



SUOMEN TALOUDEN VÄLIENNUSTE, SYYSKUU 2020

Koronakäänteeseen epävarmuus ei koske vain ennusteita, vaan myös nykytilanteen arviointia

14.9.2020 – Ennuste – Suomen talous



Arto Kokkinen

Talouden jyrkässä suhdannekäänteessä, kuten koronan aiheuttamassa taantumassa, edes talouden nykytilan arviointi ei ole helppoa. Tässä artikkelissa tarkastellaan nykytilan määrittämisen ongelmaa työllisyyden osalta. Se, miten työmarkkinoiden suuria ja äkillisiä muutoksia käsitellään suhdanneaikasarjojen trendejä ja kausitasoitettuja sarjoja laskettaessa vaikuttaa merkittävästi käsitykseen työmarkkinoiden nykytilanteesta ja siten ennusteen lähtöpisteeseen.

Huhtikuun 2020 käänteeseen tapahtuttua, vasta nyt uusien havaintojen jälkeen on mahdollista testata, millaisella äärihavainnolla käännettä on hyvä kuvata. Alkuperäisen suhdannesarjan vaihtelun analysointi on keskeistä äärihavaintojen käsittelyä pohdittaessa. Uusien havaintojen myötä työllisyyden kehityskuva tarkentuu lisää syksyn kuluessa.



Talouden nykytilan arviointi on vaikeaa erityisesti suhdannekäänteessä

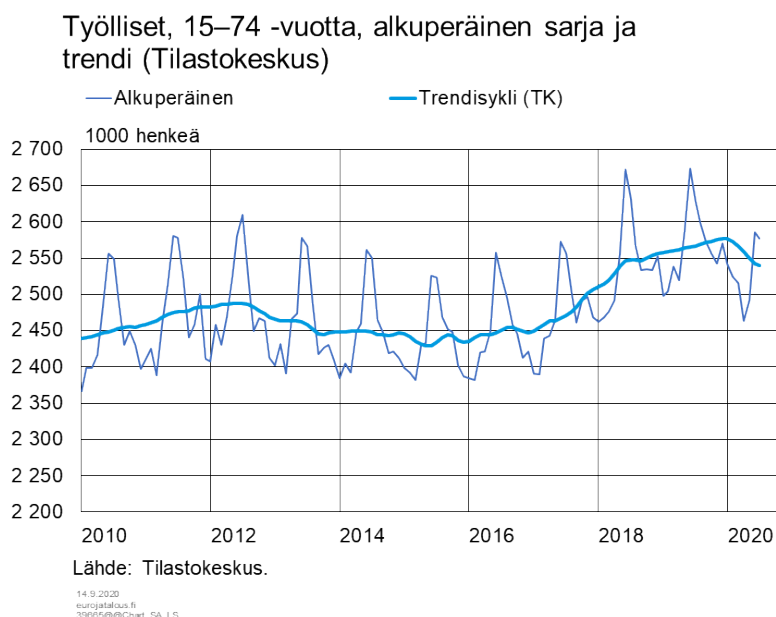
Taloudellisten aikasarjojen mallinnuksissa keskitytään yleensä yksinkertaisuuden vuoksi vuosittaisiin aikasarjoihin, jotka eivät sisällä vuoden sisäistä suhdanne- ja kausivaihtelua. Toinen vaihtoehto on käyttää dataan sovitettavissa empiirisissä malleissa esimerkiksi kansantalouden tilinpidon neljännesvuosiaikasarjoja tai työvoimatutkimuksen kuukausiaikasarjoja. Vuoden sisäisiä havaintoja sisältävät alkuperäiset aikasarjat sisältävät kuitenkin voimakkaan kausivaihtelun. Työllisyys esimerkiksi kasvaa kesäisin, kun kesätyöntekijät kirjataan työllisyystilastoihin. Tämän vuoksi alkuperäisen sarjan kausivaihtelu on tasoitettava käyttäen suhdanneaikasarjojen mallinnusmenetelmiä.

Tilastoviranomaiset tuottavat valmiiksi kausitasoitettuja aikasarjoja ennustajien ja muiden taloutta analysoivien tahojen käyttöön. Työllisyystilastoista seuratuimpia aikasarjoja ovat kuukausittain julkaistavat työllisten määrän ja työllisyysasteen trendi, joista on kausivaihtelun lisäksi poistettu ns. satunnaisvaihtelu. Esimerkiksi hallituksen 75 prosentin työllisyysastetavoitteen seurannassa useimmat asiantuntijat mittaavat tavoitteen saavuttamista juuri suhteessa Tilastokeskuksen kuukausittain julkaisemaan työllisyysasteen trendiin (ks. kuvio 1). Vain yhteen valmiiseen mallinnusratkaisuun luottaminen ja teknisiltä vaikuttavien menetelmien vaihtoehtoisten tulosten sivuuttaminen voi kuitenkin johtaa virhetulkintoihin talouden nykytilasta – varsinkin suhdannekäänteessä.

Virhetulkintojen mahdollisuus johtuu siitä, että alun perin havaitsemattomien kausitasoitettujen ja trendisyklisarjan loppupään havaintojen muodostaminen erityisesti koronaviruksen kaltaisen ulkoisen shokin tilanteessa ei ole yksiselitteistä. Se vaatii mallintajalta huolellisuutta alkuperäiseen aikasarjaan sisältyvän äkkipudotuksen käsittelyssä. Suhdannesarjan mallintaja oppii kausitasoitusprosessissa alkuperäisen ilmiön kehityksestä. Kausitasoittaja joutuu kuitenkin tekemään valintoja mallintaessaan suhdannesarjan vaihtelua käännepisteessä. Ulkoisen shokin, kuten koronaviruksen,

kuvaaminen voidaan lisätä tasoitettuihin sarjoihin erilaisina poikkeavina äärihavaintoina – tai jättää lisäämättä.

