

VATT-TUTKIMUKSIA
44
VATT-RESEARCH REPORTS

Juha Rantala

TYÖVOIMAPOLITIIKAN ROOLI JA
TYÖTTÖMIEN TYÖLLISTYMINEN

Valtion taloudellinen tutkimuskeskus
Government Institute for Economic Research
Helsinki 1998

ISBN 951-561-228-4

ISSN 0788-5008

Valtion taloudellinen tutkimuskeskus

Government Institute for Economic Research

Hämeentie 3, 00530 Helsinki, Finland

Email: juha.rantala@hkkk.fi

J-Paino Oy

Helsinki, maaliskuu 1998

JUHA RANTALA: TYÖVOIMAPOLITIIKAN ROOLI JA TYÖTTÖMIEN TYÖLLISTYMINEN (LABOUR MARKET POLICY AND THE PROBABILITY OF LEAVING UNEMPLOYMENT). Helsinki, VATT, Valtion taloudellinen tutkimuskeskus, Government Institute for Economic Research, 1998, (B, ISSN 0788-5008, No 44). ISBN 951-561-228-4.

Tiivistelmä: Työssä analysoidaan työttömien työllistymiseen vaikuttavia tekijöitä vuosina 1988, 1990 ja 1992. Tutkimusaineistona on eri rekisteriaineistoja yhdistämällä muodostettu yksilötason seuranta-aineisto vuosilta 1987-1992. Tulosten mukaan työttömän todennäköisyys työllistyä kasvoi, jos työllistymisestä saatava odotettu tulotaso kasvoi tai jos työttömyysajan tulotaso pieneni. Työllisyysajan tuloilla oli työttömyysajan tuloja suurempi merkitys. Tulokäsitteenä käytettiin kotitalouskohtaisia käytettävissä olevia tuloja. Aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden havaittiin usein edistäneen sen piiriin ensimmäistä kertaa osallistuneen työttömän työllistymistä. Etenkin koulutuksen työllisyysvaikutukset olivat hyvät. Toimenpiteiden piiriin osallistui myös varsin heikosti työllistyviä yksilöitä. Tämän ryhmän osuus kasvoi etenkin vuonna 1992, jolloin myös muidenkin toimenpiteillä olleiden työttömien työllistyminen heikkeni merkittävästi. Vuonna 1992 toimenpiteistä saatavat taloudelliset etuudet saattoivat myös hidastaa työllistymistä. Tulosten mukaan työvoiman kysynnän lasku on kuitenkin ollut suurin yksittäinen syy lama-ajan heikkoon työllistymiseen. On myös luultavaa, että työttömyyden pitkittyminen on alentanut työttömän mahdollisuuksia saada työtilaisuuksia, mistä syystä hänen työttömyytensä on pitkittynyt entisestään.

Asiasanat: Työvoimapolitiikka, elinaikamallit

JUHA RANTALA: TYÖVOIMAPOLITIIKAN ROOLI JA TYÖTTÖMIEN TYÖLLISTYMINEN (LABOUR MARKET POLICY AND THE PROBABILITY OF LEAVING UNEMPLOYMENT). Helsinki, VATT, Valtion taloudellinen tutkimuskeskus, Government Institute for Economic Research, 1998, (B, ISSN 0788-5008, No 44). ISBN 951-561-228-4.

Abstract: In this study factors affecting the probability of leaving unemployment in Finland in 1988, 1990 and 1992 are examined. The analysis is based on the unique individual level panel data (1987-1992) collected from different registers. According to the results, the probability of finding a job from the open labour market increases if the income, during unemployment, decreases or if the expected income, during employment, increases. The income in work had stronger effect on the job finding rate than the income in unemployment. The income variables were measured as a disposable income of the family. Active labour market programmes, especially education, were found to be effective for the persons who had no previous experience of participating in programmes. On the other hand, many persons participating in programmes had a very poor prospects of finding a job. The share of this "discouraged" group increased rapidly in 1992, when also the chances of employment of the other participants fell substantially. The results indicate too that the financial benefit of the programmes may have had some negative employment effect in 1992. However, it turns out that the sharp decline in labour demand in 1992 was the most influential reason of the prolonged unemployment. There is also some indirect evidence that the job offer probability decreases as the length of time being unemployed increases

Key words: Labour market policy, duration models

Esipuhe

Työttömyys on Suomessa varsin korkealla tasolla. Työttömyyden torjunta on siten yhteiskuntapolitiikan keskeinen pyrkimys. Vaikka työttömyyden lasku onkin jo tosiasia, ei massatyöttömyydestä ole vielä päästy. Etenkin pitkäaikaistyöttömyydestä uhkaa tulla merkittävä yhteiskunnallinen ongelma. Tämän uhan torjumiseksi uuden tutkimustiedon saaminen työttömyyden taustasyistä ja siitä miten julkisen vallan käytössä olevin keinoin työllisyyskehitystä voidaan edistää ovat ensiarvoisen tärkeitä. Siksi Valtion taloudellinen tutkimuskeskus pitää erittäin tärkeänä tutkimusta, jossa selvitetään työvoimapolitiittisten toimenpiteiden vaikutavuutta.

Tässä tutkimuksessa työttömien työllistymiseen vaikuttavia tekijöitä analysoidaan laajan yksilötason aineiston avulla. Analyysin mielenkiintoa lisää se, että siinä tarkastellaan sekä vuosien 1988 ja 1990 hyvän työllisyystilanteen, että vuoden 1992 suurtyöttömyyden ajanjaksoja. Erityistä huomiota tutkimuksessa kiinnitetään taloudellisten kannustimien ja työvoimapolitiikan työllisyysvaikutuksiin. Työssä pohditaan myös sitä, onko työttömyys itseään ruokkiva, toisin sanoen heikentääkö työttömyyden pitkittyminen työttömän mahdollisuuksia saada työtarjous. Tutkimuksessa tarkastellaan myös tekijöitä, joiden seurauksena yksilön työttömyys päättyy aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden piiriin tai työvoiman ulkopuolelle siirtymiseen.

Tutkimus kuuluu osana Valtion taloudellisen tutkimuskeskuksen "verotus, kannustimet ja työllisyys" -projektikokonaisuuteen, jonka tavoitteena on muodostaa kokonaiskuva työvoima- ja eläkepolitiikan vaikutuksista työikäisen väestön työmarkkina-asemiin.

Helsingissä 26. maaliskuuta 1998

Reino Hjerppe

Saatteeksi

Tutkimus on hyväksytty tammikuussa 1998 Helsingin Kauppakorkeakoulun lissensiaattityöksi.

Kiitän lämpimästi Reija Liljaa Elinkeinoelämän tutkimuslaitoksesta ja Ilpo Suoniemeä Palkansaajien tutkimuslaitoksesta ystävällisistä neuvoista. Tor Erikssonia Aarhusin Kauppakorkeakoulusta kiitän hyvistä kommentteista. Yrjö Vartialle Helsingin Yliopistosta esitän kiitokset tutkimusaineiston muodostamiseen liittyvistä neuvoista. Valtion taloudellisesta tutkimuskeskuksesta kiitän Antti Romppasta arvokkaista kommentteista, Helinä Siléniä työn ulkoasun viimeistelystä sekä Nina Intosta tutkimusavusta. Erityiskiitokset haluan esittää Pasi Holmille yhteistyöstä tutkimuksen ideoinneissa sekä Tomi Kyyrälle ja Marjo Pyyllle yhteistyöstä tutkimuksen aikana.

Juha Rantala

Yhteenveto

Tutkimuksessa analysoidaan työttömien työllistymistä avoimille työmarkkinoille vuosina 1988, 1990 ja 1992. Erytistä huomiota kiinnitetään työttömän ja hänen perheensä taloudelliseen asemaan, työllistymisen taloudelliseen kannattavuuteen, aktiivisiin työvoimapolitiittisiin toimenpiteisiin ja työttömän työmarkkinahistoriaan. Tutkimuksessa tarkastellaan lisäksi sitä onko työllistymättömyyden taustalla "työelämästä syrjäytyminen" eli se, että työttömyyden pitkittyminen alentaa työttömän mahdollisuuksia saada työtarjous, mistä johtuen hänen työttömyytensä pitkittyy entisestään. Työllistymiseen johtaneiden syiden ohella tutkimuksessa pohditaan myös tekijöitä, joiden seurauksena yksilön työttömyys päättyy aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden piiriin tai työvoiman ulkopuolelle siirtymiseen. Analyysin mielenkiintoa lisää se, että siinä työllistymistä tarkastellaan eri suhdannevaiheissa.

Tutkimusaineistona on laaja, kansainvälisestikin arvioiden ainutlaatuinen yksilötason seuranta-aineisto, jonka perusjoukko on vuosina 1988, 1990 ja 1992 työministeriön työnhakijarekisterin työttömyytensä päättäneet henkilöt. Perusjoukosta on suoritettu otos ja otoshenkilöille on liitetty seurantatiedot vuosilta 1987-1992. Yhteensä otoksessa on noin 15 000 työtöntä. Aineiston seurantatiedot koostuvat työnhakijarekisteristä saatujen työttömien työmarkkina-asemien ja työttömille kohdennettujen toimenpiteiden lisäksi Tilastokeskuksen työssäkäyntirekisterin lukuisista taustatiedoista koko seuranta-ajalta. Tämä mahdollistaa työttömyyden erilaisten päättymissyiden aikaisempaa luotettavamman selvittämisen. Usein esimerkiksi avoimille työmarkkinoille työllistyneitä työttömiä ei ole voitu erotella aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden avulla työllistyneistä. Aineistossa on myös yksilötason tulo-, vero- ja tulonsiirtotiedot sekä tiedot työttömien perhetaustasta kuten aviopuolison sosioekonomisesta asemasta ja lasten lukumääristä. Näiden tietojen ansiosta voidaan puolestaan laskea perhekohtaiset tulot sekä työttömyys- että työllisyysajalta.

Tutkimuksen teoreettisena pohjana on etsintäteoria, jonka avulla työttömän työnetsintää voidaan kuvata dynaamisessa ja epävarmassa maailmassa. Työn tilastollisena menetelmänä ovat elinaikamallit, joiden avulla työttömän työllistymistodennäköisyyttä voidaan selittää siihen vaikuttavilla taustasyillä. Koska työllistyminen voi riippua työttömyyden kestosta, työllistymistodennäköisyyttä arvioidaan työttömyyden keston eri vaiheissa.

Tutkimustulosten perusteella työttömän ja hänen perheensä taloudelliseen asemaan liittyvät tekijät vaikuttavat työllistymiseen. Vuosina 1988, 1990 ja 1992 työllistymisen todennäköisyys kasvoi, jos työllistymisestä saatava odotettavissa oleva tulo kasvoi tai jos työttömyysaikainen tulotaso pieneni. Työllisyysajan tuloilla oli työttömyysajan tuloja suurempi työllisyysvaikutus. Tulokäsittäänä käytettiin kotitalouskohtaisia käytettävissä olevia tuloja. Aktiivisista työvoima-

poliittisista toimenpiteistä saatavat taloudelliset etuudet saattoivat vuonna 1992 hidastaa työttömien työllistymistä, sillä korkeaa työttömyysturvaa saavat työttömät työllistyivät muita työttömiä hitaammin, kun odotettavissa oleva ajankohta toimenpiteiden piiriin siirtymiselle lähestyi. Muina vuosina erisuuruista työttömyysajan tuloja saavien työllistymisissä ei merkittävää eroa ollut.

Aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden työllisyysvaikutukset riippuvat toimenpiteen tyypistä, kohderyhmästä, työttömän henkilökohtaisista ominaisuuksista ja suhdannetilanteesta. Tulosten mukaan toimenpiteille osallistuminen usein edisti sinne ensimmäistä kertaa osallistuneen työttömän työllistymistä. Etenkin työvoimapolitiittiseen koulutuksen työllisyysvaikutukset olivat hyvät. Toisaalta toimenpiteiden piiriin osallistui myös varsin heikosti työllistyviä henkilöitä. Näille henkilöille on ominaista toistuva toimenpiteisiin osallistumisen ja työttömänäolon vuorottelu. Tämän ryhmän osuus kasvoi etenkin vuonna 1992, jolloin myös muidenkin toimenpiteillä olleiden työttömien työllistyminen muihin työttömiin verrattuna heikkeni merkittävästi.

Tutkimuksen perusteella työvoiman kysynnän lasku (työtarjousten vähyyks) on odotetusti ollut suurin yksittäinen syy lama-ajan heikkoon työllistymiseen. Eniten lama heikensi nuorten, iäkkäiden ja heikosti koulutettujen työttömien asemaa. Tutkimus antoi myös tukea sille, että työttömyys on itseään ruokkiva. Vuonna 1992 työllistymisen todennäköisyys pysyi kuitenkin työttömyyden eri vaiheissa samankaltaisena kuin vuosina 1988 ja 1990, vaikka suurtyöttömyyden oloissa "työelämästä" syrjäytymisen voisi olettaa voimistuvan. Toisaalta vuonna 1992 lama oli vasta alkanut, eikä pitkään työttöminä olleiden määrä ollut ehtinyt kasvaa suureksi. Lisäksi valtaosa yli vuoden mittaisista työttömyyksistä katkaistiin toimenpitein. Tällöin on mahdollista, että työelämästä syrjäytyminen ei ilmene työttömyyden pitkittymisenä, vaan pikemminkin toistuvaistyöttömyyden kasvuna.

Työttömyyden katkeaminen työvoiman ulkopuolelle tai aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden piiriin siirtymiseen vaikuttavat usein aivan eri tekijät kuin mitkä vaikuttavat työllistymiseen avoimille työmarkkinoille. Tästä syystä onkin tärkeää, että näitä työttömyyden päättymisen syitä analysoidaan omina ryhminään. Tutkimuksen mukaan työvoiman ulkopuolelle tai aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden piiriin siirtymiseen vaikuttivat erityisesti suhdannetilanne, työvoima- ja eläkepolitiikkaa koskevat säädökset sekä resurssit, joita työttömyyden hoitoon suunnattiin. Työttömien naisten havaittiin siirtyvän työttömiä miehiä useammin aktiivisten toimenpiteiden piiriin ja työvoiman ulkopuolelle.

