tässä tapauksessa perustellulta, sillä sarjan laatu vaikuttaisi siinä mielessä hyvälle, että siinä on selkeästi havaittava kausivaihtelu. Sen sijaan arvonlisäyssarjassa selkeää kausivaihtelua ei ole ja sen laadintamenetelmät vaikuttavat osin

kyseenalaisilta. Monet arvonnäyssi-sarjat, etenkin palveluiden osalta, nimittäin on vain saatu jakamalla vuosisumma tasan neljännesten kesken. Lisäksi sarjassa havaittavalle poikkeuksellisen heikolle vuoden 1966 ensimmäiselle neljännekselle ei näyttäisi löytyvän selitystä taloushistoriasta eikä liioin teollisuustuotannon volyyymi-indeksin tai kysyntäerien kehityksestä.

Laskelmien laadun arviointi

Seuraavassa verrataan vuositilinpitoon täsmäytettyjä itse laskettuja sarjoja vuosien 1970–1971 osalta Tilastokeskuksen julkaisemaan neljännesvuositilinpitoon (Tilastokeskus 1987). Silmämääräisesti näyttäisi siltä, että kestävien, puolikestävien ja lyhytikäisten tavaroiden kausivaihtelun luonne on itse lasketussa ja virallisessa sarjassa melko samannäköistä. Sen sijaan palveluiden kulutus on 1970-luvun alun virallisessa sarjassa oletettu tasaiseksi, eikä siinä ole kausivaihtelua. Vuodesta 1975 alkaen sarjassa näyttäisi olevan jonkinlaista kausivaihtelua, mutta sen luonne poikkeaa huomattavasti 60-luvulle saadusta kausivaihtelusta.

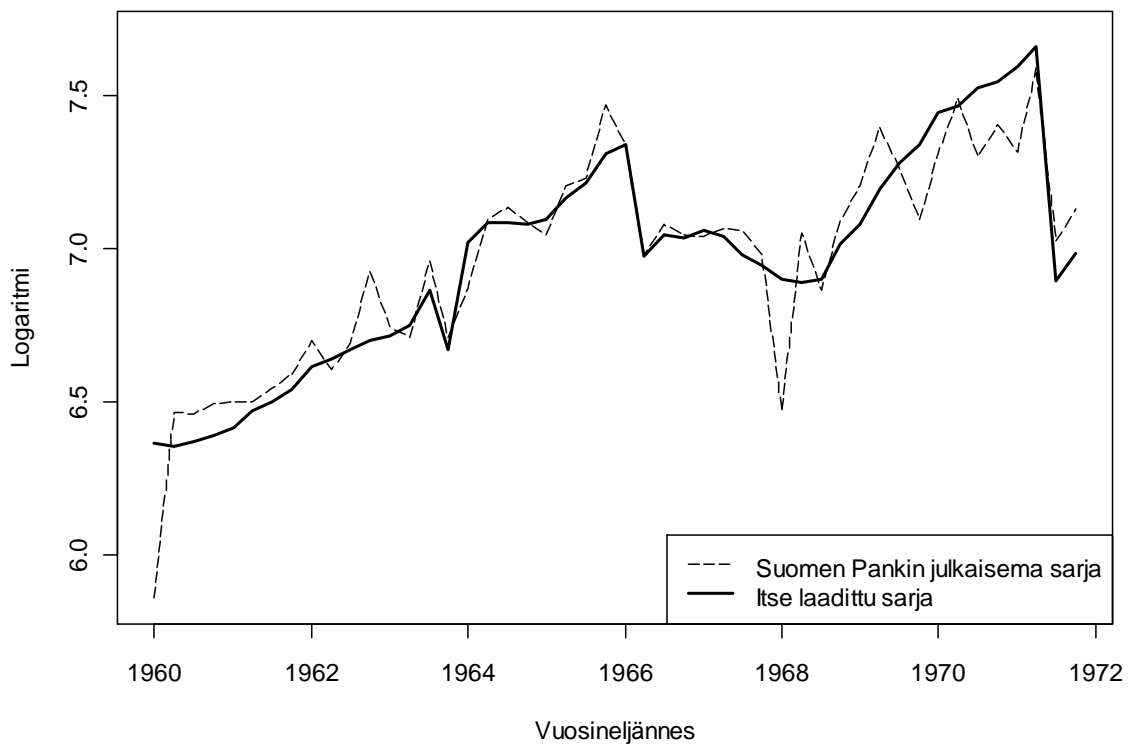
Samoin kokonaisinvestointien⁶ kausivaihtelu näyttää sarjojen kesken vuosina 1970–1971 samanlaiselta, mutta 1960-luvulla havaittava kausivaihtelun luonne poikkeaa havaittavasti 1970-luvun alun kausivaihtelusta. Näin siitä huolimatta, että alueriä tarkasteltaessa kovin suurta eroa ei silminnähden näyttäisi olevan. Julkisten investointien kohdalla itse laadittu sarja vaikuttaisi jopa paremmalle, sillä 1970-luvun virallista sarjaa tehtäessä on vain oletettu sarjan kehittyvän tasaisesti vuoden sisällä ja vuoden viimeisen ja seuraavan vuoden ensimmäisen neljänneksen välillä on usein selkeä tasoero. Itse laskettu arvio julkisten investointien vaihtelulle on kuitenkin myös epävarma, sillä julkiset investoinnit ovat yksi vaikeimmista neljännesvuositilinpitoon aikasarjoista.

