

Kysyntä- ja tarjontahäiriöiden välittyminen Suomen talouteen*

JARKKO JÄÄSKELÄ

1 Johdanto

Keskustelussa Euroopan rahaliiton hyödyistä ja haitoista ongelmaa on usein alettu ratkoa perinteisen keynesiläisen optimaalisen valuutta-alueen teorian avulla. OVA-teorian kehittäjänä voidaan pitää Robert Mundellia. Mundell esitti vuonna 1961 mallin, jossa kahta maata kohtaa epäsymmetrinen¹ reaalin häiriö. Mallissa häiriöiden välinen epäsymmetrisyys määrää yhteisvaluutan edut ja haitat sopeutumisessa häiriöihin: Teorian mukaan yhteinen valuutta ja rahapolitiikka ovat tehokkaita ja “kustannuksettomia” sopeuttajia vain jos valuutta-alueen maat kohtaavat tarpeeksi symmetrisiä häiriöitä.

* Kiitokset Pertti Haaparannalle ja Jouko Vilmuselle arvokkaasta opastuksesta ja keskusteluista, jotka nopeuttivat huomattavasti tämän jutun syntyä. Mahdolliset virheet ovat tietenkin vain ja ainoastaan allekirjoittaneen käsialaa.

¹ Mundellin kehikossa maiden välinen epäsymmetrisyys on seurausta tuotannon erikoistumisen asteesta eri hyödykkeiden välillä.

OVA-teorian empiirisissä sovelluksissa talouksien välistä symmetrisyyttä ja valuutta-alueen toimivuutta on mitattu talouksiin kohdistuvien häiriöiden välisillä korrelaatiokertoimilla. Tässä lähestymistavassa kohdataan kaksi ongelmaa: Ensinnäkin kuinka tilastoaineistosta selvitetään ne häiriöt, jotka ovat kohdanneet talouksia. Ja toiseksi on päätettävä, kuinka suuri korrelaatiokerroin häiriöiden välillä on riittävä, jotta yhteinen valuutta-alue olisi suositeltava.

Yksi väline symmetristen ja epäsymmetristen häiriöiden erottamiseen on ns. Aokin hajautus. Aokin hajautuksessa maat ovat symmetrisiä (samanlaisia), jos ne reagoivat samanlaiseen häiriöön samalla tavalla. Tällöin maiden kokonaistaloudellisen indikaattorin summat vaihtelevat yhteisten (symmetristen) häiriöiden mukaan ja vastaavasti indikaattorin erotukset määräävät maita erottavat (epäsymmetriset) häiriöt. Haaparanta ja Heinonen (1991) käyttivät Aokin hajautusta ja päätyivät tulokseen, ettei Suomi kuulu ryhmään, missä symmetriset häiriöt dominoivat epäsymmetrisiä. Lisäksi he huomasivat epäsymmetristen häiriöiden kasva-

neen 1980-luvulla.

Menetelmiä, joissa yritetään arvoida eri maiden välisten häiriöiden symmetrisyyttä makrotaloudellisten indikaattorien korrelaatiokertoimien avulla, on kritisoitu karkeudesta ja epäso-pivuudesta symmetrioiden ja epäsymmetrioiden arviointiin (Tarkka ja Åkerholm, 1992). Saarenheimo (1996) huomauttaakin, että Euroopassa vallinneessa puolijoustavassa valuuttakurssijärjestelmässä yksinkertaiset makrotaloudelliset korrelaatiokertoimet eivät tarjoa relevanttia informaatiota valuuttaunionin eduista ja haitoista. Tarkka ja Åkerholm (1992) tutkivat yksittäisen Länsi-Euroopan maan kokonaistuotannon vaihtelun symmetrisyyttä suhteessa OECD-Euroopan keskiarvoon. Tulosten mukaan Suomi poikkesi radikaalisti muista Länsi-Euroopan maista.

Keskustelussa rahaliiton eduista ja haitoista olisi talouteen tulevat häiriöt syytä erotella tarkemmin kuin vain symmetrisiin ja epäsymmetrisiin häiriöihin. Edellä käsitelyissä tutkimuksissa ongelmana onkin nimenomaan se, ettei taloutta kohtaavia häiriötä ole identifioitu. Kun suhdannevaihtelujen häiriölähteet voidaan eristää niin uskottava keskustelu rahaliiton onnistumisen edellytyksistä paranee huomattavasti - nyt voidaan tutkia miten samantyyppiset häiriöt vaihtelevat samanaikaisesti ja mitkä häiriöt ovat erityisen tärkeitä rahaliiton eri kandidaattimaissa.

Talouksien suhdannevaihtelut aiheuttavat häiriöt on useimmissa tutkimuksissa identifioitu Blanchardin ja Quah'n vuonna 1989 esittämällä menetelmällä (tämän jälkeen B&Q-menetelmä), jota tässäkin tutkimuksessa käytetään. Menetelmässä oletetaan talouden tuotannon ja työllisyysasteen määräytyvän kyseisen ajanhetken ja historian häiriöiden perusteella. Häiriöitä ja niiden vaikutuksia arvioidaan vektoriautoregressiivisen (VAR)¹ tarkastelun avul-

la. Mallin häiriötermit voidaan jakaa kysyntä- ja tarjontakomponentteihin VAR-mallin estimoitujen parametrien ja residuaalivektorin avulla, kun kysyntähäiriöillä oletetaan olevan ainoastaan lyhytaikainen vaikutus tuotantoon ja työttömyysasteeseen.

Bayoumi ja Eichengreen (1992) sovelsivat B&Q-menetelmää kokonaistuotannolle ja hintatasolle. Tuloksissa kysyntä- ja tarjontahäiriöiden korrelaatiot Suomen ja Saksan välillä olivat melko pieniä. Tämän vuoksi tutkijat niputtivat Suomen EU:n reunamaiden joukkoon yhdessä Iso-Britannian, Italian, Espanjan, Portugalin, Irlannin ja Kreikan kanssa. Häiriöiden koon ja korrelaatioiden mukaisessa tarkastelussa Suomi sijoittui lähelle EU:n ydinmaiden (Alankomaat, Belgia, Ranska, Saksa, Tanska, Luxemburg) joukkoa tarjontahäiriöiden osalta; kysyntähäiriöiden tapauksessa Suomi oli lähempänä reunamaita.

