

Suomen kansantalouden suhdanneindeksi

Markku Lanne
Professori
Helsingin yliopisto

Henri Nyberg
Tohtorikoulutettava
Helsingin yliopisto

1. Johdanto

Vuoden 2008 aikana alkanut maailmanlaajuisen taloustaantumaa on jälleen kasvattanut kiinnostusta suhdannevaihteluiden tutkimista ja mittaamista kohtaan. Tulevaan talouskehitykseen liittyvien ennusteiden lisäksi myös kulloistakin talouden tilaa koskevien arvioiden tekeminen reaaliajassa on monille taloudellisille päätöksentekijöille tärkeää. Tämän vuoksi soveltavassa makrotaloustieteellisessä tutkimuksessa on viime vuosina ehdotettu useita vaihtoehtoisia menetelmiä, joiden avulla eri makrotaloudellisia muuttujia ja niiden antamaa informaatiota on pyritty yhdistämään suhdannetilaa kuvaavaksi indeksiksi. Suomen taloudelle tämänkaltaista indeksia ei tiettävästi kuitenkaan vielä ole esitetty.

Reaalista bruttokansantuotetta (BKT) on pidetty kaikkein keskeisimpänä muuttujana suhdannetilannetta kuvattaessa ja määriteltäessä. Esimerkiksi vähintään kahden peräkkäisen vuosineljänneksen negatiivista reaalisen BKT:n kasvua pidetään varsin yleisesti talouspoliittisessa keskustelussa taloudellisen taantumaa

määritelmänä.¹ Tähän määritelmään perustuen puhutaan myös ns. teknisestä tai tilastollisesta taantumasta. Kuitenkin esimerkiksi Yhdysvalloissa suositaan laajempaa taantumaa määritelmää, joka perustuu useisiin makrotaloudellisiin muuttujiin. Esimerkiksi NBER:n (National Bureau of Economic Research) Yhdysvaltojen talouden ”virallisista” suhdannekäännepisteistä vastaava asiantuntijakomitea tarkkailee päätöksenteossaan useita kuukausittain julkaistavia muuttujia reaalisen BKT:n ohella. Näitä ovat mm. teollisuustuotanto ja työllisyys. Yksi syy tähän laajempaan taantumaa määrittelyyn on se, että NBER ilmoittaa talouden taantumaa- ja ekspansiovaiheet kuukausitasolla, jolloin myös mm. edellä mainittujen kuukausimuuttujien käyttäminen on välttämätöntä.

Taloudelliset päätöksentekijät tarvitsevat tietoa makrotalouden tilasta mahdollisimman

¹ *Ks. esim. Tilastokeskuksen reaalisen BKT:n julkaisu 27.2.2009 koskien vuoden 2008 viimeistä neljänestä sekä siihen liittyvä analyysi taantumaa alkamisesta Suomessa.*

usein ja reaaliaikaisesti. Käytännössä siis esimerkiksi neljästi vuodessa julkaistavan reaalian BKT:n antama kuva talouden tilasta ei ole riittävä. Kunkin neljänneksen osalta ensimmäisiä BKT-lukuja joudutaan myös tyypillisesti odottamaan julkaisuviipeiden vuoksi yli kahden kuukauden ajan, jonka jälkeen saadaan vasta ensimmäinen alustava arvio siitä millä tasolla taloudellinen kasvu oli päättyneellä neljänneksellä ollut. Lisäksi varsin usein jopa huomattavan suuret ensimmäisen alustavan BKT-estimaatin myöhemmät tarkistukset (revisiot) vaikeuttavat pelkästään tähän muuttujaan nojautuvaa reaaliaikaista analyysia talouden tilasta.

Suhdannelilannetta arvioitaessa kuukausinformaation hyödyntäminen vain neljännesvuosittain laskettavan BKT:n lisäksi vaikuttaa siis olevan perusteltua monestakin eri syystä. Tällöin ongelmaksi tietysti tulee erityyppisen informaation yhdistäminen. Ekonometrisessa kirjallisuudessa on esitetty useita vaihtoehtoisia menetelmiä, joiden avulla voidaan muodostaa talouden tämänhetkistä tilaa mittaava, useiden muuttujien yhteisvaikutuksen huomioon ottava ns. samanaikainen suhdanneindeksi (coincident index).² Yksi esimerkki tällaisesta indeksistä on Conference Board -tutkimuslaitoksen julkaisema Yhdysvaltojen kuukausittainen suhdanneindeksi, jota hyödynnetään laajalti myös empiirisessä makrotaloustieteellisessä tutkimuksessa.

Suomen talouden samanaikaista suhdannelilaa kuvaavaa suhdanneindeksiä ei siis toistaiseksi ole vielä rakennettu. Tilastokeskuksen julkaisemaa tuotannon suhdannekuvaajaa voi-

daan pitää sellaisen kenties lähimpänä vastineena. Tämän artikkelin tavoitteena on muodostaa kuukausikohtainen suhdanneindeksi kuvaamaan Suomen talouden suhdannevaihteluita. Neljännesvuosittain julkaistavan reaalian BKT:n ja kuukausittain julkaistavien muiden muuttujien informaation yhdistäminen perustuu Marianon ja Murasawan (2003) esittämään ns. dynaamiseen faktorimalliin. Saatava indeksi voidaan tulkita jonkinlaiseksi ei-havaittavan kuukausikohtaisen reaalian BKT:n arvioksi, ja sen avulla voidaan mm. analysoida Suomen suhdannevaihteluita ja erityisesti suhdannevaihteluiden käännepesteitä kuukauden tarkuudella.

