

Suomen talouslaman syyt ja seuraukset – kausaalisuustestien tuloksia

MIKA LINDEN

VTT, yliassistentti, kansantaloustieteen laitos
Helsingin yliopisto

1 Tausta

Suomen 90-luvun syvän laman syytä ja seuraamuksia on tutkittu jonkin verran myös ekonomistien toimesta. Esimerkiksi viime aikoina asiaa ovat selvittäneet varsin monipuolisesti ja seikkaperäisesti Kukkonen (Kukkonen 1997) ja Kiander (Kiander1997). Edellinen korostaa virheellisen raha- ja valuuttakurssipolitiikan merkitystä laman syynä. Kianderin tulokset eivät keskity niinkään laman syihin vaan sen hoitoon. Tulokseksi saadaan, että vuoden 1993 jälkeistä vaihtotaseen ylijäämän antamaa "elvytysvara" ei olla hyödynnetty riittävästi. Lamasta on muodostunut kestoltaan ja syvyydeltään turhan suuri. Suomen Akatemia on myös innostunut tutkimaan Suomen lamaa 1990-luvun talouskriisitutkimusohjelmassaan (1998-2000).

Käsillä oleva tutkimus ei kuitenkaan kuulu tähän projektiin, vaan kysymys on riippumattomasta tutkimuksesta, jossa selvitään Grangerin kausaalisuustestien avulla miten Suomen talouden keskeiset makrosarjat ovat pystyneet selit-

tämään toisiaan ennustemielessä vuosina 1977-1996. Grangerin kausaalisuustestit (tai oikeammin ei-kausalisuustestit) perustuvat ajatukseen, että makrosarjojen ollessa miltei poikkeuksetta vahvasti autokorreloituneita, niiden oman historian varaan rakennettu aikasarjamalli selittää ja ennustaa niitä hyvin. Jos malliin lisätään nyt jokin toinen selittäjä viipeisenä, joka osoittautuu tilastollisten testien (F- ja t-testit) valossa ei-merkitseväksi, niin sanotaan, että muuttuja ei ole kausaalisessa suhteessa selitettävään muuttujaan. Liite 1. antaa tarkemman kuvauksen testimenetelmästä.

Empiiristä makrotutkimusta tietenkin kiinnostaa ne tapaukset, joissa testiärvot hylkäävät ei-kausaatiovaihtoehdon. Suoritettaessa kausaalisuustestit eri sarjaparien suhteen molempiin suuntiin voidaan rakentaa alustava kuva siitä miten eri muuttujat ovat taloudessa yhteydessä toisiinsa. Seuraavassa vaiheessa testit voidaan myös tehdä monimuuttujakehikossa, jolloin selittäjiä on useita (ks. esim. Mills 1992). Tällöin testien tulkinta vaikeutuu huomattavasti ja selittäjien valintaan tarvitaan teoreettisia perusteita.

ta.

Parittaiset testitulokset Suomen aineistolla aikaperiodilta 1976-1996 antavat laman syistä ja seuraamuksista kaksivaiheisen kuvan. Laman aiheutti monetaarinen häiriö, jonka seurauksena myös terve yritystoiminta häiriintyi. Tämän seurauksena työttömyys kasvoi merkittävästi, joka johti kulutusmahdollisuuksien voimakkaaseen laskuun. Lama on keskeisesti ollut kotimainen ilmiö, sillä vientiylijäämällä ei ole ennustekelpoisuutta muiden keskeisten makro-muuttujien suhteen.

2 Aineisto

Analyysi suoritetaan seuraaville muuttujille (nimelliset muuttujat deflatoitiin vuoden 1990 kuluttajahintaindeksillä):

UNEMP = työttömyysaste

KONK = konkurssien lkm.