Kun itse lasketut sarjat vuosilta 1960–1971 on kausitasoitettu, voidaan niitä verrata Suomen Pankin julkaisemiin sarjoihin (Andersson 1983). Paremman kausitasoitusmenetelmän ja osittain ehkä paremmat lähdeaineistot keräämällä on silmämääräisen tarkastelun perus-

⁶ Kokonaisinvestoinnit on saatu laskemalla yhteen vuositasoihin täsmäytetyt rakennusinvestoinnit sekä kone-, laite- ja kuljetusvälineinvestoinnit.

teella saatu sarjat, joissa ei ole yhtä paljon korkeataajuista satunnaisvaihtelua. Kulutuksen nimittäin pitäisi olla kysyntäeristä rauhallisemmin käyttäytyvä. Etenkin kestävien tavaroiden sarja on huomattavasti tasaisempi, kuten kuviosta 60 voidaan huomata. Suomen Pankin aineistossa havaittavia kestokulutustavaroiden suuria neljännesmuutoksia selittää todennäköisesti se, että sarjan ainoana indikaattorina on käytetty henkilöautojen ensirekisteröintejä.

KUVIO 60: Kestokulutustavaroiden neljänneskehitys 1960-luvulla



LIITE 2: Yhdysvaltojen aineiston lähteet

Tässä liitteessä esitellään Yhdysvaltojen aineiston tarkat lähteet, mutta ei enää uudelleen sitä, miten haettuja aikasarjoja on yhdistelty tai muutoin muokattu. Kaikki sarjat ovat neljännesvuosittaisia ja kausitasoitettuja sekä kattavat vuodet 1960–2011, ellei muuta ole mainittu. Sarjoista on ensin mainittu niistä tutkielmassa käytetty nimitys, jonka jälkeen suluissa sarjan lähteenä oleva verkkosivu (BEA = Bureau of Economic Analysis 2011; FRED = Federal Reserve Bank of St. Louis 2011; BIS = Bank for International Settlements 2012).

BEA:n verkkosivuilta saatujen lähteiden kohdalla on ensin kerrottu mistä taulusta sarja on saatu, jonka jälkeen on mainittu sarjan nimi. Muista lähteistä poimittujen sarjojen kohdalla on suoraan sarjan nimi sekä sen perässä suluissa sarjan muuttujanimi. Kaikille sarjoille on tämän jälkeen ilmoitettu hakasulkeissa niiden mittayksikkö. Viimeiseksi on ilmoitettu, mikäli sarjassa on jotakin yllä mainituista oletuksista poikkeavaa.

Kansantalouden tilinpidon volyymiluvut (BEA)

National Income and Product Accounts Table

Table 1.1.6. Real Gross Domestic Product, Chained (2005) Dollars
vuodet 1995–2011

Table 1.1.6D. Real Gross Domestic Product, Chained (1987) Dollars
vuodet 1977–1995

Table 1.1.6C. Real Gross Domestic Product, Chained (1972) Dollars
vuodet 1962–1977

Table 1.1.6B. Real Gross Domestic Product, Chained (1952) Dollars
vuodet 1960–1962

[Billions of chained dollars]

Kansantalouden tilinpidon käypähintaiset luvut (BEA)

