

Palkkataso ja kokonaiskysyntä työttömyyden selittäjinä Suomessa 1963-1996

MIKA LINDEN

VTT, vs. professori

Helsingin yliopisto, kansantaloustieteen laitos

1 Johdanto

Työttömyysasteen nousu ennätyslukuihin vuosina 1992-1994 ja sen jälkeen tapahtunut työttömyyden hidas lasku herättävät monenkaltaisia kysymyksiä myös taloustieteilijöiden piirissä. Keskustelu työttömyyden syistä ja parannuskeinosta on kuitenkin ollut varsin hajanaista eräitä virkamiesselvityksiä ja poliittisen tason julkilausumia lukuunottamatta. Varsinainen makroperusteinen tutkimus on ollut varsin laimeata. Seuraavassa analyysissä pyritään vastaamaan mikä osuus palkkatasolla ja kokonaistuotannon tasolla ja näiden muutoksilla on ollut työttömyysasteen kehityksen kannalta vuosina 1963-1996.

Analyyssi etenee kahden vaihtoehtoisen lähestymistavan kautta. Ensiksi postuloidaan malli, jossa työttömyyden ja palkkatason välillä on endogeeninen riippuvuus. Kyse on tällöin siis klassisesta työttömyysmallista, jossa palkkataso yksin on riittävä selittäjä työttömyydelle, joka vuorostaan ylittäessään 'luonnollisen tasapainotason' luo paineita palkkatason las-

kuun. Vaihtoehtoinen lähestymistapa korostaa kysyntätekijöiden, so. tuotannon tason ja vaihteluiden, merkitystä työttömyyden kannalta.

Molemmat lähestymistavat saavat empiiristä tukea. Klassinen malli pystyy selittämään osin työttömyyden syklisen luonteen. Työttömyydellä on palkkatason nousua hillitsevä vaikutus, mutta palkkataso ei selitä työttömyyden muutoksia (so. voimakasta kasvua). Tämä tulos on osin seuraus palkkajäykkyudesta. Tällä on keskeinen merkitys vaihtoehtoisen lähestymistavan kannalta, sillä palkkajäykkyuden vallitessa tuotannon tason vaihteluiden merkitys korostuu työttömyyden kannalta.

Kysyntäjohtaisen mallin tulokset eivät kuitenkaan sulje pois palkkatason pitkän aikavälin negatiivisia työllisyysvaikutuksia, mutta nämä vaikutukset ovat varsin pieniä verrattuna kysyntävaikutuksiin. On kuitenkin helppoa postuloida työttömyydelle sellainen kysyntäjohtainen empiirinen selitysmalli, jossa palkkamutuujalla ei ole merkitystä. Tällöin työttömyys määräytyy sekä lyhyellä että pitkällä aikavälillä yksin kokonaistuotannon trendipoikkeaman ja

sen dynamiikan avulla.

2 Työttömyyssykliit

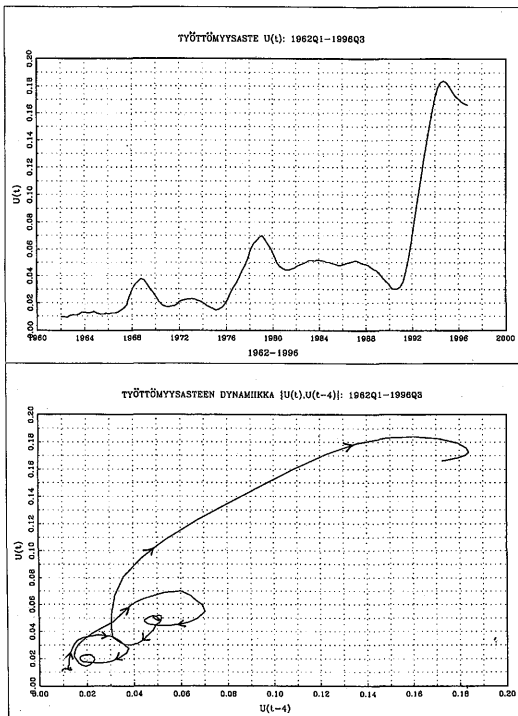
2.1 Tausta

Oheisessa kuvassa (ks. kuvio 1.) esiintyy työttömyysasteen aikasarja (yläkuva) ja alakuvassa on ristiinplotattu työttömyysaste ja sen neljän periodin viive, $U(t)$ ja $U(t-4)$. Aineistona on neljännesvuosihavainnot periodilta 1962/I-1996/III. Käytetyt sarjat ovat kausipuhdistettuja ja suodatettu neljän periodin liukuvalla keskiarvolla.

Yläkuvassa erottuu selkeästi ainakin neljä erillistä tasoregiimiä, joihin jokaiseen liittyy erikokoisia työttömyyssyklejä (alakuva). Tärkein havainto on kuitenkin regiimien tasoeron ja syklien voimakkuuden kasvu ajanmyötä. Ts. työttömyys vuosina 1962-1996 osoittaa voimakasta tilariippuvuutta saavutetun tason suhteen. Tällöin työttömyysaste on syklinen annetun tason ympäristössä ja tämän jälkeen se ponnahtaa uudelle korkeammalle tasolle, johon liittyy ajallisesti pidemmät ja suuremmat syklit.