2. Malli

Geweke (1977) sekä Sargent ja Sims (1977) kehittivät ensimmäisinä ideoita dynaamisesta faktorimallista, jonka avulla mahdollisesti suuristakin joukosta tarkasteltavia aikasarjamuuttujia kyetään muodostamaan niiden tyypillistä yhteisliikettä kuvaavia faktoreita. Stock ja Watson (1989) hyödynsivät ensimmäisinä faktorimalleja suhdannevaihteluihin liittyvässä tutkimuksessa. Tämän jälkeen faktorimallien käyttö ja edelleen kehittäminen on yleistynyt voimakkaasti empiirisessä makrotaloustieteellisessä kirjallisuudessa (ks. esim. Forni, Hallin, Lippi ja Reichlin (2001), Stock ja Watson (2002), Nunes (2005), Diebold, Rudebusch ja Aruoba (2006) sekä Aruoba, Diebold ja Scotti (painossa)).

Dynaamisten faktorimallien perusidea on siis tiivistää useiden aikasarjamuuttujien antama informaatio muutamaa näiden muuttujien käyttäytymistä kuvaavaan yhteiseen tekijään eli faktoriin. Suhdannevaihteluiden yhteydessä tämä tarkoittaa sitä, että näillä malleilla kyetään

² Ks. tarkemmin esim. Marcellinon (2006) katsaus kirjallisuudessa esitettyistä menetelmistä. Tästedes "coincident"-indeksistä käytetään nimitystä "suhdanneindeksi".

muodostamaan suhdannevaihteluita kuvaaviin muuttujiin perustuen yhteinen faktori, joka tulkitaan suhdanneindeksiksi. Esimerkiksi Stockin ja Watsonin (1989) Yhdysvaltojen taloudelle rakentama faktorimalli ja siihen perustuva suhdanneindeksi sisältää neljä kuukausikohtaista muuttujaa (teollisuustuotanto, reaaliset käytettävissä olevat tulot, tehdyt työtunnit ja vähittäiskaupan myynti). Nämä samat muuttajat ovat mukana myös Conference Boardin julkaisemassa indeksissä ja NBER:n määritellyssä Yhdysvaltojen taantumajaksoja. Näin ollen ei ole lainkaan yllättävää, että Stockin ja Watsonin (1989) sekä Conference Boardin suhdanneindeksit ovat onnistuneet varsin tarkoin erottamaan NBER:n määrittelemät Yhdysvaltojen taloudelliset taantuma- ja ekspansiovaiheet aina 1960-luvulta alkaen. Tässä yhteydessä on hyvä huomata, että NBER:n määrittelemät taantumajakset ovat tiedossa useiden kuukausien, jopa yli vuoden, viipeellä kun taas mainitut indeksit ovat käytettävissä reilun kuukauden viipeellä.

Tässä artikkelissa esitettävä suhdanneindeksi perustuu Marianon ja Murasawan (2003) esittämään dynaamiseen faktorimalliin, jota voidaan pitää myös Stockin ja Watsonin (1989) mallin laajenuksena, sillä päinvastoin kuin Stockin ja Watsonin mallissa, tässä on mahdollista ottaa mukaan neljännesvuosimuuttujia kuukausimuuttujien lisäksi. Tarkastellaan seuraavaksi lyhyesti indeksin rakennetta. Oletetaan yksinkertaisuuden vuoksi, että neljännesvuosittain havaittavia muuttujia on vain yksi. Merkitään neljännesvuosimuuttujan logaritmisesta kuukausimuutosta y_{1t}^* :llä ja kerätään kuukausimuuttujien logaritmiset muutokset vektoriin y_{2t} ja muodostetaan seuraava staattinen faktorimalli

$$(1) \quad \begin{bmatrix} y_{1t}^* \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1^* \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \beta f_t + u_t,$$

jossa f_t on mielenkiinnon kohteena oleva yhteisfaktori ja $\mu = [\mu_1^*, \mu_2]'$ on vakiotermi. Vektori $\beta = [\beta_1, \beta_2]'$ sisältää faktorilataukset, jotka kertovat, millä painolla faktori vaikuttaa eri muuttujiin. Vektori $u_t = [u_{1t}, u_{2t}]'$ koostuu muuttujien idiosynkraattista vaihtelua kuvaavista komponenteista eli muuttujien siitä vaihtelusta, jota faktori f_t ei selitä. Lisäksi oletetaan, että f_t on p :nneen ja u_t q :nneen asteen autoregressiivinen prosessi.

Koska neljännesvuosimuuttujaa ei havaita kuukausittain, sen kuukausimuutoksia ei voida käytännössä laskea, eli y_{1t}^* on latentti muuttuja. Näin ollen malli (1) ei ole käyttökelpoinen ilman lisäoletuksia. Kuten Mariano ja Murasawa (2003) oletamme, että muuttujan neljännesvuosittain havaittava arvo on aina ei-havaittavien, ko. neljännekseen kuuluvien kuukausien arvojen geometrinen summa. Tämä oletus johtaa Marianon ja Murasawan (2003) esittämään dynaamiseen faktorimalliin.