GNP= reaalin bruttokansantuote

CONS = reaalin kulutus

INV= reaaliset investoinnit

BL = reaalin pankkien antolainaus

EARN = reaalin ansiotasoindeksi

M2 = reaalin rahantarjonta

E/I= reaalin vientiylijäämä

Aineistona on neljännesvuosihavainnot periodilta 1975/I-1996/III Tilastokeskuksen neljännesvuositulintilinpäätösten ja Suomen Pankin tilastoista. Analyysi tehtiin kahdessa eri vaiheessa. Aluksi tutkittiin logaritmoitujen muuttujien vuosidifferenssejä ($\nabla_4 \ln$ -muunnos) koko periodin suhteen ja tämän jälkeen katsottiin miten tilanne näyttää periodilla 1986/I-1996/III differenssien valossa ($\nabla \ln$ -muunnos). Näin halutaan varmentaa tulosten luotettavuus ja keskittyä lamavuosiin ja niitä edeltäneisiin rahamarkkinoiden vapauttamisen periodiin. Analyysi suoritettiin siis differenssioitujen muuttujien avulla, koska käsiteltävät sarjat ovat poikkeuksetta ei-

stationaarisia, ts. lähinnä yksikköjuurisarjoja. Kausaalisuustestaus edellyttää stationaarisuutta joko itse sarjojen suhteen tai yhteisintegroituvuuden muodossa. Parittaiset yhteisintegroituvuusrelaatiot eivät kuitenkaan ole perusteltuja useimmille muuttujapareille, joten yhteisintegroituvuustarkasteluja ei suoritettu.

Käsiteltävien muuttujien joukossa ei ole sen paremmin korkotasoa kuin valuuttakurssi-indeksiä, koska näiden muuttujien sarjat ovat tilastollisesti varsin ongelmallisia tarkasteluperiodilla. Molemmat ovat olleet joko hallinnollisesti sidottuja tai hyvin epästabiileja tarkasteltavan periodin aikana, joten niitä tai niillä ennustaminen on hyödytöntä. Tutkimuksen alustavat analyysit varmistivat myös tämän seikan. Toisaalta ulkoisesta velkaantumisesta ei ollut saatavilla kelvollista 1/4-vuosisarjaa, joten ulkoisen velkaantumisen merkitys laman selittäjänä on tarkestelun ulkopuolella. Tosin on huomattava, että tarkastelussa mukana oleva pankkien antolainausarja kuvaa varsin hyvin myös ulkoisen velkaantumisen kehitystä.

Kaikissa testimalleissa käytettiin viipeen arvoa $p = 4$. Tämä ei ollut kaikissa tapauksissa optimaalisin valinta mallinvalintakriteerin AICC-mielessä, sillä eräissä tapauksissa viivearvot $p = 1$ tai $p = 2$ olivat riittäviä. Raportoinnin selkeyden nimissä pitäydettiin kuitenkin arvossa $p = 4$ kaikissa tapauksissa, sillä erot testituloksien optimaalisten viiverakenteiden kanssa olivat varsin pieniä. Testimallien residuaalien normaalisuusvaatimus todentui miltei kaikissa tapauksissa. Suuria poikkemia normaalisuudesta ei esiintynyt.

3 Tulokset

Taulut 1. ja 2. liitteessä 2. antavat ei-kausaaio-testien tulokset sekä vuosimuutosten ($\nabla_4 \ln$, periodi 1977/I-1996/III) että neljännesvuosimuut-

tosten ($\sqrt{\ln}$, periodi 1986/I-1996/III) suhteen. Huomattakoon, että muuttujia on yhteensä yhdeksän, joiden parittaiset kausaalisuusvertailut voivat antaa 4×72 -tapausmahdollisuutta. Taulussa 1. tilastollisesti merkitseviä tapauksia on 24, joista kaksisuuntainen ennusterelaatio esiintyy vain työttömyyden ja kulutuksen välillä. Loput 23 tapausta ovat yksisuuntaisia. Periodin 1986/I-1996/III tapauksessa ei-kausaaatioväite hylättiin 21 tapauksessa, joista jälleen vain yksi tilanne, kulutuksen ja investointien välinen, johti kaksisuuntaiseen ennusterelaatioon.