Mikäli historia toistaa itseään nykyinen korkea työttömyyden tason sykli elää nyt laskevaa vaihetta kohden pienempää ko. tason syk-

Kuvio 1 Työttömyysaste ja sen dynamiikka vuosina 1962-1996



liä, jonka jälkeen siirrytään jälleen korkeamman työttömyyden tason sykleihin. Seuraavassa ei kuitenkaan lähdetä ennustamaan seuraavan vuosituhannen tapahtumia, vaan pyritään antamaan selitys kuvan 1. ilmiölle. Ennenkaikkea pyritään antamaan vastaus kysymykseen johtuuko työttömyyden syklisyys ja syklien kasvava tasoero palkkajäykkyydestä vai negatiivisista kysyntäshokeista. Aluksi keskitytään palkkatason ja työttömyysasteen väliseen dynamiikkaan.

2.2 Työttömyyspalkkakierre

Seuraava dynaaminen systeemimalli pyrkii selittämään kuvan 1 tapahtumia.

$$(1) \begin{cases} dU(t)/dt = \alpha w(t) \\ dw(t)/dt = -\beta U(t) + d \end{cases}$$

missä $w(t) = [W(t) - W^*]$. W^* on sosiaalinen tavoitepalkkataso hetkellä t , joka ei aiheuta muutosta työttömyysasteessa, ts. kun $W(t) = W^*$ niin $dU(t)/dt = 0$. Toteutuva $W(t)$ ja $w(t)$ määräytyvät palkkaneuvotteluiden kautta. Riippuen siitä mikä on työttömyyden painoarvo näissä neuvotteluissa $W(t) \leq \geq W^*$ antaa $dU(t)/dt \leq / \geq 0$. Kerroin $\alpha > 0$ mittaa epätasapainopalkan $w(t) \neq 0$ vaikutuksen astetta työttömyyden muutoksen suhteen. Kyse on siis palkkaasteen ja työttömyysasteen muutoksen välisestä joustosta.

Mallin toinen yhtälö $dw(t)/dt = -\beta U(t) + d$ kuvaa työttömyysasteen vaikutusta palkkatason muutoksen suhteen (huom. $dw(t)/dt = dW(t)/dt$, sillä W^* on vakio tarkasteluperiodin aikana). Työttömyyden taso vaikuttaa negatiivisesti $w(t)$:n muutokseen ($\beta > 0$), mutta "tasapainotyöttömyyden" tason $U^* = d/\beta$ alapuolella $w(t)$:n muutos on positiivinen. Yhtälö on siis hyvin lähellä perinteistä Phillips-relaatiota.

Parametri $d > 0$ kuvaa taloudessa vallitsevia autonomisia palkkاپaineita, jotka eivät riipu työttömyysasteesta.

Differentiaalimallin (1) ratkaisu joko $U(t)$:n tai $w(t)$:n suhteen johtaa periodiseen (ts. sykliiseen) ratkaisuun (ks. Liite 1). Malli kuvaa siis palkan ja työttömyyden välistä syklistä riippuvuutta, ts. työttömyys-palkkakierrettä. Täten se pystyy selittämään kuvan 1. syklien olemassaolon, mutta ei välttämättä niiden sijaintia ja ajassa tapahtuneita tasomuutoksia.

Mallin keskeiset puutteet liittyvät siten oletukseen parametrien α , β , ja d ja tavoitepalkan W^* vakioisuudesta. Seuraava täydennetty dynaaminen malli pyrkii huomioimaan nämä puutteet.

$$(2) \begin{cases} dU(t)/dt = \alpha(t) w(t) - c_t \\ d\omega(t)/dt = -\beta(t) U(t) + d_t \end{cases}$$

missä $w(t)$ on nyt palkkataso. Parametrit $\alpha(t) > 0$ ja $\beta(t) > 0$ ovat aikariippuvia ja autonomiset parametrit $c_t > 0$ ja $d_t > 0$ voivat saada myös ajassa muuttuvia arvoja. Malli kuvaa periaatteessa kuvan 1. ilmiön tapahtumia, jolloin aikariippuvat tai eri arvoja saavat autonomiset parametrit säätelevät syklien sijaintia ja kokoa. Talouden toimintaympäristössä tapahtuvat muutokset heijastuvat mallin näiden parametrien muutoksina.

Vaihtelut parametreissa $\alpha(t)$ ja $\beta(t)$ antavat viitteitä siitä mitä muutoksia työttömyyden ja palkkojen välinen simultaaninen riippuvuus on läpikäynnyt. Negatiivinen etumerkki parametrien c_t edessä kuvaa talouden joko tahdonvaraisista tai rakenteellista kykyä laskea työttömyyttä. Positiivinen etumerkki d_t :n edessä vastaa palkkatason nousua joka johtuu esim. tuottavuuden kasvusta. Tässä yhteydessä parametrit c_t ja d_t kuvaavat myös taloudessa tapahtuneita muita muutoksia, esim. negatiivisia kysyntä- ja tarjontashokkeja ja institutionaalisia muutoksia,

joilla on oma vaikutuksensa työttömyyden ja palkkatason dynamiikkaan.

