

Suomen lama ja Venäjän vienti

MIKA LINDEN

Professori, VTT

Helsingin yliopisto, kansantaloustieteen laitos

1. Tausta

Suomen ja Neuvostoliiton ja myöhemmin Venäjän välisen kaupan merkitystä vuosien 1991–1994 talouslaman kannalta on tutkittu vähän. Kirjallisuudesta löytyy kaksi osin vastakkaista näkemystä Suomen ja NL/Venäjän kaupan laimayhteyksistä. Esimerkiksi Steven *Nickell* arvioiessaan OECD-maiden työttömyyden syitä toteaa, että »...there is only one country where truly exceptional problems have distorted the long period average dramatically, namely Finland. In the three years from 1990 to 1993, Finnish unemployment rose from 3.4 to 17.7 percent. This increase was generated first by the collapse of an enormous domestic credit boom, which was, in its turn, brought about by a mismanaged deregulation of the financial sector. This disaster was reinforced by the more or less complete elimination of the Soviet trade over the same period, which had previously been responsible for about one-third of Finnish exports» (*Nickell*, 1997 s. 72). NL:n vientikaupan romahtamisen lamamerkitys on kuitenkin sivuutettu tai se ei ole etusijalla suomalaisessa la-

makirjallisuudessa (ks. esim. *Honkapohja & Koskela* 1999, *Honkapohja, Koskela & Paunio* 1996, *Kiander & Vartia* 1996). Myöskään allekirjoittaneen kausaalisuusanalyysi laman syiden suhteen ei korostanut kokonaisviennin merkitystä laman syynä (ks. *Linden* 1998). Seuraavassa pyritään tutkimaan aikasarjahavainnoilla ja -menetelmillä, mikä on Venäjän kaupan merkitys bruttokansantuotteen vuosimuutoksessa periodilla 1950–1997. Tulokset viittaavat tulemaan, että Venäjän kaupalla oli merkittävä shokkivaikutus BKT:n volyymin vuosikasvuun vuosina 1989–1992. Finanssimarkkinoiden romahtaminen ja sitä seurannut luotonannon voimakas lasku säilyttävät kuitenkin merkittävän roolin laman synnyn, syvenemisen ja jatkumisen syinä vuosina 1991–1994. Sen sijaan Suomen muun viennin lievä taantuma ei selitä laman syvyyttä.

2. Aineisto ja keskeiset tunnusluvut

Seuraavassa annetaan kuvaus käytetyn aineiston aikasarjaominaisuuksista. Tarkasteluperiodi on vuodet 1950–1997. Aikasarjat on saatu

Taulukko 1. Sarjojen vuosikasvuasteet.

	$\nabla \ln BKTv_t$	$\nabla \ln RUSEXP_t$	$\nabla \ln EXP_t$	$\nabla \ln STOCK_t$	$\nabla \ln LOAN_t$
1950–1997	0.036	0.048	0.064	0.0653	0.063
1985–1995	0.016	-0.075	0.065	0.114	0.057
1989	0.055	-0.010	0.029	0.022	0.173
1990	0.002	-0.147	0.004	-0.359	0.098
1991	-0.073	-1.052	-0.006	-0.417	0.035
1992	-0.036	-0.425	0.147	-0.237	-0.040
1993	-0.012	0.649	0.158	0.439	-0.110
1994	0.044	0.262	0.116	0.825	-0.078

