

**AMMATTILIITTOMALLIT TYÖLLISYYDEN JA
PALKKATASON SELITTÄJINÄ**

**Katsaus teoreettisiin malleihin ja soveltava tutkimus teollisuuden
reaalipalkkoihin vaikuttavista tekijöistä Suomessa vuosina 1961–1994**

Kansantaloustieteen pro gradu -tutkielma
Toukokuu 1998

Laatija: Mika Haapanen
Ohjaaja: Matti Estola

Kansantaloustieteen pro gradu -tutkielma
Taloustieteellinen osasto
Jyväskylän yliopisto

Laatija: Mika Haapanen
Ohjaaja: Matti Estola
Aihe: Ammattiliittomallit työllisyyden ja palkkatason selittäjinä –
Katsaus teoreettisiin malleihin ja soveltava tutkimus teollisuuden
reaalipalkkoihin vaikuttavista tekijöistä Suomessa vuosina 1961–1994
Tieteenala: Kansantaloustiede
Valmistunut: Toukokuussa 1998
Sivumäärä: 88 sivua + liitteet (14 kpl)

TIIVISTELMÄ

Kansantaloustieteen pro gradu -työssä "Ammattiliittomallit työllisyyden ja palkkatason selittäjinä" tarkastellaan ammattiliittoja tutkivaa työn taloustiedettä mikrotaloustieteellisestä ja makrotaloustieteellisestä näkökulmasta sekä esitetään erilaisia tapoja mallintaa ammattiliiton päämäärät ja neuvottelutilanne ammattiliiton ja yritysten välillä. Tutkimuksen empiriaosuudessa tarkastellaan Tyrväisen (1991) teoreettista mallia reaalipalkkojen ja työllisyyden määräytymiselle sekä estimoidaan kaksivaiheisella Engle-Granger -menetelmällä teollisuuden reaalipalkka vuosina 1961–1994.

Monopoliunionimallissa ammattiliiton oletetaan asettavan palkkatason yksipuolisesti, rajoitteena yrityksen työn kysyntäkäyrä. Efficient bargaining -mallissa palkoista ja työllisyydestä neuvottelevat samanaikaisesti sekä yritys että ammattiliitto. Tarkastelu keskittyy erityisesti Boothin (1995) sekä McDonald ja Solowin (1981) malleihin. Right-to-manage -mallissa oletetaan, että yritys ja ammattiliitto neuvottelevat palkoista, mutta yritys päättää työllisyystason. Tutkielmassa tarkastellaan mallien pareto-tehokkuutta ja johdetaan komparatiivisen statiikan tuloksia. Makrotaloustieteellisessä osassa johdetaan Boothin (1995) sekä Carlin ja Soskicen (1990) käsittelemä makrotason monopoliunionimalli. Lisäksi tutustutaan Layard, Nickell ja Jackmanin (1991) right-to-manage -mallin tuloksiin sekä tarkastellaan kuinka keskitetyn, toimialakohtaisen ja hajautetun neuvottelujärjestelmän työllisyys- ja palkkatulokset eroavat.

Tutkimuksen estimointitulosten mukaan pääomakannan kasvu 3 prosentilla vuodessa suhteessa työvoiman käyttöön, mikä on lähellä tuottavuustrendiä, nostaa pitkän aikavälin tasapainoreaalipalkkaa noin 1.7 prosenttia, *ceteris paribus*. Ammattiliiton neuvotteluvoiman kasvu 10 prosentilla nostaa reaalipalkkoja noin 3.5 prosenttia. Esimerkiksi järjestäytymisasteen nousussa 10 prosenttiyksikköä 80 prosentista 90 prosenttiin reaalipalkka kasvaa sen myötä noin 4.4 prosenttia. Toisaalta työnantajien sosiaaliturvamaksujen korotukset siirtyvät pitkällä aikavälillä suurimmaksi osaksi (n. 74 %) palkansaajien maksettavaksi ja tuottaja- ja kuluttajahintojen välisen kuilun kasvaminen yhdellä prosentilla laskee reaalisia palkkoja noin 0.4 prosenttia. Työttömyyden laskeminen 15 prosentista 13 prosenttiin saa reaalipalkoissa aikaan noin 0.6 prosentin nousun. Lyhyellä aikavälillä reaalipalkkoja nostavat erityisesti edellisten periodien palkkakorotukset ja tuotannon kasvaminen. Toisaalta työnantajien sosiaaliturvamaksujen korotukset laskevat palkkoja lähes korotusten mukaisesti (noin 79 %). Rekursiivisten estimointien perusteella teollisuuden reaalipalkkojen sopeutuminen pitkän aikavälin tasapainotilaan on nopeutunut erityisesti tultaessa 1980-luvulta nykyhetkeen.

Avainsanat: Ammattiliittomallit, työllisyys, palkkataso, ammattiliiton päämäärät, optimointi, Engle-Granger -estimointi

SISÄLLYS

1 JOHDANTO	1
------------------	---

2 AMMATTILIITTOMALLIT ASETETTUNA LAAJEMPAAN KONTEKSTIIN	3
---	---

I AMMATTILIITTOMALLIT JA MIKROTALOUSTIEDE

3 AMMATTILIITTOMALLIEN TOIMIJOIDEN KÄYTTÄYTYMISESTÄ	8
---	---

3.1 Ammattiliiton hyötyfunktion muodostaminen	9
---	---

3.2 Yrityksen käyttäytymisen mallintaminen	14
--	----

3.3 Neuvottelupelin mallintaminen – Nash-neuvotteluasetelma	15
---	----

4 MONOPOLIUNIONIMALLI	16
-----------------------------	----

4.1 Komparatiivisen statiikan tuloksia staattisessa monopoliunionimallissa	18
--	----

5 NEUVOTTELUMALLIEN JOHTAMINEN: RIGHT-TO-MANAGE JA EFFICIENT	
--	--

BARGAINING -MALLIT	19
--------------------------	----

5.1 Right-to-manage -mallin johtaminen	19
--	----

5.1.1 Right-to-manage -mallin komparatiivisen statiikan tuloksia	22
--	----

5.2 Efficient bargaining -mallin johtaminen	23
---	----

5.2.1 Efficient bargaining -mallin komparatiivisten statiikan tuloksia	27
--	----

6 MIKROTALOUSTIETEELLISTEN MALLIEN TEOREETTISTA VERTAILUA	28
---	----

II AMMATTILIITTOMALLIT JA MAKROTALOUSTIEDE

7 MAKROTALOUSTIETEELLINEN MONOPOLIUNIONIMALLI	31
---	----

7.1 Aggregaattitason palkkayhtälön johtaminen	31
---	----

7.2 Aggregaattitason hintayhtälön johtaminen	34
--	----

7.3 Yleinen tasapainotyöttömyys makrotaloustieteellisessä monopoliunionimallissa	36
--	----

8 LAYARD, NICKELL JA JACKMANIN RIGHT-TO-MANAGE -MALLI	39
---	----

8.1 Yrityksen palkkatason määräytyminen	41
---	----

8.2 Aggregaattitason palkan ja yleisen tasapainotyöttömyyden määräytyminen	42
--	----

9 KESKITETYN JA HAJAUTETUN NEUVOTTELUJÄRJESTELMÄN PALKKA- JA	
--	--

TYÖLLISYYSTASOJEN VERTAILUA	44
-----------------------------------	----

10 MAKROTALOUSTIETEELLISTEN MALLIEN TEOREETTISTA VERTAILUA	48
--	----

III EMPIIRISESTÄ MALLINTAMISESTA

11 AMMATTILIITTOMALLIEN HYÖDYNTÄMISESTÄ EMPIIRISISSÄ TUTKIMUKSISSA	52
11.1 Kollektiivinen neuvottelurakenne Suomen työmarkkinoilla	52
11.2 Ammattiliiton päämäärien tutkimisesta ja kilpailevien ammattiliittomallien empiirisestä testaamisesta	54
11.3 Ammattiliittomallien yhtälöiden estimoinnista ja siihen liittyvistä ongelmista	57
11.4 Katsaus palkkayhtälöiden estimointiin ja saatuihin tuloksiin Suomessa	61
12 TEOLLISUUDEN PALKKAYHTÄLÖN ESTIMOINTI KAKSIVAIHEISELLA ENGLE-GRANGER -ESTIMOINTIMENETELMÄLLÄ	66
12.1 Kaksivaiheinen Engle ja Granger -estimointimenetelmä	66
12.2 Teoreettinen malli – Tyrväisen epätäydellisen kilpailun right-to-manage -malli	68
12.3 Teoreettisen mallin muuttujia vastaavat empiiriset muuttujat ja niiden integroituvuustarkastelut	70
12.4 Tasapainoregression mallin estimointi ja yhteisintegraatiotarkastelut	75
12.5 Virheenkorjausmallin estimointi	79
13 AMMATTILIITTOMALLIEN ARVIOINTIA JA LOPPUPÄÄTELMIÄ	82
KIRJALLISUUS	85
LIITE 1. MONOPOLIUNIONIMALLIN RATKAISUN JOHTAMINEN	89
LIITE 2. MONOPOLIUNIONIMALLIN YKSI TIETTY EKSPLISIITTINEN RATKAISU	90
LIITE 3. BOOTHIN RIGHT-TO-MANAGE -MALLIN RATKAISUN JOHTAMINEN	91
LIITE 4. MCDONALD JA SOLOWIN EFFICIENT BARGAINING -MALLIN RATKAISUN JOHTAMINEN	92
LIITE 5. BOOTHIN EFFICIENT BARGAINING -MALLIN RATKAISUN JOHTAMINEN	93
LIITE 6. NAIRU JA ERI LAISET TYÖTTÖMYYSKÄSITTEET	94
LIITE 7. EMPIIRISESSÄ TUTKIMUKSESSA KÄYTETYT MUUTTUJAT	95
LIITE 8. MUUTTUIJEN AIKASARJAT	96
LIITE 9. DIFFERENSSIMUUTTUIJEN AIKASARJAT	97
LIITE 10. DIFFERENSSIMUUTTUIJEN AUTOKORRELAATIOFUNKTIOT	98
LIITE 11. STAATTISEN MALLIN KUVAAJIA	99
LIITE 12. STAATTISEN MALLIN REKURSIIVISTA GRAFIIKKAA	100
LIITE 13. DYNAAMISEN MALLIN KUVAAJIA	102
LIITE 14. DYNAAMISEN MALLIN REKURSIIVISTA GRAFIIKKAA	103

1 JOHDANTO

Ammattiliittojen¹ toiminta näkyy suomalaisessa yhteiskunnassa ja taloudessa. Palkansaajien järjestäytymisaste kasvanut 1960-luvun lopun 50 prosentista yli 80 prosenttiin ja nykyisin työehtosopimukset kattavat 95 prosenttia työvoimasta. Näin ollen ammattiliittojen toimintaa ei voida sivuuttaa työmarkkinoita analysoivassa taloustieteessä.

Työn taloustieteen keskiöön ammattiliitot nousivat vasta 1970-luvun lopussa. Syynä oli tarve ymmärtää kasvanutta työttömyyttä ja sen jatkuvaa pysymistä entistä korkeammalla tasolla (ks. esim. Ulph ja Ulph 1990, 86). Tällöin kysyttiin, kuinka ammattiliitot vaikuttavat työllisyyteen kollektiivisten palkkasopimusten välityksellä. Kysymys on edelleen ajankohtainen. Onhan työttömyys pysynyt Suomessa korkealla tasolla 1990-luvun laman jälkeinkin.

Tutkimuksen rakenne mukailee Pehkosen (1990, 2–6) kuvausta tutkimuskentän jakautumisesta. Pehkonen (1990) jaottelee viime vuosikymmeninä ammattiliittoja käsitelleet tutkimussuuntaukset kolmeen kategoriaan:

(i) Ammattiliittojen päämääriin keskittyvälle tutkimukselle on tyypillistä palkkojen ja työllisyyden välisen kaupankäynnin tutkiminen. Tämä tutkimussuuntaus on edelleen jaettavissa kahteen erilliseen debattiin. Pitäisikö ammattiliittomallien keskittyä taloustieteellisiin vai poliittisiin tekijöihin? Poliittisten mallien mukaan ammattiliittoja ei voi analysoida toimijoina, jotka maksimoivat hyvin määriteltyjä päämääräfunktiota, kun taas taloustieteellisen eli rationaalisen suuntauksen mukaan tämä on mahdollista (ns. Ross-Dunlop -debatti). Edelleen on tutkittu, onko työllisyys mukana ammattiliiton hyötyfunktiossa? (Pehkonen 1990, 2–3.) Näitä kysymyksiä tarkastellaan tutkimuksessa erityisesti luvun 3 osiossa 3.1.

(ii) Erilaisten palkka- ja työllisyysmallien testaamiseen keskittyvälle tutkimukselle on tyypillistä neuvotellun palkka-työllisyys -tuloksen *tehokkuuden* arvioiminen. Tutkimus on keskittynyt

¹ Mayhew ja Turnbull (1989, 110–111) esittävät kirjassaan kaksi ammattiliiton (trade union) määrittelytapaa: Ensimmäisen mukaan ammattiliitot on nähtävissä formaaleina instituutioina, joilla on kollektiivisia ja 'institutionaalisia' päämääriä, kuten selviäminen, taloudellinen vakavaraisuus, neuvotteluvoima ja yhtenäisyys (sosiologinen määritelmä). Toisaalta taloustieteissä ammattiliiton käyttäytyminen on perustunut pikemminkin yksilöiden preferensseihin kuin kollektiivisiin. Tällöin ammattiliiton sisäisillä päätöksentekopolitiikalla ei nähdä olevan vaikutusta yksittäisten jäsenten päämääriin. Sosiologiassa ammattiliittojen määrittelyä ja yleensä ammattiliittotutkimusta harjoittavat mm. Ilmonen ja Kevätsalo (1994).

erityisesti kahteen vaihtoehtoiseen malliin: monopoliunionimalliin ja efficient bargaining -malliin (Pehkonen 1990, 4). Monopoliunionimallissa ammattiliiton oletetaan asettavan palkkatason yksipuolisesti, rajoitteena yrityksen työn kysyntäkäyrä. Efficient bargaining -mallissa palkoista ja työllisyydestä neuvottelevat samanaikaisesti sekä yritys että ammattiliitto. Right-to-manage -mallissa oletetaan, että yritys ja ammattiliitto neuvottelevat palkoista, mutta yritys on se, joka päättää työllisyyden tason. Monopoliunionimalli saadaan right-to-manage -mallin erikoistapauksena. Tämän tutkimuksen luvuissa 3, 4 ja 5 johdetaan näiden kolmen mallin tuloksia ja tutkitaan millaisia vaikutuksia eksogeenisten muuttujien muutoksilla on mallien ennustamaan palkkatasoon ja työllisyyteen. Tällöin havaitaan, että efficient bargaining -mallin neuvottelutulos on pareto- tehokas toisin kuin monopoliunionimallin tai right-to-manage -mallin tulos.

(iii) Tutkimussuuntauksessa, joka hyödyntää ammattiliittomalleja selittämään muutoksia aggregaattitason muuttujissa, tarkastelee usein kysymyksiä, mikä on palkan muotoutumisen prosessi ja miten työttömyys nousee ja säilyttää tasonsa. Esimerkiksi palkkoja tarkasteltaessa voidaan tutkia kuinka työmarkkinapaine vaikuttaa palkkoihin, miten ammattiliittojen neuvotteluvoiman muutos heijastuu palkkatasoon sekä kuinka sopimuspalkat ja palkkaliukumukset ovat vuorovaikutuksessa keskenään. Toisaalta työttömyysproblematiikalle on kehitetty useita selitysmalleja. (Pehkonen 1990, 5–6.)

Tähän makrotaloustieteelliseen mallintamiseen tutustutaan kahden esimerkin avulla: luvussa 7 tarkastellaan monopoliunionimallin aggregoimista makrotasolle ja luvussa 8 tutustutaan Layard, Nickell ja Jackmanin (1991) right-to-manage -malliin. Luvussa 9 tarkastellaan miten keskitetyn, toimialakohtaisen ja hajautetun neuvottelumekanismin työllisyys- ja palkkatasot eroavat toisistaan. Tällöin selitetään miksi hyvin keskittyneet ja toisaalta hyvin hajautetut palkan- ja hinnanasetannan taloudet selviävät parhaiten kysyntäheilahteluista ja pystyvät säilyttämään parhaiten matalan työttömyystason.

Tutkimuksen empiriaosuudessa palataan myös näihin kysymyksiin (luvut 11 ja 12). Luvussa 11 tutustutaan ensin suomalaiseen neuvottelumekanismiin, jotta voidaan arvioida kunkin ammattiliittomallin soveltuvuutta Suomen olosuhteisiin. Sitten tarkastellaan kuinka ammattiliiton päämääriä on empiirisesti tutkittu, miten teoreettiset ammattiliittomallit vastaavat empiirisiä havaintoja sekä tutustutaan yhtälöiden estimointiin, siihen liittyviin ongelmiin ja palkkayhtälöiden estimointituloksiin Suomessa. Luku 11 toimii myös johdatuksena tutkimuksen empiiriselle työlle (luku 12), jossa selitetään kaksivaiheista Engle-Granger -estimointimenetelmää käyttäen teollisuuden reaalisien palkkatason kehitystä vuosina 1961–1994. Menetelmällä saadaan johdettua muuttujien välille pitkän ja lyhyen aikavälin riippuvuussuhteet. Lopuksi tarkastellaan rekursiivisten estimointien avulla reaali-palkkojen sopeutumista pitkän aikavälin tasapainoon.

2 AMMATTILIITTOALLIT ASETETTUNA LAAJEMPAAN KONTEKSTIIN

Taloustieteen oppikirjojen keskeinen perusoletus on, että kansantalouden eri osamarkkinat, kuten hyödyke-, raha-, pääoma- tai työmarkkinat, toimivat täydellisen kilpailun olosuhteissa (ks. esim. Pehkonen 1998a, 53). Kilpailullisilla markkinoilla hintataso ja vaihdetut määrät määräytyvät markkinoiden kysynnän ja tarjonnan mukaan siten, ettei yksittäisillä ostajilla tai myyjillä ole mahdollisuutta vaikuttaa markkinoilla toteutuvaan hintatasoon. Työmarkkinoilla palkkataso määräytyy työvoiman kysynnän ja tarjonnan mukaan. Palkat reagoivat työvoiman kysyntään ja tarjontaan, mikä johtaa lopulta palkkatasoon, joka vastaa täystyöllisyyden tasoa. Tasapainossa työttömyys liittyy joko yksilöiden vapaaehtoiseen valintaan tai työmarkkinoiden kohtaantoon, lähinnä työpaikan etsimiseen ja avoimen työpaikan täyttämiseen liittyviin kitkatekijöihin. (Pehkonen 1998a, 53.)

Työmarkkinoiden toiminnan kuvaamiseen ja ymmärtämiseen tätä perinteinen lähestymistapa sopii usein huonosti, koska työmarkkinat eroavat monessa suhteessa muista tuotannontekijä- tai hyödykemarkkinoista. Ensinnäkin työmarkkinoilla tapahtuva työpanoksen vaihdanta on voimakkaasti kontrolloitua (syynä esimerkiksi työehtosopimukset). Toiseksi työpanokseen sitoutunut osaaminen, työntekijän mahdollisuus vaihtaa työpaikka tai muuttaa työnteon tehokkuutta, tekevät työmarkkinoista muista markkinoista poikkeavat. Kolmanneksi täydelliseen kilpailuun perustuviin työmarkkinamallien empiirinen käyttökelpoisuus on usein havaittu riittämättömäksi. Erityisesti mittavien työllisyysvaihteluiden selittäminen täydellisen kilpailun työmarkkinamalleilla on osoittautunut ongelmalliseksi, koska tasapainoajattelun mukaan muutokset työvoiman kysynnässä vaikuttavat ennen kaikkea palkkatasoon, ei työntekijöiden määrään. Viime vuosina empiiriset työmarkkina-analyysit ovatkin yhtä useammin perustuneet teoreettisiin malleihin, joissa kilpailu hyödyke- ja työmarkkinoilla oletetaan epätäydelliseksi. (Pehkonen 1998a, 53.)

Työmarkkinamallit voidaan jakaa kolmeen pääkategoriaan (Pehkonen 1988, 1): tasapaino-, epätasapaino- ja neuvottelumallit. Tasapainomallit seuraavat pääasiallisesti uusklassista näkemystä kilpailullisista työmarkkinoista ja olettavat markkinoiden tasapainottuvan välittömästi suhdannehäiriöiden jälkeen. Epätasapainomallit, kuten implicit contract, human capital ja efficiency wage -teoriat, taas hylkäävät markkinoiden tasapaino-oletuksen: niissä työllisyys ja reaali-palkka sopeutuvat hitaasti markkinoiden epätäydellisyyksistä johtuen. Tämän tutkimuksen kannalta keskeisempiä ovat kuitenkin neuvottelu- eli ammattiliittomallit (bargaining/trade union models):

Ammattiliittomalleissa palkkataso määräytyy järjestäytyneiden työntekijöiden ja yritysten välisissä neuvotteluissa. Ammattiliittojen pyrkimys jäsenistönsä etujen ajamiseen johtaa siihen, että työvoiman tarjonnan hinta ylittää jokaisella työllisyyden tasolla kilpailullisten markkinoiden palkkatason (market-clearing wage). Järjestäytyminen tuo siten työntekijöille lisäpalkkaa. Ammattiliittomalleissa yksittäisten työntekijöiden näkökulmasta palkkatason noususta aiheutuva työttömyys on tahatonta. Työttömät ovat halukkaita tekemään töitä vallitsevalla palkkatasolla. Työllistymistä ei kuitenkaan tapahdu, koska annetulla palkkatasolla työnantajat eivät ole halukkaita heitä työllistämään. Palkanasettajana toimivan ammattiliiton näkökulmasta työttömyys on vapaaehtoista ja tietoisesti valittua. (Pehkonen 1998a, 54.)

Staattisissa ammattiliittomalleissa ammattiliittojen jäsenmäärä on vakio, kun taas dynaamisissa mallissa muun muassa jäsenmäärä voi vaihdella ajassa. Staattisilla ja dynaamisilla malleilla voi olla erilaiset vaikutukset työllisyyden ja palkkatason vaihteluun. Esimerkiksi dynaamiset mallit voivat osoittaa suurempaa reaalista palkkajoustavuutta ja vähemmän työllisyyden vaihtelua kuin staattiset mallit. (Pehkonen 1992, 114–115.) Tämän tutkimuksen huomio kiinnittyy lähes pelkästään staattisiin ammattiliittomalleihin. Mutta ennen kuin siirrytään ratkaisemaan niitä formaalisti, tarkastellaan ensin muita mainittuja teorioita, jotta saadaan selkeä kokonaiskuva tutkimuskentästä.

1970- ja 1980-lukujen tasaisen työttömyyden nousun seurauksena syntyivät ns. efficiency wage (tehokkuuspalkkamallit) ja implicit contract -mallit (implisiittiset sopimusmallit). Ne nähtiin aluksi vaihtoehtoisina teorioina ammattiliittomalleille, mutta vähitellen niitä on alettu yhdistelemään: esimerkiksi Layard ym. (1991) muodostavat teoreettisen mallin, jossa yhdistyvät sekä efficiency wage - että ammattiliittomallit. Efficiency wage ja implicit contract -mallit pyrkivät selittämään erityisesti ei-vapaaehtoista työttömyyttä: Kysyttiin, miksi työttömien työnhakijoiden aiheuttama kilpailu ei johda reaalisen palkkatason laskuun ja mikä alentaisi työttömyyttä. Selitykseksi oli annettu instituutioiden ja ammattiliittojen aiheuttama työmarkkinoiden jäykkyys ja korkea minimipalkkataso. Näillä ei kuitenkaan kyetä selittämään työttömyyden nousua kansainvälisesti, koska työmarkkinoiden säädökset ja ammattiliittojen neuvotteluvoima ovat vähentyneet kansainvälisesti katsoen (erityisesti Yhdysvalloissa).² (Rebitzer 1989, 16–17; ks. myös Layard ym. 1991, 88.) Mikrotaloustiedettä tutkivat taloustieteilijät ovatkin esittäneet kysymyksen, miksi yrityksen kustannukset kasvavat yrityksen *alentaessa* palkkatasoa (Rebitzer 1989, 16–17)? Tästä kysymyksestä syntyivät efficiency wage ja implicit contract -mallit.

² Suomessa ammattiliittojen voima on sen sijaan kasvanut aina näihin päiviin asti. Onhan palkansaajien järjestäytymisaste kasvanut 1960-luvun lopun 50 prosentista vuoden 1994 80-prosenttiin, ja nykyisin työehtosopimukset kattavat 95-prosenttia työvoimasta. (ks. esim. Pehkonen ja Santamäki-Vuori 1997, 253.)

Pohjoisamerikkalaisessa tutkimusperinteessä työmarkkinoiden toimintaa kuvataan lähes poikkeuksetta joko täydellisen kilpailun kehikossa tai yritysten käyttäytymistä korostavan efficiency wage -mallin avulla. Syy ammattiliittomallien vähäiseen käyttöön on selvä (Pehkonen 1998a, 54): sekä Yhdysvalloissa että Kanadassa ammattiliittojen asema työmarkkinaosapuolena on heikko. Euroopassa tilanne on toisenlainen. Ammattiliitot ovat useissa maissa merkittävä neuvotteluosa-
puoli sekä suhteessa työnantajiin että julkiseen valtaan. Ammattiliittojen keskeinen rooli työsuhteiden ehdoista ja työelämän lainsäädännöstä päätettäessä onkin heijastunut teoreettisiin analyyseihin. Vastaavasti yritysten roolia palkanmuodostuksessa korostavien mallien käyttö soveltavissa tutkimuksissa on jäänyt Euroopassa vähäiseksi. (Pehkonen 1998a, 54.)

Efficiency wage -mallit osoittavat reaalista palkkajäykkyyttä suhteessa tilapäisiin työn kysyntäshokkeihin, samoin kuin staattiset ammattiliittomallit. Mallien mukaan palkkajäykkyys syntyy siitä, että yrityksen tarjoama palkkataso vaikuttaa työn tuottavuuteen: yrityksen ei kannata alentaa palkkaa, koska se voi lopulta lisätä sen kustannuksia. Mallien avulla voidaan ennustaa heilahtelua ja työllisyydessä kun tapahtuu tilapäisiä kysyntäshokkeja. Mallien mukaan yritykset tekevät palkka- ja työllisyyspäätökset yksipuolisesti, ts. palkkaneuvotteluja ei käydä yritysten ja työntekijöiden (ammattiliittojen) välillä. (Pehkonen 1990, 9–10.)

Efficiency wage -mallit *vaativat* ei-vapaaehtoisen työttömyyden olemassaolon, koska se tasapainossa:

- (i) palvelee työntekijän kurinpidollisena välineenä vähentäen pinnauksesta aiheutuvia kustannuksia,
- (ii) vähentää työn vaihtuvuudesta aiheutuvia kustannuksia ja siten koulutuskustannuksia, sekä
- (iii) parantaa työntekijöiden tehokkuutta, koska palkkataso ylittää markkinat puhdistavan tason, mikä houkuttelee tuottavia, motivoituja työntekijöitä. (Pehkonen 1992, 117.)

Toisin kuin seuraavaksi käsiteltävässä implicit contract -mallissa, efficiency wage -mallissa ei-vapaaehtoinen työttömyys on välttämätöntä yrityksen toiminnalle. Mallissa ajan kulumisen ja vanhojen sopimusten syrjäytyminen ei siirrä työmarkkinatilannetta täystyöllisyyteen. (Rebitzer 1989, 21–22.) Näin ollen efficiency wage -mallit kuuluvat ns. markkinat ei-tasapainottavaan (non-market clearing) suuntaukseen, johon kuuluvat myös mm. ammattiliittomallit ja insider-outsider -mallit (sisäpiirimallit).³ Implicit contract -malli kuuluu markkinat tasapainottavaan

³ Varsinaiset insider-outsider eli sisäpiirimallit sivuutetaan tässä tutkimuksessa. Niitä ja hysteresis-ilmiötä, eli työttömyyden pysyvyyttä, on tutkinut Suomessa mm. Kauhanen (1990; 1994). Hyviä kansainvälisiä tutkimuksia ovat mm. Blanchard ja Summers (1986) sekä Lindbeck ja Snower (1986; 1989). Tosin Layard ym. (1995, 41–42) mukaan ammattiliittomallit ovat ja ovat aina olleet

suuntaukseen. (ks. esim. Pehkonen 1991, 7.)

Implicit contract -mallit olettavat, että havaittuja liikkeitä palkoissa ja työllisyydessä ei voida selittää täydellisesti kilpailtujen työmarkkinoiden avulla, jossa palkka vastaa työn rajatuottavuutta ja työmarkkinat ovat aina tasapainossa. (Manning 1990, 63.) Sen sijaan implicit contract -mallit olettavat, että joko työntekijät ovat riskejä karttavampia kuin yritykset ja heillä on rajatumpi pääsy finanssimarkkinoille, tai että ei-vapaaehtoinen työttömyys johtuu työvoiman vaihtuvuuden kustannuksista.

Ensimmäisen suuntauksen mukaan yritykset ovat riskineutraaleja tai voivat toimia finanssimarkkinoilla, eli ne saavat tulovaihteluilleen paremman vakuutuksen kuin työntekijät työsopimusten välityksellä. (Pehkonen 1990, 8; 1992, 116; vrt. myös Manning 1990, 64.) Manning (1990, 65) mukaan työnantajat ovat vähemmän riskiä karttavia kuin työntekijät: Työntekijöiden on vaikeampi hajauttaa inhimillistä pääomaa, koska työntekijät työskentelevät yleensä vain yhden työnantajan palveluksessa. Työnantajat voivat sen sijaan hajauttaa pääomansa eri yritysten kesken osakemarkkinoiden välityksellä.

Toisen suuntauksen mukaan ei-vapaaehtoinen työttömyys johtuu työvoiman vaihtuvuuden kustannuksista: työvoiman koulutus- ja etsintäkulut aiheuttavat sen, että yritykselle tulisi itse asiassa kalliimmaksi alentaa palkkatasoa kuin pitää se nykyisellä tasolla, joka on korkeampi kuin täydellisesti kilpailtujen työmarkkinoiden taso. Tämä oletus on tyypillistä inhimillisen pääoman (human capital) mallien kirjallisuudelle. (Rebitzer 1989, 18.)

Sopimuksia kutsutaan implisiittisiksi siitä syystä, että ne on täytynyt tehdä etukäteen mahdollista työttömyyttä silmälläpitäen. Työntekijä ei voi odottaa siihen asti, että työttömyys osuu omalle kohdalle. Käytännön sopimukset reaali maailmassa eivät kuitenkaan ole näin laskelmoituja ja monimutkaisia. Joten jos tällaisia sopimuksia on olemassa, ne eivät ole eksplisiittisesti kirjoitettuja vaan ne ovat implisiittisiä eli kirjoittamattomia sopimuksia työntekijän ja työnantajan välillä. (Manning 1990, 65.)

Työllisyys on implicit contract -malleissa pitkällä aikavälillä sama kuin mikä se olisi täydellisen kilpailun markkinoiden tapauksessa (Pehkonen 1992, 116). Ts. implisiittisten sopimusten malleissa, toisin kuin efficiency wage -mallissa, markkinat palautuvat ajan myötä täystyöllisyystilaan. Tällöin vanhat sopimukset ovat hylätyt ja uudet sopimukset vastaavat nykyisiä työmarkkinaolosuhteita. Ei-vapaaehtoinen työttömyys on implisiittisten sopimusten malleissa tahaton

sisäpiirin neuvotteluvoimaa kuvaavia malleja.

seuraus palkkajäykkyyksistä, jotka johtuvat implisiittisistä palkka- ja työllistämissopimuksista. (Rebitzer 1989, 21.)

Selkeän esityksen implisiittisen sopimusmallin matemaattiselle ratkaisemiselle tarjoaa esimerkiksi Manning (1990). Siinä hän esittää ratkaisut sekä symmetrisen että epäsymmetrisen informaation tapauksessa. Rosen (1991) tarjoaa myös hyvän esityksen epäsymmetrisen informaation vaikutuksista, vaikka hän ei edustakaan “puhdasta” implisiittistä sopimusmalliperinnettä. Täydellisen kilpailun oletus tai markkinat tasapainottava traditio, kuten tässä esitetty implicit contract -malli, ei kuitenkaan liene oikea mallintamistapa institutionaalisessa maassa kuten Suomessa (Pehkonen 1990, 10; 1998a, 55), joten jatkossa käsitellään ammattiliittomalleja tarkemmin.

I AMMATTILIITTOMALLIT JA MIKROTALOUSTIEDE

Ammattiliittojen tutkimus on perinteisesti ollut mikrotason tutkimusta, jossa ammattiliitto ja työnantajapuoli kohtaavat. Tässä tutkimuksen osassa luodaan ensin perustat mikrotaloustieteellisten ammattiliittomallien rakentamiselle: Luvun 3 osiossa 3.1 tarkastellaan, kuinka ammattiliiton hyötyfunktio on määritelty, miten ammattiliittomalleissa yrityksen oletetaan tyypillisesti käyttäytyvän (osio 3.2) sekä miten ammattiliiton ja yrityksen välistä neuvottelupeliä on mallinnettu (Nash-neuvottelukehikko osiossa 3.3). Luvussa 4 muodostetaan yksinkertainen monopoliunionimalli, jossa ammattiliiton oletetaan asettavan palkkatason yksipuolisesti, jonka jälkeen yritys asettaa työllisyyden voittoa maksimoiden. Luvussa 5 siirrytään varsinaisiin neuvottelumalleihin. Osiossa 5.1 muodostetaan efficient bargaining -kilpailun malli, jossa palkoista ja työllisyydestä neuvottelevat samanaikaisesti sekä yritys että ammattiliitto. Osion 5.2 right-to-manage -mallissa oletetaan, että yritys ja ammattiliitto neuvottelevat palkoista, mutta yritys on se, joka päättää työllisyystason. Luvussa 6 vertaillaan mallien tuloksia.

3 AMMATTILIITTOMALLIEN TOIMIJOIDEN KÄYTTÄYTYMISTÄ

Ennen ammattiliittomallien esittelyä on tehtävä joitakin oletuksia ammattiliittojen ja yritysten käyttäytymisestä (Ulph ja Ulph 1990, 87–92):

- (i) Oletetaan, että neuvottelut käydään yhden yrityksen ja yhden ammattiliiton välillä.
- (ii) Ammattiliitto toimii identtisten jäsentensä intressien hyväksi. Lisäksi oletetaan, että mikäli yritys neuvottelee ammattiliiton kanssa, sen on palkattava kaikki työntekijänsä ammattiliiton jäsenistä, ts. kyseessä on suljettu kauppa (closed-shop agreement).
- (iii) Työntekijä, joka ei saa työtä sopimuksen tehneeltä yritykseltä, kohtaa vaihtoehtoiset ansiot jollakin muulla talouden sektorilla. Tämä vaihtoehtoinen ansio on riippumaton sitä saavien ammattiliiton jäsenten määrästä.

(iv) Yrityksen täytyy saada enemmän voittoja palkkaamalla ammattiliiton jäseniä kuin käyttämällä järjestäytymättömiä työntekijöitä. Tämä mahdollistaa ammattiliiton vallankäytön ja palkkatason nostamisen yli vaihtoehtoisten ansioiden tason. Toisaalta yrityksellä on valtaa, koska se voi kieltäytyä palkkaamasta ammattiliiton jäseniä.

Näiden lisäksi täytyy vielä tehdä oletuksia funktiomuodoista ja neuvottelumekanismin kulusta. Niitä käsitellään erikseen vasta kunkin ammattiliittomallin yhteydessä. On huomattava, että nämä eivät suinkaan ole ainoat mahdolliset tavat määrittellä neuvottelutilanteen alkuoletukset. Viime aikoina onkin alettu kiinnittämään entistä enemmän huomiota siihen, kuinka näitä oletuksia voitaisiin muuttaa enemmän todellisuutta vastaavaksi.⁴

3.1 Ammattiliiton hyötyfunktion muodostaminen

Mitä ammattiliitto oikeastaan tavoittelee? Puhdasoppisten ammattiliittomallien mukaan ammattiliitot maksimoivat taloudellista hyvinvointiaan (Booth 1995, 87). Tämä ei kuitenkaan ole helppoa, sillä ammattiliiton sisällä on ristiriitaisia näkemyksiä päämäärien suunnista. Mallintamisongelmien vuoksi usein oletetaan kaikkien työntekijöiden olevan ammattiliittosektorilla identtisiä, ts. heillä on samanlaiset preferenssit ja ammattiliitto on kiinnostunut vain taloudellisesta hyvinvoinnistaan (ks. esim. Booth 1995, 88; Ulph ja Ulph 1990). Booth (1995, 88) määrittelee ammattiliiton hyötyfunktion seuraavasti:

$$(3.1) \quad U = U(w,n),$$

missä U viittaa ammattiliiton hyötyyn, w liiton jäsenten (reaali)palkkoihin ja n ammattiliiton työllisyyteen. Oletetaan lisäksi, että $\partial U/\partial w > 0$ ja $\partial U/\partial n > 0$ eli palkkatason ja työllisyyden kasvulla on ammattiliiton hyötytasoa lisäävä vaikutus. (Booth 1995, 89.)

Entä miten ammattiliiton hyöty- eli tavoitefunktiota on kuvattu eksplisiittisemmin? Kysymystä lähestytään tarkastelemalla aluksi, miten varhaisemmassa kirjallisuudessa ammattiliiton hyötyfunktiota on mallinnettu (ks. alla kohdat i–iii). Kohdissa (iv)–(vi) tutustutaan kehittyneempiin hyötyfunktion muodostamistapoihin.

(i) Dunlop, J. T. (1944) käytti ammattiliiton hyötyfunktiona jäsenten kokonaispalkkasummaa. Hänen mukaansa ammattiliittoa tulisi käsitellä kuten yrityksiä, jotka maksimoivat voittoa. Tällöin ammattiliiton odotettua voittoa eli hyötyä kuvaa yksinkertaisesti sen saamat tulot:

⁴ On alettu kehittää erilaisia dynaamisia malleja (ks. esim. Booth ja Schiantarelli 1987; Manning 1987; 1991; Espinosa ja Rhee 1989; Hoel 1991) ja erilaisia epätäydellistä informaatiota huomioivia malleja (ks. esim. Rosen 1991). Erityisesti Manningin (1987) tutkimus on noteerattu hyvin tieteellisellä kentällä.

$$(3.2) \quad U = wn,$$

missä yhtälön oikea puoli on ammattiliiton jäsenten yhteenlaskettu palkkasumma. (Booth 1995, 89–90.)

(ii) Ross, A. M. korosti vuonna 1948 ammattiliittojen poliittista puolta. Hänen mukaansa ammattiliittojen palkkapolitiikkaa ei voida löytää mekaanisista maksimointiperiaatteista (Booth 1995, 90). Mayhewin ja Turnbullin (1989, 110) mukaan Ross näki ammattiliitot formaaleina instituutioina, joilla on kollektiivisia ja 'institutionaalisia' päämääriä, kuten selviäminen, taloudellinen vakavaraisuus, neuvotteluvoima ja yhtenäisyys. Taloustieteessä ammattiliiton käyttäytyminen on sitä vastoin perustunut pikemminkin yksilöiden kuin kollektiivisiin preferensseihin.

Tästä asetelmasta alkoi 1940-luvun lopulla kiivas keskustelu siitä, voitaisiinko ammattiliiton toimintaa mallintaa formaalisti (matemaattisesti). Rossin mukaan ammattiliitto oli ennen kaikkea poliittinen toimija, joka operoi taloudellisessa ympäristössä. Hänen mukaansa tärkeässä asemassa olivat ennen kaikkea ammattiliiton johtajat. Dunlop ja useimmat muut taloustieteilijät olivat taas sitä mieltä, että taloudelliset voimat ohjaavat ammattiliiton käyttäytymistä. Tällöin palkka- ja työllisyystason välille syntyy jatkuva funktionaalinen riippuvuussuhde.⁵ (Mayhewin ja Turnbullin 1989, 111.)

(iii) 1970-luvulla mm. de Menil ehdotti ammattiliiton tavoitteeksi **“vuokran” maksimointia** (rent maximation). Hän oletti, että ammattiliitto maksimoi 'todellista palkkaylijäämää', ts. ammattiliittosektorin ja täydellisen kilpailun sektorin välisen reaalisen palkkasumman erotusta kerrottuna ammattiliiton työllisten lukumäärällä:

$$(3.3) \quad U = (w - w^c)n,$$

missä w viittaa ammattiliiton palkkatasoon ja w^c täydellisesti kilpailtujen työmarkkinoiden palkkatasoon. (Booth 1995, 90; ks. myös Oswald 1985, 162.)

Nykyisin ammattiliiton tavoitteita kuvataan usein Stone-Geary -funktio muodolla, utilitaarisella hyötyfunktioilla tai hyödyn odotusarvoa kuvaavalla funktiolla (ks. esim. Pehkonen 1991b, 7). Seuraavassa tarkastellaan niitä yksi kerrallaan:

⁵ Kyse oli ns. Ross-Dunlop -debattista. Sapsford ja Tzannatos (1990, 4–5) viittaavat Michelliin (1972) hyvänä johdatuksena aiheeseen.

(iv) Ammattiliiton preferenssejä voidaan kuvata **Stone-Geary -funktio**muodolla, josta seuraavassa on annettu esimerkki (ks. esim. Oswald 1985, 163):

$$(3.4) \quad U = (w-\gamma)^\theta (n-\delta)^{1-\theta},$$

missä γ ja δ voidaan ajatella palkan ja työllisyyden “minimi- tai vertailuluvuiksi”. Farberin (1986, 1061) mukaan taas γ ja δ voidaan tulkita työllisyyden ja palkan absoluuttisiksi minimitasoiksi, jotka ammattiliitto voi sietää. Parametri θ mittaa ammattiliiton palkkojen ja työllisyyden suhteellista tärkeyttä. Muodoltaan funktio on kvasi-konkaavi.⁶

Stone-Geary -funktio muodolla on useita etuja (Oswald 1985, 163; ks. myös Farber 1986, 1061): Ensinnäkin funktio muoto on yksinkertainen. Toisaalta se sisältää erikoistapauksina edellä esiteltyjä muotoiluja. Ammattiliiton hyötyfunktioksi saadaan “kokonaispalkkasumman” (wn) neliöjuuri asettamalla $\theta=1/2$ ja $\gamma=\delta=0$. “Vuokran maksimointi” -funktion neliöjuuri saadaan, kun asetetaan $\theta=1/2$, $\delta=0$ ja $\gamma=w^c$, missä w^c on täydellisesti kilpailujen työmarkkinoiden palkkataso. Kolmanneksi Stone-Geary -funktioita on helppo käsitellä ekonometrisessä analyysissä, sillä jos otetaan luonnollinen logaritmi yhtälöstä (3.4), hyödyksi saadaan $\ln U = \theta \ln(w-\gamma) + (1-\theta) \ln(n-\delta)$, josta voidaan estimoida parametri θ .

Ongelmana Stone-Geary -funktion käytössä on muun muassa se, että sitä ei ole johdettu työntekijöiden käyttäytymisoletuksista. Toisin sanoen ei voida osoittaa, miksi esimerkiksi riskiä karttavat työntekijät käyttäytyisivät ryhmänä aivan kuin he maksimoisivat Stone-Geary -funktioita. (Oswald 1985, 163.) Ekonometrisissä tutkimuksissa tätä funktio muotoa on kuitenkin käytetty usein. Suomalaisista tutkimuksista voidaan mainita esimerkiksi Pehkosen (1990, luku 5) väitöskirja.

(v) **Utilitaarista hyötyfunktio**ta käytettäessä oletetaan, että ammattiliitto maksimoi yksilöiden hyötyjen summaa:

$$(3.5) \quad U = \sum_{i=1}^n u_i(w) \quad u_i'(w) > 0; u_i''(w) \leq 0,$$

missä w viittaa palkkaan, n ammattiliiton työllisten määrään ja $u_i(w)$ on tulosta w työntekijän i saatama hyöty. Mikäli yksilöiden hyöty on lineaarisessa suhteessa palkkaan, yhtälö (3.5) on identtinen kokonaispalkkasummayhtälön (3.1) kanssa. Toisaalta jos kaikkien ammattiliiton jäsenten oletetaan olevan identtisiä, yhtälö (3.5) voidaan kirjoittaa muodossa:

$$(3.6) \quad U = nu(w).$$

⁶ Määritelmä: funktio f on kvasikonkaavi konveksissa joukossa S , jos ja vain jos S :n jokaiselle pisteparille (u, v) , $u \neq v$ ja kaikille $k \in (0, 1)$ pätee $f(v) \geq f(u) \Rightarrow f[ku + (1-k)v] \leq f(v)$. Katso esimerkiksi Chiang (1984, 387–400).

Jos ammattiliiton palkkapolitiikka johtaa joidenkin liiton jäsenten työttömyyteen, utilitaarinen hyötyfunktio voidaan kirjoittaa seuraavasti:

$$(3.7) \quad U = nu(w) + (t - n)u(b) \quad w > b \text{ ja } 0 < n \leq t,$$

missä n viittaa ammattiliiton työllisiin jäseniin, t työntekijöiden kokonaismäärään ammattiliitossa, ja b vaihtoehtoisen sektorin palkkaan. (Booth 1995, 90–91; ks. myös Mayhew ja Turnbull 1989, 106.)

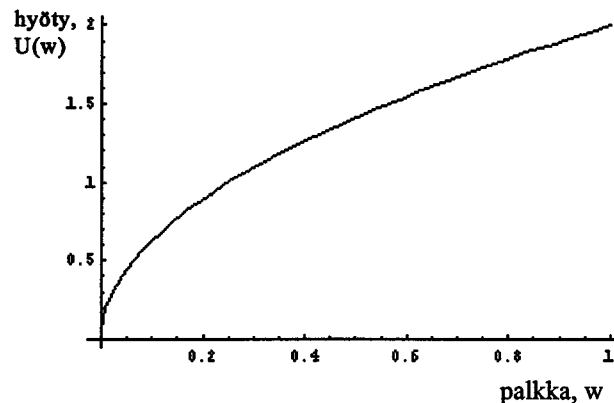
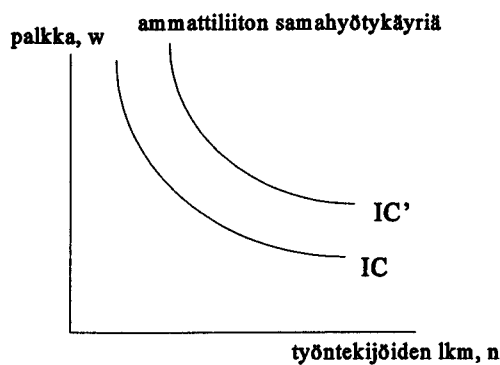
(vi) Hyödyn odotusarvo -funktioa käytettäessä oletetaan, että ammattiliiton jäseniä t on kiinteä määrä, kaikki ammattiliiton työntekijät ovat identtisiä ja että n kappaletta työllistä työntekijää valitaan satunnaisesti kaikkien työntekijöiden t joukosta. Koska ammattiliitto nostaa palkkatason kilpailullista palkkatasoa korkeammalle tasolle, jokaisella jäsenellä on sama todennäköisyys tulla työttömäksi. Työllistettynä olemisen todennäköisyys on n/t ja työttömyyden todennäköisyys $(1 - n/t)$. Yksittäisen ammattiliiton jäsenen odotetuksi hyödyksi saadaan

$$(3.8) \quad EU = \frac{n}{t}u(w) + (1 - \frac{n}{t})u(b) \quad u'(w) > 0; u''(w) \leq 0,$$

missä $u'(w) = du/dw$. Mikäli oletetaan, että ammattiliiton jäsenmäärä pysyy muuttumattomana, yhtälöt (3.7) ja (3.8) kuvaavat ammattiliiton preferenssejä yhtäläisesti ($U = tEU$).⁷ (Booth 1995, 91–92; ks. myös Ulph ja Ulph 1990, 91; Mayhew ja Turnbull 1989, 106.) Verrattaessa utilitaarista ja hyödyn odotusarvoa kuvaavaa funktiota Stone-Geary -formulaatioon, kahden ensiksi mainitun etuna on nähty olevan niiden selkeä mikrotaloustieteellinen perusta (Pehkonen 1991b, 7).