Kuvio 1



Koska kausitasoituksen toteuttajat joutuvat tekemään valintoja mallintaessaan suhdanneaikasarjoja, on erityisen hyvä, että Euroopan Unionin tilastovirasto, Eurostat, on kehittänyt tasointikäytäntöjen yhtenäistämiseksi yhdessä jäsenmaiden kanssa suosituskokoelman kausitasoitusten toteuttajille (Eurostat 2015, 2018). Koronakeväänä 2020 Eurostat antoi lisäksi suosituksen koronan vaikutuksien käsittelylle suhdanneaikasarjojen kausitasoituksissa (Eurostat 2020).

Tämän artikkelin tavoitteena on tuoda esiin, miten käännepisteen käsittely vaihtoehtoisina äärihavaintoina vaikuttaa ymmärrykseemme Tilastokeskuksen Työvoimatutkimuksen mukaisten 15–74 -vuotiaiden työllisten kehityksestä. Artikkelin painottaa alkuperäisen suhdannesarjan vaihtelun analysointia äärihavaintojen käsittelyä pohdittaessa.

Kausitasoitus edellyttää aikasarjan jakamista havaitsemattomiin komponentteihin

Jotta alkuperäisestä havaintosarjasta voidaan erottaa kausitasoitettu ja trendisyklisarja, Euroopan tilastojärjestelmän suosittamissa kausitasoitusmenetelmissä alkuperäinen aikasarja (y_t) jaetaan ensin komponentteihinsa seuraavasti:

$$(1) \quad y_t = \text{trendisykli} + \text{kausivaihtelu} + \text{epäsäännöllinen vaihtelu}$$

Suhdanneaikasarjoista irrotettava trendisykli sisältää sekä pitkän ajan trendin että suhdannevaihtelun (*engl. business cycle*), vaikka usein puhutaan lyhyesti trendistä. Mahdollisista äärihavainnoista tasomuutos (Level Shift, LS) liitetään siihen. Kausitasoitettu sarja kattaa sekä trendisyklin että epäsäännöllisen vaihtelun. Näin ollen

kausitasoitettu sarja sisältää trendisykliin liitetyn mahdollisen tasomuutoksen lisäksi epäsäännölliseen vaihteluun yhdistettävät mahdolliset yksittäiset äärihavainnot (Additive Outlier, AO) ja usean havainnon ajan kestävät hetkellisen muutoksen äärihavainnot (Temporary Change, TC). Tässä mielessä kausitasoitettun sarjan esittäminen yhdessä trendisyklin kanssa toisi kattavasti esiin, miltä koronashokin vaikutus näyttää kun kevään 2020 havaintoja käsitellään Eurostatin suosituksen mukaisesti äärihavaintoina.^[1]

Koska kausitasoitettua tai trendisyklisarjaa ei voida alkuperäisestä sarjasta suoraan havaita, ne voidaan muodostaa lukemattomin eri tavoin. Euroopan tilastovirasto suosittaa jäsenmaille kahta menetelmää: Tramo/SEATS ja Reg-Arima-X12/X13. Tämän kehikon kausitasoitukset on tehty ensin mainitulla täysin ARIMA-mallipohjaisella^[2] menetelmällä (ks. esim. Gomez ja Maravall 2001, Kokkinen ja Alsuhaail 2005). Ulkoisista shokeista johtuvien käänne pisteiden kuvaaminen äärihavainnoilla (LS, AO, TC) voidaan lisätä tasoitettuihin sarjoihin eri tavoin - tai jättää lisäämättä. Viimeksi mainitun vaihtoehdon käyttöä rajoittaa tällä hetkellä toki se, että Eurostat suositti keväällä 2020 koronaviruksen aiheuttaman shokin käsittelemistä äärihavaintojen avulla.

1. Kaava (1) voidaan esittää laajennettuna siten, että komponentteihin liitettävät äärihavainnot ovat mukana $Y_t =$ trendisykli (+ mahdolliset LS-äärihavainnot) + kausivaihtelu (+ mahdollinen kalenterivaihtelu) + satunnainen vaihtelu (+ mahdolliset AO- ja TC- äärihavainnot + otantavirhe). Kalenterivaihtelu viittaa kuukausittain (/neljänneksittäin) työ- tai kauppapäivien lukumäärien vaihtelusta johtuvaan mahdolliseen testattavaan vaihteluun alkuperäisessä aikasarjassa.

2. ARIMA-malli viittaa Autoregressive Integrated Moving Average -aikasarjamalliin.



Aikasarja-analyysin tutkimuksen mukaan kausitasoituksen on kunnioitettava alkuperäisen havaintosarjan ominaisuuksia

Aikasarja-analyysin tutkimus osoittaa, että alkuperäisen havaintosarjan yksilöllisesti ajassa toistuva systemaattinen vaihtelu on syytä mallintaa ja jakaa komponentteihinsa kokonaisuutena yhdessä prosessissa. Kun koko aikasarjan autokorrelaatorakenne, kalenterista johtuva deterministinen vaihtelu ja sarjan ulkopuoliset eksogeeniset shokit ja innovaatiot on mallinnettu, alkuperäisen havaintosarjan koko vaihtelu voidaan jakaa trendisykliin, kausikomponenttiin, epäsäännöllisen vaihtelun komponenttiin alkuperäisen sarjan vaihtelun mukaisesti.^[3]

Jotta alkuperäisen aikasarjan käännteet kuvautuvat suodatetuissa sarjoissa vastaavina ajankohtina ilman vaihesiirtymiä, symmetriset suotimet ovat osoittautuneet tässä mielessä optimaalisiksi havaitsemattomien komponenttien suotimiksi (*engl. filter*). Käytännössä tämä tarkoittaa sitä, että yhtä trendisyklisarjan (ja kausitasoitettun sarjan) havaintoa muodostettaessa painotetaan yhteen yhtä monta alkuperäisen sarjan havaintoa taaksepäin ja eteenpäin. Varsinaisen ison tutkimusongelman muodostaa kysymys siitä, miten nuo liukuvan summan tai keskiarvon painot muodostetaan.^[4]