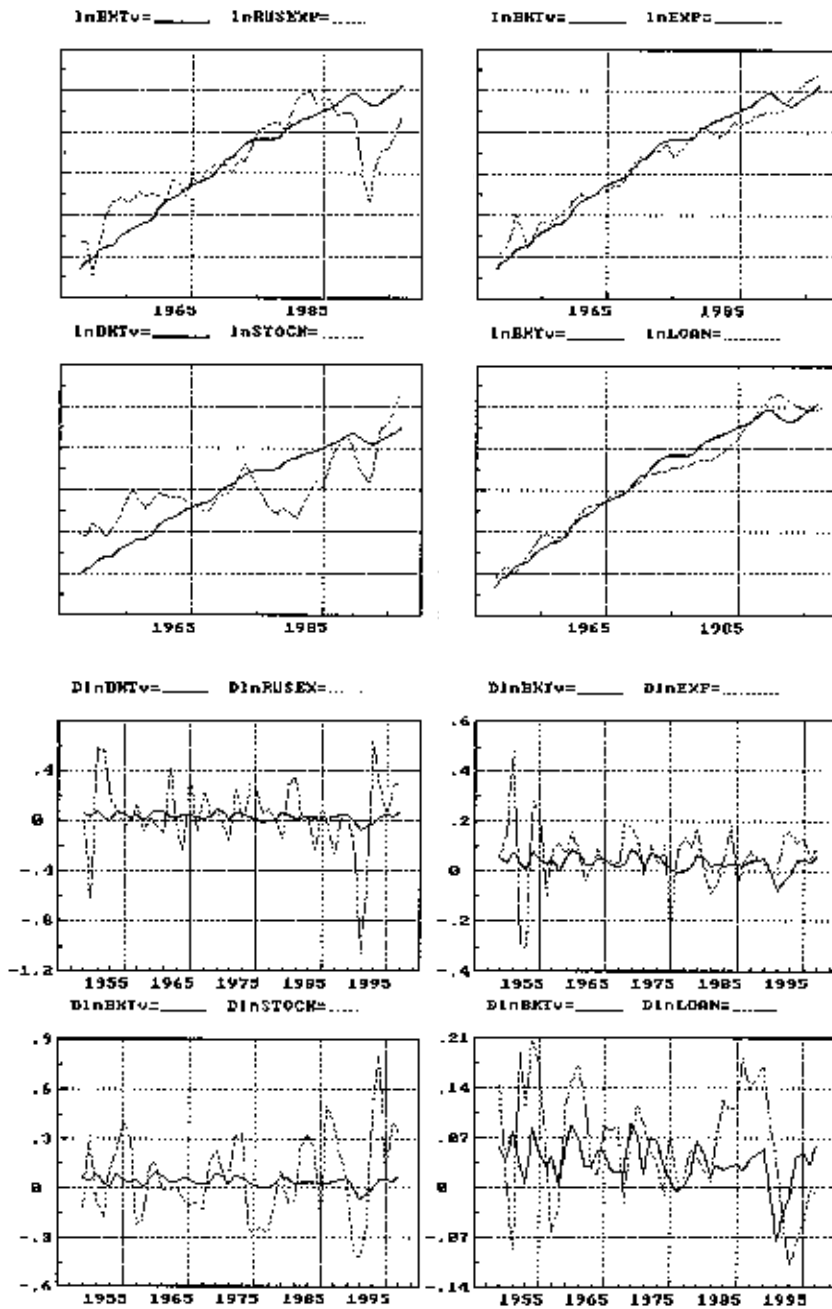
ETLA:n tietokannoista. Suomen kokonaisvientiä tarkastellaan kahden erän avulla, ts. Venäjän viennin (RUSEXP) ja muun viennin (EXP) volyymin avulla. Sarjat ovat reaalihintaisia deflatoituina Suomen tukkuhintaindeksillä. Tähän menettelyyn jouduttiin, koska varsinaisia vientihintaindeksijä varsinkaan Venäjän viennin osalta ei ole tiedossa. Laman synnyn ja välitysmekanismien kannalta vuosien 1989–1992 pankkikriisiä ei voida jättää tarkastelun ulkopuolelle. Ongelmaksi muodostuu kuitenkin miten finanssi- ja pankkikriisiä mitataan kelvollisesti, jotta kriisin vaikutus BKT:n volyymin (BKTv) kannalta olisi selkeästi hallittu. Seuraavassa käytetään ratkaisua, missä rahoitussektorin kriisin mittareina esiintyvät pörssin yleishintaindeksi (STOCK) ja pankkien antolainaus (LOAN). Nämä sarjat on saatu reaalihintaisiksi deflatoimalla ne elinkustannusindeksillä. Näillä muuttujilla on keskeinen sija teoriassa finanssikriisien synnystä ja välitymisestä talouteen (ks. Linden 1995).

