

KESKUSTELUALOITTEITA

Suomen Pankin  
kansantalouden osasto

DISCUSSION PAPERS

Bank of Finland  
Economics Department



ARI LAHTI

VEKTORIAUTOREGRESSIIVISEN MALLIN KÄYTTÖ KANSANTALouden  
ENNUSTAMISESSA RAKENNEMALLIIN VERRATTUNA

31.7.1987

KT 10/87

Kansantalouden osasto  
Ari Lahti/TAI

31.7.1987

BB10

ARI LAHTI

VEKTORIAUTOREGRESSIIVISEN MALLIN KÄYTTÖ KANSANTALouden  
ENNUSTAMISESSA RAKENNEMALLIIN VERRATTUNA

## Tiivistelmä:

Työssä pyritään arvioimaan vektoriautoregressiivisten (VAR) mallien soveltuvuutta taloudelliseen ennustamiseen vertaamalla perinteistä rakennemallia (QMED-malli) ja sen aineiston perusteella muodostetun yksinkertaisen viiden yhtälön VAR-mallin ennustekykyä toisiinsa. Työn ensimmäisessä osassa esitellään vertailussa käytetyt mallit lyhyesti. Työn toisessa osassa mallien yhteisen estimointiperiodin puitteissa tehdään kolme ex post-simulointia, joilla pyritään arvioimaan mallien suorituskykyä ennustetilanteessa.

Saadut tulokset tukevat yleistä mielipidettä, jonka mukaan VAR-mallit ovat lyhyen aikavälin ennustamisessa varsin kilpailukykyisiä rakennemallien kanssa, mutta pidemmällä aikavälillä rakennemallien tuottamat ennusteet ovat selvästi parempia kuin VAR-mallien ennusteet.

## SISÄLTÖ

1	JOHDANTO	1
2	VERTAILTAVAT MALLIT	2
3	ENNUSTEIDEN VERTAILUA	5
4	JOHTOPÄÄTÖKSET	13

## LÄHDELUETTELO

## LIITE

TIEDUSTELUT: Seija Määttä, puh. 183 2519.

## 1 JOHDANTO

Vektoriautoregressiivisten (VAR) mallien käyttö taloudellisen ennustamisen apuvälineenä on yleistynyt voimakkaasti viime vuosina. VAR-mallien etuna perinteisiin rakennemalleihin verrattuna on niiden helppokäyttöisyys laadittaessa malliennusteita. VAR-mallit eivät tarvitse mitään olettamuksia tulevasta taloudellisesta kehityksestä, sillä tyypillisesti VAR-malleilla tuotettavat ennusteet ovat ns. ei-ehdollisia. Toisaalta perinteiset rakennemallit vaativat ennustetilanteessa oletuksia tulevasta kehityksestä - ja näin ennusteesta tulee ehdollinen - mallin eksogeenisten muuttujien osalta. Rakennemallin ennuste saattaa olla, mallirakeenteesta riippuen, hyvinkin pitkälle etukäteen ehdollistettu, jolloin mallin kannalta eksogeenisen tiedon määrä vaikuttaa paljon mallilla tuotettavan ennusteen osuvuuteen.

Ominaista VAR-mallien rakentamiselle on - päinvastoin kuin perinteisten rakennemallien osalta - talousteorian suhteellisen vähäinen hyväksikäyttö. Kuten Vihriälä ja Virén (1987) toteavat, VAR-mallit edustavat "nöyrää" lähestymistapaa empiiristen taloudellisten riippuvuuksien mallittamiseen, jolloin tilastoaineisto sanelee mallin sisäiset riippuvuudet mahdollisimman pitkälle. Rakennemallien rakentamiselle on sitä vastoin ominaista voimakkaidenkin a priori oletusten sisällyttäminen malliin. Lyhyesti voidaankin todeta, että oleellinen ero VAR-mallien ja rakennemallien rakentamisen välillä on se, että VAR-mallit ovat selvästi vähemmän alistettuja mallinrakentajan a priori näkemyksille kuin perinteiset rakennemallit.

Tämän työn tarkoituksena on verrata rakennemallia (QMED) ja sen käyttämän aineiston pohjalta rakennettua viiden muuttujan VAR-mallia ennustekäytön apuvälineenä. Keskeinen ongelma voidaan kiteyttää kysymykseen: Mikä on perinteisestä rakennemallista saatava hyöty

ennustekäytössä verrattuna yksinkertaiseen ja helppokäyttöiseen VAR-malliin?<sup>1</sup>

## 2 VERTAILTAVAT MALLIT

QMED-malli (Quarterly Model of the Economics Department of the Bank of Finland) on neljännesvuosiaineistoon pohjautuva, aggregaattimalli Suomen kansantaloudesta. Mallissa on 40 endogeenista ja 39 eksogeenista muuttujaa. Varsinaisten stokastisten käyttäytymisyhtälöiden lukumäärä (pl. kuusi apuyhtälöä) on 13 ja kyseiset yhtälöt on esitetty taulukossa 1.

