

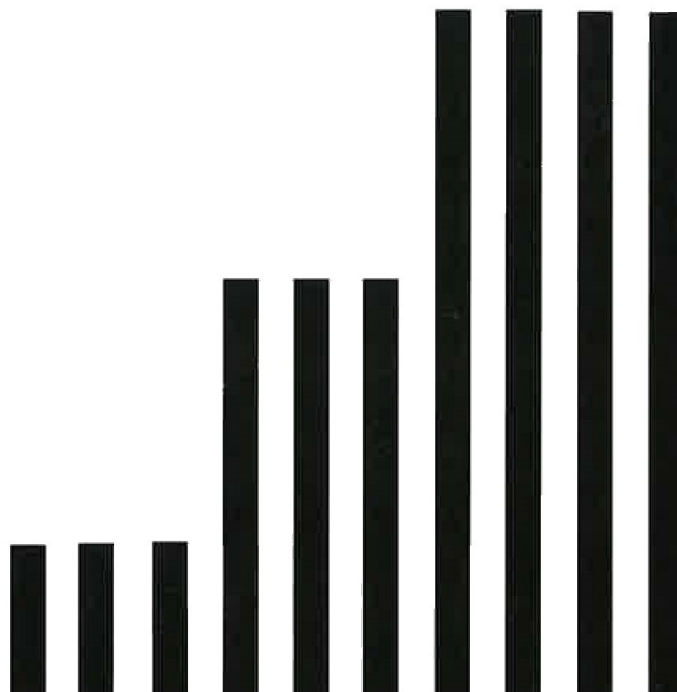
**Kari Pihkala**

---

**Optimaalisen  
työttömyys-  
vakuutuksen  
teoria ja Suomen  
työttömyysturva-  
järjestelmä**



PALKAN  
SAAJIEN  
TUTKIMUS  
LAITOS



Kari Pihkala

OPTIMAALISEN TYÖTTÖMYYSVAKUUTUKSEN TEORIA JA SUOMEN TYÖTTÖMYYSTURVAJÄRJESTELMÄ

Palkansaajien tutkimuslaitos  
Tutkimuksia 47  
Helsinki 1994

## ESIPUHE

Tämä tutkimus on osittain lyhennetty, osittain täydennetty versio Kari Pihkalan pro gradu -tutkielmasta Työttömyyskorvauksen optimaalisesta tasosta ja aikaurasta, joka on hyväksytty Helsingin yliopistossa viime keväänä. Koska tutkielman aihepiirillä on ajankohtaista mielenkiintoa, Palkansaajien tutkimuslaitos pyysi tekijää tekemään siitä Tutkimuksia -sarjassaan julkaistavan version.

Kari Pihkala otti ystävällisesti huomioon laitoksen taholta tehdyt muutosehdotukset ja muokkasi tutkielmansa nopeasti julkaisuksi. Laitoksen puolesta kiitän häntä miellyttävästä yhteistyöstä.

Helsingissä heinäkuun 29. päivänä 1994

*Jukka Pekkarinen*  
*johtaja*  
*Palkansaajien tutkimuslaitos*

# SISÄLLYS

<b>1. JOHDANTO</b>	.....
<b>2. EPÄVARMUUS TALOUSTIETEESSÄ.</b>	.....
2.1. Varallisuuden odotusarvo ja odotetun hyödyn hypoteesi.	.....
2.2. Riskin kaihtamisen mittaaminen	.....
2.3. Vakuutuksen teoriaa	.....
2.3.1. Vakuutuksen teorian perustapaus	.....
2.3.2. Käänteinen kannustinvaikutus	.....
2.3.3. Muita ongelmia.	.....
2.3.4. Työttömyysturva ja vakuutuksen teoria.	.....
<b>3. TYÖTTÖMYYSKORVAUSTEN VAIKUTUS TYÖTTÖMYYDEN KESTOON</b>	.....
3.1. Tutkimusten teoreettinen tausta.	.....
3.1.1. Vaatimuspalkka staattisessa tilanteessa	.....
3.1.2. Työllistymisen ehdollinen todennäköisyys.	.....
3.1.3. Mallin arviointia	.....
3.2. Empiiristen tutkimusten tuloksia.	.....
3.2.1. Sääsken tutkimus 1981.	.....
3.2.2. Erikssonin tutkimus 1985	.....
3.2.3. Pääkkösen tutkimus 1992	.....
3.2.4. Liljan ja Santamäki-Vuoren tutkimus 1992	.....
3.2.5. Kettusen tutkimukset 1989 ja 1993.	.....
3.2.6. Devinen ja Kieferin kokoamia tuloksia ulkomaisista tutkimuksista	.....
3.3. Tutkimusten arviointia.	.....
<b>4. TYÖTTÖMYYSVAKUUTUKSEN OPTIMAALINEN TASO: BAILYN MALLI.</b>	.....
4.1. Mallin oletukset ja rakenne	.....
4.2. Yhteiskunnallisesti tehokas työnetsintä.	.....
4.3. Työnhakijalle henkilökohtaisesti optimaalinen työnetsintä	.....
4.4. Bailyn optimaalisuussääntö	.....

<b>5. NÄKEMYKSIÄ TYÖTTÖMYYSKORVAUSTEN AIKAURASTA . . . .</b>	<b>48</b>
5.1. Bailyin optimaalisuussäännön mukainen työttömyyskorvausten aikaura . . . . .	48
5.2. Tulevaisuudessa maksettavien korvausten vaikutus työn etsintään van den Bergin mukaan . . . . .	50
5.3. Shavellin ja Weissin malli . . . . .	52
5.3.1. Malli ilman käänteistä kannustinvaikutusta . . . . .	53
5.3.2. Malli käänteisen kannustinvaikutuksen kanssa . . . . .	54
5.4. Kahden vuoden työttömyysvakuutuksen malli . . . . .	60
5.4.1. Mallin oletukset ja rakenne . . . . .	61
5.4.2. Mallin optimointiongelma . . . . .	63
5.4.3. Tuloksia ja mallin arviointia . . . . .	64
<b>6. SUOMEN TYÖTTÖMYYSTURVAJÄRJESTELMÄSTÄ . . . . .</b>	<b>68</b>
6.1. Suomen työttömyysturvajärjestelmän vaiheita . . . . .	68
6.2. Nykyisen työttömyysturvajärjestelmän esittelyä . . . . .	69
6.3. Suomen työttömyysturvajärjestelmän arviointia . . . . .	72
6.3.1. Peruspäiväraha sekä työmarkkinatuki . . . . .	73
6.3.2. Ansiosidonnainen päiväraha . . . . .	75
6.3.3. Työttömyysvakuutuksen merkitys taloudellisen taantumän aikaan . . . . .	79
6.4. Työttömyysturvajärjestelmän muutostarpeista . . . . .	80
<b>7. LOPUKSI . . . . .</b>	<b>83</b>
<b>LÄHTEET . . . . .</b>	<b>86</b>
<b>LIITTEET . . . . .</b>	<b>89</b>
Liite 1. Käänteinen kannustinvaikutus vakuutuksen teoriassa	
Liite 2. Optimaalinen työnetsintä Bailyin mallissa	
Liite 3. Bailyin optimaalisuussäännön mukaisia korvaussuhteita	
Liite 4. Asetelma, jonka työttömäksi joutuva kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallissa kohtaa	
Liite 5. Kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallin vertailujärjestelmä	
Liite 6. Kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallin optimaalinen järjestelmä	

## 1. JOHDANTO<sup>1</sup>

Tämän tutkimuksen tarkoitus on tuoda lisää näkökohtia Suomessa käytävään keskusteluun ansiosidonnaisen työttömyysturvan muuttamisen tarpeellisuudesta. Maamme talouden ajaututtua lamaan vuonna 1992 hallitus alkoi suunnitella työttömyysturvamenojen pienentämistä osana julkisten menojen mittavaa säästöohjelmaa. Suunnitelmaan kuului ansiosidonnaisten työttömyyskorvausten pienentäminen yli puoli vuotta työttömänä olleilta. Suunnitelmasta kuitenkin luovuttiin mm. ammattiyhdistysliikkeen painostuksen vuoksi. Tänä keväänä aihe on tullut jälleen ajankohtaiseksi, kun sosiaalimenotoimikunta on jättänyt hallitukselle mietintönsä, jossa ehdotetaan ansiosidonnaisiin työttömyyskorvauksiin alenemia noin puolen vuoden työttömyyden jälkeen. Myös Juha Kettunen on ehdottanut, että ansiosidonnaisen työttömyysturvan alenemat otettaisiin taas käyttöön. Hän perustelee kantaansa tutkimustuloksilla, joiden mukaan vuosina 1985 ja 1986 voimassa ollut ansioturvan 20 %:n alenema 100 työttömyyspäivän jälkeen lisäsi työttömien työllistymistodennäköisyyttä (Kettunen 1992, 213).

Tutkimuksessa osoitetaan, että työttömyysturvaa ei pidä arvioida vain sen mukaan, miten se vaikuttaa työttömien työllistymistodennäköisyyteen. Yhteiskunnan hyvinvoinnin kannalta on tärkeää, että riskiä kaihtavat ihmiset voivat vakuuttaa tulonsa jatkumisen suhteellisen vakaana, vaikka heille sattuisi jokin epäsuotuisa tapahtuma, kuten sairaus, työkyvyn menettäminen tai tilapäinen työttömyys. Jos riskiä kaihtavien ihmisten mahdollisuuksia vakuuttaa tulonsa esimerkiksi työttömyyden varalta heikennetään, yhteiskunnan hyvinvointi vähenee.

Joissain maissa työttömyysturva on yksistään valtion ylläpitämää ja tiukasti tarveharkintaista. Tällöin se on verrattavissa muuhun valtiolliseen sosiaaliturvaan. Joissain maissa työttömyysturva on lähinnä yksityisesti rahoitetun tai julkisin varoin tuetun vakuutusjärjestelmän kaltainen. Tällaisessa järjestelmässä työntekijät, työnantajat sekä mahdollisesti valtio maksavat työttömyysvakuutusmaksuja esimerkiksi rahastoihin, joista vakuutetuille työntekijöille maksetaan ansiosidonnaista työttömyyskorvausta,

---

<sup>1</sup> Haluan esittää suuret kiitokset pro gradu -tutkielman tekoa ohjanneelle professori Erkki Koskelalle. Kiitän myös Jaana Kurjenojaa, Pasi Holmia, Markus Haaviota ja Mika Kuismasta arvokkaista kommentteista.

Tutkimuksen muokkaamisen ja julkistamisen on mahdollistanut Palkansaajien tutkimuslaitoksen taloudellinen tuki. Kiitän lämpimästi Tuire Santamäki-Vuorta sekä Jukka Pekkarista arvokkaista neuvoista ja avuliaisuudesta.

jos he joutuvat työttömiksi. Suomessa, kuten useimmissa muissa Länsi-Euroopan maissa, työttömyysturva koostuu tarveharkintaisesta perusturvasta sekä vakuutuksen kaltaisesta ansiosidonnaisesta työttömyysturvasta.

Tässä tutkimuksessa käsitellään erityisesti vakuutusjärjestelmän kaltaisen työttömyysturvan piirteitä. Toisaalta myös tarveharkintaista työttömyysturvaa voidaan pitää yhteiskunnan tarjoamana perusturvaan kuuluvana vakuutuksena. Tällöin on mielekästä tarkastella työttömyysturvajärjestelmää kokonaisuutena ja tutkia onko työttömyysturva esimerkiksi Suomessa järjestetty yhteiskunnan kannalta optimaalisesti.

Tutkimuksessa tarkastellaan työttömyysturvan yhteiskunnallista optimaalisuutta sekä kannustinvaikutusten että vakuutuksen näkökulmasta. Keskusteltaessa yleisesti työttömyysvakuutuksen optimaalisuudesta voidaan viitata moniin työttömyysvakuutusjärjestelmille ominaisiin piirteisiin. Taloustieteessä yleisesti käytetyn työnetsintäteorian kannalta eräs työttömyysturvajärjestelmien kiinnostavimmista ominaisuuksista on työttömille maksettavien korvausten suuruus. Työttömyyskorvausten keskimääräisen suuruuden lisäksi on tärkeää tarkastella korvausten optimaalista suuruutta työttömyyden eri vaiheissa. Tällaista tarkastelua sanotaan työttömyyskorvausten aikauran optimaalisuuden tarkasteluksi.

Luvussa 2 esitetään lyhyt katsaus epävarmuuden taloustieteelliseen tulkintaan. Siinä käsitellään riskiä ja määritellään, mitä tarkoitetaan riskin kaihtamisella. Lisäksi käsitellään yleistä vakuutuksen teoriaa. Erityisesti tutkitaan niin sanotun käänteisen kannustinvaikutuksen aiheuttaman ongelman (moral hazard -problem) vaikutuksia vakuutusmarkkinoiden toimintaan. Työttömyysturvan kannustinvaikutuksia tutkitaan luvussa 3. Työnetsintäteoriaan perustuvan mallin avulla tarkastellaan, kuinka työttömyysvakuutusjärjestelmä voi aiheuttaa käänteisen kannustinvaikutuksen. Vaikutus ilmenee siten, että korvausten suuruus vaikuttaa työttömyysjaksojen keston. Teoreettisen tarkastelun jälkeen esitellään aiheesta tehtyjä empiirisiä tutkimuksia. Näissä tutkimuksissa on pyritty selvittämään työttömyysvakuutuksen käänteisen kannustinvaikutuksen voimakkuutta estimoimalla työttömyyden keston korvausjoustoja. Tutkimusten perusteella voidaan todeta, että jouston tarkasta arvosta ei ole yksimielisyyttä. Kuitenkin työttömyyskorvausten vaikutuksen suunta tulee selvästi esille. Empiiristen tutkimusten mukaan työttömyyskorvaukset pidentävät vasta vähän aikaa työttömänä olleiden keskimääräistä työttömyyden kestoja, mutta korvausten suuruus ei vaikuta pitkäaikais-työttömien työttömyyden keston lainkaan. Tässä tutkimuksessa pitkäaikaistyöttömällä

tarkoitetaan henkilöä, joka on ollut yli puoli vuotta työttömänä. Tämä määrittely johtuu siitä, että luvussa 3 esiteltävien empiiristen tutkimusten mukaan työttömyyskorvausten vaikutus muuttuu voimakkaimmin, kun työttömyys on kestänyt noin 3–6 kuukautta.

Työttömyysturvan kannustin- ja vakuutusnäkökulmien tarkastelua yhdistetään luvussa 4, jossa tutkitaan työttömyyskorvausten optimaalista tasoa. Luku perustuu Martin N. Baily'n (1978) artikkeliin, jossa esitetään, että työttömyyskorvausten yhteiskunnallisesti optimaalinen taso on sitä korkeampi, mitä voimakkaampaa riskin kaihtaminen taloudessa keskimäärin on. Toisaalta Baily'n mukaan yhteiskunnallisesti optimaalinen työttömyyskorvauksen korvaussuhde on sitä pienempi, mitä voimakkaampi työttömyysvakuutuksen käänteinen kannustinvaikutus on. Työttömyysvakuutusjärjestelmä on optimaalinen, kun sen yhteiskunnalliset rajahyödyt ja -kustannukset ovat yhtä suuret. Suhteellisen riskin kaihtamisen sekä työttömyyden keston korvausjouston määritelmien avulla Baily on johtanut työttömyysvakuutuksen optimaalisuussäännön.

Työttömyyskorvausten aikauran optimaalisuutta tutkitaan luvussa 5. Baily'n optimaalisuussääntöä sekä luvussa 3 esiteltäviä empiirisiä tutkimustuloksia hyväksikäyttäen voidaan laskea esimerkkejä työttömyyskorvausten optimaalisesta aikaurasta. Koska työttömyysvakuutuksen käänteinen kannustinvaikutus on voimakkainta lyhyillä työttömyysjaksoilla, Baily'n optimaalisuussäännön mukaan pitkäaikaistyöttömillä työttömyyskorvausten olisi oltava suuremmat kuin muilla työttömillä. Työttömyyskorvausten optimaalisen aikauran tarkastelua laajennetaan vielä siten, että tulevaisuudessa maksettavien korvausten vaikutus työn etsintään otetaan huomioon. Tämän näkökulman ovat tuoneet esille Steven Shavell ja Laurence Weiss (1979). Shavellin ja Weissin mukaan korvausten optimaalinen aikaura on laskeva, jos työttömyysvakuutuksella on käänteinen kannustinvaikutus. He eivät kuitenkaan ole ottaneet huomioon, että kannustinvaikutuksen voimakkuus voisi muuttua työttömyysjakson aikana. Käänteisen kannustinvaikutuksen voimakkuuden muuttuminen kesken työttömyysjakson kuitenkin vaikuttaa merkittävästi työttömyyskorvausten optimaaliseen aikaan. Tämän vuoksi tarkastellaan Shavellin ja Weissin mallin pohjalta kehitettyä kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallia (ks. Pihkala 1994). Tämän mallin tarkastelun perusteella työttömyyskorvausten yhteiskunnallisesti optimaalinen aikaura voi olla nouseva, jos työttömyyden keston korvausjousto on työttömyyden alussa positiivinen ja muuttuu nollaksi työttömyyden pitkittyessä. Mallin avulla saatavat työttömyyskorvausten

aikaurat eivät kuitenkaan ole niin jyrkästi nousevia kuin Baily'n optimaalisuussäännöstä lasketut aikaurat.

Luvussa 6 esitellään Suomen työttömyysturvajärjestelmää ja arvioidaan sitä aikaisemmissa luvuissa esitetyn teoreettisen tarkastelun perusteella. Lisäksi tarkastellaan työttömyyskorvausten tason ja aikauran muuttamisen tarpeellisuutta. Lopuksi luvussa 7 esitetään yhteenveto.

## 2. EPÄVARMUUS TALOUSTIETEESSÄ

Tässä luvussa esitetään lyhyesti, miten neoklassisessa taloustieteessä käsitellään ihmisten taloudellista päätöksentekoa epävarmoissa tilanteissa.

### 2.1. Varallisuuden odotusarvo ja odotetun hyödyn hypoteesi

Suoraviivaisin tapa lähestyä päätöksentekoa epävarmassa tilanteessa on tarkastella sijoituskohteiden odotettua arvoa. Otetaan esimerkki, jossa henkilö voi sijoittaa 10 markkaa osakkeeseen, jonka arvo todennäköisyydellä 0,5 on tarkastelun lopuksi 20 markkaa, ja todennäköisyydellä 0,5 sen arvo on 0 markkaa. Toinen vaihtoehto on, että henkilö pitää rahan käteisenä, jolloin sen arvo on varmasti 10 markkaa. Osakesijoituksen odotettu arvo ( $0,5 \times 20 \text{ mk} + 0,5 \times 0 \text{ mk} = 10 \text{ mk}$ ) on sama kuin rahan käteisenä pitämisen odotusarvo. Jos henkilö tekee taloudelliset päätöksensä epävarmassa tilanteessa yksinomaan varallisuuden odotusarvon mukaan ja esimerkkitilanteessa on indifferentti osakesijoituksen ja rahan käteisenä pitämisen välillä, hän on riskineutraali. On kuitenkin mahdollista, että ihmiset ovat riskiä kaihtavia ja esimerkkitapauksessa valitsevat mieluummin varman 10 mk kuin epävarman osakkeen, jonka odotettu arvo on yhtä suuri.

Tarkastellaan seuraavaksi edellisen esimerkin kaltaista tilannetta yleisemmin Kenneth J. Arrow'n (ks. esim. Arrow 1971, 52–69) esittämän odotetun hyödyn hypoteesin pohjalta. Oletetaan, että ihmisten hyötyfunktiot varallisuudesta ovat von Neumann–Morgenstern -tyyppisiä eli että hyödyt eri tilanteissa voidaan laskea yhteen. Esimerkkitalanteessa on kaksi vaihtoehtoa (a) ja (b), joissa varallisuuden odotusarvo on sama (ks. taulukko 1).

**TAULUKKO 1.** Varallisuus epävarmassa tilanteessa

vaihtoehto	varallisuus $y$	todennäk.	varallisuuden odotusarvo
(a)	$y_0$	1	$E(y_0) = y_0$
(b)	$\bar{y} = \begin{cases} y_0+h \\ y_0-h \end{cases}$	0,5 0,5	$E(\bar{y}) = 0,5(y_0+h) + 0,5(y_0-h) = y_0$

Merkintää  $\bar{y}$  käytetään, kun varallisuus on satunnaismuuttuja.

Odotetun hyödyn hypoteesin mukaan henkilö on riskiä kaihtava, jos hän valitsee mieluummin varman vaihtoehdon (a) kuin epävarman vaihtoehdon (b), vaikka niissä varallisuuden odotusarvo on sama. Kun odotettua hyötyä merkitään  $Eu$ :lla, riskiä kaihtavan henkilön hyötyfunktiolle  $u(y)$  [ $u'(y) > 0$ ] pätee

$$(1) \quad u(y_0) > Eu(\bar{y}) = 0,5u(y_0+h) + 0,5u(y_0-h)$$

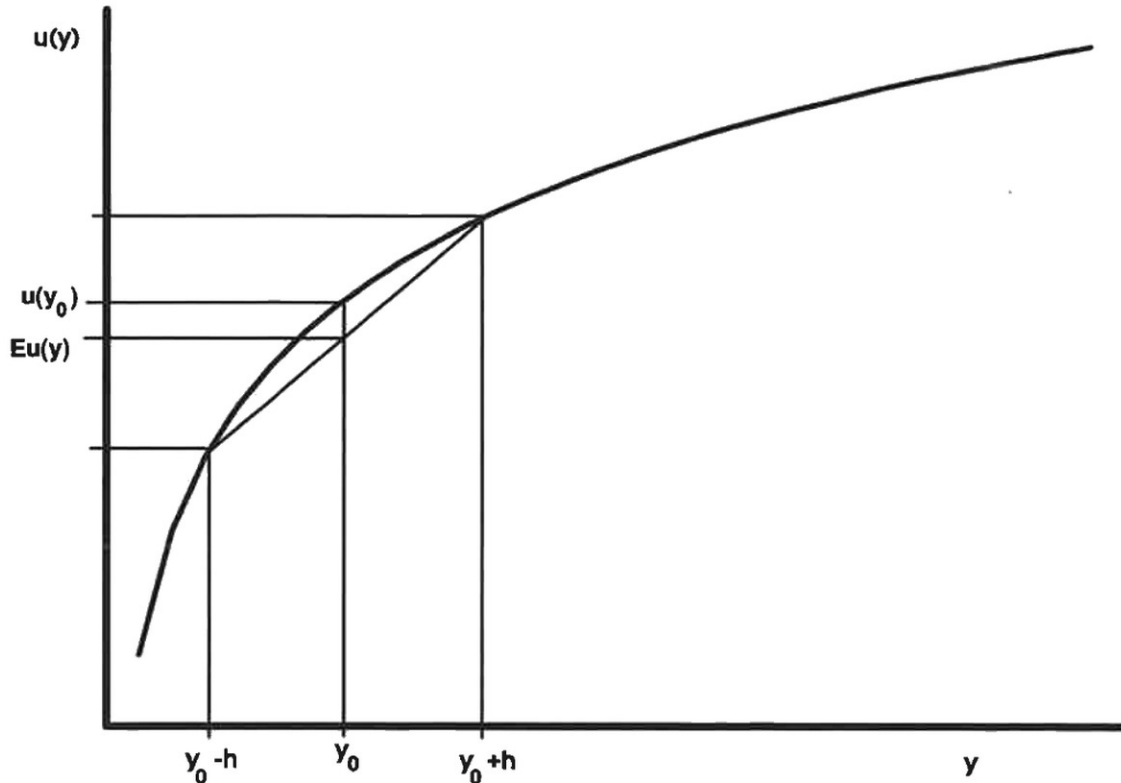
$$\Leftrightarrow 2u(y_0) > u(y_0+h) + u(y_0-h)$$

$$\Leftrightarrow u(y_0) - u(y_0-h) > u(y_0+h) - u(y_0)$$

$$\Leftrightarrow u''(y) < 0,$$

eli  $y$ :n rajahyöty on vähenevä. Tilannetta havainnollistetaan kuviolla 1.

KUVIO 1. Esimerkki riskiä kaihtavan henkilön hyötyfunktioista



Riskineutraalius voidaan määritellä vastaavasti

$$(2) \quad u(y_0) = Eu(\bar{y}).$$

Riskineutraalin henkilön hyötyfunktiolle  $u(y)$  pätee  $u'(y) > 0$  ja  $u''(y) = 0$ . Tietenkin on mahdollista, että jotkut ihmiset pitävät riskistä. Heille pätee vastaavasti

$$(3) \quad u(y_0) < Eu(\bar{y}),$$

jolloin heidän hyötyfunktioilleen pätee  $u'(y) > 0$  ja  $u''(y) > 0$ .

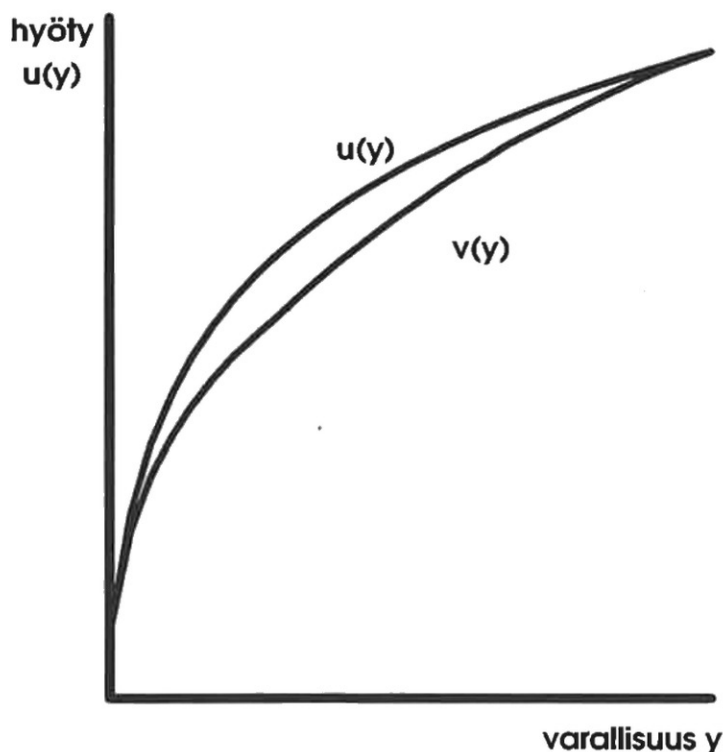
Käytännössä ihmisten havaitaan olevan tietyissä tilanteissa riskiä kaihtavia ja toisaalla riskistä pitäviä. Sama henkilö saattaa ostaa vakuutuksia omaisuutensa turvaksi eli käyttäytyä riskiä kaihtavasti sekä myös ottaa riskejä ostamalla raha-arpoja, joilla on hyvin pieni todennäköisyys voittoa. Tätä samanaikaisesti riskiä kaihtavaa ja riskistä pitävää käyttäytymistä voidaan selittää siten, että ihmiset valitsevat mielummin oikealle vinoja (positively skewed) tulon todennäköisyysjakaumia kuin vasemmalle vinoja

(negatively skewed) jakaumia. Ostamalla raha-arvan tai lottoamalla ihmiset saavat mahdollisuuden erittäin suureen voittoon ilman vaaraa suurista tappioista. Toisin sanoen arvan ostaneen henkilön tulojen todennäköisyysjakaumasta tulee oikealle vino. Vasemmalle vino tulojen todennäköisyysjakauma taas syntyy tilanteessa, jossa on pieni todennäköisyys suureen menetykseen. Vakuutuksen ostaminen on keino eliminoida tällaisen jakauman vasemmalle jatkuva osa (Machina 1983, 52–56).

## 2.2. Riskin kaihtamisen mittaaminen

Riskin kaihtamisen voimakkuutta ilmaisevat suureet on nimetty Arrow'n ja J. W. Prattin mukaan. Tässä luvussa seurataan C. J. McKennan esitystä riskin kaihtamisen Arrow–Pratt -mitoista.

**KUVIO 2.** Kaksi riskin kaihtamista osoittavaa hyötyfunktiota



Koska riskin kaihtaminen merkitsee sitä, että hyötyfunktio on aidosti konkaavi, on luonnollista päätellä, että riskin kaihtaminen on sitä suurempaa, mitä voimakkaampaa konkaavisuus on. Kuviossa 2 hyötyfunktio  $u(y)$  on voimakkaammin konkaavi kuin  $v(y)$ . Tämä ilmenee siten, että kaikilla  $y$ :n arvoilla pätee  $-u''(y) > -v''(y)$ . Toisten derivaatto-

jen arvot eivät pelkästään riitä riskin kaihtamisen mitaksi, koska funktion  $u(y)$  lineaarinen transformaatio  $u_1(y) = a + bu(y)$  ( $b \neq 1$ ) muuttaa toisen derivaatan arvoa, vaikka konkaaviuden voimakkuus ei muutu. Siksi absoluuttisen riskin kaihtamisen Arrow–Pratt -mitta on

$$(4) \quad Ra(y) = \frac{-u''(y)}{u'(y)}.$$

Jos  $Ra(y) > 0$ , on kyseessä riskin kaihtaminen.  $Ra(y) = 0$  tarkoittaa riskineutraaliutta ja  $Ra(y) < 0$  riskin ottamista. Absoluuttisen riskin kaihtamisen suuruus riippuu kuitenkin varallisuuden  $y$  mittayksiköstä. Sen sijaan suhteellisen riskin kaihtamisen Arrow–Pratt -mitta

$$(5) \quad Rr(y) = \frac{y \times -u''(y)}{u'(y)} = y \times Ra(y)$$

on varallisuuden mittayksiköstä riippumaton (McKenna 1986, 35–38).

Riskin kaihtaminen voi vaihdella varallisuuden mukaan. On luontevaa ajatella, että  $Rr(y)$  vähenee varallisuuden myötä, koska varakkaammilla on yleensä parempi riskinsietokyky. Empiiriset tutkimukset osittain tukevat tätä käsitystä (eivät kuitenkaan aivan yksiselitteisesti). Sen sijaan havainnot osoittavat selvästi, että suhteellinen riskin kaihtaminen on keskimäärin yli yksi (Machina 1983, 61). Friend ja Blume (1975, 900) arvioivat kotitalouksien sijoituskäyttäytymisen perusteella suhteelliseksi riskin kaihtamiseksi keskimäärin kaksi. Vieläkin korkeampia  $Rr(y)$ :n arvoja taloustieteellisessä kirjallisuudessa käytetään.

### 2.3. Vakuutuksen teoriaa

Vakuutusmarkkinoiden olemassaolo johtuu taloudenpitäjien kohtaamasta epävarmuudesta. Ne ovat syntyneet tarpeesta jakaa yksittäisiä toisistaan riippumattomia riskejä. Suuren määrän asiakkaita omaavilla vakuutusyhtiöillä on mahdollisuus vastata riskeistä, jotka voivat olla liian suuria yksittäisten riskiä kaihtavien taloudenpitäjien kannettaviksi. Tässä luvussa seurataan Jean-Jaques Laffontin (1989) esitystä aiheesta.

### 2.3.1. Vakuutuksen teorian perustapaus

Vakuutuksen teoriassa tarkastellaan perustapausta, jossa kuluttajat ovat keskenään identtisiä. Heidän kunkin varallisuutensa on  $y$ , mutta todennäköisyydellä  $p$  heitä kohtaa onnettomuus, jonka seurauksena varallisuus vähenee määrällä  $L$ . Varallisuus käytetään kokonaan kulutukseen. Kuluttajat ovat riskiä kaihtavia, eli heidän von Neumann–Morgenstern -tyyppisiksi oletetuille hyötyfunktiolleen  $U = u(y)$  pätee  $u'(y) > 0$  ja  $u''(y) < 0$ . Taloudessa on suuri määrä kuluttajia, jolloin onnettomuuden todennäköisyys  $p$  voidaan tulkita niin, että onnettomuus todella kohtaa osuutta  $p$  kuluttajista.

Tapausta voidaan tarkastella kahdesta näkökulmasta. Ensinnäkin kulutus henkeä kohti on keskimäärin

$$(6) \quad (1 - p)y + p(y - L) = y - pL.$$

Koska kuluttajien hyötyfunktiot ovat samanlaiset ja rajahyöty vähenee, yhteenlaskettu hyvinvointi on suurimmillaan, kun varallisuus jaetaan tasan, eli jokainen kuluttaa määrän  $y - pL$ .

Toisaalta voidaan olettaa, että taloudessa toimii vakuutusyhtiöitä, jotka keräävät kultakin vakuutuksen ottajalta vakuutusmaksun  $a$  ja korvaavat menetyksen  $L$  niille vakuutuksen ottajille, joita onnettomuus kohtaa. Täydellisen kilpailun vallitessa yhtiöiden voitto on nolla eikä transaktiokustannuksia ole, joten  $a = pL$ . Vakuutusmaksu on siis riskin odotusarvon suuruinen. Edustavan kuluttajan varallisuus on

$$(7) \quad y - a = y - pL, \text{ jos hänelle ei satu onnettomuutta;}$$

$$(8) \quad y - L + L - a = y - pL, \text{ jos hänelle sattuu onnettomuus,}$$

eli vakuutusjärjestelmän seurauksena jokainen kuluttaa yhtä paljon ja kuluttajien yhteenlaskettu hyöty on suurin mahdollinen.

Tarkastellaan seuraavaksi tilannetta, jossa kuluttaja voi itse valita vakuutuksensa kattavuuden. Vakuutusyhtiö asettaa vakuutusmaksun hinnaksi  $q$  korvattavaa yksikköä  $z$  kohti. Täydellisen kilpailun vallitessa  $q = p$ . Kuluttaja maksimoi hyötyään

$$(9) \quad \max_z U = (1 - p)u(y - qz) + pu(y - L + z - qz).$$

Ensimmäisen kertaluvun ehdosta saadaan

$$(10) \quad \frac{\partial U}{\partial z} = 0$$

$$\Leftrightarrow (1 - p)(-q)u'(y - qz) + p(1 - q)u'(y - L + z - qz) = 0$$

$$\Leftrightarrow (1 - p)qu'(y - qz) = p(1 - q)u'(y - L + z - qz).$$

Sijoittamalla  $p = q$  saadaan

$$(11) \quad (q - q^2)u'(y - qz) = (q - q^2)u'(y - L + z - qz)$$

$$\Leftrightarrow u'(y - qz) = u'(y - L + z - qz)$$

$$\Leftrightarrow z = L.$$

Riskiä kaihtavien kuluttajien rajahyödyt ovat vähenevät, ja siksi he haluavat vakuuttaa kulutusmahdollisuutensa täysimääräisesti. Tarkastelun perusteella voidaan sanoa, että yhteiskunnallisen hyvinvoinnin kannalta onnettomuuden aiheuttamat menetykset täysimääräisesti korvaava vakuutus on optimaalinen, mikäli siihen ei liity niin sanottua käänteistä kannustinvaikutusta (moral hazard effect) (Laffont 1989, 121–125).

### 2.3.2. Käänteinen kannustinvaikutus

Edellä kuvattu tilanne saattaa muuttua, jos vakuutuksen ottaja voi itse vaikuttaa onnettomuuden todennäköisyyteen. Oletetaan, että onnettomuuden todennäköisyys  $p(x)$  riippuu siitä, kuinka suuret kuluttajan varotoimenpiteiden (self-protection) kustannukset  $x$  ovat. Tällaista tilannetta tarkastellaan liitteessä 1. Tarkastelusta havaitaan, että optimaalinen vakuutus korvaa vahingon täysimääräisenä, vaikka vakuutuksen ottaja voi vaikuttaa varotoimien suuruudella onnettomuuden todennäköisyyteen. Ehtona on, että vakuutusyhtiö havaitsee varotoimien määrän ja pystyy määräämään vakuutusmaksun suuruuden niiden perusteella. Tilanne, jossa vakuutuksen ottaja voi vaikuttaa onnettomuuden todennäköisyyteen, aiheuttaa käänteisen kannustinvaikutuksen vain, jos

informaatio on epäsymmetristä eli vakuutusyhtiöt eivät voi varmasti tietää, kuinka paljon varotoimenpiteitä vakuutuksen ottaja tekee.

Vakuutusyhtiöt eivät yleensä pysty havaitsemaan yksittäisten kuluttajien tekemien varotoimien määrää, joten käytännössä vakuutusmaksuja on mahdotonta sitoa todella tehtyjen varotoimien määrään. Jos vakuutusmaksu  $q$  korvattavaa yksikköä  $z$  kohti on riippumaton  $x$ :stä, kuluttajat maksimoivat oman hyötynsä jättämällä varotoimet kokonaan tekemättä ( $x = 0$ ). Samalla vahingon täysimääräisesti korvaavan vakuutusjärjestelmän kustannukset nousevat optimaalista korkeammiksi, kun vakuutusmaksut on asetettava vastaamaan onnettomuustodennäköisyyttä, eli  $q = p(0)$ . Kuluttajilta jää hyödyntämättä positiivinen ulkoisvaikutus, joka syntyy, jos vakuutusmaksut voivat alentua enemmän kuin varotoimiin kuluu varoja, mikäli kaikki kuluttajat tekevät kyseiset toimet (Laffont 1989, 125–127).

