Kansantaloudellinen aikakauskirja — 87. vsk. — 4/1991

Artikkeleita

Empiiriset palkkayhtälöt — tuloksia 1980- luvun tutkimuksista*

JAAKKO PEHKONEN

Kirjoituksessa tarkastellaan Suomen työmarkkinoita analysoivia empiirisiä palkkayhtälöitä. Palkkayhtälöitä tutkivaan katsaukseen on tarvetta ainakin kahdesta eri syystä. Ensiksi palkanmuodostusta analysoivien empiiristen tutkimusten määrä lisääntyi merkittävästi 1980-luvulla. Kun 1970-luvun palkkayhtälöitä analysoivissa *Blomqvistin* (1984) ja *Tyrväisen* (1982, 1984) katsauksissa tarkastellaan keskimäärin noin 10 erillistä palkkayhtälöä, niin tähän katsaukseen sisältyvien palkkayhtälöiden määrä on 26. Toiseksi yleinen kiinnostus palkanmuodostustukseen vaikuttavia tekijöitä kohtaan on lisääntynyt viime aikoina. Empiiristen palkkayhtälöiden systemaattinen tarkastelu voi siten antaa lisävalaistusta esimerkiksi työttömyyden reaalipalkkavaikutuksista ja verotuksen kohtaannosta käytyyn keskusteluun. Katsauksessa tarkasteltujen palkkayhtälöiden empiiriset tulokset voidaan jakaa kolmeen eri ryhmään: tuloksiin, joita voidaan pitää suhteellisen luotettavina ja joista on jonkinasteinen yksimielisyys; tuloksiin, jotka ovat kvalitatiivisesti yhdensuuntaisia, mutta joiden kvantitatiivisesta merkityksestä ei ole luotettavaa käsitystä; ja tuloksiin, joiden luotettavuutta on tutkimustulosten vähäisyyden vuoksi toistaiseksi hyvin vaikeaa arvioida. Ensimmäiseen ryhmään kuuluvat palkanmuodostuksen ja tuottavuuden sekä palkanmuodostuksen ja työttömyyden välistä suhdetta käsittelevät tulokset. Toiseen ryhmään kuuluvat tulokset tuloverojen, sosiaalivakuutusmaksujen ja suhteellisten hintojen reaalipalkkavaikutuksista. Kolmanteen ryhmään kuuluvat puolestaan työaikamuutosten reaalipalkkavaikutukset sekä palkanmuodostusta ja työmarkkinoiden instituutioiden yhteyksiä valottavat tulokset.

1. Empiiriset palkkayhtälöt

Katsauksessa tarkastellaan 26 palkkayhtälöä, jotka on estimoitu 1980-luvulla. Yleiskuvan saamiseksi eri tutkimuksien pääpiirteet on koottu *taulukkoon 1*. Koska mukaanotettujen tutkimusten kokonaismäärä on varsin korkea, niitä ei esitellä yksittäin, vaan niiden keskeisiä ominaispiirteitä kommentoidaan lyhyesti.[1]

* Kirjoitus perustuu Kansantaloustieteen päivillä Turussa 13. 2. 1991 pidettyyn esitelmään sekä Jyväskylän yliopiston työelämän tutkimusyksikön julkaisusarjassa julkaistuun tutkimukseen (*Pehkonen*, 1991). Kiitän Tor *Erikssonia*, Erkki *Koskelaa* ja Timo *Tyrväistä* kommenteista. Kirjoituksen kaikista puutteista ja epäselvyyksistä vastaan kuitenkin itse.

[1] Koska yksittäisten tutkimusten erillinen analysointi ei tässä kirjoituksessa ole tilanpuuteen takia mahdollista, kiinnostunutta lukijaa pyydetään tutustumaan joko alkuperäisiin tutkimuksiin tai *Pehkosen* (1991) työhön, jossa tarkastellaan myös eri tutkimusten taustalla olevia teoreettisia mallikehikoita. Tarkastelua on rajattu myös siten, että katsaukseen on otettu mukaan vain aikasarja-analyysiin perustuvia ja kokonaispalkkoja analysoivia tutkimuksia. Täten katsauksen ulkopuolelle jäävät palkkaliukumia tai sopimuspalkkojen ja palkkaliukumien välisiä yhteyksiä analysoivat tutkimukset.

Taulukko 1. *Katsauksessa tarkasteltavat tutkimukset.*

Tutkimus	Malli	Selitet-tävä	Aineisto	Periodi	Metodi	Huom.
A (86)	p/e	DW	teo/vuosi	1960—84	OLS	P
B (81)	e/p	DW	teo/vuosi	1959—78	OLS	
B (88)	p/e	DW	agg/vuosi	1960—84	OLS	
K (87)	p/e	DW	teo/vuosi	1964—86	OLS	Swr
P (85)	p/e	DW	agg/vuosi	1960—84	OLS	
S-T (85)	e/p	DW	agg/4-vuosi	1962—79	FIML	ECM
I (84)	mc	DW	teo/vuosi	1960—80	OLS	TSLS
H-H-K (90a)	mc	DW	teo/vuosi	1960—87	OLS	SURE
L-S (88)	mc	DW	teo/2-vuosi	1969—86	OLS	u/b
A (89)	u/s	DW	teo/vuosi	1960—86	TSLS	P
E (88)	u/b	Wr	teo/vuosi	1960—85	OLS	
E-S-V (90)	u/b	Wc	yks/vuosi	1960—85	IV	
H-H-K (90b)	u/m	W	teo/vuosi	1960—87	SURE	N, I
H-H-K (90c)	u/b	Wc	teo/vuosi	1960—87	OLS	DWc
P (88)	u/b	Wp	agg/4-vuosi	1963—85	OLS	3PNS
P (89)	u/b	Wp	agg/4-vuosi	1972—82	IV	
P (90)	u/b	Wc	toim/vuosi	1960—85	OLS	
T (88)	u/b	W	yks/4-vuosi	1965—84	OLS	teo/vuosi
T (91)	u/b	Wr	yks/vuosi	1967—87	OLS	teo/4-vuosi
A-M (88)	u/m	Wr	teo/vuosi	1952—85	NLLS	N
B-L-N (86)	l-n	Wr	teo/vuosi	1953—83	FIML	N
C-N (90)	u/b	DW	teo/vuosi	1962—87	OLS	ECM
J-L-N-W (90)	l-n	Wr	teo/vuosi	1953—85	OLS	
N-S (85)	b/mc	Wp	teo/vuosi	1955—81	NLLS	N
OECD (86)	p/e	DW	yks/2-vuosi	1971—85	TSLS	
OECD (89)	e/p	DW	teo/vuosi	1965—86	OLS	yks

Selitykset: A=Asplund; B=Blomqvist; K=Kokko; P=Pehkonen; S-T=Saikkonen & Teräsvirta; I=Ingberg; H-H-K=Holm, Honkapohja & Koskela; L-S=Lilja & Santamäki; E=Eriksson; E-S-V=Eriksson, Suvanto & Vartia; T=Tyrväinen; A-M=Alogoskoufis & Manning; B-L-N=Bean, Layard &Nickell; C-N=Calmfors & Nymoen; J-L-N-W=Jackman, Layard, Nickell & Wadhwani; N-S=Newell & Symons; p/e=Phillips/EFO-malli; mc=tasapainomalli; u/b=neuvottelumalli; u/m=monopoliliiton malli, u/s=Sarganin ay-malli; l-n=Layard—Nickell -malli; DW=nimellispalkkojen nousuvauhti; Wc=reaalinen kulutuspalkka; Wp=reaalinen tuotepalkka; Wr=reaalipalkka; W=nimellispalkka; yks=yksityinen sektori; teo=teollisuus; agg=koko kansantalous; toim=toimilakohtainen aineisto; ECM=virheenkorjausmalli; N=mallissa mukana työpanosyhtälö; P=mukana hintayhtälö; I=mukana investointiyhtälö; Swr=kynnysmalli.

Empiirisistä palkkayhtälöistä voidaan todeta ensinnäkin, että ammattiliittomalli on yleisin teoriatausta empiiriselle palkkayhtälölle. Katsaukseen sisältyvistä 26 tutkimuksesta aymallikehikkoa on sovellettu kuudessatoista, EFO/ Phillips -kehikkoa seitsemässä ja tasapainolähestymistapaa kolmessa tutkimuksessa. Jos tarkasteluperiodi rajataan siten, että mukaan otetaan vain kaikkein uusimmat tutkimukset, on jako vieläkin selkeämpi. Esimerkiksi vuoden 1987 jälkeen estimoiduista palkkayhtälöistä neljätoista kahdeksastatoista käyttää ay-kehikkoa. Kehitys vastaa nykyistä pohjoismaista suuntausta, jossa korostetaan työmarkkinoiden institutionaalisten piirteiden mukaanottoa palkanmuodostumisprosessia mallitettaessa. Huomattavaa kuitenkin on, että ammattiliiton talousteoriaa soveltavia palkkayhtälöitä ei ole yleensä johdettu ennalta tarkasti määritellystä rakenteellisesta kehikosta, vaan estimoidut palkkayhtälöt ovat ay-teoriaa hyväksikäyttäviä redusoidun muodon yhtälöitä.

Analysoinnin kohteena on yleensä joko tehdasteollisuuden tai yksityisen sektorin palkanmuodostus. Vain viidessä tutkimuksessa tarkastelun kohteena on koko kansantalouden palkat,

ja vain kahdessa käsitellään yksittäisten toimialojen palkanmuodostusprosessia. On kuitenkin huomattava, että palkkojen ohella myös työvoiman kysyntää analysoivissa tutkimuksissa työllisyyttä tarkastellaan varsin usein koko kansantalouden tasolla, vaikka palkkakehitystä on mitattu teollisuussektorin aineistolla

Analysoitava aineisto on useimmiten vuositason aikasarja-aineistoa. Vain *Kokon* (1987), *Tyrväisen* (1988, 1991) ja *Pehkosen* (1988, 1989) sekä *Saikkosen ja Teräsvirran* (1985) töissä käytetään neljännesvuosiaineistoa. OECD:n (1986) ja *Liljan ja Santamäen* (1988) tutkimuksissa analysoidaan puolestaan puolivuotisaineistoa.

EFO/Phillips- ja tasapainoanalyysiin perustuvissa palkkayhtälöissä selitettävänä muuttujana on nimellispalkkojen nousuvauhti. Ay-kehikkoa soveltavissa palkkayhtälöissä selitettävänä muuttujana on yleensä reaalipalkka. Poikkeuksena tähän ovat *Holmin ym.* (1990b) ja *Tyrväisen* (1988) tutkimukset, joissa selitettävänä muuttujana on nimellispalkkataso sekä *Asplundin* (1989) tutkimus, jossa analysoidaan nimellispalkkojen nousuvauhtia.

Palkkojen pitkän aikavälin kehitystä selittävinä muuttujina on yleisimmin käytetty työvoiman tuottavuuskasvua kuvaavia muuttujia, kuten tuotannon ja työpanoksen tai pääoman ja työvoiman -suhdetta. Stationaarisista muuttujista työttömyysaste kuuluu ylivoimaisesti useinmiten palkkayhtälön selittäjien joukkoon.