TAULUKKO 1. QMED-mallin tärkeimmät käyttäytymisyhtälöt.  
(Symboliluettelo on esitetty liitteessä 1.)

$$(1) \quad \Delta x = - .230 * \Delta pxf(-1) - .495 * \Delta pxf(-2) - .292 * (x-f)(-1) \\ + .285 * (x-f)(-2) + .825 * \Delta f + .768 * \Delta f(-2) + .312 * \text{cap}(-2) \\ - .336 * \Delta x(-4)$$

$$R^2 = .483 \quad D-W = 2.044 \quad SE = .056$$

$$(2) \quad \Delta m = 1.221 * \Delta z + .585 * \Delta pzm - .287 * \Delta pzm(-2) - .407 * (m-z)(-1) \\ + .236 * (m-z)(-2) + .157 * (m-z)(-3) - .195 * \text{cap}(-1)$$

$$R^2 = .492 \quad D-W = 2.271 \quad SE = .049$$

$$(3) \quad c = .483 * c(-1) + .490 * yhr - .001 * (r - (400 * \Delta pc(+1))) \\ - .387 * \Delta pc(+1) + .034 * d1 + 2.485$$

$$R^2 = .994 \quad D-W = 2.293 \quad SE = .010$$

$$(4) \quad ih = .514 * ih(-1) + .750 * yhir - 1.555 * hk(-1) + 9.295 * n \\ - .003 * (r - (400 * \Delta pc))(-2) + 1.678 * \Delta pc(+1) - 57.434$$

$$R^2 = .873 \quad D-W = 1.683 \quad SE = .031$$

$$(5) \quad \Delta k = .869 * \Delta k(-1) + 1.228 * \Delta ye - .015 * \Delta wr(-4) \\ - .0001 * (r - (400 * \Delta pi))(-2) - .003 * \text{cap}(-1) + .001$$

$$R^2 = .831 \quad D-W = 2.541 \quad SE = .001$$

<sup>1</sup>VAR-mallien muihin käyttötapoihin ei tässä yhteydessä puututa. Muita VAR-mallien käyttömahdollisuuksia ovat esitelleet lyhyesti Vihriälä ja Virén (1987).

- (6)  $\Delta l = .274*\Delta l(-4) + .729*\Delta y_i - .050*\Delta wr(-4)$   
 $- .0001*(r-(400*\Delta pq))(-2) - .163*(1-n)(-1)$   
 $- .005*d2 + .020*d3 + .008*d4 - .242$   
 R2 = .622      D-W = 1.695      SE = .005
- (7)  $\Delta w = 44.685*\Delta^4(pc(+1)/400) + .904*\Delta wc - .018*cap(-1)$   
 R2 = .897      D-W = 2.096      SE = .005
- (8)  $\Delta pc = .329*\Delta w + .141*\Delta w(-1) + .181*\Delta w(-2) + .093*\Delta pm$   
 $+ .036*\Delta pm(-1) + .067*pm(-2)$   
 R2 = .686      D-W = 1.913      SE = .007
- (9)  $\Delta pi = .390*\Delta w + .100*\Delta w(-1) + .051*\Delta pmo + .032*\Delta pm(-1)$   
 $+ .154*\Delta pm(-2) + .139*\Delta pi(-1) - .050*d5 + .025*d6$   
 R2 = .614      D-W = 2.114      SE = .013
- (10)  $\Delta pg = .712*\Delta w + .080*\Delta w(-1) + .127*\Delta pm + .009*d7$   
 $- .046*d8 + .032*d9$   
 R2 = .804      D-W = 2.033      SE = .009
- (11)  $\Delta px = .162*\Delta w + .546*\Delta pf - .024*pxf(-1) + .038*\Delta pmo(-1)$   
 $+ .314*\Delta er(-4) + .057*d10$   
 R2 = .612      D-W = 2.236      SE = .021
- (12)  $q = .353*q(-1) + .712*z - .091*prz - .108*d11 - 1.365$   
 R2 = .988      D-W = 1.670      SE = .019
- (13)  $cap = .006*t - 2.082 + .7*k(-1) + .3*n - q + mr$

---

Kaikki muuttujat, paitsi r, on esitetty logaritmeissa. Kuhunkin muuttujaan liittyvä viiveiden lukumäärä (vuosineljänneksinä) on ilmoitettu sulkeissa kunkin viivästetyn muuttujan jälkeen (esimerkiksi (+1) viittaa periodiin t+1 ja vastaavasti (-1) viittaa periodiin t-1).  $\Delta$  tarkoittaa differenssiä yli yhden neljänneksen (taaksepäin) ja  $\Delta^4$  tarkoittaa differenssiä yli neljän neljänneksen (taaksepäin). Lisäksi R2 = kokonaiskorrelaatiokerroin, D-W = Durbin - Watson testisuure ja SE = jäännösvirheen keskihajonta.

Kuten esitettyjen yhtälöiden perusteella voidaan havaita, on QMED-malli perusteiltaan keynesiläiseen traditioon pohjautuva. Kuitenkin on syytä huomata, että mallin erottaa ns. tavallisesta keynesiläisestä makromallista seuraavat piirteet: (1) hinnat ja palkat eivät ole täysin jäykkiä, (2) kapasiteettimuuttuja on endogeeninen,

jolloin myös tarjontatekijöillä on vaikutus mallissa, (3) työvoiman ja pääoman kysyntä määräytyvät suhteellisten hintojen ja joidenkin kysyntäkomponenttien avulla eikä siis aktuaalisen tuotannon perusteella ja (4) inflaatio-odotukset on mallitettu käyttäen hyväksi rationaalisten odotusten hypoteesia. QMED-mallin estimointiin liittyviä yksityiskohtia ja muita ominaisuuksia on esitetty tarkemmin Lahti ja Virén (1987).

