

Marja Tuovinen

Suomen Pankin kirjasto



000000636

I/A5a

Kirjasto: alaholvi

SUOMEN PANKKI D

Inflaatio-odotusten muodostumisesta ja erään inflaat

Suomen Pankki

D:044

1979

Inflaatio-odotusten muodostumisesta ja erään inflaatio-odotussarjan optimaalisuudesta

Suomen Pankki

1979

D:44

Marja Tuovinen

SUOMEN PANKKI
Kirjasto

Inflaatio-odotusten muodostumisesta ja erään inflaatio-odotussarjan optimaalisuudesta

Suomen Pankki

Helsinki 1979

ISBN 951-686-056-7
ISSN 0355-6042

ALKUSANAT

Tämä tutkimus on tehty Suomen Pankin tutkimusosastolla vuosien 1977 ja 1978 aikana. Tutkimus poikkeaa eräiltä osin sen aikaisemmasta versiosta, joka on hyväksytty kansantaloustieteen lisensiaattitutkimuksena Helsingin yliopistossa. Kiitän kaikkia niitä Helsingin yliopiston ja Suomen Pankin henkilöitä, jotka kommentoillaan ja neuvoillaan ovat auttaneet minua työn läpiviemisessä.

Helsingissä lokakuussa 1979

Marja Tuovinen



SISÄLLYS

	sivu
1. JOHDANTO	9
2. ODOTUSTEN MUODOSTUMINEN MUUTTUJAN OMASTA MENNEISYY- DESTÄ SAATAVAN INFORMAATION PERUSTEELLA	15
2.1. Yleisimmät odotustenmuodostumishypoteesit	16
2.1.1. Staattiset odotukset ja "random-walk"- hypoteesi	16
2.1.2. Ekstrapolatiiviset odotukset	18
2.1.3. Adaptiiviset odotukset	19
2.2. Odotustenmuodostumisprosessin kuvaaminen eräi- den satunnaissysäysmallien avulla	21
2.2.1. ARIMA-mallien tulkinnasta odotustenmuo- dostumisprosessin kuvaamisen yhteydessä	29
2.3. Yleisimmät odotustenmuodostumishypoteesit ja ARIMA-mallit	35
2.4. Muuttujan omaan menneisyyteen rajoittuvan informaation perusteella muodostetut odotukset taloutta kuvaavassa mallissa	36
3. RATIONAALISET ODOTUKSET	38
3.1. Rationaalisten odotusten verbaalinen ja mate- maattinen määritelmä	39
3.2. Esimerkki: rationaalisten odotusten muodostu- minen kysyntä-tarjontakehikossa	42

	sivu
3.3. Rationaalisten odotusten roolista talous- tieteessä	49
3.3.1. Taustaa	49
3.3.2. Rationaalisten odotusten sovellutuksista	54
3.3.3. Arviointia rationaalisten odotusten soveltuvuudesta kokonaistaloudellisissa malleissa	58
3.4. Rationaaliset odotukset ja relevantti infor- maatio	61
3.4.1. Relevantin informaation määrittelyn ongelmasta	61
3.4.2. Relevantti informaatio määriteltynä Grangerin kausaalisuuden määritelmän mukaan	63
4. TALOUDEN RAKENTEEN MUUTOS, OPPIMINEN JA ODOTUKSET	71
4.1. Odotusten optimaalisuus -vaatimuksen kritiikkiä	71
4.2. Flemmingin "vaihteen muutos" -hypoteesi	73
5. INFLAATIO-ODOTUSSARJAN OPTIMAALISUUDEN TARKASTELUA	79
5.1. Data	80
5.1.1. Inflaatio-odotussarja	80
5.1.2. Aktuaalista inflaatiota kuvaava sarja	82
5.2. Inflaatio-odotussarjan optimaalisuustestit	86
5.2.1. Odotusvirheen laskeminen	86
5.2.2. Odotusvirheiden odotusarvojen ja auto- korrelaatiofunktioiden tarkastelu	92
5.3. Yhteenveto tuloksista	97

	sivu
6. HINTOJEN MUUTOKSEN ARIMA-MALLIT INFLAATIO-ODOTUSTEN KUVAAJINA JA ODOTUSTEN MUODOSTUMISEN "VAIHTEEN MUUTOS" -HYPOTEE SIN TESTAUS	98
6.1. Koko periodilta estimoidut hintojen muutoksen ARIMA-mallit inflaatio-odotusten kuvaajina	100
6.1.1. Yhteenveto tuloksista	106
6.2. Odotusten muodostumisen "vaihteen muutos" -hypo- teesin testaus ja osaperiodeittain estimoidut hintojen muutoksen ARIMA-mallit inflaatio- odotusten kuvaajina	107
6.2.1. "Vaihteen muutos" -hypoteesin testaus adaptiivisten odotusten yhtälön avulla	110
6.2.2. "Vaihteen muutos" -hypoteesin testaus ARIMA-mallien avulla	115
6.2.3. Osaperiodeittain estimoidut ARIMA-mallit inflaatio-odotusten kuvaajina	121
7. YHTEENVETO	125
LÄHTEET	129
LIITE 1: Inflaatio-odotussarjan konstruoiminen	137
LIITE 2: Hintojen muutossarjojen eri differenssejä	143
LIITE 3: Hintojen muutossarjojen autokorrelaatio- ja osittaisautokorrelaatiofunktio	145

1. JOHDANTO

Taloudelliset päätökset syntyvät usein pikemminkin reaktioina odotuksiin tulevista asiantiloista kuin suoranaisina reaktioina menneisyyteen tai tähän päivään. Tämä inhimillisen käyttäytymisen keskeinen piirre on viime aikoina sisällytetty useisiin taloutta kuvaaviin teoreettisiin ja empiirisiin malleihin. Esimerkkinä voidaan mainita mm. cob-web-mallien markkinahintaodotukset, hinta-palkka-mallien ja rahan kysyntämallien inflaatio-odotukset, kulutuskysyntämallien tulo-odotukset, erilaisten tehokkaiden pääomamarkkinoiden mallien tuotto-odotukset, suhdannemallien suhdanneodotukset jne.¹

Joissakin tilanteissa odotukset muodostuvat koko mallin "käyttäytymistä" sääteleväksi tekijäksi. Esimerkiksi odotusten muodostumista kuvaavan hypoteesin valinta voi vaikuttaa ratkaisevasti mallin stabiilisuusehtoihin ja sopeutumisuriin - ja tämän kautta myös johtopäätöksiin mm. eri talouspolitiikkavaihtoehtojen tehokkuudesta taloudessa. Sargent ja Wallace ovat osoittaneet, että sijoittamalla "standardikeynesiläiseen" oppikirjamalliin odotukset, jotka ovat muodostu-

1. Edellä lueteltuja odotuksia on käsitelty mm. seuraavissa artikkeleissa: Nerlove (1958), Cagan (1956), Lucas - Rapping (1969), Friedman (1957), Modigliani - Sutch (1967), Nelson (1972), Lucas (1975).

neet kaiken malliin sisältyvän informaation perusteella, eri talouspolitiikkavaihtoehtojen vaikutukset mallissa poikkeavat huomattavasti konventionaalisista vaikutuksista.¹ Edellä esitetty havainto on aiheuttanut vilkasta väittelyä etenkin rationaalisista odotuksista käydyn keskustelun yhteydessä.

Odotusten sisällyttämiseen dynaamiseen malliin liittyy kaksi ongelmaa. Ensinnäkin on vain harvoin saatavilla suoria, esim. kyselytutkimuksilla hankittuja, havaintoja odotuksista; ja jos on, niitä kuvaavat aikasarjat ovat usein liian lyhyitä, havaintoväliltään mahdollisesti sopimattomia ja epätarkasti dokumentoituja. Tästä syystä joudutaan tekemään erilaisia oletuksia siitä, miten odotukset ovat muodostuneet esimerkiksi muiden saatavissa olevien muuttujien kautta. Kun näin menetellään, joudutaan toisen odotuksiin liittyvän ongelman eteen: odotusten muodostumista koskevat oletukset - etenkin odotusten ollessa mallissa endogeenisena muuttujana - voivat ratkaisevasti vaikuttaa mallin rakenteeseen ja dynamiikkaan.

Tässä tutkielmassa pyritään tarkastelemaan sekä teoreettisesti että empiirisesti menetelmiä, joilla odotukset voidaan muodostaa ilman suoria, odotuksia kuvaavia havaintoja. Keskeisenä tekijänä on tällöin sen informaation määrittely, jonka perusteella odotusten oletetaan muodostuvan.

1. Sargent - Wallace (1975a).

Tutkielman toisessa ja neljännessä luvussa sekä useimmissa empiirisissä sovellutuksissa keskitytään tarkastelemaan (inflaatio-)odotusten muodostumista silloin, kun odotusten muodostumisessa relevantti informaatio rajoittuu odotetun muuttujan menneeseen kehitykseen.

Toisessa luvussa esitellään "perinteelliset" adaptiiviset ja ekstrapolatiiviset odotusten muodostumista kuvaavat mallit ja laajennetaan odotusten muodostumista kuvaavien mallien sovellutusalueita ARIMA-mallien avulla siten, että ne käsittävät myös muita kuin odotetun muuttujan stokastisen prosessin kuvauksen kannalta rajoitettuja adaptiivisia ja ekstrapolatiivisia malleja. Samalla myös odotustenmuodostumisprosessin kuvauksen ajatuksellinen lähtökohta muuttuu: usein adaptiiviset ja ekstrapolatiiviset mallit on valittu kuvaamaan odotuksia "ad hoc" -perustein kiinnittämättä huomiota odotetun muuttujan kehitykseen. Sen sijaan ARIMA-mallien rakentamisen lähtökohtana on tarkasteltavan aikasarjan mallittaminen käyttäen hyväksi kaikki muuttujan menneisyyteen sisältyvä tilastollinen informaatio.

Tässä tutkielmassa on oletettu, että rationaalisesti käyttäytyvät taloudenpitäjät hyödyntävät mahdollisimman tarkkaan myös muuttujan menneisyyteen sisältyvän informaation muodostaessaan odotuksia kyseisestä muuttujasta. Mikäli näin on, taloudenpitäjien odotukset tarkasteltavana periodina voidaan johtaa kyseiseltä periodilta estimoidusta ARIMA-mallista.

Empiirisissä sovellutuksissa palataan uudestaan tähän lähtökohtaan ja tarkastellaan, miten inflaatio-odotukset ovat muodostuneet Suomessa otosperiodina 1963 - 1974 ja sen osaperiodeina, mikäli tehokkaasti käytetty relevantti informaatio rajoittuu pelkästään koettuun inflaatioon.

Odotuksia muodostettaessa relevantin informaation alaa voidaan laajentaa käsittämään myös paljon muuta kuin odotetun muuttujan menneisyys. Mikäli odotukset käsitetään taloutta kuvaavassa mallissa endogeenisiksi eli riippuviksi mallin muista endogeenisista ja eksogeenisista muuttujista, on luontevaa olettaa, että kyseiset muuttujat ja niiden väliset riippuvuudet otetaan huomioon myös odotuksia muodostettaessa. Toisin sanoen oletetaan, että taloudenpitäjät muodostavat odotuksensa rationaalisesti. Sellaisen odotusten muodostamisen ajatellaan olevan osa taloudellisesti rationaalista käyttäytymistä, jossa resurssit - tässä tapauksessa informaatio - käytetään tehokkaasti hyväksi asetettujen tavoitteiden saavuttamiseksi. Tutkielman kolmannessa luvussa sivutaan lyhyesti rationaalisista odotuksista käytyä keskustelua.

Oletus että odotukset ovat rationaalisia, koetaan ehkä usein liian rajoittavaksi empiiristen sovellutusten kannalta. Rationaalisten odotusten empiiristä soveltamista rajoittaa nimenomaan se, että odotusten postuloiminen rationaalisiksi vaatii etukäteistietoa taloutta kuvaavasta mallista. Tässä tutkielmassa ongelman eräänä empiirisenä ratkaisuna esitetään

Grangerin kausaalisuuden määritelmän aikasarja-analyyttistä sovellutusta käytettäväksi odotusten relevantin informaation määrittelyssä.

Taloudenpitäjien odotusten muodostaminen voidaan siis nähdä osana tai seurauksena tietynlaisesta oppimiskäyttäytymisestä: jos odotukset ovat systemaattisesti harhaisia, toisin sanoen jos esimerkiksi inflaatio on jatkuvasti odotettua korkeampaa, jotakin talouteen vaikuttavaa tekijää ei sillä hetkellä tunneta. Mikäli taloudenpitäjien käyttäytyminen on rationaalista, systeemaattinen odotusvirhe otetaan ajan kuluessa huomioon ja odotusten muodostumistapaa korjataan vastaamaan muuttunutta tilannetta. Yksinkertaisella teoreettisella kehikolla luvussa neljä ja sen empiirisellä sovellutuksella luvussa kuusi kuvataan oppimisprosessia tilanteessa, jossa talouden rakenteen tai eksogeenisten muuttujien ennakoimaton muutos heijastuu inflaation muutoksena ja jossa taloudenpitäjät oppivat inflaatiokokemuksensa perusteella hintojen kehitystä kuvaavan uuden stokastisen prosessin.

Odotusten rationaalisuuden suora empiirinen tarkastelu on harvoin mahdollista. Ensinnäkin tarvitaan kriteerejä, jotka määrittelevät, milloin teoreettisesti rationaaliseksi postuloidut odotukset ovat tietyssä empiirisessä tilanteessa rationaalisia. Yleensä odotusten "hyvyyden" kriteerinä pidetään niiden harhattomuutta eli optimaalisuutta.¹ Tästä syystä

1. Ks. sivu 40.

toiseksi tarvitaan empiiristä odotusmuuttujaa tai odotusmuuttujaa, jonka aikasarja on muodostettu jotenkin muutoin kuin pienimmän neliösumman estimointimenetelmällä.

Inflaatio-odotusten optimaalisuutta Suomessa voidaan testata käyttämällä odotussarjana Paunion ja Suvannon inflaatio-odotussarjaa.¹ Siinä odotukset on johdettu taloudenpitäjien eksplisiittisen käyttäytymisen eli eri sijoituskohteiden välillä tehtyjen valintojen perusteella olettamalla, että taloudenpitäjien käyttäytymistä kuvaa portfoliomalli, jossa tämän hetken päätökset riippuvat tulevaisuutta koskevista odotuksista.

Empiiristen ja konstruoitujen odotussarjojen optimaalisuustestejä on kirjallisuudessa useita.² Testeissä on yleensä tarkasteltu odotuksia kuvaavien estimoitujen yhtälöiden ker toimien ominaisuuksia. Tämän tutkielman luvussa viisi testataan inflaatio-odotusten optimaalisuutta suoraan odotusvirheen ominaisuuksien perusteella.

1. Paunio - Suvanto (1977).

2. Ks. esim. Carlson (1977), Cukierman (1977), Pesando (1976) ja Turnovsky (1970).

2. ODOTUSTEN MUODOSTUMINEN MUUTTUJAN OMASTA MENNEISYYDESTÄ SAATAVAN INFORMAATION PERUSTEELLA

Useat mallit sisältävät joko endogeenisten tai eksogeenisten muuttujien odotuksia. Koska hyvin harvoin on käytettävissä empiirisiä tai joidenkin lähtökohtaoletusten perusteella konstruoituja odotuksia kuvaavia aikasarjoja, joudutaan tekemään "ad hoc" -oletuksia siitä, miten odotukset olisivat voineet muodostua. Mutta myös siinä tapauksessa, kun odotuksia kuvaava aikasarja on käytettävissä ja odotukset käsitteellään mallin endogeenisiksi muuttujiksi, joudutaan tekemään oletuksia odotustenmuodostumistavasta näitä kuvaavan muuttujan endogenisoimiseksi. Yleisimmin oletetaan, että odotukset muodostuvat jonkin prosessin kautta odotetun muuttujan omaan menneisyyteen sisältyvän informaation perusteella.

Tässä luvussa käydään lyhyesti läpi yleisimmin käytetyt, ja jo traditionaaliset, odotustenmuodostumishypoteesit, jotka odotusten muodostumista käsittelevässä kirjallisuudessa jaetaan usein staattisiin, ekstrapolatiivisiin ja adaptiivisiin odotuksiin.¹ Tämän lisäksi osoitetaan, miten satunnais-sysäysmalliajattelua soveltamalla, eli käyttämällä hyväksi

1. Ks. esim. Muth (1961), Paunio - Suvanto (1977), Turnovsky (1970).

kaikki odotetun muuttujan menneisyyteen sisältyvä tilastollinen informaatio, voitaisiin odotusten muodostumista kuvata entistä monimuotoisempien, optimaalisia odotuksia tuottavien mallien avulla.

2.1. Yleisimmät odotustenmuodostumishypoteesit

2.1.1. Staattiset odotukset ja "random-walk"-hypoteesi

Odotusmuuttujaa muodostettaessa on yksinkertaisinta olettaa, että odotukset muuttujan tulevasta arvoista ovat samoja kuin odotustenmuodostumishetkellä toteutunut muuttujan arvo.

Hypoteesin mukaan taloudenpitäjät siis odottavat esimerkiksi seuraavan periodin hintatason olevan täsmälleen sama kuin tämän periodin hintataso eli

$$(2.1.) \quad p_t^e(t+1) = p_t ,$$

jossa p_t on hintataso odotustenmuodostamishetkellä t ja $p_t^e(t+1)$ on hetkellä t muodostettu odotus hintatasosta periodilla $t+1$.¹

Huomattavasti sofistikoituneempana voidaan pitää tehokkaiden pääomamarkkinoiden, mutta myös muissa yhteyksissä käytettyä,

1. Tarkastelussa oletetaan, että käsiteltävät odotukset kohdistuvat hintoihin. Esityksen yksinkertaistamiseksi p_t kuvaa jokaisessa luvun 2.1. yhtälössä hintatasoa. Mitään loogista estettä ei olisi ollut esimerkiksi sille, että jokaisessa tapauksessa olisi käsitelty hintojen muutosta. Lisäksi on esityksen yksinkertaistamiseksi oletettu, että odotukset kohdistuvat jokaisessa tapauksessa aina seuraavaan periodiin.

"random-walk"-mallia, joka tosin eroaa formaalisesti staattisten odotusten mallista vain lisätyn satunnaistekin verran

$$(2.2.) \quad p_t^e(t+1) = p_t + u_t ,$$

jossa u_t on valkoista kohinaa¹ noudattava satunnaisteki eli odotusvirhe ja p_t sekä p_t^e kuvaavat yleensä arvopapereiden hintoja ja vastaavia odotuksia.

"Random-walk"-hypoteesin mukaan kaikki informaatio arvopapereiden tulevasta hinnoista sisältyy niiden tämän päivän hintaan. Hypoteesi voidaan esittää seuraavasti:

$$(2.3.) \quad p_t^e(t+1) = E(p_{t+1} | \Omega_t) \quad \text{ja} \quad \Omega_t = p_t .$$

Yhtälössä $E(p_{t+1} | \Omega_t)$ kuvaa hintojen ehdollista odotusarvoa hetkelle $t+1$ odotustenmuodostamishetkellä t saatavissa olevan informaation (Ω_t) suhteen. Seuraavan periodin hintojen paras mahdollinen ennuste on ennustusperiodin hinta. Odotusvirhe u_t ei ole mitenkään ennustettavissa, vaikka taloudenpitäjillä on käsitys siitä, että seuraavan periodin hinnat eivät välttämättä ole samat kuin ennustusperiodin hinnat.²

"Random-walk"-hypoteesi on saanut nimensä siitä, että arvopapereiden hintojen kehitys noudattaa sen mukaan "random-

1. Valkoinen kohina määritellään sivulla 22.

2. Fama (1972), s. 113 - 128.

walk"-prosessia, toisin sanoen hintojen muutos periodista toiseen on valkoista kohinaa:

$$(2.4.) \quad p_t - p_{t-1} = u_t .$$

"Random-walk"-mallia voidaan pitää alkeellisena rationaalisten odotusten mallina. Tähän palataan uudestaan luvussa 3.3.2.

2.1.2. Ekstrapolatiiviset odotukset

Ekstrapolatiiviset odotukset voidaan esittää muodossa

$$(2.5.) \quad p_t^e(t+1) = a_1 p_t + a_2 (p_t - p_{t-1}) ,$$

jossa a_1 ja a_2 ovat kertoimia.

Yksinkertaisimman ekstrapolatiivisten odotusten hypoteesin mukaan, kun $a_1 = 1$,¹ seuraavalle periodille $t+1$ odotettu hinta muodostuu siten, että periodin t hintaa korjataan viimeksi havaitun hintojen muutoksen verran. Jos $a_2 > 0$, odotusten muodostaja olettaa hintojen nousun tai laskun jatkuvan; jos $a_2 < 0$, hän odottaa hintojen palaavan entiselle tasolleen. Jälkimmäisen tapauksen odotuksia on nimitetty joissakin yhteyksissä regressiivisiksi.²

1. Mikäli lisäksi oletetaan, että $a_2 = 0$, havaitaan, että (2.5.) vastaa staattisten odotusten yhtälöä (2.1.) tai yhtälöä (2.2.), jos ajatellaan, että malli sisältää myös satunnaistermin.

2. Turnovsky (1970), s. 1443.

2.1.3. Adaptiiviset odotukset

Adaptiiviset odotukset voidaan esittää seuraavassa muodossa:

$$(2.6.) \quad p_t^e(t+1) - p_{t-1}^e(t) = b(p_t - p_{t-1}^e(t)) ,$$

jossa b on kerroin ja täyttää ehdon $0 \leq b \leq 1$.

Adaptiivisten odotusten hypoteesin mukaan muuttujan p_t odotettu arvo periodilla $t+1$ muodostetaan korjaamalla edellisen periodin odotuksia jollakin vakiosuhteella (b) kyseisen periodin odotusvirheestä.¹

Adaptiivisilla odotuksilla voidaan kuvata yksinkertaista oppimisprosessia: odotukset sopeutuvat odotetun muuttujan kehityksessä tapahtuviin yllätyksiin odotusvirheen "korjaamisen" kautta. On kuitenkin tilanteita, joissa odotusten sopeutuminen tapahtuneisiin muutoksiin on hidasta. Esimerkkinä voidaan mainita tilanne, jossa odotettu muuttuja noudattaa tai kääntyy noudattamaan trendimäistä kehitystä. Tällöin odotuksilla on taipumus systemaattisesti aliarvioida muuttujan kehityksessä tapahtuvien muutosten suuruus.

Yhtälöä (2.6.) on kuitenkin mahdollista korjata useammalla tavalla edellä kuvatun ongelman poistamiseksi. Mikäli trendimäinen kehitys on jatkuvaa, se voidaan ottaa huomioon lisää-

1. Ks. esim. Turnovsky (1970).

mällä yhtälöön (2.6.) vakio.¹ Toinen mahdollisuus trendin vallitessa on muodostaa adaptiivinen malli hintatason muutosta kuvaavalle aikasarjalle, joka puolestaan voi olla stationaarinen.²

Adaptiivisten odotusten hypoteesi voidaan esittää myös erikoistapauksena jakautuneista viiveistä eli geometrisesti jakautuneina viiveinä.³

Kirjoitetaan yhtälö (2.6.) seuraavassa muodossa:

$$(2.7.) \quad p_t^e(t+1) = (1-b)p_{t-1}^e(t) + bp_t,$$

jossa $p_{t-1}^e(t)$ voidaan esittää seuraavasti:

$$(2.8.) \quad p_{t-1}^e(t) = (1-b)p_{t-2}^e(t-1) + bp_{t-1}.$$

Yhtälö (2.7.) voidaan nyt esittää muodossa

$$(2.9.) \quad p_t^e(t+1) = (1-b)^2 p_{t-2}^e(t-1) + b(1-b)p_{t-1} + bp_t.$$

Kun sijoitetaan edelleen $p_{t-2}^e(t-1)$:n paikalle yhtälöä (2.7.) vastaava muoto ja edetään näin peräkkäisin sijoituksin, päädytään lopulta yhtälöön

1. Mikäli muuttujan kehitystä kuvaavassa aikasarjassa on sekä stationaarisia että trendimäisiä osaperiodeja, koko periodia kuvaava vakio ei välttämättä nopeuta odotusten sopeutumista.

2. Ks. Flemming (1976), s. 60 - 63 ja luku 4.

3. Ks. esim. Muth (1960), s. 300 - 301.

$$(2.10.) \quad p_t^e(t+1) = b \sum_{j=0}^{\infty} (1-b)^j p_{t-j},$$

jossa odotukset esitetään hintojen menneen kehityksen geometrisesti jakautuneina viiveinä.¹ Esitystavan etuna on sen vähäparametrisuus: jakautuneita viiveitä estimoitaessa riittää yhden parametrin, $b:n$, estimoiminen.

Tässä luvussa 2.1. esitetyt odotustenmuodostumistavat on esitetty mahdollisimman yksinkertaisessa muodossa. On kuitenkin hyvä muistaa, että käsiteltyihin malleihin voidaan lisätä esimerkiksi vakioita, virhetermejä, uusia muuttujia,² yhdistää esimerkiksi ekstrapolatiivinen ja adaptiivinen malli yhdeksi malliksi, lisätä malleihin toisen asteen termejä,³ määrittellä mallien parametreille lisäehtoja, muuttaa odotusten aikahorisonttia jne. Tällä tavoin voidaan päätyä hyvin monimuotoisiin odotusten muodostumista kuvaaviin malleihin.

2.2. Odotustenmuodostumisprosessin kuvaaminen eräiden satunnaissysäysmallien avulla

Viime aikoina on odotusten muodostumista empiirisesti lähestyvässä kirjallisuudessa yleistynyt käytäntö kuvata odotuksia

1. Kehitelmän nimi johtuu siitä, että p_{t-j} :n kertoimet $b(1-b)^j$, $j = 0, 1, 2, 3, \dots$ muodostavat geometrisesti suppe-
nevan sarjan.

2. Ks. esim. Turnovsky - Wachter (1972).

3. Toisen asteen ekstrapolatiiviset odotukset voivat olla esim. muotoa

$$p_t^e = c_0(p_t - p_{t-1}) + c_1(p_1 - p_{t-2}); \quad c_0 \text{ ja } c_1 \text{ ovat kertoimia.}$$

Ks. tarkemmin Carlson - Parkin (1975), s. 132.

satunnaissysäysmalleilla.¹ Lähestymistavan merkittävänä etuna on se, että satunnaissysäysmalleilla esitetyt odotukset ovat kussakin empiirisessä tilanteessa optimaalisia ja harhatto-
mia.²

Satunnaissysäysmalli voidaan esittää muodossa

$$(2.11.) \quad z_t - \mu = \sum_{\tau=0}^{\infty} \psi_{\tau} a_{t-\tau},$$

jossa z_t on analysoitava satunnaisprosessi, a_t on valkoista kohinaa eli satunnaissysäysten jono, ψ_{τ} kuvaa painoja ja μ prosessin z_t vakiotasoa jollakin periodilla. Mallissa a_t :t ovat siis satunnaissysäyksiä, jotka ovat riippumattomia pöimintoja yleensä normaaliksi oletetusta todennäköisyysjakau-
masta, jonka odotusarvo on nolla ja varianssi tunnettu, ts.

$$E(a_t) = 0$$

$$(2.12.) \quad E(a_t, a_{t+s}) = \sigma_a^2 \quad \text{kun } s = 0,$$

$$E(a_t, a_{t+s}) = \text{cov}(a_t, a_{t+s}) = 0 \quad \text{kun } s \neq 0.$$

Yhtälössä $E(a_t)$ on a_t :n odotusarvo, σ_a^2 sen varianssi ja $\text{cov}(a_t, a_{t+s})$ sen kovarianssi.

1. Ks. esim. Friedman, B. (1978).

2. Ks. alaviitta s. 30.

Satunnaissysäysmallia (2.11.) voidaan tulkita siten, että aikasarjan z_t heilahtelu vakiotason ympärillä on satunnais-sysäysten a_t aikaansaamaa. Satunnaissysäykset siis toimivat "energiana", joka pitää z_t :n kuvaaman ilmiön liikkeessä. Usein satunnaissysäysmallien yhteydessä on käytetty analogiaa heilurista, jota pommitetaan herneillä ja jonka heilahteluun herneiden aiheuttamat uusiutuvat sysäykset vaikuttavat.^{1,2}

Satunnaissysäysmallit voidaan jakaa ei-kausaalisiin malleihin ja kausaalisiin siirtofunktio-kohina-malleihin.³ Ei-kausaalisia malleja ovat autoregressiivinen malli, liukuvan keskiarvon malli ja näiden yhdistelmä eli integroitava autoregressiivinen liukuvan keskiarvon malli. Tässä tutkiel-

1. Teräsvirta (1977), s. 7 - 8, 23 - 26.

2. Satunnaissysäysmalleista käytävän keskustelun yhteydessä on usein tapana luokitella aikasarja-analyttiset mallit kahdeksi perusmalliksi: muuttuvan deterministisen komponentin malliksi ja satunnaissysäysmalliksi, jonka perusmuoto on esitetty yhtälössä (2.11.). Muuttuvan deterministisen komponentin malli voidaan kirjoittaa seuraavasti:

$$(A.1.) \quad z_t = \mu_t + \varepsilon_t,$$

jossa μ_t on ajassa muuttuva deterministinen osa ja ε_t additiivinen satunnaismuuttuja.

Myös tavanomainen lineaarinen ekonometrinen malli perustuu deterministiseen komponenttiin, mutta siinä deterministinen komponentti nähdään joidenkin tarkasteltavaa ilmiötä kausaalisesti selittävien muuttujien x_1, \dots, x_k lineaarisena funktiona, eli

$$(A.2.) \quad \mu_t = \sum_{i=1}^k \beta_i x_{ti}, \quad \text{jossa } \beta_1, \dots, \beta_k \text{ ovat vakioita.}$$

Mallia (A.1.) tulkitaan siten, että suurin osa aikasarjan vaihtelusta on determinististä, satunnaiskomponentin ε_t ollessa additiivinen mittausrvirhe.

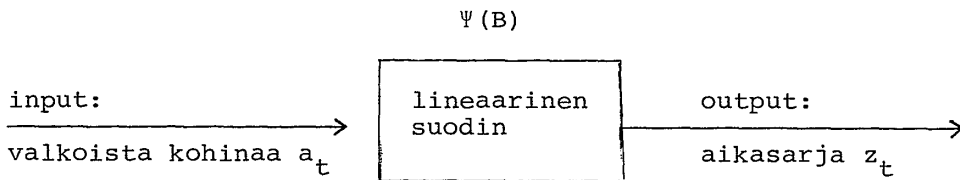
Vertaamalla toisiinsa malleja (2.11.) ja (A.1.) havaitaan, miten merkittävästi ne poikkeavat ajatuksellisesti toisistaan. Ks. esim. Teräsvirta (1977), s. 7 - 8 sekä Kanniainen - Suvanto (1977), s. 1 - 2.

3. Kanniainen - Suvanto (1977), s. 1.

massa keskitytään tarkastelemaan lähinnä ei-kausaalisia malleja. Niitä kutsutaan yleisesti ARIMA-malleiksi. ARIMA-malleille on ominaista se, että niissä muuttujan tämänhetkistä arvoa selitetään kaiken muuttujan menneeseen kehitykseen sisältyvän tilastollisen informaation perusteella.

Satunnaissysäysmalleja voidaan estimoida aikasarja-aineistosta Boxin ja Jenkinsin kehittämän menetelmän avulla.¹ Menetelmän lähtökohtana on ajatus, että valkoinen kohina -prosessi a_t , muuntuu kulkiessaan lineaarisen suotimen, $\Psi(B)$, läpi mallitettavaksi prosessiksi z_t . Tätä on havainnollistettu kaaviossa 1.

Kaavio 1. Aikasarjan z_t tulkinta lineaarisen suotimen tuotoksena



Voidaan osoittaa, että jokaiselle stationaarille stokastiselle prosessille löytyy lineaarinen dekompositio, joka on satunnaissysäysten a_t painotettu keskiarvo:²

$$(2.13.) \quad z_t = \mu + a_t + \psi_1 a_{t-1} + \psi_2 a_{t-2} + \dots$$

$$= \mu + \Psi(B)a_t ,$$

1. Box - Jenkins (1976). Yleinen katsaus seuraavassa esitetyihin malleihin on em. teoksen sivuilla 7 - 12, 46 - 80, 85 - 114.

2. Kannianen - Suvanto (1977), s. 6.

jossa μ kuvaa prosessin tasoa, painot Ψ_1, Ψ_2, \dots muodostavat äärettömän konvergoivan jonon ja

$$\Psi(B) = 1 + \Psi_1 B + \Psi_2 B^2 + \Psi_3 B^3 + \dots + \Psi_i B^i$$

on lineaarinen operaattori, joka muuntaa prosessin a_t prosessiksi z_t ja jota kutsutaan suotimen siirtofunktioksi. Prosessia (2.13.) nimitetään yleisesti liukuvan keskiarvon prosessiksi.

Boxin ja Jenkinsin menetelmässä ääretöntä polynomia $\Psi(B)$ approksimoidaan vähäparametrisesti kahden äärellisen polynomin suhteella eli ns. rationaalipolynomilla

$$(2.14.) \quad \Psi(B) \cong \frac{\theta(B)}{\phi(B)},$$

jossa $\theta(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \phi_3 B^3 - \dots - \phi_q B^q$ on liukuvan keskiarvon operaattori eli MA-operaattori, ja

$\phi(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_p B^p$ on autoregressiivinen operaattori eli AR-operaattori.

Mallitettava prosessi z_t voidaan nyt esittää ns. ARMA(p,q)-mallilla eli autoregressiivisellä liukuvan keskiarvon mallilla

$$(2.15.) \quad \phi(B) \tilde{z}_t = \theta(B) a_t$$

eli aukikirjoitetussa muodossa

$$(2.16.) \quad \begin{aligned} \tilde{z}_t - \phi_1 \tilde{z}_{t-1} - \phi_2 \tilde{z}_{t-2} - \dots - \phi_p \tilde{z}_{t-p} \\ = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q}, \end{aligned}$$

jossa p ja q ovat AR- ja MA-prosessien astelukuja ja

$$\tilde{z}_t = z_t - \mu.$$

Kun asetetaan ARMA(p,q)-malliin asteluku $p = 0$, päädytään MA(q)-malliin eli liukuvan keskiarvon malliin

$$(2.17.) \quad \tilde{z}_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q}.$$

Mallia (2.17.) voidaan pitää mallin (2.13.) äärellisenä erikoistapauksena, jossa ainoastaan q ensimmäistä a_t :n viivejakauman painoa poikkeaa nolasta.

Mikäli ARMA(p,q)-mallin asteluku $q = 0$, päädytään AR(p)-malliin eli autoregressiiviseen malliin

$$(2.18.) \quad \tilde{z}_t = \phi_1 \tilde{z}_{t-1} + \phi_2 \tilde{z}_{t-2} + \dots + \phi_p \tilde{z}_{t-p} + a_t,$$

jossa muuttujan z_t tämänhetkinen arvo on ilmaistu sen omien menneiden arvojen jakautuneina viiveinä satunnaistermillä a_t lisättynä.