B&Q-menetelmä mahdollistaa myös talouksien häiriöiden sopeutumisprosessien tutkimisen. Bayoumin ja Eichengreenin (1992) tutkimuksen mukaan Suomen sopeutuminen kysyntä- ja tarjontahäiriöihin ei eroa nopeudeltaan mitenkään EU:n ydinmaiden sopeutumismennopeudesta; kysyntähäiriöihin sopeutuminen oli jopa nopeampaa kuin EU-ydinmaiden sopeutuminen. Joka tapauksessa tutkimuksen ilmestymisestä on jo kulunut vuosia eikä siinä toisaalta eroteltu kysyntä- ja tarjontahäiriöiden aiheuttamia sopeutumismekanismia erikseen kokonaistuotannossa eikä hintatasossa.

Suomen aineistolla B&Q-menetelmän mukaisia kysyntä- ja tarjontahäiriöitä eikä niiden

¹ Vektoriautoregressiivinen (VAR) malli on moniyhtälöaikasarjamalli, missä jokaista selitettävää muuttujaa selitetään oman sekä muiden mallin muuttujien viiveet.

vaikutuksia ole estimoitu sitten Jatilan (1993) tutkimuksen jälkeen, missä tutkittiin pääomaliikkeiden vapautumisen vaikutusta Suomen sopeutumiseen B&Q-menetelmällä. Jatila ei kuitenkaan identifioinut erikseen kysyntä- ja tarjontahäiriörakennetta, vaan hän keskittyi tutkimuksessaan ainoastaan erilaisten häiriöiden välittymiseen ja sopeutumisprosesseihin. Hänen tulostensa mukaan pääomaliikkeiden vapautumisen myötä kysyntähäiriöt vaimenevat aiempaa nopeammin kun taas tarjontahäiriöiden pitkän aikavälin vaikutukset vahvistuivat.

Käsilläolevan tutkimuksen tarkoituksena on täyttää tämä aukko ja estimoida Suomen talouden kysyntä- ja tarjontahäiriörakenne sekä lisäksi analysoida näiden häiriöiden dynaamisia vaikutuksia ns. impulssivasteiden avulla. Yhdessä vastaavalla aineistolla ja menetelmällä muille maille tehtyjen tutkimusten kanssa voidaan pohtia rahaliiton onnistumisen mahdollisuuksia. Vaikkakin B&Q-menetelmän on kohdannut viime aikoina erittäin fundamentaalista kritiikkiä niin tässä tutkimuksessa käytetään ko. menetelmää: Rubin ja Thygesen (1996) esittivät, että menetelmä ei hyödynnä tietoa aikasarjojen epästationaarisuudesta. Analysoitaessa usean maan talouden käyttäytymistä on tällöin vaarana, että taloudellista yhteisvaihtelua ei huomioida parhaalla mahdollisella tavalla. Heidän mukaansa tästä seuraa, ettei suhdannehäiriöiden yhteisvaihtelu eri maille tule oikein määriteltyä, koska häiriöiden identifioinnissa ei ole käytetty hyväksi tietoa siitä, että eri talouksien keskimääräiset kehitysurat voivat olla toisiinsa sidottuja. Menetelmällään, jossa käytettiin teollisuustuotannon aikasarjoja Rubin ja Thygesen päätyivät ehdottamaan rahaliiton jäsenmaiksi Belgiaa, Englantia, Hollantia, Italiaa, Itävaltaa, Ranskaa, Ruotsia, Saksaa ja Suomea. Rubin ja Thygesenin tulokset eroavat huomattavasti aiemmin käsiteltyjen tutkimus-

ten tuloksista - joka tapauksessa erittäin mielenkiintoinen artikkeli, jolle on uhrattava vielä paljon lisää tutkimustunteja.

Tutkimus etenee siten, että kappaleessa 2 esitellään aluksi Blanchardin ja Quah'n (1989) artikkelin taustalla olevia oletuksia ja muuttujia sekä rakennetaan mallin oletusten mukainen vektoriautoregressiinen malli. Tämän jälkeen kappaleessa 3 kuvaillaan tutkimusaineisto ja sen tilastolliset ominaisuudet. Kappaleessa 4 estimoidaan Suomen kysyntä- ja tarjontahäiriöt periodilla 1977-1996 Blanchardin ja Quah'n mallin oletusten mukaisesti. Lisäksi tarkastellaan impulssivasteanalyysillä häiriöiden välittymistä bruttokansantuotteeseen ja työttömyysasteeseen. Lopuksi kappaleessa 5 esitetään yhteenvedo tutkimuksesta.

2 Metodologiasta

Tässä kappaleessa esitellään metodologia, jonka pohjalle tutkimus rakentuu. Aluksi käydään läpi Blanchard-Quah-mallin taustalla olevat oletukset. Mallin esittelyn jälkeen käydään yksityiskohtaisesti läpi, kuinka mallin oletusten ja rajoitusten mukaisesti estimoitava kahden muuttujan vektoriautoregressiivinen (VAR) malli konstruoidaan.

2.1 Blanchard & Quah -menetelmä

Blanchard ja Quah oletivat talouteen tulevan kahdenlaisia häiriöitä, jotka vaikuttavat työttömyysasteeseen ja tuotantoon. Häiriöt eivät ole keskenään korreloituneita eikä kummallakaan häiriöllä ole pitkän ajanjakson vaikutusta työttömyysasteeseen. Toisella häiriöllä on kuitenkin pysyvä vaikutus tuotantoon. Häiriötä, joilla on vain väliaikainen vaikutus tuotantoon, on totuttu pitämään kysyntähäiriöinä. Tarjontahäiriöllä puolestaan oletetaan olevan pysyviä vai-

kutuksia tuotantoon. Tätä oletusta tukee Keynesiläinen näkemys suhdannevaihteluista, joka esitellään seuraavaksi alla olevassa kehikossa.