Seuraavassa ei pyritä ratkaisemaan mallia (2) analyttisesti vaan tutkitaan ekonometrisesti miten mallin parametrit ovat muuttuneet ajassa. Täten lähdetään liikkeelle siitä oletuksesta, että työttömyyden ja palkan välinen dynaaminen riippuvuus (esim. Phillips -relaatio) on kokenut merkittäviä rakenteellisia muutoksia, joita ei voida mallintaa vakiokertoimisella mallilla tyydyttävästi. On huomattava, että malli (1) saadaan mallista (2) parametrirajoitteilla.

2.3 Siirtoregressiomallin tuloksia

Malli (2) on jatkuva-aikainen differentiaalisysteemi. Tässä yhteydessä oletetaan että sitä approksimoi seuraava diskreetti systeemi kelvollisesti

$$(3) \begin{cases} \Delta_4 U_t = \alpha_t \omega_t + c_t + \varepsilon_{1t} \\ \Delta_4 \omega_t = -\beta_t U_t + d_t + \varepsilon_{2t} \end{cases}$$

missä U_t = työttömyysaste (MA4-suodatettu), ω_t = logaritmi palkansaajien nimellisestä ansiotasoindeksistä, Δ_4 = neljän periodin differenssi (vuosimuutos vuosineljännestä kohden), ε_{it} ($i = 1, 2$) ovat riippumattomia häiriötermejä. Malli (3) estimoidaan ns. siirtoregression (rolling regression) avulla viiveikkunoiden $k = 8$ (2 vuotta) ja $k = 24$ (6 vuotta) avulla. Tällöin regressioidaan ajankohdasta t_0 lähtien seuraavan k havainnon avulla malli ja sitten siirrytään havaintoihin $[t_0 + i, t_0 + i + k]$, $i = 0, 1, 2, \dots, T - (t_0 + k)$ ja estimoidaan malli uudestaan. Tulokseksi saadaan $T - (t_0 + k)$ -kappaletta parametriestimaatteja, joiden aikakuvan avulla voidaan tutkia estimaattien vakioisuutta.

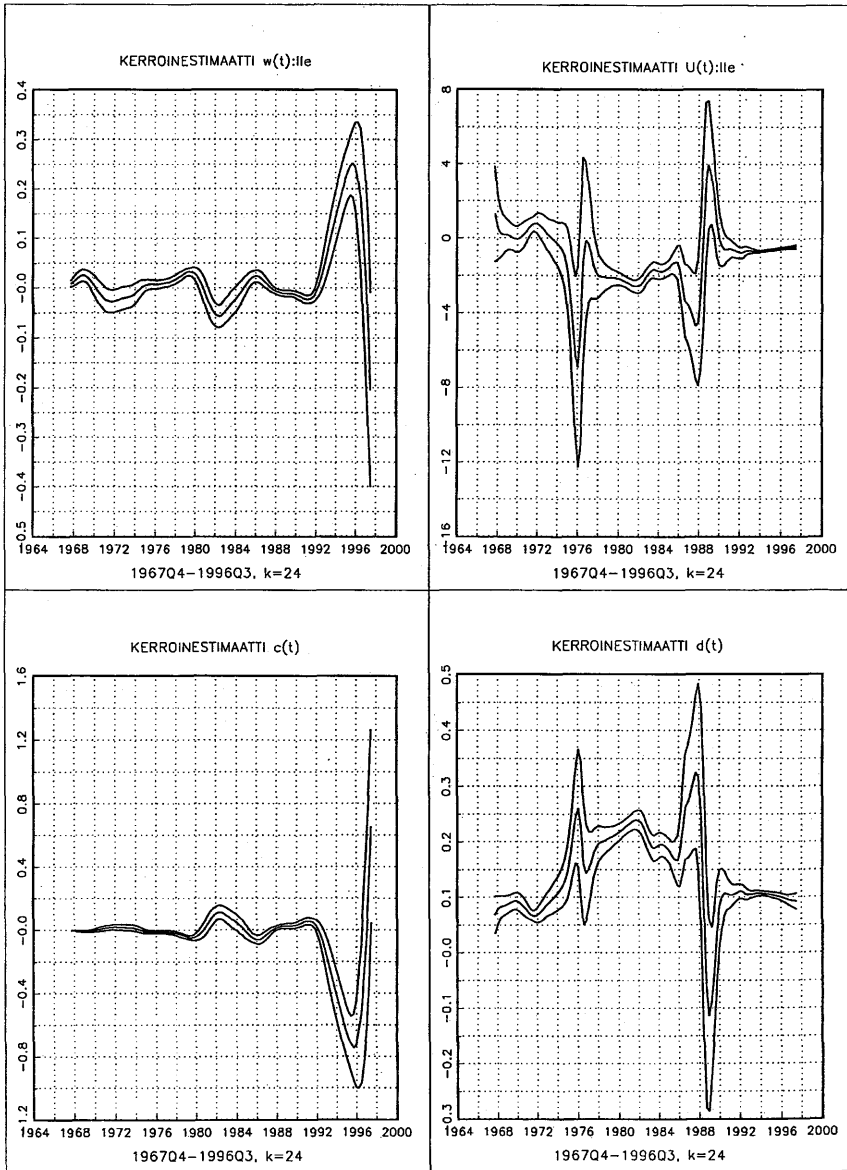
Kuvan (2) vasen puoli antaa työttömyysmallin $\Delta_4 U_t = \alpha_t \omega_t + c_t + \varepsilon_{1t}$ estimaattien $\hat{\alpha}_t$ ja \hat{c}_t kuvat ikkunoiden $k = 8$ ja 24 avulla. Kuvissa