Ei ole vaikeata havaita, että autoregressiivinen malli on mallin (2.13.) erikoistapaus. Sijoitetaan yhtälössä (2.18.) \tilde{z}_{t-1} :n paikalle

$$(2.19.) \quad \tilde{z}_{t-1} = \phi_1 \tilde{z}_{t-2} + \phi_2 \tilde{z}_{t-3} + \dots + \phi_p \tilde{z}_{t-p-1} + a_{t-1}.$$

Kun edetään yllä esitettyllä tavalla eli käytetään viivepolynomien käänteisesitystä, päädytään äärettömään sarjaan termiä a_t , eli

$$(2.20.) \quad \tilde{z}_t = \Psi(B) a_t .$$

Lineaarinen suodin autoregressiivisen mallin tapauksessa on siis

$$(2.21.) \quad \Psi(B) \cong \phi^{-1}(B) .$$

Edellä esitetyissä malleissa oletettiin, että tarkasteltavat aikasarjat ovat stationaarisia. Näin ei kuitenkaan aina ole, vaan useimmat taloudelliset aikasarjat ovat epästationaarisia. Monesti kuitenkin epästationaarisen aikasarjan muutos (ensimmäinen differenssi) tai muutosnopeus (toinen differenssi) on stationaarinen. Epästationaariset prosessit voidaan esittää yleistetyllä autoregressiivisellä operaattorilla $\varphi(B)$, jossa yksi tai useampia karakteristisen yhtälön $\varphi(B) = 0$ juurista on yksikköympyrän kehällä. $\varphi(B)$ voidaan esittää muodossa

$$(2.22.) \quad \varphi(B) = \phi(B) (1-B)^d ,$$

jossa $\phi(B)$ on stationaarinen autoregressiivinen operaattori ja d differenssiointien lukumäärä. Malli (2.15.) voidaan esittää nyt yleisemmässä muodossa

$$(2.23.) \quad \phi(B) \tilde{z}_t = \phi(B) (1-B)^d \tilde{z}_t = \theta(B) a_t$$

eli

$$(2.24.) \quad \phi(B) w_t = \theta(B) a_t ,$$

$$\text{jossa } w_t = \nabla^d z_t \quad 1$$

Alkuperäinen epästationaarinen aikasarja z_t voidaan siis saattaa stationaariseen muotoon differensioimalla se tarpeeksi monta kertaa. Yleensä käytännössä vaadittavien differensiointien lukumäärä on yksi tai kaksi.

Mallia (2.24.) kutsutaan integroituvaksi autoregressiiviseksi liukuvan keskiarvon malliksi astelukua p , d , q eli ARIMA(p, d, q)-malliksi.²

Käytännössä aikasarjoissa esiintyy usein myös kausivaihtelua. Prosessia voidaan silloin kuvata mallilla

$$(2.25.) \quad \phi(B) \phi(B^S) \nabla^d \nabla_S^D z_t = \theta(B) \Theta(B^S) a_t .$$

$$1. \quad \nabla^d z_t = z_t - z_{t-d} = (1-B)^d z_t ,$$

$$\nabla^d \tilde{z}_t = \nabla^d z_t , \quad d \geq 1 .$$

2. ARIMA-mallilla esitetty prosessi on stationaarinen silloin, kun karakteristisen yhtälön $\phi(B) = 0$ juuret ovat yksikköympyrän ulkopuolella, ja käännettävissä, kun yhtälön $\theta(B) = 0$ juuret ovat yksikköympyrän ulkopuolella. Lyhyt selostus mallien stationaarisuudesta ja käännettävyydestä on esimerkiksi teoksessa Box - Jenkins (1976), s. 49 - 51.

Siinä s on kausivaihtelun pituus, D on kausidifferenssiointien lukumäärä, $\nabla_s^D = (1-B^s)^D$ sekä $\phi(B^s) = (1 - \phi_1 B^s - \phi_2 B^{2s} - \phi_3 B^{3s} - \dots - \phi_P B^{Ps})$ ja $\Theta(B^s) = (1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \Theta_3 B^{3s} - \dots - \Theta_Q B^{Qs})$ ovat kausivaihtelun AR- ja MA-operaattoreita, joissa P ja Q ovat vastaavien operaattoreiden astelukuja.

Toisin sanoen voidaan muodostaa oma $ARIMA(P,D,Q)_s$ -malli joka s :nnelle havainnolle ja kytkeä muodostunut kausivaihtelumalli varsinaisen $ARIMA(p,d,q)$ -malliin. Näin muodostettua mallia kutsutaan kerrannaiseksi kausivaihtelumalliksi astelukua p , d , q ja P , D , Q eli $ARIMA(p,d,q)*(P,D,Q)_s$ -malliksi.¹

2.2.1. ARIMA-mallin tulkinnasta odotustenmuodostumisprosessin kuvaamisen yhteydessä

Kun nyt on saatu muodostetuksi jonkinlainen kuva ARIMA-mallien luonteesta, on paikallaan esittää muutamia näkökohtia siitä, miten ARIMA-malleja voidaan soveltaa odotustenmuodostumisprosessien kuvaamisessa.

ARIMA-mallien rakentaminen perustuu ajatukseen, että kaikki selittävän muuttujan menneisyyteen sisältyvä tilastollinen informaatio käytetään tehokkaasti hyväksi. Näin meneteltäessä päädytään useimmiten johonkin muuttujan stokastista prosessia kuvaavaan ja diagnostiset testit läpäisseeseen malliin, jota voidaan käyttää muuttujan tulevien arvojen ennustamisessa.

1. Ks. Box - Jenkins (1976), s. 300 - 333.

Voidaan olettaa, että myös rationaalisesti toimivat taloudenpitäjät odotuksia muodostaessaan käyttävät tehokkaasti hyväksien informaation kaikista niistä tekijöistä, jotka ovat voineet vaikuttaa odotetun muuttujan kehitykseen menneisyydessä. Jos oletetaan, että edellä mainittu informaatio rajoittuu pelkästään tarkasteltavan muuttujan omaan, joltakin periodilta kvantitatiivisesti ilmaistavissa olevaan kehitykseen, taloudenpitäjien optimaaliset odotukset ovat samankaltaisia kuin kyseiseltä periodilta estimoitu ARIMA-malli.¹

Nyt voidaan nähdä luvun 2.1. odotustenmuodostumishypoteesien ja ARIMA-mallien käytön välinen ajatuksellinen ero. Luvussa 2.1. esitetyt odotusten muodostumista kuvaavat mallit on johdettu joistakin käyttäytymishypoteeseista, ja näin ollen myös mallien viiverakenne on a priori määritelty. Voidaanko näin johdettuja odotuksia pitää optimaalisina, on empiirinen kysymys ja riippuu siitä, eroavatko odotusten muodostumista kuvaava prosessi ja odotetun muuttujan stokastinen prosessi toisistaan. ARIMA-malleja käytettäessä odotuksia kuvaavan mallin viiverakenne määräytyy empiirisesti, ja odotukset ovat

1. Odotustenmuodostumista käsittelevässä kirjallisuudessa on usein tapana pitää rationaalisten taloudenpitäjien odotusten "hyvyyden" kriteerinä odotusten optimaalisuutta. Odotusten, tai ennusteiden, optimaalisuusehtoja on laajalti käsitelty kirjallisuudessa. Ks. esimerkiksi Muth (1960), Mincer (1969) ja Nerlove - Wage (1964). Tämän työn yhteydessä ei ole katsottu tarpeelliseksi käsitellä eri odotusten optimaalisuusehtoja erikseen, koska ARIMA-ennusteet ovat aina optimaalisia siinä mielessä, että ne käyttävät hyväksi kaiken muuttujan menneisyyteen sisältyvän informaation, harhattomia siinä mielessä, että ennustusvirheet ovat korreloimattomia ja tehokkaita siinä mielessä, että ne ovat pienimmän keskineliövirheen ennusteita. Ks. Kannianen - Suvanto (1977), s. 10 - 11.

siten aina optimaalisia. Estimoiduista malleista voidaan tulkita, miten optimaaliset odotukset ovat muodostuneet kussakin empiirisessä tilanteessa. Luvussa 2.3. osoitetaan, missä erikoistapauksissa edellä kuvatut lähestymistavat muodollisesti yhtyvät.

Odotustenmuodostumisprosessia kuvattaessa on ARIMA-mallien tulkinnan keskeisenä piirteenä se, miten satunnaissysäyksiä a_t tulkintaan. Eräs lähtökohta a_t :n tulkinnassa on tarkastella sitä ARIMA-ennusteiden yhteydessä. Seuraavassa esitetään yksinkertaisen esimerkin avulla satunnaissysäysten a_t ja odotusten muodostumisen välinen yhteys.

Yleensä ARIMA-ennusteet on käytännöllisintä laskea mallin differenssiyhtälömuodosta.¹ Oletetaan lähtökohdaksi ARIMA(p,d,q)-malli:

$$(2.26.) \quad \phi(B) \nabla^d z_t = \theta_0 + \theta(B) a_t ,$$

jossa θ_0 on vakio ja $\mu = 0$, joten $z_t = \tilde{z}_t$.

Mallin (2.26.) differenssiyhtälömuodosta johdettu ennustemalli on

1. Odotusarvoja laskettaessa on muistettava, että

$$\begin{aligned} E(z_{t-j}) &= z_{t-j} & j &= 0, 1, 2, \dots \\ E(z_{t+j}) &= \hat{z}_t(t+j) & j &= 1, 2, 3, \dots \\ E(a_{t-j}) &= a_{t-j} & j &= 0, 1, 2, \dots \\ E(a_{t+j}) &= 0 & j &= 1, 2, 3, \dots \end{aligned}$$

$$(2.27.) \quad E(z_{t+\ell}) = \hat{z}_t(t+\ell) = \varphi_1 E(z_{t+\ell-1}) + \dots \\ + \varphi_{p+d} E(z_{t+\ell-p-d}) + E(a_{t+\ell}) \\ - \theta_1 E(a_{t+\ell-1}) - \dots - \theta_q E(a_{t+\ell-q}),$$

jossa $\hat{z}_t(t+\ell)$ on z_t :n periodilla t laskettu ennuste, joka kohdistuu periodiin $t+\ell$, E on odotusarvo-operaattori, ℓ on ennustushorisontin eli -askeleen pituus ja $\varphi(B)$ on $\theta(B) \nabla^d$.¹

Lasketaan esimerkiksi autoregressiivisestä muodosta

$$(2.28.) \quad z_t = \varphi_1 z_{t-1} + \dots + \varphi_p z_{t-p} + a_t$$

yhden askeleen ennuste

$$(2.29.) \quad \hat{z}_t(t+1) = \varphi_1 E(z_t) + \varphi_2 E(z_{t-1}) + \dots + \varphi_p E(z_{t+1-p}) \\ + E(a_{t+1}) \\ = \varphi_1 z_t + \varphi_2 z_{t-1} + \dots + \varphi_p z_{t+1-p}.$$

Ennuste on yksinkertaisesti ehdollinen odotusarvo z_t :n menneen kehityksen suhteen eli

$$(2.30.) \quad \hat{z}_t(t+1) = E(z_{t+1} | z_t, z_{t-1}, \dots, z_{t+1-p}).$$

Kun siirretään z_t yhtälössä (2.28.) yhden askeleen eteenpäin, saadaan

1. Ks. esim. Box - Jenkins (1976), s. 126 - 132. Leskinen (1977b), s. 202 - 205.

$$(2.31.) \quad z_{t+1} = a_{t+1} + \varphi_1 z_t + \dots + \varphi_p z_{t+1-p} .$$

Vähennettäessä yhtälöstä (2.31.) yhtälö (2.29.) havaitaan, että yhden askeleen ennustusvirhe $\hat{e}_t(t+1)$ on muotoa

$$(2.32.) \quad \hat{e}_t(t+1) = z_{t+1} - \hat{z}_t(t+1) = a_{t+1} .$$

Täten stokastista prosessia liikkeellä pitävät satunnaishokit a_t voidaan tulkita yhden askeleen ennustusvirheiksi.¹

Tästä tulkinnasta päädytään kahteen mielenkiintoiseen yleistykseen:

Ensinnäkin mikäli ARIMA-malli sisältää MA-parametreja, ne yhtälön (2.27.) mukaan sisältyvät z_t :n yhden askeleen ennusteisiin. Esimerkiksi ARIMA(0,1,1)-prosessin

$$(2.33.) \quad z_t - z_{t-1} = a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

yhden askeleen ennuste² on muotoa

$$(2.34.) \quad \begin{aligned} \hat{z}_t(t+1) &= E(z_t) + E(a_{t+1}) - \theta_1(a_t) \\ &= z_t - \theta_1 a_t . \end{aligned}$$

Kun muistetaan, että a_t määriteltiin yhden askeleen ennustusvirheenä, päädytään muotoon

$$(2.35.) \quad \hat{z}_t(t+1) = z_t - \theta_1 z_t + \theta_1 \hat{z}_{t-1}(t) .$$

1. Kannianen - Suvanto (1977), s. 9 - 10; ks. myös Box - Jenkins (1976), s. 129.

2. Oletetaan edelleen, että $\mu = 0$.

Kun yhtälön (2.35.) kummaltakin puolelta vähennetään termi $\hat{z}_{t-1}(t)$ ja saatu yhtälö sievennetään, päädytään yhtälöön

$$(2.36.) \quad \hat{z}_t(t+1) - \hat{z}_{t-1}(t) = (1-\theta_1) z_t - \hat{z}_{t-1}(t) \quad ,$$

joka on identtinen adaptiivisten odotusten yhtälön (2.6.) kanssa, kun $(1-\theta_1) = b$.¹

Esimerkki voidaan yleistää koskemaan myös useampien parametrien MA-malleja, eripituisia ennustushorisontteja ja eri tavoin määriteltyjä ennusteenmuodostusajankohtia.

Keskeisenä piirteenä säilyy kuitenkin se, että MA-parametrien ollessa mukana odotukset muodostuvat adaptiivisesti, mikäli ne oletetaan samoiksi kuin ARIMA-ennusteet. Toisin sanoen ne muodostuvat soveltaen "virheistä oppimis -periaatetta" ("error learning principle"). Jos taas malli sisältää pelkästään AR-parametreja, yhtälöstä (2.29.) havaitaan, että odotukset muodostuvat puhtaasti autoregressiivisesti. ARIMA-malleista voidaan siis tulkita odotustenmuodostumisprosesseja.

Toinen yleistys sisältää ajatuksen maailman tulkinnasta autoregressiiviseksi. Tulkinnan mukaan huomisen päivän maailma muistuttaa paljolti tämän päivän maailmaa, joten menneisyyden ja nykyhetken perusteella voidaan sanoa jotakin tulevaisuudesta. Kuitenkin tapahtuu aina yllätyksiä, joihin odotuksissa ei voida varautua. Jos yllätykset eivät ole systemaattisia,

1. Box - Jenkins (1976), s. 144 - 145.

ne eivät pakota muuttamaan käsitystä tulevaisuudesta.¹ Tul-
kintaan autoregressiivisesta maailmasta palataan rationaalisis-
ten odotusten yhteydessä luvussa 3.3.

2.3. Yleisimmät odotustenmuodostumishypoteesit ja ARIMA- mallit

Edellä on jo viitattu siihen, että luvussa 2.1. käsitellyt
odotusten muodostumista kuvaavat mallit voidaan esittää
ARIMA-mallien erikoistapauksina. Luvussa 2.2.1. jo osoitet-
tiin, että yhtälön (2.6.) adaptiivisten odotusten tapauksessa
hintojen stokastinen prosessi on ARIMA(0,1,1)-prosessi. Sa-
moin havaitaan yhtälöstä (2.4.), että "random walk" -prosessi
voidaan esittää ARIMA-muodossa ARIMA(0,1,0). Yhtälöstä (2.5.)
ekstrapolatiiviset odotukset voidaan puolestaan esittää jon-
kinasteisena AR-prosessina.²

Mikäli odotetun muuttujan stokastinen prosessi esimerkiksi
adaptiivisten odotusten (2.6.) tapauksessa on jokin muu kuin
ARIMA(0,1,1)-prosessi, odotukset eivät ole optimaalisia.

Voidaan siis todeta, että ARIMA-mallien lukuisat kombinaatio-
vaihtoehdot mahdollistavat mitä monimuotoisimpien stokastis-
ten prosessien mallittamisen ja optimaalisten odotusten
kuvaamisen.

1. Kanniainen - Suvanto (1977), s. 24 - 25.

2. Mallin tarkka määrittely on hankalaa, joten tässä yhteydes-
sä on tyydytty pelkästään intuitiiviseen näkemykseen.

2.4. Muuttujan omaan menneisyyteen rajoittuvan informaation perusteella muodostetut odotukset taloutta kuvaavassa mallissa

Edellisissä luvuissa on esitetty useita tapoja, miten odotukset voidaan muodostaa muuttujan menneisyyteen rajoittuvan informaation perusteella. Jos muuttuja, jonka odotukset muodostetaan, on mallissa eksogeeninen, odotuksiin liittyvät ongelmat mallissa rajoittuvat pelkästään odotusmuuttujan viiverakenteen "oikeaan" spesifiointiin, jota jo edellä on käsitelty. Jos taas muodostetut odotukset ovat mallin endogeenisten muuttujien odotuksia, on vaara, että odotusmuuttuja käyttäytyy mallissa epäkonsistentisti mallin muun rakenteen kanssa. Tätä voidaan perustella seuraavasti:

Ajatellaan, että malli koostuu endogeenisista tilamuuttujista ja eksogeenisista muuttujista, jotka vaikuttavat talouden tilaan. Jos odotukset ovat mallissa jonkin endogeenisen muuttujan odotuksia, on loogista päätellä, että eksogeeniset muuttujat vaikuttavat endogeenisen muuttujan odotuksiin, koska ne vaikuttavat itse endogeeniseen muuttujaan. Tässä tilanteessa odotukset selittyvät vain osittain muuttujan omaan menneisyyteen sisältyvän informaation perusteella. Muodostettujen odotusten odotusvirhe sisältää satunnaisvaihtelun lisäksi myös sen osan muuttujan kehitystä, jota ei voida selittää muuttujan oman menneisyyden perusteella, mutta joka voidaan selittää otettaessa huomioon myös mallin eksogeenis-

ten muuttujien kehitys. Kuten Nelson on osoittanut, ekonometriseksi ongelmaksi muodostuu nyt se, että käytettäessä edellä määriteltyä odotusmuuttujaa esimerkiksi taloutta kuvaavan mallin redusoidussa yhtälössä selittäväenä muuttujana sen odotusvirheet voivat korreloida mallin eksogeenisten muuttujien kanssa, koska osa odotusvirheestä on selitettävissä näiden avulla. Tässä tilanteessa estimoidun, redusoidun muodon parametriestimaatit ovat epäkonsistentteja.¹

On siis tilanteita, joissa taloutta kuvaavan mallin optimaaliset, odotetun muuttujan menneisyyteen sisältyvän informaation perusteella muodostetut odotukset ovat ristiriidassa mallin muun rakenteen kanssa.²

1. Nelson (1975a), ks. myös Suvanto (1978), s. 22 - 24. Edellä esitetty kritiikki voidaan kohdistaa yleistäen odotuksiin, jotka on muodostettu rajoitetun informaation perusteella. Ks. luku 3.

2. Luvussa 3.2. osoitetaan esimerkkimallin avulla, millä ehdoilla muuttujan oman menneisyyden perusteella muodostetut endogeenisten muuttujien odotukset voivat olla konsistentteja mallin kanssa.

3. RATIONAALISET ODOTUKSET

Koska odotuksista on harvoin havaintoja, niiden puute on korvattava tekemällä oletuksia odotustenmuodostumistavasta. Kuten edellisen luvun lopussa todettiin, mallin sisältäessä endogeenisten muuttujien odotuksia ja muodostettaessa odotukset pelkästään muuttujan menneen kehityksen perusteella voidaan joutua tilanteisiin, joissa odotukset ovat epäkonsistentteja koko mallin kanssa. Näin ei tapahdu, jos odotukset ovat rationaalisia.

Tässä luvussa esitetään rationaalisten odotusten määritelmä sekä verbaalisessa että matemaattisessa muodossa ja osoitetaan esimerkin avulla, miten rationaalisten odotusten relevantti informaatio voidaan määritellä eli miten konsistentit odotukset voidaan johtaa taloutta kuvaavasta mallista.

Jotta rationaalisten odotusten johtaminen olisi mahdollista, täytyy olla etukäteistietoa taloutta kuvaavan mallin rakenteesta. Useissa empiirisissä osittaistarkasteluissa tämä ei kuitenkaan ole mahdollista. Yhtenä ratkaisuna ongelmaan

esitetään tässä luvussa rationaalisten odotusten relevantin informaation määrittelyä Grangerin kausaalisuuden määritelmää soveltaen.

Lisäksi tässä luvussa suoritetaan lyhyt katsaus rationaalisten odotusten rooliin taloustieteessä.

3.1. Rationaalisten odotusten verbaalinen ja matemaattinen määritelmä

Rationaaliset odotukset voidaan määritellä samoiksi kuin relevantin taloudellisen teorian ennusteet.¹ Määritelmän mukaan taloudenpitäjien odotukset muodostuvat perustuen kaikkeen saatavissa olevaan relevanttiin informaatioon sekä talouden rakenteesta että taloutta kuvaavien muuttujien kehityksestä. Taloudenpitäjät eivät siis "tuhlaa" informaatiota. Rationaalisten odotusten synonyymina käytetään usein käsitettä "struktuuriset odotukset", joka viittaa juuri odotusten edellä kuvattuun ominaisuuteen.

Formaalisesti rationaaliset odotukset voidaan esittää ehdollisina matemaattisina odotuksina saatavissa olevan relevantin informaation suhteen:

$$(3.1.) \quad x_t^e(t+1) = E(x_{t+1} | \Omega_t) .$$

1. Muth (1961), s. 315 - 317.

Määritelmässä $X_t^e(t+1)$ on hetkellä t muodostettu odotus muuttujan X arvosta hetkellä $t+1$, E on operaattori, joka esittää odotukset ehdollisiksi matemaattisiksi odotuksiksi, ja Ω_t on hetkellä t saatavissa oleva informaatio.¹

Määritelmästä seuraa, että muuttujan aktuaalinen ja odotettu kehitys poikkeavat toisistaan vain satunnaisen odotusvirheen (innovaation) verran, eli

$$(3.2.) \quad X_{t+1} - X_t^e(t+1) = X_{t+1} - E(X_{t+1} | \Omega_t) = u_t.$$

u_t on valkoista kohinaa eli sillä on yhtälöissä (3.3.) esitetyt ominaisuudet:

$$(3.3.) \quad \begin{aligned} E(u_t) &= 0 \\ E(u_t, u_s) &= \sigma_u^2, & t = s, \\ E(u_t, u_s) &= 0, & t \neq s. \end{aligned}$$

Odotukset, jotka täyttävät ehdot (3.3.), ovat optimaalisia, joten niiden odotusvirheiden odotusarvo $E(u_t)$ on nolla, varianssi σ_u^2 jokin vakio ja kovarianssit $E(u_t, u_s)$ nolli.² Odotusten optimaalisuus on määritelmän (yhtälöt (3.1.) - (3.3.)) mukaan rationaalisten odotusten välttämätön ominaisuus. Ehdosta seuraa, etteivät rationaaliset odotukset voi olla systemaattisesti harhaisia. Mikäli odotusvirhe noudattaisi muuta stokastista prosessia kuin valkoista kohinaa,

1. Saatavissa olevaan informaatioon sisältyvät mallin parametrit ja kaikkien eksogeenisten muuttujien mennyt kehitys. Tämä osoitetaan luvussa 3.2.

2. Ks. esim. Leskinen (1977a), s. 80.

rationaalisesti odotuksensa muodostavat taloudenpitäjät päättelisivät odotusvirheen stokastisen prosessin luonteen odotusvirheen menneen kehityksen perusteella ja sisällyttäsivät prosessin relevanttiin informaatioonsa.

Tässä tutkielmassa odotusten optimaalisuusominaisuuksilla on keskeinen asema: odotukset voidaan verbaalisesti postuloida rationaalisiksi, mutta vain niiden optimaalisuusominaisuuksien perusteella voidaan päätellä, ovatko odotukset tietyissä empiirisissä tilanteissa rationaalisia.¹ Myöhemmin tullaan osoittamaan, ettei rationaalisten odotusten optimaalisuusehdon tiukka soveltaminen kaikissa tilanteissa ole mielekäästä. Esimerkiksi talouden rakenteen muutoksen jälkeiset, systemaattisesti harhaiset odotukset eivät välttämättä ole ristiriidassa taloudenpitäjien rationaalisen käyttäytymisen kanssa, koska odotukset muodostetaan ehdollisina kunakin hetkenä saatavissa olevan informaation suhteen. Voidaankin ajatella, että talouden uusi rakenne on opittavissa vasta informaation lisääntyessä ajan kuluessa. Yleensä rationaalisia odotuksia käsittelevässä kirjallisuudessa on yksinkertaisuuden vuoksi rajoitettu tarkastelemaan asiantiloja, joissa odotukset ovat optimaalisia ja joita voidaan luonnehtia "rationaalisten odotusten tasapainotiloiksi". Rakenteen muutoksen jälkeisen periodin eli "siirtymäperiodin" systemaattisesti harhaisten odotusten tarkasteleminen tarjonnee kuitenkin empiirisesti mielenkiintoista tietoa odotustenmuodostumisprosesseista ja talouden sopeutumismekanismeista.²

1. Tähän ongelmaan palataan luvussa 5.

2. Tätä näkemystä on puoltanut esimerkiksi Carlson (1977), s. 46 - 50.

3.2. Esimerkki: rationaalisten odotusten muodostuminen kysyntä-tarjontakehikossa¹

Rationaalisten odotusten määritelmän havainnollistamiseksi tässä luvussa esitetään rationaalisten hintaodotusten muodostuminen yksinkertaisen taloutta kuvaavan mallin puitteissa. Samantyyppisen esimerkkimallin avulla esitetään ne edellytykset, joiden vallitessa odotukset endogeenisen muuttujan tulevista arvoista muodostuvat pelkästään muuttujan menneeseen kehitykseen sisältyvän informaation perusteella. Toisin sanoen tuodaan esiin ne edellytykset, joiden vallitessa informaatio talouden rakenteesta käy tarpeettomaksi.

Oletetaan aluksi, että hyödykkeen markkinoita kuvaa malli

$$(3.4.) \quad \begin{cases} D_t = -\beta p_t + y_t \\ S_t = \gamma p_{t-1}^e(t) + x_t \\ D_t = S_t \end{cases} \quad (\text{markkinoiden tasapainoehto})$$

Mallissa D_t on hyödykkeen kysytty määrä; S_t on hyödykkeen tarjottu määrä; p_t on hyödykkeen hinta; $p_{t-1}^e(t)$ on hetkellä $t-1$ muodostettu odotus hyödykkeen hinnasta hetkellä t ; y_t on eksogeeninen "kysyntähäiriö", joka voidaan tulkita joko havaituiksi muuttujiksi tai shokeiksi, joista ei ole suoraa

1. Tämä luku perustuu Nelsonin (1975b) artikkeliin. Rationaalisten odotusten muodostumista yksinkertaisessa kysyntä-tarjontakehikossa on käsitelty myös seuraavissa artikkeleissa: Muth (1961), Pashigian (1970) ja Suvanto (1978). Yleinen esitys rationaalisten odotusten muodostumisesta taloutta kuvaavassa mallissa on mm. artikkeleissa Suvanto (1978), Shiller (1978), Wallis (1977) ja Wickens (1977).

havaintoja; x_t on eksogeeninen "tarjontahäiriö" ja se voidaan tulkita samoin kuin y_t ; β ja γ ovat parametreja. Kaikkien muuttujien tulkitaan olevan poikkeamia tietyn ajanjakson keskiarvostaan.

Oletetaan, että hyödykkeen hintaa koskevat odotukset muodostuvat rationaalisesti, jolloin ne ovat ehdollisia matemaattisia odotuksia odotusten muodostamishetkellä saatavissa olevan informaation, Ω_t , suhteen:

$$(3.5.) \quad p_{t-1}^e(t) = E(p_t | \Omega_{t-1}) .$$

Oletetaan myös, että x_y ja y_t voidaan esittää riippumattomien satunnaissysäysten u_t ja v_t painotettuina keskiarvoina¹ eli

$$(3.6.) \quad x_t = u_t + \sum_{i=1}^{\infty} \psi_i u_{t-i}$$

ja

$$(3.7.) \quad y_t = v_t + \sum_{i=1}^{\infty} \pi_i v_{t-i} ,$$

jossa ψ_i ja π_i ovat painoja ja u_t ja v_t ovat valkoista kohinaa.²

x_t :n ja y_t :n matemaattiset ehdolliset odotukset hetkellä $t-1$ saatavissa olevan informaation suhteen ovat näin ollen³

1. Ks. sivu 22.

2. Vrt. yhtälö (3.3.).

3. Viimeisten innovaatioiden u_t ja v_t arvot eivät odotustenmuodostamishetkellä ole vielä t tiedossa, joten niitä korvaavat niiden odotusarvot.

$$\begin{aligned}
 (3.8.) \quad x_{t-1}^e(t) &= E(x_t | \Omega_{t-1}) \\
 &= E(x_t | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) \\
 &= \sum_{i=1}^{\infty} \psi_i u_{t-i}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (3.9.) \quad y_{t-1}^e(t) &= E(y_t | \Omega_{t-1}) \\
 &= E(y_t | v_{t-1}, v_{t-2}, \dots) \\
 &= \sum_{i=1}^{\infty} \pi_i v_{t-i} .
 \end{aligned}$$

Kun ratkaistaan mallista (3.4.) tasapainohinta

$$(3.10.) \quad p_t = -\frac{\gamma}{\beta} p_{t-1} + \frac{1}{\beta} (y_t - x_t)$$

ja otetaan muuttujien odotusarvot, päädytään sieventämisen jälkeen yhtälöön

$$(3.11.) \quad E(p_t | \Omega_{t-1}) = \frac{1}{\beta + \gamma} \left[E(y_t | \Omega_{t-1}) - E(x_t | \Omega_{t-1}) \right],$$

josta havaitaan, että rationaaliset odotukset muodostuvat eksogeenisten muuttujien x_t ja y_t ennusteiden lineaarikombinaationa. Yhtälöiden (3.8.) ja (3.9.) mukaan x_t :n ja y_t :n tulevat arvot voidaan ennustaa ehdollisina niiden oman menneisyyden suhteen, joten yhtälö (3.11.) voidaan esittää myös muodossa

$$(3.12.) \quad E(p_t | \Omega_{t-1}) = \frac{1}{\beta + \gamma} \left[\sum_{i=1}^{\infty} \pi_i v_{t-i} - \sum_{i=1}^{\infty} \psi_i u_{t-i} \right] .$$

Esimerkkimallissa rationaalisten odotusten relevantin informaation siis muodostavat yhtälön (3.12.) mukaan mallin parametrit ja eksogeenisten kysyntä- ja tarjontahäiriöiden mennyt kehitys niiden aikaisempina periodeina tapahtuneiden ennustusvirheiden eli innovaatioiden muodossa esitettynä.¹

Hintojen kehitystä kuvaava yhtälö voidaan ratkaista mallista, kun sijoitetaan tasapainohinnan yhtälöön (3.10.) rationaalisten odotusten yhtälö (3.12.) ja eksogeenisten muuttujien stokastisten prosessien yhtälöt (3.6.) ja (3.7.) sekä sievennetään saatu yhtälö:

$$(3.13.) \quad p_t = \frac{1}{\beta + \gamma} \left[\sum_{i=1}^{\infty} \pi_i v_{t-i} - \sum_{i=1}^{\infty} \psi_i u_{t-i} \right] + \frac{1}{\beta} (v_t - u_t).$$

Tästä havaitaan, että mallissa hyödykkeen hinta on kahden stokastisen prosessin kombinaatio. Satunnaissysäykset (innovaatiot) u_t ja v_t edustavat eksogeenisten muuttujien ennakoimattomuutta osaa. Niiden vaikutus hintojen stokastiseen prosessiin voidaan havaita vertaamalla toisiinsa saatua hinnan yhtälöä (3.13.) ja rationaalisia odotuksia kuvaavaa yhtälöä (3.12.). Odotettu ja aktuaalinen hinta poikkeavat toisistaan ennustusvirheen $\frac{1}{\beta}(v_t - u_t)$ verran. Koska v_t ja u_t ovat valkoista kohinaa, myös niistä koostunut hintojen odotusvirhe on valkoista kohinaa ja sen odotusarvo odotustenmuodostamishetkellä on nolla. Hyödykkeen hinta heilahtee siis vakiotasonsa ympärillä satunnaissysäysten aiheuttamalla energialla.²

1. Oletetaan, että prosessit (3.6.) ja (3.7.) ovat käännettävissä.

2. Vrt. sivut 23 ja 59. Tämä tulkinta on yhtäpitävä sen kanssa että maailma tulkitaan autoregressiiviseksi.

Mallissa rationaaliset odotukset eivät siis poikkea systemaattisesti hintojen todellisesta kehityksestä. Mikäli odotusvirheet jostakin ajankohdasta lähtien alkavat poiketa merkittävästi ja systemaattisesti nolasta, se on osoituksena markkinoiden rakenteen muutoksesta. Rakenteen muutos ilmenee taloutta kuvaavassa mallissa siten, että joko sen parametrit tai eksogeenisten muuttujien stokastiset prosessit muuttuvat toisiksi jostakin ajankohdasta lähtien. Koska kaikki odotusvirheet hetkeen $t-1$ saakka sisältyvät taloudenpitäjien relevanttiin informaatioon, nämä käyttäen tehokkaasti hyväkseen informaatiota muuttavat odotuksensa hintojen uutta stokastista prosessia vastaavaksi.

Seuraavassa jatketaan edellistä esimerkkiä ja esitetään, minälaisten edellytysten vallitessa rationaaliset odotukset voisivat muodostua pelkästään hintojen menneen kehityksen perusteella. Oletetaan, että hyödykkeen markkinoita kuvaava malli sisältää ainoastaan yhden eksogeenisen "häiriötermin", tarjontashokin x_t ,

$$(3.14.) \begin{cases} D_t = -\beta p_t \\ S_t = \gamma p_{t-1}^e(t) + x_t \\ D_t = S_t \end{cases}$$

Oletetaan edelleen, että x_t :n stokastisella prosessilla on edellä kuvatut ominaisuudet.¹

1. Ks. yhtälö (3.6.).

Ratkaistaan jälleen mallin tasapainohinnan yhtälöstä hyödykkeen hintaodotukset eli

$$(3.15.) \quad E(p_t | \Omega_{t-1}) = - \frac{1}{\beta + \gamma} E(x_t | \Omega_{t-1}) .$$

Yhtälöstä havaitaan, että odotukset ovat eksogeenisen muuttujan ennusteen lineaarikombinaatio. Koska eksogeenisen muuttujan stokastinen prosessi oletetaan tunnetuksi, voidaan yhtälö (3.15.) saattaa muotoon

$$(3.16.) \quad E(p_t | \Omega_{t-1}) = - \frac{1}{\beta + \gamma} \sum_{i=1}^{\infty} \psi_i u_{t-i} ,$$

josta voidaan päätellä, että rationaalisten odotusten relevantti informaatio sisältää mallin parametrit β ja γ sekä eksogeenisen muuttujan menneen kehityksen.

Hintojen stokastista prosessia kuvaava yhtälö saadaan ratkaistuksi käyttämällä edellä kuvattua menettelyä

$$(3.17.) \quad p_t = - \frac{1}{\beta + \gamma} \sum_{i=1}^{\infty} \psi_i u_{t-i} - \frac{1}{\beta} u_t .$$

Yhtälö (3.17.) voidaan kääntää autoregressiiviseen muotoon

$$(3.18.) \quad p_t = \sum_{i=1}^{\infty} \pi_i p_{t-i} + w_t ,$$

jossa π_i on parametrien β, γ ja ψ_i funktio sekä satunnais-termi $w_t = \frac{1}{\beta} u_t$.

Vastaavasti rationaaliset odotukset yhtälössä (3.16.) voidaan saattaa muotoon

$$(3.19.) \quad p_{t-1}^e(t) = \sum_{i=1}^{\infty} \pi_i p_{t-i},$$

jossa hintaodotukset muodostuvat pelkästään hintojen menneen kehityksen perusteella. Parametrit π_i voidaan kyllä johtaa mallin parametreista, mutta yhtä tehokkaasti ne voidaan estimoida aikasarja-analyysin keinoin hintojen menneestä kehityksestä. Esimerkki osoittaa, ettei informaatiota mallin parametreista (talouden rakenteesta) tarvita, jos mallissa esiintyy ainoastaan yksi eksogeeninen "liikuttaja".

