

Keskusteluaiheita

Discussion papers

Timo Teräsvirta

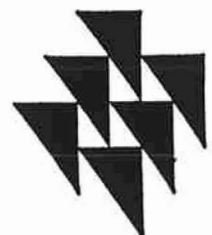
METALLITEOLLISUUSTUOTANNON VOLYYMIN
ENNUSTAMINEN SUHDANNEBAROMETRIN
MUUTTUJIEN AVULLA

No. 153

31.5.1984

Kiitän Osmo Soininvaaraa avusta
havaintoaineiston käsittelyssä.
Virheistä vastaan itse.

This series consists of papers with limited circulation,
intended to stimulate discussion. The papers must
not be referred to or quoted without the authors'
permission.



Metalliteollisuustuotannon volyymin ennustaminen suhdannebarometrin muuttujien avulla

Tiivistelmä. Tämän raportin aiheena on se, kuinka metalliteollisuustuotannon volyymille voidaan laatia määrällisiä lyhyen ajan ennusteita Teollisuuden keskusliiton suhdannebarometrin muuttujien avulla. Ensiksi tutustutaan käytettävään havaintoaineistoon ja sen ominaisuuksiin. Sen jälkeen on vuorossa tilastollisten menetelmien esittely. Pulmana on työssä se, että rakennettaviin lineaarisiin malleihin on tarjolla runsaasti muuttujia havaintojen lukumäärän ollessa melko alhainen. Ongelman ratkaisu perustellaan ennen tulosten esittelyä. Tulokset osoittavat ensinnäkin, että saldolukujen sijasta on syytä valita "suurempi" ja "pienempi" -vastausten suhteelliset osuudet erillisiksi muuttujiksi. Metalliteollisuuden volyymin ennustamisessa hyödyllisimmiksi suhdannebarometrin muuttujiksi osoittautuvat käyttämättömän tuotantokapasiteetin odotettu muutos, havaitut varastojen ja viennin supistumiset ja alan suhdannenäkymien heikkeneminen. Näihin muuttujiin perustuva lineaarinen malli ennustaa metalliteollisuuden neljännesvuosittaisen volyymin selvästi tarkemmin kuin pelkästään volyymin aikaisempiin havaintoihin perustuvat autoprojektiiviset mallit.

1. Ongelman esittely ja työn päätulokset

Tässä raportissa käsitellään lyhyen ajan ennustusmallien muodostamista metalliteollisuuden tuotannon volyymille. Tehtävää rajoittaa ehto, jonka mukaan ennustavat muuttujat voivat volyymin oman historian lisäksi olla pelkästään Teollisuuden keskusliiton suhdannebarometrin vastausjakaumiin perustuvia muuttujia.

Rajoitus perustuu ennakkokäsitykseen siitä, että TKLn suhdannebarometri sisältää tietoa, joka on hyödyksi laadittaessa teollisuustuotannon volyymin lyhyen ajan määrällisiä ennusteita. Kyseisen käsityksen ja todellisuuden välistä vastaavuutta halutaan ensi vaiheessa tutkia pelkistettynä, ilman muita mahdollisesti kiinnostavia muuttujia. Tutkimuksessa laaditaan volyymille ennustusmalleja, joiden ennustavat muuttujat perustuvat barometritietoon. Tällä hetkellä suhdannebarometrin laatijat eivät itse hyödynnä saamiaan vastauksia määrällisten ennusteiden tuottamistyössä vaan tyytyvät kyselyn tulosten säännölliseen julkaisemiseen ja tulkitsemiseen.

Tutkimusongelma on muotoiltu käytännön tarpeista käsin. ETLAn kokonais-taloudellisen suhdanne-ennusteen laadinnassa tarvitaan arvioita teollisuustuotannon volyymin lähitulevaisuuden kehityksestä sekä ositetulla että kokonaisuuden tasolla. Metalliteollisuuden volyymin lyhyen ajan ennustusmallien muodostaminen on osatehtävä, jonka suorittamisen jälkeen otetaan tarkastelun kohteiksi metsäteollisuus ja kansantalouden tilinpidon luokituksen mukainen muu teollisuus. Barometrimuuttujien käyttö tekee ainakin teoriassa mahdolliseksi tuoreeseen tietoon perustuvien lyhyen ajan ennusteiden laatimisen ja neljännesvuosittaisen päivittämisen. Pelkästään barometrimuuttujiin perustuvien mallien laatiminen

on luonnollisesti vain välitavoite. Sen saavuttamisen jälkeen saatetaan kokeilla muita ennustavia muuttujia. Niitä voivat olla esimerkiksi Suomen viennin kannalta tärkeiden maiden suhdannebarometrit ja muut kansainvälistä taloudellista kehitystä kuvaavat aikasarjat.

Lyhyen ajan suhdanne-ennustamisessa ponnistelut on maailmalla suureksi osaksi suunnattu taloudellisia suhdanteita kuvaavien aikasarjojen käänne-
pisteiden ennustamiseen. Suppea aihepiiriä käsittelevä katsaus on Teräsvirta (1983). Sarjojen määrällinen ennustaminen nopeilla osoitinsarjoilla on saanut selvästi vähemmän huomiota osakseen. ETLAssa Teräsvirta (1982) on kuitenkin kehittänyt ennustusfunktion, jolla voidaan nopeasti julkaitavia osoitinsarjoja käyttämällä tuottaa teollisuustuotannon kuukausittaisen volyymin ensimmäinen arvio joitakin viikkoja ennen ensimmäistä virallista ennakkotietoa. Funktiolla voidaan myös tuottaa aitoja lyhyen ajan ennusteita. Tällä kertaa on tavoitteena volyymin aito ennustaminen barometrimuuttujien avulla.

Tämän työn edeltäjä on Soininvaara (1983). Siinä ei tosin tarkastella suoraan metalliteollisuuden volyymin ennustamista. Yhtenä huomion kohteena on kuitenkin metalliteollisuuden suhdannebarometrin tuotannon volyymin kehitystä koskevien kysymysten (1A ja B) saldolukujen selittäminen muilla barometrin muuttujilla. Niin ollen Soininvaaran (1983) tuloksilla on merkitystä nyt raportoitavan tutkimuksen kannalta. Hänen johtopäätöksensä ovat osittain samansuuntaisia kuin tässä esitettävät. Tämän raportin tulosten perusteella metalliteollisuuden volyymi on parhaiten ennustettavissa funktiolla, joka sisältää yritysten ennusteet käyttämättömästä tuotantokapasiteetista, tiedon varastojen supistumisesta, viennin kehityksestä ja arvion alan lähiajan suhdannenäkymistä.

Jäljelle jäävät barometrimuuttujat eivät enää näytä sisältävän ennusteita tarkentavaa lisätietoa. Esimerkiksi yritysten omat tuotanto-odotukset ovat yksinään ennustamisen kannalta hyödyllisiä, mutta yhdistettäessä ne muuhun barometrin sisältämään tietoon niiden merkitys pienenee. Menetelmälliseltä kannalta kiinnostava huomio on se, että ennustusmallien rakentaminen saldolukujen pohjalle ei ole edullisin ratkaisu. Selvästi järkevämpää on käsitellä "suurempi" ja "pienempi" -vastauksien suhteellisia osuuksia erillisinä muuttujina. Asia on ilmeinen epämuodollistenkin tarkastelujen perusteella, mutta siitä voidaan rakennettavien mallien puitteissa vakuuttua myös tilastollisten testien avulla. Soininvaaran (1983) eräät tulokset antavat nekin tämänsuuntaisia viitteitä.

Raportin rakenne on seuraava: Toisessa luvussa esitellään havaintoaineisto. Kolmannessa ja neljännessä luvussa käsitellään mallien laatimisessa sovellettavaa mallinrakennusstrategiaa ja tilastollisia menetelmiä. Viides luku sisältää parittaisia volyymin ja barometrimuuttujien välisiä korrelaatiotarkasteluja. Kuudennessa luvussa muodostetaan volyymille autoprojektiivisia malleja. Seitsemäs luku käsittelee varsinaisten ennustusmallien rakentamista. Kahdeksannessa luvussa esitellään lopulliset mallit, ja niiden ennustuskykyä koskevat havainnot ovat seuraavassa luvussa. Kymmenes luku sisältää yleisiä barometrimuuttujiin perustuvien mallien ennustustarkkuutta koskevia huomautuksia.

2. Aineisto

Ennustettavana muuttuja on metalliteollisuustuotannon neljännesvuosittainen volyyymi (valued added) kansantalouden tilinpidon mukaisena perusvuotena 1975. Volyymin vuoden 1983 tämänhetkiset arvot eivät ole vielä lopullisia. Se on vaikuttanut estimointiajanjakson valintaan myöhemmin tässä työssä. Muuttujan valinnan ovat saneilleet ETLAn suhdanne-ennusteen laadinnan tarpeet. Ennustaviksi muuttujiksi ehdolla olevat aikasarjat ovat suhdannebarometrin kysymysten vaihtoehtoisten vastausten suhteellisia osuuksia. Kysymyksessä ovat toimialan 38 vastaukset. Liite 1 sisältää niiden muuttujien luettelon, jotka on valittu tarkastelun kohteiksi. Volyymiin lyhyellä aikavälillä löyhästi liittyvät investoinnit (kysymys 9) ja siihen nähden ajoitukseltaan samanaikainen tai jopa viivästeinen työntekijöiden määrä (kysymys 7) on jätetty tutkimuksen ulkopuolelle. Samoin on tehty tuotannon pullonkauloja koskevalle kysymykselle (10).

Teollisuustuotannon volyymin logaritmin neljännesvuosittaiset vuosimuutokset ovat kuviossa 1. Samaan kuvioon on mittakaava sopivasti valitsemalla piirretty kysymyksen 1B, "tuotanto verrattuna edellisen vuoden vastaavaan neljännekseen", saldoluviut. Kuviosta havaitaan saldoluviujen kehityksen sisältävän jonkin verran vähemmän vaihtelua kuin differensoidun volyymisarjan. Erityisen kiinnostava poikkeama näiden sarjojen kulussa on vuoden 1982 alkupuoliskolla. Volyymissa on kaksi korkeata arvoa, joille ei ole vastinetta saldoluviuissa. Ne laskevat jo vuoden 1981 kolmannesta neljänneksestä alkaen. Kyseessä ovat juuri samat volyymin arvot, joiden oikeellisuudesta julkisuudessaakin on keskusteltu. Tässä työssä tuliaan vuoden 1982 havaintoja käyttämään tarkistimena tutkittaessa rakennettavien ennustusmallien ennustuskykyä. Osoittautuu, että kaikki mallit ennustavat erityisesti neljänneksen 1982/2 volyymin arvot huomattavasti liian alhaisiksi.