Seuraava asetelma antaa tiivistetyn esityksen taulujen 1. ja 2. tuloksista. Siinä on raportoitu ainoastaan ne tapaukset muuttujaparien testien tiimoilta, jotka ovat johtaneet samanlaiseen testitulokseen (eli H_0 :n hylkäämiseen) molemmilla periodeilla. Ensimmäinen havainto on lainanantomuuttajan ($\nabla_4 \ln BL$ tai $\nabla \ln BL$) *eksogeenisuus*: mikään muu tarkasteltava

muuttuja ei pysty ennustamaan sitä. Toisaalta se esiintyy konkurssi- ja rahantarjontamuuttujan ennustajana. Asetelma korostaa työttömyyden keskeistä roolia muiden muuttujien ennustajana. Kulutus, investoinnit ja vientilyijäämä ovat työttömyyden määräämiä. Työttömyys ei kuitenkaan ole eksogeeninen muuttuja, vaan sitä ennustavat konkurssit ja bruttokansantulo, joka vuorostaan on ainoastaan konkurssien määräämä. Kulutus ennustaa vuorostaan ansio- ja vientilyijäämämuuttujia.

Näistä tuloksista kertaantuu ulos jo useissa muissa yhteyksissä todettu Suomen 90-luvun laman kuva. Lähtökohtana on holtiton velkaantumisen, lainanantopolitiikka ja sen äkkijyrkkä katkaisu, joka johti voimakkaaseen konkurssiaaltoon. Tämä johti BKT:n voimakkaaseen laskuun. Nämä kaksi yhdessä johtivat työttömyyden räjähdysmäiseen kasvuun, jonka seuraukset eivät voineet olla näkymättä kulutuksessa, investoinneissa ja vientilyijäämässä. Lama oli keskeisesti kotimaista perua ja virheellisen (keskus)pankki- ja luottopolitiikan sanelemaa. Huomattakoon, että vientilyijäämämuuttuja ($\nabla_4 \ln E/I$ tai $\nabla \ln E/I$) ei esiinny ennustemuuttujana minkään muun muuttujan suhteen. Täten ulkoisten reaali-tekijöiden rooli on toisarvoinen laman synnyssä ja kehitymisessä.

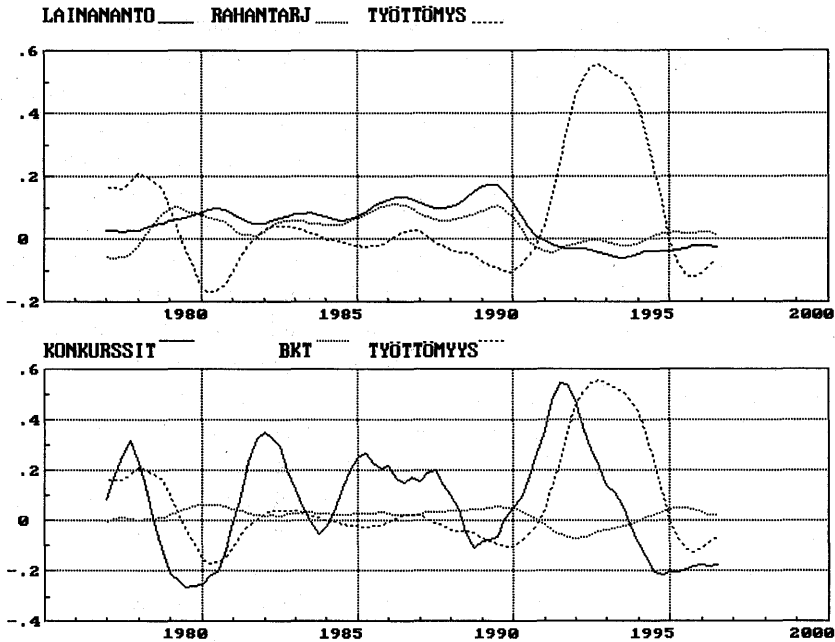
Edellisen asetelman tulokset nähdään myös selkeästi seuraavista kuvista, joissa esiintyvät neljän havainnon liukuvalla keskiarvolla tasoitettut $\nabla_4 \ln$ -muuttujat lainanannon, rahantarjonnan, työttömyyden, konkurssien ja BKT:n suhteen. Laman kannalta vuodet 1989-1991 ovat oleellisia. Antolainauksen ja rahantarjonnan voimakas pudotus näinä vuosina liittyy läheisesti nopeasti kasvaneen konkurssiaallon kanssa yhteen. Seuraavassa vaiheessa BKT:n kasvu lähti laskuun ja työttömyys räjähti vuosina 1991-1992. Tämän jälkeen korkea työttömyys ruokki itseään kulutuksen ja investointien las-