Sisällys

Yhteenveto

1 Johdanto	1
2 Työnetsintäteoria	6
2.1 Etsintäteorian stationaarinen perusmalli	6
2.2 Epästationaarisuus ja työttömyyden vaihtoehtoiset päättymisen syyt	11
2.2.1 Esimerkki	13
2.3 Riskifunktio etsintäteoriassa	18
3 Aikaisemmat empiiriset tutkimukset	22
3.1 Työttömyysturvaa ja negatiivista duraattoriippuvuutta käsittelevät tutkimukset	22
3.1.1 Ulkomaiset tutkimukset	23
3.1.2 Suomalaiset tutkimukset	26
3.2 Aktiivista työvoimapolitiikkaa käsittelevät yksilötason tutkimukset	29
3.3 Yhteenveto	32
4 Elinaikamalleista	34
4.1 Peruskäsitteet	34
4.2 Työttömyyden kestoa kuvaavat ei-parametriset menetelmät	37
4.3 Työllistymistä selittävät tilastolliset mallit	38
4.3.1 Proportionaalisen riskin mallit	39
4.3.2 Accelerated failure-time mallit	40
4.4 Elinaikamallien erityispiirteistä	41
4.4.1 Havaitsematon heterogeenisuus	41
4.4.2 Työttömyyden vaihtoehtoiset päättymissyöt	42
4.5 Teoriaan soveltuvan tilastollisen mallin valinnasta	44
5 Semiparametriset mallit	46
5.1 Cox:n malli	46
5.2 Ryhmitely proportionaalisen riskin malli	48

6 Tutkimusaineisto	52
6.1 Tutkimusaineiston muodostaminen	52
6.2 Keskeiset muuttujat	56
6.3 Työttömyyden kestoa kuvaavat jakaumat	62
7 Työttömien työllistyminen avoimille työmarkkinoille vuosina 1988, 1990 ja 1992	66
7.1 Aktiiviset työvoimapolitiittiset toimenpiteet ja työttömyyttä edeltävä toiminta	67
7.2 Työllistymisen taloudellinen kannattavuus	73
7.3 Työvoiman kysyntään liittyvien tekijöiden työllisyysvaikutuksista	78
7.4 Muut työllistymiseen vaikuttavat tekijät	82
8 Työttömyyden päättyminen aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden piiriin tai työvoiman ulkopuolelle siirtymiseen vuosina 1988, 1990 ja 1992	85
8.1 Työttömyyden päättyminen aktiivisille työvoimapolitiittisille toimenpiteille	85
8.2 Työttömyyden päättyminen työvoiman ulkopuolelle siirtymiseen	92
9 Yhteenveto	96
Lähteet	99
Liite 1	105
Liite 2	112
Liite 3	114
Liite 4	115
Liite 5	116

1 Johdanto

Työttömyys on Suomessa noussut ennätysellisen korkealle tasolle. Työttömyyden nousu oli tämän vuosikymmenen alussa lisäksi erittäin nopeaa. Viime vuosikymmenen lopun tilanteeseen verrattuna työttömyysaste oli pahimmillaan lähes viisinkertainen vuonna 1994. Sen jälkeen kansantuote on kasvanut ripeästi eikä massiivisia irtisanomisia enää ole esiintynyt. Työttömyys on kuitenkin laskenut hitaasti. Yli vuoden työttömänä olleiden osuus kaikista työttömistä on vuosina 1988-1996 yli kolminkertaistunut. Pitkäaikaistyöttömyyden jääminen korkealle tasolle on yhteiskunnan merkittävimpiä uhkia. Tämän ongelman lieventäminen on työvoimapolitiikan tärkein haaste, mistä johtuen myös julkinen keskustelu työvoimapolitiikasta on ollut vilkasta. Keskustelua on valitettavasti leimannut kapea-alaisuus ja vastakkainasettelu. Monet ehdotukset työllistymistä edistävästä toimista on leimattu suoralta kädeltä tehottomiksi tai niitä pidetään ainoina oikeina.

Suosittu työvoimapoliittinen keino työllistymisen nopeuttamiseksi on ollut työttömyysturvan tason alentaminen. Ylimoitettun työttömyys- ja sosiaaliturvan on katsottu pidentäneen työttömyysjaksojen kestoja, kun riittävää taloudellista kannustinta työn pikaiseen hyväksymiseen ei ole. Vastakkaisena mielipiteenä on esitetty, ettei työttömyys johdu työhaluttomuudesta, vaan siitä, että avoimia työpaikkoja ei yksinkertaisesti ole riittävästi tarjolla. Työttömyys voi olla lisäksi itseään ruokkiva; työttömyyden pitkittyminen alentaa yksilön mahdollisuuksia saada työtarjous. Työttömyysturvan leikkaaminen ei siten lisäisi työllisyyttä, vaan heikentäisi lähinnä työttömien taloudellista asemaa ja alentaisi tätä kautta myös kokonaiskysyntää.

Toiseen työvoimapolitiikan lohkoon, aktiivisiin työvoimapoliittisiin toimenpiteisiin, kohdistuu myös ristiriitaisia käsityksiä. Yhtäältä toimenpiteitä kohtaan on esitetty kritiikkiä siitä, että niiden ainoa "hyöty" on säilyttää työttömän korkea työttömyysaikainen tulotaso. Toimenpiteelle osallistuminen antaa nimittäin mahdollisuuden ansiosidonnaisen työttömyyskorvauksen jatkumiselle myös toimenpiteen jälkeen. Toisaalta toimenpiteiden etuna on pidetty sitä, että koulutusta ja työtilaisuuksia tarjoamalla työllistymistä voidaan edes jossain määrin nopeuttaa. Nykyisen heikon työllisyyden aikana toimenpiteiden tärkein tehtävä on estää työttömien laajamittainen työelämästä syrjäytyminen tulevaisuudessa.

Taloustieteilijät eivät myöskään ole välttyneet kapea-alaisuudelta työvoimapolitiikan vaikutuksia tutkiessaan. Katsauksessaan, joka käsitteli lähinnä työttömyysturvan työllisyysvaikutuksista tehtyjä taloustieteellisiä tutkimuksia 1980-luvulla, Atkinson ja Micklewright (1991) kritisoiivat sitä, ettei erilaisia työmarkkinatiloja ja niiden välistä dynamiikkaa ole riittävästi otettu huomioon. Vaikka työttömien työllistyminen olisi ensisijainen kiinnostuksen kohde, tulee myös muut työttömyyden päättämisen vaihtoehdot, kuten työvoiman ulkopuolelle tai aktiivisten työvoimapoliittisten toimenpiteiden piiriin siirtyminen ottaa huomi-

oon. Tämä on useissa tutkimuksissa laiminlyöty. Myös työttömyysturvaan, verotukseen ja tulonsiirtoihin liittyvät erityispiirteet on usein sivuutettu. Yhtäältä työttömyysturvan tasoon vaikuttavat aviopuolison tulot tai ehdot työttömyysturvan saamisesta (karenssiaika, työssäoloehto) voivat alentaa työttömän saamaa työttömyyskorvausta. Toisaalta verotuksen ja erilaisten tulonsiirtojen yhteisvaikutuksesta saattaa syntyä tilanne, jossa yksilön (tai hänen perheensä) käytettävissä olevat tulot jopa vähenevät, jos hän työllistyy.

Kokonaisvaltaisia yksilötason aineistoon pohjautuvia tutkimuksia työvoimapolitiittisten toimenpiteiden, työttömyysturvan, verotuksen ja tulonsiirtojen työllisyysvaikutuksista ei Suomessa ole juuri tehty. Suuri syy tähän on ollut sopivan tilastoaineiston puute. Työllistymiseen vaikuttavien tekijöiden arvioimiseksi tietoja tarvittaisiin työttömän demografisten ja sosio-ekonomista asemaa kuvaavien ominaisuuksien lisäksi myös työttömäksi tuleminen taustasyistä, työttömänäoloajasta ja työttömyyden päättymisen muista vaihtoehdoista. Esimerkiksi avoimille työmarkkinoille työllistyneet olisi voitava erotella toimenpiteiden avulla työllistetyistä työttömistä. Aktiivisten työvoimapolitiittisista toimenpiteiden vaikutusten tutkimiseksi tarvitaan puolestaan tiedot toimenpiteiden piiriin osallistuneen työttömän työmarkkina-asemasta ennen ja jälkeen toimenpiteen. Taloudellisten kannustimien vaikutusten selvittämiseksi olisi puolestaan tiedettävä työttömän ja hänen perheensä taloudellinen asema ja se miten taloudellinen asema muuttuisi, jos työtön työllistyisi. Lisäksi työllistymiseen vaikuttavat monet muut syyt, kuten työvoiman kysyntä ja sen rakenne, työmarkkinoiden koko sekä vallitseva suhdanetilanne.

Valtion taloudellinen tutkimuskeskus (VATT) käynnisti vuonna 1995 tutkimuskokonaisuuden, jossa työttömyyden taustasyitä pyritään kartoittamaan. Tutkimusaineistona on laaja, kansainvälisestikin arvioiden ainutlaatuinen yksilötason seuranta-aineisto, jonka perusjoukkoina ovat vuosina 1988, 1990 ja 1992 työministeriön työnhakijarekisterin työttömyytensä päättäneet henkilöt ja vuoden 1990 työkäinen väestö. Perusjoukosta on poimittu otos ja otoshenkilöille on liitetty seurantatiedot vuosilta 1987-1992. Aineiston seurantatiedot koostuvat työnhakijarekisteristä saatujen työttömien työmarkkina-asemien ja työttömille kohdennettujen toimenpiteiden lisäksi Tilastokeskuksen työssäkäyntirekisterin lukuisista taustatiedoista koko seuranta-ajalta. Tämä mahdollistaa työttömyyden erilaisten päättymissyiden aikaisempaa luotettavamman selvittämisen. Usein esimerkiksi avoimille työmarkkinoille työllistyneitä työttömiä ei ole voitu erotella aktiivisten työvoimapolitiittisin toimenpiteiden avulla työllistyneistä. Aineistossa on myös yksilötason tulo-, vero- ja tulonsiirtotiedot sekä tiedot työttömien perhetaustasta kuten aviopuolison sosioekonomisesta asemasta ja lasten lukumääristä. Näiden tietojen ansiosta voidaan puolestaan laskea perhekohtaiset tulot sekä työttömyysettä työllisyysajalta.

VATT:n aikaisemmissa tutkimuksissa on tarkasteltu työllistymisen taloudellista kannattavuutta, kun yksilön ja hänen perheensä bruttotulojen lisäksi on otettu huomioon myös perheen maksamat verot ja saamat tulonsiirrot. Holm, Pyy, Rantala (1996) tutkivat minkäläisen sosioekonomisen taustan omaavat työttömät ovat työllistyneet ja miten heidän kotitalouskohtaiset käytettävissä olevat tulot ovat työllistymisen johdosta muuttuneet. Kyyrä (1996) sekä Holm ja Kyyrä (1997) tutkivat tilannetta, jossa työttömille estimoitiin odotettavissa olevat alkupalkat ja vastaavat kotitalouskohtaiset käytettävissä olevat tulot, jos he työllistyivät. Näin voitiin tarkastella myös niitä työttömiä, joille työllistyminen ei vielä ollut tapahtunut.

Tässä työssä tarkastellaan avoimille työmarkkinoille työllistymiseen vaikuttavia tekijöitä analysoimalla vuosina 1988, 1990 ja 1992 työttömyytensä päättäneitä henkilöitä. Tavoitteena on liittää analyysiin johdannon alussa kuvattuja "realismia" lisääviä piirteitä, joita aikaisemmissa tutkimuksissa ei yleensä ole tarkasteltu. Erityistä huomiota tutkimuksessa kiinnitetään työttömän ja hänen perheensä taloudelliseen asemaan, työllistymisen taloudelliseen kannattavuuteen, aktiivisiin työvoimapolitiittisiin toimenpiteisiin ja työttömän työmarkkinahistoriaan. Tavoitteena on lisäksi tarkastella, onko työttömyyden taustalla se, että työttömyyden pitkittyminen alentaa työttömän mahdollisuuksia saada työtarjous, mistä johtuen hänen työttömyytensä pitkittyy entisestään. Työllistymiseen johtaneiden syiden ohella tutkimuksessa pohditaan myös tekijöitä, joiden seurauksena yksilön työttömyys on päättynyt aktiivisiin työvoimapolitiittisten toimenpiteiden piiriin tai työvoiman ulkopuolelle siirtymiseen. Analyysin mielenkiintoa lisää se, että siinä tarkastellaan sekä vuosien 1988 ja 1990 hyvän työllisyystilanteen, että vuoden 1992 suurtyöttömyyden ajanjaksoja.

Tutkimuksen tilastollisena menetelmänä on elinaikamallit, joita on perinteisesti käytetty työllistymistä (tai työttömyyden kestoa) analysoitaessa. Menetelmien perusideana on selittää työttömän työllistymistodennäköisyyttä siihen vaikuttavilla taustasyillä. Koska työllistyminen voi riippua myös työttömyyden kestosta, työllistymistodennäköisyyttä arvioidaan työttömyyden keston eri vaiheissa. Menetelmiä voidaan soveltaa myös tilanteisiin, joissa työttömyys voi avoimille työmarkkinoille työllistymisen lisäksi päättyä myös esimerkiksi aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden piiriin tai työvoiman ulkopuolelle siirtymiseen. Talousteoreettista pohjaa elinaikamallien käytölle antavat etsintäteoriat, joiden avulla työttömien työnetsintää voidaan kuvata dynaamisessa ja epävarmassa maailmassa.

Työn varsinaisena mallispesifikaationa on ryhmitelty proportionaalisen riskin malli, jota voidaan perinteisiin elinaikamalleihin verrattuna pitää monessa mielessä varsin joustavana.¹ Mallin estimointitavasta johtuen työllistymistodennäköi-

¹ Perinteisillä elinaikamalleilla viitataan tässä yhteydessä taloustieteessä yleisimmin käytettyihin ns. parametrisiin malleihin. Näitä malleja on usein kritisoitu epärealistisuudesta, sillä niissä työllistymisto-

syys voi työttömyyden keston aikana vaihdella täysin vapaasti. Mallin avulla voidaan myös tarkastella työttömyyden aikana tapahtuneita muutoksia. Tällöin esimerkiksi suhdannetilanteen tai työvoimapolitiikan säädösten muutosten vaikutukset voidaan erotella muista työllistymisen taustasyistä. Ryhmiteltyyn proportionaalisen riskin mallin käyttöä puoltaa lisäksi se, että mallin avulla voidaan testata työllistymistodennäköisyyden riippuvuutta työttömyyden kestosta.

Tutkimustulosten mukaan työttömän ja hänen perheensä taloudelliseen asemaan liittyvät tekijät vaikuttavat työllistymiseen. Vuosina 1988, 1990 ja 1992 työllistymisen todennäköisyys nousi, jos työllistymisestä saatava tulo kasvoi tai työttömyysajan tulo laski. Näistä työllisyysajan tuloilla oli työttömyysajan tuloja suurempi työllisyysvaikutus. Tulokäsittelenä käytettiin kotitalouskohtaisia käytettävissä olevia tuloja. Aktiivisista työvoimapolitiittisista toimenpiteistä saatavat taloudelliset etuudet saattoivat vuonna 1992 hidastaa työllistymistä, sillä korkeaa työttömyysturvaa saavat työttömät työllistyivät muita työttömiä hitaammin, kun odotettavissa oleva ajankohta toimenpiteiden piiriin siirtymiselle lähestyi. Muina vuosina erisuuruista työttömyysajan tuloja saavien työllistymisissä ei merkittävää eroa ollut.

Aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden työllisyysvaikutukset riippuvat toimenpiteen tyypistä, kohderyhmästä, työttömän henkilökohtaisista ominaisuuksista ja suhdannetilanteesta.² Tulosten mukaan toimenpiteille osallistuminen usein edisti sinne ensimmäistä kertaa osallistuneen työttömän työllistymistä. Etenkin työvoimapolitiittiseen koulutuksen työllisyysvaikutukset olivat hyvät. Toisaalta toimenpiteiden piiriin osallistui myös varsin heikosti työllistyviä henkilöitä. Näille henkilöille on ominaista toistuva toimenpiteisiin osallistumisen ja työttömänäolon vuorottelu. Tämän ryhmän osuus kasvoi etenkin vuonna 1992, jolloin myös muidenkin toimenpiteillä olleiden työttömien työllistyminen muihin työttömiin verrattuna heikkeni merkittävästi.

Tutkimuksen mukaan työvoiman kysynnän lasku (työtarjousten vähyys) on odotetusti ollut suurin yksittäinen syy lama-ajan heikkoon työllistymiseen, sillä työvoiman kysynnän romahdettua vuonna 1992 myös "nopeasti työllistyvien" työttömien työnsaanti vaikeutui oleellisesti. Eniten lama heikensi nuorten, iäkkäiden ja heikosti koulutettujen työttömien asemaa. Tutkimus antoi myös tukea sille, että työttömyys on itseään ruokkiva. Vuonna 1992 työllistymisen todennäköisyys pysyi kuitenkin työttömyyden eri vaiheissa samankaltaisena kuin vuosina 1988 ja 1990, vaikka suurtyöttömyyden oloissa "työelämästä" syrjäytymisen voisi olettaa voimistuvan. Toisaalta vuonna 1992 lama oli vasta alkanut, eikä pitkään työttö-

dennäköisyys työttömyyden eri vaiheissa on "ennalta määrätty". Tyypillisesti työttömyyden pitkittyessä työllistymisen todennäköisyys joko laskee tai nousee monotonisesti. Parametrisia malleja on kritisoitu myös siitä, että niiden avulla ei voida analysoida työttömyyden aikana tapahtuvia muutoksia.