Tässä työssä hyödynnettäviin kysymyksiin on yleensä kolme vastausvaihtoehtoa. Ne ovat "suurempi"/"yhtä suuri"/"pienempi" tai vastaava kombinaatio. "Yhtä suuren" rajoiksi on määritelty $\pm 2\%$. Poikkeuksena on käyttämättömtä tuotantokapasiteettia koskeva kysymys 3. Sen kohtiin A ja B vastausvaihtoehdot ovat yksinkertaisesti "kyllä" ja "ei". Niin ollen muuttujaksi riittää "kyllä"-vastausten liikevaihdolla painotettu suhteellinen osuus. Huomautettakoon, että kaikki käytettävät suhteelliset osuudet ovat periaatteessa barometrin laatijoiden painotuksiin perustuvia. Vientimuuttujien kohdalla painotukset tosin hiukan eroavat toisistaan johtuen eri tavoista käsitellä puuttuvaa tietoa.¹⁾ Tämä mahdollistaa osaltaan volyyymiennusteiden nopean laskemisen heti suhdannebarometrin vastausten tultua Teollisuuden keskusliitossa käsitellyiksi.

Tutkimuksen aineisto on peräisin ajalta 1973/1-1983/4. Vuoden 1973 alussa barometrikyselyyn osallistuvien yritysten samoin kuin kysymysten lukumäärää on lisätty, jolloin tiedustelun peittävyys on parantunut. 1970-luvun alkuvuosien aineisto on vähemmän luotettavana jätetty tarkastelun ulkopuolelle. Tuotannon volyymisarja olisi kyllä saatavissa vuoden 1970 alusta lähtien. Soininvaara (1983) sisältää useimpien saldolukujen graafiset esitykset. Rakennettavissa malleissa ennustettavana muuttujana on volyymin logaritmi, josta (ajankohtana t) käytetään merkintää y_t .

Barometrimuuttujien ominaisuuksista kannattaa tässä mainita joitakin. Muuttujien keskiarvot ja hajonnat ajanjaksolta 1973/1-1981/4 ovat taulukossa 1. Metalliteollisuuden yrityksillä on tuotannon kohoamista tarkasteluneljänneksellä kuvaavan muuttujan $M1B^+$ keskiarvo 0,51. Vastaava muuttujan $M1B^-$ luku on 0,23. Toisaalta alan suhdannenäkymien kirkastumista onastelevien yritysten suhteellisen osuuden muuttujan $M11^+$ keskiarvo on 0,13 muuttujan $M11^-$ keskiarvon ollessa 0,29. Sama varovaisuus ei kuitenkaan leimaa vienti-

ennusteita. Muuttujan $M8A^+$ ja $M8A^-$ keskiarvot ovat 0,34 ja 0,19. Muuttujien $M8B^+$ ja $M8B^-$ (vienti seuraavalla neljänneksellä) vastaavat luvut ovat 0,31 ja 0,20 sekä muuttujien $M8C^+$ ja $M8C^-$ (vienti sitä seuraavalla neljänneksellä) 0,34 ja 0,19. Sensijaan se heijastuu tilauskannan kehitysodotuksiin. Muuttujien $M4A^+$ ja $M4A^-$ (tilauskanta edelliseen neljännekseen verrattuna) keskiarvot ovat 0,38 ja 0,31. Seuraavan neljänneksen tilauskantaodotusten $M4B^+$ ja $M4B^-$ keskiarvot ovat puolestaan 0,20 ja 0,38.

Saattaa olla mielenkiintoista tarkastella myös barometrimuuttujien välisiä korrelaatioita ennen analyysin varsinaista käynnistymistä, joskin autokorreloituneiden muuttujien yhden ainoan ristikorrelaation tulkinnoissa on oltava varovainen. Korrelaatiot ovat taulukossa 2. Siitä nähdään käyttämättömän kapasiteetin ($M3A$) ja sen ennusteen ($M3B$) välisen korrelaation olevan erittäin korkea, 0,95. Tämä johtuu epäilemättä ainakin osittain siitä, että vastausvaihtoehtoja on vain kaksi. Tilauskantamuuttujat (kysymys $M4$) näyttävät olevan melko voimakkaasti sidoksissa seuraavan neljänneksen tuotanto-odotuksiin $M2A$. Heikkenevät alan suhdannenäkymät ($M11^-$) korreloivat voimakkaasti (0,86) odotetun tilauskannan supistumisen ($M4B^-$) kanssa, mikä tuntuu järkevältä. Vientimuuttujat muodostavat oman ryhmänsä, jolla samanaikaisten korrelaatioiden perusteella ei ole kovin paljon yhteyksiä muihin osoittimiin. Kuitenkin viennin supistumisen seuraavalla neljänneksellä ($M8B^-$) korrelaatiot tuotannon supistumisen ($M2A^-$) ja käyttämättömän kapasiteetin odotetun suhteellisen osuuden ($M3B$) kanssa ovat noin 0,7.

Muuttujan $\nabla_4 y_t$ korrelaatioihin barometrimuuttujien kanssa ei tässä vaiheessa kiinnitetä huomiota. Samanaikaisia korrelaatioita mielenkiintoisempia ovat nimittäin viivästeiset korrelaatiot, jotka eivät näy korrelaatiomatriisista.

3. Tutkimusmenetelmät

Tutkimuksen tarkoituksena on ollut selvittää, voidaanko suhdannebarometrin tietoa hyödyntää ennustettaessa teollisuustuotannon volyymia lyhyellä aikavälillä. Tarkasteluissa rajoitutaan lineaarisiin ennustusfunktioihin: pyrkimyksenä on muodostaa teollisuustuotannon logaritmista volyymia mahdollisimman hyvin ennustavia barometrin muuttujien lineaarisia yhdistelyjä. Mallien rakentamisen tilastolliset vaikeudet ovat silloin toivottavasti vähäisempiä kuin mutkikkaampia funktioita käytettäessä.

Tässä työssä poiketaan vallitsevasta tavasta, jonka mukaan määrällisinä muuttujina käytetään yksinomaan barometrin saldolukuja eli kuhunkin kysymykseen saatujen "suurempi" ja "pienempi" -vastausten suhteellisten osuuksien erotuksia. Näitä kahta suhteellista osuutta on katsottu parhaaksi käsitellä erillisinä muuttujina. Menettelyn hyödyistä tulee puhe myöhemmin. Ennustusfunktioihin ehdolla olevien muuttujien lukumäärä on toisaalta jokseenkin kaksinkertainen verrattuna tilanteeseen, jossa käytettäisiin pelkkiä saldolukuja. Muuttujien valinta on sen takia tässä tutkimuksessa keskeinen ongelma. Se korostuu myös siksi, etteivät muuttujien viipymärakenteet ole ennalta päätettyjä. Viimeksi mainittu seikka puolestaan johtuu valinnan yksikäsitteisesti sanelevan teorian puuttumisesta. Silloin sopivien muuttujien ja niiden viipymien löytäminen on empiirinen kysymys. Ongelman ratkaisemista vaikeuttaa vielä melko vähäinen havaintojen lukumäärä. Koska havaintoja ei ole runsaasti, on ennustusfunktion muoto pidettävä yksinkertaisena ja estimoitavien parametrien lukumäärä alhaisena.

Muuttujien valinta suoritetaan suurin piirtein seuraavasti: Ensiksi tarkastellaan erikseen kunkin barometrimuuttujan ja teollisuustuotannon

volyymien välistä riippuvuutta. Tuloksia vertaillaan seuraavan vaiheen tulosten kanssa, mutta muuttujien kelvollisuutta koskevia johtopäätöksiä ei vielä tehdä. Seuraavaksi muodostetaan lineaarisia malleja, joissa teollisuustuotannon volyymin selitetään sen omalla menneisyydellä ja yhden barometrimuuttujan viipymillä. Tässä vaiheessa karsitaan ne muuttajat, jotka eivät sopivalla tunnusluvulla mitattuna paranna mallia autoprojektiiviseen eli pelkästään ennustettavan muuttujan omaan menneisyyteen perustuvaan esitykseen verrattuna. Samalla saadaan selville ne viipymät, joilla kyseinen barometrimuuttaja selittää teollisuustuotannon volyymin kehitystä. Joidenkin kysymysten osalta viipymät ovat teoriassa johdettavissa kysymysten muotoilusta, mutta käytäntö ei tulosten perusteella näytä yhteneväiseltä teorian kanssa. Kolmannessa vaiheessa kootaan muuttajat sopiviksi osajoukoiksi kysymysten sisällön mukaan. Esimerkiksi vientimuuttajat $M8A^+$, $M8A^-$, $M8B^+$, $M8B^-$, $M8C^+$ ja $M8C^-$ muodostavat tällaisen osajoukon. Tilauskantamuuttajat voisivat olla toinen esimerkki. Volyymien selittäjinä toimivat malleissa nyt edellisen vaiheen lupaavimmat kysymysmuuttujien viipymät. Tarkoituksena on jälleen sopivien kriteerien nojalla karsia niistä osa. Jäljelle jäävät viipymät kootaan lopuksi yhteen yhtälöön, jonka parametrit estimoidaan. Tulosten perusteella poistetaan tarpeettomiksi osoittautuvat muuttajat mallista.

Tämän monivaiheisen menettelyn yhtenä syynä on havaintojen vähyys. Aloittaminen runsasparametrisilla malleilla yhdistettynä askeltavaan muuttujien lukumäärän vähentämiseen saattaa johtaa sangen mielivaltaisiin tuloksiin, kun havaintoja ei ole käytettävissä runsaasti. Ylisovittamisen vaara on ilmeinen. Silloin tuntuu järkevältä jäsentää selittäjien valinta väliportain, jolloin mallinrakentaja säilyttää tilanteen koko ajan valvonnassaan. Teoriassa on silti tietysti mahdollista, että dog-

maattinen porrastus jossakin tapauksessa estää parhaan ennustusfunktion löytämisen. Moniportaisella menettelyllä ylletään arvattavasti kuitenkin keskimäärin parempiin tuloksiin kuin suoraan askeltamalla voimakkaasti ylisovitetusta mallista liikkeelle lähtien.²⁾

4. Ennustettavan muuttujan differensointi

Ennen mallien viipymärakenteiden täsmentämisen aloittamista on ratkaistava eräs kysymys, johon ei edellä ole puututtu. Metalliteollisuuden volyymsarjassa on positiivinen trendi. Sellaista ei puolestaan esiinny barometrimuuttujissa, joiden arvot sijoittuvat väliin $[0,1]$. Ne voidaan muuttujia M3A ja M3B lukuun ottamatta sellaisinaan tulkita muutosta kuvaaviksi muuttujiksi. Kysymykset koskevat useimmiten juuri kahden ajankohdan välisen muutoksen suuntaa. Volyymia ja barometrimuuttujia ei siksi ole mahdollista mekaanisesti asettaa saman yhtälön eri puolille, vaan muuttujien muotoa on harkittava huolella. Ongelmaa ei yleensä käsitellä aikasarja-analyttisten mallien täsmentämisestä puhuttaessa. Esimerkiksi Box ja Jenkins (1970, s. 378) aloittavat täsmennysongelmien käsittelyn vasta tilanteesta, jossa muuttujat on ensin differensoitu riittävän monta kertaa stationaarisuuden saavuttamiseksi.