Monissa tutkimuksissa itse palkkakehitys ei ole päämielenkiinnon kohteena. Esimerkiksi *Asplundin* (1986, 1989), *Holmin ym.* (1990a, 1990b) ja *Ingbergin* (1984) analyyseissä tutkimuskohteena on ennen kaikkea tuloverojen ja sosiaalivakuutusmaksujen nimellispalkkavaikutukset, kun taas *Eriksson* (1988) tarkastelee työttömyyden hysteresis -hypoteesia, *Pehkonen* (1985, 1988, 1989) ja *Blomqvist* (1988) keskittyvät työttömyyskehityksen analysointiin, *Kokko* (1987) Phillips-relaation stabiilisuuteen ja *Saikkonen ja Teräsvirta* (1985) palkka-hinta -dynamiikkaan. Palkanmuodostusta tutkitaan kaikkein selkeimmin *Tyrväisen* (1988, 1991), *Erikssonin ym.* (1990) sekä *Calmforsin ja Nymoenin* (1990) tutkimuksissa.

2. *Palkkakehitys pitkällä aikavälillä*

Taulukkoon 2 on kerätty reaalipalkkojen pitkän aikavälin kasvua selittäviä tekijöitä. Taulukosta on ensin huomattava, että lukuunottamatta EFO-kehikkoon perustuvaa Saikkosen ja Teräsvirran (1985) tutkimusta, siinä on tuloksia vain ay-malleja soveltavista palkkayhtälöistä. Tämä selittyy sillä, että sekä Phillips/ EFO että tasapainomalleissa analyysiin kohteena on yleisesti nimellispalkkojen nousuvauhti eivätkä reaalipalkat ja että näissä malleissa pitkän aikavälin palkkakehitys tulee huomioiduksi lähinnä mallin vakiotermin kautta.

Palkat ja tuottavuus

Reaalipalkkojen trendikasvua selittävänä muuttujana on yleisimmin käytetty joko pääomakanta/työpanos -muuttujaa (*Eriksson*, 1988; *Eriksson ym.*, 1990; *Tyrväinen*, 1991; *Pehkonen*, 1988; *Bean* ym., 1986; *Alogoskoufis ja Manning*, 1988) tai tuotanto/työpanos -muuttujaa (*Calmfors ja Nymoen*, 1990; *Pehkonen*, 1989, 1990; *Saikkonen ja Teräsvirta*, 1985). *Tyrväisen* (1988) työssä selittäjänä on käytetty pääomakanta-muuttujasta ja teknistä kehitystä approksimoivasta trendistä rakennettua indeksiä. *Holmin* ym. (1990b) työssä trendimuuttujana on pääomakanta.[2]

Tuottavuuskehitystä approksimoiva trendimuuttuja on näissä tutkimuksissa keskeinen reaalipalkkojen pitkän aikavälin kasvua selittävä tekijä. Kun trendimuuttujana on käytetty tuotanto/työpanos -muuttujaa, tulokset viittaavat siihen, että muutokset tuottavuudessa välittyvät täysimääräisenä reaalipalkkoihin. Huomattava kuitenkin on, että *Calmforsin ja Nymoenin* (1990) sekä *Saikkosen ja Teräsvirran* (1986) tutkimuksissa tämä tulos johtuu käytetystä mallirakenteesta (virheenkorjausmalli), eikä sitä ole testattu.[3] Kun trendimuuttujana on

[2] Empiiristä käytäntöä, jossa esim. pääomakannasta ja työvoimapanoksesta konstruoidaan tuottavuuskehitystä kuvaava muuttuja, on perusteltu sillä, että vain pääomakannan työvoimapanosta nopeammalla kasvulla on vaikutusta reaalipalkkoihin.

[3] *Calmforsin ja Nymoenin* (1990) tulosten mukaan lyhyellä aikavälillä reaalipalkkojen sopeutuminen

Taulukko 2. *Palkanmuodostuksen pitkän aikavälin tekijät.*

Tutkimus	Tuottavuus	Työaika	Työttömyys-avustukset	Painostus-voima
C-N (90/B1)	1.00b, e	0	0.32	—
E (88/4/1)	0.32a	—	0.19i	0.23i
E-S-V (90/3/2)	0.94a	—0.61	—0.11i	0.03i
E-S-V (90/5/2)	0.99a	—0.80	0.03i	—
E-S-V (90/6/2)	0.78a	—1.50	0.18	—
H-H-K (90b/2)	0.52d	—	0	—
T (88/7)	0.63c	0	0	0.13
T (88/12)	0.38c	—1.00e	0.03	0.25
T (88/13)	0.56c	—0.26	0.03	0.31
T (91/p/4)	0.26a	—	—	0.18
T (91/m/4)	0.17a	—	—	0.17
P (88/3)	1.06a	—	—	0.05
P (89/1)	1.11b	—	0.01	0.03
P (91/1/2c)	0.75b	—	0.24f	—
P (91/2/2c)	0.62b	—	—0.06i	—
S-T (85/11)	1.00b, e	—	—	—

Selitykset: / /=alkuperäisen taulukon/yhtälön numero; 0=mukana mallissa, mutta ei raportoitu tai ei tilastollisesti merkitsevä; —=ei mukana mallissa; a=pääomakanta/työvoima -suhde; b=tuotanto/työvoima(panos) -suhde; c=pääomakantamuuttujasta rakennettu indeksi; d=pääomakanta; e=rajoitettu ykköseksi; f=työttömyyskorvausten kattavuus; i=ei tilastollisesti merkitsevä.

pääomakanta/työvoima -suhde tai pääomakantamuuttujasta rakennettu indeksi, ovat estimaatit keskimäärin hieman alhaisempia: *Erikssonin* (1988) ja *Tyrväisen* (1991) tulosten mukaan vain noin 35 % tuottavuuden kasvusta näkyy korkeampina reaalipalkkoina, kun taas *Tyrväisen* (1988) ja *Pehkosen* (1990) mukaan vastaava luku on noin 60 %.[4]

Palkat ja työaika

Normaalityöaikaa kuvaavan muuttuja sisällyttäminen palkkayhtälön selittäjäksi perustuu sekä ammattiliiton tavoitteisiin että työpanoksen kysyntäfunktioon. Ensiksi työaika vaikuttaa ay-liikkeen hyötytasoon: mitä lyhyempi keskimääräinen työaika sitä korkeampi on hyötytaso, ceteris paribus. Toiseksi työaika vaikuttaa työllisten määrään: työajan lyhyentyminen lisää työllisten lukumäärää muiden tekijöiden ollessa annettuna.

Normaalityöajan muutosten vaikutusta palkkakehitykseen on analysoitu *Calmforsin ja Nymoenin* (1990), *Erikssonin ym.* (1990) sekä *Tyrväisen* (1988) tutkimuksissa. Kahden viimeksimainitun tutkimuksen mukaan vuosityöajan lyhentäminen nostaa reaalisia tuntipalkkoja: Molemmissa tutkimuksissa työaika-muuttujan kerroin on selkeästi negatiivinen. Tyrväisen tulokset vaihtelevat välillä -0.26 — -1.0 ja Erikssonin ym. välillä -0.62 — -1.6. Calmforsin ja Nymoenin (1990) mukaan työaikamuutoksilla ei ole vaikutusta palkkoihin. Tulokset työaikamuutosten vaikutuksista vuotuisiin palkkatuloihin ovat epäselviä: vain Eriksson ym. raportoivat tuloksia, joiden mukaan normaalityöajan lyhentäminen nostaa vuotuisia palkkatuloja (kerroin -1.6).

Palkat ja työttömyysavustukset

Teoreettisten työmarkkinamallien mukaan palkkatuloille vaihtoehtoisten ansiomahdollisuuksien paraneminen, kuten työttömyysavustusten nousu, nostaa reaalipalkkoja vähentä-

tuottavuuskehitykseen on varsin hidasta (lyhyen aikavälin kerroinestimaatti saa arvon 0.09).

[4] *Beanin* ym. (1986) ja *Alogoskoufisin ja Manningin* (1988) tutkimuksissa tuottavuuskehitystä approksimoiva muuttuja kuuluu mallin selittäjien joukkoon, mutta sen saamaa kerrointa ei ole kuitenkaan raportoitu.

mällä efektiivistä työvoiman tarjontaa annetulla palkkatasolla sekä nostamalla ammattiliittojen reaalipalkkatavoitteita työttömyydestä aiheutuvien kustannusten vähentyessä.

Työttömyysavustusten palkkavaikutuksia erittelevä empiirinen evidenssi on vähäistä ja tulokset ovat hajanaisia. Eriksson (1988), joka käyttää muuttujana reaalista työttömyysavustusta, saa joustoestimaatiksi 0.19. Saatu kerroinestimaatti ei kuitenkaan poikkea tilastollisesti nollasta. Erikssonin ym. (1990) työttömyysavustus-muuttujan jousto reaalipalkkojen suhteen vaihtelee välillä -0.11—0.18. Tyrväinen (1988), joka käyttää selittävänä muuttujana korvaussuhdetta, saa joustoestimaatiksi 0.03. Pehkosen (1989, 1990) töissä työttömyysavustusten palkkavaikutuksia on mitattu kassakorvausten kattavuudella (kassakorvausta saavien osuus kaikista työttömistä) sekä reaalisilla työttömyysavustuksilla. Tulokset vaihtelevat välillä -0.06—0.24 ollen osittain tilastollisesti heikkoja. Selkeimmän palkkaefektin raportoi Calmfors ja Nymoen (1990), jonka mukaan reaalisten työttömyysavustusten nousu 10 prosentilla nostaa reaalipalkkoja noin 3 prosentilla.

Palkat ja painostusvoima

Empiirisessä palkanmuodostusta analysoivassa kirjallisuudessa ammattiliiton painostusvoimaa on approksimoitu useilla eri muuttujilla, mukaanlukien kokonaistyöttömyysaste, lakkoaktiivisuus, järjestäytymisaste (ammattiliiton jäsenistön suhteellinen osuus kaikista työntekijöistä), sekä järjestäytyneiden ja järjestäytymättömien työntekijöiden väliset palkkaerot.[5] Kaksi viimeksimainittua muuttujaa ovat ehkä teoreettisesti parhaiten perusteltavissa olevat ammattiliiton painostusvoimaa kuvaavat muuttujat, sillä työttömyysasteelle ja lakkoaktiivisuudelle voidaan antaa muita vaihtoehtoisia tulkintoja. Esimerkiksi korkea lakkoaktiivisuus voi olla merkki ammattiliiton heikkoudesta, sillä jos työnantaja arvioi liiton vahvaksi, se preferoi aina palkkasovintoa lakon sijasta. Toisaalta on myös huomattava, että järjestäytymisastetta kuvaavan muuttujan käyttö ammattiliiton neuvotteluvoimaa approksimoivana mittarina ei ole ongelmatonta, sillä sama järjestäytymisaste voi liittyä eri aikoina erilaiseen ammattiliiton militanssin asteeseen. Lisäksi järjestäytymisasteen nousu lähelle 100 prosenttia ja ammattiliittojen sulautuminen osaksi valtakoneistoa, voi hyvinkin merkitä ammattiliiton militanssin hiipumista (ks. esim. *Tyrväinen*, 1988).