Faktorimalli voidaan kirjoittaa ns. tila-avaruus-mallina (state-space model), jonka parametrien suurimman uskottavuuden estimoinnissa hyödynnetään Kalmanin suodinta (ks. esim. Hamilton, 1994, luku 13).³ Tällöin myös neljännesvuosimuuttujan puuttuvat havainnot kyetään ottamaan estimoinnissa huomioon käsittelemällä neljännesvuosisarjaa kuukausisarjana, jossa on puuttuvia havaintoja. Suhdanneindeksi saadaan lopulta estimoidun mallin

³ Malli estimoidaan Ox-ohjelmistolla (ks. Doornik, 2007). Marianon ja Murasawan (2003) alkuperäiset ohjelmat mallin estimointiseksi ovat saatavilla Journal of Applied Econometricsin aineistopankista (ks. <http://econ.queensu.ca/jae/2003-v18.4/mariano-murasawa/>).

yhteisfaktorista Marianon ja Murasawan (2003) esittämänä tasoitettuna yhteisvaihtelukomponenttina, jonka hetken t arvoon myös yhteisfaktorin f_t menneet arvot vaikuttavat. Faktorin ja idiosynkraattisten komponenttien autoregressiivisten prosessien asteet valitaan Schwarzin (1978) informaatiokriteerin avulla.

3. Suomen suhdanneindeksi

Suomen suhdanneindeksiin sisällytettävä luonnollinen neljännesvuosittain havaittava muuttuja on reaalin BKT kuten aiemmissakin vastaavissa tutkimuksissa. Kuukausimuuttujia valittaessa lähdetään liikkeelle aiemmissa tutkimuksissa yleisesti käytetystä teollisuustuotannosta sekä työllisyydestä.

Tarkasteltava aineisto koostuu havainnoista aina vuoden 1976 tammikuusta vuoden 2009 heinäkuuhun asti.⁴ Koska mallissa tarkastellaan muuttujien kuukausimuutoksia, varsinaisessa mallin estimoinnissa käytettävä aineisto alkaa helmikuusta 1976. Monien muiden potentiaalisten muuttujien saatavissa olevien aikasarjojen pituudet rajoittavat niiden käyttökelpoisuutta. Itse asiassa, jo nyt osassa sarjoista on jouduttu hyödyntämään osin vastaavia korvaavia sarjoja kuukausikohtaisia muutoksia muodostettaessa. Mainituista muuttujista työllisyys ja teollisuustuotanto sisältyvät myös Stockin ja Watsonin (1989), Marianon ja Murasawan (2003) sekä Conference Boardin (2009) Yhdysvalloille rakennettuihin indekseihin. Ulkomaankaupan suuri merkitys Suomen kansantaloudelle pe-

rustelee myös viennin ja tuonnin ottamista mukaan indeksiä muodostettaessa.

Työllisyyden, viennin ja tuonnin aikasarjat on saatu yhdistämällä Tilastokeskuksen ja Tullihallituksen raportoimat trendisarjat ensimmäisten vuosien osalta Tramo/Seats-ohjelmalla muodostettuihin trendisarjoihin. Teollisuustuotannosta ja reaalisesta BKT:sta käytetään kausitasoitettuja havaintosarjoja. Trendilukujen käyttäminen helpottaa yhteisfaktorin muodostamista, sillä alkuperäisissä sarjoissa esiintyy voimakasta kuukausikohtaista vaihtelua.⁵

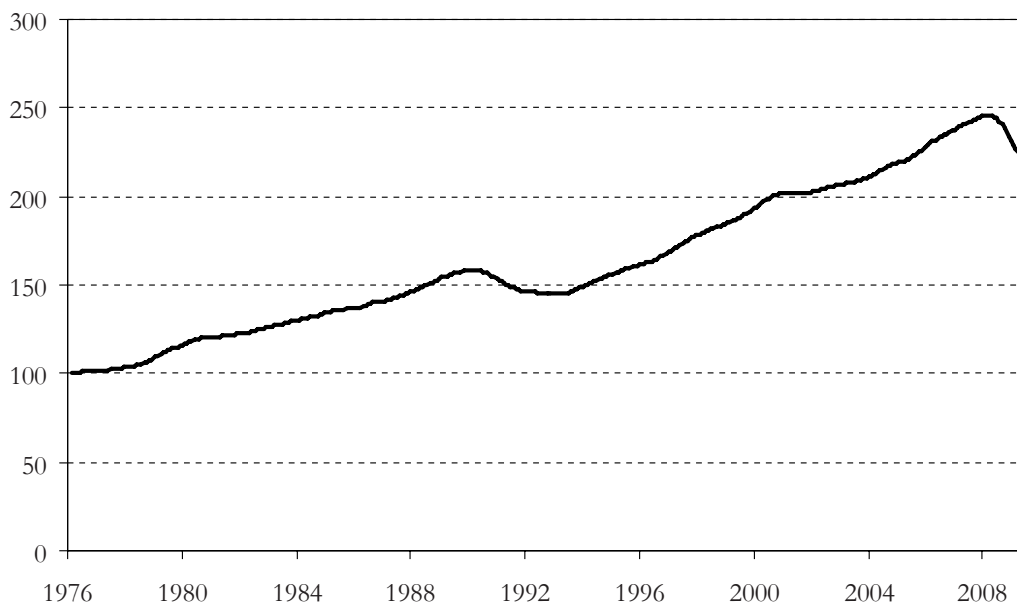
Kuviossa 1 esitetään suhdanneindeksin aikaura vuoden 1976 maaliskuusta aina vuoden 2009 heinäkuuhun asti.⁶ Kuten kuvioista nähdään, indeksin varsinaisessa tasossa on selkeä nouseva trendi, joka kuvastaa Suomen taloudessa tapahtunutta pitkäaikaista taloudellista kasvua. Havainnollisemman käsityksen suhdannevaihteluista saa kuitenkin kuvioista 2, jossa esitetään varsinaisen suhdanneindeksin kuukausikohtaiset muutokset. Kuten edellä dynaamisen faktorimallin kuvauksessa todettiin, suhdanneindeksi voidaan tulkita arvioksi