Suotimien symmetrisyyden lisäksi on toki muitakin ulottuvuuksia, millä eri menetelmiä arvioidaan. Aikasarja-analyysin tutkimuksen mukaan symmetristen kausitasoitus- ja trendisykliin painojen valinnassa on pidettävä huolta siitä, että suodatetut sarjat noudattavat alkuperäisen aikasarjan yksilöllistä autokorrelaatorakennetta kyseisten komponenttien taajuuksilla. (Kokkinen & Alshail 2005)

Euroopan tilastojärjestelmän suosittama Tramo/SEATS^[5]-menetelmä muodostaa kausitasoitus- ja trendisyklisuotimet kunkin havaintosarjan yksilöllisen ajassa toistuvan autokorrelaatorakenteen mukaan. Menetelmän symmetristen liukuvien suotimien painot on johdettu ARIMA-malleihin perustuen aikasarjan yksilöllistä autokorrelaatorakennetta noudattaen sekä aikasarjan taajuusaluealue tarkastelua käyttäen.^[6] (Kokkinen & Alshail 2005).

3. Tämän jälkeen saatavat kausitasoitettu ja trendisyklisarja vastaavat niin ikään alkuperäisen sarjan ajassa toistuvia ominaisuuksia omilla taajuusalueillaan. Kunkin komponentti sisältää ARIMA-mallipohjaisessa Tramo/SEATS-menetelmässä juuri sille kuuluvan, taajuusaluealue tarkasteluun perustuvan osan alkuperäisen sarjan autokorrelaatorakenteesta. Tällaisella kokonaismallinnuksella suodatetun trendisyklin tai kausitasoitettun sarjan sijoittaminen esimerkiksi ennustemalliin varmistaa sen, että ennustemalli kuvaa alkuperäisen ilmiöön kuuluvaa pitkän ajan trendiä ja suhdannevaihtelua (business cycle). Trendisyklin erottaminen kausitasoitettusta sarjasta tapahtuu parhaiten juuri tällaisessa kokonaisvaihtelun jakamisessa kaikille aikasarjan komponenteille. Trendisyklin irrottaminen Tramo/SEATS:in kausitasoitettusta sarjasta jollakin muulla kuin autokorrelaatioihin perustuvalla Wiener-Kolmogorov-suotimella ei ole järkevää eikä tuota tässä kuvattuja tuloksia. Valitettavasti ei

Työlliset koronakäänteessä – ubi es, quo vadis?

Seuraavassa tarkastellaan Tilastokeskuksen Työvoimatutkimuksen 15–74 -vuotiaiden työllisten kuukausittaista havaintosarjaa ja koronaviruksen aiheuttamaa käännettä. Tilastokeskus julkaisee alkuperäisen sarjan lisäksi julkisuudessa työllisyyden mittarina kenties eniten käytetyn trendin (tai tarkemmin trendisyklin).

Kuviossa 2 havaitaan alkuperäisen sarjan voimakas kausivaihtelu. Kuviossa esitetty Suomen Pankin tuottaman kausitasoitettun sarjan säkättävä vaihtelu trendisyklin ympärillä osoittaa työllisten kuukausisarjan sisältävän lisäksi varsin voimakkaan epäsäännöllisen vaihtelun.^[7] Koska Tilastokeskus pyrkii tuottamaan kansalaisille havainnollisen ja helposti tulkittavan kuvan ilmiön kehityksestä, se ei julkaise työvoimatutkimuksen sarjoille kausitasoitettua sarjaa, vaan pelkästään trendisyklin. Ajatuksena lienee se, että trendisykli tuottaa helpoimmin mielletävän kuvan työllisyyden kehityksestä kuukausittain.

Kausitasoitettu työllisyysarja toisi lisäinformaatiota

Koko alkuperäisen sarjan vaihtelun havainnollistaminen edellyttää kuitenkin sekä trendisyklin että kausitasoitettun sarjan tarkastelua. Erityisesti ulkoisten shokkien aiheuttamissa käännepeisteissä molempien julkaiseminen toisi siten enemmän vaihtoehtoja äärihavainnon (tai äärihavaintojen) kuvaamisessa kansalaisille. Molempien julkaiseminen lisäisi informaatiota käännepeisteissä, sillä koronakevään kaltaisen pudotuksen käsittely minä tahansa äärihavaintona (LS, AO, TC) tulee näkyväksi joko trendisyklissä (LS) tai kausitasoitettussa sarjassa (AO, TC).

Euroopan Unionin tilastovirasto (Eurostat 2020, p. 2) suositti maaliskuun lopussa jäsenmaiden tilastoviranomaisille koronaviruksen aiheuttaman kriisin mallintamista äärihavaintojen avulla kausitasoitusprosesseissa käyttäen "vähintään yksittäisen havainnon äärihavaintoa (AO), mikä voidaan revisioida ajan mittaan lisähavaintojen myötä usean ajankohdan hetkelliseksi äärihavainnoksi (TC) tai tasomuutokseksi (LS). Uusien havaintojen myötä voidaan pitäytyä myös yksittäisten äärihavaintojen (AO) käytössä, mutta uusien, koronashokin jälkeisten havaintojen ollessa käytössä,

ole todennäköistä, että eri vaiheissa useilla eri suotimilla peräkkäin suodatettu loppusarja noudattaisi alkuperäiselle havaintosarjalle ajassa systemaattisesti toistuvat ominaisuudet tuovaa autokorrelaatorakennetta esimerkiksi trendisyklin taajuuksilla. (Ks. myös Kaiser ja Maravall 2001).

4. Symmetristen suotimien menetelmiä ovat mm. tässä käsiteltävä ARIMA-mallipohjainen Tramo/SEATS, State-space -mallipohjainen STAMP, sekä ad hoc suotimien X11-X12-X13 -perhe. Symmetristen suotimien käyttäminen aikasarjan loppupäässä edellyttää alkuperäisen havaintosarjan ennustamista.