Ammattiliiton painostusvoiman vaikutusta reaalipalkkoihin on empiirisesti analysoitu vain *Erikssonin* (1988), *Erikssonin* ym. (1990), *Pehkosen* (1988, 1989) sekä *Tyrväisen* (1988, 1991) tutkimuksissa. Järjestäytymisastetta on käytetty palkkayhtälön selittäjänä sekä *Tyrväisen* (1988) että *Erikssonin ym.* (1990) tutkimuksissa. Lakkoaktiivisuutta kuvaavaa muuttujaa on vastaavasti sovellettu *Pehkosen* (1988) työssä. Tulokset neuvotteluvoimaa approksimoivan selittäjän vaikutuksesta reaalipalkkakehitykseen ovat samansuuntaisia työttömyysavustus-muuttujan kanssa: useissa tapauksissa selittäjä ei saa tilastollisesti merkitsevää kerrointa ja/tai sen vaikutus palkkoihin on ollut suhteellisen vaatimatonta. Esimerkiksi *Erikssonin* (1988) ja *Erikssonin ym.* (1990) tutkimuksissa muuttuja ei saa tilastollisesti merkitsevää kerrointa. *Pehkonen* (1988, 1989) raportoi samanlaisia tuloksia. *Tyrväinen* (1988), joka mittaa painostusvoimaa yksityisen sektorin järjestäytymisasteella, raportoi muista tutkimuksista poiketen suhteellisen voimakkaita palkkavaikutuksia. Tulosten mukaan prosentin nou-

[5] Esimerkiksi Efo/Phillips -malleissa työttömyysasteen liittämistä palkkayhtälöön perusteltaan sillä, että ammattiliiton vaikutusmahdollisuudet riippuvat työmarkkinatilanteesta: työttömyyden ollessa alhaalla ammattiliitolla on neuvotteluvoimaa, koska työnantajien on vaikea saada korvaavaa työvoimaa. Korkean työttömyyden aikana ammattiliiton neuvotteluvoima vastaavasti heikkenee. Ammattiliittojen talousteoriaan tukeutuvissa malleissa, joissa palkkatulema johdetaan työmarkkkinajärjestöjen yhteistoimintapeliin perustavasta neuvottelukehikosta, palkkaratkaisu — muiden tekijöiden ohella — riippuu ammattiliiton painostusvoimasta. Ay-malleissa neuvotteluvoiman käsite voidaan tuoda myös työllisyyden määräytymisen tarkasteluun. Hyvä esimerkki tästä on *Manningin* (1987) kaksivaiheinen neuvottelumalli, jossa ammattiliiton painostusvoimaa on tarkasteltu sekä palkkojen että työllisyyden osalta.

Taulukko 3. *Reaalipalkat ja työttömyys.*

Tutkimus	Viivästetty palkka-termi (1)	Työttö-myys-aste (2)	Työttömyys-asteen viive (3)	Työttömyys-aste, pitkä aikaväli (4)
I Muuttujana on palkkataso (lnWp, lnWc, lnWr, lnW)				
A-M (88/5)	0.99	—4.40*	2.38	—202.40**
B-L-N (88/3)	0.30	—2.10*	—	—3.00
C-N (90/7)	—	—0.020	—	—0.58
E (88/4/1)	0.34	—0.042	—	—1.90
E-V-S (90/3/2)	—	—0.030	—	—0.87
J-L-N-W (90)	0.91	—0.55*	0.38	—1.89
N-S (83/6c)	0.75	—0.46*	0.23	—0.92
P (88/3)	0.75	—0.030	—	—3.78
P (89/1)	0.70	—0.09*	0.09	0.00
P (90/1/1b)	0.32	—0.024	—	—0.62
P (90/2/1c)	0.31	—0.065	—	—1.27
T (91/7)	—	—0.031	—	—0.75
T (91/12)	—	—0.048	—	—0.90
T (91/13)	—	—0.028	—	—0.68
II Muuttujana on palkkojen muutosvauhti (DlnW, DW/W)				
A (89/4/14a)	—	—3.26*	—	—0.92
A (89/6/16a)	—	—0.96	—	—0.96
B (88/7)	—	—0.73	—	—0.73
K (87/4/1)	0.56	—0.004	—	—0.009
L-S (88/9/1)	—	—1.26	—	—1.26
OECD (86/A2.1)	—	—0.49	—	—0.49
OECD (89/A1.2)	—	—2.68*	—	—0.78
OECD (89/A1.2)	0.87+	—0.25	—	—0.91
P (85/2)	—	—0.90	—	—0.90
S-T (85/11)	—	—	—0.56i	—254.00**

Selitykset: Sarakkeissa (1)—(3) on esitetty tutkimuksissa raportoidut parametriestimaatit ja sarakkeessa (4) tutkimuksen implikoima työttömyyden yhden prosenttiyksikön muutoksen pitkän aikavälin vaikutus palkkoihin prosentteina (osio I) tai prosenttiyksikköinä (osio II); *=työttömyysaste (osio I) tai sen logaritmi (osio II); i=ei tilastollisesti merkitsevä; +=avoimen sektorin saman periodin palkka; **=ks. alaviite 8.

su järjestäytymisasteessa nostaa reaalipalkkoja yhdellä kolmasosa prosentilla. Kuitenkin, kuten Tyrväinen itsekin toteaa, saatua tulosta on tulkittava varovasti.

3. Palkat ja työttömyys

Työmarkkinatilannetta kuvaava työttömyysaste on selittävänä muuttujana niin ay-malleissa kuin EFO/ Phillips -malleihin perustuvissa palkkayhtälöissä. Ero mallikehikkojen välillä on siinä, että kun edellinen määrittää relaation reaalipalkkojen ja työttömyyden välille, niin jälkimmäisessä suhde on nimellispalkkojen nousuvauhdin ja työttömyyden välinen. Malleissa, jossa palkkayhtälö johdetaan työvoiman kysyntä- ja tarjontarelaatioista työmarkkinoiden tasapainoehdon perusteella, työttömyysaste ei periaatteessa kuulu palkkayhtälön selittäjien joukkoon. Työmarkkinoiden epätasapainon vaikutusta palkkakehitykseen ei näissäkään malleissa ole kuitenkaan täysin eliminoitu, vaan varsin usein palkkayhtälö on *ad-hoc* -luonteisesti täydennetty esimerkiksi tuotannon trendipoikkeamalla *Taulukkoon 3* on kerätty palkka-työttömyys -relaatiota koskevia tuloksia. Siinä on myös raportoitu palkkayhtälöiden dynamiikkaa valottavan selitettävän muuttujan viipymän kerroinestimaatti.

Viivästetyn palkkatermin esiintymiseen palkkayhtälön selittäjänä on syytä kiinnittää erityistä huomiota, sillä sitä ei voi täysin yksinkertaisesti liittää aggregoituun havaintoaineistoon sen vuoksi, että sopimustoiminta on Suomessa keskittynyttä ja palkkasopimukset tehdään synkronoidusti. Spesifikaatiota on perusteltu kahdella eri tavalla. Ensinnäkin palkkatermin viipymän liittämistä malliin on selitetty ay-tavoitteilla: edellisen periodin palkkataso on ammattiliiton preferenssipalkka, johon neuvoteltavan periodin palkkatavoitteita verrataan.[6] Toinen yleisesti käytetty perustelu on puhtaasti metodologinen: palkkayhtälö estimoidaan käyttäen spesifikaatiota, jossa perusmalliin tulevat kaikkien (potentiaalisten) selittäjien niin kuin myös selitettävän muuttujan viipymät mallin lopullisen muodon määräytyessä tilastollisin kriteerein. Tälläiseen argumentaatioon tukeutuvat mm. *Calmforsin ja Nymoenin* (1990), *Erikssonin ym.* (1990) ja *Pehkosen* (1988, 1989 1990) tutkimukset.[7] Ongelmana tässä tapauksessa on, että selitettävän muuttujan viipymän mukanaoloa mallissa ei välttämättä johdeta teoreettisesti. Pahimmillaan viivästetty palkkatermi saattaa edustaa jonkin mallista poisjätetyn tekijän vaikutusta palkkoihin.

Työttömyyden palkkavaikutukset tulevat voimakkaimmin esiin jo saman periodin aikana. Ammattiliittoteoriaan tukeutuvissa malleissa, jossa selitettävänä muuttujana on muutamaa poikkeusta lukuunottamatta palkkataso, työttömyyden nousun reaalipalkkoja laskeva välitön vaikutus on keskimäärin noin 70 prosenttia pitkän aikavälin kokonaisvaikutuksesta. Kahta anomaliaa lukuunottamatta (Alogoskoufis ja Mannig sekä Saikkonen ja Teräsvirta) pitkän aikavälin tulokset ovat varsin samansuuntaisia.[8] Ay-mallikehikkoon tukeutuvien tutkimusten mukaan yhden prosenttiyksikön nousu työttömyysasteessa laskee reaalipalkkoja keskimäärin noin 1—2 prosenttia. Phillips/EFO -malleissa, missä selitettävänä muuttujana on nimellispalkkojen nousuvauhti, työttömyyden palkkavaikutukset ovat samansuuntaisia: yhden prosenttiyksikön nousu työttömyysasteessa laskee nimellispalkkojen nousuvauhtia vajaalla prosenttiyksiköllä.

Lähes kaikissa ay-malleissa työttömyysaste on logaritmisessa muodossa. Spesifikaatio implikoi, että työttömyyden palkkoja laskeva vaikutus heikkenee työttömyysasteen noustessa. Koska korkeaan työttömyysasteeseen liittyy pitkäaikaistyöttömyyden kasvu, saatujen tuloksien on katsottu tukevan käsitystä työttömyyden *hysteresistä*. Tätä näkemystä tukevat myös *Alogoskoufisin ja Manningin* (1988), Jackmanin ym. (1990) sekä Newellin ja Symonsin (1985) tulokset, joissa työttömyysasteen viipymän kerroin on positiivinen, vaikkakin oleellisesti saman periodin negatiivista kerrointa pienempi. *Taulukossa 4* esitetyt *Erikssonin* (1988, 1990) palkanmuodostuksen ja työttömyyden rakenteen yhteyksiä valaisevat tulokset ovat samansuuntaisia: lyhytkestoisen (3—6 kuukautta) työttömyyden palkkavaikutukset ovat pitkäaikaistyöttömyyden palkkavaikutuksia suuremmat. Kun työmarkkinatilannetta kuvataan ammattiliittoon kuuluvien jäsenten työttömyysasteella, on työttömyyden nousun reaalipalkkoja hillitsevä vaikutus suurempi kuin tapauksessa, jossa työmarkkinatilannetta kuvataan järjestäytymättömien työntekijöiden työttömyysasteeella. Tulos voidaan tulkita tueksi insider-outsider teorialle, jossa ammattiliiton ulkopuolisten (outsidereitten) avoimella työttömyydellä ei ole suoraa vaikutusta ammatti-

[6] Ks. esim. *Newell ja Symons*, (1985); *Bean* ym.,(1986); *Alogoskoufis ja Manning*, (1988). Näissä tutkimuksissa argumentaatio ei kuitenkaan ole formaalinen. Teoreettisesta mallista, missä viivästetyn palkkatermin liittäminen palkkayhtälöön on selkeästi perusteltu, ks. esim. Holmlund (1989).

[7] *Erikssonin* ym. (1990) tutkimuksessa viivästetty muuttuja ei kuitenkaan saa tilastollisesti merkitsevää kerrointa, joten se on poistettu mallista.