Seuraavat kuvat antavat käsiteltävien sarjojen taso- ja differenssikuvat (ts. \ln - ja $\nabla \ln$ -muunnokset, huom. \ln -muunnoskuvien taso skaalaus on muutettu). Kussakin kuvan 1 osassa esiintyy sekä $\ln BKTv_t$ -sarja että kukin mielenkiintosaarja samanaikaisesti. Kuvista ilmenee

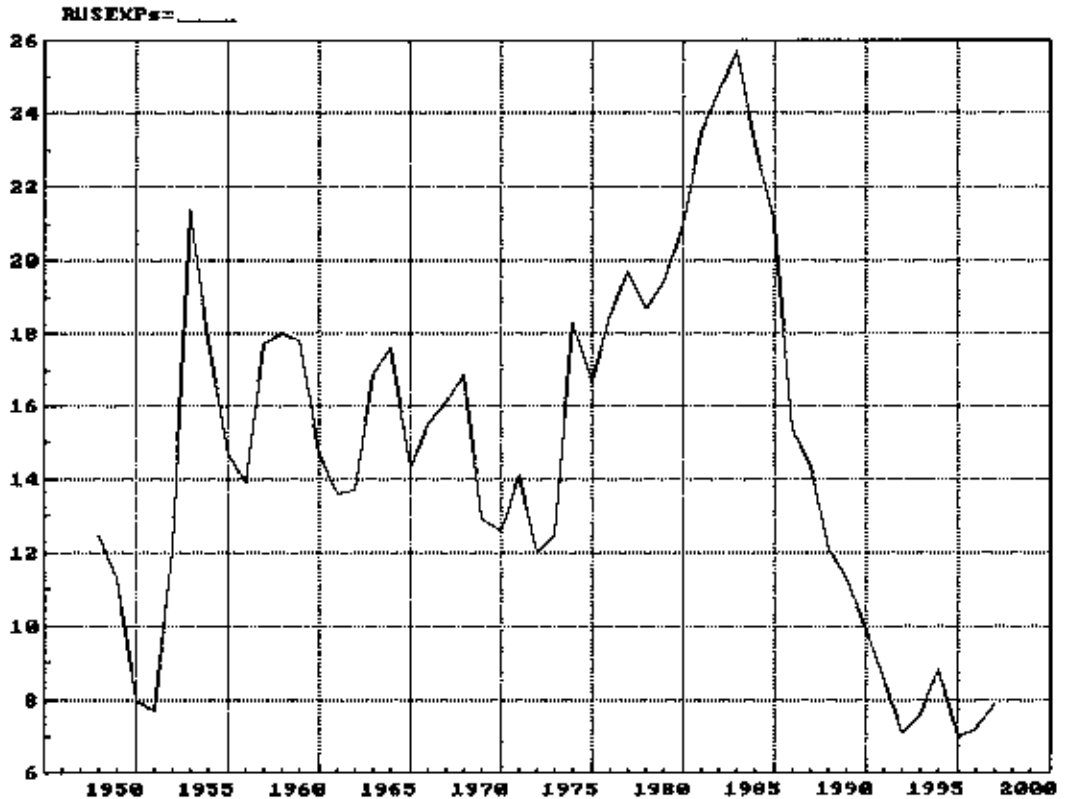
selkeästi, että kaikkien sarjojen kohdalla lukuunottamatta $\ln EXP_t$ -sarjaa vuosien 1989–1991 kohdalle sattuu merkittävä heilahdus alaspäin. Venäjän viennin ($\ln RUSEXP_t$) kohdalla tämä on suurin. Tärkeä havainto on myös se, että Venäjän vienti alkoi taantua jo ennen lamaa puhkeamista 1989–1990. Sarjassa $\ln RUSEXP_t$ esiintyy selkeä trendi alaspäin jo vuodesta 1984 lähtien. Huomattakoon, että Venäjän kaupan vientiosuus oli suurin vuonna 1981 (n. 26 %). Tältä tasolta se tippui n. 3 %:iin vuonna 1991 (ks. kuva 2). Rahamarkkinoiden ylikuumeneminen ja romahdus pörssi-indeksin volatiliteetin kasvun ohessa vuosina 1984–1994 näkyvät selkeästi myös kuvasta 1. Sen sijaan muun viennin ($\ln EXP_t$) merkitys näyttää olevan varsin pieni BKT:n kannalta vuosina 1989–1994. Taulukko 1 eri periodien km. kasvuasteista täydentää edellä olleita kuvia.