Tässä työssä vertailukohtana käytetty VAR-malli on rakennettu käyttäen QMED-mallin muuttujista bruttokansantuotetta ( $y$ ), bruttokansantuotteen implisiittistä deflaattoria ( $pq$ ), ansiotasoindeksiä ( $w$ ), palkansaajien tehtyjä työtunteja ( $l$ ) sekä päiväluottokorkoa ( $r$ ). Kaikki muuttujat, paitsi  $r$ , on esitetty logaritmisessa differenssimuodossa ( $r$  on pelkästään differenssimuodossa) ja viiveiden lukumäärä on kaikkien muuttujien osalta neljä. Kuhunkin estimoitavaan yhtälöön on otettu mukaan myös vakiotermi, joilloin selittävien muuttujien lukumäärä kussakin yhtälössä on 21.<sup>2</sup> VAR-mallin estimointitulokset on esitetty taulukossa 2.

---

<sup>2</sup>Tässä vertailussa käytetty VAR-malli on samankaltainen kuin Vihriälän ja Virénin (1987) käyttämä, kuitenkin sillä erotuksella että tässä tutkimuksessa haluttiin käyttää QMED-mallissa olevia muuttujia, joten obligaatiokorko korvattiin päiväluottokorolla ja työllisyys otettiin rahan määrän ( $M1$ ) tilalle.

TAULUKKO 2. VAR-mallia koskevia estimointituloksia

	F:y	F:pq	F:r	F:w	F:l	R2 (SEE)	DW
y	1.786	0.847	1.711	1.348	3.320	.581 (.0412)	1.839
pq	1.080	3.426	2.179	0.837	0.240	.529 (.0145)	1.643
r	4.080	1.084	2.547	3.473	1.557	.519 (2.955)	2.109
w	1.478	1.983	0.244	1.089	0.047	.397 (.0149)	2.200
l	0.832	0.719	1.168	1.765	0.610	.482 (.0061)	2.061

Mallin estimointi ajanjakso on 71.1 - 85.4. Mallin estimointi on suoritettu PNS:llä. Taulukossa on esitetty viivästettyjä muuttujia koskevat F-testisuureet asianomaisen muuttujan neljälle viiveelle. Lisäksi on esitetty kyseisen yhtälön vapausastekorjaamaton kokonaiskorrelaatiokerroin (R2), jäännösvirheen keskihajonta (SEE) sekä Durbin-Watson -testisuure (DW).

Yhtälökohtaisten estimointitulosten perusteella voidaan todeta, että kunkin yhtälön selityskyky on kohtalainen. Diagnostisia ongelmia ei juuri näytä olevan minkään yhtälön kohdalla. Yllättävää on ehkä se, ettei hintojen ja palkkojen välillä esiinny voimakkaampaa keskinäistä riippuvuutta. Työllisyyden sisällyttäminen muuttujajoukkoon (vrt. Vihriälä ja Virén (1987)) toi lisää selitysvoimaa bruttokansantuoteyhtälöön. Toisaalta huomattavaa on myös se, ettei työtunteja selittävässä yhtälössä ole yhtään selvästi merkitsevää selittäjää (parhaiten työtunteja selittävät palkat ja korot).

### 3 ENNUSTEIDEN VERTAILUA

Malleilla tuotettavien ennustevirheiden alkuperä voidaan jakaa kolmeen osatekijään: (1) eksogeenisten muuttujien arvoihin liittyvät virheet, (2) parametrien estimoinnissa aiheutuneet virheet ja (3) mallin spesifiointivirheet. Saattamalla vertailussa olevat mallit toistensa kanssa samanarvoiseen asemaan edellä mainittujen virhe-

lähteiden suhteen tai vaihtoehtoisesti ottamalla mahdolliset erot ennustevertailussa huomioon voidaan mallivertailua metodologisesti pitää järkevänä.

Tässä työssä molemmat mallit estimoitiin samalta aikaväliltä (71.1-85.4), minkä avulla pyrittiin saattamaan mallien parametriestimaattien sisältämä informaatio mahdollisimman tasavertaiseksi.<sup>3</sup> Estimointiperiodi jaettiin tämän jälkeen kolmeen viiden vuoden jaksoon ja kummallakin mallilla tehtiin dynaaminen ex post -simulointi kullekin periodille. Dynaamisia ex post -simulointeja tehtäessä käytettiin kummankin mallin kohdalla toteutunutta eksogeenista informaatiota, jolloin eksogeenisista muuttujista johtuvat virhelähteet saatiin eliminoitua molempien mallien osalta.<sup>4</sup>

Estimointiperiodi on jaettu kolmeen viiden vuoden jaksoon, koska VAR-mallien ennusteet pyrkivät konvergoitumaan melko pian estimointiperiodin otoskeskiarvoja vastaavalle tasolle. Tästä johtuen VAR-mallien käyttö ennustetyön tehokkaana apuvälineenä rajoittuu (neljännesvuosiaineiston ollessa kyseessä) korkeintaan viiteen vuoteen.<sup>5</sup> Taulukossa 3 on esitetty tulokset prosenttisten keski-  
poikkeamien eli ns. MAPE-lukujen avulla QMED- ja VAR-mallilla tehdyistä dynaamisista ex post -simuloinneista.