5. Time Series Regression with Arima noise Missing observations and Outliers / Signal Extraction in Arima Time Series.

6. Ad hoc suotimia mm. X11-X12-X13, Hodrick Prescott ja band pass -suotimia on kritisoitu siitä, että niissä liukuvan suotimen painot on päätetty kaikille sarjoille etukäteen, riippumatta alkuperäisen sarjan dynaamisesta vaihtelusta kuvaavasta autokorrelaatorakenteesta. Tässä esitettyä vastaavaa keskustelua käydään myös potentiaalisen tuotannon (pitkän ajan trendi) ja tuotantokuilun (syklinen vaihtelu) irrottamisesta alkuperäisestä vuosi-BKT:n aikasarjasta. (Ks. EU IFIs Network (2018) ja Hamilton (2018)).

7. Koska Työvoimatutkimus on kuukausittainen otostutkimus, otoksen tulokset joudutaan korottamaan koko maan työllisten tasolle. Työllisyyden sarjan voimakkaaseen epäsäännölliseen vaihteluun voi liittyä paitsi tiheä kuukausittainen frekvenssi, myös otostutkimuksiin liittyvä otantavirhe.

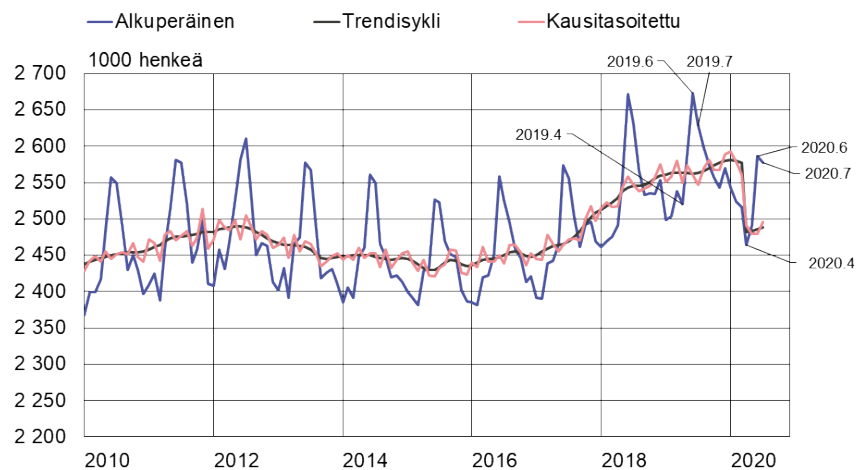
äärihavaintotyyppin valinta on tehtävä kaikkien kolmen vaihtoehdon (AO, TC, LS) tulosten vertailun jälkeen." Suositus pyytää vielä huomioimaan, että "korona-shokin mallintaminen yksittäisen äärihavainnon (AO) avulla sisältää oletuksen siitä, että korona ei ole vaikuttanut trendisyklisarjan kehitykseen. Mikäli koronan odotetaan vaikuttavan trendisyklisarjaan, vaikutus voidaan mallintaa tasomuutoksena (LS)."^[8]

Koronakevään käänneet työllisyydessä

Viimeinen, heinäkuuta 2020 koskeva työllisten sarjan havainto julkaistiin 25. elokuuta 2020. Koronakäännä ajoittuu Suomessa sulkutoimien aloitukseen maaliskuun puoleen väliin tai ensimmäiselle täydelle kuukaudelle, huhtikuulle 2020. Huhtikuun havainto mukaan lukien koronashokista lähtien on siis jo neljä havaintoa käytettävissä. Eurostatin suositusta seuraten, kuvioissa 2–3 toteutetaan kaikkien kolmen äärihavaintotyyppin vaihtoehdon (AO, TC, LS) tulosten vertailu.^[9] Vertailu tuottaa samalla tietoa siitä, miten koronashokki on vaikuttanut työllisten määrään, ja missä haarukassa – nykyisten tietojen valossa – työllisyyden taso on heinäkuussa 2020.

Kuvio 2

Työlliset, 15–74 -vuotta, alkuperäinen sarja, trendisykli ja kausitasoitettu sarja, koronan isku työllisyyteen on mallinnettu tasomuutoksella huhtikuussa 2020



Lähde: Tilastokeskus, Suomen Pankin kausitasoitukset.

14.9.2020
eurojatalous.fi
39655@Chart_SA_LS

Äärihavaintotyyppin valintaa pohdittaessa on aina syytä tarkastella alkuperäisen havaintosarjan kehitystä, sillä se sisältää ilmiön koko vaihtelun. Siten tarkastellaan kuviossa 2 ensimmäiseksi työllisten alkuperäisen havaintosarjan kehitystä. Sen avulla voimme pyrkiä hahmottamaan, onko korona aiheuttanut vain yhden havainnon pituisen putoamisen (AO), vai onko kyseessä hetkellinen muutos (TC), joka alkaa putoamisen

8. "The crisis period (in most cases March/Q1 2020) shall be modelled as outliers, depending on the expected impact on a specific domain, and it should be treated at least as an AO. The type of outlier will then be verified when new information will be available, revising it to TC or to LS or staying with the AO using a comparison among the results of three options starting with the successive period. Please note that using an AO to model the event is an implicit assumption that the trend-cycle is not affected (see below Fig. 2). If you expect an impact on the trend-cycle, you could model it already as LS." (Eurostat 2020, p. 2).

9. Kuviossa 4 tarkastellaan lisäksi tilannetta, jossa kevään 2020 mitään havaintoa ei käsitellä äärihavaintona.

jälkeen palautua heti, vai onko korona aiheuttanut tasomuutoksen (LS), jonka mukaan työllisyys on pysynyt useamman (3–4) havainnon ajan aiempaa alemmalla tasolla. Suhdanneaikasarjojen tapauksessa tasomuutos voi toki olla väliaikainen, ja sen jälkeen kuukausiaikasarja voi alkaa palautua. Toisaalta sarja voi myös pysyä havaitulla tasolla tai taso voi pudota uudelleenkin.