Olkoon

$$(1) Y_t = M_t - P_t + a\theta_t$$

$$(2) Y_t = N_t + \theta_t$$

$$(3) P_t = W_t - \theta_t$$

$$(4) W_t = W / \{E_{t-1} N_t = \bar{N}\},$$

missä Y , N ja θ ovat tuotannon, työllisyyden ja tuottavuuden logaritmejä. Täystyöllisyyttä merkitään \bar{N} :lla. P , W ja M ovat hintatason, nimellispalkan ja rahan tarjonnan logaritmejä. Merkintä E_{t-1} tarkoittaa odotuksia, jotka on tehty periodilla $t-1$.

Yhtälön (1) mukaan kokonaiskysyntä on reaalisien rahan määrän ja tuottavuuden funktio. Tuottavuus voi vaikuttaa suoraan kokonaiskysyntään esimerkiksi investointikysynnän kautta ($a > 0$). Yhtälö (2) on tuotantofunktio, joka liittyy tuotannon, työllisyyden ja tuottavuuden toisiinsa; yhtälössä on oletettu vakioiset skaalatuotot. Yhtälö (3) kuvaa hinnanasetusmekanismia, missä hintataso on nimellispalkkojen ja tuottavuuden funktio. Palkkasopimukset noudattavat Fischerin (1977) esittämää määritelmää, jonka mukaan palkat neuvotellaan periodilla $t-1$ s.e. odotettu työllisyys säilyy myös periodilla t : yhtälö (4) karakterisoi palkkasopimukset siten että odotettu täystyöllisyys saavutetaan. Lisäksi rahan tarjonnan (M) ja tuottavuuden (θ) oletetaan kehittyvän seuraavasti:

$$(5) M_t = M_{t-1} + \varepsilon_{dt}$$

$$(6) \theta_t = q_{t-1} + \varepsilon_{st}$$

missä ε_d ja ε_s ovat kysyntä- ja tarjontahäiriöt. Estimoinnin takia oletetaan häiriöiden olevan ortogonaalisia ja sarjakorrelaationottomia keskenään. Kun työttömyys määritellään seuraavasti: $U = \bar{N} - N$, niin saadaan tuotannon kasvuksi ja työttömyydeksi

$$(7) \Delta Y = \varepsilon_{dt} - \varepsilon_{dt-1} + a(\varepsilon_{st} - \varepsilon_{st-1}) + \varepsilon_{st}$$

$$(8) U = -\varepsilon_{dt} - a\varepsilon_{st}$$

Tästä huomataan, että kysyntähäiriöillä (ε_d) on väliaikainen vaikutus sekä tuotannon kasvuun että työttömyysasteeseen. Tarjontahäiriöillä (ε_s) puolestaan on pysyvä vaikutus tuotannon kasvuun, mutta häiriön vaikutus työttömyysasteeseen on väliaikainen.

2.2 Vektoriautoregressiivinen (VAR) malli

VAR-malli on moniyhtälöaikasarjamalli, missä mallin jokainen selitettävä voidaan esittää omien ja mallin muiden muuttujien viivästettyjen termien lineaarisena funktiona. Kun muuttujat on koottu yhteen vektoriin niin esitystä voi pitää vektoriautoregressiona, missä vektori ilmaistaan omien viivästettyjen arvojen ja virhetermivektorin lineaarisena funktiona.¹

Seuraavaksi esitetään, kuinka häiriöt tuotantoon ja työttömyysasteeseen hajotetaan pysyviin ja väliaikaisiin komponentteihin VAR-menetelmällä.

Olkoon $X_t = [\Delta \log BKT \quad TASTE]$ ja olkoon ε_d ja ε_s mainittuja häiriöitä. Muodollisesti viiveoperaattorin (L) avulla häiriöiden impulssivastinfunktiot X_t :n elementteihin voidaan nyt esittää muodossa:

¹ VAR-metodologiaa on sovellettu mm. makrotaloudellisia indikaattoreita ennustamiseen (ks. esim. Litterman (1986)), suhdannehäiriöiden lähteiden ja ominaisuuksien tutkimiseen (ks. esim. Sims (1982), Keating (1990)) ja testaamaan talousteorioita, joissa on määritelty suhde muuttujajoukon nykyisten ja tulevien realisaatioiden välillä (ks. esim. Sargent (1981)).

$$(9) X_t = A(0)\varepsilon_t + A(1)\varepsilon_{t-1} + A(2)\varepsilon_{t-2} + A(3)\varepsilon_{t-3} + \dots = \sum_{L=0}^{\infty} A(L)\varepsilon_{t-L}$$

missä L on viiveoperaattori ja matriisi $A(L)$ esittää häiriöiden impulssivastefunktiota X_t :n elementteihin. ε_t on mallin häiriövektori.

Edelleen olkoon X_t BKT:n logaritmin 1. differenssi (Δ LBKT) ja työttömyysaste (TASTE) sekä olkoon ε_t toisistaan riippumattomat kysyntä- ja tarjontahäiriöt (ε_{dt} ja ε_{st}). Rakenteellinen kahden muuttujan malli voidaan nyt kirjoittaa:

$$(10) \begin{bmatrix} \Delta LBKT_t \\ TASTE_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} L^i \begin{bmatrix} a_{11i} & a_{12i} \\ a_{21i} & a_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{dt} \\ \varepsilon_{st} \end{bmatrix}$$

missä a_{11i} on matriisin A_i elementti a_{11} .

Koska on oletettu, että tarjontahäiriöillä on pysyvä vaikutus tuotannon tasoon ja kysyntähäiriöiden vaikutus tuotantoon on väliaikainen, niin kysyntähäiriöiden kumulatiivinen vaikutus tuotantoon täytyy olla nolla. Täten ylläolevassa matriisissa A_i elementtien a_{11} summan täytyy olla nolla.

Seuraavaksi selvitetään kuinka yhtälöissä (9) ja (10) spesifioidun rakenteellisen VAR-mallin estimointu "käytännössä" etenee.