Toisinaan käytännön tilanteissa rationaalisten odotusten "proxyina" käytetään odotetun muuttujan menneisyyden perusteella muodostettuja odotuksia silloinkin, kun taloutta kuvaavassa mallissa on useampia kuin yksi eksogeeninen "liikuttaja". "Proxyista" käytetään rationaalisten odotusten yhteydessä yleisesti termiä osittain rationaaliset eli heikosti rationaaliset odotukset.¹ Osittain rationaaliset odotukset voidaan kuvata esimerkiksi luvussa 2 esitettyinä ARIMA-malleina. Näin muodostetut odotukset ovat optimaalisia, mutta niiden odotusvirheiden varianssi on rationaalisten odotusten odotusvirheiden varianssia suurempi. Odotusvirheet, jotka sisältävät sen osan muuttujan kehityksestä, jota ei voida selittää muuttujan menneisyyden perusteella, voivat

1. Sargent (1973), Nelson (1975a).

korreloida mallin eksogeenisten muuttujien kanssa. Tämä voi johtaa mallin epäkonsistentteihin parametriestimaatteihin.^{1,2}

3.3. Rationaalisten odotusten roolista taloustieteessä

3.3.1. Taustaa

Viime aikoina rationaaliset odotukset ovat olleet vilkkaan keskustelun kohteena. Tässä luvussa suoritetaan lyhyt katsaus rationaalisisista odotuksista käytyyn keskusteluun ja esitellään muutamia rationaalisten odotusten taloustieteellisiä sovellutusalueita. Moniinkaan luvussa esitettyihin näkökohtiin ei tämän työn puitteissa enää voida palata.

Terminä rationaaliset odotukset esiintyvät ensimmäisen kerran Muthilla.³ Käsitteenä rationaaliset odotukset ovat esiintyneet jo aikaisemmin mm. tehokkaita pääomamarkkinoita käsittelevässä kirjallisuudessa.⁴ Muthin ansioksi on laskettava se, että hän laajensi käsitteen sovellutusaluetta sisältämään strukturaalisia odotuksia dynaamisissa malleissa.

Rationaaliset odotukset eivät kuitenkaan herättäneet erityistä mielenkiintoa 1960-luvulla. Ne samaistettiin usein opti-

1. Wallis (1977), s. 3 - 11, Nelson (1975a).

2. Rationaalisia odotuksia sisältävien mallien estimointi-ongelmia ja ratkaisuehdotuksia ei tässä tutkielmassa sen empiirisen ongelmanasettelun kannalta epärelevantteina käsitellä. Aihetta on käsitelty mm. seuraavissa artikkeleissa: Nelson (1975a), (1975b), McCallum (1976a), Wallis (1977) ja Wickens (1977).

3. Muth (1961).

4. Katsauksen tehokkaita pääomamarkkinoita käsittelevään kirjallisuuteen on esittänyt esim. Fama (1972).

maalisiin, tarkasteltavan muuttujan omasta menneisyydestä johdettuihin odotuksiin.¹ Kehitykseen lienee vaikuttanut se, että rationaalisten odotusten käsite ei soveltunut vallitsevaan metodologiseen ajattelutapaan ja että luvussa 2.1. esitettyjä odotustenmuodostumismenetelmiä sovellettiin yleisesti ja usein hyvällä menestyksellä empiirisissä tutkimuksissa.²

Vasta 1970-luvulla heräsi aikaista laajempi kiinnostus rationaalisia odotuksia kohtaan pääasiassa monetaristisen talouspolitiikan teorian alueella.³ Samanaikaisesti yleistyi satunnaissysäysmalli-ajattelu ekonometriassa ja havaittiin, että rationaalisten odotusten käsite soveltui hyvin uuden aikasarja-analyysin filosofiaan.⁴

Uuden aikasarja-analyysin yleistyksenä esiintyy tulkinta autoregressiivisesta maailmasta: "Tiedämme huomisen maailman olevan monessa suhteessa samankaltainen kuin tämänkin päivän maailma. Täten voimme sanoa jotakin lähitulevaisuudesta tämän päivän ja menneen kokemuksen perusteella. Kuitenkin aina tapahtuu yllätyksiä, jotka antavat meille informaatiota,

1. Nelson (1975b), s. 331. Kuvatunlainen lähestymistapa on esim. Turnovskylla (1970).

2. Lukuisista sovellutuksista voidaan mainita mm. Cagan (1956), Lucas - Rapping (1969), Friedman (1957) ja Modigliani - Sutch (1967).

3. Lyhyt katsaus rationaalisten odotusten historiaan, ks. Poole (1976), s. 463 - 467.

4. "Uuden aikasarja-analyysin" ajattelutavassa on keskeistä se, että aikasarjoja tarkastellaan stokastisten prosessien realisaatioina; ks. Teräsvirta (1977), Kannianen - Suvanto (1977), s. 3.

jonka pyrimme ottamaan huomioon, kun arvioimme jälleen seuraavan periodin asiantiloja. Kun koemme peräkkäisiä samansuuntaisia yllätyksiä riittävän monta kertaa, tämä pakottaa meitä muuttamaan käsityksemme maailmasta. On tapahtunut struktuurin muutos."¹ "Kun tarkastelun kohteena on autoregressiivinen maailma ja sen dynaamiset piirteet, maailma, jossa tulevaisuutta koskevat päätökset on tehtävä olemassa olevan informaation pohjalta ja jossa yllätyksiin on aina varauduttava, niin tarvitaan teoria, jossa dynaamiset riippuvuudet ja satunnaistermien luonne voidaan johtaa osana rationaalista käyttäytymistä, ts. on pyrittävä parhaimpiin mahdollisiin tuloksiin annetuissa rajoissa."² On helppoa havaita, että rationaalisten odotusten käsitteen sisältämä taloudenpitäjien odotustenmuodostamiskäyttäytymisen kuvaus voi olla hedelmällinen lähtökohta sitaatissa kaivatun teorian kehittämiseksi.

Keskeiseksi metodologis-teoreettiseksi puheenvuoroksi rationaalisten odotusten lähestymistavan puolesta muodostui Lucasin esittämä makroekonometristen mallien kritiikki.³ Lucasin näkemyksen selventämiseksi on aiheellista esittää lyhyt kuvaus taloutta kuvaavan ekonometrisen mallin rakentamisesta. Oletetaan, että talouden liikettä ajassa kuvaa differenssiyhtälö

$$(3.20.) \quad y_{t+1} = f(y_t, x_t, e_t) ,$$

1. Kannianen - Suvanto (1977), s. 24.

2. Kannianen - Suvanto (1977), s. 25.

3. Lucas (1976). Ks. myös Suvanto (1978), s. 11 - 16.

jossa x_t kuvaa eksogeenisiä muuttujia, y_t endogeenisiä muuttujia ja e_t on riippumaton satunnaistermi. Mallin spesifiointi tapahtuu määrittelemällä mallin eksogeeniset ja endogeeniset muuttujat ja muuttujien väliset riippuvuudet, joiden päättelyssä hyödynnetään talousteoriaa ja aikaisempia empiirisiä tuloksia. Mallin endogeenisten muuttujien eli tilamuuttujien arvot kuvaavat talouden tilaa, joka on eksogeenisten politiikkamuuttujien ja muiden eksogeenisten, talouden ulkopuolisten, muuttujien aikaansaama.

Mallin spesifioinnin jälkeen on estimoitava tuntemattomien kiinteiksi oletettujen parametrien vektori κ . Taloutta saadaan kuvaamaan malli

$$(3.21.) \quad f(y_t, x_t, e_t) = F(y_t, x_t, \kappa, e_t) ,$$

jossa funktion muoto F ja parametrivektori κ tunnetaan. Mikäli malli läpäisee normaalit tilastolliset testit, sitä voidaan pitää "hyvänä" ja se soveltuu talouspolitiikkavaihtoehtojen evaluointiin tai ennustamiseen.

Mallin käyttöön liittyy Lucasin mukaan kuitenkin keskeinen ongelma:¹ tehtäessä kiinteäparametrisella mallilla pitkän aikavälin ennusteita ennusteiden epäluotettavuus kasvaa ajan myötä, koska estimoidut parametrit kuvaavat estimointiperio-

1. Lucas (1976).

din taloudellista ilmastoja, joka pitkällä aikavälillä ei ole muuttumaton.¹

Yleensä mallia käytetään talouspolitiikan suunnittelussa siten, että oletetaan mielivaltaisen muutos jossakin eksogeenisessä politiikkamuuttujassa ja katsotaan, mitä seuraavina periodeina tapahtuu. Koska malli on kiinteäparametrinen, systeemi on riippumaton siitä, mitkä arvot politiikkamuuttujille annetaan tai mitkä politiikkamuuttujat valitaan. Kuitenkin funktio F ja parametrivektori κ on toisaalta johdettu taloudenpitäjien käyttäytymissäännöistä, jotka sisältyvät esim. kysyntä- ja tarjontafunktioihin. Näitä käyttäytymissääntöjä teoreettisesti johdettaessa on oletettu, että taloudenpitäjät käyttäytyvät rationaalisesti eli pyrkivät "parhaaseen mahdolliseen tulokseen" annettujen rajoitusten puitteissa. Myös tulevaisuutta koskevan päätöksenteon ollessa kyseessä on realistista ajatella, että taloudenpitäjillä on jonkinasteista informaatiota esimerkiksi talouspolitiikan muutosten sisällöstä ja että he ottavat sen huomioon tulevaisuutta koskevassa päätöksenteossään. Täten saattaa esiintyä tilanteita, joissa taloudenpitäjien talousteoreettisesti perusteltu käyttäytymistapa ja historiallisesta aineistosta estimoitu käyttäytymistapa ovat keskenään loogisesti riistiriitaisia.

Lucas ehdottaa vaihtoehtoiseksi lähestymistavaksi mallia, jossa parametrit muuttuvat harjoitetun talouspolitiikan

1. Adaptiivisissa malleissa parametrien sopeutuminen ajassa on mahdollista, mutta ennusteet ovat usein pitkällä aikavälillä systemaattisesti harhaisia, ks. esim. Lucas (1976), s. 23 - 24; ks. myös Cooley - Prescott (1973).

mukana, ja olettaa, että politiikkamuuttujat ovat talouden tämän hetken tilan funktioita eli

$$(3.22.) \quad x_t = G(y_t, \lambda, \eta_t) .$$

λ on kiinteitten talouspolitiikan reaktioparametrien ja η_t on häiriötermien vektori. Talouden tila periodina $t+1$ voidaan esittää nyt seuraavasti:

$$(3.2.3) \quad y_{t+1} = F(y_t, x_t, \kappa(\lambda), e_t) .$$

Havaitaan, että mallin parametrit muuttuvat nyt systemaattisesti harjoitetun talouspolitiikan (ja muiden "shokkien") mukana. Ekonometriseksi ongelmaksi muodostuu tässä yhteydessä funktion $\kappa(\lambda)$ identifioiminen ja estimoiminen. Funktio $\kappa(\lambda)$ kuvaa taloudenpitäjien reagointia talouspolitiikan (esimerkiksi parametrien λ) muutoksiin. Reaktion luonteeseen vaikuttaa keskeisesti se, tuleeko politiikan muutos taloudenpitäjille yllätyksenä vai ei ja minkä kaltainen on taloudenpitäjien oppimismekanismi.¹

3.3.2. Rationaalisten odotusten sovellutuksista

Aikaisemmin on jo viitattu siihen, että tehokkaita pääomamarkkinoita tarkastelevassa kirjallisuudessa rationaalisten odotusten käsitteen sisältämä ajatus informaation tehokkaasta

1. Lucas (1976), s. 24 - 25, 39 - 42. Ks. myös Kydland - Prescott (1977).

hyväksikäytöstä oli tuttu jo ennen Muthin esittämää rationaalisten odotusten käsitteen täsmentämistä. Tehokkaille pääomamarkkinoille on pitkälti luonteenomaista se, että ne vastaavat täydellisen kilpailun tapausta. Rationaalisten odotusten kannalta on relevanttia se tehokkaiden pääomamarkkinoiden hypoteesi, jonka mukaan kaikki arvopapereiden tulevia hintoja koskeva informaatio sisältyy niiden tämän päivän hintaan. Formaalisesti hypoteesi voidaan esittää muodossa¹

$$(3.24.) \quad E(p_t | p_{t-1}) = p_{t-1} \quad ,$$

jossa p_t kuvaa arvopapereiden hintaa hetkellä t . Arvopapereiden hintojen muutokset noudattavat siis "random-walk"-prosessia:

$$(3.25.) \quad \begin{cases} p_t = E(p_t | p_{t-1}) + u_t \\ p_t = p_{t-1} + u_t \end{cases} \quad ,$$

jossa u_t on jäännöstermi.

Arvopapereiden hintojen muutoksen "random-walk"-hypoteesin lisäksi rationaalisten odotusten ajatusta on sovellettu mm. obligaatioiden korkorakennetarkastelujen yhteydessä.² Lisäksi aivan viime aikoina on rationaalisten odotusten käsitettä sovellettu vaihtokursseja käsittelevässä kirjallisuudessa.³

1. Ks. luku 2.1.1.; katsauksen tehokkaiden pääomamarkkinoiden "random-walk"-malleihin on esittänyt Fama (1972).

2. Mm. Modigliani - Shiller (1973), Echols - Elliot (1976).

3. Sovellutuksista mainittakoon mm. Calvo - Rodríguez (1977), Dornbusch (1976), Mathienson (1978), MacCallum (1977c), Parkin (1977).

Rationaalisten odotusten sovellutusten laajin ja kiistanalaisin alue on kuitenkin monetaristisen talouspolitiikan teorian alue, joka rationaalisten odotusten tapauksessa yhdistetään lähinnä Lucasin, Sargentin ja Wallacen nimiin.¹

Rationaalisia odotuksia sovellettiin alussa lähinnä luonnollisen työttömyysasteen hypoteesin testaamiseen.² Luonnollisen työttömyysasteen hypoteesin esittivät toisistaan riippumatta Friedman ja Phelps.³ Friedmanin työvoimamarkkinoiden analyysissä (1968) oletettiin, että työvoiman kysyntä ja tarjonta riippuvat reaali-palkasta ja että työvoima- ja hyödykemarkkinoilla vallitsee täydellinen kilpailu. Koska työnantajat arvioivat nimellispalkan käypinä tuotoksen hintoina ja työntekijät odotettuina keskimääräisinä kulutushintoina, työllisyys voi lisääntyä ainoastaan niin kauan kuin työntekijöiden inflaatio-odotukset ovat todellista inflaatiota alhaisemmat. Tässä tilanteessa on samanaikaisesti mahdollista sekä vallit-

1. Rationaalisten odotusten asemesta monetaristisen talouspolitiikan kentässä, ks. esim. Nobay - Johnson (1977), s. 477. Kirjallisuudesta mainittakoon mm. Barro (1976a), (1976b), (1977), McCallum (1977a), Lucas (1973), (1975), (1976), Phelps - Taylor (1977), Sargent (1973), (1976), Sargent - Wallace (1975a), (1975b), (1976), Walters (1971).

2. Luonnollisen työttömyysasteen testit ovat testanneet lähinnä sitä, onko esim. Phillips-käyrän

$$p_t = \alpha p_t^e + f(U_t - U^N)$$

(U_t on työttömyysaste hetkellä t , U^N on periodin luonnollisen työttömyyden aste ja p_t^e kuvaa hetkelle t odotettua inflaatiota) odotusten kerroinestimaatti $\alpha = 1$. Kun $\alpha = 1$, niin tilanteessa, jossa $U_t \neq U^N$, myös $p_t \neq p_t^e$. Ks. Gordon (1976).

Luonnollisen työttömyysasteen testeistä on mm. seuraavissa artikkeleissa: Lucas (1973), Sargent (1973), Sargent & Wallace (1976) ja McCallum (1976b).

3. Ks. Friedman (1968 ja Phelps (1967)).

seva alempi reaali-palkkataso, joka lisää yrityksen halukkuutta palkata lisätyövoimaa, että odotettu korkeampi reaali-palkkataso, joka lisää työvoiman tarjontaa. Tasapainotilanteessa odotettu ja aktuaalinen hintataso on sama; tässä tilanteessa ainoastaan yksi työllisyyden ja tuotoksen taso on mahdollinen. Tasapainotilanteeseen liittyvää työttömyysastetta Friedman nimitti luonnolliseksi työttömyysasteeksi.

Friedmanin mukaan pitkällä aikavälillä saavutetaan aina työvoima- ja hyödykemarkkinoiden samanaikainen tasapaino eli pitkän aikavälin Phillips-käyrä on vertikaalinen. Lyhyen aikavälin Phillips-käyrän ei-vertikaalisuus johtuu Friedmanin mukaan inflaatio-odotusvirheistä. Friedmanin mallin kuvaamassa taloudessa rahan tarjonnan muutoksilla ei voida saada aikaan muita kuin lyhytaikaisia muutoksia työttömyysasteessa tai, kun yleistetään, talouden aktiviteetissa.

Rationaalisten odotusten käsite tarjosi selitysmahdollisuuden sille mekanismille, jonka johdosta pitkän aikavälin Phillips-käyrä muodostui vertikaaliseksi. Voitiinpa edetä vielä pitemmälle: rationaalisten odotusten tapauksessa Phillips-käyrä on vertikaalinen myös lyhyellä aikavälillä, koska rationaalisten odotusten oletus sulkee pois useiden peräkkäisten samanmerkkisten odotusvirheiden esiintymismahdollisuuden. Monetaristien rationaalisia odotuksia sisältävissä talouspolitiikkamalleissa raha on neutraalia siis myös lyhyellä aikavälillä.

Monetaristisen talouspolitiikan teorian keskeisenä loppupäätelmänä rationaalisten odotusten vallitessa on se, että rahatarjonnan muutoksilla voidaan vaikuttaa talouden aktiviteettiin vain silloin, kun rahan tarjonnan muutokset tehdään yllättäen. Aktiviteetin muutokset ovat kuitenkin lyhytaikaisia, koska yleisö oppii systemaattisten odotusvirheiden kautta saamansa informaation avulla uuden talouspolitiikan säännön. Talouspolitiikka, jossa harjoitetaan yllättäviä rahan tarjonnan muutoksia, aiheuttaa yleisön tulevaisuutta koskevan epävarmuuden lisääntymistä vaikeuttaen tulevaisuutta koskevaa päätöksentekoa ja lisäten näin talouden aktiviteetin heilahteluja. Tästä syystä rationaalisia odotuksia malleissaan käyttävät monetaristit suosittelevat talouspoliittisille viranomaisille pysyvän, ja siis yleisön tiedossa olevan, rahapolitiikan säännön noudattamista aktiivisen "keynesiläisen" suhdannepolitiikan harjoittamisen asemesta.¹

3.3.3. Arviointia rationaalisten odotusten soveltuvuudesta kokonaistaloudellisissa malleissa

Rationaalisia odotuksia käyttävä monetaristisen talouspolitiikan teoria on joutunut voimakkaan kritiikin kohteeksi lähinnä juuri edellä esitettyjen kärjistyneiden lopputulemiensa vuoksi.² Kriitikot ovat kysyneet monetaristien makro-

1. Esimerkkinä "äärimmilleen viedystä" monetaristisesta näkemyksestä mainittakoon Sargent - Wallace (1975a), (1975b).

2. Ks. esim. Modigliani (1977).

mallien takana olevan hyödyke- ja/tai työvoimamarkkinoiden vapaan kilpailun oletuksen mielekkyyttä. Heidän mielestään sopeutumismekanismit koko kansantalouden tasolla poikkeavat merkittävästi esimerkiksi tehokkaiden pääomamarkkinoiden sopeutumismekanismeista. Koko kansantaloudessa hintojen ja määrien sopeutuminen taloudessa tapahtuviin muutoksiin ei ole välitöntä mm. eripituisten sopimusperiodien, korkeiden sopeutumiskustannusten ja joidenkin teknologisten prosessien hitaan sopeutumisen vuoksi. Myös täydellisen informaation mahdollisuus on asetettu kyseenalaiseksi.¹

Rationaaliset odotukset ovat leimautuneet yleisessä taloustieteellisessä keskustelussa monetaristien työvälineeksi. Voitaneen kuitenkin sanoa, että rationaalisten odotusten käsitettä ei ole syytä automaattisesti liittää monetaristiseen ajattelutapaan.² Toisaalta on kuitenkin huomattava, että rationaalisia odotuksia sisältävissä malleissa on ilmeisesti tehtävä jonkinasteinen pitkän aikavälin rahan neutraalisuus-oletus.³

Tulkinta autoregressiivisesta maailmasta antanee hedelmällisen lähtökohdan uudenglaisille makrotalouden tulkinnoille: taloutta kuvaavien mallien endogeeniset muuttujat määräytyvät talousyksiköiden päätösten perusteella, jotka tehdään saatavissa olevan informaation pohjalta pyrkimyksenä jonkin

1. Ks. esim. Shiller (1978), s. 35 - 37.

2. Ks. Modigliani (1977), s. 5.

3. Pitkä aikaväli voitaneen tässä yhteydessä määritellä siksi ajaksi, jonka kuluessa odotukset sopeutuvat.

tavoitefunktion maksimointi annettujen rajoitusten puitteis-
sa. Taloudenpitäjät tekevät kuitenkin odotusvirheitä, koska
kaikkia eksogeenisiä shokkeja ei voida ennustaa muuttujien
menneen kehityksen perusteella etukäteen. Taloudenpitäjät
pyrkivät "oppimisen" ja shokkien luonteen analysoinnin kautta
eliminoimaan eksogeenisten muuttujien aiheuttamia häiriö-
tiloja.¹ Taloutta kuvaavan mallin virhetermit eli odotus-
virheet käsitetään vallitsevasta ekonometrisesta ajattelu-
tavasta poiketen tavallaan mallin "aktiiviseksi" sisäsyntyi-
siksi liikuttajiksi, joista mallin dynamiikka syntyy.²

Edellä kuvatusta kehikosta voidaan johtaa muitakin johtopää-
töksiä kuin vain äärimmäisen monetaristisia. Poole on tarkas-
tellut taloutta, jossa talousyksiköt sopeutumiskustannusten
pientämiseksi solmivat eripituisia palkka- ja hintasopimuk-
sia.³ Tällaisessa taloutta kuvaavassa mallissa voidaan suh-
dannevaihteluita selittää mallin sisäisen dynamiikan avulla:
sopimuksia tekemällä talousyksiköt pyrkivät maksimoimaan ta-
voitefunktioitaan olemassa olevien rajoitusten puitteissa ja
ottaen huomioon myös tulevaisuutta koskevat odotuksensa.⁴
Sopimusperiodilla saattaa kuitenkin esiintyä muutoksia, joihin

1. Shokkien voidaan ajatella ilmentävän useiden tekijöiden yhteisvaikutusta.

2. Suvanto (1978).

3. Poole (1976). Lisäksi voidaan mainita Lucas (1975), jossa käsitellään talouden suhdannevaihtelujen mahdollisuuksia epätäydellisen informaation vallitessa, Barro (1976a), jossa käsitellään indeksiehdon vaikutusta rationaalisten odotusten mallissa ja Fischer (1977), jossa käsitellään pitkäaikaisten sopimusten vaikutusta "aktiivisen" rahapolitiikan harjoittamisen mahdollisuuksiin.

4. Asiaa on "mikrotasolla" käsitellyt esim. Brock (1972).

talousyksiköt eivät pysty sopimusten rajoittaessa vastaamaan ja joiden takia talousyksiköiden odotusvirheet muodostuvat systemaattisiksi. Uuden sopimusperiodin alkaessa talousyksiköt voivat korjata virheellisiin odotuksiin perustuvat sopimuksensa.

Tällaisessa taloudessa "keynesiläisen" suhdannepolitiikan harjoittaminen on tuloksellista. Pitkällä aikavälillä sama politiikan sääntö menettää kuitenkin tehonsa talousyksiköiden opittua säännön ja sopeutettua käyttäytymisensä siihen omalta kannaltaan optimaaliseksi.

3.4. Rationaaliset odotukset ja relevantti informaatio

3.4.1. Relevantin informaation määrittelyn ongelmasta

Rationaalisten odotusten mallien teoreettisen johtamisen ja empiirisen soveltamisen kriittiseksi kohdaksi muodostuu usein se, miten taloudenpitäjien relevantti informaatio määritellään. Muthin rationaalisten odotusten määritelmää sovellettaessa päädytään oletamaan, että taloudenpitäjät tuntevat taloutta kuvaavan mallin kaikki parametrit, eksogeenisten muuttujien menneen kehityksen ja muuttujien väliset riippuvuudet. Taloudenpitäjien rationaaliset odotukset ovat samoja kuin taloutta kuvaavalla mallilla tuotetut optimaaliset ennusteet. Rationaaliset odotukset muodostuvat siis struktuurallisesti eli koko talouden rakenteen perusteella.

Keskeiseksi relevantin informaation määrittelyssä muodostuu se, millaiseksi taloutta kuvaava malli käsitetään. Rationaalisiin odotuksiin kriittisesti suhtautuvassa kirjallisuudessa on kysytty, onko kadun miehen mahdollista mielessään hahmottaa kokonaismalli taloudesta, jossa hän elää, kun ekonomistit useissa tapauksissa vasta kehrittelevät sitä.¹

Voidaan kuitenkin ajatella, että taloudenpitäjät odotuksia muodostaessaan käyttäytyvät ikään kuin he tuntisivat taloutta kuvaavan mallin. Luontevaa lienee ajatella, että taloudenpitäjät pyrkivät, ja pystyvät, seuraamaan ja ennustamaan omien tavoitteidensa kannalta keskeisten muuttujien kehitystä. Esimerkiksi ne kotitaloudet, joiden tulot muodostuvat lähinnä palkoista, seuraavat palkkojen ja keskeisten kulutushyödykkeiden hintojen kehitystä. Käytännössä rationaalisten odotusten käsitteen soveltaminen onnistunee luontevimmin johtamalla odotukset yksinkertaisten empiirisesti todettujen ja teoreettisesti perusteltujen riippuvuuksien avulla.

Toistaiseksi kirjallisuudessa on kuitenkin puututtu vain vähän niihin ongelmiin, jotka liittyvät rationaalisten odotusten relevantin informaation määrittelyyn. Ongelmia liittyy esimerkiksi siihen, miten odotusten rationaalisuuden perusteluna käytetystä taloudenpitäjien mikrotason intertemporaalisesta optimointikäyttäytymisestä, johon liittyy odotuksia

1. Ks. esim. Shiller (1978), s. 33 - 41.

tulevista asiantiloista, voidaan aggregoida makrotason odotustenmuodostamiskäyttäytyminen.

3.4.2. Relevantti informaatio määriteltynä Grangerin kausaalisuuden määritelmän mukaan

Kun luvussa 3.4.1. hahmoteltiin relevantin informaation määrittelyyn liittyviä ongelmia, esitellään tässä luvussa eräs tapa määritellä relevantti informaatio lähtemällä liikkeelle Grangerin kausaalisuuden määritelmästä.¹ Sopivan lähtökohdan tässä yhteydessä muodostaa Feigen ja Pearcen tutkimus, jossa pyritään selvittämään, mitä informaatiota "taloudellisesti rationaalisten" inflaatio-odotusten relevanttiin informaatioon sisältyy USA:n tapauksessa otosajanjaksona 1953 - 1971.²

Feigen ja Pearcen esittämä taloudellisesti rationaalisten odotusten käsite sijoittuu odotustenmuodostumisprosessien kuvauksena jonnekin muuttujan omaan menneisyyteen perustuvien ja strukturaalisten menetelmien kuvausten välimaastoon. Keskeisenä esiintyy Feigen ja Pearcen tutkimuksessa ajatus, jonka mukaan odotustenmuodostumisprosessien tarkastelussa täytyisi ottaa huomioon myös informaation hankinnasta aiheutuneet kustannukset: taloudellisesti rationaalinen taloudenpitäjä arvioi sekä ennustettavan muuttujan virheellisesti

1. Granger (1969).

2. Feige - Pearce (1976).

ennustetusta kehityksestä aiheutuneet kustannukset että ennusteen perustana olevan informaation hankintakustannukset.¹

Feige ja Pearce tekevät kolme oletusta saattaakseen perusväittämiensä formaaliseen testattavaan muotoon:²

1. Inflaation väärin ennustamisesta aiheutuneet kustannukset voidaan esittää kvadraattisella tappiofunktiolla

$$(3.26.) \quad C = k(p_t - p_{t-1}^e(t))^2,$$

jossa C on inflaation väärin ennustamisesta aiheutuneet kustannukset, p_t on hintojen muutos hetkellä t , $p_{t-1}^e(t)$ on hetkellä $t-1$ odotettu hintojen muutos hetkelle t ja k on parametri.³

1. Feige ja Pearce näkevät strukturaalisten ennustusmenetelmien mahdollisuudet liian rajallisina. Edellä kuvattu käyttäytymisen voidaan sisällyttää myös strukturaalisiin rationaalisten odotusten malleihin. Kritiikkiä keskeisempää on Feigen ja Pearcen esityksessä heidän ehdotuksensa relevantin informaation määrittelyksi.

2. Feige - Pearce (1976), s. 500 - 503, 508 - 509.

3. Inflaation virheellisen ennustamisen kokonaiskustannukset (TC) voidaan johtaa olettamalla, että odotusvirheen neliö on käytetyn informaation funktio eli

$$(p_t - p_{t-1}^e(t))^2 = f(I_1, \dots, I_m), \quad f' > 0, \quad f'' < 0,$$

jossa I_i = i :s tyyppinen informaatio, joka on saatavissa hintaan c_i . Inflaation virhearvioinnin kokonaiskustannukset voidaan esittää muodossa

$$TC = k(p_t - p_{t-1}^e(t))^2 + \sum_{i=1}^m c_i I_i = k \cdot f(I_1, \dots, I_m) + \sum_{i=1}^m c_i I_i;$$

ks. Feige - Pearce (1976), s. 502 - 503.

2. Muuttujan omasta menneisyydestä eli menneestä inflaatiokehityksestä saatavilla oleva informaatio on suhteellisesti muita informaatiotyyppisiä halvempaa, joten se käytetään ensimmäisenä tehokkaasti hyväksi.
3. Välttämätön ehto sille, että taloudenpitäjä hyödyntää muista muuttujista saatavilla olevaa informaatiota, on se, että lisäinformaation avulla voidaan parantaa inflaation oman menneisyyden perusteella muodostettua ennustetta. Muuttujaa, jolla on edellä kuvattu ominaisuus, Feige ja Pearce kutsuvat johtavaksi indikaattoriksi. Jotta jokin muuttuja voisi toimia johtavana indikaattorina ollessaan mukana ennusteessa, ennustusvirheen varianssin on oltava pienempi kuin puhtaasti omasta menneisyydestä muodostetun ennusteen varianssi eli formaalisesti

$$(3.27.) \quad \sigma^2(p|\bar{p}, \bar{x}) < \sigma^2(p|\bar{p}) ,$$

jossa $\sigma^2(p|\bar{p}, \bar{x})$ on inflaatioennusteen minimiennustusvirhevarienssi, kun ennuste on perustunut sekä inflaation menneeseen kehitykseen (\bar{p}) että johtavan indikaattorin menneeseen kehitykseen (\bar{x}), ja $\sigma^2(p|\bar{p})$ on vastaavasti inflaatioennusteen minimiennustusvirhevarienssi, kun ennustettaessa on käytetty tehokkaasti informaatiota inflaation menneestä kehityksestä.¹

1. Taloudellisesti rationaalisen taloudenpitäjän tapauksessa ehto (3.27.) ei ole vielä riittävä (ks. alaviitta s. 64). Lisäksi täytyisi vielä huomioida muuttujasta x saatavissa olevan informaation hankintakustannukset. Koska informaatiokustannusten mittaaminen aiheuttaa monia ongelmia, Feige ja Pearce rajoittuvat pelkästään välttämättömän ehdon voimassaolon tarkasteluun.

Ehto (3.27.) voidaan saattaa samaan muotoon kuin Grangerin kausaalisuuden määritelmä.¹ Grangerin kausaalisuuden määritelmä voidaan esittää seuraavassa yleisessä muodossa, jossa \bar{U} on kaikki maailmankaikkeudessa oleva mahdollinen informaatio ennustushetkeä edeltävään periodiin $t-1$ saakka ja $\overline{U-\bar{Y}}$ on kaikki mahdollinen informaatio lukuun ottamatta \bar{Y} :tä hetkeen $t-1$ saakka. \bar{Y} kuvaa muuttujan Y_t kehitystä hetkeen $t-1$ saakka. (Vastaavasti määritellään $\overline{U-X}$ ja \bar{X} .)

(i) Jos $\sigma^2(X|\bar{U}) < \sigma^2(X|\overline{U-\bar{Y}})$, niin Y_t on X_t :n syy
eli $Y_t \Rightarrow X_t$.

(ii) Jos $\sigma^2(Y|\bar{U}) < \sigma^2(Y|\overline{U-\bar{X}})$, niin X_t on Y_t :n syy
eli $X_t \Rightarrow Y_t$.

Toisin sanoen esimerkiksi tapauksessa (i) Y_t on X_t :n syy, mikäli X_t voidaan ennustaa paremmin käyttämällä kaikki mahdollinen informaatio kuin käyttämällä kaikki mahdollinen informaatio lukuun ottamatta Y_t :tä.

(iii) Jos $\sigma^2(X|\bar{U}) < \sigma^2(X|\overline{U-\bar{Y}})$ ja
 $\sigma^2(Y|\bar{U}) < \sigma^2(Y|\overline{U-\bar{Y}})$,

niin muuttujien X_t ja Y_t välillä vallitsee kaksisuuntainen kausaalisuus eli $X_t \Leftrightarrow Y_t$.

1. Granger (1969), s. 528 - 529.

- (iv) Jos $\sigma^2(X|\bar{U}, \bar{Y}) < \sigma^2(X|\bar{U})$ (jossa \bar{Y} on muuttujan Y_t arvot hetkeen t saakka), niin X_t :n ja Y_t :n välillä vallitsee välitön kausaalisuus siten, että $Y_t \Rightarrow X_t$. Toisin sanoen X_t :n tämän hetken arvo voidaan paremmin ennustaa, kun ennustuksessa on mukana Y_t :n tämän hetken arvo kuin ilman sitä.¹

Voidaan havaita, että mikäli määritellään esimerkiksi siten, että $X = p$, $\{\bar{U}\} = \{\bar{p}, \bar{x}\}$ ja $\{\bar{U}-\bar{Y}\} = \{\bar{p}\}$, ehto (3.27.) vastaa Grangerin kausaalisuuden määritelmää (i).

Nyt relevantti informaatio voidaan määritellä empiirisesti kausaalisuustestin avulla. Testi on pääpiirteissään seuraava:²

Muodostetaan inflaation kehitystä kuvaamaan ARIMA-malli, jossa siis kaikki mahdollinen informaatio inflaation kehityksestä on käytetty hyväksi. Mallin residuaalisarjaa u_t voidaan pitää sinä osana inflaatiota, jota ei pystytä selittämään sen menneen kehityksen perusteella. u_t kuvaa siis inflaatiokehityksen innovaatioita ja sitä nimitetään mallitekniillisessä mielessä esivalkaistuksi sarjaksi. Myös johtavan indikaattorin aikasarjaksi valittu x_t mallitetaan ja lasketaan sarjan residuaalit eli johtavan indikaattorin esivalkaistusta sarja (v_t) .³

1. Kausaalisuuden luokittelusta ks. esim. Pierce - Haugh (1977), s. 267 - 269.

2. Teoreettisesti perusteltu ja tarkempi esitys on artikkelista Pierce - Haugh (1977).

3. Feige - Pearce (1976), s. 509.

Jotta x_t olisi inflaatiokehityksen johtava indikaattori, mikä siis tarkoittaa sitä, että se parantaa inflaation ARIMA-mallilla saatuja ennusteita, pitäisi sen innovaatioiden korreloida inflaation innovaatioiden kanssa jollakin ei-negatiivisella viiveellä.¹

Muuttujien kausaalisuuden selvittämiseksi lasketaan esivalkaistujen sarjojen ristikorrelaatiofunktio. Esivalkaistujen sarjojen ristikorrelaatioiden ja Grangerin kausaalisuuden määritelmien välillä voidaan osoittaa olevan seuraavanlainen riippuvuus:

Jos $\rho_{u,v}(k) \neq 0$ joillakin $k > 0$, niin $x \Rightarrow p$.