Differensointiongelmaa voidaan tarkastella barometrimuuttujien sisällöstä käsin. Huomattava osa barometrimuuttujista perustuu kysymyksiin, joissa tiedustellaan peräkkäisten neljännessen välisen muutoksen suuntaa tai suunnan ennustetta. Silloin olisi luontevinta differensoida logaritminen volyymsarja kerran, jolloin ennustettavan muuttujan arvot olisivat myös peräkkäisten neljännessen muutoksia $\nabla y_t = y_t - y_{t-1}$. Toisaalta tiedustelu

sisältää myös kysymyksen 6B, jossa tilannetta verrataan edellisen vuoden vastaavaan ajankohtaan. Sen yhteydessä olisi luontevaa käyttää vuosidifferenssejä $\nabla_4 y_t = y_t - y_{t-4}$. Viimeinen kysymys (11) puolestaan koskee muutoksia metalliteollisuuden lähiajan suhdannenäkymissä. Aikajännettä ei siis siinä täsmällisesti määritellä.

Otettaessa lähtökohdaksi pelkästään ennustettavan muuttujan stationarisointi ei siirtyminen tavallisiin ensimmäisiin differensseihin ole sellaisenaan hyvä ratkaisu. Kuviosta 2 näkyy, kuinka differensoidun sarjan autokorrelaatiokertoimet kausiviipymillä eivät lainkaan alene viipymän kasvaessa. Yhtä voimakasta kausivaihtelua ei esiinny barometrimuuttujissa. Vastaaajien toivotaan itsensä "puhdistavan kausivaihtelu" vastauksistaan. Sen sijaan vuosidifferensoidun sarjan autokorrelaatiofunktio muistuttaa stationaarisen sarjan autokorrelaatiofunktiota, ja sarjan keskihajonta on huomattavasti tavallisten ensimmäisten differenssien keskihajontaa alhaisempi.

Differenssointiongelmia ei kuitenkaan voida tyydyttävästi ratkaista pelkien ennustavan muuttujan autokorrelaatiotarkastelujen avulla. Mallinrakentamisen yhtenä päämääränä on rakenteeltaan yksinkertaisten mallien muodostaminen. Estimoitavien mallien tulee olla mahdollisimman vähäparametrisia ja jäännösten mieluiten valkoista kohinaa. Tämän tavoitteen toteutuminen yhdessä mallien ennustusominaisuuksien kanssa ratkaisee differenssoinnin asteen.

5. Korrelaatiotestit

Ensimmäisessä vaiheessa muodostetaan sekä volyymille että barometrimuuttujille ARMA-mallit, joiden avulla muuttujat suodatetaan valkoiseksi kohinaksi. Tarkoituksena on ollut kokeilla, millaisia tuloksia saavutetaan testattaessa volyymin ja barometrimuuttujien välistä riippumattomuutta koskevaa nollahypoteesia Haughin (1976) ristikorrelaatiotestillä. Silloin suodattaminen on välttämätöntä. On kuitenkin heti painotettava sitä, että testin tuottamat johtopäätökset poikkeavat myöhemmin suoraan malleihin perustuvilla menetelmillä saatavista tuloksista. Siksi Haughin testin tuloksia ei ole käytetty muuttujien karsimiseen ennustumalleista. Testiä koskevat huomautukset voidaan pääasiassa katsoa pieneksi menetelmälliseksi vuoro-
sanaksi, jolla ei ole tässä ratkottavan mallinrakentamisongelman kannalta käytännön merkitystä.

Testisuure on

$$h(k_1, k_2) = n \sum_{j=k_1}^{k_2} r(e_t^v, e_{t+j}^b)^2, \quad (5.1)$$

jossa $r(e_t^v, e_{t+j}^b)$ on suodatetun volyymin e_t^v ja suodatetun barometrimuuttujan e_{t+j}^b ristikorrelaatiokerroin viipymällä j , ja n on havaintojen lukumäärä. Lisäksi $k_1 \leq k_2$. Se noudattaa riippumattomuushypoteesin voimassa ollessa asympotoottisesti χ^2 -jakaumaa vapausastein $|k_1| + |k_2| + 1$ silloinkin, kun suotimet on estimoitu aineistosta.

Otoksen koon ollessa pieni tilanne on helposti toinen. Tässä työssä on käytetty Ljungin ja Boxin (1978) ehdotukseen perustuvaa suureen (5.1) muunnosta, jonka jakauma pienissä otoksissa on lähempänä χ^2 -jakaumaa kuin testisuureen (5.1). Muunnettu suure on

$$h(k_1, k_2) = (n+2) \sum_{j=k_1}^{k_2} (1 - |j|/n)^{-1} r(e_t^v, e_{t+j}^b)^2. \quad (5.2)$$

Vaikka suotimet olisi täsmennetty oikein, vaikuttaa niiden estimointi testin äärellisten otosten ominaisuuksiin. Nollahypoteesi hylätään äärellisissä otoksissa keskimäärin harvemmin sen ollessa voimassa kuin suodinten ollessa tunnettuja. Asiasta on huomauttanut ohimennen Pierce (1977) ja painokkaammin Schwert (1979). Testisuureen (5.2) käyttö suureen (5.1) asemesta korjaa tilannetta. Suuntausta on tässä edelleen vastustettu hylkäämällä riippumattomuushypoteesi niin korkealla merkitsevyytasolla kuin 0,2. Testisuureen merkitys on kuitenkin lähinnä kuvaileva, kun tuloksia ei käytetä muuttujien valinnassa.

Lisäongelmana Haughin testissä on vakioiden k_1 ja k_2 valinta. Se vaikuttaa testin voimakkuuteen. Valittaessa vakiot itseisarvoiltaan liian suuriksi laskee todennäköisyys hylätä nollahypoteesi sen ollessa virheellinen. Testisuure (5.1) on useimmiten laskettu valitsemalla $(k_1, k_2) = (-4, 4)$, joskin myös vaihtoehtoa $(-5, 5)$ on parissa tapauksessa sovellettu. Tähän sisältyy oletus, ettei ristikorrelaatiota tätä pidemmällä viipymillä esiinny.

Testin voimakkuutta voidaan siis nostaa, mikäli on perusteita pienentää vakioiden itseisarvoja. Tällä tavalla syntyy myös ennustettavuuden suunnan testejä. Valittaessa esimerkiksi $(k_1, k_2) = (-4, -1)$ on nollahypoteesin vaihtoehtona, että barometrimuuttuja edeltää ajallisesti volyymia. Jos kuitenkin palautetakin on, ei testisuureella tuolloin ole asymptoottistakaan χ^2 -jakaumaa. Taulukko 3 sisältää testisuureen asymptoottista jakaumaa vastaavat prosenttipisteiden arvot arvoparien $(-4, 4)$ ja $(-4, -1)$ lisäksi myös parille $(1, 4)$.

On kuitenkin huomattava, että ennustettavuuden suuntaa koskeviin päätte-lyihin saattaa vaikuttaa suodinten ollessa tuntemattomia niiden täsmentäminen ja estimointi. Jos täsmennys on virheellinen, on pelkästä yksisuuntaisesta ennustettavuudesta barometrimuuttujasta volyyymiin huolimatta mahdollista, että muilla kuin negatiivisilla viipymillä on nolosta poikkeavia ristikorrelaatioita, ks. Teräsvirta (1979). Silloin voidaan tehdä virheellisiä johtopäätöksiä palautteen olemassaolosta.

Tuloksista taulukossa 3 ilmenee, että riippumattomuushypoteesi jää voimaan volyymin ja kaikkien tilauskantamuuttujien ja lisäksi muuttujien $M6B^-$, $M8B^+$, $M8C^+$ ja $M11^-$ kohdalla merkitsevyystasolla 0,2 kun $(k_1, k_2) = (-4, 4)$. Valittaessa $(k_1, k_2) = (-4, -1)$ eli oltaessa kiinnostuneita yksisuuntaisesta ennustettavuudesta havaitaan kuitenkin merkkejä volyymin ja muuttujien $M4B^+$, $M4B^-$, $M8B^+$ ja $M11^-$ välisestä riippuvuudesta. Muuttujat $M3A^+$ ja $M3B^+$ korreloivat nekin selvästi volyymin kanssa, mutta ennustettavuuden suunta on volyyymista niihin päin. Havainnolle on järkevä selitys: volyymin lähtiessä kasvuun lama-kauden jälkeen kestää aikansa, ennen kuin yritykset alkavat saavuttaa kapasiteettikatkon. Käyttämätöntä kapasiteettia samoin kuin sen esiintymistä seuraavalla neljänneksellä koskeva kysymys ovat metalliteollisuudessa suhdannevaihetta kuvaavia mutta eivät volyymin kehitystä ennustavia muuttujia. Myös muuttuja $M8B^-$ on ajallisesti volyyymia jäljessä. Ilmeisesti arviot viennin supistumisesta perustuvat pääosin tuotannon (tai mahdollisesti viennin) volyymin toteutuneeseen kehitykseen.

Muita tulosten perusteella selvästi volyymin kanssa korreloivia barometrimuuttujia ovat $M2A^+$, $M2A^-$, $M6A^+$, $M6A^-$, $M6B^+$ ja $M11^+$. Tuntuu luonnolliselta, että yritysten arviot tuotantonsa kehityksestä seuraavalla neljänneksellä ovat tärkeitä ennustavia muuttujia. Soininvaara (1983) korostaa varastomuuttujien (M6) osuutta 1970-luvun puolivälin laman selittämisessä.