Kun tarkastellaan vuotta 2019, havaitaan, että työllisyyden taso oli alhaisimmillaan tammikuussa, mikä näkyy vuoden alimpana piikkinä arvon 2500 kohdalla. Taso kohoaa hieman maaliskuuhun tultaessa ja huhtikuun taso (2019.4) on puolestaan hieman maaliskuun alapuolella. Työllisyys on saavuttanut korkeimman tasonsa kesäkuussa kuten kaikkina muinakin vuosina. Koronavuoden 2020 tammi- ja helmikuut osoittautuvat olevan edellisvuotta korkeammalla, sen sijaan maaliskuu on laskenut jo hieman edellisvuodesta.

Koronakäännne tasomuutoksena

Silmiinpistävintä on kuitenkin vuoden 2020 huhtikuun jyrkkä pudotus ja edellisvuoden huhtikuuta selvästi alhaisempi taso. Touko-, kesä- ja heinäkuu ovat kausivaihtelussa huhtikuuta korkeammalla, mutta yhä suurin piirtein huhtikuun tason pudotuksen verran edellisvuoden vastaavien kuukausien alapuolella. Koska huhtikuun pudotuksen lisäksi kaikki kolme seuraavaa havaintoa ovat alemmalla tasolla, koronan työllisyydelle aiheuttama isku voitaisiin kuvata tasomuutoksena (LS). Asia varmistuu myös laskemalla alkuperäisestä havaintosarjasta vuoden 2019 kuukausien 4–7 keskiarvo ja vertaamalla sitä vuoden 2020 kuukausien 4–7 keskiarvoon: jälkimmäinen on n. 70 000 työllistä alempana.^[10]

Kuvio 2 osoittaa, että tasomuutoksena mallinnettu koronashokki näkyy sekä trendisyklissä että kausitasoitettussa sarjassa kuten kaavan (1) yhteydessä esitettiin. Tässä mielessä se sopisi myös tilanteeseen, jossa työllisistä julkaistaan vain trendisyklisarja ilman kausitasoitettua sarjaa. Vaihtoehtoisesti, mikäli julkaistaisiin molemmat sarjat, kumpikin tuottaisi lähes saman käsityksen työllisyyden äkkipudotuksesta huhtikuussa 2020.

Koronakäännne yksittäisenä tai väliaikaisena äärihavaintona

Kuvion 3 vasemmanpuoleisessa kaaviossa tarkastellaan tilannetta, jossa huhtikuun 2020 pudotus on käsitelty yksittäisenä äärihavaintona (AO). Saman kuvion oikeanpuoleisessa kaaviossa huhtikuun 2020 pudotus on puolestaan mallinnettu useamman havainnon pituisena hetkellisenä, mutta heti palautumaan alkavana muutoksena (TC).^[11] Molempien äärihavaintojen tapauksessa kausitasoitettu työllisyys putoaa nyt selvästi huhtikuun 2020 kohdalla samaan tapaan kuin trendisykli (ja kausitasoitettu sarja) putosi tasomuutoksen (LS) tapauksessa.

Yksittäisen äärihavainnon (AO) tapauksessa, trendisykli seuraa kohtuullisen hyvin

10. Huhtikuulle 2020 asetettu tasomuutos osoittautuu myös tilastollisen t-testin perusteella erittäin merkitseväksi (t-testisuureen arvo -5.57, $p < 0.000$).

11. Myös nämä äärihavaintotyytit, AO ja TC, saavat tukea tilastolliselta t-testiltä, kumpikin osoittautuu tilastollisesti selvästi merkitseväksi $p < 0.05$.

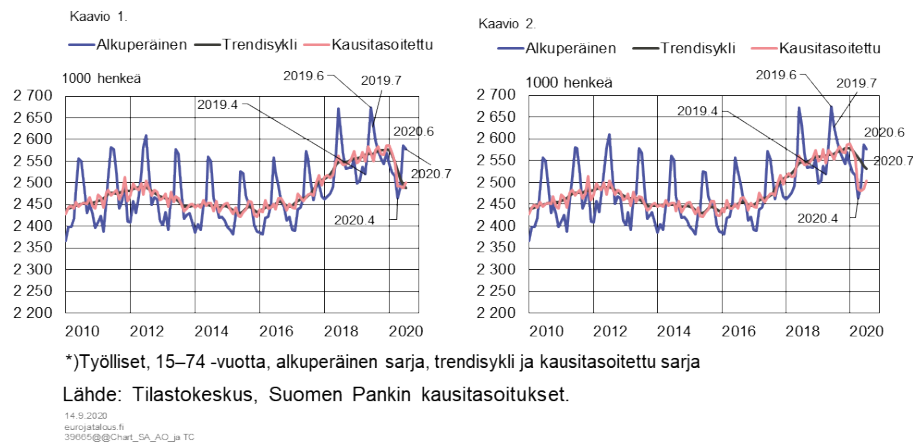
kausitasoitettun sarjan pudotusta, sisältäen kuitenkin pienen vaihesiirtymän taaksepäin. Useamman havainnon pituisen väliaikaisen muutoksen (TC) tapauksessa, trendisyklin kehitys poikkeaa eniten muista äärihavaintojen käsittelytavoista. Trendisykli kaartuu tässä tapauksessa kaikkein pyöreimmin ja vaikeimmin alkuperäisen (ja kausitasoitettun) sarjan pudotukseen verrattuna. Trendisyklissä on lisäksi vaihesiirtymä paitsi taaksepäin myös eteenpäin.

Väliaikaisen muutoksen (TC) käytölle tyypillisesti trendisyklin ja kausitasoitettun sarjan kehitys poikkeaa äärihavainnon mallinnuksen ympärillä eniten toisistaan. Tätä ominaisuutta useat suhdannesarjojen mallinnusta työkseen tekevät pitävät hankalana piirteenä, ja monet keskittyvät äärihavaintojen mallintamiseen vain joko yhdellä tai useammalla yksittäisellä äärihavainnolla (AO) tai tasomuutoksella (LS).