Vektori X_t regressoidaan kaikilla muuttujavektori X_t :n viivästetyillä arvoilla (ts. $\Delta \log BKT_{t-n}$ ja $TASTE_{t-n}$). VAR voidaan kirjoittaa allaolevassa muodossa, missä notaatiolla B tarkoitetaan estimoituja kertoimia.

$$(11) X_t = B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \dots + B_n X_{t-n} + e_t$$

Estimointi voidaan suorittaa tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä, koska molempia endogeenisiä muuttujia selittävät samat muuttujat. Tätä estimaattia ei kuitenkaan

voida vielä tulkita, joten seuraavaksi VAR-yhtälö invertoidaan liukuvan keskiarvon muotoon (eli ns. impulssivastemuotoon), missä muuttujavektori ilmaistaan virhetermivektorin nykyisillä ja viivästetyillä arvoilla. Liukuvan keskiarvon esitys voidaan kirjoittaa:

$$(12) X_t = (I - B(L))^{-1} e_t$$

missä termit e_t, \dots, e_{t-n} ovat VAR:n residuaaleja. Liukuvan keskiarvon esitys muutetaan seuraavaksi ortogonaalisten innovaatioiden muotoon eli residuaalit muutetaan kysyntä- ja tarjontahäiriöiksi ε_t yhtälön (10) mukaisesti. Tämä on mahdollista jos löydetään matriisi D , joka muuttaa residuaalit e_t häiriötermeiksi ε_t . Matriisi D löydetään seuraavasti: Haetaan ensin residuaalien e_t varianssi-kovarianssimatriisi Ω ja Ω :n Cholesky-hajoitelma S . Yhteys rakenteelliseen ja estimoidun VARin välillä on:

$$(13) A(L) = C(L)S_0$$

missä $C(L) \equiv (I - B(L))^{-1}$, kun $L=I$. S_0 on mallin pitkän aikavälin rajoitteiden kanssa sopu- soinnussa oleva erityinen Cholesky-hajoitelma. Merkitään $S_0 = ST$, missä T on ortogonaalimatriisi ($\therefore TT' = I$ ja $\det(T) = 1$). Sopiva T -matriisi haetaan s.e. tulomatriisin C^*S^*T vasen yläkul-

ma on nolla (ts. $\sum_{i=0}^{\infty} a_{11i} = 0$). Kun matriisi T vielä ortonormalisoidaan (merk. \hat{T}) niin tällöin on määritelty mallin rajoitteiden mukainen matriisi $D = \hat{S}\hat{T}$, jonka avulla VARin residuaalivektorista voidaan identifioida kysyntä- ja tarjontahäiriöt (ε_{dt} ja ε_{st}).

3 Aineiston kuvailu

Estimoinneissa käytettävä aikasarjadata on

Elinkeinoelämän Tutkimuslaitoksen (ETLA) tietokannasta. Aikasarja-aineistona käytettiin neljännesvuosittaista bruttokansantuotetta (BKT) markkinahintaan vuodesta 1975 vuoteen 1996. Työttömyysaste vastaavasti on laskettu työvoimatiedustelun mukaan; työttömyysasteen havainnot alkavat vuodesta 1976 ja päättyvät vuoteen 1996 periodiin 3, kuten BKT-havainnotkin.

Ennen vektoriautoregressiivisen mallin konstruointia aineiston aikasarjaominaisuudet testattiin PCGive-ohjelmalla. Testimenettely oli kaksivaiheinen. Ensimmäisessä vaiheessa BKT-sarja logaritmoidaan ja aikasarjoille tehtiin sekä stationaarisuus- että yksikköjuuritestit. Toisessa vaiheessa testattiin residuaalien valkoista kohinaa sekä mallissa olevaa ARCH-efektiä.

Havaintoaineiston stationaarisuutta testattiin laajennetulla Dickey-Fullerin (Augmented Dickey-Fuller) yksikköjuuritestillä, estimoimalla seuraava OLS-regressio:

$$\Delta X_t = \alpha + \mu t + \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

missä $X_t = [\log BKT \text{ TASTE}]$; α on vakio; t on aikatrendi ja ε on virhetermi. Aineiston stationaarisuusominaisuuksien kannalta kerroin β on ratkaiseva. Koska regressiot estimoidaan differentoidulla aineistolla, niin aineisto on stationaarinen vain jos β on negatiivinen. Jos $\beta = 0$ niin aineistossa on yksikköjuuri, koska differentointi aiheuttaa X_{t-1} häviämisen yhtälön vasemmalta puolelta.

Muuttujista bruttokansantuotteen logaritmi oli differenssiöinnin jälkeen jokseenkin stationaarinen sarja, kun otetaan huomioon testien heikkous. Työttömyysastesarja osoittautui stationaariseksi sarjaksi.

Residuaalien valkoista kohinaa testattiin Bo-

x-Pierce Q-tilastolla. Q-tilasto määritellään seuraavasti

$$Q = T \sum_{j=1}^L \bar{r}_j^{-2}$$

missä T on havaintojen lukumäärä ja r_j on jäännöstermiautokorrelaatio, joka on χ^2 -jakautunut L :llä vapausasteella. Suuret Q -arvot johtavat satunnaisten jäännöstermien -hypoteesin hylkäämiseen.

Kuten olettaa sopii ongelmana on se, että yhtälöiden väliset jäännöstermit ovat korreloituneita keskenään. χ^2 -jakauman 5%:n ja 1%:n kriittiset arvot kahdeksalla vapausasteella ovat 15.51 ja 20.09. Q -tilaston arvo BKT:lle oli 18.61: BKT-yhtälössä nollahypoteesia satunnaisista residuaaleista ei siis voitu hylätä. Työttömyysaste-yhtälön Q -tilaston arvoksi saatiin 28.21, mikä on selvästi yli χ^2 -jakauman 1%:n kriittisen arvon. Jäännöstermien välisen korrelaation takia estimoituihin kysyntä- ja tarjontahäiriöihin sekä näiden dynaamisiin vaikutuksiin on suhtauduttava varovaisesti.

ARCH (AutoRegressive, Conditionally Heteroscedastic) -efektiä testataan Englen (1982) menetelmällä: neliöityjä residuaaleja selitetään vakiolla ja viivästetyillä neliöidyillä residuaaleilla. Nollahypoteesi on, ettei ARCH-efektiä ole, mikä hylätään jos testisuureet ovat suuria.¹ Testit osoittivat, ettei kummassakaan yhtälössä ole ARCH-efektiä.