² Tutkimuksessa ei valitettavasti voitu analysoida toimenpiteen jälkeen välittömästi työllistyneitä henkilöitä.

minä olleiden määrä ollut ehtinyt kasvaa suureksi. Lisäksi valtaosa yli vuoden mittaisista työttömyyksistä katkaistiin toimenpitein. Tällöin on mahdollista, että työelämästä syrjäytyminen ei ilmene työttömyyden pitkittymisenä, vaan pikemminkin toistuvaistyöttömyyden kasvuna.

Työttömyyden katkeaminen työvoiman ulkopuolelle tai aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden piiriin siirtymiseen vaikuttavat usein aivan eri tekijät kuin mitkä vaikuttavat työllistymiseen avoimille työmarkkinoille. Tästä syystä onkin tärkeää, että näitä työttömyyden päättymisen syitä analysoidaan omina ryhminään. Tutkimuksen mukaan työvoiman ulkopuolelle tai aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden piiriin siirtymiseen vaikuttivat erityisesti suhdanne-tilanne, työvoima- ja eläkepolitiikkaa koskevat säädökset sekä resurssit, joita työttömyyden hoitoon suunnattiin. Työttömien naisten havaittiin siirtyvän työttömiä miehiä useammin aktiivisten toimenpiteiden piiriin ja työvoiman ulkopuolelle.

Työ etenee seuraavasti. Toisessa luvussa esitellään työnetsintäteoriaan pohjautuva teoreettinen viitekehys, jota on perinteisesti hyödynnetty työllistymistä koskevissa empiirisissä yksilötason tutkimuksissa. Kolmannessa luvussa käydään läpi yksilöiden työllistymistä käsitteleviä empiirisiä tutkimuksia. Luvussa neljä ja viisi esitellään elinaikamallit, joiden avulla työllistymistä selittäviä tekijöitä voidaan tutkia. Luvussa kuusi kuvataan tutkimuksessa käytetty runsaasti yksilötason tietoja sisältävä seuranta-aineisto, jonka avulla työllistymisen taustasyitä vuosina 1988, 1990 ja 1992 tullaan lopulta analysoimaan. Kahdessa viimeisessä luvussa esitellään tutkimuksen keskeiset tulokset. Luvussa seitsemän käsitellään työttömien työllistymistä avoimille työmarkkinoille ja luvussa kahdeksan pohditaan toimenpiteiden piiriin tai työvoiman ulkopuolelle siirtymiseen johtaneita syitä.

2 Työnetsintäteoria

Työnetsintäteoria kuvaa työttömän käyttäytymistä tilanteessa, jossa hänen on ratkaistava onko tarjotun työn hyväksyminen järkevää, vai kannattaako työnetsintää vielä jatkaa. Koska tulevaisuus on epävarmaa, työtön perustaa etsintästrategiansa odotuksiin. Näiden odotusten mallittamisesta pitkälti riippuu miten työnetsintää käytännössä kuvataan. Jaksossa 2.1 esitellään yksi työnetsintäteorian stationaarisista perusmalleista. Sen avulla tuodaan esille keskeiset etsintäteorian erityispiirteet. Jaksossa 2.2 pohditaan perusmallin realismia sekä sitä miten eräistä epärealistisista oletuksista on luovuttu. Huomiota kiinnitetään erityisesti sellaisiin piirteisiin, jotka ovat keskeisiä tämän työn empiirisen osan kannalta. Jaksossa 2.3 esitellään ehdollisen työllistymistodennäköisyyden käsite eli ns. riskifunktio. Sen avulla etsintäteorian teoreettisia tuloksia voidaan tarkastella empiirisen havaintoaineiston valossa. Hyvän yleiskuvan etsintäteoriasta saa perehtymällä artikkeleihin Lippman ja McCall (1976a, 1976a), Mortensen D. (1986), van den Berg (1990a) ja Atkinson ja Micklewright (1991).

2.1 Etsintäteorian stationaarinen perusmalli

Etsintäteorian leviäminen taloustieteeseen on pitkälti Lippmanin ja McCallin (1976a, 1976a) artikkelin ansiota. Seuraava tarkastelu pohjautuu heidän esittelemiensä mallien sekä Loikkasen (1991) esittämien luentomuistiinpanojen tulkitaan. Olkoon aika jaettu diskreetteihin "etsintäperiodeihin" $[1, 2, \dots, s, \dots, \infty)$, joista ensimmäinen on työttömäksi tulemisen alkuhetki. Kun yksilö on työtön, periodin s pituus (esimerkiksi s viikkoa) voidaan tulkita myös työttömyyden kestoksi.³ Työttömänä ollessaan yksilö etsii kiinteällä intensiteetillä uutta työpaikka. Olkoon etsinnästä koituvat kustannukset periodia kohden c ja työttömyysajalta saatava perioditulo eli työttömyyskorvaus b . Jokaisen etsintäperiodin lopussa työtön saa todennäköisyydellä λ yhden työtarjouksen sekä siihen kytkeytyvän palkkatarjouksen w_s . Työttömän oletetaan tuntevan todennäköisyytensä saada työtarjous sekä sen minkälainen on palkkajakauma $f(w)$ alalla, josta hän töitä etsii. Työttömän ei oleteta tietävän tulevien työtarjouksien tarkkoja ajankohtia tai palkkatarjouksien suuruuksia.

Yksilön käytössä olevan informaation ei työttömyyden aikana oleteta muuttuvan. Tästä stationaarisuusoletuksesta seuraa, että työ- ja palkkatarjousten todennäköisyysjakaumat, työttömyysaikaiset tulot ja kustannukset sekä työn etsinnän intensiteetti säilyvät samoina koko työnetsinnän ajan. Lisäksi oletetaan, että yksilö voi tarvittaessa rahoittaa työnetsinnästä koituvia kustannuksiaan lainanotolla, yksilö on riskineutraali toisin sanoen hänen hyötyfunktionsa on lineaarinen ja että työllistyttyään hänen työsuhteensa annetulla palkalla on ikuinen.

³ Etsintäteoreettiset mallit voidaan esittää myös jatkuva-aikaisina (esimerkiksi van den Berg, 1990a).

Työttömän ongelma on ratkaista missä vaiheessa työnetsinnän päättäminen ja tarjotun työn hyväksyminen on kannattavinta. Mitä pitempään työtön etsii työtä sen paremmat mahdollisuudet hänellä on saada hyvin palkattu työpaikka. Etsintää ei kuitenkaan kannata turhaan pitkittää, sillä työttömyysaikainen tulotaso on yleensä alhainen ja myös itse työnetsinnästä koituu kustannuksia. Työtön tekee päätöksen työllistymisestä tai työnetsinnän jatkamisesta jokaisen työttömyysperiodin lopussa. Jos hän saa työtarjouksen (palkkatarjouksen), päätös näiden kahden vaihtoehdon välillä tehdään valitsemalla se, kumpi vaihtoehto tuottaa suuremman nykyhetken diskontatun (netto)elinkaaritulon. Jos työtön ei saa lainkaan työtarjousta, hänen työnetsintänsä jatkuu automaattisesti seuraavalle periodille. Voidaan osoittaa⁴, että edellä kuvattu etsintästrategia jollain mielivaltaisella periodilla s on ilmaistavissa yksittäisen luvun eli ns. kynnyispalkan w_r (reservation wage) avulla seuraavasti:

$$(2.1) \quad \begin{aligned} \text{jos } w_s < w_r, & \text{ hylkää palkkatarjous } w_s \text{ ja jatka etsintää,} \\ \text{jos } w_s \geq w_r, & \text{ hyväksy palkkatarjous } w_s \text{ ja lopeta etsintä.} \end{aligned}$$

Esitely päätössääntö määrittelee ns. kynnyispalkkaominaisuuden (reservation wage property). Se kertoo kannattaako palkkatarjous w_s periodilla s hyväksyä vai ei.⁵ Mitä matalampi kynnyispalkka on, sitä alhaisempia palkkatarjouksia työtön on valmis hyväksymään. Jos työtön käyttää edellä mainittua etsintästrategiaa, sen sanotaan olevan optimaalista.

Tarkastellaan optimaalisen kynnyispalkan w_r^* määräytymistä lähemmin. Olkoon $W(w_s)$ odotetut nykyhetken diskontatut elinkaaritulot, jos periodilla s saatu palkkatarjous hyväksytään ja $V(b_s, w_s)$ vastaavat elinkaaritulot, jos työtön optimaalista työnetsintästrategiaa käyttäen jatkaa työnetsintää vielä yhden periodin. Olkoon lisäksi $0 < \alpha \leq 1$ yksilön subjektiivinen aikapreferenssi. Koska työttömän päätöksenteon keskeisten tekijöiden ei työttömyyden aikana oleteta muuttuvan ja koska työttömän työsuhde työllistymisen jälkeen oletetaan pysyväksi (ääretön suunnitteluhorisontti), kynnyispalkka määräytyy työttömyyden kestosta riippumatta. Tällöin viittauksia aikaperiodiin s ei tarvitse ottaa huomioon ja työnetsinnän jatkamisen arvo voidaan esittää rekursiivisesti nykyisen ja seuraavan periodin avulla seuraavalla tavalla

$$(2.2) \quad v(b, w_r) = b - c + \lambda \frac{E \max [W(w), V(b, w_r)]}{1 + \alpha} + (1 - \lambda) \frac{V(b, w_r)}{1 + \alpha}.$$

⁴ Katso todistus esimerkiksi Lippman ja McCall (1976a).

⁵ Usein palkkatarjous w_s määritellään korkeimmaksi palkkatarjoukseksi, jonka työtön on hetken s mennessä saanut. Tämä mahdollistaa aikaisemmin saatujen palkkatarjousten hyväksymisen jälkikäteen. Tässä esimerkissä on kuitenkin aivan sama onko w_s viimeinen vai toistaiseksi korkein palkkatarjous.

Yhtälön erotus $b - c$ on seuraavan periodin varma työttömyysajan nettotulo, joka koostuu työttömyyskorvauksen ja etsintäkustannusten erotuksesta. Periodin lopussa työtön saa työtarjoituksen todennäköisyydellä λ . Tällöin hänen elinkaaritulonsa on joko odotettu työtulo $W(w)$ tai etsinnän jatkamisesta saatava tulo $V(b, w_r)$ riippuen siitä kumman vaihtoehdon tuottama elinkaaritulo on suurempi. Todennäköisyydellä $1 - \lambda$ työtön ei saa lainkaan työtarjoitusta, missä tilanteessa hänen elinkaaritulonsa on $V(b, w_r)$. Nykyhetken tulokomponentit on saatu termin $(1 + \alpha)$ avulla. Työttömyysaikaisia nettotuloja ei diskontata, koska niiden ajatellaan syntyneen etsintäperiodin alussa.

Odotusarvon $E\{.\}$ laskemiseksi työtön hyödyntää tietojansa todennäköisyyksistä saada työ- ja palkkatarjoitus. Olkoon palkkatarjoitusten jakauman $f(w)$ alin arvo työttömyyskorvauksen b ja korkein arvo \bar{w} :n suuruinen ja $F(w)$ palkkatarjoitusten jakauman kertymäfunktio. Odotusarvo voidaan tällöin esittää muodossa

$$(2.3) \quad E \max [W(w), V(b, w_r)] = [1 - F(w_r)] \frac{\int_{w_r}^{\bar{w}} \left(\frac{w}{\alpha}\right) f(w) dw}{[1 - F(w_r)]} + F(w_r) V(b, w_r)$$

Yhtälön ensimmäinen osa kuvaa tilannetta, jossa työtön todennäköisyydellä $[1 - F(w_r)]$ saa hyväksyttävän palkkatarjoituksen w . Tässä tilanteessa työttömän odotettu elinkaaritulo on palkkajakauman $f(w)$ odotusarvo ehdolla, että palkkatarjoitus on vähintään kynnyspalkan suuruinen. Koska elinkaarituloja laskettaessa myös tulevaisuudessa maksetut palkat on otettava huomioon, palkka w on diskontattu termin α avulla. Yhtälön jälkimmäisessä osassa työnetsintä jatkuu edelleen. Tämän tapahtuman todennäköisyys on $F(w_r)$ eli se, että palkkatarjoitus on ollut pienempi kuin kynnyspalkka.⁶

Sijoittamalla yhtälö 2.3 yhtälöön 2.2 saadaan

$$(2.4) \quad V(b, w_r) = b - c + \lambda \frac{\int_{w_r}^{\bar{w}} \left(\frac{w}{\alpha}\right) f(w) dw}{(1 + \alpha)} + [1 - \lambda + \lambda F(w_r)] \frac{V(b, w_r)}{1 + \alpha}$$

⁶ Palkkatarjoituksen hyväksymis- ja hylkäystodennäköisyyksiä laskettaessa on hyödynnetty yhtälön 2.1 päätössääntöä ja kertymäfunktion ominaisuuksia. $F(w_r) = P(w < w_r)$ on todennäköisyys, että palkkatarjoitus w on pienempi kuin kynnyspalkka. $[1 - F(w_r)] = P(w \geq w_r)$ on todennäköisyys, että palkkatarjoitus on vähintään yhtä suuri kuin kynnyspalkka. Jos $w = w_r$ työttömän oletetaan siis hyväksyvän palkkatarjoituksen.

$$\Leftrightarrow V(b, w_r) = \frac{(1+\alpha)}{[\alpha + \lambda(1-F(w_r))]} \left[b - c + \lambda \frac{\int_{w_r}^{\bar{w}} \left(\frac{w}{\alpha}\right) f(w) dw}{1+\alpha} \right].$$

Työttömän optimaalinen päätösääntö voidaan ratkaista maksimoimalla $V(b, w_r)$ kynnyispalkan suhteen.⁷ Ensimmäisen kertaluvun ehdosta $\partial V(b, w_r) / \partial w_r = 0$ saadaan

$$(2.5) \frac{(1+\alpha)\lambda f(w_r)}{[\alpha + \lambda(1-F(w_r))]^2} \left[b - c + \lambda \frac{\int_{w_r}^{\bar{w}} \left(\frac{w}{\alpha}\right) f(w) dw}{1+\alpha} \right] - \frac{(1+\alpha)\lambda w_r f(w_r)}{[\alpha + \lambda(1-F(w_r))](1+\alpha)} = 0$$

$$\Leftrightarrow \left[b - c + \lambda \frac{\int_{w_r}^{\bar{w}} \left(\frac{w}{\alpha}\right) f(w) dw}{1+\alpha} \right] - \left[1 - \frac{1-\lambda + \lambda F(w_r)}{1+\alpha} \right] \frac{w_r}{\alpha} = 0.$$

$$\Leftrightarrow \frac{w_r}{\alpha} = b - c + \lambda \frac{\int_{w_r}^{\bar{w}} \left(\frac{w}{\alpha}\right) f(w) dw}{1+\alpha} + [1 - \lambda + \lambda F(w_r)] \frac{w_r}{(1+\alpha)\alpha}.$$

Yhtälön 2.4 ensimmäistä ja yhtälön 2.5 viimeistä esitysmuotoa vertaamalla havaitaan, että optimaalista työnetsintää noudattavan työttömän optimaalinen kynnyispalkka w_r^* on yhtä suuri kuin mitä nykyhetkeen diskontatun työnhaun jatkamisen arvo eli

$$(2.6) \quad V(b, w_r^*) = \frac{w_r^*}{\alpha} \Leftrightarrow \alpha V(b, w_r^*) = w_r^*.$$