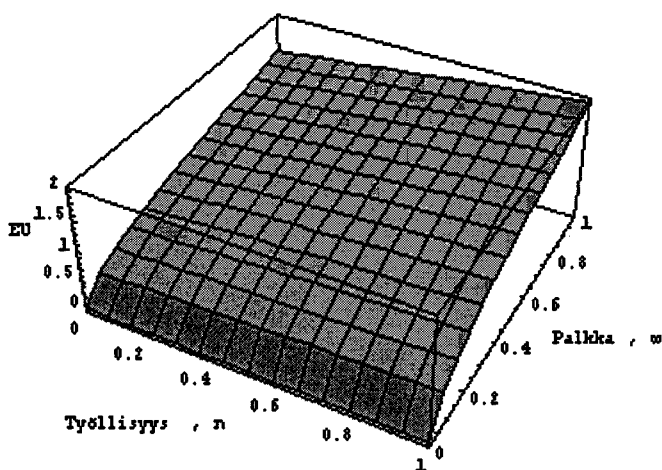
Ammattiliiton samahyöty- eli indifferenssikäyriä käytetään usein kuvaamaan hyödyn muutosta. Ammattiliiton indifferenssikäyrä saadaan hyötyfunktioista, kun asetetaan ammattiliiton hyöty vakioksi ja lasketaan koordinaatistoon ne (n, w) -parit, jotka toteuttavat saadun yhtälön (ks. kuvio 1). Ammattiliiton hyötytaso on vakio kaikilla saman indifferenssikäyrän pisteillä. Kuviossa 1 ammattiliiton hyöty kasvaa siirryttäessä käyrältä IC käyrälle IC' , ts. siirryttäessä origosta koilliseen. Tarkastellaan lähemmin indifferenssikäyrästä muodostumista, kun ammattiliiton hyötyä kuvataan hyödyn odotusarvo -funktioa (3.8) käyttäen. Skaalataan ammattiliiton jäsenten määrä ykköseksi ($t=1$), jolloin yhtälö (3.8) voidaan kirjoittaa yksinkertaisemmassa muodossa: $EU = nu(w) + (1 - n)u(b)$, missä nyt $0 < n \leq 1$. Oletetaan lisäksi, että ammattiliiton hyötyfunktio on muotoa $U(w) = w^\lambda / \lambda$, missä vakio $\lambda = 0.5$ (ks. esim. McDonald ja Solow, 1981; ks. myös liite 2). Tämä hyötyfunktio on piirretty kuvioon 2.

⁷ Väitteen todistus: $U = t [(n/t)u(w) + (1 - n/t)u(b)] = t EU$, missä t on vakio (oletus).

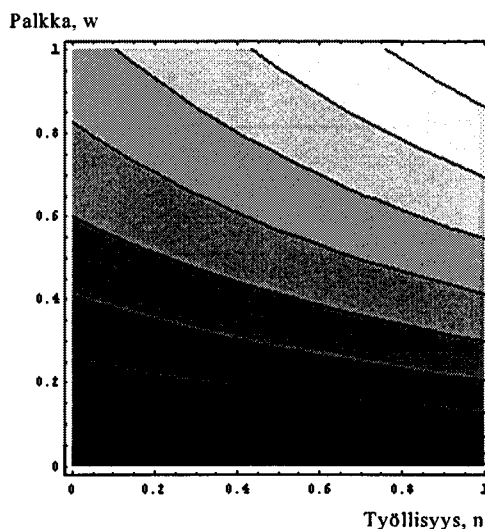


Kuvio 1. Ammattiliiton samahyötykäyriä. **Kuvio 2.** Ammattiliiton hyöty w :n funktiona.

Oletetaan vielä, että valtiolta asettaa aina työttömyyskorvausten tason siten, että $b=0.5w$ (eli ns. korvaussuhde $b/w=0.5$). Nyt ammattiliiton hyödyn odotusarvo -funktio voidaan kirjoittaa muodossa $EU=2nw^{0.5}+2(1-n)(0.5w)^{0.5}$. Piirretään EU -funktio kolmiulotteiseen koordinaatistoon (ks. kuvio 3). Kuvio 3 kuvaa ammattiliiton hyötytasoa tietyillä työllisyyden ja palkkojen tasoilla. Kuvioista nähdään, että ammattiliiton hyöty kasvaa palkkatason tai työllisyyden noustessa. Kuvioon 4 on piirretty kuvion 3 hyöty pintaa vastaava tasa-arvokäyrästä (indifferenssikäyrästä) EU :n arvoilla 0, 0.2, 0.4, ... , 1.6, 1.8 ja 2. Kuvioista havaitaan, että ammattiliitto on halukas käymään kauppaa palkan ja työllisyyden välillä, mikä vastaa myös empiirisiä havaintoja (ks. Pehkonen 1990; Clark ja Oswald 1993). Indifferenssikäyrät kuvaavat siten hyötyfunktion pinnan tasoleikkauksia tietyillä hyötytasolla. (ks. myös Estola 1996, 98–99.)



Kuvio 3. Ammattiliiton hyöty työllisyyden ja palkan funktiona.



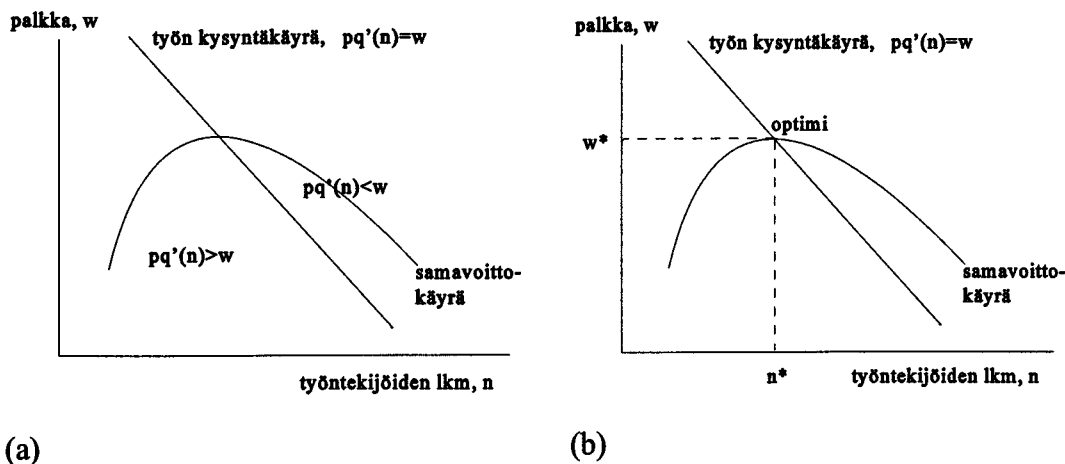
Kuvio 4. Kuvion 3 pintaa vastaava tasa-arvokäyrästä.

3.2 Yrityksen käyttäytymisen mallintaminen

Ammattiliittomalleja johdettaessa yrityksen oletetaan usein käyttäytyvän voittoa maksimoiden kiinteän palkkatason vallitessa. Näin myös seuraavan luvun 4 monopoliunionimallissa, joten tarkastellaan lyhyesti yrityksen voitonmaksimointia työpanoksen suhteen. Yrityksen voittofunktio on tyypillisesti muotoa (ks. esim. Booth 1995, 96; McDonald ja Solow 1981):

$$(3.9) \quad \pi = pq(n) - wn,$$

missä π on yrityksen voitto ja $q(n)$ on tuotantofunktio siten, että työvoimalla on positiivinen, mutta aleneva rajatuottavuus: $q'(n) > 0$, $q''(n) < 0$, $q(0) = 0$. Voittofunktio kirjoitetaan usein myös muodossa $\pi = R(n) - wn$, missä $R(n) = pq(n)$ kuvaa suoraan työpanoksesta saatavia tuloja (ks. esim. McDonald ja Solow 1981).⁸ Maksimoidessaan voittoja yritys muuttaa työpanoskäyttöä, kunnes työpanoksen rajakustannus on yhtä kuin rajatuotto. Optimoinnin ensimmäisen asteen ehdosta $d\pi/dn = pq'(n) - w = 0$ saadaan optimin välttämättömäksi ehdoksi $w = pq'(n)$. Piste on optimi, sillä toisen asteen derivaatta työpanoksen suhteen on negatiivinen. Näin saadaan optimaalinen työn kysyntä n^* palkkatason ollessa vakio. Vastaavat tarkastelut voidaan tehdä myös graafisesti kuvioden 5 (a) ja (b) avulla:



Kuvio 5. Yrityksen optimaalisen työn kysynnän määräytyminen. (a) Kun $pq'(n) > w$ (vastaavasti kun $pq'(n) < w$), työn rajatuottavuuden arvo $pq'(n)$ on suurempi (pienempi) kuin rajakustannukset w , joten yrityksen kannattaa lisätä (vähentää) työntekijöiden määrää. (b) Optimissa yrityksen samavoittokäyrä ja työn kysyntäkäyrä leikkaavat, jolloin optimaalinen työn kysyntä on n^* .

⁸ Mikäli voittofunktio kirjoitetaan muodossa $\pi = R(n) - wn$, tällöin esitys pysyy "selkeänä" myös silloin kun oletetaan, että $p=1$ (vertaa $R(n) - wn$ ja $q(n) - wn$).

3.3 Neuvottelupelin mallintaminen – Nash-neuvotteluasetelma

Monopoliunionimallin johtamiseen (ks. luku 4) riittäisi edellä esitellyt oletukset ammattiliiton hyötyfunktioista ja yrityksen voiton maksimoinnista. Right-to-manage ja efficient bargaining -mallien johtamisessa (ks. luku 5) tarvitaan kuitenkin ammattiliiton ja yrityksen välille neuvottelukehikko. Sen vuoksi tarkastellaan lyhyesti neuvottelupelin mallintamista Nash-asetelmaa käyttäen ennen kuin siirrytään varsinaisiin ammattiliittomalleihin.

Neuvottelumallit voidaan jakaa aksiomaattisiin ja peliteoreettisiin malleihin (Booth 1995, 122). Näiden mallien seuraukset ovat identtiset, mutta niiden lähtökohdat ovat hyvin erilaiset. Aksiomaattinen lähestymistapa on staattinen ja keskittyy neuvotteluprosessin *tulokseen*. Se pyrkii löytämään heikoimman aksioomien joukon, jonka vallitessa yksikäsitteinen ratkaisu voidaan löytää. Seuraavassa esitellään aksiomaattinen lähestymistapa, jota käytetään usein right-to-manage ja efficient bargaining -mallien ratkaisujen johtamisessa.

Olkoon v_i neuvottelijan i neuvottelun jälkeinen hyöty ja \underline{v}_i neuvottelijan i hyöty, mikäli neuvotte- luissa ei päästä tulokseen. Voidaan esimerkiksi osoittaa, että yhtälö

$$(3.10) \quad \max_{v_1, v_2} \Phi = (v_1 - \underline{v}_1)(v_2 - \underline{v}_2)$$

rajoitteella $v_i \geq \underline{v}_i$ ($i=1,2$) täyttää kaikki yksikäsitteiseen optimiin tarvittavat neljä aksiomaa: muuttumattomuus, pareto-tehokkuus, irrelevanttien vaihtoehtojen puuttuminen ja anonyymisyys tai symmetrisyys (ks. tarkemmin Booth 1995, 150). Yhtälön tilannetta kutsutaan Nash-neuvotte- luksi kehittäjänsä John Nashin (1950) mukaan. Mikäli symmetrisyydestä luovutaan, saadaan maksimointiongelmaksiksi:

$$(3.11) \quad \max_{v_1, v_2} \Phi = (v_1 - \underline{v}_1)^{\beta_1} (v_2 - \underline{v}_2)^{\beta_2}$$

rajoitteella $v_i \geq \underline{v}_i$, $i=1,2$ ja joillakin $\beta_1, \beta_2 \geq 0$. Kyseessä on tällöin yleistetty Nash-neuvottelu, jota maksimoitaessa tyydyttyy kolme ensimmäistä aksiomaa.⁹ Se on ollut yleisin tapa mallintaa ammattiliiton ja yrityksen välinen neuvottelu ja sitä käytetään lähtökohtana sekä right-to-manage että efficient bargaining -malleissa (ks. luvut 5.1, 5.2 ja 8). (Booth 1995, 123.) Poikkeuksen tekee McDonald ja Solowin (1981) efficient bargaining -malli, jossa käytetään symmetristä neuvottelu- kehikkoa ($\beta_1 = \beta_2 = 1$). Usein oletetaan kuitenkin, että $\beta_2 = 1 - \beta_1$. Poikkeuksena tähän voidaan mainita Layardin ym. (1991, luku 2) right-to-manage -malli: mallissa oletetaan että $\beta_2 = 1$, jolloin β_1 määrittelee yksinomaan ammattiliiton neuvotteluvoiman (ks. tutkimuksen luku 8).

⁹ Huomaa, että yhtälö (3.11) vastaa lähes luvussa 3.1 määriteltyä Stone-Geary -funktiota.

Vaihtoehtoinen lähestymistapa aksiomaattiselle suuntaukselle on **peliteoreettiset mallit**. Niissä mallinnetaan neuvotteluprosessia, jonka tuloksena toteutuneeseen tulokseen päästään. Mallien ratkaisut ovat samat, mutta peliteorian etuna on nähty sen yksiselitteinen ja taloustieteellinen tulkinta β_i :lle: β_i on osapuolen i halukkuus saavuttaa yhteisymmärrys eli päätyä sopimukseen. (Booth 1995, 123–124.) Peliteoreettisen ratkaisun on ongelmaan esittänyt mm. Rubinstein (1982), johon kirjallisuudessa on laajasti viitattu (ks. esim. Gibbons 1992, 68; Booth 1995, 151). Myös Binmoren ym. (1986) tulkintoja β :stä on pidetty tieteellisellä kentällä merkittävänä (ks. esim. Tyrväinen 1995, 13; Booth 1995, 124; Layard ym. 1991, 99).

4 MONOPOLIUNIONIMALLI

Monopoliunionimalli on kenties yksinkertaisin tapa mallintaa yritysten ja ammattiliitosten toimintaa työmarkkinoilla. Siinä yhdistetään edellä luvun 3 osioissa 3.1 ja 3.2 tehdyt käyttäytymisoletukset seuraavasti: Monopoliunionimallissa ammattiliiton oletetaan asettavan palkkatason yksipuolisesti rajoitteena yrityksen työn kysyntäkäyrä. Kun palkka on asetettu ammattiliiton toimesta, yritys lukee työn kysyntäkäyrältä palkkaamansa työntekijöiden määrän kyseisellä palkkatasolla. Monopoliunionimallin syntyminen on ajoitettu Dunlopin (1944) tutkimukseen (Pehkonen 1990, 4).

Usein monopoliunionimallin optimointiongelma kirjoitetaan lyhyesti yleisessä muodossa (Manning 1987; Hoel 1991; Tyrväinen 1988, 54):

$$(4.1) \quad \max_w u(w,n) \quad \text{rajoitteella } \partial\pi(w,n)/\partial n=0,$$

jolloin ei ole määritelty eksplisiittisesti ammattiliiton hyötyfunktion tai työn kysyntärelaation olemusta. Siinä $\partial\pi(w,n)/\partial n$ on yrityksen voittofunktion osittaisderivaatta työpanoskäytön suhteen.

Booth (1995, 98) tarkastelee monopoliunionimallia olettamalla, että ammattiliitto maksimoi edustavan työntekijän odotettua hyötyä¹⁰

$$(4.2) \quad \max_w EU = \frac{n}{t}u(w) + (1 - \frac{n}{t})u(b)$$

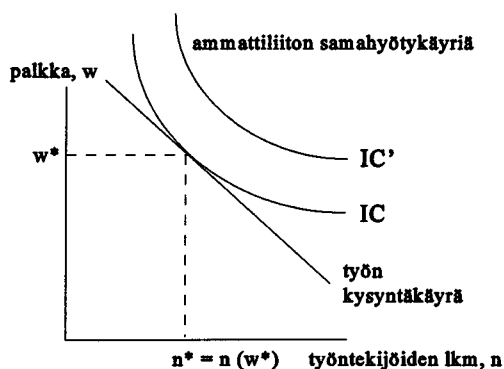
rajoitteena työn kysyntärelaatio

¹⁰ Huomaa, että tämä on vain yksi mahdollisuus. Usein empiirisissä tutkimuksissa oletetaan vaihtoehtoisesti, että ammattiliitto maksimoi Stone-Geary -tyyppistä hyötyfunktiota.

$$(4.3) \quad pq'(n) = w,$$

missä n on ammattiliiton työllisten jäsenten määrä ja t on ammattiliiton jäsenten kokonaismäärä. Vaihtoehtoinen tapa asettaa ammattiliiton rajoite (4.3) on kirjoittaa $n=n(w/p)$, sillä ammattiliiton asetettua itselleen optimaalisen palkkatason w^* , tasapainotyöllisyys saadaan ratkaisemalla sitä vastaava työn kysyntä yrityksen kysyntäkäyrältä. Nyt optimaalinen työnkysyntä on $n^*=n(w^*/p)$. (Booth 1995, 98–99.)

Booth (1995, 99) on yksinkertaisuuden vuoksi olettanut että $p=1$. Nyt ammattiliitto asettaa palkkatason siten, että prosentin kasvu ammattiliiton jäsenen hyödyssä on täsmälleen sama kuin työn kysynnän jousto eli työllisyyden väheneminen palkkojen noustessa (ks. kuvio 6 ja yhtälö 4.4).



Kuvio 6. Monopoliunionimallin ratkaisu graafisesti esitettynä.¹¹ Ammattiliitto valitsee työn kysyntärelaatiolta sen pisteen, jossa indifferenssikäyrä sivuaa sitä. Yrityksen optimaalinen työn kysyntä on n^* , kun ammattiliitto on asettanut palkkatason w^* . Tällöin ammattiliiton samahyötykäyrä tangeeraa työn kysyntäkäyrän kanssa, ts. niillä on sama kulmakerroin.

Formaalisti monopoliunionin tasapainoratkaisu voidaan ilmaista seuraavasti (todistus liitteessä 1):¹²

$$(4.4) \quad \varepsilon = \frac{wu'(w)}{[u(w) - u(b)]},$$

missä $\varepsilon = -n'(w)w/n$ eli työn kysynnän palkkajousto.¹³ Booth (1995, 99) havainnollistaa tulosta siten, että palkan nousu vähentää ammattiliiton jäsenten työllisyyttä, jolloin jokainen työntekijä kohtaa suuremman todennäköisyyden joutua työttömäksi. Jotta haluttaisiin palkkatasolle w tietty tarkka arvio, funktiot pitäisi kirjoittaa eksplisiittisessä muodossa ja ratkaista w yhtälöstä (4.4).

¹¹ Katso esimerkiksi Booth (1995, 95), Tyrväinen (1995, 61) tai Oswald (1985, 167).

¹² Boothin (1995, 118–119) kirjassa todistus on hieman erilainen.

¹³ Työn kysynnän palkkajousto määritellään työn kysynnän ja palkkatason suhteellisten muutosten suhdeluvuksi (ks. tarkemmin esim. Estola 1996, 259–270 tai Chiang 1984, 425–430).

Liitteessä 2 funktiot on kirjoitettu eksplisiittisessä muodossa ja ratkaistu sitä vastaava reaali-palkka, kun yrityksen on oletettu kohtaavan vakiojoustaisen Cobb-Douglas -tuotantofunktion $q(n)=An^\alpha$ (funktio muotoa käyttävät mm. Ulph ym. 1990, 96 ja Rosen 1990, 13).

4.1 Komparatiivisen statiikan tuloksia staattisessa monopoliunionimallissa

Tarkastellaan kuinka monopoliunionin asettama palkkataso muuttuu, kun eksogeenisissä eli mallin ulkopuolisissa muuttujissa tapahtuu muutoksia (Booth 1995, 99–100; matemaattisemmin esim. Booth 1995, 119 tai Oswald 1985, 166):¹⁴

(i) Lopputuotteen kysynnän kasvu lisää työn kysyntää kaikilla palkkatasoilla, ts. työn kysyntäkäyrä siirtyy oikealle (ks. kuvio 3 yllä). Mikäli työn kysynnän joustavuus ei muutu, ts. työn kysyntäkäyrän kulmakerroin on vakio, ammattiliiton palkkataso ei myöskään muutu.

(ii) Mikäli vaihtoehtoiset ansiot b kasvavat, sillä on vaikutusta vain ammattiliiton preferensseihin (työn kysyntäkäyrä ei siirry). Yhtälöstä (4.4) nähdään, että vaihtoehtoisten ansioiden b noustessa yhtälön vasen puoli ei muutu, joten jotta tasapaino säilyisi, täytyy palkkatason w kasvaa. Tämä taas johtaa työttömyyden kasvuun. Vastaavasti vaihtoehtoisten ansioiden lasku vähentää työttömyyttä monopoliunionimallin tapauksessa.

(iii) Entä mitä vaikutuksia ammattiliiton jäsenmäärän n muutoksilla on monopoliunionimallin tasapainoratkaisuun? Koska neuvottelevan yrityksen oletettiin palkkaavan vain ammattiliiton työntekijöitä (ns. suljettu kaupankäynti), ammattiliiton jäsenmäärä vastaa kaikkia työntekijöitä t . Koska t ei tule yhtälöön (4.4), jäsenmäärän muutoksilla ei ole vaikutusta ammattiliiton asettamaan palkkatasoon.

Suhdannevaihtelujen vaikutuksia voidaan ennustaa monopoliunionimallilla seuraavasti. Jos talous ajautuu laskusuhdanteeseen, siitä seuraa todennäköisesti tuotannon lasku ja vaihtoehtoisten ansioiden lasku. Monopoliunionimallin mukaan tuotannon lasku ei vaikuta palkkatasoon mutta vähentää työllisyyttä, kun taas vaihtoehtoisten ansioiden lasku vähentää ammattiliiton palkkatasoa ja kasvattaa työllisyyttä. Näiden yhteisvaikutuksena palkkataso laskee, mutta varmoja työllisyysvaikutuksia ei tiedetä. Boothin (1995, 100) mukaan vaikutus on todennäköisesti negatiivinen. Vastaavat päinvastaiset päättelyt voidaan tehdä myös noususuhdanteen osalta. (Booth 1995, 100.) Edellä on tarkasteltu monopoliunionimallia hyvin yksinkertaistetussa muodossa. Realistisempi mutta vielä yksinkertainen esitys löytyy mm. Oswaldin (1985) artikkelista.

¹⁴ Huomaa, että tässä esitellään nimenomaan Boothin (1995) mallin vaikutukset. Mikäli oletuksissa tehdään muutoksia, esimerkiksi ammattiliiton hyötyfunktion tai työn kysyntärelaation spesifikaatiota muutetaan, vaikutukset saattavat olla erilaisia. Toisaalta oletuksia muuttamalla voidaan analysoida esimerkiksi verovaikutuksia, kuten Tyrväinen (1995) on väitöskirjassaan tehdyt.

5 NEUVOTTELUMALLIEN JOHTAMINEN: RIGHT-TO-MANAGE JA EFFICIENT BARGAINING -MALLIT

Monopoliunionimallissa oletettiin, että ammattiliitto voi asettaa yritykselle tietyn palkkatason, jonka jälkeen yritys määrittää optimaalisen työllisyystason työn kysyntärelaatioiltaan. Todellisuudessa palkoista pikemminkin neuvotellaan ammattiliiton ja työnantajien toimesta (ks. esim. Layard ym. 1991; ks. myös osio 11.1 ja Suomen institutionaalinen rakenne). Tilanne mallinnetaan yleensä ns. Nash-neuvotteluasetelmaa käyttäen (ks. luvun 3 osio 3.3), jossa on vain yksi ostaja ja yksi myyjä (ns. bilateraali monopoli). Mistä oikeastaan ammattiliitto ja yritykset neuvottelevat? Tunnetuimmat neuvottelumallit ovat right-to-manage ja efficient bargaining -mallit: Right-to-manage -mallissa oletetaan, että yritys ja ammattiliitto neuvottelevat palkkatasosta, mutta yritys päättää työllisyyden tason (ks. osio 5.1). Efficient bargaining -mallissa palkoista ja työllisyydestä neuvottelevat samanaikaisesti sekä yritys että ammattiliitto (ks. osio 5.2). Mallit eroavat toisistaan siinä, tuleeko neuvotteluihin mukaan palkkatason lisäksi myös työllisyys.

5.1 Right-to-manage -mallin johtaminen

Right-to-manage -mallissa ammattiliiton ja yrityksen oletetaan neuvottelevan palkkatasosta w . Mallissa yritys määrittää työntekijöiden määrän, jonka se haluaa palkata neuvotteluissa syntyneen palkkatasolla perusteella. Mikäli tätä mallia verrataan monopoliunionimalliin, havaitaan että monopoliunionimalli on yksi erikoistapaus right-to-manage -mallista. Tällöin yrityksen neuvotteluvoima on asetettu nolaksi ($1-\beta=0$). Nickellin (1982) ja Nickellin ja Andrewsien (1983) on katsottu esitelleen right-to-manage -mallin käyttäytymishypoteesin (ks. esim. Pehkonen 1990, 5; Tyrväinen 1988, 35).

Yleensä ratkaisuna käytetään yleistettyä Nash-neuvottelutulosta (ks. edellä luku 3.3). Tällöin right-to-manage -mallin optimointiongelma voidaan kirjoittaa muodossa (ks. esim. Tyrväinen 1988, 54):

$$(5.1) \quad \max_{w, n} \{u(w, n) - \underline{u}\}^\beta \{\pi(w, n) - \underline{\pi}\}^{1-\beta} \quad \text{rajoitteella } \partial\pi/\partial n = 0.$$

Siinä palkkoihin ja työllisyyteen vaikuttaa kunkin toimijan nettomääräinen hyöty siitä, että neuvotteluissa päästään lopputulokseen painotettuna kunkin neuvottelijan voimalla (β ja $1-\beta$). Yhtälössä \underline{u} ja $\underline{\pi}$ kertovat sopimuksettomien tilan seuraamukset.

Mikäli neuvottelussa päästään sopimukseen, ammattiliiton yksittäisen jäsenen hyödyn otetaan määräytyvän seuraavalla odotetun hyödyn periaatteella (ks. edellä luku 3.1):

$$(5.2) \quad EU = \frac{n}{t}u(w) + (1 - \frac{n}{t})u(b) \quad u'(w) > 0; u''(w) \leq 0,$$

Nettohyöty ammattiliitolle on täten (5.2) miinus $u(b)$, josta saadaan välittömästi tulokseksi $[u(w) - u(b)]n/t$.

Nyt voidaan käyttää edellä kuvattua Nash-neuvotteluratkaisua (5.1), jolloin optimointiongelman ratkaisu saadaan maksimoimalla molempien osapuolen painotettuja nettohyötyjä, kun yritys käyttäytyy voittoa maksimoiden (vrt. osio 3.2):¹⁵

$$(5.3) \quad \max_w B = \left\{ \frac{n(w/p)}{t} [u(w) - u(b)] \right\}^\beta \{pq(n(w/p)) - wn(w/p)\}^{(1-\beta)} \quad \text{sitte, että } pq'(n) = w,$$

missä β mittaa ammattiliiton neuvotteluvoimaa ja $0 \leq \beta \leq 1$. Verrataan maksimointiongelmaa edellä esitettyihin yhtälöihin (3.11) ja (5.1). Havaitaan, että ensimmäisten kaarisulkujen sisältö vastaa ammattiliiton saamaa hyötytason lisäystä siitä, että neuvotteluissa päästään tulokseen, ja toisten kaarisulkujen sisältö vastaa yrityksen hyötytason lisäystä neuvottelemattomaan tilanteeseen verrattuna. Mikäli $\beta=1$, tulos vastaa monopoliunionimallia, sillä yhtälön viimeinen aaltosulkeisiin kirjoitettu osa menee ykköseksi (vrt. luku 4).

Ratkaisussa ammattiliitto ja yritys asettavat palkkatason sitte, että suhteellinen rajahyöty on molemmille osapuolille palkkojen yhden yksikön noususta on täsmälleen sama kuin suhteellinen rajahyöty painotettuna kummankin osapuolen neuvotteluvoimalla. Oletetaan että $p=1$, jolloin maksimointiongelman (5.3) ratkaisu saadaan muokkaamalla optimoinnin ensimmäisen asteen ehto muotoon (todistus liitteessä 3):

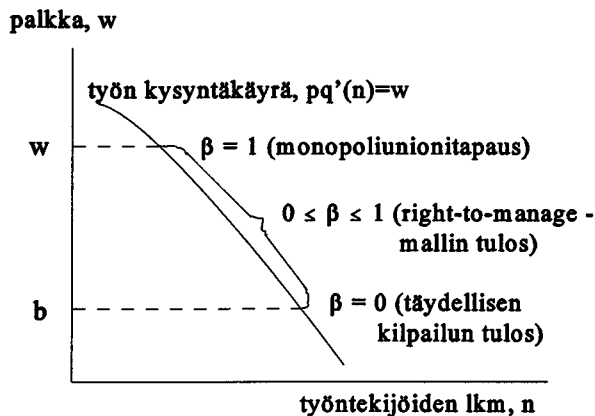
$$(5.4) \quad \frac{\beta w u'(w)}{u(w) - u(b)} = \beta \epsilon + \frac{(1 - \beta) w n(w)}{q(n(w)) - w n(w)},$$

missä $\epsilon = -n'(w)w/n$ eli työn kysynnän palkkajousto. (Booth 1995, 125; ks. myös Ulph ym. 1990, 95.) Yhtälön (5.4) vasen puoli kuvaa suhteellista rajahyötyä neuvotteluista, jotka käsittelevät palkkatason kasvua suhteessa vaihtoehtoiseen tuloon. Koska hyöty koskee vain ammattiliittoa, se on painotettu ammattiliiton neuvotteluvoimalla β . Yhtälön oikean puolen ensimmäinen termi osoittaa ammattiliiton suhteellisen rajakustannuksen painotettuna β :lla (Booth 1995, 126). Toinen termi oikealla kuvaa yrityksen rajakustannusta suhteessa yrityksen voittoon $q(n(w)) - wn(w)$, painotettuna yrityksen neuvotteluvoimalla $(1-\beta)$, missä voittofunktio on kirjoitettu reaalisena

¹⁵ Ammattiliiton nettohyöty on siis $EU - u(b)$, mistä saadaan ensimmäisten kaarisulkeiden sisältö. Toisten kaarisulkeiden sisältö kuvaa yksinkertaisesti yrityksen voittoja, koska mallissa on implisiittisesti oletettu yritysten ansioiden olevan nolla ($\pi=0$) mikäli neuvotteluissa ei päästä tulokseen.

palkkatason w funktiona.¹⁶

Mikäli yrityksellä on kaikki neuvotteluvoima ($\beta=0$), palkkataso vastaa vaihtoehtoisia ansioita b .¹⁷ Toisaalta jos ammattiliitolla on kaikki neuvotteluvoima ($\beta=1$), niin ammattiliitto saa kaiken ylijäämän ja right-to-manage -mallista tulee monopoliunionimalli.¹⁸ Right-to-manage -mallin ratkaisut sijoittuvat välille $0 \leq \beta \leq 1$ (ks. kuvio 7 alla). Right-to-manage -mallin ratkaisu eroaa monopoliunionimallin ratkaisusta myös toisella tavalla: jälkimmäinen termi yhtälön 5.4 oikealla puolella heijastaa oletusta, että neuvotteluja palkoista käydään molempien osapuolten toimesta, kun taas monopoliunionimallissa ammattiliitto määritteli yksinään palkkatason. Näin ollen right-to-manage -mallissa huomioidaan myös palkkojen nousun vaikutus yrityksen voittoihin (Booth 1995, 127). Tiivistetysti right-to-manage -mallin neuvottelutulokset eri β :n arvoilla voidaan esittää graafisesti seuraavassa kuviossa (Booth 1995, 126):



Kuvio 7. Right-to-manage -mallin neuvottelutulos. Monopoliunionimalli on erikoistapaus right-to-manage -mallista, jossa $\beta=1$ ja täydellisen kilpailun tulos saadaan olettamalla $\beta=0$.

Kysymykseen, miksi right-to-manage -mallin neuvotteluissa ei oteta huomioon työllisyyttä, on annettu kahdenlaisia vastauksia (Pehkonen 1992, 114): Ensimmäisen näkemyksen mukaan ammattiliitto ei huomioi neuvotteluissa sekä työllisyyttä että palkkatasoa, koska se on kykenemätön neuvottelemaan työllisyydestä. Tällöin ei ole kyse ammattiliiton preferensseistä, joten right-to-manage -malli nähdään monopoliunionimallin yleistettynä versiona.

¹⁶ Nyt yrityksen voitoksi saadaan reaali-palkan funktiona: $q(n(w)) - wn(w)$, sillä $p=1$.

¹⁷ Väitteen todistus: Kirjoitetaan right-to-manage -mallin ratkaisu muodossa: $\beta w u'(w) = \beta \epsilon [u(w) - u(b)] + (1 - \beta) w n [u(w) - u(b)] / [pq(n) - wn]$. Oletuksen mukaan $\beta=0$, joten ratkaisu saadaan muotoon $0 = w n [u(w) - u(b)] / [pq(n) - wn]$. Edelleen $0 = u(w) - u(b)$ eli $u(w) = u(b)$, mistä seuraa väite: $w=b$.

¹⁸ Väite havaitaan paremmin, kun kirjoitetaan monopoliunionimallin ratkaisu muotoon $w u'(w) / [u(w) - u(b)] = \epsilon$. Yhtälön (5.4) oikean puolen jälkimmäinen termi on 0, josta seuraa suoraan väite.

Toisen suuntauksen mukaan syynä on ammattiliiton mieltymykset: työllisyyttä ei huomioida neuvotteluissa, koska sillä ei ole vaikutusta ammattiliiton hyötyyn. Tämä johtaa **seniority-malleihin**, jotka olettavat ammattiliiton indifferenssikäyrien olevan paikallisesti vaakasuoria. Tämä johtuu siitä, että mediaanityöntekijän työpaikka on turvattu, koska vallalla on periaate: “viimeksi tullut työntekijä erotetaan ensimmäisenä”. Näin ollen ammattiliitto yrittää pelkästään nostaa jäsentensä palkkatasoa työn kysyntäkäyrää pitkin. Senioriteettimalleissa työllisyys ei siis kuulu ammattiliiton tavoitefunktioon ja $0 < \beta < 1$, joten senioriteettimalli nähdään right-to-manage -mallin erikoistapauksena (Pehkonen 1991b, 7). A. J. Oswald on nähty tämän suuntauksen esille tuojana ja popularisoijana (ks. esim. Pehkonen 1992, 114; Ursin 1991, 10). Selkeä kuvaus senioriteettimallista on myös Pehkonen (1998b, 130–133) artikkelissa.

5.1.1 Right-to-manage -mallin komparatiivisen statiikan tuloksia

Komparatiivisen statiikan tuloksia johdettaessa tarkastellaan yhtälöä (5.4) ja kuviota 7. Seuraavat tulokset on johdettavissa osittaisderivoimalla yhtälöä (5.4) kunkin eksogeenisen muuttujan suhteen.¹⁹

- (i) Ammattiliiton neuvotteluvoiman β kasvu siirtää tasapainopistettä työn kysyntäkäyrää pitkin ylöspäin, joten neuvoteltu palkkataso nousee ja työllisyys laskee.
- (ii) Muutokset vaihtoehtoisissa ansioissa b vaikuttavat vain ammattiliittoon, joten b :n noustessa palkkataso nousee kuten monopoliunionimallissa. Näin työn kysyntä laskee.
- (iii) Lopputuotteiden kysynnän paraneminen vaikuttaa työn kysyntää kasvattavasti kuten monopoliunionimallissakin. Jos työn kysyntäkäyrä siirtyy oikealle isoelastisesti eli “jousto-ominaisuutensa” säilyttäen, palkkatasoon ei tule muutoksia. (Booth 1995, 127.)

Tärkeää on myös havaita, että näillä oletuksilla right-to-manage -mallin lopputulos *ei* ole pareto-tehokas: joko ammattiliitto, yritys tai molemmat voisivat parantaa hyvinvointiaan neuvottelemalla sekä palkoista että työllisyydestä. Tätä väitettä tarkastellaan tarkemmin tutkimuksen luvussa 6. Ensin esitellään kuitenkin efficient bargaining -malli, jonka neuvottelutulos on pareto-tehokas.

¹⁹ Hintatason p muutoksen vaikutuksia on tarkastellut esimerkiksi Ulph ym. (1990, 96).

5.2 Efficient bargaining -mallin johtaminen

Efficient bargaining (tehokkaiden sopimusten) -mallissa ammattiliitto ja yritys päättävät samanaikaisesti sekä palkkatasosta että työllisyydestä. Empiirisesti on havaittu, että tämä ei todellisuudessa päde, mutta teoreettisesti malli on tärkeä, koska mallin tulokset ovat pareto-tehokkaita (Booth 1995, 129). Sen sijaan esimerkiksi right-to-manage - ja monopoliunionimallin tulokset ovat tehoittomia. Efficient bargaining -mallia käsiteltäessä tutkijat yleensä viittaavat Leontiefin (1946) sekä McDonald ja Solowin (1981) tutkimuksiin pioneeritöinä (ks. esim. Pehkonen 1990, 4). Seuraavassa tarkastellaan efficient bargaining -mallin johtamista sekä McDonald ja Solowin (1981) että Boothin (1995) esittämässä muodossa.

Nash-neuvotteluasetelmaa käyttäen efficient bargaining -mallin optimointiongelma voidaan kirjoittaa yleisessä muodossa (ks. esim. Tyrväinen 1988, 54):

$$(5.5) \quad \max_{w, n} \{u(w, n) - u\}^\beta \{\pi(w, n) - \pi\}^{1-\beta}.$$

Nyt ongelma poikkeaa right-to-manage -mallista siltä osin, että optimointiongelmallalla ei ole rajoitetta $\partial\pi/\partial n = 0$. Toisin sanoen yritys ei voi yksin määrittää työllisyystasoa n . Yhtälössä u ja π kertovat sopimuksettoman tilan seuraamukset ja β kuvaa ammattiliiton neuvotteluvoimaa kuten edellä.

Johdetaan efficient bargaining -mallin osatulos olettamalla ammattiliiton preferenssien toteutuvan odotetussa hyötyfunktiossa. Maksimoidaan yhden osapuolen hyvinvointi rajoitteena toisen osapuolen kiinteä mutta mielivaltainen hyvinvoinnin taso, jolloin tehokasta neuvottelua ilmentää optimointiongelma w ja n :n suhteen:²⁰

$$(5.6) \quad \max_{w, n} pq(n) - wn \quad \text{sitte, että } n/t[u(w) - u(b)] + u(b) = U,$$

missä $n \geq 0$ ja $w \geq b$. Ratkaisuksi saadaan esimerkiksi osittaisderivoimalla lagrange-funktiota (Booth 1995, 154):²¹

²⁰ Rajoite saatu yhtälöstä (5.2) edellä: $EU = u(w)n/t + (1-n/t)u(b)$
 $= u(w)n/t + u(b) - u(b)n/t$
 $= [u(w) - u(b)]n/t + u(b).$

²¹ Maksimoidaan lagrangen funktiota $L = pq(n) - wn + \lambda \{U - [u(w) - u(b)]n/t + u(b)\}$
 w, n ja λ :n suhteen: $L_w = 0 \Leftrightarrow -n - \lambda u'(w)n/t = 0,$
 $L_n = 0 \Leftrightarrow pq'(n) - w - \lambda [u(w) - u(b)]/t = 0$ ja
 $L_\lambda = 0 \Leftrightarrow U - [u(w) - u(b)]n/t + u(b) = 0.$

Kaksi ensimmäistä yhtälöä yhdistämällä seuraa väite. Esimerkiksi ratkaistaan ensimmäisestä yhtälöstä λ/t ja sijoitetaan se toiseen.

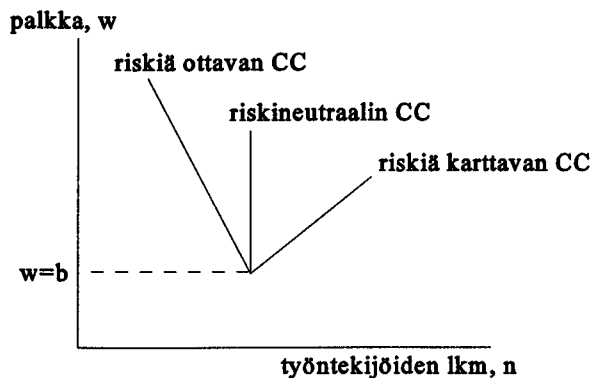
$$(5.7) \quad pq'(n) - w = -\frac{[u(w) - u(b)]}{u'(w)}. \quad (\text{sopimuskäyrä})$$

Yhtälöstä nähdään että tehokas ratkaisu on se, jossa samavoittokäyrän (yhtälön vasenpuoli) ja samahyötykäyrän kulmakertoimet (yhtälön oikea puoli) ovat samat. Mikäli yhdistetään kaikki pisteet (n,w) joissa tämä yhtälö (5.7) toteutuu, saadaan ns. *sopimuskäyrä* (contract curve). Sopimuskäyrää verrattaessa edellä määriteltyyn työn kysyntäkäyrään havaitaan, että se sijaitsee työn kysyntäkäyrän oikealla puolella kaikilla palkkatasoilla, jotka ovat suurempia kuin vaihtoehtoiset ansiot ($w > b$).²² Toisaalta jos $w = b$, ratkaisuksi saadaan täydellisen kilpailun tilanne $pq'(n) = w$. Näin ollen sopimuskäyrä ja työn tarjontakäyrä leikkaavat siinä kohdassa.

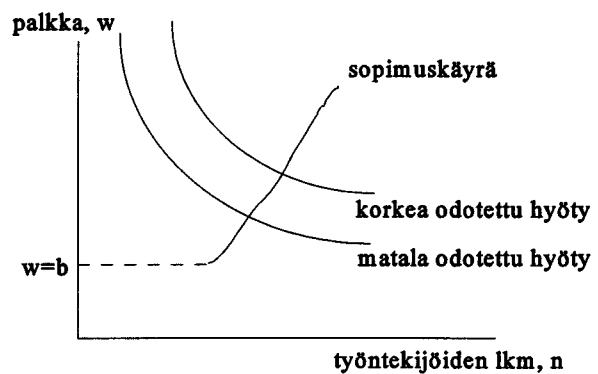
Sopimuskäyrän kulmakerroin saadaan määriteltyä laskemalla differentiaali dw/dn : Kokonaisdifferentioidaan yhtälö (5.7), jolloin saadaan $pq''(n)dn = dw \{ [u(w) - u(b)]u''(w)/u'(w)^2 \}$, josta järjestelmällä saadaan sopimuskäyrän kulmakertoimeksi

$$(5.8) \quad \frac{dw}{dn} = \frac{pq''(n)[u'(w)]^2}{[u(w) - u(b)]u''(w)}.$$

Riskiä välttäville $u''(w) < 0$ ja riskiä haluavalle $u''(w) > 0$. Riskineutraalin ($u''(w) = 0$) sopimuskäyrä on pystysuora. Tapauksia on havainnollistettu kuviolla 8. (Booth 1995, 129–130.)



Kuvio 8. Sopimuskäyrä eri riskioletuksilla.



Kuvio 9. Sopimuskäyrä ja odotettu hyöty.

Kuviossa 9 on nähtävissä neuvottelun ratkaisun riippuvuus siitä, mikä on ammattiliiton odotettu hyöty kun yritys maksimoi voittojaan. Mitä korkeampi on ammattiliiton odotettu hyöty, sitä kauempana origosta sopimuskäyrällä neuvottelutulos sijaitsee.

Tarkastellaan seuraavaksi yksikäsitteisen ratkaisun (n,w) johtamista ensin McDonald ja Solowin

²² Väitteen todistus: Työn kysyntäkäyrä määriteltiin edellä: $pq'(n) = w$. Nyt koska $u > 0$, $u' > 0$, $w > b$ (oletus), ja koska yhtälö (5.7) voidaan kirjoittaa muodossa $pq'(n) = w - [u(w) - u(b)]/u'(w)$, niin tästä seuraa väite, sillä sopimuskäyrällä $pq'(n) - w < 0$ (ks. kuvio 5a).

(1981) esittämässä muodossa, jolloin käytetään symmetristä Nash-neuvottelukehikkoa ja sitten Boothin (1995) esittämässä muodossa, jolloin käytetään epäsymmetristä Nash-neuvottelukehikkoa. McDonald ja Solowin (1981) tutkimuksen tarkoituksena oli kehittää suhdanneteoria, joka pystyisi selittämään palkkojen tasoa tuotanto- ja työllisyysheilahtelujen aikana. He pyrkivät vastaamaan erityisesti kysymykseen, miksi heilahtelut työn kysynnässä johtavat usein suuriin työllisyysmuutoksiin ja pieniin epäsystemaattisiin muutoksiin reaali-palkoissa. Vaikka McDonald ja Solowin työn inspiraationa oli makrotaloustieteellisen talouden käyttäytymisen ymmärtäminen, heidän mallissaan johdetaan tulokset vain osittaisille tasapainoille. Toisaalta jos työn liikkuvuus on lyhyellä aikavälillä vähäistä ja reaalisen aggregaattikysynnän vaihtelut kohdistuvat samanlaisesti useille sektoreille, mallilla on McDonald ja Solowin (1981, 896) mukaan merkitystä myös suhdannevaihtelujen analysoinnissa.