⁵ BKT-sarja on saatu yhdistämällä Tilastokeskuksen vuosien (1976:I–1989:IV) vanha sarja vuoden 2000 viitehintoihin perustuvaan sarjaan (1990:I–2009:II). Työllisyydessä vanhan (TOL 0–9) sarjan (1976:1–1988:1) perusteella Tramo/Seats-ohjelmalla muodostettu trendisarja on yhdistetty Tilastokeskuksen raportoimiin trendilukuihin (1988:2–2009:7). Teollisuustuotantosarja on saatu yhdistämällä OECD:n aikasarja (1976:4–1989:12) Tilastokeskuksen teollisuustuotannon volyyymi-indeksiin (TOL 2002 (1990:1–1999:12) ja TOL 2005 (2000:1–2009:7)). Viennistä ja tuonnista käytetään Tullihallituksen julkaisemia kuukausikohtaisia ennakkolukuja ennen lopullisten lukujen saamista.

⁶ Schwarzin (1978) informaatiokriteerin perusteella estimoidussa dynaamisessa faktorimallissa mallin yhteisfaktorin ja idiosynkraattisen komponentin autoregressiivisen rakenteen viiveasteiksi tulevat $p=1$ ja $q=3$. Tarkemmat estimointitulokset ovat saatavissa pyydettäessä.

⁴ Viimeisten kuukausien tilastotietojen perusteella päivitetty indeksi ja indeksin koko historian kattava aikasarja ovat saatavilla osoitteesta <http://blogs.helsinki.fi/makrosuhdanne>.

Kuvio 1. Subdanneindeksin aikasarja



ei-havaittavalle kuukausikohtaiselle BKT:lle. Täten tulkinnallisesti taantuma-ajankohtina indeksin taso laskee, mikä vastaa sen negatiivisia kuukausimuutoksia. Näinä kuukausina taloudellisessa aktiviteetissa siis tapahtuu supistumista.

Indeksien nousevasta trendistä johtuen kuukausikohtaiset muutokset ovat pääosin positiivisia (keskiarvo 0,20 ja keskihajonta 0,29). Indeksissä havaitaan kuitenkin muutamia ajanjaksoja, jolloin taloudellista taantumista on selkeästi tapahtunut. Näitä esiintyy erityisesti 1990-luvun alussa ja vuosien 2008 ja 2009 aikana.

Muuttujien julkaisuviipeet aiheuttavat vastaavan viivästyksen myös indeksin laskemiseen. Kaiken kaikkiaan kuukausimuuttujien ensimmäiset julkistukset seuraavat tarkasteltavaa kuukautta noin 1–1,5 kuukauden viipeellä.

Näin ollen esimerkiksi kaikkien kuukausimuuttujien toukokuun 2009 arvot olivat tiedossa vasta heinäkuussa 2009. BKT:n tapauksessa vastaava viivästys on yli kahden kuukauden mittainen, mutta on syytä korostaa, että dynaamisen faktorimallin ominaisuuksien perusteella suhdanneindeksi voidaan laskea myös ilman reaaliaikaista tietoa BKT-luvusta. Myöhemmässä vaiheessa, kun BKT-estimaatti on julkaistu, suhdanneindeksiä voidaan vielä päivittää.

Muuttujien reaaliaikaiseen saatavuuteen liittyvien seikkojen lisäksi on syytä ottaa huomioon, että kaikissa muuttujissa tapahtuu tarkistuksia (revisioita), jotka johtavat myös muodostettavan indeksin tarkistuksiin myöhemmässä vaiheessa. Tässä mielessä suhdanneindeksi muistuttaa BKT:ta, tai muita vaihtoehtoisia talouden tilan mittareita. Lisäksi, kun dynaaminen faktorimalli estimoidaan aina uudel-

Kuvio 2. Suhdanneindeksin kuukausimuutokset (%)



leen jokaisen kuukauden jälkeen, indeksisarja muuttuu parametriestimaattien muuttuessa.

Muuttujien revisioista johtuvat indeksin tarkistamiset voitaisiin välttää muodostamalla reaaliaikainen indeksi käyttämällä vain muuttujien ensimmäisiä julkistuksia. Tätä varten kaikista muuttujista pitäisi kuitenkin kerätä ns. reaaliaikainen tietokanta, jollaista ei tällä hetkellä ole saatavilla.