Käänteisen kannustinvaikutuksen aiheuttaman ongelman ratkaisukeinona voidaan pitää omavastuuosuuden sisällyttämistä vakuutukseen. Vakuutuksen ottajille jää kannustin varovaisuuteen, kun vakuutus ei korvaa onnettomuudesta aiheutuvaa menetystä kokonaan. Vakuutuksen omavastuuosuuden yhteiskunnallista optimaalisuutta käänteisen kannustinvaikutuksen tapauksessa on tutkinut Steven Shavell (1979). Hänen mallissaan vakuutusyhtiöt eivät havaitse vakuutuksen ottajien tekemien varotoimien määrää.

Shavellin artikkelissa ei ratkaista optimaalisen omavastuuosuuden suuruutta yksiselitteisesti. Sen sijaan Shavell todistaa, että käänteisestä kannustinvaikutuksesta huolimatta täydellisen kilpailun oloissa vakuutuksille on aina olemassa markkinat, vaikka täysin kattava vakuutus ei kannustinvaikutuksen vuoksi ole optimaalinen. Shavell kuvailee optimaalista vakuutusjärjestelmää siten, että siinä omavastuuosuus on sitä pienempi, mitä paremman suojan tietyn hintaisesta varotoimenpiteestä saa (Shavell 1979, 544–550).

### 2.3.3. *Muita ongelmia*

Käytännössä vakuutusjärjestelmiin liittyy runsaasti muitakin ongelmia kuin käänteinen kannustinvaikutus. Vaikka vakuutusyhtiöt kilpailusyistä antaisivat reilut vakuutukset (fair insurance: vakuutusmaksutuotot = kulut), ne eivät voi markkinoida vahingon

täysimääräisesti korvaavia vakuutus sopimuksia, koska niillä todellisuudessa on transaktiokustannuksia.

Lisäksi tähän asti tarkastelussa on oletettu, että kuluttajat ovat keskenään identtisiä ja siten onnettomuuden todennäköisyys on kaikille sama. Käytännössä näin ei yleensä ole, vaan jotkut ovat riskialttiimpia kuin toiset. Asian käsittely muuttuu monimutkaiseksi, jos kuluttajilla on useita erilaisia onnettomuustodennäköisyyksiä. Tarkastellaan kuitenkin lyhyesti erikoistapausta, jossa on kahdenlaisia kuluttajia. Osalla heistä on onnettomuusriski  $p_s$  ja muilla onnettomuuden todennäköisyys on  $p_p$ .  $p_s > p_p$ , eli  $p_s$  tarkoittaa suurempaa riskialttiutta kuin  $p_p$ . Muilta ominaisuuksiltaan kaikki kuluttajat ovat keskenään identtisiä. Kuluttajat tietävät itse onnettomuustodennäköisyytensä, mutta vakuutusyhtiöt eivät pysty erottamaan kuluttajien riskialttiuksia. Vakuutusyhtiöiden on siis tarjottava kaikille kuluttajille samanlaista vakuutus sopimusta. Oletetaan, että vakuutusmaksu on  $q$  korvattavaa yksikköä  $z$  kohti kaikille kuluttajille ja he saavat itse valita vakuutuksen kattavuuden.

Tilanne on ongelmallinen vakuutusmaksun suuruuden  $q$  määrittämisen kannalta. Oletetaan ensin, että vakuutusyhtiöiden voitto  $p_p$ -tyyppisten kuluttajien vakuutuksista on nolla. Tällöin  $p_s$ -tyyppisten kuluttajien vakuutukset tuottavat yhtiöille tappiota. Jos yhtiöt nostavat vakuutusmaksua hieman  $p_s$ -tyyppisten kuluttajien aiheuttamien tappioiden vuoksi,  $p_p$ -tyyppiset kuluttajat vähentävät vakuutuksensa kattavuutta. Vakuutusyhtiöt eivät voi olla varmoja yhteenlasketun tuloksensa voitollisuudesta, elleivät ne aseta vakuutusmaksua niin suureksi, ettei  $p_s$ -tyyppisistä kuluttajista aiheudu tappiota. Tällaisella vakuutusmaksulla pienempiriskiset kuluttajat eivät välttämättä halua ostaa minkäänlaista vakuutusta. Kun pienempiriskiset eivät osta vakuutusta lainkaan, syntyy selkeästi niin sanottu käänteinen valikoituminen (adverse selection). Se tarkoittaa tilannetta, jossa markkinatasapaino löytyy vain riskipitoisimmille vakuutuksen ottajille tai esimerkiksi huonolaatuisimmille hyödykkeille. Käänteinen valikoituminen johtuu epäsymmetrisestä informaatiosta. Vakuutusmarkkinoiden tapauksessa vakuutuksen ottajat tietävät riskeistään enemmän kuin vakuutusyhtiöt (Laffont 1989, 128–133).

#### 2.3.4. Työttömyysturva ja vakuutuksen teoria

Säännöllistä ansiotyötä tekevälle ihmiselle eräs vakavimmista riskeistä on mahdollisuus menettää työpaikka ja samalla tulot joksikin aikaa. Elinkaarimallien mukainen järkevä

käyttäytyminen, esimerkiksi asunnon ostaminen lainarahalla, olisi käytännössä hyvin hankalaa, jos tulojen jatkumista ei voisi vakuuttaa. Työttömyysvakuutuksia ei käytännössä voida jättää yksityisten vakuutusyhtiöiden tarjottavaksi, sillä työttömyyskorvausten maksaminen keskittyy taloudellisiin taantumiin, joiden kestoja on vaikeaa ennustaa (Björklund–Holmlund 1986, 14). Tämän vuoksi työttömyysvakuutusjärjestelmiä on yleensä tuettava yhteiskunnan varoin.

Merkittävä osa Euroopan maiden työttömyysturvasta on vakuutuksen kaltaista. Työssä käyvät ihmiset voivat hankkia työttömyysvakuutuksen yleensä maksamalla ammattiliittonsa työttömyyskassan jäsenmaksun. Työttömäksi joutuessaan jäsen on oikeutettu ansiosidonnaiseen työttömyyskorvaukseen. Korvauksia voidaan maksaa korkeintaan maittain vaihtelevan enimmäisajan.

Martin N. Baily (1978) on tarkastellut työttömyysvakuutuksen optimaalista tasoa. Hänen mukaansa yhteiskunnallisesti optimaalinen työttömyysvakuutusjärjestelmä korvaa työttömän tulonmenetyksen täysimääräisesti, mikäli käänteistä kannustinvaikutusta ei ilmene. Tulos on siis sama kuin vakuutuksen teorian perustapauksessa.

Luvun 2.3.2 mukaan vakuutus voi aiheuttaa käänteisen kannustinvaikutuksen, jos vakuutuksen ottajan ei kannata suojautua onnettomuutta vastaan niin paljon kuin ilman vakuutusta. Tällaisen ajattelutavan mukaan työttömyysvakuutus voisi vaikuttaa niin, että vakuutettu työntekijä joutuisi muita helpommin työttömäksi. Empiiristen tutkimusten mukaan työttömyyskorvauksilla ei ole merkittävää vaikutusta työttömäksi joutumiseen (Narendranathan et al. 1985, 313). Sen sijaan eräissä tutkimuksissa (mm. Nickell 1979, Narendranathan et al. 1985, Kettunen 1989 ja 1993) on havaittu, että työttömyyskorvaukset voivat pidentää keskimääräistä työttömyyden kestoja. Seuraavassa luvussa käsitellään tarkemmin tällaista työttömyysturvaan liittyvää käänteistä kannustinvaikutusta.

### 3. TYÖTTÖMYYSKORVAUSTEN VAIKUTUS TYÖTTÖMYYDEN KESTOON

Useiden taloustieteellisten tutkimusten mukaan työttömyysvakuutus voi aiheuttaa käänteisen kannustinvaikutuksen. Käänteistä kannustinvaikutusta on selitetty siten, että korvausten suuruuden vuoksi työttömien työnetsintätehokkuus voi vähentyä tai he voivat muuttua valikoivammiksi saamiensa työtarjousten suhteen. Tämä puolestaan voi näkyä työttömyysjaksojen pidentymisenä.

Työttömyyskorvausten vaikutuksesta työttömyyden keston on tehty lukuisia empiirisiä tutkimuksia. Tätä vaikutusta voidaan tutkia estimoimalla työttömyyden keston korvaus- tai korvaussuhdejoustoa. Näistä joustoista voidaan päätellä, kuinka monta prosenttia työttömyysjaksot pidentyvät, *ceteris paribus*, jos korvaukset tai korvaussuhteet nousevat yhdellä prosentilla. Työttömyyden keston korvausjousto  $E$  määritellään seuraavasti

$$(12) \quad E = \frac{\partial k / \partial b}{k/b} = \frac{\partial k}{\partial b} \times \frac{b}{k},$$

jossa  $k$  = työttömyysjakson kesto ja  $b$  = työttömyyskorvaus. Korvaussuhdejousto määritellään vastaavasti, mutta kaavassa (12)  $b$  = korvaussuhde eli työttömyyskorvauksen ja työnhakijan potentiaalisen palkan suhde.

Tässä luvussa esiteltävien tutkimusten empiiriset osuudet perustuvat paneelianeistoihin. Paneelianeistoissa on havaintoja tietyssä aikana työttömäksi jääneistä tai vaihtoehtoisesti tietyssä aikana työttömyytensä päättäneistä henkilöistä. Henkilöiden työmarkkina-asemaa on sitten seurattu esimerkiksi kahden vuoden ajan. Tällaisiin yksilöaineistoihin perustuvista tutkimuksista saatavat korvausjouston estimaatit eivät ole aggregaattisuureita vaan kuvaavat korvausten vaikutusta yksittäisten ihmisten työn tarjontaan. Koska työvoiman kysyntä ei ole täysin joustavaa, korvausten vaikutus työllisyyteen kokonaisuudessa on pienempi kuin vaikutus kunkin yksittäisen ihmisen työn tarjontaan (Narendranathan et al. 1985, 313).

### 3.1. Tutkimusten teoreettinen tausta

Työttömyyskorvausten vaikutusten tutkiminen edellyttää työn etsinnän mallittamista. Työnetsintäteorian keskeinen käsite on vaatimuspalkka (reservation wage). Se on työnhakijan henkilökohtainen vähimmäisvaatimustaso, johon hän vertaa hänelle tarjoutuvia työtilaisuuksia. Työnhakija hyväksyy saamansa työtarjouksen, jos siitä maksetaan vähintään vaatimuspalkan suuruista palkkaa. Teoriassa palkalla  $w$  voidaan kuvata rahallisen korvauksen lisäksi muut työpaikan mieluisuuteen vaikuttavat tekijät.

Käsiteltävät tutkimukset perustuvat etsintäteoreettiseen malliin, jossa työnhakijoiden oletetaan tietävän, minkälainen palkkajakauma on alalla, jolta he työtä etsivät. Vaikka hakijat tuntevat palkkajakauman, he eivät tarkalleen tiedä, mikä työnantaja tarjoaa minkäkinlaista palkkaa. Kunkin periodin alussa työtön päättää, mikä hänen vaatimuspalkkansa on. Mallissa työtön voi hakea yhtä työpaikkaa kerrallaan (periodin aikana). Hän työllistyy periodilla, mikäli saa työtarjouksen hakemastaan paikasta ja tarjottu palkka on vähintään vaatimuspalkan suuruinen. Mallissa työttömyyden kestosta tulee satunnaismuuttuja. Siksi työnetsintäteoriaan perustuvissa empiirisissä tutkimuksissa yleensä estimoidaan työllistymisen ehdollista todennäköisyyttä (Nickell 1979, 36–37).

#### 3.1.1. Vaatimuspalkka staattisessa tilanteessa

Työnhakijan vaatimuspalkan oletetaan riippuvan hänen todennäköisyydestään saada työtarjous periodilla eli  $q_t$ :stä, palkkajakaumasta, työttömyyskorvausten suuruudesta  $b_t$  sekä työttömänäoloajasta (Nickell 1979, 36). Alaindeksi  $t$  viittaa periodiin. Tutkimuksessa ensimmäinen periodi alkaa, kun työttömyys alkaa, joten  $t$  on samalla työttömyyden kesto (esimerkiksi viikkoina, jos periodin pituus on yksi viikko).

Koska palkkajakauman ja työttömänäoloajan oletetaan vaikuttavan vaatimuspalkkaan työtarjouksen saamisen todennäköisyyden kautta, vaatimuspalkka  $z_t$  voidaan ilmaista  $b_t$ :n ja  $q_t$ :n funktiona seuraavasti

$$(13) \quad z_t = z(b_t, q_t).$$

Palkkajakauman oletetaan olevan samanlainen kaikille saman alan työtä hakeville. Tällöin kyseessä olevan alan palkkojen keskiarvo  $\bar{w}$  sisältää tarkastelun kannalta oleellisen informaation hakijan palkkajakaumasta. On huomattava, että työnhakijan henkilökohtaiset ominaisuudet kuten ikä, työttömänäoloaika ja työkuunto eivät vaikuta palkkajakaumaan vaan todennäköisyyteen saada työtarjous. Niinpä esimerkiksi keskimääräistä huonokuntoisempi työnhakija tietää työtarjouksen saamisen todennäköisyytensä keskimääräistä pienemmäksi ja asettaa vaatimuspalkkansa vastaavasti alhaisemmaksi (Nickell 1979, 37).

Todennäköisyys saada työtarjous on funktio siihen liittyvästä palkkatarjouksesta  $w$  suhteessa alan keskipalkkaan  $\bar{w}$  sekä matriisilla  $x$  ilmaistavista muista muuttujista, joita ovat hakijan henkilökohtaiset ominaisuudet ja alan työvoiman kysyntä. Narendranathan et al. (1985, 310) ovat merkinneet työtarjouksen saamisen todennäköisyyden kahden funktion tuloksi. Näiden kahden funktion argumentit ovat edellä mainitut  $x$  sekä  $w/\bar{w}$ .

$$(14) \quad q_i = q(x)r(w/\bar{w}).$$

Joissain tutkimuksissa muuttuja  $q$  on määritelty työtarjousten ilmaantumisvauhdiksi (arrival rate). Kun työnetsintämallissa oletetaan periodi niin lyhyeksi ajaksi, että työtön voi hakea työtä vain yhdestä paikasta periodin aikana, työtarjouksen saamisen todennäköisyys periodilla on sama kuin työtarjousten ilmaantumisvauhti ( $q$  tarjousta periodissa keskimäärin).

Kun sijoitetaan (14) yhtälöön (13), vaatimuspalkka voidaan ilmaista muodossa

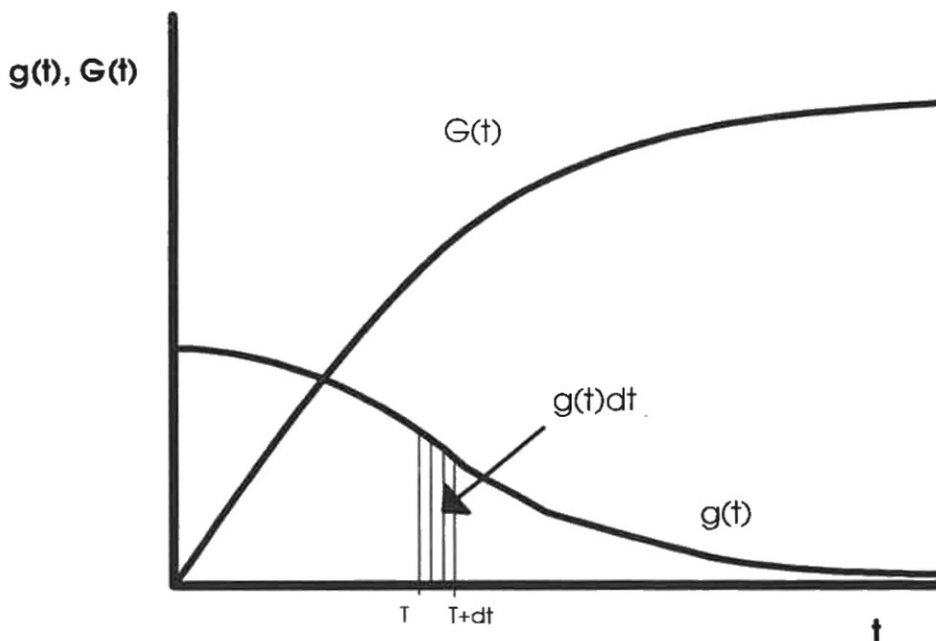
$$(15) \quad z_i = z[b_i, q(x), \bar{w}].$$

Käsiteltävien tutkimusten perustana on staattinen malli, jossa työttömyyskorvaus ja samalla hyötytaso pysyvät saman suuruisina koko työttömyyden ajan. Tällöin on selvää, että vaatimuspalkka  $z_i$  on sitä suurempi, mitä suurempi työttömyyskorvaus  $b_i$  on, ceteris paribus. Samoin  $z_i$  on kasvava funktio  $q(x)$ :stä ja  $\bar{w}$ :stä (Narendranathan et al. 1985, 309–310).

### 3.1.2. Työllistymisen ehdollinen todennäköisyys

Kun tutkimusaineistoa, jossa on havaintoja työttömyysjaksojen kestoista, tarkastellaan etsintäteoriaan perustuvassa mallissa, työttömyyden kestosta tulee satunnaismuuttuja (ks. edeltä s. 16). Työttömyyden kesto voidaan olettaa jatkuvaksi satunnaismuuttujaksi, kun aineistossa on runsaasti havaintoja. Tällöin työttömäksi joutuneiden työllistymistodennäköisyydestä voidaan esittää tiheysfunktio  $g(t)$  ja kertymäfunktio  $G(t)$ , joita havainnollistetaan kuviossa 3. Henkilön työllistymistodennäköisyys periodilla  $(t, t + dt)$  on  $g(t)dt$ .

**KUVIO 3.** Työllistymisen todennäköisyys ajan suhteen



Lisäksi voidaan määritellä eloonjäämisfunktio (survivor function)  $S(t)$ , joka ilmaisee todennäköisyyden, että henkilö on työtön vielä hetkellä  $t$ , eli

$$(16) \quad S(t) = 1 - G(t).$$

Työttömyyden keston tiheysfunktion ja eloonjäämisfunktion avulla voidaan määritellä niin sanottu riskifunktio (hazard function)  $h(t)$ , joka ilmaisee henkilön

työllistymistodennäköisyyden  $p_t$  periodilla  $(t, t + dt)$  ehdolla, että hän on työtön hetkellä  $t$ , sillä

$$(17) \quad p_t = h(t) = f(t) / S(t)$$

(Kettunen 1993, 36–37). Jos aika on jaettu diskreetteihin periodeihin  $(t = 1, 2, 3, \dots)$  ja oletetaan, että  $h(t) = p_t^*$  on vakio kaikilla  $t$ :n arvoilla, voidaan eloonjäämisfunktio  $S(t)$  ilmaista muodossa

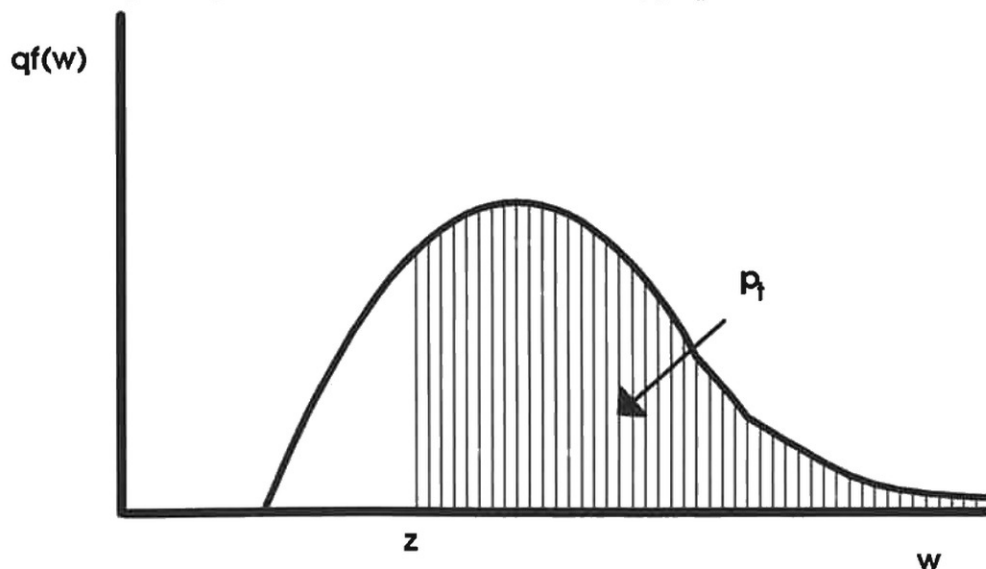
$$(18) \quad S(t) = (1 - p_t^*)^t.$$

Periodin  $t$  ehdollinen työllistymistodennäköisyys  $p_t$  voidaan laskea myös työtarjouksen saamisen todennäköisyyden  $q_t$  ja sen hyväksymisen todennäköisyyden  $P(w \geq z)$  tulosta. Staattisessa tilanteessa, eli kun  $b_t$ ,  $q_t$  ja  $x$  ovat vakioita,  $p_t$  voidaan ilmaista palkan  $w$  suhteen seuraavasti

$$(19) \quad p_t = \int_z^{\infty} q_t(x) f(w) dw,$$

jossa  $f(w)$  on palkkajakauman tiheysfunktio. Kuvio 4 havainnollistaa yhtälöä (19) graafisesti. Siitä nähdään, että ehdollinen työllistymisen todennäköisyys on sitä pienempi, mitä suurempi vaatimuspalkka  $z$  on.

**KUVIO 4.** Työllistymisen ehdollinen todennäköisyys palkan suhteen



Käyttämällä yhtälöiden (14) ja (15) merkintöjä  $p_t$  voidaan ilmaista funktiona

$$(20) \quad p_t = p\{q(x), w, z, b, q(x), w\}.$$

Koska yhtälön (19) mukaan  $p_t$  on vähenevä funktio  $z_t$ :stä ja yhtälön (15) mukaan  $z_t$  on kasvava funktio  $b_t$ :stä, on selvää, että staattisessa tilanteessa  $p_t$  on vähenevä funktio  $b_t$ :stä. Työttömyyskorvauksen suuruus siis pienentää työllistymisen ehdollista todennäköisyyttä, *ceteris paribus* (Narendranathan et al. 1986, 309–310).

### 3.1.3. Mallin arviointia

Edellä kuvattua työnetsintäteoriaan perustuvaa mallia voidaan pitää epärealistisena, sillä siinä ihmisten oletetaan pysyvän koko ajan työvoimassa. Toisin sanoen mallissa oletetaan, että työttömyys päättyy aina työllistymiseen. Todellisuudessa työtön voi jättäytyä työvoiman ulkopuolelle, jos hän esimerkiksi turhautuu työnetsinnän tuloksettomuuteen. Lisäksi työtön voi työllistymisen sijasta aloittaa opiskelun tai työnetsintä voi loppua sairauden tai eläkkeelle siirtymisen vuoksi. Joidenkin empiiristen tutkimusten aineistoissa ei ole eroteltu työttömyyden päättymisen syitä. Tällöin on oikeampaa puhua työttömyyden päättymisen todennäköisyydestä kuin työllistymistodennäköisyydestä.

Lisäksi on muistettava, että mallista saatavat johtopäätökset pätevät vain, kun tietyt muuttujat oletetaan staattisiksi (ks. edeltä s. 19). Todellisuudessa työllistymisen todennäköisyyteen vaikuttavat muuttujat eivät kuitenkaan ole staattisia. Erityisesti työtarjousten ilmaantumisvauhtia kuvaava  $q_t$  saattaa työttömyyden pitkittyessä muuttua huomattavasti, jos työnantajat arvioivat pitkäaikaistyöttömät muita huonommiksi työntekijöiksi. Lisäksi työnhakijan vaatimuspalkka voi laskea ajan myötä sekä taloudellisista että muista syistä. Tällaisia syitä voivat olla mm. mahdollisten säästöjen väheneminen ja vapaa-ajan rajahyödyn pieneneminen. Myös palkkajakauman keskiarvo voi muuttua kesken työttömyyden, sillä esimerkiksi korkeasti koulutettu työtön saattaa ryhtyä etsimään työtä vähemmän vaativalta alalta (Narendranathan et al. 1985, 310–313). Layard et al. (1991, 230–235) ovat tutkineet mahdollisuutta ottaa väliaikainen työpaikka toissijaiselta alalta ja samalla etsiä parempaa paikkaa. Jos työnetsintä väliaikaisesta työstä huolimatta on täysin mahdollista, vaatimuspalkka voi laskea lähelle

työttömyyskorvauksen suuruutta, sillä vähäinenkin korvauksia korkeampi palkka voi lisätä hyvinvointia, riippuen tietenkin siitä, miten paljon henkilö arvostaa vapaa-aikaa. Edellä mainittujen seikkojen vuoksi työttömyyskorvausten vaikutus työllistymistodennäköisyyteen ei välttämättä todellisuudessa ole niin yksiselitteinen, kuin etsintäteoreettinen malli antaisi odottaa. Empiirisillä tutkimuksilla on mahdollista selvittää, missä määrin havainnot työttömyyskorvauksista ja työttömyyden kestoista tukevat työnetsintäteoriasta saatavia johtopäätöksiä.

### **3.2. Empiiristen tutkimusten tuloksia**

Työttömyyskorvausten vaikutuksista on tehty lukuisia empiirisiä tutkimuksia 1970-luvulta lähtien. Devine ja Kiefer (1991) ovat tehneet niistä erittäin kattavan katsauksen. Heidän teoksessaan käsitellään yli sataa tutkimusta erikseen ja tutkimusten keskeiset tulokset esitetään tiivistetyissä taulukoissa. Vaikka eri tutkimusten tulokset ovat hieman poikenneet toisistaan, joistakin työttömyyskorvausten vaikutuksista on saatu varsin selkeä kuva. Suuressa osassa tutkimuksista on todettu, että työttömyyskorvausten suuruus keskimäärin pidentää työttömyysjaksojen kestoja. Lisäksi Devinen ja Kieferin esittämien tulosten perusteella näyttää, että työttömyyskorvausten suuruus vaikuttaa vain vähän aikaa työttömänä olleisiin. Sen sijaan pitkäaikaistyöttömien työttömyyden kesto näyttää määräytyvän lähinnä sen perusteella, kuinka pian hän saa minkä hyvänsä työtarjouksen.

Suomessa työttömyyskorvausten vaikutuksista on tehty 80- ja 90-luvuilla vain muutama empiirinen tutkimus. Useissa suomalaisissa tutkimuksissa ei ole voitu tutkia korvausten suuruuden vaikutusta työttömyyden keston, koska esimerkiksi Tilastokeskuksen työvoimatutkimuksilla ei saada tietoa työttömille maksettujen korvausten suuruudesta. Tällöin on yleensä tutkittu, vaikuttaako tarveharkintaisen tai ansiosidonnaisen työttömyyskorvauksen saaminen työttömyyden keston. (Suomen työttömyysturvajärjestelmästä tarkemmin ks. jäljempänä luku 6). Seuraavaksi esitellään ensin Suomessa tehtyjä tutkimuksia ja tämän jälkeen luvussa 3.2.6 esitetään keskeisimpiä ulkomaisten tutkimusten tuloksia Devinen ja Kieferin (1991) teokseen perustuen. Vaikka useimmissa tutkimuksissa on selvitetty lukuisten eri tekijöiden vaikutuksia työttömyyden keston, tässä työssä esitetään vain työttömyyskorvausten tai korvausjärjestelmien vaikutuksia koskevia tutkimustuloksia.

### 3.2.1. Sääsken tutkimus 1981

Niilo Sääsken tutkimus *Työttömyyden keston vaikuttavat tekijät* on tiettävästi ensimmäinen Suomessa tehty työnetsintäteoriaan perustuva empiirinen tutkimus. Tutkimuksen tarkoituksena on ollut työttömyyden keston vaikuttavien tekijöiden selvittämisen lisäksi analysoida työttömyyden sisäistä rakennetta sekä selittää työttömyysasteen vaihtelua 1970-luvun aikana (Sääski 1981, 5).

Sääski toteaa, että ulkomaisissa tutkimuksissa on havaittu esimerkiksi työnhaikijan iän ja työttömyyskorvauksen suuruuden vaikuttaneen työttömyysjaksoja pidentävästi. Lisäksi työttömyyden keston ovat vaikuttaneet mm. työttömän sukupuoli, siviilisääty ja koulutus (Sääski 1981, 25–30).

Sääski on selvittänyt työttömyyden keston vaikuttavia tekijöitä Suomessa käyttämällä hyväkseen Tilastokeskuksen työvoimatutkimuksia vuosilta 1978 ja 1979. Näiden tutkimusten aineistosta on saatu havaintoja 768 työttömän meneillään olevan työttömyyden kestosta, yhteenlasketusta työttömyysajasta haastattelua edeltäneen vuoden aikana, työttömyyskorvauksen saamisesta sekä useista henkilökohtaisista taustatekijöistä (ikä, siviilisääty, koulutus, jne...). Näihin havaintoihin Sääski on soveltanut regressioanalyysiä ja estimoinut eri muuttujien kertoimien arvoja. Työttömi- en taustatekijöitä kuvaavat selittävät muuttujat ovat kvalitatiivisia, joten estimoinnissa on käytetty dummy-muuttujia. Täten myös työttömyyskorvauksista on käytetty vain dummy-muuttujia. Sääski on estimoinut muuttujien kertoimien arvoja viidellä hieman erilaisella mallilla. Osassa malleista selittävien muuttujien joukossa on ollut muuttaja *saa / ei saa korvauksia* ja osassa malleista on tutkittu erikseen tarveharkintaisen työttömyyskorvauksen (vastaa nykyistä peruspäivärahaa) saamisen sekä työttömyyskassa-avustuksen (ansiosidonnainen päiväraha) saamisen vaikutusta. Selitettävänä muuttujana on ollut meneillään oleva työttömyyden kesto tai yhteenlaskettu työttömyysaika haastattelua edeltäneen vuoden aikana mallista riippuen (Sääski 1981, 66–69).

Sääsken määrittelemät selitettävät muuttujat eivät kuvaa työttömäksi joutuneiden todellista työttömyyden kestoja niin hyvin, kuin työnetsintäteoriaan perustuvissa empiirisissä tutkimuksissa yleensä käytettävä selitettävä muuttuja. Tutkimuksen selitettävät muuttujat perustuvat poikkileikkausaineistosta saatavaan havaintojen joukkoon, jossa pitkät työttömyysjaksot ovat yliedustettuna (Sääski 1981, 68). Jotta

saataisiin harhaton otos kokonaisten työttömyysjaksojen joukosta, olisi käytettävä aineistoa, jossa on kaikki tiettyä aikana alkaneet tai päättyneet työttömyysjaksot (ks. esim. Kettunen 1993, 26–29). Lisäksi poikkileikkausaineiston havainnot työttömyysjaksojen kestoista ovat kaikki oikealta sensuroituja. Tällöin kerroinestimaatteihin tulee harhaisuutta erityisesti niistä havainnoista, joissa pitkäksi muodostuva työttömyysjakso on havaintohetkellä vasta aluillaan. Tämän seurauksena pitkiä työttömyysjaksoja selittävien kerroinestimaattien varianssit kasvavat ja merkitsevien kerroinestimaattien löytyminen vaikeutuu (Sääski 1981, 68–69). Parempaan tulokseen voidaan päästä käyttämällä paneeliaineistoa, jossa tiettyä aikana alkaneita työttömyysjaksoja seurataan riittävän pitkään.

Edellä mainituista varauksista huolimatta Sääsken tutkimuksen tuloksia voidaan pitää suuntaa antavina. Korvausten saamisen vaikutusta kuvaavan kertoimen estimaatti ei ole tilastollisesti merkitsevä (5 %:n riskitasolla) koko aineistosta estimoituna. Sen sijaan korvausten saaminen näyttäisi keskimäärin pidentävän miesten työttömyyden kestoja. Parempi käsitys korvausten vaikutuksesta työttömyyden keston kuitenkään saadaan mallista, jossa korvaukset on jaettu erikseen tarveharkintaiseen työttömyyskorvaukseen sekä ansiosidonnaiseen kassa-avustukseen. Tällaisella mallilla havaitaan, että ansiosidonnaista kassa-avustusta saavilla työttömyyden kesto on keskimäärin noin 12 viikkoa lyhyempi kuin tarveharkintaista työttömyyskorvausta saavilla. Lisäksi havaitaan, että ilman mitään korvauksia jääneillä työttömyyden kesto on keskimäärin noin 8 viikkoa lyhyempi kuin tarveharkintaista työttömyyskorvausta saavilla (Sääski 1981, 105–106). Tosin tutkimustulokset ovat jo edellä esitettyjen varausten lisäksi esim. Kettusen (1989, 4) mukaan epäuskottavia käytettyyn regressiomalliin liittyvien menetelmällisten syiden vuoksi. Sääsken estimoitujen kertoimien perusteella tietyn tyyppisten henkilöiden meneillään olevan työttömyyden keston odotusarvoksi saadaan negatiivisia arvoja.

### 3.2.2. Erikssonin tutkimus 1985

Toisin kuin edellä esitelty Sääsken (1981) tutkimus, Tor Erikssonin työttömyyden kestoja käsittelevä empiirinen tutkimus perustuu paneeliaineistoon. Erikssonilla on ollut käytössään Turun työvoimatoimiston rekisteristä saatu otos marraskuussa 1983 työttömyytensä päättäneistä työttömistä. Otoksen koko on 523 henkilöä. Rekisteristä

saadussa aineistossa on tiedot työttömien kaikista työttömyysjaksoista vuoden 1980 alun ja marraskuun 1983 lopun väliseltä ajalta. Tutkimuksessa on selvitetty työttömyysjaksojen keston vaikuttavien tekijöiden lisäksi työttömyyden toistuvuuteen vaikuttavia tekijöitä sekä työttömyyden vaikutusta henkilön työmarkkina-asemaan tulevaisuudessa (Eriksson 1985, 227–236).

Tutkimuksessa oletetaan työttömyyden päättymisen riskifunktion (hazard function, ks. edeltä s. 18–19) noudattavan log-normaalista jakaumaa. Tämä merkitsee, että työttömyyden päättymisen ehdollinen todennäköisyys oletetaan aluksi nousevaksi mutta muuttuvan laskevaksi jossain vaiheessa työttömyyden pitkittyessä. Selittävien muuttujien kertoimet on estimoitu suurimman uskottavuuden menetelmällä (Eriksson 1985, 243–246).

Erikssonin tutkimuksessa on selvitetty työttömyyskorvausten vaikutusta työttömyyden keston ottamalla selittävien muuttujien joukkoon tarveharkintaisen työttömyyskorvauksen saamista sekä ansiosidonnaisen työttömyyskassa-avustuksen saamista ilmaisevat dummy-muuttujat. Koska estimoinnissa on käytetty muuttujien luonnollisia logaritmeja, kerroinestimaatit ovat kyseisten muuttujien joustoja suhteessa työttömyyden keston. Aluksi Eriksson on estimoinut kertoimien arvot koko aineistolla kahdella hieman erilaisella mallilla. Työttömyyden keston joustoksi suhteessa ansiosidonnaisen työttömyyskorvauksen saamiseen estimoitiin 0,30–0,33. Työttömyyden keston jousto suhteessa tarveharkintaisen korvauksen saamiseen estimoitiin yli kaksi kertaa suuremmaksi eli noin 0,73–0,75:ksi. Tulosten mukaan tarveharkintaisen korvauksen saaminen siis pidentää henkilön työttömyyttä keskimäärin yli 70 %:lla verrattuna tilanteeseen, jossa henkilö ei korvausta saisi. Toisaalta tarveharkintaista korvausta suurempi ansiosidonnainen korvaus näyttää pidentävän työttömyyttä vain vähän (Eriksson 1985, 248–251).

Edellä mainituissa joustojen estimaateissa on Erikssonin mukaan kuitenkin harhaa, sillä aineiston työttömyyskorvaustiedot ovat vain työttömyyden päättymisen hetkeltä. Täten korvauksia saamattomien joukossa on työttömiä, jotka kuuluvat korvausjärjestelmän piiriin, mutta eivät ole omavastuuajan (karenssisäänntöjen) vuoksi vielä ehtineet saada korvausta. Lisäksi ne työttömät, joiden ansiosidonnainen korvaus on ehtinyt enimmäisaikarajan vuoksi loppua, on tutkimusaineistossa luokiteltu joko tarveharkintaista korvausta saaviksi tai mitään korvauksia saamattomiksi. Tämän harhan välttämiseksi Eriksson on estimoinut kertoimien arvot uudelleen aineistolla, josta on

poistettu karensisääntöjen mukaan omavastuujalla olleet työttömät sekä ansioturvan piiristä pudonneet pitkäaikaistyöttömät. Tulokseksi saatavat estimaatit työttömyyden keston joustoista ovat vain murto-osan koko aineistolla estimoiduista jouston arvoista. Loppupäätelmänään Eriksson esittää, että tutkimuksessa ei havaita merkittävää yhteyttä työttömyyden keston ja työttömyyskorvausten saamisen välillä (Eriksson 1985, 249–257).

### 3.2.3. Pääkkösen tutkimus 1992

Hannu Pääkkösen tutkimus *Työttömyyden keston yksilölliset erot Suomessa 1980-luvun lopulla* koostuu kahdella eri menetelmällä estimoidun mallin tarkastelusta. Havaintoaineistona tutkimuksessa on käytetty Tilastokeskuksen vuoden 1987 työvoimatutkimuksen vuosihaastattelua. Haastattelussa on saatu työttömyyden kestopaikkatietoja 296 työttömältä (Pääkkönen 1992, 14, 19).