[8] Vaikka Alogoskoufisen ja Manningin tuloksia käsiteltäisiinkin Phillips-yhtälönä, on sen implikoima työttömyysvaikutus kohtuuttoman voimakas: kun palkkatermin viipymä rajoitetaan yhdeksi, malli ennustaa, että yhden prosenttiyksikön nousu työttömyysasteessa laskee reaalipalkkojen nousuvauhtia 2 prosenttiyksiköllä. Saikkosen ja Teräsvirran tutkimuksessa työttömyysaste -muuttujan tilastollinen merkitsevyys on kyseenalainen (t-arvo 1.47). Koska muuttuja on pidetty mukana alkuperäisessä virheenkorjausmalliin perustuvassa spesifikaatiossa, tasapainoratkaisuun perustuva muuttujan reaalipalkkavaikutus on raportoitu myös tässä katsauksessa.

Taulukko 4. *Reaalipalkat ja työttömyys; lisätuloksia.*

Tutkimus	Työttömyysaste			Työttömyys-asteen muutos	Työttömyysaste	
	<3 kk	<6 kk	>6 kk		jäsen	ei-jäsen
E-S-V (90/4/3)	—0.04	—	—	—	—	—
E-S-V (90/4/4)	—	—0.03	0	—	—	—
E-S-V (90/4/1)	0.05i	—0.09	0.03i	—	—	—
E (88/5/1)	0.05i	0.13	0.03	—	—	—
E-S-V (90/5/1)	—	—	—	—	—0.03	—
E-S-V (90/5/2)	—	—	—	—	—0.09	0.04i
E (88/4/2)	—	—	—	—	—0.06	—
P (89/1)	—	—	—	—0.09	—	—
C-N (90/10)	—	—	0.05i*	—0.01	—	—

Selitykset: i=ei tilastollisesti merkitseva; 0=mukana mallissa, mutta ei raportoitu; *=pitkäaikaistyöttömien suhteellinen osuus.

liiton palkkatavoitteisiin. Tulos voidaan myös nähdä tukena hysteresis -ilmiön insider-outsider taustalle: mitä nopeammin ammattiliiton (kassa)jäsenyys menetetään, sitä vähemmän avoin työttömyys vaikuttaa palkkoihin ja sitä pysyvämpää työttömyys on. Merkille pantavaa kuitenkin on, että työttömyyden puhdas hysteresismahdollisuus saa tukea vain kahdessa tutkimuksessa (*Calmfors ja Nymoen*; 1990; *Pehkonen*, 1989).[9]

4. Palkat ja verokiila

Sosiaalivakuutusmaksut

Käsitykset sosiaalivakuutusmaksujen kohtaannosta vaihtelevat niiden täydellisestä eteenpäin siirtymisestä työvoimakustannuksiin aina niiden täydelliseen taaksepäin siirtymiseen alhaisemmiksi nimellispalkoiksi. Sosiaalivakuutusmaksujen täydellinen tai osittainen eteenpäin siirtyminen merkitsee sitä, että sotu-maksujen nosto lisää työnantajan reaalisia palkkakustannuksia ja heikentää siten työllisyyttä. Sosiaalivakuutusmaksujen täydellinen taaksepäin siirtyminen nimellispalkkoihin taas merkitsee sitä, että sotu-maksujen tasolla ei ole vaikutusta reaalisiin palkkakustannuksiin.[10]

Yleisvaikutelma *taulukoissa 5a ja 5b* raportoiduista empiirisistä tuloksista on, että lyhyellä aikavälillä sosiaalivakuutusmaksujen noususta lähes puolet välittyy eteenpäin työvoimakustannuksiin. Tutkimuksista lasketun keskiarvoestimaatin mukaan yhden prosentin nousu sotu-muuttujassa (1+sotu) laskee nimellispalkkoja noin 0.6 prosenttia. Vastaavasti pitkällä aikavälillä sosiaalivakuutusmaksuilla ei näytä olevan kovin merkittävää vaikutusta reaalisten työvoimakustannusten tasoon, sillä sotu-maksujen nousu kompensoituu lähes täysimääräisesti alhaisempana nimellispalkkakehityksenä, ts. yhden prosentin nousu sotu-muuttujassa nostaa reaalisia tuotepalkkoja vain noin 0.2 prosenttia. Miten luotettava tämä yleisvaikutelma on? Tarkastellaan aluksi differenssimalleista saatuja tuloksia.

Asplundin (1986) Phillips -kehikkoa soveltavassa tutkimuksessa selitettävänä muuttujana on teollisuussektorin nimellispalkkojen nousuvauhti. Vuosia 1961—84 ja 1961—74 koskevien tulosten mukaan sotu-maksujen noususta johtuva työvoimakustannusten lisäys jää täysin työnantajien maksettavaksi, ts. nimellispalkkayhtälössä sotu-muuttujan kerroin on nol-

[9] Empiirisiä tuloksia palkkojen ja työttömyyden välisen relaation mahdollisista epälineaarisuuksista, kuten myös hysteresis -ilmiöstä, on vähän ja ne ovat epäselviä; ks. lähemmin *Pehkonen* (1990) ja *Tyrväinen* (1991).

[10] Keskustelusta katso esim. *Asplund* (1989), *Holmlund* (1983), *Holmlund ym.* (1989) sekä *Tyrväinen* (1988). Sotu-maksuista noin $^2/_3$ on eläkevakuutusmaksuja ja loput $^1/_3$ sosiaaliturvamaksuja.

Taulukko 5a. *Palkkayhtälöiden implikoimia tuloksia verotuksen kohtaannosta; vaikutukset nimellispalkkoihin.*

Tutkimus	Tuloverot (1-vero%)	Sosiaaliva-kuutusmaksut (1+sotu%)
A (86/2)	—0.65	—0.06i
A (86/3/1)	—0.11	—0.00i
A (86/3/2)	—0.45	—0.54
A (89/3/13a)	—0.04i	—0.26
A (89/4/14a)	—0.41i	—0.16i
A (89/5/15a)	—0.12i	—0.21
A (89/6/16a)	—0.31i	—0.09i
H-H-K (90b/1)	—0.42	—0.18
L-S (88/9/1)	—0.16i	—0.80i
L-S (88/9/2)	—0.14i	—1.67
L-S (88/9/3)	—0.27i	—0.82i
I (85/2b/1)	—0.56	—0.45i
I (85/2b/5)	—0.75	—0.25
I (85/4b/1)	—0.78	—0.82
I (85/4b/5)	—0.75	—0.25
T (88/p/7)	—0.53	—1.18
T (88/m/12)	—0.24	—1.04
T (88/m/13)	—0.34	—2.34
Ka (kaikki)	—0.39	—0.61
Ka (pl. i)	—0.50	—0.79

Selitykset: Asplundin (1986, 1989) tutkimuksissa selittäjinä on joko Dln(s) sotu-muuttujan tapauksessa ja joko Dln(t) tai Dt/t tuloveromuuttujan tapauksessa. Kerroin on transformoitu vastaamaan muissa tutkimuksissa käytettyä muotoa ln(1+s) tai ln(1—t). Taulukossa 5b samanlainen transformaatio on tehty Beanin ym. (1986) ja Pehkosen (1988) tuloksille; i=ei tilastollisesti merkitsevä.

la. Vastaavasti periodilta 1976-84 saatujen tulosten mukaan noin puolet sotu-maksujen muutoksista kompensoituu vastaikkaissuuntaisina nimellispalkkamuutoksina: sotu-maksujen nousta johtuva 10 prosentin työvoimakustannusten lisäys laskee nimellispalkkoja noin 5 prosenttia. Havaintojen vähyyden takia johtopäätökseen on kuitenkin suhtauduttava varoen.

Asplundin vuoden 1989 tutkimuksen implikoimat nimellispalkkavaikutukset ovat samansuuntaisia: sotu-maksujen nousta johtuva 10 prosentin työvoimakustannusten lisäys laskee nimellispalkkoja keskimäärin noin 2 prosenttia. Koska kahdessa tapauksessa neljästä kerroin ei kuitenkaan poikkea tilastollisesti nollasta, tuloksien voidaan katsoa tukevan käsitystä, että lyhyellä aikavälillä sotu-maksujen muutokset välittyvät täysimääräisinä työvoimakustannuksiin.[11] Tulosta arvioitaessa on kuitenkin huomattava, että palkkayhtälön selityskyky on lähes täysin edellisen periodin nettoansioita mittaavan muuttujan varassa.[12]

Ingbergin (1984) tutkimuksessa analysoidaan teollisuussektorin nimellispalkkojen kehitystä vuosina 1960—80. Ingberg estimoi palkkayhtälön käyttäen kahta vaihtoehtoista spesifikaatiota, joista toinen sisältää työmarkkinamuuttujan ja toinen ei. Palkkayhtälöitä testataan tasapainomallin generoimien parametrirajoitusten suhteen. Palkkamallin stabi lisuut-

[11] Asplund raportoi 16 palkkayhtälöä, joista seitsemässä sotu-muuttuja saa tilastollisesti (5 %) merkitsevän kertoimen.

[12] Mallissa on kaksi ei-stationaarista muuttujaa: edellisen periodin nettoansiot ja lineaarinen trendi. Edellisen muuttujan kerroin vaihtelee välillä (-50.32)—(-50.11) muuttujan keskiarvon ollessa 10.5.

Taulukko 5b. *Tuloksia verotuksen kohtaannosta; vaikutukset reaaliseen tuotepalkkaan.*

Tutkimus	Tuloverot (l-vero%)	Sosiaaliva-kuutusmaksut (1+sotu%)	Suhteelliset hinnat (Pc/Pp)
B-L-N (86/3)*+	—0.13	0.18	0.17a
B-L-N (86/3)*	—0.19	0.26	0.24a
C-N (90/B.2)+	0.00b	0.17	0.86
C-N (90/B.1)	0.00b	0.00	0.00
E-S-V (90/3/2)*	—0.06	0.06	0.06
E-S-V (90/5/2)*	—0.12	0.12	0.12
E-S-V (90/6/2)	—0.01c	0.01	0.94a
E-S-V (90/6/3)	—0.02	—0.43	0.97a
H-H-K (90b/1)	—0.48	0.78	—
H-H-K (90c/#1)	0.05	0.04	1.00
H-K-K (90c/#2)*	—0.58	0.58	0.58
H-H-K (90c/#3)*+	—0.72	0.72	0.72
H-H-K (90c/#4)+	—0.42	0.57	—
N-S (85/6c)*+	—0.63	0.63	0.63
P (88/3)+	—0.75	1.01	0.00h
P (88/3)	—0.75	0.00	0.00h
P (89/1)	0.00b	0.00b	0.00h
P (90/1/1b)	—1.00d	0.33	0.90e
T (88/p/7)	—0.48	0.00f	— e
T (88/m/12)	—0.53	0.00f	1.0d
T (88/m/13)	—0.16	0.00f	— e
T (91/p/1)	—0.86	0.17	1.00d
T (91/p/4)	—0.70	0.24	1.00d
Ka (kaikki)	—0.36	0.22	0.55
Ka (pl. +)	—0.33	0.14	0.55

Selitykset: *=selittäjänä verokiila; *+=selittäjänä verokiila, lyhyen aikavälin vaikutus; +=veromuuttujat estimoitu erikseen, lyhyen aikavälin vaikutus; a=tulos viittaa muuttujaan Pi/Pp; b=selittäjä mukana tuotepalkkayhtälössä, mutta ei tilastollisesti merkitsevä; c=sotu- ja tuloveromuuttujien kertoimet yhtä suuria, aineisto hyväksyy rajoituksen; d=Pc palkkojen deflaattorina, muuttuja mukana kulutuspalkkayhtälössä mutta ei tilastollisesti merkitsevä; e=Pc palkkojen deflaattorina, Pc/P muuttuja jaettu kahteen eri komponenttiin; f=sotu-muuttuja rajoitettu arvoon —1 nimellispalkkayhtälössä; h=Pc/Pp ei selittäjänä tuotepalkkayhtälössä; #1—#4=H-H-K (1990, s. 42).

ta puolestaan analysoidaan estimoimalla yhtälöt osaperiodeille.