Taulukon numerot osoittavat, että Suomen Venäjän viennin samoin kuin pörssi-indeksin muutokset ennakoivat BKT:n muutoksia ainakin yhdellä vuodella vuosina 1989–1994. Sen sijaan muu viennin kasvu vaimenee vuoteen 1991 saakka, mutta valuuttakurssimuutosten jälkeen se elpyy varsin nopeasti. Lainamarkkinoiden dynamiikka tapahtuu viipeisenä BKT-muutoksiin.

Kuva 1. BKT:n volyymi-indeksi ($\ln BKT_t$), Venäjän vienti ($\ln RUSEXP_t$), muu vienti ($\ln EXP_t$), pörssin yleisindeksi ($\ln STOCK_t$) ja antolainaus ($\ln LOAN_t$) ja näiden vuosikasvuasteet 1950–1997.



Kuva 2. Venäjän kaupan vientiosuus 1948–1997.



3. Estimointituloksia

Seuraavaksi tutkitaan dynaamisten lineaaristen regressiomallien avulla miten edellä käsitellyt muuttujat selittävät BKT:n muutosta periodilla 1950–1997. Vuosidifferenssien käyttöä puoltaa tasosarjojen epästationaarisuus ja yhteisintegroituvuuden puute. Kaikki logaritmiset tasosarjat testaantuivat yksikköjuurisarjoiksi. Sen sijaan differenssisarjat olivat stationaarisia. Yhteisintegroituvuustestit osoittivat, että tasosarjojen välillä ei esiinny stationaarista pitkän aikavälin (tasapaino)relaatiota. Tulema on varsin

ymmärrettävä, sillä sarjat sisältävät itsenäistä ja toisistaan riippumatonta dynamiikkaa, joten stabiilille tasorelaatiolle sarjojen välille ei ole perusteita. Sarjojen lukumäärä (5 sarjaa) ja havaintojen lukumäärä (48 havaintoa) eivät puolla myöskään yhteisintegroituvuusmenetelmien käyttöä.

Sarjojen välistä dynamiikkaa voi kuitenkin määrittää malli, joka rakentuu differenssimuuttujien varaan. Tällöin korostuu lyhyen aikavälin muutoksien ja shokkien merkitys sarjoissa BKT:n muutoksen kannalta. Erilaisien mallikeilujen jälkeen päädyttiin taulukon 2 mukai-

Taulukko 2. OLS- ja IV-estimointitulokset $\nabla \ln BKT_{v,t}$ -sarjan mallille 1950–1997 (t-arvot suluisissa, $T = 48$).