¹ Täsmällisemmin testataan hypoteesia $\gamma = 0$ mallissa $E[u_t^2 | u_{t-1}, \dots, u_{t-r}] = c_0 + \sum_{i=0}^r \gamma_i u_{t-i}^2$

4 Estimointi ja tulokset

Seuraavassa esitetään johdetun mallin mukainen kysyntä- ja tarjontahäiriörakenne Suomen aineistolle vuosille 1977-1996. Lisäksi tarkastellaan kysyntä- ja tarjontahäiriöiden välittymistä talouteen impulssivastefunktioiden avulla. Impulssivasteet kuvaavat, kuinka jäännös- virheen keskihajonnan suuruinen häiriö (inno- vaatio) välittyy mallin muuttujiin aikahorisontilla $t+k$. Estimoinnissa käytettiin RATS-ohjel- mistoa.

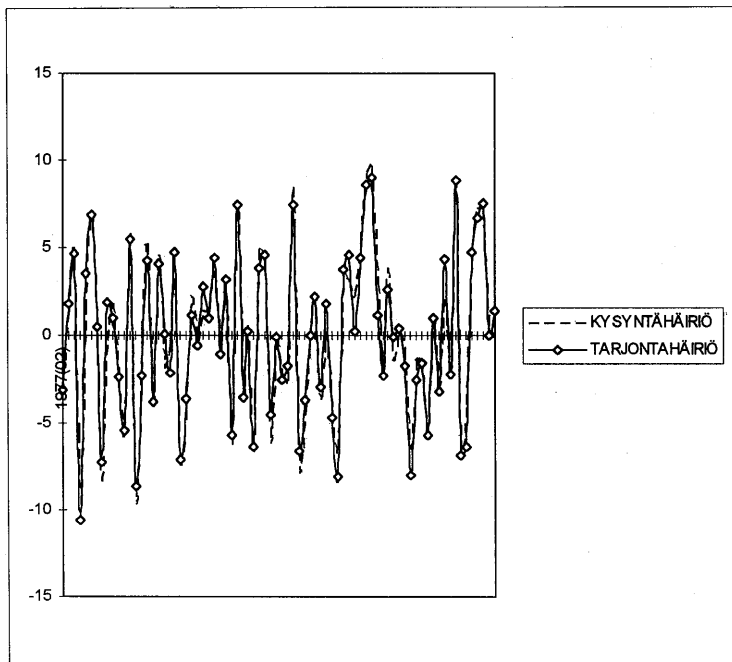
4.1 Kysyntä- ja tarjontahäiriöt 1977-1996

Allaolevissa kuvissa on esitetty estimoitu Suomen kysyntä- ja tarjontahäiriörakenne vuodesta 1977 vuoteen 1996.

Kuvan perusteella taloutta dominoivia häiriöitä on mahdotonta erottaa. Suomen aineistosta ei voida erottaa kysyntä- ja tarjontahäiriökomponentteja: häiriöt ovat, vastoin B&Q-mallin oletuksia, korreloituneita keskenään. Häiriörakennetta yritettiin estimoida myös siten, että sekä kokonaistuotantosarja että työttömyysastesarja rakennekorjattiin dikotomimuuttujilla - mitään oleellista muutosta ei kuitenkaan häiriörakenteessa voitu havaita.

Seuraavassa kuvassa 2 on esitetty kysyntä- ja tarjontahäiriöt, kun VAR-malliin on otettu eksogeeniseksi muuttujaksi öljyn maailman- markkinahinta. Öljyn hinta on ollut Suomelle yhtäaikaan sekä tarjonta- että kysyntähäiriöiden lähteenä; toiveena on, että tällainen eksogeeni- nen muuttuja helpottaisi eri häiriökomponent- tien identifioitumista tilastoaineistosta.

Kuvio 1 Kysyntä ja tarjontahäiriöt



Kuvasta on mahdotonta sanoa dominoivatko taloudessa kysyntä- vai tarjontahäiriöt, vaikkakin näyttäisi siltä, että tarjontahäiriöt ovat olleet 1990-luvulla kysyntähäiriöitä suurempia.¹

¹ Kysyntä- ja tarjontahäiriöiden sekä näiden dynaamiset vaikutukset estimoitiin myös rakennekorjatuilla muuttujilla. Rakennekorjaus tehtiin regressioimalla kumpikin muuttuja vuorollaan ensin vakiolla ja dikotomimuuttujalla, joka sai arvon 0 ennen vuoden 1991 neljättä periodia ja arvon yksi sen jälkeen. Tämä tulos vähennettiin alkuperäisestä muuttujasta ja jäännöstermit tallennettiin. On huomattava, että rakennedikotomin mukaan ottaminen malliin hävittää oleellista informaatiota Suomen talouden muutoksista. Esityksestä on jätetty kokonaan pois rakennekorjattujen muuttujien mukainen häiriörakenne sekä impulssivastetarkastelu, koska rakennekorjatussa muodossa sekä kysyntä- että tarjontahäiriöiden vaikutus muuttujiin oli lähes tulkoon olematon.

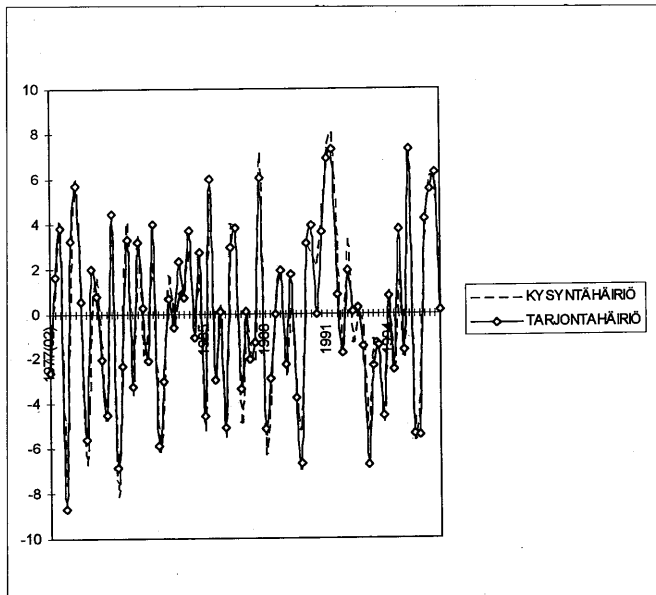
4.2 Kysyntä- ja tarjontahäiriöiden dynaamiset vaikutukset