Saatu tulos pätee yleisemminkin esimerkiksi esiteltävää mallia lievempien alkuehtojen vallitessa (katso esimerkiksi van den Berg, 1990a). Yleensä kynnyispalkan ratkaiseminen analyttisesti on kuitenkin varsin työlästä. Tästä syystä

⁷ Yhtälön 2.4 termin " $y = \int_{w_r}^{\bar{w}} w f(w) dw$ " osittaisderivoimiseksi w_r :n suhteen sovelletaan osittaisintegroitikaavaa $\int_{w_r}^{\bar{w}} w f(w) dw = \int_{w_r}^{\bar{w}} w F(w) - \int_{w_r}^{\bar{w}} F(w) dw$. Tällöin $\partial y / \partial w_r = -F(w_r) - w_r f(w_r) + F(w_r) = -w_r f(w_r)$.

yksikäsitteisen optimaalisen kynnyispalkan ratkaisu esitetään usein implisiittisessä muodossa

$$(2.7) \quad V(b, w_r^*) = W(w_r^*).^8$$

Ensimmäisen kertaluvun ratkaisusta on johdettavissa eräitä etsintäteorian keskeisiä tuloksia. Yhtälö 2.6 voidaan esittää muodossa

$$(2.8) \quad c = b + \frac{1}{(1+\alpha)} \left[\lambda \int_{w_r^*}^{\bar{w}} \left(\frac{w - w_r^*}{\alpha} \right) f(w) dw - w_r^* \right].$$

Tulos voidaan tulkita siten, että kustannukset yhdestä lisäetsintäkerrasta ovat yhtäsuuret kuin sen tuottama odotettu tulo toisin sanoen etsinnän rajakustannus on odotettu rajatulo. Tätä kutsutaan ns. likinäköisyysominaisuudeksi (myopic property). Implisiittifunktion derivointisääntöä soveltamalla voidaan johtaa myös eräitä kiinnostavia komparatiivis-staattisia tuloksia. Koska $\partial w_r^* / \partial b > 0$ ja $\partial w_r^* / \partial \lambda > 0$, kynnyispalkka on työttömyyskorvauksen ja työtarjouksen saantitodennäköisyyden kasvava funktio. Kynnyispalkkaa nostaa myös palkkajakauman $f(w)$ odotusarvon kohoaminen tai palkkajakauman hajonnan kasvu.⁹ Etsintäkustannusten tai aikapreferenssin kasvu puolestaan alentavat kynnyispalkkaa, sillä $\partial w_r^* / \partial c < 0$ ja $\partial w_r^* / \partial \alpha < 0$.

Kynnyispalkkaa voidaan tarkastella myös työllistymisen todennäköisyyden ja odotetun työttömyyden keston kautta. Olkoon T päättyneen työttömyyden kestoja kuvaava satunnaismuuttuja ja t sen realisaatio.¹⁰ Tällöin työllistymisen todennäköisyys ensimmäisellä periodilla on työtarjouksen saamisen ja sen hyväksymisen liittyvien todennäköisyyksien tulo eli $\lambda[1-F(w_r^*)]$. Jos työllistymistä ei ole tapahtunut ensimmäisellä periodilla, on työllistymisen todennäköisyys seuraavalla periodilla $\{1-\lambda[1-F(w_r^*)]\}\lambda[1-F(w_r^*)]$. Yleisemmin työllistymistodennäköisyys periodin t lopussa on

$$(2.9) \quad P(T=t) = \{1-\lambda[1-F(w_r^*)]\}^{t-1} \lambda[1-F(w_r^*)].$$

⁸ Edellä kuvatussa perusmallissa $W(w_r^*)$ on siis yhtäsuuri kuin w_r^*/α .

⁹ Katso esimerkiksi Mortensen (1986).

¹⁰ Satunnaismuuttujan T realisaatiota t voidaan pitää työllistymiseen johtaneiden etsintäperiodien lukumääränä, koska työtarjouksia on korkeintaan yksi periodia kohden. Tällöin t sama kuin päättyneen työttömyyden kesto (ottaen huomioon periodin leveyden).

Yhtälöstä havaitaan, että satunnaismuuttuja T noudattaa geometrista jakaumaa, jonka odotusarvo on $E(T) = 1/p$, kun $p = \lambda[1 - F(w_r^*)]$.¹¹ Tällöin odotettu työttömyyden kesto on

$$(2.10) \quad E(T) = \frac{1}{\lambda[1 - F(w_r^*)]}.$$

Yhtälöistä 2.9 ja 2.10 on nähtävissä miten kynnyspalkkaa (työnhyväksymistä) koskevat komparatiivis-staattiset tulokset vaikuttavat työllistymistodennäköisyyteen tai odotettuun työttömyyden kestoan. Tekijät, jotka nostavat kynnyspalkkaa, laskevat työn hyväksymisen halukkuutta ja siten myös työllistymistodennäköisyyttä, mutta pidentävät odotettua työttömyyden kestoaa. Yhtälöistä havaitaan myös se, että työllistymisen todennäköisyys alenee ja odotettu työttömyyden kesto pitenee, kun työtarjoituksen saantitodennäköisyys λ pienenee.¹²

2.2 Epästationaarisuus ja työttömyyden vaihtoehtoiset päättymisen syyt

Edellä esitetty perusmalli kuvaa pelkistetysti työttömän työnetsintää. Mallin oletukset ovat kuitenkin varsin voimakkaat ja epärealistiset. Keskeisin perusmallin oletus koskee stationaarisuutta. On varsin epätodennäköistä, että työtarjoituksen saantitodennäköisyys, palkkajakauma, työnetsintäintensiteetti ja työttömyysajan tulos pysisivät työttömyyden aikana muuttumattomina. Epästationaarisuutta voi syntyä myös työllistymisen jälkeen esimerkiksi siitä syystä, että tulos palkan tai irtisanomisen vuoksi muuttuu. Jos oletus stationaarisuudesta ei ole voimassa, ei työtarjoituksen hyväksymistä kuvaava kynnyspalkka pysy työttömyyden aikana kiinteänä.

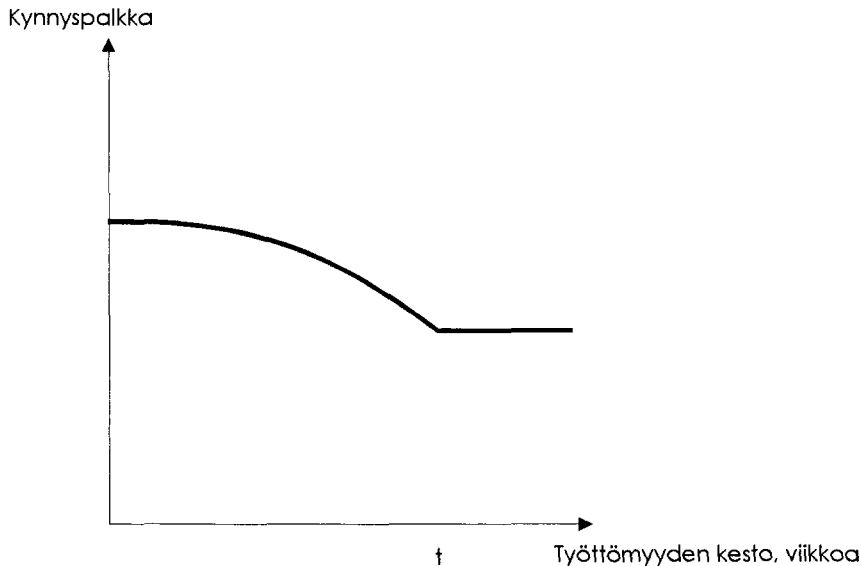
Tunnetuin esimerkki epästationaarisista etsintämalleista käsittelee työttömyysajan tulojen muuttumista työttömyyden aikana. Monissa maissa, kuten Suomessa, työttömyysajan tulos laskee, kun ansiosidonnaisen työttömyyskorvaukseen oikeuttavat työttömyyspäivät umpeutuvat ja siirtyminen peruspäivärahalle tapahtuu. Van den Bergin (1990a) mallissa, jossa edellä mainittua tilannetta käsiteltiin, työttömän kynnyspalkka laski vähitellen koko ansiosidonnaisella työttömyysturvalla oloajan (kuva 2.1). Saatu tulos johtuu siitä, että työttömyysajan elinkaaritulojen nykyarvo pienenee, kun peruspäivärahalle siirtymisen ajankohta lähestyy. Tällöin työtarjoituksen hyväksyminen on työttömyyden pitkittyessä entistä hou-

¹¹ Satunnaismuuttuja K noudattaa geometrista jakaumaa $P(K=k) = (1-p)^{k-1} p$, $0 \leq p \leq 1$, kun $k=1,2,\dots,n$. Muulloin $P(K=k) = 0$.

¹² Työllistymiseen (työttömyyden kestoan) työtarjoituksen saamisen todennäköisyys vaikuttaa siis sekä työvoiman kysynnän (työtarjoituksen saamisen) että työvoiman tarjonnan (kynnyspalkan) kautta.

kuttelevampi vaihtoehto. Kun työn on siirtynyt peruspäivärahalle, kynnyspalkka ei enää muutu.

Kuva 2.1 Kynnyspalkka van den Bergin mallissa, jossa ansiosidonnainen työttömyyskorvaus päättyy t viikon kuluttua työttömyyden alkamisesta



Toinen tunnettu esimerkki on epästationaarisuudesta on yksilön työtarjouksen saamisen todennäköisyyden vähittäinen alentuminen, kun työttömyys pitkittyy. Van den Bergin (1990a) tulosten perusteella myös tässä tapauksessa työttömän on optimaalista alentaa kynnyspalkkaansa. Keskeisenä työtarjoustodennäköisyyden alenemisen syynä on pidetty sitä että työnantajat ovat haluttomia palkkaamaan pitkäaikaistyötöntä, koska hänen “työkykynsä” pelätään työttömyyden aikana alentuneen (katso esimerkiksi Jackman ja Layard, 1991 tai Layard, Nickell ja Jackman, 1991). Tämän yksilöön liittyvän “syrjäytymisvaikutuksen” lisäksi työtarjouksen saamisen todennäköisyys voi luonnollisesti laskea myös siksi, että yleinen taloudellinen tilanne heikkenee.

Stationaarisuusoletuksen ohella perusmallin epärealistisena piirteenä voidaan pitää sitä, ettei työttömyys voi päättyä kuin pysyvään työllistymiseen. Työttömyys voi kuitenkin päättyä myös työvoiman ulkopuolelle tai aktiivisille työvoimapolitiittisille toimenpiteille osallistumiseen. Tämäkään jako ei ole yksiselitteinen. Työllistyminen voi olla tilapäistä tai pysyvää, työvoiman ulkopuolelle voidaan siirtyä opiskelun tai eläkkeen alkamisen vuoksi. Työvoimapolitiittisille toimenpiteille aikovilla on puolestaan valittavanaan esimerkiksi tilapäinen tukityöpaikka tai koulutus. On epäselvää, mikä työttömän kynnyspalkka työttömyyden eri vai-

heissa on, kun työttömyyden päättymisen vaihtoehdot kasvavat. Tätä ongelmaa korostivat erityisesti Atkinson ja Micklewright (1991), joiden mielestä monet institutionaaliset tekijät kuten eläkkeelle siirtymistä koskevat säädökset voivat vaikuttaa siihen, milloin ja miten työnetsintä on kannattavinta päättää.

2.2.1 Esimerkki

Tässä esimerkissä tarkastellaan työttömän optimaalista työnetsintää, kun työllistymisen vaihtoehtona on tilapäinen työvoimapolitiisille toimenpiteille siirtyminen.¹³ Mallia voidaan pitää myös epästationaarisena, sillä työttömyysaikaiset tulot voivat työnetsinnän aikana laskea. Esimerkki perustuu Carlingin, Edinin, Heckmanin ja Holmlundin (1996) artikkeliin, jonka peruslähtökohdat ovat monin paikoin samat kuin perusmallissa; työttömän ongelmana on edelleenkin ratkaista se, onko tarjotun työn hyväksyminen järkevämpi vaihtoehto kuin työnhaun jatkaminen. Koska myös ongelman ratkaisu perustuu samoihin periaatteisiin kuin perusmallissa, ei esiteltävän mallin "teknisiin" oletuksiin ei kiinnitetä huomiota.

Olkoon aika jaettu diskreetteihin viikon mittaisiin etsintäperiodeihin siten, että jokaisen periodin lopussa työnetsijä voi saada korkeintaan yhden työnhaun päättämistä koskevan tarjouksen. Työtarjouksen yksilö voi saada ollessaan työttömänä tai toimenpiteiden piirissä. Työttömyyden aikana työtarjouksen saamisen todennäköisyys on λ . Toimenpiteiden aikana yksilö etsii työtä ainoastaan viimeisen periodin aikana. Tuolloin työtarjouksen saamisen todennäköisyys on $s\lambda$, jossa $0 \leq s \leq 1$ on etsinnän intensiivisyys verrattuna työttömyyden aikaiseen intensiivisyyteen. Työttömänä ollessaan yksilö voi saada myös toimenpiteiden piiriin siirtymistä koskevan tarjouksen. Sen todennäköisyys peruspäivärahaa saavalle työttömälle on γ_1 ja ansiosidonnaista työttömyyskorvausta saavalle työttömälle on γ_2 . Ensin mainitulle ryhmälle toimenpiteitä tarjotaan vähintään yhtä usein kuin jälkimmäiselle ryhmälle eli $\gamma_1 \geq \gamma_2$. Yksilön oletetaan tuntevan työ- ja toimenpidetarjousten todennäköisyydet. Lisäksi työtarjoukseen liittyvän palkkatarjouksen w oletetaan olevan peräisin yksilön tuntemasta palkkajakaumasta $f(w)$, jolle on olemassa ala- ja ylärajat.

Yksilön perioditulot, kun hän saa peruspäivärahaa, ansiosidonnaista työttömyyskorvausta tai osallistuu toimenpiteiden piiriin ovat b_1 , b_2 ja b_3 siten, että $b_1 \leq b_2 \leq b_3$. Työtön voi saada ansiosidonnaista työttömyyskorvausta enintään D viikon ajan. Tämän jälkeen hän on oikeutettu peruspäivärahaan, jonka saamisella ei ole takarajaa. Toimenpiteiden piirissä työtön voi korkeintaan olla N viikkoa, jonka jälkeen hänellä on oikeus ansiosidonnaiseen työttömyyskorvaukseen. Työn etsinnästä koituvia kustannuksia ei mallissa ole.¹⁴

¹³ Työtön voi siirtyä esimerkiksi kuntien järjestämään kuusi kuukautta kestäväan tukityöhön.

¹⁴ Työttömyyden tai toimenpiteiden aikana saatuja tuloja voidaan pitää nettotuloina.