Jos $\rho_{u,v}(k) \neq 0$ joillakin $k < 0$, niin $p \Rightarrow x$.

Jos $\rho_{u,v}(k) \neq 0$ joillakin $k > 0$ ja $k < 0$,
niin $x \Leftrightarrow p$.

Jos $\rho_{u,v}(k) = 0$ kaikille k , muuttujat x ja p ovat riippumattomia toisistaan.

Jos $\rho_{u,v}(k) \neq 0$ kun $k = 0$, niin muuttujien välillä vallitsee välitön kausaalisuus.²

Määritelmässä $\rho_{u,v}(k)$ on esivalkaistujen sarjojen u_t ja v_t ristikorrelaatio viiveellä k ($k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$).

1. Syy, miksei esivalkaistua inflaationsarjaa ja johtavan indikaattorin sarjaa x_t voida suoraan verrata toisiinsa, on x_t -sarjan mahdollinen autokorreloituneisuus, joka voi aiheuttaa harhaanjohtavia tuloksia ristikorrelaatiofunktiossa.

2. Tarkempi esitys erilaisten kausaalisuusvaihtoehtojen ja ristikorrelaatiofunktion muodosta on Pierce - Haugh (1977), s. 276.

Kausaalisuustestin perusteella Feige ja Pearce päätyivät lopputulokseen, että inflaatiovauhdin ja finanssi- ja rahapolitiikkaa kuvaavien, johtaviksi indikaattoreiksi valittujen muuttujien välillä vallitsi korkeintaan heikko kausaalisuus. Feige ja Pearce päättelivät, että taloudellisesti rationaalisten inflaatio-odotusten relevantti informaatio muodostuu pelkästään muuttujan omasta menneisyydestä USA:ssa otosperiodina 1953 - 1971.^{1,2}

Grangerin kausaalisuuden määritelmän soveltaminen edellä kuvatulla tavalla on rationaalisten odotusten relevantin informaation määrittelyssä empiirisesti joustavaa: mikäli jokin muuttuja osoittautuu odotetun muuttujan johtavaksi indikaattoriksi, voidaan saadun informaation perusteella mallittaa muuttujien välinen kausaalisuhde esimerkiksi siirtofunktio-kohinamallilla.³ Mallin avulla voidaan odotukset esittää johtavan indikaattorin ja kyseisen muuttujan menneisyyteen sisältyvän informaation avulla.

Odotusten muodostumisen tutkimisen yhteydessä kausaalisuustestiä voidaan soveltaa mielenkiintoiseen lisäongelmaan.

Testin avulla voidaan hakea vastausta kysymykseen, aiheutuvatko esimerkiksi inflaatio-odotukset inflaatiosta vai vaikuttaako toteutunut inflaatio odotuksiin.⁴

1. Feige - Pearce (1976), s. 508 - 520.

2. Samankaltaisen kausaalisuustestin Suomen aineistolla rahavarannon ja taloudellisen aktiviteetin välillä on suoritettu artikkelissa Kannianen - Lilleberg - Suvanto (1977).

3. Ks. luku 2.2.

4. Testin suorittamisen edellytyksenä on luonnollisesti se, ettei inflaatio-odotuksia kuvaavaa sarjaa ole konstruoitu hintojen menneen kehityksen perusteella.

Menettelyä kohtaan voidaan kuitenkin esittää kritiikkiä: Ensinnäkin relevantti informaatio rajoittuu odotusten määrittelyssä, ainakin kerrallaan, kahteen muuttujaan. Kokonaistaloudellisia riippuvuuksia ajateltaessa lähestymistapaa voidaan pitää rajoitettuna.

Lisäksi kausaalisuustestin soveltamisessa on otettava huomioon kaksi seikkaa, jotka voivat johtaa virheellisiin tuloksiin. Ensinnäkin tarkasteltavien muuttujien välille voidaan saada näennäinen kausaalisuussuhde, joka itse asiassa on kolmannen, ulkopuolisen tekijän vaikutusta. Toiseksi aineiston diskreettisuuden vuoksi tulokseksi saatu samanlainen kausaalisuus voi aiheutua siitä, että tarkasteltavat muuttujat reagoivat toistensa muutoksiin lyhyemmällä viiveellä kuin aineiston havaintoväli.

4. TALOUDEN RAKENTEEN MUUTOS, OPPIMINEN JA ODOTUKSET

4.1. Odotusten optimaalisuus -vaatimuksen kritiikkiä

Luvussa 3.1. esitetyn rationaalisten odotusten määritelmän mukaan rationaaliset odotukset ovat ehdollisia, optimaalisia odotuksia saatavissa olevan relevantin informaation suhteen. Odotusten optimaalisuus edellyttää, että odotusvirheet ovat riippumattomia toisistaan ja että niiden odotusarvo on nolla.

Odotusten optimaalisuuden vaatimus voi johtaa kuitenkin liian suppeisiin tulkintoihin. Optimaalisuusoletusta voidaan kritisoida ainakin seuraavista syistä:

Carlson on esittänyt, että mikäli optimaalisuuden oletuksesta pidetään aina kiinni, saadaan "liian hyviä" odotussarjoja ja vaarana on, että sarjat tulevat epärealistisiksi. Hänen mukaansa muodostettaessa esimerkiksi Boxin ja Jenkinsin menetelmällä odotussarjoja ei prosessia mallitettaessa tukeuduta mihinkään talousteoriaan. Lisäksi on muistettava, että optimaaliseksi odotussarjaksi valittu sarja saattaa olla pitkien etsintöjen ja kokeilujen tulos. Voidaan epäilevästi kysyä, kuvaako estimoitu sarja todella markkinoilla vallitsevia odotuksia.¹

1. Carlson (1977), s. 46 - 51.

Talouden rakenne voi muuttua ajassa esimerkiksi siten, että eksogeenisissa tekijöissä tapahtuu voimakkaita muutoksia tai keskeisten endogeenisten ja/tai eksogeenisten muuttujien väliset suhteet muuttuvat. Odotukset, jotka on muodostettu ehdollisina talouden menneestä kehityksestä saatavissa olevan informaation suhteen, voivat rakenteen muutoksen jälkeen olla systemaattisesti harhaisia. Talouden rakenteen muutoksen myötä myös informaatio, joka on aikaisemmin koettu keskeiseksi muodostettaessa odotuksia, voi muuttua epärelevantiksi.¹

Useissa rationaalisten odotusten malleissa on yksinkertaista oletettu, että taloudenpitäjien odotukset sopeutuvat hetkessä muuttunutta rakennetta vastaaviksi. Toisin sanoen taloudenpitäjät pystyvät hyvin lyhyessä ajassa päättelemään, millainen eksogeeninen muutos on aiheuttanut talouden rakenteen muutoksen. Tällaisissa malleissa odotukset ovat aina optimaalisia.²

Lähempänä todellisuutta lienee kuitenkin se näkemys, jonka mukaan taloudenpitäjät havainnoivat talouden tilassa tapahtuvat muutokset, mutteivät heti pysty päättelemään, onko muutos satunnainen vai alkua systemaattiselle muutokselle. Taloudenpitäjät eivät myöskään pysty päättelemään, minkä eksogeenisen tekijän muutos on aiheuttanut taloudentilan muutoksen vai

1. Carlson (1977), s. 49. Turnovsky (1977) on esittänyt mallin, jossa odotukset muodostuvat strukturaalisesti, mutta struktuuri, jonka perusteella odotukset muodostetaan on rakenteen muutoksen jälkeen virheellinen, ja odotukset näin ollen systemaattisesti harhaisia.

2. Ks. esim. Sargent - Wallace (1975a).

onko muutos useampien eksogeenisten tekijöitten yhteisvaikutuksen tulosta. Taloudenpitäjät oppivat vasta vähitellen talouden muuttuneen rakenteen. Oppimis- eli siirtymäperiodina tulkinnot talouden tilasta nyt ja tulevaisuudessa voivat poiketa toisistaan, ja taloudenpitäjien odotukset ovat systemaattisesti harhaisia ja odotusvirheiden varianssit kasvavat. Yleensä oletetaan, että tarpeeksi pitkän ajan kuluttua talouden uusi rakenne opitaan ja odotukset lähenevät optimaalisia.^{1,2}

Systemaattisesti harhaiset eli epäoptimaaliset odotukset eivät siis välttämättä ole ristiriidassa rationaalisten odotusten käsitteen kanssa; onhan oppiminen osa rationaalista käyttäytymistä. Tarkasteltaessa systemaattisia odotusvirheitä voidaan tehdä johtopäätöksiä ajankohdista, jolloin talouden rakenteessa on tapahtunut muutoksia, ja tutkia taloudenpitäjien odotustenmuodostumisprosessia.

4.2. Flemmingin "vaihteen muutos" -hypoteesi³

Flemmingin "vaihteen muutos" -hypoteesia sovellettaessa voidaan tarkastella taloudenpitäjien siirtymäkauden odotusten

1. Loogisesti mahdollinen on myös tilanne, jossa systemaattiset ja suuret odotusvirheet aiheuttavat reaalityaloudellisia häiriöitä, jotka puolestaan aiheuttavat uusia odotusvirheitä ja synnyttävät näin kumulatiivisen prosessin, jossa talous siirtyy yhä kauemmaksi tasapainotilasta.

2. Tätä asiaa ovat käsitelleet esim. Lucas (1976), Suvanto (1977) ja Taylor (1975).

3. Tämän luvun 4.2. päälähteenä on Flemming (1976), s. 58 - 72.

muodostumista silloin, kun on käytettävissä informaatiota pelkästään tarkasteltavan muuttujan menneisyydestä.

Hintaodotusten muodostumista koskevassa tarkastelussaan Flemming olettaa, että taloudenpitäjät soveltavat jotain karkeata peukalosääntöä arvioidessaan tulevia hintoja. Taloudenpitäjien "rationaalisuus" ilmenee siinä, että he hylkäävät vanhan säännön, mikäli sen havaitaan ennustavan väärin.

Flemmingin hypoteesi on esitetty adaptiivisten odotusten hypoteesin yhteydessä. Adaptiiviset odotukset kuvaavat oppimiskäyttäytymistä, jonka mukaan odotuksia korjataan jollakin vakiosuhteella viimeksi havaitusta odotusvirheestä eli

$$(4.1.) \quad p_{t+1}^e = (1-\lambda)p_t^e + \lambda p_t .$$

Yhtälössä p_t kuvaa hintatasoa ja p_t^e hetkellä t odotettua hintatasoa.

Flemming olettaa, että lähtökohtatilanteessa hintataso liikkuu jonkin "normaalitason" ylä- ja alapuolella; toisin sanoen hintatasolla ei ole trendiä eli hintaindeksiä kuvaava aikasarja on stationaarinen. Taulukossa 4.1. on esitetty adaptiiviset hintatason odotukset ja aktuaalinen hintataso. Odotuksia voidaan taulukon esittämässä trendittömässä tapauksessa pitää optimaalisina siinä mielessä, etteivät ne ole systemaattisesti virheellisiä ja että pitkältä aikaväliltä

laskettuna niiden keskiarvo on suurin piirtein sama kuin hintojen normaalitaso.

Taulukko 4.1. Esimerkki adaptiivisten odotusten muodostumisesta tapauksessa, jossa hintatasolla ei ole trendiä

periodi $t+i$ $i = 0, 1, 2, \dots$	p_{t+i}	p_{t+i}^e	$p_{t+i+1}^e = \frac{1}{2}(p_{t+i}^e + p_{t+i})$
t	104	100	102
$t+1$	96	102	99
$t+2$	102	99	101
$t+3$	92	101	96
$t+4$	106	96	101

Taulukon merkinnät:

p_{t+i} = hintataso (hintaindeksi) hetkellä $t+i$,

p_{t+i}^e = odotettu hintataso hetkellä $t+i$.

Adaptiiviset odotukset on laskettu kaavasta

$$p_{t+1}^e = (1-\lambda)p_t^e + \lambda p_t$$

ja esityksen yksinkertaistamiseksi on oletettu, että $\lambda = \frac{1}{2}$.

Odotusten lähtöarvo $p_t^e = 100$ on annettu.

Seuraavaksi voidaan olettaa, että talouden rakenteessa tapahtuu jokin muutos, jonka seurauksena hintataso alkaa trendimäisesti kohota. Taulukosta 4.2. havaitaan, että mikäli taloudenpitäjät muodostavat edelleen odotuksensa hintatasosta, odotukset ovat jatkuvasti alhaisemmat kuin hintojen aktuaalinen kehitys. Flemmingin hypoteesin mukaan taloudenpitäjät

Taulukko 4.2. Esimerkki adaptiivisten hintatason odotusten ja hintojen muutosodotusten muodostumisesta, kun hintatasossa on trendi

periodi t+1 i = 0,1,2,...	P_{t+i}	$L^e P_{t+i}$	$L^e P_{t+i+1} =$ $\frac{1}{2}(P_{t+i}^e + P_{t+i})$	I_{t+i} %	I_{t+i}^e %	$I_{t+i+1}^e = \frac{1}{2}(I_{t+i}^e + I_{t+i})$ %	$M^e P_{t+i}$
t	100	100	100	0.00	0.00	0.00	
t+1	105	100	103	5.00	0.00	2.50	100
t+2	110	103	106	5.00	2.50	3.75	107
t+3	116	106	111	5.00	3.75	4.38	114
t+4	122	111	116	5.00	4.38	4.69	120
t+5	128	116	122	5.00	4.69	4.85	127

Esimerkki on laadittu siten, että hintatason on oletettu nousevan joka periodilla 5 %. Lähtökohtatilanteessa (hetkellä t) on lisäksi oletettu, että $L^e P_t = 100$ ja $I_t^e = 0.00$.

Taulukon merkinnät:

P_t = hintataso hetkellä t,

$L^e P_t$ = hetkellä t odotettu hintataso, kun odotukset on muodostettu olettaen, ettei hintatasossa ole trendiä,

I_t = hintojen muutos hetkellä t, $= \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$; I_t^e = odotettu hintojen muutos hetkellä t,

$M^e P_t = L^e P_{t-1} (1 + I_{t-1}^e)$ = hetkellä t odotettu hintataso, kun odotukset on muodostettu olettaen, että hintatasossa on trendi.

Adaptiiviset odotukset ovat samaa muotoa kuin taulukossa 4.1.

havaitsevat tässä tilanteessa sen, että hintojen nousu on jatkuvaa, ja "muuttavat vaihdetta" eli alkavat muodostaa odotuksensa hintojen muutosvauhdista:

$$(4.2.) \quad I_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} .$$

Yhtälössä I_t on hintatason muutos hetkellä t ja p_t on hintataso hetkellä t .

Kuten esimerkkitaulukosta 4.2. havaitaan, odotettu hintojen muutosvauhti on nyt pikällä aikavälillä sama kuin toteutunut hintojen muutosvauhti. Uusia odotuksia voidaan pitää optimaalisina.

Edellä olevassa tarkastelussa on oletettu, että muutosvauhti I_t on trenditön. Mikäli näin ei ole, voidaan hintatason muutosvauhdille laskea edelleen muutosvauhti, mitä tässä yhteydessä voitaisiin sanoa hintojen akseleraatioksi jne., kunnes päädytään tarpeeksi korkean kertaluvun trendittömään muuttu-
jaan.¹

Boxin ja Jenkinsin aikasarja-analyyttistä menetelmää sovellettaessa voidaan Flemmingin "vaihteen muutos" -hypoteesia testata muulloinkin kuin vain adaptiivisten odotusten liukuvan keskiarvon prosessin yhteydessä. Lähestymistavalle on

1. "Vaihteen muutos" -hypoteesia voidaan luonnollisesti soveltaa myös tilanteessa, jossa hinnat muuttuvat trendimäisistä trendittömiksi.

ominaista nimittäin se, että siinä mallitettavien stokastisten prosessien on oltava stationaarisia. Stationaarisuus voidaan yleensä saavuttaa differensioimalla alkuperäinen aikasarja tarpeeksi monta kertaa. Mikäli siis mallitettava aikasarja kesken otosperiodia muuttuu trendimäiseksi, voidaan "vaihteen muutos" -hypoteesia soveltamalla mallittaa erikseen stationaarinen osa ja trendimäinen osa, jotka stationarisoidaan sopivasti differensioimalla.

"Vaihteen muutos" -hypoteesia testataan Suomen aineistolla myöhemmin tässä tutkimuksessa.

5. INFLAATIO-ODOTUSSARJAN OPTIMAALISUUDEN TARKASTELUA

Luvussa 3.1. rationaaliset odotukset määriteltiin ehdollisiksi matemaattisiksi odotuksiksi saatavissa olevan relevantin informaation suhteen. Rationaalisten odotusten määritelmä sisältää siis kaksi osaa: ensinnäkin odotukset ovat optimaalisia ja toiseksi odotukset on muodostettu kaiken saatavissa olevan relevantin informaation suhteen. Yleensä informaation ajatellaan sisältyvän johonkin taloutta kuvaavaan malliin.

Tässä luvussa haetaan vastausta kysymykseen, onko Paunio ja Suvannon konstruoima inflaatio-odotussarja optimaalinen, ja jos on, niin minkäläisten edellytysten vallitessa. Inflaatio-odotussarja on konstruoitu taloudenpitäjien eksplisiittisen käyttäytymisen perusteella obligaatiomarkkinoilla. Koska empiiristen - ja empiiristen havaintojen perusteella konstruoitujen - odotussarjojen tapauksessa ei voida yleensä määritellä tarkkaa sisältöä informaatiolle, ei myöskään voida puhua odotussarjojen rationaalisuudesta tai osittaisesta rationaalisuudesta määritelmän koko merkityksessä. Tästä syystä odotusten rationaalisuutta voidaan tarkastella vain välttämättömän ehdon, odotusten optimaalisuuden suhteen.

1. Ks. sivut 39 - 40. Yhtälön (3.3.) mukaan odotukset ovat optimaalisia, jos ensinnäkin odotusvirheen odotusarvo on nolla ja toiseksi odotusvirhe ei korreloi aikaisempien odotusvirheidän kanssa.

5.1. Data

5.1.1. Inflaatio-odotussarja¹

Käsillä olevan tutkielman empiirisen osan keskeisin aikasarja on Paunio ja Suvannon inflaatio-odotussarja vuosille 1963 - 1974, mikä samalla määrittelee käytetyn tutkimusperiodin.²

Sarjan konstruoinnin lähtökohta-ajatuksena on, että koska inflaatio-odotuksista ei Suomessa ole olemassa suoraan informaatioon perustuvaa aikasarjaa, tämä puute voidaan korvata siten, että johdetaan taloudenpitäjien inflaatio-odotukset heidän eksplisiittisen käyttäytymisensä eli tekemiensä valintojen perusteella. Paunio ja Suvanto käyttivät odotussarjan konstruoinnissa hyväkseen indeksiin sitomattomien ja indeksiobligaatioiden tuottojen eroista saatavaa informaatiota ja katsoivat tämän kuvastavan taloudenpitäjien odotuksia tulevista hinnoista. Taloudenpitäjien käyttäytymistä, jossa tämän päivän valintoihin vaikuttavat mm. taloudenpitäjien hintaodotukset, valittiin kuvaamaan yksinkertainen portfoliomalli, jossa on kaksi sijoituskohdetta: indeksiobligaatiot ja indeksiiin sitomattomat obligaatiot. Malliin sisällytettiin lisäksi epävarmuus tulevista hinnoista oletuksella, että se on ainoa valintoihin vaikuttava riskitekijä.

1. Inflaatio-odotussarja ja sen konstruointi on esitetty artikkelissa Paunio - Suvanto (1977). Artikkelin sisältöä on referoitu tarkemmin liitteessä 1.

2. Itse asiassa tutkimusperiodi käsittää myös osan vuotta 1975, mikä johtuu sarjojen viivästämisistä.

Aineisto, jonka perusteella odotussarja laskettiin, käsittää kaikki vuosien 1963 - 1966 ja 1968 obligaatiolainat ja yhden vuoden 1962 obligaatiolainan sekä otoksena vuosina 1963 - 1974 noteeratut indeksiin sitomattomat obligaatiolainat. Indeksiobligaatiolainoja emittoitiin toisen maailmansodan lopusta vuoteen 1968 saakka, ja obligaatioiden indeksisidon-
naisuus takasi yleensä 50 prosentin kompensaaation hintojen nousulle.

Tässä yhteydessä on aiheellista viitata myös niihin arvopaperimarkkinoiden institutionaalisiin seikkoihin, jotka vaikuttavat konstruoituihin odotuksiin. Ensinnäkin sekundaariset obligaatiomarkkinat ovat Suomessa hyvin kapeat. Toiseksi markkinoilla toimivien meklareiden joukko on vähäinen ja koostuu lähinnä pankkien ja yksityisten pankkiiriliikkeiden edustajista. Meklarit näyttävät dominoivan obligaatiomarkkinoiden hinnanmuodostusta, koska heidän asiakkaansa ovat melko heterogeeninen joukko sijoittajia, jotka eivät ole kovinkaan tietoisia markkinoista ja taloudesta kokonaisuutena. Tästä syystä konstruoitu inflaatio-odotussarja kuvastanee lähinnä meklareiden, jotka edustavat taloudenpitäjien joukossa hyvin informoitua ryhmää, inflaatio-odotuksia.¹

Inflaatio-odotussarja on esitetty kuviossa 5.1. Kuvion havaintopisteet esittävät kunakin hetkenä muodostettua inflaa-

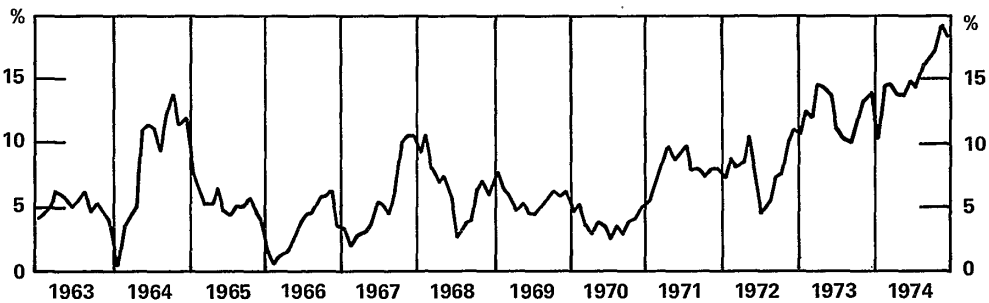
1. Paunio - Suvanto (1977), s. 37.

tio-odotusta. Se, mille periodille odotus kohdistuu, on kuviossa jätetty määrittelemättä.¹

Kuvio 5.1.

INFLAATIO-ODOTUSSARJA VUOSINA 1963 – 1974

(sarjan havaintopisteet viittaavat kunakin hetkenä muodostettuun odotukseen)



Lähde: Paunio – Suvanto (1977)

5.1.2. Aktuaalista inflaatiota kuvaava sarja

Aktuaalista inflaatiota kuvaava aikasarja on laskettu elinkustannusindeksistä, jonka muutosnopeus on laskettu usealla eri tavalla. Aktuaalisen inflaation kuvaamista ainoastaan elinkustannusindeksin muutos -sarjalla perustellaan sillä, että indeksiobligaatit, joiden tuotoista saatavaan informaatioon odotussarjan konstruoiminen perustuu, ovat sidoksissa elinkustannusindeksiin.

1. Erittely odotusten muodostumis- ja kohdeperiodin välillä on keskeinen ennustusvirheen laskemisen kannalta; ks. luku 5.2.1.

Inflaatio on laskettu yhden kuukauden, kolmen kuukauden, kuuden kuukauden ja kahdentoista kuukauden vuositasolle muunnettuna elinkustannusindeksin muutoksina. Laskukaavat ovat seuraavat:

yhden kuukauden muutos vuositasolla

$$(i) \quad \dot{p}_t^1 = \left[\left(\frac{p_t}{p_{t-1}} \right)^{12} - 1 \right] \times 100$$

kolmen kuukauden muutos vuositasolla

$$(ii) \quad \dot{p}_t^3 = \left[\left(\frac{p_t}{p_{t-3}} \right)^{\frac{12}{3}} - 1 \right] \times 100$$

kuuden kuukauden muutos vuositasolla

$$(iii) \quad \dot{p}_t^6 = \left[\left(\frac{p_t}{p_{t-6}} \right)^{\frac{12}{6}} - 1 \right] \times 100$$

kahdentoista kuukauden muutos vuositasolla

$$(iv) \quad \dot{p}_t^{12} = \left[\left(\frac{p_t}{p_{t-12}} \right) - 1 \right] \times 100$$

Kaavojen symbolit ovat: p_t on elinkustannusindeksi hetkellä t ja \dot{p}_t^k on elinkustannusindeksin muutos hetkellä t (yläindeksi k osoittaa, kuinka monen kuukauden vuositasolle muunnettuna elinkustannusindeksin muutoksena inflaatio on esitetty).

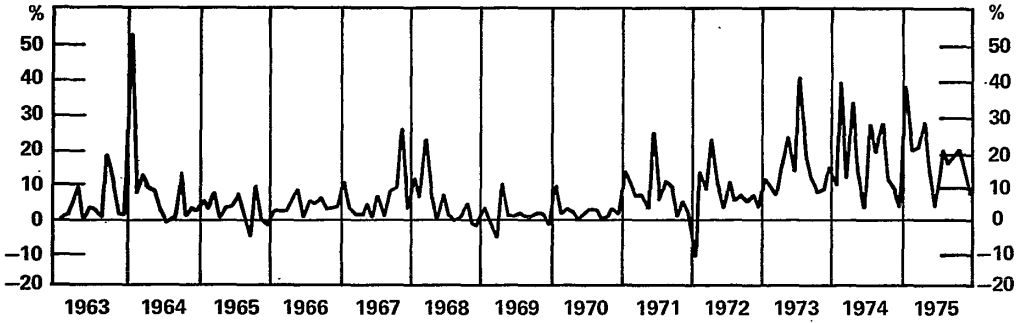
Elinkustannusindeksin muutos on esitetty kuvioissa 5.2. -

5.5.

Kuvio 5.2.

INFLAATIO VUOSINA 1963 – 1975

(inflaatio on laskettu yhden kuukauden vuositasolle muunnettuna elinkustannusindeksin muutoksena (\dot{p}_t^1))

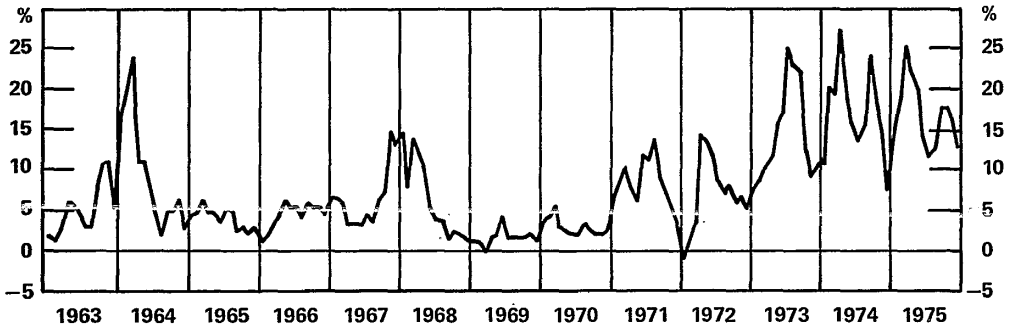


Lähde: Tilastokatsauksia (indeksisarjan osalta)

Kuvio 5.3.

INFLAATIO VUOSINA 1963 – 1975

(inflaatio on laskettu kolmen kuukauden vuositasolle muunnettuna elinkustannusindeksin muutoksena (\dot{p}_t^3))

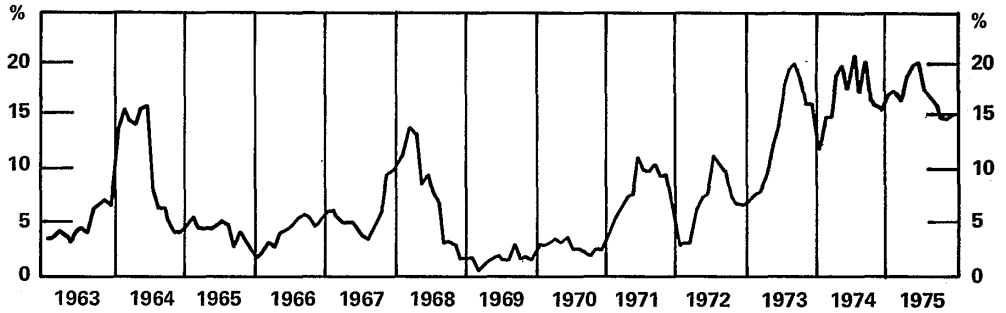


Lähde: Tilastokatsauksia (indeksisarjan osalta)

Kuvio 5.4.

INFLAATIO VUOSINA 1963 – 1975

(inflaatio on laskettu kuuden kuukauden vuositasolle muunnettuna elinkustannusindeksin muutoksena (\dot{p}_t^6))

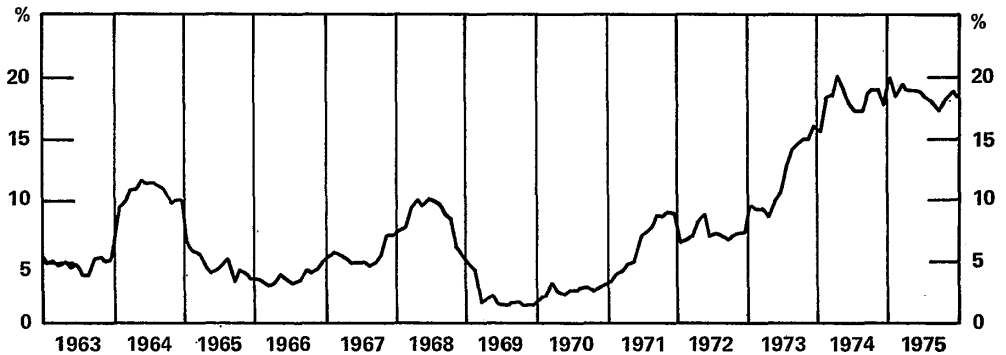


Lähde: Tilastokatsauksia (indeksisarjan osalta)

Kuvio 5.5.

INFLAATIO VUOSINA 1963 – 1975

(inflaatio on laskettu kahdentoista kuukauden vuositasolle muunnettuna elinkustannusindeksin muutoksena (\dot{p}_t^{12}))



Lähde: Tilastokatsauksia (indeksisarjan osalta)

5.2. Inflaatio-odotussarjan optimaalisuustestit

Tässä luvussa inflaatio-odotussarjan optimaalisuutta tarkastellaan testaamalla, täyttävätkö sen odotusvirheet yhtälössä (3.3.) määritellyt optimaalisuuden ominaisuudet. Testit kohdistuvat siis odotusvirheiden odotusarvoihin ja autokorreloituneisuuteen. Autokorreloituneisuuden tarkastelu on suoritettu autokorrelaatiofunktion avulla, joka on konstruoitu odotusvirheiden aikasarjan kovarianssin ja varianssin suhteena.

5.2.1. Odotusvirheen laskeminen

Odotusvirhe määritellään seuraavasti:

$$(5.1.) \quad u_t = \dot{p}_t - \dot{p}_{t-i}^e(t) .$$

Yhtälössä u_t on odotusvirhe hetkellä t , \dot{p}_t on inflaatio hetkellä t ja $\dot{p}_{t-i}^e(t)$ on hetkellä $t-i$ muodostettu odotus hetkellä t vallitsevasta inflaatiosta.

Odotusvirheen laskemiseksi on ratkaistava kaksi inflaatio-odotussarjaan liittyvää ongelmaa. Ensinnäkin odotusten (\dot{p}_t^e) aikahorisontti on epäselvä: tiedetään, että odotukset on muodostettu hetkellä t , mutta ei tiedetä, mitä periodia $t+i$ odotukset koskevat. Odotusten vaihtoehtoisiksi aikahorisonteiksi on valittu yksi kuukausi, kolme kuukautta, kuusi kuu-

kautta ja kaksitoista kuukautta. Toiseksi ei tiedetä tarkkaan, millä tavoin laskettuun, toteutuneeseen inflaatioon odotuksia olisi verrattava. Vaihtoehtoisina lähestymistapoina odotuksia on verrattu elinkustannusindeksin yhden, kolmen, kuuden ja kahdentoista kuukauden vuositason muunnettuihin muutoksiin. Vuositason muuntamisella on saavutettu kaikille inflaatio-sarjoille sama aikadimensio. Myös inflaatio-odotussarjan aikadimension on ajateltu olevan vuosi.

Odotusvirheet voidaan siis laskea usealla eri tavalla sen mukaan, miten pitkäksi odotusten aikahorisontti valitaan ja miten laskettuun, toteutuneeseen inflaatioon odotuksia verrataan. Taulukossa 5.1. on esitetty odotusvirheen erilaisia mahdollisia laskemistapoja. Odotusvirheiden laskemisessa on pidetty relevantteina ainoastaan niitä mahdollisuuksia, joissa odotusten horisontti on vähintään yhtä monta kuukautta kuin inflaation laskemisessa käytetty kuukausien differenssi.

Lähemmän tarkastelun kohteiksi valittiin ne odotusvirheiden laskemismahdollisuudet, joissa toteutuneen inflaation laskemisessa käytetty kuukausien differenssi ja odotusten aikahorisontti ovat yhtä pitkät. Vaihtoehdot ovat siis:

$$u_{t,1}^1 = \dot{p}_t^1 - \dot{p}_{t-1}^e(t)$$

$$u_{t,3}^3 = \dot{p}_t^3 - \dot{p}_{t-3}^e(t)$$

$$u_{t,6}^6 = \dot{p}_t^6 - \dot{p}_{t-6}^e(t)$$

$$u_{t,12}^{12} = \dot{p}_t^{12} - \dot{p}_{t-12}^e(t)$$

Taulukko 5.1. Odotusvirheen erilaisia laskemistapoja

toteutunut inflaatio	o d o t u s t e n h o r i s o n t t i			
	1 kk	3 kk	6 kk	12 kk
\dot{p}_t^1	$u_{t,1}^1 = \dot{p}_t^1 - \dot{p}_{t-1}^e(t)$			
\dot{p}_t^3	$u_{t,1}^3 = \dot{p}_t^3 - \dot{p}_{t-1}^e(t)$	$u_{t,3}^3 = \dot{p}_t^3 - \dot{p}_{t-3}^e(t)$		
\dot{p}_t^6	$u_{t,1}^6 = \dot{p}_t^6 - \dot{p}_{t-1}^e(t)$	$u_{t,3}^6 = \dot{p}_t^6 - \dot{p}_{t-3}^e(t)$	$u_{t,6}^6 = \dot{p}_t^6 - \dot{p}_{t-6}^e(t)$	
\dot{p}_t^{12}	$u_{t,1}^{12} = \dot{p}_t^{12} - \dot{p}_{t-1}^e(t)$	$u_{t,3}^{12} = \dot{p}_t^{12} - \dot{p}_{t-3}^e(t)$	$u_{t,6}^{12} = \dot{p}_t^{12} - \dot{p}_{t-6}^e(t)$	$u_{t,12}^{12} = \dot{p}_t^{12} - \dot{p}_{t-12}^e(t)$

Taulukossa odotusvirheen $u_{t,m}^n$ indeksien merkitys on seuraava:

m = odotusten horisontti (toisin sanoen odotukset on muodostettu hetkellä $t-m$ ja ne kohdistuvat hetkeen t) ja

n = odotuksiin verratun inflaation laskemisessa käytetyn differenssin pituus.

Valintaa voidaan perustella sillä, että edellä mainitut tapaukset ovat selkeäpiirteisimpiä. Lisäksi ennustusvirheiden graafisen tarkastelun perusteella voitiin todeta, etteivät muut vaihtoehdot tuoneet paljoakaan lisäinformaatiota ennustusvirheiden ominaisuuksista valittujen neljän vaihtoehdon antamaan kuvaan.¹

Odotusvirheet $u_{t,1}^1$, $u_{t,3}^3$, $u_{t,6}^6$ ja $u_{t,12}^{12}$ on esitetty graafisesti kuvioissa 5.6. - 5.9.²

Kuvioita 5.6. - 5.9. tarkasteltaessa havaitaan, että odotusvirheet ovat sitä autokorrelloituneempia, mitä pitemmällä differenssillä toteutunut inflaatio on laskettu. Toisaalta on huomattava, että odotusvirheiden varianssi kasvaa, kun differenssi, jolla toteutunut inflaatio on laskettu, pienenee.