Aluksi Pääkkönen on tutkinut työttömyyden keston vaikuttavia tekijöitä Sääsken (1981) tarkastelua muistuttavalla mallilla. Mallin selitettävä muuttuja on meneillään oleva työttömyyden kesto, joka perustuu poikkileikkaushavaintoihin. Tällöin kaikki havainnot työttömyysjaksojen kestopaikoista ovat oikealta sensuroituja ja pitkät työttömyysjaksot ovat aineistossa yllidustettuna (ks. edeltä s. 22–23). Estimointi on tehty regressioanalyysillä, jossa on käytetty työttömien ominaisuuksia (ikä, sukupuoli, koulutus, jne...) kuvaavia dummy-muuttujia selittävinä muuttujina. Tutkiessaan työttömyyskorvausten ja meneillään olevan työttömyyden keston välistä riippuvuutta Pääkkönen on lopulta estimoinut ainoastaan peruspäivärahan saamista osoittavan dummy-muuttujan kertoimen. Kerroinestimaatti poikkeaa nolasta 5 %:n riskitasolla ja estimaatin perusteella peruspäivärahan saaminen on pidentänyt meneillään olevaa työttömyyden kestoja keskimäärin 13 viikolla (Pääkkönen 1992, 21–24, 34–35). Pääkkönen ei ole lopullisessa mallissaan estimoinut ansiosidonnaisen työttömyyskorvauksen vaikutusta ilmeisesti siksi, että eri kokeiluissa tämä muuttuja ei ole saanut tilastollisesti merkitseviä arvoja. Pääkkösen käyttämällä mallilla saatujen tulosten uskottavuutta voidaan arvostella samoin perustein kuin Sääsken (1981) tutkimustuloksia (ks. edeltä s. 23).

Meneillään olevaa työttömyyden kestoja selittävän regressiomallin lisäksi Pääkkönen on tarkastellut ehdolliseen työttömyyden päättymistodennäköisyyteen

perustuvaa mallia. Hän on olettanut edellä mainitun todennäköisyyden noudattavan Weibull-jakaumaa. Oletuksen mukaan työttömyyden päättymistodennäköisyyttä kuvaava riskifunktio on joko nouseva tai laskeva, mutta ei voi olla esimerkiksi ensin nouseva ja myöhemmin laskeva (vrt. log-lineaarinen jakauma edellä s. 24). Estimointia varten mallia on muunnettu siten, että selitettäväksi muuttujaksi on tullut työttömyyden keston luonnollinen logaritmi. Suurimman uskottavuuden menetelmällä suoritettussa estimoinnissa Pääkkönen on jälleen käyttänyt työttömyyskorvauksen vaikutusta kuvaavana selittävänä muuttujana ainoastaan peruspäivärahan saamista osoittavaa dummy-muuttujaa. Muuttujan kerroinestimaatti on 5 %:n riskitasolla nolosta poikkeava ja sen mukaan peruspäivärahan saaminen, *ceteris paribus*, pidentää työttömyyden kestoja keskimäärin 37 %:lla (Pääkkönen 1992, 40–44).

Pääkkösen toisessa mallissa havainnot selitettävästä muuttujasta eli työttömyyden kestoista saadaan yhdistämällä perättäisten poikkileikkausaineistojen informaatioita. Näin aineistosta saadaan tiedot kunkin henkilön työttömyyden jatkumisesta puolentoista vuoden ajalta (Pääkkönen 1992, 40). Havainnoista ei kuitenkaan muodostu sellaista paneeliaineistoa, jota työttömyyden kestoja selittävässä tutkimuksessa yleensä käytetään, sillä aineistoon on otettu kaikki ensimmäisellä haastattelukerralla työttömänä olleet. Tällöin pitkäaikaistyöttömät ovat yliedustettuina aineistossa (ks. edeltä s. 22). Lisäksi kaikki havainnot ovat ilmeisesti vasemmalta sensuroituja, joten myöskään mallissa käytettävää termiä työttömyyden kesto ei voi tulkita yksittäisten työttömyysjaksojen kokonaiskestoksi. Sen sijaan mallissa työttömyyden kestolla tarkoitetaan aikaa, jonka joskus ennen haastatteluja alkaneet työttömyysjaksot kestävät ensimmäisen haastattelun jälkeen.

#### *3.2.4. Liljan ja Santamäki-Vuoren tutkimus 1992*

Reija Liljan ja Tuire Santamäki-Vuoren tutkimuksen lähtökohtana on havainnollistaa työttömyyden laajuutta ja työttömyystaakan epätasaista kohtaantoa Suomessa. Tutkimuksessa on selvitetty, kuinka erilaiset olosuhteet sekä ihmisten taustatekijät vaikuttavat työttömyyden kestoan sekä mitkä tekijät aiheuttavat työttömyyden toistuvuutta (Lilja–Santamäki-Vuori 1992, i). Tutkimus perustuu Tilastokeskuksen vuosien 1984–1987 työvoimatutkimuksista muodostettuun paneeliaineistoon, jossa on tietoja 992 henkilön työttömyyden kestoista sekä erilaisista taustatekijöistä. Itse asiassa aineistoon

ei ole saatu aivan tarkkaa tietoa työttömyysjaksojen kestoista, sillä työttömiä on haastateltu yleensä kolmen kuukauden välein (Lilja—Santamäki-Vuori 1992, 23—25).

Työttömyysturvan vaikutuksia selvittävän empiirisen osuuden vaiheet on kuvattu yksityiskohtaisesti Liljan (1992) tutkimuselosteessa. Empiirisessä osuudessa on käytetty työttömyyden päättymisen ehdolliseen todennäköisyyteen perustuvaa työttömyyden keston mallia. Käytetty malli on niin sanottu kilpailevien riskien (competing risks) malli, jossa työttömyys voi päättyä muidenkin tapahtumien kuin työllistymisen vuoksi. Kilpailevien riskien mallia voidaan pitää todenmukaisempana kuin edellä luvussa 3.1 esitettyä työnetsintämallia, jossa työttömyyden jatkumiselle on vain yksi riski, työllistyminen. Lisäksi käytetty malli on semiparametrinen, joten työttömyyden päättymisen riskifunktion muotoa ei ole tarvinnut määrätä ennalta (Lilja—Santamäki-Vuori 1992, 21).

Empiirisen työn tuloksia esitetään sekä Liljan tutkimuselosteessa että Liljan ja Santamäki-Vuoren tutkimuksessa. Työllistymisen ehdollisesta todennäköisyydestä on ensin estimoitu niin sanottu perusriskifunktio (baseline hazard function) erikseen ansioturvaa ja perusturvaa saaville sekä ilman mitään työttömyyskorvauksia jääneille (ks. Lilja 1992, 24). Näitä perusriskifunktioita hyväksikäyttäen on laskettu ehdollisen työllistymistodennäköisyyden estimaatit aineiston keskivertotyöttömille, jälleen erikseen ansioturvaa ja perusturvaa saaville sekä työttömyysturvan ulkopuolelle jääneille (ks. Lilja—Santamäki-Vuori 1992, 43). Edellä mainittuja työllistymistodennäköisyyksiä laskettaessa on tarkasteltu kahden vuoden aikaa, joka on jaettu kahdeksaan kolmen kuukauden periodiin. Estimaateista havaitaan, että ansiosidonnaista työttömyysturvaa saavien ehdollinen työllistymistodennäköisyys on lähes kaikilla periodeilla noin kaksi kertaa suurempi kuin perusturvaa saavilla työttömillä. Ilman mitään korvauksia elävien työttömien työllistymistodennäköisyys on keskimäärin kolme kertaa suurempi kuin perusturvaa saavilla (Lilja 1992, 24). Tulos on samansuuntainen kuin Sääsken (1981) ja Pääkkösen (1992) hieman epäuskottavammilla regressiomalleilla saamat tulokset. Lilja ja Santamäki-Vuori arvioivat, että työttömyysturvan saaminen ei välttämättä aiheuta työttömyyden pitkittymistä. Sen sijaan esitetyt empiiriset tutkimustulokset viittaavat siihen, että peruspäivärahaa saavien joukkoon on valikoitunut muita vaikeammin työllistyviä työttömiä, vaikka he olisivat havaituilta henkilökohtaisilta ominaisuuksiltaan samanlaisia kuin muut. Tämä on Liljan ja Santamäki-Vuoren mukaan huomiotava tutkittaessa työttömyyden kestoja ja siihen vaikuttavia tekijöitä esimerkiksi siten,

että erilaista työttömyysturvaa saavia tarkastellaan erikseen (Lilja—Santamäki-Vuori 1992, 33–44).

Peruspäivärahaa saavien työttömien muita vaikeampaa työllistymistä on havainnollistettu vielä laskemalla työttömyyden eloonjäämisfunktiolle estimaatit eri periodien alkuhetkille. Näistä estimaateista havaitaan esimerkiksi, että peruspäivärahaa saavista työttömistä 35 prosenttia on ollut työttömänä edelleen 21 kuukauden kuluttua työttömyyden alusta. Vastaavasti 15 % ansiosidonnaista päivärahaa saavista ja 22 % ilman työttömyyskorvauksia jääneistä on ollut edelleen 21 kuukauden jälkeen työttömänä (Lilja—Santamäki-Vuori 1992, 50).

### *3.2.5. Kettusen tutkimukset 1989 ja 1993*

Edellä tässä luvussa esitellyissä suomalaisissa tutkimuksissa on aineistojen rajallisuuden vuoksi voitu tarkastella vain eri työttömyyskorvausjärjestelmien vaikutuksia työttömyyden keston. Sen sijaan Juha Kettusella on ollut mahdollisuus tutkia työttömyyskorvausten suuruuden vaikutusta työn etsintään. Hänen lisensiaatintyöhönsä perustuvan tutkimuksen on julkaissut Elinkeinoelämän tutkimuslaitos ETLA vuonna 1989. Tämän jälkeen Kettunen on tehnyt aihetta useista eri näkökulmista tarkastelevia tutkimuksia, tutkimuseloiteita sekä artikkeleita. Näistä keskeisimmät tutkimukset Kettunen on koonnut väitöskirjaansa vuodelta 1993. Tutkimusten aineistona on käytetty työvoimaministeriön työnhakijarekisteristä vuonna 1985 tehtyä systemaattista otosta. Otoksen bruttokoko on ollut 3 213 työtöntä. Tarkastelun kohteeksi on jäänyt 2 339 työtöntä, kun lomautettuja, lyhennettyä työviikkoa tekeviä ja työttömyyseläkkeellä olevia ei ole otettu mukaan (Kettunen 1989, 43, 50). Vuoden 1993 tutkimuksesta on lisäksi jätetty pois 262 havaintoa, jotka tarkistuksissa on havaittu puutteellisiksi (Kettunen 1993, 28).

Ensimmäisen tutkimuksensa alussa Kettunen on tarkastellut mallia, jossa selitettävä muuttuja on työttömyyden kesto. Työttömyyden kesto on oletettu Weibull-jakautuneeksi. Selittäviksi muuttujiksi on valittu teoreettisesti perusteltuja ja aiemmissa tutkimuksissa merkityksellisiksi havaittuja työttömän asemaa kuvaavia muuttujia. Kullekin selittäväälle muuttujalle voidaan antaa vain yksi arvo. Esimerkiksi työttömyyskorvauksen korvaussuhteessa työttömyyden aikana mahdollisesti tapahtuvia muutoksia ei voida huomioida, vaan muuttujalle on annettava esimerkiksi työttömyyden aikaista keskimääräistä korvaussuhdetta kuvaava arvo. Selittävien muuttujien kertoimet on

estimoitu suurimman uskottavuuden menetelmällä. Työttömyyden keston keskimääräiseksi korvaussuhdejoustoksi on estimoitu 0,54 ansioturvaa saaville ja 0,24 peruspäivärahaa saaville työttömille. Tosin näitä estimaatteja ei ole laskettu eri aineistoista. Kettunen on vain kertonut työttömyyskorvauksen logaritmile estimoitun kertoimen ensin ansiosidonnaisen päivärahan keskimääräisellä korvaussuhteella ja sitten peruspäivärahan keskimääräisellä korvaussuhteella (Kettunen 1989, 59–68). Vuoden 1993 väitöskirjassaan Kettunen ei ole suoraan estimoinut eri tekijöiden vaikutusta työttömyyden keston. Sen sijaan hän on havainnollistanut näitä vaikutuksia estimoimalla työllistymisen ehdolliseen todennäköisyyteen vaikuttavien muuttujien kertoimet. Käytetyssä mallissa on jälleen oletettu työttömyyden kesto Weibull-jakautuneeksi ja selittävät muuttuja ovat staattisia. Estimoiduista kertoimista voidaan laskea arviot ehdollisen työllistymistodennäköisyyden korvaussuhdejoustolle erikseen keskimääräiselle ansioturvaa saavalle sekä keskimääräiselle peruspäivärahaa saavalle työttömälle. Peruspäivärahaa saavien työllistymistodennäköisyyden keskimääräisen korvaussuhdejouston estimaatti on noin -0,26, mutta vastaava estimaatti ansioturvaa saaville on vain noin -0,07. Kerroinestimaatti, johon viimeksi mainittu jouston arvio perustuu, ei kuitenkaan eroa nolasta tilastollisesti merkitsevästi. Kettusen mielestä työttömyyskorvausten koko vaikutus työttömyyden keston saadaan kuitenkin vasta, kun lasketaan yhteen kaikkien työttömien aineistosta laskettu työttömyyskorvauksen saamisen vaikutus sekä vain korvausta saavien aineistosta laskettu korvaussuhteen suuruuden vaikutus. Näin laskettuna peruspäivärahan keskimääräiseksi työllistymistodennäköisyyden korvaussuhdejoustoksi saataisiin -0,43 ja ansiosidonnaisen päivärahan korvaussuhdejoustoksi -0,31 (Kettunen 1993, 96–104).

Edellä kuvattujen staattisten mallien lisäksi Kettunen on tarkastellut joustavampia malleja, joissa selittäväillä muuttujilla voi olla erilaiset vaikutukset työttömyyden eri vaiheissa. Vuoden 1989 tutkimuksessa on käytetty niin sanottua proportional hazards -mallia, jossa esimerkiksi korvaussuhteen vaikutuksen oletetaan pysyvän vakiona ennaltamäärätyinä periodeina, mutta eri periodeilla korvaussuhteen vaikutus voi vaihdella (kun korvaussuhdekin voi muuttua). Tällaisen mallin perusteella on estimoitu korvaussuhteen vaikutukset ehdolliseen työllistymistodennäköisyyteen erikseen korkeintaan 3 kk, yli 3 kk mutta korkeintaan 12 kk sekä yli 12 kk työttömänä olleille. Tuloksista havaitaan, että yli kolme kuukautta työttömänä olleet ovat työllistyneet keskimäärin sitä nopeammin, mitä suurempi korvaussuhde on ollut. Toisin sanoen

työttömyyden pitkittyessä työttömyyden keston korvaussuhdejousto on muuttunut negatiiviseksi (Kettunen 1989, 73–85). Vuoden 1993 tutkimuksessaan Kettunen päätyy samansuuntaisiin tuloksiin hieman kehittyneempiä malleja käyttäen. Estimointi on tehty sekä koko otoksella että erikseen ansiosidonnaista päivärahaa saaneilla ja muilla työttömällä. Sekä koko otoksessa että erikseen kummassakin ryhmässä korvaussuhteen suuruudella on havaittu negatiivinen vaikutus työllistymistodennäköisyyteen, kun työttömyyden kesto on ollut korkeintaan kolme kuukautta, ja positiivinen vaikutus, kun työttömyys on kestänyt yli kolme kuukautta (Kettunen 1993, 168–179).

Kettunen arvioi kerroinestimaattien etumerkin muuttumisen johtuvan siitä, että työttömien vaatimuspalkka pienenee voimakkaasti, kun ansiosidonnaisen työttömyysturvan 20 %:n alenema 100 päivän kohdalla (vuosina 1985 ja 1986) ja loppuminen 500 päivän jälkeen lähenevät (Kettunen 1989, 85; 1993, 168). Kettusen selitys on kuitenkin puutteellinen, sillä tulos näyttää pätevän myös peruspäivärahaa saaville työttömille, joiden työttömyysturvan suuruus pysyy koko ajan vakiona. Lisäksi edellä (ks. s. 20) on todettu vaatimuspalkan voivan pienentyä myös siksi, että työttömän säästöt vähenevät tai vapaa-ajan rajahyöty pienenee. Kettusen havainnot siitä, että korvausten suuruus ei pidennä jo suhteellisen pitkään työttömänä olleiden työttömyyttä, ovat yhdensuuntaisia useiden ulkomaisten tutkimusten kanssa. Esimerkin vuoksi Kettunen on verrannut tuloksiaan Nickellin (1979) hieman erilaisen tutkimuksen tuloksiin (Kettunen 1993, 169).

### *3.2.6. Devinen ja Kieferin kokoamia tuloksia ulkomaisista tutkimuksista*

Devinen ja Kieferin (1991) teoksessa esitellään yli sataa hyvin erilaista empiiristä tutkimusta työttömyyskorvausten vaikutuksista työn etsintään. Seuraavaksi esitetään osa näiden tutkimusten tuloksista tiivistetyissä taulukoissa. Esitetyt tulokset eivät välttämättä ole keskenään yhtä luotettavia, joten lukijoita suositellaan tutustumaan tarkemmin Devinen ja Kieferin kirjaan, jossa tutkimuksia arvioidaan yksityiskohtaisemmin.

Aluksi Devine ja Kiefer ovat esitelleet tutkimuksia, joissa on selvitetty työttömän vaatimuspalkkaan vaikuttavia tekijöitä. Vaatimuspalkka on työnhakijan subjektiivisesti määrittelemä, joten siitä ei voida saada kovin objektiivisesti varmaa tietoa. Täten myös empiirisiin tutkimustuloksiin on suhtauduttava varauksella. Useissa esitetyissä regressioanalyysiin perustuvissa tutkimuksissa on arvioitu ainoastaan, kuinka vaatimus-

palkka muuttuu, jos työttömyys pitkittyy. Yleisin tulos on ollut, että vaatimuspalkka pienenee työttömyyden pitkittyessä. Arviot vaatimuspalkan pienenemisen keskimääräisestä nopeudesta vaihtelevat välillä 4 % viikossa — 0,3 % kuukaudessa (Devine—Kiefer 1991, 64—65). Eräissä varsin yksityiskohtaisesti mallitetuissa rakenteellisissa tutkimuksissa on arvioitu vaatimuspalkan korvausjouston suuruutta. Vaatimuspalkan korvausjousto ilmaisee kuinka monta prosenttia vaatimuspalkka nousee, ceteris paribus, jos työttömyyskorvaus nousee yhden prosentin. Näiden rakenteellisten tutkimusten tuloksia esitetään taulukossa 2.

**TAULUKKO 2.** Työttömyyskorvausten vaikutus vaatimuspalkkaan

<u>tutkimus</u>	<u>aineisto</u>	<u>vaatimuspalkan korvausjousto</u>
Lancaster—Chester (1983)	Iso-Britannia 1974	0,11—0,17, keskimäärin 0,135
Lynch (1983)	Lontoon nuoriso 1980	0,08—0,11
Holzer (1986)	värillisiä alle 25 v. miehiä, USA 1979—80	0,02—0,05
Ridder—Gorter (1986)	30—55 v. miehiä Amsterdam 1983	0,31—0,45
van den Berg (1988)	30—55 v. miehiä	aluksi 0,11—0,15, myöhemmin 0,14—0,23

Lähde: Devine—Kiefer 1991, 75.

Koska työttömyyden kestosta voidaan saada suhteellisen varmoja havaintoja, on helpompi tutkia työttömyyskorvausten vaikutusta työttömyyden keston kuin suoraan vaatimuspalkkaan. 1970-luvulla tehtiin useita regressioanalyysiin perustuvia tutkimuksia korvausten vaikutuksista. Erityisesti 1980-luvulla tulivat suosituiksi työttömyyden päättymisen riskifunktioon perustuvat tutkimukset, joita voidaan pitää regressiotutkimuksia luotettavampina. Lisäksi on tehty muutamia rakenteellisia tutkimuksia, joissa työn etsinnän mallintamisessa ja selittävien muuttujien kertoimien estimoinnissa on pyritty käyttämään hyväksi oletusta työnhakijoiden optimaalisesta vaatimuspalkan

asettamisesta (Devine—Kiefer 1991, 120—124). Tuloksia työttömyyden kestoa selittävästä empiirisistä tutkimuksista esitetään taulukossa 3.

### TAULUKKO 3. Työttömyyskorvausten vaikutus työttömyyden keston

#### Regressioanalyysiin perustuvia tutkimuksia:

<u>tutkimus</u>	<u>aineisto</u>	<u>työttömyyden keston korvausjousto</u>
Burgess—Kingston (1975)	USA 1969—70	miehet: 0,15 naiset: 0,30
MacKay—Reid (1972)	1968 miehiä Westmidlandsissä Isossa-Britanniassa	0,27
Ehrenberg—Oaxaca (1976)	USA 1966—71	nuoret miehet: 0,27—0,46 nuoret naiset: 0,61—0,75 vanhemmat miehet: 0,55—0,83 vanhemmat naiset: 0,19—0,21
Classen (1977) ja (1979)	USA (Arizona ja Pennsylvania) 1967—69	0,60—1,03
Newton—Rosen (1979)	USA 1971—76	0,9
Holen (1977)	USA 1969—70	0,35—0,45
Feinberg (1976)	miehiä, USA 1966—70	0,95—1,44

#### Työllistymisen todennäköisyyteen (riskifunktioon) perustuvia tutkimuksia:

<u>tutkimus</u>	<u>aineisto</u>	<u>työttömyyden keston korvausjousto</u>
Lancaster (1979)	Iso-Britannia 1973	0,43—0,60 (s)
Nickell (1979)	miehiä, Iso-Britannia 1971—72	ensimmäisten 5 kk:n aikana: 0,84—0,95 (s) myöhemmin: ei havaittavaa vaikutusta
Atkinson et al. (1984)	miehiä, Iso-Britannia 1972—77	1,18 (s) (sensitiivinen mm. selittäjien mittaustavalle)
Solon (1985)	Georgia USA 1978—79	0,24—0,81
Lynch (1985)	nuorisoa, Iso-Britannia 1980	ei havaittavaa vaikutusta

s = korvaussuhdejousto

### TAULUKKO 3. jatkuu

<u>tutkimus</u>	<u>aineisto</u>	<u>työttömyyden keston korvausjousto</u>
Narendranathan et al. (1985)	miehiä, Iso-Britannia 1978	keskimäärin: 0,28–0,36 puolen vuoden työttömyyden jälkeen: ei havaittavaa vaikutusta
Moffit (1985)	miehiä, USA 1983	0,36
Meyer (1988)	miehiä, USA 1983	0,60–0,88
Katz–Meyer (1988)	miehiä, USA 1983	0,36–0,90
Steinberg–Montefort (1987)	työllistymisohjelmaan osallistuneita miehiä Michigan USA 1979–82	ohjelmaan osallistuneet: 0,46 vertailuryhmä: 0,80

#### Rakenteellisia tutkimuksia:

<u>tutkimus</u>	<u>aineisto</u>	<u>työttömyyden keston korvausjousto</u>	<u>vaatimuspalkan korvausjousto</u>
Kiefer–Neumann (1979a): stationaarinen malli	miehiä, USA 1969–73		0,02
Kiefer–Neumann (1979b): epästationaarinen malli	miehiä, USA 1969–73		0,069
Kiefer–Neumann (1981)	miehiä, USA 1969–73		stationaarinen: 0,13
Narendranathan–Nickell (1985)	miehiä, Iso-Britannia 1978	keskim.: 0,18–0,26	keskim.: 0,13–0,16

Lähde: Devine–Kiefer 1991, 94–95, 121–123, 138.

Taulukosta 3 havaitaan työttömyyden keston keskimääräisen korvausjouston estimaattien vaihtelevan 0,15 ja 1,44:n välillä. Työttömyyden päättymisen riskifunktioon perustuvissa tutkimuksissa korvausjouston estimaatit vaihtelevat 0,24:n ja 1,18:n välillä. Erityisesti Atkinsonin, Gomulkan ja Raun tutkimuksessa korostetaan, että joustolle estimoitu arvo on yleensä hyvin sensitiivinen esimerkiksi selittävien muuttujien mittaamisen sekä tutkimusperiodin suhteen (ks. Devine–Kiefer 1991, 103). Jos

tuloksista halutaan vetää johtopäätöksiä, voidaan todeta, että työttömyyden keston keskimääräinen korvausjousto näyttää olevan positiivinen, mutta sen tarkka arvo todennäköisesti vaihtelee eri aikoina.

Useissa tutkimuksissa on estimoitu keskimääräisten korvausjousten lisäksi joustot erikseen esimerkiksi eri ikäisille työttömille. Narendranathan et al. (1985, 320) ovat havainneet, että työttömyyden keston korvaussuhdejousto on suurin alle 20-vuotiailla työttömillä miehillä. Toisaalta Lynch ei ole havainnut, että korvausten suuruus vaikuttaisi merkittävästi lontoolaisten nuorten työttömyyden keston. Tosin hänen aineistonsa on erittäin pieni verrattuna useimpiin muihin tutkimuksiin (ks. Devine—Kiefer 1991, 105—106).

Taulukossa 3 esitetyistä tutkimuksista kahdessa on tutkittu erikseen korvausten vaikutusta pitkäaikaistyöttömien työttömyyden keston. Sekä Nickell (1979) että Narendranathan et al. (1985) ovat havainneet, että työttömyyskorvausten työttömyyttä pidentävä vaikutus häviää työttömyyden pitkittyessä yli puolen vuoden mittaiseksi. Erityisesti viimeksi mainitun tutkimuksen tulokset ovat erittäin luotettavia (robust). Käytetty havaintoaineisto on laaja ja se perustuu todellisuudessa maksettuihin korvauksiin. Lisäksi on varmistettu, etteivät tulokset ole sensitiivisiä esim. tulomuuttujien määrittelyn suhteen. Nickellin tutkimuksessa on lisäksi selvitetty yksityiskohtaisesti, että korvausten käänteisen kannustinvaikutuksen heikkeneminen on ollut selvintä 15 ja 45 työttömyysviikon välillä (Nickell 1979, 43). On hämmästyttävää, että muissa Devinen ja Kieferin esittämissä tutkimuksissa ei ole selvitetty työttömyyskorvausten vaikutuksen erilaisuutta työttömyyden eri vaiheissa. Suomalaisista tutkimuksista erityisesti Kettusen (1989, 1993) tulokset vahvistavat käsitystä, että korvausten käänteinen kannustinvaikutus häviää työttömyyden pitkittyessä.

### 3.3. Tutkimusten arviointia

Devinen ja Kieferin esittelemät tutkimukset ovat keskenään eritasoisia. Kuitenkin Lancasterin (1979) ja Nickellin (1979) uraa uurtavista empiirisistä tutkimuksista lähtien käytettyjä tutkimusmenetelmiä voidaan pitää melko luotettavina. Tosin esimerkiksi Nickellin (1979) työ perustui osittain arvioitujen korvaussuhteiden käyttöön. Myöhemmin tutkijat ovat saaneet käyttöönsä vielä luotettavampia aineistoja. Esimerkiksi Narendranathanin, Nickellin ja Sternin (1985) sekä Kettusen (1989; 1993) aineistoissa

on tiedot työttömille todella maksetuista korvauksista. Viimeaikaisimmista tutkimuksista saatuja työttömyyden keston keskimääräisen korvausjouston estimaatteja voidaan pitää suhteellisen pieninä (ks. esim. Pissarides 1986, 501). Näiden tutkimusten perusteella työttömyyskorvausten suuruutta ei voida syyttää esimerkiksi Euroopassa 1980-luvulla tapahtuneesta yleisestä työttömyyden lisääntymisestä.

Atkinson ja Micklewright (1991, 1680) kuitenkin arvostelevat voimakkaasti tutkimuksia, joissa ei eritellä työttömyyden päättymisen syitä (ks. edeltä s. 20). Työttömyysjakso voi päättyä työllistymisen sijasta esimerkiksi vanhuuden, sairauden, turhautumisen, asevelvollisuuden tai vaikka koulutukseen siirtymisen vuoksi. Atkinson ja Micklewright eivät myöskään hyväksy näkemystä, että työttömyyskorvaukset vaikuttavat työllistymiseen vain korvausten suuruuden vuoksi. Työttömyysturvajärjestelmät poikkeavat toisistaan huomattavasti eri maissa. On mahdollista, että korvausten myöntämisperusteilla on suuria vaikutuksia. Siksi esimerkiksi Isossa-Britanniassa tehtyjen tutkimusten tulokset eivät välttämättä päde Suomessa. Lisäksi Atkinson ja Micklewright pitävät tärkeänä tarveharkintaisen työttömyysavustuksen (Suomessa peruspäiväraha) ja työttömyysvakuutuksen (Suomessa ansiosidonnainen työttömyyspäiväraha) vaikutusten erillistä käsittelemistä.

Esimerkiksi Nickellin (1979) sekä Narendranathanin, Nickellin ja Sternin (1985) tutkimuksissa työttömyysavustuksen ja ansiosidonnaisen työttömyysturvan vaikutuksia ei ole eroteltu. Niissä ei myöskään mainita, mitä Isossa-Britanniassa työttömälle seuraa, jollei hän ota vastaan tarjottua työtä. Kettusen (1989) ensimmäisessä tutkimuksessa on laskettu korvaussuhdejouston estimaatit sekä perusturvaa että ansioturvaa saaville työttömille. Hänen laskelmansa perustuvat kuitenkin työttömyyskorvausten keskimääräiseen vaikutukseen, joka on arvioitu aineistosta, jossa on mukana niin ansiosidonnaista päivärahaa kuin peruspäivärahaakin saavia työttömiä. Sen sijaan Kettusen vuoden 1993 tutkimuksessa on tarkasteltu erikseen kahta ryhmää, eli ansiosidonnaista korvausta saavia sekä muita työttömiä. Tässä tutkimuksessa ei kuitenkaan ole laskettu estimaatteja suoraan korvausjoustolle. Kettunen on vain ilmoittanut korvaussuhteen vaikutusta työllistymistodennäköisyyten ilmaisevien kertoimien estimaatit. Lisäksi molemmissa tutkimuksissaan Kettunen on tarkastellut mahdollisuutta kieltäytyä työtarjouksesta, joka edellyttää ammatin tai asuinpaikan vaihtamista.

Ansiosidonnaisen työttömyyskorvauksen ja peruspäivärahan erilaiset vaikutukset käyvät hyvin ilmi esimerkiksi Liljan ja Santamäki-Vuoren (1992) tutkimuksesta (ks. edeltä s. 27–28). Heidän aineistossaan työttömyyden kesto on kuitenkin luokiteltu niin karkeasti, että työttömyyden keston korvausjoustosta ei saada estimaatteja. Tutkimus kuitenkin tukee selvästi Atkinsonin ja Micklewrightin käsitystä, että ansioturvan ja perusturvan vaikutuksia työttömyyden keston olisi tutkittava erikseen. Voidaankin pitää hieman yllättävänä tulosta, että Suomessa vuosina 1984–1987 työllistymisen ehdollinen todennäköisyys oli peruspäivärahaa saavilla huomattavasti pienempi kuin ansiosidonnaista päivärahaa saavilla sekä ilman korvauksia jääneillä työttömillä. Toisin sanoen, vaikka ansiosidonnaisen päivärahan korvaussuhde on keskimäärin selvästi suurempi kuin peruspäivärahan korvaussuhde, ansioturvaa saavien työllistymistodennäköisyys on suurempi kuin perusturvaa saavien. Lilja ja Santamäki-Vuori arvioivat tuloksen johtuvan siitä, että peruspäivärahaa saavien joukkoon valikoituu muita vaikeammin työllistyviä työttömiä, vaikka he olisivat havaituilta henkilökohtaisilta ominaisuuksiltaan samanlaisia kuin muut (Lilja–Santamäki-Vuori 1992, 42–44). Tämä näkökulma on saanut vahvistusta myös eräistä sosiaalipoliittisista tutkimuksista (ks. esim. Vähätalo 1991).

Suomen ja Ison-Britannian työttömyysturvajärjestelmät ovat hieman erilaiset, mutta ne eivät poikkea toisistaan niin paljon, etteivät englantilaiset ja suomalaiset tutkimukset olisi lainkaan vertailukelpoisia. Vaikka työttömyyden keston keskimääräisen korvausjouston tarkasta arvosta ei oltaisi yksimielisiä, työttömyyskorvausten kannustinvaikutuksen suunta on erittäin selvä. Isossa-Britanniassa tehdyissä tutkimuksissa alle puoli vuotta työttömänä olleilla työttömyyden keston korvausjousto on positiivinen, mutta työttömyyden pitkittyessä jousto pienenee ja on hyvin lähellä nollaa pitkäaikaistyöttömillä (ks. edeltä s. 33–34). Kettusen tutkimustulokset ovat hyvin samansuuntaisia. Työttömyyden keston korvaussuhdejousto on positiivinen korkeintaan kolme kuukautta työttömänä olleilla ja negatiivinen pidemmällä työttömyyden kestoilla. Kettunen ei ole erikseen tutkinut, missä vaiheessa korvaussuhdejousto muuttuu voimakkaimmin vaan on muilla perusteilla päätynyt jakamaan aineistonsa 0–3 kk, 3–12 kk ja yli 12 kk kestäneisiin työttömyysjaksoihin. Työttömyyskorvausten kannustinvaikutuksen varsin selvän suunnan havainnollistamiseksi seuraavien lukujen esimerkeissä käytetään korvausjoustosta arviota  $E = 0,4$ , kun työttömyys on

kestänyt korkeintaan puoli vuotta ja  $E = 0,1$  tai  $E = 0$ , jos työttömyys on jatkunut pidempään.

#### 4. TYÖTTÖMYYSVAKUUTUKSEN OPTIMAALINEN TASO: BAILYN MALLI

Kun keskustellaan yleisesti työttömyysvakuutuksen optimaalisuudesta, voidaan viitata moniin työttömyysvakuutusjärjestelmille ominaisiin piirteisiin. Työnetsintäteorian kannalta eräs kiinnostavimmista ominaisuuksista on työttömille maksettavien korvausten suuruus. Martin N. Baily (1978) esittämässä lähestymistavassa tarkastellaan juuri työttömyysvakuutusjärjestelmän yhteiskunnallisesti optimaalista korvaustasoa. Siinä on keskeistä vakuutusuojan tuomien hyötyjen ja kannustinvaikutuksen aiheuttamien kustannusten vertailu.

Baily on tutkinut työttömyyskorvausten optimaalista tasoa kahden periodin mallilla. Ensimmäisellä periodilla työssä oleva ihminen voi mallissa varautua kahdella tavalla mahdolliseen työttömäksi joutumiseen ja siitä seuraavaan tulojen loppumiseen. Hän voi säästää osan ensimmäisen periodin tuloistaan ja käyttää säästönsä toisella periodilla tai maksaa tietyn osuuden palkastaan vakuutusmaksua, jolloin hän on oikeutettu työttömyyskorvaukseen, mikäli joutuu työttömäksi toisella periodilla.

Artikkelissaan Baily on verrannut, onko yhteiskunnallisesti tehokkaampaa, että identtisiksi oletetut työntekijät varautuvat riskiin tulojen loppumisesta kukin itse säästämällä vai että he jakavat riskin työttömyysvakuutusjärjestelmän avulla. Tarkastelusta havaitaan helposti vakuutusjärjestelmän yhteiskunnalliset hyödyt ja haitat. Työttömyysvakuutus on hyödyllinen, koska työntekijöiden epävarmuus vähenee. Epävarmuuden vähenemisestä ihmisille koitua hyöty on sitä suurempi, mitä voimakkaammin riskiä kaihtavia he ovat. Toisaalta järjestelmä aiheuttaa yhteiskunnallisia kustannuksia, jos käänteisen kannustinvaikutuksen seurauksena työttömyysjaksot keskimäärin pidentyvät. Tarkastelussa järjestelmän rahoituksesta ei tule yhteiskunnalle kustannuksia, sillä työntekijöiltä kerätään suhteellisen veron kaltainen vakuutusmaksu. Mallissa ei ole muita veroja, joten tässä luvussa veroilla tarkoitetaan vain vakuutusmaksuja. Työttömyyskorvaukset ovat tarkastelussa verottomia. Kun hallintokuluja ei oteta huomioon, kaikki kerätyt verot maksetaan työttömyyskorvauksina. Vaikka Baily mallissa vakuutusjärjestelmä voidaan rahoittaa yksityisesti, sen tarkoitus on valottaa olemassa oleviin (julkisin varoin tuettuihin) järjestelmiin liittyviä kysymyksiä.

Baily tarkastelusta havaitaan, että työttömyysvakuutus on itse pahan päivän varalle säästämistä tehokkaampi tapa suojautua työttömäksi joutumisen riskin varalta.

Jos työttömyyskorvauksen suuruus ei vaikuta työttömän työnetsintään, optimaalinen vakuutus korvaa työttömän tulonmenetyksen täysimääräisenä. Jos työttömyysvakuutuksen kuitenkin havaitaan aiheuttavan käänteistä kannustinvaikutusta, optimaalinen korvaussuhde voidaan laskea Bailyn osoittamalla tavalla (Baily 1978, 386, 390).