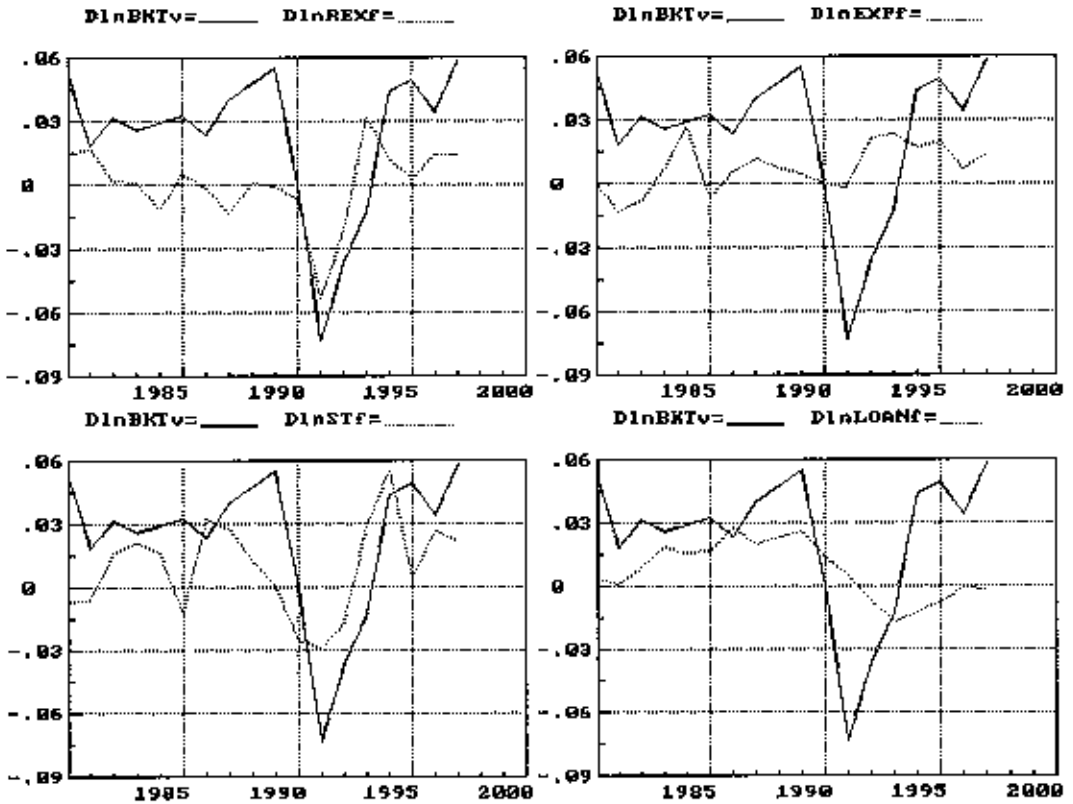
	OLS	OLS _{LR}	IV	IV _{LR}
vakio	0.006 (1.27)	0.009	0.006 (1.01)	0.009
$\nabla \ln BKT_{t-1}$	0.284 (2.39)		0.336 (2.28)	
$\nabla \ln RUSEXP_t$	0.034 (3.23)	0.047	0.035 (2.55)	0.054
$\nabla \ln EXP_t$	0.103 (4.18)	0.144	0.122 (2.83)	0.184
$\nabla \ln STOCK_t$	0.021 (1.67)	0.067	0.018 (1.12)	0.069
$\nabla \ln STOCK_{t-1}$	0.027 (1.93)		0.026 (0.81)	
$\nabla \ln LOAN_t$	0.117 (2.69)	0.163	0.071 (1.22)	0.106
R ²	0.651		–	
AR(2)	F(2,39) = 0.34		$\chi^2(2) = 0.41$	
ARCH(1)	F(1,39) = 2.63		F(1,31) = 2.20	
Normaalisuus	$\chi^2(2) = 0.75$		$\chi^2(2) = 0.33$	
Sargan _{IV}			$\chi^2(11) = 15.40$	
Ennustekyky: 1994–97	$\chi^2(4) = 0.51$		$\chi^2(4) = 1.30$	
LR-testi: $\beta = 0$	$\chi^2(4) = 32.61^*$		$\chi^2(4) = 22.78^*$	

seen malliin, joka estimoitii sekä tavallisella (OLS) että instrumenttimuuttuja PNS-menetelmällä (IV). Instrumenttimuuttujamenetelmää on syytä käyttää sillä ainakin antolainauksen vuosimuutokset ovat BKT:n muutoksien ennakkoimia. Instrumenttimuuttujina käytettiin kaikkien muuttujien 1–3 -viipeisiä arvoja. Sekä OLS- että IV-menetelmä antavat samansuuntaisia tuloksia. Dynaamisen mallin ratkaisuna saatavat staattiset LR-kertoimet eivät poikkea paljon toisistaan. Mallin selitysaste ja diagnostiikka perustelevat mallin tilastollisesti kelvolliseksi selitysmalliksi BKT:n muutoksille. Ainoastaan pörssi-indeksin muutosten ($\nabla \ln STOCK_t$) selitys- ja ennustekyky ovat heikkoja, kun tilastollista merkitsevyyttä arvioidaan 5 %:n tasolla.