---

<sup>3</sup>Toisaalta on huomattava, että rakennemalli sisältää enemmän informaatiota kyseiseltä periodilta, koska jo pelkkä muuttujien lukumäärä on QMED-mallissa moninkertainen VAR-malliin nähden. Myös se, että QMED-malli sisältää eteenpäin katsovaa informaatiota ja a priori -tietoa (inflaatio-odotukset sekä joukon dummy-muuttujia) on otettava huomioon vedettäessä johtopäätöksiä ennustevertailusta.

<sup>4</sup>On huomattava, että VAR-malli tarvitsee hyvin rajoitetusti eksogeenista informaatiota (tässä tapauksessa vain siis neljän ensimmäisen periodin aikana) ja sitäkin ennusteen alkuaikakohdasta taaksepäin. QMED-malli puolestaan käyttää eksogeenisten muuttujien osalta eksogeenista informaatiota koko ajan ratkaisun edetessä - myös ennusteen alkamisajankohdasta eteenpäin - ja tässä tapauksessa eksogeeninen informaatio vastaa siis toteutunutta kehitystä.

<sup>5</sup>Vihriälä ja Virén (1987) totesivat tutkimuksissaan syklisen käyttäytymisen häviävän VAR-malliennusteesta noin viidessä vuodessa.



TAULUKKO 3. QMED- ja VAR-mallilla laskettuja dynaamisia ex post -simulointeja koskevia MAPE-lukuja neljän muuttujan osalta.

Muuttuja	Ennuste- periodi	71.1 - 75.4		76.1 - 80.4		81.1 - 85.4	
		QMED	VAR	QMED	VAR	QMED	VAR
y	4	2.389	1.579	1.971	2.965	1.939	2.085
	8	3.035	1.757	1.605	2.608	1.461	1.962
	20	3.266	2.629	3.137	2.650	1.679	1.948
pq	4	1.272	2.416	1.998	1.934	0.932	1.506
	8	2.110	2.677	2.903	3.799	0.925	3.207
	20	1.466	9.214	2.200	3.963	1.178	6.554
w	4	0.490	3.013	0.272	1.706	0.646	2.165
	8	0.568	4.095	0.572	2.061	0.805	3.925
	20	1.902	10.377	0.846	1.836	0.671	8.161
1	4	1.012	0.617	0.501	1.181	0.175	1.010
	8	0.761	0.778	0.444	1.216	0.192	1.328
	20	0.605	1.483	0.864	1.272	0.253	1.469

Taulukossa 3 esitettyjen tulosten perusteella voidaan todeta seuraavaa:

(1) Yleisesti ottaen QMED-malli selviää kullakin ennustejaksolla (71-75, 76-80 ja 81-85) ja ennusteperiodien määrällä (4, 8 ja 20 neljänestä) VAR-mallia paremmin. Selvä poikkeus on kuitenkin bruttokansantuote-ennusteet ennustejaksolla 71-75, jolloin VAR-malli on kaikilla ennusteperiodoilla QMED-mallia parempi.

(2) VAR-mallilla tuotettu ennuste tulee epätarkemmaksi mitä pidemmästä ennusteperiodista on kyse. Tulos näkyy MAPE-lukujen kasvuna useimmissa tapauksissa ennusteperiodin kasvaessa. Yleinen väite siitä, että aikasarja-analyysin avulla saadut ennusteet soveltuvat parhaiten lyhyen aikavälin ennustamiseen saa tukea osakseen tämän tutkimuksen valossa.<sup>6</sup>

Toinen tapa verrata mallien tuottamia ennusteita toisiinsa on Nelsonin (1972) esittämä malli, jossa ennustettavan muuttujan

<sup>6</sup>Toisaalta Litterman (1985) on saanut myös päinvastaisia tuloksia verratessaan VAR-mallinsa ennusteita kaupallisiin rakennemalliennustuksiin Yhdysvalloissa.

toteutuneita arvoja selitetään vaihtoehtoisilla ennusteilla saaduilla havainnoilla. Ennusteen sanotaan tällöin "dominoivan" toista ennustetta, mikäli sen parametriestimaatti on merkitsevä kun samaan aikaan toisen ennusteen parametriestimaatti ei ole merkitsevä. Taulukossa 4 on esitetty tulokset regressioista, joissa kunkin muuttujan toteutuneita arvoja selitetään vakiolla ja QMED- ja VAR-mallin ennusteilla kullakin viiden vuoden ennustejaksolla.<sup>7</sup>

---

<sup>7</sup>Fairin ja Shillerin (1987) tekemän tutkimuksen mukaan tulokset kyseessä olevien regressioiden kohdalla eivät poikkea merkitsevästi mikäli yhtälöissä esiintyvät muuttujat olisivat logaritmuodon lisäksi vielä differenssimuodossa.