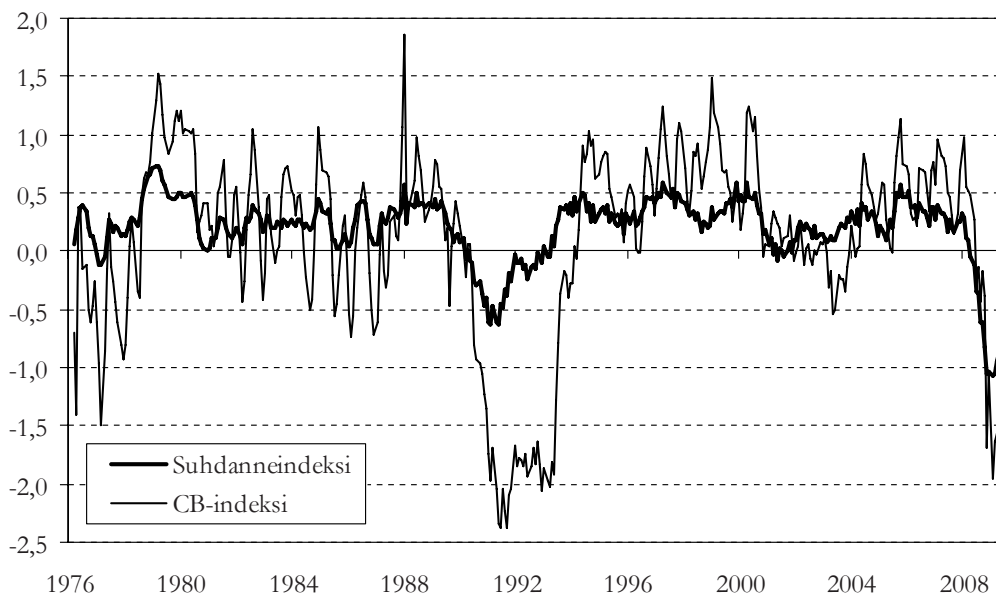
Suomen taloudessa 1970-luvun lopun jälkeen tapahtuneet rakennemuutokset saattavat vaikuttaa mallin stabiilisuuteen. Siirtyminen devalvaatiosykleistä 1990-luvun alun syvän laman kautta Euroopan Unionin jäseneksi ja lopulta yhteisen rahapolitiikan piiriin vaikuttavat osaltaan tarkasteltavien muuttujien kehitykseen. Mahdollisia rakennemuutoksia on kuitenkin vaikeaa ottaa huomioon, sillä käytän-

nössä dynaamisen faktorimallin estimointi edellyttää suhteellisen suurta määrää havaintoja. Lyhyemmän aikavälin tarkasteleminen saattaisi johtaa laskennallisiin hankaluuksiin.

4. Vertailua muihin indekseihin

Muodostetulla suhdanneindeksillä on merkittäviä etuja puoleltaan moniin muihin makrotaloutta kuvaaviin indikaattoreihin nähden. Kuukausittaisen saatavuuden lisäksi indeksi on käytettävissä jopa useita viikkoja aiemmin kuin vaikkapa kuukausittain julkaistava Tilastokeskuksen tuotannon suhdannekuvaaja. Esimerkiksi vuonna 2009 jokaisen neljänneksen kahden ensimmäisen kuukauden osalta suhdanneindeksi on käytettävissä noin kuukautta ennen ja neljänneksen viimeisen kuukauden

Kuvio 3. Suhdanneindeksin ja CB-indeksin kuukausimuutokset (%)



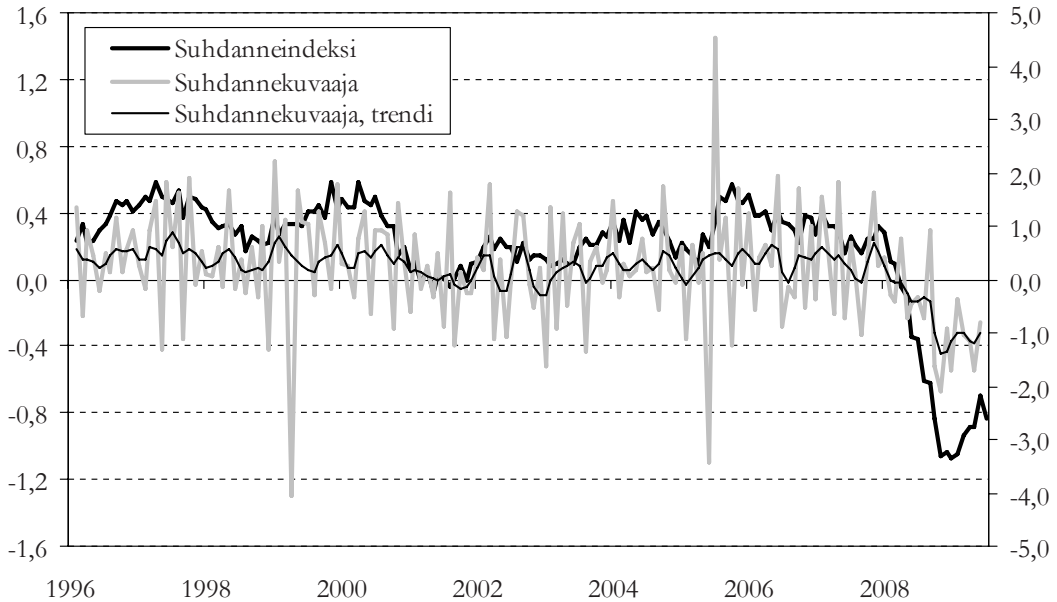
osalta muutamia päiviä ennen suhdannekuvaajaa.