Olkoon $V(0)$ yhden etsintäkerran nykyhetken diskontattu elinkaaritulo, kun työtön on periodilla 0 eli kun hän on juuri pudonnut peruspäivärahalle. Koska peruspäivärahaa voidaan maksaa ikuisesti, työnetsinnän jatkamisen arvo ei peruspäivärahalla oloaikana muutu.¹⁵ Olkoon vastaavat työnhyväsytymistä ja toimenpiteille siirtymistä kuvaavat työttömän elinkaaritulot $W(w)$ ja $P(N)$. $V(0)$ voidaan tällöin esittää rekursiivisesti muodossa

$$(2.11) \quad V(0) = b_1 + \frac{\lambda E \max\{W(w), V(0)\} + \gamma_1 \max\{P(N), V(0)\} + (1 - \lambda - \gamma_1)V(0)}{1 + \alpha}.$$

Yhtälössä etsintäperiodin aikana saatu varma tulo on peruspäiväraha b_1 . Periodin lopussa työtön saa todennäköisyydellä λ työtarjouksen, jolloin hän joko työllistyy palkalla w tai jatkaa työnetsintää. Todennäköisyydellä γ_1 työttömälle tarjoutuu puolestaan mahdollisuus siirtyä toimenpiteiden piiriin. Tässä tilanteessa hän hyväksyy tarjouksen ja siirtyy toimenpiteille eli $\max\{P(N), V(0)\} = P(N)$, sillä muutoin hänen oletetaan menettävän oikeutensa ansiosidonnaiseen työttömyyskorvaukseen. Todennäköisyydellä $(1 - \lambda - \gamma_1)$ työtön ei saa lainkaan työ- tai toimenpiteelle siirtymistä koskevaa tarjousta, jolloin työttömyys jatkuu edelleen. Diskonttotekijänä on $1 + \alpha$.¹⁶

Tarkastellaan seuraavaksi ansiosidonnaista työttömyyskorvausta saavan työttömän työnetsinnän jatkamisen arvoa, joka toisin kuin yhtälössä 2.11 riippuu etsintäajasta. Olkoon $V(\tau)$, $0 < \tau \leq D$, yhden etsintäkerran nykyhetken elinkaaritulo, kun työttömän oikeus ansiosidonnaiseen työttömyysturvaan katkeaa τ viikon kuluttua.¹⁷ $V(\tau)$ voidaan esittää seuraavalla tavalla

$$(2.12) \quad V(\tau) = b_2 + \frac{\lambda E \max\{W(w), V(\tau - 1)\} + \gamma_2 \max\{P(N), V(0)\} + (1 - \lambda - \gamma_2)V(\tau - 1)}{1 + \alpha}.$$

Työnetsijän päätösongelman ratkaisemiseksi on arvioitava työllistymiseen $W(w)$ ja toimenpiteelle siirtymiseen $P(N)$ liittyvät odotetut elinkaaritulot. Työnhyväsytymisestä saatava odotettu elinkaaritulo on

$$(2.13) \quad W(w) = w + \{(1 - \delta)W(w) + \delta V(D)\} / (1 + \alpha).$$

¹⁵ Periodi 0 voidaan tulkita samalla kaikiksi niiksi ajanjaksoiksi, joiden aikana työtön on peruspäivärahalla.

¹⁶ Jos toimenpiteille siirtymisen mahdollisuutta ei olisi lainkaan, olisi yhtälö 2.11 täydennettynä etsintäkustannuksilla c sama kuin perusmallissa.

¹⁷ Kun ansiosidonnainen työttömyyskorvaus päättyy, työtön putoaa peruspäivärahalle eli siirtyy periodille 0.

Yksilön tulot ovat ensimmäisellä periodilla w , sillä työsuhteen oletetaan kestävä vähintään yhden periodin. Seuraavalla periodilla työsuhte jatkuu todennäköisyydellä $(1-\delta)$, missä tilanteessa hänen odotettu elinkaaritulonsa on jälleen $W(w)$.¹⁸ Työtön palaa työttömäksi todennäköisyydellä δ . Tällöin hänen elinkaaritulonsa on $V(D)$, koska irtisanotun (irtisanoutuneen) työttömän oletetaan palaavan ansiosidonnaisen työttömyyskorvauksen piiriin.

Toimenpiteelle siirtyvän työttömän elinkaaritulo riippuu ratkaisevasti viimeisen toimenpideviikon tapahtumista, sillä tuolloin yksilö saa työtarjouksen todennäköisyydellä $s\lambda$, jolloin hänen on valittava työttömyyden jatkamisen ja työnhyväksymisen välillä. Todennäköisyydellä $1 - s\lambda$ toimenpiteillä oleva työnhakija ei puolestaan saa lainkaan työtarjousta, minkä seurauksena hän joutuu työttömäksi ja alkaa saamaan ansiosidonnaista työttömyyskorvausta. Näitä tilanteita on kuvattu yhtälössä 2.14, jossa $P(1)$ kuvaa yksilön elinkaarituloa viimeisen toimenpiteelläoloviikon alussa.

$$(2.14) P(1) = b_3 + \{ s\lambda E_{\max}\{ W(w), V(D) \} + (1 - s\lambda) V(D) \} / (1 + \alpha).$$

Työttömän päätösongelman ratkaisemiseksi on kuitenkin arvioitava $P(N)$ eli yksilön elinkaaritulo tilanteessa, jossa hän on vasta siirtymässä toimenpiteiden piiriin. Tämä on kuvattu yhtälössä 2.15, jossa yksilön nykyhetken diskontatut tulot koostuvat kaikista toimenpiteiden aikana saaduista varmoista tuloista b_3 sekä viimeisen toimenpiteelläoloviikon odotetusta tulosta.

$$(2.15) P(N) = H(\cdot) b_3 + \left\{ \left(\frac{1}{1+\alpha} \right)^{N-1} \right\} P(1), \text{ jossa } H(\cdot) = 1 + \sum_{i=1}^{N-2} (1/(1+\alpha))^i.$$

Aivan kuten perusmallissa, myös tässä esimerkissä optimaalista työnetsintää noudattavalle työttömälle on löydettävissä yksikäsitteinen optimaalinen kynnyspalkka, jonka avulla päätös tarjotun työn hyväksymisestä tai hylkäämisestä voidaan tehdä (vertaa yhtälöä 2.7) Epästationaarisuudesta ja toimenpiteille osallistumisesta johtuen näitä kynnyspalkkoja on kuitenkin useita. Jos työtön on peruspäivärahalla, hänen kynnyspalkkansa w_1^* saadaan yhtälön (2.11) ratkaisun eli $W(w_1^*) = V(0)$ avulla. Koska peruspäivävan saamiselle ei ole takarajaa, kynnyspalkka on vakio niin kauan kun työtön on peruspäivärahalla. Kun työttömällä on oikeus saada ansiosidonnaista työttömyyskorvausta vielä τ viikkoa, hänen kynnyspalkkansa $w_2^*(\tau)$ saadaan yhtälön (2.12) ratkaisun $W(w_2^*(\tau)) = V(\tau-1)$ avulla. Kynnyspalkkojen lukumäärä, kun työtön on ansiosidonnaisella työttömyyskorvauksella, on siten yhtä suuri kuin korvaukseen oikeuttavien viikkojen lukumäärä D .¹⁹

¹⁸ Työsuhteen palkan oletetaan siis säilyvän muuttumattomana.

¹⁹ Yhtälön 2.14 ratkaisun $W(w_3^*) = V(D)$ avulla saadaan myös viimeisellä toimenpiteellä oloviikolla olevan yksilön työtarjouksen hyväksymistä koskeva kynnyspalkka w_3^* . Tällöin työllistymisen vaihtoehdona on ansiosidonnaiselle työttömyyskorvaukselle siirtyminen.

Tarkastellaan lopuksi ansiosidonnaista työttömyysturvaa saavan työttömän kynnispalkan määräytymistä työttömyyden eri vaiheissa. Etsinnän jatkamisesta saatava nykyhetken elinkaaritulo viimeisen viikon alussa, jolloin työttömälle maksetaan ansiosidonnaista työttömyyskorvausta on

$$(2.16) \quad V(1) = b_2 + \frac{\lambda E \max\{W(w), V(0)\} + \gamma_2 \max\{P(N), V(0)\} + (1 - \lambda - \gamma_2)V(0)}{1 + \alpha}.$$

Yhtälöiden (2.16) ja (2.11) erotuksena saadaan

$$(2.17) \quad V(1) - V(0) = b_2 - b_1 - (\gamma_1 - \gamma_2)\{P(N) - V(0)\} / (1 + \alpha) > 0.$$

Jos toimenpiteille osallistumista ei oteta huomioon, on työnetsinnän jatkamisen arvo (ja kynnispalkka) suurempi ansiosidonnaisella työttömyysturvallaolon viimeisellä periodilla kuin välittömästi sen jälkeen, sillä $b_2 > b_1$. Voidaan myös osoittaa, että tulos pätee myös tätä tilannetta edeltävinä aikoina eli $V(\tau) > V(\tau-1)$. Tulos on siis sama kuin van den Bergin (1990a) esittämä; kynnispalkka laskee ja työtarjoituksen hyväksymisen todennäköisyys nousee, kun ajankohta ansiosidonnaiselta työttömyysturvalta putoamiseen lähestyy. Jos toimenpiteille osallistumisen mahdollisuus otetaan huomioon, erotus $V(\tau) - V(\tau-1)$ pienenee edelliseen tulokseen verrattuna. Työttömyyden pitkittyessä työttömän kynnispalkan lasku ja työllistymishalukkuuden nousu ei siten toimenpiteiden vuoksi ole niin voimakasta. Tulos selittyy sillä, että toimenpiteitä kohdennetaan suuremmalla todennäköisyydellä peruspäivärahaa saaville työttömille kuin muille työttömille ($\gamma_1 > \gamma_2$) ja siitä, että toimenpiteille siirtymisestä saatavat elinkaaritulot ovat peruspäivärahalla oloon verrattuna suuremmat.

Edellä kuvattu malli on yksi esimerkki monista työnetsintäteorian sovellutuksista.²⁰ Sen esittelyn tavoitteena oli havainnollistaa niitä piirteitä, jotka tämän työn empiirisen osan kannalta ovat keskeisiä. Mallin avulla ei voida kuitenkaan antaa läheskään täydellistä kuvaa tekijöistä, jotka vaikuttavat työttömän kynnispalkkaan tai häneen saamiinsa työtarjouksiin. Tämä havaitaan kun mallin eräitä oletuksia tarkastellaan lähemmin.

Carling et al. (1996) esittämässä mallissa oletetaan, että työttömän saamien työtarjousten todennäköisyys on työttömyyden kestosta riippumaton. Jos työtön saa työttömyyden pitkittyessä työtarjouksia entistä harvemmin, tulisi hänen kynnispalkkansa vähitellen laskea. On myös mahdollista, että työtarjoituksen saamisen

²⁰ Etsintäteoriassa on käsitelty mm. palkkatarjouksen jakauman odotusarvon tai hajonnan muuttumista työttömyyden aikana, työnetsinnän aikana tapahtuvaa oppimista, ei-riskineutraalia työnetsintää (epä-lineaarisia hyötyfunktioita) ja erilaisia työnhakumenettelyyn liittyviä tilanteita (katso esim. Lippman ja McCall (1976a,b), Mortensen (1986) ja van den Berg (1990a).

todennäköisyys jossakin työnhauun vaiheessa laskee yllättäen esimerkiksi työvoiman ennakoimattoman kysynnän laskusta johtuen. Tällöin kynnyspalkka voi laskea hyvinkin nopeasti.

Toimenpiteiden vaikutuksia analysoitiin lähinnä niiden avulla saatavan tulevan työttömyysaikaisen tulotason näkökulmasta. Toimenpiteiden mahdollisia myönteisiä vaikutuksia ei otettu huomioon. Ensinnäkin toimenpiteiden tavoitteena on ehkäistä "työelämästä syrjäytymistä", sillä työvoimapoliittisen koulutuksen tai tukityöpaikassa saadun työkokemuksen myötä tulisi työttömän työmarkkinakelpoisuuden ja työhalukkuuden parantua. Toiseksi toimenpiteiden avulla pyritään edistämään työttömän ammatinvaihtoa aloille, joissa työllisyysnäkyvät ovat hyvät.²¹ Kolmanneksi irtisanomisen tai irtisanoutumisen riski voi pienentyä, koska työnantajan ja työntekijän odotukset on toimenpitein saatu vastaamaan paremmin toisiaan. Neljänneksi yksilön saaman työtarjouksen todennäköisyys toimenpiteellölön viimeisen viikon aikana voi tilapäisesti kohota (eikä pienentyä), koska tukityöpaikan tarjonnut työnantaja voi olla valmis työllistämään hänet ilman yhteiskunnan tukeakin.

Kun toimenpiteiden myönteiset piirteet liitetään mukaan tarkasteluun havaitaan, että ne voivat parantaa ennen kaikkea työttömän mahdollisuuksiaan saada työtarjous. Toisaalta on myös mahdollista, että halukkuus hyväksyä tarjottu työpaikka voi laskea (kynnyspalkka nousta), koska edellytykset mieluisan työpaikan löytymiseen myöhemmin ovat toimenpiteiden seurauksena voineet parantua. Tämä voi puolestaan vähentää työttömyyden toistuvuuden riskiä. Toimenpiteiden teoreettiset työllisyysvaikutukset ovat siten epäselvät. Pelkistäen voidaan kuitenkin todeta, että toimenpiteiden nettovaikutukset työttömän pysyvään työllistymiseen riippuvat pitkälti siitä, onko toimenpiteiden seurauksena työtarjouksen saamisen todennäköisyys noussut enemmän kuin työtarjouksen hyväksymisen todennäköisyys on laskenut.²²

Viimeisenä huomiona voidaan mainita se, että työttömyys voi päättyä muuhunkin syyhyyn kuin työllistymiseen tai toimenpiteille siirtymiseen. Esimerkiksi työvoiman ulkopuolelle siirtyminen opiskelun tai varhennetun työttömyyseläkkeen alkamisen vuoksi voi toisinaan olla järkevä työttömyyden jatkamisen vaihtoehto. Etsintäteorian lähtökohdista ajatellen esimerkiksi vapaaehtoinen työvoiman ulkopuolelle siirtyminen kasvaa, jos siihen on hyvät mahdollisuudet ja jos siitä saata-va elinkaaritulo on parempi kuin muista työttömyyden päättämisen vaihtoehtoista.

²¹ Tässä esimerkiksi myöskään palkkajakajakauma ei muutu, vaikka työtön vaihtaisi "ammattialaa".

²² Työnetsintäteoria tarkastelee työnetsintää yksittäisen työttömän näkökulmasta. Toimenpiteillä, kuten muillakin työnetsintään vaikuttavilla tekijöillä, voi kuitenkin olla myös ulkoisvaikutuksia. Esimerkiksi toimenpiteelle osallistuvat voivat joissakin tapauksissa hidastaa muiden työnhakijoiden mahdollisuuksia työllistyä. Hyviä katsauksia aktiivisten työvoimapoliittisten toimenpiteiden tavoitteiden myönteisistä ja kielteisistä piirteistä ovat mm. OECD (1993) ja Calmfors (1994).

2.3 Riskifunktio etsintäteoriassa

Perusmallin esittelyn yhteydessä työttömän työllistymistodennäköisyys kytkettiin etsintäteoriaan (yhtälö 2.9). Työllistymistodennäköisyyttä voidaan kuvata myös työttömyyden kestolla ehdollistetun ns. riskifunktion²³ (hazard function) avulla eli

$$(2.18) \quad h(t) = P(T = t | T \geq t) = \lambda_t [1 - F(w_t^*)].$$

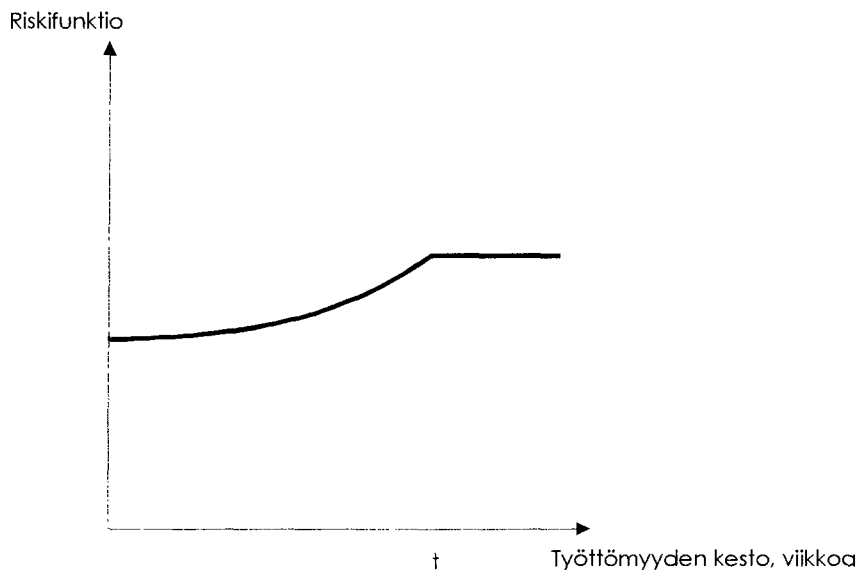
Yhtälöstä (2.18) ilmenee, kuinka riskifunktion arvo jossain työttömyyden vaiheessa riippuu työtarjoituksen saamisen ja sen hyväksymiseen liittyvien todennäköisyyksien tulosta. Lisäksi havaitaan, että riskifunktion arvot voivat työttömyyden eri vaiheissa vaihdella. Tätä vaihtelua kutsutaan kirjallisuudessa usein duraatioriippuvuudeksi. Jos riskifunktio on monotonisesti nouseva, työllistymistodennäköisyys on positiivisesti duraatioriippuva. Vastaavasti, jos riskifunktio on monotonisesti laskeva, niin riskifunktio on negatiivisesti duraatioriippuva. On huomattava, että duraatioriippuvuus voi aivan yhtä hyvin liittyä myös riskifunktion eri komponentteihin, ei pelkästään riskifunktioon.