#### 4.1. Mallin oletukset ja rakenne

Bailyn mallissa työntekijöiden oletetaan olevan keskenään identtisiä. Mallin aikahorisontti on äärellinen ja se on jaettu kahteen periodiin. Ensimmäisellä periodilla töissä olevilla ihmisillä on tietty kiinteä todennäköisyys joutua työttömäksi toisen periodin alussa. Työttömyys ei kuitenkaan välttämättä kestä koko toista periodia vaan vain osuuden  $1 - e$  siitä ( $0 \leq e \leq 1$ ). Todennäköisyys joutua työttömäksi oletetaan kaikille samaksi ja kaikkien työttömien oletetaan etsivän työtä. Lisäksi oletetaan, ettei muiden työnetsintä vaikuta kenenkään työttömyyden keston. Tarkastelussa henkilöiden hyötyfunktioon ei vaikuta vapaa-aika vaan ainoastaan kulutus. Hyötyfunktiot oletetaan von Neumann–Morgenstern -tyyppisiksi, jolloin eri periodien hyödyt voidaan laskea yhteen. Lisäksi korkotasoa oletetaan yksinkertaisuuden vuoksi nolllaksi (Baily 1978, 381–383).

Bailyn tarkastelu on kaksivaiheinen. Aluksi työttömien työnetsintä oletetaan yhteiskunnallisesti tehokkaaksi. Toisin sanoen työttömät eivät työttömyyskorvausten suuruuden vuoksi vähennä etsintäintensiivisyyttään eivätkä nosta vaatimuspalkkaansa. Sen sijaan toisessa vaiheessa työttömät maksimoivat hyötyään olettaen, että vakuutusjärjestelmässä vallitsevat korvaussuhteet ja verot ovat annetut. Tällöin työttömyyden keston korvaussuhdejousto voi olla positiivinen. Järjestelmän optimaaliset korvaus- ja verotaset määritellään lopulta työnhakijoiden käyttäytymisen perusteella (Baily 1978, 386).

Malliin liittyvien kaavojen selventämiseksi määritellään seuraavat merkinnät:

- a = todennäköisyys, että ensimmäisen periodin työsuhte jatkuu myös koko toisen periodin ajan ( $0 < a < 1$ ),  
=>  $1 - a$  = todennäköisyys joutua työttömäksi toisen periodin alussa,
- e = työttömäksi joutuneen uudessa työpaikassa oleman ajan osuus toisesta periodista ( $0 \leq e \leq 1$ , e ei ole stokastinen vaan kiinteä),

- $\Rightarrow 1 - e =$  työttömyysjakson kesto osuutena toisesta periodista,
- $y$  = palkka alkuperäisestä työstä / periodi,
- $y_n$  = palkka uudesta työpaikasta / periodi ( $y_n$  on Bailyn mallissa työnhakijan päätösmuuttuja, joka vastaa perinteisen työnetsintämallin vaatimuspalkkaa),
- $y_m$  = toisen periodin nettotulot, jos työntekijä joutuu työttömäksi,
- $s$  = säästöt pahan päivän varalle ensimmäisellä periodilla,
- $c$  = työnetsintäkustannukset / periodi (kuvaavat työnetsinnän intensiivisyyttä),
- $b$  = työttömyyskorvaus / periodi,
- $B$  = työttömyyskorvauksiin kuluva rahamäärä keskimäärin henkilöä kohti,
- $t$  = veron osuus palkasta (vakuutusmaksu),
- $T$  = verokertymä työntekijää kohden keskimäärin,
- $g$  =  $b/t =$  työttömyyskorvausten tason ja verotason suhde,
- $C_e$  = kulutus työllisenä,
- $C_u$  = kulutus työttömänä,
- $dC = C_e - C_u =$  työttömyyden aiheuttama kulutuksen muutos keskimäärin,
- $Rr(C_u) =$  suhteellinen riskin kaihtaminen,
- $E =$  työttömyyden keston korvausjousto.

#### 4.2. Yhteiskunnallisesti tehokas työnetsintä

Yhteiskunnallisesti tehokas työnetsintä ei tarkoita, että jokainen työnhakija ottaa vastaan ensimmäisen eteen ilmaantuvan työtilaisuuden. Ei ole järkevää, että työpaikoilla ihmiset vaihtuvat kovin usein siksi, että he ensin ovat löytäneet esimerkiksi koulutustaan vastaamatonta työtä ja haluavat pian vaihtaa parempaan työpaikkaan. Vastaavasti yritysten saattaa kannattaa etsiä avoimiin työpaikkoihin sopivia ihmisiä jonkin aikaa. Käytännössä työpaikan vaihtamisesta aiheutuu huomattavia kustannuksia

sekä työnhakijoille että työnantajille. Esimerkiksi Cristopher Pissarides (1986, 526) ilmaisee asian niin, että uuden työpaikan hankkiminen välittömästi jokaiselle työttömäksi joutuvalla olisi yhteiskunnallisesti liian kallista. Hänen mukaansa työnetsintäprosessin (sopivien työnhakijoiden ja avointen työpaikkojen yhteen sovittamisen) yhteiskunnallisten rajakustannusten olisi oltava tasapainossa työttömyydestä ja työpaikkojen täyttämättä olemisesta aiheutuvien yhteiskunnallisten rajakustannusten kanssa. Tästä seuraa, että voidaan määritellä optimaalinen odotettu työttömyyden kesto, jonka ajan työnhakijoiden keskimäärin on optimaalista etsiä mahdollisimman sopivaa työpaikkaa.

Käytännössä työnetsinnästä ja työttömyydestä aiheutuu ulkoisvaikutuksia, sillä kaikki yhteiskunnalliset kustannukset eivät välity työnhakijoiden ja työnantajien odotettuihin tuloihin (Pissarides 1986, 526). Baily'n mallin ensimmäisessä vaiheessa kuitenkin tarkastellaan tilannetta, jossa työnetsintä oletetaan yhteiskunnallisesti optimaaliseksi. Toisin sanoen oletetaan, että työnhakijat sisäistävät kaikki työnetsinnän mahdolliset ulkoisvaikutukset. Tämä ulkoisvaikutusten sisäistäminen on periaatteessa mahdollista, koska Baily'n mallissa työntekijät rahoittavat työttömyysvakuutuksensa itse. Tarkastelussa on siis aluksi oletettava, että työnhakijat ottavat huomioon, että veroaste on sitä korkeampi, mitä pitempiä työttömyysjaksot ovat. Toisin sanoen työnhakijoiden oletetaan ottavan huomioon vakuutusjärjestelmän periodien välisen budjettirajoitteen (Baily 1978, 385).

Kuinka pian työttömäksi joutunut löytää uuden työn, riippuu työnetsintäintensivisyydestä sekä palkasta uudessa työpaikassa (vaatimuspalkasta). Tätä kuvaa yhtälö (21).

$$(21) \quad e = e(c, y_n); \quad \frac{\partial e}{\partial c} > 0 \quad \text{ja} \quad \frac{\partial e}{\partial y_n} < 0.$$

Oletetaan, ettei työntekijöillä ole varallisuutta ensimmäisen periodin alussa. He voivat suojautua työttömyyden varalta säästämällä osan ensimmäisen periodin tuloistaan. Loput tuloista käytetään kulutukseen. Säästöt sekä toisen periodin tulot käytetään kokonaan toisella periodilla. Edustavan työntekijän hyötyfunktion  $U$  oletetaan olevan summa kummankin periodin hyödystä ja voidaan esittää muodossa

$$(22) \quad U = u[y(1 - t) - s] + au[y(1 - t) + s] + (1 - a)u(y_m + s).$$

Työttömäksi joutuneen toisen periodin nettotulot  $y_m$  ovat

$$(23) \quad y_m = (1 - e)(b - c) + ey_n(1 - t).$$

Vakuutusjärjestelmän budjettirajoite saadaan siitä, että veroja kerätään yhtä paljon kuin korvauksia maksetaan eli  $T = B$ . Työntekijää kohden verotuloja kertyy ensimmäisellä periodilla  $yt$  ja toisella periodilla  $ayt + (1 - a)ey_n t$ .  $B$  eli työttömyyskorvaus henkilöä kohti keskimäärin on  $(1 - a)(1 - e)b$ . Budjettirajoite  $T = B$  voidaan siten esittää muodossa

$$(24) \quad yt + ayt + (1 - a)ey_n t = (1 - a)(1 - e)b.$$

Yhtälöllä (25) voidaan vielä korostaa korvausten ja verojen välistä riippuvuutta.

$$(25) \quad b = \frac{b}{t} t = \frac{[(1 + a)y + (1 - a)ey_n]t}{(1 - a)(1 - e)} = gt.$$

Toisin sanoen korvaustason ja veroasteen suhde  $g = g[e(c, y_n), y_n]$  on funktio työnhakijoiden päätösmuuttujista (Baily 1978, 383–384). Tarkastelun ensimmäisen vaiheen ongelma on löytää yhteiskunnallisesti optimaalinen käyttäytyminen (muuttujat  $c$ ,  $y_n$ , ja  $s$ ) sekä optimaaliset korvaus- ja verotasot ( $b$  ja  $t$ ). Ongelman matemaattinen tarkastelu esitetään liitteessä 2.

Tarkastelun perusteella optimitalanteessa työnetsintäintensiivisyyden lisäämisen tuoma yhteiskunnallinen rajatuotto on yhtä suuri kuin siitä aiheutuvat rajakustannukset työttömyyden aikana. Vastaavasti vaatimuspalkan korottamisen aiheuttamat yhteiskunnalliset rajakustannukset ovat yhtä suuret kuin tästä johtuvan marginaalisesti korkeamman palkan tuoma rajahyöty työllistymisen jälkeen (Baily 1978, 385).

Jos työntekijöiden rajahyödyt ovat vähenevät kummallakin periodilla, niin yhteiskunnallisesti optimaalisessa tilanteessa säästäminen on nolla ja vakuutus korvaa työttömyyden aiheuttaman tulonmenetyksen kokonaan, kun korvausten suuruus ei vaikuta työnetsintään (Baily 1978, 385). Tilanne on sama kuin vakuutuksen teorian perustapauksessa (ks. edeltä s. 10–11), jossa käännteistä kannustinvaikutusta ei ole.

Täten yksityinen säästäminen on tehokas tapa tasoittaa periodien välistä tuloeroa vain, jos tulojen väheneminen on varmasti etukäteen tiedossa. Mallissa

jokaisella työntekijällä on sama ( $0 < 1 - a < 1$ ) riski joutua työttömäksi, joten ilman vakuutusjärjestelmää kaikki joutuisivat suojautumaan säästämällä. Tällöin työpaikkansa säilyttävät joutuvat kuluttamaan toisella periodilla paljon enemmän kuin ensimmäisellä, mikä vähenevien rajahyötyjen vuoksi vähentää heidän kokonaishyötyään. Kun työntekijät eivät tiedä etukäteen, joutuvatko juuri he työttömiksi, vakuutusjärjestelmä on yksityistä säästämistä tehokkaampi suojautumistapa (Baily 1978, 386).

#### **4.3. Työnhakijalle henkilökohtaisesti optimaalinen työnetsintä**

Tarkastelun toisessa vaiheessa ei enää oleteta, että työnhakijat ottaisivat huomioon vakuutusjärjestelmän periodien välisen budjettirajoitteen. Toisin sanoen oletetaan, että työttömyyden ja työnetsinnän kaikki yhteiskunnalliset kustannukset eivät välity työnhakijan tuloihin. Työttömäksi joutuneet henkilöt maksimoivat hyötyään toisella periodilla pitämällä vallitsevia vero- ja korvaustasoja ( $t$  ja  $b$ ) annettuina. Päätösmuuttujia ovat siten vain  $s$ ,  $c$  ja  $y_n$ . Työttömälle henkilökohtaisesti optimaalista työnetsintää kuvaavat ehdot (ks. liite 2) poikkeavat yhteiskunnallisesti tehokasta työnetsintää kuvaavista ehdoista. Työnetsinnän intensiivisyyden lisäämisestä tuleva henkilökohtainen tulonlisäys on nyt pienempi kuin yhteiskunnalle tuleva tuotoksen lisäys. Vastaavasti vaatimuspalkan korottamisen henkilökohtaiset kustannukset ovat pienemmät kuin yhteiskunnalliset kustannukset. Tästä seuraa, että työttömäksi joutuneiden etsintäintensiivisyys on vähäisempi ja vaatimuspalkka korkeampi kuin yhteiskunnallisessa optimi-tilanteessa (Baily 1978, 387). Baily'n mallin toisen vaiheen tarkastelu johtaa siis käänteiseen kannustinvaikutukseen.

Käänteistä kannustinvaikutusta on pyritty työttömyysvakuutuksessa, aivan kuten muissakin vakuutuksissa, vähentämään omavastuuosuuksilla. Työttömyyskorvauksissa on yleensä odotusaika. Tällöin korvauksia ei makseta esimerkiksi ensimmäisen viikon ajalta. Lisäksi tulonmenetystä ei koskaan korvata kokonaan, vaan korvaussuhteet jäävät selvästi alle 100 %:n.

#### **4.4. Baily'n optimaalisuussääntö**

Baily'n mielestä työttömyysvakuutuksen mahdollisesti aiheuttamia yhteiskunnallisia kustannuksia (työttömyysjaksojen keskimääräistä pidentymistä) on verrattava järjestel-

män tuomiin hyötyihin eli epävarmuuden vähenemiseen. Bailyn mukaan optimaalisen työttömyysvakuutusjärjestelmän yhteiskunnallinen rajahyöty on yhtä suuri kuin sen rajakustannukset. Tästä seuraa, että työttömyyskorvausten korvaussuhde on sitä suurempi, mitä vähemmän korvaukset pidentävät työttömyyden kestoa. Toisaalta korvaussuhteen tulisi olla sitä suurempi, mitä voimakkaampaa ihmisten suhteellinen riskin kaihtaminen on (Baily 1978, 390).

Yhteiskunnallisesti optimaalisessa työttömyysvakuutusjärjestelmässä korvausten  $b$  ja verojen  $t$  suuruus on asetettava siten, että järjestelmän budjettirajoite (24) pätee, vaikka työttömät maksimoivat ainoastaan toisen periodin hyötyään  $U = u(c, y_n, s, b/t, t)$ . Tällaisen järjestelmän perustaksi Baily on johtanut (ks. Baily 1978, 387–390) työttömyysvakuutuksen optimaalisuussäännön:

$$(26) \quad \frac{dC}{C_e} \times Rr(C_u) = E,$$

jossa  $C_e$  = kulutus työllisenä,  
 $C_u$  = kulutus työttömänä,  
 $dC = C_e - C_u$  keskimääräisellä työttömyyden kestolla,

$$Rr(C_u) = C_u \frac{-U''(C_u)}{U'(C_u)} = \text{suhteellinen riskin kaihtaminen},$$

$E$  = työttömyyden keston korvausjousto (Baily 1978, 390).

Jos työttömyysvakuutuksen korvaukset maksetaan Bailyn optimaalisuussäännön mukaisesti, työttömyydestä aiheutuva kulutuksen muutos on sitä suurempi, mitä suurempi työttömyyden keston korvausjousto on. Jos jousto on nolla, optimaalisuussäännön mukaan työttömäksi joutuvan kulutuksen ei pitäisi muuttua lainkaan.

Bailyn säännöstä laskettava työttömän tulojen pieneneminen toisella periodilla saadaan korvausjouston ja suhteellisen riskin kaihtamisen suhteesta. Jos oletetaan, että suhteellinen riskin kaihtaminen  $Rr$  on yksi, Bailyn sääntöä on helppo tulkita. Tällöin työttömäksi joutuneen tulojen pitäisi pienentyä kymmenen prosenttia, jos työttömyyden keston korvausjousto on 0,10. Vastaavasti tulojen pieneneminen olisi kaksinkertainen eli 20 %, jos korvausjoustokin on kaksinkertainen eli 0,20 jne. Jos kuitenkin suhteellisen riskin kaihtamisen arvo oletetaan kaksi kertaa suuremmaksi kuin edellä eli olete-

taan, että  $R_r = 2$ , työttömän optimaalinen tulojen pieneneminen on puolet edellä mainituista luvuista. Jos siis oletetaan, että  $R_r = 2$ , niin tulojen pieneneminen on 5 %, mikäli korvausjousto on 0,10. Vastaavasti tulojen pieneneminen olisi 10 %, jos korvausjousto olisi 0,20 jne.

Työttömyyskorvausten optimaalisen korvaussuhteen laskeminen yhtälöstä (26) edellyttää siis tietoa tai oletuksia korvausjoustosta  $E$  ja ihmisten suhteellisesta riskin kaihtamisesta  $R_r$ . Tällöin voidaan laskea, kuinka paljon työttömäksi joutuvan henkilön toisen periodin tulot pienenevät optimaalisen työttömyysvakuutusjärjestelmän piirissä. Lopuksi on vain laskettava korvaussuhde  $b/y$ , joka johtaa optimaaliseen kulutuksen muutokseen. Jos vakuutettu on työttömänä koko toisen periodin, hänen kulutuksensa luonnollisesti vähenee osuuden  $1 - b/y$ , eli omavastuuosuuden verran. Baily itse soveltaa malliaan niin, että periodi on yhden vuoden mittainen. Tällöin kulutus toisella periodilla (työttömäksi jäämistä seuraavana vuotena) vähenee keskimäärin vähemmän kuin omavastuuosuuden  $1 - b/y$ , jos työttömyys kestää alle vuoden (Baily 1978, 390–392). Suomessa työttömyysjaksot ovat aina kestäneet keskimäärin selvästi alle vuoden (ks. esim. Työpoliittinen aikakauskirja 1/1994, 40), joten Baily'n optimaalisuussäännön mukainen omavastuuosuus on maassamme suurempi kuin kulutuksen väheneminen toisella periodilla.

Havainnollisuuden vuoksi Baily on laskenut optimaalisia korvaussuhteita tilanteessa, jossa keskimääräinen työttömyyden kesto  $k$  on 18 viikkoa (ks. taulukko 4). Laskelmassa on otettu huomioon, ettei korvauksia makseta ensimmäisen työttömyysviikon aikana (odotusaika). Lisäksi ihmisillä oletetaan olevan yhden viikon palkkaa vastaavat säästöt.

**TAULUKKO 4.** Optimaalisia korvaussuhteita esimerkkitilanteessa

korvaussuhde- jousto E	optimaalinen korvaussuhde (%), kun	
	Rr(y) = 1	Rr(y) = 2
0,1	64,2	79,2
0,15	49,2	71,7
0,2	34,2	64,2
0,3	4,2	49,2
0,4		34,2

Lähde: Baily 1978, 392.

Seuraavaksi sovelletaan Baily'n optimaalisuussääntöä Suomen tämänhetkiseen tilanteeseen. Työministeriön tilastojen mukaan maaliskuussa 1994 työttömänä olleiden työttömyys oli kestänyt keskimäärin 38 viikkoa (Työministeriön tilastoja 1994 maaliskuu, 14). Tämä voi olla lievä yliarvio työttömyyden keskimääräisestä kestosta, sillä pitkäaikaistyöttömillä on yleensä yliedustus otoksessa, jossa ovat kaikki tietyllä hetkellä työttömänä olevat. Keskimääräistä lyhyemmät työttömyysjaksot puolestaan ovat yliedustettuina tarkastelussa, jossa ovat mukana vain päättyneet työttömyysjaksot (Layard et al. 1991, 227–230). Esimerkiksi Suomessa vuonna 1992 päättyneet työttömyysjaksot olivat kestäneet keskimäärin 18 viikkoa, mutta samana vuonna työttömänä olleiden työttömyys oli kestänyt keskimäärin 22 viikkoa (Työpoliittinen aikakauskirja 1/1994, 40\*, 58\*). Tässä esimerkissä käytetään työttömyyden keskimääräisestä kestosta Suomessa arviota 30 viikkoa. Lisäksi oletetaan ihmisten pitävän yhden viikon tuloja säästössä ja otetaan huomioon Suomen korvauksiin liittyvä viikon odotusaika. Suhteelliseksi riskin kaihtamiseksi oletetaan 2. Tällöin Narendranathanin, Nickellin ja Sternin (1985) arvioiman keskimääräisen korvausjouston 0,3 mukainen optimaalinen korvaussuhde on 70 % (ks. liite 3).

Baily'n säännöstä laskettava optimaalinen korvaussuhde on kuitenkin melko sensitiivinen käytettävästä suhteellisen riskin kaihtamisen arviosta. Lisäksi tarkkaa riskin kaihtamisen suuruutta on erittäin vaikea selvittää. Luvussa 2 (ks. edeltä s. 9) esitetään, että suhteellinen riskin kaihtaminen on keskimäärin yli yksi. Jos halutaan varmistua, ettei suhteellista riskin kaihtamista ainakaan liioitella, voidaan käyttää

arviota  $R_r = 1$ . Tällöin optimaaliseksi korvaussuhteeksi saadaan noin 44 %. Jos riskin kaihtaminen kuitenkin oletetaan voimakkaaksi, esimerkiksi  $R_r = 4$ , optimaalinen korvaussuhde on noin 83 % (ks. liite 3).

Bailyn optimaalisuussääntöä voidaan arvostella siksi, että sen johtamiseksi joudutaan käyttämään useita likiarvolausekkeita. Bailyn säännöstä saatavia korvaussuhdeita ei siten voida pitää tarkasti optimaalisina vaan lähinnä suuntaa antavina. Tällainen arvostelu ei kuitenkaan todista, että Bailyn sääntö olisi käyttökelvoton. Päin vastoin, siinä kiteytyy työttömyysvakuutuksen hyötyjen ja haittojen vertailu intuitiivisesti selkeällä tavalla. Sitä on helppo soveltaa tilanteisiin, joissa on käytettävissä arvioita suhteellisesta riskin kaihtamisesta ja työttömyyden keston korvaussuhdejousta. Sen avulla voidaan selvittää, minkä suuruinen työttömyysturvan taso on yhteiskunnallisesti optimaalinen.

Intuitiivisesta selkeydestään huolimatta Bailyn optimaalisuussäännöllä on myös puutteensa. Näistä vakavimpana voidaan pitää sitä, että Bailyn mallissa tulevaisuudessa maksettavat korvaukset eivät vaikuta työllistymistodennäköisyyteen lainkaan. Tämä ei ole kovin vakava puute, kun tarkastellaan vain työttömyyskorvausten keskimääräistä tasoa. Edellä mainittu puute on vakavampi, jos Bailyn sääntöä sovelletaan dynaamisempiin asetelmiin. Seuraavassa luvussa tarkastellaan Bailyn optimaalisuussäännön soveltamista tilanteeseen, jossa työttömyyden keston korvaussuhdejousto muuttuu, jos työttömyys kestää pitkään.

## 5. NÄKEMYKSIÄ TYÖTTÖMYYSKORVAUSTEN AIKAURASTA

Edellisessä luvussa esitellyssä Martin N. Baily'n tutkimuksessa työttömyysvakuutuksen optimaalisuuden tarkastelu rajoittui korvaussuhteen optimaalisen tason määrittämiseen. Voidaan sanoa, että Baily'n tutkimuksen rajausta on sopusoinnussa luvussa 3 esitetyn staattisen työnetsintämallin kanssa. Myös luku 5.1, josta työttömyyskorvausten optimaalisen aikauran tarkastelu aloitetaan, perustuu staattiseen työnetsintämalliin, jossa työllistymiseen vaikuttaa vain tarkasteltavan hetken työttömyyskorvaukset. Luvussa 5.2 kuitenkin esitetään, että staattisella mallilla ei voida havainnollistaa työn etsintää kovin hyvin, jos mallin keskeisissä muuttujissa (esimerkiksi korvaussuhteessa) tapahtuu muutoksia tiettyinä ajankohtina työttömyyden alkamisen jälkeen. Luku perustuu Gerard van den Bergin (1990) työhön, jossa tarkastellaan erityisesti tulevaisuudessa maksettavien työttömyyskorvausten vaikutusta työnhakijan vaatimuspalkkaan. Tällainen työnetsintämallin keskeisten muuttujien vaihtelu työttömyyden aikana on eräs syy, jonka vuoksi on tärkeää tutkia työttömyyskorvausten optimaalisen tason lisäksi korvausten optimaalista ajoittamista. Toinen merkittävä peruste korvausten optimaalisen aikauran tutkimiselle ovat luvussa 3 esitetyt empiiriset tutkimustulokset, joiden mukaan korvausten suuruus vaikuttaa työllistymiseen voimakkaimmin työttömyysjaksojen alussa.

Luvuissa 5.3 ja 5.4 tarkastellaan työttömyyskorvausten aikauran optimaalisuutta kustannustehokkuuden näkökulmasta. Tällöin oletetaan, että järjestelmää varten on käytettävissä tietty rahamäärä (esimerkiksi kerätyt työttömyysvakuutusmaksut). Ongelmana on, miten korvaukset tulisi jakaa, jotta työttömäksi joutuvien odotettu hyöty olisi mahdollisimman suuri. Vaihtoehtoisesti optimaalinen aikaauraan löydetään siten, että työttömäksi joutuvien odotettu hyöty asetetaan vakioksi ja tutkitaan, kuinka järjestelmän kustannukset saadaan mahdollisimman pieniksi.

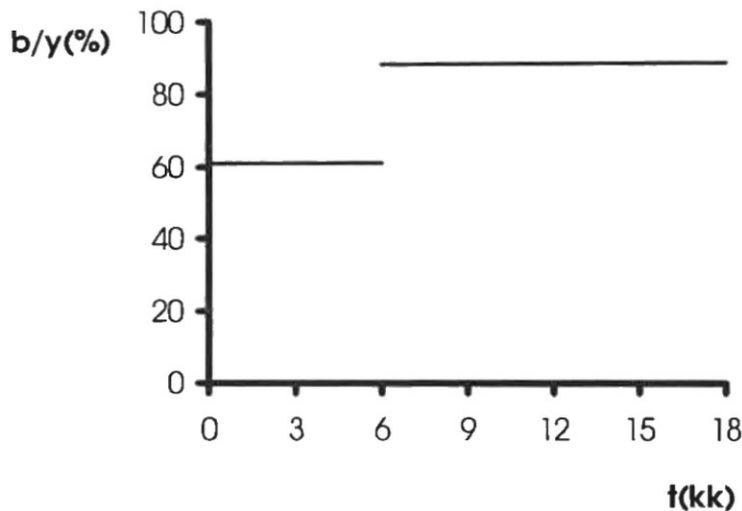
### 5.1. Baily'n optimaalisuussäännön mukainen työttömyyskorvausten aikaaura

Luvussa 4 (ks. edeltä yhtälö (26) s. 44) esitetään, että työttömyyskorvausten optimaalinen suuruus riippuu työttömyyden keston korvaussuhdejousta  $E$ . Jos kuitenkin  $E$  muuttuu kesken työttömyysjakson, on selvää, että korvaussuhteen optimaalinen suuruus riippuu myös työttömyyden kestosta. Empiirisissä tutkimuksissa on havaittu, että

työttömyyden keston korvaussuhdejousto pienenee selvästi, jos työttömyys pitkittyy esimerkiksi yli puolen vuoden mittaiseksi. Tämän muutoksen merkityksen havainnollistamiseksi lasketaan esimerkki korvaussuhteen optimaalisesta aikaurasta, joka soveltuu Suomen nykyiseen tilanteeseen.

Seuraavaksi käytetään työttömyyden kestosta merkintää  $t$ . Oletetaan, että  $E = 0,4$ , kun  $0 < t \leq 6$  kk, ja  $E = 0,1$ , kun  $t > 6$  kk (ks. edeltä s. 37). Jos lisäksi oletetaan kuten edellisen luvun esimerkissä (ks. edeltä s. 46), että keskimääräinen työttömyyden kesto on 30 viikkoa ja suhteellinen riskin kaihtaminen  $R_r$  on 2, saadaan korvaussuhteen optimaaliseksi aikauraksi  $b/y = 61$  %, kun  $0 < t \leq 6$  kk ja  $b/y = 88$  %, kun  $t > 6$  kk (ks. kuvio 5). Toisin sanoen optimaalinen korvaustaso nousee noin 45 %, kun korvaussuhdejousto pienenee 0,4:stä 0,1:een.

**KUVIO 5.** Korvaussuhteen optimaalinen aikaura, kun  $R_r = 2$  ja työttömyyden kesto on keskimäärin 30 viikkoa



Työttömyyskorvausten nousevan aikauran optimaalisuuden syy on selvä. Esimerkissä oletetaan, että työttömyyden alussa korvausten aiheuttama käännteinen kannustinvaikutus on suhteellisen voimakas. Tällöin on yhteiskunnallisesti optimaalista, että työttömien tulot jäävät melko pieniksi suhteessa potentiaalisiin palkkatuloihin, jotta työttömien vaatimustasosta ei tule liian korkeaa eikä työnetsintäintensiivisyydestä liian alhaista. Käännteisen kannustinvaikutuksen oletetaan kuitenkin häviävän lähes kokonaan, jos työttömyys kestää yli puoli vuotta. Toisin sanoen pitkäaikaistyöttömien osalta työttömyysvakuutusjärjestelmän yhteiskunnalliset kustannukset ovat hyvin pienet ja järjestelmän yhteiskunnallisen hyödyn merkitys vastaavasti korostuu. Bailyn optimaalisuus-

säänön tarkastelusta havaitaan, että on järkevää maksaa pitkäaikaistyöttömille suhteellisen suuria työttömyyskorvauksia, koska korvausten suuruus ei juuri vaikuta heidän työllistymiseensä mutta vaikuttaa voimakkaasti heidän saamansa vakuutusuojan tuomaan hyötyyn. Liitteessä 3 esitetään Bailyn optimaalisuussäännöstä saatavia optimaalisia korvaussuhteita erilaisilla työttömyysjaksojen keskimääräisillä pituuksilla ( $k = 15\text{--}30$  viikkoa) sekä suhteellisen riskin kaihtamisen eri arvoilla ( $R_r = 1\text{--}4$ ).

Vaikka Bailyn optimaalisuussääntö perustuu useiden likiarvolausekkeiden käyttöön, se tiivistää työttömyysvakuutuksen hyödyt ja haitat erittäin selkeästi. Kun otetaan huomioon, että työttömyyden keston korvaussuhdejousto pienenee työttömyyden pitkittyessä, optimaalisuussäännöstä saadaan työttömyyskorvausten aikauria, joissa korvaukset ovat pitkäaikaistyöttömillä muita korkeammat. Esimerkkilaskelmista havaitaan, että Bailyn säännöstä lasketut optimaaliset korvausten aikaurat voivat olla erittäin jyrkästi nousevia, jos työttömyyden keston korvaussuhdejousto laskee lähelle nolaa työttömyyden pitkittyessä. Bailyn optimaalisuussäännön käyttäminen ei kuitenkaan ole paras tapa tarkastella työttömyyskorvausten optimaalista aikauraa, sillä Bailyn mallissa tulevaisuudessa maksettavat korvaukset eivät vaikuta työttömien odotettuun hyötyyn eikä työllistymiseen. Seuraavaksi tarkastellaan, kuinka tulevaisuudessa maksettavat korvaukset voivat vaikuttaa työn etsintään sekä kuinka tämä vaikuttaa työttömyyskorvausten optimaalisen aikauran määrittämiseen.

## **5.2. Tulevaisuudessa maksettavien korvausten vaikutus työn etsintään van den Bergin mukaan**

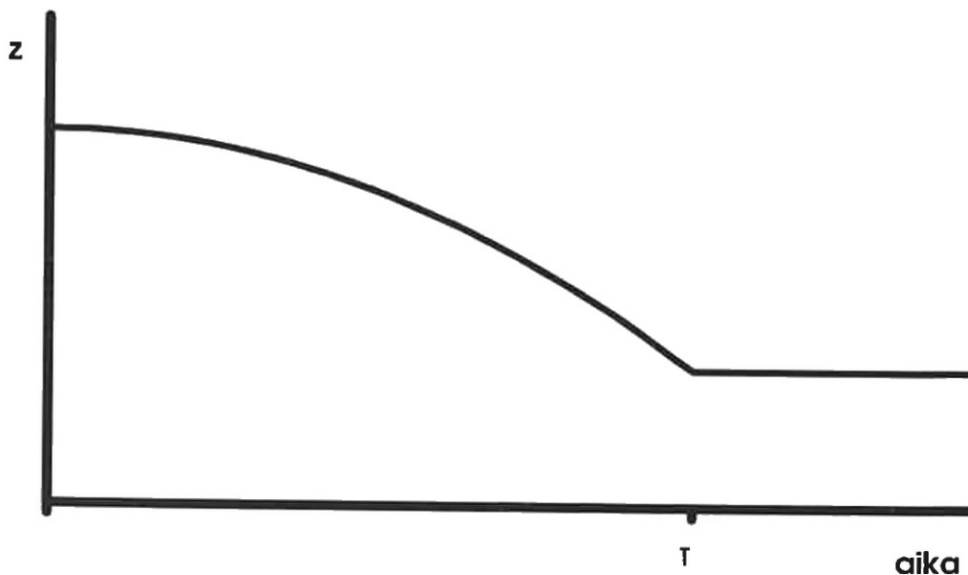
Edellä luvussa 3 on esitelty työnetsintäteoriaa. Empiiristen sovellusten kannalta keskeisintä esitetystä teoriasta on työllistymisen ehdollisen todennäköisyyden määrittely. Yhtälön (20) (ks. edeltä s. 20) mukaan työllistymistodennäköisyys on funktio työtarjousten saamisen vauhdista, palkkajakaumasta sekä työnhakijan vaatimuspalkasta. Teorian mukaan vaatimuspalkkaan vaikuttaa keskeisesti työttömyyskorvauksen suuruus. Esitetty teoria on kuitenkin staattinen. Työttömyyskorvauksen oletetaan pysyvän saman suuruisena koko työttömyyden ajan. Tätä teoriaa soveltavissa empiirisissä tutkimuksissa (esim. Nickell 1979; Narendranathan et al. 1985 ja Kettunen 1989; 1993) korvaus on saattanut muuttua kesken työttömyysjakson, mutta estimoituun työllistymisen todennäköisyyteen kullakin periodilla on vaikuttanut vain kyseisen periodin korvaus. Gerard

van den Berg (1990) on tutkinut, kuinka tulevaisuudessa maksettavat korvaukset vaikuttavat työnetsintäteorian keskeisiin muuttujiin eli vaatimuspalkkaan ja työllistymistodennäköisyyteen.

Van den Bergin esittämässä mallissa työttömät maksimoivat odotetun hyötynsä nykyarvon äärettömyyteen asti. Työllistymisen todennäköisyyteen vaikuttava vaatimuspalkka on funktio neljästä eksogeenisestä muuttujasta, jotka ovat työttömyyskorvauksen suuruus, työtarjousten saamisen vauhti sekä palkkatarjousten jakauman keskiarvo ja varianssi. Van den Berg osoittaa, että jos näistä jonkin arvo muuttuu tietyn ajan kuluttua työttömyyden alusta, muutos aiheuttaa työnetsintämalleihin epästationaarisuutta (nonstationarity), jota esimerkiksi Nickellin (1979) sekä Narendranathanin, Nickellin ja Sternin (1985) käyttämässä malleissa ei ole otettu huomioon. Erityisesti sitä, että työttömät eivät käytetyissä malleissa voi ennakoida tulevia korvausten muutoksia, van den Berg pitää edellä mainittujen tutkimusten heikkoutena (van den Berg 1990, 255, 266).

Esimerkkinä van den Berg tutkii tilannetta, jossa työttömyyskorvauksen taso pienenee ajan  $T$  kuluttua työttömyyden alkamisesta. Tällöin työnhakijan vaatimuspalkka alkaa laskea heti työttömyyden alusta ja se laskee kiihtyvällä vauhdilla hetkeen  $T$  saakka, mikäli muut muuttujat ovat ennallaan (van den Berg 1990, 264–265). Tilannetta havainnollistaa kuvio 6.

**KUVIO 6.** Vaatimuspalkka  $z$ , kun työttömyyskorvaus  $b$  pienenee ajan  $T$  kuluttua työttömyyden alusta



Vaatimuspalkan vähittäinen pieneneminen johtuu siitä, että korvausten yhteenlaskettu nykyarvo on sitä pienempi, mitä lähempänä hetki T on. Työttömyyskorvausten nostaminen ajan T kuluttua työttömyyden alusta vaikuttaa vaatimuspalkkaan päinvastoin ja aiheuttaa, *ceteris paribus*, vaatimuspalkan suurenemista ja työllistymistodennäköisyyden pienenemistä. Käytännössä ei kuitenkaan havaita tilanteita, joissa kaikki muut vaatimuspalkkaan vaikuttavat muuttujat kuin työttömyyskorvaus pysyisivät koko ajan ennallaan. On erittäin todennäköistä, että pitkäaikaistyöttömät saavat työtarjouksia paljon harvemmin kuin vähemmän aikaa työttömänä olleet. Esimerkiksi Devinen ja Kieferin mukaan työtarjousten saamisen vauhti saattaa olla korvauksen suuruuden sijasta merkittävin pitkäaikaistyöttömien työttömyyden kestoon vaikuttava tekijä (Devine—Kiefer 1991, 140, 224). Devinen ja Kieferin päätelmän perusteella on erittäin epätodennäköistä, että työttömyyskorvausten kohtuullinen nostaminen esimerkiksi puolen vuoden työttömyyden jälkeen vaikuttaisi työttömien vaatimuspalkkaan merkittävästi.