Ingbergin preferoimissa palkkayhtälöissä sotu-muuttujan parametriestimaatti vaihtelee välillä -0.2 — -0.4.[13] Sosiaalivakuutusmaksujen nostaminen siten, että työnantajan palkkakustannukset nousevat 10 prosenttia kiinteällä palkkatasolla, laskee nimellispalkkoja lyhyellä aikavälillä noin 3 prosenttia. Tuloksen luotettavuus on kuitenkin kyseenalainen kahdesta eri syystä. Ensinnäkin sotu-maksujen osalta tutkimuksessa raportoidut parametriestimaatit vaihtelevat välillä 0.0 — -2.41. Toiseksi estimoidusta palkkayhtälöstä johdetun työllisyysyhtälön heikko selityskyky kyseenalaistaa käytetyn tasapainokehikon käyttökelpoisuuden työmarkkina-analyysin lähtökohtana.

Holm ym. (1990a) selittävät nimellispalkkojen muutoksia teollisuudessa ajanjaksolla 1960—87. Estimoitava palkkayhtälö vastaa *Ingbergin* (1984) tutkimuksessa sovellettua mallia sillä erotuksella, että Holmin tutkimuksessa työvoiman kysyntäyhtälön kautta tuleva pääoman käyttökustannusmuuttuja sisältyy palkkayhtälön selittäjiin. Palkkayhtälö estimoidaan pienimmän neliösumman menetelmällä sekä systeemiestimointina, jolloin mukana ovat sekä työpanoksen (työtunnit) että pääoman kysyntäyhtälöt. Holmin ym. estimaatti sotu-muut-

[13] Taulukossa 5a estimaatit vaihtelevat välillä — 0.25— -0.82.

tujalle on —0.18, ts. sotu-maksujen noususta johtuva 10 prosentin työvoimakustannusten lisäys laskee nimellispalkkoja vajaalla 2 prosentilla. Palkkayhtälöstä on kuitenkin huomattava, että aineisto ei hyväksy tasapainokehikon implikoimaa tuottaja- ja kuluttajahintojen homogeenisuusrajoitusta. Lisäksi käytetyn tasapainokehikon käyttökelpoisuutta ei analysoida Ingbergin tapaan tarkastelemalla estimoidun palkkamallin implikoimaa työllisyysuraa.

Liljan ja Santamäen (1988) tutkimuksen lähtökohtana on nimellis- ja reaalipalkkajäykkyyden salliva työmarkkinoiden tasapainomalli. Teollisuussektorilta (vuodet 1969—86) saadut estimaatit vaihtelevat sotu-muuttujan osalta välillä —0.80 —1.67. Suurinta estimaattia lukuunottamatta, joka implikoi nimellispalkkojen ylikompensoitumista sotu-muuttujassa tapahtuviin muutoksiin, kertoimet eivät kuitenkaan ole tilastollisesti merkitseviä.

Tyrväisen (1988) tutkimuksen lähtökohtana on neuvottelumalli. Palkkayhtälö estimoidaan käyttäen neljännesvuosiaineistoa periodilta 1965—85 sekä 1972—85. Analysoinnin kohteena on sekä tehdasteollisuus että yksityinen sektori (pl. metsä- ja maatalous). Mielenkiinnon pääkohteena on pitkän aikavälin vaikutukset, mutta myös lyhyen aikavälin dynamiikkaa jäljitetään virheenkorjausyhtälöiden avulla. Tuloksien mukaan nimellispalkkakompensaatio on täydellinen ja lähes välitön: lyhyen ajan estimaatit vaihtelevat välillä -1.04 — -2.34. Tuloksia on kuitenkin arvioitava varoen, koska nimellispalkkojen ylikompensoitumista sotu-maksujen muutoksiin implikoimat tulokset eivät ole *a-priori* käsitysten mukaisia.[14]

Taulukossa 5a raportoitujen sotu-muuttujan parametriestimaattien aritmeettinen keskiarvo, ilman subjektiivisia painotuksia eri tutkimuksille, on noin -0.61. Jos esim. Tyrväisen (1988) tai Liljan ja Santamäen (1988) tuloksia, jotka implikoivat sotu-maksujen täydellistä ja lähes välitöntä siirtymistä alhaisempiin nimellispalkkoihin, ei huomioida, saadaan keskiarvoksi yli puolta pienempi estimaatti (-0.26).

Sotu-maksujen vaikutuksia *reaaliseen tuotepalkkaan* on tarkasteltu *taulukossa 5b*. Koska kaikissa tutkimuksissa selitettävänä muuttujana ei ole reaalinen tuotepalkka, vaan joko reaalinen kulutuspalkka, reaalipalkka tai nimellispalkkataso, estimaatit on transformoitu siten, että selittäväksi muuttujaksi on saatu reaalinen tuotepalkka. Tämä rakenne on generoinut yhtälöihin monissa tapauksissa tuloksia, jotka on merkitty huomautuksella »johdettu».[15]

Yleisvaikutelma *taulukossa 5b* raportoiduista tuloksista on, että pitkällä aikavälillä sosiaalivakuutusmaksuilla ei ole kovin merkittävää vaikutusta työvoimakustannuksiin, ts. ne siirtyvät merkittävissä määrin taaksepäin alhaisempiin nimellispalkkoihin. Tuloksien implikoima keskiarvoestimaatti on 0.22: vain noin 20 prosenttia sotu-maksuista jää työnantajien maksettavaksi. Jos *taulukossa 5b* raportoituja lyhyen aikavälin vaikutuksia kuvaavia estimaatteja (merkitty +) ei huomioida, keskiarvoestimaatiksi saadaan 0.14 prosenttia.

On aiheellista kysyä, miten luotettavasti näihin estimaatteihin voidaan suhtautua. Tarkastellaan ensin lähemmin sotu-maksujen täydellistä taaksepäin siirtymistä raportoivia tutkimuksia, joita ovat *Calmforsin ja Nymoenin* (1990), *Erikssonin ym.* (1990/6/2), *Pehkosen* (1988, 1989) ja *Tyrväisen* (1988) tutkimukset.[16] Tutkimuksista on huomattava ensinnäkin, että ay-mallikehikon implikoimaa verokiilarajoitusta ei testata *Calmforsin ja Nymoenin* (1990), *Pehkosen* (1988, 1989) eikä *Tyrväisen* (1988) tutkimuksissa. *Holm ym.* (1990c) esittävät, että jos ay-kehikon implikoima verokiilarajoitus pakotettaisiin esimerkiksi Tyrväisen estimoimaan neuvottelumalliin, sotumuuttujan kerroin vaihtelisi todennäköisesti välillä 0.15—0.85.[17] Toisaalta *Erikssonin ym.* (1990) tutkimukses-

[14] Tutkimuksen lyhyen aikavälin tuloksia arvioitaessa on huomattava, että mallin virheenkorjausdynamiikka vaikuttaa nopeasti, joten lyhyen aikavälin vaikutuksia tulee tarkastella dynaamisten simulointien avulla.

[15] Katso taulukon 5b alaviitteet.

[16] Lähes täysimääräistä taaksepäin siirtymistä implikoivat myös *Bean ym.* (1986), *Eriksson ym.* (1990/3/2—5/2), *Holm ym.* 1990c/1), *Pehkonen* (1990) ja *Tyrväinen* (1991). Näissä tutkimuksissa sotu-muuttujan kerroin on välillä 0.06—0.33.

sa verokiilarajoitus tulee hyväksytyksi vain sotu- ja tuloveromuuttujien osalta, ei suhteellisten hintojen osalta. Kun verokiilarajoitus pakotetaan aineistoon, sen kerroin vaihtelee välillä 0.06—0.12.

Tyrväisen (1988) tuloksia, joiden mukaan sosiaalivakuutusmaksut siirtyvät täydellisesti taaksepäin alhaisempiin nimellispalkkoihin, on arvioitava varoen, koska ne perustavat rajoitettuihin estimointeihin. Huomattava on, että vapaista estimoinneista saadut tulokset implikoivat nimellispalkkojen ylikompensoitumista sotu-muutoksiin — tulos, joka ei ole *a-priori* käsityksen mukainen. Vastaavasti *Pehkosen* (1989) tutkimuksessa, jossa selitettävänä muuttujana on reaalinen tuotepalkka, sotu-muuttujan kerroin on itseasiassa hyvin lähellä arvoa yksi, vaikka se ei ole tilastollisesti merkitsevä.

Tuloksia, joiden mukaan merkittävä osa sotu-maksuista siirtyy eteenpäin työvoimakustannuksiin, raportoivat puolestaan *Holm ym.* (1990b), *Holm ym.* (1990c/2-4), *Newell ja Symons* (1985) ja *Pehkonen* (1988). Näistä tuloksista on huomattava, että *Newellin ja Symonsin* (1985), *Pehkosen* (1988+) sekä *Holmin ym.* (1990c/2) tulokset ovat lyhyen aikavälin tuloksia. *Newellin ja Symonsin* tutkimuksessa selittäjänä on verokiilan muutos, *Pehkosella* (1988) sotu-termin muutos ja *Holmilla ym.* (1990c/3—4) selitettävänä muuttujana on reaalisen kulutuspalkan muutos. Myös *Holmin ym.* (1990b) estimaatti (0.78) voidaan tulkita lyhyen aikavälin tulokseksi, koska malli ei implikoi selitettävänä muuttujana olevan nimellispalkan homogeenisuutta hintamuutoksiin. *Holmin ym.* (1990c/2) tutkimuksessa verokiila-muuttujan kerroin on 0.58. Tulos viittaa sotu-maksujen merkittävään eteenpäin siirtymiseen pitkällä aikavälillä. Tulos on sikäli mielenkiintoinen, että tutkimuksessa käytetty malli poikkeaa *Erikssonin ym.* (1990) työssä käytetystä mallista neljässä suhteessa: (a) yksityisen sektorin sijasta mallissa analysoidaan teollisuussektoria; (b) pääoma/työvoima -muuttujan sijasta on käytetty pääoma/työpanos -muuttujaa; (c) teoreettisen säännöllisen työajan sijasta on käytetty normaalia työpanosta (tunnit ilman ylitöitä/vuosi); (d) *Holmin ym.* tutkimuksessa tutkimusperiodi on kahta vuotta pidempi. Erilaiset tulokset kyseenalaistavat käytetyn mallin robustisuuden jo varsin pienille spesifikaatiomuutoksille.