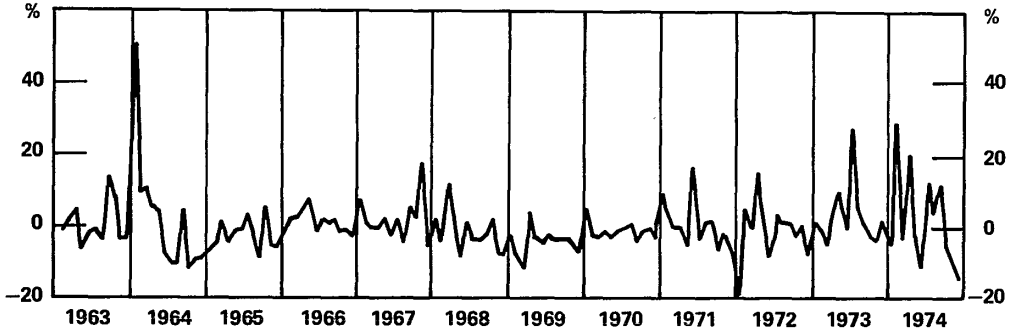
Tarkasteltaessa samanaikaisesti toteutuneen inflaation ja odotusvirheiden kuvaajia voidaan havaita niiden liikkuvan systemaattisesti samanaikaisesti. Positiiviset odotusvirheet esiintyvät, kun inflaatio on korkea tai usein myös silloin kun inflaatio on voimistumassa. Näin tapahtui esimerkiksi vuosina 1964, 1967, 1968, 1971, 1973 ja 1974. Negatiiviset odotusvirheet esiintyvät puolestaan vuosina, jolloin inflaa-

1. Verrattaessa kaikkia odotusvirheiden kuvaajia keskenään voitiin todeta, että samalla toteutuneen inflaation differenssillä laskettujen odotusvirheiden kuvaajat liikkuvat jonkin verran aika-akselilla odotusten horisontin vaihdellessa, mutta kuvaajien polveikkuus, keskiarvo ja varianssi pysyivät miltei samoina.

2. Odotusvirheiden kuvaajien eri alkamis- ja päättymisajankohdat johtuvat siitä, että inflaatio-odotussarjaa on odotusvirheitä laskettaessa viivästetty eri pituisin periodein. Kaikissa kuvioissa havaintopisteiden lukumäärä on 144.

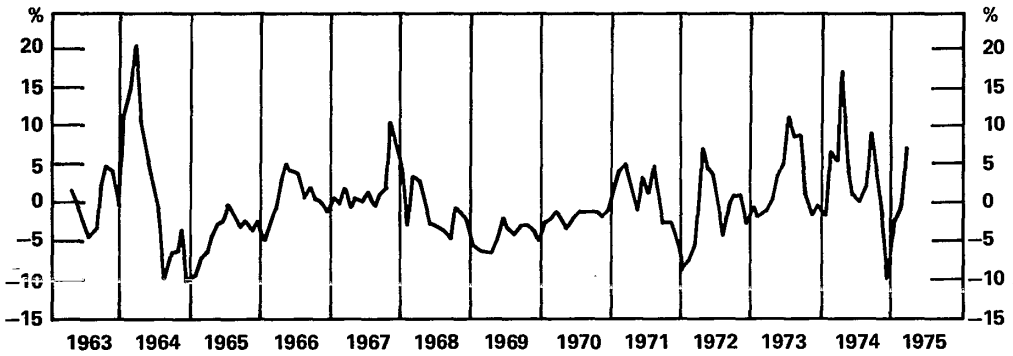
Kuvio 5.6.

ODOTUSVIRHE $u_{t,1}^1 = \dot{p}_t^1 - \dot{p}_{t-1}^e (t)$



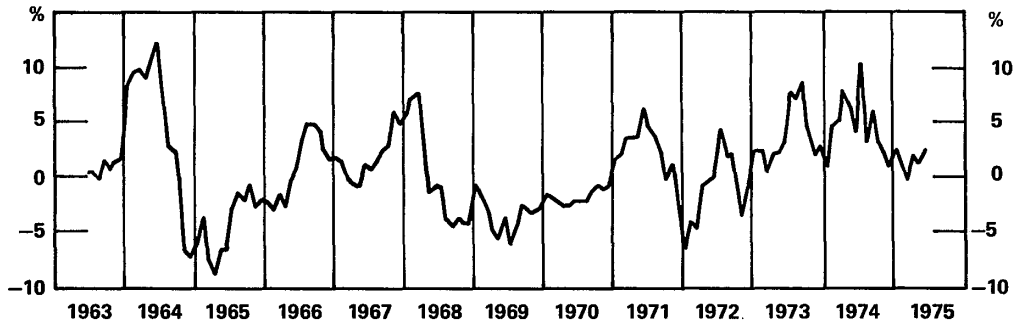
Kuvio 5.7.

ODOTUSVIRHE $u_{t,3}^3 = \dot{p}_t^3 - \dot{p}_{t-3}^e (t)$



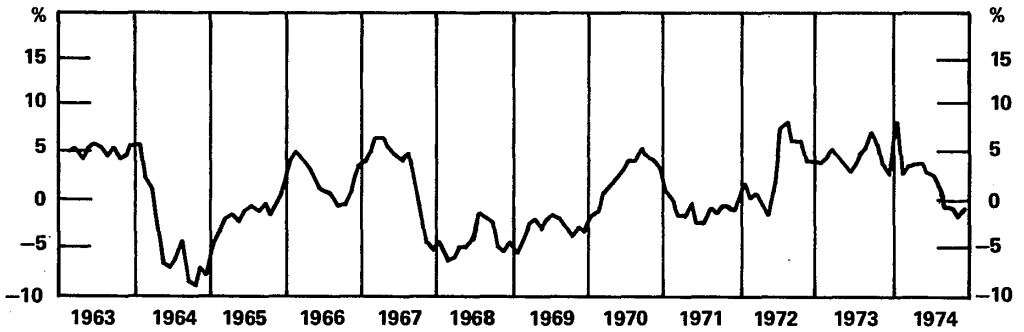
Kuvio 5.8.

ODOTUSVIRHE $u_{t,6}^6 = \dot{p}_t^6 - \dot{p}_{t-6}^e(t)$



Kuvio 5.9.

ODOTUSVIRHE $u_{t,12}^{12} = \dot{p}_t^{12} - \dot{p}_{t-12}^e(t)$



tio on alhainen, kuten esimerkiksi vuosina 1965, 1969 ja 1970.

Tässä työssä on monta kertaa viitattu siihen, että systemaattiset odotusvirheet saattavat sisältää hyödyllistä informaatiota taloudenpitäjien oppimisprosessista talouden rakenteen muutoksen yhteydessä. Edellä kuvattu toteutuneen inflaation ja odotusvirheiden aikasarjojen samanaikainen liike johtuu luonnollisesti osittain odotusvirheen määritelmästä (yhtälö (5.4.)). Voidaan nimittäin ajatella, että amplitudiltaan odotuksia voimakkaampi toteutuneen inflaation aikasarja vaikuttaa määritelmäidentiteetin kautta ratkaisevasti odotusvirheen vaihteluihin. Kaikkea odotusvirheiden systemaattista liikettä ei tällä kuitenkaan voitane selittää. Luvussa 6.2. palataan tähän kysymykseen.

5.2.2. Odotusvirheiden odotusarvojen ja autokorrelaatiofunktioiden tarkastelu

Odotukset määriteltiin optimaalisiksi silloin, kun niiden odotusvirheiden odotusarvo on nolla ja kun odotusvirheet eivät korreloi minkään aikaisemman arvonsa kanssa.

Testisuureiden määrittelymiseksi oletetaan, että odotusvirheet u_t noudattavat jotakin stokastista, stationaarista prosessia.

Ennustusvirheiden odotusarvo voidaan määrittellä stationaarisen prosessin keskiarvona eli

$$(5.2.) \quad E(u_t) = \mu .$$

μ :n estimaattori on aikasarjan aritmeettinen keskiarvo

$$(5.3.) \quad \bar{u} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N u_t ,$$

jossa N on havaintojen lukumäärä.

Prosessin autokovarianssi viiveellä k (γ_k) voidaan määrittellä seuraavasti:

$$(5.4.) \quad \gamma_k = \text{cov}(u_t, u_{t+k}) = E[(u_t - \mu)(u_{t+k} - \mu)]$$

ja sen estimaattori on

$$(5.5.) \quad c_k = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N-k} (u_t - \bar{u})(u_{t+k} - \bar{u}) , \quad k = 0, 1, 2, \dots, K.$$

Kun $k = 0$, saadaan kaavasta (5.8.) u_t :n varianssin σ_u^2 estimaattori $\hat{\sigma}_u^2$:

$$(5.6.) \quad c_0 = \hat{\sigma}_u^2 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (u_t - \bar{u})^2 .$$

Prosessin autokorrelaatiokerroin viiveellä k (ρ_k) voidaan määrittellä seuraavasti:

$$(5.7.) \quad \rho_k = \frac{E[(u_t - \mu)(u_{t+k} - \mu)]}{\sqrt{E[(u_t - \mu)^2]E[(u_{t+k} - \mu)^2]}} .$$

Koska stationaarisen prosessin varianssi on sama hetkellä t kuin hetkellä $t+k$, yhtälö (5.7.) voidaan saattaa muotoon

$$(5.8) \quad \rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} ,$$

joten ρ_k :n estimaattori viiveellä k on aikasarjan kovarianssin ja varianssin suhde¹ eli

$$(5.9.) \quad r_k = \frac{c_k}{c_0} .$$

Taulukossa 5.2. on esitetty odotusvirheiden $u_{t,1}^1$, $u_{t,3}^3$, $u_{t,6}^6$ ja $u_{t,12}^{12}$ aikasarjojen keskiarvot ja standardipoikkeamat.

Taulukosta havaitaan, etteivät odotusvirheiden aikasarjojen keskiarvot poikkea missään vaihtoehdossa merkittävästi nol-
lasta.² Inflaatio-odotussarja täyttää siis tältä osin opti-
maalisuuden kriteerit.

Kuvioissa 5.10.A. - D. on esitetty odotusvirheiden autokorre-
laatiofunktiot. Autokorrelaatiofunktioiden tulkinta on seu-
raava: mikäli autokorrelaatiofunktiossa korrelaatiokertoimet

1. Ks. Box - Jenkins (1976), s. 26 - 34.

2. Empiiristen keskiarvojen poikkeama nol-
lasta on selvästi pienempi kuin standardipoikkeama.

(r_k) ovat joillakin viiveillä k merkitseviä,¹ niin aikasarjan havainnot korreloivat systemaattisesti näillä viiveillä aikaisempien havaintojen kanssa; mikäli autokorrelaatiokertoimet eivät millään viiveellä ole merkitseviä, aikasarja on autokorreloimaton.

Taulukko 5.2. Odotusvirheiden $u_{t,1}^1$, $u_{t,3}^3$, $u_{t,6}^6$ ja $u_{t,12}^{12}$ aikasarjojen keskiarvot ja standardipoikkeamat

	odotusvirheiden $u_{t,m}^n$ $n = m$, keskiarvo u_n , $n = 1, 3, 6, 12$	odotusvirheiden $u_{t,m}^n$ $n = m$, standardipoikkeama SD_n , $n = 1, 3, 6, 12$
$u_{t,1}^1$	0.297	8.27
$u_{t,3}^3$	0.242	5.04
$u_{t,6}^6$	0.346	4.24
$u_{t,12}^{12}$	0.531	4.08

1. Estimoidun autokorrelaatiokertoimen merkitsevyyden kriteerinä voidaan pitää sitä, että sen itseisarvo on suurempi kuin estimoitujen autokorrelaatiokertoimien standardipoikkeama kerrottuna kahdella. Standardipoikkeama voidaan laskea Bartlettin (1946) tuloksesta

$$\text{var}[r_k] = \frac{1}{N} \left[1 + 2 \sum_{v=1}^q \rho_v^2 \right], \quad k > q.$$

Yhtälössä $\text{var}[r_k]$ = estimoitujen autokorrelaatiokertoimien varianssi

N = aikasarjan havaintojen lukumäärä

q = viive, jolla teoreettinen autokorrelaatiofunktio vaimenee pois.

Olettamalla, että aikasarja on täysin satunnainen, eli $q = 0$, kaikilla viiveillä pätee

$$\text{var}[r_k] \approx \frac{1}{N}.$$

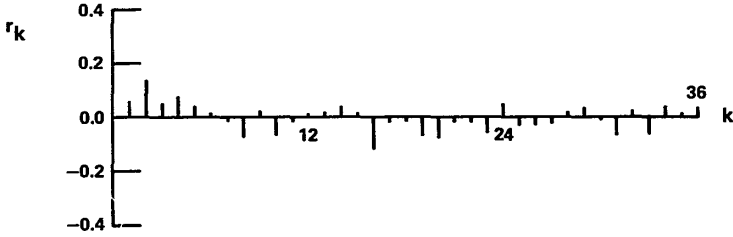
Standardipoikkeama on siis muotoa

$$SD = \sqrt{\frac{1}{N}}.$$

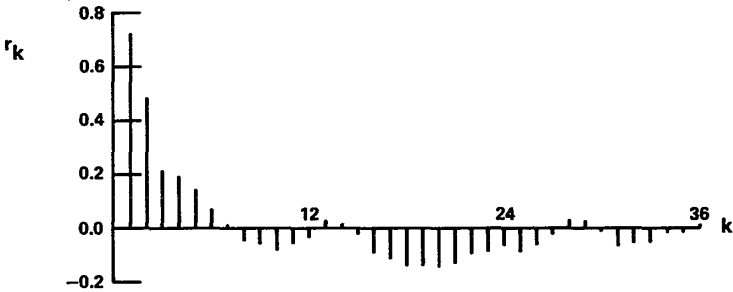
Kuvio 5.10.

Odotusvirheiden $u_{t,n}^m$ ($n = m = 1, 3, 6, 12$) autokorrelaatiofunktio (akf)¹

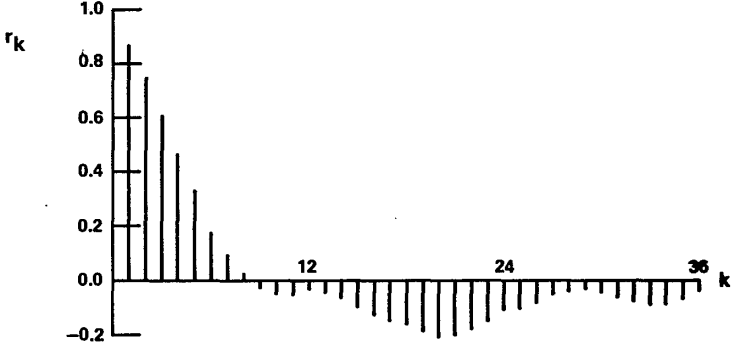
5.10.A. $u_{t,1}^1 = \hat{p}_t^1 - \hat{p}_{t-1}^0(t)$



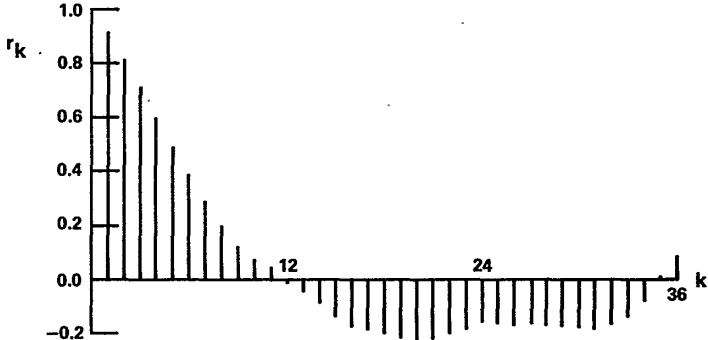
5.10.B. $u_{t,3}^3 = \hat{p}_t^3 - \hat{p}_{t-3}^0(t)$



5.10.C. $u_{t,6}^6 = \hat{p}_t^6 - \hat{p}_{t-6}^0(t)$



5.10.D. $u_{t,12}^{12} = \hat{p}_t^{12} - \hat{p}_{t-12}^0(t)$

1. Kuvioissa r_k ($k = 1, 2, \dots, 36$) on autokorrelaatiokerroin viiveellä k .

Kuvioista 5.10.A. - D. havaitaan, että odotusvirheet $u_{t,12}^{12}$ ja $u_{t,6}^6$ ovat selvästi autokorreloituneita. Lisäksi autokorrelaatiofunktioiden hidas vaimeneminen viittaa aikasarjojen epästationaarisuuteen. Myös $u_{t,3}^3$:ssa on havaittavissa jossakin määrin autokorreloituneisuutta. Sitä vastoin $u_{t,1}^1$ on selvästi valkoista kohinaa.

5.3. Yhteenveto tuloksista

Suoritettujen kuviotarkastelujen ja odotusvirheiden testien perusteella voidaan päätellä, että inflaatio-odotussarja on optimaalinen koko periodilla ainoastaan siinä tapauksessa, että odotusten aikahorisontti on yhden kuukauden pituinen ja että odotuksia verrataan toteutuneeseen inflaatioon, joka on laskettu elinkustannusindeksin yhden kuukauden vuositasolle muunnettuina muutoksina.

6. HINTOJEN MUUTOKSEN ARIMA-MALLIT INFLAATIO-ODOTUSTEN
KUVAAJINA JA ODOTUSTEN MUODOSTUMISEN "VAIHTTEEN MUUTOS"
-HYPOTEESIN TESTAUS

Tässä luvussa tarkastellaan empiirisesti inflaatio-odotusten muodostumista tämän tutkielman lähinnä luvuissa 2.2. ja 4.2. esitettyjen näkemysten valossa.

Luvussa 6.1. esitetään hintojen muutosta kuvaavien aikasarjojen \hat{p}_t^1 ja \hat{p}_t^{12} ARIMA-mallit koko tutkimusperiodilta.¹ Kuten luvussa 2.2. todettiin, ARIMA-mallit selittävät tarkasteltavan muuttujan kehitystä käyttäen tehokkaasti hyväksi kaiken sen menneisyyteen sisältyvän informaation. Hintojen muutoksen estimoitujen ARIMA-mallien perusteella voidaan päätellä, miten inflaatio-odotukset ovat muodostuneet tarkasteltavana periodina, mikäli relevantti informaatio odotuksia muodostettaessa rajoittuu pelkästään koettuun inflaatioon.

Luvussa 6.2. testataan Flemmingin "vaihtteen muutos" -hypoteesia adaptiivisten odotusten mallin tapauksessa. Lisäksi laajennetaan hypoteesin sovellutusaluetta ARIMA-mallien avulla siten, että se käsittää myös adaptiivisten odotusten tapausta

1. Tutkimusperiodi on sama kuin edellisessä luvussa.

monimuotoisempia odotusten muodostumista kuvaavia stokastisia prosesseja.

Luvun 6.2. testien suorittamiseksi tutkimusperiodi jaetaan eripituisiin osaperiodeihin, joilta estimoidaan hintojen muutoksen ARIMA-mallit erikseen. Näiden osaperiodien mallien avulla saadaan lisäinformaatiota siitä, miten talouden rakenteen muutokset heijastuvat inflaatio-odotusten muodostumiseen.

Tässä yhteydessä on syytä korostaa, ettei muita talouden rakennemuutokseen liittyviä teoreettisia ja empiirisiä kysymyksiä käsitellä paitsi rakenteen muutoksen heijastamia vaikutuksia inflaatio-odotuksiin. Tämä rajaus on toteutettu empiiristen sovellutusten yhteydessä siten, että hintojen muutosta ja inflaatio-odotuksia kuvaavien sarjojen tilastollisten ominaisuuksien perusteella on valittu kaksi ajankohtaa, joina talouden rakenteessa on oletettu tapahtuneen muutoksia. Rakennemuutoksen ajankohdan määrittelyä - mikäli tarkan ajankohdan määrittelyä pidetään empiirisesti edes mielekkäänä - kahden aikasarjan tarjoaman informaation perusteella voidaan pitää jonkin verran mielivaltaisena. Menettelyä voitaneen kuitenkin pitää ongelmanasettelun kannalta riittävän tarkkana, koska tämän tutkielman empiiristen testien lähtökohtaolettamuksena on, että odotukset muodostuvat pelkästään muuttujan omaan menneisyyteen sisältyvän informaation perusteella ja että taloudessa tapahtuvat muutokset heijastuvat joidenkin välitysmekanismien kautta hintoihin.

6.1. Koko periodilta estimoidut hintojen muutoksen

ARIMA-mallit inflaatio-odotusten kuvaajina

Liitteen 3 kuvioissa 5 ja 6 on esitetty hintojen muutosta kuvaavien sarjojen ja niiden eri differenssiointien autokorrelaatio- ja osittaisautokorrelaatiofunktioita ja liitteen 2 kuvioissa 1 - 4 on esitetty vastaavien sarjojen kuvaajat eri differenssiointeilla. Taulukossa 6.1. on hintojen muutoksen estimoidut ARIMA-mallit tunnuslukuineen.

Seuraavassa käydään lyhyesti läpi mallien rakentamiseen liittyneitä kysymyksiä.¹

\hat{p}_t^1 -aikasarjan differenssiointiasteen valinnassa osoittautuu olevan kaksi vaihtoehtoa: voidaan valita joko differenssiointimaton sarja, \hat{p}_t^1 , tai kertaalleen kausidifferenssioitu sarja, $\nabla^1 \hat{p}_t^1$, stationaariseksi tulkituksi aikasarjaksi. Edellisessä tapauksessa sarjan varianssi on pienin, mutta aikasarjan ku-

1. ARIMA-mallien rakentamisessa on käytetty Boxin ja Jenkinin kehittämää menetelmää. Sitä voidaan luonnehtia iteratiiviseksi menetelmäksi, jossa mallin rakentaminen koostuu kolmesta vaiheesta: mallin identifioimisesta, estimoinnista ja diagnostisista tarkistuksista. Mallien identifioimisessa keskeinen osa on tarkateltavista aikasarjoista lasketuilla autokorrelaatio- ja osittaisautokorrelaatiofunktioilla, joiden nopea vaimeneminen on osoituksena aikasarjojen vaaditusta stationaarisuudesta ja joiden katkoksiensa avulla voidaan arvioida mallin alustavia parametriestimatteja. Alustavat parametriestimattit toimivat lähtöarvoina mallien iteratiivisessä epälineaarissa pienimmän neliösumman estimoinnissa. Estimoidun mallin diagnostisissa tarkasteluissa mallin jäännösten autokorrelaatiofunktion avulla tutkitaan, ovatko mallin residuaalit valkoista kohinaa. Lisäksi todetaan, että malli on selityskykyinen ja sen parametriestimattit ovat merkitseviä. Ks. tarkemmin Box - Jenkins (1976), Leskinen (1973) ja Leskinen (1977a).

Taulukko 6.1. Estimoidut hintojen muutoksen ARIMA-mallit periodille
1963 I - 1974 XII

muuttuja mallit

$$\begin{aligned} \dot{p}_t^1 & (6.1.A.) \text{ ARIMA}(2,0,0) \times (0,1,1)_{12} \\ & (1 - 0.145B - 0.251B^2) \nabla^{12} \dot{p}_t^1 = 0.740 + (1 - 0.887B^{12}) a_t \\ & \quad (0.077) \quad (0.075) \quad (0.366) \quad (0.018) \\ Q & = 21.9 < \chi_{32}^2(0.900) \quad \hat{s}^2 = 58.5 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \dot{p}_t^1 & (6.1.B.) \text{ ARIMA}(2,0,0) \times (1,0,0)_{12} \\ & (1 - 0.132B - 0.211B^2)(1 - 0.134B^{12}) \dot{p}_t^1 = 4.060 + a_t \\ & \quad (0.085) \quad (0.086) \quad (0.092) \quad (0.976) \\ Q & = 21.3 < \chi_{32}^2(0.900) \quad \hat{s}^2 = 44.3 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \dot{p}_t^{12} & (6.1.C.) \text{ ARIMA}(2,1,0) \times (0,0,1)_{12} \\ & (1 - 0.176B - 0.264B^2) \nabla \dot{p}_t^{12} = 0.030 + (1 - 0.869B^{12}) a_t \\ & \quad (0.082) \quad (0.082) \quad (0.029) \quad (0.027) \\ Q & = 18.4 < \chi_{32}^2(0.950) \quad \hat{s}^2 = 0.40 \end{aligned}$$

Taulukon merkinnät ovat seuraavat:

$Q = \text{"portmanteau"-testisuure} = n \sum_{k=1}^K r_k^2(a)$, jossa $r_k^2(a)$ on estimoitujen jäännösten autokorrelaatiokerroin viiveellä k ($k = 1, 2, \dots, K$; K on viiveiden lukumäärä) ja n on havaintojen lukumäärä differensiointien jälkeen. Testisuureen oletetaan noudattavan χ^2 -jakaumaa vapausasteilla ($K - p - P - q - Q$) (p, P, q ja Q ovat mallin astelukuja, jotka ilmoittavat parametrien lukumäärän.)

$\chi_h^2(L) = \chi^2$ -testisuure, jossa alaindeksi h on vapausasteiden lukumäärä ja L on merkitsevyytaso

$\hat{s}^2 = \text{jäännösvarianssi}$

Taulukon suluissa olevat luvut ovat parametrien standardipoikkeamia.

vaajassa (ks. kuvio 5.2. s. 84) havaitaan periodin loppupuolella eli noin vuodesta 1971 lähtien lievää trendimäisyyttä. Myös \hat{p}_t^1 :n autokorrelaatiofunktion hidas vaimeneminen voisi viitata epästationaarisuuteen, vaikka toisaalta yksittäiset autokorrelaatiokertoimet eivät ylitä kovinkaan selvästi merkitsevyystasoa.¹ Kausidifferensioidun aikasarjan, $\sqrt{12} \hat{p}_t^1$, varianssi on alkuperäisen sarjan varianssia suurempi, mutta aikasarjan kuvaaja (liite 2, kuvio 3) vaikuttaa \hat{p}_t^1 :n kuvajaa trendittömämmältä. Toisaalta differensioidun sarjan mahdolliseen ylidifferensioituneisuuteen viittaa kasvaneen varianssin lisäksi myös se, että sarjan autokorrelaatiofunktioiden kertoimet ovat merkitseviä viiveellä kaksitoista, vaikka alkuperäisen sarjan autokorrelaatiofunktiossa ei ole havaittavissa kausivaihtelua.

\hat{p}_t^1 :n ja $\sqrt{12} \hat{p}_t^1$:n autokorrelaatiofunktioiden hidas vaimeneminen, joka on havaittavissa etenkin liitteen 3 kuviossa 5.1., voidaan tulkita AR-prosessiksi. Kummankin sarjan osittaisautokorrelaatiofunktioiden kertoimet ovat merkitseviä tai melkein merkitseviä viiveillä yksi, kaksi, kolme ja neljä. Malleja estimoitaessa havaittiin kahden AR-parametrin riittävän. Lisäksi malleihin tarvittiin yksi AR- tai MA-parametri kuvaamaan kausivaihtelua.

Estimoidut mallit on esitetty taulukossa 6.1. Mallin (6.1.B.) residuaalien autokorrelaatiofunktion kerroin viiveellä neljä

1. 2 SE(r) = 0.167, ks. liite 3, kuvio 5.

on merkitsevästi nollostapoikkeava, mikä oli odotettavissa \hat{p}_t^1 :n autokorrelaatiofunktion perusteella. Mallin (6.1.A.) jäännöstermit ovat hyvinkäyttäytyviä.

Estimoitujen mallien (6.1.A.) ja (6.1.B.) yhtäläisyyksien löytämiseksi tarkastellaan tarkemmin mallien aukikirjoitettuja muotoja.

Malli (6.1.A.) voidaan esittää seuraavassa muodossa:

$$(6.1.A.) \quad p_t = \theta_0 + \frac{(1-0.887B^{12})}{(1-0.145B-0.251B^2)(1-B_{sk})(1-B^{12})} a_t,$$

jossa p_t kuvaa hintatasoa, $(1-B_{sk})$ skaalattua differenssioperaattoria¹ ja θ_0 on estimoitu vakio jaettuna a_t :n nimittäjässä olevilla termeillä. Suorittamalla jakolaskun $(1-B^{12})/(1-0.887B^{12})$ ja sijoittamalla tuloksen nimittäjään päädytään muotoon

$$p_t = \theta_0 + \frac{1}{(1-0.145B-0.251B^2)(1-B_{sk})(1-0.113B^{12}-0.100B^{24}-0.089B^{36} \dots)} a_t,$$

jossa $B^{12+i \times 12}$:n ($i = 0, 1, \dots, n$) kertoimet muodostavat supenevan sarjan.

Malli (6.1.B.) voidaan vastaavasti esittää muodossa

$$(6.1.B.) \quad p_t = \theta_0 + \frac{1}{(1-0.132B-0.211B^2)(1-0.132B^{12})(1-B_{sk})} a_t.$$

1. \hat{p}_t^1 on laskettu hintatason yhden kuukauden vuositasolle muunnettuna differenssinä. Ks. luku 5.1.2.

Havaitaan, että mallit ovat kertoimiltaan miltei samankaltaiset. Approksimatiivisesti tarkasteltuna \hat{p}_t^1 :n kausidifferensiointi kumoutuu osittain lähellä ykköstä olevan kausi-MA-termin, Θ_1 , vaikutuksesta. Kumoutumista ei voida kuitenkaan pitää täydellisenä, koska Θ_1 -kerroinestimaatin standardipoikkeama on hyvin pieni.

Autokorrelaatiofunktioiden, differensioitujen aikasarjojen kuvaajien ja niiden varianssien perusteella differensiointiaaste $d = 1$ osoittautui \hat{p}_t^{12} :n kohdalla johtavan stationaarisimpaan aikasarjaan. $\sqrt{\hat{p}_t^{12}}$:n korrelaatiofunktiot (kuvio 6.2., liite 3) muistuttavat $\sqrt{\hat{p}_t^{12} \hat{p}_t^1}$:n korrelaatiofunktioita, joten mallien identifiointiprosessit ovat hyvin samankaltaisia: kahdella AR-parametrilla voidaan selittää autokorrelaatiofunktion sekä osittaisautokorrelaatiofunktion katkoksia viiveillä kaksi sekä merkitsevästi nolasta poikkeavia kertoimia viiveillä kolmetoista ja neljätoista, jos mallissa on kausivaihteluosa. Kausivaihtelu MA-parametrilla voidaan selittää osittaisautokorrelaatiofunktion merkitsevät kertoimet viiveillä kaksitoista ja kaksikymmentäneljä sekä autokorrelaatiofunktion merkitsevän kertoimen viiveellä kaksitoista. Viiveen neljä merkitsevästi nolasta poikkeavaa kerrointa ei pyritä selittämään ollenkaan, koska sen huomioon ottaminen vaatisi neljä AR- tai MA-parametria.

Estimoitu malli on taulukossa 6.1. Mallin jäännöstermit ovat hyvin käyttäytyviä.

Verrattaessa toisiinsa \dot{p}_t^1 :n ja \dot{p}_t^{12} :n prosesseja kuvaavia malleja

$$(6.1.A.) \quad \dot{p}_t^1 : \text{ARIMA}(2,0,0) \times (0,1,1)_{12}$$

$$(6.1.C.) \quad \dot{p}_t^{12} : \text{ARIMA}(2,1,0) \times (0,0,1)_{12}$$

havaitaan, että mallit muistuttavat rakenteellisesti toisiaan, kun palautetaan mieleen, että \dot{p}_t^{12} ja \dot{p}_t^1 on konstruoitu kahdentoista ja yhden kuukauden vuositasolle muunnettuina elinkustannusindeksin muutoksina.

Myös mallien parametrien yhtäsuuruuden toteamiseksi malli

(6.1.C.) esitetään aukikirjoitetussa muodossa

$$(6.1.C.') \quad p_t = \theta_0 + \frac{(1-0.869B^{12})}{(1-0.176B)-0.264B^2)(1-B_{sk}^{12})(1-B)} a_t$$

Yhtälössä ei voida suorittaa täsmällisesti aikaisemmin kuvattun menettelyn mukaisesti jakolaskua, koska $(1-B_{sk}^{12})$ on skaalattu differenssioperaattori. Approksimatiivisesti voidaan kuitenkin todeta, että $(1-B_{sk}^{12})$:lla ja $(1-0.869B^{12})$:lla on toisiaan osittain kumoava vaikutus samoin kuin mallissa (6.1.A.). Tässä yhteydessä hintojen muutoksen muodostuminen elinkustannusindeksin kahdentoista kuukauden differenssinä kumoutuu siis osittain estimoidun mallin MA-parametrin vaikutuksesta siten, että estimoituun malliin jää ainoastaan hintojen muutos yhden kuukauden differenssinä esitettynä. Tämä ilmiö asettaa jossakin määrin kyseenalaiseksi \dot{p}_t^{12} :n soveltuvuuden kuvaamaan estimointiperiodina hintojen muutosta, koska se sisältää "keinotekoista" kausivaihtelua.

Verrattaessa siis toisiinsa malleja (6.1.A.), (6.1.B.) ja (6.1.C.) havaitaan, että mallit ovat vakioden. estimaatteja lukuun ottamatta samankaltaisia. Mallit ovat tyypillisesti AR(2)-malleja ja myös niiden kausivaihteluosa selittyy luonnollisimmin yhdellä kausi-AR-parametrilla.

6.1.1. Yhteenveto tuloksista

Mikäli oletetaan, että taloudenpitäjien inflaatio-odotukset ovat optimaalisia ja että ne on muodostettu käyttämällä hyväksi kaikki mahdollinen tieto inflaation menneestä kehityksestä muttei muuta informaatiota, niin muodostettujen ARIMA-mallien pitäisi kuvata, miten taloudenpitäjien odotukset muodostuvat. Mallien perusteella odotukset voidaan yleistäen jakaa kahteen ryhmään:

1. autoregressiivisiin odotuksiin
2. autoregressiivis-adaptiivisiin odotuksiin

Autoregressiiviset odotukset muodostuvat yleensä kahden viimeisimmän ja edellisen vuoden vastaavan kuukauden hintojen muutoksen perusteella. Hintojen muutosta kuvaa luontevimmin yhden kuukauden vuositasolle muunnettu (tai tavallinen) elinkustannusindeksin muutos.

Autoregressiivis-adaptiiviset odotukset muodostetaan yleensä kahden viimeisimmän havainnon perusteella hintojen muutoksen

akseleraatiosta sekä korjaamalla edellisen vuoden hintaodotuksia. Koska hintojen muutosta kuvaavat mallit osoittautuivat jossakin määrin ylidifferensioituneiksi ja yli-indentifioituneiksi, odotusten adaptiivisen osan tulkintaan on suhtauduttava varauksellisesti. Myös oletus hintatason muutoksen muutoksiin kohdistuvista odotuksista tuntuu hieman epärealistiselta koko periodia 1963 - 1974 ajateltaessa.

6.2. Odotusten muodostumisen "vaihteen muutos" -hypoteesin testaus ja osaperiodeittain estimoidut hintojen muutoksen ARIMA-mallit inflaatio-odotusten kuvaajina

Luvussa 4 on esitetty Flemmingin "vaihteen muutos" -hypoteesi. Hypoteesi voidaan esittää seuraavasti: taloudenpitäjillä on jokin yksinkertainen menetelmä (malli), jonka perusteella he muodostavat odotuksensa eli ennustavat esimerkiksi tulevan hintatason. Oletetaan, että talouden rakenteessa tapahtuu muutos, joka heijastuu hintatasoon siten, että se alkaa kasvaa trendimäisesti. (Flemming oletti, että ennen talouden rakenteen muutosta hinnat vaihtelevat jonkin vakiotason ylä- ja alapuolella.) Kun taloudenpitäjät havaitsevat ennusteidensa olevan systemaattisesti harhaisia, he "korjaavat" ennustustapaansa siten, että alkavat edelleen vanhaa menetelmää käyttäen ennustaa hintojen muutoksen suuruutta aikaisempien hintatasoennusteiden asemesta; toisin sanoen taloudenpitäjät "muuttavat vaihdetta".