National Income and Product Accounts Table

Table 1.1.5. Gross Domestic Product

[Billions of dollars]

Yllä mainituista lähteistä otetut tilinpidon sarjat	
Bruttokansantuote	Gross domestic product
Yksityiset kulutusmenot	Personal consumption expenditures
Kestävät tavarat	Personal consumption expenditures – Goods – Durable goods
Puolikestävät ja lyhytikäiset tavarat	Personal consumption expenditures – Goods – Nondurable goods
Palvelut	Personal consumption expenditures – Services
Yksityiset investoinnit	Gross private domestic investment – Fixed investment
Tuotannolliset investoinnit	Gross private domestic investment – Fixed investment – Nonresidential
Asuinrakennusinvestoinnit	Gross private domestic investment – Fixed investment – Residential
Nettovienti	Net exports of goods and services
Vienti	Net exports of goods and services – Exports
Tuonti	Net exports of goods and services – Imports
Julkiset menot	Government consumption expenditures and gross investment
Puolustusmenot	Government consumption expenditures and gross investment – Federal – National defense
Yksityinen bruttokansantuote ilman maataloutta (BEA)	National Income and Product Accounts Table Table 1.3.6. Real Gross Value Added by Sector, Chained Dollars Gross domestic product – Business – Nonfarm [Billions of chained (2005) dollars]
Väestön määrä (BEA)	National Income and Product Accounts Table Table 7.1. Selected Per Capita Product and Income Series in Current and Chained Dollars Population (midperiod) [Thousands] ei kausitasoitusta
Tehdyt työtunnit (FRED)	Nonfarm Business Sector: Hours of All Persons (HOANBS) [Index 2005 = 100]

Työllisyys (FRED)

Nonfarm Business Sector: Employment (PRS85006013)
[Index 2005 = 100]

Keskimääräinen viikkotyöaika (FRED)

Nonfarm Business Sector: Average Weekly Hours (PRS85006023)
[Index 2005 = 100]

Reaalipalkka (FRED)

Nonfarm Business Sector: Real Compensation Per Hour (COMPRNFB)
[Index 2005 = 100]

Työn tuottavuus (FRED)

Nonfarm Business Sector: Output Per Hour of All Persons (OPHNFB)
[Index 2005 = 100]

Pääomakannan koko (BEA)

Fixed Asset Table
Table 1.2. Chain-Type Quantity Indexes for Net Stock of Fixed Assets and
Consumer Durable Goods
Fixed assets – Private
[Index 2005 = 100]
vuositiedot 1960–2010

Kuluttajahintaindeksi (FRED)

Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items (CPIAUCSL)
[Index 1982–84 = 100]

Bruttokansantuotteen deflaattori (BEA)

National Income and Product Accounts Table
Table 1.1.9. Implicit Price Deflators for Gross Domestic Product
Gross domestic product
[Index 2005 = 100]

Yksityisen kulutuksen deflaattori (BEA)

National Income and Product Accounts Table
Table 1.1.9. Implicit Price Deflators for Gross Domestic Product
Personal consumption expenditures
[Index 2005 = 100]

Rahan määrä M1 (FRED)

M1 Money Stock (M1SL)
[Billions of Dollars]

Nimelliskorko (FRED)

3-Month Treasury Bill: Secondary Market Rate (TB3MS)

[Percent]

ei kausitasoitusta

Viennin implisiittinen hintaindeksi (BEA)

National Income and Product Accounts Table

Table 1.1.9. Implicit Price Deflators for Gross Domestic Product

Net exports of goods and services – Exports

[Index 2005 = 100]

Tuonnin implisiittinen hintaindeksi (BEA)

National Income and Product Accounts Table

Table 1.1.9. Implicit Price Deflators for Gross Domestic Product

Net exports of goods and services – Imports

[Index 2005 = 100]

Reaalinen valuuttakurssi (BIS)

BIS effective exchange rate Real (CPI-based), Narrow Indices

United States (RNUS)

[Index 2010 = 100]

vuodet 1964–2011

Kapasiteetin käyttöaste (FRED)

Capacity Utilization: Total Industry (TCU)

[Percent]

vuodet 1967–2011

Teollisuustuotannon volyymi-indeksi (FRED)

Industrial Production Index (INDPRO)

[Index 2007 = 100]

Pörssin yleisindeksi (FRED)

S&P 500 Index (SP500)

[Index]

ei kausitasoitusta