6. Autoprojektiiviset ja volyymin saldoluvun mallit

Seuraavaksi muodostetaan volyymin autoprojektiivisiä malleja. Niitä rakennetaan erikseen volyymin vuosidifferensseille ja tavanomaisille yhden neljänneksen differensseille. Autoprojektiivisiä malleja on tarkoitus käyttää mittapuuna arvioitaessa aitoja ennustavia muuttujia sisältävien mallien ennustuskykyä. Tehokas estimointijakso on ollut 1974/1-1981/4.³⁾ Havainnot 1982/1-1983/4 on säästetty ennustamiseen perustuviin mallien tarkistuksiin. Estimoidut mallit ovat seuraavat:

$$\nabla_4 y_t = 0,013 + 0,76 \nabla_4 y_{t-1} + e_t \quad (6.1)$$

(0,0087)(0,11)

$$s = 0,035, \quad LM(4) = 1,69 (0,22), \quad SBIC = -210,3,$$

ja

$$\nabla y_t = 0,14 - 0,15d_t^1 - 0,13d_t^2 - 0,25d_t^3 + 0,50 \nabla y_{t-4} + e_t \quad (6.2)$$

(0,046)(0,046) (0,050) (0,082) (0,13)

$$s = 0,032, \quad LM(4) = 3,30 (0,49), \quad SBIC = -209,1.$$

Malleissa (6.1) ja (6.2) s on harhaton jäännöskehäajonta ja $LM(k)$ on LM -testisuure, jolla testataan enintään k :nnen asteen autokorrelaation esiintymistä jäännöksissä, ks. Harvey (1981, s. 276-7). Sulkeissa on suureen arvoa vastaava nollahypoteesin edellyttämän jakauman kertymäfunktion arvo. $SBIC$ on mallinvalintakriteeri, josta tulee lähemmin puhetta seuraavassa luvussa. Muuttuja d_t^j saa arvokseen ykkösen jokaisen vuoden j :nnellä neljänneksellä. Muulloin sen arvo on nolla. Mallista (6.2) nähdään, että diffe-

rensoitaessa volyyymi kerran tarvitaan kausivaihtelun selittämiseksi dummy-muuttujat sekä volyymin neljän neljänneksen viipymä. Mallissa (6.1) esiintyvää yhden neljänneksen viipymää ei puolestaan tarvita. Malleilla vuodelle 1982 laskettujen ennusteiden tunnuslukuja on taulukoissa 4 ja 5. Mallien ennustusominaisuuksiin palataan myöhemmin.

Jos yhden ennustavan muuttujan malleja rakennettaessa barometrimuuttujan viipymiä sisältävien mallien SBIC-arvot ovat suurempia kuin mallin (6.1) tai (6.2) vastaava arvo, ei kyseistä muuttujaa enää hyväksytä jatkotarkasteluihin. Ennustettavan muuttujan ollessa $\nabla_4 y_t$ on mittapuuna malli (6.1), ja sen ollessa ∇y_t tapahtuvat vertailut malliin (6.2).

Toinen mittapuuna käytettävä malli saadaan selittämällä volyymin muutosta vastaavalla yritysten näkemysten aggregaatilla. Valittaessa ennustettavaksi muuttujaksi $\nabla_4 y_t$ ja ennustavaksi muuttujaksi vastaavasti M1B, ks. liite 1, saadaan havainnoista 1974/1-1981/4 estimoiduksi malli

$$\nabla_4 y_t = 0,035 + 0,095M1B_t + e_t \quad (6.3)$$

$$(0,0058)(0,0012)$$

$$s = 0,030, LM(4) = 1,64 (0,20), SBIC = -218,8.$$

Erikoinen piirre mallissa (6.3) on se, että vakion estimaatti on yli kahden keskihajonnan päässä "ei muutosta" -vastauksen ylärajasta 0,02. Eräessä mielessä voidaan siis yritysten omia toteutunutta volyymin kehitystä koskevia arvioita pitää keskimäärin liian varovaisina. Tällainen johtopäätös vaatii tosin tuekseen oletuksen suhdannebarometrin otoksen peittävydestä, mikä ei ole itsestään selvä asia.

Kuitenkin kysymykseen 1B (tai 1A) perustuvia vastauksia voidaan pitää yritysten parhaana tuotannon volyyymia koskevana arviona, sillä vastaukset koskevat suoraan jo toteutunutta volyyymia. Niinpä ennustusmalleilla saatavia volyyymien ennusteita tullaan vertaamaan myös mallin (6.3) tuottamiin estimaatteihin. Ennakolta saatetaan olla perustellustikin sitä mieltä, ettei barometrimuuttujia hyödyntämällä ole juurikaan mahdollista saavuttaa tarkempia volyyymien arvioita kuin mallilla (6.3), jolloin malli (6.3) toimii vaativana mittapuuna laadittaville ennustusmalleille.

7. Yhden ennustavan muuttujan mallit

Siirryttäessä yhden ennustavan muuttujan malleihin ei vielä karsita joukosta niitä muuttujia, jotka Haughin (1976) ristikorrelaatiotestin perusteella eivät näytä korreloivan volyyymien kanssa. Yhden ennustavan muuttujan mallit tarjoavat osaltaan mahdollisuuden tarkistaa ristikorrelaatiotestien tuloksia. Tätä tilaisuutta ei ole haluttu päästää käsistä.

Muuttujien valinta malleihin tapahtuu estimoimalla ensiksi malli, jossa vakion ja mahdollisten dummymuuttujien lisäksi on viisi ennustettavan ja joko neljä tai harvoin viisi ennustettavan muuttujan viipymää. Siitä liikkeelle lähtien supistetaan parametrien lukumäärää niiden estimaattien merkitsemättömyyden mukaan.

Supistamisessa voidaan käyttää apuna jotakin mallivalintakriteeriä: sopiva niiden teorian yleisesitys on Judge ym. (1980, 11. luku). Varsin suosittu kriteeri on pitkään ollut mallin harhaton jäännösvarianssi tai sen kanssa samanarvoinen vapausastekorjattu yhteiskorrelaatiokerroin. On kuitenkin osoittautunut, että viimeksi mainitun kriteerin soveltaminen valitsemalla vaihtoehtojen joukosta pienimmän jäännösvarianssin malli johtaa keskimäärin

liian runsasparametrisiin malleihin. Asymptoottisesti oikean mallin tuottaa puolestaan melkein varmasti esimerkiksi ns. Schwarzin bayesilainen informaatiokriteeri (SBIC), jonka on myös todettu toimivan hyvin havaintojen lukumäärän ollessa alhainen. Jälkimmäisestä seikasta on empiirisiä todisteita muun muassa artikkeleissa Geweke ja Meese (1981), Teräsvirta ja Luukkonen (1983) sekä Teräsvirta ja Mellin (1983, 1984). Tässä työssä on sovellettu tavanomaista pienimmän SBIC-arvon sääntöä eli valittu malli, jota vastaava SBIC:n arvo on pienin. Huomattakoon, että supistaminen ei tapahdu ennalta kiinnitettyssä järjestyksessä korkeimmasta viipymästä alhaisempaan vaan epämuodollisemmin. Niin ollen sisäkkäisten hypoteesien testaamiseen perustuvien mallinvalintatestien (Anderson, 1971, s. 34-46 ja 270-6; Teräsvirta ja Mellin, 1983, 1984) käyttö ei tule kysymykseen.

Edelleen on korostettava sitä, että muuttujan poisjättäminen ei ole ainoa tapa supistaa mallia. Muut lineaariset ehdot tulevat myös kysymykseen. Esimerkiksi ehto, joka asettaa kahden peräkkäisen viipymän regressiokertoimet itseisarvoiltaan samoiksi mutta vastakkaismerkkisiksi, saattaa olla järkevä. Se merkitsee barometrimuuttujan differenssin hyväksymistä selittäjäksi. Esimerkiksi muuttujat M3A ja M3B ovat itse asiassa tasomuodossa, ja niiden differenssit saattavat hyvinkin olla alkuperäisiä muuttujia luontevampi ratkaisu.

Taulukko 4 sisältää tietoja yhden ennustavan muuttujan malleista ennustettavan muuttujan ollessa $\nabla_4 y_t$. Siitä näkyy ensinnäkin, että vain muuttujat M6A⁻, M8B⁻ ja M8C⁻ osoittautuvat kokonaan merkityksettömiksi volyyimia ennustettaessa. Näistä muuttujan M6A⁻ ja volyymin välinen riippuvuus on korrelaatiotestin perusteella lähinnä samanaikainen. M8B⁻ puolestaan on ajallisesti volyyimia jäljessä. Muuttuja M8C⁻ edeltää korrelaatiotestin perusteella volyyimia. Volyymin kanssa ristikorrelaatiotesteillä korreloimattomiksi todetuilla muuttujilla on sen sijaan ennustusvoimaa.

Nämä tulokset ovat ristiriidassa korrelaatiotestin tulosten kanssa. Yhtenä syynä on epäilemättä testien erilainen voimakkuus. Testin (5.2) voimakkuus ei voi olla korkea kaikkialla vaihtoehtojen joukossa, koska vaihtoehtoja on niin runsaasti. Suoritettaessa vertailuja SBIC-lukuja käyttäen on autoprojektiivisen mallin vaihtoehtona malli, jossa on vain yksi tai kaksi siihen valikoitunutta ennustavan muuttujan viipymää. Tämän testin voidaan siksi odottaa olevan korrelaatiotestiä selvästi voimakkaampi. Jos poistamalla jäljellä olevat ennustavan muuttujan viipymät päästään ennustettavasta muuttujasta riippuen autoprojektiiviseen malliin (6.1) tai (6.2), sanotaan autoprojektiivisen ja viipymät sisältävän mallin olevan sisäkkäisiä. Silloin SBIC-vertailu vastaa täsmälleen lineaarisen hypoteesin F-testiä. Tätä aihetta käsittelevät yksityiskohtaisesti Teräsvirta ja Mellin (1984). Jos mallit eivät ole sisäkkäisiä, ei vastaavaa rinnastusta voida tehdä. SBIC-vertailua vastaava testisuure ei silti sisäkkäistenkään mallien tapauksessa ole kuin asympotoottisesti F-jakautunut, sillä selittävien muuttujien joukossa on tavallisesti ennustettavan muuttujan viipymiä.

Jos ennustettava muuttuja on ∇y_t , saadaan jälleen uudet tulokset, jotka ovat taulukossa 5. Nyt peräti kahdeksan muuttujaa, joiden joukossa ovat yhtä ($M8A^-$) lukuun ottamatta kaikki viennin muuttujat, on vailla ennustustehoa. Edellä tehottomaksi osoittautunut $M6A^-$ on sitä tässäkin. Merkille pantavaa on, ettei $M2A^-$, tuotannon supistumista ennustavien yritysten suhteellinen osuus, tässä testissä osoittaudu ennustamisen kannalta hyödylliseksi muuttujaksi. Samoin on asian laita muuttujan $M11^+$ kohdalla. Kuitenkin nämäkin havainnot ovat ristiriidassa korrelaatiotestien tulosten kanssa.

On vaikeata sanoa, mistä barometrimuuttujien ennustustehon erot muuttujiin $\nabla_4 y_t$ ja ∇y_t perustuvien täsmennysten välillä perimmiltään johtuvat. Sen sijaan

voidaan mallien täsmennyksellä päätellä olevan vaikutusta tuloksiin. Näin ollen vaikutussuhteen olemassaoloa muuttujasta toiseen koskevat päätelmät ovat sidoksissa malleihin, joiden perusteella ne on tehty. Verrattaessa täsmennyksiä keskenään havaitaan selittämättä jäävän vaihtelun olevan pienemmän, kun ennustettavana muuttujana on $\nabla_4 y_t$. Tämä nähdään jäännöskehajonnoista taulukoissa 4 ja 5. Ero korostuisi käytettäessä harhattomien keskijajontaestimaattien asemesta harhaisia suurimman uskottavuuden estimaatteja, koska vuosidifferenssejä selittämissä malleissa on yleensä hiukan vähemmän selittäjiä kuin tavallisten differenssien ennustumalleissa. Huomattakoon, että niin muuttujalle $\nabla_4 y_t$ kuin muuttujalle ∇y_t on ollut suhteellisen helppoa täsmentää vähäparametrisia esityksiä, joiden jäännökset ovat korreloimattomia. Tämä käy selville esimerkiksi taulukoiden 4 ja 5 jäännösten autokorrelaatiotestien (LM-testit) tuloksista.