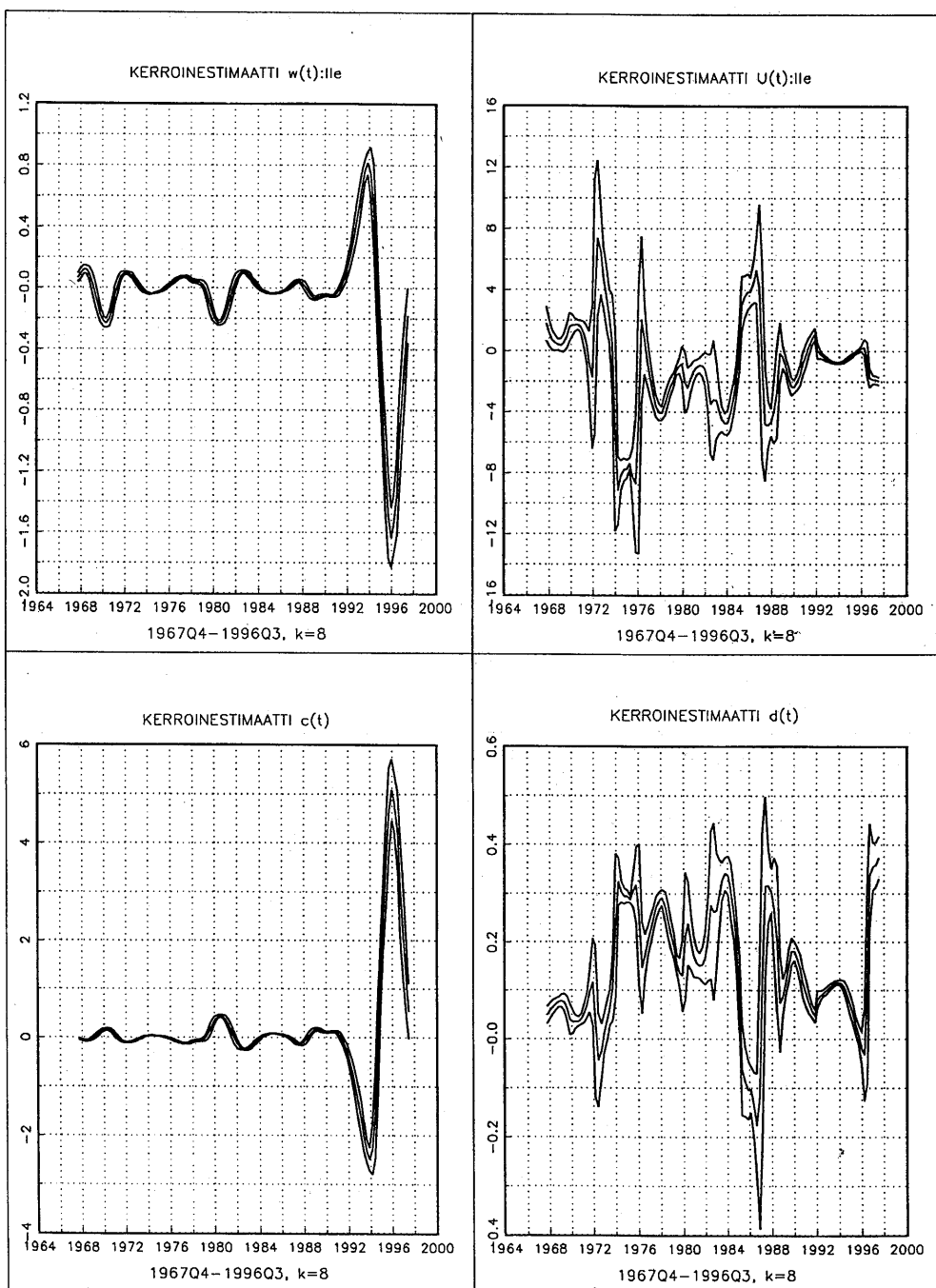
mukana esiintyvät 95 %:n luottamusvälit estimaattien molemmiin puolin kertovat kuinka tarkkoja estimaatit ovat. Mitä pienempi tämä väli on sitä varmemmasta estimaatin arvosta on kyse. Ikkunan koolla ei ole suurta merkitystä tuloksien kannalta. Parametriestimaatit $\hat{\alpha}_t$ ja \hat{c}_t ovat varsin vakaita mutta osin vailla tilastollista merkitystä (ts. $\hat{\alpha}_t$ ja \hat{c}_t eivät poikkea merkittävästi nollassa) aina vuoteen 1990 saakka, jonka jälkeen tapahtuu varsin voimakkaita muutoksia. $\hat{\alpha}_t$ ponnahtaa ylös, jonka jälkeen se laskee voimakkaasti. Autonominen vakion estimaatti \hat{c}_t käyttäytyy tälle käänteisesti.