TAULUKKO 4. Regressiot, joissa toteutunutta muuttujan X arvoa on selitetty QMED- ja VAR-mallien ennusteilla. (Regressioyhtälö on muotoa:  $\log X = A1 + A2 \cdot \log X^{QMED} + A3 \cdot \log X^{VAR}$ )

Muuttuja	Aika	Vakio	QMED	VAR	SEE	D-W
y	71.1-75.4	-1.067 (1.44)	.926 (3.84)	.178 (0.71)	.018	1.033
	76.1-80.4	.233 (0.30)	.387 (2.57)	.592 (2.96)	.015	0.988
	81.1-85.4	.202 (0.46)	.017 (0.17)	.962 (10.67)	.007	1.753
pq	71.1-75.4	-0.407 (1.79)	.952 (6.90)	.156 (0.78)	.012	0.713
	76.1-80.4	.156 (1.30)	1.055 (4.50)	-0.086 (0.36)	.015	0.586
	81.1-85.4	.283 (1.65)	.571 (4.70)	.367 (4.24)	.005	1.726
w	71.1-75.4	-0.474 (3.27)	.895 (9.86)	.226 (1.78)	.006	0.994
	76.1-80.4	.119 (1.90)	.692 (4.12)	.286 (1.68)	.008	0.611
	81.1-85.4	.259 (2.10)	.699 (7.64)	.249 (3.64)	.004	1.181
l	71.1-75.4	.012 (0.01)	1.740 (6.30)	-0.743 (1.98)	.006	1.094
	76.1-80.4	-2.084 (2.42)	0.363 (0.93)	1.678 (5.25)	.006	0.443
	81.1-85.4	4.176 (2.32)	.518 (1.87)	-0.139 (0.55)	.003	1.885

Taulukossa 4 esitettyjen tulosten perusteella voidaan jälleen todeta QMED-mallin ennusteen olevan ns. dominoiva ennuste vastaavaan VAR-mallin ennusteeseen nähden 75%:ssa tapauksista. Bruttokansantuote-ennusteen suhteen on mielenkiintoista huomata, että VAR-mallin ennuste viiden vuoden ennustejaksolla 81-85 näyttää dominoi-

van selvästi rakennemallin ennustetta vaikka vastaavalla ennustejaksolta lasketut MAPE-luvut osoittavat rakennemallin ennusteen tarkemmaksi. VAR-mallin tuottama bruttokansantuotteen tasainen kasvu-ura vastaa hyvin toteutunutta kehitystä, mutta MAPE-lukujen suuruus selittyy sillä, että VAR-ennuste on systemaattisesti toteutuneen bruttokansantuotteen yläpuolella. Palkkaennusteet ovat QMED-mallin osalta selvästi VAR-ennusteita paremmat, minkä selittää sopimuspalkkojen eksogeenisuus QMED-mallissa. Työllisyys- ja hinta-ennusteidenkin osalta QMED-malli näyttää hieman dominoivan VAR-ennusteita, mikä osaksi johtuu siitä, että kysymyksessä on VAR-mallille melko pitkä (viisi vuotta) ennustehorisontti.

Ennustekäyttöön tarkoitettun mallin todellista käyttökelpoisuutta ei kuitenkaan voida tyydyttävästi mitata ainoastaan mallin estimointiperiodin aikana suoritetuilla simuloinneilla. Oleellinen osa mallin käyttöä ajoittuu nimenomaan estimointiperiodin ulkopuolella tapahtuvaan ennustamiseen. Tutkimusta tehtäessä estimointiperiodin ulkopuolelta saatava aineisto rajoittui kuitenkin vain vuodelta 1986 saatuun alustavaan tilastomateriaaliin, joten vertailua mallien paremmuudesta on kyseisen aineiston perusteella mahdotonta suorittaa siten, että tuloksia voisi tulkita puoleen tai toiseen. Tässä mielessä vasta tulevaisuus näyttää mallien todellisen hyvyyden ennustekäytössä.

Ennustetyön kannalta on tärkeää myös selvittää mallien herkkyyserilaisiin politiikkashokkeihin. VAR-mallin puute politiikka-analyysissa on se, että VAR-mallia voidaan käyttää ainoastaan ns. odottamattomien politiikkashokkien vaikutusten analysointiin kun taas QMED-mallilla voidaan analysoida myös kuluvalle periodilla vielä tapahtumattomien, mutta kuitenkin jo tiedossa olevien politiikkashokkien vaikutuksia mallissa.<sup>8</sup> Toinen seikka, johon VAR-mallilla tehtävissä politiikkasimuloinneissa kiinnitetään enemmän

---

<sup>8</sup>On huomattava, ettei kaikilla rakennemalleillakaan voida erotella odotettujen ja odottamattomien politiikkashokkien vaikutuksia toisistaan. QMED-mallissa tämä on kuitenkin mahdollista mallin odotusten eteenpäin katsovan luonteen ansiosta. Odotusten roolia QMED-mallissa ovat tarkastelleet lähemmin Lahti ja Virén (1987).

huomiota kuin rakennemallien kohdalla, on mallin jäännösten keskinäinen korreloituneisuus, jolla on merkitystä saatuihin tuloksiin.<sup>9</sup> Mikäli VAR-mallia haluttaisiin käyttää suuremmassa määrin politiikka-analyysin apuvälineenä, tulisi malli ratkaista ns. liukuvan keskiarvon muotoon ja selvittää ns. impulssivasteet eri muuttujien osalta. Tässä tutkimuksessa mielenkiinto kohdistui rahapolitiikan vaikutuksiin esillä olevissa malleissa ja malleilla suoritettiin korkosimulointi, jossa tarkasteltiin mallien sensitiivisyyttä yhden prosenttiyksikön suuruiseen korkoshokkiin, joka ajoittui simulointiperiodin (81.1 - 83.4) ensimmäiselle neljännekselle.<sup>10</sup> Koron nousun vaikutukset bruttokansantuotteeseen on esitetty kuviossa 1.