Taulukon 4 perusteella näyttävät lupaavimmilta ennustavilta muuttujilta tilauskantamuuttujat $M4A^+$ ja $M4A^-$ sekä metallin heikkenevät suhdannenäkymät $M11^-$. Arvio perustuu silloin mallien jäännöskehajontoihin ja SBIC-lukuihin sekä niiden vuodelle 1982 tuottamiin ennusteisiin. Taulukkoa 5 tarkasteltaessa erottuu joukosta $M4A^+$, jonka lisäksi on useita tasaveroisia, kelvollisilta näyttäviä muuttujia. Lopulliset mallit esitellään seuraavassa luvussa.

8. Lopulliset ennustusmallit

Edellisen luvun tuloksista liikkeelle lähtien on täsmennetty erikseen ennustumalleja muuttujille $\nabla_4 y_t$ ja ∇y_t . Täsmentäminen on tapahtunut soveltamalla yllä kuvattua porrastettua menettelyä. Tuloksista käy selville, että muuttujan $\nabla_4 y_t$ mallit ovat ennustustarkkuudeltaan jonkin

verran heikompia kuin muuttujan ∇y_t . Koska monet ennustavat muuttujatkin ovat lähellä juuri ensimmäisiä differenssejä, ei asia tunnu järjenvastaiselta. Tilan säästämiseksi esitellään jatkossa siksi lähinnä muuttujan ∇y_t ennustusmalleja.

Lopulliseen malliin valikoituvat muuttujat $M3B$, $M6B^-$, $M8A^-$ ja $M11^-$. Tehokkaista havainnoista 1974/1 - 1981/4 pienimmän neliösumman menetelmällä estimoitu malli on seuraava:

$$\begin{aligned} \nabla y_t = & 0,26 - 0,29d_t^1 - 0,094d_t^2 - 0,32d_t^3 - 0,43\nabla y_{t-1} - 0,64\nabla y_{t-2} \\ & (0,016)(0,040) \quad (0,025) \quad (0,034) \quad (0,071) \quad (0,063) \\ & - 0,34\nabla y_{t-3} + 0,17\nabla y_{t-5} - 0,13\nabla M3B_{t-3} + 0,16\nabla M6B_{t-1}^- \\ & (0,075) \quad (0,071) \quad (0,022) \quad (0,028) \\ & - 0,13M8A_{t-4}^- - 0,10M11_{t-2}^- + e_t \end{aligned} \quad (8.1)$$

$$s = 0,013, \quad df = 20, \quad LM(4) = 0,96 (0,08), \quad SBIC = -251,0,$$

jossa df on vapausasteiden lukumäärä. Mallin rakenne on suhteellisen mutkikas: mukana on sekä dummymuuttujia että ennustettavan muuttujan viipymiä viidenteen asti. Ylisovittamisen vaara on ilmeinen, ja mallin ennustuskyvyn selvittäminen estimointiajanjakson ulkopuolella on tarpeen. Tähän asiaan palataan hetken kuluttua. Mallin jäännöskehä on todella alhainen, vain runsaan prosentin luokkaa, ja jäännökset ovat siistejä. Saattaa olla kiinnostavaa panna merkeille, että yritysten omat kasvavan tuotannon odotukset, $M2A^+$, eivät ole tulleet mukaan malliin (8.1). Niiden sisältämä tieto tulevaisuudesta sisältyy siis myös toisiin muuttu-

jiin. Sen sijaan yrityksen käsityksiä alan suhdannenäkymien heikkenemisestä kuvaava $M11^-$ kelpaa puolella vuodella viivästettynä ennustavaksi muuttujaksi. Soininvaaran (1983) malleissa käy samoin muuttujan ollessa saldoluku $M11$, joskaan tämän raportin mallit eivät useasta syystä ole suoraan vertailukelpoisia niiden kanssa. Mallissa (8.1) on mukana varastojen supistumista edellisen vuoden vastaavaan ajankohtaan verrattuna kuvaava muuttuja $M6B^-$. Se on siis vuosidifferenssi mutta tulee vielä differensoiduksi, kuten mallista näkyy. Yritysten varastojen supistuminen on siis metalliteollisuudessa varsin herkkä volyyymia ennustava osoitin. Viennin supistumista kokeneiden yritysten suhteellisen osuuden muutokset heijastuvat volyyymiin vuoden viipymällä. Aikaväli on pitkä ja yksinkertaisen selityksen löytäminen sille tuntuu vaikealta.

Vertailun vuoksi on täsmennetty toinen malli valitsemalla suoraan yhden muuttujan mallien perusteella parhaiten vuoden 1982 neljänneksen ennustavat muuttujat $M2A^+$ ja $M3B$. Tällöin voidaan muun muassa arvioida sitä, onko edellä sovellettu porrastettu mallinvalintamenettely ollenkaan hyödyllinen. Aikaisempaa estimointiajanjaksoa käyttäen saadaan malli

$$\begin{aligned} \nabla y_t = & 0,077 - 0,14d_t^1 - 0,17d_t^3 - 0,41\nabla y_{t-1} - 0,56\nabla y_{t-2} - 0,29\nabla y_{t-3} \\ & (0,035) (0,071) (0,068) (0,15) (0,12) (0,14) \\ & - 0,30\nabla y_{t-4} + 0,10M2A_{t-2}^+ - 0,14\nabla M3B_{t-3} + e_t \end{aligned} \quad (8.2)$$

$$(0,11) \quad (0,043) \quad (0,046)$$

$$s = 0,025, \quad df = 23, \quad LM(4) = 5,17 (0,73), \quad SBIC = -216,1.$$

Sovite ei ole yhtä erinomainen kuin mallin (8.1), mutta ennustusominaisuudet ratkaisevat. Niitä käsitellään pian. Muuttuja $M3B$ on jälleen mukana differenssoituna. Muuttujan $M2A^+$ kerroinestimaatti näyttää ennustusfunktiossa

merkitsevältä. Kapasiteetin käyttöaste ei siis ole yksinään se muuttuja, joka korvaa muuttujan $M2A^+$ mallissa (8.1). Ohimennen voidaan panna merkille, että $M2A^+$ on mallissa (8.2) kaksi neljänestä viivästettynä, vaikka se kuvaa tuotannon kasvuodotuksia seuraavalla neljänneksellä. Odotukset saattavat siis olla keskimäärin hiukan varhaisia. Koska toisen ennustavan muuttujan $\nabla M3B$ viipymä on kolme neljänestä, voidaan mallilla (8.2) ennustaa kaksi neljänestä eteenpäin.

9. Mallien ennustusominaisuuksien tarkastelua

Koska muodostettavilla malleilla on nimenomaan tarkoitus ennustaa volyymin kehitystä, on ratkaisevan tärkeitä päästä perille niiden ennustusominaisuuksista. Siksi edellisen kohdan malleilla on ennustettu vuoden 1982 kehitys. Lisäksi samat mallit on estimoitu selittävien muuttujien kokoonpanoon puuttumatta erikseen vuosien 1980 ja 1982 loppuun päättyvillä sarjoilla. Saaduilla malleilla on sitten ennustettu vuosien 1981 ja 1983 neljännekset. Sama ohjelma on tehty autoprojektiivisille malleille (6.1) ja (6.2) sekä mallille (6.3). Tulosten tiivistelmä on taulukossa 6. Siinä on lisäksi vertailun vuoksi mukana kaksi toistaiseksi mainitsematonta mallia. Ensimmäinen on pelkästään tuotannon kasvuodotuksia kuvaavaan muuttujaan $M2A^+$ perustuva malli. Toinen on parhain vuosidifferensseille $\nabla_4 y_t$ rakennettu malli, jossa ennustavana muuttujana on $M11^-$. Estimoidut mallit (L2.1) ja (L2.2) ovat liitteessä 2. On kiinnostavaa havaita juuri muuttujan $M11^-$ toimivan hyvin selitettävän muuttujan ollessa $\nabla_4 y_t$. Onhan $M11^-$ sikäli poikkeuksellinen muuttuja, että muutoksen aikajännettä ei siinä ole täsmällisesti määritelty.

Taulukossa 6 on mallien ennustustarkkuutta kuvaavia tunnuslukuja: ennustusvirheiden mediaani, itseisten ennustusvirheiden mediaani ja keskiennustusvirhe.⁴⁾

Ensimmäinen ilmaisee ennusteen harhaisuuden asteen. Muut kaksi kuvaavat ennusteiden vaihtelua toteutuneiden arvojen ympärillä. Niistä itseisten ennustusvirheiden mediaani painottaa yksittäisiä suuria ennustusvirheitä vähemmän kuin keskiennustusvirhe ja täydentää niin ollen sopivasti keskiennustusvirheen ennustustarkkuudesta antamaa käsitystä.

Taulukosta 6 havaitaan mallien (8.1) ja (8.2) sisältävän vähiten harhaa. Järjestelmällisiä virheitä esiintyy usein autoprojektiivisissa ennusteissa. Vuosina 1981-1983 ei trendi kuitenkaan ole kääntynyt niin jyrkästi, että tämä autoprojektiivisten menetelmien heikkous olisi paljastunut. Mallin (6.3) havaitaan tuottavan harhaisia volyymin estimaatteja vuosina 1981 ja 1982, mikä saattaa viitata heikkouksiin kyselyn peittävydessä. Ennustustarkkuudeltaan paras malli on (8.1), mutta myös malli (8.2) on parempi kuin autoprojektiiviset mallit (6.1) ja (6.2). Erityisesti vuonna 1982 ero on hyvin selvä. Autoprojektiiviset mallit ovat melko tasaväkisiä. Keskiennustusvirheellä mitattuna (6.1) tosin tuottaa joka vuosi hiukan tarkempia ennusteita kuin (6.2), mutta itseisellä mediaanilla arvioituna ero ei enää ole kovin selvä. Yllättävää on, ettei malli (6.3) ole yhtään autoprojektiivisiä malleja parempi vaihtoehto. Se tuottaa myös huomattavasti epätarkempia volyymin arvioita vuosille 1981 ja 1982 kuin malli (8.1), vaikka ennalta olisi mahdollista ajatella kysymyksen 1B olevan tyhjentävä kysymys volyymin kehitystä arvioitaessa. (Tilanne ei muutu käytettäessä muuttujaa M1A ja ennustettavaa muuttujaa ∇y_t).