Seuraavassa suhdanneindeksiä verrataan tarkemmin Tilastokeskuksen tuotannon suhdannekuvaajaan. Tarkastellaan kuitenkin aluksi Suomen aineistolle muodostettua vaihtoehtoista suhdanneindeksiä, joka perustuu Conference Boardin käyttämään menetelmään. Kutsutaan tätä indeksiä jatkossa ”CB-indeksiksi”. Tämä perustuu varsin yksinkertaiseen menetelmään, jossa kuukausittain raportoitavien muuttujien arvoja painotetaan indeksiä muodostettaessa niiden keskijajontoihin perustuvilla painoilla (ks. tarkemmin Conference Board (2009) ja Marcellino (2006, 893)). Conference Boardin Yhdysvaltojen taloudelle rakentamassa indeksissä nämä muuttujat ovat samat kuin aiemmin mainitussa Stockin ja Watsonin (1989) mallissa. Kuten jo edellä mainittiin, tämänkaltaisen in-

deksin yksi heikkous on se, että siihen ei voi sisällyttää neljännesvuosimuuttujia. Toisaalta, kuten Mariano ja Murasawa (2003) esittävät, sitä ei voida suhdanneindeksin tapaan tulkita arvioksi kuukausikohtaiselle reaaliselle BKT:lle.

Kuviosta 3 nähdään, että CB-indeksin kuukausimuutokset vaihtelevat kuukaudesta toiseen voimakkaammin kuin suhdanneindeksin kuukausimuutokset, mutta kaiken kaikkiaan indeksit reagoivat talouden tilaan varsin samansuuntaisesti. Toisaalta CB-indeksi tuottaa huomattavasti enemmän negatiivisia kasvukausia, ts. sen perusteella taloudellinen aktiiviteetti näyttäisi supistuneen huomattavasti useammin kuin suhdanneindeksin perusteella. Suhdanneindeksin laskentaan sisältyvä yhteisfaktorin tasoittaminen lienee yksi selitys sille, että suhdanneindeksi näyttää olevan selvästi ”tasaisempi” kuin CB-indeksi.

Kuvio 4. Suhdanneindeksin ja Tilastokeskuksen tuotannon suhdannekuvaajan kuukausimuutokset (%)



Kuviossa 4 verrataan suhdanneindeksiä Tilastokeskuksen tuotannon suhdannekuvaajaan, josta on saatavilla havaintoja vuoden 1996 alusta alkaen. Oikeanpuoleisella akselilla ovat kuukausikuvaajan prosenttimuutokset. Suhdannekuvaajaan verrattuna suhdanneindeksin kuukausikohtaiset muutokset ovat selvästi pienempiä. Itse asiassa kausitasoitettua suhdannekuvaajan muutossarjassa kuukausittaiset muutokset ovat niin voimakkaita sekä ylös- että alaspäin, jopa peräkkäisinä kuukausina, että talouden tilasta on vaikea tehdä selkeitä päätelmiä. Tämän vuoksi kuviossa 4 esitetään myös kuukausikuvaajan trendisarjan kuukausimuutokset, jotka puolestaan noudattavat varsin tarkoin suhdanneindeksiä. Sarjojen välinen korrelaatio on 0,81. Verrattaessa indeksien keskimääräisiä kuukausivaihteluita huomataan, että suhdanneindeksin keskihajonta (0,29) on huomatta-

vasti kuukausikuvaajan trendisarjan (0,41) ja kausitasoitettua sarjaa (1,06) keskihajontaa pienempi.

Kuten edellä jo todettiin, suhdanneindeksin etuna tuotannon suhdannekuvaajaan verrattuna on tulkinnallisesti miellyttävän pienemmän vaihtelun lisäksi mm. se, että sen arvo on aiemmin tiedossa. Lisäksi suhdanneindeksin aikasarja ulottuu aina vuoteen 1976, ja periaatteessa sitä voitaisiin laskea vieläkin kauemmas taaksepäin, kun taas tuotannon suhdannekuvaaja on saatavilla vasta vuoden 1996 alusta lähtien.

5. Suomen taantumajaksot sekä vuosien 2008–2009 tilanne

Muodostettua suhdanneindeksiä voidaan hyödyntää taloudellisten taantumajaksoiden määrittelyssä. Tätä varten tulee valita ja kiinnittää

päätössääntö tai menetelmä, jonka perusteella suhdanneindeksistä tunnistetaan suhdannehuiput ja -pohjat. Tätä tarkoitusta varten kirjallisuudessa on esitetty useita vaihtoehtoisia menetelmiä, jotka tuottavat usein hyvinkin erilaisia tuloksia.

Eräs yksinkertaisimmista nyrkkisäännöistä on se, että indeksissä täytyy tapahtua yhtäjaksoista supistumista vähintään kuuden kuukauden ajan. Tämä sääntö vastaa ajalliselta kestoltaan kaksi vuosineljännestä kestävää taloudellisen aktiviteetin supistumista. Bry ja Boschan (1971) ehdottivat tämän hyvin yksinkertaisen säännön laajennuksen (jatkossa BB-algoritmi), jota mm. Harding ja Pagan (2002) ovat edelleen kehittäneet. BB-algoritmi perustuu mm. liukuvien keskiarvojen käyttämiseen suhdannekäännekuukausia määriteltäessä (ks. tarkemmin Bry ja Boschan (1971)).⁷ Algoritmiin sisältyy kolme rajoitetta. Ensinnäkin suhdannesyklin huipusta huippuun tai pohjasta pohjaan on kestettävä vähintään 15 kuukauden ajan. Toiseksi taantumun tai taloudellisen kasvun (eksansion) on jatkuttava yhtäjaksoisesti vähintään viiden kuukauden ajan. Tähän liittyen algoritmista on sisäänrakennettuna kolmas rajoite, jonka mukaan suhdannekäännepisteen ja sen tunnistamisen välillä on vähintään kuuden kuukauden viivästys. Näin ollen taantumajaksojen alkamista ja päättymistä ei voida tunnistaa reaaliajassa vaan vasta vähintään kuuden kuukauden viipeellä.