Tämän tapainen tulema tulkitaan seuraukseksi palkkajoustamattomuudesta. Parametri $\hat{\alpha}_t$ seuraa tarkasti muutoksia työttömyysasteessa. Mitä suurempi kerroin $\hat{\alpha}_t$ on absoluuttisesti, sitä suurempi osuus työttömyyden muutoksen ja palkkatason välisestä riippuvuudesta kohdistuu parametri α_t osalle ja vähemmän muuttujan ω_t osalle. Käänteinen riippuvuus $\hat{\alpha}_t$ ja \hat{c}_t välillä johtaa tilanteeseen, missä palkkatason vaikutus työttömyyden muutoksen suhteen eliminoituu. Täten, jos $\Delta_4 U_t = 0$, niin $\omega_t = c_t / \alpha_t \approx$ vakio*trendi > 0 , eli palkkataso kasvaa likimäärin trendin mukaan työttömyystasosta riippumatta (ks. kuvan 3 yläosa).

Ansiotasomuutosmallin $\Delta_4 \omega_t = -\beta_t U_t + d_t$ tulokset näkyvät kuvan 2. oikealla puolella. Molempien parametrien estimaatit $\hat{\beta}_t$ ja \hat{d}_t ovat varsin epävakaita riippuen osin estimointiikkunan koosta. Tärkein huomio kuvassa on kuitenkin vuoden 1990 jälkeen esiintyvä parametriestimaattien vakaus. Keskeisimmät rakenteelliset muutokset $\hat{\beta}_t$:n ja \hat{d}_t :n suhteen ovat tapahtuneet vuosina 1975-1977 ja 1987-1989 yhteydessä, ei korkean työttömyyden kautena vuosina 1992-1996. Tämä ilmenee tasosiirtymänä $\hat{d}_t / \hat{\beta}_t$:ssa em. vuosien jälkeen. Täten työttömyyden merkitys palkkamutosten kan-

Kuvio 2 Mallien $\Delta_4 U_t = \alpha_1 \omega_{t-1} - c_t$ ja $\Delta_4 \omega_t = \beta_1 U_t + d_t$ kertoimien siirtoregressioestimaatit viiveikkunoilla 24 ja 8





nalta on pienentynyt ja 'tasapainotyöttömyys' $U^* = d/\beta$ on kasvanut (ks. kuva 3 alaosa). Erikoiset 'piikit' kuvassa 3. vastaavat tilanteita, joissa parametrit saavat arvoja, jotka tulevat tavallisuudesta poiketen lähellä arvoa nolla. Näitä esiintyi ennen vuotta 1974 varsin useita, joten kuva 3. esittää vain vuoden 1974 jälkeistä kehitystä.

Yllä oleva analyysi johtaa ainakin seuraaviin huomioihin. Työttömyysasteen ja nimellisansiotason välinen dynamiikka on ollut vuosina 1968-1996 varsin epästabiili ilmiö. Pääsääntöisesti palkkatason vaikutus työttömyysasteen muutoksiin on ollut varsin pieni tai olematon, mutta työttömyysasteella on ollut sensijaan varsin selkeä negatiivinen vaikutus ansiasoon, jonka merkitys on tosin pienentynyt 90-luvulla. Tämän seurauksena 'tasapainoansiotaso' ja '-työttömyysaste', jotka ovat vailla muutosvaikutuksia työttömyys- ja ansiasoon (ts. $\Delta_4 U_t \approx 0$ ja $\Delta_4 \omega_t \approx 0$), ovat kasvaneet (ks. kuva 3).

Tilanne ei kuitenkaan ole näin yksinkertainen. Ensinnäkin käytetty malli selittää 'tasapainotyöttömyyden' tasomuutokset suhteen d_t/β_t kautta, jossa ainostaan β_t :llä on tulkinta. Toiseksi, analyysi on perustunut työttömyysasteen ja ansiotason väliseen dynamiikkaan. Kokonaiskysynnällä ei ole ollut osuutta mallissa. Seuraavassa tutkitaan tämän merkitystä työttömyyden kannalta.