Alan suhdannenäkymiin ja volyymin vuosidifferensseihin perustuva ennustusmalli (L2.2) suoriutuu tyydyttävästi vuodesta 1982 ja erittäin hyvin vuodesta 1983. Vuoden 1981 ennustamisessa tapahtuu kuitenkin suuri järjestelmällinen virhe: kasvun keskimääräinen hidastuminen jää ennustamatta, ja ennus-

teet ovat heikompia kuin vastaavan autoprojektiivisen mallin (6.1) tuottamat. Päinvastainen tilanne syntyy ennustettaessa pelkästään barometrimuuttujan $M2A^+$ sisältävällä mallilla (L2.1). Sitä käytettäessä ovat ennusteet joka vuosi keskimäärin toteutuneita ennusteita alhaisempia. Tämä viittaa varovaisuuteen yrityksissä tuotanto-odotuksia muodostettaessa tai ainakin niitä kerrottaessa.

Pienenä yksityiskohtana voidaan huomauttaa alussa mainituista vuoden 1982 kahden ensimmäisen neljänneksen korkeista vuosikasvuista. Niistä erityisesti jälkimmäinen tulee selvästi aliarvioiduksi kaikilla barometrimuuttujia sisältävillä ennustusmalleilla. Tämä ei todista lukuja virheellisiksi mutta tukee ainakin osaltaan epäilyjä, joiden mukaan kasvu olisi todelliseksi oletettuna peräisin muualta kuin kyselyn kattamasta metalliteollisuuden osasta. Toinen arvo, joka jostakin syystä selvähkosti aliarvioidaan kaikilla malleilla, on vuoden 1983 toinen neljännes.

Tiivistäen voidaan sanoa mallilla (8.1) päästävän keskiennustusvirheellä ilmaistuna arviolta kahden ja puolen prosentin ennustustarkkuuteen. Lukua nostavat eräät korkeat yksittäiset ennustusvirheet. Mallilla (8.2) on vastaava luku noin kolme prosenttia. Autoprojektiivisilla malleilla ennustettaessa on keskiennustusvirhe puolestaan suurin piirtein kolme ja puoli prosenttia. Barometrimuuttujien hyödyntäminen metalliteollisuuden volyymin ennustamisessa on siis näiden tulosten perusteella siihen uhratun vaivan arvoinen asia.

10. Mallien ennustuskyvystä

Edellä esitettyä ennustusmenetelmää arvioitaessa ei sen suorituskyky autoprojektiivisiin malleihin verrattuna tietenkään ole riittävä kriteeri. Myös

ennustusvirheiden suuruus sinänsä on tärkeä tekijä. Tässä kohdassa ei oteta kantaa siihen, onko kaksi ja puoli prosenttia suuri vai pieni luku. Sen sijaan kiinnitetään huomiota kahteen muuhun asiaan, joilla on tässä yhteydessä merkitystä. Ensimmäinen on barometrimuuttujien mitta-asteikko. Kolmiarvoinen muuttuja on vääjäämättä vielä epätarkka yritettäessä laatia volyymin määrällisiä ennusteita eikä vain esimerkiksi metsästää käännepisteitä. Toisaalta barometrimuuttujien mitta-asteikon muuttaminen määrälliseksi ei ole lainkaan yksinkertainen asia. Tämä johtuu silloin odotettavissa olevasta vastaushalukkuuden laimenemisestä, joka vaikeuttaisi luotettavien tietojen keräämistä.

Toinen maininnan arvoinen seikka on yritysten vastausten tarkkuus. Mikäli yritykset jostakin syystä epäonnistuvat ennustaessaan omaa tulevaisuuttaan, heijastuu se myös malleilla saataviin ennusteisiin. Mallien muodostamismenettely on kylläkin karsinut pois sellaiset odotuksia sisältävät barometrimuuttujat, joita vastaaviin kysymyksiin saadut vastaukset ovat johdonmukaisesti epätarkkoja. Satunnaisia epätarkkuuksia vastaan on sitä vastoin tietysti mahdotonta suojautua. Mallien tuottamia ennusteita voidaankin pitää aggregoituina määrällisinä yritysten käsityksiin perustuvina arvioina metalliteollisuuden volyymin lyhyen ajan kehityksestä.

Alaviitteet

- 1) Aineisto on neljännekseseen 1983/2 asti saatu aggregoimalla Osmo Soininvaaran mikrotason havainnot (barometrivastaukset) sisältävistä tiedostoista. Muuttujissa on enemmän merkitseviä numeroita kuin TKL:n suhdannebarometreissä (1972-83) julkaistuissa aggregoiduissa vastauksissa. Vientiä koskevien kysymysten kohdalla TKL:n ja Soininvaaran aggregointikaavat poikkeavat vastausten painotuksen osalta hiukan toisistaan. Suoraan suhdannebarometrissa julkaistua aineistoa käyttämällä ei niin ollen saada aivan täsmällisesti toistetuksi tämän tutkimuksen tuloksia, mutta erot eivät myöskään ole suuria.
- 2) Edellä kuvattuun mallien rakentamistyöhön liittyvät tilastolliset laskelmat on suoritettu pääasiassa kolmen SURVO 76 -järjestelmän moduulin avulla. Ne ovat SARMA, SPECTRUM, ks. Mellin (1980), ja MELITTA, ks. Luukkonen (1983).
- 3) Tehokkaiksi havainnoiksi kutsutaan ennustettavan muuttujan vektorin havaintoja. Koska mallit ovat dynaamisia, ennustavissa muuttujissa on mukana aikaisempiakin havaintoja aina havaintoon 1972/4 asti.
- 4) Keskiennustusvirhe on ennustusvirheen keskineliöpoikkeaman (mean square error) neliöjuuri.

Lähdeluettelo

- Anderson, T.W. (1971). *The statistical analysis of time series*. New York: Wiley.
- Box, G.E.P. ja G.M. Jenkins (1970). *Time series analysis, forecasting and control*. San Francisco: Holden-Day.
- Geweke, J.F. ja R. Meese (1981). Estimating regression models of finite but unknown order. *International Economic Review* 22, 55-70.
- Harvey, A.C. (1981). *The econometric analysis of time series*. Deddington: Philip Allan.
- Haugh, L.D. (1976). Checking the independence of two covariance -stationary time series: A univariate residual cross-correlation approach. *Journal of the American Statistical Association* 71, 378-385.
- Judge, G.G.; W.E. Griffiths, R.C. Hill ja T.-C. Lee (1980). *The theory and practice of econometrics*. New York: Wiley.
- Ljung, G.M. ja G.E.P. Box (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika* 66, 297-303.
- Luukkonen, R. (1983). SURVO 76. Two programs for time series analysis. University of Helsinki, Department of Statistics, Reserach Report No. 40.
- Mellin, I., toim. (1980). SURVO 76. Time series programs. University of Helsinki, Department of Statistics.
- Pierce, D.A. (1977). Relationships - and the lack thereof - between economic time series, with special reference to money and interest rates. *Journal of the American Statistical Association* 72, 11-22.
- Schwert, G.W. (1979). Tests of causality. The message in the innovations. K. Brunner ja A.H. Meltzer, toim. *Three aspects of policy and policy-making*. Carnegie-Rochester conference series on public policy 10, 55-96.
- Soininvaara, O. (1983). *Teollisuuden keskusliiton suhdannebarometrin sisäinen ennustuskyky metalliteollisuudessa*. Helsinki: Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos C 26.
- Teollisuuden Keskusliitto (1972-83). *Suhdannebarometri*, vuosien 1972-83 numerot.
- Teräsvirta, T. (1979). Aspects of rational distributed lag models with autoregressive-moving average disturbances and their economic applications. A. Suvanto, toim. *Proceedings of the 2nd Finnish-Soviet symposium in economics*. Helsinki: Finnish-Soviet Committee on Scientific-Technological Cooperation, 149-171.
- Teräsvirta, T. (1982). *Teollisuustuotannon volyymin lyhyen ajan ennustaminen osoitinmuuttujien avulla*. Helsinki: Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos C 23.

Teräsvirta, T. (1983). Suhdanneosoittimista. *Kansantaloudellinen Aikakauskirja* 79, 215-221.

Teräsvirta, T. ja R. Luukkonen (1983). Choosing between linear and threshold autoregressive models. ETLA Keskustelualoitteita No. 141.

Teräsvirta, T. ja I. Mellin (1983). Estimation of polynomial distributed lag models. University of Helsinki, Department of Statistics, Research Report No. 41.

Teräsvirta, T. ja I. Mellin (1984). Model selection criteria and model selection tests in regression models. Julkaisematon käsikirjoitus.

Liite 1. Tutkimuksessa käytetyt suhdannebarometrin muuttujat

Kaikki muuttujat ovat liikevaihdolla painotettuja suhteellisia osuuksia vastauksista. Vientiä koskevista kysymyksistä koskee painotus vain vientiä harjoittavia yrityksiä.

- M1A¹⁾ Tuotannon volyyymi kuluvalle neljännekselle edelliseen neljännekseen verrattuna
- M1B Tuotannon volyyymi kuluvalle neljännekselle viime vuoden vastaavaan neljännekseen verrattuna
- M2A Tuotannon volyyymi seuraavalle neljännekselle kuluvaan neljännekseen (t) verrattuna
- M3A Käyttämätöntä kapasiteettia yrityksessä
- M3B Käyttämätöntä kapasiteettia neljännekselle t+2
- M4A Tilauskanta edelliseen neljännekseen verrattuna
- M4B Tilauskanta seuraavalle neljännekselle kuluvaan neljännekseen verrattuna
- M6A Varastojen suuruus edelliseen neljännekseen verrattuna
- M6B Varastojen suuruus viime vuoden vastaavaan ajankohtaan verrattuna
- M8A Viennin volyyymi edelliseen neljännekseen verrattuna
- M8B Viennin volyyymi seuraavalle neljännekselle kuluvaan neljännekseen verrattuna
- M8C Viennin volyyymi neljännekselle t+2 neljännekseen t+1 verrattuna
- M11 Alan lähitulevaisuuden suhdannenäkymät

1) Muuttujien merkinnässä tekstissä käytetään seuraavaa sääntöä: M1A⁺ on "suurempi" -vastausten painotettu suhteellinen osuus, ja M1A⁻ on "pienempi" -vastausten painotettu suhteellinen osuus. M1A on näiden kahden osuuden erotus, joka sadalla kerrottuna olisi ns. saldoluku. M3A ja M3B ovat suoraan "kyllä" -vastausten suhteelliset osuudet.