Tiivistelmä Grangerin kausaalisuustesteistä

Kelvolliset muuttujat	ennuste-	Ennustettava muuttuja
KONK GNP	⇒	UNEMP
BL	⇒	KONK
KONK	⇒	GNP
UNEMP	⇒	CONS
UNEMP CONS GNP		INV
CONS	⇒	EARN
BL	⇒	M2
UNEMP CONS	⇒	E/I

(Huom. testaus perustui sarjojen $\nabla \ln$ - ja $\nabla_4 \ln$ -muunnoksille)

Kuvio 1 Tasoitetut ∇ -sarjat: lainananto, rahantarjonta, (0.1x)työttömyysaste, konkurssit ja bruttokansantuote



kun myötä.

Talousteoreettisesti tämänkaltainen tilanne voidaan ymmärtää raha- ja luottopoliitikan voimakkaana negatiivisena shokkina vuosina 1989-1991, mikä johti yritysten rahoituspohjan romahtamiseen kiristyneen luotonsääntelyn muodossa. Tämäntapaisten ilmiöiden teoreettinen ymmärrys on kuitenkin ollut varsin hajanaisista ja vaikeasti yhdistettävissä moderniin makroteoriaan (ks. esim. Blinder 1987, Blinder ja Stiglitz 1983, Bernanke ja Blinder 1988, Calomiris ja Hubbard 1989). Teoreettinen kirjallisuus tuo esille 'luottokerroin'- käsitteen, jolla on suoria vaikutuksia talouden kokonaistarjonnan ja kerrannaisvaikutuksia kokonaiskäynnän kannalta. Täten luotonsääntelyn kiristymisellä voi olla merkittäviä kokonaistaloudellisia vaikutuksia. Missä määrin luotonsääntelyllä on Suomen laman selittäjänä ensisijainen rooli on tutkimisen arvoinen asia, joka voi paljastaa uu-

sia mielenkiintoisia piirteitä Suomen 90-luvun lamasta. Saadut empiiriset tulokset antavat lähtökohdan rakentaa makromallin, joka on luonteeltaan varsin keynesiläinen. Talous voidaan jakaa monetaariseen ja reaaliseen sektoriin, joissa edellisessä tapahtuu epätasapainottuminen luotto-ekspansion muodossa ja shokki sen äkkipysäytyksen takia. Tilanteella on merkittävät seuraamukset talouden reaalisen sektorin kannalta. Monetaarisen häiriön merkitys ja poliittikkaperusteisuus korostuvat, kun huomataan, että Suomessa monetaarisen sektorin kehitys on ollut riippumaton reaalisesta sektorista 1980-luvulla. Sen sijaan sillä on ollut suoria seuraamuksia reaalisektorin kannalta (ks. Linden ja Suoperä 1993). IS/LM -kehikossa tämä ilmenee sekä LM- että IS-käyrien siirtymisenä vasemmalle. LM-siirtyy luoton-sääntelyn takia ja IS luottokertoimen tarjontavaikutusten takia. Missä määrin nämä huomiot ja tulokset voi-

daan yhdistää johdonmukaiseksi ja empiirisesti perustelluksi makromalliksi vaatii kuitenkin lisätutkimuksia. Tarkasteluun on syytä tuoda mukaan myös valuuttakurssipolitiikan ja ulkoisen velkaantumisen elementit.