Stationaarisessa perusmallissa riskifunktio on vakio, koska sekä työttömän kynnyspalkka että työtarjoituksen saamisen todennäköisyys ovat vakioita. Perusmallin komparatiivis-staattisten tulosten perusteella esimerkiksi työttömyyskorvauksen nousu ja työtarjousten todennäköisyyden lasku alentavat riskifunktion arvoa.

Kun stationaarisuus oletuksista luovutaan, riskifunktion arvo voi työttömyyden aikana muuttua. Van den Bergin (1990a) mallissa ansiosidonnaista työttömyyskorvausta saavan työttömän riskifunktio on nouseva, koska ansiosidonnaisen työttömyyskorvauksen päättymisen uhka laskee työttömän kynnyspalkkaa ja nostaa työtarjoituksen hyväksymisen halukkuutta (kuva 2.2). Tämä tietenkin sillä ehdolla, että muut työllistymiseen vaikuttavat tekijät pysyvät muuttumattomina. Carlingin et al. (1996) mallissa riskifunktio on myös kasvava, mutta nousu olisi ilman toimenpiteitä voimakkaampaa.

²³ Riskifunktio voidaan esittää myös muille kuin työllistyneille työttömille. Tässä yhteydessä työttömyyden muita päättymissyitä ei tarkastella. Niihin palataan kuitenkin tilastollisen mallien (jakso 4.4) ja empiirisen osan tulosten esittelyn (luku 8) yhteydessä. Jatkossa riskifunktiolla, jollei toisin mainita, tarkoitetaan työllistyneiden työttömien riskifunktiota.

Kuva 2.2 Riskifunktio van den Bergin mallissa, jossa ansiosidonnainen työttömyyskorvaus päättyy 1 viikon kuluttua työttömyyden alkamisesta



Toinen epästationaarisuutta aiheuttava syy on työtarjoustodennäköisyyden aleneminen työttömyyden aikana. Etsintäteorian mukaan työttömyyden pitkittyminen alentaa työttömän mahdollisuuksia saada työtarjous, jos yritykset ovat haluttomia palkkaamaan pitkään työttömänä ollutta henkilöä. Tämä alentaa riskifunktion arvoa. Jos työtilaisuuksien asteittainen vähentyminen on ainoa epästationaarisuutta aiheuttava syy, niin riskifunktio on laskeva. Toisaalta työtilaisuuksien vähetessä työttömän työnhyvaksymisen kynnyks nousee, mikä puolestaan nostaa riskifunktion arvoa. Työtarjouksen alentumisesta johtuva negatiivinen duraatoriippuvuus ei siten alenna riskifunktion arvoa täydellä painollaan.

Riskifunktion käyttäytymistä työttömyyden eri vaiheissa, kun edellä kuvatut työtarjouksen saamiseen ja sen hyväksymiseen liittyvät epästationaariset piirteet otetaan samanaikaisesti huomioon on hankala arvioida. Voidaan kuitenkin olettaa, että jos työtarjouksen hyväksymiseen liittyvien tekijöiden vaikutus työllistymiseen on työttömyyden eri vaiheissa suurempi kuin työtarjouksen saamiseen liittyvien tekijöiden, niin riskifunktio on nouseva. Tällöin työtarjouksen vähentymisestä johtuva negatiivinen duraatoriippuvuus tuskin on merkittävä työllistymisen este.²⁴ Jos riskifunktio on vakio tai laskeva, niin työtarjousten asteittaisen vähentymisen voidaan ajatella pitkittävän työllistymistä. Ensin mainitussa tilan-

²⁴ Työtarjousten alentumisesta johtuvan negatiivisen duraatoriippuvuuden vuoksi riskifunktio nousee kuitenkin vähemmän kuin mallissa, jossa työtarjoukset ovat riippumattomia työttömyyden kestosta.

teessa työtarjoituksen vähentyminen alentaa riskifunktion arvoa yhtä paljon kuin työtarjoituksen hyväksymiseen liittyvät syyt tätä arvoa nostavat. Jälkimmäisessä tilanteessa työtarjoituksen alentumisesta johtuva negatiivinen duraatoriippuvuus on niin voimakasta, että sen seurauksena myös itse riskifunktiosta tulee laskeva.²⁵

Muiden työllistymiseen vaikuttavia tekijöiden huomioon ottaminen vaikeuttaa riskifunktion muodon arvioimista entisestään. Luonteeltaan riskifunktion muodon voisi ainakin teoreettisesti olettaa olevan monotoninen. Vaikka toimenpiteiden vaikutusten laajempi arviointi vaikuttaa sekä työtarjousten saamisen että sen hyväksymisen todennäköisyyteen, ovat toimenpiteitä koskevat säädökset usein ennakoitavissa. Tällöin työtön voi sopeuttaa käyttäytymistään vähitellen. On kuitenkin mahdollista, että riskifunktio voi paikoitellen olla hyvinkin epäsäännöllinen. Sitä voivat aiheuttaa etenkin työvoiman kysynnässä tapahtuneet muutokset sekä aktiivisia työvoimapolitiittisia toimenpiteitä ja eläkkeitä koskevien säädösten kytkeytyminen yksilön työttömänäoloaikaan.

Empiiristen sovellutusten kannalta riskifunktiolla on keskeinen rooli. Etsintäteorian mukaan yksilön saamien työtarjoitusten ja niiden hyväksymisiin liittyvät todennäköisyydet olisi kyettävä erottelamaan toisistaan. Nämä todennäköisyydet olisi lisäksi arvioitava työnhaun eri vaiheissa. Käytännössä etenkin työtarjoituksen saamisen todennäköisyyden arvioiminen on osoittautunut ongelmalliseksi, sillä työllistymiseen johtavaa ”viimeistä” työtarjoitusta lukuun ottamatta tietoja siitä, kuinka usein ja mistä syystä yksilö on työttömyytensä aikana saanut työtarjoituksia ei juuri ole olemassa.²⁶

Yksilöstä voidaan kuitenkin havaita työttömyyden kesto ja sen päättymisen syyt kuten esimerkiksi työllistyminen. Tästä syystä valtaosa etsintäteorian empiirisistä töistä perustuukin ns. redusoidun muodon eli juuri riskifunktion estimointiin.²⁷ Näin etsintäteorian teoreettinen viitekehys voidaan kytkeä havaittavissa olevaan empiiriseen aineistoon. Selittämällä riskifunktiota tekijöillä, joiden voidaan ajatella vaikuttavan työtarjoituksen saamiseen tai sen hyväksymiseen, voidaan päätellä, millä tekijöillä on vaikutusta työllistymiseen. Riskifunktion muodon perusteella voidaan puolestaan tarkastella, miten työllistymistodennäköisyys on kehittynyt työttömyyden keston aikana.

²⁵ Viime kädessä riskifunktion muodon empiirinen toteaminen riippuu siitä kuinka samankaltaisia tutkittavien työttömien joukko on. Katso havaitsemattomasta heterogeisuudesta jakso 4.4.

²⁶ On mahdollista, että osin tästä syystä työvoiman tarjontaan (kynnyspalkan määräytymiseen) on etsintäteoriassa kiinnitetty runsaasti huomiota, kun taas työvoiman kysyntään (työtarjoituksen saamiseen) liittyvien tekijöiden analysointi on ollut vähäistä

²⁷ Toisinaan etsintämallit on estimoitu ns. rakennemuodossa, joissa työtarjoituksen saamiseen ja sen hyväksymiseen liittyvät todennäköisyydet on voitu mallittaa erikseen. Näissä tutkimuksissa työtarjoitukseen liittyvien tietojen heikko saatavuus on usein ratkaistu erityyppisillä oletuksilla (katso esimerkiksi Flinn ja Heckman (1982), Narendranathan ja Nickell (1985), Wolpin (1987) ja van den Berg (1990b)).

3 Aikaisemmat empiiriset tutkimukset

Tässä luvussa tarkastellaan keskeisiä työnetsintäteoriaan pohjautuvia yksilötason tutkimuksia. Katsauksen alussa käydään läpi työttömyysturvan ja negatiivisen duraatoriippuvuuden työllisyysvaikutuksia käsitteleviä ulkomaisia ja Suomea koskevia tutkimustuloksia. Lopuksi esitellään aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden työllisyysvaikutuksia käsitteleviä tutkimuksia ja tehdään yhteen-veto empiirisen tutkimuksen nykytilanteesta.

3.1 Työttömyysturvaa ja negatiivista duraatoriippuvuutta käsittelevät tutkimukset

Keskeisin työnetsintäteoriaa koskevien empiiristen töiden tutkimusaihe voidaan pelkistää kysymykseen: "Hidastaako työttömyysturvan korkea taso tai sen pitkä kesto työttömän työllistymishalukkuutta?" Viime vuosikymmenellä työttömyysturvan vaikutuksia työttömyyden pitkittymiseen analysoitiin lähinnä työttömyysturvan tason tai korvaussuhteen²⁸ avulla. Nykyään huomiota kiinnitetään myös työttömyysturvan kestoon ja siihen, että työttömyysaikaiset tulot eivät koostu pelkästään työttömyysturvasta. Monien empiiristen töiden taustalla on etsintäteoreettinen malli, jonka mukaan työttömän kynnispalkka alenee ja työnhyväksymiskynnys nousee, kun uhka ansiosidonnaiselta työttömyysturvalta peruspäivärahalle putoamiseen kasvaa (Mortensen, 1977 ja van den Berg, 1990a).

Toinen etsintäteoriaan liittyvä tärkeä tutkimusteema koskee työttömyyden syrjäytymisvaikutusta: työttömyyden pitkittymisen taustalla on työtarjoituksen saamiseen liittyvä negatiivinen duraatoriippuvuus eli työtilaisuuksien vähentyminen työttömyyden keston myötä. Kuten edellisessä luvussa todettiin, työnhyväksymiseen vaikuttavan työttömyysturvan ja työtarjoituksen saamiseen vaikuttavan negatiivisen duraatoriippuvuuden erottaminen toisistaan on empiirisesti ongelmallista. Johtopäätelmät joudutaan useimmiten perustamaan näiden kahden komponentin tulon eli työllistymistodennäköisyyden (tai riskifunktion) estimointiin.²⁹ Negatiivisen duraatoriippuvuuden havaitseminen on ongelmallista myös siitä syystä, että pitkäaikaistyöttömiksi voi valikoitua henkilökohtaisilta ominaisuuksiltaan heikosti työllistyviä henkilöitä. Jos näitä ominaisuuksia ei voida kontrol-

²⁸ Työttömyysturvasta koostuvien tulojen ja työttömyyttä edeltävien tulojen suhde.

²⁹ Tässä yhteydessä on syytä palauttaa mieliin, että jos työtarjouksiin liittyvä negatiivinen duraatoriippuvuus on riittävän voimakasta, niin myös työllistymistodennäköisyys on negatiivisesti duraatoriippuva (riskifunktio on laskeva). Koska jatkossa keskitytään empiirisesti havaittavissa olevaan riskifunktioon, viitataan negatiivisella duraatoriippuvuudella toisinaan myös laskevaan riskifunktioon (jonka aiheuttaa työtarjoituksen asteittainen vähentyminen).

loida, laskee keskimääräinen työllistymisdennäköisyys työttömyyden pitkittyessä.³⁰

3.1.1 Ulkomaiset tutkimukset

Työnetsintäteoriaa käsittelevä empiirinen kirjallisuus on erittäin mittava. Uraauurtavina töinä voidaan pitää Lancasterin (1979) ja Nickellin (1979) tutkimuksia. Osin heidän ansiostaan työttömyyden keston mallittamiseen soveltuvat elinaikamallit yleistyivät tilastollisena analyysimenetelmänä. Muita merkittäviä viime vuosikymmenellä tehtyjä tutkimuksia ovat olleet mm. Kiefer ja Neumann (1979), Kooreman ja Ridder (1983), Atkinson, Gomulka ja Micklewright (1984), Narendranathan ja Nickell (1985), Lancaster (1985) sekä Moffit (1985).

Laajan katsauksen tämän vuosikymmenen alkuun mennessä tehdyistä lukuisista työttömyysturvan käsittelevistä tutkimuksista ovat tehneet Devine ja Kiefer (1991) ja Pedersen ja Westergård-Nielsen (1993). Hyvän ja varsin kriittisen yhteenvedon ovat tehneet myös Atkinson ja Micklewright (1991). Katsauksissa arvioitujen tutkimusten taso ja empiiriset tulokset olivat varsin vaihtelevia. Yleensä korkean työttömyyskorvauksen havaittiin kuitenkin pidentävän työttömyyden kestoja tai hidastavan työllistymisen todennäköisyyttä. Työllisyysvaikutukset eivät kuitenkaan olleet kovin suuria.³¹ Negatiivisen duraatoriippuvuuden ja työttömyyden aikana laskevien tulojen vaikutuksia työllistymiseen ei ennen tämän vuosikymmenen alkua juurikaan tutkittu. Poikkeuksen tekivät Nickell (1979) sekä Narendranathan, Nickell ja Stern (1985). Heidän Englantia koskevissa tutkimuksissaan työttömyysturvan ”korkean” tason ei havaittu hidastavan työllistymistä, kun työttömyyttä on jatkunut yli puoli vuotta.

Tällä vuosikymmenellä arviot työttömyysturvan työllisyyttä alentavista vaikutuksista tai negatiivisen duraatoriippuvuuden olemassaolosta ovat tulleet aikaisempaa varovaisemmiksi, kun tilastoaineistojen luotettavuus ja saatavuus on parantunut. Tällöin on entistä paremmin voitu ottaa huomioon esimerkiksi se, että työttömyys voi päättyä muuhunkin syyhyn kuin työllistymiseen. Myös yksilötason työttömyys- ja työllisyysaikaisten tulotietojen saatavuus on parantunut. Tosin jälkimmäisen tulomuuttujan saatavuus on edelleenkin heikko.

Korkeilla työttömyysaikaisilla tuloilla on viime aikoina tehtyjen tutkimustenkin mukaan työllistymistä alentava vaikutus. Yhtenäistä kuvaa vaikutuksen suuruusluokasta ja etenkin ansiosidonnaisen työttömyysturvan katkeamisen tai negatiivisen duraatoriippuvuuden työllisyyttä alentavista vaikutuksista eri maissa tehtyjen

³⁰ Katso havaitsemattomasta heterogeenisuudesta jaksosta 4.4.