3 Kokonaistuotanto työttömyyden selittäjänä

Seuraavaksi rakennetaan työttömyysasteelle kaksi vaihtoehtoista mallia, jotka valottavat työttömyyden määräytymistä periodilla 1963-1996 hieman eri tavoin. Ensimmäinen malli on virheenkorjausmalli, joka antaa pitkän aikavälin tasapainoratkaisun työttömyysasteen, an-

siotason ja kokonaistuotannon välille lyhyen aikavälin dynamiikan ohessa. Estimoitava malli on tyyppiä

$$(4) \Delta U_t = \sum_1^p a_i \Delta U_{t-1} + \sum_0^p \Delta \Delta N_{t-1} + \sum_0^p c_i \Delta K T_{t-1} + \alpha_1 [U_{t-1} + \sum_1^4 D_{it} + \beta AN_{t-1} + \eta K T_{t-1}] + \varepsilon_t,$$

missä U_t = työttömyysaste, AN_t = palkansaajien ansiotasoindeksi, KT_t = kokonaistuotannon indeksi, D_{it} = O/1 -muuttujia, jotka kuvaavat työttömyysasteen tasosiirtymiä kuvan 1. mukaisesti:

$$D_{1t} \begin{cases} 1, & \text{kun } t = 1963\text{I} - 1967\text{II} \\ 0, & \text{muulloin} \end{cases},$$

$$D_{2t} \begin{cases} 1, & \text{kun } t = 1967\text{III} - 1976\text{IV} \\ 0, & \text{muulloin} \end{cases},$$

$$D_{3t} \begin{cases} 1, & \text{kun } t = 1977\text{I} - 1991\text{IV} \\ 0, & \text{muulloin} \end{cases},$$

$$D_{4t} \begin{cases} 1, & \text{kun } t = 1992\text{I} - 1996\text{III} \\ 0, & \text{muulloin} \end{cases}.$$

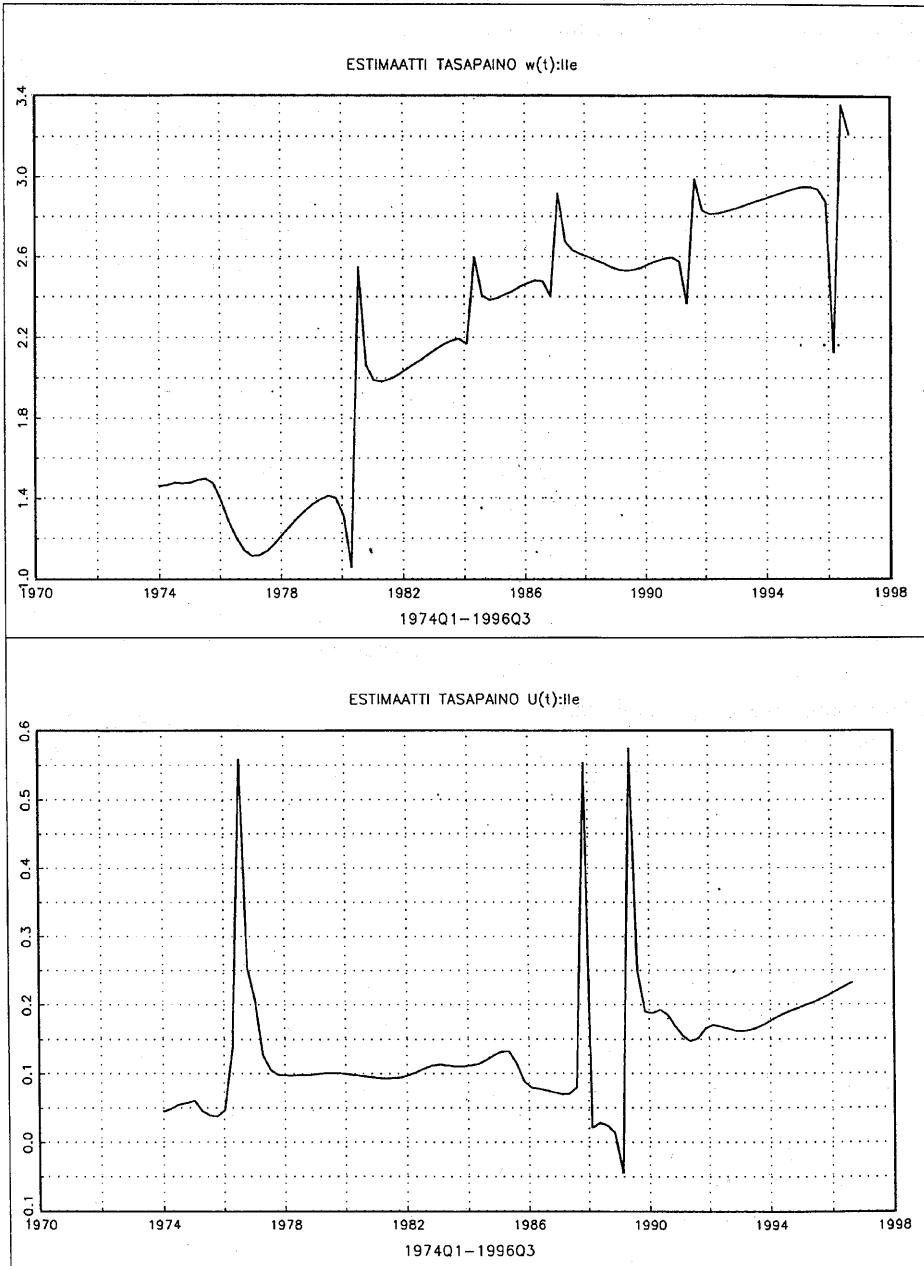
ε_t on riippumattomasti ja normaalisti jakautunut häiriötermi. Pitkän aikavälin tasoratkaisu esiintyy mallissa hakasulkujen sisällä ja parametri α_1 on virheenkorjauskerroin, joka mittaa tasapainon saavuttamisen hankaluutta.