McDonald ja Solow (1981) analysoivat työllisyyden ja palkkojen kehitystä ammattiliiton ja yrityksen (tai yrityksistä koostuvan ryhmän) välisellä symmetrisellä Nash-neuvottelukehikolla (ks. edellä luku 3.3). Siinä tehokkaaksi pisteeksi valitaan se, joka maksimoi osapuolten nettohyötyjen tulon siitä, että päästään sopimukseen. McDonald ja Solow (1981, 905) maksimoivat funktiota:²³

$$(5.9) \quad \max_{w, N} (V - TU(b))G,$$

missä yrityksen voitto on $G = R(N) - wN$ ja ammattiliiton utilitaarinen hyöty on $V = NU(w) + (T - N)U(b)$. $R(N) = pq(N)$ kuvaa tuloja työllisten N funktiona ja T on ammattiliiton jäsenten lukumäärä. Jos sopimukseen ei päästä, McDonald ja Solow (1981) olettavat ammattiliiton hyödyn olevan $V = TU(b)$ ja yrityksen hyödyn G olevan nolla. Optimointiongelma voidaan kirjoittaa myös muodossa:²⁴

$$(5.10) \quad \max_{w, N} N[U(w) - U(b)][R(N) - wN].$$

Nyt yhtälö voitaisiin maksimoida pitäen sopimuskäyrää rajoitteena, mutta samaan tulokseen päästään rajoittamattomalla optimoinnilla. Näin tapahtuu, koska automaattisesti maksimoidaan tulontekijää $R(N) - wN$ oli $[U(w) - U(b)]N$:n arvo mikä tahansa. Toisin sanoen sopimuskäyrä esiintyy rajoittamattoman maksimointiongelman yhtenä ensimmäisen asteen ehtona, kun optimointi suoritetaan (todistus liitteessä 4):

²³ Huomaa, että McDonald ja Solow (1981) käyttävät artikkelissaan eri symboleita kuin esimerkiksi Booth (1995). Tämän tutkielman luettavuuden kannalta olen muuttanut symbolit siten, että $N = T$, $L = N$, ja $w = b$, missä vasemmanpuoleiset ovat McDonald ja Solowin käyttämiä symboleita, ja oikeanpuoleiset tässä tutkielmassa käytettyjä symboleita.

²⁴ Huomaa, että $[NU(w) + (T - N)U(b) - TU(b)][R(N) - wN] = N[U(w) - U(b)][R(N) - wN]$.

$$(5.11) \quad w = \frac{1}{2}(R/N + R'(N)) \quad \text{“vuokran jakokäyrä”}$$

$$(5.12) \quad w - R'(N) = \frac{U(w) - U(b)}{U'(w)}. \quad \text{sopimuskäyrä}$$

Nash-ratkaisusta (5.11) nähdään, että palkka vastaa työn keskimääräisen ja marginaalisen rajatuottavuuden aritmeettista keskiarvoa ja että yhtälöllä (5.11) on negatiivinen kulmakerroin (N,w) -koordinaatistossa. Sopimuskäyrä on kuten edelläkin (vrt. yhtälö 5.7).

Tarkastellaan seuraavaksi efficient bargaining -mallin ratkaisemista käyttäen epäsymmetristä Nash-neuvottelukehikkoa. Booth (1995, 131–132) käyttää yksikäsitteisen tuloksen ratkaisemiseen Nashin yleistettyä neuvotteluratkaisua, jolloin ratkaisu saadaan maksimoimalla B :tä seuraavasti:

$$(5.13) \quad \max_{w,n} B = \left\{ \frac{n}{t} [u(w) - u(b)] \right\}^\beta \{pq(n) - wn\}^{(1-\beta)}.$$

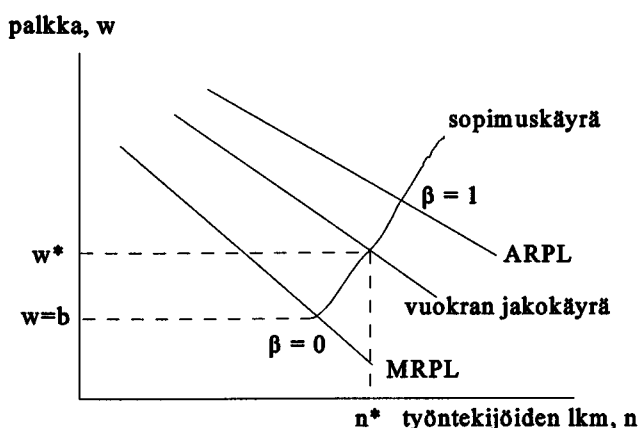
Optimointiongelman (5.13) ratkaisu toteuttaa maksimoinnin ehdot (todistus liitteessä 5):

$$(5.14) \quad w = \beta pq(n)/n + (1-\beta)pq'(n) \quad \text{vuokran jakokäyrä (rent division curve)}$$

ja

$$(5.15) \quad w = pq'(n) + [u(w) - u(b)]/u'(w). \quad \text{sopimuskäyrä (contract curve)}$$

Vuokran jakokäyrästä (5.14) nähdään, että ammattiliitto ja yritys sopivat w ja n :n siten, että palkka vastaa työpanoksen keskimääräisen ja rajatuottavuuden summaa painotettuna ammattiliiton neuvotteluvoimalla β ja yrityksen neuvotteluvoimalla $(1-\beta)$. Tasapaino (w^*, n^*) sijaitsee sopimuskäyrällä (ks. alla kuvio 10).



Kuvio 10. Yleistetty Nash-neuvottelutulos, kun neuvottelu tapahtuu sekä palkasta että työllisyydestä (Booth 1995, 133). Kun yrityksellä ei ole neuvotteluvaltaa ($\beta=1$), vuokran jakokäyrä on sama kuin työn keskimääräinen tuotto (ARPL=average revenue product of labour curve). Kun ammattiliitolla ei ole neuvotteluvoimaa ($\beta=0$), vuokran jakokäyrä yhtyy työn kysyntäkäyrään (MRPL=marginal revenue product of labour).

Vuokran jakokäyrä on kulmakertoimeltaan negatiivinen koordinaatistossa (n,w) , ja siinä termi $pq(n)/n$ on työpanoksen keskimääräinen tuottavuus ja $pq'(n)$ on työpanoksen rajatuottavuus. (Booth 1995, 132.) Mikäli $\beta=1/2$, ratkaisuksi saadaan McDonald ja Solowin (1981, 905) neuvottelutulos. Sopimuskäyrä on sama Boothin (1995) ja McDonald ja Solowin (1981) malleissa oli $\beta:n$ arvo mikä tahansa (sillä $\beta:tä$ ei esiinny sopimuskäyrässä.)

5.2.1 Efficient bargaining -mallin komparatiivisten statiikan tuloksia

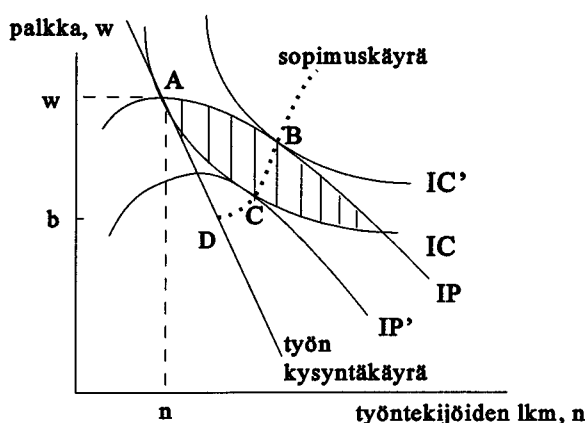
Tarkastellaan seuraavaksi efficient bargaining -mallin komparatiivisen statiikan tuloksia. Jotta tarkastelu pysyisi lyhyenä, se rajoittuu vain Boothin (1995) mallin tulosten esittämiseen. Komparatiivisen statiikan tuloksia on johdettu matemaattisesti Oswald (1985, 169–171) tutkimuksessa. Boothin (1995, 133) mallin tuloksia ovat:²⁵

- (i) Ammattiliiton neuvotteluvoiman β kasvulla on nostava vaikutus sekä palkkaan että työllisyyteen, sillä $\beta:n$ kasvu siirtää vuokran jakokäyrää, jolloin tasapaino siirtyy koilliseen sopimuskäyrää pitkin.
- (ii) Vaihtoehtoisten ansioiden (usein työttömyyskorvauksen) b kasvu siirtää sopimuskäyrää vasemmalle, mutta vuokran jakokäyrä ei siirry. Tällöin sopimuspalkka nousee $b:n$ muutosta vähemmän. Sopimuksessa määritelty työllisyys laskee, sillä ammattiliitolla on tällöin vähemmän tarjottavaa jäsenilleen työttömyyden varalta (b ja $w:n$ välinen ero on kaventunut).
- (iii) Lopputuotteiden kysynnän paraneminen lisää työn kysyntää ja sen myötä sopimuskäyrä siirtyy ulospäin sekä vuokran jakokäyrä siirtyy oikealle. Työllisyys paranee, mutta palkkatason muutoksen suunta riippuu kysynnän hintajousta ja työn kysynnän palkkajousta.

²⁵ Lisäksi voidaan osoittaa, että hintatason p nousu lisää työllisyyttä, mutta palkkatason vaikutus työllisyyteen on epävarma. Jos oletetaan Cobb-Douglas -muotoinen tuotantofunktio, hintatason nousulla ei ole vaikutusta palkkatasoon. (Ulph ym. 1990, 100–101.)

6 MIKROTALOUSTIETEELLISTEN MALLIEN TEOREETTISTA VERTAILUA

Edellä käsiteltyjen monopoliunioni-, right-to-manage- ja efficient bargaining -mallien keskeisin ero on siinä, että viimeisen palkka-työllisyys -tulos on pareto-tehokas, kun taas monopoliunioni- ja right-to-manage -mallien tulokset eivät sitä ole. Tämä väite on nähtävissä graafisesti kuvioista 11:



Kuvio 11. Monopoliunionimallin tehottomuus ja efficient bargaining -mallin tehokkuus. Kuviossa pisteet B ja C ovat pareto-tehokkaita kun taas piste A on pareto-tehoton. IC:t ovat ammattiliiton indifferenssikäyriä ja IP:t ovat yrityksen samavoittokäyriä. (vrt. esim. Booth 1995, 128; Mayhew ja Turnbull 1989, 113; Oswald 1985, 168.)

Monopoliunionimallin neuvottelutulosta kuvaa piste A. Mikäli siirrytään pisteeseen B, ammattiliiton hyvinvointi kasvaa yrityksen hyvinvoinnin pysyessä ennallaan. Vastaavasti piste C kuvaa tilannetta, jossa yrityksen hyvinvointi on kasvanut ja ammattiliiton pysynyt ennallaan. Sekä yrityksen että ammattiliiton hyvinvointi kasvaa, mikäli siirrytään pisteestä A viivoitetulle alueelle. Tällä viivoitetulla alueella sijaitsevat efficient bargaining -mallin neuvottelutulokset. Eräitä mahdollisia ratkaisupisteitä kuvaavat sopimuskäyrän pisteet B ja C. Sopimuskäyrä kulkee kaikkien niiden pisteiden läpi, joissa ammattiliiton indifferenssikäyrä ja yrityksen samavoittokäyrä sivuavat toisiaan, päätyen lounaassa työn kysyntäkäyrän pisteeseen D. Piste D kuvaa täydellisen kilpailun työmarkkinoiden tilannetta.

Efficient bargaining -malli ennustaa korkeamman työllisyyden tason kuin monopoliunionimalli, jossa ammattiliitolla ei ole valtaa osallistua työllisyystason määrittämiseen yritystasolla (ks. kuvio 11). Näin siksi, että työllisyys on efficient bargaining -mallissa aina parempi kuin pisteen A taso. Efficient bargaining -mallissa ammattiliitto luo teoreettisessa mielessä työpaikkoja eikä vähennä niitä. Oswaldin (1985, 172) mukaan päättelyn takana on seuraava intuitio: Koska elämme epätäydellisten vakuutusten maailmassa, ts. kukaan ei voi olla täysin varma työpaikkansa säilymisestä, ammattiliitto voi vähentää epäsuoraan yksilöiden riskiä tulla irtisanotuiksi. Ammattiliitto tekee sen asettamalla työllisyystason suuremmaksi kuin mitä ne olisivat täydellisesti kilpailtujen työmarkkinoiden tapauksessa. Booth (1995, 129) kuitenkin korostaa, että efficient bargaining -mallin palkka- ja työllisyysratkaisu ei ole tehokas koko yhteiskunnan näkökulmasta. Tehokkuuteen vaaditaan vain, että yhden osapuolen hyvinvointi maksimoidaan rajoitteena toisen osapuolen kiinteä hyvinvointi.

Verrattaessa esiteltyjen mallien komparatiivisen statiikan tuloksia havaitaan, että yrityksen lopputuotteiden kysynnän kasvulla on kaikissa malleissa työn kysyntää lisäävä vaikutus. Vastavasti vaihtoehtoisten ansioiden, kuten työttömyysturvan, kasvulla on tasapainotyöllisyyttä vähentävä vaikutus. Ammattiliiton jäsenmäärän muutoksilla ei monopoliunionimallissa ole vaikutusta työllisyyteen. Ammattiliiton neuvotteluvoiman kasvu vähentää työn kysyntää right-to-manage -mallissa, kun taas efficient bargaining -mallissa sillä on työllisyyttä parantava vaikutus. Näin siksi, että right-to-manage -mallin neuvotteluratkaisu sijoittuu työn kysyntäkäyrälle pisteiden A ja D välille riippuen ammattiliiton neuvotteluvoimasta β (ks. luku 4.1). Mitä suurempi on ammattiliiton neuvotteluvoima, sitä korkeammalla ratkaisu on työn kysyntäkäyrällä, ja sitä korkeampi on reaalin palkkataso ja työttömyys. Empiirisesti voitaisiin testata näitä teoreettisia väittämiä: esimerkiksi onko ammattiliiton neuvotteluvoiman kasvulla ollut työllisyyttä heikentävä ja palkkatasoa nostava vaikutus, *ceteris paribus*. Tätä kysymystä sivuutetaan tutkimuksen luvussa 12, kun estimoidaan teollisuuden reaali-palkka vuosille 1961–1994. Voidaan myös tutkia, onko havaittu työllisyys-palkka -tasapaino sijoittunut työn kysyntäkäyrälle vai sen oikealle puolelle. Kysymykseen palataan tutkimuksen luvun 11 osiossa 11.2, jolloin tarkastellaan ammattiliittomallien empiiristä testaamista.

II AMMATTILIITTOMALLIT JA MAKROTALOUSTIEDE

1980-luvulla makrotaloustieteellinen mallintaminen siirtyi kasvavassa määrin walrasilaisesta markkinat tasapainottavasta lähestymistavasta analyysiin, joka huomioi sen seikan, että yritykset, ammattiliitot ja valtiovalta voivat toimia strategisesti (ks. esim. Dixon ja Rankin 1994).²⁶ Koska ammattiliittojen makroteoriat ovat johdettu yleensä mikrotason osittaisten tasapainojen kautta aggregoimalla, tämäkin osio sisältää runsaasti mikroteoriaa (erityisesti luvussa 8). Juuri tätä selkeää mikroperustaa on pidetty ammattiliittomallien avulla johdettujen makroteorioiden etuna (ks. Pehkonen 1991b). Vaihtoehtoinen tapa mallintaa makrotaloutta on johtaa aggregaattisuureiden välille riippuvuuksia ilman mikrotason päättelyjä (Estola 1996, 280–283).

Seuraavassa tarkastellaan makrotaloustieteellisten monopoliunioni ja right-to-manage -mallien avulla sitä, miten ammattiliiton käyttäytyminen vaikuttaa aggregaattitason palkka- ja työllisyystasoihin: miten työmarkkinoiden tasapaino määräytyy, mitkä ovat tasapainoon vaikuttavat tekijät ja miten muutokset näissä tekijöissä vaikuttavat tasapainotyöttömyyteen ja -palkkatasoon. Luvussa 7 johdetaan makrotaloustieteellinen monopoliunionimalli ja tutkitaan mm. miten ammattiliitot vaikuttavat aggregaattitasolla palkkatasoon muodostumiseen. Mallintaminen aloitetaan monopoliunionimallin tuottamista mikrotason osittaisista tasapainoista, jotka aggregoidaan koko kansantalouden tasapainotiloja kuvaaviksi suureiksi olettamalla, että kaikki yritykset ovat identtisiä. Tarkastelun lähtökohdaksi otetaan ensin monopoliunionimalli, jotta tulokset ja ratkaisut ovat olisivat alkuun mahdollisimman selkeitä. Monimutkaisempaa ja erityisesti Suomen olosuhteisiin realistisempaa mallintamista tarkastellaan luvussa 8, jossa käsitellään Layard, Nickell ja Jackmanin (1991) right-to-manage -mallin tuloksia reaalipalkkoille ja työllisyydelle. Luvussa 9 tarkastellaan miten keskitetyn, toimialakohtaisen ja hajautetun neuvottelumekanismin työllisyys- ja palkkatasot eroavat toisistaan. Luku 10 kokoaa lopuksi tulokset.

²⁶ Dixon ja Rankin (1994) johtavat artikkelissaan walrasilaisen ja ammattiliittomallien makrotalouden tasapainotilan sekä tarkastelevat niiden välisiä eroja.

7 MAKROTALOUSTIETEELLINEN MONOPOLIUNIONIMALLI

Tässä luvussa tarkastellaan sitä, kuinka edellä johdettu monopoliunionimalli voidaan laajentaa koko kansantalouden toimintaa kuvaavaksi malliksi, jossa ammattiliitot vaikuttavat muun muassa työllisyyteen ja palkkatasoon. Booth (1995, 228) käyttää yleistä metodia, jossa edellä luvussa 4 johdettujen osittaisten tasapainojen malli aggregoidaan olettamalla, että kaikki yritykset ovat identtisiä ja koko talous on ammattiliittojen neuvottelusopimusten alaisuudessa. Tällöin tasapainossa jokaisen ammattiliitto-yritys -parin hinnat ja palkat vastaavat koko kansantalouden hinta- ja palkkatasoa. (Booth 1995, 229.)

Makrotaloustieteellisessä monopoliunionimallissa aggregaattitason palkan määrittää yhtälö, joka saadaan johdettua ammattiliiton käyttäytymisoletusten kautta kun parametrina annetaan tietty hintataso. Vastaavasti talouden yleisen hintatason määrittää yhtälö, joka saadaan tuotantomarkkinoiden toimintaoletusten kautta, kun oletetaan tietty kiinteä nimellinen palkkataso. Reaalinen palkkataso saadaan johdettua hintayhtälön avulla. Aggregaattitason tasapainotyöllisyys ja reaali-palkka saadaan aggregaattitason palkka- ja hintayhtälöjen leikkauskohdassa. (Booth 1995, 225.)²⁷

7.1 Aggregaattitason palkkayhtälön johtaminen

Oletetaan taloudessa olevan v kappaletta ammattiliitto-yritys -pareja. Merkitään i :n ammattiliitto-yritys -parin asettamia reaalisia palkkoja seuraavasti: $\omega_i = W_i/P$, missä W_i on nimellinen palkkataso ja P on elinkustannusindeksi, $i=1,2,\dots,v$. Näin ollen ω_i on ammattiliiton i jäsenten reaali-palkkataso. Oletetaan yksinkertaisuuden vuoksi että ammattiliitto on riskineutraali, ts. ammattiliiton jäsenten hyötyfunktio on lineaarinen palkkojen suhteen. Ammattiliiton utilitaarinen hyötyfunktio voidaan nyt kirjoittaa seuraavasti (Booth 1995, 230; Carlin ja Soskice 1990, 391):²⁸

$$(7.1) \quad \begin{aligned} \max_{\omega_i} EU_i &= N_i(\omega_i)\omega_i + [1-N_i(\omega_i)]R \\ &= N_i(\omega_i)(\omega_i - R) + R, \end{aligned}$$

²⁷ Boothin (1995) tarkastelu perustuu pääosin Carlin ja Soskicen (1990) julkaisemaan kirjaan. Tässä osiossa on pyritty tarkastelemaan molempia tutkimuksia.

²⁸ Boothin (1995, 230) kirjassa on epäjohdonmukaisuutta indekseissä:
 $N(\omega_i)\omega_i + [1-N_i(\omega_i)]R \Leftrightarrow N(\omega_i)(\omega_i - R) + R.$

missä $N_i(\omega_i)$ on ammattiliiton i työllisyys reaali-palkan ω_i funktiona ja missä työttömän ammattiliiton jäsenen vaihtoehtoiset ansiot eli reservaatiopalkka R on määritelty seuraavasti:

$$(7.2) \quad R = (1-U)\bar{\omega} + Ub,$$

missä $\bar{\omega}$ on reaalinen palkka saatavissa muualta taloudesta, b on reaalinen työttömyyskorvaus ja U on kaikkien työttömien osuus koko työvoimasta.²⁹ Mallissa i :n ammattiliitto-yritys -parin piiriin kuuluva työntekijä, joka ei saa työtä ammattiliiton asettamalla palkkatasolla, etsii työtä muualta taloudesta. Yhtälön (7.2) määrittelystä nähdään, että $(1-U)$ on se todennäköisyys, että hän työllistyy muulla taloudessa. U on todennäköisyys, että hän jää työttömyyskorvauksen piiriin.

Maksimoidaan yhtälöä (7.1) ω_i :n suhteen ja kirjoitetaan ensimmäisen asteen ehto seuraavasti (Booth 1995, 230):³⁰

$$(7.3) \quad N_i/N_i' + \omega_i = (1-U)\bar{\omega} + Ub,$$

missä $N_i' \equiv dN_i/d\omega_i$. Nyt aggregoidaan yhtälö (7.3) olettamalla, että kaikki yritykset käyttäytyvät samalla tavalla, jolloin $\omega_i = \bar{\omega} = \omega$. Tällöin vaihtoehtoinen reaalinen palkka työntekijälle, joka erotetaan i :nnestä yrityksestä, on sama kuin ammattiliiton reaalinen palkkataso. Yhtälö (7.3) voidaan nyt kirjoittaa muodossa

$$(7.4) \quad N(\omega)/N'(\omega) + \omega = (1-U)\omega + Ub,$$

ja koska aggregaattitason työn kysynnän palkkajoustavuus ϵ on määritelty

$$(7.5) \quad \epsilon = -\frac{N'\omega}{N} \equiv -\frac{dN}{d\omega} \frac{\omega}{N},$$

niin yhtälöistä (7.4) ja (7.5) saadaan

$$(7.6) \quad \omega[1 - 1/\epsilon - (1 - U)] = Ub.$$

Ratkaisemalla yhtälö (7.6) ω :n suhteen saadaan *aggregaattitason palkkayhtälö* muotoon

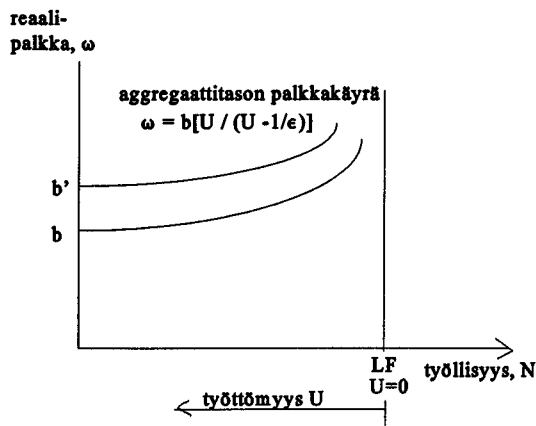
$$(7.7) \quad \omega = b \left(\frac{U}{U - 1/\epsilon} \right),$$

mihin asetetaan rajoitteet $\omega > b$ ja $U - 1/\epsilon > 0$, jotta seuraavassa annetut komparatiivisen statiikan tulokset ovat loogisia. Jälkimmäinen ehto voimassa sitä suuremmalla todennäköisyydellä, mitä joustavampaa on työn kysyntä.

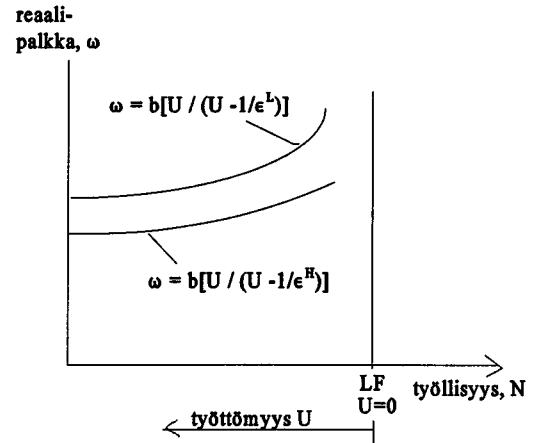
²⁹ Luonnollisesti työttömyys on $U = N/LF$, missä N on aggregaattitason työllisyys ja LF on työvoiman kokonaismäärä (Booth 1995, 230). Työvoima mittaa tarjonnan määrää ja työllisyys kysynnän määrää työmarkkinoilla ja työttömyys kuvaa työvoiman vajaakäyttöä (Pehkonen ja Santamäki-Vuori 1997, 237).

³⁰ Yhtälö on saatu esitettyyn muotoon jakamalla 1. asteen ehto N_i' :llä.

Aggregaattitason palkkayhtälöstä (7.7) nähdään, että talouden yleinen reaali-palkka on työttömyyden U suhteen laskeva sekä b ja N :n suhteen kasvava funktio (ks. myös kuvio 12).³¹ Lisäksi mitä joustavampaa on työn kysyntä, sitä pienempi on ammattiliiton palkkatason ja työttömyyskorvauksen b välinen ero, ja sitä alempana aggregaattitason palkkayhtälö on (N, ω) -koordinaatistossa, kuten on havainnollistettu kuviossa 13:



Kuvio 12. Aggregaattitason palkkakäyrä siirtyy ylöspäin b :n kasvaessa (Booth 1995, 232). LF on työvoiman kokonaismäärä.



Kuvio 13. Aggregaattitason palkkakäyrä siirtyy alaspäin ϵ :n kasvaessa (ϵ^L viittaa alhaiseen ja ϵ^H suureeseen joustavuuteen) (Booth 1995, 232).

Tarkastellaan edellä olevien kuvioden 12 ja 13 avulla sitä, kuinka aggregaattitason palkkakäyrä siirtyy, kun tapahtuu muutoksia parametreissa b ja ϵ . Kuvioista 12 nähdään, että mikäli b kasvaa, *ceteris paribus*, palkkayhtälö siirtyy ylöspäin ($b \rightarrow b'$). Ts. työttömyyskorvausten noustessa ammattiliitto haluaa korkeampaa palkkaa työntekijöilleen, sillä se tietää että työttömäksi joutuville jäsenillään on tällöin paremmin toimeentulo turvattuna kuin ennen. Toisaalta mikäli tarkastellaan työn kysynnän palkkajoustavuutta ϵ , yhtälöstä (7.7) havaitaan, että kun ϵ lähestyy ääretöntä, ω lähestyy b :tä. Tästä seuraa, että työn kysynnän joustavuuden kasvaessa palkkatason nousu johtaa suurempaan työttömyyden kasvuun (ks. kuvio 10). Työn kysynnän ollessa hyvin joustavaa ammattiliitolla ei ole juuri valtaa palkanasennassa. Ammattiliiton neuvotteluvoiman lisääntyminen nostaa palkkatason määrittävää käyrää ja vähentyminen vastaavasti laskee sitä, vaikka ammattiliiton neuvotteluvoimaa β ei olekaan mallissa eksplisiittisesti mallinnettu. (Booth 1995, 231–232.)

³¹ Tulokset voidaan varmentaa laskemalla osittaisderivaatat: $\partial\omega/\partial U < 0$, $\partial\omega/\partial N > 0$, ja $\partial\omega/\partial b > 0$. Viimeiseen väitteeseen tarvitaan oletus: $U - 1/\epsilon > 0$.

7.2 Aggregaattitason hintayhtälön johtaminen

Entä kuinka saadaan johdettua talouden yleisen hintatason määrittävä yhtälö olettaen tietty palkkataso? Tarkastellaan ensin, kuinka monopoli asettaa hintatason, sillä Boothin (1995) käsittelemässä mallissa hyödykemarkkinoiden oletetaan toimivan epätäydellisen kilpailun olosuhteissa.

Oletetaan, että monopoliyrityksen asettama hinta on $P(Q)$, missä P on tuotteen hinta tuotantonopeuden Q funktiona, ja että $P'(Q) < 0$. Toisin sanoen hinta on tuotantonopeuden suhteen laskeva funktio. Tulot saadaan tuotantonopeuden funktiona seuraavasti:

$$(7.8) \quad R(Q) = PQ(N) = P(Q)Q(N) = P(Q(N))Q(N),$$

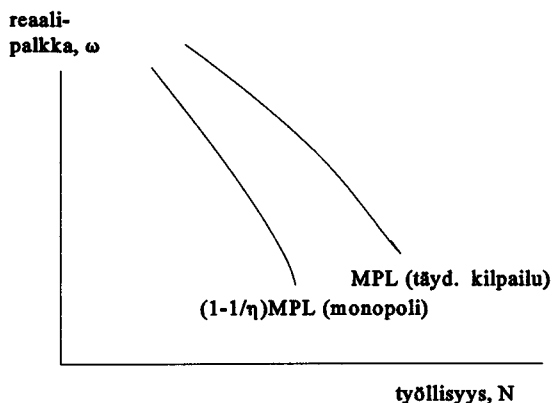
missä $Q(N)$ on yrityksen lyhyen aikavälin tuotantofunktio yrityksen palkkaamien työntekijöiden määrä N funktiona. Oletetaan sen käyttäytyvän siten, että $Q(0)=0$, $Q'(N) > 0$ ja $Q''(N) < 0$. Yritys maksimoi voittojaan valitsemalla N :n seuraavasti:

$$(7.9) \quad \max_N \Pi = P(Q(N))Q(N) - WN.$$

Voiton maksimoinnin ensimmäisen asteen ehdosta $\Pi_N = 0$ eli $P'(Q)Q'(N)Q(N) + PQ'(N) - W = 0$ saadaan tasapainoehdoksi muunteluiden jälkeen

$$(7.10) \quad W/P = (1 - 1/\eta)dQ/dN,$$

missä dQ/dN on työn rajatuottavuus (MPL) ja $\eta = -(dQ/Q)(dP/P)$ eli tuotteen kysynnän hintajousto (ks. esim. Booth 1995, 234). Kun η lähestyy ääretöntä, tasapainoehto lähestyy täydellisen kilpailun tasapainoehtoa $W/P = dQ/dN$ (ks. kuvio 11 alla).



Kuvio 11. Monopoli- ja täydellisen kilpailun yrityksen työn kysyntä. Kuviossa työn rajatuottavuus $MPL = dQ/dN$. Täydellisen kilpailun vallitessa $\omega = W/P = MPL$ ja monopolilla $\omega = (1 - 1/\eta)MPL$.

Sekä täydellisen kilpailun että monopoliyrityksen työn kysyntäkäyrät ovat laskevia. Oletetaan, että tuotteen kysynnän hintajousto η on vakio, eikä se siis riipu esimerkiksi tuotantonopeudesta tai työpanoskäytöstä. Tällöin monopolin työn kysyntäkäyrä eroaa täydellisen kilpailun tilanteesta aina tietyllä osalla. (Booth 1995, 235.) Nyt esimerkiksi monopoliyrityksen työn kysyntä saadaan täydellisen kilpailun palkkatasoa vastaavasta työn kysynnästä kertomalla termillä $(1-1/\eta)$.

Yhtälö (7.10) voidaan kirjoittaa myös muodossa $P(1-1/\eta)=W(dQ/dN)$, jolloin siihen voidaan käyttää tietoa, että rajakustannukset $MC=W/MPL$.³² Nyt yhtälö (7.10) voidaan kirjoittaa muotoon:

$$(7.11) \quad (P-MC)/P = 1/\eta,$$

mistä nähdään että monopolihinnan ja rajakustannusten välinen hinnoittelulisä (markup) on käänteisesti riippuvainen tuotteen kysynnän hintajoustopista η . Seuraavassa oletetaan yksinkertaisuuden vuoksi, että epätäydellisen kilpailun yritykset asettavat hinnan siten, että tämä erotus on vakio verrattuna normaaleihin työn yksikkökustannuksiin WN/Q (=kokonaispalkkasumma jaettuna kokonaistuotannolla). Tätä hinnoittelutapaa kutsutaan *normaalikustannushinnoitteluksi* (normal cost pricing). Tällöin hinnoittelulisä työvoimakustannuksille on suhdannetilanteesta riippumaton.³³ (Booth 1995, 236.)

Määritellään työn keskimääräinen tuottavuus $\rho=Q/N$, jonka avulla normaalit työn yksikkökustannukset voidaan kirjoittaa lyhyesti W/ρ . Oletetaan lisäksi, että yritykset asettavat hinnat käyttäen normaalikustannushinnoittelua. Tällöin i :n yrityksen hintataso P_i on

$$(7.12) \quad P_i = (1+\mu)W_i/\rho,$$

missä μ on hinnan ja rajakustannusten välinen hinnoittelulisä (markup). Oletuksen mukaan μ ja ρ ovat riippumattomia tuotantonopeuden ja työllisyyden muutoksista. (Booth 1995, 237.)

Muodostetaan talouden yleisen hintatason määrittävä yhtälö olettamalla jälleen, että kaikki yritykset ovat identtisiä. Identtisyydestä seuraa, että $P_i=P$ ja $W_i=W$. Täten yhtälöstä (7.12) saadaan suoraan *aggregaattitason hintayhtälö*:

$$(7.13) \quad P = (1+\mu)W/\rho,$$

mistä saadaan talouden yleisestä hintatasosta riippuva reaalin palkkataso

³² Väite seuraa monopolin hinnoittelusäännöstä $P=(1-1/\epsilon)^{-1}MC$, joka saatu seuraavasti: $MR=P(Q)+QdP/dQ=P+P(dP/dQ)(Q/P)=P(1-1/\epsilon)$, missä $\epsilon=-(dQ/dP)(P/Q)$. Nyt käyttämällä optimointiehtoa $MR=MC$ seuraa väite. Monopolihinnoittelusta katso esimerkiksi Varian (1990).

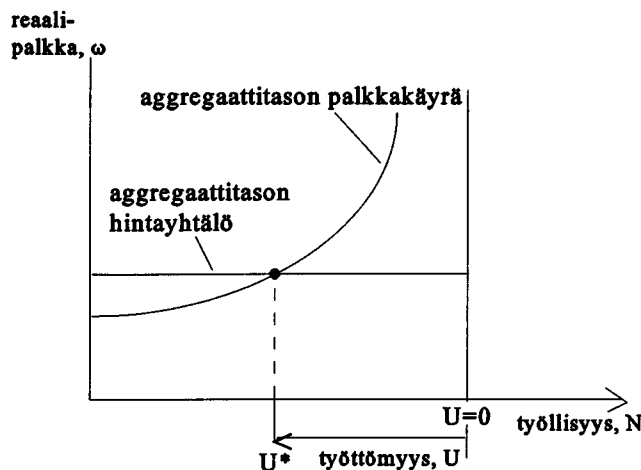
³³ Normaalikustannushinnoittelusta katso tarkemmin Carlin ja Soskice (1990, 423–424) tai Varian (1990).

$$(7.14) \quad \omega = W/P = \rho/(1+\mu),$$

mikä on horisontiaalinen (N, ω) -avaruudessa, koska siinä reaalin palkkataso riippuu positiivisesti työn tuottavuudesta ja negatiivisesti hinta-rajakustannus -erotuksesta, muttei lainkaan työllisyyden tasosta. (Booth 1995, 237.) Normaalisuhtannushinnoittelu saa aikaan palkkafunktion horisontaalisuuden (Pehkonen 1998a, 58). Mallissa epätäydellisen kilpailun yritykset käyttävät markkinavoimaa maksimoidessaan voittojaan asettamalla hinnat suhteessa tuotantokustannuksiin. Tulee kuitenkin muistaa, että erilaiset oletukset yritysten hinnoittelusta voivat merkitä myös sitä, että aggregaattitason palkkayhtälöllä voi olla (realistisemmin) myös negatiivinen kulmakerroin (ks. luku 8).

7.3 Yleinen tasapainotyöttömyys makrotaloustieteellisessä monopoliunionimallissa

Yhdistämällä aggregaattitason palkkayhtälö ja hintayhtälö saadaan simultaanisesta tasapainosta kansantalouden aggregaattitason reaali-palkka ja työttömyys. Havainnollistetaan tilannetta kuvion 15 avulla:



Kuvio 15. Reaalinen palkkataso ja työllisyys tasapainossa.

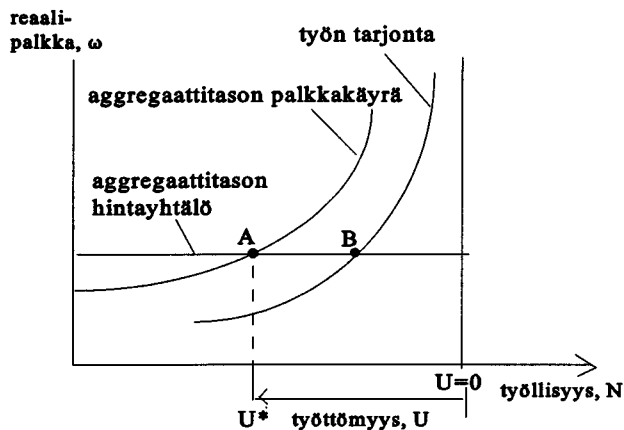
Työttömyyden tasapainotasoa kuvaa U^* , joka saadaan käyrien leikkauspisteestä. Tällöin yrityksen hinta-asetannan perusteella määräytynyt reaalin palkkataso vastaa ammattiliiton neuvotteluratkaisun perusteella asettamaa palkkatasoa. Tätä työttömyyden tasapainotasoa kutsutaan usein NAIRUksi (non-accelerating-inflation rate of unemployment).³⁴ Silloin työttömyys on tasolla, joka ei kiihdytä inflaatiota. Palkka- ja hintataso ovat täsmälleen yritysten ja ammattiliittojen olettamalla tasolla ja kumpikin saa odottamansa voiton ja palkkatason. Konflikteja ei synny yritysten ja ammattiliiton välille. (Booth 1995, 238.)

³⁴ NAIRUsta ja erilaisista työttömyyskäsitteistä tarkemmin tutkimuksen liitteessä 6.

Entä kuinka talous päätyy tasapainotyöttömyyteen U^* ? Tarkastellaan ensin tilannetta $U < U^*$. Kun työttömyys on alhaisella tasolla, ammattiliitot kokevat olevansa vahvassa neuvotteluasemassa ja vaativat korkeampaa nimellispalkkatasoa kiinteällä hintatasolla verrattuna tasapainotyöttömyystilanteeseen U^* . Normaalikustannushinnoittelun vallitessa kaikki yritykset siirtävät palkkojen nousun tuotteidensa hintoihin, jotka vastaavasti nousevat. Täten yksittäisen työntekijän reaaliansi-ot eivät nouse. Mikäli rahan tarjontaa ei lisätä, reaalisen kierrossa olevan setelistön ostovoima supistuu ja täten myös aggregaattitason kysyntä supistuu. Työttömyys kasvaa kunnes ollaan tasapainossa $U = U^*$, jolloin ei ole konflikteja ammattiliiton ja yritysten välillä.

Vastaavasti kun $U > U^*$, työttömyyden korkea taso heikentää ammattiliiton neuvotteluvoimaa. Sen seurauksena ammattiliitto asettaa nimelliset palkat alhaiselle tasolle. Yritykset laskevat hintoja kustannussäästöjen seurauksena. Seurauksena on reaalisen liikkeessä olevan setelistön ostovoiman ja aggregaattitason kysynnän kasvu. Työllisyys paranee ja työttömyys sopeutuu tasolle U^* . (Booth 1995, 238–239.) Toisaalta voidaan epäillä, joustavatko todellisuudessa yrityksen hinnat alaspäin palkkakustannusten laskiessa yhtä lailla kuin ylöspäin palkkojen noustessa? Tällöin aggregaattitason kysyntä ei elvy yhtä nopeasti eikä työllisyys parane noususuhdenteissa yhtä nopeasti kuin mitä se heikkenee laskusuhdanteiden aikana (ns. hysteresis-ilmiö).

Kuvaako tasapainotyöttömyys U^* vapaaehtoista vai tahatonta työttömyyttä? Tarkastellaan alla olevaa kuviota 16 (Booth 1995, 240):



Kuvio 16. Reaalipalkka ja tahaton työttömyys.

Kuviossa 16 työn tarjontakäyrä osoittaa, kuinka monta työntekijää on valmis tekemään työtä kullakin reaalisella palkkatasolla ω . Työn tarjontakäyrä sijaitsee kaikilla ω :n arvoilla alempana kuin neuvoteltu aggregaattipalkkakäyrä, joten taloudessa esiintyy tahatonta työttömyyttä. Tasapainossa sitä kuvaa väli AB, toisin sanoen aggregaattitason palkkakäyrän ja työn tarjontakäyrän välinen etäisyys. Markkinoilla on työntekijöitä, jotka haluaisivat tehdä enemmän töitä kyseisellä reaalipalkkatasolla ja on yrityksiä, jotka haluaisivat tuottaa enemmän. Heitä kuitenkin

rajoittaa se, että neuvoteltu palkka sijaitsee tällöin nykyistä palkkaa korkeammalla tasolla, mikäli työllisyys paranee. Vain pisteessä A ollaan tasapainossa työllisyyden suhteen ja inflaatio on vakaa. U^* eli NAIRU sijaitsee siinä. (Booth 195, 239–240.)

Tarkastellaan vielä tiivistetysti talouden sopeutumisprosessia tasapainotyöttömyyteen U^* erilaisten shokkien jälkeen:

(i) Oletetaan, että aggregaattitason kysyntä kasvaa jostain syystä. Tällöin työllisyys paranee, jolloin ammattiliitot ovat paremmassa neuvotteluasemassa ja sen seurauksena nimellispalkat nousevat. Koska yritykset normaalikustannushinnoittelevat, hinnat nousevat yhtäläisesti, jolloin reaalin palkkataso ei muutu ja hintayhtälö pysyy paikallaan. Reaalinen kierrossa olevan setelistön ostovoima ja kokonaiskysyntä supistuu kunnes $U=U^*$.

(ii) Oletetaan, että talous kohtaa negatiivisen tarjontashokin, esimerkiksi ammattiliiton neuvotteluvoima tai tuloverotus kasvaa. Tällöin palkkayhtälö siirtyy ylöspäin. Jos muutos on pysyvä, reaalin aggregaattitason kysynnän täytyy laskea jotta inflaatio tasapainottuisi. Tämän seurauksena tasapainotyöttömyys U^* nousee. (Booth 1995, 240–241.)

Booth (1995, 242) muistuttaa, että tarkastelu on perustunut oletukseen aggregaattitason hintayhtälön vaakasuoruudesta. Tämän oletuksen seurauksena malli ennustaa suurempia työllisyyden ja tuotannon vaihtelua kuin täydellisen kilpailun malli: siinä mallissa kysyntä määrittelee tuotannon ja työllisyyden tason, ts. yritykset tuottavat sen tuotantomäärän, jolle markkinoilla on kysyntää. Tämä ei kuitenkaan merkitse sitä, että valtiolta voisi kysynnän säätelyllä valita minkä tahansa työllisyyden ja tuotannon tason, koska yritykset alentaa työllisyyttä alle NAIRUn tai U^* :n johtavat kasvavaan inflaatioon.³⁵ (Booth 1995, 242–243.)

Tässä luvussa johdettu aggregoitu ja neuvoteltu palkkatason määrittävä käyrä korvaa walrasilaisessa analyysissä aggregoidun työn tarjontakäyrän. Toisaalta lähes vastaava toimenpide tehdään myös useissa palkkatason määrittävissä teorioissa, jotka eivät oleta ammattiliittojen olemassaoloa, kuten efficiency wage ja insider-outsider -malleissa (Booth 1995, 225). Hyvä on myös huomata, että edellä esitellyssä mallissa hinnat määräytyvät hyvin yksinkertaisen prosessin kautta, jossa oletetaan epätäydellinen kilpailu ja normaalikustannushinnoittelu hyödykemarkkinoilla. Monitorikaisempaa ja realistisempaa mallintamista löytyy esimerkiksi Layardin ym. (1991) kirjasta.

³⁵ Vertaa EMU-kriteerit.

8 LAYARD, NICKELL JA JACKMANIN RIGHT-TO-MANAGE -MALLI

Layard, Nickell ja Jackmanin (1991) näkemyksen mukaan työmarkkinat eivät tasapainoitu ja he kysyvät, mikä estää palkkoja laskemasta, kun markkinoilla on työn tarjontaa enemmän kuin kysyntää vallitsevalla palkkatasolla. He antavat kaksi selitystä ilmiölle: Efficiency wages - selityksen mukaan yritykset ovat vapaita tarjoamaan minkälaista palkkaa tahansa, mutta maksavat silti enemmän kuin työn tarjoajat pyytävät. Yritykset tekevät niin, koska se on niiden edun mukaista; yritykset maksavat korkeata palkkaa säilyttääkseen korkean moraalitason ja rohkaisevat tehokkuuteen. Toisen selityksen mukaan yritykset eivät ole vapaita valitsemaan minkä tahansa palkkatason, koska ammattiliitot pakottavat niitä maksamaan enemmän kuin he haluaisivat. (Layard ym. 1995, 33–34.) Tätä jälkimmäistä tilannetta Layard ym. (1991; 1995) mallintavat right-to-manage -mallinsa avulla, jota seuraavaksi tullaan tarkastelemaan.³⁶

Layardin ym.(1991; 1995) right-to-manage -malli – kuten muutkin edellä esitetyt mallit – kuvaa neuvottelutilannetta, joka käydään hajautetusti jokaisen yrityksen ja sen työntekijöitä edustavan ammattiliiton kesken. Neuvottelutilanteessa ammattiliiton tärkein päämäärä on saada palkkatasoa nostettua korkeammaksi. Se ei kuitenkaan Layardin ym. mukaan ole ammattiliiton ainut päämäärä, koska korkeampi palkkataso merkitsee myös ammattiliiton jäsenten työpaikkojen menetyksen kasvua. Yksinkertaisuuden vuoksi he olettavat jokaisella työntekijällä olevan sama todennäköisyys tulla irtisanotuksi kun yritys vähentää työvoimaa. (Layard ym. 1995, 38.)

Näin ollen ammattiliitot haluavat nostaa palkkatasoa, kun taas yritykset haluavat laskea sitä. Miten määrittyy palkan tasapainotaso? Tarkastellaan ensiksi ammattiliiton päämääriä: Koska mallin mukaan irtisanomiset kohdistuvat samalla todennäköisyydellä kaikkiin työntekijöihin, ammattiliitto on kiinnostunut yksinkertaisesti edustavan jäsenen hyödystä. Layard ym. (1991, 100) määrittelevät ammattiliiton hyötyfunktioksi

$$(8.1) \quad V_i = S_i W_i + (1 - S_i) A,$$

kun tarkastellaan i:nnettä ammattiliitto-yritys -paria. Siinä W_i on reaalin palkkataso (mitattuna BKT:n yksiköissä) yrityksessä i , S_i on työllistymisen todennäköisyys seuraavalla periodilla ja A on työntekijän odotettavissa oleva reaalin tulotaso, mikäli hän menettää työpaikkansa yritykses-

³⁶ Tässä luvussa keskitytään Layardin ym. (1991) right-to-manage -mallin oletusten ja tulosten tarkasteluun, ei mallin tulosten johtamiseen. Syynä tähän on paitsi mallin johtamisen monimutkaisuus erityisesti mikrotasolla, niin myös tarkastelun pitäminen lyhyenä.

sä. Määrittely vastaa lähes täysin Boothin (1995, 125) käyttämää odotettua hyötyfunktioita (ks. luku 5.1). Palkoista neuvotellaan kunkin periodin alussa ja yrityksen menestykseen periodin aikana liittyy epävarmuutta. Layard ym. (1991, 101) määrittelevät odotetun vaihtoehdoisen tulon A seuraavasti:

$$(8.2) \quad A = (1-\phi u)W^e + \phi uB \quad (W^e > B),$$

missä W^e kuvaa erotettujen työntekijöiden odotettavissa olevaa palkkatasoa muualta taloudesta. Jos työttömät eivät löydä uutta työpaikkaa, he saavat reaalisen työttömyyskorvauksen B. ϕ on vakio, joka riippuu positiivisesti diskonttauskorosta ja negatiivisesti tulotasosta (turnover rate). Työpaikan saamisen todennäköisyys $(1-\phi u)$ on työttömyyden u suhteen laskeva funktio. Layard ym. olettavat yksinkertaisuuden vuoksi, että kaikki muut muuttujat (u , B ja P) paitsi W^e ovat tunnettuja, missä P on talouden yleinen hintataso. Koska tietyn yrityksen maksama palkkataso on sitä korkeampia, mitä paremmat ansiot muualla taloudessa on saatavilla, myös palkkataso on sitä korkeampi mitä matalampi on työttömyys ja mitä korkeampia ovat työttömyyskorvaukset. (Layard ym. 1991, 27 ja 101.)