Tulosten taloustieteellinen merkitys on kuitenkin mielenkiintoinen. Venäjän kaupan 10 %:n muutos aiheuttaa n. 0.5 %:n muutoksen BKT:ssa. Muun viennin 10 %:n muutoksen seuraamukset ovat suurempia (n. 1.0–1.8 %). Pörssi-indeksin ja antolainauksen 10 %:n muutokset johtavat n. 0.65 %:n ja 1.1 %:n BKT:n kas-

vuvaikutuksiin. Nämä tulokset ovat kuitenkin keskiarvoseuraamuksia yli koko tarkastelupe-riodin 1950–1997. Oletamalla, että mallitulokset ovat päteviä kaikkien havaintovuosien kohdalla, voidaan vuosimuutosten avulla laskea so- vite-ennusteet eri kasvutekijöiden merkitykselle lamavuosien kannalta BKT:n muutoksessa. Kuva 3 antaa eri selityssarjojen BKT-muutoksen so- vite-ennusteet vuosille 1980–1997 lasket- tuna LR-kertoimien avulla. Venäjän kaupan hy- vin voimakas lasku vuosina 1989–92 on merkit- tävin selittäjä BKT:n laskulle ko. vuosina. Vuosina 1989–1992 toteutunut lähes 70 %:n Venä- jän kaupan romahtaminen johtaa vähintään n. 4 %:n BKT:n laskuun. Korrelaatiot vuosien 1985–1997 ennusteiden ja BKT-muutoksen välillä olivat seuraavat: $\nabla \ln RUSEXP_t$; 0.631, $\nabla \ln EXP_t$; 0.063, $\nabla \ln STOCK_t$; 0.244, $\nabla \ln LOAN_t$; 0.534. Täten Venäjän viennin merkittävä ro- mahtaminen vuosina 1989–1992 on keskeinen negatiivinen shokki, joka johti laman syntyyn ja syvenemiseen finanssi- ja pankkikriisiin ohessa. On kuitenkin huomattava että esitetyt kuvat ja

Kuva 3. BKT:n vuosimuutokset ja selitysmallin muuttujien BKT sovite-ennusteet 1980–1997 ($\nabla \ln \text{REXPf}$ = Venäjän viennin muutoksen ennuste, $\nabla \ln \text{LNEXPf}$ = muun viennin muutoksen ennuste, ($\nabla \ln \text{STf}$ = pörssi-indeksin muutoksen ennuste, $\nabla \ln \text{LOANf}$ = antolainauksen muutoksen ennuste).