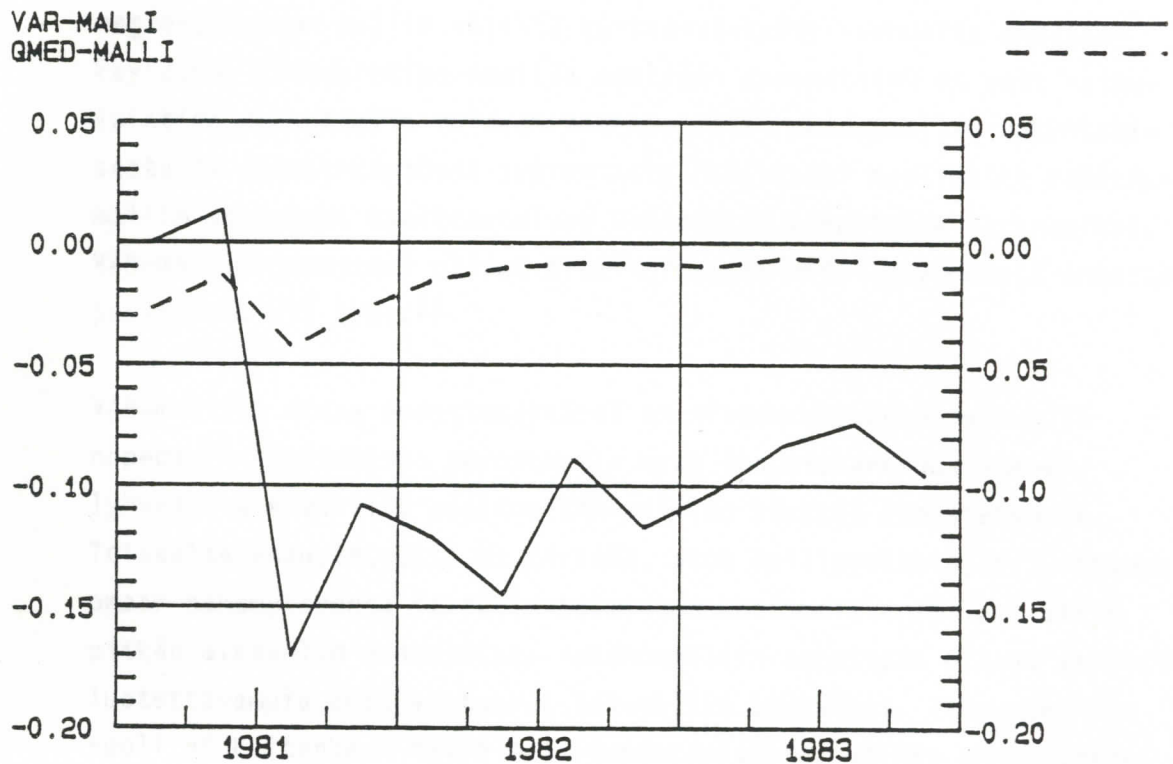
<sup>9</sup>Tarkemmin VAR-malleilla suoritettavista simuloinneista ja niihin liittyvistä ongelmista esimerkiksi Litterman (1979) sekä Gordon ja King (1982).

<sup>10</sup>Ongelmana VAR-mallilla suoritettavassa korkosimuloinnissa on tarkasteltavana olevan mallin jäännösten keskinäinen korreloituneisuus. VAR-mallin jäännösten korrelaatiomatriisi näyttää seuraavalta:

	y	pq	r	w	l
y	1.00	-.33	-.07	-.43	.43
pq		1.00	.38	.58	-.13
r			1.00	.18	-.07
w				1.00	.16
l					1.00

Voidaan kuitenkin ajatella, että päiväluottokorko on luonteeltaan sellainen muuttuja, joka sijoittuu mallin muuttujajärjestyksessä viimeiseksi (vrt. Vihriälä ja Virén (1987)), joten korkoshokin ei sallita vaikuttavan samalla neljänneksellä mihinkään muuhun mallin muuttujaan.

KUVIO 1. Yhden prosenttiyksikön suuruisen positiivisen korkoshokin lyhyen aikavälin vaikutukset bruttokansantuotteeseen VAR- ja QMED-mallissa (prosenttisina poikkeamina kontrolliratkaisuun verrattuna).



Kuvion 1 perusteella nähdään, että korkoshokin vaikutukset ovat voimakkaammat VAR-mallissa kuin QMED-mallissa, joskin vaikutukset molemmissa malleissa ovat samansuuntaiset. Osaltaan korkovaikutusten voimakkuuteen VAR-mallissa saattaa vaikuttaa se, että korot ovat VAR-mallissa endogeeniset ja VAR-mallin kontrolliratkaisussa korkotaso oli jo kaksi prosenttia todellista korkotasoa korkeammalla. Kuvion 1 nähdään myös selvästi se, ettei korkoshokki vaikuta VAR-mallissa ensimmäisellä periodilla bruttokansantuotteeseen millään tavalla (päinvastoin kuin QMED-mallissa) johtuen siitä, ettei jäännösten korrelaatiota ole VAR-mallissa otettu huomioon.