³¹ Keskimääräistä Englantilaista tasoa edustaa Lancasterin (1979) tutkimus, jossa työttömyysturvan tason alentaminen 10 prosenttia lyhentää keskimääräistä työttömyysjakson kestoja noin yhdellä viikolla. Yhdysvalloissa työllisyysvaikutukset ovat yleensä hieman suurempia ja Manner-Euroopassa pienempiä (katso Westergård - Nielsen, 1993).

tutkimusten perusteella ei kuitenkaan ole saatu. Tämä voi johtua yksinkertaisesti siitä, että työttömyyden taustalla olevat syyt ja työttömyysturvajärjestelmää koskevat säädökset vaihtelevat maakohtaisesti.

Tukea ansiosidonnaisen työttömyysturvan työllistymistä hidastavalle vaikutukselle ovat USA:ssa saaneet Mayer (1990) sekä Katz ja Mayer (1990), jotka havaitsivat työttömien työllistymistodennäköisyyden nousevan selvästi juuri ennen ansiosidonnaiselta työttömyysturvalta putoamista. Toisaalta valtaosa työttömyyksistä oli päättynyt ennen kyseistä hetkeä. Myös Hollannissa van den Berg (1990a) sai tuloksen, jonka mukaan uhka ansiosidonnaisen työttömyyskorvauksen katkeamisesta kahden vuoden työttömänäolon jälkeen lisäsi selvästi työllistymistodennäköisyyttä.

Yhdysvalloissa Fallick (1991) havaitsi puolestaan, että työttömyysturvan tason työllistymistä alentava vaikutus vähenee työttömyyden pitkittyessä. Ennen ansiosidonnaisen työttömyysturvan päättymistä, työllistyminen tilapäisesti nousi. Tämä ei Fallickin mukaan johtunut työttömyysturvan katkeamisesta, sillä myös ansiosidonnaisen työttömyysturvan ulkopuolella olevien työttömien työllistyminen nopeutui samassa työttömyyden keston vaiheessa. Englannissa Narendranathan ja Steward (1993) havaitsivat, että työttömyysaikaiset tulot alentavat työllistymistä ainoastaan kuuden ensimmäisen työttömyyskuukauden aikana. Huomionarvoista tutkimuksessa oli se, että työllistymistä selitettiin myös odotetuilla työllisyysajan tuloilla, jotka oli estimoitu yksilötason palkkatietojen pohjalta. Molemmat tulomuuttujat olivat lisäksi käytettävissä olevia tuloja. Tulosten mukaan odotetuilla työllisyysajan tuloilla on selvästi suurempi vaikutus pysyvään työsuhteeseen työllistymiseen kuin muuhun työllistymiseen.³²

Saksassa toteutettiin vuosina 1980-luvulla kaksi lakimuutosta, joista ensimmäinen pidensi yli 41-vuotiaiden henkilöiden oikeutta saada ansiosidonnaista työttömyysturvaa ja jälkimmäinen laski yksinäisten henkilöiden työttömyysturvan tasoa. Huntin (1996) tutkimuksen mukaan lakimuutoksien jälkeen etenkin 41-48-vuotiaiden työttömien työllistymistodennäköisyys laski, mutta yksinäisiä henkilöitä koskevan ansiosidonnaisen työttömyyskorvauksen tason alentamisen vaikutus jäi epäselväksi. Vertaillen Saksan ja USA:n välisiä eroja Hunt havaitsi, että työttömyysturvan tasoa tai sen kestoa koskevat erot eivät voi yksinään selittää sitä, miksi työttömyyden kesto on Saksassa pidentynyt, mutta USA:ssa näin ei ole käynyt.

Ruotsissa Carling et al. (1996) tutkivat indikaattorimuuttujien avulla työttömyysturvan piiriin kuulumisen vaikutusta työllistymiseen. Tulosten mukaan peruspäivärahalla olevat työttömät työllistyivät yhtä nopeasti ja ansiosidonnaisella työttömyysturvalla olevat hitaammin kuin ilman työttömyyskorvausta olevat

³² Erityyppisiin työsuhteisiin työllistyneitä ovat käsitelleet myös Gerard - Varet et al. (1990) ja Joutard (1990) Ranskassa sekä Hollannissa Groot (1990), lähde: Atkinson ja Micklewright (1991).

työttömät. Työllistymisen jousto työttömyysturvan tason suhteen oli kuitenkin pieni. Tutkimus antoi myös lievää tukea sille, että työllistyminen kasvaa ansiosidonnaisen työttömyysturvan katkeamishetken lähestyessä. Tosin näin pitkään työttöminä olevien lukumäärän todettiin olevan pieni. Norjassa Bratberg ja Vaage (1996) tutkivat työllistymistä ja erityisesti sitä, miten ansiosidonnaisen työttömyyskorvauksen kestoja pidentävä lakimuutos on vaikuttanut työllistymiseen. Työttömyysturvan tason tai sen keston vaikutuksia koskevat johtopäätelmät olivat samansuuntaisia, mutta vieläkin varauksellisimpia kuin Ruotsissa.

Työttömyysturvaa koskevat tutkimukset on pääsääntöisesti tehty vain yhden suhdannevaiheen aikana. Poikkeuksena tästä on Arulampalam ja Stewardin (1995) Englantia koskeva tutkimus, jossa työllistymistä tarkasteltiin vuosina 1977 ja 1988. Työttömyysaikaisten tulojen havaittiin vaikuttavan selvästi vähemmän työllistymiseen vuonna 1987 kuin vuonna 1977, jolloin työttömyysaste ja etenkin työttömyyden kesto olivat selvästi pienemmät kuin kymmenen vuotta myöhemmin. Tämän katsottiin johtuvan siitä, että työllistyminen oli vuonna 1987 enemmän riippuvainen työtarjouksen saamiseen vaikuttavista tekijöistä kuin vuonna 1977.

Työttömyysturvan tasossa tai sen kestossa tapahtuvat muutokset voivat vaikuttaa myös työvoiman ulkopuolelle tai aktiivisille toimenpiteille siirtymiseen. Esimerkiksi työttömyysturvan heikentäminen voi lisätä työttömien halukkuutta vetäytyä työvoiman ulkopuolelle. Vastaavasti työttömyysturvan saamisen kytkeminen aktiivisille toimenpiteille osallistumiseen voi vaikuttaa toimenpiteille siirtymiseen. Empiirisiä tutkimuksia työttömyysturvan vaikutuksista työttömyyden päättymiseen muutoin kuin avoimille työmarkkinoille työllistymiseen on tehty erittäin vähän.

Ranskassa Joutard (1990) havaitsi ansiosidonnaisen työttömyysturvan tason alentavan aktiivisille toimenpiteille ja työvoiman ulkopuolelle siirtymistä. Työttömyysturvan pitkä kesto alensi ainoastaan työvoiman ulkopuolelle siirtymistä.³³ Ruotsissa Carling et al. (1996) havaitsivat, että ansiosidonnaisella työttömyysturvalla ja "peruspäivärahalla" (kontant arbetsmarknadsstöd) olleet työttömät siirtyivät työvoiman ulkopuolelle ja aktiivisille toimenpiteille hitaammin kuin ne henkilöt, jotka eivät saaneet työttömyyskorvausta lainkaan. Toimenpiteiden saatavuuden kasvun ei kuitenkaan todettu vähentäneen työllistymishalukkuutta. Norjassa Bratbergin ja Vaagen (1996) mukaan ansiosidonnaisen työttömyyskorvauksen päättymisen lisäksi lähinnä työvoiman (tai työttömyyskortiston) ulkopuolelle siirtymistä. Saksassa Hunt (1996) tutki lakimuutosta, joka pidensi työttömyysturvan kestoja yli 41-vuotiailta henkilöiltä. Lakimuutoksen jälkeen etenkin 41-48-vuotiaiden siirtyminen työvoiman ulkopuolelle väheni. Iäkkäämmille henkilöille lainmuutoksen vaikutus jäi epäselväksi.

³³ Lähde: Atkinson ja Micklewright (1991).

3.1.2 Suomalaiset tutkimukset

Suomessa on tehty muutama työttömyysturvan työllisyysvaikutuksia käsittelevä tutkimus. Varhaisin Suomessa tehty etsintäteoriaa soveltava työ on Sääsken (1981) tutkimus, jossa analysoitiin työttömyyden keston vaikuttavia tekijöitä perinteisen regressioanalyysin avulla. Tutkimusaineistona olivat Tilastokeskuksen työvoimatutkimuksen vuosihaastattelun työttömät vuosilta 1970-1974 ja 1977-1978. Työttömyysjaksojen "kestot" olivat meneillään olevia eikä päätyneitä työttömyysjaksoja. Otokoko oli hieman alle 800 työtöntä. Tutkimuksessa havaittiin, että kassa-avustusta (nykyään ansiosidonnainen päiväraha) saavilla työttömyyden kesto on keskimäärin noin 12 viikkoa ja ilman työttömyysturvaa olevilla noin 8 viikkoa lyhyempi kuin tarveharkintaista työttömyyskorvausta (nykyään peruspäiväraha) saavilla.

Erikssonin (1985) tutkimus on ensimmäinen Suomessa tehty työ, jossa on käyty työttömyyden keston mallittamiseen soveltuvia elinaikamalleja. Siinä tarkasteltiin työttömyyden kestoja ja työttömyyskausien toistumista. Tutkimuksessa työttömyyden keston oletettiin noudattavan log-normaalista jakaumaa, mistä johtuen ehdollinen työllistymistodennäköisyys (riskifunktio) on työttömyyden keston alkuvaiheessa kasvava ja myöhemmin aleneva (katso jakso 4.3.2). Tutkimusaineistona oli Turun työvoimatoimiston rekisteristä saatu otos marraskuussa vuonna 1983 työttömyytensä päättäneistä henkilöistä, joista on seurantatiedot vuodesta 1980 lähtien. Otokoko oli 523 työtöntä. Erikssonin tutkimuksessa työttömyyden keston jousto työttömyyskorvauksen suhteen oli noin 0,75 ja työttömyyskassa-avustuksen suhteen noin 0,32. Tarkemman analyysin jälkeen Eriksson päätyi tulokseen, että työttömyyden keston ja työttömyyskorvauksen saamisen välillä ei löydy merkittävää yhteyttä.

Pääkkösen (1992) tutkimuksessa analysoitiin työttömyyden keston yksilöllisiä eroja 1980-luvun lopulla. Havaintoaineistona oli työvoimatutkimuksen vuosihaastattelu vuodelta 1987, jonka otokoko oli noin 300 työtöntä. Tutkimus koostui kahdella eri menetelmällä estimoiduista mallista. Näistä ensimmäiseen sovellettiin perinteistä regressiomallia ja jälkimmäiseen elinaikamallia, jossa työttömyyden keston oletettiin noudattavan Weibull-jakaumaa (katso jakso 4.3). Weibull-jakaumaan perustuvissa malleissa riskifunktio on työttömyyden pitkittyessä joko laskeva tai nouseva. Molempien estimointitapojen tuottamana tuloksena oli se, että peruspäivärahan saaminen pidensi työttömyyden kestoja.

Pyy (1994) tutki nuorten työllistymiseen vaikuttavia tekijöitä Cox:n mallin avulla (katso jakso 5.1). Tutkimuksen pääpaino koski työllistymisen tilastollista mallittamista elinaika-analyysin menetelmin. Tutkimusaineisto koostui vuonna 1991 työvoimatoimistoon työttömiksi työnhakijaksi ilmoittautuneesta yhteensä noin 1800:sta alle 30-vuotiasta nuoresta. Tulosten mukaan ansiosidonnaiseen työttömyyskassaan kuulumisen nosti nuorten miesten työllistymistodennäköisyyttä,

kun taas nuorille naisille jäsenyydelle ei ollut merkitystä. Nuorten työttömien riskifunktion Pyy havaitsi laskevan työttömyyden pitkittyessä.

Liljan (1990, 1992, 1993) tutkimuksissa tarkasteltiin tekijöitä, jotka vaikuttavat työttömien työllistymiseen ja työvoiman ulkopuolelle siirtymiseen. Tutkimusaineistona olivat Tilastokeskuksen vuosien 1984-1987 työvoimatutkimukset, joissa työttömiä haastateltiin kolmen kuukauden välein yhteensä 15 kuukauden ajan. Yksilötason tulo- ja verotietoja saatiin vuodelta 1987. Aineiston otoskoko oli 992 työtöntä, joista 267 oli vuodelta 1987. Tutkimuksessa työttömyyden ehdolliset päättymistodennäköisyydet eli ns. riskifunktiot estimoitiin työttömyyden päättymisen syyn mukaan. Tutkimuksissa sovellettiin ns. ryhmiteltyyn proportionaalisen riskin mallia (katso 5.2).

Työttömien työllistymistä koskevissa analyyseissä Lilja (1992, 1993) kiinnitti huomiota siihen, että ansiosidonnaista työttömyysturvaa saavat työttömät voivat olla elämäntilanteeltaan ja työllistyvyydeltään aivan erilaisia henkilöitä kuin peruspäivärahalla olevat henkilöt. Samankaltaista valikoitumista voi tapahtua myös täysin työttömyysturvan ulkopuolelle jäävien ja muiden työttömien välillä. Jotta valikoituminen ei vaikuttaisi loppupäätelmiin työttömille estimoitiin erilliset riskifunktiot sen mukaan kuuluvatko he ansiosidonnaisen työttömyysturvan vai peruspäivärahan piiriin vai ovatko he täysin työttömyysturvan ulkopuolella. Tulosten mukaan ilman työttömyysturvaa olevien työttömien työllistymistodennäköisyys oli kolminkertainen ja ansiosidonnaisesta työttömyysturvaa saavien kaksinkertainen peruspäivärahalla oleviin työttömiin nähden.

Työttömyysaikaisten tulojen ja korvaussuhteen työllisyysvaikutuksia Lilja (1992) analysoi vuoden 1987 työvoimatutkimuksen aineiston avulla. Työttömiä ei eroteltu työttömyysturvajärjestelmän piiriin kuulumisen mukaan, vaan kaikille työttömille estimoitiin yhteinen riskifunktio. Tuloksista havaittiin, että korkeat työttömyyttä edeltävät ansiotulot lisäsivät työllistymistodennäköisyyttä. Tämä voi johtua siitä, että aikaisemmat korkeat ansiotulot ilmentävät myös työttömän kyvykkyyttä työnantajan silmissä. Korkean korvaussuhteen ei havaittu vähentäneen työllistymistodennäköisyyttä.³⁴ Työvoiman ulkopuolelle siirtyneille työttömille Lilja estimoi erilliset riskifunktiot sen mukaan oliko siirtyminen ollut pakollista (eläke, asepalvelus, sairaus) vai vapaaehtoista. Tuloksista havaittiin, että vapaaehtoiseen työvoiman ulkopuolelle siirtymiseen vaikuttavat usein aivan eri tekijät kuin "tavanomaiseen" siirtymään. Tulosten perusteella työttömyysturvan tasoerot eivät kuitenkaan vaikuttaneet työttömien työvoimassa pysymiseen.

Kettusen (1989, 1990, 1993) tutkimuksissa tarkasteltiin useiden eri mallien avulla työttömyysturvan sekä alueellisen ja ammatillisen liikkuvuuden vaikutuksia

³⁴ Korvaussuhdetta kuvattiin luokittelumuuttujien avulla sen mukaan onko korvaussuhde pienempi tai yhtä suuri vai suurempi kuin 0,5. Vertailuryhmänä oli työttömät, jotka olivat työttömyysturvan ulkopuolella.

työttömyyden keston. Tutkimusaineistona oli työministeriön työnhakijarekisterin joka sadas työttömyytensä vuoden 1985 aikana aloittanut työtön. Näistä henkilöistä oli seurantatiedot aina vuoden 1986 loppuun asti. Otokoko estimoitavaa mallista riippuen vaihteli 3213-1885 välillä. Kettusen havaintoaineisto sisältää runsaasti yksilötason tietoja, muun muassa otoshenkilöiden ja heidän puolisoidensa tulo- ja verotiedot vuodelta 1985. Näin voitiin laskea yksilö- ja kotitalouskohtaiset brutto- ja nettomääräiset korvaussuhteet.