Layard ym. (1991, 100) olettavat, että yksittäisen ammattiliiton jäsenen tulotaso lakon aikana $V_i = A$, joten edustavan jäsenen odotettavissa oleva ylimääräinen ansio tai "vuokra" ammattiliittoon kuulumisesta ja neuvotteluihin osallistumisesta on

$$(8.3) \quad V_i - \underline{V}_i = (W_i - A)S_i.$$

Yksittäisen ammattiliittolaisen hyvinvointi riippuu siis reaalisen tulotason ja odotettavissa olevien vaihtoehtoisten ansioiden välisestä erotuksesta painotettuna todennäköisyydellä, että hän saa pitää työpaikkansa kyseisessä yrityksessä (Layard ym. 1995, 38).

Yrityksen tuloa ovat sen voitot. Layard ym. (1991, 101) kuvaavat yrityksen i keskimääräisiä voittoja symbolilla Π_i , ja lakon aikana he olettavat, yrityksellä ei ole tuloja ($\Pi_i = 0$). Nash-neuvotteluasetelmaa $(V - \underline{V})^\beta (\Pi - \underline{\Pi})$ hyväksikäyttäen right-to-manage -mallin neuvotteluasetelma kirjoitetaan muotoon (Layard ym. 1991, 101):³⁷

$$(8.4) \quad \Omega = (W_i - A)^\beta S_i (W_i)^\beta + \Pi_i^\epsilon (W_i).$$

Jotta Ω :n maksimointi W_i :n suhteen olisi helpompi suorittaa, Layard ym. (1995, 38) käyttävät ongelman ratkaisussa ammattiliiton ja yrityksen hyötyjen luonnollisten logaritmien painotettua summaa:

$$(8.5) \quad \max_{W_i} \beta \{\log[(W_i - A)S_i]\} + \log \Pi_i^\epsilon.$$

³⁷ Vertaa luvun 3 osio 3.3 ja luku 5.

Yhtälöissä (8.4) ja (8.5) β mittaa ammattiliiton vaikutusvoimaa neuvottelutulokseen (ns. Nash-neuvottelutulos, ks. osio 3.3) (Layard ym. 1995, 39). Nyt voidaan johtaa neuvotteluasetelman tulokset

- (i) yritystason palkalle,
- (ii) talouden yleiselle palkkatasolle ja
- (iii) tasapainotyöttömyydelle.

8.1 Yrityksen palkkatason määräytyminen

Suoritetaan yhtälön (8.5) maksimointi, jolloin ensimmäisen asteen ehdoksi saadaan (Layard ym. 1995, 39):³⁸

$$(8.6) \quad \frac{\beta}{(W_i - A)} + \frac{\beta}{S_i} \frac{\partial S_i}{\partial W_i} + \frac{1}{\Pi_i^e} \frac{\partial \Pi_i^e}{\partial W_i} = 0.$$

Koska envelope-teoreeman³⁹ mukaan $\partial \Pi_i^e / \partial W_i = -N_i^e$, niin kertomalla yhtälö (8.6) (W_i/β) :llä ja järjestelemällä saadaan neuvotellun palkan ja vaihtoehtoisten ansioiden väliseksi kuiluksi (markup):

$$(8.7) \quad \frac{W_i - A}{W_i} = \left(-\frac{W_i}{S_i} \frac{\partial S_i}{\partial W_i} + \frac{W_i N_i^e}{\beta \Pi_i^e} \right)^{-1} = \frac{1}{\epsilon_{SW}(W_i) + (\beta \gamma(W_i))^{-1}},$$

missä $\epsilon_{SW} = -(\partial S_i / \partial W_i)(W_i/S_i)$ on työpaikan säilymisen todennäköisyyden jousto palkan suhteen ja $\gamma = \Pi_i^e / W_i N_i^e$. (Layard ym. 1991, 102.)

Tulkitessaan yhtälöä (8.7) Layard ym. (1991, 102) olettavat yrityksen kohtaavan vakiojoustaisen tuotekysyntäkäyrän $Y_i = P_i^{-\eta} \theta_i Y_{di}$ ja Cobb-Douglas -muotoa olevan tuotantofunktion $Y_i = N_i^\alpha K_i^{1-\alpha}$, joissa η ja α ovat vakioita. Y_i on tuotannon arvo, K_i on yrityksen ennalta määrätty pääomavarananto, P_i on yrityksen lopputuotteen reaalin hinta, Y_{di} on kysyntäindeksi ja θ_i on satunnaismuuttuja, jonka arvo paljastuu palkkaneuvotteluiden jälkeen. Yritys päättää hinnat, tuotannon ja työllisyyden palkkaneuvotteluiden jälkeen.

Layard ym. (1991, 102–104) johtavat näitä oletuksia käyttäen osittaisen tasapainon palkkafunkti-
on:

$$(8.8) \quad \frac{W_i - A}{W_i} = \frac{1 - \alpha \kappa}{\epsilon_{SN}(W_i) + \alpha \kappa / \beta}$$

³⁸ Muista, että $\log(AB) = \log A + \log B$, joten $\beta \log[(W_i - A)S] = \beta \log(W_i - A) + \beta \log S_i$.

³⁹ Envelope-teoreemasta löytyy enemmän esimerkiksi Estolan (1996) kirjasta.

Layardin ym. (1991, 104) tulkinan mukaan palkkafunktiossa neuvotellun palkkatason ja vaihtoehtoisten ansioiden (A) välinen kuilu on sitä syvempi, mitä

1. suurempi on ammattiliiton neuvotteluvoima (β),
2. pienempi on tuotemarkkinoiden kilpailullisuus (κ),
3. pienempi on yrityksen työvoiman intensiteetti (α),
4. mitä pienempi on sisäpiiriläisten lukumäärä suhteessa yrityksen pääomaan ja
5. mitä suurempi on yrityksen kysyntä suhteessa sen pääomaan.

Eli palkkataso on sitä korkeampia, mitä keskittyneempi ja pääomavaltaisempi toimiala on kyseessä. Kuilu on myös sitä suurempi, mitä todennäköisemmin työntekijä ei menetä työpaikkaansa työllisyyden laskiessa. (Layard ym. 1995, 40.) Numeeristen kokeilujen perusteella Layard ym. (1991) päättävät, että palkkojen nousupainetta hillitsee on enimmäkseen työnantajan vastustus ($\alpha\kappa/\beta$) ja työntekijän työpaikan menettämisen pelko (ϵ_{SN}). Entä kuinka aggregaattitason palkka ja tasapainotyöttömyys määräytyvät?

8.2 Aggregaattitason palkan ja yleisen tasapainotyöttömyyden määräytyminen

Layard ym. (1991) olettavat kaikkien yritysten oletetaan olevan identtisiä, jolloin $W_i=W$ ja $P_i=1$. He käyttävät vaihtoehtoisten ansioiden määritelmää $A=(1-\phi u)W^e+\phi B$ aggregaattitason palkkayhtälöksi johtamiseksi.⁴⁰ He saavat tulokseksi sen, että aggregaattitason palkkaan vaikuttaa ammattiliiton neuvotteluvoima (β), tuotemarkkinoiden kilpailullisuus (κ), työvoimaintensiteetti (α) ja sisäpiiriläisten lukumäärä suhteessa pääomaan (N_I/K) kuten yritystasollakin. Lisäksi aggregaattitasolla reaalisten työttömyyskorvausten tason (B) nousulla on reaalipalkkoja nostava vaikutus ja työttömyydellä (u) sekä palkkayllätyksillä $((W-W^e)/W)$ on laskeva vaikutus (ns. nominal inertia-vaikutus).⁴¹ (Layard ym. 1991, 105.)

Aggregaattitason tasapainotyöttömyyttä johtaessaan Layard ym. (1991) olettavat, että $W=W^e$ ja työvoiman määrä on vakio: talous on tasapainossa eikä siellä tapahdu palkkayllätyksiä. Toisin sanoen tasapainotyöttömyyden (NAIRU) vallitessa inflaatio on vakaa. Jos reaalisen työttömyyskorvauksen (B) taso oletetaan eksogeeniseksi, tasapainotyöttömyys saadaan johdettua yhdistämäl-

⁴⁰ Aggregaattitason palkkayhtälöksi Layard ym. (1991) saavat:

$$\left(1 - \frac{B}{W}\right) = \frac{1 - \alpha\kappa}{[\epsilon_{SN}(N_I / K, W) + \alpha\kappa / \beta]\mu} - \left(\frac{1}{\phi\mu} - 1\right) \left(\frac{W - W^e}{W}\right), \text{ missä } \epsilon_{SN} \text{ on } W \text{ ja } N_I/K\text{:n suhteen kasvava funktio.}$$

⁴¹ Carlin ja Soskice (1990, 205) määrittelevät nimellisen inertia-vaikutuksen (nominal inertia) seuraavasti: rahan nimellisen kysynnän kasvulla on reaalisia tuotannon ja työllisyyden kasvuvaikutuksia siihen asti kunnes hinnat ja palkat sopeutuvat.

lä aggregaattitason palkkayhtälö standardiin hinta/työllisyys -yhtälöön.⁴² Tällöin Layardin ym. (1991) mallissa tasapainotyöttömyys on normalisoitujen työttömyyskorvausten $(B/(K/L)^{1-\alpha})$, ammattiliiton neuvotteluvoiman (β) ja eksogeenisen eroamisasteen (δ) suhteen kasvava funktio sekä kilpailullisuuden (κ) suhteen laskeva funktio. Jos oletetaan realistisemmin, että valtiolta päättää *korvaussuhteen* tason ($B/W=b$, eksogeeninen), A:n määritelmästä saadaan

$$(8.9) \quad \frac{W_i - A}{W_i} = \phi u \left(1 - \frac{B}{W} \right),$$

joka yhdistämällä yhtälöön (8.8), saadaan suora ilmaisu tasapainotyöttömyydelle (Layard 1991, 107):

$$(8.10) \quad u^* = \frac{1 - \alpha \kappa}{(\varepsilon_{SN} + \alpha \kappa / \beta)(1 - b)\phi}.$$

Yhtälöstä (8.10) voidaan nähdä, että tasapainotyöttömyys on sitä korkeampi, mitä suurempi on ammattiliiton neuvotteluvoima, mitä suuremmat vuokrat ovat tuotemarkkinamonopolilla ja kiinteällä pääomalla sekä mitä suurempi on korvaussuhde (Layard ym. 1995, 41). Tässä tilanteessa työttömyys on ei-vapaaehtoista: palkkataso on asetettu prosessissa, johon kuuluu vain yritys ja sen tämänhetkiset työntekijät (insiders). Olettaen että ammattiliitoilla on tarpeeksi neuvotteluvoimaa, neuvotteluasetelma johtaa markkinat ei-tasapainottavaan palkkatasoon ja työttömyyteen. Layardin ym. (1991, 28) mukaan työttömyyden ammattiliittomallit ovatkin (ja ovat aina olleet) sisäpiirivallan malleja. Huomaa myös, että tasapainotyöttömyyteen ei vaikuta tuottavuusmuuttujan (K/L) arvo. Layard ym. (1991, 107) mukaan tämä selittää sitä, miksi työttömyys ei ole trendimäinen aikasarja hyvin pitkällä aikavälillä: Cobb-Douglas -tuotantofunktiota käytettäessä työttömyys on riippumaton pääoman kasautumisesta ja teknologisesta kehityksestä.

⁴² Layard ym. (1991) määrittelevät hinta/työllisyysyhtälöksi $N/K = (W/\alpha\kappa)^{-1/(1-\alpha)}$, mikä on laskeva funktio (N,W)-koordinaatistossa (sillä $W = \alpha\kappa(K/N)^{1-\alpha}$). Koska $N = (1-u)L$, N/K määrittelee yhdessä aggregaattitason palkkayhtälön kanssa tasapainotyöttömyyden.

9 KESKITETYN JA HAJAUTETUN NEUVOTTELUJÄRJESTELMÄN PALKKA- JA TYÖLLISYYSTASOJEN VERTAILUA

Taloudellisessa kirjallisuudessa on perinteisesti päätelty hajautetun palkan- ja hinnanasetannan (täydellisen kilpailun) olevan välttämätön ehto tehokkuudelle, jonka myötä saavutetaan täystyöllisyystaso aggregaattitasolla (Carlin ja Soskice 1990, 408). Empiirisesti on kuitenkin havaittu, että neuvottelumekanismien ollessa hyvin keskittynyt, työttömyyden on havaittu olevan myös matalalla tasolla (ks. esim. Calmfors ja Driffill 1988; Layard ym. 1991). Erityisesti 1970-luvun öljykriisien aikana talouksien kyky säilyttää matala työttömyystaso oli vaihteleva: Carlin ja Soskicen (1990, 408) mukaan hyvin keskittyneet ja toisaalta hyvin hajautetut palkan- ja hinnanasetannan taloudet selvisivät parhaiten kysyntäheilahteluista ja pystyivät säilyttämään parhaiten matalan työttömyystason. Jotta voitaisiin selittää tämä ”kukkulamainen” (hump-shaped) riippuvuus palkanasetannan keskittyneisyyden ja työttömyystason välillä, meidän on tarkasteltava työmarkkinoiden epätäydellisyyksiä.

Mitä oikeastaan tarkoitetaan keskittyneen neuvottelumekanismien taloudella? Carlin ja Soskicen (1990, 408) mukaan palkkaneuvottelut ovat taloudessa keskittyneet (centralised), jos työnantajat ja työntekijät ovat järjestäytyneet korkea-asteisesti maanlaajuisiin ammattiliittoihin (keskusjärjestöihin), joiden välillä palkoista neuvotellaan keskittyneesti. Tähän kategoriaan kuuluvat mm. Pohjoismaat, Saksa ja Itävalta.⁴³ Vastaavasti hajautetussa (decentralised) neuvotteluissa palkka- ja hintatasoista päätetään yritystasolla. Esimerkkejä hajautetun neuvottelun maista ovat mm. USA, Kanada, Japani ja Sveitsi. Neuvotteluja voidaan käydä myös ryhmien kesken toimialatasolla (intermediate bargaining). Näin tehdään esimerkiksi Iso-Britanniassa, Ranskassa, Italiassa, Hollannissa, Australiassa ja Belgiassa.

Miksi työttömyyden oletetaan olevan matalimmalla tasolla, kun neuvottelumekanismi on hyvin hajautettu tai keskittynyt? Tähän kysymykseen tunnetuimman teoreettisen tarkastelun tarjoavat Calmfors ja Driffill (1988). Oletetaan, että ammattiliiton hyötyfunktioon kuuluvat työllisyystaso ja reaali-palkka. Idea kukkulamaisen riippuvuuden takana on se, että hajautetulla ja keskittyneellä ammattiliitolla on huono vaihtosuhte työllisyys- ja palkkatason välillä, mutta syyt siihen ovat

⁴³ Saksan kohdalla luokittelussa on ollut eroja: entinen Länsi-Saksa luokiteltiin keskimmäiseen ryhmään (ks. Carlin ja Soskice 1990, 408 tai Calmfors ja Driffill 1988), mutta yhdistynyt Saksa on luokiteltu Kianderin (1998) toimesta keskittyneeksi, kun taas Boothin (1995, 244) mukaan Saksa kuuluu keskimmäiseen luokkaan (toimialakohtaiset neuvottelut).

erilaiset. (Carlin ja Soskice 1990, 408.)

Tarkastellaan ensin hajautettua neuvottelumekanismia. Jos ammattiliitto asettaa korkean nimellisen palkkatason, yritys siirtää palkankorotukset tuotteidensa hintoihin. Koska yritys on yksimönistä samanlaisista yrityksistä kyseisellä toimialalla, toimialan tuotteiden välillä korkea substituutioaste (tuotteet voidaan korvata toisten yritysten vastaavilla tuotteilla). Näin ollen yritys menettää kysyntää hintoja nostaessaan ja joutuu vähentämään työntekijöiden määrää.⁴⁴ Ammattiliiton saavuttama korkeampi reaali-palkkataso merkitsee työllisyyden laskua. Koska ammattiliitto havaitsee kyseisen mekanismin, se ei pyri nostamaan yritystasolla nimellispalkkoja liian korkealle. Yritysten yhteisvaikutuksesta nimellispalkka ei nouse kansantalouden tasolla liian korkealle, joten tasapainotyöttömyystaso säilyy matalana. (Carlin ja Soskice 1990, 408–409.)

Myös hyvin keskittyneen ammattiliiton markkinavoima on rajoittunutta. Jos keskusjärjestö (keskittynyt ammattiliitto) asettaa korkean nimellispalkkatason, se tietää että kaikki yritykset nostavat tuotteidensa hintoja, eikä reaali-palkkataso nouse. Sen sijaan työttömyys nousee, esimerkiksi koska kasvanut inflaatio laskee kierrossa olevan setelistön reaalista ostovoimaa ja siten laskee reaalista aggregaattitason kysyntää ja työllisyyttä. Näin ollen ammattiliitto ei hyödy aggressiivisesta palkkapolitiikasta vaan huomioi palkkojen korotusten hintatasovaikutukset, joten tasapainotyöttömyyden taso on alhainen. (Carlin ja Soskice 1990, 409–410.) Boothin (1995, 246) mukaan tasapainotyöttömyyden tasoon vaikuttaa keskeisesti myös palkkaliukumien, joita syntyy kun paikallisesti sovelletaan keskitettyjä sopimuksia: mikäli palkkaliukumia ei pystytä pitämään kurissa, työttömyys saattaa olla huomattavasti korkeampi.

Toimialoittaisten neuvottelujen tapauksessa ammattiliiton markkinavoima on suurin. Palkka- ja hintakorotukset toimialatasolla johtavat suhteellisen rajoittuneeseen kysynnän ja työllisyyden vähenemiseen, koska eri toimialojen tuotteiden välillä on vähäistä substituutiota. Ammattiliitot uskovat myös, että yhden toimialan hintojen nousun vaikutukset yleiseen inflaatioon ovat suhteellisen pieniä; nimellisten palkkojen korotukset nostavat lähes kokonaisuudessaan reaali-palkkoja. Kun neuvotteluja käydään toimialoittaisten ammattiliittojen välillä, ammattiliitto uskoo kohtaavansa kaksi edullista vaihtoehtoa: sillä on neuvotteluvoimaa joko nostaa reaali-palkkoja tai laskea työttömyystasoa. Koska ammattiliitto on kiinnostunut enemmän reaali-palkkojen noususta, aggregaattitason tasapainotyöttömyys nousee. (Carlin ja Soskice 1990, 408–410.) Luonnollisesti jos kaikki toimialoittaiset ammattiliitot käyttäytyvät samoin, myös yleinen hintataso nousee ja

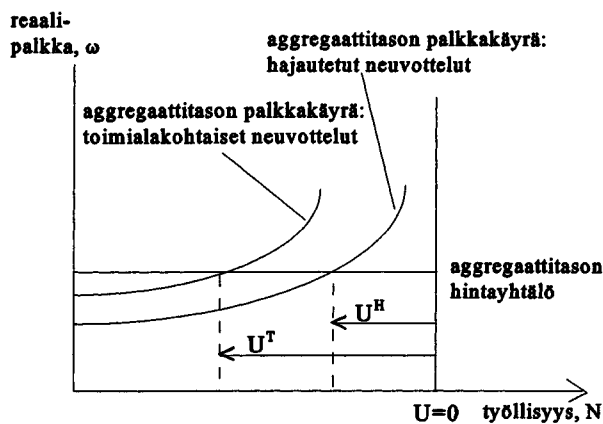
⁴⁴ Tämä seuraa ns. Marshallin työvoiman kysynnän säännöistä, joiden mukaan työvoiman kysyntä on sitä joustavampaa, mitä joustavampaa on yrityksen tuotteiden kysyntä. Tarkemmin Marshallin työvoiman kysynnän säännöistä esim. Fallonin ja Verryn (1988, 88) kirjassa.

siten reaali-palkat säilyvät muuttumattomina. Kuitenkin nimellispalkkataso ja hintataso on noussut. Mikäli nimellinen kierrossa olevan setelistö on säilynyt muuttumattomana, reaalinen ostovoima supistuu, mikä laskee aggregaattitason kysyntää ja työllisyyttä. Mutta ammattiliitto ei ota tätä huomioon päättäessään palkoista toimialatasolla (koordinaatio-ongelma). (Booth 1995, 256–247.)

Tarkastellaan formaalimmin hajautetun ja toimialakohtaisen neuvottelun vaikutuksia palkka- ja työllisyystasoihin, kun oletetaan neuvottelut käytävän edellä luvussa 7 käsitellyn monopoliunionimallin avulla. Tällöin saatiin neuvotelluksi reaali-palkaksi (ks. yhtälö 7.7)

$$\omega = b \left(\frac{U}{U - 1/\epsilon} \right),$$

missä ϵ on aggregaattitason työn kysynnän palkkajoustavuus. Yhtälöstä havaitaan, että aggregaattitason reaali-palkan ja työttömyyskorvauksen ero laskee työn kysynnän palkkajoustavuuden ϵ kasvaessa. Hajautetussa neuvottelumekanismissa, jossa neuvottelut tapahtuvat yritystasolla, tuotannon kysynnän hintajoustavuus η on suuri ja täten myös työn kysyntä on joustavaa palkka-muutosten suhteen (Marshallin sääntö). Työttömyys on tällöin alhaisella tasolla U^H (ks. kuvio 17). (Carlin ja Soskice 1990, 410–411.)



Kuvio 17. Hajautettu vs. toimialakohtainen neuvottelutulos.

Mikäli neuvotteluja käydään toimialatasolla, työn kysynnän palkkajoustavuus on vähäisempää, sillä hyödykkeiden kysynnän hintajoustavuus on pienempää. Eri toimialojen tuotteiden välillä on vähemmän hyödykkeiden substituutiomahdollisuuksia kuin yritysten välillä. Näin ollen toimialakohtaiset kysynnat ovat joustamattomia ja aggregaattitason palkkakäyrä on korkeammalla tasolla kuin yritystason neuvotteluja käytäessä. Yleinen tasapainotyöttömyys on tällöin korkealla tasolla U^T (ks. kuvio 17). (Carlin ja Soskice 1990, 411.)

Huomaa, että horisontaalisen hintayhtälön oletuksella keskitetyssä neuvotteluissa ammattiliitto tietää tarkalleen mikä on tuleva reaali-palkkataso. Toisin sanoen se tietää, että tasapainotyöttömyys

syntyy reaali-palkkakäyrän ja hintayhtälön leikkauskohdassa. Siksi sen voidaan olettaa hyötyään maksimoidessaan asettavan työllisyyden siten, että aggregaattinen palkkakäyrä vastaa työn tarjontakäyrää (ks. edellä kuvio 16). Näin se maksimoi työllisten määrän siten, että vain vapaaehtoinen työttömyys toteutuu. (Carlin ja Soskice 1990, 411–412.)

Tarkastellaan lopuksi Layard, Nickell ja Jackmanin (1991, 129) esittämiä argumentteja, miksi keskitetyn ja hajautetun neuvottelumekanismin palkka- ja työllisyystulokset eroavat. Ensinnäkin, mikäli on taloudessa toimii vain yksi työntekijöiden ja työnantajien järjestö, taloudessa ei ole toista sektoria, mistä työntekijät voisivat saada tuloja (poislukien työttömyyskorvaus, joka sekin rahoitetaan työntekijöiden verotuloin). Näin ollen ammattiliitto on heikommassa asemassa kuin hajautetussa neuvottelujärjestelmässä, joten keskitetyssä neuvottelussa tuloksena on korkein mahdollinen työllisyystaso, mutta hieman matalampi reaali-palkkataso. Toiseksi, reaali-palkan ja työllisyyden välinen jousto on keskitetyssä neuvottelussa pienempi kuin yritystason monopolilii-toilla. Toisin sanoen palkkojen nostaminen kasvattaa työttömyyttä keskitetyssä neuvottelujärjes-telmässä enemmän kuin hajautetussa neuvottelujärjestelmässä. Kolmanneksi, keskitetyissä neuvotteluissa yritykset voivat asettaa kustannuksia voimakkaammin työntekijäpuolelle: yksittäi-nen työnantaja voi siirtää reaali-palkkakorotukset tuotteittensa hintoihin, mutta keskitetty työnta-jajärjestö ei voi tehdä sitä. Toisin sanoen reaali-palkkojen noususta aiheutuva voittojen lasku on keskitetyssä sopimusjärjestelmässä suurempi kuin hajautetussa. Neljänneksi, lakon aikana hajautetussa järjestelmässä työntekijät voivat löytää vaihtoehtoisia ansioita, kun taas keskitytyssä näin ei ole. Viimeiseksi, keskittyneessä järjestelmässä voidaan huomioida verotukselliset skaalaeduct. Esimerkiksi työllisyyden kasvaessa verotulot kasvavat, joten ammattiliitto tavoittelee täystyöllisyyden tasoa. (Layard ym. 1991, 129–134.)

10 MAKROTALOUSTIETEELLISTEN MALLIEN TEOREETTISTA VERTAILUA

Edellä tarkasteltiin makrotaloustieteellisten ammattiliittomallien avulla sitä, miten ammattiliiton käyttäytyminen vaikuttaa palkka- ja työllisyystasoon. Luvussa 7 johdettiin Boothin (1995) makrotaloustieteellinen monopoliunionimalli ja tutkittiin muun muassa sitä miten ammattiliitot vaikuttavat aggregaattitasolla palkkatason ja tasapainotyöttömyyden muodostumiseen. Monimutkaisempaa ja erityisesti Suomen olosuhteisiin realistisempaa mallintamista tarkasteltiin luvussa 8. Tällöin käsiteltiin Layardin ym. (1991) right-to-manage -mallin tuloksia reaalille palkkatasolle ja työttömyydelle. Luvussa 9 tarkasteltiin miten keskitetyn, toimialakohtaisen ja hajautetun neuvottelumekanismin työllisyys- ja palkkatasot eroavat toisistaan.

Huolimatta siitä, että tuotanto- ja työmarkkinat ovat poikenneet merkittävästi kilpailullisista markkinoista useimmissa maissa, mikroperusteinen makrotaloustiede on sitkeästi pysynyt walrasilaisessa markkinat tasapainottavassa lähestymistavassa. Kuitenkin viime vuosikymmenen aikana on alkanut siirtyminen walrasilaisesta hinnanottajamaailmasta maailmaan, jossa yritykset, ammattiliitot ja valtiovalta toimivat strategisesti. Tätä suuntausta edustavat myös Boothin (1995) ja Layardin ym. (1991) ammattiliittomallit.

Sekä Booth (1995) että Layard ym. (1991) käyttävät yleistä metodia, jossa osittaisten tasapainojen mallista aggregoidaan makrotason muuttujat olettamalla, että kaikki yritykset ovat identtisiä ja että koko talous on ammattiliittojen neuvottelusopimusten alaisuudessa. Molemmat olettavat ammattiliiton maksimoivan utilitaarista hyötyfunktioita. Myös vaihtoehtoiset ansiot ovat määritellyt lähes toisiaan vastaavasti: $R=(1-U)\omega+U_b$ vs. $A=(1-\phi_u)W^e+\phi_u B$. Erot mallien välillä syntyvät käyttäytymisoletuksista: Booth olettaa ammattiliittojen määräävän palkkatason ja yritys sitä vastaavan työllisyyden, kun taas Layardin ym. mallissa ammattiliitto neuvottelee myös palkkatasosta. Näin ollen Boothin mallissa ammattiliiton neuvotteluvoimaa β ei ole mallinnettu eksplisiittisesti.

Entä miten palkka- ja työllisyystulokset eroavat malleissa? Makrotaloustieteellisessä monopoliunionimallissa aggregaattitason reaali-palkan määrittää yhtälö, joka saadaan johdettua ammattiliiton käyttäytymisoletusten kautta olettamalla tietty kiinteä hintataso. Boothin (1995) mallissa se on muotoa $\omega=W/P=bU(U-1/\epsilon)^{-1}$. Vastaavasti yleisen hintatason määrittää yhtälö, joka saadaan tuotantomarkkinoiden toimintaoletusten kautta, kun oletetaan tietty kiinteä nimellinen palkkataso.

Booth (1995) olettaa tuotantomarkkinoiden toimivan epätäydellisen kilpailun olosuhteissa siten, että yritykset asettavat hinnat käyttäen normaalikustannushinnoittelua. Tällöin aggregaattitason hintayhtälöksi saadaan $P=(1+\mu)W/\rho$ ja aggregaattitason hinnoista riippuvaksi reaalisesti palkkatasoksi saadaan $\omega=W/P=\rho/(1+\mu)$. Se on vaakasuora (ω, N) -avaruudessa, koska siinä reaalin palkkataso ei riipu työllisyyden tasosta. Yhdistämällä aggregaattitason palkkayhtälö ja hintayhtälö saadaan tasapainotilanteesta ratkaistua kansantalouden aggregaattitason tasapainotyöttömyys ja reaali-palkka.

Boothin (1995) käsittelemässä monopoliunionimallissa aggregaattitason reaali-palkka on työttömyyden U suhteen laskeva sekä vaihtoehtoisten ansioiden b ja työllisyyden N suhteen kasvava funktio. Mitä joustavampaa on työn kysyntä, sitä pienempi on ammattiliiton palkkatason ja työttömyyskorvauksen b välinen ero, ja sitä korkeampi on työllisyystaso. Mikäli b kasvaa, työllisyys heikkenee palkkayhtälön siirtyessä ylöspäin. Työn kysynnän palkkajoustavuuden ϵ ollessa suuri, pieni palkkatason nousu johtaa suurempaan työttömyyden kasvuun kuin työn kysynnän ollessa joustamatonta. Boothin (1995) mukaan aggregaattitason hyödykekysynnän kasvulla ei ole pitkäaikaista työllisyyden kasvuvaikutusta, sillä työllisyyden parantuessa ammattiliitot ovat paremmassa neuvotteluasemassa ja sen seurauksena nimellispalkat nousevat. Koska yritykset normaalikustannushinnoittelevat, hinnat nousevat yhtäläisesti, jolloin reaalin palkkataso ei muutu ja hintayhtälö pysyy paikallaan. Reaalin rahan tarjonta ja kokonaiskysyntä supistuu kunnes työttömyys on tasapainotasolla.

Layardin ym. (1991) right-to-manage -mallissa ammattiliitot ja yritykset neuvottelevat palkkatasosta, jonka jälkeen yritykset määrittävät työllisyystason. Yritystason ratkaisun johtamisessa Layard ym. käyttävät Nash-neuvotteluasetelmaa: he maksimoivat yhtälöä $\beta \log(W_i - A)S_i + \log \Pi_i$ nimellispalkkojen W_i suhteen. Aggregoimalla saadun yritystason palkkafunktion, he saavat seuraavat tulokset: aggregaattitason palkan ja vaihtoehtoisten ansioiden välinen kuilu on sitä syvempi, mitä suurempi ammattiliiton neuvotteluvoima ja mitä pienempiä ovat hyödykemarkkinoiden kilpailullisuus sekä yritysten työvoiman intensiteetti. Lisäksi reaalisten työttömyyskorvausten nousulla on reaali-palkkoja nostava vaikutus, kun taas työttömyydellä ja palkkayllätyksillä on reaali-palkkoja laskeva vaikutus. Layard ym. (1991) määrittelevät palkkayhtälön mainitun kuilun avulla, kun taas Booth (1995) määrittelee reaali-palkan suoraan työttömyyden suhteen laskevana ja vaihtoehtoisten ansioiden ja työllisyyden suhteen kasvavana funktiona. Layardin ym. (1991) mallissa yleinen tasapainotyöttömyys määräytyy seuraavasti, kun korvaussuhde (B/W) on eksogeeninen: työttömyys on sitä korkeampi, mitä suurempi on ammattiliiton neuvotteluvoima, mitä suurempia vuokrat ovat hyödykemarkkinoilla toimivalla monopoliyrityksellä ja kiinteällä pääomalla sekä mitä suurempi on korvaussuhde.

Entä kuinka neuvottelumekanismien keskittyneisyys vaikuttaa työllisyystasoon? Empiirisesti ja teoreettisesti on osoitettu, että työttömyys on matalammalla tasolla kun palkoista neuvotellaan täysin keskitetysti tai hajautetusti yritystasolla verrattuna siihen, että palkoista neuvoteltaisiin toimialatasolla. Luvussa 9 havaittiin, että hajautetussa neuvottelumekanismissa ammattiliiton asettaessa korkean nimellisen palkkatason, yritys voi siirtää palkankorotukset tuotteidensa hintoihin. Mutta koska yritys on yksi monista samanlaisista yrityksistä kyseisellä toimialalla, hintojen nousu merkitsee yrityksen kysynnän ja työllisyyden laskua. Ammattiliitto havaitsee mainitun mekanismin eikä pyri nostamaan yritystasolla nimellispalkkoja liian korkealle, joten tasapainotyöttömyystaso säilyy matalana.

Myös hyvin keskittyneen ammattiliiton neuvotteluvoima on rajoittunutta. Jos keskusjärjestö asettaa korkean nimellispalkkatason, se tietää että kaikki yritykset nostavat tuotteidensa hintoja eikä reaali-palkkataso nouse. Sen sijaan reaalin aggregaattitaso kysyntä ja työllisyys laskee. Näin ollen ammattiliitto ei hyödy mitenkään aggressiivisesta palkkapolitiikasta, vaan liitto huomioi palkkojen korotusten hintatasovaikutukset, joten tasapainotyöttömyyden taso on alhainen.

Toimialoittaisten neuvotteluiden tapauksessa ammattiliiton markkinavoima on suurin. Palkka- ja hintakorotukset toimialatasolla johtavat suhteellisen rajoittuneeseen kysynnän ja työllisyyden vähenemiseen, koska eri toimialojen tuotteiden välillä on vähäistä substituutiota. Ammattiliitot uskovat myös, että yhden toimialan hintojen nousun vaikutukset yleiseen inflaatioon ovat suhteellisen pieniä, joten nimellisten palkkojen korotukset siirtyvät lähes kokonaisuudessaan reaali-palkkoihin. Tämä johtaa aggregaattitasolla tasapainotyöttömyyden nousuun. Layardin ym. (1991) mukaan keskitetyssä neuvottelumekanismissa ammattiliitto on heikommassa asemassa kuin hajautetussa, joten keskitetyssä neuvottelussa tuloksena on korkein mahdollinen työllisyystaso, mutta hieman matalampi reaali-palkkataso kuin hajautetussa.

Pelkkien teoreettisten mallien lisäksi on myös tutkittava, kuinka realistisia nämä ammattiliittomallit ovat. Tätä kysymystä voidaan lähestyä tutkimalla esimerkiksi sitä, kuinka monopoliunioni-, right-to-manage ja efficient bargaining -mallien neuvotteluasetelmat vastaavat reaali-maailman havaintoja. Lisäksi on tarkasteltava, kuinka näistä teoreettisista malleista on johdettavissa empiirisesti estimoitavat yhtälöt.

III EMPIIRISESTÄ MALLINTAMISESTA

Viime vuosina empiiriset työmarkkina-analyysit ovat yhä useammin perustuneet teoreettisiin malleihin, joissa kilpailu hyödyke- ja työmarkkinoilla oletetaan epätäydelliseksi (Pehkonen 1998a, 53). Niin myös tämän tutkimuksen empiriaosuudessa. Luvussa 11 tutustutaan ensin suomalaiseseen neuvottelumekanismiin, jotta voidaan arvioida kunkin ammattiliittomallin soveltuvuutta Suomen työmarkkinaolosuhteisiin. Sitten tarkastellaan kuinka ammattiliiton päämääriä on empiirisesti tutkittu ja miten teoreettiset ammattiliittomallit vastaavat empiirisiä havaintoja. Lopuksi luvussa 11 tutustutaan palkka- ja työllisyysyhtälöiden estimointiin, siihen liittyviin ongelmiin sekä palkkayhtälöiden estimointituloksiin Suomessa. Luku 11 toimii myös johdatuksena tutkimuksen empiiriselle työlle (luku 12), jossa selitetään reaalisen palkkatason kehitystä teollisuudessa vuosina 1961–1994.

Luvussa 12 johdetaan kaksivaiheisella Engle-Granger -estimointimenetelmällä teollisuuden reaali-palkkatason määräytyminen pitkällä ja lyhyellä aikavälillä: Ensimmäin tutustutaan käytettävään estimointimenetelmään ja johdetaan teoreettiset suureet Tyrväisen epätäydellisen kilpailun right-to-manage -mallin avulla. Sitten tarkastellaan käytettyjen muuttujien stationaarisuutta ja integroitumisasteita. Lopuksi estimoidaan staattinen ja dynaaminen malli ja tutkitaan rekursiivisten estimointien avulla parametrien stabiilisuutta sekä sopeutumista pitkän aikavälin tasapainotilaan. Luvussa 13 kootaan vielä tutkimuksen tulokset ja tehdään loppupäätelmiä.

11 AMMATTILIITTOMALLIEN HYÖDYNTÄMISESTÄ EMPIIRISISSÄ TUTKIMUKSISSA

Luvussa tutustutaan ensin suomalaiseen neuvottelumekanismiin, jotta voidaan arvioida kunkin ammattiliittomallin soveltuvuutta Suomen työmarkkinaolosuhteisiin (luvun 11 osio 11.1).⁴⁵ Sitten tarkastellaan miten ammattiliiton päämääriä on empiirisesti tutkittu ja miten teoreettiset ammattiliittomallit vastaavat empiirisiä havaintoja (osio 11.2). Osiossa 11.3 tarkastellaan lyhyesti ammattiliittomallien avulla johdettujen yhtälöiden estimointia ja siihen liittyviä ongelmia. Osioissa 11.4 ja 11.5 tarkastellaan lopuksi, miten palkkayhtälöitä on estimoitu Suomessa ja minkälaisia tuloksia on saatu.

11.1 Kollektiivinen neuvottelurakenne Suomen työmarkkinoilla

Järjestäytymisasteen mittaamisessa on käytetty OECD:n laskelmia (esim. Pehkonen 1998, Pehkonen ja Santavuori 1997) ja toisaalta Tilastokeskuksen lukuja (esim. Tyrväinen 1995).⁴⁶ Tarkastellaan Suomen tilannetta Tilastokeskuksen antamien lukujen pohjalta. Palkansaajien järjestäytyminen on kasvanut 1960-luvun loppupuolelta alkaen.⁴⁷ Kun vuonna 1965 järjestäytymisaste oli noin 33 prosenttia, jo kymmenen vuoden kuluttua se oli kohonnut 78 prosenttiin. 1980-luvulla järjestäytymisaste kasvoi tasaisesti ja kasvu on jatkunut 1990-luvun korkeiden työttömyysvuosien aikana (ks. liite 8). Koska perinteisissä ammattiliittomalleissa liittojen toiminta nostaa palkkatasoa yli täydellisen kilpailun tason, luvussa 12 tullaan tarkastelemaan, onko järjestäytymisasteen (eli ammattiliiton neuvotteluvoiman) nousulla ollut vaikutusta teollisuuden reaali-palkkatasoon vuosina 1961–1994.

⁴⁵ Tarkastelu on hyvin rajallista ja tarkempaa selvitystä tarjoaa mm. Santamäki-Vuori ja Parviainen (1996).

⁴⁶ OECD:n raportoidut järjestäytymisasteet ovat Tilastokeskuksen lukuja matalampia: Pehkonen ja Santamäki-Vuoren (1996, 253) mukaan noin 79 prosenttia kollektiivisten sopimusten piirissä olevista työntekijöistä kuului ammattiliittoihin vuonna 1994. Mikäli eläkeläiset, opiskelijat ja jäsenmaksuja maksamattomat ammattiliiton jäsenet lasketaan mukaan, niin järjestyneisyys on noin 97 prosenttia. 1960-lopulla vastaava luku oli noin 50 prosenttia. Pehkonen (1998b, 139) raportoi Suomen ammatilliseksi järjestäytymiseksi luvut: vuosi 1970: 51%, vuosi 1980: 70%, vuosi 1990: 72% ja vuosi 1995: 81%.

⁴⁷ Suomessa, kuten muissakin Pohjoismaissa, ammattiliittojen jäsenmäärät ovat kasvaneet viime vuosikymmeninä. Sen sijaan muualla Euroopassa pikemminkin työntekijöiden järjestäytyminen on ollut laskussa. (ks. esim. Layard ym. 1991, 88.)

Onkin aiheellista esittää kysymys, mikä on saanut järjestäytymisasteen ja samalla ammattiliiton neuvotteluvoiman kasvamaan Suomessa. Kettusen (1997, 22) mukaan (i) ammattiliittojen järjestäytymisaste on kasvanut kun työttömyysuhan alla olleet työttömät ovat hakeutuneet työttömyyskassoihin saadakseen ansioon suhteutettua päivärahaa. (ii) Työnantajat ovat perineet ay-jäsenmaksuja vuoden 1968 Liinamaa I-sopimuksesta lähtien. (iii) Ammattiliittojen jäsenmaksut ovat verotuksessa vähennyskelpoisia. (iv) Työnantajat ovat palkansaajia hajanaisempia, sillä työnantajilla 7 keskusjärjestöä mutta palkansaajilla vain 3 keskusjärjestöä. (v) Laittomista lakoista aiheutuneet sanktiot ovat vähäisiä ammattiliitoille. (Kettunen 1997, 22; ks. myös Santamäki-Vuori ym. 1996, 53.)

Palkansaajien ammatillinen järjestäytyminen on Suomessa muiden Pohjoismaiden tavoin korkeaa verrattuna Keski-Euroopan tai Pohjois-Amerikan tilanteeseen. Työehtosopimusten yleinen kattavuus, joka on Suomessa noin 95 prosenttia, poikkeaa kuitenkin suhteellisen vähän tyypillisestä keskieuropalaisesta tasosta. Työnantajien järjestäytyminen on perinteisesti ollut palkansaajien järjestäytymistä alhaisempaa niin Suomessa kuin muissakin Keski-Euroopan maissa. (Pehkonen ja Santamäki-Vuori 1997, 253.) Suomessa on kolme palkansaajien keskusjärjestöä (SAK, STTK ja AKAVA) ja seitsemän työnantajien keskusjärjestöä (TT, PT, KT, MTL, VTML, LTY ja KiSV).

Kollektiivinen neuvottelumekanismi on Suomessa monikerroksinen: sopimuksia tehdään keskitetysti, liittokohtaisesti ja yritystasolla. Ensin keskusjärjestöt yrittävät sopia yleisistä ohjelinjoista, joista syntyy viitesopimus. Nämä sopimukset eivät ole varsinaisia kollektiivisia sopimuksia vaan pelkästään ammattiliittotason neuvotteluille syntyvä viitekehys. Kuitenkin keskusjärjestöt voivat sopia myös erityiskysymyksistä kuten työsuojelusta. Toisessa vaiheessa liittotasolla yksittäiset ammattiliitot neuvottelevat kollektiivisista sopimuksista. Laillisesti sitovat sopimukset voidaan tehdä vain joko yksittäisen ammattiliiton ja työnantajaorganisaation tai työnantajan välille. Lopullinen sopimusten soveltaminen tapahtuu työpaikkatasolla. (Santamäki-Vuori ym. 1996.)

Suomessa neuvottelumekanismia luonnehtii läheinen riippuvuus poliittisten ja työmarkkinasysteemien välillä, jota kutsutaan korporatismiksi. Siinä valtiovalta, työnantaja- ja työntekijäorganisaatiot toimivat läheisessä yhteistyössä. Lisäksi Maataloustuottajien keskusjärjestö (MTK) ajaa jäsentensä etuja työmarkkinoilla poliittisia päätöksiä tehtäessä. Toisin sanoen keskusjärjestötasolla tapahtuvat palkkaneuvottelut on kiedottu yhteen niin hallituksen tulo- ja veropolitiikan kuin myös maatalouspolitiikan kanssa. Vuodesta 1968 lähtien Suomessa on syntynyt 19 keskitettyä palkkaneuvottelutulosta, jotka ovat olleet kestoaltaan vuodesta kahteen. Vain viisi kertaa keskitettyä sopimusta ei ole syntynyt, jolloin sopimusehdoista on sovittu toimialakohtaisesti. (Santamäki-

Vuori ym. 1996, 54–55; sopimuksista tarkemmin esim. Pehkonen ja Santamäki-Vuori 1997, 256–257.)

11.2 Ammattiliiton päämäärien tutkimisesta ja kilpailevien ammattiliittomallien empiiristä testaamisesta

Tarkastellaan seuraavaksi miten ammattiliittojen päämääriä on tutkittu ja onko empiirisesti kyetty todistamaan jokin edellä käsitellyistä ammattiliittomalleista muita paremmaksi. Yleisesti ottaen voidaan sanoa, että empiirinen todistusaineisto ammattiliittojen päämääristä on vajanaista (Pencavel 1991, 54; Booth 1995, 101). Ammattiliittojen päämäärien empiiriset tutkimukset ovat olleet usein monopoliunionimallin perustuvien ekonometristen tutkimusten avulla tehtäviä hypoteesien testauksia (ks. esim. Farber 1978; Dertouzos ja Pencavel 1981; Carruth ja Oswald 1985; Pehkonen 1990). Tutkimuksissa on esimerkiksi tarkasteltu, poikkeako Stone-Geary -funktio- muodossa oleva parametrin arvo tilastollisesti merkitsevästi ykkösestä (ks. luku 3). Mikäli näin on, ammattiliiton on katsottu huomioivan työllisyyden hyötyfunktiossaan (ks. esim. Dertouzos ja Pencavel 1981; Pehkonen 1990).

Esimerkiksi Pehkonen (1990, 173) aikasarja-analyysiin perustuva tutkimus ei anna tukea hypoteesille, että ammattiliitot välittäisivät ainoastaan keskivertojäsenien, joiden työllisyys on turvattu, suhteellisesta palkkatasosta kiinnittämättä huomiota toimialan kokonaistyöllisyyteen. Ongelmana tässä suuntauksessa on, että monopoliunionimalli voi olla liian yksinkertaistava oletus useille markkinoille (vrt. Suomen institutionaalinen rakenne edellä) ja se, että ammattiliiton hyötyfunktion oikeanmuotoinen estimointi riippuu myös tuotanto- ja kysyntäparametrien oikeasta estimoinnista.

Toisessa tavassa ammattiliiton päämääriä tutkitaan estimoimalla ammattiliittojen indifferenssi-käyrien muoto ilman monopoliunionimallin oletusta (ks. esim. MaCurdy ja Pencavel 1986; Svejnar 1986). Tässä menettelyssä on ongelmana edelleen samanaikaiset hypoteesit teknologiasta ja preferensseistä, joita on hankala erotella. Molemmissa edellä käsitellyissä suuntauksissa ongelmana on myös aineistohavaintojen vähyys, sillä yleensä kun yksilöiden (kuten kuluttajien) käyttäytymistä analysoidaan, havaintoja on käytettävissä tuhansia. (Clark ja Oswald 1993, 392.)