#### 4 JOHTOPÄÄTÖKSET

Työn tavoitteena on ollut selvittää rakennemallin ja vektoriautoregressiivisen mallin välistä kustannus-hyöty -suhdetta ennustekäytössä. Estimointiperiodilla tehtyjen dynaamisten ex post -simulointien perusteella voidaan todeta, että rakennemallin rakentamisesta ja ennustekäytössä suuremmasta "vaivasta" huolimatta rakennemallin ennusteet osoittautuivat VAR-mallin ennusteita tarkemmiksi. VAR-mallin ennusteet olivat sitä tarkempia mitä lyhyemmästä ennusteperiodista oli kyse.<sup>11</sup>

VAR-mallien etuna ennustekäytössä on niiden käytön helppous ja nopeus.<sup>12</sup> Tutkimuksen perusteella myös ennustetarkkuus etenkin lyhyellä aikavälillä puoltaa VAR-mallien käyttöä ennustetyössä. Toisaalta ennustetyössä on tärkeää, että mallinrakentajan luottamus omaan näkemykseensä talouden toimintamekanismeista säilyy, sillä pitkän aikavälin ennusteissa rakennemallin ennusteet olivat selvästi luotettavampia kuin vastaavat VAR-mallin ennusteet. Talousteorian rooli ei kuitenkaan häviä malliennustamisesta, vaikka ennustaminen menisikin mekaaniseksi VAR-mallien käytön yleistyessä, sillä talousteoriaa tarvitaan sekä VAR-mallien ennustetulosten analysoinnissa että VAR-mallien spesifioinnissa!

On myös muistettava, että malleilla voi olla myös muita käyttötarkoituksia ennustetta laadittaessa, esimerkiksi erilaisten vaihtoehtoislaskelmien tekeminen. Tällöin rakennemallin etuna on sen moni-

---

<sup>11</sup>Saadut tulokset ovat tietenkin hyvin mallikohtaisia, mutta ne näyttävät kuitenkin tukevan aiemmin saatuja tuloksia vastaavan kaltaista vertailuista. Esimerkiksi samankaltaiseen lopputulokseen päätyivät myös Fair ja Schiller (1987) suorittamassaan perusteellisessa vertailussa kahden rakennemallin ja neljän aikasarjamallin (yhden autoregressiivisen ja kolmen vektoriautoregressiivisen mallin) välillä. Toisaalta on myös muistettava, että tässä työssä esitetyn kaltaiset mallivertailut ovat myös alttiita sille yleiselle mallivertailuihin kohdistuvalle kritiikille, jota on esittänyt esimerkiksi McNees (1981).

<sup>12</sup>VAR-mallilla ennusteen tekeminen ei vie aikaa enempää kuin noin viisi minuuttia!

puolisuus tehtävien politiikkasimulointien suhteen VAR-malliin verrattuna. Toinen hankaluus mikä VAR-mallien käyttöön liittyy on niiden tuottaman ennustetiedon rajallisuus, joka aiheutuu siitä, ettei VAR-malleihin useinkaan voida sisällyttää kovinkaan suurta muuttujajoukkoa havaintoaineiston määrän takia.

Tapa, jolla sekä rakennemallien ja VAR-mallien informaatiota voidaan hyödyntää tehokkaasti, on ns. ennusteiden yhdistäminen historiasta opittuja ennustevirheitä sopivasti painottamalla, jolloin ennustetarkuutta voidaan parantaa.<sup>13</sup> Joka tapauksessa on ilmeistä, että rakennemalleja ja VAR-malleja ei pidä käsittää toisiaan poissulkevinä vaihtoehtoina, vaan pikemminkin toisiaan täydentävinä ennustevälineinä. Tähän lopputulokseen ovat myös päätyneet esimerkiksi useat huomattavat yhdysvaltalaiset ennustelaitokset luodessaan kuvaa tulevaisuudesta.

---

<sup>13</sup>Tarkemmin esimerkiksi Nelson (1972).



## LÄHTEET

FAIR, R.C. - SHILLER, R.J.: Econometric Modeling as Information Aggregation, National Bureau of Economic Research Inc. Working Paper No. 2233, May 1987.

GORDON, R.J. - KING, S.R.: The Output Cost of Disinflation in Traditional and Vector Autoregressive Models, Brookings Papers on Economic Activity, 1:1982, pp. 205 -242.

LAHTI, A. - VIRÉN, M.: Examining the Role of Expectations in a Macromodel: Some Results with the Finnish QMED-model. Bank of Finland Research Department Research Papers TU 12/87, July 1987.

LITTERMAN, R.B.: Techniques of Forecasting Using Vector Autoregressions, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department Working Paper No. 115, November 1979.

LITTERMAN, R.B.: Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions - Five Years of Experience, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department Working Paper No. 274, July 1985.

MCNEES, S.K.: The Methodology of Macroeconometric Model Comparisons, in KMENTA, J. - RAMSEY, J.B. (ed.), Large-Scale Macro-Econometric Models, North-Holland, Amsterdam 1981.

NELSON, C.R.: The Prediction Performance of the FRB-MIT-PENN Model of the U.S. Economy, American Economic Review, 62: 902-17, December 1972.

VIHRIÄLÄ, V. - VIRÉN M.: Mitä vektoriautoregressiiviset mallit kertovat Suomen kansantalouden toimintamekanismeista ja tulevaisuudennäkymistä, Bank of Finland Research Department Research Papers TU 3/87, March 1987.