Kuvio 3

Koronaisku käsiteltynä yksittäisenä ja väliaikaisena äärihavaintona*

Kaaviossa 1 Koronan isku työllisyyteen on mallinnettu yksittäisenä äärihavaintona (AO) huhtikuussa 2020
Kaaviossa 2 Mallinnus usean havainnon kestävästä väliaikaisesta, heti palautumaan lähtevänä muutoksena (TC) huhtikuussa 2020.

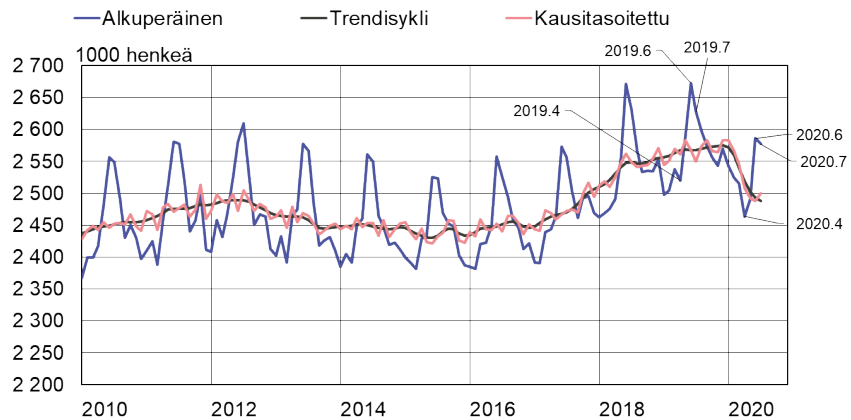


Vaikka Eurostat ei ole suosittanut koronashokin käsittelemistä aikasarjan tavallisina havaintoina, kuvataan kuviossa 4 kattavan analyysin kannalta vielä vaihtoehto, jossa keväälle 2020 ei ole mallinnettu yhtään poikkeavaa äärihavaintoa. Koronashokin aiheuttama pudotus näyttää kuvion 4 kausitasoitettussa ja trendisyklisarjassa alkavan jo tammi-helmikuussa 2020^[12]. Näin siitä huolimatta, että alkuperäisessä työllisyysarjassa merkittävä koronapudotus alkaa aikaisintaan maaliskuun puolessa välissä tartuntojen kasvun ja sulkutoimien aloittamisen myötä sekä erityisesti huhtikuussa, sulkutoimien ensimmäisessä täydessä kuukaudessa.

12. Kun huhtikuun voimakas pudotus on painotetussa liukuvassa suotimessa mukana, laskettaessa edeltävien kuukausien havainnoille trendisykliä ja kausitasoitettua sarjaa, se aiheuttaa vaihesiirtymän.

Kuvio 4

Koronan iskua työllisyyteen ei ole käsitelty äärihavaintojen avulla vuoden 2020 keväällä.*



*) Työlliset, 15–74 -vuotta, alkuperäinen sarja, trendisykli ja kausitasoitettu sarja

Lähde: Tilastokeskus, Suomen Pankin kausitasoitukset.

14.9.2020
eurojatalous.fi
39665@Chart_SA_me_OUT

Tilanne työmarkkinoilla on heikentynyt koronakevään jälkeen aiemmin huomattua enemmän

Ulkoisten shokkien – kuten koronaviruksen – yhtäkkiset vaikutukset aikasarjaan on syytä mallintaa reaaliaikaisesti alkuperäisen aikasarjan vaihtelua kunnioittaen äärihavaintoina Eurostatin koronakeväänä antaman suosituksen mukaisesti. Mikäli näin ei tehdä, seurauksena on vaimennettu ja pyöristynyt kuvaus pudotuskohdan kehityksestä. Lisäksi kriisin aiheuttama pudotuksen alkukohta siirtyy taaksepäin kausitasoitettussa ja trendisyklisarjassa alkuperäiseen havaintosarjaan verrattuna.

Eurostatin suositusta noudattaen 15–74 -vuotiaiden työllisten trendisyklisarjan ja kausitasoitettua sarjan kehitystä tarkasteltiin kaikkien kolmen äärihavainnon (AO, TC, LS) mallinnuksen tapauksessa. Vertailukohtana ja päätöskriteerinä äärihavainnon valinnalle on järkevää pitää sitä, kuinka hyvin trendisykli ja kausitasoitettu sarja kuvaavat ja seuraavat äkkimuutosta alkuperäisessä havaintosarjassa.

Tämän tarkastelun perusteella, kun havaintoja on käytettävissä heinäkuuhun 2020 saakka, vaaka kääntyy eniten työllisyyden kehityksen kuvaamiseen tasomuutoksen (LS) avulla huhtikuussa 2020. Tasomuutos kuvaa vaihtoehtoista parhaiten alkuperäisessä havaintosarjassa havaittua jyrkkää pudotusta huhtikuussa.

Ennen tasomuutoksen käyttämistä, kausitasoitussuosituksia ohjeistavat odottamaan useamman havainnon verran äärihavainnon kuukausi mukaan luettuna. Tällä hetkellä huhtikuuhun mukaan lukien käytössä on yhteensä neljä alemman tason havaintoa. Huhtikuussa käytettävälle työllisten tason muutokselle on myös järkevä selitys. Suomessa koronavirus alkoi leviää vasta maaliskuun alun jälkeen ja sulkutoimet aloitettiin maaliskuun puolivälin jälkeen. Voidaan siis ajatella, että ensimmäinen täysi kuukausi, jolloin koronaviruksen vaikutukset alkoivat näkyä Suomessa, oli huhtikuu.

On tärkeää alleviivata, ettei keväälle 2020 mallinnettava tasomuutos ja se, että työllisyyden taso pysyi seuraavana kolmena kuukautena aiempaa alempana tarkoita, että taso pysyisi tästä eteenpäin vain tällä tasolla. Seuraavan neljän–kuuden kuukauden aikana uusien alkuperäisten tilastohavaintojen myötä havaitaan jäikö tasomuutos väliaikaiseksi, lähtikö työllisyys palautumaan ylöspäin, vai voiko tässä havaittua alasuuntaista tasomuutosta seurata jopa uusi työllisyyden tason pudotus alaspäin. Ottaen huomioon ennusteet hitaasta toipumisesta koronakriisistä, täysin väliaikaisen tasopudotuksen mahdollisuus vaikuttaa kuitenkin näillä näkymin epätodennäköiseltä.