Suomessa ansiosidonnaiset työttömyyskorvaukset alenivat 20 % sadan työttömyyspäivän jälkeen vuosina 1985 ja 1986. Kettusen tutkimuksen mukaan työttömien ehdollinen työllistymistodennäköisyys suureni, kun aleneman toteutumiseen oli muutama viikko aikaa. Tästä tuloksesta ei voida päätellä, että Suomessa työttömyyskorvausten alenemat olisivat vaikuttaneet heti työttömyyden alusta, kuten van den Bergin mallin perusteella voisi olettaa. Sen sijaan alenemat näyttävät vaikuttaneen lyhyen aikaa sekä ennen että jälkeen aleneman toteutumisen (Kettunen 1992, 213).

### 5.3. Shavellin ja Weissin malli

Steven Shavell ja Laurence Weiss (1979) ovat tutkineet työttömyysvakuutuksen optimaalisuutta kustannustehokkuuden näkökulmasta, kun myös tulevat korvaukset vaikuttavat työnhakijoiden työllistymiseen. He pitävät vertailujärjestelmänä USA:n työttömyysvakuutusjärjestelmän kaltaista järjestelmää, jossa korvausten aikaura on tasainen koko työttömyyden ajan. USA:ssa, kuten useimmissa muissakin maissa, työttömyyskorvauksia voidaan maksaa vain tiettyyn enimmäisaikarajaan asti, joten itse asiassa Shavellin ja Weissin vertailujärjestelmä ei aivan vastaa USA:n työttömyysvakuutusjärjestelmää.

Kustannustehokkaan järjestelmän löytämiseksi Shavell ja Weiss ovat tutkineet, minkälainen työttömyyskorvausten aikaura minimoisi korvauksiin kuluvan rahamäärän työtöntä kohti ehdolla, että työttömäksi joutuvan odotettu hyöty on sama kuin vertailujärjestelmässä. Vaihtoehtoisesti työttömyysvakuutuksen kustannustehokkuutta voidaan tarkastella siten, että työttömäksi joutuvien odotettu hyöty maksimoidaan ehdolla, että järjestelmän kustannukset pidetään samana kuin vertailujärjestelmässä. Shavell ja Weiss ovat keskittyneet tarkastelemaan työttömyyskorvausten aikauran optimaalisuutta, mutta eivät määritä korvausten optimaalista tasoa. Heidän mallissaan valitaan ensin vertailutasoksi jokin järjestelmän kustannustaso tai järjestelmästä saatavan odotetun hyödyn taso ja tutkitaan sitten, kuinka tähän vertailutasoon päästään mahdollisimman tehokkaasti.

Mallissa työnhakijat ovat identtisiä ja riskiä kaihtavia. Heidän hyötyfunktionsa ovat von Neumann—Morgenstern -tyyppisiä, eli additiivisesti separoituvia. Siten mallissa oletetaan, että rajahyödyt ovat vähenevät jokaisella periodilla. Työttömyyskorvaus maksetaan työttömälle kunkin periodin alussa. Kun työnhakija löytää työpaikan periodilla  $t$ , hän alkaa saada palkkaa vasta seuraavalla periodilla. Yksinkertaisuuden vuoksi korvauksia oletetaan maksettavan koko työttömyysjakson ajan ja saatu uusi työpaikka oletetaan ikuisesti säilyväksi (Shavell—Weiss 1979, 1349—1350).

Shavell ja Weiss ovat lähestyneet työttömyysvakuutuksen optimaalisen aikauran ongelmaa tutkimalla ensin tilannetta ilman käännteistä kannustinvaikutusta (moral hazard) ja myöhemmin kyseisen vaikutuksen kanssa. Kun käännteinen kannustinvaikutus on mahdollinen, ehdollinen työllistymistodennäköisyys periodilla  $t$ , eli  $p_t$ , on funktio mm. vaatimuspalkasta. Työnhakijat tekevät vaatimuspalkkapäätöksensä kunkin periodin alussa. Päätökseen vaikuttaa työttömyyskorvauksen korvaussuhde tulevilla periodeilla. Lisäksi vaatimuspalkkapäätökseen vaikuttaa palkkatarjousten jakauma. Toisin kuin luvussa 3 (ks. edeltä s. 17) esitetystä työnetsintämallissa, palkkatarjousten jakauma on funktio työnhakijan etsintäintensiivisyydestä.

### *5.3.1. Malli ilman käännteistä kannustinvaikutusta*

Aluksi Shavell ja Weiss tarkastelevat tilannetta, jossa työttömyyskorvausten suuruus ei vaikuta ehdolliseen työllistymistodennäköisyyteen  $p_t$ . Lisäksi oletetaan, ettei ihmisillä ole varallisuutta säästössä eivätkä työttömät voi lainata tulevia työtulojaan vastaan.

Mallin tarkastelun tavoitteena on löytää työttömyyskorvausten aikaura  $b_t$  ( $t = 1, 2, \dots$ ), josta juuri työttömäksi joutuneen odotettu hyöty  $EU_t$  on mahdollisimman suuri ehdolla, että järjestelmän budjettirajoite pysyy vakiona. Vaihtoehtoisesti tavoite voidaan muotoilla niin, että on löydettävä korvausten aikaura, joka minimoi järjestelmän kustannukset ehdolla, että juuri työttömäksi joutuneen odotettu hyöty  $EU_t$  pysyy vakiona. Tämän vaihtoehtoisen ongelman ratkaisun välttämätön ehto on, että jokaisella periodilla  $t$  odotettu hyöty  $EU_t$  saavutetaan mahdollisimman pienillä kustannuksilla. Tästä seuraa myös, että järjestelmän kustannusten (tarkasteltavasta periodista  $t$  lähtien) on oltava mahdollisimman pienet ehdolla, että periodin  $t$  alussa työttömänä olevan odotettu hyöty  $EU_t$  pysyy vakiona, vaikka tarkastellaan korvausten aikauraa vain kahden peräkkäisen periodin  $t$  ja  $t + 1$  aikana (Shavell—Weiss 1979, 1351—1352).

Shavell ja Weiss osoittavat, että työttömyyskorvausten optimaalinen aikaura on tasainen ( $b_1 = b_2 = b_3 = \dots$ ), kun oletetaan, että työllistymistodennäköisyys on eksogeeninen muuttuja. Tasaisen aikauran optimaalisuuden syy on selvä. Rajahyödyt ovat jokaisella periodilla oletusten mukaan vähenevät. Tällöin kahden perättäisen periodin yhteenlaskettu odotettu hyöty on suurimmillaan, kun työttömyyskorvaukset jaetaan tasan periodien kesken. Voidaan myös tutkia tilannetta, jossa  $b_t$  ja  $b_{t+1}$  eivät ole yhtä suuria. Oletetaan esimerkiksi, että  $b_t > b_{t+1}$ . Tällöin pätee  $u'(b_t) < u'(b_{t+1})$ . Periodien  $t$  ja  $t + 1$  yhteenlaskettua hyötyä voidaan lisätä alentamalla  $b_t$ :tä hieman ja vastaavasti nostamalla  $b_{t+1}$ :tä siten, että vakuutusjärjestelmän kustannukset pysyvät ennallaan. Tällaisia marginaaliset muutokset lisäävät periodien yhteenlaskettua hyötöä niin kauan, kunnes  $b_t$  ja  $b_{t+1}$  ovat yhtä suuret (Shavell—Weiss 1979, 1352).

### 5.3.2. Malli käänteisen kannustinvaikutuksen kanssa

Seuraavassa vaiheessa Shavell ja Weiss tutkivat työttömyyskorvausten optimaalista aikauraa, kun työttömyyskorvaukset aiheuttavat käänteisen kannustinvaikutuksen. Periodin  $t$  alussa työttömänä olevan hyöty tällä periodilla on  $u(b_t) - e_t$ , sillä työn etsinnästä seuraa rahallisia kustannuksia ja vapaa-ajan vähenemistä. Näitä kustannuksia kuvaa työnetsintäintensiivisyys  $e_t$ . Kulutuksen ja työnetsintäintensiivisyyden hyötyjen oletetaan olevan toisistaan riippumattomia. Ehdollinen työllistymistodennäköisyys

voidaan esittää funktiona työnetsintäintensiivisyydestä ja vaatimuspalkasta  $z_t$  (vertaa yhtälöön (19) edellä s. 19) seuraavasti

$$(27) \quad p_t = p_t(z_t, e_t) = \int_{z_t}^{\infty} f(w_t, e_t) dw_t$$

jossa  $f$  on palkkatarjousten jakauman tiheysfunktio.

$u_t$  on periodille  $t + 1$  diskontattu odotettu hyöty, jos henkilö työllistyy periodilla  $t$ . Se on funktio vaatimuspalkasta ja työnetsintäintensiivisyydestä seuraavasti

$$(28) \quad u_t = u_t(z_t, e_t) = \int_{z_t}^{\infty} (1 + r) \frac{u(w_t) f(w_t, e_t)}{r p_t} dw_t$$

Oletetaan, että periodilla  $t$  työtön on valinnut työnetsintäintensiivisyytensä aikauran  $e_j$  ( $j = t, t + 1, t + 2, \dots$ ) sekä vaatimuspalkkansa aikauran  $z_j$  ( $j = t, t + 1, t + 2, \dots$ ). Näistä seuraavat yhtälöiden (27) ja (28) mukaan  $p_t$ :n ja  $u_t$ :n aikaurat. Todellisuudessa työttömät eivät voi rajoituksetta valita vaatimuspalkkaansa, sillä työtarjouksesta kieltäytyminen saattaa merkitä työttömyyskorvausten menettämistä. Shavell ja Weiss olettavat, että vakuutusjärjestelmän ylläpitäjät (esimerkiksi työvoimaviranomaiset) eivät havainnoi eivätkä rajoita työnhakijoiden vaatimuspalkkapäätöksiä. Tämä oletus voidaan tulkita niin, että työttömyyskorvausten menetys ei uhkaa, vaikka tarjotusta työstä kieltäytyisi. Tällaisessa tilanteessa työttömien optimoivasta käyttäytymisestä seuraa, että odotettu hyöty  $EU_t$  on

$$(29) \quad EU_t = \max_{z_t, e_t} U = u(b) - e_t + (1 + r)^{-1} \{ p_t(z_t, e_t) u_t(z_t, e_t) + [1 - p_t(z_t, e_t)] EU_{t+1} \},$$

jossa  $r$  = korko.

Yhtälön (29) hyötyfunktion  $U$  toisen kertaluvun ehdoista voidaan johtaa lauseke

$$(30) \quad \frac{dp_t}{dEU_{t+1}} < 0$$

(ks. Shavell—Weiss 1979, 1353—1354). Tämän lausekkeen mukaan tapahtumat (esimerkiksi korvaussuhteen muutokset), jotka lisäävät työttömän odotettua hyötyä tulevalla periodilla  $t + 1$ , pienentävät mahdollista työllistymistodennäköisyyttä jo periodilla  $t$  (Shavell—Weiss 1979, 1352—1354).

Shavellin ja Weissin mallissa työttömyyskorvausten optimaalinen aikaura määrittellään käänteisen kannustinvaikutuksen tapauksessa periaatteessa samoin kuin tilanteessa ilman kannustinvaikutusta. Korvausten optimaaliselle aikauralle pätee samanlainen välttämätön ehto kuin luvussa 5.3.1 sivulla 54. Sen mukaan jokaisella periodilla  $t$  järjestelmän tulevat kustannukset on minimoitava ehdolla, että odotettu hyöty  $EU_t$  pysyy vakiona, vaikka tarkastellaan korvausten aikauraa vain periodien  $t$  ja  $t + 1$  aikana. Jos korvausten aikaura on tasainen ( $b_t = b_{t+1}$ ), pätee  $u'(b_t) = u'(b_{t+1})$ . Tarkastellaan mitä tapahtuu, jos  $b_t$ :tä nostetaan marginaalisen vähän ja  $b_{t+1}$ :tä lasketaan vastaavasti marginaalisen vähän. Koska alkuperäiset rajahyödyt  $b_t$ :stä ja  $b_{t+1}$ :stä ovat yhtä suuret, voidaan arvioida, että aikauran marginaalisen pienen muutoksen suora vaikutus työttömän odotettuun hyötyyn  $EU_t$  on olematon. Korvausten aikauran muutos voi vaikuttaa epäsuorasti, jos työnhakijan vaatimuspalkka tai työnetsintäintensiivisyys muuttuvat. Niin sanotun envelope-ehdon mukaan myös tämä epäsuora vaikutus on nolla. Vaikka  $EU_t$ :n arvioitu muutos on nolla, aikauran muutos tasaisesta alenevaksi vähentää työttömyyskorvauksista tulevaisuudessa saatavaa hyötyä eli  $EU_{t+1}$ :n arvoa. Tämä puolestaan lausekkeen (30) mukaan vaikuttaa työnhakijan vaatimuspalkkaan ja työnetsintäintensiivisyyteen siten, että työllistymistodennäköisyys nousee periodilla  $t$ . Muutokset eivät pienennä työllistymistodennäköisyyttä tulevilla periodeilla, joten työttömyyskorvauksiin kuluu keskimäärin vähemmän rahaa kuin ennen muutosta (kun korvausten aikaura oli tasainen). Toisin sanoen vakuutusjärjestelmän kustannukset pienenevät, vaikka järjestelmän työttömäksi joutuville tuoma odotettu hyöty pysyy ennallaan. Aikauran marginaalinen muuttaminen tasaisesta nousevaksi ( $b_t < b_{t+1}$ ) johtaa vastaavasti työttömyysvakuutusjärjestelmän kustannusten lisääntymiseen ilman odotetun hyödyn muuttumista. Tällaisin perustein Shavell ja Weiss osoittavat, että työttömyyskorvausten laskeva aikaura on optimaalinen, kun korvaukset aiheuttavat käänteisen kannustinvaikutuksen. Työttömyyskorvausten optimaalisen aikauran mukainen korvaussuhde lähestyy nollaa, kun työttömyyden kesto pitenee, mutta on aina positiivinen. Toisin sanoen tälle optimaaliselle aikauralle pätee

$$(31) \quad b_1 > b_2 > b_3 > \dots > b_t > 0 \text{ kaikilla periodeilla } t \text{ ja } \lim_{t \rightarrow \infty} b_t = 0.$$

(Shavell—Weiss 1979, 1354).

Shavell ja Weiss ovat havainnollistaneet korvausten laskevan aikauran optimaalisuutta käänteisen kannustinvaikutuksen tapauksessa laskemalla numeerisen esimerkin. He eivät ole tutkineet työttömyyskorvausten yhteiskunnallisesti optimaalista suuruutta. Sen sijaan he ovat olettaneet, että heidän vertailujärjestelmänsä kuvaa riittävän hyvin USA:n työttömyysvakuutusjärjestelmää ja esittävät siihen Pareto-parannusta. Shavellin ja Weissin laskemassa korvausten optimaalisessa aikaurassa työttömäksi joutuvien yhdysvaltalaisen odotettu hyöty pysyy ennallaan, mutta maksettavien työttömyyskorvausten kokonaissumma jää pienemmäksi kuin vertailujärjestelmässä. Aikauran laskemiseksi Shavellin ja Weissin on täytynyt määrätä ehdolliselle työllistymistodennäköisyydelle  $p_t$  tarkka funktiomuoto, joka ilmentää niitä vaikutuksia, joita korvausten aikauran muuttaminen aiheuttaa työttömien vaatimuspalkka- ja työnetsintäintensiivisuyspäätöksiin, kun työttömien odotettu hyöty saadaan kaavasta (29).  $p_t$ :n on oltava funktio työllistymisestä seuraavan odotetun hyödyn  $u_t$ :n ja optimaalisen työnetsinnän jatkamisen odotetun hyödyn  $EU_{t+1}$ :n erotuksesta. Laskuissa käytettäväksi funktiomuodoksi Shavell ja Weiss ovat määrittelleet

$$(32) \quad p_t = 1 - a \exp[-f(u_t - EU_{t+1})].$$

$a$  ja  $f$  ovat havaintoaineistosta laskettavia parametrejä.  $u_t$  on työllistymisestä seuraava odotettu hyöty (ks. yhtälö (28) s. 55) eli palkasta  $w$  tuleva hyöty. Hyötyfunktion oletetaan olevan luonnollisen logaritmifunktion muotoinen eli  $u_t(w_t) = \ln(w_t)$ . Kunkin periodin palkka normeerataan ykköseksi, jolloin  $u_t = \ln(1) = 0$ . Periodin pituudeksi Shavell ja Weiss ovat valinneet viikon. Laskutoimitusten yksinkertaistamiseksi korko on oletettu nolaksi (Shavell–Weiss 1979, 1361).

Vertailujärjestelmänä käytettävän USA:n työttömyysvakuutuksen keskimääräinen korvaussuhde oli 1970-luvun lopulla noin 60 %, mutta korvausten maksulla oli noin puolen vuoden mittainen enimmäisaikaraja. Korvausten optimaalista aikauraa laskettaessa vertailujärjestelmän korvaussuhde  $b_0$  oletetaan kuitenkin vakioksi koko työttömyyden ajalle. Koska työttömyyskorvauksen suuruus ei muutu, työttömän valitsema työnetsintäintensiivisuus ei riipu työttömyyden kestosta vaan on sama periodista toiseen. Tällöin myös ehdollinen työllistymistodennäköisyys  $p_t$  on vakio. Shavellin ja Weissin mukaan työnhakijoiden työnetsintäkustannukset  $e_t$  ovat käytännössä niin pienet, että voidaan tehdä oletus  $e_t = 0$  (kaikilla  $t = 1, 2, \dots$ ). Koska periodin

pituus on hyvin lyhyt (yksi viikko) ja  $p_t$  ( $t = 1, 2, \dots$ ) on vakio, voidaan oletta, että  $p_t = 1/k$  ( $k =$  keskimääräinen työttömyyden kesto viikkoina). USA:n keskimääräiseksi työttömyyden kestoksi ilmoitetaan 5,6 viikkoa (Shavell—Weiss 1979, 1362).

Tarkastellessaan käänteisen kannustinvaikutuksen voimakkuutta Shavell ja Weiss mainitsevat ainoastaan työttömyyden keston korvaussuhdejouston  $E$  (Shavell—Weiss 1979, 1362).  $E$ :n määritelmä löytyy yhtälöstä (12) (ks. edeltä s. 15). Laskelmassaan Shavell ja Weiss kuitenkin joutuvat käyttämään ehdollisen työllistymistodennäköisyyden korvaussuhdejoustoa  $EP$ , joka saadaan  $E$ :n avulla seuraavasti

$$(33) \quad EP = \frac{\partial p}{\partial b} \frac{b}{p} = E \frac{\partial p}{\partial k} \frac{k}{p} = E \frac{-1}{k^2} \frac{k}{p} = -\frac{E}{kp} = -\frac{E}{k \frac{1}{k}} = -E,$$

kun  $p = 1/k$  ja

$$(34) \quad \frac{\partial p}{\partial k} = -\frac{1}{k^2}.$$

Shavell ja Weiss toteavat työttömyyden keston korvaussuhdejouston estimaattien vaihtelevan melko paljon. He käyttävät varovaista arviota  $E = 0,1$ . Esimerkkilaskelmassa tarvittavat parametrien arvot voidaan laskea vertailujärjestelmästä, kun tunnetaan  $p_t$  ( $= 1 / 5,6$ ),  $b_0$  ( $= 0,6$ ) sekä  $EP$  ( $= -0,1$ ).

Tulokseksi esimerkkilaskelmastaan Shavell ja Weiss saavat työttömyyskorvausten aikauran, jossa korvaussuhde on aluksi 0,66 ja pienenee kohti nollaa työttömyyden pitkittyessä (ks. taulukko 5). Työttömäksi joutuvien odotettu hyöty on sama kuin vertailujärjestelmässä, mutta korvauksia maksetaan keskimäärin 16 % vähemmän työtöntä kohti. Keskimääräinen työttömyyden kesto lyhentyä noin prosentilla (Shavell—Weiss 1979, 1355).

Shavellin ja Weissin mallissa korostuu, että tehdessään vaatimuspalkkapäätöstä rationaalinen työnhakija vertaa toisiinsa työllistymisestä saatavaa hyötyä ja työn etsinnän jatkamisesta seuraavaa odotettua hyötyä. Työn etsimisen jatkamisesta seuraava hyöty on luonnollisesti sitä suurempi, mitä suurempia tulevaisuudessa maksettavat työttömyyskorvaukset ovat. Jos työttömyysvakuutus aiheuttaa käänteisen kannustinvaikutuksen, tätä ei aiheuta työttömälle juuri maksettujen korvausten suuruus vaan tulevina viikkoina ja kuukausina maksettavien työttömyyskorvausten suuruus. Shavellin ja Weissin esimerkkilaskelmassa oletetaan, että tulevaisuudessa maksettavien työttö-

**TAULUKKO 5.** Esimerkki korvaussuhteen optimaalisesta aikaurasta, kun  $E = 0,1$  koko työttömyyden ajan

viikko	korvaus- suhde (%)	viikko	korvaus- suhde (%)	viikko	korvaus- suhde (%)
1	66,0	9	56,9	17	49,2
2	64,8	10	55,9	18	48,3
3	63,7	11	54,9	19	47,4
4	62,5	12	53,9	20	46,6
5	61,3	13	52,9	25	42,6
6	60,2	14	52,0	30	38,9
7	59,1	15	51,0	35	35,6
8	58,0	16	50,1	40	32,5

Lähde: Shavell—Weiss 1979, 1355.

myyskorvausten suuruus vaikuttaa käänteisesti ehdolliseen työllistymistodennäköisyyteen. Näin ollen työttömyyskorvausten aikauran muuttaminen tasaisesta laskevaksi lisää ehdollista työllistymistodennäköisyyttä. Tämä puolestaan lisää työttömäksi joutuvan odotettua hyötyä. Laskelman mukaan ehdollisen työllistymistodennäköisyyden suurenemisen aiheuttama työttömän odotetun hyödyn lisääntyminen on suurempaa kuin tulevaisuudessa maksettavien korvausten pienenemisen aiheuttama odotetun hyödyn väheneminen.

Shavellin ja Weissin esimerkkilaskelmassa on kuitenkin merkittävä puute, sillä käänteisen kannustinvaikutuksen voimakkuus oletetaan muuttumattomaksi koko työttömyysjakson aikana. Kuten edellä luvussa 3 esitellyistä empiirisistä tutkimuksista havaitaan, työttömyyden keston korvaussuhdejousto ei todellisuudessa ole vakio vaan pienenee hyvin lähelle nollaa työttömyyden pitkittyessä. Shavell ja Weiss pitävät myös  $p_t$ :tä vakiona. Kuitenkin esimerkiksi Kettusen tutkimuksessa esitetyissä työttömyyden eloonjäämistauluissa työllistymisen ehdollinen todennäköisyys laskee selvästi työttömyyden pidentyessä (Kettunen 1989, 50). Tämä ilmiö selittyy suurelta osin sillä, että pitkäaikaistyöttömät saavat työtarjouksia paljon harvemmin kuin vasta vähän aikaa työttömänä olleet (ks. esim. Devine—Kiefer 1991, 140, 224). Siksi onkin mielenkiintoista verrata  $p_t$ :n määritelmiä Shavellin ja Weissin mallissa sekä luvussa 3 esitetyssä työnetsintämallissa (ks edeltä s. 19–20). Luvussa 3 esitetyissä  $p_t$ :n määritelmissä

(yhtälöt (19) ja (20)) työtarjousten saamisen vauhti  $q_t$  on mukana, mutta Shavellin ja Weissin määritelmästä (yhtälö (27) s. 55) se puuttuu.

Luvussa 5.3 esitetty analyysi koskee tilannetta, jossa työttömillä ei ole varallisuutta eikä lainausmahdollisuutta, jota he voisivat käyttää tasoittaakseen työttömyydestä aiheutuvaa kulutusmahdollisuuksien vähenemistä. Shavell ja Weiss ovat tutkineet työttömyyskorvausten optimaalista aikauraa myös tapauksessa, jossa työttömällä on varallisuutta. Tähän ei kuitenkaan puututa tässä yhteydessä. Seuraavaksi tutkitaan työttömyyskorvausten optimaalista aikauraa Shavellin ja Weissin tarkastelun pohjalta, mutta otetaan huomioon, että empiiristen tutkimusten mukaan työttömyyden keston korvaussuhdejousto muuttuu, jos työttömyys kestää pitkään.

#### **5.4. Kahden vuoden työttömyysvakuutuksen malli**

Kuten Shavellin ja Weissin (1979) tutkimuksessa, myös tässä luvussa tarkastellaan mallia, jonka avulla voidaan etsiä kustannustehokasta työttömyyskorvausten aikauraa. Tarkoituksena on siis löytää korvausjärjestelmä, jonka kustannukset ovat mahdollisimman pienet ehdolla, että työttömäksi joutuvien odotettu hyöty pysyy yhtä suurena kuin vertailujärjestelmässä, jossa korvausten aikaura on tasainen. Tässä mallissa ansiosidonnaista työttömyyskorvausta voidaan maksaa työttömälle korkeintaan kahden vuoden ajan. Korvausten enimmäiskeston rajaaminen kahteen vuoteen ei perustu mihinkään optimaalisuuslaskelmaan vaan on teoreettisesti ajateltuna mielivaltainen valinta. Mallin rakenne on kuitenkin sellainen, että ääretön aikahorisontti tekisi siitä liian monimutkaisen. Kahden vuoden mallia voidaan pitää todellisuuden mukaisena, sillä Suomessa ansiosidonnaisen työttömyyskorvauksen enimmäiskestoaika on noin kaksi vuotta. Myös muissa maissa työttömyysvakuutuskorvausten enimmäiskesto on rajattu. Tätä voidaan perustella sillä, että vakuutuksen saaminen edellyttää vakuutusmaksujen maksamista vain rajatulta työskentelyajalta. Lisäksi voidaan ajatella, että työttömyysvakuutuksen tarkoitus on korvata tulonmenetyksiä, jotka aiheutuvat tilapäisestä työttömyydestä. Yli kaksi vuotta työttömänä olleet todennäköisesti tarvitsisivat yhteiskunnalta muunlaista tukea kuin tilapäisen tulonmenetyksen korvaamista. Tämän muunlaisen tuen olisi oltava esimerkiksi velvoitetyöllistämistä tai koulutusta.

Kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallin tarkoituksena on havainnollistaa erityisesti sitä, että työttömyyskorvausten vaikutus työllistymiseen muuttuu empiiristen

tutkimusten mukaan, jos työttömyys kestää pitkään, esimerkiksi noin puoli vuotta. Tämän vuoksi aika jaetaan puolen vuoden pituisiin periodeihin. Mallissa tarkastellaan vain aikaa, jona työtön voi työttömyyskorvausta saada, eli mallissa on periaatteessa neljä puolen vuoden periodia. Toinen, kolmas ja neljäs periodi on kuitenkin käytännössä yhdistetty yhdeksi periodiksi, koska tarkastelun kannalta oleelliset muutokset tapahtuvat ensimmäisen ja toisen periodin välissä. Ideana on, että ensimmäisen periodin aikana työttömyyden keston korvaussuhdejousto on merkittävä (esimerkiksi 0,4), mutta toisella (yhdistetyllä) periodilla se on nolla. Työttömyyskorvauksen optimaalinen korvaussuhde voi muuttua puolen vuoden työttömyyden jälkeen, koska korvausten vaikutuskin muuttuu tuolloin.

#### 5.4.1. Mallin oletukset ja rakenne

Kuten Shavellin ja Weissin mallissa, ihmisten hyötyfunktio oletetaan von Neumann–Morgenstern -tyyppiseksi ja luonnollisen logaritmifunktion muotoiseksi. Vaikka periodi on puolen vuoden pituinen, palkkaa  $w$  ja työttömyyskorvauksia  $b_t$  tarkastellaan viikkotasolla. Hyöty yhden viikon palkasta on siis  $u(w) = \ln(w)$ . Kun viikkopalkka normeerataan ykköseksi, saadaan  $u(w) = \ln(w) = \ln(1) = 0$ . Vastaavasti hyöty työttömyyskorvauksesta on  $\ln(b_t)$  viikossa. Yksinkertaisuuden vuoksi korko oletetaan nolllaksi.

Kun työtön työllistyy, oletetaan hänen säilyttävän uuden työpaikkansa koko tarkastelun ajan eli ainakin toisen periodin loppuun. Ehdollinen työllistymistodennäköisyys  $p_t$  oletetaan funktioksi työnetsintäintensiivisyydestä  $e_t$ , vaatimuspalkasta  $z_t$  sekä työtarjousten saamisen vauhdista  $q_t$ . Merkitään

$$(35) \quad p_t = p\{z_t, q_t(x), e_t\}.$$

Työnetsintäintensiivisyys ja vaatimuspalkka ovat työnhakijan päätösmuuttujia, mutta työtarjousten saamisen vauhti  $q_t(x)$  on eksogeeninen muuttuja. Matriisi  $x$  sisältää muuttujia työnhakijan henkilökohtaisista ominaisuuksista, esimerkiksi työttömänäoloajan. Jos työttömänäoloaika on korkeintaan puoli vuotta, oletetaan, että työtön saa muutamia työtarjouksia. Tällöin hän ei välttämättä ota vastaan ensimmäistä tarjottua paikkaa, jos hänellä työttömyyskorvauksen ansiosta on mahdollisuus etsiä itselleen sopivampaa työtä. Tämä käyttäytyminen näkyy siten, että  $b_1$  ja  $b_2$  vaikuttavat vaati-

muspalkan kautta  $p_1$ :een ja työttömyyden keston korvaussuhdejousto on positiivinen työnhakijalla, jonka työttömyys on kestänyt korkeintaan puoli vuotta. Jos matriisissa  $x$  oleva työttömänäoloaika kuitenkin on yli puoli vuotta, oletetaan, että työtarjouksia tulee enää aivan satunnaisesti. Tilanteen oletetaan johtavan siihen, että yli puoli vuotta työttömänä ollut laskee vaatimuspalkkaansa niin alas, että hän on valmis ottamaan vastaan ensimmäisen tarjotun työpaikan. Tästä seuraa, että työttömyyden keston korvaussuhdejousto on toisella periodilla nolla eikä  $b_2$  vaikuta  $p_2$ :een lainkaan.

Edellä on todettu, että työttömyyden keston korvaussuhdejousto oletetaan positiiviseksi, jos työttömyys on kestänyt alle puoli vuotta. Tästä luonnollisesti seuraa, että myös työttömyysjaksojen keskimääräinen kesto  $k$  on funktio vaatimuspalkasta ja sitä kautta korvaussuhteesta. Työttömien odotetun hyödyn laskemista varten on erotettava  $k_1$  ja  $k_2$  eli työttömyyden keskimääräinen kesto niillä, jotka työllistyvät ensimmäisellä periodilla ja työttömyyden keskimääräinen kesto niillä, jotka työllistyvät toisella periodilla. Jotta ollaan johdonmukaisia  $p_i$ :n merkinnän (yhtälö (35)) kanssa, merkitään

$$(36) \quad k_i = k[z_i(q), e_i].$$

Työttömyyskorvausten suuruus vaikuttaa vain  $k_1$ :een, koska työttömyyden keston korvaussuhdejousto on toisella periodilla nolla, kuten edellä  $p_i$ :n määrittämisen yhteydessä on oletettu.

Shavellin ja Weissin mallin mukaisesti periodilla  $t$  työllistymisestä seuraavaa hyötyä merkitään  $u_t$ :llä.

$$(37) \quad u_t = u(z_t, e_t).$$

Tässä  $u_t$ :ta ei ole diskontattu tulevalle periodille, sillä kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallissa oletetaan työllistyvän henkilön alkavan saada palkkaa välittömästi eikä yhden periodin viiveellä, kuten Shavellin ja Weissin mallissa. Lisäksi merkitään

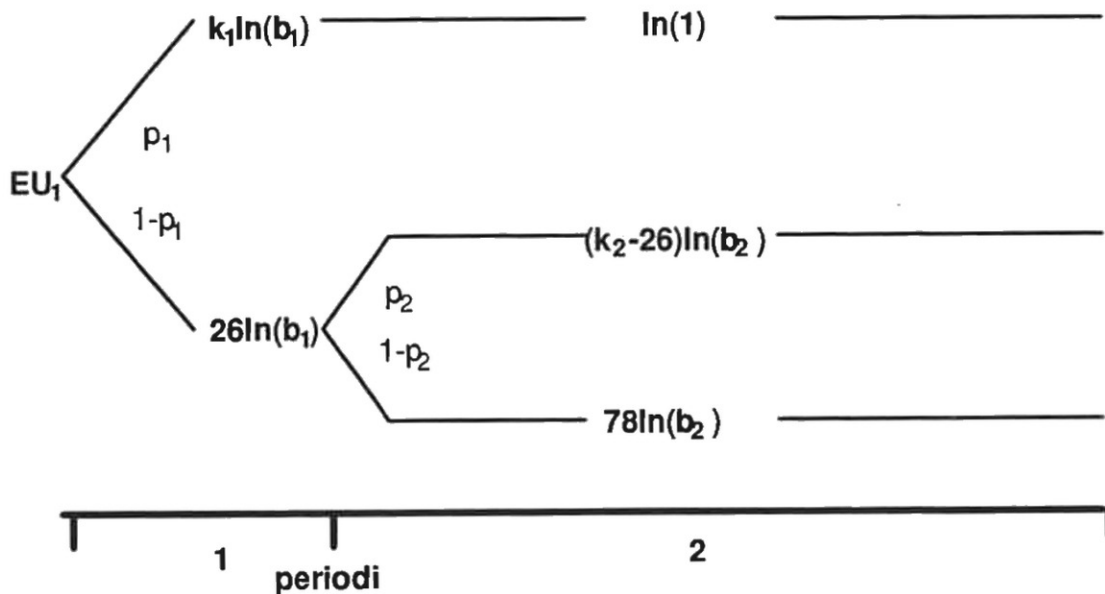
$$(38) \quad v = v(z_t, e_t) = u(w),$$

joka on työllistymisestä seuraava hyöty viikossa.

#### 5.4.2. Mallin optimointiongelma

Kuviossa 7 havainnollistetaan asetelmaa, jonka keskimääräinen työttömäksi joutunut henkilö kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallissa kohtaa. Asetelma yleisessä muodossaan on määritelty liitteessä 4. Kuviossa 7 periodi alkaa, kun työttömyys alkaa.  $k_1$  on keskimääräinen työttömyyden kesto (viikkoa) niillä, jotka työllistyvät ensimmäisellä periodilla. Vastaavasti  $k_2$  on keskimääräinen työttömyyden kesto niillä, joiden työttömyys kestää yli puoli vuotta. Kuvioon ei ole merkitty palkasta saatavaa hyötyä  $v$  jokaiseen kohtaan, jossa henkilö on töissä, koska viikkopalkka on normeerattu ykköseksi, jolloin  $v = \ln(w) = \ln(1) = 0$ . Hyöty työttömyyskorvauksesta viikossa on vastaavasti  $u(b_i) = \ln(b_i)$ . Lisäksi oletetaan, että työnetsintäkustannusten suuruus on häviävän pieni osa työnhakijan tuloista, joten merkitään Shavellin ja Weissin esimerkkilaskelman mukaisesti  $e_1 = e_2 = 0$ .

**KUVIO 7.** Kaavio työttömäksi joutuneen odotetusta hyödystä



Työttömäksi joutunut työllistyy periodilla 1 todennäköisyydellä  $p_1$ . Hän joutuu elämään  $k_1$  viikkoa työttömyyskorvauksella, jonka hyöty on  $\ln(b_1)$  viikossa. Työllistymisen jälkeen hän saa palkkaa, jonka hyöty on  $\ln(1) = 0$ . Kuitenkin todennäköisyydellä  $1 - p_1$  työtön ei työllisty ensimmäisellä periodilla vaan elää työttömyyskorvauksen varassa koko periodin. Tästä tuleva hyöty on  $26 \ln(b_1)$ . Tämän jälkeen hän työllistyy toisella

periodilla todennäköisyydellä  $p_2$ . Hän joutuu kuitenkin elämään  $k_2$  - 26 viikkoa työttömyyskorvauksen  $b_2$  varassa. Todennäköisyydellä  $1 - p_2$  toisen periodin alussa työttömänä ollut ei työllisty tämänkään periodin aikana vaan joutuu elämään vielä 78 viikkoa työttömyyskorvauksen  $b_2$  varassa.

Optimaalista korvausjärjestelmää määritettäessä on oltava jokin järjestelmä, johon tämän uuden järjestelmän kustannuksia ja työttömäksi joutuvien odotettua hyötyä verrataan. Shavell ja Weiss ovat valinneet vertailujärjestelmäkseen USA:ssa todellisudessa vallinneen työttömyysvakuutusjärjestelmän, jossa korvausten aikaura on tasainen (korvausten enimmäisaikarajaan asti). Tässä luvussa vertailujärjestelmän työttömyyskorvausten aikaura on tasainen ( $b = b_0$  koko ajan), mutta korvaussuhteen suuruus määritetään Bailyn optimaalisuussäänöstä. Edellä sivulla 46 lasketussa esimerkissä työttömyyden keston korvaussuhdejousto on keskimäärin 0,3 ja suhteellinen riskin kaihtaminen on kaksi. Optimaaliseksi korvaussuhteeksi saadaan 70 %, joten tämän mallin esimerkkilaskelmassa käytetään arvoa  $b_0 = 0,70$ . Jäljempänä luvussa 6.3.2 todetaan, että tämä korvaussuhde on itse asiassa hyvin lähellä Suomessa vuonna 1992 maksettujen ansiosidonnaisten työttömyyspäivärahojen keskimääräistä korvaussuhdetta. Työttömän odotettu hyöty eri periodeilla ja vertailujärjestelmän kustannukset määritellään liitteessä 5.