Kolmannessa, mutta harvoin käytetty tapa on tutkia ammattiliittojen päämääriä kyselytutkimusten avulla. Clark ja Oswald (1993) ovat soveltaneet menettelyä tutkiessaan Iso-Britannian ammattiliittojen johtajien näkemyksiä oman liittonsa päämääristä ja mieltymyksistä. Vaikka ekonomistit käyttävät harvoin tällaista suoraa menettelyä, heidän mukaansa se soveltuu hyvin tutkimusongelmaan, koska aikaisemmat tulokset ovat heikkoja ja ekonometristä aineistoa on vaikea saada. Clark

ja Oswald (1993) päätelmät ovat seuraavat: Ensinnäkin ammattiliitot asettavat enemmän painoarvoa palkankorotuksiin kuin työllisyyden paranemiseen. Toiseksi palkkojen nousua preferoidaan sen verran vähän työllisyyteen nähden, että ns. vuokran maksimointi -hypoteesi hylätään. Siinä oletetaan, että ammattiliitto välittää vain jäsentensä yhteenlasketusta palkkasummasta (ks. osio 3.1). Näin ollen empiirisissä malleissa tulee olettaa ammattiliiton maksimoivan hyötyfunktiota, jossa huomioidaan sekä palkka- että työllisyystaso.

Entä mikä edellä käsitellyistä – monopoliunioni-, right-to-manage- vai efficient bargaining -malli – vastaa todellisuutta parhaiten? Kysymys on koettu tärkeäksi, koska mallit antavat erilaisia politiikkasuosituksia. Esimerkiksi ammattiliiton neuvotteluvoiman kasvu vähentää työn kysyntää right-to-manage -mallissa, kun taas efficient bargaining -mallissa sillä on työllisyyttä parantava vaikutus (ks. luku 5). Boothin (1995, 134) mukaan mallien hyvyttä voidaan tutkia kahdella tavalla. Ensimmäisessä tavassa tutkitaan ammattiliittojen ja työntajapuolen välisiä kollektiivisia neuvotteluita tai tehdään kyselytutkimuksia, jotta havaittaisiin mistä neuvotteluissa todella neuvotellaan (palkka, työllisyys). Toinen, ekonometrikoiden suosima tapa on testata malleja empiirisesti esimerkiksi aikasarja-aineistoa käyttäen.

Oswald (1985, 172) vertailee monopoliunionimallin ja efficient bargaining -mallia. Hänen mukaansa mallien paremmuutta voimaan testata vain empiirisesti. Testaamista haittaa kuitenkin se, että ekonometrisessä analyysissä tulee samalla testattua implisiittisesti hypoteesit sekä tuotantofunktion (tai kysynnän) rakenteesta että ammattiliiton käyttäytymisoletuksista. Oswald korostaa myös, että molemmat mallit voivat olla hyödyllisiä: mallin valinnan täytyy riippua toimialan ja maan institutionaalisista piirteistä. Sekä monopoliunionimalli että efficient bargaining -malli olettavat paljon talouden rakenteelta ja asettavat näin parametreille paljon rajoituksia. (Oswald 1985, 172.)

Oswaldin (1985, 173) mukaan monopoliunionimallia tukevat empiiriset havainnot, joiden mukaan yritykset asettavat yksipuolisesti työllisyyden tason. Monopoliunionimallien haittana on se, että ammattiliitto pystyy harvoin yksin päättämään palkkatasosta. Sen täytyy neuvotella palkoista työnantajien kanssa. Mikäli näin tehdään, tullaan right-to-manage -malliin (ks. luvut 5 ja 8). Mallia ovat käyttäneet muun muassa Layard ym. (1991) ja Tyrväinen (1991). Jälkimmäistä työtä sovelletaan tämän tutkimuksen empiirisessä mallintamisessa (ks. luku 12). Oswald (1985, 173) pitää efficient bargaining -mallin etuna sitä, että mallin tulos on pareto-tehokas molemmille osapuolille. Mallin on myös sanottu vastaavan parhaiten todellisuutta silloin, kun yksi suuri ammattiliitto neuvottelee yhden suuren työnantajan kanssa.

Empiirinen tutkimus ei kuitenkaan ole pystynyt todistamaan, että right-to-manage -malli on

efficient bargaining -mallia parempi, eikä päin vastoin (Booth 1995, 135). Koska right-to-manage -mallissa oletetaan, että työn kysyntä määräytyy työn kysyntäkäyrältä eikä siitä koilliseen niin kuin efficient bargaining -mallissa, empiirisesti on pyritty testaamaan kumpaa väittämää aineistot tukevat (ks. esim. Brown ja Ashenfelter 1986; Bean ja Turnbull 1988). Yksinkertainen, mutta huonoksi tavaksi sanottu keino on verrata right-to-manage -mallin yritykselle asettamaa rajatuloehtoa $pq'(n)=w$ ja efficient bargaining -mallin ehtoa $pq'(n)=w-[u(w)-u(b)]/u'(w)$ (ks. luku 5). Havaitaan, että rajatuloehtoien välillä erona on se, että vaihtoehtoisia ansioita kuvaava muuttuja b sisältyy efficient bargaining -malliin, kun right-to-manage -mallissa sitä ei ole. Nyt voitaisiin estimoida työllisyyttä selittävä malli, jossa on muiden selittävien muuttujien lisäksi mukana b -muuttuja ja jossa sitä ei ole. Mikäli b :n kerroin on merkitsevä efficient bargaining -malli saisi tukea. (Booth 1995, 136.)

Boothin (1995, 136–139) mukaan tässä, kuten muissakin toteutetuissa testausmenettelyissä, on useita ongelmia. Ensinnäkin ennen testausta joudutaan asettamaan useita yksinkertaistavia oletuksia. Esimerkiksi, että ammattiliiton hyötyä kuvaa Stone-Geary -funktio. Toiseksi, voidaan osoittaa että tietyillä ammattiliiton hyötyfunktion ja työn kysyntäkäyrän muodoilla b voi vaikuttaa myös right-to-manage -mallin tulemaan (ks. Pencavel 1991, 110). Täten jos b :n kerroin havaittaisiin merkitseväksi, silloin sekä right-to-manage- että efficient bargaining -malli saisivat tukea. Näin voi olla myös, mikäli muodostetaan dynaaminen viitekehys: Lockwood ja Manningin (1989) dynaamisessa mallissa kaikki yrityksen voittoihin, ammattiliiton hyötyyn ja ammattiliiton neuvotteluvoimaan vaikuttavat tekijät vaikuttavat työllisyystasoon, niin myös vaihtoehtoisten ansioiden taso b . Kolmanneksi, jos empiiriset tulokset hylkäisivät esimerkiksi right-to-manage -mallin efficient bargaining -mallin hyväksi, on myös mahdollista että muut työmarkkinateoriat olisivat vastahypoteesin mukaisia (esim. efficiency wage tai täydellisen kilpailun mallit). Ongelmaksi Booth (1995) mainitsee myös sen, että tietyillä oletuksilla sopimuskäyrä voi itse asiassa sijaita työn kysyntäkäyrällä (ks. esim. Carruth ja Oswald 1987).

Mallien selkeän vertaamisen tekee ongelmalliseksi myös Layard ym. (1991, 112–118) todistus: He osoittavat, että jos efficient bargaining -mallissa huomioidaan työntekijöiden vaihtuvuus (palkkaus, irtisanomiset), pitkällä aikavälillä ammattiliittojen indifferenssikäyrät ovat vaakasuoria työn kysyntäkäyrästä oikealle. Tällöin efficient bargaining -mallin tasapaino sijoittuu työn kysyntäkäyrälle, mutta on silti tehokas. Itse asiassa efficient bargaining -mallin työllisyystaso on tällöin sama right-to-manage -mallissa, joten niiden välinen empiirinen testaaminen voi olla mahdotonta. Yhteenvetona voidaankin todeta, että kilpailevien mallien välinen empiirinen todistusaineisto on jäänyt varsin hataraksi. Jatkossa sovelletaan empiirisessä tutkimuksessa sitä mallia, joka näyttäisi soveltuvan parhaiten Suomen institutionaaliseen kehikkoon, eli right-to-manage -mallia. Sitä ennen tarkastellaan muun muassa ammattiliittomallien yhtälöiden estimoin-

tia ja siihen liittyviä ongelmia.

11.3 Ammattiliittomallien yhtälöiden estimoinnista ja siihen liittyvistä ongelmista

Ammattiliittomallien yhtälöiden estimoinnit ovat usein perustuneet joko palkka- ja hintayhtälöiden rakenne-estimointiin tai palkka ja työllisyys/työttömyys -yhtälöiden estimointiin. Empiirisistä töistä tunnetuimpia ovat kenties Nickell ja Andrews (1983) tutkimus, jossa esitellään right-to-manage -malli ja sovelletaan sitä empiiriseen tutkimusongelmaan, sekä Layard ja Nickellin (1986) tutkimus (Manning 1993; Tyrväinen 1995, 13). Tarkastellaan aluksi palkka- ja hintayhtälöiden estimointia Layardin ja Nickellin vuonna 1987 esittelemää log-lineaarista muotoa käyttäen (Booth 1995, 253; ks. esim. Nickell 1987):⁴⁸

$$(11.1) \quad \text{hintayhtälö: } p - w = \alpha_0 - \alpha_1(p - p^e) - \alpha_2 u - \alpha_3(k - l)$$

$$(11.2) \quad \text{palkkayhtälö: } w - p = \beta_0 + \beta_1(p - p^e) - \beta_2 u + \beta_3(k - l) + \beta_4 z,$$

missä muuttujat ovat kirjoitettu pienillä kirjaimilla, koska ne ovat makrosuureista otettuja luonnollisia logaritmeja. Yhtälöissä p^e viittaa odotettuihin hintoihin ja z -vektori viittaa eksogeenisiin muuttujiin, jotka arvioivat palkkojen muutospainetta. Mikäli $p=p^e$, hintataso on oikein ennustettu. Lyhyellä aikavälillä hintayllätyksiä kuitenkin esiintyy. (Booth 1995, 253.) Muuttuja l viittaa kiinteään työvoiman määrään ja muuttuja k pääoman määrään (Layard ym. 1991, 362).

Hintayhtälön (11.1) vasen puoli osoittaa palkkakustannusten ja hintojen välisen erotuksen ($p-w$). Oikealla puolella työttömyystaso u on työmarkkinoiden aktiviteettia mittaava muuttuja. Viimeinen termi oikealla ($k-l$) on pääomavarantojen määrä suhteessa työvoiman määrään. Koska suhteen kasvu lisää tuottavuutta, ($k-l$):llä oletetaan olevan negatiivinen vaikutus yritysten palkkakustannusten ja hintojen väliseen erotukseen ($p-w$). Huomaa että mikäli $\alpha_2=0$, hintayhtälö (11.1) esittää normaalikustannushinnoittelumallia, missä erotukseen ($p-w$) ei vaikuta kysyntävaihtelut lyhyellä aikavälillä. (Booth 1995, 253–254.)

Palkkayhtälössä (11.2) oletetaan positiivisen hintayllätyksen ($p>p^e$) merkitsevän negatiivista vaikutusta palkkaerotukseen ($w-p$), sillä tällöin reaali-palkka on alempi kuin mistä neuvoteltiin.

⁴⁸ Toinen tyypillinen muoto rakennemallille on (Manning 1993, 98):

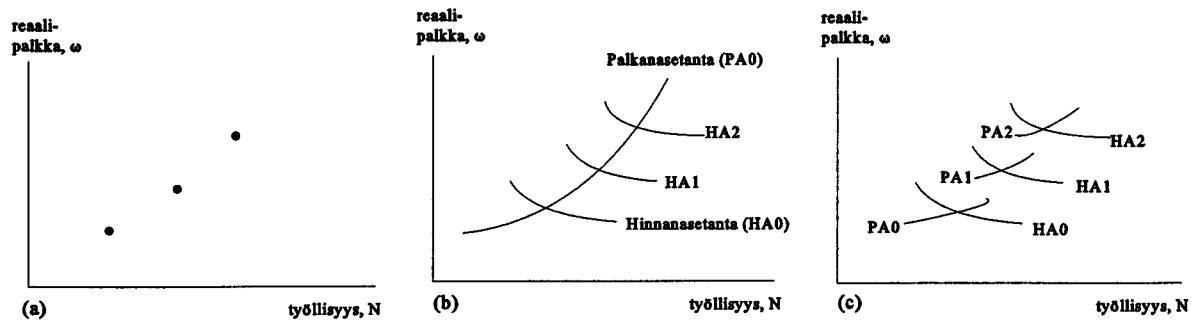
$$(i) \quad (w-p)_t = -\gamma_1 u_t + \beta_{11} x_{1t} + \beta_{12} x_{2t} + \eta_{1t}$$

$$(ii) \quad u_t = \gamma_2 (w-p)_t + \beta_{21} x_{1t} + \eta_{2t}$$

missä x_1 -vektori sisältää mm. veromuuttujia, työvoimamuuttujan ja muuttujia, jotka vaikuttavat työvoiman rajatuottavuuteen. x_2 -vektori sisältää institutionaalisia muuttujia, kuten ammattiliiton neuvotteluvoiman ja korvaussuhteen, jotka vaikuttavat palkkojen nousupaineeseen. x_2 -vektorin muuttujat eivät sisälly yhtälön (ii) muuttujiin, koska yritysten oletetaan toimivan kysyntäkäyrällä. Edelleen rakennemalli identifioitumaton, koska yhtälö (ii) ei sisällä mitään muuttujia, joita ei ole yhtälössä (i). (Manning 1993, 98–99.)

Työttömyydellä oletetaan olevan negatiivinen vaikutus palkkaerotukseen ($w-p$). Lisäksi kasvavan ($k-l$)-erotuksen oletetaan merkitsevän tuottavuuden kasvua, jolloin ammattiliitot rohkenevat neuvotella korkeammista palkoista. Palkkojen muutospainetta mittaava z -vektori heijastaa institutionaalista ympäristöä, jossa palkkaneuvotteluja käydään. (Booth 1995, 254.)

Palkka- ja hintayhtälöiden (kuten 11.1 ja 11.2) simultaanissa estimoinnissa on kuitenkin identifiointi- eli tunnistamisongelma.⁴⁹ Tarkastellaan sitä alla olevien kuvioiden 18 (a), (b) ja (c) avulla.



Kuvio 18. Identifiointiongelma; (a) palkka-työllisyys -tilanne kolmena ajankohtana:
 (b) siirtymä hinnanasetannassa, vai
 (c) siirtymä sekä hinnan- että palkanasetannassa.

Kuviossa 18 (a) on havainnot reaali-palkkatasosta ja työllisyydestä kolmena ajankohtana. Oletetaan että nämä pisteet kuvaavat aggregaattitason hinnanasetanta- ja palkanasetantakäyristä saatavia tasapainopisteitä kuten esimerkiksi luvussa 7 esitettiin. Nyt havainnoille voidaan muodostaa ainakin kaksi rakenteellista selitysmallia. Ensimmäisen vaihtoehdon mukaan havainnot ovat selittävässä työvoiman kysynnässä/hinnoittelussa tapahtuneilla muutoksilla (ks. kuvio 18 (b)). Tällöin täytyy olettaa, että palkanasetannassa ei ole tapahtunut muutoksia. Toisen vaihtoehdon mukaan havainnot johtuvat sekä työvoiman kysynnässä/hinnoittelussa että palkanasetannassa tapahtuneista muutoksista (ks. kuvio 18 (c)). (Booth 1995, 255; Pehkonen 1998a, 84; ks. myös Layard ym. 1991, 405.)

Teknisesti edellä esityttyjen vaihtoehtojen tunnistamisessa on kyse siitä, voidaanko käyttäytymisyhtälöiden tuntemattomat parametrit laskea yksikäsitteisesti mallista, jossa palkan- ja hinnanasetantaa selitetään yhtälöiden eksogeenisillä muuttujilla. Mikäli ne voidaan laskea, malli on identifioituva. Havainnollistetaan identifiointiongelmaa tarkastelemalla toista rakennemallia

⁴⁹ Rakenneyhtälömallien identifiointitarkastelua on lähemmin tarkasteltu esimerkiksi Greenen (1997) ekonometrian kirjassa (ns. rank ja order-ehdot).

(Pehkonen 1998a, 85):⁵⁰

$$(11.3) \quad p - w = \alpha_0 x - \alpha_1 u - \alpha_2 (w^e - w) + \epsilon_1$$

$$(11.4) \quad w - p = \beta_0 z + \beta_1 u - \beta_2 (p^e - p) + \epsilon_2,$$

missä muuttujat x ja z ovat palkka- ja hintapaineeseen vaikuttavia tekijöitä (ks. esim. luvut 7 ja 8) ja ϵ_1 ja ϵ_2 ovat virhetermejä. Käyttäytymisyhtälöistä johdettu redusoitu malli, jossa työmarkkinoiden endogeenisia muuttujia, työttömyyttä (tai työllisyyttä) ja reaali-palkkoja selitetään eksogeenisillä muuttujilla, on muotoa (Pehkonen 1998a, 85):⁵¹

$$(11.5) \quad w - p = \lambda_0 z + \lambda_1 x + \lambda_2 (p^e - p) + \lambda_3 (w^e - w) + \mu_1$$

$$(11.6) \quad u = \lambda_4 z + \lambda_5 x + \lambda_6 (p^e - p) + \lambda_7 (w^e - w) + \mu_2,$$

missä μ_1 ja μ_2 ovat virhetermejä. Rakenteellisten käyttäytymisyhtälöiden (11.3) ja (11.4) tai redusoidun muodon (yhtälöt 11.5 ja 11.6) estimointi moderneilla ekonometrisillä menetelmillä on mahdollista, jos käytettävissä on riittävästi havaintoja ja hinta- ja palkkayllätyksistä on empiiriset arviot. Kuitenkin aineistovaikeuksien ja mahdollisten epälineaaristen kerroinrajoitusten takia luotettavien arvioiden saaminen tuntemattomista kertoimista voi käytännössä olla erittäin vaikeaa.⁵² (Pehkonen 1998a, 85.)

Teknisesti helpompi ja tilastoaineistolle vähemmän vaatimuksia asettava vaihtoehto on tarkastella vain joko reaali-palkkayhtälöä tai työttömyys/työllisyysyhtälöä, kuten tämän tutkimuksen soveltavassa osassa tehdään (ks. luku 12). Pehkosen (1998, 85) mukaan myös tällaiseen ns. yhden yhtälön malliin perustuvassa lähestymistavassa on omat ongelmansa. Keskeinen vaatimus on, että reaali-palkkoihin ja työttömyyteen kohdistuvien ei-mallitettavissa olevien havaintovirheiden (μ_1 ja μ_2) välillä ei ole riippuvuutta. Jos näin ei ole, analyysin antamat ennusteet taloudellisten tekijöiden työttömyysvaikutuksista (tai palkkavaikutuksista) voi olla virheellisiä. (Pehkonen 1998a, 85.) Ongelma on ilmeinen erityisesti makrotason ilmiöitä analysoitaessa.

Kirjallisuudessa esiintyvät palkka- ja työllisyysyhtälöiden estimointitavat voidaan jakaa myös seuraavasti: Ensimmäisen lähestymistavassa tehdään eksplisiittisiä oletuksia ammattiliittojen

⁵⁰ Edellä annetuille yhtälöille (11.1) ja (11.2) voidaan tehdä vastaava analyysi. Koska niissä yhtälöissä selittävinä muuttujina ovat lähes samat muuttujat, se ei ole yhtä havainnollistava kuin Pehkosen (1998a) antama esimerkki.

⁵¹ Pehkosen (1998a, 85) artikkelissa rakenne- ja redusoidun muodon yhtälöissä kirjoitettu huolimattomasti jäännöstermit samoilla symboleilla (reduoidussa mallissa $\mu_1 = \epsilon_1$ ja $\mu_2 = \epsilon_2$).

⁵² Staattisessa muodossa yhtälöiden identifioituminen on siis ongelmallista, mutta ad hoc -tyyppisten viiveiden lisääminen yhtälöihin helpottaa identifioitumista dynaamisissa malleissa. Myös tuottavuuteen vaikuttavien muuttujien poistamista palkkayhtälöstä on käytetty. Manning (1993) arvostelee kyseistä menettelyä ja esittää menettelyn, jossa niin ei tarvitse tehdä.

hyötyfunktioista, tuotantofunktioista jne. ja estimoidaan useita rakenteellisia parametreja. Näin ovat menetelleet mm. Pencavel (1985), Pencavel ja Holmlund (1988) ja Doiron (1992). Vaihtoehtoinen tapa on määrittellä relevantit muuttujat ja etsiä funktiomuotoja enemmän tai vähemmän ad hoc -perusteisesti. Esimerkkejä tämän tyyppisistä tutkimuksista ovat mm. Bean ym. (1986), Pehkonen (1988; 1990; 1998b) ja Tyrväinen (1988; 1991; 1995). Jälkimmäinen tapa on ollut suosittu erityisesti Euroopassa. Tutkimuksen luvussa 12 palataan tähän suuntaukseen, kun estimoidaan kaksivaiheisella Engle-Granger -menetelmällä teollisuuden reaalityöntö vuosina 1961–1994.

Tarkastellaan lopuksi muita ammattiliittomallien empiiriseen soveltamiseen liittyviä ongelmia. Pehkonen (1991b, 8) mukaan niitä ovat: (i) ammattiliiton tavoitefunktion ja yrityksen tuotantoteknologian spesifiointi, (ii) neuvotteluprosessin dynamisointi, (iii) analysoitavan palkkamuuttujan valinta ja (iv) teoreettisten muuttujien empiiristen vastineiden määrittely.

Ammattiliiton tavoitefunktion ja yrityksen tuotantoteknologian spesifiointiin ei ole yksikäsitteisiä vaihtoehtoja. Ensinnäkin ei ole selvää käsitystä ammattiliiton tavoitefunktion sisältävistä tekijöistä. Heterogeenisten työntekijöiden mallintaminen ja aggregointi aiheuttaa vastaavia ongelmia. Toiseksi ei ole selvää käsitystä käytettävistä funktiomuodoista: Ammattiliiton hyötyfunktio ja tuotantoteknologia voidaan spesifioida eksplisiittisesti, jolloin voidaan esim. ammattiliiton tavoitefunktion rakenneparametrit identifioida. Ongelmana lähestymistavassa ovat lukuisat parametrirajoitukset, joiden takia palkkayhtälön estimointi on mahdollista vain yhdessä työpanosyhtälön kanssa. Vaihtoehtoisessa strategiassa funktiomuotoja ei kiinnitetä ennen estimointia, vaan ne määritellään ad-hoc -pohjalta. Sen lisäksi että lähestymistapa hävittää rajoituksiin liittyvän informaation, näin johdettua palkkayhtälöä voidaan kritisoida siitä, ettei se juurikaan poikkea esimerkiksi tasapainomallin pohjautuvista palkkayhtälöistä. (Pehkonen 1991b, 8–9.)

Toinen keskeinen ongelma-alue koskee ammattiliittomallien dynamisointia. Empiirisissä tutkimuksissa käytetyt mallit ovat oleellisilta osin staattisia: ammattiliiton käyttäytyminen mallitetaan vain yhden periodin optimointiongelman käsittäväksi. Lähestymistavassa ei siten huomioida ammattiliiton palkkapolitiikan vaikutuksia investointeihin ja siten pääomanmuodotukseen ja pitkäaikavälin reaalityöntökehitykseen. Työmarkkinajärjestöjen ja valtiovallan välisen pelitilanteen empiirinen analysointi on myös jäänyt vähälle huomiolle. (Pehkonen 1991b, 9.)

Kolmas ammattiliittomallien ongelma-alue liittyy analysoitavaan palkkamuuttujaan. Ammattiliittojen talousteoriaan perustuvan neuvottelumallin palkkaratkaisu viittaa sopimuspalkkaan. Empiirinen käytäntö kuitenkin on, että neuvottelumallirakennetta sovelletaan kokonaispalkkoihin,

joista esimerkiksi Suomessa on noin 30 prosenttia ns. palkkaliukumia. (Pehkonen 1991b, 9.)

Neljäs, kaikkia empiirisiä sovelluspyrkimyksiä koskeva ongelma-alue liittyy teoreettisen muuttujien empiiristen vastineiden määrittämiseen ja mittaamiseen. Ammattiliittomallien kohdalla nämä aineisto- ja määrittelyongelmat koskevat mm. ammattiliiton neuvotteluvoiman ja uhkapisteen käsitteiden operationalisointia. (Pehkonen 1991b, 9.)

11.4 Katsaus palkkayhtälöiden estimointiin ja saatuihin tuloksiin Suomessa

Palkanmuodostusta analysoivien empiiristen tutkimusten määrä lisääntyi Suomessa merkittävästi 1980-luvulla (Pehkonen 1991a, 426). Palkkayhtälöitä estimoitaessa on perinteisesti käytetty teoreettisena mallikehikkona joko EFO/Phillips-, tasapaino- tai ammattiliittomalleja.

Pehkosen (1991b, 4) mukaan puhdasoppiseen EFO tai Phillips -kehikkoon perustuvat empiiriset palkkayhtälöt ovat harvinaisia. Sen sijaan empiirisissä analyyseissa on käytetty yhdistettyä EFO/Phillips -kehikkoa, jolloin nimellistä palkkakehitystä on selitetty työttömyydellä, hintaodotuksilla ja työn tuottavuudella.⁵³ Malli on kohdannut kritiikkiä esimerkiksi, koska siinä palkkayhtälöitä ole johdettu mikroteoreettisista lähtökohdista, analyysin kohteena eivät ole työmarkkinat vaan kansantalouden hinta-palkka -lohko ja koska mallien tilastolliset ominaisuudet ovat lähes poikkeuksetta olleet varsin vaatimattomia (ks. Pehkonen 1991b, 5).

Tasapainomallin lähtökohtana on kilpailevat työmarkkinat, joilla yksityiset toimijat, työntekijät ja yritykset ottavat kaikki hinnat annettuina (Pehkonen 1991b, 6). Mallissa suhteelliset hinnat sopeutuvat välittömästi markkinoiden ylikysyntä- ja ylitarjontatilanteisiin. Tasapainoajatteluun perustuva palkkayhtälö johdetaan työvoiman kysyntä- ja tarjontarelaatiosta. Työvoiman tarjontaan oletetaan usein vaikuttavan nykyinen ja tuleva reaalin palkkataso, työvoimamuuttuja, työttömyyskorvaus ja reaalikorko. Kysyntään vaikuttavat usein nykyisen ja tulevan reaali-palkkatason lisäksi raaka-ainepanosten ja pääomapanosten reaalin hintataso sekä tekninen kehitys. Pehkosen (1991b, 6) mukaan kritiikki on kohdistunut mm. siihen, että malli jättää huomioimatta institutionaaliset puitteet, ja että malli hyväksyy työttömyyden vapaaehtoisuuden. Etuna Pehko-

⁵³ Pohjoismainen inflaatiomalli EFO, jakaa talouden kahteen sektoriin: ulkomaiselle kilpailulle alttiiseen avoimeen sektoriin ja siltä suojattuun suljettuun sektoriin. Avoimen sektorin lopputuotteiden hinnat määräytyvät maailmanmarkkinahintojen perusteella, kun taas suljetulla sektorilla noudatetaan kustannuspohjaista (mark-up) hinnoittelua. Mallissa talouden nimellispalkkojen nousuvauhdin määrittää avoimen sektorin lopputuotteiden hintojen nousu, joka seuraa maailmanmarkkinahintoja, ja tuottavuus (Q/N). Toisin kuin EFO-malli, Phillipsin relaatioon perustuvissa palkkayhtälöissä työttömyysaste on mallin vakioselittäjä, joskin empiirisissä tutkimuksissa käytetään yleensä hintaodotuksilla täydennettyä Phillipsin relaatiota. (Pehkonen 1991b, 3–4.)

nen on nähnyt mm. sen, että mallin palkkayhtälöt on johdettavissa mikroteoreettisista työvoiman kysyntä- ja tarjontarelaatioista. (Pehkonen 1991b, 5–6.)

Suomessa ammattiliittomallit ovat kuitenkin olleet yleisin teoriatausta empiiriselle palkkayhtälölle, erityisesti 1980-luvun lopulta lähtien (Pehkonen 1991a, 427). Pehkonen muistuttaa, että ammattiliiton talousteoriaa soveltavia palkkayhtälöitä ei ole yleensä ole johdettu ennalta tarkasti määritellystä rakenteellisesta kehikosta, vaan estimoidut palkkayhtälöt ovat ay-teoriaa hyväksikäyttäviä redusoidun muodon yhtälöitä. Pehkosen mukaan analyysin kohteena ovat yleensä olleet tehdasteollisuuden tai yksityisen sektorin palkanmuodostus. Sen sijaan työllisyyttä tarkastellaan varsin usein koko kansantalouden tasolla. Analysoitava aineisto on useimmiten vuositason aikasarja-aineistoa. (Pehkonen 1991a, 427.)

Tarkastellaan lyhyesti ammattiliittomallien empiiristä määrittelyä. Ammattiliiton tavoitefunktiossa on yleensä työssä käyvien kulutuspalkka, ja muiden jäsenten ansioita mallinnetaan reaalisella työttömyyskorvauksella. Myös referenssipalkka, johon ammattiliiton työntekijän saamaa palkkaa verrataan, kuuluu usein hyötyfunktion argumentteihin. Ammattiliiton “fall-back” -hyötytaso tai uhkapiste määritellään puolestaan joko lakkoavustusta, edellisen periodin palkkaa, vaihtoehtoisesta työpaikasta saatavaa palkkaa tai reaalisia työttömyyskorvauksia kuvaavan muuttujan avulla. (Pehkonen 1991b, 8.)

Yrityksen tavoitefunktion argumentteina ovat Pehkosen (1991b, 8) mukaan tyypillisesti reaalisen tuotepalkan lisäksi välituotteiden ja pääomapanosten reaaliset hinnat, teknistä kehitystä kuvaava muuttuja sekä markkinoiden epätäydellisyydestä johtuen myös kokonaiskysyntätilannetta kuvaava muuttuja. Yrityksen uhkapiste mallinnetaan tavallisesti kiinteiden kustannusten avulla. (Pehkonen 1991b, 8.)

Palkkayhtälöiden estimointituloksia Suomessa tarkastellaan seuraavaksi erityisesti Pehkosen (1991a; 1998b) ja Tyrväisen (1988; 1991) tutkimusten avulla. Pehkosen (1991a) tutkimuksessa tarkastellaan 26 palkkayhtälön sisältävää empiiristä tutkimusta. Pehkonen (1998b) estimoi vuosille 1961–1994 aggregaattitason nimellispalkan ammattiliittomallien spesifikaatiolla. Tyrväisen (1988; 1991) tutkimuksissa selitetään nimellis- tai reaalipalkkakehitystä vuosina 1965–1989 niin ikään ammattiliittomallien spesifikaatiota käyttäen. Pehkosen ja Tyrväisen tutkimuksissa muuttujat ovat logaritmisoituja, pois lukien Pehkosen (1998b) yksi yhtälö, jossa työttömyysaste on selittävänä muuttujana sellaisenaan.

Estimointitulosten perusteella tuottavuuskehitystä arvioiva trendimuuttuja on keskeinen reaali-palkkojen pitkän aikavälin kasvua selittävä tekijä. Kun trendimuuttujana on käytetty tuotanto/työpanos -muuttujaa, tulokset viittaavat siihen, että muutokset tuottavuudessa välittyvät täysimääräisinä reaali-palkkoihin. Kun trendimuuttujana on pääomakanta/työvoima -suhde tai pääomakantamuuttujasta rakennettu indeksi, estimaatit ovat hieman keskimääräistä alhaisempia. (Pehkonen 1991a, 429.) Toisaalta verrattaessa estimointituloksia koko kansantaloudessa ja toimialatasolla on havaittavissa, että toimialakohtaiset kertoimet ovat olleet keskimäärin pienempiä kuin koko kansantalouden tasolle estimoidut kertoimet: makrotasolla tuottavuuden ja reaali-palkkojen kasvulla on ollut yksi-yhteen -suhde, kun taas toimialatasolla estimaatit ovat olleet huomattavasti sitä pienempiä.⁵⁴

Pehkosen (1991a, 430) mukaan työttömyysavustusten palkkavaikutuksia erittelevä empiirinen todistusaineisto on vähäistä ja tulokset hajanaisia. Selkeimmän palkkaefektin raportoi Pehkosen mukaan Calmfors ja Nymoen (1990), jonka mukaan reaali-palkkojen nousu 10 prosenttia nostaa reaali-palkkoja noin kolmella prosentilla. Tyrväinen (1991, 16) raportoi pienempiä joustoja (kertoimet 0.048–0.108). Myös Pehkosen (1998b) tutkimuksessa vaihtoehtoista ansiotasoa kuvaavan korvaavuusmuuttujan (B/W) merkitys palkkatasoon jää epäselväksi: Staattisessa mallissa kerroin on itseisarvoltaan lähellä nollaa ja sen tilastollinen merkitsevyys heikohko. Dynaamisessa mallissa työttömyyskorvaus ei saa tilastollisesti nolasta poikkeavaa kerrointa.

Ammattiliiton neuvotteluvoimaa on approksimoitu kansainvälisissä tutkimuksissa mm. lakkoaktiivisuudella sekä järjestäytyneiden ja järjestäytymättömien työntekijöiden välisillä palkkaeroilla. Korkea lakkoaktiivisuus voi olla merkki myös ammattiliiton heikkoudesta, sillä jos työnantaja arvioi ammattiliiton vahvaksi, se preferoi aina palkkasovintoa lakon sijaan (Pehkonen 1991, 430; Tyrväinen 1988, 138). Toisaalta palkkaerojen käyttö Suomen työmarkkinoilla on mahdotonta, sillä Suomessa sekä järjestäytyneet että järjestäytymättömät työntekijät ovat sopimuksien piirissä (ks. Santamäki-Vuori ym. 1996). Näin ollen Suomessa ammattiliiton neuvotteluvoiman vaikutuksia reaali-palkkoihin on analysoitu yleensä järjestäytymisasastetta käyttäen (ks. esim. Tyrväinen 1988; 1991; Eriksson ym. 1990; Pehkonen 1998b).⁵⁵ Pehkosen (1998b) aggregaattiaineistolla estimoitujen tulosten mukaan kymmenen prosenttiyksikön nousu ammattiliiton neuvotteluvoimassa nostaa reaali-palkkatasoa pitkällä aikavälillä noin vajaalla prosentilla. Pehkosen (1998b)

⁵⁴ Vrt. esim. Tyrväisen (1988; 1991) tuloksia (noin 0.2–0.5) Pehkosen (1998b) ja Eriksson ym. (1990) tuloksiin (lähellä ykköstä). Myös luvussa 12 estimoitu palkkayhtälö antaa vahvistusta väittämälle.

⁵⁵ Pehkonen (1988) käyttää lakkoaktiivisuutta ammattiliiton neuvotteluvoimaa arvioidessaan. Sittemmin hänkin on siirtynyt järjestäytymisasasteen käyttöön (ks. esim. Pehkonen 1998b).

dynaamisesta mallista laskettu kerroin on tätä suurempi, noin 2–3 prosenttia. Tyrväisen (1991) yksityisille ja teollisuussektoreille estimoiduissa malleissa järjestäytymisen kasvu kymmenellä prosentilla nostaa yleensä reaali-palkkoja pitkällä aikavälillä noin 1–3 prosenttia.

Institutionaalisia tekijöitä on tutkimuksissa huomioitu myös dummy-muuttujien avulla. Esimerkiksi Erikssonin ym. (1990) työssä dummy-tekniikan avulla huomioidaan se, käydäänkö sopimus-neuvottelut keskitetysti vai liittotasossa tai onko palkkasopimuksen kesto vuoden vai kaksi vuotta. Tulosten mukaan näillä tekijöillä ei ole vaikutusta reaali-palkkoihin. Tyrväisen (1988; 1991) tutkimuksissa käytetään institutionaalista dummy-muuttujaa, joka huomioi palkkasopimusten ajoittumisen. Muuttuja kertoo kuinka suuri osa tietyn vuoden aikana toteutuneesta sopimus-palkkojen noususta on peräisin kultakin vuosineljännekseltä. Jokaisena vuonna neljännesvuosittaisten dummyjen summa on yhteensä yksi. (Tyrväinen 1988, 144.) Dynaamista yhtälöä estimoitaessa muuttuja on tilastollisesti hyvin merkitsevä (ks. Tyrväinen 1988, 171 ja 1991, 36).

Työttömyyden palkkavaikutukset tulevat Pehkosen (1991a, 432) mukaan voimakkaimmin esille jo saman periodin aikana: työttömyyden reaali-palkkoja laskeva välitön vaikutus on keskimäärin 70 prosenttia pitkän aikavälin kokonaisvaikutuksesta. Yleensä ay-malleissa työttömyysaste on logaritmisessa muodossa. Spesifikaatio implikoi, että työttömyyden palkkoja laskeva vaikutus heikkenee työttömyysasteen noustessa. (Pehkonen 1991a, 432.) Pehkonen (1998b) vertailee tutkimuksessaan reaali-palkan ja työttömyyden välistä yhteyttä Suomea käsittelevien yhdentoista (11) yleensä 1990-luvulla tehdyn tutkimuksen avulla. Pehkonen (1998b) päätelee kuten aiemmassakin tutkimuksessaan (Pehkonen 1991a), että ammattiliittomallien kehikoon tukeutuvien tutkimusten mukaan yhden prosentin nousu työttömyysasteessa laskee reaali-palkkoja keskimäärin noin 1–2 prosenttia.

Pehkosen (1998b, 135–136) mukaan tutkimuksissa, joissa estimointiperiodi päättyy 1980-luvulle, yhden prosenttiyksikön nousu kokonaistyöttömyydessä laskee reaali-palkkoja keskimäärin noin yhden prosentin (ks. esim. Eriksson ym. 1990). Viimeiseen korkeasuhdannevuoteen (1990) päättyvissä tutkimuksissa reaali-palkkavaikutus on tätä korkeampi (ks. esim. Tyrväinen 1995). Lamavuosiin päättyvissä tutkimuksissa vaikutukset ovat jälleen 1980-luvun tasoa (ks. esim. Honkapohja ym. 1996). Pehkosen (1998b, 144) tutkimuksessa työttömyysasteen estimoitu kerroin vaihtelee -0.03 ja -0.06 :n välillä. Koska Pehkosen mallissa selittävät ja selitettävät muuttujat on logaritmisoitu, relaatio työttömyysasteen ja palkkojen välillä on epälineaarinen. Mallin ennuste on, että viiden prosentin työttömyystasolla yhden prosenttiyksikön nousu työttömyysasteessa laskee palkkoja noin 0.6–1.2 prosenttia. Kymmenen prosentin tasolla vaikutus on enää puolet

tästä.⁵⁶ Tyrväinen (1988; 1991) ei käytä palkkayhtälöissään selittävänä muuttujana työttömyysastetta.

Pehkosen (1991a, 433) mukaan käsitykset sosiaalivakuutusmaksujen kohtaannosta vaihtelevat niiden täydellisestä eteenpäin siirtymisestä työvoimakustannuksiin aina niiden täydelliseen taaksepäin siirtymiseen alhaisemmiksi nimellispalkkoiksi saakka.⁵⁷ Pehkonen raportoi tutkimuksessaan huomioitujen tutkimusten sotu-muuttujien parametriestimaattien aritmeettiseksi keskiarvoksi noin -0.61 . Pehkosen (1998b, 149) yhtälöissä estimaatti vaihtelee myös voimakkaasti: estimaattien arvot ovat -0.59 ja -1.21 :n välillä, kun selitetään nimellispalkkojen kehitystä pitkällä aikavälillä. Tyrväisen (1988; 1991) estimaatit ovat pienempiä ja vaihtelevat huomattavan paljon. Yleensä ne ovat kuitenkin -0.4 ja -0.3 :n välillä. Yleisvaikutelmana Pehkonen (1991a, 436) pitää sitä, että pitkällä aikavälillä sosiaalivakuutusmaksuilla ei ole kovin merkittävää vaikutusta työvoimakustannuksiin ja että estimaatit eivät ole kovin luotettavia.

Pehkosen (1991a) raportoimien estimointitulosten mukaan tuloverotuksen kiristyminen (joka vähentää palkansaajien käteenjäävää tuloa annetulla nimellispalkkatasolla) johtaa nimellispalkkainkompensatioihin ja siten työnantajien reaalisten palkkakustannusten nousuun. Tulokset eivät kuitenkaan ole täysin luotettavia. Pehkonen (1998b, 149) raportoi nimellispalkkoihin vaikuttaviksi kertoimiksi arvot, jotka ovat -0.66 ja -0.29 :n välillä. Tyrväisen (1991) tutkimuksessa reaali-palkkoja selittävät kertoimet ovat vakaampi: hänen raportoimansa kertoimet ovat -0.476 ja -0.302 :n välillä.

Reaalisen tuotepalkan ja kulutuspalkan välisen verokiilan kolmas komponentti muodostuu kuluttaja- ja tuottajahintojen välisestä suhteesta (P_c/P) (Pehkonen 1991a, 439). Pehkosen (1991a) mukaan tutkimustulosten vertailua haittaa se, että muuttujien liittäminen palkkayhtälöön on tehty usealla eri tavalla. Pehkonen (1998b, 149) raportoi nimellispalkkoihin $\ln(W)$ vaikuttaviksi $\ln(P_c/P)$:n kertoimiksi arvot, jotka ovat -0.09 ja 0.07 :n välillä. Tyrväisen (1991) tutkimuksessa reaali-palkkoja $\ln(W/P_c)$ selittävät $\ln(P_c/P)$:n kertoimet ovat -0.374 ja -0.092 :n välillä. Pehkosen (1998b) tutkimuksen mukaan tuontihintojen nousu suhteessa tuottajahintoihin laskee nimellispalkkoja. Estimaattien mukaan 10 prosentin muutoksen vaikutus palkkoihin on noin 1–1.5

⁵⁶ Joustot saadaan laskemalla: $-0.03(6/5-1) = -0.006$ ja $-0.03(11/10-1) = -0.003$ sekä $-0.06(6/5-1) = -0.012$ ja $-0.06(11/10-1) = -0.006$. Pehkosen (1998b, 144) tutkimuksessa on virheellisesti raportoitu ensimmäiseksi luvuksi -0.007 . Osiossa 12.3 käsitellään myös log-lineaarisen mallin kertoimien tulkintaa joustoina.

⁵⁷ Sosiaalivakuutusmaksujen täydellinen tai osittainen eteenpäin siirtyminen merkitsee sitä, että sotu-maksujen nosto lisää työnantajan reaalisia palkkakustannuksia ja heikentää siten työllisyyttä. Sosiaalivakuutusmaksujen täydellinen taaksepäin siirtyminen taas merkitsee sitä, että sotu-maksujen tasolla ei ole vaikutusta reaaliin palkkakustannuksiin. (Pehkonen 1991a, 433.)

prosenttia. Tyrväisen (1988; 1991) estimointitulokset tukevat väittämää. Raaka-ainehintojen korotuksilla suhteessa tuottajahintoihin (P_m/P) on havaittu olevan reaali-palkkoihin negatiivinen vaikutus: Tyrväinen (1991, 10) raportoi tutkimuksessaan joustoja -0.22 ja $-0.13:n$ väliltä.

12 TEOLLISUUDEN PALKKAYHTÄLÖN ESTIMOINTI KAKSIVAIHEISELLA ENGLE-GRANGER -ESTIMOINTIMENETELMÄLLÄ

Tutkimuksen empiirisen osassa selitetään reaalisen palkkatason kehitystä teollisuudessa vuosina 1961–1994. Estimointimenetelmäksi on valittu Engle ja Granger (1987) esittämä kaksivaiheinen Engle-Granger -menetelmä, jotta voidaan tarkastella palkkojen kehitystä sekä lyhyellä että pitkällä aikavälillä. Rekursiivisten estimointien avulla tarkastellaan parametrien stabiilisuutta ja sopeutumista pitkän aikavälin tasapainotilaan. Tutkimuksessa käytetään pääosin neljännesvuositasta BOF4-aineistoa. Osiossa 12.2 johdetaan teoreettinen suureet Tyrväisen (1991) epätäydellisen kilpailun right-to-manage -mallin avulla. Osiossa 12.3 tarkastellaan käytettyjen muuttujien stationaarisuutta ja integroitumisasteita. Osioissa 12.4 ja 12.5 estimoidaan tasapaino- ja virheenkorjausmalli. Ensin tutustutaan kuitenkin lyhyesti käytettävään estimointimenetelmään.

12.1 Kaksivaiheinen Engle ja Granger -estimointimenetelmä

Taloustieteelliset aikasarjat ovat tyypillisesti ei-stationaarisia⁵⁸, niin myös teollisuuden reaali-palkka-aikasarja ja sitä selittävät aikasarjat, kuten seuraavassa aliluvussa tullaan huomaamaan. Koska useimmat testit ovat kehitelty stationaarisille muuttujille, syyllistytään helposti ns. näennäisregressioon (ks. esim. Doornik ja Hendry 1994, 206). Tällöin mallin virhetermi ei ole stationaarinen, eivätkä jakaumatulokset päde. Tutkimuksissa on käytetty ongelman poistamiseen aikasarjojen differentioimista. Silloin kuitenkin menetetään tasojen eli pitkän aikavälin riippuvuuden mahdollinen informaatio. Seuraavassa tarkastellaan Engle ja Grangerin (1987) kaksivaiheista menettelyä, joka yhdistää taso- ja differenssiyhtälöt.

⁵⁸ Aikasarja on stationaarinen, jos sen keskiarvo on riippumaton ajasta, varianssi on äärellinen ja vakio ajassa, ja autokovarianssin suuruus riippuu muuttujan havaintojen ajallisesta välimatkasta. Stationaarisuutta voidaan tutkia mm. graafien ja yksikköjuuritestien avulla, kuten jatkossa tehdään. (ks. esim. Greene 1997.)

Tarkastellaan yksinkertaisuuden vuoksi lineaarista mallia (ks. esim. Doornik ja Hendry 1994, 217):

$$(12.1) \quad y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \epsilon_t,$$

missä virhetermi ϵ_t noudattaa normaalijakaumaa odotusarvolla 0 ja varianssilla σ^2 . Monimutkaisemmat mallit voidaan muodostaa vastaavasti. Nyt malli voidaan kirjoittaa myös virheenkorjausmuodossa lisäämällä ja vähentämällä y_{t-1} ja $\beta_0 x_{t-1}$:

$$(12.2) \quad \begin{aligned} \Delta y_t &= (\alpha_1 - 1)y_{t-1} + \beta_0 \Delta x_t + (\beta_0 + \beta_1)x_{t-1} + \epsilon_t \\ &= \beta_0 \Delta x_t + (\alpha_1 - 1)(y_{t-1} - Kx_{t-1}) + \epsilon_t, \end{aligned}$$

missä $K = (\beta_0 + \beta_1) / (1 - \alpha_1)$ on pitkän aikavälin kerroin ja β_0 on lyhyen aikavälin kerroin, jolla x vaikuttaa y :hyn. $(y - Kx)_{t-1}$ on ns. virheenkorjausmekanismi, jonka kerroin $\alpha_1 - 1 < 0$ on korjauskerroin (takaisin kytkentä tasapainopoikkeamasta). Engle ja Granger (1987) esittivät artikkelissaan uuden yhteisintegraation perustuvan lähestymistavan tarkastella virheenkorjaushypoteesia. He osoittivat että aikasarjat, jotka ovat stationaarisia vasta differensoinnin jälkeen eli integroituneita astetta yksi (merkitään $I(1)$), voivat muodostaa lineaarikombinaationa stationaarisen aikasarjan. Tällaisia aikasarjoja sanotaan yhteisintegroituiksi ja niille on olemassa pätevä virheenkorjausmallin mukainen esitys. Tällöin tasoyhtälöiden virhetermi on stationaarinen, eikä näennäisregression ongelmaa esiinny. Engle-Granger (1987) havaitsivat siis virheenkorjausmallin ja yhteisintegraation välisen yhteyden: jos y_t ja x_t ovat molemmat $I(1)$ ja ovat yhteisintegroituneet, silloin virheenkorjausmekanismi $(y - Kx)$ on pätevä esitysmuoto.