Liite 2: Kahden ennustusmallin tehokkaista havainnoista 1974/1 - 1981/4
estimoidut esitykset

Tekstissä mainitaan erikseen yritysten tuotanto-odotuksien ($M2A^+$) ja alan suhdannenäkymien heikkenemiseen ($M11^-$) perustuvat mallit. Niiden neljänneksillä 1974/1-1981/4 estimoidut esitykset ovat seuraavat:

$$\begin{aligned} \nabla y_t = & - 0,074d_t^3 - 0,64\nabla y_{t-1} - 0,45\nabla y_{t-2} - 0,42\nabla y_{t-3} \\ & (0,031) \quad (0,13) \quad (0,11) \quad (0,12) \\ & + 0,35\nabla y_{t-4} + 0,18M2A_{t-2}^+ + e_t \\ & (0,12) \quad (0,038) \end{aligned} \quad (L2.1)$$

$$s = 0,027, \text{ LM}(4) = 2,67 (0,39), \text{ SBIC} = - 217,1,$$

ja

$$\begin{aligned} \nabla_4 y_t = & 0,12 - 0,12M11_{t-2}^- - 0,11M11_{t-5}^- + e_t \\ & (0,0081) \quad (0,026) \quad (0,025) \end{aligned} \quad (L2.2)$$

$$s = 0,027, \text{ LM}(4) = 2,16 (0,29), \text{ SBIC} = - 224,7.$$

Taulukko 1. Metalliteollisuuden tuotannon logaritmistien vuosimuutoksien ja suhdannebarometrin muuttujien keskiarvot ja keskihajonnat 1973/1-1981/4

Muuttuja	Keskiarvo	Keskihajonta
$\nabla_4 y_t$	0,058	0,050
M1B ⁺	0,51	0,26
M1B ⁻	0,23	0,21
M2A ⁺	0,29	0,17
M2A ⁻	0,21	0,16
M3A	0,56	0,27
M3B	0,59	0,27
M4A ⁺	0,38	0,19
M4A ⁻	0,31	0,17
M4B ⁺	0,20	0,12
M4B ⁻	0,38	0,20
M6A ⁺	0,26	0,13
M6A ⁻	0,18	0,10
M6B ⁺	0,35	0,17
M6B ⁻	0,24	0,12
M8A ⁺	0,34	0,14
M8A ⁻	0,19	0,11
M8B ⁺	0,31	0,15
M8B ⁻	0,20	0,11
M8C ⁺	0,34	0,12
M8C ⁻	0,19	0,10
M11 ⁺	0,13	0,19
M11 ⁻	0,29	0,20

Taulukko 2. Metalliteollisuuden tuotannon logaritmisten vuosimuutosten ja suhdannebarometrin muuttujien väliset korrelaatiot 1973/1-1981/4

$\nabla 4Y_t$	M1A+	M1A-	M1B+	M1B-	M2A+	M2A-	M3A+	M3B+	M4A+	M4A-	M4B+	M4B-	
$\nabla 4Y_t$	1.000	0.632	-0.704	0.780	-0.785	0.432	-0.664	-0.632	-0.701	0.618	-0.753	0.421	-0.697
M1A+	0.632	1.000	-0.734	0.618	-0.588	0.506	-0.453	-0.403	-0.526	0.643	-0.665	0.440	-0.734
M1A-	-0.704	-0.734	1.000	-0.745	0.792	-0.284	0.525	0.658	0.696	-0.569	0.660	-0.164	0.519
M1B+	0.780	0.618	-0.745	1.000	-0.914	0.605	-0.805	-0.794	-0.836	0.787	-0.822	0.528	-0.712
M1B-	-0.785	-0.588	0.792	-0.914	1.000	-0.549	0.816	0.860	0.892	-0.656	0.763	-0.425	0.645
M2A+	0.432	0.506	-0.284	0.605	-0.549	1.000	-0.761	-0.411	-0.551	0.712	-0.647	0.772	-0.716
M2A-	-0.664	-0.453	0.525	-0.805	0.816	-0.761	1.000	0.703	0.752	-0.695	0.784	-0.524	0.676
M3A	-0.632	-0.403	0.658	-0.794	0.860	-0.411	0.703	1.000	0.951	-0.497	0.575	-0.350	0.433
M3B	-0.701	-0.526	0.696	-0.836	0.892	-0.551	0.752	0.951	1.000	-0.621	0.696	-0.448	0.580
M4A+	0.618	0.643	-0.569	0.787	-0.656	0.712	-0.695	-0.497	-0.621	1.000	-0.874	0.669	-0.794
M4A-	-0.753	-0.665	0.660	-0.822	0.763	-0.647	0.784	0.575	0.696	-0.874	1.000	-0.553	0.812
M4B+	0.421	0.440	-0.164	0.528	-0.425	0.772	-0.524	-0.350	-0.448	0.669	-0.553	1.000	-0.712
M4B-	-0.697	-0.734	0.519	-0.712	0.645	-0.716	0.676	0.433	0.580	-0.794	0.812	-0.712	1.000
M6A+	-0.138	-0.192	-0.175	-0.003	-0.094	-0.277	0.058	-0.294	-0.150	-0.318	0.231	-0.446	0.442
M6A-	0.164	0.101	0.154	0.068	0.021	0.341	-0.102	0.174	0.085	0.288	-0.173	0.366	-0.303
M6B+	-0.333	-0.487	0.042	-0.186	0.071	-0.432	0.206	-0.164	0.014	-0.528	0.476	-0.528	0.640
M6B-	0.181	0.379	0.001	0.031	0.099	0.400	-0.076	0.327	0.180	0.429	-0.293	0.422	-0.454
M8A+	0.411	0.759	-0.585	0.406	-0.382	0.269	-0.235	-0.220	-0.308	0.502	-0.537	0.335	-0.460
M8A-	-0.364	-0.506	0.649	-0.379	0.405	0.031	0.084	0.339	0.337	-0.279	0.322	-0.041	0.179
M8B+	0.121	0.064	0.004	0.268	-0.246	0.565	-0.446	-0.274	-0.355	0.403	-0.327	0.540	-0.291
M8B-	-0.403	-0.181	0.338	-0.651	0.686	-0.660	0.716	0.637	0.697	-0.550	0.533	-0.534	0.463
M8C+	0.159	0.343	-0.239	0.241	-0.114	0.256	-0.142	-0.280	-0.302	0.264	-0.271	0.419	-0.279
M8C-	-0.454	-0.573	0.755	-0.564	0.602	-0.255	0.388	0.555	0.589	-0.343	0.474	-0.144	0.425
M11+	0.253	0.427	-0.239	0.345	-0.180	0.636	-0.362	-0.014	-0.154	0.681	-0.544	0.642	-0.540
M11-	-0.555	-0.625	0.375	-0.585	0.431	-0.659	0.539	0.207	0.370	-0.723	0.764	-0.661	0.857

$\nabla 4Y_t$	M6A+	M6A-	M6B+	M6B-	M8A+	M8A-	M8B+	M8B-	M8C+	M8C-	M11+	M11-
$\nabla 4Y_t$	-0.138	0.164	-0.333	0.181	0.411	-0.364	0.121	-0.403	0.159	-0.454	0.253	-0.555
M1A+	-0.192	0.101	-0.487	0.379	0.759	-0.506	0.064	-0.181	0.343	-0.573	0.427	-0.625
M1A-	-0.175	0.154	0.042	0.001	-0.585	0.649	0.004	0.338	-0.239	0.755	-0.239	0.375
M1B+	-0.003	0.068	-0.186	0.031	0.406	-0.379	0.268	-0.651	0.241	-0.564	0.345	-0.585
M1B-	-0.094	0.021	0.071	0.099	-0.382	0.405	-0.246	0.686	-0.114	0.602	-0.180	0.431
M2A+	-0.277	0.341	-0.432	0.400	0.269	0.031	0.565	-0.660	0.256	-0.255	0.636	-0.659
M2A-	0.058	-0.102	0.206	-0.076	-0.235	0.084	-0.446	0.716	-0.142	0.388	-0.362	0.539
M3A	-0.294	0.174	-0.164	0.327	-0.220	0.339	-0.274	0.637	-0.280	0.555	-0.014	0.207
M3B	-0.150	0.085	0.014	0.180	-0.308	0.337	-0.355	0.697	-0.302	0.589	-0.154	0.370
M4A+	-0.318	0.288	-0.528	0.429	0.502	-0.279	0.403	-0.550	0.264	-0.343	0.681	-0.723
M4A-	0.231	-0.173	0.476	-0.293	-0.537	0.322	-0.327	0.533	-0.271	0.474	-0.544	0.764
M4B+	-0.446	0.366	-0.528	0.422	0.335	-0.041	0.540	-0.534	0.419	-0.144	0.642	-0.661
M4B-	0.442	-0.303	0.640	-0.454	-0.460	0.179	-0.291	0.463	-0.279	0.425	-0.540	0.857
M6A+	1.000	-0.617	0.799	-0.649	-0.313	-0.123	-0.053	-0.031	-0.075	-0.139	-0.493	0.539
M6A-	-0.617	1.000	-0.410	0.591	0.122	0.148	0.089	-0.066	-0.222	0.377	0.407	-0.308
M6B+	0.799	-0.410	1.000	-0.780	-0.429	0.032	-0.220	0.094	-0.215	0.065	-0.553	0.753
M6B-	-0.649	0.591	-0.780	1.000	0.340	-0.070	0.086	0.073	0.100	0.115	0.539	-0.595
M8A+	-0.313	0.122	-0.429	0.340	1.000	-0.673	-0.025	-0.025	0.383	-0.521	0.497	-0.504
M8A-	-0.123	0.148	0.032	-0.070	-0.673	1.000	0.305	-0.026	-0.180	0.576	-0.056	0.140
M8B+	-0.053	0.089	-0.220	0.086	-0.025	0.305	1.000	-0.637	0.249	0.033	0.440	-0.368
M8B-	-0.031	-0.066	0.094	0.073	-0.025	-0.026	-0.637	1.000	-0.014	0.285	-0.220	0.332
M8C+	-0.075	-0.222	-0.215	0.100	0.383	-0.180	0.249	-0.014	1.000	-0.508	0.441	-0.444
M8C-	-0.139	0.377	0.065	0.115	-0.521	0.576	0.033	0.285	-0.508	1.000	-0.127	0.374
M11+	-0.493	0.407	-0.553	0.539	0.497	-0.056	0.440	-0.220	0.441	-0.127	1.000	-0.681
M11-	0.539	-0.308	0.753	-0.595	-0.504	0.140	-0.368	0.332	-0.444	0.374	-0.681	1.000

Taulukko 3. Valkaistun metalliteollisuuden volyymin ja valkaistujen barometrimuuttujien välisiin ristikorrelaatioihin perustuvia testisuureen (5.2) arvoja vastaavia, χ^2 -jakaumaoletukseen perustuvia prosenttipisteitä