Vaihtoehtoinen malli korostaa talouden epävakaa luonnetta. Malli ei ole luonteeltaan markkinatasapainomalli, vaan selitysmalli, joka sitoo työttömyyden tason ja vaihtelut kokonaistuotannon tason trendipoiikkeamiin. Malli on kuitenkin luonteltaan samalla virheenkorjausmalli.

$$(5) \Delta U_t = \sum_1^p a_i \Delta U_{t-1} + \Delta_4 \text{Tr} K T_t + \alpha_2 [U_{t-1} + \sum_1^4 D_{it} + \eta \text{Tr} K T_{t-1}] + \eta_t,$$

missä $\text{Tr} K T_t$ = kokonaistuotannon indeksin trendipoiikkeama (ts. mallin $K T_t = a_0 + a_1 \text{Trendi OLS-residuaali}$) ja η_t on riippumatto-

Kuvio 3. Tasapainopalkka-aste ja työttömyysaste vuosina 1974-1996



masti ja normaalisti jakautunut häiriötermi. Muuttaja $\Delta_4\text{TrKT}_t$ (kokonaistuotannon trendipoikkeman vuosimuutos vuosineljännestä kohden) kuvaa työttömyysasteen muutoksen herkkyyttä talouden kasvuprosessin lyhyen aikavälin häiriöiden suhteen. Mallien OLS-estimointitulokset löytyvät Taulukosta 1.

Tarkastellaan ensiksi mallin (4) tuloksia, jotka ovat tilastollisesti perusteltuja. Mallin pitkän aikavälin ratkaisu on

$$U = 4.54D_1 + 11.26D_2 + 14.37D_3 + 22.01D_4 + 0.891AN - 3.78KT .$$

Työttömyysasteen keskeisiä selittäjiä ovat tasosiirtymä-dummymuuttujat. Kokonaistuotannon indeksin tason nousu 10 %:n verran laskee työttömyyttä 3.8 prosenttiyksikköä pitkällä aikavälillä, mutta ansiotasoindeksin vastaavan suuruinen nousu laskee sitä 0.9 prosenttiyksikköä. Ennustemielessä tämä tarkoittaa, sitä että kokonaistuotannolla on huomattavasti suurempi merkitys työttömyyden kannalta kuin palkkatasolla.

Tämä seikka ilmenee mallin (5) estimointituloksista selkeästi. Mallin pitkän aikavälin ratkaisu on

$$U = 2.79D_2 + 6.03D_3 + 18.08D_4 - 4.75\text{TrKT} .$$

Vertaamalla tätä mallin (4) ratkaisuun huomataan, että kokonaistuotannon trendipoikkeman TrKT merkitys työttömyysasteen kannalta on merkittävämpi kuin kokonaistuotannon tason KT merkitys. Tämän lisäksi mallin (5) tasosiirtymämuuttujien $D_{2,3,4}$ kertoimet saavat pienempiä arvoja kuin edellä. Arvot ovat miltei samoja kuin ko. periodien km. työttömyysasteet.

'Kiihdytin'-muuttuja $\Delta_4\text{TrKT}_t$ (kokonaistuotannon trendipoikkeman vuosimuutos vuosi-

neljänneistä kohden) on merkittävä selittäjä työttömyysasteen muutoksen suhteen. Tämä lyhyen aikavälin dynamiikka saa vuositasolla arvon $-0.0636 (4 \times [-0.01007/(1 - 0.347)])$. Käytännössä tämä tarkoittaa sitä, että trendipoikkeman 10 %:n kasvu vuodessa aikaansaa työttömyysasteen muutoksessa n. 6 %:n laskun.

On huomattava, että mallin (5) estimoitu tulos on vähintään yhtä perusteltu tilastollisesti kuin mallin (4), vaikka mallin (5) tulokset on aikaansaatua ilman ansiotasomuuttujaa. Kun tämä muuttuja (ts. AN_{t-1}) lisättiin malliin (5) sen kerroinestimaatti ei ollut tilastollisesti merkitsevä (t-arvo 0.662). Huomioitavaa on myös, että virheenkorjaukertoimien estimaatit (muuttujan U_{t-1} kertoimet) ovat varsin pieniä. Tällöin tasomuuttujien postuloimat pitkän aikavälin reaaliot todentuvat varsin hitaasti ja vaivalloisesti. Epätasapainotilat dominoivat työttömyysasteen prosessin luonnetta. Tämän kaltainen tulos on varsin odotettu kuvan 1. perusteella.