Flemming esitti hypoteesinsa hintatasosta ja hintatason muutoksesta. Tässä tutkielmassa testataan puolestaan sitä, tapahtuuko "vaihteen muutosta" inflaatio-odotuksista inflaation muutoksen ennakoimiseen jostakin eksogeenisesti määritellystä ajankohdasta lähtien. Menettelyä perustellaan sillä, että jo alkupuolen otosperiodien hintaindeksillä on nouseva trendi, joten on luontevaa lähteä liikkeelle oletuksesta, jonka mukaan yleisö muodostaa alkuperiodilla odotuksensa hintojen muutoksesta.

Tässä tutkielmassa "vaihteen muutos" -hypoteesia on testattu kahdella tavalla. Ensiksi on suoritettu hypoteesin testaus soveltaen adaptiivisten odotusten mallia Flemmingin esittämällä tavalla. Toiseksi hypoteesia on testattu ARIMA-malleja käyttäen, kun lähtökohtaoletuksena on se, että taloudenpitäjät "muuttavat vaihetta", mikäli rakenteen muutoksen jälkeisen periodin ARIMA-malleilla on korkeampi differensiointiaste kuin rakenteen muutosta edeltäneen periodin mallilla. Sananmukaisesti tulkittuna "vaihteen muutos" -hypoteesi sisältää ajatuksen, että taloudenpitäjät eivät hylkää vanhaa ennustusmenetelmää, vaan he korjaavat sitä muuttuneessa tilanteessa toimivaksi. Tästä tulkinnaasta on jossakin määrin jouduttu luopumaan osaperiodeittain estimoitujen ARIMA-mallien yhteydessä.

Talouden rakenteen muutoksen heijastamat vaikutukset inflaatio-odotuksiin voivat luonnollisesti esiintyä myös muissa kuin edellä esitetyissä muodoissa. Tästä syystä on luvussa

1. Ks. luku 4.2.

6.2.3. kuvattu osaperiodeittain estimoituja ARIMA-malleja tulkitsemalla odotusten muodostumista kunakin periodina.

Testiperiodeiksi valittiin 1963 I - 1967 XII ja 1968 I - 1974 XII sekä 1963 I - 1970 XII ja 1971 I - 1974 XII. Periodien 1963 I - 1970 XII ja 1971 I - 1974 XII valinta suoritettiin hintojen muutoksen \dot{p}_t^1 ja \dot{p}_t^{12} kuvioitten¹ perusteella etsimällä käännepeisteitä, joissa hintojen muutos muuttuu trendimäiseksi. Periodien 1963 I - 1967 XII ja 1968 I - 1974 XII valintaan on vaikuttanut se, että inflaatio-odotussarjat on konstruoitu erisuuruksilla riskinavertointikertoimilla kyseisten periodien ajalta.²

Testiperiodien valinta on perusteltavissa myös empiirisesti. Ensimmäiseen muutoskohtaan osuvat markan devalvointi ja taloudellisen vakauttamisen käynnistyminen. Toisen rakennemuutoksen jälkeistä periodia luonnehtii sekä kotoperäisistä että myöhemmin kansainvälisistä tekijöistä johtunut inflaation kiihtyminen.

Testattaessa hypoteesia ARIMA-malleilla "katkos"-kohdassa estimointiperiodit ovat vuoden 1967 ja 1970 ajan päällekkäisiä. Periodien päällekkäisyydellä voidaan eliminoida havaintojen menettämisen riski kausidifferensiointeja suoritettaessa. Menettelyllä lisätään myös havaintojen lukumäärää, jotta myös mahdollisille kausivaihteluparametreille saataisiin

1. Ks. kuviot 5.2. ja 5.5.

2. Ks. liite 1. Myös Paunio ja Suvanto ovat käyttäneet samaa periodijakoa inflaatio-odotussarjan ekonometrisissa sovelluksissa. Ks. Paunio - Suvanto (1977).

jokseenkin luotettavia estimaatteja etenkin lyhyemmiltä periodeilta 1963 I - 1967 XII ja 1970 I - 1974 III.

6.2.1. "Vaihteen muutos" -hypoteesin testaus adaptiivisten odotusten yhtälön avulla

"Vaihteen muutos" -hypoteesia testataan adaptiivisten odotusten yhtälöillä

$$(6.7.) \quad \dot{p}_t^e = \alpha_0 + \alpha_1 \dot{p}_{t-1} + \alpha_2 \dot{p}_{t-1}^e$$

ja

$$(6.8.) \quad \nabla^{12} \dot{p}_t^e = \beta_0 + \beta_1 \nabla^{12} \dot{p}_{t-1} + \beta_2 \nabla^{12} \dot{p}_{t-1}^e.$$

Malleissa \dot{p}_t kuvaa hintojen muutosta (prosentteina ilmaistuna) ja $\nabla^{12} \dot{p}_t$ hintojen muutoksen muutosta eli akseleraatiota 12 kuukauden differenssinä ilmaistuna.¹ \dot{p}_t -muuttujaksi valittiin sekä \dot{p}_t^1 että \dot{p}_t^{12} .² \dot{p}_t^e ja $\nabla^{12} \dot{p}_t^e$ kuvaavat vastaavia odotuksia, jotka kohdistuvat periodille t.

"Vaihteen muutos" -hypoteesin mukaan tutkimusperiodin alkupuolella odotuksia selittää parhaiten yhtälö (6.7.) ja loppuperiodin odotuksia yhtälö (6.8.).

Estimoidut mallit on esitetty taulukoissa 6.2. ja 6.2.A. \dot{p}_t^1 :n kuvatessa hintojen muutosta ja taulukoissa 6.3. ja 6.3.A. \dot{p}_t^{12} :n kuvatessa hintojen muutosta. Taulukossa 6.2. on esitetty

1. Mallit estimointiin myös käyttäen $\nabla^{12} \dot{p}_t^1$:tä. Estimointitulokset osoittivat, ettei $\nabla^{12} \dot{p}_t^1$ -muuttuja toiminut mallissa, joten tulokset jätettiin raportoimatta.

2. Ks. luku 5.1.2.

hintaodotusten muodostumista alkuperiodilla yhtälön (6.7.) mukaan ja loppuperiodilla yhtälön (6.8.) mukaan ja taulukossa 6.2.A. loppuperiodien ja koko periodin hintaodotusten muodostumista, jos "vaihteen muutosta" ei tapahdu. (Taulukoissa 6.3. ja 6.3.A. on esitetty samat mallit p_t^{12} :n kuvatussa hintojen muutosta.)

Saadut tulokset osoittavat, ettei "vaihteen muutos" -hypoteesi adaptiivisten odotusten yhtälön avulla esitettyinä saa tukea Suomen aineistosta tutkimusperiodilta 1963 - 1974:

Ensinnäkin verrattaessa toisiinsa loppuperiodeilta estimoituja malleja, jotka ovat muotoa (6.7.) ja (6.8.), havaitaan muodossa (6.7.) estimoidun yhtälön selittävän paremmin myös loppuperiodin hintaodotuksia. Toisaalta edellä olevan havainnon perusteella on vaikea tehdä pitkälle meneviä johtopäätöksiä, koska yleensä mallin sisältäessä differensioituja muuttujia se pienimmän neliösumman menetelmällä estimoituna laskee selitysasteeltaan verrattuna vastaavaan "tasomalliin".

Toiseksi verrattaessa koko periodilta estimoituja malleja osaperiodeittain estimoituihin malleihin havaitaan, että koko periodin mallit osoittautuivat tilastollisesti "paremmiksi". Tämän voidaan tulkita olevan ristiriidassa Flemmingin hypoteesin kanssa, koska se osoittaa, ettei yleisön ole tarpeen suorittaa "vaihteen muutosta" parempien ennusteiden aikaansaamiseksi.

Taulukko 6.2. "Vaihteen muutos" -hypoteesi (Adaptiiviset hintojen muutos-odotukset periodeina 1963 II - 1967 XII ja 1963 II - 1970 XII ja hintojen akseleraatio-odotukset periodeina 1968 I - 1974 XII ja 1971 I - 1974 XII, kun hintojen muutosta kuvaa \dot{p}_t^1)

MALLI: $\dot{p}_t^e = a_0 + a_1 \dot{p}_{t-1} + a_2 \dot{p}_{t-1}^e$					
Periodi	a_0	a_1	a_2	R^2	D-W
1963 II - 1967 XII	0.301 (0.6)	0.064 (2.7)	0.898 (13.7)	0.773	1.61
1963 II - 1970 XII	0.591 (1.7)	0.055 (2.8)	0.851 (16.2)	0.741	1.66
MALLI: $\sqrt{12} \dot{p}_t^e = b_0 + b_1 \sqrt{12} \dot{p}_{t-1} + b_2 \sqrt{12} \dot{p}_{t-1}^e$					
Periodi	b_0	b_1	b_2	R^2	D-W
1968 I - 1974 XII	0.191 (0.9)	0.024 (1.2)	0.816 (13.4)	0.736	2.00
1971 I - 1974 XII	0.776 (2.2)	0.013 (0.5)	0.742 (7.7)	0.595	1.76

Taulukko 6.2.A. "Vaihteen muutos" -hypoteesi (Adaptiiviset hintojen muutos-odotukset periodeina 1968 I - 1974 XII, 1971 I - 1974 XII ja 1963 II - 1974 XII, kun hintojen muutosta kuvaa \dot{p}_t^1)

MALLI: $\dot{p}_t^e = b'_0 + b'_1 \dot{p}_{t-1} + b'_2 \dot{p}_{t-1}^e$					
Periodi	b'_0	b'_1	b'_2	R^2	D-W
1968 I - 1974 XII	0.371 (1.0)	0.016 (0.8)	0.952 (20.1)	0.887	2.02
1971 I - 1974 XII	1.056 (1.5)	0.003 (0.1)	0.926 (13.5)	0.832	2.03
1963 II - 1974 XII	0.409 (1.5)	0.040 (2.7)	0.919 (27.2)	0.870	1.83

Taulukko 6.3. "Vaihteen muutos" -hypoteesi (Adaptiiviset hintojen muutos-odotukset periodeina 1963 II - 1967 XII ja 1963 II - 1970 XII ja hintojen akseleraatio-odotukset periodeina 1968 I - 1974 XII ja 1971 I - 1974 XII, kun hintojen muutosta kuvaa \dot{p}_t^{12})

MALLI: $\dot{p}_t^e = a_0 + a_1 \dot{p}_{t-1} + a_2 \dot{p}_{t-1}^e$					
Periodi	a_0	a_1	a_2	R^2	D-W
1963 II - 1967 XII	-0.123 (-0.2)	0.321 (3.1)	0.721 (8.9)	0.783	1.64
1963 II - 1970 XII	0.526 (1.4)	0.157 (2.6)	0.768 (12.5)	0.744	1.71
MALLI: $\nabla^{12} \dot{p}_t^e = b_0 + b_1 \nabla^{12} \dot{p}_{t-1} + b_2 \nabla^{12} \dot{p}_{t-1}^e$					
Periodi	b_0	b_1	b_2	R^2	D-W
1968 I - 1974 XII	0.202 (1.0)	-0.013 (-0.3)	0.850 (13.8)	0.732	2.10
1971 I - 1974 XII	1.123 (2.5)	-0.106 (-0.3)	0.774 (8.3)	0.606	1.89

Taulukko 6.3.A. "Vaihteen muutos" -hypoteesi (Adaptiiviset hintojen muutos-odotukset periodeina 1968 I - 1974 XII, 1971 I - 1974 XII ja 1963 II - 1974 XII, kun hintojen muutosta kuvaa \dot{p}_t^{12})

MALLI: $\dot{p}_t^e = b'_0 + b'_1 \dot{p}_{t-1} + b'_2 \dot{p}_{t-1}^e$					
Periodi	b'_0	b'_1	b'_2	R^2	D-W
1968 I - 1974 XII	0.466 (1.3)	0.110 (2.1)	0.858 (12.8)	0.891	1.94
1971 I - 1974 XII	1.300 (1.8)	0.131 (1.7)	0.783 (7.4)	0.842	1.90
1963 II - 1974 XII	0.380 (1.4)	0.158 (3.5)	0.816 (16.5)	0.874	1.79

Kolmanneksi malleista havaitaan, että periodilla viivästettyjen hintaodotusten parametriestimaatit ovat lähellä ykköstä ja tilastollisesti merkitseviä, joten edellisen periodin hintaodotukset selittävät malleissa huomattavan osan seuraavan periodin hintaodotuksista. Samaa näkemystä tukevat myös hintojen muutoksen alhaiset, ja useimmissa tapauksissa ei-merkitsevät, parametriestimaatit.

Neljänneksi voidaan havaita, että hintojen muutoksen kääntymisen trendimäiseen kasvuun loppuperiodilla voidaan osittain selittää vakion kasvulla. Tämä havaitaan etenkin lyhyemmällä loppuperiodilla 1971 I - 1974 XII.

Keskeisenä syynä siihen, ettei "vaihteen muutos" -hypoteesi saanut empiiristä tukea, voitaneen pitää kuitenkin sitä, että hintojen muutoksen ja inflaatio-odotusten stokastinen prosessi ei vastaa käytetyn adaptiivisten odotusten mallin edellyttämää prosessia. Toisin sanoen muodostetut odotukset eivät ole optimaalisia.¹

1. Lisäsyy odotusten epäoptimaalisuuteen löytyy vielä etenkin loppuperiodien mallien jännöstermien positiivisesta autokorreloituneisuudesta. Tämän ongelman välttämiseksi mallien estimoiminen olisi voitu suorittaa esimerkiksi jäännöstermin ensimmäisen asteen autokorrelaatiomuunnoksella. Autokorrelaatiomuunnosta olisi kuitenkin vaikea tulkitä odotusten muodostumisen kuvauksen yhteydessä.

6.2.2. "Vaihteen muutos" -hypoteesin testaus ARIMA-mallien avulla

Tässä luvussa "vaihteen muutos" -hypoteesin testaaminen aloitetaan estimoimalla alku- ja loppuperiodin hintojen muutosta kuvaavat ARIMA-mallit. Mallien oletetaan kuvaavan inflaatio-odotuksia silloin, kun odotukset muodostetaan pelkästään hintojen menneeseen kehitykseen sisältyvän informaation perusteella.

"Vaihteen muutos" -hypoteesi voidaan ARIMA-mallien yhteydessä esittää seuraavassa muodossa: mikäli hintaodotuksia kuvaavien ARIMA-mallien differenssiointiaste kohoaa tai mikäli ensimmäisen asteen AR-parametrin arvo kohoaa lähelle ykköstä siirryttäessä alkuperiodista loppuperiodille, taloudenpitäjät ovat "muuttaneet vaihdetta" odotuksia muodostaessaan.

Seuraavassa esitetään hintojen muutoksen ARIMA-mallit osaperiodeittain estimoituna ja käydään lyhyesti läpi mallien identifiointiin ja tulkintaan liittyviä kysymyksiä. Hintojen muutosten ja niiden eri differenssiointien autokorrelaatio- ja osittaisautokorrelaatiofunktioit on esitetty liitteen 3 kuvioissa 7 - 10 ja estimoidut mallit taulukoissa 6.4. ja 6.5.

Alkuperiodeilla p_t^1 on stationaarinen ilman differenssiointeja. Sarjan autokorrelaatiofunktioit (kuvio 7, liite 3) viittaavat

valkoiseen kohinaan lukuun ottamatta merkitsevää (periodi 1963 I - 1970 XII) tai melkein merkitsevää (periodi 1963 I - 1967 XII) kertoimen arvoa viiveellä neljä. Korrelaatiofunktioiden perusteella relevantteja mallivaihtoehtoja ovat AR(4), MA(4) ja valkoinen kohina -mallit. Parhaiksi osoittautuneet mallivaihtoehdot on esitetty taulukossa 6.4. Estimoitujen mallien (6.4.A.) ja (6.4.B.) jäännökset ovat hyvin käyttäytyviä. Malli (6.4.B.) on kuitenkin siinä mielessä epätyytyttävä, että kolmen ensimmäisen AR-parametrin kerroinestimaatit ovat lähellä nollaa ja ei-merkitseviä. Vaihtoehdoissa valkoinen kohina -mallissa on puolestaan jäännösten autokorrelaatiofunktiossa merkitsevä kerroin viiveellä neljä.¹

\hat{p}_t^{12} osoittautui alkuperiodeilla stationaariseksi yhden tavallisen differensioinnin jälkeen. \hat{v}_t^{12} :n autokorrelaatiofunktioissa on, kuten edellisessäkin tapauksessa, merkitsevät kertoimet neljännellä viiveellä. Lisäksi korrelaatiofunktioissa on viitteitä kausikomponentista.

Estimoidut mallit on esitetty taulukossa 6.4. Lyhyempää alkuperiodia kuvaava malli muistuttaa rakenteeltaan \hat{p}_t^1 :n mallia vastaavalla periodilla, kun otetaan huomioon \hat{p}_t^{12} :n konsturoinnissa käytetyn kahdentoista kuukauden differensioinnin ja $(1-0.862B^{12})$:n toisiaan osittain kumoava vaikutus.² Periodille 1963 I - 1970 XII ei \hat{p}_t^{12} :kaan tapauksessa

1. Mallia ei ole esitetty.

2. On kuitenkin korostettava sitä, että kyseinen kausi-MAParametri poikkeaa merkitsevästi 1:stä.

löydetty täysin tyydyttävää mallia: esitetyn mallin jäännösten autokorrelaatiofunktiossa on merkitsevä kerroin viiveellä kaksitoista, periodia 1963 I - 1967 XII vastaava malli ei konvergoinut, ja edellisten yhdistelmämallit, joissa on neljä AR- tai MA-parametria ja yksi kausivaihteluparametri, osoittautuivat joko jäännösten suhteen epätydyttäviksi tai eivät konvergoineet.¹

Yleisesti voidaan todeta, että \hat{p}_t^1 :n ja \hat{p}_t^{12} :n loppuperiodien mallien identifiointi- ja tulkintaongelmat ovat samoja kuin koko periodin malleja koskevat ongelmat.

\hat{p}_t^1 :n loppuperiodien differensiointiasteen valintaa ei voitu suorittaa yksikäsitteisesti, joten taulukossa 6.5. on esitetty estimoidut mallit sekä differensioidussa että differensioimattomassa tapauksessa. Mallien jäännöstermit ovat hyvin käyttäytyviä. Mallien lähempi tarkastelu osoittaa jälleen sen, että mikäli kausidifferensioidussa mallissa otetaan huomioon kausidifferensioinnin osittainen kumoutuminen lähellä ykköstä olevan MA-parametrin vaikutuksesta, mallit (6.5.A.) ja (6.5.B.) on saatettavissa läheisesti toisiaan muistuttavaan muotoon.²

Myös \hat{p}_t^{12} :n pitempää loppuperiodia saatiin kuvaamaan koko periodin mallia muistuttava malli, jonka jäännökset ovat hyvin käyttäytyviä.

1. Kyseisiä malleja ei ole esitetty.

2. Vrt. s. 103 - 104.

Taulukko 6.4. Estimoidut hintojen muutoksen ARIMA-mallit osaperiodeina
1963 I - 1967 XII ja 1963 I - 1970 XII¹

periodi muuttuja mallit

1963I- \dot{p}_t^1 (6.4.A.) ARIMA(0,0,0)

1967XII

$$\dot{p}_t^1 = 6.508 + a_t$$

(1.050)

$$Q = 12.0 < \chi_{35}^2(0.995) \quad \hat{s}^2 = 65.7$$

1963I- \dot{p}_t^1 (6.4.B.) ARIMA(4,0,0)

1970XII

$$(1 + 0.007B - 0.087B^2 - 0.151B^3 - 0.294B^4)\dot{p}_t^1$$

(0.102) (0.100) (0.100) (0.102)

$$= 2.428 + a_t$$

(1.270)

$$Q = 11.0 < \chi_{31}^2(0.995) \quad \hat{s}^2 = 33.8$$

1963I- \dot{p}_t^{12} (6.4.C.) ARIMA(0,1,0)×(0,0,1)₁₂

1967XII

$$\nabla \dot{p}_t^{12} = -0.033 + (1 + 0.862B^{12})a_t$$

(0.053) (0.042)

$$Q = 19.5 < \chi_{34}^2(0.975) \quad \hat{s}^2 = 0.35$$

1963I- \dot{p}_t^{12} (6.4.D.) ARIMA(0,1,4)

1970XII

$$\nabla \dot{p}_t^{12} = -0.034 + (1 + 0.040B + 0.272B^2 + 0.491B^3 +$$

(0.167) (0.082) (0.075) (0.077)

$$+ 0.531B^4)a_t$$

(0.092)

$$Q = 38.0 < \chi_{31}^2(0.100) \quad \hat{s}^2 = 0.49$$

1. Taulukon merkinnät on selostettu taulukon 6.1. yhteydessä.

Taulukko 6.5. Estimoidut hintojen muutoksen ARIMA-mallit osaperiodeina
1967 I - 1974 XII ja 1970 I - 1974 XII¹

periodi muuttuja mallit

1967I- 1974XII	\dot{p}_t^1	(6.5.A.) ARIMA(2,0,0) \times (0,0,1) ₁₂ $(1 - 0.194B - 0.365B^2)\dot{p}_t^1 = 3.715 + (1 + 0.080B^{12})a_t$ (0.097) (0.098) (1.950) (0.126) $Q = 21.3 < \chi_{32}^2(0.900) \quad \hat{s}^2 = 62.6$
1967I- 1974XII	\dot{p}_t^1	(6.5.B.) ARIMA(2,0,0) \times (0,1,1) ₁₂ $(1 - 0.159B - 0.296B^2)\nabla^{12}\dot{p}_t^1 = 0.677 + (1 - 0.833B^{12})a_t$ (0.106) (0.108) (0.583) (0.036) $Q = 14.8 < \chi_{32}^2(0.995) \quad \hat{s}^2 = 38.3$
1970I- 1974XII	\dot{p}_t^1	(6.5.C.) ARIMA(2,0,0) \times (0,0,1) ₁₂ $(1 - 0.173B - 0.342B^2)\dot{p}_t^1 = 5.039 + (1 + 0.099B^{12})a_t$ (0.146) (0.141) (1.730) (0.316) $Q = 14.7 < \chi_{32}^2(0.995) \quad \hat{s}^2 = 24.4$
1970I- 1974XII	\dot{p}_t^1	(6.5.D.) ARIMA(0,0,0) \times (0,1,1) ₁₂ $\nabla^{12}\dot{p}_t^1 = 3.437 + (1 - 0.846B^{12})a_t$ (0.990) (0.040) $Q = 25.5 < \chi_{34}^2(0.750) \quad \hat{s}^2 = 67.2$
1967I- 1974XII	\dot{p}_t^{12}	(6.5.E.) ARIMA(2,1,0) \times (0,0,1) ₁₂ $(1 - 0.157B - 0.289B^2)\nabla\dot{p}_t^{12} = 0.069 + (1 - 0.836B^{12})a_t$ (0.101) (0.100) (0.050) (0.037) $Q = 19.8 < \chi_{32}^2(0.950) \quad \hat{s}^2 = 0.39$
1970I- 1974XII	\dot{p}_t^{12}	(6.5.F.) ARIMA(0,1,0) \times (0,0,1) ₁₂ $\nabla\dot{p}_t^{12} = 0.300 + (1 - 0.837B^{12})a_t$ (0.042) (0.040) $Q = 16.1 < \chi_{34}^2(0.990) \quad \hat{s}^2 = 0.32$

1. Taulukon merkinnät on selostettu taulukon 6.1. yhteydessä.

Yleisestä kuvasta poikkeavat rakenteeltaan kuitenkin mallit (6.5.D.) ja (6.5.F.), joissa on vain yksi lähellä ykköstä oleva MA-parametri. Voidaan todeta, että hintojen muutokset lyhyempänä loppuperiodina (1970 I - 1974 XII) ovat approksimatiivisesti tulkittavissa valkoisena kohinana. Toisaalta on kuitenkin muistettava, että malli (6.5.C.) on ristiriidassa tämän tulkinnan kanssa.

Saatujen tulosten perusteella voidaan todeta, että "vaihteen muutos" -hypoteesi saa jossakin määrin tukea empiirisestä aineistosta \hat{p}_t^1 :n kuvatessa hintojen muutosta.

Tarkasteltaessa alkuperiodien malleja (6.4.A.) ja (6.5.B.) sekä loppuperiodien malleja (6.5.B.) ja (6.5.D.), joissa \hat{p}_t^1 kuvaa inflaatiota, havaitaan loppuperiodien mallien differenssiointiasteen olevan korkeampi kuin alkuperiodien. Sen sijaan $\hat{p}_t^{1,2}$:n kuvatessa hintojen muutosta alku- ja loppuperiodien differenssiointiasteet osoittautuivat samoiksi.

On kuitenkin aiheellista suhtautua varauksellisesti hypoteesia tukevaan tulokseen myös \hat{p}_t^1 :n ollessa kyseessä.

Ensinnäkin \hat{p}_t^1 :n aikasarjan differenssiointiasteen valinta loppuperiodeilla ei sen autokorrelaatiofunktion ja varianssin perusteella ole yksikäsitteistä, vaan sekä differenssioidun että differensioimattoman sarjan valintaa mallitettavaksi voidaan perustella. Esitettyjä kausidifferensioimattomia

malleja voidaankin pitää vaihtoehtoisina loppuperiodien malleina - ja ne eivät tue "vaihteen muutos" -hypoteesia.

Toiseksi, kuten tässä tukielmassa on usein todettu, mallien (6.5.B.) ja (6.5.D.) lähellä ykköstä olevat kausi-MA-parametrit ja sarjalle suoritettu kausidifferensiointi kumoavat osittain toisensa. Kumoutumisen perusteella voidaan epäillä suoritettun kausidifferensioinnin olevan "tarpeeton". Toisaalta on syytä korostaa, että kausi-MA-parametrien standardipoikkeamat ovat pieniä, joten kertoimet poikkeavat merkittävästi ykkösestä; mikä puolestaan osoittaa kausidifferensioinnin perustelluksi.

"Vaihteen muutos" -hypoteesin testaaminen ARIMA-mallien avulla tuotti siis ristiriitaisia ja hypoteettisia vain varauksellisesti tukevia tuloksia. Estimoitujen mallien perusteella on kuitenkin syytä olettaa odotusten muodostuneen eri tavoin eri periodeilla, vaikkei eroja voidakaan selittää pelkästään "vaihteen muutos" -hypoteesin avulla. Seuraavassa luvussa annetaankin lyhyt kuvaus estimoituja malleja tulkitsemalla odotusten muodostumisesta eri periodeilla.

6.2.3. Osaperiodeittain estimoidut ARIMA-mallit inflaatio- odotusten kuvaajina

ARIMA-mallien tarkastelussa ja tulkinnessa on otettava huomioon myös se, että estimoidun mallin parametrit ovat kiin-

teitä eli ajassa muuttumattomia. Tästä syystä estimoitu malli kuvaa tavallaan estimointiperiodin "keskiarvoa" tarkasteltavan muuttujan prosessista. Mikäli prosessi estimointiperiodilla jostakin ajankohdasta lähtien muuttuu toiseksi, se voi ilmetä estimoidussa mallissa esimerkiksi heikkona selityskykyinä tai parametriestimaattien suurina standardipoikkeamina. Tällaisessa tapauksessa tutkimusperiodin jakaminen kahtia ja kahden eri ARIMA-mallin estimointi voi antaa perusteellisemmän kuvan tarkasteltavan muuttujan historiasta.

Tässä luvussa tarkastellaan inflaatio-odotusten muodostumista osaperiodeittain estimoitujen ARIMA-mallien avulla.

Verrattaessa toisiinsa koko periodilta ja osaperiodeilta estimoituja malleja havaitaan, etteivät koko periodilta estimoidut mallit ole tunnuslukujensa perusteella osaperiodeittain estimoituja malleja heikompia. Inflaatio-odotukset ovat periodina 1963 - 1974 muodostuneet autoregressiivisesti tai autoregressiivis-adaptiivisesti mallien (6.1.A.), (6.1.B.) ja (6.1.C.) osoittamalla tavalla.¹ Osaperiodeittain estimoidut mallit viittaavat kuitenkin siihen, että periodin sisällä on tapahtunut useita muutoksia. Kun oletetaan kuten luvussa 6.1., että odotukset muodostetaan pelkästään koetun inflaation perusteella, voidaan odotusten muodostumista periodeittain kuvata seuraavasti:

1. Ks. luku 6.1.1.

Periodina 1963 - 1967 odotusten muodostumista voidaan luonnehtia kahdella tavalla: voidaan joko todeta, että optimaaliset odotukset muodostuvat "random walk" -prosessina¹ tai autoregressiivisesti ottaen huomioon voimakkaimmin viimeisen vuosikolmanneksen kehityksestä neljä kuukautta sitten koetun inflaation.

Periodina 1963 - 1970 odotukset muodostuvat paljolti samalla tavoin autoregressiivisesti kuin lyhyempänä alkuperiodina. Huomiota tämän periodin kohdalla on kiinnitettävä siihen, että vuosien 1968, 1969 ja 1970 mukaanotto "huononsi" malleja ja aiheutti konvergointivaikeuksia.² Mahdollisesti inflaation kehityksessä tapahtuu kyseisinä vuosina muutos, joka aiheuttaa painetta myös optimaalisten odotusten muodostamistavan muuttamiseksi. Tähän viittaa lisäksi se, että alkuperiodien odotusten muodostumista kuvaavat mallit poikkeavat rakenteeltaan selvästi loppuperiodien ja koko periodin malleista.

Periodin 1967 - 1974 inflaatio-odotukset ovat lähes samankaltaisia kuin koko periodilla. Odotukset muodostetaan joko puhtaasti autoregressiivisesti ottaen huomioon kahden viimeisen kuukauden ja vuosi sitten koetun inflaation, mikäli differensioinnin ja kausi-MA-parametrin toisiaan kumoava

1. Mikäli mallin (6.4.C.) kohdalla otetaan huomioon kausi-MA-parametrin ja differensioinnin toisiaan osittain kumoava vaikutus.

2. Esimerkiksi mallia (6.4.B.) vastaava malli periodina 1963 - 1967 on tunnuslukujensa perusteella parempi, mallia (6.4.C.) vastaava malli ei periodina 1963 - 1970 konvergoinut ja mallia (6.4.D.) voidaan pitää epätyytyttävänä.

vaikutus otetaan huomioon, tai autoregressiivis-adaptiivisesti "korjaamalla" odotuksia edellisen vuoden ennustusvirheellä.

Periodin 1970 - 1974 odotusten muodostuminen autoregressiivisesti tai autoregressiivis-adaptiivisesti ei ole yhtä luontevaa kuin edellisessä tapauksessa. Mallien (6.5.D.) ja (6.5.F.) perusteella voidaan odotusten tulkita muodostuvan joko adaptiivisesti ja koskevan inflaation muutosta tai "random-walk"-prosessina, mikäli kausi-MA-parametrin ja differensioinnin toisiaan osittain kumoava vaikutus otetaan tulkinnessa huomioon.

7. YHTEENVETO

Tämän tutkielman luvuissa 2 - 4 on selvitetty erilaisia odotustenmuodostumishypoteeseja sekä laajennettu tarkastelua koskemaan myös rationaalisia odotuksia ja niistä käytyä keskustelua. Tavoitteena on ollut tällöin luoda taustaa tutkielman empiirisille kokeiluille, joissa tarkasteltiin Paunion ja Suvannon inflaatio-odotussarjan optimaalisuutta ja inflaatio-odotusten muodostumista, olettaen että odotusten relevantti informaatio rajoittuu koettuun inflaatioon.

Kysymykseen, ovatko inflaatio-odotukset rationaalisia tutkielman johdanto-osassa annettujen kriteerien perusteella, ei suoranaisesti voitu vastata, koska inflaatio-odotussarjan konstruointitavan johdosta ei taloudenpitäjien informaatiota ole määritelty. Näin on luonnollisesti kaikkien suorien ja yleensä myös empiiristen havaintojen perusteella konstruoiduissa odotussarjoissa. Käytäntönä on ollut, että odotusten rationaalisuuden testaaminen on kohdistunut tällöin välttämättömän ominaisuuden, optimaalisuuden, testaamiseen.

Tarkastelujen perusteella päädyttiin tulokseen, jonka mukaan Paunion ja Suvannon inflaatio-odotussarja on optimaalinen eli

"rationaalinen" silloin, kun odotukset kohdistuvat lähinnä seuraavalle kuukaudelle ja kun odotuksia verrataan yhden kuukauden vuositasolle muunnettuihin elinkustannusindeksin muutoksiin. Sen sijaan muut tavat määritellä odotusten horisontti ja toteutunut inflaatio, johon odotuksia verrataan, eivät olleet tuloksellisia.

Inflaatio-odotusten muodostumista kuvaavat ARIMA-mallit estimoitiin koko- ja osaperiodeittain. Hintojen muutoksen stokastisen prosessin todettiin muuttuneen tutkimusperiodin aikana, joten voitiin päätellä, että myös taloudenpitäjät ovat joutuneet sopeuttamaan odotustenmuodostamismenetelmänsä muuttuneessa tilanteessa sopiviksi. Alkuperiodeina 1963 - 1967 ja 1963 - 1970 odotukset muodostettiin lähimpinä kuukausina koetun inflaation perusteella. Loppuperiodien 1967 - 1974 ja 1970 - 1974 ja koko periodin odotuksiin vaikutti taas lähimpien kuukausien kokemuksen lisäksi vuosi sitten koettu hintojen muutos. Yleensä voidaan todeta, että inflaatio-odotukset osoittautuivat adaptiivisten ja autoregressiivisten odotusten sekamuodoiksi.

Taloudenpitäjien oppimisprosessia pyrittiin kuvaamaan "vaihteen muutos" -hypoteesin avulla. Hypoteesi ei toiminut testattaessa sitä adaptiivisten odotusten mallin avulla. Sen sijaan hypoteesin avulla pystyttiin jossakin määrin selittämään odotusten muodostumista ARIMA-mallien yhteydessä \hat{p}_t^1 :n kuvatessa hintojen muutosta.

Tässä työssä hintojen muutosta kuvaavat sarjat \dot{p}_t^1 ja \dot{p}_t^{12} ovat prosenttimuutossarjoja. Suoritetut empiiriset kokeilut osoittivat, ettei muutosta kuvaavan differenssin valinta ole tulosten kannalta yhdentekevää. Edellyttäen että ne hypoteesit, jotka on odotusten muodostumisesta tehty, soveltuvat todellisuuden kuvaamiseen, voitaneen saatujen tulosten perusteella päätellä, että inflaatiota kuvaava sarja \dot{p}_t^1 , joka tosin varianssiltaan on \dot{p}_t^{12} :tä suurempi mutta taloudessa tapahtuviin suunnanmuutoksiin nopeammin reagoiva, soveltuu \dot{p}_t^{12} :tä paremmin kuvaamaan inflaatiota Suomessa otosperiodina 1963 - 1974.

Saatuja empiirisiä tuloksia voidaan pitää alustavina jos senkin takia, että analyyseissa keskityttiin tarkastelemaan tilanteita, joissa inflaatio-odotukset muodostuivat koetun inflaation perusteella tai joissa odotusten relevanttia informaatiota ei tarkalleen määritely.

Etenkin odotusten muodostuminen muuttujan menneen kehityksen perusteella tuntuu rajoittavalta oletukselta. Tarkastelu-periodilta voidaan osoittaa useita taloudellisia tapahtumia, jotka ovat vaikuttaneet inflaatioon. Tällaisia ovat esimerkiksi liikevaihtoveron muutos 1960-luvun alkupuolella, valuuttakurssin muutos ja vakauttaminen vuosikymmenen loppupuolella ja raaka-aineiden ja energian hintojen nousu 1970-luvulla. Koska odotuksia kuvaavat ARIMA-mallit täyttivät tilastolliset kriteerit, toisin sanoen odotukset olivat

optimaalisia, voidaan kuitenkin ajatella, että odotukset ovat reagoineet nopeasti edellä mainittujen eksogeenisten tekijöiden vaikutuksiin hintojen kautta.