Tarkastellaan seuraavaksi impulssivastefunktioiden avulla kysyntä- ja tarjontahäiriöiden dynaamisia vaikutuksia kokonaistuotantoon ja työttömyysasteeseen. Tuloksiin on suhtauduttava varovaisesti, koska tarkastelu yläpuolella osoitti, että Suomen aineisto ei täytä B&Q-mallin oletusta häiriöiden korreloimattomuudesta eivätkä aikasarjat olleet kaikilta osin ”hyvin käyttäytyviä”. Kuvioiden selitykset ovatkin karkeita ja intuitiivisia.

Impulssivasteiden graafisessa esityksessä pystyakselin yksikkönä on BKT:n logaritmi ja työttömyysaste, vaaka-akselin aikayksikkönä on neljännesvuosi.

Muodoltaan kysyntähäiriön dynaamiset vaikutukset ovat melko lähellä B&Q-mallin enustamaa vasterakennetta: Positiivisen kysyn-

Kuvio 2 Kysyntä ja tarjontahäiriöt, öljyn hinta eksogeeninen muuttuja



tähäiriön vaikutus kokonaistuotantoon on väliaikainen. Kuvassa 3 BKT-vaste hiipuu aikaa myöten kohti nollaa; ongelmaksi muodostuu kuitenkin työttömyysaste, joka kuvan perusteella näyttää kasvavan positiivisen kysyntähäiriön seurauksena 10 vuoden kuluttua häiriöstä.

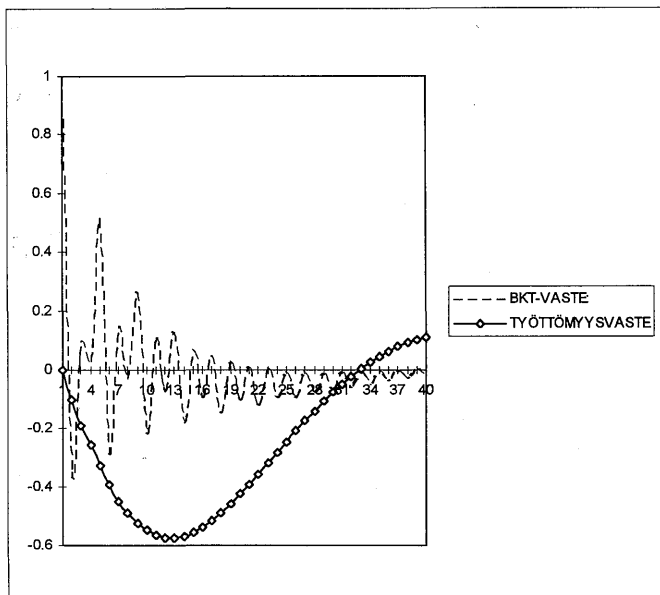
Karkeasti kuvaa lukien voidaan päätellä kokonaistuotannon olevan huipussaan 15 kuukauden (5 periodin) kuluttua positiivisesta kysyntähäiriöstä: tuotannon kasvu on n. 0.4%. Kysyntähäiriön vaikutus työttömyysasteeseen on peilikuva häiriön vaikutuksesta kokonaistuotantoon. Positiivinen kysyntähäiriö alentaa työttömyysastetta lähes 0.6% kolmen vuoden kuluessa häiriöstä. Tämän jälkeen työttömyysaste alkaa palata kohti nollatasoa. Aineistossa ilmenneiden ongelmien vuoksi työttömyysaste näyttää jopa kasvavan kymmenen vuoden kuluttua häiriöstä.

Tarjontahäiriön vaikutus muuttujiin eroaa

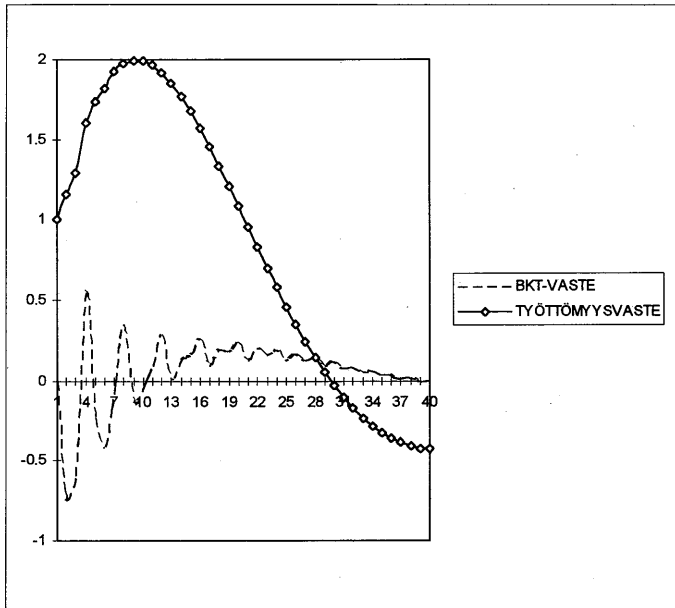
kysyntähäiriön vaikutuksista. Kuvassa 4 on esitetty tarjontahäiriön impulssivasteet.

Positiivinen tarjontahäiriö alentaa aluksi kokonaistuotantoa, jopa negatiivisesti. Selityksenä tällaiselle ilmiölle voidaan pitää uutta teknologista innovaatiota, joka kasvattaa tuottavuutta. Vanhaa, tehotonta teknologiaa käyttävät yritykset poistuvat markkinoilta kilpailun seurauksena, mikä aiheuttaa kokonaistuotannon väliaikaisen pientymisen. Tuotanto alkaa jälleen nousta, kun yritykset ovat omaksuneet uuden tuotantoteknologian: Tuotanto alkaa kasvaa noin puolen vuoden kuluttua (2 periodia) tarjontahäiriöstä. Tuotannon kasvun huippu saavutetaan noin 1.5 vuoden (8 periodia) kuluttua häiriöstä, jonka jälkeen kokonaistuotannon muutokset tasaantuvat. Vastoin esitettyä teoriaa positiivisella tarjontahäiriöllä ei näytä olevan pysyvää vaikutusta kokonaistuotantoon - vaikutus pienenee ajan myötä kohti nollaa.