Suhdanneindikaattorin aikaurasta (kuviot 1 ja 2) erottuu kaksi ajanjaksoa, jolloin Suomen kansantalouden kasvussa on tapahtunut selvää taantumista. Näistä 1990-luvun alussa Suomen

”suuren laman” aikana reaalin BKT supistui yhtäjaksoisesti vuoden 1990 toisesta neljänneksestä aina vuoden 1991 viimeiseen neljännekseen asti. Tämän jälkeen BKT supistui vielä vuoden 1992 ensimmäistä ja viimeistä neljänneksestä lukuun ottamatta aina vuoden 1993 toiseen neljännekseen asti.

Suhdanneindeksin perusteella (kuviot 1 ja 2) BB-algoritmia sovellettaessa suhdannehuipuksi tulee helmikuu 1990 ja suhdannepohjaksi maaliskuu 1993. Tämän perusteella 1990-luvun alun taantumajakso olisi siis kestänyt maaliskuusta 1990 aina maaliskuuhun 1993 asti. Verrattaessa näitä käännepisteitä reaalin BKT:n kehitykseen voidaan todeta suhdanneindeksin noudattavan varsin tarkoin BKT:n kehitystä tämän ajankohdan osalta.

CB-indeksin (ks. kuvio 3) ja BB-algoritmin mukaan taantuma kesti maaliskuusta 1990 maaliskuuhun 1994. Toisaalta on syytä huomata, että CB-indeksin perusteella myös 1980-luvun puolivälissä sekä vuosien 2002 – 2003 aikana Suomen talous olisi ollut taantumassa, mikä taas ei vastaa kovinkaan hyvin BKT:n eikä myöskään suhdanneindeksin kehitystä. Johtopäätelmänä voidaan siis todeta, että CB-indeksi näyttäisi tuottavan liian usein suhdannekäännepisteitä, joten tässäkin mielessä suhdanneindeksi vaikuttaisi antavan tarkemman kuvan Suomen talouden suhdannevaihteluista.

Ennen vuonna 2008 alkanutta taantumaa 2000-luvun alussa näyttäisi myös olevan lievä taloudellisen aktiviteetin laskukausi. Kuitenkaan suhdanneindeksin tai esimerkiksi CB-indeksin perusteella BB-algoritmiin nojaten 2000-luvun alussa ei Suomessa koettu taantumaksi luokiteltavaa taloudellista laskukautta.

Kenties suurin mielenkiinto kohdistuu tämänhetkiseen tilanteeseen. Suhdanneindeksin perusteella voidaan jo tässä vaiheessa todeta,

⁷ *Matlab-ohjelman BB-algoritmiille ovat esittäneet Inklaar et al. (2004) (ks. <http://www.rug.nl/staff/r.c.inklaar/research>).*

että vuosien 2008 ja 2009 aikana Suomen talous on jälleen ajautunut taantumaan, joka alkoi keväällä 2008. Suhdannehuipuksi määrytyy tämän hetken informaatiolla maaliskuu 2008, jonka jälkeen Suomen talous on ollut taantumassa, eikä suhdannepohjaa ole vielä saavutettu ennen heinäkuuta 2009. Maaliskuun 2008 jälkeen suhdanneindeksissä on tapahtunut huomattavaa laskua (kuvio 1), joka näkyy myös kuviossa 2 negatiivisina kuukausimuutoksina. CB-indeksin perusteella suhdannehuippu sijoittuu toukokuuhun 2008 ja Tilastokeskuksen suhdannekuvaajan mukaan talouden aktiviteetin supistuminen alkoi helmikuun 2008 jälkeen. Edelleen viimeisimpien reaalisien BKT:n lukujen perusteella taloudellisen aktiviteetin supistuminen alkoi vuoden 2008 toisesta neljänneksestä. Toisaalta esimerkiksi kuvion 2 perusteella voidaan todeta, että kesällä 2009 varsinaisen suhdanneindeksin kaikkein voimakkain pudotus näyttäisi tasaantuneen. Indeksillä osoittaa kuitenkin negatiivista taloudellista kasvua merkiten sitä, että taantuma edelleen heinäkuussa 2009 jatkui.⁸

Itse asiassa kuvion 2 perusteella tämä taantuma vaikuttaisi olevan jopa syvempi kuin 1990-luvun alussa koettu. Tämä liittyy siihen, että mm. viennissä ja teollisuustuotannossa tapahtunut notkahdus vaikuttaisi olevan jopa tuota 1990-luvun alun tilannetta voimakkaampi. Esimerkiksi kuvion 2 perusteella suhdanneindeksissä tapahtuneet negatiiviset kuukausimuutokset ovat olleet suurempia kuin 1990-luvun alussa.

⁸ *Economic Cycle Research Institutien (ECRI, 2009) mukaan mm. Saksassa ja Ruotsissa suhdannehuippu saavutettiin huhtikuussa ja Isossa-Britanniassa toukokuussa 2008. Suomalaiselle ECRI ei ole määritellyt suhdannekäännepisteitä.*

6. Yhteenveto ja laajennusmahdollisuudet

Tässä artikkelissa esitetty Suomen suhdannetilannetta kuvaava indeksi täydentää sitä informaatiota, jonka perusteella talouden tilasta voidaan tehdä päätelmiä myös kuukausittain. Indeksillä perustuu Marianon ja Murasawan (2003) esittämään dynaamiseen faktorimalliin ja siinä hyödynnetään sekä kuukausittain julkaistavia muuttujia että reaaliaikaisia BKT:ta. Monet aiemmin ehdotetut menetelmät perustuvat vain joko kuukausittaisiin tai neljännesvuositaisiin havaintoihin. Indeksillä on myös ajantasainen, sillä sen arvo voidaan laskea heti sen jälkeen, kun siihen sisältyvien kuukausimuutustien viimeisimmät arvot on julkistettu.