Tarkastellaan nyt kaksivaihteista Engle-Granger -menettelyä yleisemmässä muodossa vaihe vaiheelta. Ensin estimoidaan tasapainoregressio:

$$(12.3) \quad y_t = \beta' x_t + \epsilon_t,$$

jossa yhden aikasarjan arvoja selitetään muiden muuttujien saman periodin arvoilla ja β on nyt parametrivektori. Yhtälö ei sisällä mitään dynamiikkaa ja se voidaan tulkita pitkän aikavälin tasapainorelaatioksi. Jos kyseessä on yhteisintegroituun systeemi, ts. tasapainoregression jäännöstermi on stationaarinen, silloin tasoyhtälön virhetermi mittaa sitä, kuinka paljon tasapainosta on poikettu (tasapainopoikkeama). Yhteisintegroituvuutta voidaan tutkia muun muassa tasapainoregression jäännöksille tehtävien DF ja ADF-testien avulla, kuten Engle ja Granger (1987) esittävät. Testeihin tutustutaan tarkemmin tutkimuksen osiossa 12.3 ja jäännöstarkastelut tehdään osiossa 12.4.

Toisessa vaiheessa muodostetaan dynaaminen differenssiyhtälö eli virheenkorjausmalli, johon liitetään selittäjäksi tasoyhtälön residuaalin viivästetty arvo. Nyt virheenkorjausyhtälö voidaan

kirjoittaa muodoissa:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \gamma' \Delta x_t + \gamma_1 (y - \beta' x)_{t-1} + u_t \\ (12.4) \quad &= \gamma' \Delta x_t + \gamma_1 \epsilon_{t-1} + u_t, \end{aligned}$$

jonka gamma-parametrit estimoidaan pienimmän neliösumman (pns-)menetelmällä. Toisin sanoen etsitään parametriarvot, jotka minimoivat dynaamisen mallin neliövirheet, kun tasotermejä koskevat rajoitukset on pakotettu sisään. Pns-menetelmä on käypä, jos kysymys on yhteisintegroituineista muuttujista. Nyt estimoitu parametri γ_1 kertoo, kuinka edellisen periodin poikkeama tasapainosta korjataan seuraavalla periodilla. Jos $-1 \leq \gamma_1 < 0$, edellisen periodin tasapainopoikkeama korjataan pienemmäksi. Jos $\gamma_1 = -1$, virhe korjataan täydellisesti. (Tyrväinen 1988, 123-126.)

Sopeutumiskertoimen γ_1 parametriarvon kehitystä ajassa voidaan tutkia rekursiivisen estimoinnin avulla. Näin tullaan jatkossa tekemään PcGive-ohjelmistoa käyttäen. PcGiven rekursiivisessa estimoinnissa yksinkertaisesti sovitetaan malli periodille $M-1$ ja sitten periodeille $M, M+1, \dots$ siihen asti, kun koko otoksessa riittää havaintoja (Doornik ja Hendry 1994, 110). Kuvaajien avulla havaitaan selkeimmin rekursiivisen estimoinnin voimakkuus (informatiivisuus).

Ennen kuin estimoidaan staattinen ja dynaaminen malli kaksivaiheisella Engle-Granger -menetelmällä, teorettinen malli on johdettava teollisuuden reaalille palkkatasolle. Sitä varten tarkastellaan Tyrväisen epätäydellisen kilpailun right-to-manage -mallia. Sen avulla saadaan johdettua palkkatasoa selittävät muuttujat Suomen työmarkkinoilla ja määriteltyä niiden a priori-vaikutussuunnat.

12.2 Teorettinen malli – Tyrväisen epätäydellisen kilpailun right-to-manage -malli

Eurooppalaisia työmarkkinoita analysoivissa tutkimuksissa käytetyin lähestymistapa on right-to-mallin asetelma (Pehkonen 1998a, 54). Tällöin yritykset ovat hinnanasettajina hyödykemarkkinoilla, ja jossa nimellispalkat määräytyvät palkansaajia edustavien ammattiliittojen ja yritysten välisissä palkkaneuvotteluissa. Näin myös tämän empiirisen tutkimuksen teorettiseksi perustaksi valittavassa Tyrväisen (1991) mallissa. Hän johtaa right-to-manage -mallin epätäydellisen kilpailun olosuhteissa. Näin saadaan teorettisesti johdettua tarvittavat eksogeeniset muuttujat ja niiden vaikutukset palkkoihin ja työllisyyteen.⁵⁹

⁵⁹ Tarkastelun pitämiseksi lyhyenä ja koska Tyrväinen (1991) johtaa omassa tutkimuksessaan mallin ratkaisun vaihe vaiheelta, emme katso aiheelliseksi esittää ratkaisumenettelyä tarkemmin. Osa palkkoihin vaikuttavista voimista on esitetty jo edellä Layardin ym. (1991) mallin yhteydessä. Tyrväisen (1991) mallin avulla selittävät muuttujat täydentyvät.

Tyrväisen mallissa johdetaan palkka- ja työllisyysytälöt oletuksella, että taloudessa toimii n identtistä yritystä. Yritykset kohtaavat vakioskaalatuottoiset (Cobb-Douglas) tuotantofunktiot, $F(L,M,K)$, missä L on työvoimapanos, M on raaka-ainepanos ja K on pääomapanos. Pääomavara otetaan mallissa annettuna ja tuotantomarkkinoilla oletetaan siis vallitsevan epätäydellinen kilpailu. Yritys maksimoi voittojaan, jotka määräytyvät myyntitulojen ja tuotantokustannusten erotuksena (Tyrväinen 1991, 8):

$$(12.5) \quad \pi = P[ZF(L,M,K)]F(L,M,K) - W(1+\tau_1)L - P_m M,$$

missä Z on yrityksen kohtaaman kysyntäkäyrän sijaintia kuvaava parametri, P on yrityksen tuotehintaa, W on nimellinen kulutusluppa, τ_1 on työllisyysvero (työnantajien sosiaalivakuutusmaksu) ja P_m on raaka-ainehinnat (ml. energia).

Nyt optimaalinen piste löytyy panosten rajatuottavuusehtojen eli suhteellisten hintojen avulla. Kun yritys käyttää raaka-aineita optimaalisesti saadaan aggregaattitason työn kysyntäfunktioiksi

$$(12.6) \quad L^d = L^d(W(1+\tau_1)/P, P_m/P, K, Z).$$

- (-) ? +

Järjestäytyneillä työmarkkinoilla – kuten Suomessa – yritys neuvottelee ammattiliittojen kanssa, joten tarvitaan oletuksia ammattiliiton käyttäytymisestä. Tyrväinen (1991, 30) olettaa ammattiliittojen maksimoivan utilitaarista hyötyfunktiota (ks. edellä luku 3), joten sen hyvinvointi riippuu jäsentensä verojen jälkeisestä reaalisesta palkasta \hat{w} , työllisyydestä L ja vaihtoehtoisista ansioista (työttömyyskorvauksesta), kun ammattiliiton jäsenmäärä on vakio. Täten ammattiliiton hyötyfunktio on:

$$(12.7) \quad U = U(W(1-\tau_2)/P_c, L, B),$$

missä P_c on kuluttajahinta, τ_2 on tulovero ja B on korvaussuhde (esim. reaalin työttömyyskorvaus).

Tyrväinen (1991) olettaa neuvottelumekanismiin olevan right-to-manage -tyyppinen: palkoista neuvottelevat ammattiliitto ja yritys, mutta voitonmaksimoiva yritys määrittää työllisyytensä yksipuolisesti. Neuvotteluongelman ratkaisussa Tyrväinen (1991) käyttää Nash-neuvotteluratkaisua (vrt. osio 3.1 ja luku 8):

$$(12.8) \quad \max_w (U-U)^{\beta} (\pi-\underline{\pi})^{1-\beta} \quad \text{sitte, että } \pi_L=0,$$

missä w on reaali-palkka (W/P_c) ja β viittaa ammattiliiton neuvotteluvoimaan. U on ammattiliiton uhkapiste, ts. hyötytaso mikäli sopimukseen ei päästä (esim. lakonaikainen tulotaso). $\underline{\pi}$ on vastaavasti yrityksen uhkapiste (esim. kiinteät kustannukset tuotantoseisokin aikana).

Tyrväinen (1991, 29–33) ratkaisee eksplisiittisesti saadun right-to-manage -mallin. Tasapainossa reaalisien palkkatason määrittelee muuttujat, jotka vaikuttavat yrityksen voittoihin ja ammattiliiton hyötyyn tai niiden uhkapisteeseen. Huomioimalla vielä neuvotteluvoima yrityksen ja ammattiliiton välillä saadaan palkkayhtälö kirjoitettua implisiittifunktiona:

$$(12.9) \quad W^* = W(P_c, \tau_1, \tau_2, P_c/P, \beta, P_m/P, Z, B, S, K, t),$$

+ - + - + (-) + + + + +

missä t viittaa teknologiseen kehitykseen ja S lakkoavustuksiin. Epäsuorat verot ovat osa P_c/P :tä.⁶⁰

Työllisyyden analysoinnissa Tyrväinen (1991) käyttää yhtälön (12.9) redusoitua muotoa simulaation välttämiseksi: Tyrväinen korvaa W :n yhtälössä (12.6) W^* :llä (yhtälö 12.9), jolloin työllisyysyhtälössä on samat muuttujat kuin edellä palkkayhtälössä:

$$(12.10) \quad L^* = L(\tau_1, \tau_2, P_c/P, \beta, P_m/P, Z, B, S, K, t).$$

- - - (-) (-) + - - - -

Vaihtoehtoinen tapa on muodostaa rakennemalli yhtälöistä (12.6) ja (12.9) ja käyttää esimerkiksi instrumenttimuuttujatekniikkaa systeemin estimoinnissa.⁶¹ Tällöin havaittaisiin palkkojen nousulla olevan työttömyyttä lisäävä vaikutus. Tässä tutkimuksessa keskitytään kuitenkin vain reaalisien palkkatason määräytymiseen teollisuudessa, joten empiriaosuuden lähtökohtana on vain yhtälö (12.9). Mutta ennen kuin voidaan estimoida palkkayhtälö, on löydettävä teoreettisia suureita vastaavat empiiriset muuttujat ja tarkasteltava niiden stationaarisuutta.

12.3 Teoreettisen mallin muuttujia vastaavat empiiriset muuttujat ja niiden integroituvuus-tarkastelut

Tutkimuksessa käytetään aineistona Suomen Pankin neljännesvuosittaista BOF4-tietokantaa vuosilta 1961–1994. Liitteessä 7 on kuvattu käytetyt muuttujat ja annettu niille laskukaavat. Selitettäväksi muuttujaksi on valittu teollisuuden keskimääräisen reaalikulutuspalkan logaritmi $\ln(W/P_c)$. BOF4-aikasarjoista saadaan muodostettua selittäviksi muuttujiksi kuluttaja- ja tuottajahintojen suhde $\ln(P_c/P)$, veromuuttujat $\ln(1+\tau_1)$ eli työnantajien sosiaaliturvamaksut ja $\ln(1-\tau_2)$ eli marginaalinen tuloveroaste, reaalin raaka-aine- ja välituotehintaa $\ln(P_m/P)$, kysyntärajoite $\ln(Q)$, tuottavuutta kuvaava suure $\ln(K/L)$ ja ammattiliiton neuvotteluvoimaa kuvaava aggregaattitaso

⁶⁰ Huomaa, että Tyrväisen liitteessä palkkayhtälö on kirjoitettu tuotepalkalle, kun taas varsinaisessa tekstissä ja estimoitaessa käsitellään kulutuspalkkoja. Muutos on kuitenkin vain tekninen ja Tyrväinen huomioi sen. (Tyrväinen 1991, 33.)

⁶¹ Greene (1997) ja Doornik ja Hendry (1994) käsittelevät teoksissaan instrumenttimuuttujatekniikkaa (IV-tekniikkaa).

työttömyysaste $\ln(\text{UR})$. Järjestäytymisasteella $\ln(\text{JÄRJ})$ kuvataan myös ammattiliiton neuvotteluvoimaa. Sitä ei löydy BOF4:n aikasarjoista, mutta vuosittaiset havainnot saadaan Tilastollisista vuosikirjoista. Ne on muunnettu neljännesvuosittaisiksi havainnoiksi liitteessä 7 kuvatulla laskentarutiinilla. Teknologista kehitystä on mallinnettu aikatrendin (t) avulla.

Muuttujista on otettu luonnolliset logaritmit (\ln), jotta tulokset voitaisiin tulkita joustoina.⁶² Menettely implikoi sen, että jos selittävä muuttuja x muuttuu yhden prosentin, *ceteris paribus*, selitettävä muuttuja y muuttuu x :n kertoimen osoittamalla prosenttiosuudella. Esimerkiksi jos selittävän muuttujan x estimoitu kerroin on 0.55, niin x :n muuttuessa yhdellä prosentilla selitettävä muuttuja muuttuu 0.55 prosenttia. Todistetaan edellä annettu väite tarkastelemalla log-lineaarista mallia $\ln(y) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(x)$. Useampien selittävien muuttujien tapauksessa parametrien tulkinta tapahtuu vastaavasti. Derivoidaan $\ln(y)$ suhteessa x :ään, jolloin saadaan

$$(12.11) \quad \frac{d[\ln(y)]}{dx} = \frac{1}{y} \frac{dy}{dx}.$$

Toisaalta koska

$$(12.12) \quad \frac{d[a_0 + a_1 \ln(x)]}{dx} = \frac{1}{x} a_1,$$

niin asettamalla (12.11) ja 12.12) yhtä suuriksi, saadaan

$$(12.13) \quad \alpha_1 = \frac{dy}{dx} \frac{x}{y} \equiv \varepsilon,$$

missä ε on määritelmällisesti y :n jousto suhteessa x :ään.

Tarkastellaan tarkemmin tuottavuusmuuttujan, vaihtoehtoisten ansioiden ja ammattiliiton neuvotteluvoiman määrittelemistä, koska niiden kohdalla sopivien arvioiden valinnassa on kirjallisuudessa ollut eroja. Tuottavuutta olisi voitu tarkastella myös tuotanto/työpanos -muuttujaa käyttäen tai BOF4 aikasarjasta löytyvällä työvoiman tuottavuutta kuvaavalla sarjalla Q4. Tässä tutkimuksessa valittiin muuttujaksi K/L eli pääomakannan suhde työvoiman määrään, koska oletetaan että vain pääomakannan työvoimapanosta nopeammalla kasvulla on vaikutusta reaali-palkkoihin (ks. esim. Pehkonen 1991a, 428).

Vaihtoehtoisia ansioita ei estimoitamaan malliin otettu, koska soveltuvan aineiston saaminen olisi ollut ongelmallista. Esimerkiksi ammattiliittojen maksamien työttömyyskorvauksien määrän laskeminen teollisuuden työntekijöille on ongelmallista (Tyrväinen 1988, 143). Sen sivuuttami-

⁶² Logarimisointi ei vaikuta muuttujien huippujen sijaintiin “x akselilla”, mutta se saa skaalauksen muuttumaan erilaiseksi.

nen analyysistä ei liene kuitenkaan suuri ongelma, sillä aikaisempien makrotason tutkimusten mukaan työttömyyskorvauksien ei ole havaittu selittävän palkkojen nousua yksiselittäiseksi: todistusaineisto on hajanaista ja vähäistä (ks. Pehkonen 1991a, 430). Myös Tyrväisen (1988; 1991) tutkimuksissa työttömyyskorvauksilla on ollut vähäinen positiivinen vaikutus reaaliseen palkkatasoon.

Ammattiliiton neuvotteluvoimaa arvioidaan pääasiallisesti järjestäytymisasteella, onhan ajallisesti ay-liikkeen asema ja järjestäytymisasteen muutoksen tapahtuneet samassa tahdissa. Järjestäytymisasteen lisäksi ammattiliiton neuvotteluvoimaa arvioidaan aggregaattitason työttömyysasteella. Näin tehdään, koska oletetaan ammattiliiton palkkoja nostavan vaikutusvallan laskeneen tällä vuosikymmenellä työttömyyden nousun myötä. Väitettä tukee Layardin ym. (1991) todistus, jonka mukaan ammattiliiton reaalipalkkavaade nousee työttömyyden laskiessa, ja toisin päin (ks. luku 8). Pehkosen (1998a, 55) mukaan syynä voi olla ensinnäkin se, että järkevästi toimivan ammattiliiton kannattaa aina nostaa palkkavaadetta, kun palkankorotuksen aiheuttamat kustannukset ammattiliiton jäsenistölle työttömyyden nousun muodossa aiheutuvat laskevat. Toiseksi selitykseksi hän tarjoaa ammattiliiton ja yrityksen välisen neuvotteluaseman. Kun työttömyys on korkealla tasolla, ammattiliiton neuvotteluasema on heikko. Niinpä se joutuu tyytymään alhaisempaan reaalipalkkatasoon kuin tilanteessa, jossa työttömyys on alhainen.

Tutkitaan seuraavaksi muuttujien integoitumisasteita ja stationaarisuutta, jotta tiedetään onko estimoitava yhtälö oikein muodostettu. Tarkastellaan ensin esimerkinomaisesti teollisuuden keskimääräisen reaalipalkan stationaarisuutta graafisesti ja yksikköjuuritestien avulla PcGive-ohjelmistoa käyttäen. Sen jälkeen esitetään lyhyesti saadut tulokset reaalipalkkoja selittävien muuttujien stationaarisuudesta.

Liitteestä 8 löytyy logaritmisoidun reaalipalkan $\ln(W/P_t)$ neljännesvuosittaisen kehityksen kuvaaja vuosina 1961–1994. $\ln(W/P_t)$:n kuvaajasta havaitaan, että reaalipalkka on kasvanut tasaisesti, poislukien vuodet 1974–1978; aikasarjalla on kasvava trendi, ja sillä on todennäköisesti yksikköjuuri ja on epästationaarinen. Havaintojen väliset korrelaatiot voidaan havaita autokorrelaatiofunktioista esimerkiksi viiveellä 1–12, toisin sanoen

$$(12.14) \quad \text{cov}(y_t, y_{t-j}), \text{ missä } j=1,2, \dots, 12.$$

Kuvaajia ei ole annettu liitteessä, koska kaikkien muuttujien kohdalla havainnon ja sitä edeltävien havaintojen välillä on lähes täydellinen korrelaatio, mikä on myös merkki muuttujan epästationaarisuudesta. Testataan kuitenkin hypoteesia formaalisti yksikköjuuritestien avulla.

Testataan ensin yksikköjuuren olemassaoloa Dickey-Fuller eli DF-testillä. Tällöin käytetään mallia, jossa muuttujan differenssiä selitetään vakiotermin ja alkuperäisen muuttujan ensimmäisellä viiveellä:

$$(12.15) \quad \Delta y_t = \alpha + (\beta - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

nollahypoteesin ollessa $(\beta-1)=0$ eli $\beta=1$. Nollahypoteesi implikoi, että y_t on epästationaarinen. Kun testi suoritetaan esimerkiksi PcGive-ohjelmistolla, saadaan t-testisuureen arvoksi yksikköjuurelle $DF(\ln(W/P_c))=-1.335$. Koska Dickey-Fuller -jakaumasta saatava kriittinen arvo 5%:n virhemahdollisuudella on -2.883 , tehdään johtopäätös, että H_0 :aa ei voi hylätä. Toisin sanoen $\ln(W/P_c)$:llä on todennäköisesti yksikköjuuri eli muuttuja on epästationaarinen. Tavallista t-jakaumaa ei tule käyttää, koska sen antamat kriittiset arvot ovat harhaisia alaspäin.

Testataan vielä yksikköjuurihypoteesia Augmented Dickey Fuller eli ADF-testillä

$$(12.16) \quad \Delta y_t = \alpha + (\beta - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^s \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t,$$

koska yksinkertaisen DF-testin ongelmana on jäännösten autokorreloituneisuus. ADF:n nollahypoteesina on aikasarjan yksikköjuurellisuus ja kriittiset arvot ovat samat kuin DF-testissä. Suoritetaan testi PcGivellä viiverakenteella 9, jolloin PcGive estimoi mallit ADF(0), ADF(1),..., ADF(9) ja tulostaa niitä vastaavat t-arvot eli ADF-testisuureet hypoteesille $(\beta-1)=0$. Suositeltava strategia on valita korkein merkitsevä viiverakenne (t-prob < 0.05), tässä ADF(8), ja verrata sitä vastaavaa t-ADF:n arvoa (-1.912) kriittiseen arvoon (-2.884).⁶³ Nyt tehdään johtopäätös, että H_0 -hypoteesia ei voida hylätä ja näin ollen $\ln(W/P_c)$:llä todellakin on yksikköjuuri. Aikasarja on ilmeisesti integroitunut astetta 1, I(1). Näin on mikäli yhden differentioinnin jälkeen saadaan stationaarinen aikasarja.

Differentioidaan aikasarja $\ln(W/P_c)$ kerran, jolloin saadaan uusi muuttuja $D\ln(W/P_c)$ eli $\Delta\ln(W/P_c)$. Nyt aikasarja näyttää stationariselta (ks. liite 9). Stationarisuuden kannalta ongelmallisia ovat vuodet 1974–1978, jolloin neljännesvuosimuutokset ovat olleet rajuja öljykriisin seurauksena. Ongelma on hyvä pitää mielessä selitysmallia estimoitaessa ja käyttää tarvittaessa dummy-muuttujatekniikkaa. Stationarisuutta voi tarkastella myös autokorrelaatiofunktion avulla (ks. liite 10). Korrelaatiot ovat varsin pieniä ja satunnaisia, mikä on merkki stationarisuudesta.

Tutkitaan differenssisarjan stationarisuutta yksikköjuuritestien avulla. Tehdään DF ja ADF -testit aikasarjalle $\Delta\ln(W/P_c)$ siten, että mallissa on mukana vakio-termi. Suoritetaan ensin DF-testi. DF-

⁶³ Huomaa että estimointiperiodi on eripituinen kuin DF-testissä, koska käytetty pitempää viiverakennetta.

testin 1%:n kriittinen arvo on -3.48 ja siihen varattava t-testisuure on sitäkin huomattavasti pienempi (-14.41), joten H_0 -hypoteesi hylätään kirkkaasti. Toisin sanoen differenssiaikasarjalla ei ole yksikköjuurta, joten $\Delta \ln(W/P_c)$ on stationaarinen. Vastaavasti ADF(7)-testisuure on -3.679 . Koska kriittiset arvot ovat samat kuin DF-testissä, todetaan $\Delta \ln(W/P_c)$ -aikasarjan olevan stationaarinen. Näin ollen alkuperäinen aikasarja on integroitunut astetta 1 eli $\ln(W/P_c) \sim I(1)$.

Tarkastellaan vielä lyhyesti teollisuuden reaalista palkkatasoa selittävien logaritmuuttujien stationaarisuutta. Muuttujien integroitumisasteita tutkitaan, jotta tiedetään onko estimoitava yhtälö oikein muodostettu. Muuttujien aikasarjat ja niiden differenssisarjat on kuvattu liitteissä 8 ja 9 sekä differenssiaikasarjoja vastaavat autokorrelaatiofunktiot on annettu liitteessä 10. Estimointitulokset on raportoitu taulukkoon 1, kun yksikköjuuren testaamisessa on käytetty ADF-mallia (ks. yhtälö 12.10):

Taulukko 1. Muuttujien ADF-tulokset ja integroitumisasteet.

Muuttuja (y)	s	ADF(s)	Δy	s	ADF(s)	Integroitumisaste
$\ln(W/P_c)$	8	-1.9119	$\Delta \ln(W/P_c)$	7	-3.6789**	I(1)
$\ln(P_c/P)$	1	-0.8895	$\Delta \ln(P_c/P)$	5	-4.0577**	I(1)
$\ln(1+\tau_1)$	8	-1.1959	$\Delta \ln(1+\tau_1)$	7	-4.3098**	I(1)
$\ln(1-\tau_2)$	0	-2.2418	$\Delta \ln(1-\tau_2)$	0	-11.814**	I(1)
$\ln(P_m/P)$	0	-1.3803	$\Delta \ln(P_m/P)$	0	-10.004**	I(1)
$\ln(Q)$	8	-1.6443	$\Delta \ln(Q)$	7	-3.9087**	I(1)
$\ln(K/L)$	1	-0.1872	$\Delta \ln(K/L)$	1	-11.855**	I(1)
$\ln(KF4)$	1	-2.5812 ²	$\Delta \ln(KF4)$	9	-1.8934	I(2) ³
$\ln(UR)$	8	-0.7586	$\Delta \ln(UR)$	7	-5.0395**	I(1)

Huomioi: ¹ ADF-testin kriittiset arvot: 5 % = -2.884 ja 1 % = -3.4283 .

² Mikäli oltaisiin käytetty DF-testiä, oltaisiin päätelty muuttujan olevan stationaarinen, mikä olisi ollut virhepäätelmä ($DF(\ln(KF4)) = -11.20$ **). Katso myös liitteissä 9 ja 10 olevat toisen differenssin aikasarjat ja autokorrelaatiofunktiot.

³ $\ln(KF4)$ on integroitunut astetta 2, sillä toisen differenssin ADF(8)-testisuure on -3.8162 **.

Testien mukaan kaikki muuttujat ovat stationaarisia yhden differensoinnin jälkeen eli integroituneita astetta 1, pois lukien pääomakannan kehitystä kuvaava muuttuja $\ln(KF4)$ ja järjestäytymisaste $\ln(JÄRJ)$.⁶⁴ Pääomakannan kehitystä kuvaavaa muuttujaa ei käytetä estimoidessa

⁶⁴ JÄRJ-muuttujan stationaarisuustarkasteluita ei ole raportoitu, koska sen laskentarutiini tekee sen kyseenalaiseksi (linearikombinointi). Muuttuja näyttäisi differensointien perustella olevan integroitunut astetta 2.

regressiomalleja, mutta se on ollut esimerkkinä muunnoksesta, jossa I(2)-muuttujasta saadaan muodostettua I(1)-muuttuja. Testien tuloksia vahvistavat suurilta osin liitteiden kuvaajat. Tuloksiin tulee kuitenkin suhtautua varauksellisesti, sillä esimerkiksi $\Delta \ln(P_c/P)$, $\ln(P_m/P)$ ja $\ln(\text{UR})$ -muuttujien kuvaajissa on havaittavissa katkoksia ja/tai varianssin vaihtelua ajan myötä. Testit eivät ole aukottomia ja onkin ehdotettu, että päättelyssä tulisi noudattaa yleisestä-yksityiseen -järjestystä (ks. esim. Mitchell 1993). Toisin sanoen malliin otetaan ensin mukaan vakiotermit ja trendi, jotka myöhemmin poistetaan mallista, mikäli niiden kertoimet eivät poikkea nolasta merkitsevästi. Testejä olisi hyvä tehdä myös osaperiodeille ja käyttää rekursiivista estimointia, jotta havaittaisiin onko stationaarisuustulos sama kuin koko periodilla.

12.4 Tasapainoregression mallin estimointi ja yhteisintegraatiotarkastelut

Teoreettisesta mallista (ks. yhtälö 12.9) saadaan muodostettua tasapainoregressiota varten esimerkiksi seuraava esitys:

$$(12.17) \quad \ln(W/P_c)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(P_c/P)_t + \alpha_2 \ln(1+\tau_1)_t + \alpha_3 \ln(1-\tau_2)_t + \alpha_4 \ln(P_m/P)_t \\ + \alpha_5 \ln(Q)_t + \alpha_6 \ln(K/L)_t + \alpha_7 \ln(\text{UR})_t + \alpha_8 \ln(\text{JÄRJ})_t \\ + \alpha_9 \text{DSTAB} + \alpha_{10} \text{DSTEP} + \alpha_{11} t + e_t,$$

missä $\alpha_1 > 0$, $\alpha_2 < 0$, $\alpha_3 < 0$, $\alpha_4 < 0$, $\alpha_5 > 0$, $\alpha_6 > 0$, $\alpha_7 < 0$, $\alpha_8 > 0$ ja $\alpha_{11} > 0$. Se että voidaanko malli kirjoittaa yllä mainitussa muodossa riippuu siitä, onko nimellisten keskipalkkojen ja hintatason välillä ensimmäisen asteen homogeenisuus voimassa. Toisin sanoen onko nimellisten palkkojen ja hintatason välillä yksi-yhteen -suhde. Usein palkkayhtälö kirjoitetaan edellä mainittuun muotoon eikä homogeenisuutta testata.

Tarkastellaan kuitenkin homogeenisuutta testien avulla. Estimoidaan malli muodossa:

$$(12.18) \quad \ln(W)_t = \alpha_0 + \lambda \ln(P_c)_t + \alpha_1 \ln(P_c/P)_t + \alpha_2 \ln(1+\tau_1)_t + \alpha_3 \ln(1-\tau_2)_t + \alpha_4 \ln(P_m/P)_t \\ + \alpha_5 \ln(Q)_t + \alpha_6 \ln(K/L)_t + \alpha_7 \ln(\text{UR})_t + \alpha_8 \ln(\text{JÄRJ})_t \\ + \alpha_9 \text{DSTAB} + \alpha_{10} \text{DSTEP} + \alpha_{11} t + e_t,$$

jolloin saadaan alfa-parametreille estimaatit. Estimointitulosten perusteella teknologista kehitystä kuvaavan muuttujan parametrin t estimaatin α_3 merkitsevyys oli hyvin heikko ($p=0.187$) ja sen parametriarvo hyvin pieni (-0.002). Koska voidaan katsoa, että $\ln(K/L)$ -muuttuja huomioi myös teknologisen kehityksen vaikutusta, se poistettiin mallista. Myös marginaalista tuloveroastetta kuvaavan muuttujan $\ln(1-\tau_2)$ parametriarvo oli pieni (-0.034) ja merkitsevyys hyvin heikko ($p=0.602$). Muuttujien poistamisen mallista tekee ongelmalliseksi parametrien estimaattien keskivirheiden harhaisuus. Näin ollen testituloksiin tulee suhtautua varauksellisesti. Testataan kuitenkin niiden poistamista Wald-testin avulla. Testisuureen mukaan molemmat muuttujat

voidaan poistaa mallista ($p=0.228$). Estimoidaan seuraavaksi malli ilman muuttujia t ja $\ln(1-\tau_2)$. Tutkitaan poikkeako λ -parametrin arvo tilastollisesti ykkösestä. Kun estimoidaan malli, λ :n arvoksi saadaan 0.959, sen keskivirheeksi 0.022 ja t -arvoksi 42.792.

λ :n poikkeavuutta ykkösestä voidaan tarkastella normaalilla t -testillä tai PcGiven Wald-testien avulla. T -testisuureksi saadaan $(1-0.973)/0.023=1.174$, mitä vastaava t -jakauman arvo vapausasteilla 126 on 0.121. Se on todennäköisyys, että tehdään virhepäätelmä, jos hylätään $H_0: 1-\lambda=0$. Nyt hyväksytään $H_0: \lambda=1$, koska $0.121>0.050$. Testataan hypoteesia myös Wald-testillä. Kirjoitetaan estimoitava malli muotoon $y=Xb+e$ ja testataan hypoteesia $Rb=r$, missä R -matriisi on muotoa $(0\ 1\ 0\ 0\ 0\ 0\ 0\ 0\ 0\ 0)$. Toisin sanoen matriisin R alkio saa arvon 1 hintatasomuuttujan P_c kohdalla ja muiden muuttujien kohdalla arvon 0. Nyt r -vektori koostuu yksinkertaisesti alkioista (1) , koska testattavana on vain yksi rajoite: $\lambda=1$. Matriisin b alkio koostuvat estimoiduista parametrien arvoista. Kun käytetään PcGiven optiota, saadaan Wald-testisuure lineaariselle rajoitteelle $F(1,125)=1.398$ [$p=0.239$]. Havaitaan, että H_0 -hypoteesi hyväksytään helposti, ts. nimellisten palkkojen ja hintatason kehityksen välillä on yksi-yhteen -suhde.

Nyt voidaan estimoida tasapainoregressio (yhtälö 12.17) esimerkiksi PcGive-ohjelmistoa käyttäen ja tarkastellaan, mitkä muuttujat osoittautuvat merkitseväksi testauksien jälkeen. Estimoidaan ensin yleinen malli, josta redusoidaan yksinkertainen (parsimooninen) esitysmuoto reaalisille palkoille. Estimointikokeilujen ja testien perusteella lopulliseksi malliksi valittiin taulukossa 2 raportoitu yhtälö:⁶⁵

Taulukko 2. Tasapainoregression pns-estimointitulokset periodille 1961Q1–1994Q4.

$$\begin{aligned} \ln(W/P_c)_t = & -6.891 & -0.403\ln(P_c/P)_t & -0.739\ln(1+\tau_1)_t \\ & -0.067\ln(P_m/P)_t & +0.121\ln(Q)_t & +0.554\ln(K/L)_t \\ & -0.043\ln(UR)_t & +0.351\ln(J\ddot{A}RJ)_t & -0.051DSTAB +0.070DSTEP \end{aligned}$$

Diagnostiikka: $R^2 = 0.995$, Keskivirhe = 0.025, CRDW = 1.12, Jäännöseliösumma = 0.080
 $ADF(e) = -4.974^{**}$ (Kriittiset arvot ADF-testissä: 5%=-2.884 1%=-3.481)

⁶⁵ Mikäli $\ln(UR)$ jätetään mallista pois, $\ln(J\ddot{A}RJ)$ -muuttujan kerroin pienenee arvoon 0.229, $\ln(P_m/P)$:n kerroin arvoon -0.146 ja $\ln(Q)$:n kerroin arvoon 0.235. Muiden muuttujien kertoimissa ei tapahdu merkittäviä muutoksia. Mikäli $\ln(P_m/P)$ poistettaisiin mallista, muuttujien kertoimissa ei tapahtuisi merkittäviä muutoksia. Kummassakin muutoksessa jäännösten satunnaisuus heikkenee oleellisesti.

Parametrien t-arvoja tai keskivirheitä ei ole raportoitu kuten vakiintunut käytäntö on ollut, koska ne voivat olla harhaisia. Parametriestimaatteihin tämä harhaisuus ei kuitenkaan vaikuta (ks. esim. Tyrväinen 1988). Kaikki mukana olevat muuttujat näyttivät kuitenkin olevan tilastollisesti hyvin merkitseviä. Muuttujien merkit ovat myös a priori -oletusten mukaisia ja estimaattien arvot ovat järkeviä (ks. edellä osio 11.4). Ennustetut ja todelliset reaalipalkan arvot on kuvattu graafisesti liitteessä 11. Liitteessä 11 on myös nähtävissä mallin virhetermin aikasarja ja sen autokorrelaatiofunktio. Mallin staattisuuden vuoksi normaalien diagnostisten testien tuloksiin ei pidä kiinnittää suurta huomiota, paitsi jäännösten satunnaisuuteen ja normaaliuteen.

Parametriarvoista havaitaan, että erityisesti tuottavuuden (0.554) ja ammattiliiton neuvotteluvoiman kasvulla (0.351) on ollut palkkatasoa nostava vaikutus pitkällä aikavälillä: Tulosten mukaan pääomakannan kasvu kolmella prosentilla vuodessa suhteessa työvoiman käyttöön, joka on lähellä tuottavuustrendiä, nostaa pitkän aikavälin tasapainoreaalipalkkaa noin 1.7 prosenttia, *ceteris paribus* (ks. myös Tyrväinen 1988, 154). Vastaavasti ammattiliiton järjestäytymisasteen nousu 10 prosentilla nostaa palkkoja noin 3.5 prosenttia. Oletetaan esimerkiksi, että järjestäytymisaste on alunperin 80 prosenttia. Mikäli järjestäytymisaste nousee 10 prosenttiyksikköä, reaalipalkka kasvaa sen myötä noin 4.4 prosenttia (saatu laskemalla $(90/80-1)$ kertaa 0.351). Tulosta on kuitenkin tulkittava varovasti, sillä järjestäytymisaste on varsin ylimalkainen korvikemuuttuja ammattiliiton neuvotteluvoimalle.

Aggregaattitason työttömyysastetta kuvaavan kertoimen arvo on -0.043 . Kertoimesta nähdään, että kymmenen prosentin työttömyystasolla yhden yksikön työttömyyden nousu saa työttömyyden laskemaan noin 0.43 prosenttia. Vastaavasti 5 prosentin tasolla vaikutus on noin 0.86 prosenttia ja 15 prosentin tasolla enää vain noin 0.29 prosenttia. Toisaalta työttömyyden laskeminen 15 prosentin tasolta 13 prosenttiin, saa aikaan reaalipalkkojen noin 0.6 prosentin nousun. Tuottaja- ja kuluttajahintojen välisen suhteen kasvaminen yhdellä prosentilla laskee reaalipalkkoja noin 0.4 prosenttia. Työnantajien sosiaaliturvamaksujen korotukset nostavat yritysten kustannuksia, mutta siirtyvät pitkällä aikavälillä suurimmaksi osaksi (74%) palkansaajien maksettavaksi.

Muiden muuttujien kertoimien arvot ovat varsin pieniä. Teollisuustuotannon kasvaminen 10 prosentilla nostaa reaalipalkkoja runsaan prosentin. Suhteellisten raaka-ainehintojen nousu 10 prosentilla laskee reaalipalkkoja noin 0.7 prosenttia. Dummy-muuttujien kertoimet ovat loogisia ja niiden merkitsevyys oli hyvä. Tulosten mukaan ns. tulopoliittinen kausi (1968–1994) on saanut aikaan positiivisen tasomuutoksen teollisuuden palkalle edeltäneeseen kauteen (1961–1967) verrattuna, *ceteris paribus*. Vastaavasti vakautuskaudella (1968Q2–1970Q4) reaalinen palkkataso laski periodin ajaksi. Marginaalisen tuloveroasteen ja trendimuuttujan merkitsevyydet olivat niin

heikkoja ja parametriarvot pieniä, että ne poistettiin mallista. Niiden sisällyttäminen malliin olisi heikentänyt myös jäännösten satunnaisuutta ja normalisuutta. Myöskään Eriksson ym. (1990) aggregaattitason aineistolla tehdyssä tutkimuksessa tuloveroilla ei ollut vaikutusta reaaliseseen palkkatasoon.

Taulukkoon 2 on raportoitu myös jäännöksille tehtyjen stationaarisuustarkastelujen tuloksia. Koska tasapainoregressio ei sisällä mitään dynamiikkaa, Co-integrating Regression Durbin Watson eli CRDF-testisuure on perinteisessä mielessä alhainen. Engle-Granger -estimointimenetelmässä se ei kuitenkaan ole ongelma: nyrkkisääntö on, että jos CRDW-testisuure on selitystasetta suurempi, muuttujat muodostavat lineaarikombinaationa yhteisintegroituneen systeemin. Nyt CRDW-testisuureen arvo 1.12 on suurempi selitystasesta 0.995, joten hylätään nollahypoteesi, joka mukaan aikasarjat eivät ole yhteisintegroituneita.⁶⁶

Testataan kuitenkin hypoteesia vielä sofistikoitumalla ADF-testillä (ks. myös osio 12.3). Estimoidaan ADF-malleja viiverakenteille yhdestä kahteentoista. Havaitaan, että korkein merkitsevä viiverakenne on 8, jota vastaa testisuureen arvo -4.974 . Koska esimerkiksi yhden prosentin kriittinen arvo on sitäkin suurempi, voidaan vaivatta hylätä H_0 , jonka mukaan jäännös on epästationaarinen; estimoidun mallin jäännös on stationaarinen ja estimoitu tasapainoregressio muodostaa yhteisintegroituneen systeemin. Jäännöksen stationaarisuutta voidaan tarkastella myös graafisesti (ks. liite 11). Kuvioista havaitaan, että erityisesti estimointiperiodin alkupuolella ja öljykriisin aikana mallin jäännökset pyrkivät poikkeamaan satunnaiskulusta.

Tutkitaan mallin parametrien estimaattien kehitystä myös rekursiivisen estimoinnin avulla. Estimoidaan tasapainoyhtälö rekursiivisesti paitsi lopullisessa muodossa niin myös rajoittamattomassa muodossa ja tutkitaan parametrien arvojen, luottamusrajojen ja merkitsevyyksien kehitystä ajassa. Liitteessä 12 on annettu rekursiivisen estimoinnin avulla muodostetut kuvaajat. Yhden askeleen jäännöksistä $u = y_t - x_t' \beta$ keskivirheineen voidaan havaita, onko mallissa ongelmallisia ulkopuolisia havaintoja tai onko estimointiperiodilla jäännöstermin varianssi muuttunut ajassa (Doornik ja Hendry 1994, 111). Nyt jäännökset pysyvät luottamusrajojen sisällä pois lukien öljykriisin aikaa (1975Q1), joten jäännöstermin varianssissa ei ole todennäköisesti tapahtunut suuria muutoksia ajassa.

Rekursiivisten estimointien avulla havaitaan, että vakiotermin estimoitu arvo kasvoi estimointiperiodeilta 1961–1980 periodille 1961–1986. Sen jälkeen vakiotermi ei ole juuri muuttunut ajassa. Ensimmäisiin estimoituihin arvoihin ei kannata kiinnittää suurta huomiota, koska estimointi-

⁶⁶ Myös Engle-Grangerin (1987) raportoima kriittinen arvo 0.39 on paljon sitä pienempi.

menettely saa arvot heilahtelemaan. Toisaalta parametriarvojen heilahtelua on täytynyt aiheuttaa myös 1970-luvun puolivälin öljykriisi, mikä näkyy vakiotermin arvon putoamisena, kun verrataan estimointiperiodeja 1961–1974 ja 1961–1975. Kuluttaja- ja tuottajahintamuuttujan $\ln(P_c/P)$, sosiaaliturvamaksumuuttujan $\ln(1+\tau_1)$ ja työttömyysasteen $\ln(UR)$ parametriarvot ovat olleet hyvin stabiileja, ts. ne eivät ole juurikaan heilahdelleet estimointiperiodin muuttumisen myötä. Voidaankin päätellä, että ainakaan vielä ei ole 1990-luvun massiivinen työttömyys saanut aikaan palkkatason ja työttömyyden välisen jouston muuttumista. Sen sijaan raaka-aine- ja välituotehintoja kuvaavan muuttujan $\ln(P_m/P)$, tuotantorajoitemuuttujan $\ln(Q)$ ja tuottavuusmuuttujan $\ln(K/L)$ parametriarvot ovat pienentyneet ajassa: niillä on aikaisemmin ollut nykyistä suurempi palkkoja korottava vaikutus. Ammattiliittojen neuvotteluvoiman kasvaminen näkyy $\ln(J\ddot{A}RJ)$ -muuttujan kertoimen kasvamisena ajassa.

Tarkastellaan seuraavaksi parametriarvojen merkitsevyyden kehitystä ajassa. Kuten sopii odottaa, parametrien merkitsevyys kasvaa estimointiperiodin kasvaessa. Merkille pantavaa on kuitenkin se, että raaka-aine- ja välituotehintojen merkitsevyys ylittää kriittisen rajan vasta kun estimointiperiodi laajennetaan 1980-luvun loppupuolelle asti. Toisaalta mallista poistettu marginaalisen tuloveroastemuuttuja olisi merkitsevä vain estimointiperiodilla 1961–1975. Huomattavaa on myös tuottavuusmuuttujan merkitsevyyden huomattava kasvaminen estimointiperiodin ulottuessa 1990-luvulle asti. Jälleen on kuitenkin muistettava, että t-arvot ovat harhaisia, koska estimoidaan epästationaarisia muuttujia sisältävää staattista mallia.

12.5 Virheenkorjausmallin estimointi

Virheenkorjausmallia estimoidessa käytetään yleistä mallia:

$$(12.19) \quad \beta_0(L)\Delta\ln(W/P_c)_t = \beta_1(L)\Delta\ln(P_c/P)_t + \beta_2(L)\Delta\ln(1+\tau_1)_t + \beta_3(L)\Delta\ln(1-\tau_2)_t \\ + \beta_4(L)\Delta\ln(P_m/P)_t + \beta_5(L)\Delta\ln(Q)_t + \beta_6(L)\Delta\ln(K/L)_t \\ + \beta_7(L)\Delta\ln(UR)_t + \beta_8(L)\Delta\ln(J\ddot{A}RJ)_t + \beta_9\Delta DSTAB + \beta_{10}e_{t-1},$$

missä e_{t-1} on tasoyhtälön viivästetty virhetermi ja L kuvaa viiverakennetta. Virhetermiä merkitään jatkossa myös symbolilla EC . Mikäli $-1 \leq \beta_{10} < 0$, edellisen periodin tasopoikkeamaa korjataan pienemmäksi. Jos $\beta_{10} = -1$, edellisen periodin virhe korjataan nykyisellä periodilla täydellisesti. Nyt yleisestä mallista redusoidaan Wald-testejä käyttäen yksinkertainen esitys. Taulukkoon 3 on raportoitu lopullisen mallin estimointitulokset:

Taulukko 3. Virheenkorjausmallin regression pns-estimointitulokset periodille 1962Q4–1994Q4.

$\Delta \ln(W/P)_t$ [HCSE]	$0.282\Delta \ln(W/P)_{t-4}$ [0.055]	$+0.148\Delta \ln(W/P)_{t-6}$ [0.054]	$-0.789\Delta \ln(1+\tau_1)_{t-5}$ [0.310]
	$-0.131\Delta \ln(P_m/P)_{t-4}$ [0.083]	$+0.203\Delta \ln(Q)_t$ [0.077]	$+0.148\Delta \ln(Q)_{t-2}$ [0.052]
	$+0.509\Delta \ln(K/L)_t$ [0.083]	$-0.262\Delta \ln(K/L)_{t-4}$ [0.050]	$-0.110\Delta \ln(K/L)_{t-5}$ [0.029]
	$-0.140\Delta \ln(K/L)_{t-6}$ [0.050]	$+0.067\Delta \ln(UR)_t$ [0.018]	$-0.034\Delta \ln(UR)_{t-3}$ [0.016]
	$+1.384\Delta \ln(J\ddot{A}RJ)_{t-5}$ [0.262]	$-1.130\Delta \ln(J\ddot{A}RJ)_{t-6}$ [0.232]	$-0.545EC_{t-1}$ [0.070]

Diagnostiikka: Keskivirhe = 0.016, DW = 1.87, Jännöseliösumma = 0.030, Selityssaste⁶⁷: 0.9996, AR 1–5 F(5, 105)=0.980, ARCH 4 F(4, 106)=0.334, NORM. CHI²(2)=10.291**, X_t² F(30, 38)=7.740**, RESET F(1, 113)=0.104.