Kuvio 3 Kysyntähäiriön impulssivasteet



Kuvio 4 Tarjontahäiriön impulssivasteet



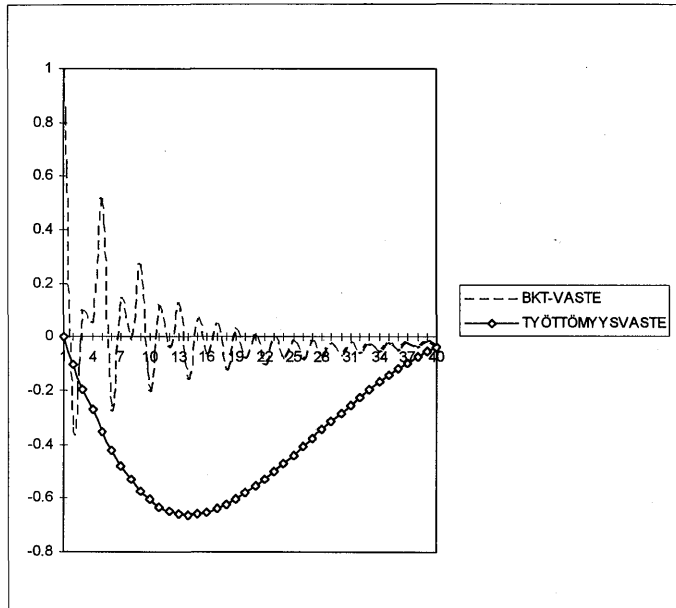
Tarjontahäiriön vaikutus työttömyysasteeseen eroaa huomattavasti vaikutuksesta kokonaistuotantoon. Tarjontahäiriö kasvattaa työttömyysastetta noin kahden vuoden ajan, jonka jälkeen työttömyysaste alkaa vähitellen (erittäin hitaasti!) laskea. Työttömyysaste käyttäytyy jälleen ongelmallisesti - työttömyysaste ei palaudu luonnolliselle tasolle vaan vaeltaa epämääräisesti vielä kahdeksan vuoden kuluttua häiriöstä. Työttömyysasteen muutosta voidaan selittää myös uudella teknologisella innovaatiolla. Ajatellaan kahden sektorin taloutta: uuden ja vanhan teknologian sektoreita. Tuotavuuden kasvu uuden teknologian sektorilla kasvattaa työttömyyttä vanhan tuotantoteknologian sektorilla. Uuden teknologian sektorin alkaessa dominoida taloutta kasvavalla vauhdilla alkaa työttömyyskin pienentyä. Kokonaistuotannon nollassa saavutetaanikin yhtäaikaan työttömyyden huippukasvun

kanssa.

Seuraavaksi esitetään estimoidut impulssivasteet, kun VAR-mallissa oli eksogeenisenä muuttujana öljyn maailmanmarkkinahinta. Öljyn hinnan toivotaan suodattavan osittain kysyntä- ja tarjontahäiriöiden yhteisvaikutusta, jolloin kysyntä- ja tarjontakomponenttien dynaamiset vaikutukset mallissa erottuisivat aiempaa selvemmin.

Eksogeeninen selittäjä VAR-mallissa saa aikaan joitakin taustalla olevan rakennemallin kannalta "toivottavia" ominaisuuksia impulssivasteanalyysiin - mallin dynaamiikka on nyt hivenen parempi käytöksistä. Kysyntähäiriön vaikutus kokonaistuotantoon vaimenee nopeammin kohti nollassa kuin mallissa, josta eksogeeninen selittäjä puuttui. Lisäksi BKT-vasteen huipukkuus on pienentynyt. Työttömyysaste palaa aikaa myöten luonnolliselle tasolle, eikä ala vaeltaa nollassa akselin ympärillä kuten kuvis-

Kuvio 5 Kysyntähäiriön impulssivasteet, öljyn hinta eksogeeninen muuttuja



sa 3 ja 4. Joka tapauksessa on pidettävä mielessä, että muutokset ovat melko kosmeettisia.

Seuraavaksi kuvassa 6 on esitetty tarjontahäiriön dynaamiset vaikutukset kokonaistuotantoon ja työttömyysasteeseen kun VAR-mallissa öljyn hinta eksogeeninen selittäjä.

Myös tarjontahäiriön dynaamisiin vaikutuksiin eksogeenisellä öljyn maailmanmarkkinahinnalla on positiivinen vaikutus. Kuvan 6 impulssivasteet käyttäytyvät jokseenkin rakennemallin mukaisesti: Tarjontahäiriöllä on nyt pysyvä vaikutus kokonaistuotantoon, vaikka BKT-vasteen amplitudi on pienentynyt. Työttömyys laskee hitaammin kuin kuvassa 4, mutta toisaalta työttömyysaste palaa luonnolliselle tasolleen toisin kuin mallissa, josta eksogeeninen muuttuja puuttui.