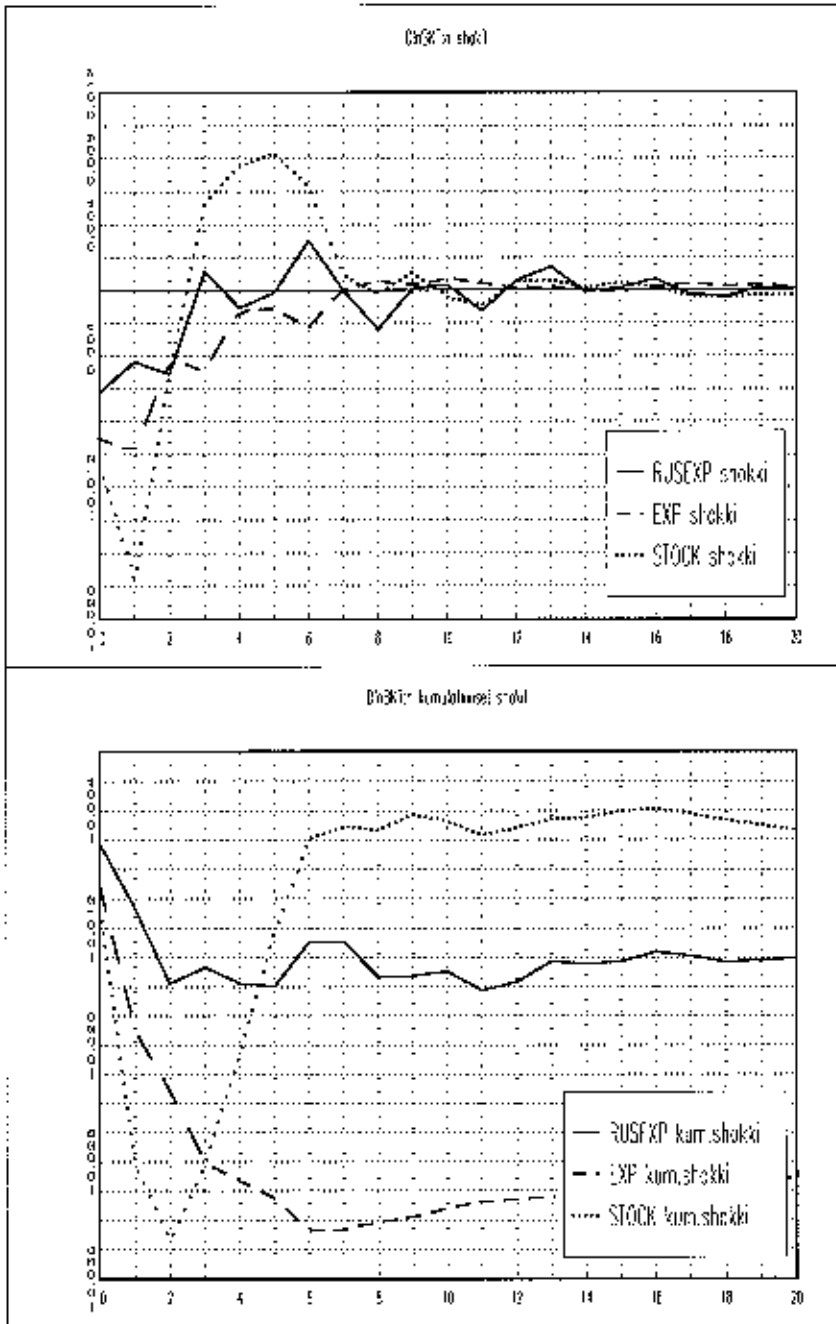


luvut sisältävät estimoinnin sekä malli- että parametripävarmuuden, ts. ennusteiden luottamusvälit voivat olla varsin suuria.

Toinen tapa tutkia muuttujan shokkien vaikutusta muuttujajoukon suhteen on ns. impulssi-vasteanalyysi (impulse response analysis), joka perustuu vektoriautoregressiivisen mallin (VAR, joka tunnetaan kriitikkojen keskuudessa myös nimellä Very Awful Regression) estimointiin. Tässä menetelmässä jokainen muuttuja määräytyy lineaarisessa mallissa systeemin kaikkien muuttujien p :n pituisen viipeen avulla. VAR(p)-

mallille voidaan antaa käännetty $\text{MA}(\infty)$ -esitys, jossa kunkin muuttujan innovaatiot (shokit) antavat erillisen vaikutuksensa systeemin jokaisen muuttujan ennusteisiin (ks. tarkemmin *Lütkepohl* 1991). Luotettava VAR-estimointi vaatii, että käytetyt sarjat ovat stationaarisia. Täten VAR-estimointi tehtiin differenssisarjoille pois-sulkien antolainaus $\nabla \ln \text{LOAN}_t$, koska tämä ei ennusta BKT:n muutoksia. Mallinvalintakriteerit osoittivat että VAR(4) on soveltuvin vaihtoehto käytetyille sarjoille. Kuva 4 antaa sarjojen ortogonaalisten innovaatioiden keskihajontojen

Kuva 4. $\nabla \ln BKT_t$ 20 periodin impulssivasteet sarjojen $\nabla \ln RUSEXP$, $\nabla \ln EXP$ ja $\nabla \ln STOCK$ innovaatioiden suhteen.



suuruisten shokkien merkityksen $\nabla \ln BKT_t$ -sarjan kannalta. Shokki Venäjän viennin innovaatioissa johtaa selvään negatiiviseen häiriöön BKT:n kannalta. Shokin kokoluokka on kuitenkin hieman pienempi kuin muun viennin impulssin aiheuttama. Pörssi-indeksillä on suurin negatiivinen shokkivaikutus BKT:n muutokseen. Tämä korjaantuu kuitenkin varsin nopeasti. Shokkien kesto on hieman alle 10 vuotta ja niiden pysyvät (kumulatiiviset) vaikutukset ovat varsin suuria (ks. alempi kuva 4). VAR-mallin tulokset ovat siis yhdenmukaisia edellä olleiden yhden yhtälön mallin estimointitulosten kanssa. Koska VAR-analyysi tehtiin havaintoperiodin 1952–1997 suhteen, niin Venäjän viennin nopea ja jyrkkä romahdus vuosina 1989–1992 ei saa yhtä korostunutta merkitystä kuin ennusteanalyysi vuosille 1980–97 edellä antoi.