Muodostetun suhdanneindeksin perusteella voidaan määrittellä kuukauden tarkkuudella Suomen kansantalouden suhdannevaiheiden käännepesteet, joita voidaan hyödyntää edelleen sekä käytännön taloudellisissa päätöksenteossa että taloustieteellisessä tutkimuksessa. Mallia voidaan lisäksi laajentaa monin eri tavoin. Ensinnäkin käyttämällä ns. reaaliaikaista aineistoa, eli eri muuttujien ensimmäisiä julkistettuja arvoja, voitaisiin muodostaa täysin reaaliaikainen indeksi. Nyt esitetyn indeksin aiemmatkin arvot tarkentuvat myöhempinä kuukausina johtuen mm. muuttujien kausitasoitamisesta ja trendin estimoinnista. Reaaliaikaisen aineiston hyödyntäminen sekä mallin täydentäminen rahoitusmuuttujilla saattaisi mahdollistaa myös aina päiväkohtaiselle tasolle viedyn suhdanneindeksin muodostamisen (vrt. Aruoba, Diebold ja Scott (painossa)).

Aiemman tutkimuksen valossa yksi mielenkiintoisimmista laajennuksista olisi muodostaa Suomen talouden ennakoiva suhdanneindeksi, jonka lähtökohtana voisi olla nyt saatu saman-

aikainen indeksi. Esimerkiksi Stock ja Watson (1989) muodostivat ennakoivan indeksinsä ennustamalla oman Yhdysvaltojen suhdanneindeksinsä tulevia muutoksia. Toinen mielenkiintoinen jatkotutkimuskohde olisi suhdanneindeksin avulla muodostettujen taantumajaksojen ennustaminen ns. binääristen aikasarjamallien avulla (ks. esim. Estrella ja Mishkin, 1998). □

Kirjallisuus

- Aruoba, S.B., Diebold, F.X. ja Scotti, C. (painossa), "Real-Time Measurement of Business Conditions", *Journal of Business & Economic Statistics*.
- Bry, G. ja Boschan, C. (1971), "Cyclical analysis of time series: selected procedures and computer programs", National Bureau of Economic Research, New York.
- Conference Board (2009), *The Conference Board Leading Economic Index (LEI) for the United States and related composite economic indexes for June 2009*, http://www.conference-board.org/pdf_free/economics/bci/begweek.pdf (viitattu 22.8.2009).
- Diebold, F.X., Rudebusch, G.D. ja Aruoba, S.B. (2006), "The macroeconomy and the yield curve: a dynamic latent factor approach", *Journal of Econometrics* 131: 309–338.
- Doornik, J.A. (2007), *Object-Oriented Matrix Programming Using Ox*, 5rd ed. London: Timberlake Consultants, New York, <http://www.doornik.com> (viitattu 23.8.2009).
- Economic Cycle Research Institute (2009), International cycle dates, the business cycle chronologies, <http://www.businesscycle.com/resources/cycles/> (viitattu 23.8.2009).
- Estrella, A., Mishkin, F.S. (1998), "Predicting U.S. recessions: Financial Variables as leading indicators", *Review of Economics and Statistics* 80: 45–61.
- Forni, M., Hallin, M., Lippi, M. ja Reichlin, L. (2001), "Coincident and leading indicators for the Euro area", *Economic Journal* 111: 62–85.
- Geweke, J. (1977), "The dynamic factor analysis of economic time series", teoksessa Aigner, D.J. ja Goldberger, A.S. (toim.), *Latent Variables in Socio-Economic Models*, North-Holland, Amsterdam.
- Hamilton, J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Harding, D. ja Pagan, A. (2002), "Dissecting the cycle: a methodological investigation", *Journal of Monetary Economics* 39: 365–381.
- Inklaar, R., Jacobs J. ja Romp, W.E. (2004), "Business Cycle Indexes: Does a Heap of Data Help?", *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 1: 309–336.
- Marcellino, M. (2006), "Leading indicators", teoksessa Elliott, G., Granger, C.W.J. ja Timmermann, A. (toim.), *Handbook of Economic Forecasting*, Elsevier, 1. painos.
- Mariano, R.S. ja Murasawa, Y. (2003), "A new coincident index of business cycles based on monthly and quarterly series", *Journal of Applied Econometrics* 18: 427–443.
- Nunes, L.C. (2005), "Nowcasting quarterly GDP growth in a monthly coincident indicator model", *Journal of Forecasting* 24: 575–592.
- Sargent, T.J. ja Sims, C.A. (1977), "Business cycle modeling without pretending to have too much a priori economic theory", teoksessa Sims C.A. (toim.), *New Methods in Business Cycle Research*, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Schwarz, G. (1978), "Estimating the dimension of a model", *Annals of Statistics* 6: 461–464.
- Stock, J.H. ja Watson, M.W. (1989), "New indexes of coincident and leading economic indicators", *NBER Macroeconomic Annual* 4: 351–409.
- Stock J.H. ja Watson, M.W. (2002), "Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes", *Journal of Business & Economic Statistics* 20: 147–162.