Tarkastellaan vielä lähemmin tutkimuksia, joissa reaalista tuote- ja kulutuspalkkaa erottavat tekijät on koottu yhdeksi verokiilamuuttujaksi. Nämä tutkimukset ovat *Eriksson ym.* (1990/3/2; /5/3), *Bean ym.* (1986) ja *Holm ym.* (1990c/2). *Erikssonin ym.* estimaatit vaihtelevat välillä 0.06—0.12, *Beanin ym.* estimaatti on 0.24 ja *Holmin* 0.58. Keskiarvo näistä rajoitetuista malleista on 0.25. Tulos implikoi, että noin 25 prosenttia sotu-maksuista jää työnantajien kannettavaksi. Estimaatti on lähellä kaikkien tulosten keskiarvoa.

Tuloverotus

Yleinen käsitys on, että tuloverotuksen kiristäminen, joka vähentää palkansaajien käteenjäävää tuloa annetulla nimellispalkkatasolla, johtaa nimellispalkkakompensaatioihin ja siten työnantajan reaalisten palkkakustannusten nousuun. Vastaavasti tuloveroasteen laskun oletetaan hillitsevän nimellispalkkojen nousua.[18] *Taulukoiden 5a ja 5b* sarakkeisiin 1 koottujen tuloksien antama yleisvaikutelma onkin pääosin tämän käsityksen mukainen: tuloverotuksen kiristyminen (keventyminen) nostaa (laskee) nimellispalkkoja lisäten (pienentäen) siten reaalisia työvoimakustannuksia. Näkemys ei kuitenkaan saa täysin varauksetonta tukea, sillä varsin merkittävä osa tutkimuksista raportoi tuloksia, joiden mukaan tuloveromuutoksilla ei ole vaikutusta reaalisiin tuotepalkkoihin.

Tarkastellaan ensin differenssimalleista saatuja lyhyen aikavälin estimaatteja. *Asplundin* (1986), *Holmin ym.* (1990a) ja *Tyrväisen* (1988) tutkimusten mukaan noin 40 prosenttia

[17] On huomattava, että Holmin ym. laskelma ei perustu estimointituloksiin, vaan se on arvioitu muilla perusteilla.

[18] On huomattava, että teoreettisissa ay-malleissa tuloverotuksen palkkavaikutukset eivät ole yksiselitteisiä; ks. lähemmin Holmlund (1989).

marginaaliveron kiristymisestä aiheutuvasta nettoreaalitulojen laskusta kompensoituu nimellispalkkojen nousuna. Holmin ym. estimaatti tulovero-muuttujalle on 0.42, Asplundin estimaatit vaihtelevat välillä 0.11—0.65 ja Tyrväisen välillä 0.24—0.54.

Nämä tulokset ovat samansuuntaisia *Ingbergin* (1984) tutkimuksen antamien tulosten kanssa, jotka viittavat suuruusluokkaa 0.56—0.78 oleviin kompensaatioihin. *Liljan ja Santamäen* (1988) tutkimus puolestaan viittaa keskimäärin hieman alhaisempaan nimellispalkkojen muutokseen. Heillä tulovero-muuttujana käytetyn marginaaliveroasteen estimaatti vaihtelee välillä 0.14—0.27. Nämä tulokset eivät poikkea oleellisesti *Asplundin* (1989) tuloksista, joiden mukaan tuloveroasteen muutoksilla ei ole vaikutusta nimellispalkkoihin ja siten reaalisiin työvoimakustannuksiin, ts. tuloveromuuttujan kerroin saa estimaattiarvon 0 nimellispalkkayhtälössä.

Pitkän aikavälin vaikutuksia kuvaavista malleista saadut tulokset ovat samansuuntaisia: osa niistä tukee varsin merkittävää nettoreaalitulojen korvautumista tuloveromuutosten suhteen, kun taas osa viittaa vain varsin vähäisiin kompensaatioihin. Keskiarvo tasomalleista on -0.36, joka on lähes sama kuin nimellispalkkoja analysoivien differenssimallien implikoima keskiarvoestimaatti.

Tyrväisen (1988) tulosten mukaan noin 50 prosenttia marginaaliveron kiristymisestä aiheutuvasta nettoreaalitulojen laskusta kompensoituu pitkällä aikavälillä nimellispalkkojen kohoamisena. *Tyrväisen* (1991) estimaatit ovat hieman korkeampia 0.78—0.86. Samaa suuruusluokkaa olevia vaikutuskertoimia raportoivat myös *Pehkonen* (1988), *Holm ym.* (1990b; 1990c/2—4) sekä *Newell ja Symons* (1985).

Oleellisesti alhaisempia estimaatteja raportoivat *Bean ja Symons* (1986) ja *Eriksson ym.* (1990/5/2; 3/2). Näiden tutkimusten mukaan vain noin 15 prosenttia marginaaliveron kiristymisestä aiheutuvasta nettoreaalitulojen laskusta kompensoituu pitkällä aikavälillä nimellispalkkojen nousuna. Tuloksia, joiden mukaan tuloveromuutoksilla ei ole vaikutusta reaaliseen tuotepalkkaan, raportoivat puolestaan *Calmfors ja Nymoen* (1990), *Eriksson ym.* (1990/6/2—3), *Holm ym.* (1990c/1) ja *Pehkonen* (1989). Näiden tutkimusten mukaan muutokset tuloveroissa siirtyvät täysimääräisinä reaaliseen kulutuspalkkaan.

Koska tulokset tuloveromuutosten varsin vähäisistä nimellispalkkavaikutuksista kyseenalaistavat verohuojennuksiin tukeutuvan työmarkkinapolitiikan tehokkuuden, on tuloksia näiltä osin syytä tarkastella lähemmin. Poikkeavatko tuloverojen täydellistä eteenpäin siirtymistä implikoivat tutkimukset joillakin tavoin muista tutkimuksista? Aloitetaan selitettävästä muuttujasta.

Täydellistä »veroilluusiota» implikoivia tuloksia raportoidaan neljässä kolmea erilaista palkkamuuttujaa analysoivassa tutkimuksessa. *Calmforsin ja Nymoenin* (1990) ja *Pehkosen* (1989) tutkimuksissa, joissa selitettävänä muuttujana on reaalinen tuotepalkka, tuloveroaste ei ole tilastollisesti merkitsevä selittäjä. *Asplund* (1986, 1989) ja *Lilja ja Santamäki* (1988), jotka selittävät nimellispalkkojen nousuvauhtia, päätyvät vastaavaan tulokseen. *Erikssonin ym.* (1990) tutkimuksessa, jossa selitettävänä muuttujana on reaalinen kulutuspalkka, tuloveromuuttujan kerroin saa puolestaan arvon 1. Tässä suhteessa eroja tutkimuksiin, jotka implikoivat tuloveromuutosten varsin merkittäviä tuotepalkkavaikutuksia, ei ole.

Tutkimukset eivät myöskään poikkea oleellisesti käytetyn aikaperiodin tai aineiston suhteen muista tutkimuksista, sillä esimerkiksi eri suuruusluokkaa olevia estimaatteja raportoivissa *Tyrväisen* (1991) ja *Eriksson ym.* (1990) tutkimuksissa on käytetty samaa aineistoa (yksityinen sektori). Tosin *Tyrväisen* analyysi kattaa vuodet 1965—87 kun taas *Erikssonin* ym. vuodet 1960—85.

Tuloveromuutosten täysimääräistä siirtymistä suoraan reaalisiin kulutuspalkkoihin implikoivia tuloksia on kuitenkin syytä arvioida kriittisesti monestakin syystä. Ensinnäkin kun *Erikssonin ym.* (1990) tutkimuksessa selittäjinä ovat sekä keskimääräinen että marginaalinen tuloveroaste, tulokset viittaavat jälkimmäisen muuttujan osalta varsin merkittäviin tuotepalkkavaikutuksiin. *Pehkosen* (1989) neljännesvuosiaineistoa analysoiva tutkimus puolestaan kattaa vain suhteellisen lyhyen ajanjakson

(1970—82). Koska *Pehkosen* (1988) ajanjaksoa 1963(i)—1985(iv) tarkasteleva tutkimus viittaa tulovero-muuttujan varsin merkittäviin tuotepalkkavaikutuksiin (estimaatti 0.75), on tulosta tulkittava varoen. Myös Liljan ja Santamäen tulokset perustuvat suhteellisen vähiin havaintoihin (estimoitu periodi on 1969—86). *Asplundin* (1989) mallin selityskyky riippuu oleellisesti yhdestä muuttujasta (edellisen periodin nettoansiot). Myös käytetyn spesifikaation epämääräisyys (differenssi-taso-log-lin) kyseenalaistaa tuloksien luottettavuutta. *Calmforsin ja Nymoenin* (1990) analyysin ongelmana taas on sen pyrkimys tarkastella lähinnä vain palkkojen tulo-osuuteen vaikuttavia tekijöitä. Tämän takia muiden palkanmuodostukseen vaikuttavien tekijöiden vaikutus voi hyvinkin tulla aliarvioiduksi.

Suhteelliset hinnat

Reaalisen tuotepalkan ja kulutuspalkan välisen verokiilan kolmas komponentti muodostuu kuluttaja ja tuottajahintojen välisestä erosta (Pc/Pp). Tämän tekijän osalta eri tutkimustulosten vertailua haittaa se, että muuttujan liittäminen palkkayhtälöön on tehty usealla eri tavalla. Yksi tapa on ollut sisällyttää tuottaja- ja kuluttajahintojen suhde sellaisenaan palkkayhtälön selittäjäksi. Toinen useasti käytetty vaihtoehto on ollut jakaa termi (Pc/Pp) kahteen eri komponenttiin; välillisiin veroihin (1+lvv) ja suhteellisiin tuontihintoihin (Pi/Pp). Suhteellisia tuontihintoja on puolestaan mitattu joko tuontihintaindeksin ja tuottajahintaindeksi suhteella, tai se on laskettu jäännöksenä välillisten verojen ja tuottaja- ja kuluttajahintojen avulla. Kolmas vaihtoehto on ollut verokiilan käyttö, jolloin suhteellinen hintamuuttuja saa saman vaikutuskertoimen kuin sotu- ja tuloveromuuttujat. Neljäs variaatio on ollut estimoida kuluttajahintamuuttuja yhdessä tuloveromuuttujan kanssa ja tuottajahintamuuttuja yhdessä sotumuuttujan kanssa.

Tyrväisen (1988, 1991) ja Pehkosen (1990) reaalisia (kulutus)palkkoja analysoivissa tutkimuksissa hintamuuttuja ei tule tilastollisesti merkitseväksi selittäjäksi. Tämä implikoi, että sen vaikutus reaaliseen tuotepalkkaan on täysimääräinen (kerroin 1.00). Nämä tulokset ovat samaa suuruusluokkaa Erikssonin ym. (1990) tulosten kanssa. Erikssonilla ym. selittäjänä on tosin tuontihyödykkeiden suhteellinen hinta. Pehkosen (1988, 1989) sekä Calmforsin ja Nymoenin (1990) reaalista tuotepalkkaa selittävissä töissä muuttujan kerroin ei poikkea tilastollisesti nollasta. Tutkimuksissa, jossa selittäjänä on käytetty verokiila-muuttujaa, hintamuuttujan kerroin vaihtelee välillä 0.01—0.72. Eri tutkimusten tulokset suhteellisia hintoja kuvaavan muuttujan osalta ovat siten varsin kirjavia, eikä niiden perusteella voi tehdä pitkälle meneviä johtopäätöksiä suhteellisia hintoja lyhyellä aikavälillä muuttavan finanssipolitiikan reaalipalkka- ja työllisyysvaikutuksista.