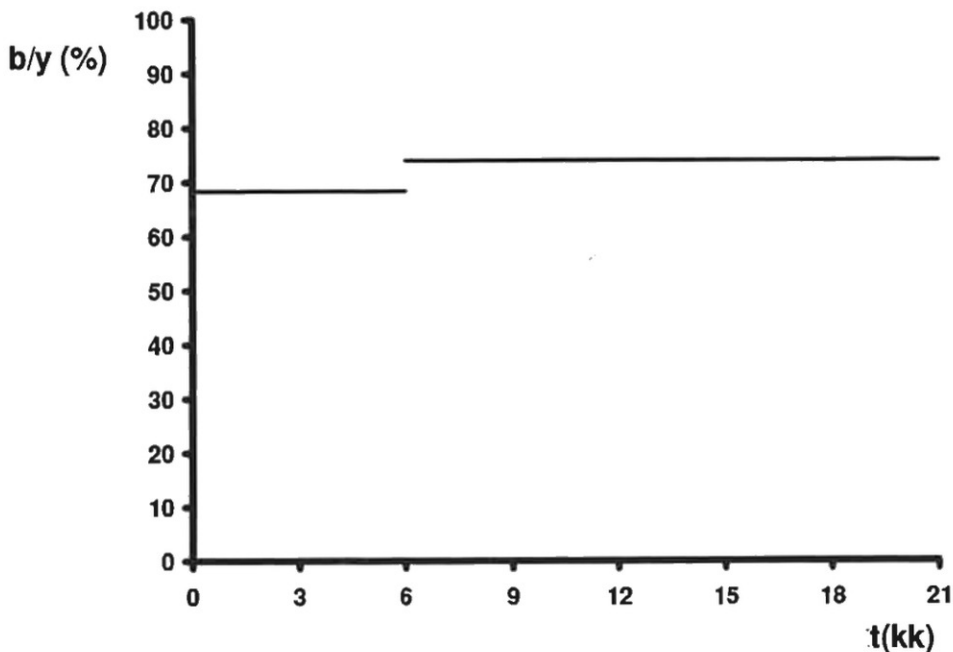
Kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallista laskettavassa optimaalisessa järjestelmässä korvaussuhdetta merkitään  $b_1$ :llä ensimmäisellä periodilla ja  $b_2$ :lla toisella periodilla. Mallin optimointiongelma on löytää työttömyyskorvausten aikaura ( $b_1, b_2$ ), jolla järjestelmän kustannukset ovat mahdollisimman pienet ehdolla, että työttömäksi joutuvan odotettu hyöty  $EU_1$  pysyy samana kuin vertailujärjestelmässä. Optimaalisessa järjestelmässä korvaussuhdejoustopot vaikuttavat työllistymistodennäköisyyteen ja työttömyyden keston ensimmäisellä periodilla. Optimointiongelman eräs ratkaisutapa esitetään liitteessä 6, jossa myös lasketaan esimerkki työttömyyskorvausten optimaalisesta aikaurasta.

#### 5.4.3. Tuloksia ja mallin arviointia

Suomen tämän hetkistä tilannetta kuvaavassa esimerkkilaskelmassa (ks. liite 6) on käytetty työttömyyden keston korvaussuhdejoustopotosta arvoa  $E_1 = 0,4$ , kun työttömyys on kestänyt korkeintaan puoli vuotta. Mallissa oletetaan, että korvausten suuruus ei vaikuta

pitkääikaistyöttömien työllistymistodennäköisyyteen lainkaan. Korvaussuhteen optimaaliseksi aikauraksi saadaan  $b_1 = 0,684$  (kun  $t \leq 6$  kk) ja  $b_2 = 0,740$  (kun  $t > 6$  kk) (ks. kuvio 8). Optimaalinen korvaussuhde siis nousee noin 8 prosenttia, kun korvaussuhdejouston oletetaan pienenevän 0,4:stä nolnaan. Mallin muiden muuttujien arvot tällä aikauralla esitetään liitteen 6 taulukossa L2.

**KUVIO 8.** Korvaussuhteen optimaalinen aikaura esimerkkilaskelmassa



Kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallilla laskettu korvausten optimaalinen aikaura on selvästi tasaisempi kuin Bailyn optimaalisuussäännöstä saatava aikaura (ks. edeltä s. 49). Bailyn optimaalisuussääntö on käyttökelpoinen määrittäessä työttömyyskorvausten optimaalista keskimääräistä tasoa. Jos Bailyn sääntöä kuitenkin sovelletaan tilanteeseen, jossa työttömyyden keston korvaussuhdejouston arvo laskee työttömyyden pitkittyessä, tuloksiin on suhtauduttava varauksella, koska tulevaisuudessa maksettavat korvaukset eivät Bailyn mallissa vaikuta työttömän odotettuun hyötyyn lainkaan. Bailyn säännön avulla saatavat korvausten aikaurat ovat samansuuntaisia (nousevia) kuin kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallin esimerkkilaskelmasta saatava aikaura, mutta korvaussuhteen muutokset saattavat olla selvästi liian voimakkaita, jos todellisuudessa myös tulevien korvausten suuruus vaikuttaa työllistymiseen. Jos esimerkiksi Bailyn optimaalisuussäännön mukaan lasketun korvaussuhteen tulisi olla

aluksi  $b_1 = 0,61$  ja puolen vuoden työttömyyden jälkeen  $b_2 = 0,88$  (ks. edeltä s. 49), havaitaan kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallista, että näin jyrkästi nousevan aikauran  $b_2$  vaikuttaa niin voimakkaasti työllistymistodennäköisyyteen jo ensimmäisellä periodilla, ettei kyseinen aikaura ole yhteiskunnallisesti optimaalinen. Kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallista saatavat optimaaliset aikaurat ovat tasaisempia siksi, että myös tulevaisuudessa maksettavien korvausten suuruus vaikuttaa työllistymistodennäköisyyteen heti työttömyyden alusta.

Analysoidaan vielä, kuinka korvaussuhteiden muuttaminen on esimerkkilaskelmassa vaikuttanut työttömien odotettuihin hyötyihin  $EU_1$ :een ja  $FU_1$ :een (ks. liitteet 5 ja 6) sekä kustannuksiin. Korvaussuhteen nostaminen ensimmäisellä periodilla, ceteris paribus, pienentää ehdollisen työllistymistodennäköisyyden  $p_1$  arvoa. Se pidentää keskimääräistä työttömyyden kestoa ja lisää siten järjestelmän kustannuksia, mutta näyttää laskelmassa lisäävän myös odotettuja hyötyjä  $EU_1$  ja  $FU_1$ . Korvaussuhteen nostaminen sinänsä lisää työttömän odotettua hyötyä, mutta korvaussuhteen nostamisen aiheuttama ehdollisen työllistymistodennäköisyyden  $p_1$  pieneneminen ja keskimääräisen työttömyyden keston  $k_1$  pidentyminen vähentävät työttömän odotettua hyötyä.  $b_1$ :n laskeminen aiheuttaa luonnollisesti juuri päinvastaista. Myös  $b_2$ :n nostaminen pienentää  $p_1$ :n arvoa ja lisää järjestelmän kustannuksia, mutta jälleen  $EU_1$ :n ja  $FU_1$ :n arvot näyttävät nousevan.  $b_2$ :n laskemisen vaikutus on päinvastainen. Esimerkkilaskelmassa tasaisen aikauran muuttaminen nousevaksi siten, että kustannukset pysyvät ennallaan, vaikuttaa seuraavasti:

- $b_1$ :n laskeminen nostaa  $p_1$ :n arvoa, mutta toisaalta  $b_2$ :n nostaminen laskee  $p_1$ :n arvoa. Optimiratkaisussa  $p_1$  on marginaalisesti pienempi kuin vertailujärjestelmässä.
- $b_1$ :n laskeminen vaikuttaa järjestelmän kustannuksiin enemmän kuin  $b_2$ :n yhtä suuri nostaminen, sillä noin 4/5 työttömistä työllistyy ensimmäisellä periodilla. Täten vertailujärjestelmästä saatavaa odotettua hyötyä voi nostaa tiettyyn pisteeseen asti laskemalla  $b_1$ :tä hieman ja korottamalla samalla  $b_2$ :tä enemmän.

Edellä esitetyn tarkastelun lisäksi on mielenkiintoista tutkia, kuinka työttömyyden keston korvaussuhdejouston  $E_1$  arvon vaihtaminen vaikuttaa kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallista saatavaan korvausten optimaaliseen aikaan. Jos  $E_1$ :n arvoksi asetetaan nolla, optimaalisesta aikaurasta tulee tasainen. Tulos on sama kuin Shavellin ja Weissin mallista saatava työttömyyskorvausten optimaalinen aikaura, kun käänteistä kannustinvaikutusta ei ole. Jos  $E_1$ :lle antaa hyvin pienen positiivisen arvon,

kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallista saadaan tulokseksi hyvin loivasti nouseva korvausten aikaura. Vaikuttaa erittäin luonnolliselta, että mallista saatava optimaalinen aikaura on sitä jyrkemmin nouseva, mitä suurempi työttömyyden keston korvaussuhdejousto  $E_1$  on.

Kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallin avulla havaitaan, että ajan myötä nousevat työttömyyskorvaukset voivat olla yhteiskunnallisesti optimaalinen ratkaisu, vaikka tulevaisuuden korvaustaso vaikuttaisikin työllistymiseen. Edellytyksenä on, että työttömyyskorvausten käänteinen kannustinvaikutus häviää työttömyyden pitkittyessä. Shavellin ja Weissin mukaan korvausten optimaalinen aikaura on laskeva (kun työttömällä ei ole säästöjä eikä lainausmahdollisuuksia). Sekä Shavellin ja Weissin mallissa että kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallissa tulevaisuudessa maksettavien korvausten oletetaan aiheuttavan käänteisen kannustinvaikutuksen. Malleista saatavien tulosten erilaisuus johtuu mm. siitä, että Shavellin ja Weissin mallissa kannustinvaikutuksen voimakkuutta pidetään koko työttömyyden ajan vakiona. Luvussa 3 esiteltyjen empiiristen tutkimusten mukaan käänteisen kannustinvaikutuksen voimakkuutta kuvaava työttömyyden keston korvausjousto ei kuitenkaan todellisuudessa ole vakio.

## 6. SUOMEN TYÖTTÖMYYSTURVAJÄRJESTELMÄSTÄ

### 6.1. Suomen työttömyysturvajärjestelmän vaiheita

Suomessa työttömyyden aiheuttamien ongelmien kanssa on jouduttu tekemisiin jo viime vuosisadan lopulla. Eino Kuusen mukaan 1890-luvun alussa työttömän työväestön keskuudessa syntyi laajaa levottomuutta (ks. Kettunen 1990, 8). Jo tuolloin oli otettu käyttöön eräiden ammattiliittojen järjestämiä työttömyysvakuutuksia. Kuitenkin suurin osa väestöstä joutui selviytymään omin tai sukulaisten avuin mahdollisista työttömyyskausistaan. Kaikkein köyhimmille työttömille kunnat saattoivat järjestää hätäaputoita (Kettunen 1990, 7–8).

Maamme itsenäistymisen aikoihin vuonna 1917 Eduskunnassa hyväksyttiin asetus, jonka mukaan valtio alkoi tukea ammattiyhdistysten työttömyyskassoja. Kassojen jäsenmaksut olivat kuitenkin edelleen niin korkeita, että käytännössä kaikki vakuutetut olivat keskimääräistä korkeampipalkkaisia ammattilaisia. Edellä mainittu asetus korvattiin vuonna 1934 lailla valtion varoista tuettavista työttömyyskassoista. Laissa määrättiin melko tiukat ehdot, jotka työttömän oli täytettävä saadakseen työttömyyskassa-avustusta. Näiden joukossa oli ehto, että työttömän oli oltava yhteiskunnan avun tarpeessa. Toisin sanoen työttömyyskassa-avustuksesta tuli tarveharkintainen (Kettunen 1990, 9–10).

1950-luvun lopulla havaittiin vakavaksi puutteeksi se, että suuri osa työttömistä ei kuulunut työttömyyskassoihin eikä näin ollen saanut kassa-avustuksiakaan. Epäkohdan puututtiin vuonna 1959 ottamalla käyttöön yleinen työttömyysavustus, jonka nimi muuttui työttömyyskorvaukseksi vuonna 1960. Uuteen työttömyyskorvaukseen oli oikeutettu suurin osa työttömyyskassoihin kuulumattomista yhteiskunnan avun tarpeessa olevista työttömistä. Vuoden 1971 lakimuutoksilla työttömyysturvan saantioikeutta laajennettiin vielä huomattavasti. Laissa oli uutta mm., että ensi kertaa työmarkkinoille tulevat pääsivät työttömyysturvan piiriin. Lisäksi työttömyysturvan alaikäraja alennettiin vuodelle 16 vuoteen ja korvausten entinen enimmäisaikaraja (120 työttömyyspäivää vuodessa) poistettiin. Näiden muutosten lisäksi 1970-luvun alussa parannettiin ikääntyneiden työttömien asemaa uudella erorahajärjestelmällä sekä työttömyyseläkkeellä. Lapsiperheiden työttömyysturva parani vuonna 1979, kun korvauksiin alkoi saada lapsikorotuksia (Kettunen 1990, 10–12).

Työttömyyskorvausten taso suhteessa palkkoihin heikkeni vähitellen 1970-luvun alusta aina vuoteen 1984 asti. Tällöin tulosopimusneuvotteluissa sovittiin, että työttömyyskorvausten jälkeenjäänyttä tasoa korjataan. Vuonna 1985 tehtiin uudistus, jolla työttömyyskorvauksia ja kassa-avustuksia korotettiin, mutta samalla ne muutettiin veronalaisiksi päivärahoiksi. Entisestä työttömyyskorvauksesta tuli tarveharkintainen peruspäiväraha ja työttömyyskassa-avustuksesta ansiosidonnainen päiväraha. Ansiosidonnaista päivärahaa alennettiin 20 %:lla, jos työttömyys oli kestänyt yli 100 päivää (vastaa vajaan 5 kuukauden yhtäjaksoista työttömyyttä). Jos työtön tämän määräajan jälkeen oli löytänyt itselleen työtä vähintään sadaksi päiväksi kahdeksan kuukauden aikana, ansiosidonnaista päivärahaa voitiin alkaa maksaa jälleen täysimääräisenä ja aleneman määräajan laskeminen aloitettiin alusta (Kettunen 1990, 18, 22). Vuonna 1987 ansiosidonnaisen päivärahan alenema pienennettiin 12,5 %:ksi ja se tehtiin 200 työttömyyspäivän (vastaa noin 9 kuukauden yhtäjaksoista työttömyyttä) jälkeen. Vuonna 1989 ansiosidonnaisen päivärahan alenemat poistettiin (Lilja—Santamäki-Vuori 1992, 32). Vuoden 1994 alussa on otettu käyttöön uusi työttömyyskorvausmuoto, työmarkkinatuki. Sitä esitellään tarkemmin seuraavassa luvussa.

## 6.2. Nykyisen työttömyysturvajärjestelmän esittelyä

Työttömyyskorvausta voi nykyään saada 17—64 vuotias kokopäivätyötä hakeva työtön. Edellytyksenä on, että hakija on työkykyinen, työmarkkinoiden käytettävissä ja ilmoittautunut työvoimatoimistoon. Työttömyyskorvaukset ovat veronalaisia päivärahoja, joita maksetaan viideltä päivältä viikossa (Kettunen 1989, 12).

**Peruspäivärahaa** myönnetään vain taloudellisen tuen tarpeessa oleville työttömille työnhakijoille.<sup>2</sup> Sen maksamisesta huolehtii ja päättää Kansaneläkelaitos. Taloudellisen tuen tarpeellisuudesta päätettäessä otetaan huomioon hakijan ja hänen puolisonsa tulot. Vuonna 1992 täyttä peruspäivärahaa voitiin myöntää työttömälle, jos hänen omat ja puolisonsa tulot olivat enintään 5 540 markkaa kuukaudessa. Tätä tulorajaa korotettiin 630 mk jokaista huollettavaa alaikäistä lasta kohti. Työttömälle voidaan maksaa vähennettyä peruspäivärahaa, jos tuloraja ylittyy, mutta päiväraha

---

<sup>2</sup> Peruspäivärahan tarveharkinta lopetetaan kokonaan siirtymäajan päättyessä vuoden 1995 lopussa.

pienenee varsin jyrkästi työttömän perheen tulojen kasvaessa. Täysimääräisestä peruspäivärahasta vähennetään 75 % tulorajan ylittävästä päivää kohti lasketun tulon määrästä. Lapseton työtön ei siis voinut saada vuonna 1992 peruspäivärahaa lainkaan, mikäli hänen puolisonsa tulot olivat vähintään 8 710 markkaa kuukaudessa. Peruspäivärahan suuruus on ollut vuodesta 1992 lähtien 116 markkaa (Työttömyyspäivärahat 1992, 1, 8–9).

**Ansioon suhteutettua** eli ansiosidonnaista **päivärahaa** maksetaan vain ammattijärjestön työttömyyskassaan kuuluville työttömille työnhakijoille. Ansiosidonnaisen päivärahan saamiseksi edellytetään, että työnhakija on ollut vakuutettuna vähintään kuuden kuukauden työskentelyn ajan. Ansiosidonnaisen päivärahan suuruus lasketaan kahdesta osasta. Perusosa on peruspäivärahan suuruinen. Lisäksi tulee ansio-osa, joka on 42 % työttömyyttä edeltäneen päiväpalkan ja perusosan erotuksesta noin 500 markan päiväpalkkaan (10 440 mk/kk) asti. Tämän rajan ylittävästä osasta 20 % lisätään ansio-osaan (Työttömyyspäivärahat 1992, 1, 8).

Vuoden 1994 alusta lähtien peruspäivärahaa ja ansiosidonnaista päivärahaa on voitu maksaa vain työttömille, jotka täyttävät niin sanotun työssäoloehdon. Työssäoloehto täyttyy, jos henkilö on ollut vähintään puoli vuotta töissä viimeisten kahden vuoden aikana. Tällöin työajan on täytynyt olla vähintään 18 tuntia viikossa ja työstä on täytynyt saada työehtosopimuksen mukaista tai muuten käypää palkkaa (Suomen säädöskokoelma 1993 N:o 1541).

Sekä ansiosidonnaista päivärahaa että peruspäivärahaa voidaan maksaa korkeintaan 500 päivää. Jos työtön kuitenkin työllistyy vähintään puoleksi vuodeksi, hän on jälleen oikeutettu korkeintaan 500 päivän ajan peruspäivärahaan tai ansiosidonnaisen korvaukseen, mikäli joutuu työttömäksi (Suomen säädöskokoelma 1993 N:o 1541). Mahdollinen työttömyyskorvaus maksetaan ansiosidonnaisena, jos henkilö näin työllistyessään on vakuuttanut itsensä maksamalla työttömyyskassansa jäsenmaksun.

**Työmarkkinatuki** on vuoden 1994 alussa käyttöön otettu uusi työttömyyspäiväraha. Se on suunnattu erityisesti nuorille, sillä sitä maksetaan myös ensi kertaa työmarkkinoille tuleville henkilöille, joilla työssäoloehto ei ole täyttynyt. Nuorten lisäksi työmarkkinatukea maksetaan pitkäaikaistyöttömille, joiden muut työttömyyskorvaukset ovat loppuneet 500 päivän enimmäisaikarajan vuoksi. Jos henkilö tulee ensimmäistä kertaa työmarkkinoille muuten kuin ammattipätevyyden antaneesta koulutuksesta, työmarkkinatukeen sovelletaan kolmen kuukauden odotusaikaa. Tällaisen

työttömän on oltava ensin vähintään kolme kuukautta työssä, työharjoittelussa tai työnhakijana työvoimatoimistossa ennen kuin hänelle voidaan maksaa työmarkkinatukea. Työmarkkinatuki on peruspäivärahan suuruinen ja tarveharkintainen. Tarveharkintaa ei kuitenkaan sovelleta ensimmäisten 180 päivän aikana työttömään, jonka ansiosidonnainen päiväraha on päättynyt 500 päivän enimmäisaikarajan vuoksi (Suomen säädöskokoelma 1993 N:o 1542).

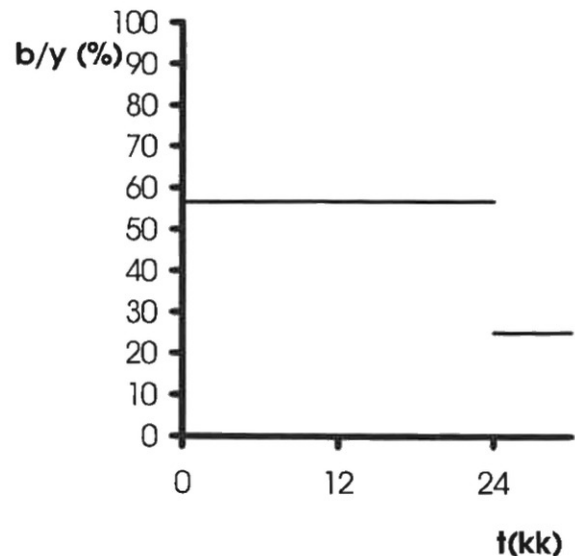
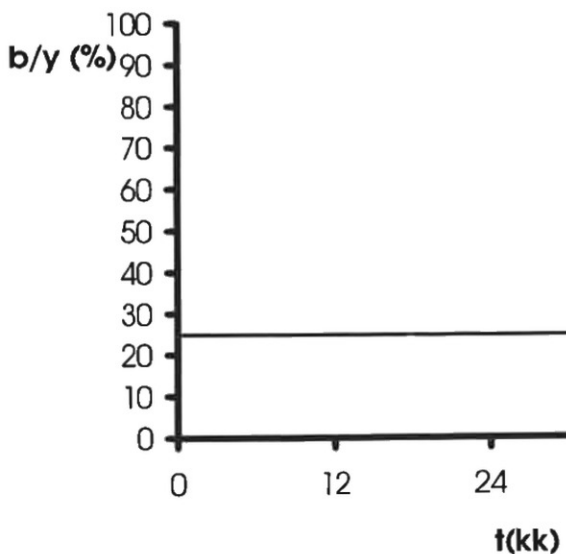
Työmarkkinatuen tarkoituksena on parantaa nuorten ja pitkäaikaistyöttömien edellytyksiä pärjätä työmarkkinoilla. Tähän pyritään siten, että työvoimaviranomaiset voivat osoittaa työmarkkinatuen saajille työharjoittelu- tai koulutuspaikkoja. Jos työtön toistuvasti kieltäytyy tarjotuista harjoittelu- tai koulutuspaikoista, hänet määrätään kuuden viikon karenssiajalle. Tältä ajalta työmarkkinatukea ei makseta (Suomen säädöskokoelma 1993 N:o 1542).

Työttömyyspäivärahoihin lisätään lapsikorotus, jos työttömällä on huollettavana alaikäisiä lapsia. Korotus on 24 mk yhdeltä lapselta, 34 mk kahdelta lapselta ja 44 mk kolmelta tai useammalta lapselta. Kaikkien työttömyyspäivärahojen maksamisessa on vähintään viiden päivän odotusaika. Toisin sanoen työttömän on oltava työvoimatoimisto-

**KUVIO 9.** Ennen työttömyyttä 10 000 mk kuukaudessa ansainneen taloudellisen tuen tarpeessa olevan työttömän korvaussuhteen aikaura,

(a), jos hän on vakuuttamaton,

(b) jos hän on vakuutettu.



mistoon ilmottautuneena työnhakijana viikon ennen kuin hän alkaa saada päivärahaa (Työttömyyspäivärahat 1992, 8, 18). Itse työpaikastaan eronneella työttömällä karenssi-aika on kuusi viikkoa (Kettunen 1989, 12).

Työttömyyspäivärahoja saavan on otettava työvoimaviranomaisten tarjoama työpaikka vastaan. Kolmen ensimmäisen kuukauden aikana työtön voi kuitenkin kieltäytyä tarjotusta työstä, jos se ei vastaa hänen ammattitaitoaan. Kolmen kuukauden jälkeen tämä niin sanottu ammattisuoja poistuu ja työtön määrätään karenssiin, jos hän kieltäytyy hänelle sopivaksi katsotusta työstä. Karenssin ajalta työttömyyspäivärahoja ei makseta. Ammattisuojan lisäksi kolmen ensimmäisen työttömyyskuukauden aikana on voimassa aluesuoja. Tällöin työttömän ei ole pakko ottaa vastaan työssäkäyntialueensa ulkopuolelta tarjottua työtä. Aluesuojan loppumisen jälkeen työtön menettää oikeuden päivärahoihin, jos hän kieltäytyy tarjotusta pysyväisluonteisesta, toimeentulon turvaavasta kokopäivätyöstä, vaikka tarjottu työpaikka olisi työssäkäyntialueen ulkopuolella. Tosin aluesuojan päättymisen jälkeen muuttamisesta voi kieltäytyä ilman seuraamuksia, jos tarjotulla työpaikkakunnalla ei kohtuullisin ehdoin ole saatavissa asuntoa tai jos työttömällä on painava henkilökohtainen syy (Kettunen 1990, 25–27).

### **6.3. Suomen työttömyysturvajärjestelmän arviointia**

Edellä luvuissa 4 ja 5 on käsitelty työttömyysvakuutusjärjestelmien optimaalisuutta sekä kannustinvaikutusten että vakuutuksen näkökulmasta. Työttömyyskorvausten vaikutuksia on tarkasteltu ensin melko staattisessa ympäristössä Bailyn mallissa. Bailyn esittämästä optimaalisuussäännöstä saa melko vähällä vaivalla selkeän käsityksen siitä, minkä suuruinen työttömyysvakuutuksen korvaussuhde on yhteiskunnan kannalta optimaalinen. Tosin Bailyn säännöstä saatavat tulokset ovat melko sensitiivisiä esimerkiksi muutoksille suhteellisen riskin kaihtamisen arviossa. Tässä luvussa esitettävät arviot ovat siten suuntaa antavia ja koskevat työttömiä keskimäärin. Teoreettisten näkökohtien lisäksi Suomen työttömyyskorvausten tasoa verrataan muiden OECD-maiden korvaustasoon. Nämä korvaussuhteeseen perustuvat vertailut ovat myös vain suuntaa antavia, sillä ne eivät välttämättä kuvaa, kuinka kattavasti järjestelmät korvaavat työttömyydestä aiheutuvia tulonmenetyksiä, koska työttömyyskorvaussäädökset vaihtelevat huomattavasti eri maissa.

Kun tarkastellaan korvaussuhteen yhteiskunnallisesti optimaalista aikauraa, on tarkoituksenmukaista tarkastella Bailyin mallia dynaamisempia asetelmia. Kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallissa - Bailyin mallista poiketen - myös tulevaisuudessa maksettavien korvausten suuruus voi vaikuttaa työllistymiseen. Lisäksi siinä voidaan ottaa huomioon, että työttömyyskorvausten korvaussuhdejousto muuttuu, jos työttömyys pitkittyy.

### *6.3.1. Peruspäiväraha sekä työmarkkinatuki*

Peruspäiväraha sekä yhtä suuri työmarkkinatuki eivät ole varsinaisesti vakuutuskorvauksia, sillä niiden saaminen ei edellytä vakuutusmaksujen maksamista. Siksi työttömän perusturvan suuruutta ei välttämättä ole tarkoituksenmukaista määrittellä työttömyysvakuutuksen optimaalisuussääntöjen perusteella. Voidaan kuitenkin ajatella, että koska myös vakuuttamattomat työntekijät maksavat palkastaan veroja yhteiskunnalle, heidänkin toimeentulonsa hätätapauksissa takaavan työttömyysturvan suuruutta on mielekästä verrata yhteiskunnallisesti optimaalisen vakuutusturvan suuruuteen.

Jos vakuuttamaton työntekijä joutuu työttömäksi, hän voi saada peruspäivärahasta tai työmarkkinatuesta noin 2 500 markan veronalaiset kuukausitulot. Edellä sivulla 46 Bailyin säännöstä lasketun esimerkin perusteella vakuutuskorvauksena peruspäivärahan korvaussuhde olisi optimaalinen (70 %), jos henkilön palkka olisi ollut ennen työttömyyttä noin 3 600 markkaa kuukaudessa. Tämä tulos kuitenkin perustuu melko voimakkaaseen oletukseen henkilön suhteellisesta riskin kaihtamisesta (laskelmassa on oletettu, että  $R_r = 2$ ). Jos esimerkiksi suhteellisen riskin kaihtamisen oletetaan olevan vain yksi, peruspäivärahan korvaussuhde olisi Bailyin säännön mukaan optimaalinen (44 %), jos henkilön palkka olisi ollut ennen työttömyyttä noin 5 700 mk/kk. Vaikka laskelmissa käytettävien muuttujien arvoista ei oltaisi täysin varmoja, voidaan todeta, että Suomen työttömyysturvassa peruspäivärahan korvaussuhde jää erittäin alhaiseksi, ellei työttömyyttä edeltänyt palkka ole ollut hyvin pieni.

Peruspäivärahan ja työmarkkinatuen muodostama aikaura on tasainen koko työttömyyden ajan. Edellä päivärahan tasosta esitettyjen näkemysten perusteella ennen työttömyyttä yli 5 000 markkaa ansainneelle peruspäivärahan korvaussuhdetta voidaan pitää varsin pienenä koko työttömyyden ajan, sillä luvun 5.4 tarkastelun perusteella korvausten optimaalinen aikaura on nouseva. Sen sijaan noin 3 650 markkaa kuukau-

dessa ennen työttömyyttä ansainneelle peruspäivärahan korvaussuhde (0,685) on luvun 5.4 esimerkkilaskelman perusteella optimaalisen suuruinen työttömyyden alussa. Jotta peruspäivärahan aikaura olisi edellä mainitun laskelman mukaan optimaalinen, korvausta pitäisi puolen vuoden työttömyyden jälkeen korottaa noin 8 prosenttia.

Peruspäivärahaan tämän vuoden alussa tehdyllä 500 päivän enimmäisaikarajalla on pyritty edistämään pitkäaikaistyöttömien työllistymistä sekä ilmeisesti myös siirtämään kaikkein vaikeimmin työllistettävät pois työttömyysturvan piiristä. Uuteen työmarkkinatuen liittyvien harjoittelu- ja koulutuspaikkojen voidaan katsoa osittain korvaavan 1990-luvun alkuun asti voimassa ollutta pitkäaikaistyöttömien velvoitetyöllistämistä (ks. esim. Vähätalo 1991). Kuntien velvoitetyöllistämislain sekä eräänä työmarkkinatuen tarkoituksena on ollut katkaista pitkät työttömyysjakso. Työmarkkinatuki on kuitenkin julkisen sektorin talouden hoidon kannalta joustavampi järjestely, sillä se vain mahdollistaa - ei velvoita - varojen osoittamiseen työharjoittelun järjestämiseksi.

Suomen työttömien perusturvan tasoa voidaan arvioida teoreettisen tarkastelun lisäksi vertailemalla sitä kansainvälisesti. Työttömyyskorvausten tason kansainvälistä vertailua vaikeuttaa yleensä se, että eri maiden korvaussäännökset poikkeavat huomattavasti toisistaan. Tarveharkintaista työttömyysavustusta kuitenkin myönnetään eri OECD-maissa periaatteessa melko yhdenmukaisin ehdoin. OECD:n oman luokituksen mukaan varsinaista työttömyysavustusta myönnetään Suomen lisäksi Ranskassa, Saksassa, Irlannissa, Portugalissa ja Itävallassa. Työttömyysavustusta voitiin vuonna 1989 maksaa koko työttömyysjakson ajan kaikissa edellä mainituissa maissa Portugalia lukuun ottamatta. Portugalissa työttömyysavustuksen enimmäiskesto-aika oli 15 kuukautta. Taulukkoon 6 on koottu korvaussuhteita, jotka työttömyysavustuksesta tulevat keskimääräistä teollisuustyöntekijän palkkaa saaneille työttömille eri OECD-maissa vuonna 1989. Korvaussuhteet on laskettu bruttopalkoista eikä laskelmissa ole huomioitu erilaisten sosiaaliturvajärjestelmien mahdollisia vaikutuksia. Naimisissa olevan työttömän puolisolle on myös oletettu keskimääräisen teollisuustyöntekijän palkka (OECD 1991, 201).

**TAULUKKO 6.** Työttömyysavustuksen korvaussuhteita eri OECD-maissa

	Työttömyysavustuksen korvaussuhde						
	<u>Ranska</u>	<u>Saksa</u>	<u>Irlanti</u>	<u>Portugali</u>	<u>Itävalta</u>	<u>Suomi</u>	<u>keskiarvo</u>
naimaton	0,26	0,52	0,20	0,40	0,38	0,26	0,34
naimisissa ja							
– puoliso töissä	0,19	0	0	0	0	0	0,03
– puoliso työtön	0,26	0,52	0,34	0,44	0,41	0,26	0,37

Lähde: OECD 1991, 201.

Taulukosta 6 havaitaan, että Suomen työttömyysavustuksen korvaussuhde on hieman OECD-maiden keskimääräistä työttömyysavustuksen korvaussuhdetta pienempi. Useimmissa OECD-maissa ei kuitenkaan ole varsinaista työttömyysavustusta. Näissä maissa vakuuttamattomien työttömien toimeentulo turvataan muulla sosiaaliturvalla tai niin sanotulla perustulolla (guaranteed minimum income) (OECD 1991, 201).

### 6.3.2. Ansiosidonnainen päiväraha

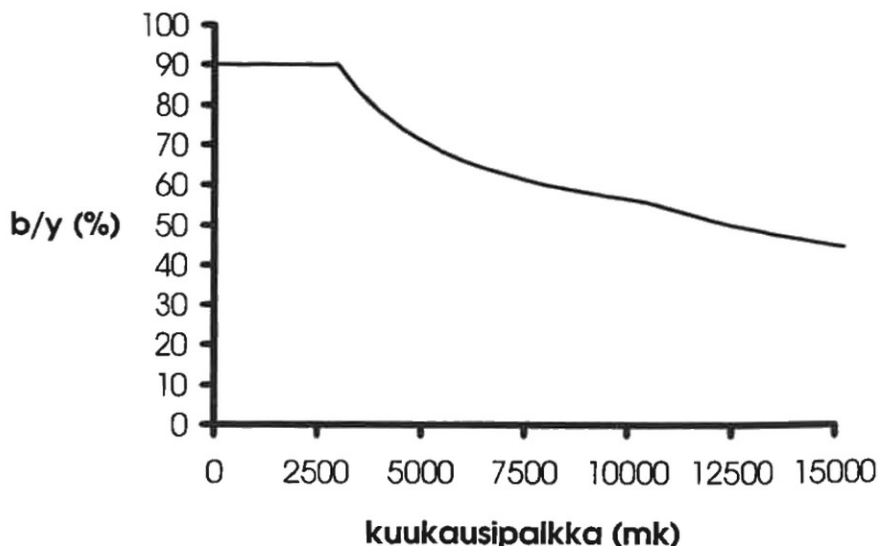
Ansiosidonnaisen työttömyyskorvauksen korvaussuhde on sitä pienempi, mitä suurempi henkilön kuukausipalkka on ennen työttömyyttä ollut. Korkein mahdollinen korvaussuhde on 90 %. Tämä tulee noin 2 780 markan työttömyyttä edeltäneestä kuukausipalkasta, jos vakuutetulla ei ole alaikäisiä lapsia huollettavanaan. Mikäli vakuutetulla on vähintään kolme alaikäistä lasta, hänen ansiosidonnaisen päivärahasa korvaussuhde on 90 % vielä 3 820 markan kuukausipalkasta ennen työttömyyttä. Tavallisten palkansaajien kuukausitulot ovat kuitenkin paljon korkeammat kuin edellä mainitut 90 %:n korvaussuhteeseen oikeuttavat palkat. Esimerkiksi 6 000 markan kuukausipalkkaa saaneen vakuutetun työttömän korvaussuhde on noin 66 %, 8 000 markan kuukausipalkalla korvaussuhde on noin 60 %, 10 000 markan kuukausipalkalla korvaussuhde on noin 56 %, 12 000 markkaa ansainneella korvaussuhde jää 51 %:iin

ja 15 000 markkaa kuukaudessa ennen työttömyyttä ansainneella vakuutetulla työttömällä korvaussuhde on vain noin 45 %. Edellä mainitut korvaussuhteet on laskettu ilman lapsikorotuksia. Kuviossa 10 esitetään ansiosidonnaisen työttömyyspäivärahan korvaussuhteet erilaisilla työttömyyttä edeltäneillä palkkatasoilla.

Sivulla 46 Bailyn optimaalisuussäännöstä lasketun esimerkin perusteella ansiosidonnaisen päivärahan korvaussuhde ilman lapsikorotusta olisi optimaalinen (70 %), jos henkilön palkka olisi ollut ennen työttömyyttä noin 5 200 markkaa kuukaudessa. Jälleen on todettava, että esitettyä lukua ei voida pitää tarkkana raja-arvona, sillä Bailyn optimaalisuussäännöstä saatavat tulokset ovat hyvin herkkiä muutoksille suhteellisen riskin kaihtamisen arvioissa.