## SYMBOLILUETTELO

(Mallissa eksogeeniset muuttujat on alleviivattu.)

c	yksityinen kulutus
cap	kapasiteetin käyttöaste teollisuudessa
<u>d1-d11</u>	dummy-muuttujat
<u>er</u>	valuuttakurssi
<u>f</u>	ulkomainen tuontikysyntä
<u>hk</u>	asuinrakennuskanta
<u>ig</u>	julkiset investoinnit
<u>ih</u>	asuinrakennusinvestoinnit
k	teollisuuden pääomakanta
l	tehdyt työtunnit, palkansaajat
m	tuonti (pl. öljyn tuonti)
<u>mr</u>	kapasiteetin käyttöasteen skaalaparametri
<u>n</u>	työkäinen väestö
<u>pc</u>	yksityisen kulutuksen hinnat
<u>pf</u>	ulkomaiset teollisuuden tuottajahinnat
<u>pg</u>	julkisen kulutuksen hinnat
<u>pi</u>	kiinteiden investointien hinnat
<u>pih</u>	asuinrakennusinvestointien hinnat
<u>pm</u>	tuontihinnat
<u>pmo</u>	öljyn tuontihinnat
<u>pq</u>	bruttokansantuotteen implisiittinen deflaattori
<u>pr</u>	raaka-aineiden hinnat
<u>prz</u>	pr - pz
<u>px</u>	tavaroiden vientihinnat (pl. itävienti)
<u>pxf</u>	px - pf
<u>pz</u>	kotimaisen kysynnän hinnat
<u>pzm</u>	pz - pm
<u>q</u>	teollisuustuotanto
<u>r</u>	päiväluottokorko
<u>s</u>	työnantajien sosiaaliturvamaksut
<u>t</u>	trendimuuttuja
<u>w</u>	ansiotasoindeksi
<u>wc</u>	sopimuspalkkaindeksi
<u>wr</u>	$w*(1+s) - pq$
<u>x</u>	tavaroiden vienti (pl. itävienti)
<u>xe</u>	itävienti
<u>ye</u>	kokonaistuotannon instrumenttimuuttuja, joka määräytyy $\Delta f$ ja $\Delta(px-pq)$ avulla
<u>yh</u>	kotitalouksien käytettävissä olevat tulot
<u>yhir</u>	yh - pih
<u>yhr</u>	yh - pc
<u>yi</u>	kokonaistuotannon instrumenttimuuttuja, joka määräytyy $\Delta xe$ , $\Delta f$ , $\Delta(px-pq)$ ja $\Delta ig$ avulla
<u>z</u>	kotimainen kysyntä

Kansantalouden osasto

31.7.1987

1 (2)

BDKT

1987

- KT 1/87 Pertti Haaparanta  
On the Choice of the Currency of Invoice  
in International Trade, 23 p.  
25.1.1987
- KT 2/87 Pertti Haaparanta and Juha Kähkönen  
Liberalization Policies and Welfare  
in a Financially Repressed Economy, 24 p.  
5.3.1987
- KT 3/87 Monica Ahlstedt  
Pankkien nettosarjojen kausipuhdistus, s. 58  
16.3.1987
- KT 4/87 Timo Hämäläinen - Anne Mikkola  
Rahapolitiikan vaikutusten välittyminen, s. 42  
14.5.1987
- KT 5/87 Ari Lahti  
Kokonaistaloudellisen mallin rakentaminen:  
Suomen Pankin kansantalouden osaston  
neljännesvuosimalli, s. 113  
25.5.1987
- KT 6/87 Paavo Peisa - Markku Pulli  
Verotus ja tuloksentasaus: Teollisuusyritysten  
tilinpäätöskäyttäytyminen vuosina 1978 - 85, s. 20  
1.7.1987
- KT 7/87 Anne Mikkola  
Rahan transaktiokysyntä ja pörssivaihto, s. 13  
23.7.1987
- KT 8/87 Christian C. Starck  
International Differences in Social Security  
and Saving: A Note, 10 p.  
28.7.1987

Kansantalouden osasto

31.7.1987

2 (2) BDKT

1987

KT 9/87 Christian C. Starck

Consumption and Income in Finland 1960-1983:  
A Multiple Time Series Analysis, p. 19  
29.7.1987

KT 10/87 Ari Lahti

Vektoriautoregressiivisen mallin käyttö  
kansantalouden ennustamisessa rakennemalliin  
verrattuna, 16 s.  
31.7.1987

---

Luettelossa mainittuja keskustelualoitteita on rajoitetusti saatavissa kansantalouden osastolta. Kokoelma sisältää tutkimusprojekteja ja selvityksiä, joista osa on tarkoitettu myöhemmin julkaistavaksi sellaisenaan tai edelleen muokattuna. Keskustelualoitteina taltioidaan myös vanhempaa julkaisematonta aineistoa. - Koska keskustelualoitteet joissakin tapauksissa ovat raportteja keskeneräisestä tutkimustyöstä tai ovat tarkoitettut lähinnä sisäiseen käyttöön, mahdollisiin tekstilainauksiin tai -viittauksiin olisi varmistettava kirjoittajan suostumus.

Tiedustelut: Seija Määttä, puh. 183 2519