Kevään 2020 koronakäänteeseen tapaisissa käännepisteissä pelkän trendisyklin tarkasteleminen ei riitä, vaan kausitasoitettu sarja tarjoaa osaltaan lisätietoa käänteeseen luonteesta ja erityisesti vertailu alkuperäiseen havaintosarjaan auttaa tarkentamaan minkälaisesta käänteestä on kyse. Tästä näkökulmasta olisi hyödyllistä, jos Työvoimatutkimuksen julkaisuarsenaalissa olisi tulevaisuudessa trendisyklin lisäksi kausitasoitettu sarja. Huhtikuuta vastaava pudotushavainto voitaisiin tällöin käsitellä ja esittää kausitasoitetussa sarjassa seuraavina kuukausina aluksi yksittäisenä äärihavaintona. Kolmen–neljän havainnon jälkeen pystyttäisiin paremmin arvioimaan olisiko kyseessä tasomuutos.

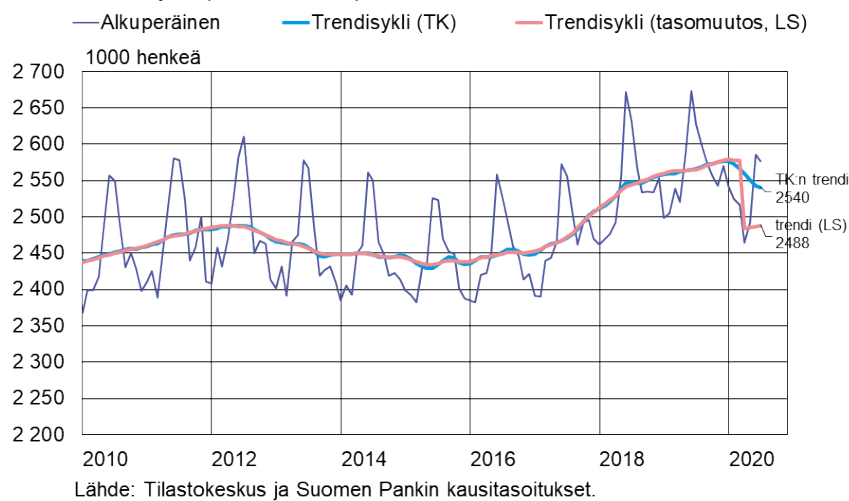
Tämän hetkessä julkaisukäytännössä tuntuu hankalalta se, että mikäli kevään koronapudotus on käsitelty Työvoimatutkimuksessa yksittäisenä äärihavaintona tai usean havainnon väliaikaisena muutoksena, tämä informaatio ei välity lainkaan tilaston käyttäjille. Tämä johtuu siitä, että tällaiset äärihavainnot näkyisivät kausitasoitetussa sarjassa – mutta eivät näy tällä hetkellä yksinään julkaistavassa trendisyklisarjassa.

Tämän kirjoituksen tarkoituksena on nostaa keskusteluun, miten voidaan systemaattisesti testata heinäkuuhun asti ulottuvalla aineistolla, millaisesta äärihavainnosta huhtikuussa 2020 on todennäköisesti ollut kyse. Tasomuutokseen perustuva tarkastelu tuottaa tämän hetkisillä tiedoilla arvion, että 15–74 -vuotiaiden työllisten määrän trendi olisi ollut heinäkuussa 2020 noin 90 000 työllistä alemmalla tasolla kuin maaliskuussa 2020.

Kuviossa 5 verrataan vielä tasomuutoksen sisältävää työllisten trendisykliä Tilastokeskuksen Työvoimatutkimuksen julkaisemaan trendisykliin. Ensin mainitun taso on heinäkuussa 2020 n. 52 tuhatta henkeä matalampi. Vastaavat käsittelyerot näkyvät myös työllisyysasteessa ja työttömyysasteessa, ks. kuviot 6 ja 7. Kuviot osoittavat, että tasomuutoksen sisältävän trendisyklin mukainen heinäkuun 2020 työllisyysaste olisi 70,6 % (TK: 71,9 %) ja tasomuutoksen sisältävän trendisyklin mukainen työttömyysaste olisi 8,4 % (TK: 7,0 %).

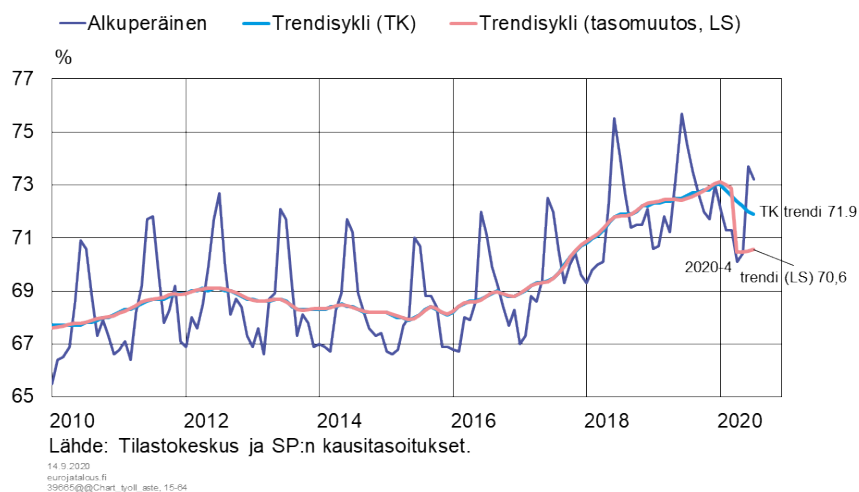
Kuvio 5

Työlliset, 15–74 -vuotta, Tilastokeskuksen trendisykli ja trendisykli (tasomuutos)