Vuonna 1992 ansiosidonnaista päivärahaa saaneista 92 %:lla työttömyyttä edeltänyt palkka oli ollut yli 5 000 markkaa kuukaudessa. Voidaan arvioida, että suomalaisten työttömien työttömyyttä edeltäneiden ansioiden jakauman (ks. esim. Työttömyyspäivärahat 1992, 42) huomioon ottaen ansiosidonnaisen työttömyyspäivärahan korvaussuhde on keskimäärin hieman pienempi kuin Bailyn säännöstä laskettu yhteiskunnallisesti optimaalinen korvaussuhde 70 %. Tosin voidaan myös todeta, että suurimmalla osalla vakuutetuista työttömistä ansiosidonnaisen päivärahan korvaussuhde ei jäänyt vuonna 1992 kovin paljon alle Bailyn säännöstä lasketun optimaalisen korvaussuhteen. 51 % ansiosidonnaisten päivärahojen laskentaperusteena olleista kuukausipalkoista oli luokassa 5 001–8 000 markkaa, joka kuitenkin oikeuttaa vähintään 60 %:n korvaussuhteeseen (Työttömyyspäivärahat 1992, 42).

**KUVIO 10.** Ansiosidonnaisen työttömyyspäivärahan (ilman lapsikorotusta) korvaussuhteen määräytyminen työttömyyttä edeltäneestä palkasta



**TAULUKKO 7.** Työttömyysvakuutuksen korvaussuhteita OECD-maissa

	<u>työttömyysvakuutuksen</u> <u>korvaussuhde</u>	<u>ensimmäisaikaraja</u>
Belgia	0,60	rajaton
Tanska	0,64	30 kk
Ranska	0,59	30 kk
Saksa	0,58	12 kk
Kreikka	0,50	5 kk
Irlanti	0,29	15 kk
Italia	0,15	6 kk
Alankomaat	0,70	36 kk
Portugali	0,60	riippuu työkokemuksesta
Espanja	0,62	24 kk
Iso-Britannia	0,16	12 kk
Itävalta	0,41	30 viikkoa
Suomi	0,59	24 kk
Norja	0,62	80 viikkoa
Ruotsi	0,90	60 viikkoa
Sveitsi	0,70	50 viikkoa
Kanada	0,60	50 viikkoa
Japani	0,48	30 viikkoa
USA	0,50	6 kk
keskimäärin	0,54	

Lähde: OECD 1991, 201.

Työttömyysvakuutus on käytössä useimmissa OECD-maissa, joten Suomen ansiosidonnaisen päivärahan tasoa voidaan verrata varsin kattavaan joukkoon muiden OECD-maiden työttömyysvakuutuskorvausten tasojä. On kuitenkin muistettava, että juuri työttömyysvakuutusjärjestelmissä on melko suuriakin poikkeamia eri maiden kesken. Korvauksissa voi esimerkiksi olla alenemia ja erilaisia odotusaikoja eri maissa. Tällöin pelkkä korvausten tason tarkastelu ei välttämättä anna oikeaa kuvaa siitä, kuinka hyvin kunkin maan järjestelmä korvaa työttömän tulonmenetyksiä. Taulukkoon 7 on koottu vain eri OECD-maiden vuoden 1989 työttömyysvakuutusten korvaussuhteet heti mahdollisen odotusajan jälkeen sekä vakuutuksen enimmäiskestoajat. Esitetyt korvaussuhteet on laskettu bruttopalkasta keskimääräistä teollisuustyöntekijän palkkaa saaneelle työttömälle. Työttömyysvakuutukset eivät yleensä ole tarveharkintaisia. Puolison tulot

eivät vaikuta työttömyysvakuutuksen korvaussuhteeseen muualla kuin Irlannissa, Espanjassa ja Isossa-Britanniassa. Taulukosta 7 havaitaan, että Suomessa työttömyysvakuutuksen korvaussuhde on niukasti suurempi kuin OECD-maissa keskimäärin. Tosin tätä keskiarvolukua painavat alaspäin Italian ja Ison-Britannian muita maita selvästi alhaisemmat korvaustasot (OECD 1991, 201).

Suomessa ansiosidonnaisen työttömyyspäivärahan aikaura on tasainen niin kauan, kun sitä maksetaan eli noin kaksi vuotta. Kahden vuoden työttömyyden jälkeen vakuutetutkaan työttömät eivät saa muuta kuin työmarkkinatukea. Täten vakuutetun työttömän saaman työttömyyskorvauksen aikaurasta tulee laskeva (ks. kuvio 9). Korvaussuhteen pieneneminen kahden vuoden työttömyyden jälkeen on sitä rajumpi, mitä korkeampi ansiosidonnainen työttömyyskorvaus on ollut.

Luvun 5.4 tarkastelun perusteella ansiosidonnaisen työttömyyspäivärahan kaksi vuotta tasaisena pysyvä ja korvauksen sittemmin laskeva aikaura ei ole yhteiskunnallisesti optimaalinen, sillä korvausten aiheuttama käänteinen kannustinvaikutus häviää empiiristen tutkimusten mukaan noin puolen vuoden työttömyyden jälkeen. Luvussa 5.4 esitetyn laskelman perusteella ansiosidonnaisen työttömyyspäivärahan korvaussuhde on työttömyyden alussa yhteiskunnallisesti optimaalinen (0,684) vakuutetulla työttömällä, jonka kuukausipalkka on ollut noin 5 500 markkaa. Jos työttömyys kuitenkin jatkuu yli puoli vuotta, edellä mainitun työttömän ansiosidonnaisen päivärahan pitäisi nousta vajaat 10 prosenttia, jotta korvaussuhteen aikauraa voitaisiin edelleen pitää kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallin mukaan yhteiskunnallisesti optimaalisena. Jos vakuutettu työtön on ennen työttömyyttä ansainnut 6 000–8 000 markkaa kuukaudessa, hänen saamansa päivärahan korvaussuhdetta voidaan pitää työttömyyden alussa kutakuinkin oikean suuruisena, mutta jos työttömyys jatkuu yli puoli vuotta, korvaussuhdetta voidaan pitää luvun 5.4 laskelman perusteella hieman yhteiskunnallisesti optimaalista korvaussuhdetta pienempänä. Mikäli vakuutettu työtön on ansainnut yli 8 000 markkaa kuukaudessa ennen työttömyyttä, hänen saamansa korvaussuhde on melko vaatimaton jo työttömyyden alussa ja ero yhteiskunnallisesti optimaaliseen korvaussuhteeseen vain kasvaa työttömyyden mahdollisesti pitkittyessä.

Tarkasteltaessa Suomen työttömyyskorvausten aikauraa ansiosidonnaisen päivärahan maksamisen enimmäisaikaraja on ongelmallinen. 500 työttömyyspäivän aikarajan seurauksena vakuutettujen työttömien korvausten aikaurasta tulee laskeva. Luvuissa 3, 4 ja 5 esitettyjen teoreettisten näkökulmien ja empiiristen havaintojen

perusteella yli kaksi vuotta työttömänä olleen työnhakijan työttömyyskorvausta ei pitäisi pienentää. Kuitenkin useimmissa muissakin OECD-maissa työttömyysvakuutuskorvausten enimmäiskesto on rajattu. Tätä perustellaan mm. sillä, että vakuutuksen saaminen edellyttää vakuutusmaksujen maksamista vain rajatulta työskentelyajalta. Lisäksi voidaan ajatella, että esimerkiksi yli kaksi vuotta työttömänä olleet tarvitsisivat yhteiskunnalta jotain muuta tukea kuin tilapäisen tulonmenetyksen korvaamista. Tällainen muu tuki voisi olla esimerkiksi velvoitetyöllistämistä tai koulutusta.

Toistaiseksi tässä luvussa on suppean kansainvälisen vertailun lisäksi arvioitu Suomen ansiosidonnaista työttömyysturvaa lähinnä luvuissa 4.4 ja 5.4 esitettyjen optimaalisuussääntöjen valossa. Voidaan todeta, että nämä optimaalisuussäännöt perustuvat oletukseen suhteellisen vakaana pysyvistä yleisestä työttömyystilanteesta. Niissä ei ole ajateltu voimakkaiden suhdannevaihteluiden mahdollisia vaikutuksia. Käytännössä laskusuhdanteet voivat aiheuttaa ongelmia työttömyysvakuutusjärjestelmien rahoitukseen. Järjestelmien rahoitus on kuitenkin mahdollista hoitaa ilman ongelmia laskukausienkin aikana, jos noususuhdanteessa varaudutaan tulevaisuudessa mahdollisesti pahenevaan työttömyyteen. Seuraavaksi tarkastellaan lyhyesti, kuinka taloudellinen laskusuhdanne vaikuttaa työttömyysturvan yhteiskunnalliseen merkitykseen.

### *6.3.3. Työttömyysvakuutuksen merkitys taloudellisen taantumien aikaan*

Talouden taantumilla on työttömyysvakuutusjärjestelmiin merkittävämpiäkin vaikutuksia kuin mahdolliset tilapäiset rahoitusongelmat. Suomessa taloudellisen laman seurauksena työttömyysaste on noussut erittäin nopeasti. Vuoden 1993 lopussa noin 20 % työvoimasta oli työttömänä. Tällaisessa tilanteessa voidaan olettaa, että työttömät työnhakijat saavat työtarjouksia keskimäärin erittäin harvoin. Luvussa 3 esitetyssä työnetsintäteoriassa oletetaan, että työtarjousten saamisen vauhti vaikuttaa työttömän vaatimuspalkkaan ja samalla käänteisen kannustinvaikutuksen voimakkuuteen (ks. edeltä s. 16–20). On erittäin todennäköistä, että lama-aikana työttömyyden keston korvausjousto on hyvin lähellä nollaa, sillä työttömyyskorvauksen suuruudella ei ole vaikutusta työllistymiseen ainakaan silloin, kun työtön ei saa ensimmäistäkään työtarjousta. Tämän vuoksi työttömyysturvan vakuutusnäkökulma korostuu lama-aikana. Koska taloudellisen taantumien aikaan työttömyysvakuutuksen käänteinen kannustinvaikutus on vähäisempi kuin keskimäärin, optimaaliset korvaussuhteet ovat tällöin

suuremmat kuin muulloin. Tämän perusteella esimerkiksi lukujen 4.5 ja 5.4 laskelmista saatuja optimaalisia korvaussuhteita voidaan pitää aliarvioina todellisista yhteiskunnallisesti optimaalisista korvaussuhteista tämän hetken Suomessa.

Kun tarkastellaan taloudellisen taantumän vaikutusta työttömyyskorvausten yhteiskunnallisesti optimaaliseen aikaan, lähtökohtana on, että työttömyyden keston korvausjousto pysyy keskimääräistä tasaisempana työttömyyden pitkittyessä. Tällöin myös korvausten optimaalinen aika on tasaisempi kuin esimerkiksi luvun 5.4 laskelmassa. Kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallilla voidaan helposti tehdä laskelmia erilaisilla  $E_1$ :n arvoilla. Jos työttömyyden keston korvaussuhdejouston arvo oletetaan melko pieneksi, esimerkiksi  $E_1 = 0,1$ , saadaan korvausten optimaaliseksi aikauraksi  $b_1 = 0,696$  ja  $b_2 = 0,710$ .

Vaikka Suomen nykyisessä tilanteessa optimaalinen työttömyyskorvausten aika on olisikin suhteellisen tasainen, se ei tarkoita, että nykyinen järjestelmä olisi optimaalinen. Esimerkiksi luvussa 6.2.2 todetaan, että 5 500 markkaa kuukaudessa ennen työttömyyttä ansainneen vakuutetun työttömyyspäiväraha (noin 175 markkaa) on kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallin mukaan yhteiskunnallisesti optimaalinen, kun työttömyyden kesto on korkeintaan puoli vuotta. Tämän optimaalisen aikauran mukaan päivärahan pitäisi nousta noin 190 markkaan, jos työttömyys jatkuu pidempään. Laman tasoittava vaikutus päivärahan optimaaliseen aikaan ei tarkoita, että edellä mainitun esimerkkiaikauran korkeampi osa olisi optimaalista korkeampi ja Suomen nykyisen järjestelmän mukainen tasainen päiväraha 175 markkaa olisi optimaalinen. Päin vastoin, lama pienentää käänteisen kannustinvaikutuksen voimakkuutta työttömyyden alussa. Näin ollen edellä mainitun esimerkkiaikauran alussa olevaa korvaussuhdetta voidaan pitää lama-aikana mahdollisesti yhteiskunnallisesti optimaalista korvaussuhdetta pienempänä.

#### **6.4. Työttömyysturvajärjestelmän muutostarpeista**

Suomen hallitus asetti tammikuussa 1992 työryhmän pohtimaan työttömyysturvamenojen pienentämismahdollisuuksia. Työttömyysturvatoimikunta 1992:n mietinnössä (Komiteamietintö 1993:16) esitetään mm. että ansiosidonnaisia työttömyyspäivärahoja voisi pienentää yli puoli vuotta työttömänä olleilta. Myös Juha Kettunen on ehdottanut, että ansiosidonnaisen työttömyyspäivärahan alenemat otettaisiin jälleen käyttöön. Hän

perustelee ehdotustaan tutkimustuloksilla, joiden mukaan vuosina 1985 ja 1986 voimassa ollut ansiosidonnaisten päivärahojen 20 %:n alenema 100 työttömyyspäivän jälkeen lisäsi ehdollista työllistymistodennäköisyyttä (Kettunen 1992, 213). Tänä keväänä mietintönsä jättänyt sosiaalimenotoimikunta (Komiteanmietinto 1994:9) on jälleen ehdottanut ansiosidonnaisiin työttömyyskorvauksiin alenemia noin puolen vuoden työttömyyden jälkeen. Lisäksi mietinnössä ehdotetaan päivärahan enimmäisai-  
karajan lyhentämistä 500 päivästä 300 päivään.

Tässä tutkielmassa on korostettu, että työttömyysturvajärjestelmiä ei pitäisi arvioida vain kannustinvaikutusten näkökulmasta. Jos etsittäisiin järjestelmää, jossa työttömien työllistymistodennäköisyys olisi mahdollisimman suuri, huomattaisiin, ettei työttömyyskorvauksia pitäisi maksaa lainkaan. Työnetsintäteorian mukaan ehdollinen työllistymistodennäköisyys on sitä suurempi, mitä pienempi työttömyyskorvaus on (ks. edeltä s. 20). Työttömyysturvajärjestelmästä on kuitenkin hyötyä koko yhteiskunnalle, sillä sen ansiosta voidaan vähentää riskiä kaihtavien ihmisten kokemaa epävarmuutta. Tästä syystä työttömyysturvajärjestelmiä on arvioitava sekä kannustinvaikutusten että vakuutuksen näkökulmasta.

Luvusta 5 havaitaan, että suunnitellut ansiosidonnaisten työttömyyspäivärahojen alenemat eivät todennäköisesti lisäisi työttömäksi joutuvien suomalaisten odotettua hyötyä eivätkä näin ollen lisäisi myöskään yhteiskunnan hyvinvointia. Alenemat eivät myöskään ole järkevä tapa pienentää työttömyyskorvauksiin kuluva rahamäärää. Vaikka tällä hetkellä Suomessa on lama, työttömyysjaksojen keskimääräinen kesto on vain noin puoli vuotta. Jos työttömyyskorvausmenoja yritetään säästää pienentämällä pitkään työttömänä olleiden korvauksia, säästöjen piiriin joutuu vain pieni osa työttömistä. Jos edellä mainitun säästötoimenpiteen sijasta pienennetään alle puoli vuotta työttömänä olleiden työttömyyskorvauksia, kaikki korvauksia saavat työttömät joutuvat säästöjen piiriin. Tällöin tietyn suuruinen säästö saadaan aikaan paljon pienemmällä korvaustason pienentämisellä, kuin jos korvauksia pienennettäisiin yli puoli vuotta työttömänä olleilta. Näin päädyttäisiin loivasti nousevaan työttömyyskorvausten aikauraan. Voidaan kuitenkin ajatella, että laman seurauksena voimakkaasti heikentynyt työllisyystilanne on johtanut siihen, että työttömyysvakuutuksen käänteinen kannustinvaikutus on melko tasainen työttömyyden eri vaiheissa (ks. edeltä s. 81). Tällöin voidaan pitää kaikkein tarkoituksenmukaisimpana vaihtoehtona tasaista työttömyyskorvausten aikauraa. Luonnollisesti myös korvaustason alentamisen tarve tietyn säästön

aikaansaamiseksi on pienin, jos korvauksia alennetaan tasaisesti koko työttömyyden ajalta. Tosin on heti todettava, että tämän tutkielman perusteella Suomen nykyisten työttömyyskorvausten pienettäminen työttömyyden missään vaiheessa ei vaikuta yhteiskunnan kannalta hyödylliseltä. On huomattava, että juuri taloudellisen taantumana aikaan työttömyysvakuutuksen yhteiskunnallisen hyödyn, siis epävarmuuden vähene-  
misen, merkitys korostuu samalla, kun korvausten aiheuttama käänteinen kannustinvai-  
kutukset keskimäärin heikkenee. Tässä kappaleessa on vain osoitettu, että jos työttömyys-  
korvauksia pienennetään, yhteiskunnallisesti huonoin vaihtoehto on pienentää yli puoli  
vuotta työttömänä olleiden työttömyyskorvauksia.

Myös ansiosidonnaisen työttömyyspäivärahan enimmäisaikarajan lyhentäminen 500 päivästä esimerkiksi 300 päivään vaikuttaa erittäin arveluttavalta. Taloudellisen laman seurauksena on syntynyt tilanne, jossa erityisesti pitkään työttömänä olleet - mutta myös muut työttömät - saavat entistäkin harvemmin työtarjouksia ja työttö-  
myysjaksojen kestot ovat vähitellen pidentyneet. Tällöin on entistäkin selvempää, että korvausten suuruus ei merkittävästi vaikuta pitkäaikaistyöttömien työttömyyden keston. Tällaisessa tilanteessa pitkäaikaistyöttömien työllistymistä voidaan parantaa vain toimilla, jotka edistävät työtilaisuuksien tarjoamista pitkäaikaistyöttömille.

Jos työttömyysturvajärjestelmää halutaan kehittää siten, että järjestelmän aiheuttama käänteinen kannustinvaikutus on mahdollisimman pieni, voidaan ajatella muitakin keinoja kuin korvausten pienentämistä. Jaakko Kiander (1993, 109—112) on tutkinut työttömien työn etsinnän tiukkaa kontrollointia vaihtoehtona vähentää työttö-  
myyskorvausten käänteistä kannustinvaikutusta. Hänen tulostensa perusteella voidaan ajatella, että yhteiskunnallisesti kaikkein hyödyllisin työttömyysturvajärjestelmä olisi sellainen, jossa korvaukset ovat suhteellisen suuria, mutta niiden saamiseksi edellytetään todella aktiivista työnetsintää, jota myös kontrolloidaan. Tämän lisäksi optimaaliseen työttömyysturvajärjestelmään voisi mahdollisesti kuulua pitkäaikaistyöttömien velvoitetöylyttäminen.

## 7. LOPUKSI

Vaikka työttömyyskorvausten vaikutuksista työn etsintään on tehty lukuisia teoreettisia ja empiirisiä tutkimuksia, työttömyyskorvausjärjestelmissä on edelleen paljon tutkittavaa. Erityisesti koko Eurooppaa koetteleva taloudellinen taantuma tekee työttömyysturvan tutkimisesta ajankohtaisen.

Tässä tutkimuksessa olen tarkastellut erityisesti ansiosidonnaisten työttömyyskorvausten yhteiskunnallisesti optimaalista tasoa ja aikauraa. Olen tutkinut työttömyyskorvausjärjestelmiä sekä kannustinvaikutusten että vakuutuksen näkökulmasta. Vakuutuksen teoriasta havaitaan mielenkiintoinen periaate, että mikäli vakuutuskorvaukset eivät aiheuta käänteistä kannustinvaikutusta, yhteiskunnallisesti optimaalinen vakuutus korvaa menetyksen täysimääräisenä. Tästä seuraa, että jos työttömyyskorvausten suuruus ei vaikuta työllistymiseen, yhteiskunnallisesti optimaalinen työttömyysturva korvaa työttömän tulomenetyksen kokonaan. Jos korvausten suuruus aiheuttaa käänteisen kannustinvaikutuksen, yhteiskunnallisesti optimaalinen korvaussuhde on sitä pienempi, mitä voimakkaampi käänteinen kannustinvaikutus on. Empiiristen tutkimusten mukaan korvausten suuruus aiheuttaa käänteisen kannustinvaikutuksen, jonka voimakkuus näkyy työttömyyden keston korvausjouston arvona. Edellä mainitun kannustinvaikutuksen on havaittu häviävän, jos työttömyys on kestänyt tarpeeksi pitkään (noin 3–6 kuukautta).

Työttömyyskorvausten yhteiskunnallisesti optimaalista tasoa voidaan tutkia Bailyyn mallilla. Bailyyn optimaalisuussääntö tiivistää työttömyysturvan hyödyt ja haitat erittäin selkeästi. Sen soveltaminen kuitenkin edellyttää, että on käytettävissä luotettavia arvioita työttömyyden keston korvausjoustosta sekä suhteellisesta riskin kaihtamisesta. Bailyyn optimaalisuussäännöstä saatavat tulokset ovat melko sensitiivisiä vaihteluille korvausjouston ja riskin kaihtamisen arvioissa.

Bailyyn mallia voidaan pitää melko staattisena, joten sen soveltamista dynaamisiin asetelmiin on tarkasteltava varauksella. Varauksista huolimatta Bailyyn optimaalisuussääntö on suuntaa antava. Koska työttömyyskorvausten aiheuttama käänteinen kannustinvaikutus heikkenee työttömyyden pitkittyessä, pitkään työttömänä olleiden kannalta työttömyysturvan vakuutusnäkökulmasta tulee kannustinvaikutuksen näkökulmaa merkittävämpi. Dynaamisia asetelmia ajatellen Bailyyn säännön merkittävin

heikkous on, että siinä tulevaisuudessa maksettavat korvaukset eivät voi vaikuttaa työllistymiseen.

Neoklassisen talousteorian mukaan rationaaliset taloudenpitäjät ottavat aina huomioon, paitsi nykyiset, myös tulevat tulot. Siksi työttömyyskorvausten aikauraa on tarkasteltava mallilla, jossa myös tulevaisuudessa maksettavien korvausten suuruus vaikuttaa työllistymiseen. Shavellin ja Weissin esittämästä tarkastelusta havaitaan, että jos työttömyyskorvaukset aiheuttavat käänteisen kannustinvaikutuksen, jonka voimakkuus pysyy samana koko työttömyyden ajan, työttömyyskorvausten laskeva aikaura on yhteiskunnallisesti optimaalinen. Tulos johtuu siitä, että tulevien korvausten pienentäminen lisää ehdollista työllistymistodennäköisyyttä ja samalla työttömän odotettua hyötyä. Tietenkin tulevien korvausten pienentäminen sinänsä vähentää työttömän odotettua hyötyä, mutta tämä työttömän kannalta negatiivinen vaikutus jää pienemmäksi kuin työllistymistodennäköisyyden lisääntymisen aiheuttama positiivinen vaikutus.

Shavellin ja Weissin mallin pohjalta olen kehittänyt kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallin (ks. Pihkala 1994), jossa otetaan huomioon sekä tulevaisuudessa maksettavien korvausten vaikutus työllistymiseen että työttömyyskorvausten käänteisen kannustinvaikutuksen häviäminen työttömyyden pitkittyessä. Mallin tarkastelun perusteella havaitaan, että työttömyyskorvausten nouseva aikaura voi olla yhteiskunnallisesti optimaalinen ratkaisu, jos korvausten käänteinen kannustinvaikutus häviää työttömyyden pitkittyessä. Lisäksi havaitaan, että työttömyyskorvausten aikauran tulisi olla sitä voimakkaammin nouseva, mitä suurempi työttömyyden keston korvausjouston muutos työttömyyden pitkittyessä on.

Lopuksi olen arvioinut Suomen työttömyysturvajärjestelmää. Tutkimuksessa esitetyn tarkastelun perusteella peruspäivärahan korvaussuhde vaikuttaa vaatimattomalta, ellei henkilön työttömyyttä edeltäneet tulot ole olleet hyvin pienet. Myös kansainvälisessä vertailussa Suomen perusturvan suhteellinen suuruus jää OECD-maiden keskiarvon alle. Ansiosidonnaisen työttömyyspäivärahan korvaussuhde sen sijaan on lähes yhtä suuri kuin luvun 4 perusteella arvioitu yhteiskunnallisesti optimaalinen korvaussuhde niillä, joiden palkka ennen työttömyyttä on ollut korkeintaan noin 8 000 markkaa. Tosin tällaiset työttömyyttä edeltäneen palkan raja-arvot ovat vain suuntaa antavia, koska esimerkiksi eri ihmisten riskin kaihtaminen saattaa vaihdella. Tutkielmassa esiteltyjen teoreettisten näkökohtien ja erittäin luotettavien empiiristen havainto-

jen perusteella ansiosidonnaisten päivärahojen pienentäminen suhteellisen pitkään työttömänä olleilta vaikutta yhteiskunnan kannalta kaikkein huonoimmalta vaihtoehdolta. Lisäksi tarkastelusta havaitaan, että erityisesti taloudellisten taantumien aikaan työttömyysturvajärjestelmän yhteiskunnallisen hyödyn merkitys korostuu samalla, kun korvausten aiheuttama käänteinen kannustinvaikutus keskimäärin heikkenee.

## LÄHTEET

- Arrow, K. J. (1971): *Essays in the Theory of risk bearing*. North-Holland. Amsterdam.
- Atkinson, A. — Micklewright, J. (1991): Unemployment Compensation and Labour Market Transitions: A Critical Review. Journal of Economic Literature XXIX, 1679—1727.
- Baily, M. N. (1978): Some Aspects of Optimal Unemployment Insurance. Journal of Public Economics 10, 379—402.
- van den Berg, G. J. (1990): Nonstationarity in Job Search Theory. Review of Economic Studies 57, 255—277.
- Björklund, A. — Holmlund, B. (1986): *The Economics of Unemployment Insurance: The Case of Sweden*. Fackföreningsrörelsens Institut för Ekonomisk Forskning. Tukholma.
- Eriksson, T. (1985): *Some Investigations into Finnish Unemployment Dynamics*. Meddelanden från stiftelsens för Åbo Akademi forskningsinstitut 107. Turku.
- Friend, I. — Blume, M. E. (1975): The Demand for Risky Assets. The American Economic Review 65, 900—922.
- Kettunen, J. (1989): *Työttömyysturvan vaikutukset työn etsintään*. ETLA sarja C 49. Helsinki.
- Kettunen, J. (1990): *Työllistyminen, työvoiman liikkuvuus ja työttömän taloudellinen asema*. ETLA sarja B 67. Helsinki.
- Kettunen, J. (1992): *Työttömien työllistyminen sekä alueellinen ja ammatillinen liikkuvuus*. Kansantaloudellinen aikakauskirja 88, 212—217.
- Kettunen, J. (1993): *Re-employment of Finnish Unemployed Workers*. ETLA sarja A 17. Helsinki.
- Kiander, J. (1993): Endogenous unemployment insurance in a monopoly union model when job search matters. Journal of Public Economics 52, 101—115.
- Komiteamietintö 1993:16. *Työttömyysturvatoimikunta 1992:n mietintö*. Sosiaali- ja terveystieteiden ministeriö. Helsinki.
- Komiteamietintö 1994:9. *Sosiaalimenotoimikunnan mietintö*. Sosiaali- ja terveystieteiden ministeriö. Helsinki.
- Laffont, J.-J. (1989): *The Economics of Uncertainty and Information*. The MIT Press. Lontoo.

- Layard, R. — Nickell, S. — Jackman, R. (1991): *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford University Press. Oxford.
- Lilja, R. (1992): *Modelling Unemployment Duration in Finland*. TTT:n tutkimus-  
selosteita 112. Helsinki.
- Lilja, R. — Santamäki-Vuori, T. (1992): *Näkökulmia työttömyyden kohtaantoon Suomessa*. TTT:n tutkimuksia 41. Helsinki.
- Machina, M. J. (1983): *The Economic Theory of Individual Behavior Toward Risk: Theory, Evidence and New Directions*. Technical Report No. 433. Stanford University.
- McKenna, C. J. (1986): *The Economics of Uncertainty*. Wheatsheaf Books Ltd.
- Narendranathan, W. — Nickell, S. — Stern, J. (1985): *Unemployment Benefits Revisited*. Economic Journal 95, 307–329.
- Nickell, S. (1979): *The Effect of Unemployment and Related Benefits on the Duration of Unemployment*. Economic Journal 89, 34–49.
- OECD Employment Outlook 1991. Pariisi.
- Pihkala, K. (1994): *Työttömyyskorvausten optimaalisesta tasosta ja aikaurasta*. Pro gradu -tutkielma. Helsingin yliopisto.
- Pissarides, C. (1986): *Unemployment and Vacancies in Britain*. Economic Policy October 1986, 501–540.
- Pääkkönen, H. (1992): *Työttömyyden keston yksilölliset erot Suomessa 1980-luvun lopulla*. Keskustelumuistioita 2/92. Tilastokeskus. Helsinki.
- Shavell, S. (1979): *On Moral Hazard and Insurance*. Quarterly Journal of Economics 93, 541–562.
- Shavell, S. — Weiss, L. (1979): *The Optimal Payment of Unemployment Insurance Benefits over Time*. Journal of Political Economy 87, 1347–1362.
- Suomen Säädoskokoelma 1993 N:o 1536–1554. Painatuskeskus Oy. Helsinki.
- Sääski, N. (1981): *Työttömyyden keston vaikuttavat tekijät*. Työvoimapolitiittisia tutkimuksia 28. Työvoimaministeriö. Helsinki.
- Työministeriön tilastoja 1994 maaliskuu. Työministeriö. Helsinki.
- Työpoliittinen aikakauskirja 1/1994. Työministeriö. Helsinki.
- Työttömyyspäivärahat 1992. Sosiaali- ja terveystieteiden ministeriön julkaisuja 1993:12.

Vähätalo, K. (1991): Pitkäaikaistyöttömyyden mosaiikki ja työllisyyslaki. Työministeriö. Helsinki.

## LIITE 1. Käänteinen kannustinvaikutus vakuutuksen teoriassa

Käänteisen kannustinvaikutuksen havainnollistamiseksi tarkastellaan, kuten luvussa 2.3.1, tilannetta, jossa keskenään identtisiä kuluttajia on niin monta, että onnettomuuden todennäköisyys  $p(x)$  on myös osuus kuluttajista, joita onnettomuus todella kohtaa. Muuttujien merkinnät ovat samat kuin luvussa 2.3.1. Kulutus henkeä kohti on keskimäärin

$$(L1) \quad y - p(x)L - x.$$

Kuluttajien hyötyfunktiot  $U = u[y - p(x)L - x]$  ovat aidosti konkaaveja  $x$ :n suhteen, joten optimitilanteessa pätee

$$(L2) \quad \frac{\partial U}{\partial x} = 0$$

$$\Rightarrow [-p'(x)L - 1]u'[y - p(x)L - x] = 0$$

$$\Rightarrow 1 = -p'(x)L.$$

Tämä tulkitaan niin, että optimitilanteessa varotoimien rajakustannukset ovat yhtä suuret kuin varotoimien taloudelle tuoma rajahyöty. Rajahyödyn suuruus on onnettomuustodennäköisyyden muutoksen  $-p'(x)$  ja onnettomuudesta aiheutuvan vahingon suuruuden  $L$  tulo (Laffont 1989, 125).

Optimaalista varotoimien määrää  $x$  ja vakuutuksen kattavuutta  $z$  ratkaistaessa edetään kuten vakuutuksen teorian perustapauksessa (ks. s. 10–11). Jos vakuutusyhtiö pystyy havaitsemaan varotoimien määrän, se täydellisen kilpailun oloissa hinnoittelee vakuutuksen varotoimien mukaan niin, että vakuutusmaksu  $q(x)$  koko ajan vastaa onnettomuustodennäköisyyttä  $p(x)$ , eli  $q(x) = p(x)$ . Tällöin edustavan kuluttajan varallisuus on

$$(L3) \quad y - x - p(x)z, \text{ jos hänelle ei satu onnettomuutta;}$$

$$(L4) \quad y - x - L - p(x)z + z, \text{ jos hänelle sattuu onnettomuus.}$$

Kuluttaja maksimoi hyötyään seuraavasti

$$(L5) \quad \max_{x,z} U = p(x)u[y - L - x + z - p(x)z] + [1 - p(x)]u[y - x - p(x)z].$$

Ensimmäisen kertaluvun ehdoista seuraa

$$(L6) \quad \frac{\partial U}{\partial z} = 0$$

$$\Leftrightarrow p(x)u'[y - L - x + z - p(x)z][1 - p(x)] + [1 - p(x)]u'[y - x - p(x)z][-p(x)] = 0$$

$$\Leftrightarrow p(x)[1 - p(x)]u'[y - L - x + z - p(x)z] - [1 - p(x)]p(x)u'[y - x - p(x)z] = 0$$

$$\Leftrightarrow u'[y - L - x + z - p(x)z] = u'[y - x - p(x)z]$$

$$\Leftrightarrow z = L,$$

$$(L7) \quad \frac{\partial U}{\partial x} = 0$$

$$\Leftrightarrow p'(x)u[y - L - x + z - p(x)z] + p(x)u'[y - L - x + z - p(x)z][-1 - p'(x)z] - p'(x)u[y - x - p(x)z] + [1 - p(x)]u'[y - x - p(x)z][-1 - p'(x)z] = 0$$

$$\Leftrightarrow p'(x)\{u[y - L - x + z - p(x)z] - u[y - x - p(x)z] - p(x)u'[y - L - x + z - p(x)z][1 + p'(x)z] - [1 - p(x)]u'[y - x - p(x)z][1 + p'(x)z]\} = 0.$$

Sijoittamalla yhtälöön (L7) yhtälön (L6) tulos  $z = L$  saadaan

$$(L8) \quad [1 + p'(x)L]\{-p(x)u'[y - x - p(x)] - [1 - p(x)]u'[y - x - p(x)z]\} = 0$$

$$\Leftrightarrow 1 + p'(x)L = 0.$$

Tarkastelusta havaitaan, että optimaalinen vakuutus korvaa vahingon täysimääräisenä ( $z = L$ ), vaikka vakuutuksen ottaja voi vaikuttaa varotoimien suuruudella onnettomuuden todennäköisyyteen. Ehtona on, että vakuutusyhtiö havaitsee varotoimien määrän ja pystyy määräämään vakuutusmaksun suuruuden niiden perusteella. Käänteinen kannustinvaikutus syntyy vain, jos informaatio on epäsymmetristä. Vakuutusyhtiöt eivät yleensä pysty havaitsemaan yksittäisten kuluttajien tekemien varotoimien määrää, joten käytännössä vakuutusmaksuja on mahdotonta sitoa todella tehtyjen varotoimien määrään. Jos vakuutusmaksu  $q$  korvattavaa yksikköä  $z$  kohti on riippumaton  $x$ :stä, edustavan kuluttajan hyödyn maksimointiongelma on

$$(L9) \quad \max_{x,z} U = p(x)u(y - L - x + z - qz) + [1 - p(x)]u(y - x - qz).$$

Ensimmäisen kertaluvun ehdoista saadaan yhtälöt (L10) ja (L12), joista ensin käsitellään yhtälöä (L10).

$$(L10) \quad \frac{\partial U}{\partial z} = 0$$

$$\Leftrightarrow p(x)u'(y - L - x + z - qz)(1 - q) - [1 - p(x)]u'(y - x - qz)q = 0.$$

Täydellisen kilpailun vallitessa  $q_0 = p(x_0)$  sillä varotoimien määrällä, minkä kuluttajat valitsevat, eli  $x_0$ . Tällöin yhtälöstä (L10) seuraa

$$(L11) \quad (q_0 - q_0^2)u'(y - x - qz) = (q_0 - q_0^2)u'(y - L - x + z - qz)$$

$$\Leftrightarrow u'(y - x - qz) = u'(y - L - x + z - qz)$$

$$\Leftrightarrow z = L.$$

Yhtälön (L10) lisäksi ensimmäisen kertaluvun ehdoista saadaan yhtälö (L12).

$$(L12) \quad \frac{\partial U}{\partial x} = 0$$

$$\Leftrightarrow p'(x)u(y - L - x + z - qz) - p(x)u'(y - L - x + z - qz) - p'(x)u(y - x - qz) - [1 - p(x)]u'(y - x - qz) = 0$$

$$\Leftrightarrow p'(x)[u(y - L - x + z - qz) - u(y - x - qz)] - p(x)u'(y - L - x + z - qz) - [1 - p(x)]u'(y - x - qz) = 0.$$

Sijoittamalla tähän yhtälön (L11) tulos  $z = L$  saadaan

$$(L13) \quad \frac{\partial U}{\partial x} = -u'(y - x - qz) \quad \begin{array}{l} = 0, \text{ jos } x > 0 \\ < 0, \text{ jos } x = 0. \end{array}$$

$u'(y - x - qz)$  eli kulutuksen rajahyöty on positiivinen, jolloin kuluttajat valitsevat  $x_0 = 0$ . Vakuutuksen pitäisi olla täysin kattava (ks. yhtälö (L11)), mutta kuluttajat maksimoivat oman hyötynsä jättämällä varotoimet kokonaan tekemättä ( $x = 0$ ), kun vakuutusmaksua ei ole sidottu näiden varotoimien määrään. Samalla vahingon täysimääräisesti korvaavan vakuutusjärjestelmän kustannukset nousevat optimaalista korkeammiksi, kun vakuutusmaksut on asetettava vastaamaan onnettomuustodennäköisyyttä eli  $q = p(0)$ . Kuluttajilta jää hyödyntämättä positiivinen ulkoisvaikutus, joka syntyy, jos vakuutus-

maksut alenevat enemmän kuin varotoimiin kuluu varoja, kun kaikki kuluttajat tekevät kyseiset toimet (Laffont 1989, 125–127).