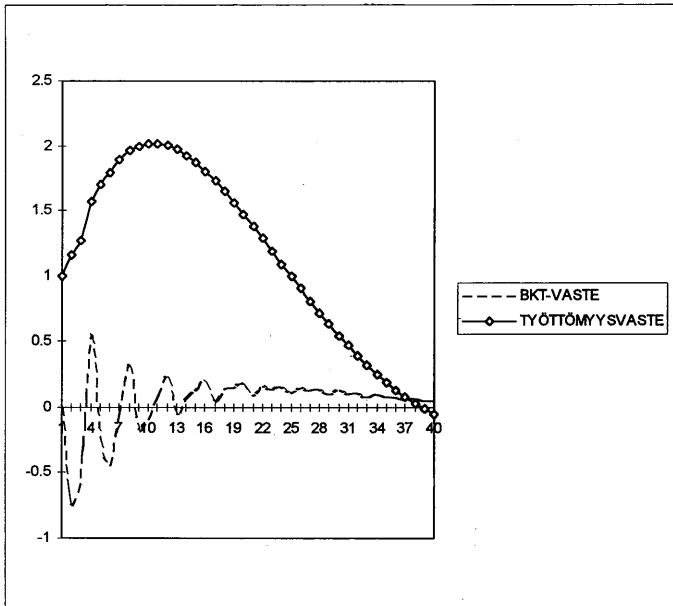
Eksogeenisen selittäjän vaikutus VAR-mallin dynaamisiin ominaisuuksiin viittaa siihen, että jonkinlainen filterointi, suodatus voisi pa-

rantaa aineiston ominaisuuksia lähemmäs rakennemallissa vaadittavia alkuolettamuksia. Tällainen suodatus puhdistaisi aineistosta tekijän, joka aiheuttaa yhteisvaihtelua kysyntä- ja tarjontahäiriökomponenteissa. Oletettavasti molempiin komponentteihin vaikuttavan yhteisen tekijän poistaminen mahdollistaisi mallin estimoinnin "paremmilla tuloksilla" ja rakenteellisen mallin olettamusten mukaisesti toisin kuin mihin tässä tutkimuksessa käytetyllä perusmenetelmällä on pystytty.

5 Yhteenveto

Tutkimuksessa on estimoitu Suomen talouden kysyntä- ja tarjontahäiriörakenne sekä häiriöiden dynaamiset vaikutukset ns. Blanchard ja Quah-menetelmällä. Menetelmässä oletetaan talouden tuotannon ja työllisyysasteen määräytyvän kyseisen ajanhetken ja historian häiriöi-

Kuvio 6 Tarjontahäiriön impulssivasteet, öljyn hinta eksogeeninen muuttuja



den perusteella. Häiriöitä ja niiden vaikutuksia arvioidaan vektoriautoregressiivisen tarkastelun avulla. Mallin häiriötermit voidaan jakaa kysyntä- ja tarjontakomponentteihin VAR-mallin estimoitujen parametrien ja residuaalivektorin avulla, kun kysyntähäiriöillä oletetaan olevan ainoastaan lyhytaikainen vaikutus tuotantoon ja työttömyysasteeseen.

Aluksi selvitettiin aineiston tilastollisia ominaisuuksia. Muuttujista logaritminen BKT oli differenssioinnin jälkeen jokseenkin stationaarinen. Työttömyysaste oli tasomuodossaan stationaarinen sarja. Estimoitavan VAR-mallin kannalta ongelmaksi näytti muodostuvan se, että yhtälöiden väliset jäännöstermit olivat korreloituneita keskenään. Residuaaleissa ei havaittu ARCH-efektiä

Kysyntä- ja tarjontahäiriöiden estimoinnissa havaittiin, että Suomen aineistolla häiriöt ovat, vastoin rakenteellisen mallin oletuksia, erit-

täin korreloituneita keskenään. Häiriöitä yritettiin estimoida rakennekorjatuilla aikasarjoilla, mutta merkittäviä eroja häiriöiden korreloituneisuudessa ei siltikään ilmennyt.

Mallin dynaamisia tutkittiin ns. impulssivasteanalyysillä. Tutkimus osoitti, että kysyntä- ja tarjontahäiriöiden dynaamiset vaikutukset talouden kokonaistuotantoon ja työttömyysasteeseen poikkeavat toisistaan huomattavasti. Kysyntähäiriön vaikutukset kokonaistuotannon tasoon ja työttömyyteen olivat jokseenkin väliaikaisia, tarjontahäiriön vaikutukset kokonaistuotantoon olivat pysyviä ja vaikutukset työttömyyteen lievästi epämääräisiä. Lopuksi huomautettiin, että jos malli halutaan estimoida Suomen hankalakäyttösisellä datalla olisi jonkinlainen suodatus, joka puhdistaisi kysyntä- ja tarjontahäiriökomponenttien yhteisvaihtelua aiheuttavan tekijän kehitettävä. Tässä onkin pähkinää purtavaksi.

Kirjallisuus

- Bayoumi T., Eichengreen B. (1992). Is There a Conflict between EC Enlargement and European Monetary Unification? NBER Working Paper No. 3950.
- Blanchard O., Quah D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Supply and Demand Disturbances. *American Economic Review*, 79, pp. 655-673.
- Engle R. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50, pp. 987-1007.
- Fischer S. (1977). Long-Term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule. *Journal of Political Economy*, 85, pp. 191-205.
- Haaparanta P., Heinonen T. (1991). Finland and EMS: Some Empirical Evidence on Symmetries and Asymmetries. Publications of the Helsinki School of Economics F, 269.
- Jatila J. (1993). Dynamic Effects of Demand and Supply Disturbances on the Finnish Economy: Did Liberalization of Capital Movements Matter? Helsingin kauppakorkeakoulu kansantaloustieteen pro gradu -tutkielma.
- Keating J. (1990). Identifying VAR Models under Rational Expectations. *Journal of Monetary Economics*, 25, pp. 453-476.
- Litterman R. (1986). Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions - Five Years of Experience. *Journal of Business and Economic Statistics*, 4, pp. 25-38.
- Mundell R. (1961). A Theory of Optimum Currency Areas. *American Economic Review*, 51, pp. 657-665.
- Rubin J., Thygesen N. (1996). Monetary Union and the Outsiders: A Cointegration - Codependence Analysis of Business Cycles in Europe. *Economie Appliquée*, XLIX, pp. 123-171.
- Saarenheimo T. (1996). Monetary Policy for Smoothing Real Fluctuations? - Assessing Finnish Monetary Autonomy. Bank of Finland Discussion Papers 15/96.
- Sargent T. (1981). A Note on Maximum Likelihood Estimation of the Rational Expectations Model of the Term Structure. *Journal of Monetary Economics*, 5, pp. 133-143.
- Sims C. (1982). Policy Analysis with Econometric Models. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 107-164.
- Tarkka J., Åkerholm J. (1992). Fiscal Federalism and European Monetary Integration. Bank of Finland Discussion Papers 2/92.