On syytä korostaa, etteivät ARIMA-mallit sellaisinaan anna kausaalista selitystä inflaatiolle tai inflaatio-odotuksille, vaan pikemminkin ne on nähtävä inflaatio-odotusten "proxyina". Samankaltaisia "proxyja" ovat myös mm. adaptiiviset ja ekstrapolatiiviset odotukset. Yhteistä kummallekin odotusten muodostamistavalle on oletus niiden informaation rajoittumisesta odotetun muuttujan menneisyyteen. Erona on se, että satunnaissysäysmalleilla esitetyt odotukset ovat aina optimaalisia ja odotusten sopeutumismekanismien luonteen määräävät empiiriset havainnot, kun taas adaptiivisten ja ekstrapolatiivisten odotusten sopeutumismekanismi oletetaan tunnetuksi ja odotukset ovat optimaalisia tai epäoptimaalisia tilanteen mukaan.

Varsinaisen taloustieteellisen merkityksen erilaiset inflaatio-odotuksia kuvaavat sarjat saavat vasta sitten, kun niitä käytetään taloudellisissa malleissa. Nyt suoritettuja analyyssejä voitaisiinkin jatkotarkastelujen yhteydessä luontevasti laajentaa rationaalisten odotusten hengessä esimerkiksi määrittämällä aikaisempaa tarkemmin inflaatio-odotusten ja muiden taloudellisten muuttujien välisiä riippuvuussuhteita.

LÄHTEET

- BARLETT, M.S. (1946) On the theoretical specification of sampling properties of autocorrelated time series, Journal of Royal Statistical Society, B8, 27 - 35.
- BARRO, R.J. (1976a) Indexation in rational expectations model, Journal of Economic Theory, 13, 229 - 244.
- BARRO, R.J. (1976b) Rational expectations and the role of monetary policy, Journal of Monetary Economics, 2, 1 - 32.
- BARRO, R.J. (1977) Unanticipated money growth and unemployment in the United States, American Economic Review, 67, 101 - 115.
- BOX, G.E.P. & JENKINS, G.M. (1976) Time Series Analysis, Forecasting and Control, San Fransisco, Holden-Day.
- BROCK, W.A. (1972) On models of expectations that arise from maximizing behaviour of economic agents over time, Journal of Economic Theory, 5, 348 - 376.
- CAGAN, P. (1956) The monetary dynamics of hyperinflation, Studies of Quantity Theory of Money, Chicago, University of Chicago Press.
- CALVO, G.A. & RODRIGUEZ, C.A. (1977) A model of exchange rate determination under currency substitution and rational expectations, Journal of Political Economy, 85, 617 - 625.
- CARLSON, J.A. (1977) A study of price forecasts, Annals of Economic and Social Measurement, 6/1, 27 - 56.
- CARLSON, J.A. & PARKIN, M. (1975) Inflation expectations, Economica, 42, 123 - 138.
- COOLEY, T.F. & PRESCOTT, E.C. (1973) An adaptive regression model, International Economic Review, 14, 364 - 371.

- CUKIERMAN, A. (1977) A test of expectational processes using information from the Israeli case, International Economic Review, 18, 737 - 753.
- DORNBUSCH, R. (1976) Expectations and exchange rate dynamics, Journal of Political Economy, 84, 1161 - 1176.
- ECHOLS, M.E.E. &
ELLIOTT, J.W. (1976) Rational expectations in a disequilibrium model of the term structure, American Economic Review, 66, 28 - 44.
- FAMA, E.F. (1972) Efficient capital markets: a review of theory and empirical work, Modern Developments in Investment Management, USA, Praeger Publishers, 109 - 161.
- FEIGE, E.L. &
PEARCE, D.K. (1976) Economically rational expectations: Are innovations in the rate of inflation independent of innovations in measures of monetary and fiscal policy? Journal of Political Economy, 84, 499 - 522.
- FISCHER, S. (1977) Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule, Journal of Political Economy, 85, 191 - 205.
- FLEMMING, J.S. (1976) Inflation, Oxford, Oxford University Press.
- FRIEDMAN, B. (1978) Stability and rationality in models of hyperinflation, International Economic Review, 19, 45 - 64.
- FRIEDMAN, M. (1968) The role of monetary policy, American Economic Review, 58, 1 - 17.
- FRIEDMAN, M. (1957) A Theory of Consumption Function, Princeton, N.J., Princeton University Press.

- GRANGER, C.W.J. (1969) Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, Econometrica, 37, 424 - 438.
- GORDON, R.J. (1976) Recent developments in the theory of inflation and unemployment, Journal of Monetary Economics, 2, 185 - 219.
- KANNIAINEN, V. & SUVANTO, A. (1977) Ekonometrinen menetelmä uuden aikasarja-analyysin valossa, Helsingin yliopiston kansantaloustieteen laitoksen keskustelualoitteita, 52.
- KANNIAINEN, V., LILLEBERG, J. & SUVANTO, A. (1977) Rahavaranto ja taloudellinen aktiviteetti: eräitä uusia empiirisiä tuloksia, Helsingin yliopiston kansantaloustieteen laitoksen keskustelualoitteita, 65.
- KYDLAND, F.E. & PRESCOTT, E.C. (1977) Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans, Journal of Political Economy, 85, 473 - 491.
- LESKINEN, E. (1977a) Aika-alueen keinoista mallien rakentamisessa: auto- ja ristikorrelaatioanalyysistä, Aikasarja-analyysin menetelmiä, Suomen Tilastoseuran julkaisuja, 4, 78 - 119.
- LESKINEN, E. (1977b) Aikasarjojen ennustaminen aika-alueessa: ARIMA- ja siirtofunktio-kohona-mallit, Aikasarja-analyysin menetelmiä, Suomen tilastoseuran julkaisuja, 4, 200 - 231.
- LESKINEN, E. (1973) Stokastisten mallien rakentamiseen ja malleilla ennustamiseen liittyviä toimintaohjeita ja tarvittavien aikasarja-analyyttisten tietokoneohjelmien esittely, Jyväskylän yliopiston tilastotieteen laitoksen julkaisuja n:o 1/1973.

- LUCAS, R.E. jr. (1976) Econometric policy evaluation: a critique, The Phillips Curve and Labour Markets, Amsterdam, North-Holland.
- LUCAS, R.E. jr. (1975) An equilibrium model of the business cycle, Journal of Political Economy, 83, 1113 - 1144.
- LUCAS, R.E. jr. (1973) Some international evidence on output-inflation tradeoffs, American Economic Review, 63, 326 - 334.
- LUCAS, R.E. jr. & RAPPING, L.A. (1969) Price expectations and the Phillips curve, American Economic Review, 59, 324 - 343.
- MATHIENSON, D.J. (1977) The impact of monetary and fiscal policy under flexible exchange rates and alternative expectation structures, International Monetary Fund Staff Papers No. 3, 535 - 568.
- McCALLUM, B.T. (1977a) Price-level stickiness and the feasibility of monetary stabilization policy with rational expectations, Journal of Political Economy, 85, 627 - 634.
- McCALLUM, B.T. (1976a) Rational expectations and the estimation of econometric models: an alternative procedure, International Economic Review, 448 - 480.
- McCALLUM, B.T. (1976b) Rational expectations and the natural rate hypothesis: some consistent estimates, Econometrica, 44, 43 - 52.
- McCALLUM, B.T. (1977c) The role of speculation in the Canadian forward exchange market: some estimates assuming rational expectations, Review of Economics and Statistics, 59, 145 - 151.

- MINCER, J. (1969) Models of adaptive forecasting, Economic Forecasts and Expectations, New York, Columbia University Press, 83 - 111.
- MODIGLIANI, F. (1977) The monetarist controversy or, should we forsake stabilization policies, American Economic Review, 76, 1 - 19.
- MODIGLIANI, F. & SCHILLER, R.J. (1973) Inflation, rational expectations and the term structure of interest rates, Economica, 40, 12 - 43.
- MODIGLIANI, F. & SUTCH, R. (1967) Debt management and the term structure of interest rates, Journal of Political Economy, 75, 569 - 589.
- MUTH, J.F. (1960) Optimal properties of exponentially weighted forecasts, Journal of American Statistical Association, 55, 299 - 306.
- MUTH, J.F. (1961) Rational expectations and the theory of price movements, Econometrica, 29, 315 - 335.
- NELSON, C.R. (1975a) Rational expectations and the estimation of econometric models, International Economic Review, 16, 555 - 561.
- NELSON, C.R. (1975b) Rational expectations and the predictive efficiency of economic models, Journal of Business, 48, 331 - 342.
- NELSON, C.R. (1972) The Term Structure of Interest Rates, New York, Basic Books.
- NERLOVE, M. (1958) The Dynamics of Supply: Estimation of Farmers' Response to Price, Baltimore, John Hopkins University Press.
- NERLOVE, M. & WAGE, S. (1964) On the optimality of adaptive forecasting, Management Science.
- NOBAY, A.R. & JOHNSON, H.G. (1977) Monetarism; a historic-theoretic perspective, Journal of Economic Literature, 15, 470 - 485.

- PARKIN, M. (1977) The transition from fixed exchange rates to money supply targets, Journal of Money, Credit and Banking, 9, 228 - 242.
- PASHIGIAN, P.B. (1970) Rational expectations and cob-web theory, Journal of Political Economy, 78, 338 - 352.
- PAUNIO, J. & SUVANTO, A. (1977) Changes in price expectations: some tests using data on index and non-index bonds, Economica, 44, 37 - 45.
- PESANDO, J.E. (1976) Rational expectations and distributed lag expectations proxies, Journal of American Statistical Association, 71, 36 - 42.
- PIERCE, D.A. & HAUGH, L.D. (1977) Causality in temporal systems, Journal of Econometrics, 5, 265 - 293.
- PHELPS, E.S. (1967) Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time, Economica, 34, 254 - 281.
- PHELPS, E.S. & TAYLOR, J.B. (1977) Stabilizing powers of monetary policy under rational expectations, Journal of Political Economy, 85, 163 - 190.
- POOLE, W. (1976) Rational expectations in the macro model, Brooking Papers on Economic Activity, 2, 463 - 505.
- SARGENT, T.J. (1976) A classical macroeconomic model for the United States, Journal of Political Economy, 84, 207 - 237.
- SARGENT, T.J. (1973) Rational expectations, the real rate of interest, and the natural rate of unemployment, Brooking Papers on Economic Activity, 429 - 472.
- SARGENT, T.J. & WALLACE, N. (1975a) "Rational" expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule, Journal of Political Economy, 83, 241 - 254.

- SARGENT, T.J. &
WALLACE, N. (1975b) Rational expectations and the theory of economic policy I: Monetary policy rules, Studies in Monetary Economics 2, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- SARGENT, T.J. &
WALLACE, N. (1976) Rational expectations and the theory of economic policy II: Arguments and evidence, Studies in Monetary Economics 3, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- SHILLER, R.J. (1978) Rational expectations and the dynamic structure of macroeconomic models: A critical review, Journal of Monetary Economics, 4, 1 - 44.
- SUVANTO, A. (1978) Rationaaliset odotukset ja aikasarja-analyysi, Helsingin yliopiston kansantaloustieteen laitoksen keskustelualoitteita, 81.
- TAYLOR, J.B. (1975) Monetary policy during a transition to rational expectations, Journal of Political Economy, 83, 1009 - 1021.
- TERÄSVIRTA, T. (1977) Piirteitä taloudellisten aikasarjojen analyysin historiasta, Aikasarja-analyysin menetelmiä, Suomen Tilastoseuran julkaisuja, 4, 4 - 36.
- TURNOVSKY, S.J. (1970) Some empirical evidence on formation of price expectations, Journal of American Statistical Association, 65, 1441 - 1454.
- TURNOVSKY, S.J. (1977) Structural expectations and the effectiveness of government policy in a short-run macroeconomic model, The American Economic Review, 5, 851 - 866.
- TURNOVSKY, S.J. &
WACHTER, M.L. (1972) A test of expectations hypothesis using directly observed wage and price expectations, Review of Economics and Statistics, 54, 47 - 54.

- WALLIS, K.F. (1977) Econometric implications of the rational expectations hypothesis, ESEM 1977, Vienna, (unpublished).
- WALTERS, A.A. (1971) Consistent expectations, distributed lags and the quantity theory, Economic Journal, 81, 271 - 281.
- WICKENS, M.R. (1977) Rational expectations and the efficient estimation of econometric models, ESEM 1977, Vienna (unpublished).

Liite 1.

INFLAATIO-ODOTUSSARJAN KONSTRUOIMINEN¹

Mallina, josta inflaatio-odotukset johdetaan, Paunio ja Suvanto sovelsivat kahden sijoituskohteen portfoliomallia oletuksella, että ainoa riski, joka vaikuttaa valintaan indeksiobligaatioiden ja indeksiin sitomattomien obligaatioiden välillä, liittyy epävarmuuteen tulevasta hintatasosta. Tässä tilanteessa indeksiin sitomaton obligaatio on reaalisin termein ilmaistuna riskipitoinen sijoituskohde, kun taas 100-prosenttisesti indeksiin sidottu obligaatio on riskitön sijoituskohde.

Oletetaan, että portfolion pitämisestä saatava hyöty (U) on funktio odotetusta kokonaistuotosta (R_T) ja kokonaisriskistä (S_T), jota mitataan odotetun tuoton standardipoikkeamana toteutuneesta kokonaistuotosta.

$$(1) \quad U = R_T + aS_T^2, \quad a < 0$$

jossa a = riskin karttamista kuvaava kerroin.

Odotettu kokonaistuotto voidaan määrittellä seuraavasti:

$$(2) \quad R_T = r_0x + (r_1 + \Pi)y - \dot{p}^e$$

jossa x, y = indeksiin sitomattomien ja indeksiobligaatioiden osuudet portfoliossa. (x + y = 1)

r_0 = indeksiin sitomattoman obligaation tuotto

r_1 = indeksiobligaation tuotto

Π = odotettu indeksituotto

\dot{p}^e = odotettu hintojen muutosvauhti

Kokonaisriski voidaan esittää seuraavasti:

$$(3) \quad S_T = \sqrt{s_x^2x^2 + s_y^2y^2 + 2s_{xy}xy}$$

1. Inflaatio-odotussarjan konstruoiminen on tarkemmin esitetty artikkelissa Paunio - Suvanto (1977), johon myös seuraava esitys perustuu.

jossa 50 prosentin indeksisidonnaisuuden tapauksessa

$$\begin{aligned}
 s_x^2 &= E(\dot{p}^e - \bar{p}^e) \equiv s^2 \\
 s_y^2 &= E\left(\frac{\dot{p}^e}{2} + \frac{\bar{p}^e}{2}\right)^2 \equiv \frac{1}{4} s^2 \\
 (4) \quad s_{xy} &= E(\dot{p}^e - \bar{p}^e)\left(\frac{\dot{p}^e}{2} - \frac{\bar{p}^e}{2}\right) \equiv \frac{1}{2} s^2 \quad \text{ja} \\
 \bar{p}^e &= \text{odotettu keskimääräinen hintojen nousu}
 \end{aligned}$$

kokonaisriskin neliö on siis

$$(5) \quad S_{\Pi}^2 = s^2(x^2 + \frac{1}{4}y^2 + xy) = s^2(x + \frac{1}{2}y)^2.$$

Sijoittamalla yhtälöt (5) ja (2) yhtälöön (1) ja ottamalla tästä osittaisderivaatat x :n ja y :n suhteen saadaan

$$\begin{aligned}
 (6) \quad \frac{\partial U}{\partial x} &= r_0 + 2as^2(x + \frac{1}{2}y) \\
 \frac{\partial U}{\partial y} &= (r_1 + \Pi) + as^2(x + \frac{1}{2}y)
 \end{aligned}$$

ja käyttämällä tasapainoehtoa

$$(7) \quad \frac{\partial U}{\partial x} = \frac{\partial U}{\partial y}$$

päädytään seuraavaan yhtälöön

$$(8) \quad r_0 = (r_1 + \Pi) - as^2(x + \frac{1}{2}y) \quad a < 0$$

joka voidaan esittää muodossa

$$(9) \quad \Pi = r_0 - r_1 + as^2(x + \frac{1}{2}y).$$

Empiirisenä ongelmana on nyt löytää mitta π :lle, josta 50 prosentin indeksisidonnaisuuden tapauksessa saadaan inflaatio-odotukset, koska

$$(10) \quad \dot{p}^e = 2 \pi.$$

Seuraavaksi on haettu tarvittavat aikasarjat π :n laskemiseksi yhtälöstä (9).

Obligaatioiden tuotot on saatu laskemalla korkotuottojen ja kuoletusten diskonttatut nykyarvot. Indeksiin sitomattomien obligaatioiden ollessa kyseessä on käytetty diskonttauskaavaa

$$(11) \quad K = \sum_{i=1}^n \left[c \left(1 - \frac{i-1}{n} \right) + \frac{1}{n} \right] \left(\frac{1}{1+r_0} \right)^i$$

ja indeksiobligaatioiden ollessa kyseessä kaavaa

$$(12) \quad L = \sum_{i=1}^n \left[k \left(1 - \frac{i-1}{n} \right) + \frac{h}{n} \right] (1+\pi)^i \left(\frac{1}{1+r_0'} \right)^i.$$

Yhtälöiden symbolit ovat seuraavat

- K, L = obligaatioiden markkinahinnat
- n = jäljellä oleva kuoletusaika vuosina
- c = indeksiin sitomattomien obligaatioiden korkotuotto
- k = indeksiobligaatioiden korkotuotto (sisältäen aikaisemat indeksilisät)
- h = indeksiobligaatioiden nimellisarvo (sisältäen aikaisemat indeksilisät)
- r_0, r_0' = odotetut nimellistuotot (kun otetaan kuoletusohjelma huomioon)¹

1. Indeksiin sitomattomien obligaatioiden odotettu nimellistuotto on luonnollisesti sama kuin aktuaalinen nimellistuotto.

Yhtälössä (12) indeksiobligaatioiden diskonttotekijä on muotoa

$$(13) \quad \frac{1+\pi}{1+r'_0} = \frac{1}{1 + \frac{r'_0 - \pi}{1+\pi}} = \frac{1}{1+r_1}$$

jossa r'_0 :a ei voida suoraan laskea, koska π on tuntematon. r_1 on kuitenkin laskettavissa, ja r_1 :n ja r'_0 :n suhde voidaan esittää seuraavasti:

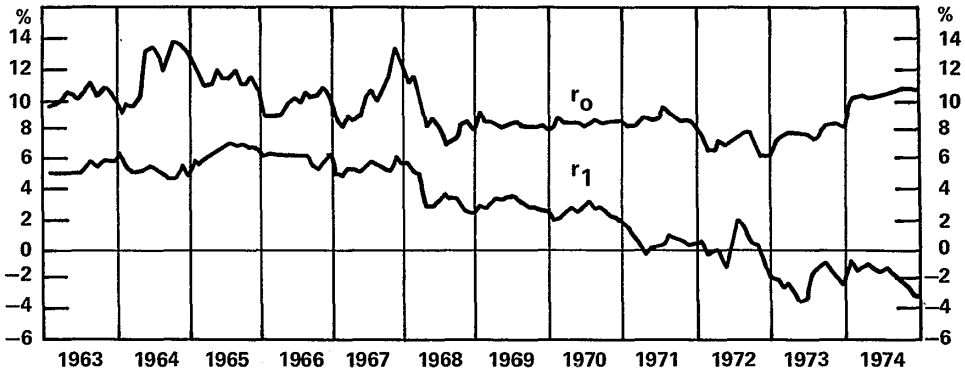
$$(14) \quad r'_0 = r_1 + \pi + r_1\pi \approx r_1 + \pi.$$

Edellyttäen että r_0 ja r_1 ovat obligaatioiden tasapainotuottoja, mallista voidaan johtaa tulos, jonka mukaan indeksiin sitomattomien ja indeksiobligaatioiden odotettujen nimellistuottojen erotus, $r_0 - r'_1$, vastaa termiä $-as^2(x + \frac{1}{2}y)$ yhtälössä (8).

Indeksiin sitomattomien obligaatioiden tuotot on laskettu obligaatiolainojen päivittäisten hintatietojen kuukausikeskiarvoina. Poikkileikkausotokseen sisältyvien obligaatiolainojen lukumäärä on vaihdellut kahdesta kymmeneen. Otoksen koon ja koostumuksen vaihtelun syynä on ollut obligaatiolainojen suhteellisen lyhyt kuoletusaika. Indeksiobligaatioiden tuotot on laskettu kaikkien indeksiobligaatiolainojen keskiarvoina vuosilta 1962 - 1966 ja 1968. Lisäksi on käytetty yhtä indeksiobligaatiolainaa vuodelta 1962 vuoden 1963 tuottojen laskemiseksi. Kuviossa A1 on esitetty indeksiin sitomattomien ja indeksiobligaatiolainojen tuotot vuosilta 1963 - 1974.

Kuvio A1.

Indeksiobligaatioiden (r_1) ja ei indeksiin sidottujen obligaatioiden (r_0) tuotot vuosina 1963 - 1974



Termi as^2 on estimoitu yhtälöstä (9) osaperiodeille 1963 - 1967 ja 1968 - 1972 oletuksilla, että keskimääräinen odotettu hintojen muutosvauhti ($= 2\pi$) on sama kuin keskimääräinen aktuaalinen hintojen muutosvauhti estimointiperiodina ja että epävarmuus ja riskin karttaminen eivät muutu osaperiodeina.¹

$$(15) \quad as^2 = \frac{\pi - r_0 + r_1}{(x + \frac{1}{2}y)} .$$

Yhtälössä r_0 , r_1 , x ja y on korvattu osaperiodiensa keskiarvoilla.

1. Aktuaalista hintojen muutosvauhtia on mitattu elinkustannusindeksin muutoksella seuraavasti

$$\dot{p}_t = \frac{p_t - p_{t-12}}{p_{t-12}} , \quad \text{jossa } p_t = \text{elinkustannusindeksi ja} \\ \dot{p}_t = \text{hintojen muutosvauhti}$$

Otosperiodin kahtiajakamista on perusteltu odotetun ja aktuaalisen hintojen muutoksen konsistenttisuusoletuksella. Vuonna 1968 tapahtui useita institutionaalisia muutoksia, kuten esimerkiksi tulopoliittisen neuvottelumekanismien muutos ja indeksiehdon poistaminen, jotka mahdollisesti vaikuttivat odotusten muodostumiseen.

as^2 :n estimaatti oli -0.028 alkuperiodina 1963 - 1967 ja -0.043 loppuperiodina 1968 - 1972; riskinavertointikerroin ($-a$) siis miltei kaksinkertaistui jälkiperiodille siirryttäessä.¹ Jälkiperiodin as^2 :n estimaattia käytettiin inflaatio-odotussarjan laskemiseen vuosille 1968 - 1974, vaikka jonkinlaisia muutoksia hintojen käyttäytymisessä saattoi olla havaittavissa periodin loppupuolella.²

Inflaatio-odotukset laskettiin kaavasta (9) ottaen huomioon sen, että $\dot{p}^e = 2 \pi$, eli

$$(16) \quad \dot{p}^e = 2 \left[r_0 - r_1 + as^2 \left(x + \frac{1}{2} - y \right) \right].$$

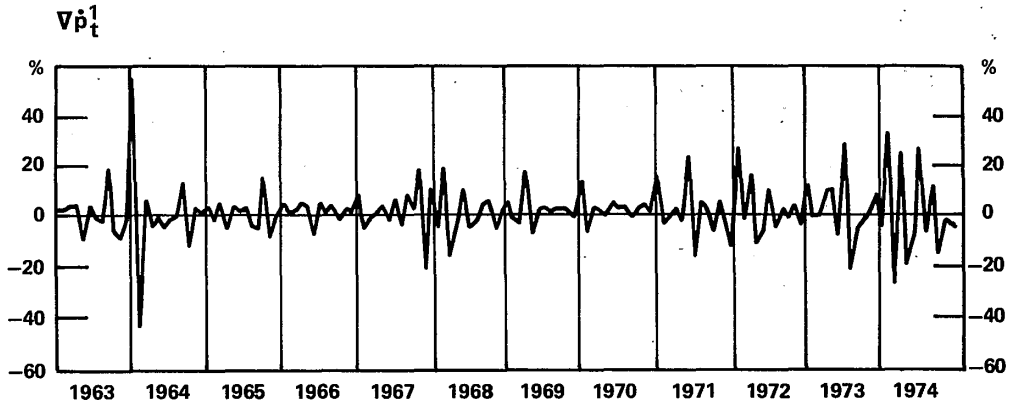
1. Tämä voidaan perustella sillä, että inflaatiovauhdin varianssi pysyi samana ainakin vuoden 1973 alkuun saakka. Toisaalta kertoimeen voivat vaikuttaa myös mallin ulkopuoliset tekijät.

2. Vuodesta 1973 lähtien inflaatio alkoi kiihtyä.

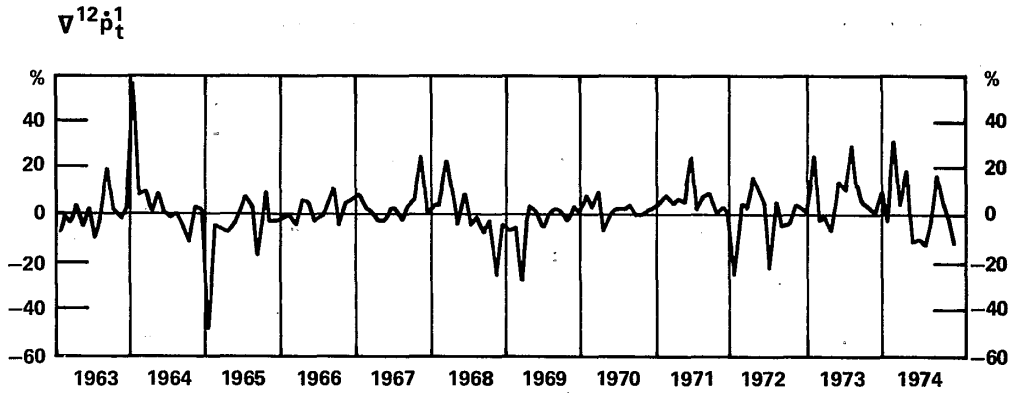
Liite 2.

HINTOJEN MUUTOSSARJOJEN ERI DIFFERENSSEJÄ

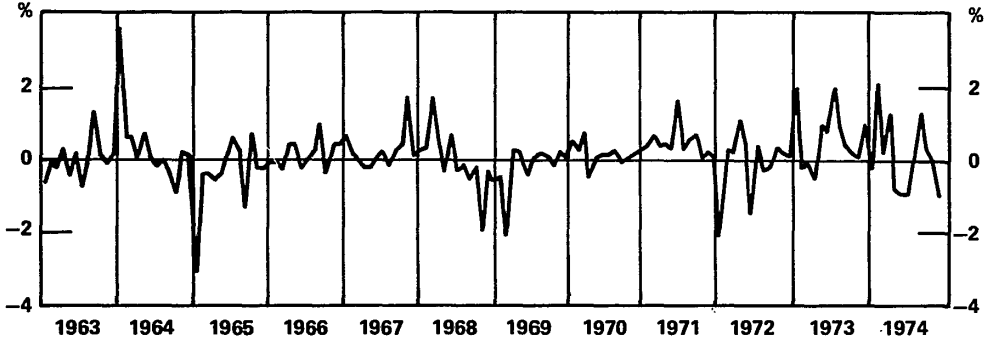
Kuvio 1.



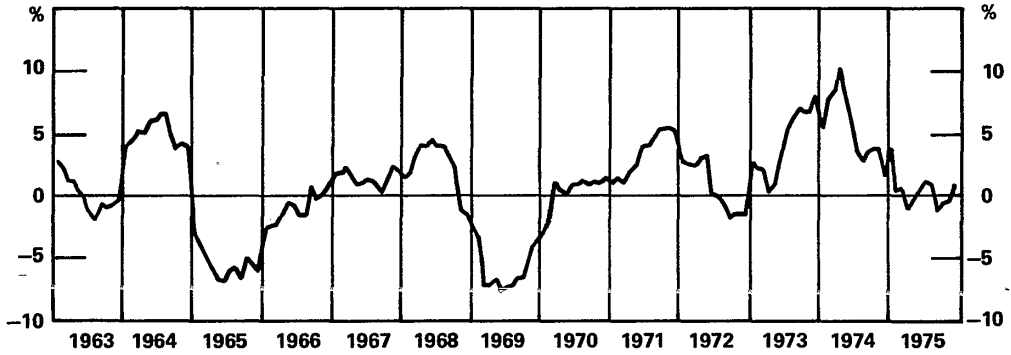
Kuvio 2.



Kuvio 3.

 $\nabla \hat{p}_t^{12}$ 

Kuvio 4.

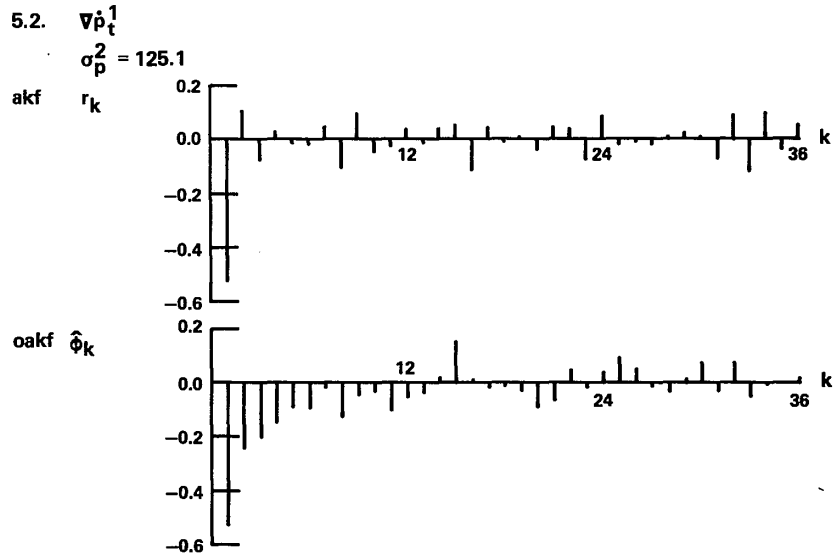
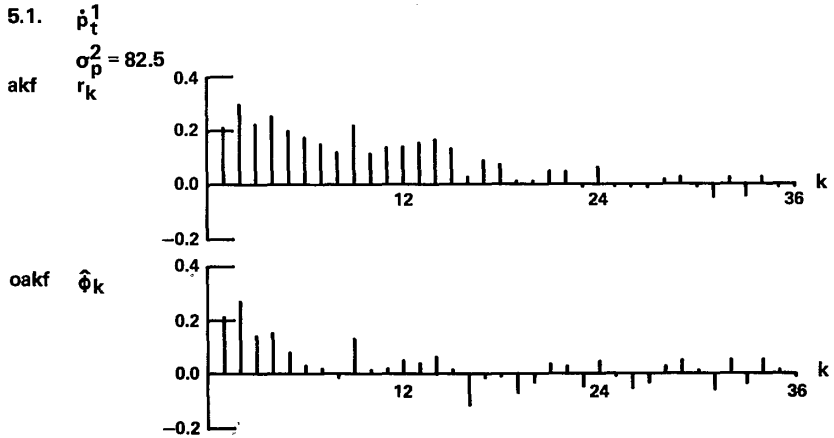
 $\nabla^{12} \hat{p}_t^{12}$ 

Liite 3.

HINTOJEN MUUTOSSARJOJEN AUTOKORRELAATIO- JA OSITTAISAUTOKORRELAATIOFUNKTIOT

Kuvio 5.

\dot{p}_t^1 :n ja sen eri differenssien autokorrelaatio- (akf) ja osittaisautokorrelaatiofunktiot (oakf)¹
1963 I – 1974 XII

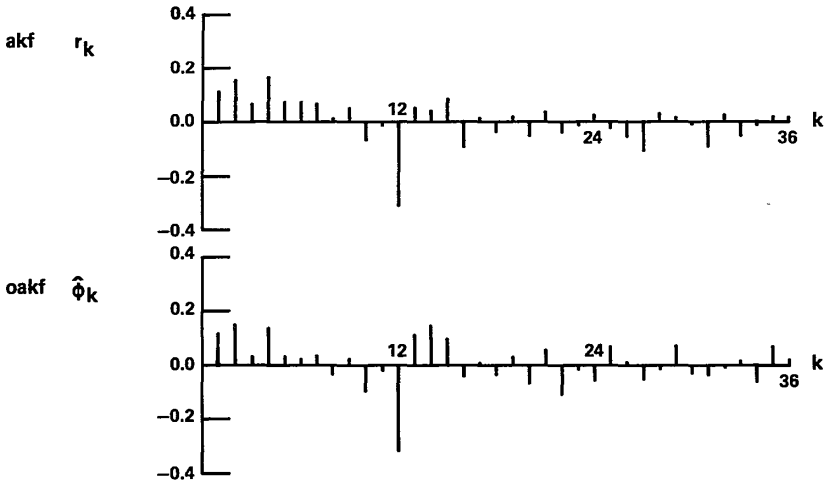


Kuvioissa σ_p^2 on asianomaisen sarjan varianssi ja r_k ($k = 1, 2, \dots, 36$) on autokorrelaatiokerroin viiveellä k ja $\hat{\phi}_k$ on osittaiskorrelaatiokerroin viiveellä k . – Korrelaatiokertoimet ovat merkitseviä silloin, kun ne ovat suurempia kuin $2SD(r) = 2/N = 0.167$. (N = aikasarjan havaintojen lukumäärä) Ks. luku 5.2.2.

1. Kuvioissa 5 – 10 on esitetty differensioimattoman sarjan sekä sen identifioinnin kannalta relevanteiksi katsottujen differenssientien korrelaatiofunktiot.

5.3. $\nabla^{12} \hat{p}_t^1$

$\sigma_p^2 = 106.5$

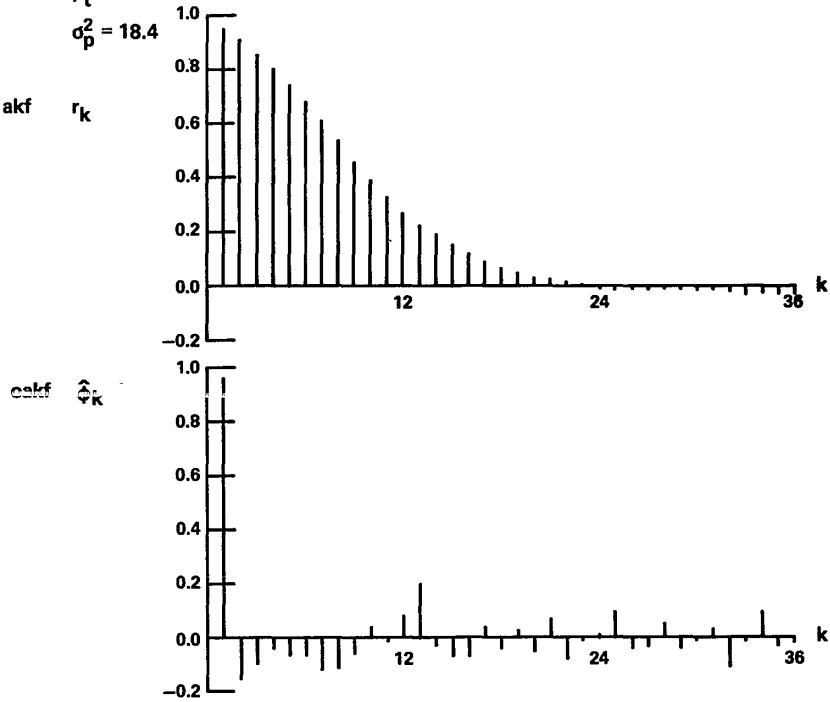


Kuvio 6.