Muuttuja	Vakiopari (k_1, k_2)			Ennustettavuuden suunta
	(-4,4)	(-4,-1)	(1,4)	
M2A ⁺	0,934	0,960	0,793	→
M2A ⁻	0,936	0,932	0,867	←
M3A	0,937	0,783	0,962	←
M3B	0,991	0,838	0,995	→
M4A ⁺	0,495	0,655	0,545	—
M4A ⁻	0,706	0,673	0,803	←
M4B ⁺	0,629	0,822	0,316	→
M4B ⁻	0,782	0,863	0,703	→
M6A ⁺	0,941	0,954	0,494	→
M6A ⁻	0,911	0,525	0,810	←
M6B ⁺	0,923	0,880	0,573	→
M6B ⁻	0,650	0,771	0,064	—
M8A ⁺	0,865	0,957	0,237	→
M8A ⁻	0,844	0,856	0,760	→
M8B ⁺	0,561	0,874	0,224	←
M8B ⁻	0,826	0,294	0,969	←
M8C ⁺	0,484	0,734	0,239	—
M8C ⁻	0,852	0,928	0,659	→
M11 ⁺	0,940	0,984	0,393	→
M11 ⁻	0,794	0,831	0,757	→

Merkkien selitys:

- Suunta barometrimuuttujasta volyymiin, $F > 0,9$
- ← Suunta volyymista barometrimuuttujaan, $F > 0,9$
- Suunta barometrimuuttujasta volyymiin, $0,8 < F \leq 0,9$
- ← Suunta volyymista barometrimuuttujaan, $0,8 < F \leq 0,9$
- Muuttujat korreloimattomia

Taulukko 4. Volyymin vuosidifferenssien yhden ennustavan muuttujan mallien tunnuslukuja keskiennustusvirheet vuodelta 1982 mukaan luettuina

Ennustava muuttuja	Viipymät	s	SBIC	LM(4)	kev(e_t^*)
M2A ⁺	1,2,3	0,030	-214,5	3,92 (0,58)	0,040
M2A ⁻	4	0,034	-211,3	2,76 (0,40)	0,043
M3A	1,4	0,030	-215,9	1,15 (0,13)	0,052
M3B	1,4	0,031	-213,8	1,70 (0,21)	0,052
M4A ⁺	1	0,028	-222,2	6,29 (0,82)	0,038
M4A ⁻	1,3	0,026	-223,6	6,05 (0,80)	0,035
M4B ⁺	1	0,032	-216,2	1,98 (0,26)	0,035
M4B ⁻	1	0,029	-220,2	2,87 (0,42)	0,043
M6A ⁺	1	0,032	-213,2	1,34 (0,15)	0,047
M6A ⁻	3*	0,034	-209,4	1,29 (0,14)	0,040
M6B ⁺	3	0,031	-215,4	3,16 (0,47)	0,046
M6B ⁻	3	0,033	-212,1	7,10 (0,87)	0,046
M8A ⁺	2,3	0,029	-217,6	2,96 (0,44)	0,038
M8A ⁻	4	0,033	-210,5	5,11 (0,72)	0,045
M8B ⁺	3	0,032	-212,9	2,84 (0,41)	0,035
M8B ⁻	1*	0,035	-207,7	2,08 (0,28)	0,044
M8C ⁺	4	0,033	-212,9	3,05 (0,45)	0,036
M8C ⁻	2*	0,034	-210,2	2,81 (0,41)	0,037
M11 ⁺	1,5	0,029	-216,1	0,85 (0,07)	0,042
M11 ⁻	2,5	0,027	-224,7	2,16 (0,29)	0,031
Autoproj. malli		0,035	-210,3	1,69 (0,21)	0,041

* Autoprojektiviisen mallin SBIC-arvo on tämän mallin SBIC-arvoa pienempi.

Taulukko 5. Volyymin differenssien yhden ennustettavan muuttujan mallien tunnuslukuja mukaan luettuna keskiennustusvirheet vuodelta 1982

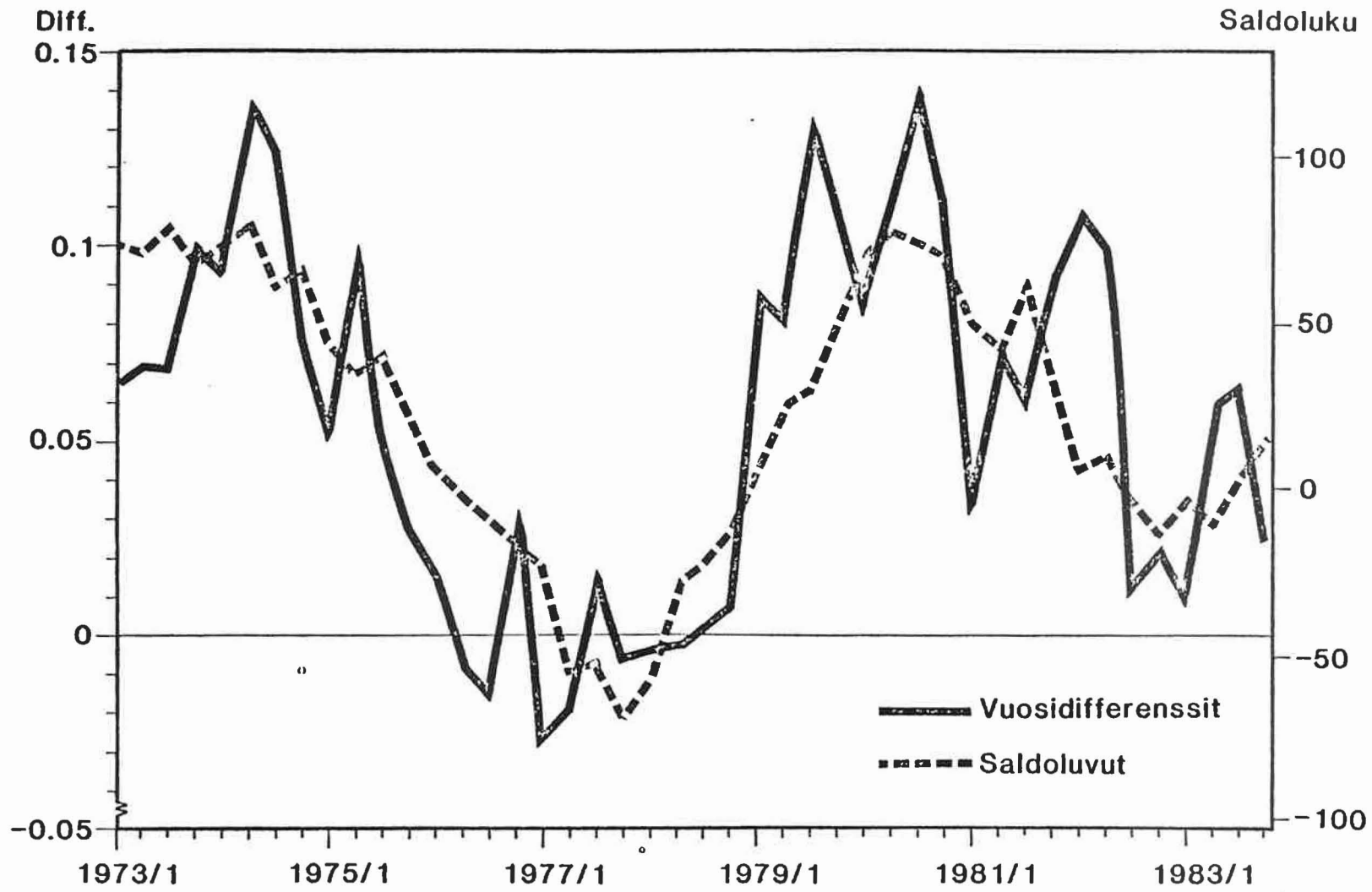
Ennustava muuttuja	Viipymät	s	SBIC	LM(4)	kev(e_t^*)
M2A ⁺	2	0,027	-217,1	2,67 (0,39)	0,025
M2A ⁻	1*	0,032	-205,6	3,52 (0,52)	0,042
M3A	1,2,4	0,025	-218,7	1,36 (0,15)	0,051
M3B	3,4	0,027	-216,0	4,38 (0,64)	0,022
M4A ⁺	1	0,024	-226,3	6,50 (0,84)	0,036
M4A ⁻	1	0,026	-214,7	5,99 (0,80)	0,040
M4B ⁺	1	0,030	-213,7	2,24 (0,31)	0,036
M4B ⁻	1	0,026	-217,3	0,58 (0,04)	0,038
M6A ⁺	3	0,031	-209,2	5,47 (0,76)	0,052
M6A ⁻	2*	0,031	-207,9	4,53 (0,66)	0,044
M6B ⁺	4	0,028	-209,3	3,81 (0,57)	0,041
M6B ⁻	1,2,4	0,026	-216,8	8,12 (0,91)	0,032
M8A ⁺	2*	0,031	-208,1	7,76 (0,90)	0,043
M8A ⁻	2	0,030	-209,2	2,01 (0,37)	0,041
M8B ⁺	3*	0,031	-207,7	4,19 (0,62)	0,023
M8B ⁻	1*	0,032	-206,5	3,04 (0,39)	0,042
M8C ⁺	3*	0,032	-206,8	4,79 (0,69)	0,034
M8C ⁻	2*	0,031	-208,6	3,40 (0,51)	0,043
M11 ⁺	2*	0,031	-208,8	3,36 (0,50)	0,029
M11 ⁻	2	0,026	-215,8	3,09 (0,46)	0,031
Autoproj. malli		0,032	-209,0	3,30 (0,49)	0,043

* Autoprojektiivisen mallin SBIC-arvo on tämän mallin SBIC-arvoa pienempi.

Taulukko 6. Metalliteollisuuden volyymin ennustusmallien ennustusvirheiden e_t^* ja itseisten ennustusvirheiden mediaanit sekä keskiennustusvirheet vuosina 1981-1983

Malli	med(e_t^*)			med $ e_t^* $			kev(e_t^*)		
	1981	1982	1983	1981	1982	1983	1981	1982	1983
(6.1)	-0,023	-0,011	0,002	0,023	0,035	0,022	0,040	0,041	0,022
(6.2)	-0,014	-0,031	0,005	0,020	0,031	0,027	0,041	0,043	0,026
(6.3)	-0,023	0,028	-0,002	0,031	0,038	0,027	0,036	0,045	0,027
(8.1)	-0,017	0,007	-0,002	0,017	0,010	0,010	0,023	0,019	0,030
(8.2)	0,006	0,015	0,007	0,028	0,015	0,018	0,038	0,025	0,030
(L2.1)	-0,011	0,008	0,028	0,030	0,024	0,028	0,041	0,024	0,041
(L2.2)	-0,037	-0,001	0,014	0,037	0,029	0,014	0,048	0,031	0,018

Kuvio 1. Metalliteollisuuden volyymin logaritmiset vuosidifferenssit ja saldoluviut 1973/1-1983/4



Kuvio 2. Metalliteollisuuden tuotannon logaritmien vlyymin differenssien ∇y_t ja vuosidifferenssien $\nabla_4 y_t$ autokorrelaatiofunktiot