Hakauskeissa ovat Whiten heteroskedastisuuteen sopeutetut keskivirheet.⁶⁸

Dynaamisen mallin estimointituloksista havaitaan seuraavat lyhyen aikavälin riippuvuussuhteet.⁶⁹ Reaalipalkan nousu vuosi ja puolitoista vuotta sitten korottaa nykyistä palkkatasoa: Vuosi sitten tapahtunut reaalipalkan nousu yhdellä prosentilla korottaa nykyistä palkkatasoa noin 0.3 prosenttia, *ceteris paribus*. Vastaavasti puolitoista vuotta sitten tapahtunut reaalipalkan nousu korottaa palkkatasoa vielä noin 0.15 prosenttia. Reilu vuosi sitten tapahtunut sosiaaliturvamaksujen korotus laskee nykyistä palkkatasoa lähes korotusten mukaisesti (n. 79 %). Vuosi sitten tapahtunut välituotteiden hintojen nousu 10 prosentilla alentaa nykyperiodin palkkatasoa noin 1.3 prosenttia.

Tuotannon kasvun muutoksen heijastuvat nopeasti reaaliseseen palkkatasoon nousuna: välitön jousto on 0.2 ja puoli vuotta tapahtuneen muutoksen jousto on 0.15. Tuottavuuden kasvu 3 prosentilla nykyisellä periodilla saa reaalipalkat nousemaan välittömästi 1.5 prosenttia. Toisaalta neljä ja viisi periodia sitten tapahtunut tuottavuuden kasvu saa aikaan palkkatason laskemisen

⁶⁷ Koska mallissa ei ole vakiotermiä, PcGivestä ei saa suoraan selityssastetta. Ilmoitettu selityssaste saatu laskemalla kaavalla: $R^2=1-\sum \hat{u}_i^2/\sum y_i^2=1-0.080/182,685$ (ks. Doornik ja Hendry 1994, 263).

⁶⁸ Whiten heteroskedastisuuteen sopeutetut keskivirheet ovat harhattomia, vaikka jäännökset olisivatkin heteroskedastisia tuntemattomalla tavalla. Koska jäännöksissä on havaittavissa heteroskedastisuusongelmia, niin edellä on käytetty Whiten keskivirheitä. (ks. Doornik ja Hendry 1994.)

⁶⁹ Huomaa että viiverakenne on nyt pitkä (0–6 periodia). Tämä aiheuttaa sen, että pitkän ja lyhyen aikavälin raja on häilyvä. Toisaalta lyhyiden viiveiden käyttö ei tuottanut riittävää esitystä dataa generoivasta prosessista, koska jäännösausokorrelaatiota arvoilla (e_t, e_{t-6}).

nykyisellä periodilla. Näyttäisikin, että tuottavuuden kasvun vaikutus reaali-palkkoihin olisi yhteisvaikutuksena lähellä nollaa. Myöskään työttömyyden kasvulla ei havaita olevan lyhyellä aikavälillä suuria palkkojen muutosvaikutuksia. Sen sijaan järjestäytymisasteen eli ammattiliiton neuvotteluvoiman kasvu aiheuttaa reaalisena palkkatason nousua. Tosin siinäkin on havaittavissa heilahtelua.

Analyysin kannalta mielenkiintoinen estimoitu kerroin on myös sopeutumiskerroin EC_{t-1} . Sen estimoidusta arvosta nähdään, että edellisen periodin poikkeama tasapainosta korjataan nykyisellä periodilla noin 55 prosenttisesti. Liitteessä 14 on kuvattu virheenkorjausmallissa estimoidun tasapainopoikkeaman feed-back -mekanismin kehitystä ajassa rekursiivisen estimoinnin avulla. Estimaatin arvon havaitaan pienentyneen ajassa, ts. palkkojen sopeutumisprosessi on nopeutunut erityisesti 1980-luvulta tultaessa nykyhetkeen. Syynä voi olla esimerkiksi työttömyyden pysymisen entistä korkeammalla tasolla. Virhetermin merkitsevyys on myös parantunut estimointiperiodin kasvaessa, mikä on sinänsä luonnollista. Koska sopeutumiskerroin poikkeaa merkittävästi nolasta, se on edelleen vahva tulos selittävien muuttujien yhteisintegroituvuudelle.

Dynaamisesta mallista lasketut yhden askeleen jäännökset pysyvät luottamusrajojen sisällä kolmea poikkeusta lukuun ottamatta, jolloin raja rikotaan niukasti. Mallin jäännökset ovat hyvin satunnaisia ja jäännösten autokorrelaatiofunktiossa ei ole havaittavissa korkeita korrelaatioita (ks. liite 13). F-testin perusteella virhetermi ei ole autokorreloitunut eikä siinä ole havaittavissa ARCH-rakennetta. Myöskään funktiomuototestin (RESET) läpäisy ei tuota mallille ongelmia. Jäännökset näyttävät normaalisilta (ks. liite 13). PcGiven testi kuitenkin paljastaa, etteivät jäännökset ole aivan normaalisia. Mallissa on havaittavissa myös heteroskedastisuus-ongelmia, ts. virhetermin varianssi muuttuu ajassa (ks. X_i^2 -testi). Jäännösten heteroskedastisuus ei kuitenkaan tee tuloksia harhaisiksi, mutta tavalliset luottamusvälit ja hypoteesien testaukset t-jakaumaa käyttäen eivät päde (ks. esim. Greene 1997). Tämän takia mallin parametrien estimaattien merkitsevyydestä tarkasteluissa on käytetty Whiten keskivirheitä. Yleisesti ottaen voidaan kuitenkin sanoa, että kaksivaiheinen Engle-Granger -estimointimenettely on tuottanut varsin tyydyttävän selitysmallin teollisuuden reaali-palkkoille vuosiksi 1961–1994.

Taulukko 3. Virheenkorjausmallin pns-estimointitulokset periodille 1962Q4–1994Q4.

$$\begin{array}{l}
 \Delta \ln(W/P_c)_t = \quad 0.282\Delta \ln(W/P_c)_{t-4} \quad +0.148\Delta \ln(W/P_c)_{t-6} \quad -0.789\Delta \ln(1+\tau_1)_{t-5} \\
 \text{[HCSE]} \quad \quad \quad [0.055] \quad \quad \quad [0.054] \quad \quad \quad [0.310] \\
 \quad \quad \quad -0.131\Delta \ln(P_m/P)_{t-4} \quad +0.203\Delta \ln(Q)_t \quad +0.148\Delta \ln(Q)_{t-2} \\
 \quad \quad \quad [0.083] \quad \quad \quad [0.077] \quad \quad \quad [0.052] \\
 \quad \quad \quad +0.509\Delta \ln(K/L)_t \quad -0.262\Delta \ln(K/L)_{t-4} \quad -0.110\Delta \ln(K/L)_{t-5} \\
 \quad \quad \quad [0.083] \quad \quad \quad [0.050] \quad \quad \quad [0.029] \\
 \quad \quad \quad -0.140\Delta \ln(K/L)_{t-6} \quad +0.067\Delta \ln(UR)_t \quad -0.034\Delta \ln(UR)_{t-3} \\
 \quad \quad \quad [0.050] \quad \quad \quad [0.018] \quad \quad \quad [0.016] \\
 \quad \quad \quad +1.384\Delta \ln(J\ddot{A}RJ)_{t-5} \quad -1.130\Delta \ln(J\ddot{A}RJ)_{t-6} \quad -0.545EC_{t-1} \\
 \quad \quad \quad [0.262] \quad \quad \quad [0.232] \quad \quad \quad [0.070]
 \end{array}$$

Diagnostiikka: Keskivirhe = 0.016, DW = 1.87, Jännöseliösumma = 0.030, Selityssaste⁶⁷: 0.9996, AR 1–5 F(5, 105)=0.980, ARCH 4 F(4, 106)=0.334, NORM. CHI²(2)=10.291**, X_i² F(30, 38)=7.740**, RESET F(1, 113)=0.104.

Hakusulkeissa ovat Whiten heteroskedastisuuteen sopeutetut keskivirheet.⁶⁸

Dynaamisen mallin estimointituloksista havaitaan seuraavat lyhyen aikavälin riippuvuussuhteet.⁶⁹ Reaalipalkan nousu vuosi ja puolitoista vuotta sitten korottaa nykyistä palkkatasoa: Vuosi sitten tapahtunut reaalipalkan nousu yhdellä prosentilla korottaa nykyistä palkkatasoa noin 0.3 prosenttia, *ceteris paribus*. Vastaavasti puolitoista vuotta sitten tapahtunut reaalipalkan nousu korottaa palkkatasoa vielä noin 0.15 prosenttia. Reilu vuosi sitten tapahtunut sosiaaliturvamaksujen korotus laskee nykyistä palkkatasoa lähes korotusten mukaisesti (n. 79 %). Vuosi sitten tapahtunut välituotteiden hintojen nousu 10 prosentilla alentaa nykyperiodin palkkatasoa noin 1.3 prosenttia.

Tuotannon kasvun muutokset ilmenevät nopeasti reaalisen palkkatason nousuna: välitön jousto on 0.2 ja puoli vuotta tapahtuneen muutoksen jousto on 0.15. Tuottavuuden kasvu 3 prosentilla nykyisellä periodilla saa reaalipalkat nousemaan välittömästi 1.5 prosenttia. Toisaalta neljä ja viisi periodia sitten tapahtunut tuottavuuden kasvu saa aikaan palkkatason laskemisen nykyisellä

⁶⁷ Koska mallissa ei ole vakiotermiä, PcGivestä ei saa suoraan selityssastetta. Ilmoitettu selityssaste saatu laskemalla kaavalla: $R^2=1-\sum \hat{u}_t^2/\sum y_t^2=1-0.080/182,685$ (ks. Doornik ja Hendry 1994, 263).

⁶⁸ Whiten heteroskedastisuuteen sopeutetut keskivirheet ovat harhattomia, vaikka jäännökset olisivatkin heteroskedastisia tuntemattomalla tavalla. Koska jäännöksissä on havaittavissa heteroskedastisuusongelmia, niin edellä on käytetty Whiten keskivirheitä. (ks. Doornik ja Hendry 1994.)

⁶⁹ Huomaa että viiverakenne on nyt pitkä (0–6 periodia). Tämä aiheuttaa sen, että pitkän ja lyhyen aikavälin raja on häilyvä. Toisaalta lyhyiden viiveiden käyttö ei tuottanut riittävää esitystä dataa generoivasta prosessista, koska jäännösausokorrelaatiota arvoilla (e_t, e_{t-6}).

periodilla. Näyttäisikin, että tuottavuuden kasvun vaikutus reaali-palkkoihin olisi yhteisvaikutuksena lähellä nollaa. Myöskään työttömyyden kasvulla ei havaita olevan lyhyellä aikavälillä suuria palkkojen muutosvaikutuksia. Sen sijaan järjestäytymisasteen eli ammattiliiton neuvotteluvoiman kasvu aiheuttaa reaalisen palkkatason nousua. Tosin siinäkin on havaittavissa heilahtelua.

Analyysin kannalta mielenkiintoinen estimoitu kerroin on myös sopeutumiskerroin EC_{t-1} . Sen estimoidusta arvosta nähdään, että edellisen periodin poikkeama tasapainosta korjataan nykyisellä periodilla noin 55 prosenttisesti. Liitteessä 14 on kuvattu virheenkorjausmallissa estimoidun tasapainopoikkeaman feed-back -mekanismin kehitystä ajassa rekursiivisen estimoinnin avulla. Estimaatin arvon havaitaan pienentyneen ajassa, ts. palkkojen sopeutumisprosessi on nopeutunut erityisesti 1980-luvulta tultaessa nykyhetkeen. Syynä voi olla esimerkiksi työttömyyden pysymisen entistä korkeammalla tasolla. Virhetermin merkitsevyys on myös parantunut estimointiperiodin kasvaessa, mikä on sinänsä luonnollista. Koska sopeutumiskerroin poikkeaa merkitsevästi nolasta, se on edelleen vahva tulos selittävien muuttujien yhteisintegroituvedelle.

Dynaamisesta mallista lasketut yhden askeleen jäännökset pysyvät luottamusrajojen sisällä kolmea poikkeusta lukuun ottamatta, jolloin raja rikotaan niukasti. Mallin jäännökset ovat hyvin satunnaisia ja jäännösten autokorrelaatiofunktiossa ei ole havaittavissa korkeita korrelaatioita (ks. liite 13). F-testin perusteella virhetermi ei ole autokorreloitu eikö siinä ole havaittavissa ARCH-rakennetta. Myöskään funktiomuototestin (RESET) läpäisy ei tuota mallille ongelmia. Jäännökset näyttävät normaalisilta (ks. liite 13). PcGiven testi kuitenkin paljastaa, etteivät jäännökset ole aivan normaalisia. Mallissa on havaittavissa myös heteroskedastisuus-ongelmia, ts. virhetermin varianssi muuttuu ajassa (ks. X_1^2 -testi). Jäännösten heteroskedastisuus ei kuitenkaan tee tuloksia harhaisiksi, mutta tavalliset luottamusvälit ja hypoteesien testaukset t-jakaumaa käyttäen eivät päde (ks. esim. Greene 1997). Tämän takia mallin parametrien estimaattien merkitsevyydestarkasteluissa on käytetty Whiten keskivirheitä. Yleisesti ottaen voidaan kuitenkin sanoa, että kaksivaiheinen Engle-Granger -estimointimenettely on tuottanut varsin tyydyttävän selitysmallin teollisuuden reaali-palkkoille vuosiksi 1961–1994.

13 AMMATTILIITTOMALLIEN ARVIOINTIA JA LOPPUPÄÄTELMIÄ

Tutkimuksessa tarkasteltiin ammattiliittoja tutkivaa työn taloustiedettä mikrotaloustieteellisestä ja makrotaloustieteellisestä näkökulmasta sekä esiteltiin erilaisia tapoja mallintaa ammattiliiton päämäärät ja neuvottelutilanne ammattiliiton ja yritysten välillä. Tutkimuksen empiriaosuudessa tarkasteltiin Tyrväisen (1991) teoreettista right-to-manage -mallia, jonka avulla johdettiin reaali-palkkoihin ja työllisyyteen vaikuttavat tekijät. Saatu right-to-manage -mallin palkkayhtälö estimoitiin kaksivaiheisella Engle-Granger -menetelmällä, kun selitettävänä muuttujana oli teollisuuden reaali-palkka vuosina 1961–1994.

Monopoliunionimallissa ammattiliiton oletetaan asettavan palkkatason yksipuolisesti, rajoitteena yrityksen työn kysyntäkäyrä. Efficient bargaining -kilpailun mallissa palkoista ja työllisyydestä neuvottelevat samanaikaisesti sekä yritys ja ammattiliitto. Right-to-manage -mallissa oletetaan, että yritys ja ammattiliitto neuvottelevat palkoista, mutta yritys päättää työllisyydestä. Monopoliunioni-, right-to-manage- ja efficient bargaining -mallien neuvotteluratkaisuista havaittiin, että efficient bargaining -mallin neuvottelutulos on pareto-tehokas, kun taas monopoliunionimallin ja right-to-manage -mallin tulokset ovat pareto-tehottomia. Malleille johdettiin myös komparatiivisen statiikan tulokset: Yrityksen lopputuotteiden kysynnän kasvulla on kaikissa malleissa työn kysyntää lisäävä vaikutus. Vastaavasti vaihtoehtoisten ansioiden eli yleensä työttömyysturvan kasvulla on työllisyyttä vähentävä vaikutus. Ammattiliiton jäsenmäärän muutoksilla ei ole monopoliunionimallissa vaikutusta työllisyyteen. Ammattiliiton neuvotteluvoiman kasvu vähentää työn kysyntää right-to-manage -mallissa, kun taas efficient bargaining -mallissa sillä on työllisyyttä parantava vaikutus.

Monopoliunioni- ja right-to-manage -malleissa ammattiliitto ei voi vaikuttaa työllisyyteen, mutta se voi osallistua palkanasetantaan yhdessä yrityksen kanssa. Efficient bargaining -mallissa ammattiliitto voi vaikuttaa *yhtä paljon* sekä palkkatasoon että työllisyyteen. Manningin (1987) mukaan tämä piirre onkin edellä mainittujen mallien ongelma.⁷⁰ Hän tarjoaa ratkaisuksi sekventiaalisen neuvottelun mallia, jossa yhdistetään right-to-manage- ja efficient bargaining -mallit ja joka mahdollistaa ammattiliitolle erilaiset vaikutusmahdollisuudet palkkatasoon ja työllisyyteen. Manningin mallissa neuvotellaan ensin palkoista ja sitten työllisyydestä, tai päin vastoin. Tällöin

⁷⁰ Käsiteltyjen mallien heikkoutena voidaan pitää myös sitä, että ne ovat keskittyneet ainoastaan yhteen yritys-ammattiliitto -pariin, jossa ammattiliitolla on kiinteä jäsenmäärä. Lisäksi käsitellyissä malleissa muuttujia on tyypillisesti ollut vähän (palkka, työllisyys). (ks. Ulph ym. 1990, 86.)

right-to-manage -malli saadaan olettamalla, ettei ammattiliitolla ole vaikutusta työllisyyteen. (Manning 1987, 121–123.) Manningin (1987) mukaan teoreettisissa malleissa on ollut ongelmana myös niiden staattisuus, sillä monia politiikkasuositusten seurauksia voidaan tarkastella oikein vain dynaamisissa malleissa. Esimerkiksi kuinka työvoiman liikkuvuuden laajuus, työsopimuksen pituus ja pitkäaikaistyöttömyys vaikuttavat palkkojen nousupaineeseen? (Manning 1991, 325–326.)

Makrotaloustieteelliseen mallintamiseen tutustuttiin kahden esimerkin avulla. Boothin (1995) ja Carlin ja Soskicen (1990) käsittelemä monopoliunionimalli aggregoitiin makrotasolle. Havaittiin, että aggregaattitason reaali-palkka on työttömyyden suhteen laskeva funktio ja vaihtoehtoisten ansioiden sekä ammattiliiton työllisyyden suhteen kasvava funktio. Mitä joustavampaa on työn kysyntä, sitä pienempi on ammattiliiton palkkatason ja työttömyyskorvauksen välinen ero ja sitä korkeampi on työllisyystaso. Layardin ym. (1991) right-to-manage -mallissa aggregaattitason palkan ja vaihtoehtoisten ansioiden välinen kuilu on sitä syvempi, mitä suurempi on ammattiliiton neuvotteluvoima ja mitä pienempiä ovat hyödykemarkkinoiden kilpailullisuus sekä yritysten työvoiman intensiteetti. Lisäksi reaalisten työttömyyskorvausten nousulla on reaali-palkkoja nostava vaikutus, kun taas työttömyydellä ja palkkayllätyksillä on reaali-palkkoja laskeva vaikutus. Layardin ym. (1991) mallissa yleinen tasapainotyöttömyys määräytyy seuraavasti, kun korvaussuhde (B/W) on eksogeeninen: työttömyys on sitä korkeampi, mitä suurempi on ammattiliiton neuvotteluvoima, mitä korkeampia vuokrat ovat hyödykemarkkinoilla toimivalla monopoli-yrityksellä ja kiinteällä pääomalla, ja mitä suurempi on korvaussuhde (B/W).

Tutkimuksen empiriaosuudessa tutkittiin kaksivaiheisen Engle-Granger -estimointimenetelmän avulla reaalisien palkkatason määräytymistä teollisuudessa vuosina 1961–1994. Yleisesti ottaen voidaan sanoa, että estimointimenettely tuotti varsin tyydyttävän selitysmallin teollisuuden reaali-palkkoille. Tuloksien mukaan tuottavuuden ja ammattiliiton neuvotteluvoiman kasvulla on ollut pitkällä aikavälillä palkkatason nostava vaikutus: Pääomakannan kasvu kolmella prosentilla vuodessa suhteessa työvoiman käyttöön, joka on lähellä tuottavuustrendiä, nostaa pitkän aikavälin tasapainoreaalipalkkaa noin 1.7 prosenttia, *ceteris paribus*. Ammattiliiton neuvotteluvoiman kasvu kymmenellä prosentilla nostaa reaali-palkkoja noin 3.5 prosenttia. Esimerkiksi järjestäytymisasteen noustessa 10 prosenttiyksikköä 80 prosentista 90 prosenttiin reaali-palkka kasvaa sen myötä noin 4.4 prosenttia. Tulosta on kuitenkin tulkittava varovasti, sillä järjestäytymisaste on varsin ylimalkainen korvikemuuttuja ammattiliiton neuvotteluvoimalle. Toisaalta työnantajien sosiaaliturvamaksujen korotukset nostavat yritysten kustannuksia, mutta pitkällä aikavälillä ne siirtyvät suurimmaksi osaksi (74%) palkansaajien maksettavaksi. Työttömyyden laskeminen 15 prosentista 13 prosenttiin saa reaali-palkkoissa aikaan noin 0.6 prosentin nousun. Tuottajahintojen

ja kuluttajahintojen välisen kuilun kasvaminen yhdellä prosentilla laskee reaalisia palkkoja noin 0.4 prosenttia. Estimointituloksista havaitaan myös, että ns. tulopoliittinen kausi (1968–1994) on saanut aikaan positiivisen tasomuutoksen teollisuuden palkalle edeltäneeseen kauteen (1961–1967) verrattuna.

Lyhyellä aikavälillä reaalipalkkojen nousuun vaikuttaa erityisesti edellisten periodien palkkakorotukset ja tuotannon kasvaminen. Vuosi sitten tapahtunut reaalipalkan nousu yhdellä prosentilla korottaa nykyistä palkkatasoa noin 0.3 prosenttia, *ceteris paribus*. Vastaavasti puolitoista vuotta sitten tapahtunut reaalipalkan nousu korottaa palkkatasoa vielä noin 0.15 prosenttia. Reilu vuosi sitten tapahtunut sosiaaliturvamaksujen korotus laskee nykyistä palkkatasoa lähes korotusten mukaisesti (n. 79 %). Vuosi sitten tapahtunut välituotteiden hintojen nousu 10 prosentilla alentaa nykyperiodin palkkatasoa noin 1.3 prosenttia. Tuotannon kasvun muutokset ilmenevät nopeasti reaalisen palkkatason nousuna: välitön jousto on 0.2 ja puoli vuotta tapahtuneen muutoksen jousto on 0.15. Rekursiivisten estimointien perusteella reaalipalkkojen sopeutuminen pitkän aikavälin tasapainoon on nopeutunut erityisesti tultaessa 1980-luvulta nykyhetkeen.

Jatkossa tulisi muodostaa paitsi dynaamisia ammattiliittomalleja ja soveltaa niitä empiirisiin tutkimusongelmiin (ks. esim. Booth ja Schiantarelli 1987; Manning 1987; 1991; Espinosa ja Rhee 1989; Hoel 1991), niin myös lisätä malleihin epävarmuus (ks. esim. Oswald 1982). Toisaalta neuvotteluasetelmaa olisi hyvä tarkastella myös silloin, kun ammattiliitto neuvottelee valtiovallan kanssa yrityksen sijaan (ks. esim. Layard ym. 1991). Voitaisiin selvittää myös, miten muuten kuin Nash-kehikkoa käyttäen ammattiliiton ja yrityksen välistä neuvottelua voidaan mallintaa. Ammattiliittomalleja pitäisi myös tutkia yhdessä muiden työllisyyttä ja palkkatasoa selittävien mallien kanssa: esimerkiksi miten ns. efficiency wage- ja implicit contract -mallit voitaisiin yhdistää ammattiliittomalleihin. Näin on tehnyt muun muassa Layard ym. (1991) muodostaessaan teoreettisen työmarkkinamallin, jossa yhdistyvät sekä efficiency wage- että ammattiliittomallit.

KIRJALLISUUS

- Bean, C., Layard, R. ja Nickell, S. (1986) The rise in unemployment: a multi-country study. *Economica*, 53(S), S89–S120.
- Bean, C. ja Turnbull, P. (1988) Employment in the British coal industry: a test of the labour demand model. *The Economic Journal*, 98, 1092–1104.
- Binmore, K., Rubinstein, A. ja Wolinsky, A. (1986) The Nash bargaining solution in economic modelling. *RAND Journal of Economics*, 17(2), 176–188.
- Blanchard, O. ja Summers, L. (1986) Hysteresis and the European unemployment problem. *NBER Macroeconomics annual*, MIT Press, Cambridge Mass.
- Booth, A. L. (1995) *The economics of the trade union*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Booth, A. L. ja Schiantarelli, F. (1987) The employment effects of a shorter working week. *Economica*, 54, 237–248.
- Brown, J. N. ja Ashenfelter, O. (1986) Testing the efficiency of employment contracts. *Journal of Political Economy*, 94(S), S40–S87.
- Calmfors, L. ja Driffill, J. (1988) Centralisation of wage bargaining and macroeconomic performance. *Economic Policy*, no. 6, 13–61.
- Calmfors, L. ja Nymoen, R. (1990) Nordic employment, *Economic Policy*, 7, 338–448.
- Carlin, W. ja Soskice, D. (1990) *Macroeconomics and the wage bargaining: a modern approach to employment, inflation and exchange rate*. Oxford University Press, Oxford.
- Carruth, A. ja Oswald, A. (1985) Miners' wages in post-war Britain: an application of a model of trade union behaviour. *The Economic Journal*, 95, 1003–1020.
- Chiang, A. C. (1984) *Fundamental methods of mathematical economics* (3.ed). McGraw-Hill, Lontoo.
- Dertouzos, J. ja Pencavel, J. (1981) Wage and employment determination under trade unionism: international typographical union. *Journal of Political Economy*, 89(6), 1162–1181.
- Dixon, H. ja Rankin, N (1994) Imperfect competition and macroeconomics: a survey. *Oxford Economic Papers*, 46(2), 171–199.
- Clark, A. ja Oswald, A. (1993) Trade union utility functions: a survey of union leaders' views. *Industrial Relations*, 32(3), 391–411.
- Doiron, D. J. (1992) Bargaining power and wage-employment contracts in a unionized industry. *International Economic Review*, 33.
- Doornik, J. A. ja Hendry, D. F. (1994) *PcGive 8.0 – an interactive economic modelling system*. manuaali, Internation Thomson Publishing, Lontoo.
- Dunlop, J. T. (1944) *Wage determination under trade unionism*. Macmillan, New York.
- Engle, R. F. ja Granger, C. W. J. (1987) Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 55(2), 251–276.
- Eriksson, T., Suvanto, A. ja Vartia, P. (1990) Wage formation in Finland. Teoksessa Calmfors, L. (toim.) *Wage formation and macroeconomic policy in the Nordic countries*, SNS Förlag and Oxford University Press.
- Espinosa, M. P. ja Rhee, C. (1989) Efficient wage bargaining as a repeated game. *The Quarterly Journal of Economics*, 565–588.

- Estola, M. (1996) Kansantaloustieteen perusteet. Jyväskylän yliopisto, Taloustieteen laitoksen julkaisuja 104/1996.
- Fallon, P. ja Verry, D. (1988) *The economics of labour market*. Philip Allan, Lontoo.
- Farber, H. S. (1978) Individual preferences and union wage determination: case of the United Mice Workers, *Journal of Political Economy*, 86, 923–942.
- Farber, H. S. (1986) The analysis of union behavior. Teoksessa Ashenfelter, O. ja Layard, R. (toim.) *Handbook of labor economics* (Vol. 2), North-Holland, New York, 1039–1089.
- Gibbons, R. (1992) *A primer in game theory*. Harvester Wheatsheaf, New York.
- Greene, W. H. (1997) *Econometric Analysis* (3.ed). Prentice-Hall, New Jersey.
- Hoel, M. (1991) Union wage policy: the importance of labour mobility and the degree of centralization. *Economica*, 58, 139–153.
- Honkapohja, S., Koskela, E. ja Paunio, J. (1996) The depression of the 1990s in Finland: an analytic view. *Finnish Economic Papers*, 9, 18–36.
- Ilmonen, K. ja Kevätsalo, K. (1995) Ay-liikkeen vaikeat valinnat: sosiologinen näkökulma ammatilliseen järjestäytymiseen Suomessa. Palkansaajien tutkimuslaitos, Helsinki.
- Kauhanen, M. (1990) Sisäpiiriteoriat työttömyyden pysyvyyden selittäjinä. Jyväskylän yliopisto, Taloustieteen laitos, pro gradu -työ.
- Kauhanen, M. (1994) The persistence effects of shocks on wages and employment in the insider-outsider framework. University of Jyväskylä, Department of Economics and Management, Reports No. 17.
- Kettunen, J. (1997) Suomen taloudellinen tila ja tulevaisuus. Jyväskylän yliopiston Täydennyskoulutuskeskus, Johtamiskoulutuksen keskusteluaiheita 1.
- Kiander, J. (1998) Työmarkkinoiden rakenteet ja joustavuus. Teoksessa Pohjola, M. (toim.) *Suomalainen työttömyys*, Taloustieto, Helsinki, 261–287.
- Layard, R. ja Nickell, S. (1985) The causes of British unemployment. *National Institute Economic Review*, 111, 62–85.
- Layard, R. ja Nickell, S. (1986) Unemployment in the Britain. *Economica*, 53(S), S121–S169.
- Layard, R., Nickell, S. ja Jackman, R. (1991) *Unemployment: macroeconomic performance and the labour market*. Oxford University Press, Oxford.
- Layard, R., Nickell, S. ja Jackman, R. (1995) *The unemployment crisis*. Oxford University Press, Oxford.
- Leontief, W. (1946) The pure theory of the guaranteed annual wage contract. *Journal of Political Economy*, 54(1), 76–79.
- Lindbeck, A. ja Snower, D. (1986) Wage setting, unemployment and insider-outsider relations. *American Economic Review*, 71, 235–239.
- Lindbeck, A. ja Snower, D. (1989) *Insider-outsider theory of employment and unemployment*. MIT Press, Cambridge Mass.
- Lockwood, B. ja Manning, A. (1989) Dynamic wage-employment bargaining with employment adjustment. *The Economic Journal*, 99, 1143–1158.
- MaCurdy, T. E. ja Pencavel, J. H. (1986) Testing between competing models of wage and employment determination in unionized markets. *Journal of Political Economy*, 94(S), S3–S39.
- Manning, A. (1987) An integration of trade union models in a sequent bargaining framework. *The Economic Journal*, 97, 121–139.
- Manning, A. (1990) Implicit-contract theory. Teoksessa Sapsford, D. ja Tzannatos, Z. (toim.) *Current issues in labour economics*, Macmillan, Lontoo, 66–85.

- Manning, A. (1991) The determinants of wage pressure: some implications of a dynamic model. *Economica*, 58, 325–339.
- Manning, A. (1993) Wage bargaining and the Phillips curve: the identification and specification of aggregate wage equations. *The Economic Journal*, 103, 98–118.
- Mayhew, K. ja Turnbull, P. (1989) Models of union behaviour: a critique of recent literature. Teoksessa Drado, R. ja Perlman, R. (toim.) *Microeconomic issues in labour economics*, Harvester Wheatsheaf, New York, 105–129.
- McDonald, I. M. ja Solow, R. M. (1981) Wage bargaining and employment. *American Economic Review*, 71, 896–908.
- McDonald, I. M. (1987) Customer markets, trade unions and stagflation. *Economica*, 53, 139–153.
- Mitchell, D. J. B. (1972) The Ross-Dunlop debate reopened. *Industrial Relations*, 11, 46–61.
- Mitchell, W. F. (1993) Testing for unit roots and persistence in OECD unemployment rates. *Applied Economics*, 25, 1489–1501.
- Nash, J. F. (1950) The bargaining problem. *Econometrica*, 18(2), 155–162.
- Nickell, S. (1982) A bargaining model of the Phillips curve. London School of Economics, Centre for Labour Economics, Discussion Paper No. 219.
- Nickell, S. (1987) Why is wage inflation in Britain so high? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49(1), 103–128.
- Nickell, S. ja Andrews, M. (1983) Unions, real wages, and employment in Britain 1951–79, *Oxford Economic Papers*, 35, 182–220.
- Nickell, S. ja Wadhvani (1990) Insider forces and wage determination. *The Economic Journal*, 100, 496–509.
- Oswald, A. (1982) Uncertainty and the trade union. *Economics Letters* 9.
- Oswald, A. J. (1985) The economic theory of trade unions: an introductory survey. *Scandinavian Journal of Economics*, 87(2), 160–193.
- Pehkonen, J. (1988) On modelling the aggregate labour market: a study of Finland. University of Jyväskylä, Department of Economics and Management, Reports No. 11.
- Pehkonen, J. (1990) Collective bargaining, wages and employment: studies of the Finnish labour market. Jyväskylä Studies in Computer Science, Economics and Statistics 14.
- Pehkonen, J. (1991a) Empiiriset palkkayhtälöt – tuloksia 1980-luvun tutkimuksista. *Kansantaloudellinen aikakauskirja*, 87, 426–444.
- Pehkonen, J. (1991b) Empiiriset palkkayhtälöt: katsaus 1980-luvun tutkimukseen. Jyväskylän yliopisto, Työelämän tutkimusyksikön julkaisuja No. 4.
- Pehkonen, J. (1992) The analysis of unemployment – models and research problems. Teoksessa Jyväskylän yliopiston taloustieteen laitoksen 25-vuotisjuhlakirja. Jyväskylän yliopisto, Taloustieteen laitoksen julkaisuja 85/1992, 111–125.
- Pehkonen, J. (1998a) Työttömyys: teoreettisia lähtökohtia. Teoksessa Pohjola, M. (toim.) *Suomalainen työttömyys*, Taloustieto, Helsinki, 51–90.
- Pehkonen, J. (1998b) Palkanasetanta ja työttömyys. Teoksessa Pohjola, M. (toim.) *Suomalainen työttömyys*, Taloustieto, Helsinki, 125–153.
- Pehkonen, J. ja Santamäki-Vuori, T. (1997) Työmarkkinoiden kehityspiirteet ja toiminta. Teoksessa Loikkanen, H., Pekkarinen, J., Siimes, S-A. ja Vartia, P. (toim.) *Kansantaloutemme: rakenteet ja muutos*, Taloustieto, Helsinki, 235–269.
- Pencavel, J. (1985) Wages and employment under trade unionism: microeconomic models and macroeconomic applications. *Scandinavian Journal of Economics*, 87(2), 197–225.

- Pencavel, J. (1991) *Labour markets under trade unionism: employment, wages and hours*. Basil Blackwell, Oxford.
- Pencavel, J. ja Holmlund, B. (1988) The determination of wages, employment, and working hours in an economy with centralised wage-setting: Sweden, 1960–1983. *The Economic Journal*, 98, 1105–1126.
- Rahiala, M. ja Kovalainen, T. (1992) Wage formation in Finland in the 1980's: an econometric study. Elinkeinoelämän tutkimuslaitoksen keskustelualoitteita No. 429. Helsinki.
- Rebitzer, J. M. (1989) Efficiency wages and implicit contracts: an institutional evaluation. Teoksessa Drado, R. ja Perlman, R. (toim.) *Microeconomic issues in labour economics*, Harvester Wheatsheaf, New York, 16–40.
- Rosen, Å. (1991) Contributions to the theory of labour contracts. *Ekonomiska studier utgivna av Nationalekonomiska institutionen vid Göteborgs universitet* 32. Göteborg.
- Rubinstein, A. (1982) Perfect equilibrium in a bargaining model. *Economica*, 50, 97–109.
- Santamäki-Vuori, T. ja Parviainen, S. (1996) The labour market in Finland. Palkansaajien tutkimuskeskuksen julkaisu 64, Helsinki.
- Sapsford, D. ja Tzannatos, Z. (1990) Labour economics: an overview of some recent theoretical and empirical developments. Teoksessa Sapsford, D. ja Tzannatos, Z. (toim.) *Current issues in labour economics*, Macmillan, Lontoo, 1–6.
- Svejnar, J. (1986) Bargaining power, fear of disagreement, and wage settlements: theory and evidence from U.S. industry. *Economica*, 54, 1055–1078.
- Torsti, E. (1989) Monopoliliitto, hinta-palkka -malli ja mallikonsistenttihinnaodotukset. Elinkeinoelämän tutkimuslaitos. Helsinki.
- Tyrväinen, T. (1988) Palkat ja työllisyys järjestäytyneillä työmarkkinoilla. Suomen Pankki, D:68, Helsinki.
- Tyrväinen, T. (1991) Unions, wages and employment: evidence from Finland. Suomen Pankin keskustelualoitteita, No. 16.
- Tyrväinen, T. (1995) Wage determination, taxes, and employment: evidence from Finland. Suomen Pankki, E:3, Helsinki.
- Tyrväinen, T. (1996) Kaikki mitä oletkaan aina halunnut tietää NAIRU' sta – mutta et ole rohjennut kysyä. *Kansantaloudellinen aikakauskirja*, 92, 436–446.
- Ulph, A. ja Ulph, D. (1990) Union bargaining: a survey of recent work. Teoksessa Sapsford, D. ja Tzannatos, Z. (toim.) *Current issues in labour economics*, Macmillan, Lontoo, 86–125.
- Ursin, A. af (1991) An empirical study of wage formation in Finnish manufacturing industry. Helsingin Kauppakorkeakoulun julkaisuja B-111.
- Varian, H. R. (1990) *Intermediate microeconomics* (2. ed). Norton, New York.

LIITE 1. MONOPOLIUNIONIMALLIN RATKAISUN JOHTAMINEN

Tarkastellaan lähemmin monopoliunionimallin tasapainoratkaisun johtamista, kun oletetaan että ammattiliitto maksimoi edustavan työntekijän odotettua hyötyä

$$(L1.1) \quad \max_w EU = \frac{n}{t}u(w) + \left(1 - \frac{n}{t}\right)u(b)$$

rajoitteena työn kysyntärelaatio $pq'(n)=w$. Rajoite voidaan kirjoittaa myös muodossa $n^*=n(w^*/p)$, sillä ammattiliiton asetettua itselleen optimaalisen palkkatason w^* yritys valitsee monopoliunionimallissa sitä vastaavan optimaalisen työn kysynnän n^* yrityksen kysyntärelaatiolta. Oletetaan vielä hintatason olevan vakio ($p=1$). Tällöin maksimointiongelma voidaan kirjoittaa muodossa

$$(L1.2) \quad \max_w \frac{n(w)}{t}u(w) + \left(1 - \frac{n(w)}{t}\right)u(b).$$

Kun maksimointi suoritetaan saadaan ensimmäisen asteen ehdoksi

$$(L1.3) \quad \frac{n'(w)u(w) + n(w)u'(w)}{t} - \frac{n'(w)u(b)}{t} = 0.$$

Kerrotaan yhtälö (L1.3) puolittain t :llä ($t>0$) ja järjestellään termejä, jolloin saadaan yhtälö muotoon

$$(L1.4) \quad n'(w)[u(w)-u(b)] + n(w)u'(w) = 0.$$

Siirretään termi $n(w)u'(w)$ oikealle puolelle ja jaetaan yhtälö puolittain positiivisella termillä $u(w)-u(b)$, jolloin saadaan yhtälö muotoon

$$(L1.5) \quad n'(w) = -\frac{n(w)u'(w)}{u(w)-u(b)}.$$

Kerrotaan vielä molemmat puolet termillä $-w/n(w)$, jolloin saadaan tutkimuksen osiossa 3.1 esiintyvä yhtälö (4.4):

$$(L1.6) \quad -\frac{wn'(w)}{n(w)} = \frac{wu'(w)}{u(w)-u(b)}$$

missä $-wn'(w)/n(w)=\epsilon$ eli työn kysynnän jousto palkan w suhteen.

LIITE 2. MONOPOLIUNIONIMALLIN YKSI TIETTY EKSPLISIITTINEN RATKAISU

McDonald ja Solow (1981, 889) käsittelevät monopoliunionimallin eksplisiittistä ratkaisemista, kun työn kysyntä on vakiojoustoista ja ammattiliiton hyötyfunktio on muotoa $U(w)=w^\lambda/\lambda$, missä vakio $\lambda < 1$. He eivät kuitenkaan johda artikkelissaan optimointiongelman ratkaisua vaan antavat sen suoraan. Tarkastellaan kuinka tällainen tyypillinen optimointiongelma ratkaistaan vaihe vaiheelta. Menettelyä voidaan soveltaa myös right-to-manage ja efficient bargaining -malleissa.

Oletetaan, että yritysten tuotantofunktio on Cobb-Douglas -muotoa $q(n)=An^\alpha$, missä $A (>0)$ on teknologista kehitystä kuvaava vakio. Vakio α kuuluu avoimelle välille $(0,1)$, jolloin $q'(n)=\alpha An^{\alpha-1} > 0$ ja $q''(n)=(\alpha-1)\alpha An^{\alpha-2} < 0$. Eli työvoimalla on positiivinen mutta aleneva rajatuottavuus. Vastaavanlaisen oletuksen ovat tehneet McDonald (1987, 141) sekä Nickell ja Wadhvani (1990, 497). Oletetaan lisäksi, että ammattiliiton hyötyfunktio on muotoa $U(w)=w^\lambda/\lambda$, missä $\lambda < 1$, jolloin $U'(w)=w^{\lambda-1} > 0$ ja $U''(w)=(\lambda-1)w^{\lambda-2} < 0$. Johdetaan monopoliunionimallin palkkaratkaisu. Nyt tuotantofunktiosta saadaan yrityksen optimointiehto $pq'(n)=w$ muotoon $\alpha An^{\alpha-1}=w$ kun oletetaan $p=1$. Yrityksen optimointiehdosta saadaan työn kysyntärelaatio ratkaisemalla n :

$$(L2.1) \quad n(w) = \left(\frac{w}{\alpha A} \right)^{1/(\alpha-1)}.$$

Siitä saadaan työn kysynnän palkkajoustoksi

$$(L2.2) \quad \frac{\partial n / \partial w}{n / w} = \frac{1}{\alpha - 1},$$

koska työn kysyntäfunktio on Cobb-Douglas -muotoa, tai laskemalla

$$(L2.3) \quad \frac{\partial n}{\partial w} = \frac{1}{\alpha A} \left(\frac{1}{\alpha - 1} \right) \left(\frac{w}{\alpha A} \right)^{[1/(\alpha-1)-1]} = \frac{1}{\alpha - 1} (\alpha A)^{-1/(\alpha-1)} w^{[1/(\alpha-1)-1]}$$

$$(L2.4) \quad \frac{n}{w} = \frac{1}{w} \left(\frac{w}{\alpha A} \right)^{1/(\alpha-1)} = (\alpha A)^{-1/(\alpha-1)} w^{[1/(\alpha-1)-1]},$$

joista saadaan jakamalla palkkajoustoksi $1/(\alpha-1)$ kuten pitikin.

Merkitään $\epsilon = -1/(\alpha-1)$ ja käytetään ammattiliiton hyötyfunktiona funktiota $U(w)=w^\lambda/\lambda$ (missä $\lambda < 1$). Monopoliunionimallin reaali-palkkaratkaisuksi saadaan tällöin (vrt. yhtälö 4.4):

$$(L2.5) \quad \epsilon = \frac{wU'(w)}{[U(w) - U(b)]} = w\lambda \frac{w^{\lambda-1}}{\lambda} \left(\frac{w^\lambda}{\lambda} - \frac{b^\lambda}{\lambda} \right)^{-1} = \frac{\lambda w^\lambda}{w^\lambda - b^\lambda},$$

josta saadaan ratkaistua $\frac{\lambda}{\epsilon} = 1 - \left(\frac{b}{w} \right)^\lambda$ eli

$$(L2.6) \quad \frac{w}{b} = \left(1 - \frac{\lambda}{\epsilon} \right)^{-1/\lambda}.$$

Ratkaisusta nähdään ammattiliiton monopolipalkan ja vaihtoehtoisten ansioiden välinen suhde. Esimerkiksi jos $\epsilon=1/4$ ja $\lambda=-2$ niin $w=3b$. Sijoittamalla ratkaisu työn kysyntärelaatioon saadaan sitä vastaava työllisyyden taso.

LIITE 3. BOOTHIN RIGHT-TO-MANAGE -MALLIN RATKAISUN JOHTAMINEN

Tarkastellaan Boothin (1995) right-to-manage -mallin ratkaisemista, kun $p=1$:

$$(L3.1) \quad \max_w B = \left\{ \frac{n(w)}{t} [u(w) - u(b)] \right\}^\beta \{q(n(w)) - wn(w)\}^{(1-\beta)} \quad \text{sitén, että } q'(n) = w.$$

Merkitään $E=n(w)[u(w)-u(b)]/t$ ja $F=q(n(w))-wn(w)$ laskujen yksinkertaistamiseksi. Nyt optimointiongelma (L3.1) voidaan kirjoittaa lyhyesti:

$$(L3.2) \quad \max_w B = E^\beta F^{(1-\beta)} \quad \text{sitén, että } q'(n) = w.$$

Osittaisderivoidaan B:tä palkkojen w suhteen ja asetetaan se nolllaksi:

$$(L3.3) \quad B_w = \beta E^{(\beta-1)} F^{(1-\beta)} E_w + (1-\beta) E^\beta F^{-\beta} F_w = 0.$$

Kerrotaan saatu yhtälö (L3.3) termillä $E^{-\beta} F^{(\beta-1)} > 0$, jolloin ensimmäisen asteen ehto saadaan muotoon:

$$(L3.4) \quad \beta E^{-1} E_w + (1-\beta) F^{-1} F_w = 0.$$

Nyt $E_w = n'(w)[u(w)-u(b)]/t + u'(w)n(w)/t$ ja $F_w = n'(w)[q'(n)-w] - n(w) = -n(w)$, koska optimissa yritys asettaa työllisyyden sitén, että $q'(w) - w = 0$. Sijoittamalla yhtälöön (L3.4) saadaan

$$(L3.5) \quad \left(\frac{\beta t}{n(w)[u(w) - u(b)]} \right) \left(\frac{n'(w)[u(w) - u(b)]}{t} + \frac{u'(w)n(w)}{t} \right) + (1-\beta) \left(\frac{1}{q(n(w)) - wn(w)} \right) [-n(w)] = 0.$$

Supistetaan ja järjestellään termejä, jolloin yhtälö (L3.5) saadaan muotoon

$$(L3.6) \quad \beta \left(\frac{n'(w)}{n(w)} + \frac{u'(w)}{[u(w) - u(b)]} \right) = (1-\beta) \left(\frac{1}{q(n(w)) - wn(w)} \right) n(w).$$

Kerrotaan yhtälö (L3.6) w :llä ja järjestellään, jolloin saadaan

$$(L3.7) \quad \beta \left(\frac{wn'(w)}{[u(w) - u(b)]} \right) = -\beta \left(\frac{wn'(w)}{n(w)} \right) + (1-\beta) \left(\frac{wn(w)}{q(n(w)) - wn(w)} \right),$$

mikä vastaa yhtälöä (5.4) varsinaisessa tekstissä, kun oletetaan että $\epsilon = -wn'(w)/n(w)$.