Kokonaisuudessaan nämä tulokset merkitsevät, että tuotannon tasolla ja sen vaihtelulla on huomattavasti merkittävämmät työttömyysvaihtokukset kuin palkkatasolla ja sen muutoksilla. Mallit (4) ja (5) eivät kuitenkaan pysty vastaamaan kysymykseen mikä on aiheuttanut työttömyysasteen voimakkaat tasosiirtymät ylöspäin varsinkin 1970-luvulta lähtien. Tasomuuttujien D_i selittämä työttömyyden pysyvyys merkittävien negatiivisten suhdannehäiriöiden jälkeen vaatii lisäselvityksiä.

Tässä yhteydessä ei ole haluttu antaa näille tasomuuttujien kertoimille tulkintaa, joka vastaisi kappaleen 2. mallin 'tasapainotyöttömyys'-kertoimen d/β_t tasosiirtymä, vaikka näillä on ajallisia yhtymäkohtia. Tähän ei ole suoranaisia perusteita, sillä D_i -muuttujat olivat merkitseviä myös palkkatasapaino- mallissa. Tämä ei kuitenkaan tarkoita sitä, etteikö myös 'tasapaino-

Taulukko 1. Mallien (4) ja (5) OLS-estimointitulokset. Ajanjakso 1963II - 1996III, 134 havaintoa

Selittäjät	Kerroinestimaatit	
	Malli (4)	Malli (5)
ΔU_{t-1}	0.232 (2.861)	
ΔU_{t-4}	0.298 (3.745)	0.347 (4.683)
ΔKT_t	-0.0068 (-2.611)	
D_{1t}	0.0045 (2.826)	0.0007 (0.088)
D_{2t}	0.0112 (3.987)	0.0025 (3.206)
D_{3t}	0.0143 (3.767)	0.0054 (4.225)
D_{4t}	0.0219 (3.5861)	0.0164 (4.297)
U_{t-1}	-0.00099 (-3.817)	-0.00091 (-3.821)
AN_{t-1}	0.00088 (3.879)	
KT_{t-1}	-0.00376 (-3.4667)	
$TrKT_{t-1}$		-0.0043 (-2.995)
$\Delta_4 TrKT_t$		-0.0101 (-7.491)
R^2	0.542	0.631
S. D. (ΔU_t)	0.0053	0.0053
S. E. (sovite)	0.0037	0.0033
AR (1) $\chi^2(1)$	2.31	1.11
AR (4) $\chi^2(4)$	10.64*	6.37
Funktioehto $\chi^2(1)$	0.46	0.72
Normaalisuus $\chi^2(1)$	0.02	0.43
Heteroskedastisuus $\chi^2(1)$	3.45	11.69*
*) merkitsevä 5 % tasolla		

työttömyys' olisi voinut kasvaa vuosina 1963-1996. Kyse on enemmänkin siitä mitä sillä tarkoitetaan eri yhteyksissä.

4 Työttömyys vuonna 2000

Tuleeko työttömyys laskemaan oleellisesti lähivuosina? Kysymys on oikeuttu edellisen analyysin perusteella. Tulokset osoittavat, että mikäli talouskasvu tulee pysymään riittävän suotuisana (esim. yli 3 % vuodessa) vuosituhanen vaihteeseen saakka, niin työttömyysaste voi painua selvästi alle 15 prosentin. Ongelmaksi muodostuu kuitenkin taloutemme suhdanneherkkä luonne, jonka seurauksena pienempikin suhdannelama voi heittää työttömyysasteen jälleen uudelle, aikaisempaa korkeammalle tasolle. Työttömyysongelman ydin on siis työttömyyden suhdanneriippuvuuden kasvanut epäsymmetrisyys. Negatiiviset kysyntäshokit aiheuttavat huomattavan suuria tappioita työttömyyden muodossa, mutta niiden korjaantuminen nousukautena on tuskallisen hidasta. Tämä on edelleen tulevien vuosien keskeisin talouspoliittinen haaste.

Liite 1

$$\begin{cases} U' = \alpha w \\ w' = -\beta U + d \end{cases}$$

Mallin

ratkaisu $U(t)$:n suhteen. Differentioidaan ensimmäinen yhtälö ajan suhteen jolloin saadaan $U'' = \alpha w'$.

Sijoittamalla tähän systeemin toinen yhtälö antaa 2. kertaluvun differentiaaliyhtälön $U(t)$:lle

$$U'' + \alpha\beta U = \alpha d.$$

Tämän yhtälön karakteristinen yhtälö on $r^2 + \alpha\beta = 0$, jonka juuret ovat kompleksilukuja, $r_{1,2} = \pm i\sqrt{\alpha\beta}$. Ratkaisu on siis luonteeltaan periodinen ja heikosti stabiili.