5. *Palkat ja työmarkkinoiden instituutiot*

Palkat ja työllisyyspoliittiset toimenpiteet

Ammattiliitomallien tapauksessa kiintoisa kysymys on, mikä vaikutus työllisyyspoliittisilla toimenpiteillä on ammattiliittojen käyttäytymiseen ja siten niiden palkkatavoitteisiin. Pitääkö ammattiliitto julkisen vallan tarjoamaa työllisyyskoulutusta ja työvoimapoliittisin toimin luotuja työpaikkoja vain avoimen työttömyyden huonona vaihtoehtona, vai rinnastaako se ne normaaliin palkkatyöhön? Jos ammattiliitto tietää, että valtiovalta harjoittaa mukauttavaa työllisyyspolitiikkaa eikä politiikan kustannuksia kohdenneta »aiheuttaja maksaa» -periaatteella, yksittäisen ammattiliiton kannattaa omaksua aggressiivinen palkkapolitiikka, koska valitun politiikan kustannusvaikutukset avoimen työttömyyden muodossa muodostuvat vähäisiksi.

Tuloksia työllisyyspoliittisten toimien palkkavaikutuksista on vähän ja ne ovat ristiriitaisia. Aihepiiriä on käsitelty *Erikssonin ym.* (1990) sekä *Calmforsin ja Nymoenin* (1990) tutkimuksissa. Jälkimmäissä tutkimuksessa työttömyysaste ja työllisyyspoliittisia toimia mittaavat muuttujat saavat yhtäsuuret, mutta eri merkkiset kertoimet reaalipalkkayhtälössä. Tämä viittaisi siihen, että reaalipalkat nouse-

Taulukko 6. *Palkat ja institutionaaliset tekijät.*

Tutkimukset	Neuvottelu-taso	2-vuotinen sopimus	Tupo	Hinta-shokit
E-S-V (90/7)	0.01i	—0.013i	—0.005i	0
T (88/p/2)	—	—	—0.045	—
T (91/p/4)	—	—	—0.033	—
T (91/m/4)	—	—	—0.038	—
P (88/3)	—	—	0	0
P (89/1)	—	—	0	—0.01
A-M (88)	—	—	—	—0.16
C-N (90)	—	—	0	0
N-S (85)	—	—	—	0

Selitykset: E-S-V (90): Tupo-dummy saa arvon 0 1960—67, 1 1968—1985; T (88): Tupo-dummy saa arvon 1 1968ii—1970iv, muulloin 0; P (88, 89): Tupo-dummy saa arvon 1 1968ii—1969iv, muulloin 0; Hintashokki: muutos inflaatiovauhdissa, pl. A-M (88) jossa muuttujana on muutos odotetussa inflaatiovauhdissa.

vat, jos esimerkiksi työllisyyden heikentyessä työllisyyspoliittisia toimia lisätään niin, että avoin työttömyys säilyy muuttumattomana. Erikssonin ym. mukaan työllisyyspoliittisilla toimenpiteillä ei ole ollut vaikutusta palkkakehitykseen, ts. työllisyyspoliittisia toimia mittaava muuttuja ei saa tilastollisesti merkitsevää kerrointa palkkayhtälössä. Tutkimustulosten ristiriitaisuus selittynee osittain käytettyjen selittäjien erilaisuudella, mutta myös Calmforsin ja Nymoenin käyttämällä kaksivaiheisella estimointitekniikalla. Käytetty estimointitekniikka heikentää Calmforsin ja Nymoenin tulosten luotettavuutta, koska työllisyyspoliittisia toimia mittaava muuttuja ei saa tilastollisesti merkitsevää kerroinestimaattia ensimmäisen vaiheen virheenkorjausmallissa, vaan vasta toisen vaiheen parsimoniseen palkkayhtälöön lisättäessä. Aktiivista työllisyyspolitiikkaa on Suomessa kuitenkin harjoitettu varsin vähän, joten Erikssonin ym. tulokset lienevät lähempänä todellisuutta.

Palkat ja sopimusneuvottelut

Taulukkoon 6 on kerätty palkanmuodostuksen ja sopimusneuvotteluiden institutionaalisten puitteiden sekä reaalipalkkojen ja hintashokkien välisiä yhteyksiä valottavia tuloksia. Institutionaalisia tekijöitä kuvaavia muuttujia on lisätty palkkayhtälöihin vain muutamissa tutkimuksissa. Kaikkein laajimmin näiden tekijöiden vaikutusta palkkakehitykseen on analysoitu *Erikssonin ym.* (1990) työssä. Dummy-tekniikkaan perustuvien tulosten mukaan mm. sillä, käydäänkö sopimusneuvottelut keskitetysti vai liittotasolla tai onko palkkasopimuksen kesto vuoden vai kaksi, ei ole vaikutusta reaalipalkkoihin. Vuoden 1968 jälkeistä tupo-kautta kuvaava dummy-muuttuja ei myöskään saa selkeästi nollasta poikkeavaa kerroinestimaattia. Kun tupo-kausi rajataan vuosiin 1968—70, vaikutukset näkyvät jonkin verran selkeämmin. Tyrväisen (1988) tulosten mukaan ko. periodin aikana harjoitetulla vakautuspolitiikalla on ollut merkittävä vaikutus palkkoihin.

Empiirisiä tuloksia hintashokkien reaalipalkkavaikutuksista on vähän: odotusvirheitä kuvaava selittäjä on mukana vain *Alogoskoufisen ja Manningin* (1988), *Calmforsin ja Nymoenin* (1990), *Eriksson ym.* (1990), *Newellin ja Symonsin* (1985) ja *Pehkosen* (1989) tutkimuksissa. Tilastollisesti merkitsevä estimaatti raportoidaan vain *Pehkosen* (1989) tutkimuksessa. Tuloksen mukaan prosentin nousu inflaatiovauhdissa laskee realipalkkoja yhdellä promillella. Kokonaisuudessa tulokset viittaavat siihen suuntaan, ettei hintayllätyksiin (inflaation kiihdyttämiseen) perustuvalla rahapolitiikalla pystytä vaikuttamaan reaalipalkkoihin.

6. Yhteenveto

Katsauksessa tarkasteltiin 26 palkkayhtälön sisältävää empiiristä tutkimusta. Tarkastelun

kohteena olivat erikoisesti palkanmuodostuksen pitkän aikavälin tekijät, työttömyyden palkkavaikutukset sekä tuloverojen ja sosiaalivakuutusmaksujen välittyminen reaalipalkkoihin.

Katsauksen perusteella on vaikea tehdä luotettavia johtopäätöksiä reaalipalkkakehitykseen vaikuttavista tekijöistä kahdestakin eri syystä. Ensinnäkin katsauksessa tarkasteltujen tutkimusten suuresta lukumäärästä huolimatta niitä tutkimuksia, joissa päämielenkiinnon kohteena on itse palkanmuodostus, on lopultakin varsin vähän. Toiseksi, katsauksessa ei ole pyritty aktiivisesti ottamaan kantaa siihen, ovatko jotkut tutkimustulokset luotettavampia kuin jotkut toiset. Eri tutkimuksiin liittyviä mahdollisia ongelmakohtia ei ole kuitenkaan sivuutettu, vaan niitä on pyritty osoittamaan ja arvioimaan ja saamaan siten viitteitä raportoitujen tutkimustulosten luotettavuudesta.

Empiirisistä palkkayhtälöistä saadut tulokset, joita voidaan pitää suhteellisen luotettavina ja joista on jonkinasteinen yksimielisyys, voidaan tiivistää seuraavasti:

Tuottavuusmuutokset välittyvät reaalipalkkoihin lähes täysimääräisinä. Tulos on samansuuntainen muista Pohjoismaista saatujen tulosten kanssa. Lyhyen aikavälin vaikutuksia valottavien tutkimustulosten mukaan prosessi, jonka aikana reaalipalkat sopeutuvat pitkän aikavälin tuottavuuskehityksessä tapahtuviin muutoksiin voi kuitenkin olla varsin pitkä. Huomattava on myös erot käytettyjen tuottavuusmittareiden välillä. Kun trendimuuttujana käytetään tuotanto/työpanos -muuttujaa, tuottavuusmuutokset näyttävät siirtyvän täysimääräisenä reaalipalkkoihin, kun taas käytettäessä trendimuuttujana pääomakanta/työvoima -suhdetta tai pääomakantamuuttujasta rakennettua indeksiä kerroinestimaatit ovat keskimäärin noin 30—40 prosenttia alhaisempia.

Reaalipalkkayhtälöistä saatujen tulosten mukaan työttömyysasteen yhden prosenttiyksikön nousu laskee reaalipalkkoja noin 1—2 prosenttia. Nimellispalkkayhtälöistä saatujen tuloksien mukaan työttömyysasteen yhden prosenttiyksikön nousu laskee nimellispalkkojen *nousuvauhtia* noin 1 prosenttiyksiköllä. Tutkimustulokset vahvistavat näkemystä, että Suomessa työttömyyden reaalipalkkojen nousua hillitsevä vaikutus on alhaisempi kuin Ruotsissa, jossa 1 prosenttiyksikön työttömyyden nousun aikaan saamat reaalipalkkavaikutukset ovat noin 5—10 prosentin suuruusluokkaa.

Työttömyyden rakenne vaikuttaa palkanmuodostukseen. Työttömyysasteen logaritminen spesifikaatio toimii useimmissa palkkayhtälöissä paremmin kuin pelkkä työttömyysaste. Tulos implikoi, että työttömyyden palkkoja laskeva vaikutus heikkenee työttömyysasteen noustessa. Tätä työttömyyden jonkinasteista *hysteresis* -ilmiötä tukevat myös työttömyysasteen viivästetyn muuttujan saamat positiiviset, vaikkakin oleellisesti saman periodin negatiivista kerrointa pienemmät kerroinestimaatit. Palkanmuodostuksen ja työttömyyden rakenteen yhteyksiä valaisevat tulokset ovat samansuuntaisia. Lyhytkestoisen työttömyyden palkkavaikutukset ovat pitkäaikaistyöttömyyden palkkavaikutuksia oleellisesti suuremmat. Puhdas hysteresistulos saa tukea kuitenkin vain kahdessa eri tutkimuksessa (*Calmfors ja Nymoen,* 1990; *Pehkonen,* 1989).

Työttömyysavustuksilla ei ole merkittävää vaikutusta palkkatasoon. Vaikka työttömyyskorvausten palkkavaikutuksia erittelevä empiirinen evidenssi ei ole kovin runsasta ja tulokset ovat osittain hajanaisia, tutkimustulosten perusteella voitaneen kuitenkin kohtuullisella varmuudella päätellä, että työttömyysavustuksilla ei ole ollut merkittävää roolia reaalipalkkatason määräytymisessä. Tämä tulos ei oleellisesti poikkea muista Pohjoismaista saaduista tuloksista.