4. Johtopäätökset

Riittävän suurella viennin muutoksella voi olla varsin mittavat vaikutukset BKT:n muutoksen kannalta. Tilanne on juuri tämänkaltainen Suomen Venäjän kaupan romahtamisen kohdalla vuosina 1989–1992. Karkeasti voidaan sanoa, että Venäjän kaupan romahtaminen vastaa vähintään yhtä kolmannelta laman syvyydestä. Tulosten merkittävyyttä ei ole syytä väheksyä. Venäjän kaupan romahtaminen ei ole Suomen kannalta politiikkaperäinen tapahtuma vaan eksogeenisesti annettu asia, joka koski kaikkia NL:n kanssa laajempaa kauppaa käyneitä maita. EU/EMU -Suomen oloissa ei kuitenkaan ilmeisesti tohdita tuoda esille Suomen vuosina 1970–80 vallinnutta voimakasta taloudellista riippuvuutta Neuvostoliitosta. Tämä kaiketi osaltaan selittää myös tutkimuksen puutteen aiheen tiimoilta. Huomattakoon kuitenkin, että Suomen NL:n kauppa toimi myös suhdanteiden

tasaajana, sillä ainakin yksi laskukausi 80-luvun alussa jäi Suomessa huomattavasti pienemmäksi kuin esim. Ruotsissa (ks. Linden 2000).

Muilta osin 90-luvun alun lama selittyy pörssi- ja pankkikriisillä, mutta myös valuuttakurssipolitiikalla on tunnetusti roolinsa asiassa. Oman mielenkiintoisen lisän asiaan tuo juuri Venäjän kaupan romahtaminen »vahvan markan» -regiimin yhteydessä. Liian korkean valuuttakurssin takia Venäjän kaupan romahtamista ei pystytty korvaamaan länsiviennillä. Vasta markan devalvoitumisen myötä länsivienti lähti ripeään nousuun vuosina 1991–93 korvaten Venäjän kaupan menetyksiä. Tämän »subsituutiohypoteesin» perusteellinen testaaminen edellyttää jatkotutkimuksia aineistolla, jossa analyysi kohdistuu toimialakohtaisiin tietoihin. Aluksi on selvitettävä missä määrin Suomen Venäjän-vienti oli rakenteeltaan samankaltaista kuin länsivienti. Mikäli samankaltaisuutta esiintyy markan devalvoitumisen olisi pitänyt tapahtua jo muutamia vuosia aiemmin 80-luvun lopussa.

Kirjallisuus

- Honkapohja, S. & Koskela, E. (1999). Finland's depression: A tale of bad luck and bad policies, *Economic Policy*, Vol. 29, 401–36.
- Honkapohja, S., Koskela, E. & Paunio, J. (1996). The Depression of the 1990's in Finland: An analytical view, *Finnish Economic Papers*, Vol. 9, 37–54.
- Kiander, J. & Vartia, P. (1996). The great depression of the 1990's in Finland, *Finnish Economic Papers*, Vol. 9, 72–88.
- Linden, M. (2000). *Economic Growth and Business Cycles in the Nordic Countries 1950–1998* (käsikirjoitus).
- Linden, M. (1998). Suomen talouslaman syyt ja seuraukset: kausaalisuustestien tuloksia,

- Kansantaloudellinen Aikakauskirja, Vol. 94, 184–190.
- Linden, M. (1995). Finanssikriisit ja taloustiede, Kansantaloudellinen Aikakauskirja, Vol. 91, 310–321.
- Lütkepohl, H. (1991). An Introduction to Multivariate Times Series Models, Springer.
- Nickell, S. (1997). Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America, Journal of Economic Perspectives, Vol. 11, 55–74.