\hat{p}_t^{12} :n ja sen eri differenssien autokorrelaatio- (akf) ja osittaisautokorrelaatiofunktiot (oakf) 1963 I – 1974 XII¹

6.1. \hat{p}_t^{12}

$\sigma_p^2 = 18.4$

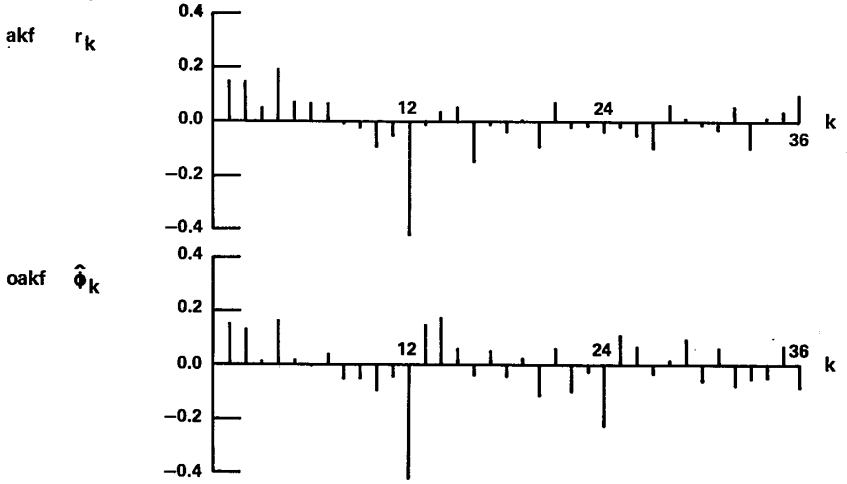


$2SD(r) = 0.176$

1. Kuvioden merkinnät on selostettu kuvion 5 yhteydessä.

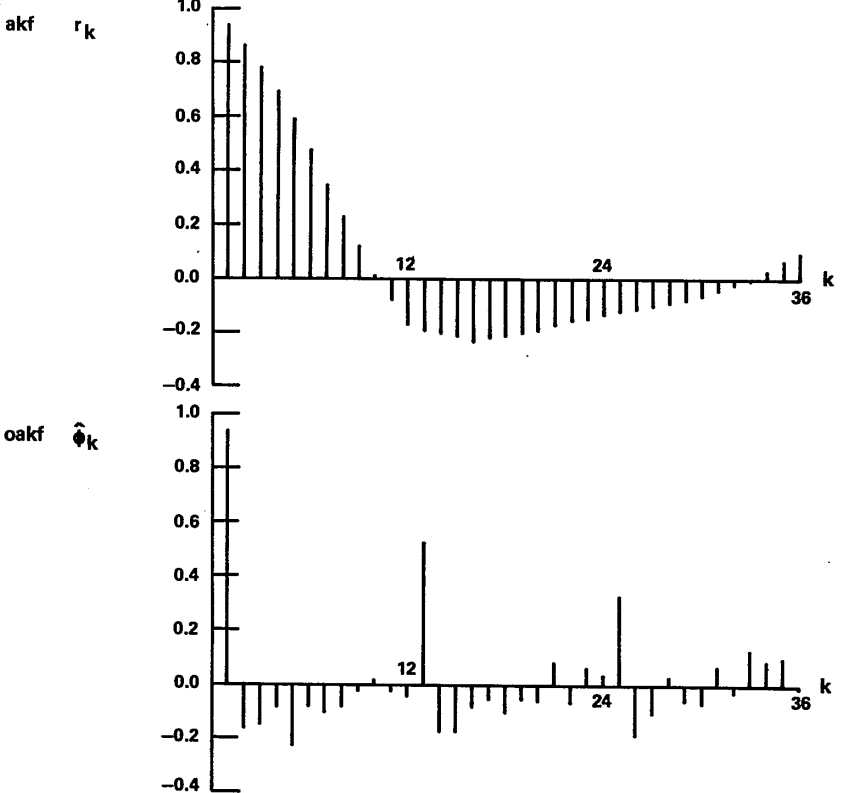
6.2. $\nabla \hat{p}_t^{12}$

$\sigma_p^2 = 0.7$



6.3. $\nabla^{12} \hat{p}_t^{12}$

$\sigma_p^2 = 18.0$



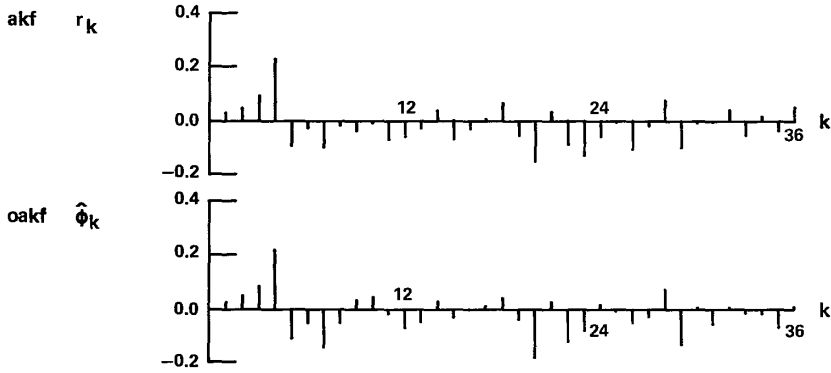
$2SD(r) = 0.176$

Kuvio 7.

\hat{p}_t^1 :n autokorrelaatio- (akf) ja osittaisautokorrelaatiofunktiot (oakf) osaperiodeina 1963 I – 1967 XII ja 1963 I – 1970 XII¹

7.1. \hat{p}_t^1 1963 I – 1967 XII

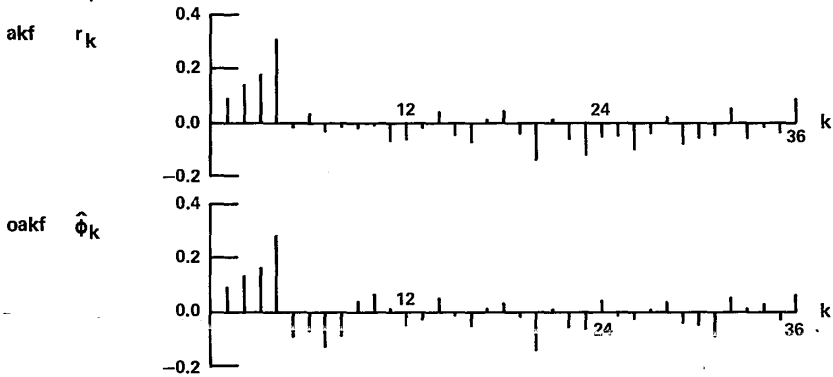
$$\sigma_p^2 = 64.6$$



Korrelaatiokertoimet ovat merkitseviä silloin, kun ne ovat suurempia kuin $2SD(r) = 2/\sqrt{N} = 0.258$.

7.2. \hat{p}_t^1 1963 I – 1970 XII

$$\sigma_p^2 = 51.3$$



Korrelaatiokertoimet ovat merkitseviä silloin, kun ne ovat suurempia kuin $2SD(r) = 2/\sqrt{N} = 0.204$.

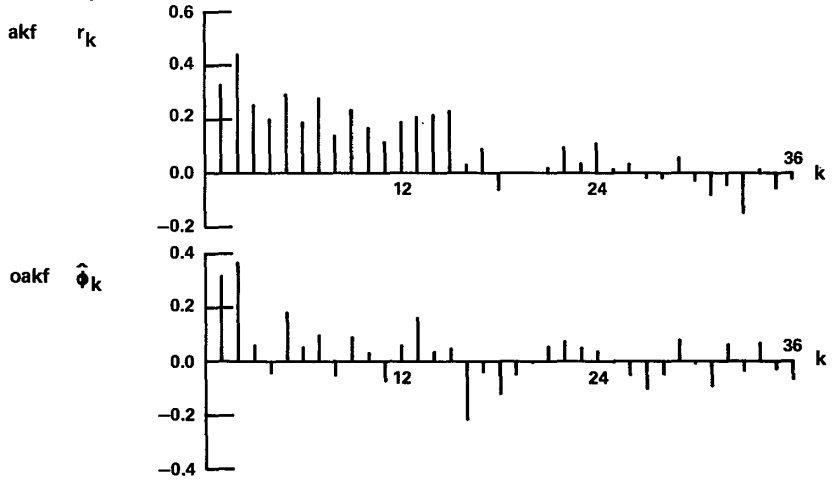
1. Kuvion merkinnät on selostettu kuvion 5 yhteydessä.

Kuvio 8.

\hat{p}_t^1 : n ja sen eri differenssien autokorrelaatio- (akf) ja osittaisautokorrelaatiofunktiot (oakf) osaperiodeina 1967 I – 1974 XII ja 1970 I – 1974 XII¹

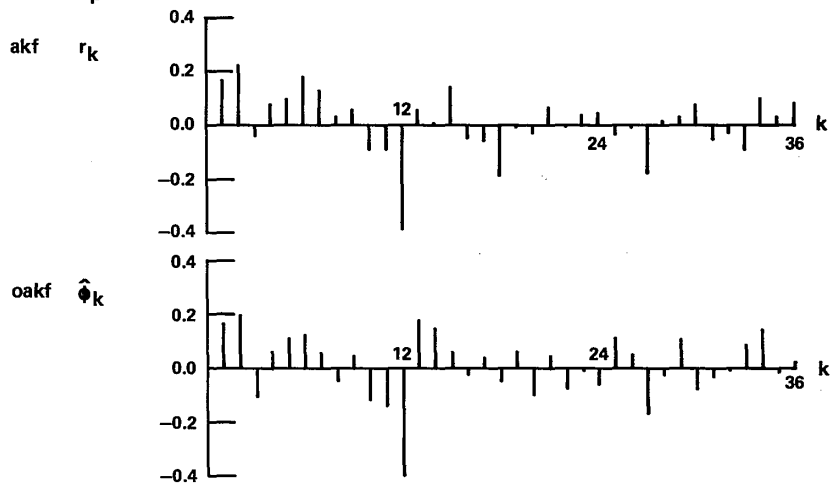
8.1. \hat{p}_t^1 1967 I – 1974 XII

$$\sigma_p^2 = 78.4$$



8.2. $\sqrt{12} \hat{p}_t^1$ 1967 I – 1974 XII

$$\sigma_p^2 = 105.4$$

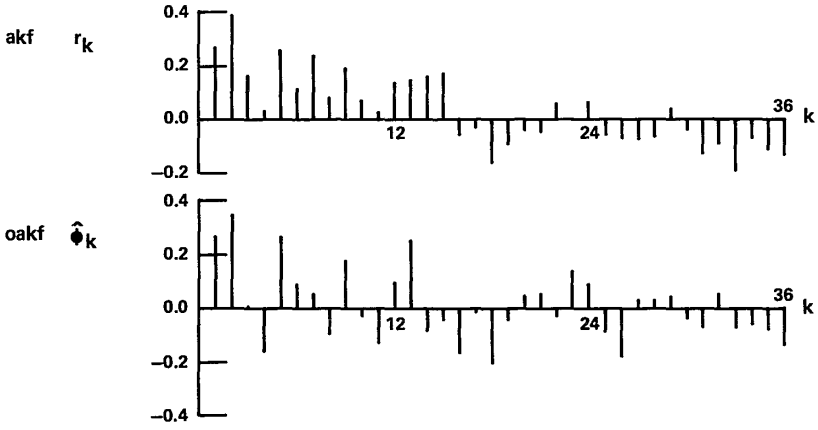


$$2SD(r) = 0.204$$

1. Kuvioiden merkinnät on selostettu kuvion 5 yhteydessä.

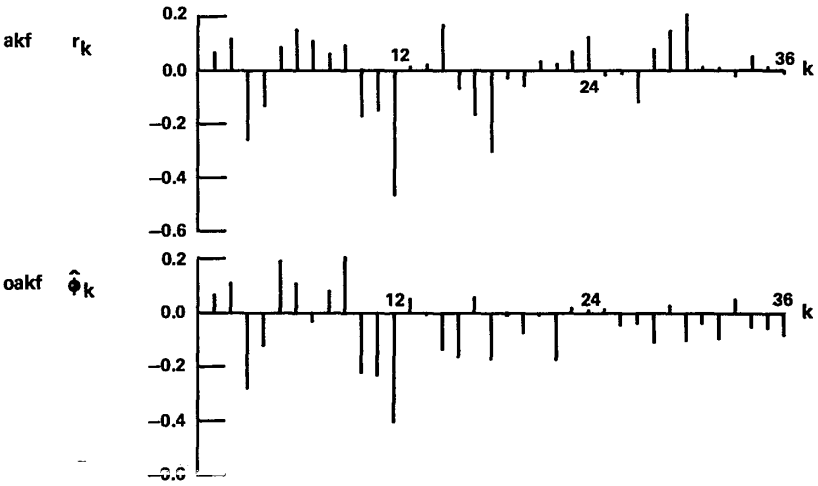
8.3. \hat{p}_t^1 1970 I – 1974 XII

$\sigma_p^2 = 90.1$



8.4. $\nabla^{12} \hat{p}_t^1$ 1970 I – 1974 XII

$\sigma_p^2 = 119.2$



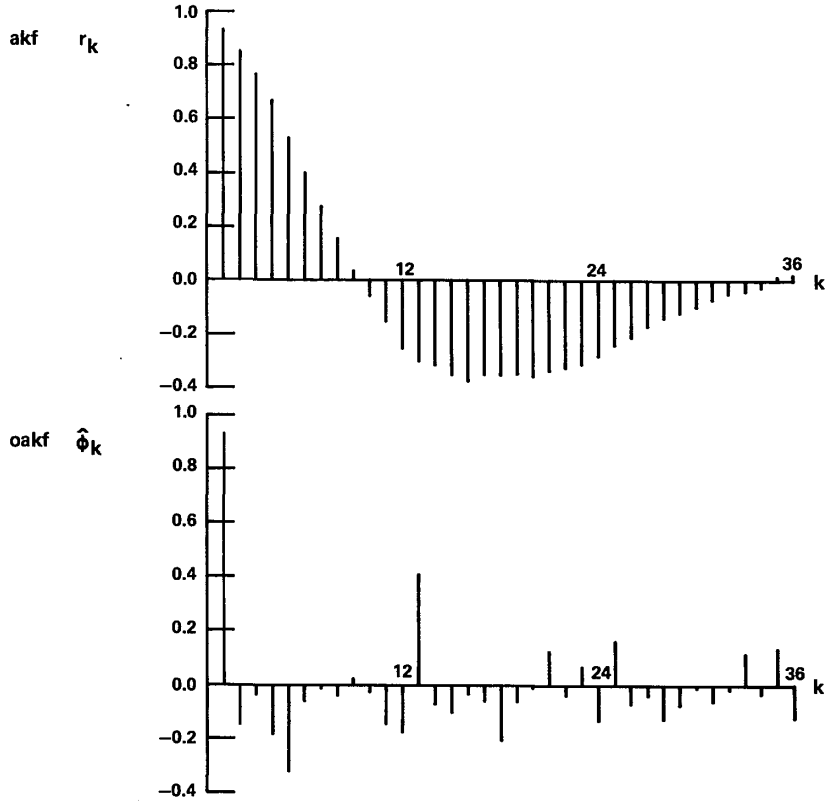
$2SD(r) = 0.258$

Kuvio 9.

\hat{p}_t^{12} :n ja sen eri differenssien autokorrelaatio- (akf) ja osittaisautokorrelaatiofunktiot (oakf) osaperiodeina 1963 I – 1967 XII ja 1963 I – 1970 XII¹

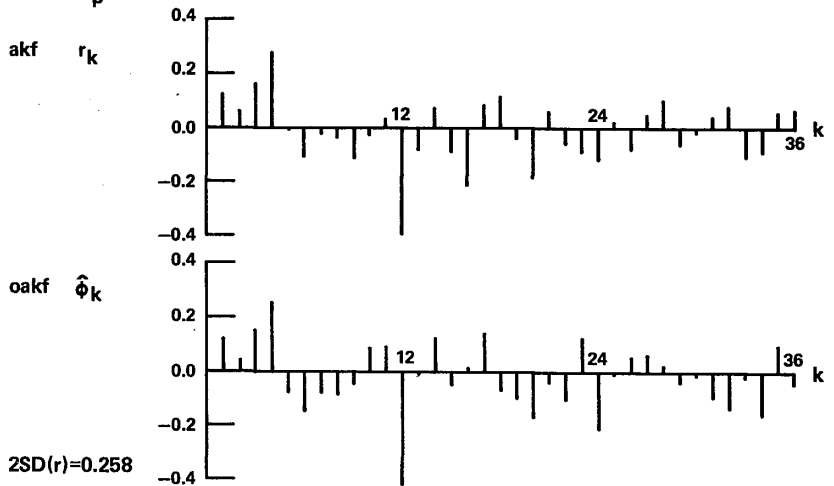
9.1. \hat{p}_t^{12} 1963 I – 1967 XII

$$\sigma_p^2 = 5.6$$



9.2. $\nabla \hat{p}_t^{12}$ 1963 I – 1967 XII

$$\sigma_p^2 = 0.7$$

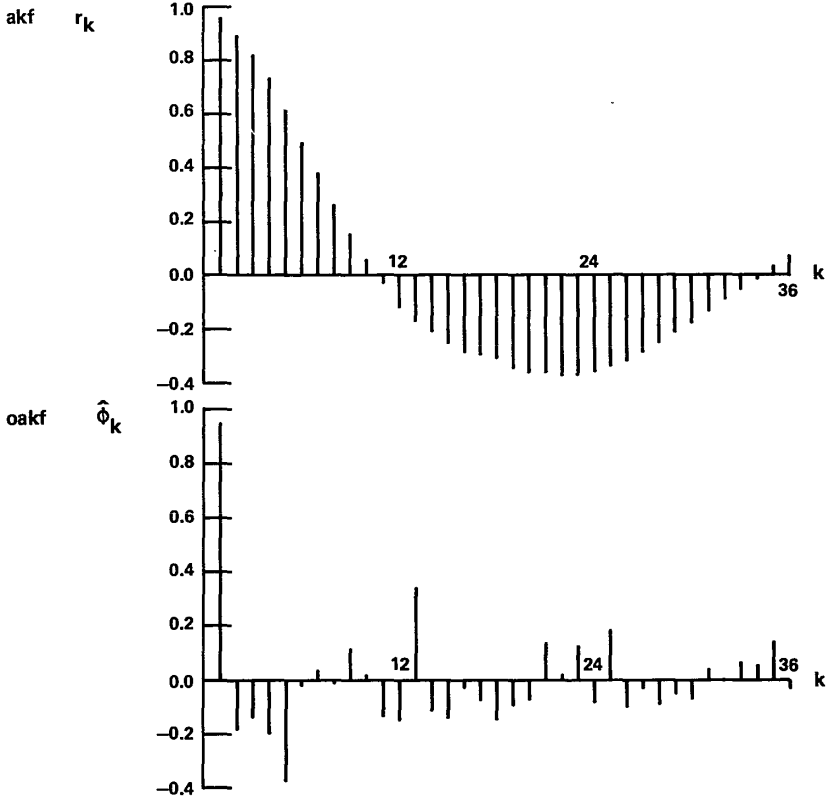


$$2SD(r) = 0.258$$

1. Kuvioden merkinnät on selostettu kuvion 5 yhteydessä.

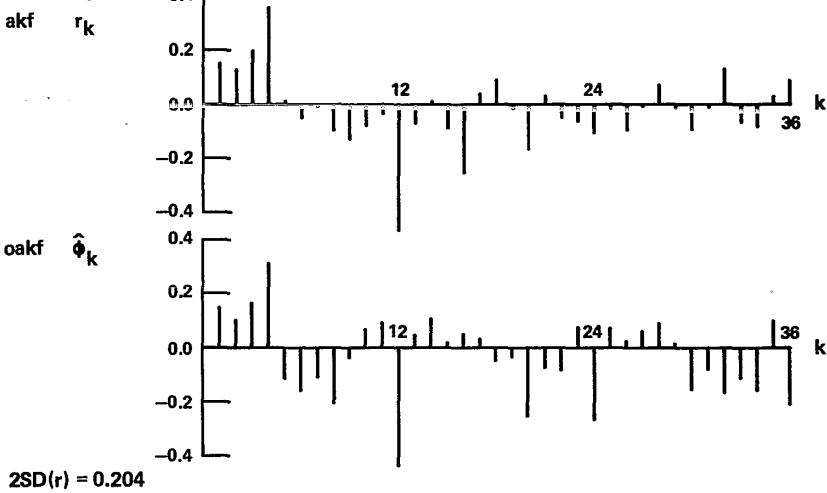
9.3. \hat{p}_t^{12} 1963 I – 1970 XII

$\sigma_p^2 = 7.3$



9.4. $\nabla \hat{p}_t^{12}$ 1963 I – 1970 XII

$\sigma_p^2 = 0.6$

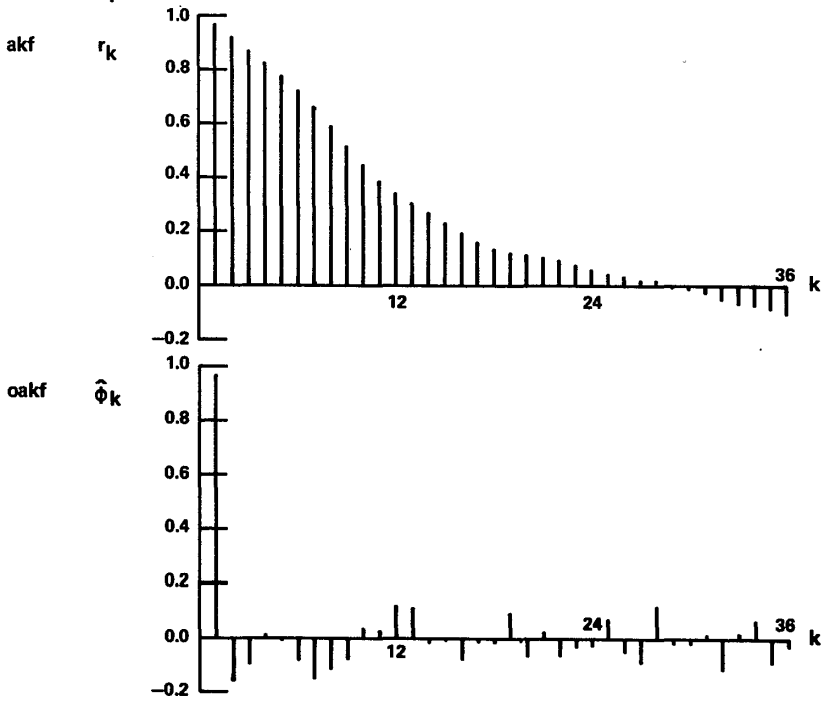


Kuvio 10.

\hat{p}_t^{12} :n ja sen eri differenssien autokorrelaatio- (akf) ja osittaisautokorrelaatiofunktiot (oakf) osaperiodeina 1967 I – 1974 XII ja 1970 I – 1974 XII¹

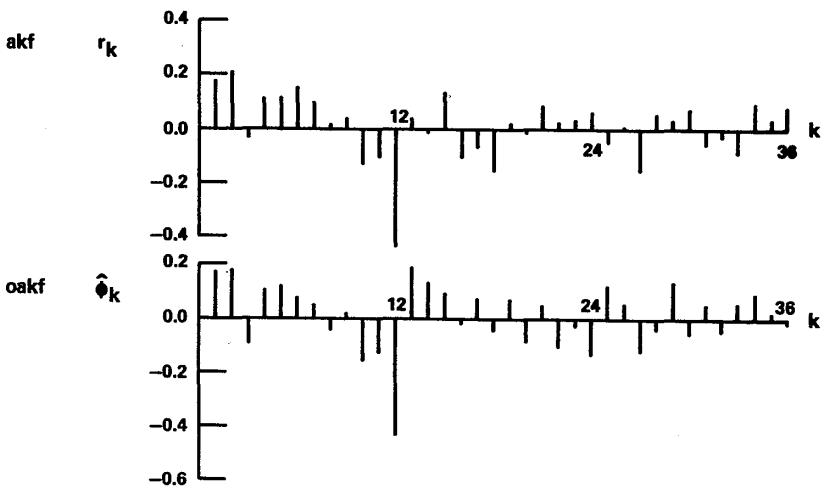
10.1. \hat{p}_t^{12} 1967 I – 1974 XII

$$\sigma_p^2 = 23.1$$



10.2. \hat{Vp}_t^{12} 1967 I – 1974 XII

$$\sigma_p^2 = 0.6$$

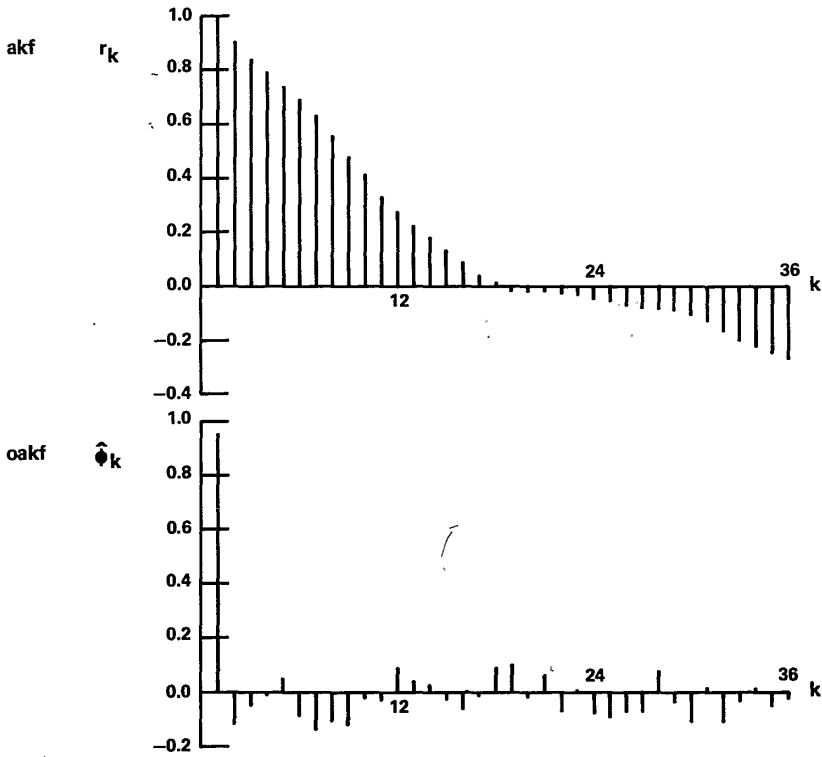


$$2SD(r) = 0.205$$

1. Kuvioden merkinnät on selostettu kuvion 5 yhteydessä.

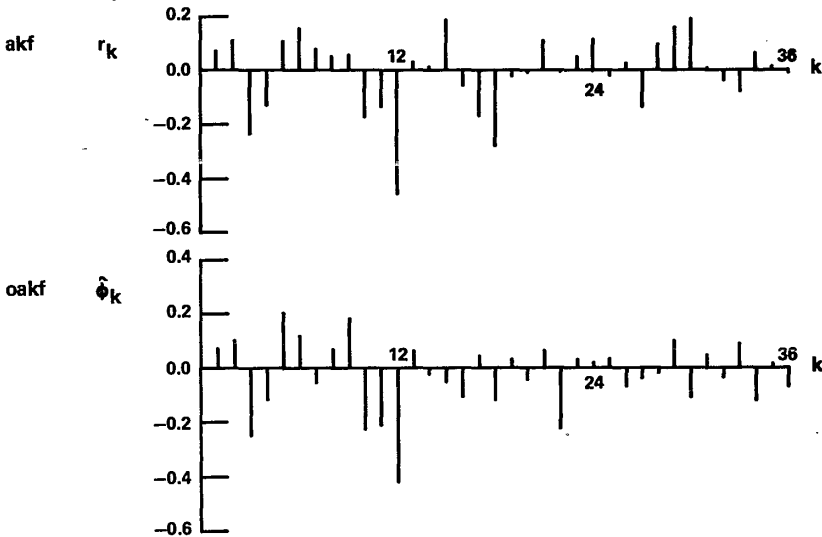
10.3. \hat{p}_t^{12} 1970 I – 1974 XII

$\sigma_p^2 = 27.6$



10.4. $\nabla \hat{p}_t^{12}$ 1970 I – 1974 XII

$\sigma_p^2 = 0.7$



$2SD(r) = 0.258$



SUOMEN PANKIN JULKAISUJA

Sarja D (ISSN 0355-6042)

(n:ot 1 - 30 Suomen Pankin taloustieteellisen tutkimuslaitoksen julkaisuja, ISSN 0081-9506)

1. Pertti Kukkonen: On the Measurement of Seasonal Variations. 1963. 11 s.
2. The Index Clause System in the Finnish Money and Capital Markets. 1964, tarkistettu laitos 1969. 15 s.
3. J.J. Paunio: Adjustment of Prices to Wages. 1964. 15 p.
4. Heikki Valvanne - Jaakko Lassila: The Taxation of Business Enterprises and the Development of Financial Markets in Finland. 1965. 26 s.
5. Markku Puntila: Likvidien varojen kysyntä ja yleisön likviditeetin kehitys Suomessa vuosina 1948-1962. 1965. 110 s.
6. J.J. Paunio: Taloudellinen kasvu ja suhdannevaihtelut dynaamisen makrotarkastelun valossa. 1965. 117 s.
7. Ahti Molander: Kokonaistaloudelliseen hinta- ja palkkatasoon vaikuttavat tekijät Suomessa vuosina 1949-1962. 1965. 159 s.
8. Erkki Pihkala: Keskinäisen taloudellisen avun neuvoston pysyvät komissiot työnjaon toteuttajina. 1965. 35 s.
9. Kari Nars: Statens prispolitiska parametrar. 1965. 118 s.
10. Heikki Valvanne: The Framework of the Bank of Finland's Monetary Policy. 1965. 34 s.
11. Jouko Sivander: Ulkomaankaupan substituutiojoustojen teoriasta ja mittaamisesta. 1965. 91 s.
12. Timo Helelä - Paavo Grönlund - Ahti Molander: Muistio palkkaneuvotteluja varten. 1965. 56 s.

13. Erkki Laatto: Suomen ulkomaisen tavarakaupan volyymindeksit neljännesvuosittain vuosina 1949-1964 eräistä lyhytaikaisista vaihteluista puhdistettuina. 1965. 24 s. (Englanninkielinen tiivistelmä.)
14. Dolat Patel: The Share of the Developing Countries in Finnish Foreign Trade. 1966. 31 s.
15. Pekka Lahikainen: Tuotoksen ja työpanoksen välisen suhteen vaihteluista. 1966. 25 s.
16. Heikki U. Elonen: Yrityksen rahoituspääomien kysynnästä ja tarjonnasta. 1966. 88 s.
17. Timo Helelä - J.J. Paunio: Memorandum on Incomes Policy. 1967. 10 s.
18. Kari Nars: Undersökning av efterfrågetrycket. 1967. 119 s.
19. Kari Puumanen: Indeksivaateet valintakohteina. 1968. 186 s.
20. Richard Aland: Sijoituspankkitoiminta Yhdysvalloissa - The Investment Banking Function in the United States. 1968. 31 s.
21. Timo Helelä: Työnseisaukset ja teolliset suhteet Suomessa vuosina 1919-1939. 1969. 341 s. (Kahtena niteenä.)
22. Sirkka Hämäläinen: Kotitalouksien säästämiseen vaikuttavista psykologisista tekijöistä ja niiden mittaamismahdollisuuksista. 1969. 177 s.
23. Heikki Koskenkylä: An Evaluation of the Predictive Value of the Investment Survey of the Bank of Finland Institute for Economic Research. 1969. 12 s.
24. Heikki Koskenkylä: Suomen Pankin investointikyselyn otantaan liittyvistä ongelmista. 1970. 71 s.
25. Pertti Kukkonen - Esko Tikkanen: Jäänmurtajat ja talviliikenne. 1970. 136 s.
26. Heikki U. Elonen - Antero Arimo: Tutkimus kirkon taloudesta. 1970. 73 s.

27. Juhani Hirvonen: Kansainvälisen talouden ekonometrinen simultaanimalli. 1971. 64 s.
28. Heikki Koskenkylä: Teoreettisen ja empiirisen investointianalyysin ongelmista. Suomen tehdasteollisuuden investointitoiminta vuosina 1948-1970. 1972. 182 + 58 s. (ISBN 951-686-001-X)
29. A Quarterly Model of the Finnish Economy by The Model Project Team of the Research Department. 1972. 105 s. (ISBN 951-686-002-8, toinen painos ISBN 951-686-007-9)
30. Hannu Halttunen: Tuotanto, hinnat ja tulot Suomen kansantalouden ekonometrisessä kokonaismallissa. 1972. 120 s. (Toisessa painoksessa englanninkielinen tiivistelmä; 123 s.). (ISBN 951-686-003-6, toinen painos ISBN 951-686-013-3)
31. Simo Lahtinen: Työn kysyntä Suomen kansantalouden ekonometrisessä kokonaismallissa. 1973. 171 s. (Englanninkielinen tiivistelmä.) (ISBN 951-686-008-7)
32. Mauri Jaakonaho: Suomen sähköenergian kokonaiskulutusta ja sen ennakointia koskeva empiirinen tutkimus. 1973. 144 s. (ISBN 951-686-009-5)
33. Esko Aurikko: Ulkomaankauppa Suomen kansantalouden ekonometrisessä kokonaismallissa. 1973. 100 s. (Englanninkielinen tiivistelmä.) (ISBN 951-686-011-7)
34. Heikki Koskenkylä - Ilmo Pyyhtiä: Suomen allokaatio-ongelman peruspiirteistä ja taustasta. 1974. 61 s. (ISBN 951-686-014-1)
35. Immo Pohjola: Ekonometrinen tutkimus Suomen rahamarkkinoista. 1974. 120 s. (ISBN 951-686-016-8)
36. Juhani Hirvonen: On the Use of Two Stage Least Squares with Principal Components. 1975. 91 s. (ISBN 951-686-023-0)
37. Heikki Koskenkylä - Ilmo Pyyhtiä: Pääomakerroin makro- ja mikrotaloudellisena investointikriteerinä. 1975. 65 s. (Englanninkielinen tiivistelmä.) (ISBN 951-686-024-9)

38. Alpo Willman: Ekonometrinen tutkimus finanssipolitiikan vaikutuksista. 1976. 217 s. (ISBN 951-686-028-1)
39. Jorma Hilpinen: Muuttoliike, työhön osallistuminen ja suhdanteiden eteneminen työllisyydessä. 1976. 69 s. (ISBN 951-686-030-3)
40. Olavi Rantala: Säästämiskohteiden valintaan vaikuttavat tekijät Suomessa. 1976. 115 s. (ISBN 951-686-031-1)
41. Rahoitustilinpito analyysivälineenä (Ahti Huomo: Rahoitustilinpidollinen näkökulma; Tapio Korhonen: Maksutaseen ja valtiontalouden rahoitusmarkkinakytkennät; Immo Pohjola: Valtiontalous rahoitustilinpidossa; Olavi Rantala: Rahoitustilinpidon käyttö ja rajoitukset kvantitatiivisessa analyysissä). 1976. 98 s. (ISBN 951-686-033-8)
42. Ilmo Pyyhtiä: Varjohinnat ja tuotannontekijöiden allokaatio Suomen tehdasteollisuudessa vuosina 1948-1975. 1976. 176 s. (ISBN 951-686-035-4)
43. Peter Nyberg: Työvoiman tarjonnan vaihteluista Suomessa. 1978. 65 s. (ISBN 951-686-046-X)
44. Marja Tuovinen: Inflaatio-odotusten muodostumisesta ja erään inflaatio-odotussarjan optimaalisuudesta. 1979. 154 s. (ISBN 951-686-056-7)

IVA 5

SUOMEN PANKKI
Kirjasto

27370.1

IVA5a 1979 27370.1
Suomen

Suomen Pankki

D:044

Tuovinen, Marja

Inflaatio-odotusten

muodostumisesta ja erään

1996-05-14

SUOMEN PANKIN
KIRJASTO

KYRIIRI OY 9563
Helsinki 1979

ISBN 951-686-056-7
ISSN 0355-6042