4 Johtopäätöksiä

Grangerin ei-kausalisuustestin avulla tutkittiin Suomen talouden eräiden keskeisten makrosuureiden välisiä suhteita vuosina 1976-1996. Tulokset paljastavat 90-luvun laman synnyn kaksivaiheisen luonteen. 1980-luvun kontrolloimaton luottoekspansio ja sen äkkijyrkkä taittaminen 90-luvun vaihteessa muodostavat ensimmäisen vaiheen. Toinen vaihe liittyy työttömyyden ennätyksellisen lisääntymisen aiheuttamiin kokonaiskysyntävaihtuksiin, joka selittää laman pitkittyneen luonteen. Kun näiden vaiheiden rinnalle tuodaan Neuvostoliiton kaupan romahtaminen ja muun ulkoisen kysynnän taantuminen 90-luvun taitteessa laman syvyys tulee myös ymmärretyksi. Suoritettu kausalisuusanalyysi kuitenkin korostaa laman kotoperäistä luonnetta. Keskeisinä tekijöinä ovat epäonnistunut raha- ja luottomarkkinapolitiikka ja liian korkeaksi lasketun työttömyyden kerrainnaisvaiikutusten aliarvioiminen.

Kirjallisuus

- Bernanke B.S. ja Blinder A.S. (1988) "Credit, Money, and Aggregate Demand", *The American Economic Review*, 78 (Papers and Proceedings), 435-439.
- Blinder, A.S. (1987) "Credit Rationing and Effective Supply Failures" *The Economic Journal*, 97, 327-352.
- Blinder, A.S. ja Stiglitz, J.E. (1983) "Money, Credit Constraints, and Economic Activity" *The American Economic Review*, 73 (Papers and Proceedings), 297-302.
- Calomiris, C.W. ja Hubbard R.G. (1989) "Price Flexibility, Credit Availability, and Economic Fluctuations: Evidence from The United States. 1884-1909", *Quarterly Journal of Economics*, CIV, 429-452.
- Kiander, J. (1997) "Kysyntätekijät ja työttömyys 1990-luvun lamassa", *Kansantaloudellinen aikakauskirja*, 93. vsk., 479-492.
- Kukkonen, P. (1997) *Rahapolitiikka ja Suomen kriisi*, Pellervon taloudellisen tutkimuslaitoksen julkaisuja N:o 16.
- Linden, M. ja Suoperä A. (1993) "Macroeconomic Activity and Asset Markets in the Finnish Economy in the 1980s: A Latent Variable Approach", *Keskustelualoitteita* N:o 348, HY/kansantaloustieteen laitos.
- Mills, T.C. (1992) *Time Series Techniques for Economists*, Cambridge University Press, Cambridge.

Liite 1 Grangerin kausaalisuustesti

Kahden muuttujan x_t ja y_t tapauksessa Grangerin testimalli on muotoa

$$x_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$y_t = c_0 + \sum_{i=1}^p c_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i x_{t-i} + \mu_t, \mu_t \sim NID(0, \sigma_\mu^2)$$

$$H_0 : \beta_i = \delta_i = 0, i = 1, \dots, p.$$

Mallit voidaan estimoida esim. PNS-menetelmällä vapaassa muodossa ja H_0 -rajoitteiden voimassa ollessa. Testaus tapahtuu F-testien avulla. Jos testit hylkäävät H_0 -hypoteesin kokonaan tai osittain saadaan kolme tapausta. Joko y_t ennustaa x_t :ää ($y_t \rightarrow x_t$) tai x_t ennustaa y_t :tä ($x_t \rightarrow y_t$) tai valitsee kaksisuuntainen ennusterelaatio ($y_t \leftrightarrow x_t$).