LIITE 4. MCDONALD JA SOLOWIN EFFICIENT BARGAINING -MALLIN RATKAISUN JOHTAMINEN

Tarkastellaan McDonaldin ja Solowin (1981) efficient bargaining -mallin ratkaisemista vaihe vaiheelta: Kirjoitetaan McDonald ja Solowin (1981) optimointiongelma muodossa:

$$(L4.1) \quad \max_{w,N} B = [R(N) - wN][U(w) - U(b)]N.$$

Osittaisderivoidaan B:tä palkkojen w ja työllisyyden N suhteen, jolloin saadaan ensimmäisen asteen ehdot (tulon derivointisäännöllä):

$$(L4.2) \quad \partial B / \partial w = -N(U(w) - U(b))N + (R(N) - wN)U'(w)N = 0$$

$$(L4.3) \quad \partial B / \partial N = (R'(N) - w)(U(w) - U(b))N + (R(N) - wN)(U(w) - U(b)) = 0.$$

Johdetaan ensin "vuokran jakokäyrän" yhtälö. Kirjoitetaan yhtälö (L4.3) muodossa

$$(L4.4) \quad \{[R'(N) - w]N + R(N) - wN\} \{U(w) - U(b)\} = 0,$$

joka supistuu muotoon

$$(L4.5) \quad R'(N)N + R(N) - 2wN = 0,$$

sillä oletuksen mukaan $U(w) - U(b) > 0$. Nyt yhtälöstä (L4.5) saadaan tekstissä oleva ratkaisu (ks. yhtälö 5.11):

$$(L4.6) \quad w = \frac{1}{2}(R / N + R'(N)).$$

Sopimuskäyrä saadaan kirjoittamalla yhtälö (L4.4) muodossa

$$(L4.7) \quad R(N) - wN = -(R'(N) - w)N,$$

ja sijoittamalla se yhtälöön (L4.2), jolloin saadaan toinen ensimmäisen asteen ehto muotoon

$$(L4.8) \quad -N[U(w) - U(b)]N - [R'(N) - w]N[U'(w)]N = 0,$$

josta ratkaisemalla $w - R'(N)$ saadaan lopullinen varsinaisessa tekstissä oleva muoto (ks. yhtälö 5.12):

$$(L4.9) \quad w - R'(N) = \frac{U(w) - U(b)}{U'(w)}.$$

LIITE 5. BOOTHIN EFFICIENT BARGAINING -MALLIN RATKAISUN JOHTAMINEN

Booth (1995) käyttää efficient bargaining -mallin ratkaisemiseen yleistettyä Nash-neuvotteluratkaisua:

$$(L5.1) \quad \max_{w, n} B = \left\{ \frac{n}{t} [u(w) - u(b)] \right\}^\beta \{pq(n) - wn\}^{(1-\beta)}.$$

Merkitään $E = [u(w) - u(b)]n/t$ ja $F = pq(n) - wn$ laskujen yksinkertaistamiseksi. Nyt optimointiongelma (L5.1) voidaan kirjoittaa lyhyesti:

$$(L5.2) \quad \max_{w, n} B = E^\beta F^{(1-\beta)}.$$

Osittaisderivoidaan B:tä palkkojen w ja työllisten lukumäärän n suhteen ja asetetaan saadut ratkaisut nollan suuruiseksi:

$$B_w = \beta E^{(\beta-1)} E_w F^{(1-\beta)} + (1-\beta) E^\beta F^{-\beta} F_w = 0$$

$$B_n = \beta E^{(\beta-1)} E_n F^{(1-\beta)} + (1-\beta) E^\beta F^{-\beta} F_n = 0.$$

Kerrotaan molemmat yhtälöt termillä $E^{-\beta} F^{(\beta-1)} > 0$, jolloin ensimmäisen asteen ehdot saadaan muotoon:

$$(L5.3) \quad \beta E^{-1} E_w + (1-\beta) F^{-1} F_w = 0$$

$$(L5.4) \quad \beta E^{-1} E_n + (1-\beta) F^{-1} F_n = 0.$$

Nyt koska osittaisderivaatat $E_w = u'(w)n/t$, $E_n = [u(w) - u(b)]/t$, $F_w = -n$ ja $F_n = pq'(n) - w$, niin yhtälöt (L5.3) ja (L5.4) voidaan kirjoittaa sieventämisen jälkeen muotoissa:

$$(L5.5) \quad \beta[pq(n) - wn] = (1-\beta)n[u(w) - u(b)]/u'(w)$$

$$(L5.6) \quad \beta[pq(n) - wn] = -(1-\beta)n[pq'(n) - w].$$

Asettamalla nämä yhtä suuriksi saadaan sopimuskäyrä (vrt. yhtälö 5.15)

$$(L5.7) \quad pq'(n) = w - [u(w) - u(b)]/u'(w).$$

Yhtälöstä (L5.6) saadaan kertomalla $1/[(1-\beta)n]$:

$$(L5.8) \quad pq'(n) - w = [\beta/(1-\beta)][w - pq(n)/n].$$

Ratkaistaan yhtälö (L5.8) w :n suhteen. Kerrotaan yhtälö termillä $-(1-\beta)$:

$$-(1-\beta)[pq'(n) - w] = -\beta[w - pq(n)/n],$$

ja siirrellään termejä:

$$(1-\beta)w + \beta w = (1-\beta)pq'(n) + \beta pq(n)/n.$$

Tästä saadaan lopullinen muoto vuokran jakokäyrälle (vrt. yhtälö 5.14):

$$(L5.9) \quad w = \beta pq(n)/n + (1-\beta)pq'(n).$$

LIITE 6. NAIRU JA ERI LAISET TYÖTTÖMYYSKÄSITTEET

Milton Friedman toi vuonna 1968 artikkelissaan "The Role of Monetary Policy" kirjallisuuteen käsitteen "luonnollinen työttömyysaste" (natural rate of unemployment). Myöhemmin siitä kehittyi uusi käsite, NAIRU (non-accelerating inflation rate of unemployment). Friedman määritteli "luonnollisen työttömyysasteen" sellaiseksi työttömyydeksi, joka on sopusoinnussa reaali-palkkatasojen tasapainon kanssa. NAIRU viittaa eksplisiittisesti tasapainoon, jonka vallitessa inflaatio pysyy vakaana.¹ (Tyrväinen 1996, 436.)

Viime vuosina on alettu korostaa, että NAIRU voi olla erilainen lyhyellä ja pitkällä aikavälillä siten, että lyhyen aikavälin NAIRUn dynamiikkaa hallitsee sopeutuminen kohti pitkän aikavälin NAIRUa (Tyrväinen 1996, 438; ks. myös Layard, Nickell & Jackman 1991 ja 1995). OECD:ssa puhtaasti rakenteellisista tekijöistä johtuvaa työttömyyttä kutsutaan "rakenteelliseksi työttömyysasteeksi" (structural unemployment rate), joka on siis pitkän aikavälin tasapainotyöttömyys, kun taas NAIRU on sopeutumiseen liittyvä käsite, jolla on analyyttistä merkitystä lähinnä arvioitaessa "nopeutta", jolla työttömyyttä voidaan alentaa ilman inflaation kiihtymistä.

NAIRUun vaikuttavat sekä rakenteelliset että kokonaiskysynnän shokit. Vaikka NAIRUlla on oma dynamiikkansa, pitemmällä aikavälillä se sopeutuu kohti rakenteellista työttömyyttä. Tyrväisen (1996) mukaan OECD:n terminologiassa rakenteellinen työttömyys vastaa melko tarkasti Friedmanin alkuperäistä luonnollisen työttömyyden käsitettä samoin kuin Layardin ym. käsitettä pitkän aikavälin NAIRU: Tyrväinen (1996, 439) kirjoittaa artikkelissaan: "Uuden terminologian mukainen NAIRU lienee lähellä aikaisemmin käytettyä käsitettä lyhyen aikavälin NAIRU, jolloin inflaation vaihtelulla oli keskeinen sija analyysissä. Kun taas rakenteellisista kysymyksistä puhuttaessa on väistämättä kohdistettava huomio pitkän aikavälin muutoksiin." Tyrväinen (1996, 439) on laatinut myös käsitteistä selventävän taulukon:

Taulukko L6.1. Eräitä työttömyyskäsitteitä ja niiden käyttäjiä (Tyrväinen 1996, 439)

	Milton Friedman, 1968	1970 ja 1980 - lukujen standardi kirjallisuus	Layard, Nickell & Jackman (1991)	OECD
Pitkän aikavälin tasapaino	Natural Unemployment Rate	..	Long-run NAIRU	Structural Unemployment Rate
Lyhyen aikavälin (inflaatio) tasapaino	..	NAIRU	Short-run NAIRU	NAIRU

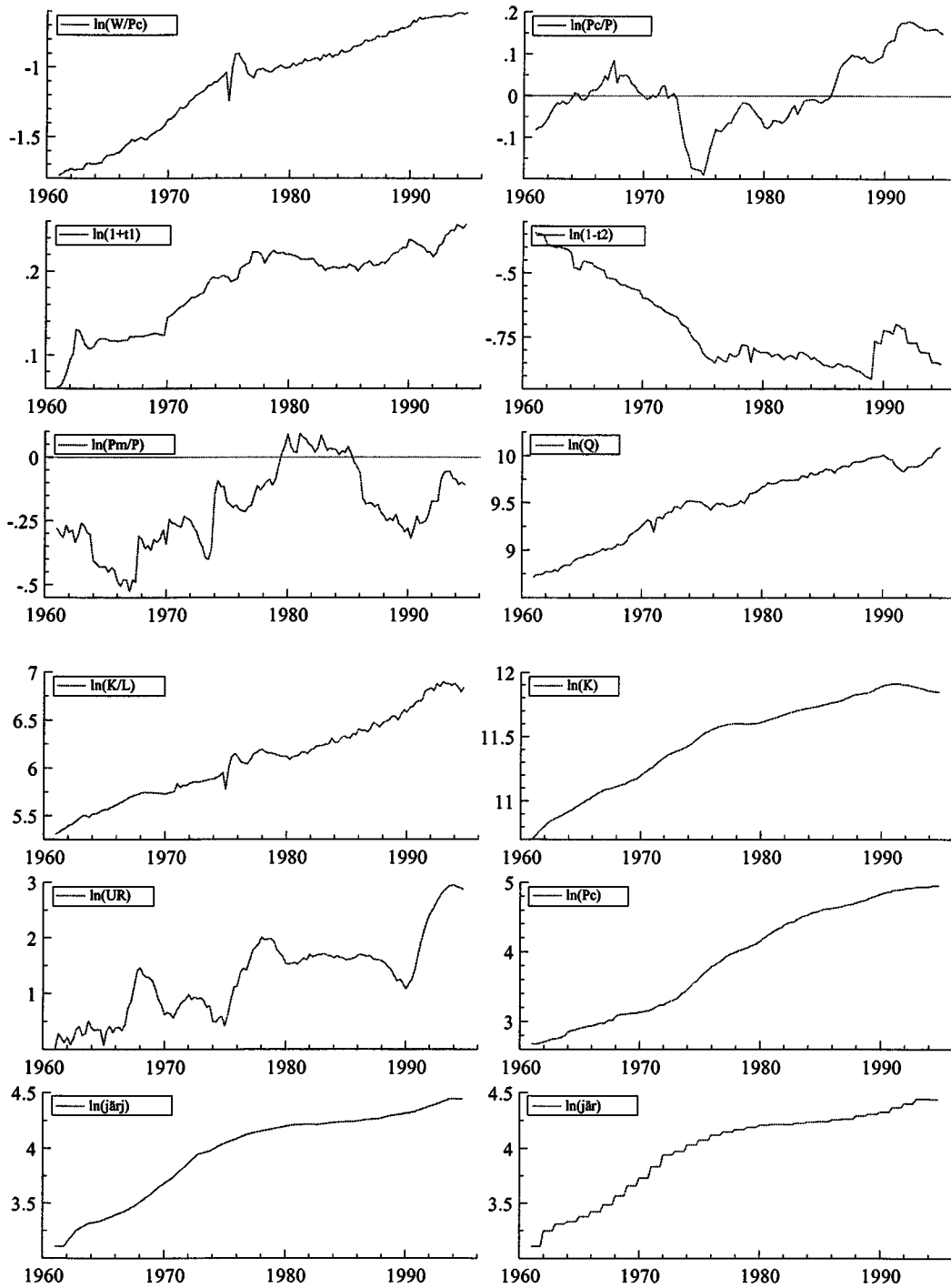
¹ Työttömyyden ja inflaation välistä yhteyttä voidaan kuvata Phillips-relaatiolla, joka kertoo inflaation kiihtyvän (laskevan) kun työttömyys alenee (nousee). Phillips-relaation on kuitenkin useissa tutkimuksissa todettu olevan pitkällä aikavälillä pystysuora.

LIITE 7. EMPIIRISESSÄ TUTKIMUKSESSA KÄYTETYT MUUTTUJAT

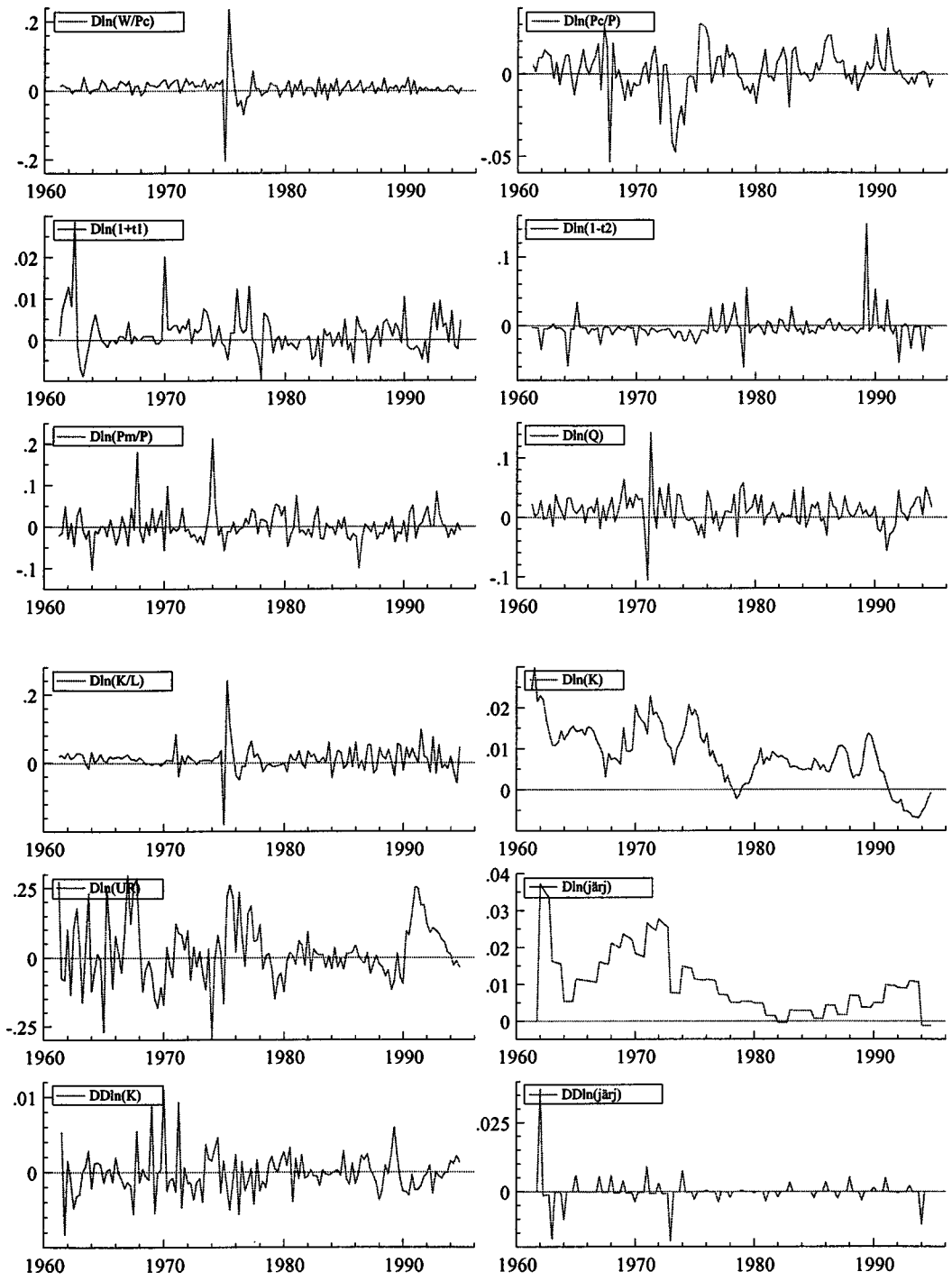
Tutkimuksessa käytetty aineistona Suomen Pankin neljännesvuosittaista BOF4-tietokantaa vuosilta 1961–1994 ellei toisin mainita. Alla kuvatuista muuttujista on lisäksi otettu luonnolliset logaritmit.

- W/P_c : teollisuuden reaalin keskimääräinen kulutuslasku, joka on muodostettu kaavalla: $(WR4/LH4)/CPI$, missä $WR4$ on teollisuuden nimellinen palkkasumma, $LH4$ on teollisuudessa tehdyt työtunnit ja CPI on kuluttajahintaindeksi (vastaa teoreettista suuretta P_c). Estimoinnissa käytetty muuttujaa $\ln(W/P_c) = \ln(W/P_c)$.
- τ_1 : työntantajien sosiaaliturvamaksu, joka saadaan suoraan BOF4-aikasarjasta SOCCR4 (=sosiaalivakuutusmaksukertymä/palkkasumma). Estimoinnissa käytetty muuttujaa $\ln(1+\tau_1) = \ln(1+\tau_1)$.
- τ_2 : marginaalinen tuloveroaste, joka on BOF4-aikasarja MTAX. Estimoinnissa käytetty muuttujaa $\ln(1-\tau_2) = \ln(1-\tau_2)$.
- P_c/P : kuluttaja- ja tuottajahintojen suhde, joka on laskettu kaavalla $CPI/P4$, missä $P4$ on teollisuuden tuottajahinta. Estimoinnissa käytetty muuttujaa $\ln(P_c/P)$.
- P_m/P : raaka-aine- ja väliuotepanosten käytön hinta, joita on arvioitu raaka-aineiden ja väliuotteiden tuontihinnoilla: $100(MFLV+MRV)/(MFL+MR)$. Estimoinnissa käytetty muuttujaa $\ln(P_m/P)$.
- Q : tuotantorajoite, jota on arvioitu muuttujalla $GDP4$ eli teollisuuden bruttotuotannolla. Estimoinnissa käytetty muuttujaa $\ln(Q)$.
- K/L : tuottavuusmuuttuja, joka laskettu jakamalla teollisuuden pääomakanta tehdyillä työtunneilla eli $KF4/LH4$. Estimoinnissa käytetty muuttujaa $\ln(K/L)$.
- UR : aggregaattinen työttömyysaste, joka on saatavissa sellaisenaan BOF4-aikasarjasta UR . Estimoinnissa käytetty muuttujaa $\ln(UR)$. Sillä on arvioitu ammattiliiton neuvotteluvoimaa yhdessä muuttujan $\ln(JÄRJ)$ kanssa.
- $JÄRJ$: järjestäytymisaste, joka saadaan jakamalla aggregaattitasolla järjestäytyneiden palkansaajien lukumäärä kaikkien palkansaajien määrällä. Vuosittaiset havainnot on saatu Suomen tilastollisista vuosikirjoista. Kiitos Jaakko Pehkoselle, että antoi ne käyttööni. Vuosittaiset havainnot olen muuttanut neljännesvuosittaiseksi $JÄRJ$ -muuttujaksi lineaarikombinaatiolla:
- $$\begin{aligned} Y_{s1} &= (3/4)Y_{s1-1} + (1/4)Y_{s4} \\ Y_{s2} &= (2/4)Y_{s1-1} + (2/4)Y_{s4} \\ Y_{s3} &= (1/4)Y_{s1-1} + (3/4)Y_{s4} \\ Y_{s4} &= Y_{s4} \end{aligned}$$
- missä Y kuvaa aikasarjaa, jossa vuosihavainnot on sijoitettu vuoden jokaiselle neljännekselle. Alaindeksi s kuvaa vuosineljänneksiä: esimerkiksi $s1$ kuvaa ensimmäistä neljänneksiä ja $s1-1$ kuvaa edellisen vuoden viimeistä eli neljännettä neljänneksiä. Estimoinnissa käytetty muuttujaa $\ln(JÄRJ)$.
- t : teknologinen kehitys, jota on mallinnettu aikatrendin avulla.
- $DSTAB$: dummy-muuttuja, joka saa arvon 1 vakautuskaudella 1968Q2–1970Q4, muutoin saa arvon 0.
- $DSTEP$: dummy-muuttuja, joka saa arvon 1 tulopoliittisella aikakaudella 1968Q1–1994Q4, muutoin saa arvon 0.

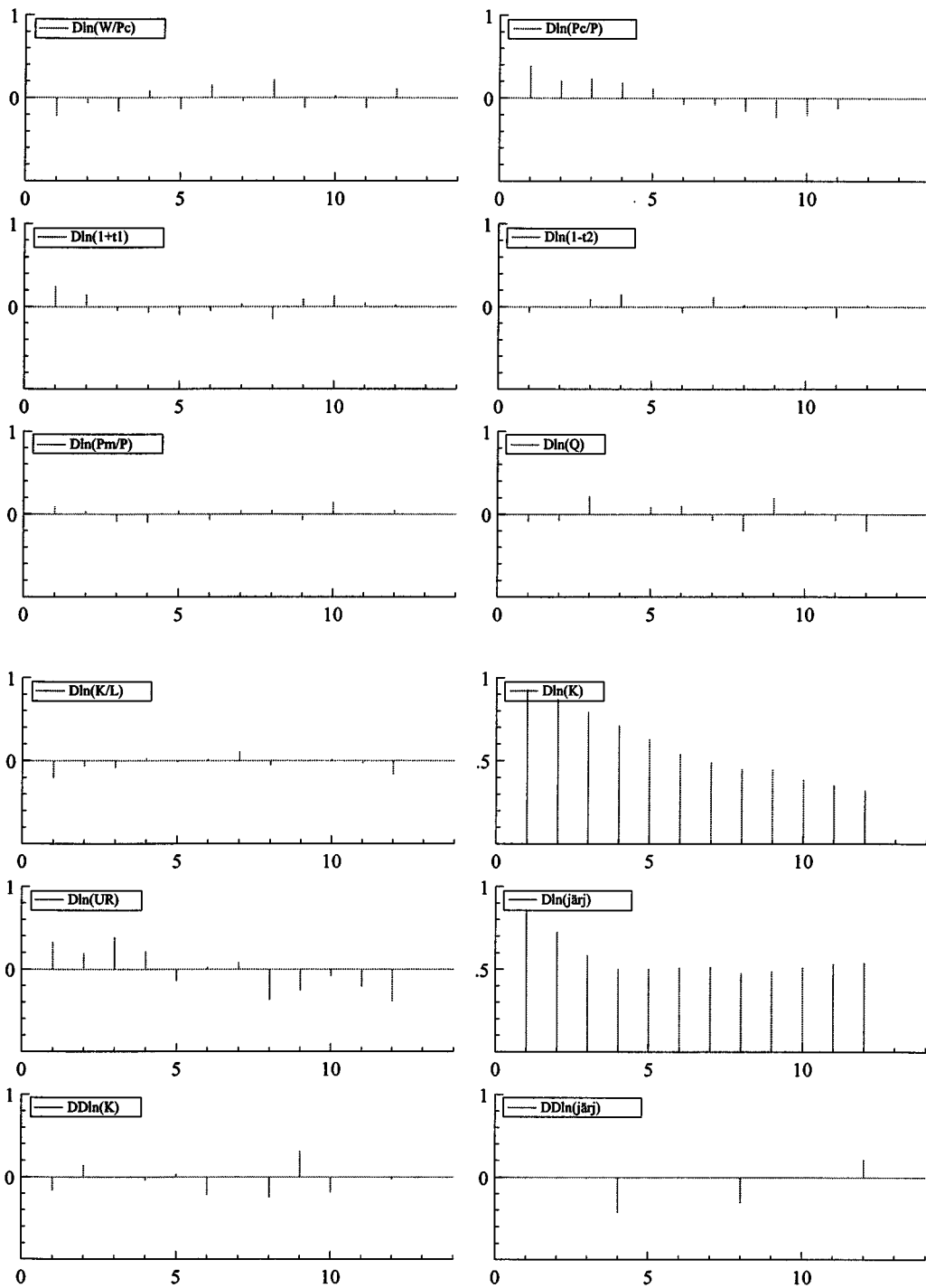
LIITE 8. MUUTTUJIEN AIKASARJAT



LIITE 9. DIFFERENSSIMUUTTUIJEN AIKASARJAT

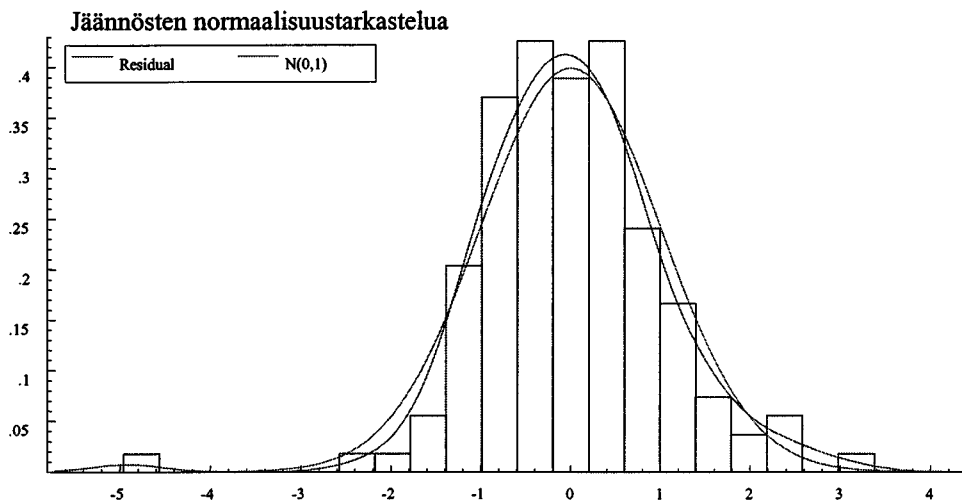
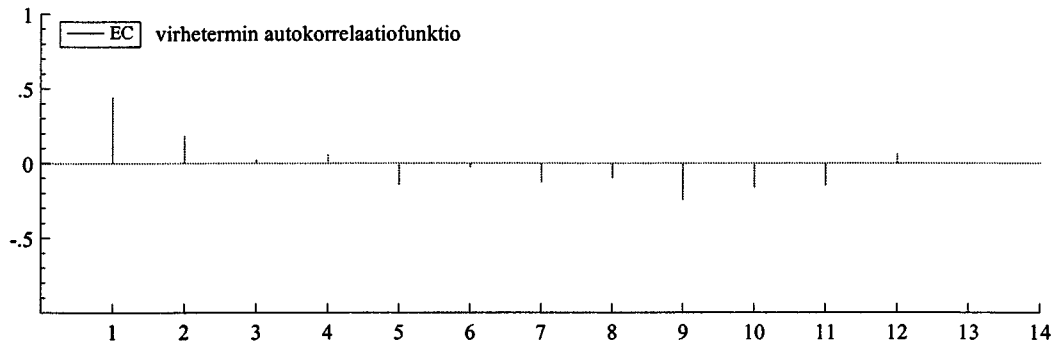
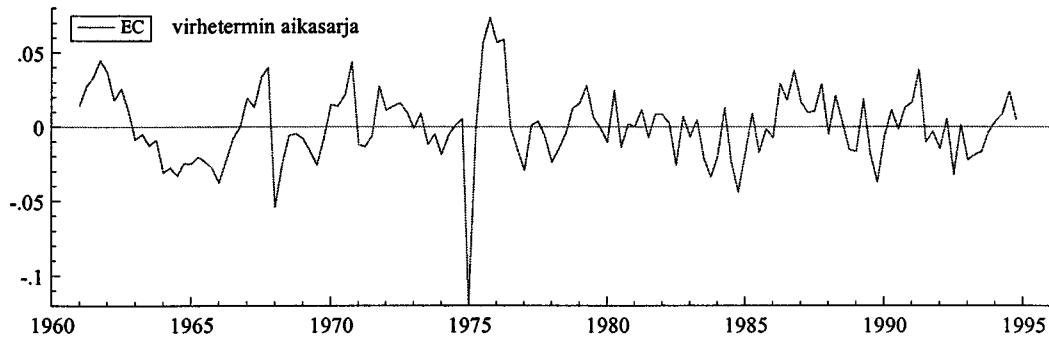
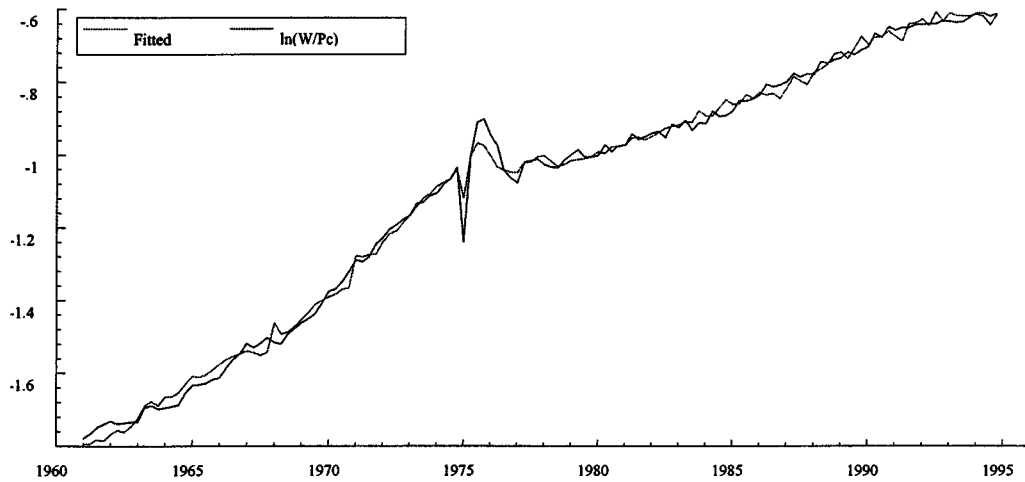


LIITE 10. DIFFERENSSIMUUTTUJEN AUTOKORRELAATIO- FUNKTIOT



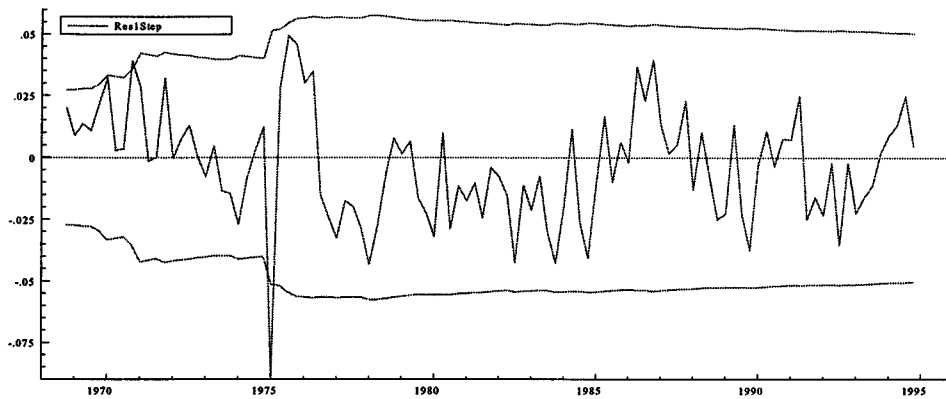
LIITE 11. STAATTISEN MALLIN KUVAAJIA

Staattisen mallin todelliset ja ennustetut arvot

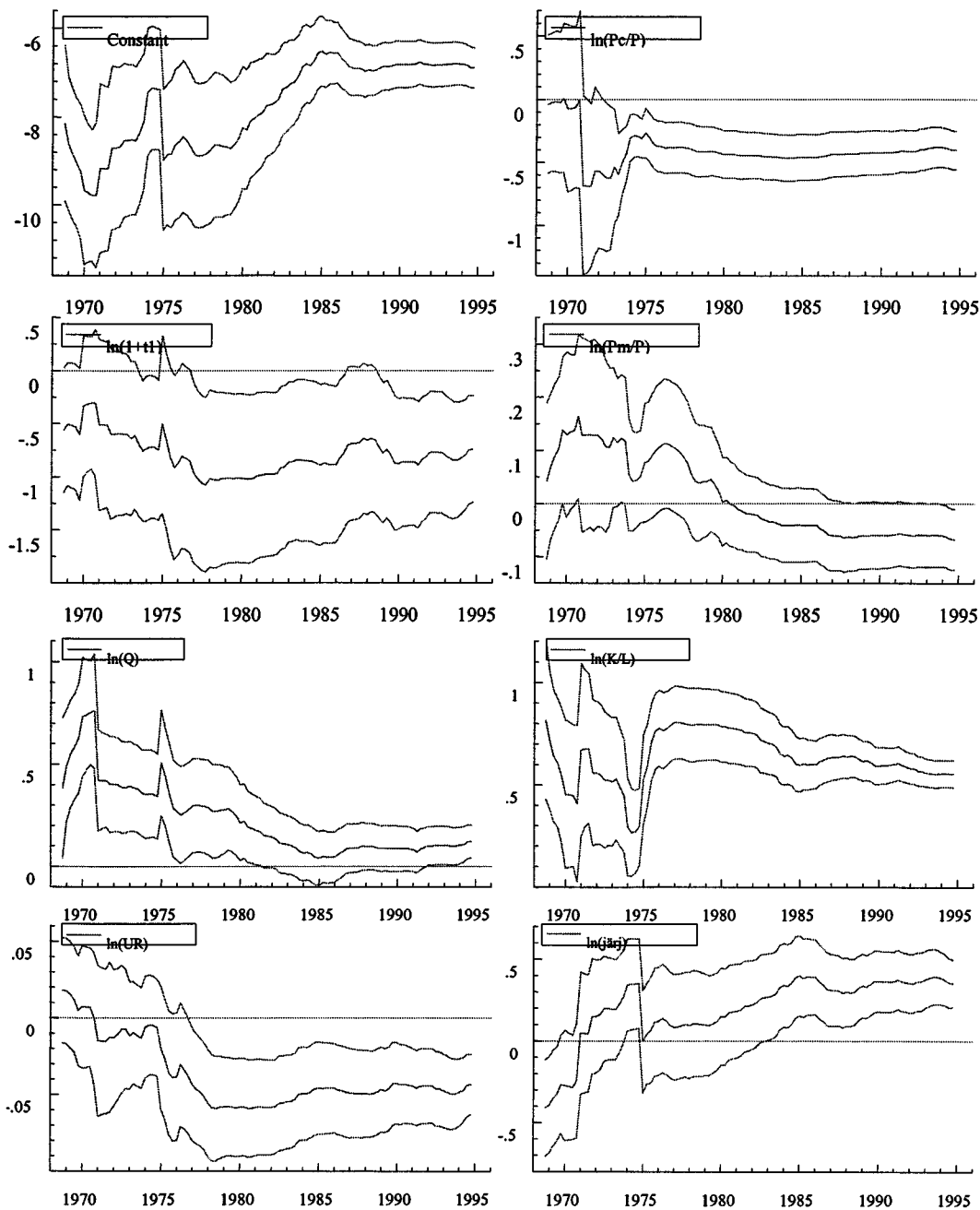


LIITE 12. STAATTISEN MALLIN REKURSIIVISTA GRAFIIKKAA

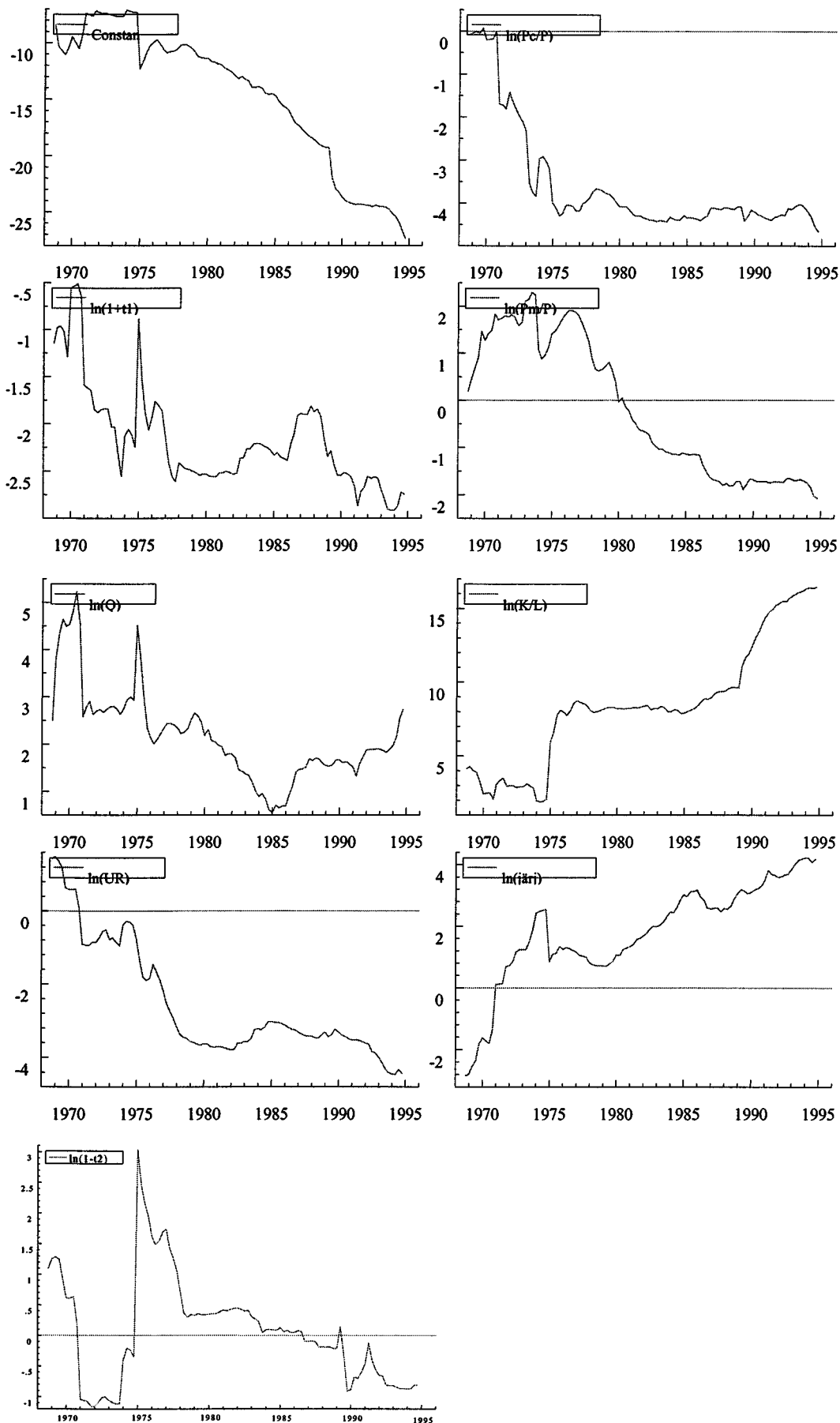
Yhden askeleen jäännökset



Parametriarvojen rekursiivinen kehitys

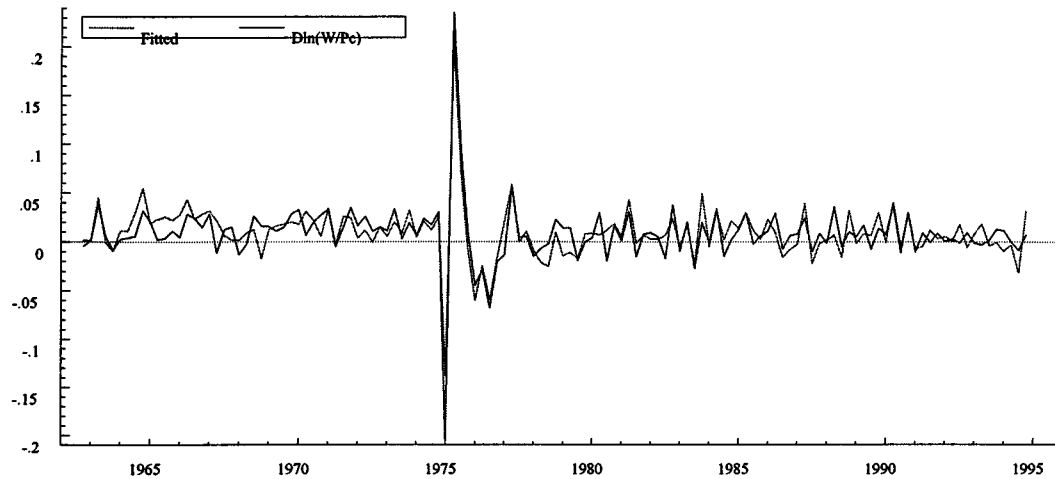


T-arvojen rekursiivinen kehitys, kun mallissa nyt mukana myös $\ln(1-t_2)$

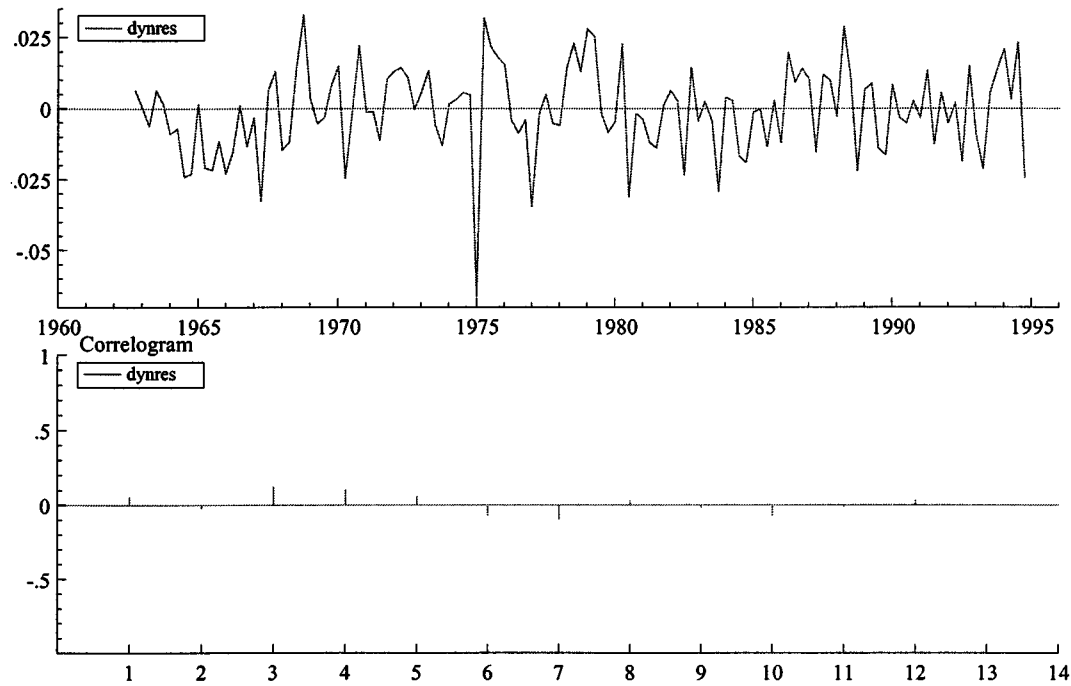


LIITE 13. DYNAAMISEN MALLIN KUVAAJIA

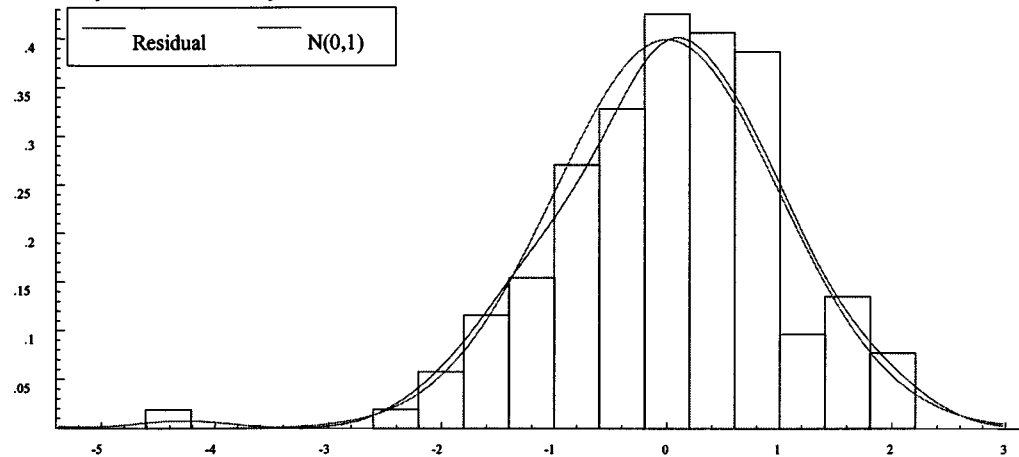
Todelliset ja havaitut arvot



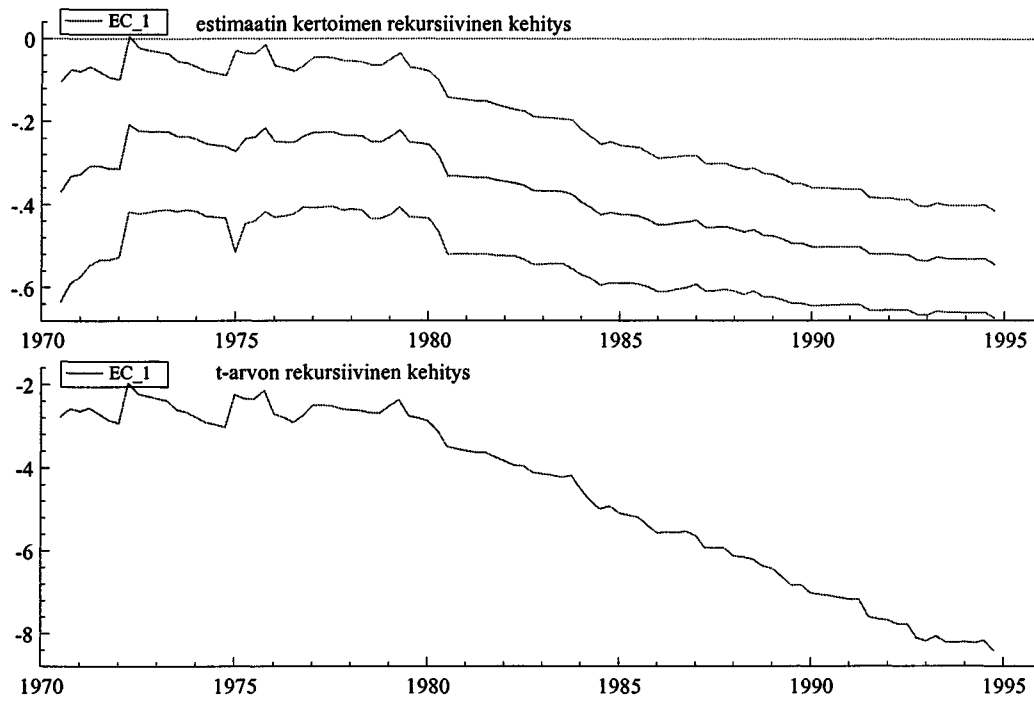
Jäännösaikasarja ja sen autokorrelaatiofunktio



Dynaamisen mallin jäännöksen normaalisuustarkastelua



LIITE 14. DYNAAMISEN MALLIN REKURSIIVISTA GRAFIIKKAA



Yhden askeleen jäännökset