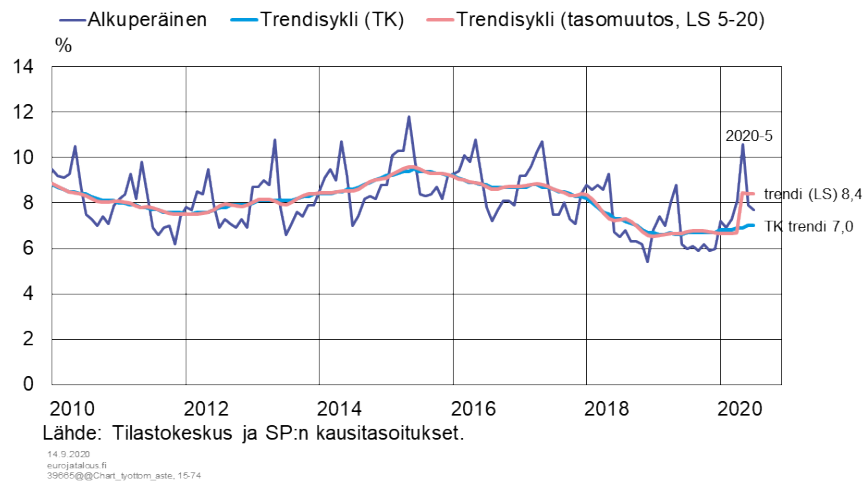
Kuvio 6

Työllisyysaste 15-64 -vuotiaat, Tilastokeskuksen trendisykli ja trendisykli (tasomuutos)



Kuvio 7

Työttömyysaste 15-74 -vuotiaat, Tilastokeskuksen trendisykli ja trendisykli (tasomuutos)



Lähteitä

Box, G., Hillmer, S., Tiao G. (1978). "Analysis and modeling of seasonal time series", teoksessa Zellner, A. (toim.), Seasonal Analysis of Economic Time Series, s. 309–334, U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census, Washington D.C.

Dagum E.B. and Bianconcini S. (2016). Seasonal Adjustment Methods and Real Time Trend-Cycle Estimation, Fienberg S.E. (eds), Statistics for Social and Behavioral Sciences, Springer.

EU IFIs Network (2018). A Practitioner's Guide to Potential Output and the Output Gap. Working Paper of the Network for the EU Independent Fiscal Institutions. <https://www.euifis.eu/eng/fiscal/228/a-practitioner%E2%80%99s-guide-to-potential-output-and-the-output-gap>.

Eurostat (2015). ESS guidelines on seasonal adjustment, 2015 edition, Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2015 ISBN 978-92-79-45176-8.

Eurostat (2018). Handbook on Seasonal Adjustment, 2018 Edition, Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2018 ISBN 978-92-79-80170-9 (PDF). <https://ec.europa.eu/eurostat/documents/3859598/8939616/KS-GQ-18-001-EN-N.pdf>.

Eurostat (2020). Guidance on Treatment of Covid-19-Crisis Effects on Data. Methodological Note, Luxembourg, 26 March 2020. https://ec.europa.eu/eurostat/documents/10186/10693286/Time_series_treatment_guidance.pdf.

Gomez, V., Maravall, A. (2001). "Seasonal Adjustment and Signal Extraction in Economic Time Series", Ch. 8 teoksessa Peña D., Tiao G.C. ja R.S. Tsay (toim.), A Course in Time Series Analysis, New York: Wiley.

Grudkowska, S., (2017). JDemetra+ Reference Manual Version 2.2, Available from URL: https://ec.europa.eu/eurostat/cros/content/software-jdemetra_en.

Hamilton, J.D. (2018). Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter, The Review of Economics and Statistics, 2018 100:5, 831–843.

Harvey A.C. (2006). Forecasting with Unobserved Components Time Series Models. Handbook of Economic Forecasting, edited by G. Elliot, C. Granger and A. Timmermann. North Holland, 327–412.

Hillmer, S.C., Tiao G.C. (1982). "An ARIMA Model Based Approach to Seasonal Adjustment", Journal of the American Statistical Association, 77, s. 63–70.

Kaiser, R., Maravall, A. (2001). Measuring Business Cycles in Economic Time Series, Lecture Notes in Statistics, v. 154, Springer-Verlag, New York.

Kokkinen, A., Alsu hail, F. (2005). Aikasarjan ARIMA-mallipohjaisesta kausitasoituksesta, Kansantaloudellinen aikakauskirja, 101. vsk . – 4/2005.

Koopman, S.J., Harvey, A.C. (2003). Computing observation weights for signal extraction and filtering. Journal of Economic Dynamics and Control 27: 1317–33.

Koopman, S.J., A.C. Harvey, J.A. Doornik and N. Shephard (2009). STAMP 8.2. Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor, London: Timberlake Consultants Ltd.

Maravall A. (1985). On structural time series models and the characterization of components. Journal of Business and Economic Statistics 3: 350–5.

Maravall, A. (1995). Unobserved Components in Economic Time Series. In Pesaran, H. and Wickens, M. (Eds.) The Handbook of Applied Econometrics, vol. 1, Oxford: Basil Blackwell.

Maravall, A. ja C. Planas (1999). "Estimation Error and the Specification of Unobserved Component Models", Journal of Econometrics, 92, s. 325–353.

Monsell B. (2007). The X-13A-Seasonal adjustment program. Proceedings of the 2007 Federal Committee On Statistical Methodology Research Conference.

US Bureau of the Census (2017). X-13ARIMA-SEATS Reference Manual, Version 1.1, Time Series Research Staff, Center for Statistical Research and Methodology, U.S. Census Bureau, Washington, DC 20233. Available at <https://www.census.gov/srd/www/x13as/> .(viitattu 8.9.2020)

White, P. (1963): Prediction and Regulation by the Linear Least Squares Method, English University Press, Lontoo.

Avainsanat

[korona](#), [työmarkkinat](#), [Suomen talous](#), [ennuste](#), [bruttokansantuote](#)