Käänteisen kannustinvaikutuksen aiheuttama ongelma voidaan ratkaista sisällyttämällä vakuutukseen omavastuuosuus. Vakuutuksen ottajille jää kannustin varovaisuuteen, kun vakuutus ei korvaa onnettomuudesta aiheutuvaa menetystä kokonaan. Steven Shavell (1979) on tutkinut mallia, jossa vakuutusyhtiöt eivät havaitse vakuutuksen ottajien tekemien varotoimien määrää. Vakuutuksen yhteiskunnallisesti optimaalisen kattavuuden määrittelemisessä käytetään yhtälöä (L9) lisättynä kahdella tarpeellisella ehdolla seuraavasti

$$(L14) \quad \max_{x,z} U = p(x)u(y - L - x + z - qz) + [1 - p(x)]u[y - x - qz].$$

ehdoilla, että  $q = p(x)$ ;

$$\begin{aligned} & p'(x)[u(y - x - qz) - u(y - L - x + z - qz)] \\ & - p(x)u'(y - x - qz) - [1 - p(x)]u'(y - L - x + z - qz) = 0. \end{aligned}$$

Ensimmäinen ehto on täydellisen kilpailun oletuksesta johtuva nollavoittoehto. Jälkimmäisen ehdon mukaan kuluttaja valitsee varotoimien määrän siten, että niistä aiheutuvat rajakustannukset ja -hyödyt ovat yhtä suuret (Laffont 1989, 127).

Shavellin artikkelissa ei ratkaista optimaalisen omavastuuosuuden suuruutta yksiselitteisesti. Sen sijaan Shavell todistaa, että käänteisestä kannustinvaikutuksesta huolimatta täydellisen kilpailun oloissa vakuutukselle on aina olemassa markkinat, vaikka täysin kattava vakuutus ei kannustinvaikutuksen vuoksi ole optimaalinen. Shavell kuvailee optimaalista vakuutusjärjestelmää siten, että siinä omavastuuosuus on sitä pienempi, mitä paremman suojan tietyn hintaisesta varotoimenpiteestä saa (Shavell 1979, 544–550).

## LIITE 2. Optimaalinen työnetsintä Bailyn mallissa

Bailyn mallin tarkastelun ensimmäisen vaiheen ongelma on löytää yhteiskunnallisesti optimaalinen käyttäytyminen (muuttujat  $c$ ,  $y_n$  ja  $s$ ) sekä optimaaliset korvaus- ja verotasot ( $b$  ja  $t$ ). Tämä voidaan tehdä maksimoimalla hyötyfunktio  $U$  (yhtälö (22) s. 41) edellä mainittujen muuttujien suhteen yhtäaikaaisesti

$$(L15) \quad \max U = u[y(1-t) - s] + au[y(1-t) + s] + (1-a)u(y_m + s)$$

$$c, y_m, s, b, t$$

$$\text{ehdolla } yt + ayt + (1-a)ey_n t = (1-a)(1-e)b.$$

Tästä saadaan Lagrangen funktio

$$(L16) \quad L = u(y - yt - s) + au(y - yt + s) + (1-a)u(y_m + s)$$

$$- f[yt + ayt + (1-a)ey_n t - (1-a)(1-e)b],$$

jossa  $f$  on Lagrangen kerroin. Ilmaistaan yhtälö (L16) funktiona työnetsintäkustannuksista seuraavasti

$$(L17) \quad L(c) = u(y - yt - s) + au(y - yt + s) + (1-a)u[y_m(c) + s]$$

$$- f\{yt + ayt + (1-a)e(c)y_n t - (1-a)[1 - e(c)]b(c)\}.$$

Sijoitetaan tähän  $y_m$ :n yhtälö (23) sekä merkitään  $u(y - yt - s) + au(y - yt + s) = u(1)$ , niin saadaan

$$(L18) \quad L(c) = u(1) + (1-a)u\{[1 - e(c)]b(c) - [1 - e(c)]c + e(c)y_n - e(c)y_n t + s\}$$

$$- f\{yt + ayt + (1-a)e(c)y_n t - (1-a)[1 - e(c)]b(c)\}.$$

Tässä lagrangen kertoimen perässä olevan lausekkeen on oltava nolla, koska budjettirajoitteen on pädeävä. Budjettirajoitteen päteminen voidaan varmistaa sijoittamalla  $b$ :n yhtälö (25) edellä esitettyyn (L18):aan, jolloin saadaan

$$\begin{aligned}
(L19) \quad L(c) &= u(1) + (1-a)u\left[(1-e)\frac{(1+a)yt + (1-a)e(c)y_n t}{(1-a)(1-e)} - (1-e(c))c + e(c)y_n - \right. \\
&\quad \left. e(c)y_n t + s\right] - f\{yt + ayt + (1-a)e(c)y_n t - (1-a)(1-e)\frac{yt + ayt + (1-a)e(c)y_n t}{(1-a)(1-e)}\} \\
&\Leftrightarrow L(c) = u(1) + (1-a)u\left[\frac{1+a}{1-a}yt + e(c)y_n t + e(c)c - c + e(c)y_n - e(c)y_n t + s\right] \\
&\Leftrightarrow L(c) = u(1) + (1-a)u\left[\frac{1+a}{1-a}yt + e(c)(c + y_n) - c + s\right].
\end{aligned}$$

Tästä saatavaa ensimmäisen kertaluvun ehtoa muokkaamalla saadaan

$$(L20) \quad \frac{\partial L}{\partial c} = 0 \Leftrightarrow (1-a)\frac{\partial u\left[\frac{1+a}{1-a}yt + e(c)(c + y_n) - c + s\right]}{\partial c} \left[e + \frac{\partial e}{\partial c}(c + y_n) - 1\right] = 0.$$

$(1-a)$  on aina positiivinen, kun  $0 < a < 1$ . Hyötyfunktio on aidosti laskeva  $c$ :stä, jolloin sen osittaisderivaatta on aina negatiivinen. Tästä seuraa, että

$$\begin{aligned}
&e + \frac{\partial e}{\partial c}(c + y_n) - 1 = 0 \\
(L21) \quad &\Leftrightarrow \frac{\partial e}{\partial c}(c + y_n) = 1 - e.
\end{aligned}$$

Yhtälö (L16) voidaan ilmaista myös funktiona vaatimuspalkasta  $y_n$  seuraavasti

$$\begin{aligned}
(L22) \quad L(y_n) &= u(1) + (1-a)u\{y_m(y_n) + s\} \\
&\quad - f\{yt + ayt + (1-a)e(y_n)y_n t - (1-a)[1 - e(y_n)]b(y_n)\}.
\end{aligned}$$

Sijoitetaan tähän  $y_m$ :n yhtälö (23) sekä  $b$ :n yhtälö (25), jolloin saadaan

$$\begin{aligned}
(L23) \quad L(y_n) &= u(1) + (1-a)u\left[(1-e)\frac{(1+a)yt + (1-a)e(y_n)y_n t}{(1-a)(1-e)} - [1 - e(y_n)]c + e(y_n)y_n - \right. \\
&\quad \left. e(y_n)y_n t + s\right] - f\left\{(1+a)yt + (1-a)e(y_n)y_n t - (1-a)(1-e)\frac{(1+a)yt + (1-a)e(y_n)y_n t}{(1-a)(1-e)}\right\}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Leftrightarrow L(y_n) &= u(1) + (1-a)u\left[\frac{1+a}{1-a}yt + e(y_n)t + e(y_n)c - c + e(y_n)y_n t + s\right] \\ \Leftrightarrow L(y_n) &= u(1) + (1-a)u\left[\frac{1+a}{1-a}yt + e(y_n)(c + y_n) - c + s\right] \end{aligned}$$

Tästä saatavaa ensimmäisen kertaluvun ehtoa muokkaamalla saadaan

(L24)

$$\frac{\partial L}{\partial y_n} = 0 \Leftrightarrow (1-a) \frac{\partial u\left[\frac{1+a}{1-a}yt + e(y_n)(c + y_n) - c + s\right]}{\partial y_n} \left[e + \frac{\partial e}{\partial y_n}(c + y_n)\right] = 0.$$

Koska  $0 < a < 1$ ,  $(1 - a)$  on aina positiivinen. Hyötyfunktio on aidosti kasvava  $y_n$ :stä, joten sen osittaisderivaatta on aina positiivinen. Tästä seuraa, että

$$\begin{aligned} (L25) \quad e + \frac{\partial e}{\partial y_n}(y_n + c) &= 0 \\ \Leftrightarrow -\frac{\partial e}{\partial y_n}(y_n + c) &= e. \end{aligned}$$

Ehdot (L21) ja (L25) kuvaavat yhteiskunnallisesti optimaalista työnetsintää. Yhtälön (L21) mukaan työnetsintäintensiivisyyden lisäämisen tuoma yhteiskunnallinen rajatuotto on yhtä suuri kuin siitä aiheutuvat rajakustannukset työttömyyden eli periodin osuuden  $1 - e$  aikana. Vastaavasti yhtälön (L25) mukaan vaatimuspalkan korottamisen aiheuttamat yhteiskunnalliset rajakustannukset ovat yhtä suuret kuin tästä johtuvan marginaalisesti korkeamman palkan tuoma rajahyöty periodin osuuden  $e$  aikana (Baily 1978, 385).

Kun työnhakijat eivät Baily mallin tarkastelun toisessa vaiheessa ota huomioon periodien välistä budjettirajoitetta,  $b$  ja  $t$  ovat eksogeenisiä muuttujia. Tällöin työnhakijat maksimoivat hyötynsä seuraavasti

$$(L26) \quad \begin{aligned} \max U &= u[y(1-t) - s] + au[y(1-t) + s] + (1-a)u(y_m + s) \\ c, y_m, s \end{aligned}$$

Merkitään jälleen  $u(y - yt - s) + au(y - yt + s) = u(1)$ . Lausekkeesta (L26) saadaan Lagrangen funktio, joka voidaan ilmaista funktiona työnetsintäkustannuksista  $c$  seuraavasti

$$(L27) \quad L(c) = u(1) + (1 - a)u[y_m(c) + s].$$

Kun tähän sijoitetaan  $y_m$ :n yhtälö (23), saadaan

$$(L28) \quad L(c) = u(1) + (1 - a)u\{[1 - e(c)](b - c) + e(c)y_n(1 - t) + s\}$$

Tästä saatavaa ensimmäisen kertaluvun ehtoa muokkaamalla saadaan

$$(L29) \quad \frac{\partial L}{\partial c} = 0$$

$$\Leftrightarrow (1 - a) \frac{\partial u[(1 - e(c))(b - c) + e(c)y_n(1 - t) + s]}{\partial c} \left[ -\frac{\partial e}{\partial c}(b - c) - (1 - e) + \frac{\partial e}{\partial c}y_n(1 - t) \right] = 0.$$

Koska  $0 < a < 1$ ,  $(1 - a)$  on aina positiivinen. Hyötyfunktio on aidosti vähenevä  $c$ :stä, joten sen osittaisderivaatta on aina negatiivinen. Tästä seuraa, että

$$(L30) \quad \frac{\partial e}{\partial c}[(c - b + y_n(1 - t)) - (1 - e)] = 0$$

$$\Leftrightarrow \frac{\partial e}{\partial c}[y_n(1 - t) + c - b] = 1 - e.$$

Lagrangen funktio (L27) voidaan myös ilmaista funktiona vaatimuspalkasta  $y_n$  seuraavasti

$$(L31) \quad L(y_n) = u(1) + (1 - a)u[y_m(y_n) + s].$$

Kun tähän sijoitetaan  $y_m$ :n yhtälö (23), saadaan

$$(L32) \quad L(y_n) = u(1) + (1 - a)u\{[1 - e(y_n)](b - c) + e(y_n)y_n(1 - t) + s\}.$$

Tästä saatavaa ensimmäisen kertaluvun ehtoa muokkaamalla saadaan

(L33)

$$\frac{\partial L}{\partial y_n} = 0$$

$$\Leftrightarrow (1-a) \frac{\partial u[(1-e(y_n))(b-c)+e(y_n)y_n(1-t)+s]}{\partial y_n} \left[ -\frac{\partial e}{\partial y_n}(b-c) + \frac{\partial e}{\partial y_n}y_n(1-t) + (1-t)e \right] = 0.$$

Koska  $0 < a < 1$ ,  $(1 - a)$  on aina positiivinen. Hyötyfunktio on aidosti kasvava  $y_n$ :stä, joten sen osittaisderivaatta on aina positiivinen. Tästä seuraa, että

$$\frac{\partial e}{\partial y_n} [c - b + y_n(1 - t)] + (1 - t)e = 0$$

(L34)

$$\Leftrightarrow -\frac{\partial e}{\partial y_n} [y_n(1 - t) + c - b] = e(1 - t).$$

Tarkastelun toisessa vaiheessa havaitaan, että työnetsinnän intensiivisyyden lisäämisestä tuleva henkilökohtainen tulonlisäys (ehdon (L30) vasen puoli) on pienempi kuin yhteiskunnalle tuleva tuotoksen lisäys (ehdon (L21) vasen puoli). Vastaavasti vaatimuspalkan korottamisen henkilökohtaiset kustannukset ovat pienemmät kuin yhteiskunnalliset kustannukset. Tästä seuraa, että työttömäksi joutuneiden etsintäintensiivisyys on pienempi ja vaatimuspalkka suurempi kuin yhteiskunnallisessa optimitilanteessa (Baily 1978, 387).

### LIITE 3. Baily'n optimaalisuussäännön mukaisia korvaussuh- teita

Kun työttömyyskorvauksissa on viikon karenssiaika ja ihmisillä on viikon palkkaa vastaavat säästöt, optimaalinen korvaussuhde  $b/y$  saadaan kaavasta:

$$(L35) \quad \frac{dC}{C_e} = \frac{51 - (52 - k) - (k - 1)(b/y) - 1}{51}$$

$$\Rightarrow \quad \frac{b}{y} = \left( \frac{k - 2}{51} - \frac{dC}{C_e} \right) \frac{51}{k - 1},$$

jossa  $k$  = keskimääräinen työttömyyden kesto (viikkoa) ja  $dC/C_e$  lasketaan yhtälöstä (26), kun  $E$  ja  $R_r(C_u)$  tunnetaan (Baily 1978, 391).

**TAULUKKO L1.** Baily'n optimaalisuussäännön mukaisia korvaussuhteita

<u>k = 15 viikkoa</u>				<u>k = 20 viikkoa</u>			
Optimaalinen korvaussuhde (%), kun				Optimaalinen korvaussuhde (%), kun			
E	R <sub>r</sub> =1	R <sub>r</sub> =2	R <sub>r</sub> =4	E	R <sub>r</sub> =1	R <sub>r</sub> =2	R <sub>r</sub> =4
0,1	56,4	74,6	83,8	0,1	67,9	81,3	88,0
0,15	38,2	65,5	79,2	0,15	54,5	74,6	84,7
0,2	20,0	56,4	74,6	0,2	41,1	67,9	81,3
0,3		38,2	65,5	0,3	14,2	54,5	74,6
0,4		20,0	56,4	0,4		41,1	67,9
0,5		1,8	47,3	0,5		27,6	61,2
0,6			38,2	0,6		14,2	54,5

<u>k = 25 viikkoa</u>				<u>k = 30 viikkoa</u>			
Optimaalinen korvaussuhde (%), kun				Optimaalinen korvaussuhde (%), kun			
E	R <sub>r</sub> =1	R <sub>r</sub> =2	R <sub>r</sub> =4	E	R <sub>r</sub> =1	R <sub>r</sub> =2	R <sub>r</sub> =4
0,1	74,6	85,2	90,5	0,1	79,0	87,8	92,2
0,15	64,0	79,9	87,9	0,15	70,2	83,4	90,0
0,2	53,3	74,6	85,2	0,2	61,4	79,0	87,8
0,3	32,1	64,0	79,9	0,3	43,8	70,2	83,4
0,4	10,8	53,3	74,6	0,4	26,2	61,4	79,0
0,5		42,7	69,3	0,5	8,6	52,6	74,6
0,6		32,1	64,0	0,6		43,8	70,2

#### LIITE 4. Asetelma, jonka työttömäksi joutuva kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallissa kohtaa

Juuri työttömäksi joutuneen henkilön odotettu hyöty  $EU_1$  määritellään seuraavasti

$$(L36) \quad \begin{aligned} EU_1 = & p_1\{k_1[u(b_1) - e_1] + (104 - k_1)v\} + \\ & (1 - p_1)p_2\{26[u(b_1) - e_1] + (k_2 - 26)[u(b_2) - e_2] + (104 - k_2)v\} + \\ & (1 - p_1)(1 - p_2)\{26[u(b_1) - e_1] + 78[u(b_2) - e_2]\} \end{aligned}$$

(vrt. Shavell - Weiss 1979, 1351.) Toisen periodin alussa työttömänä olevan odotettu hyöty  $EU_2$  on

$$(L37) \quad EU_2 = p_2\{(k_2 - 26)[u(b_2) - e_2] + (78 - k_2)v\} + (1 - p_2)78[u(b_2) - e_2].$$

Työttömien oletetaan luonnollisesti maksimoivan hyötyään. Tästä optimoivasta käyttäytymisestä seuraa (vastaavasti kuin yhtälössä (29) sivulla 55)

$$(L38) \quad \begin{aligned} EU_1 = \max_{z_1, e_1} U = & k_1(z_1, e_1)[u(b_1) - e_1] + p_1(z_1, e_1)[104 - k_1(z_1, e_1)]v(z_1, e_1) \\ & + [1 - p_1(z_1, e_1)]EU_2. \end{aligned}$$

Työttömien kannalta optimaalisten  $z_1$ :n ja  $e_1$ :n valitsemisesta seuraavat ensimmäisen kertaluvun ehdot ovat

$$(L39) \quad \begin{aligned} \frac{\partial EU_1}{\partial e_1} = & -k + \frac{\partial k_1}{\partial e_1}[u(b_1) - e_1 - p_1v] + \frac{\partial p_1}{\partial e_1}[(104 - k_1)v - EU_2] + \frac{\partial v}{\partial e_1}[(104 - k_1)p_1] = 0, \\ \frac{\partial EU_1}{\partial z_1} = & \frac{\partial k_1}{\partial z_1}[u(b_1) - e_1 - p_1v] + \frac{\partial p_1}{\partial z_1}[(104 - k_1)v - EU_2] + \frac{\partial v}{\partial z_1}[(104 - k_1)p_1] = 0. \end{aligned}$$

(vrt. Shavell—Weiss 1979, 1352.) Shavellin ja Weissin mallissa periodi on lyhyt ja työttömyyskorvaus maksetaan heti periodin alussa, jolloin periodin  $t$  ehdolliseen työllistymistodennäköisyyteen vaikuttavat ainoastaan tulevien korvausten suuruus mutta ei  $b_1$ :n suuruus. Sen sijaan kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallissa ensimmäi-

nen periodi on niin pitkä, että myös ensimmäisen periodin työttömyyskorvaukset vaikuttavat työnhakijan päättäessä  $z_1$ :n ja  $e_1$ :n tasot.

## LIITE 5. Kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallin vertailujärjestelmä

Juuri työttömäksi joutuneen henkilön odotettu hyöty vertailujärjestelmässä on

$$(L40) \quad EU_1 = p_{01}k_{01}\ln(b_0) + (1 - p_{01})p_{02}k_{02}\ln(b_0) + (1 - p_{01})(1 - p_{02})104\ln(b_0) \\ = [p_{01}k_{01} + (1 - p_{01})p_{02}k_{02} + (1 - p_{01})(1 - p_{02})104]\ln(b_0).$$

Puoli vuotta työttömänä olleen odotettu hyöty vertailujärjestelmässä on

$$(L41) \quad EU_2 = p_{02}(k_{02} - 26)\ln(b_0) + (1 - p_{02})78\ln(b_0) = [p_{02}(k_{02} - 26) + (1 - p_{02})78]\ln(b_0).$$

(Vrt. yhtälöt (L36) ja (L37) liitteessä 4 sekä kuvio 7 s. 63.) Erona kuvion 7 mukaiseen asetelmaan on ainoastaan, että vertailujärjestelmän ehdollisesta työllistymistodennäköisyydestä on käytetty merkintää  $p_{01}$  ensimmäisellä periodilla ja  $p_{02}$  toisella periodilla. Vastaavasti keskimääräinen työttömyyden kesto ensimmäisellä periodilla työllistyvillä on vertailujärjestelmässä merkitty  $k_{01}$ :llä ja toisella periodilla työllistyvillä  $k_{02}$ :lla.

$EU_1$ :n ja  $EU_2$ :n lisäksi mallissa tarvitaan lauseketta työttömän odotetulle hyödyille keskellä ensimmäistä periodia. Lauseketta tarvitaan, jotta saadaan Shavellin ja Weissin mallissa käytettävää  $EU_{t+1}$ :tä vastaava termi. Kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallissa ei voida käyttää  $EU_{t+1}$ :tä kuvaamaan periodilla  $t$  työllistymisen vaihtoehdosta (siis työn etsinnän jatkamisesta) seuraavaa hyötyä, koska periodit ovat niin pitkiä. Jos kahden vuoden mallissa käytettäisiin  $EU_2$ :ta vastaavasti kuin Shavellin ja Weissin mallissa  $EU_{t+1}$ :tä, jouduttaisiin oletamaan, että ensimmäisellä periodilla voi työllistyä vain hetkellä  $k_{01}$ , jonka jälkeen työttömät eivät enää etsi työtä ennen toista periodia. Tämän vuoksi määritetään, että  $FU_1$  on odotettu hyöty niillä, jotka eivät ole työllistyneet ensimmäisellä periodilla hetkeen  $k_{01}$  mennessä.  $FU_1$  on siis työttömän odotettu hyöty hetkellä, jolloin ensimmäisellä periodilla työllistyvien työttömyys keskimäärin päättyy.

$$(L42) \quad FU_1 = [p_{0F}(k_{0F} - k_{01}) + (1 - p_{0F})(26 - k_{01}) + (1 - p_{0F})p_{02}(k_{02} - 26) + (1 - p_{0F})(1 - p_{02})78]\ln(b_0),$$

jossa  $p_{0F}$  on ehdollinen työllistymistodennäköisyys ensimmäisen periodin jäljellä olevana aikana ja  $k_{0F}$  on keskimääräinen työttömyyden kesto niillä, jotka työllistyvät ensimmäisen periodin jäljellä olevana aikana.

Vertailujärjestelmän keskimääräiset kustannukset työtöntä kohti  $B_0$  lasketaan seuraavasti

$$(L43) \quad B_0 = [p_{01}k_{01} + (1 - p_{01})p_{02}k_{02} + (1 - p_{01})(1 - p_{02})104]b_0$$

## LIITE 6. Kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallin optimaalinen järjestelmä

Työttömäksi joutuvan odotettu hyöty  $EU_1$  optimaalisessa järjestelmässä saadaan seuraavasti

$$(L44) \quad EU_1 = p_1 k_1 \ln(b_1) + (1 - p_1) 26 \ln(b_1) + (1 - p_1) p_2 (k_2 - 26) \ln(b_2) \\ + (1 - p_1) (1 - p_2) 78 \ln(b_2),$$

jossa  $k_1 = k_{01}[1 + E_1(b_1 - b_0)/b_0]$  ja  $p_1$  määritellään yhtälössä (L48). Puoli vuotta työttömänä olleen odotettu hyöty on

$$(L45) \quad EU_2 = p_2 (k_2 - 26) \ln(b_2) + (1 - p_2) 78 \ln(b_2),$$

jossa  $k_2 = k_{02}$ , koska korvausjousto  $E_2$  toisella periodilla on nolla. Optimaalisen järjestelmän  $FU_1$  on

$$(L46) \quad FU_1 = p_F (k_F - k_1) \ln(b_1) + (1 - p_F) (26 - k_1) \ln(b_1) \\ + (1 - p_F) p_2 (k_2 - 26) \ln(b_2) + (1 - p_F) (1 - p_2) 78 \ln(b_2),$$

jossa  $p_F = p_{0F}[1 + EP_1(b_1 - b_0)/b_0]$  ja  $k_F = k_{0F}[1 + E_1(b_1 - b_0)/b_0]$ .

Kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallista saatavan optimaalisen korvausjärjestelmän kustannukset työtöntä kohti ovat

$$(L47) \quad B = p_1 k_1 b_1 + (1 - p_1) 26 b_1 + (1 - p_1) p_2 (k_2 - 26) b_2 + (1 - p_1) (1 - p_2) 78 b_2.$$

Seuraavaksi aletaan etsiä työttömyyskorvausten optimaalista aikauraa, kun työttömäksi joutuva kohtaa kuviossa 7 havainnollistetun aselman. Työttömäksi joutuneen hyödyn maksimointi annetuilla kustannuksilla tai vaihtoehtoisesti järjestelmän kustannusten minimoointi siten, että työttömäksi joutuvien odotettu hyöty pidetään vakiona, johtaa periodien väliseen optimointiongelmaan. Tällaiseen ongelmaan on yleensä sovellettava dynaamista ohjelmointia. Olen aiemmin pro gradu työssäni (ks. Pihkala 1994, 67–68) osoittanut, että käsiteltävän aselman tarkastelu dynaamisen

ohjelmoinnin avulla johtaa lopulta siihen, että ensimmäisen periodin optimointiongelman ratkaisu on samalla koko asetelman ongelman ratkaisu.

Kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallin varsinaiseksi optimointiongelmakeksi siis jää työttömyysvakuutusjärjestelmän kustannusten (B) minimointi ehdolla, että työttömäksi joutuvan odotettu hyöty ensimmäisen periodin alussa ( $EU_1$ ) on vertailujärjestelmän  $EU_1$ :n suuruinen. Edetään optimointiongelman ratkaisussa Shavellin ja Weissin (1979) esimerkin mukaan. Oletetaan, että yhtälöparin (L39) mukaiset (ks. edeltä liite 4)  $z_1(b_1, b_2)$ :n ja  $e_1$ :n vaikutukset ehdolliseen työllistymistodennäköisyyteen  $p_1$  ovat sellaiset, että  $p_1$  voidaan ilmaista muodossa

$$(L48) \quad p_1 = 1 - a \exp[-f(u_1 - FU_1)].$$

Yhtälö vastaa Shavellin ja Weissin käyttämää yhtälöä (32).  $FU_1$  kuvaa odotettua hyötyä työn etsinnän jatkamisesta hetkellä  $k_1$ .  $FU_1$  on määritelty yhtälöissä (L42) ja (L46) ja se vastaa Shavellin ja Weissin määrittelemää termiä  $EU_{t+1}$ . Sivulla 61 on tehty oletus, että hyöty viikon palkasta eli  $u(w) = \ln(w) = \ln(1) = 0$ .  $u_1$  on työllistymisestä seuraava hyöty ja se voidaan laskea summana viikkopalkoista saatavista hyödyistä, joten myös  $u_1 = 0$ . Tällöin yhtälöstä (L48) saadaan

$$(L49) \quad p_1 = 1 - a \exp(fFU_1).$$

Työttömyyskorvausten optimaalisen aikauran etsiminen edellyttää  $a$ :n ja  $f$ :n arvojen laskemista vertailujärjestelmästä. Laskemista varten otetaan yhtälöstä (L49) osittaisderivaatta

$$(L50) \quad \frac{\partial p_1}{\partial b_1} = -af \frac{p_F(k_F - k_1) + (1 - p_F)(26 - k_1)}{b_1} \exp(fFU_1) \quad \Big| \frac{b_1}{p_1}.$$

Tämä kerrotaan sopivasti, jotta saadaan työllistymistodennäköisyyden korvaussuhdejousto

$$(L51) \quad EP_1 = \frac{b_1}{p_1} \frac{\partial p_1}{\partial b_1} = -af \frac{p_F(k_F - k_1) + (1 - p_F)(26 - k_1)}{p_1} \exp(fFU_1).$$

$a$ :n ja  $f$ :n arvot voidaan ratkaista yhtälöparista [(L49), (L51)], kun  $b_1$ ,  $p_1$ ,  $p_F$ ,  $k_1$ ,  $k_F$  ja  $EP_1$  tunnetaan.

Kun kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallilla aletaan etsiä työttömyyskorvausten optimaalista aikauraa, on ensimmäiseksi tarkasteltava vertailujärjestelmää. On laskettava työttömäksi joutuneen henkilön odotetut hyödyt  $EU_1$  ja  $FU_1$  liitteen 5 yhtälöistä (L40) ja (L42) sekä järjestelmän kustannukset yhtälöstä (L43). Tätä varten tarvitaan todelliseen havaintoaineistoon perustuvat arviot muuttujien  $p_{01}$ ,  $p_{0F}$ ,  $p_{02}$ ,  $k_{01}$ ,  $k_{0F}$  ja  $k_{02}$  arvoista. Kettusen (1989, 50) esittämässä työttömyyden eloonjäämistaulussa (havainnot ovat vuosilta 1985 ja 1986) 2339 työttömästä 1887:n työttömyys päättyi ensimmäisten 26 viikon aikana. Sen perusteella esimerkkilaskelmassa käytetään arvoa  $p_{01} = 1887 / 2339 = 0,807$ , vaikka itse asiassa luku on työttömyyden päättymisen ehdollinen todennäköisyys. Vastaavasti ehdolliseksi työllistymistodennäköisyydeksi seuraavien 78 viikon aikana saadaan  $p_{02} = 448 / 452 = 0,991$ .  $p_{0F}$ :n arvo määritellään seuraavasti. Oletetaan, että ensimmäisellä periodilla työllistyvillä on tietty vakiona pysyvä ehdollinen työllistymistodennäköisyys viikossa  $p_v$ , jolle pätee

$$(L52) \quad 1 - p_1 = S(26 \text{ viikkoa}) = (1 - p_v)^{26},$$

jossa  $S(t)$  on työttömyyden eloonjäämisfunktio. Koska  $p_{0F}$  on ehdollinen työllistymistodennäköisyys hetken  $k_{01}$  ja ensimmäisen periodin loppuhetken välillä, saadaan

$$(L53) \quad 1 - p_{0F} = S(26 \text{ viikkoa} - k_{01}) = (1 - p_v)^{26 - k_{01}}.$$

Kettusen esittämästä eloonjäämistaulusta lasketut keskimääräiset työttömyyden kestot ovat  $k_{01} = 8,08$  viikkoa,  $k_{0F} = 14,62$  ja  $k_{02} = 49,57$  viikkoa.  $p_{0F}$ :n arvoksi saadaan 0,678.

Vertailujärjestelmän  $EU_1$ :n ja  $FU_1$ :n arvojen laskemisen lisäksi työttömyyden keston korvaussuhdejouston  $E_1 = (dk_1/db) / (b/k_1)$  arvosta ensimmäisellä periodilla on tehtävä oletus, esimerkiksi  $E_1 = 0,4$ . Tämän muuttaminen työllistymisen todennäköisyyden korvaussuhdejoustoksi  $EP_1 = (dp_1/db) / (b/p_1)$  ei ole niin yksinkertaista kuin Shavellin ja Weissin mallissa, jossa periodin pituus on selvästi lyhyempi kuin keskimääräinen työttömyyden kesto  $k$  (viikkoa). Jos periodin pituus  $t$  on yksi viikko (kuten Shavellilla ja Weissilla), voidaan tulkita, että ehdollinen työllistymistodennäköisyys  $p_t = 1/k$ , jos  $p_t$  on vakio ( $p_t = p^*$ ). Tällöin työttömyyden eloonjäämisfunktio  $S(t)$  voidaan ilmaista muodossa

$$(L54) \quad S(t) = (1 - p^*)^t = (1 - 1/k)^t,$$

jossa  $t$  on työttömyyden kesto. Vastaavasti työllistymisen todennäköisyyden kertymäfunktio  $G(t)$  on

$$(L55) \quad G(t) = 1 - S(t) = 1 - (1 - 1/k)^t.$$

(Ks. s. 18–19.) Kahden vuoden työttömyysvakuutuksen mallissa ensimmäisen periodin pituus on 26 viikkoa. Tällöin  $p_1$  tarkoittaa todennäköisyyttä, että henkilö työllistyy 26 viikon kuluessa työttömyyden alusta. Oletetaan, että ehdollinen työllistymistodennäköisyys on sama ensimmäisen periodin jokaisella viikolla, jolloin

$$(L56) \quad p_1 = G(26) = 1 - (1 - 1/k_1)^{26}.$$

$p_1$ :n ja  $k_1$ :n välinen riippuvuus löydetään derivoimalla yhtälö (L56) seuraavasti

$$(L57) \quad \frac{\partial p_1}{\partial k_1} = \frac{-26}{k_1^2} \left( \frac{k_1 - 1}{k_1} \right)^{25} = \frac{-26(k_1 - 1)^{25}}{k_1^{27}}.$$

$EP_1$  saadaan  $E_1$ :n avulla seuraavasti

$$(L58) \quad EP_1 = E_1 \frac{\partial p_1 / \partial k_1}{p_1 / k_1} = E_1 \frac{-26(k_1 - 1)^{25}}{k_1^{27} (p_1 / k_1)} = E_1 \frac{-26(k_1 - 1)^{25}}{k_1^{26} p_1}.$$

Tämän luvun esimerkkilaskelmassa seurataan sivun 49 esimerkkiä ja käytetään arviota  $E_1 = 0,4$ . Tällöin esimerkkilaskelmassa  $EP_1$ :n arvoksi saadaan  $-0,059$ . Kun kaikki tarvittavat muuttujien arvot on selvitetty, voidaan lopulta ratkaista  $a$ :n ja  $f$ :n arvot sijoittamalla  $b_0$ ,  $p_{01}$ ,  $p_{0F}$ ,  $k_{01}$ ,  $k_{0F}$ ,  $FU_1$  ja  $EP_1$  yhtälöpariin [(L49), (L51)].

$a$ :n ja  $f$ :n arvojen löytymisen jälkeen siirrytään vertailujärjestelmästä etsimään uusia optimaalisia  $b_1$ :n ja  $b_2$ :n arvoja. Tarkoituksena on löytää korvaussuhteet, joilla järjestelmän kustannukset ovat mahdollisimman pienet ilman, että työttömäksi joutuneiden odotettu hyöty  $EU_1$  vähenee vertailujärjestelmästä tulevaa odotettua hyötyä pienemmäksi. Laskettujen  $a$ :n ja  $f$ :n arvojen oletetaan pätevän myös optimaalisessa järjestelmässä. Nämä sekä halutut  $b_1$ :n ja  $b_2$ :n arvot syötetään tietokoneelle, jolla lasketaan yhtälön (L49) mukainen  $p_1$ :n arvo. Kokeilemalla erilaisia korvaussuhteita saadaan kunkin aikauran  $EU_1$  ja kustannukset  $B$ .

Käytännössä optimaaliset korvaussuhteet joudutaan siis etsimään kokeilemalla ja toistamalla laskurutiinia riittävän useaan kertaan. Tämä voidaan tehdä esimerkiksi niin, että ensin syötetään tietokoneelle jokin  $b_1$ :n arvo. Sen jälkeen kokeillaan, millä  $b_2$ :n arvolla  $EU_1$  on sama kuin vertailujärjestelmässä ja luetaan kyseisen aikauran ( $b_1$ ,  $b_2 |_{EU_1}$ ) kustannukset. Kun  $b_1$ :lle on kokeiltu arvoja riittävän tihein välein ja jokaiselle kokeillulle  $b_1$ :n arvolle on löydetty  $EU_1$ :n vakiona pitävä  $b_2$ :n arvo, nähdään mikä aikaura saa aikaan pienimmät kustannukset.

---



---

**TAULUKKO L2.** Muuttujien arvot esimerkkilaskelmassa

---



---

vertailujärjestelmä:

$p_{01} = 0,807$	$k_{01} = 8,08$	$b_0 = 0,70$	$EU_1 = -5,771755$
$p_{0F} = 0,6782$	$k_{0F} = 14,62$		$FU_1 = -6,400353$
$p_{02} = 0,991$	$k_{02} = 49,57$		$B_0 = 11,32748$
$E_1 = 0,4$	$EP_1 = -0,058654$	$a = 0,2283$	$f = 0,02624$

Optimaalinen järjestelmä:

$p_1 = 8,0596$	$k_1 = 8,0061$	$b_1 = 0,684$	$EU_1 = -5,771755$
$p_F = 0,6785$	$k_F = 14,486$	$b_2 = 0,7401$	$FU_1 = -6,194769$
$p_2 = 0,991$	$k_2 = 49,57$		$B = 11,31987$

---



---