Liite 2. Grangerin kausaalisuustestien tulokset

Taulu 1 Ei-kausaatiotestien arvot vuosidifferenssisarjoille ($\nabla_4 \ln$ -muunnos). Periodi 1977/I-1996/III.

ENNUSTEMUUTTUJAT									
	$\nabla_4 \text{UNEMP}$	$\nabla_4 \ln \text{KONK}$	$\nabla_4 \ln \text{GNP}$	$\nabla_4 \ln \text{CONS}$	$\nabla_4 \ln \text{INV}$	$\nabla_4 \ln \text{BL}$	$\nabla_4 \ln \text{EARN}$	$\nabla_4 \ln \text{M2}$	$\nabla_4 \ln \text{E/I}$
$\nabla_4 \text{UNEMP}$	-	3.66	3.48	5.49	0.55	3.09	2.98	4.37	0.55
$\nabla_4 \ln \text{KONK}$	1.28	-	0.65	2.48	1.54	2.86	1.41	1.11	2.91
$\nabla_4 \ln \text{GNP}$	1.41	2.92	-	1.38	0.54	2.27	1.57	5.53	0.78
$\nabla_4 \ln \text{CONS}$	2.53	0.43	0.66	-	0.78	1.77	1.35	1.26	1.88
$\nabla_4 \ln \text{INV}$	4.21	1.09	3.49	4.43	-	3.27	1.68	2.16	0.19
$\nabla_4 \ln \text{BL}$	0.59	0.87	0.32	1.86	0.26	-	0.69	0.31	0.79
$\nabla_4 \ln \text{EARN}$	1.48	0.41	2.68	3.29	2.07	1.08	-	3.31	2.68
$\nabla_4 \ln \text{M2}$	0.44	0.36	0.67	1.9	0.13	7.41	2.15	-	0.14
$\nabla_4 \ln \text{E/I}$	2.71	0.79	1.61	5.52	0.71	2.09	6.64	4.91	-

F(4,70) -testin kriittiset arvot 3.60 (1%:n taso) ja 2.50 (5%:n taso)

Taulu 2 Ei-kausaatiotestien arvot 1/4-vuosidifferenssisarjoille ($\nabla \ln$ -muunnos). Periodi 1986/I-1996/III.

ENNUSTEMUUTTUJAT									
	∇UNEMP	$\nabla \ln \text{KONK}$	$\nabla \ln \text{GNP}$	$\nabla \ln \text{CONS}$	$\nabla \ln \text{INV}$	$\nabla \ln \text{BL}$	$\nabla \ln \text{EARN}$	$\nabla \ln \text{M2}$	$\nabla \ln \text{E/I}$
∇UNEMP	-	2.84	4.38	2.06	0.99	0.98	1.52	1.22	1.16
$\nabla \ln \text{KONK}$	1.65	-	0.33	0.82	0.81	3.32	2.45	0.88	1.69
$\nabla \ln \text{GNP}$	1.58	4.89	-	0.6	1.51	0.48	1.26	1.28	1.29
$\nabla \ln \text{CONS}$	3.71	1.44	4.03	-	3.07	0.86	0.86	0.65	0.34
$\nabla \ln \text{INV}$	3.87	2.36	8.44	6.02	-	0.48	0.24	1.06	2.16
$\nabla \ln \text{BL}$	0.63	1.77	1.08	1.23	0.74	-	3.16	0.42	1.62
$\nabla \ln \text{EARN}$	4.05	0.39	1.84	3.06	2.68	0.66	-	2.02	1.01
$\nabla \ln \text{M2}$	0.17	3.44	1.87	0.71	0.13	13.18	0.26	-	0.46
$\nabla \ln \text{E/I}$	7.92	0.86	3.36	10.56	6.04	2.63	1.34	2.69	-

F(4,34) -testin kriittiset arvot 3.93 (1%:n taso) ja 2.65 (5%:n taso)