Seuraavien tekijöiden osalta tulokset ovat kvalitatiivisesti yhdenmukaisia, mutta niiden kvantitatiivisesta merkityksestä ei ole luotettavaa käsitystä:

Tuloverojen palkkavaikutukset. Katsauksessa käsiteltyjen tutkimusten mukaan tuloverotuksen kiristymisen aiheuttama 10 prosentin reaalisen kulutuspalkkojen lasku johtaa nimellispalkkojen noin 3—4 prosentin nousuun. Tätä keskiarvoestimaattia arvioitaessa on kuitenkin huomattava, että varsin merkittävä osa tutkimuksista raportoi tuloksia, joiden mukaan tuloveromuutoksilla ei ole vaikutusta reaalisiin tuotepalkkoihin. Vaikka nämä tulokset ovat samansuuntaisia kuin Norjan ja Tanskan sekä

OECD:n aineistoilla saadut tulokset (*Calmfors ja Nymoen*, 1990; *Symons ja Robertson,* 1990), empiiristen tutkimusten antamaan kuvaan tuloverojen alentamiseen perustuvan politiikan tehokkuudesta tai sen tehottomuudesta työvoimakustannusten leikkaamisessa on syytä suhtautua varauksellisesti.

Sosiaalivakuutusmaksujen palkkavaikutukset. Katsauksessa tarkasteltujen tutkimusten mukaan sosiaalivakuutusmaksuilla ei ole kovin merkittävää vaikutusta työvoimakustannuksiin. Ne toisin sanoen siirtyvät lähes täysimääräisesti taaksepäin alhaisempiin nimellispalkkoihin. Pitkällä aikavälillä sotu-maksuista vain noin 16 prosenttia siirtyy eteenpäin työvoimakustannuksiin ja lyhyellä aikavälillä vaikutus on noin 40 prosenttia. Kuten tuloveromuuttujan tapauksessa, raportoidut kerroinestimaatit vaihtelevat varsin paljon eri tutkimuksissa. Monien epävarmuustekijöiden vuoksi raportoitua keskiarvotulosta ei voi pitää erityisen luotettavana. Tutkimustulosten perusteella tehtävä johtopäätös, josta voitaneen olla yhtä mieltä, on se, että huomattava osa sosiaalivakuutusmaksuista siirtyy taaksepäin alhaisempiin nimellispalkkoihin ja että siirtyminen on todennäköisesti suurempaa pitkällä kuin lyhyellä aikavälillä.

Suhteellisten hintojen muutosten palkkavaikutukset. Tulokset suhteellisia hintoja kuvaavan muuttujan osalta ovat varsin kirjavia. Useimmissa reaalisia kulutuspalkkoja analysoivissa tutkimuksissa suhteellisia hintoja kuvaava muuttuja ei saa tilastollisesti merkitsevää kerroinestimaattia, kun taas useimmissa reaalista tuotepalkkaa selittävissä tutkimuksissa muuttuja ei saa nollasta poikkeavaa kerroinestimaattia. Tutkimuksissa, jossa selittäjänä on käytetty verokiila-muuttujaa, hintamuuttujan kerroinestimaatti vaihtelee välillä 0.01—0.72. Tulosten perusteella ei siten voi tehdä pitkälle meneviä johtopäätöksiä esimerkiksi suhteellisia hintoja lyhyellä aikavälillä muuttavan finanssipolitiikan reaalipalkka- ja työllisyysvaikutuksista.

Ammattiliiton painostusvoiman vaikutus reaalipalkkoihin. Vaikka ammattiliiton painostusvoimaa approksimoiva muuttuja on sisällletty palkkayhtälöön verrattaen monessa eri tutkimuksessa, yksiselitteisiä johtopäätöksiä ammattiliiton painostusvoiman vaikutuksesta reaalipalkkoihin on vaikea tehdä.

Seuraavien tulosten luotettavuutta on tutkimustulosten vähäisyyden vuoksi toistaiseksi hyvin vaikea arvioida:

Työaikamuutosten reaalipalkkavaikutukset. Työajan ja reaalipalkkakehityksen suhdetta on analysoitu vain muutamassa tutkimuksessa. Tutkimustulosten mukaan vuosityöajan lyhentäminen nostaa reaalisia tuntipalkkoja. Tulokset ovat kuitenkin epätarkkoja kerroinestimaattien vaihdellessa 0.0 ja —1.6 välillä.

Työllisyyspoliittisten toimien palkkavaikutukset. Tuloksia työllisyyspoliittisten toimien palkkavaikutuksista on vähän ja ne ovat epäselviä. Tutkimustulosten perusteella ei voi tehdä johtopäätöksiä siitä, ovatko työttömyys ja julkisen vallan tarjoama työllisyyskoulutus ja työvoimapoliittisin toimin luodut työpaikat substituutteja vai rinnastetaanko jälkimmäiset normaaliin palkkatyöhön. Asialla on erityistä kiinnostavuutta, koska valtiovallan harjoittama työllisyyspolitiikka voi merkittävästi vaikuttaa ammattiliiton omaksumaan palkkapolitiikkaan. Jos esimerkiksi työllisyyspolitiikka on sopeuttavaa eikä työllisyyspolitiikan kustannuksia kohdenneta, ammattiliiton kannattaa omaksua aggressiivinen palkkapolitiikkaa, koska valitun politiikan kustannusvaikutukset avoimen työttömyyden muodossa muodostuvat vähäisiksi.

Palkat ja sopimusneuvotteluiden institutionaaliset puitteet. Empiirisiä tuloksia siitä, miten palkkaneuvotteluiden institutionaaliset puitteet — millä tasolla palkkaneuvottelut käydään, mikä on sopimuskauden pituus jne. — vaikuttavat reaalipalkkakehitykseen on raportoitu vain yhdessä tutkimuksessa. Vaikka tulokset ovat monelta osin odotettuja, lisätutkimukset aiheesta ovat varmasti tarpeellisia.

Kirjallisuus

Alogoskoufis, G. ja A. Manning (1988): »On the Persistence of Unemployment». *Economic Policy*, 7, 427—469.

Asplund, R. (1986) *Short-run tax-push inflation in Finland.* Helsinki: Taloudellinen suunnittelukeskus.

Asplund, R. (1989): *A Bargaining Model of Tax-Push Inflation: Evidence from a Sargan approach to tax-push inflation in Finland.* Helsinki: Taloudellinen suunnittelukeskus.

Bean, C., R. Layard ja S. Nickell (1986): »The Rise in Unemployment. A Multi-Country Study». *Economica* (Supplement), 53, 1—23.

Blomqvist, H. C. (1981): *Studies on Inflation in the Small Open Economy.* Helsinki: The Swedish School of Economics.

Blomqvist, H. C. (1984): »Lönebildningsforskning i Finland», Svenska Handelshögskolan, Working Papers No. 118.

Blomqvist, H. C. (1984): »Some Problems in Estimating the »Natural» Rate of Unemployment from the Expectations-Augmented Phillips Curve», *Scandinavian Journal of Economics*, 90, 113—120.

Calmfors, L. (1990): »Wage Formation and Macroeconomic Policy in the Nordic Countries: A Summary» teoksessa Calmfors L. (toim.), *Wage Formation and Macroeconomic Policy in the Nordic Countries*, SNS and Oxford University Press.

Calmfors, L. ja R. Nymoen (1990): »Nordic Employment», *Economic Policy*, 7, 338—448.

Eriksson, T. (1988): *Hysteresis in Finnish unemployment?* Helsinki: Taloudellinen suunnittelukeskus.

Eriksson, T., A. Suvanto ja P. Vartia (1990): Wage Formation in Finland», teoksessa Calmfors, L. (toim.), *Wage Formation and Macroeconomic Policy in the Nordic Countries*, SNS and Oxford University Press.

Holm, P., S. Honkapohja ja E. Koskela (1990a): »Incidence Effects of Proposed Reforms for Employers', Helsingin yliopiston kansantaloustieteen laitos, Keskustelualoitteita No. 285.

Holm, P., S. Honkapohja ja E. Koskela (1990b): »A Monopoly Union Model of Wage Determination with Taxes and Endogenous Capital Stock: An Empirical Application to The Finnish Manufacturing Industry», Bank of Finland Discussion Papers No. 24.

Holm, P., S. Honkapohja ja E. Koskela (1990c): »Sotumaksut ja työvoimamarkkinat», teoksessa Honkapohja, S. ja E. Koskela, *Tutkimus työnantajan sosiaaliturvamaksu-uudistusehdotusten kohtaantovaikutuksista Suomen teollisuudessa.* Helsinki: Kansaneläkelaitoksen julkaisuja M: 68.

Holmlund, B. (1983): »Payroll Taxes and Wage Inflation — The Swedish Experience», *Scandinavian Journal of Economics*, 85, 1—15.

Holmlund, B. (1989): »Wages and Employment in Unionized Economies: Theory and Evidence», teoksessa Holmlund, B., K-G. Löfgren ja L. Engström, *Trade Unions, Employment and Unemployment Duration.* Oxford University Press.

Ingberg, M. (1984): »Payroll and Income Taxes and Wage Inflation in Finland 1960—80», Pellervo Economic Research Institute, Reports and Discussion Papers No. 44.

Jackman, R., R. Layard, S. Nickell ja S. Wadhwani (1990): »Unemployment», London School of Economics. Julkaisematon käsikirjoitus.

Kokko, J. (1987): »Phillipsin relaatioon pohjautuvien palkkayhtälöiden stabiilisuudesta», Suomen Pankki. Monistettuja tutkimuksia No. 7.

Lilja, R. ja T. Santamäki (1988): »Downward Stickiness of Wages in Finnish Industries — How Resistant are Wages to Market Pressures?, Työväen taloudellinen tutkimuslaitos, Tutkimusselosteita No. 80.

Manning, A. (1987): »An integration of trade union models in a sequential bargaining framework», *Economic Journal*, 97, 121—129.

Newell, A. T. ja J. Symons (1985): »Wages and Employment in the OECD Countries», Centre for Labour Economics, London school of Economics, Discussion Paper No. 219.

OECD (1986): *Economic Surveys Finland*, Paris.

OECD (1989): *Economic Surveys Finland*, Paris.

Pehkonen, J. (1985): »Työmarkkinoiden luonnollisesta työttömyysasteesta», *Kansantaloudellinen aikakauskirja*, 81, 340—345.

Pehkonen, J. (1988): »On Modelling the Aggregate Labour Market: A Study of Finland», Department of Economics and Management, University of Jyväskylä, Reports No. 11.

Pehkonen, J. (1989): »The causes of unemployment in Finland 1970—82: some further empirical evidence», *Applied Economics,* 21, 723—739.

Pehkonen, J. (1990): »Do Trade Unions care about employment? Reduced-form test results from the Finnish paper and textile industries», *Finnish Economic Papers*, 3, 26—40.

Pehkonen, J. (1991): »Empiiriset palkkayhtälöt: katsaus 1980-luvun tutkimukseen», Jyväskylän yliopisto, Työelämän tutkimusyksikön julkaisuja No. 4.

Saikkonen, P. ja T. Teräsvirta (1985): »Modelling the Dynamic Relationship between Wages and Prices in Finland», *Scandinavian Journal of Economics*, 87, 102—119.

Symons, J. ja D. Robertson (1990): »Employer ver-

sus employee taxation: the impact on employment», teoksessa OECD, *Employment Outlook*, Paris.

Tyrväinen, T. (1982): »Suomalaisia inflaatiomalleja», Suomen Pankki, KT 6.

Tyrväinen, T. (1984): »Palkanmuodostusprosessi Pohjoismaissa», Suomen Pankki, KT 14.

Tyrväinen, T. (1988): »Palkat ja työllisyys järjestäytyneillä työmarkkinoilla». Suomen Pankki, D: 68.

Tyrväinen, T. (1991): »Wage Drift and Contract Wages: Evidence from Finland», Suomen Pankki, julkaisematon käsikirjoitus.