Kettusen Weibull-jakaumaan perustuvan mallin (katso jakso 4.3.2) avulla saatujen tulosten mukaan korkeat korvaussuhteet pidensivät työttömyyden kestoja. Ennen veroja laskettu korvaussuhteen vaikutus oli pienempi kuin verojen jälkeen. Lisäksi kotitalouskohtaiset brutto- ja nettokorvaussuhteet pidensivät työttömyyden kestoja enemmän kuin vastaavat yksilölle lasketut korvaussuhteet. Työttömyyden keston keskimääräiseksi (brutto)korvaussuhteen joustoksi Kettunen sai 0,54 ansioturva saaville ja 0,24 peruspäivärahaa saaville työttömille. Työttömyyskassaan kuuluvat työttömät työllistyivät nopeammin kuin kassaan kuulumattomat. Alueellista ja ammatillista liikkuvuutta kuvaavissa malleissa korkeat muuttokustannukset vähensivät muuttohalukkuutta. Lisäksi työttömyyskassan jäsenet työllistyivät muuttamalla selvästi harvemmin kuin kassaan kuulumattomat. Korkeat koulutuskustannukset vähensivät puolestaan ammatinvaihdon todennäköisyyttä, etenkin kun kyseessä olivat peruspäivärahaa saavat työttömät.

Kettunen sovelsi tutkimuksissaan myös ns. Cox:n mallia (katso jakso 5.1), jonka avulla hän tarkasteli miten korvaussuhteen muuttuminen työttömyyden keston aikana vaikuttaa työllistymiseen. Tulosten perusteella korkea korvaussuhde alensi työllistymisen todennäköisyyttä kolmen ensimmäisen työttömyyskuukauden aikana. Tänä aikana työllistyi valtaosa työttömistä. Kolmen kuukauden jälkeen korkea korvaussuhde edisti kuitenkin työllistymistä. Kettusen päätelmänä oli kuitenkin, että ansiosidonnaisen päivärahan alenema sadannen työttömyyspäivän jälkeen ja sen muuttuminen peruspäivärahaaksi 500 työttömyyspäivän jälkeen lisäävät työttömien työllistymishalukkuutta.³⁵

Edellä esitetyt tutkimukset käsittelivät työttömyysturvan vaikutuksia työllistymiseen etsintäteoriasta käsin. Niiden tilastolliset analyysimenetelmät pohjautuivat tässä työssä myöhemmin esiteltäviin elinaikamalleihin. Työllistymistä voidaan analysoida myös muulla tavoin. Holm, Pyy ja Rantala (1996) tarkastelivat minikäläisen sosioekonomisen taustan omaavat työttömät ovat työllistyneet ja miten heidän kotitalouskohtaiset käytettävissä olevat tulot ovat välittömästi työllistymisen jälkeen muuttuneet. Tutkimusaineisto koostui noin 15 000 työttömästä vuosilta 1988, 1990 ja 1992, johon oli liitetty seurantatiedot vuosilta 1987-1992. Tutkimuksessa havaittiin, että työllistyneille työttömille työllistyminen on yleensä ollut taloudellisesti kannattava vaihtoehto. Toisaalta työllistymisestä saatu vä-

³⁵ Ansiosidonnaisen päivärahan alenema poistettiin heinäkuun alusta vuonna 1989.

litön taloudellinen etu oli joidenkin työttömien kohdalla varsin pieni. Tutkimuksessa työllistymisen taloudellista kannattavuutta arvioitiin ainoastaan niiden henkilöiden kohdalla, joiden oli havaittu työllistyneen.

Edellisen tutkimuksen aineistoa käyttäen Kyyrä (1997) estimoï ns. yleistetyt Tobit mallin avulla hypoteettiset (odotettavissa olevat) alkupalkat työttömille, jos he työllistyisivät. Tulosten perusteella työttömän alkupalkan määräytymiseen vaikuttavat etenkin koulutusaste ja työttömyyttä edeltävä työkokemus. Koulutusasteiden väliset palkkaerot olivat lisäksi selvästi pienemmät työllistyneiden kuin työllisten keskuudessa keskimäärin.³⁶ Holm ja Kyyrä (1997) täydensivät edellä mainittua tutkimusta estimoimalla hypoteettiset (odotettavissa olevat) kotitalouskohtaiset käytettävissä olevat tulot työttömille, jos he työllistyisivät. Tutkimuksessa tarkasteltiin myös tekijöitä, joiden seurauksena työtön työllistyy tai työvoimaan kuuluva on työllinen. Tulosten mukaan hypoteettisen tulosuhteen³⁷ kasvu nosti selvästi työttömän työllistymistodennäköisyyttä ja hypoteettisten työtulojen kasvu lisäsi puolestaan todennäköisyyttä, että työvoimaan kuuluva henkilö on työllinen. Korkean aviopuolison tulotason havaittiin nostavan molempia edellä mainittuja todennäköisyyksiä.

3.2 Aktiivista työvoimapolitiikkaa käsittelevät yksilötason tutkimukset

Aktiivisia työvoimapolitiittisia toimenpiteitä koskeva empiirinen tutkimus on varsin vähäistä ja epäyhtenäistä. Yleensä niissä on kuitenkin arvioitu jonkin toimenpidetyypin vaikutuksia sen piiriin osallistuneen henkilön työllistymiseen tai ansiokehitykseen. Seuraavassa lyhyt yhteenveto eräistä yksilötason aineistoon pohjautuvista tutkimuksista.³⁸ Yhteistä niissä on se, että ne perustuvat toimenpiteiden piiriin osallistuneiden henkilöiden ja kontrolliryhmän (tai muiden työttömien) keskinäiseen vertailuun. Muilta osin esiteltävien tutkimusten lähtökohdat, tavoitteet ja tilastolliset menetelmät eivät ole vertailukelpoiset.

Hyvän arvioin tehdyistä aktiivista työvoimapolitiikkaa käsittelevistä tutkimuksista on tehnyt OECD (1993). Järjestön arvioimien yksilötason tutkimusten mukaan työvoimapolitiittinen aikuiskoulutus eli koulutus on usein vaikuttanut myönteisesti yksilöiden työllisyyteen tai tulevaan ansiokehitykseen. Työttömille tai sen uhan alla oleville henkilöille kohdennettu koulutus oli ollut hyödyllistä viidessä tutkimuksessa, mutta toisaalta neljässä tutkimuksessa koulutettujen asema ei muuttunut. Kun tarkastelun kohteena oli jokin tarkemmin rajattu työttömien erityis-

³⁶ Kyyrän (1997) estimointeja, joita tässä työssä käytetään myöhemmin, on kuvattu liitteessä 1.

³⁷ Hypoteettinen tulosuhde mittaa sitä kuinka paljon kotitalouden käytettävissä olevat tulot nousisivat, jos työtön työllistyisi ominaisuuksiaan vastaavalla palkalla.

³⁸ Empiirisiä tutkimuksia työvoimapolitiittisten toimenpiteiden makrovaikutuksista ei käsitellä. Hyvän yleiskuvan niistä saa perehtymällä OECD:n (1993), Pedersenin ja Westergårdin (1993) sekä Calmforsin (1994) katsauksiin. Suomessa toimenpiteitä makrotasolla ovat tutkineet mm. Eriksson (1992), Räisänen (1993), Rantala (1995, 1996), Pehkonen (1996) ja Kettunen (1996).

ryhmä tai koulutusohjelma, seitsemän tutkimusta kahdeksasta raportoi koulutuksen vaikutukset myönteisiksi.

OECD:n arviot toisen tärkeän aktiivisen toimenpidetyypin eli palkkaperusteisen erityistoimenpiteen (tukityön) vaikutuksista työttömän työllistymiseen tai tulevaan ansiokehitykseen olivat vähemmän myönteiset. Myönteisiä vaikutuksia havaittiin yhteensä kolmessa tutkimuksessa. Näistä ensimmäisessä tutkimuksessa tukityöhön osallistuminen oli parantanut kaikkien siihen osallistuneiden työllistymistä. Toisessa työttömien nuorten työllistymistä koskevassa tutkimuksessa tukityö oli edistänyt nuorten miesten asemaa, mutta naisten työllistyminen ei ollut kohentunut. Kolmannessa työssä tukityön havaittiin parantaneen "työelämästä syrjäytyneiden työttömien" asemaa, mutta muiden työttömien osalta tukityöhön osallistumisesta ei ollut hyötyä. Kahdessa tutkimuksessa tukityöhön osallistuminen ei havaittu parantaneen työttömien asemaa lainkaan.

Tuoreimmat ja Suomen työmarkkinoiden kannalta vertailukelpoisimmat yksilötason tutkimukset on tehty Pohjoismaissa. Ruotsissa Tamás, Harkman ja Jansson (1995) tutkivat koulutuksen vaikutuksia työllistymiseen (ja tuleviin ansioihin) yksilötason seuranta-aineiston avulla. Tulosten mukaan vuonna 1994 koulutuksen suorittaneiden työllistymistodennäköisyys pysyi koulutuksen jälkeen samana kuin ennen koulutusta. Koska vertailuryhmän työllistymistodennäköisyys oli puolestaan laskenut, koulutuksen pääteltiin vähentäneen työelämästä syrjäytymisen ja pitkäaikaistyöttömyyden riskiä.

Korpi (1996) tutki toimenpiteiden vaikutuksia Tukholmassa asuvien alle 30-vuotiaiden työttömien työllistymiseen vuosina 1981-1985. Työllistyneistä Korpi erotteli omaksi ryhmäkseen ne henkilöt, jotka ennen työllistymistään olivat osallistuneet toimenpiteiden piiriin.³⁹ Tulosten perusteella välittömästi toimenpiteen jälkeen työllistyneiden yksilöiden työsuhteen kesto oli yleensä pitempi kuin muilla työttömillä. Korven johtopäätelmien yleistettävyyttä voi haitata se, että toimenpiteiden piiristä työttömiksi palanneita työttömiä ei eroteltu muista työttömistä.

Norjassa vuotta 1994 koskevassa tutkimuksessa (Andreassen, 1995) koulutuksen suorittaneiden työttömien työllistymistodennäköisyyden havaittiin olevan korkeampi kuin niiden, jotka eivät olleet koulutukseen osallistuneet. Toisaalta, kun koulutuksen suorittaneita verrattiin henkilöihin, jotka olivat koulutukseen hakenneet, mutta eivät olleet sinne päässeet, ei ryhmien työllistymistodennäköisyyksissä havaittu eroja. Toisen vuoden 1989 aineistoon perustuvan norjalaistutkimuksen mukaan koulutus on vaikuttanut tulevan työsuhteen pysyvyyteen positiivisesti (Torp, 1994).

³⁹ Tähän ryhmään kuuluvat henkilöt olivat ennen toimenpiteelle siirtymistään olleet työttöminä.

Suomessa yksilötason aineistoihin pohjautuvia tutkimuksia on tehty vähän. Kenties laajimpana työnä voidaan pitää Hämäläisen (1997a,b) tutkimusta, jossa tarkasteltiin toimenpiteiden vaikutuksia työttömyyden uusiutumiseen ja työsuhteen keston. Tutkimusaineistona oli noin 180 000 yksilöä kattava otos työikäisestä väestöstä vuodelta 1990. Seurantatietoja oli käytössä vuodesta 1987 lähtien. Tulosten mukaan toimenpiteiden piiriin osallistuneiden työttömien riski joutua uudelleen työttömäksi oli noin 10 prosenttia pienempi kuin keskimääriin. Toimenpiteiden vaikutukset poikkesivat kuitenkin merkittävästi yksilöiden välillä. Työsuhteen pituutta koskevien tulosten mukaan koulutus ja julkisen sektorin tukema tukityö yksityisellä sektorilla olivat tehokkaimmat toimenpidemuodot. Tukityön julkisen sektorilla ei puolestaan havaittu olleen hyödyllinen. Työssä havaittiin myös, että toimenpiteille osallistuu työllistyvydeltään erilaisia henkilöitä kuin keskimäärin. Tämä valikoituminen otettiin toimenpiteiden työllisyysvaikutuksia arvioitaessa huomioon.

Koulutuksen vaikuttavuutta Suomessa on tutkinut myös Mikkonen (1995, 1996). Analyysit perustuvat seuranta-aineistoon, joka koostuu 5 000 vuonna 1993 koulutukseen osallistuneesta henkilöstä ja saman suuruisesta kontrolliryhmästä.⁴⁰ Tulosten mukaan koulutukseen osallistuneet olivat selvästi koulutetumpia kuin kontrolliryhmän työttömät keskimäärin. Koulutukseen oltiin yleensä myös tyytyväisiä. Koulutettavat olivat kuitenkin varsin epäyhtenäinen ryhmä. Suurimmat erot koskivat koulutustaustaa ja aikaisempaa työuraa. Nämä vaikuttivat sekä koulutustyyppin valintaan että myöhempään työmarkkina-asemaan. Tutkimuksessa koulutuksen havaittiin "jonkin verran" edistäneen työllisyyttä. Koulutuksen suorittamisesta 43 prosenttia oli vuoden kuluttua ansiotyössä, odotti sovitun työn alkamista tai harjoitti yritystoimintaa. Vastaava osuus kontrolliryhmällä oli 40 prosenttia.

Tutkimustuloksia toimenpiteiden vaikutuksista ovat saaneet myös Pyy (1994) ja Kyyrä (1997). Pyynt tutkimuksessa työvoimapolitiittiseen koulutukseen osallistuneiden nuorten ja muiden työttömien nuorten työllistymistodennäköisyydet eivät merkittävästi poikenneet toisistaan. Pyynt mukaan koulutus on tästä syystä pystynyt parantamaan koulutukseen osallistuneiden asemaa työmarkkinoilla, koska koulutukseen valinnan kriteerinä on heikko työllistyvyys. Tukityön vaikutuksia ei tutkimuksessa analysoitu. Kyyrän tutkimuksen mukaan koulutus nosti uuden työsuhteen alkupalkkaa. Tukityöhön osallistumisen havaittiin puolestaan nostavan ainoastaan miesten alkupalkkoja.

Tuloksiin toimenpiteiden myönteisistä tai kielteisistä vaikutuksista on kuitenkin syytä suhtautua varauksella. OECD (1993) totesi katsauksessaan, että monet arvioidut työt olivat menetelmällisesti varsin puutteellisia. Tällöin toimenpiteiden

⁴⁰ Kontrolliryhmä koostuu työnhakijoista, jotka eivät ole osallistuneet koulutukseen, mutta ovat muilta osin tutkimusryhmän kaltaisia. Yhteiset taustatekijät olivat alue, sukupuoli, ikä, koulutusaste, ammattiryhmä ja työmarkkina-asema.

vaikutuksista saadut tulokset voivat osin selittyä menetelmien virheellisestä soveltamisesta. Metodologisiin puutteisiin on yleensäkin kiinnitetty aikaisempaa enemmän huomiota (katso esim. Tamás, Harkman ja Jansson, 1995). Esimerkiksi yksilöiden valikoitumista toimenpiteiden piiriin ei ole riittävästi otettu huomioon. Tämä voi vaikuttaa johtopäätelmiin joko myönteisesti tai kielteisesti riippuen siitä ovatko toimenpiteen piiriin hakeutuneet henkilöt työllistyvyydeltään keskimääräistä parempia vai heikompia. Tutkimusajankohta saattaa niinkään vaikuttaa tuloksiin, sillä työttömien rakenne vaihtelee suhdannetilanteen mukaan. Myös toimenpiteen "laatu" voi esimerkiksi työllisyystilanteen tai aktiiviseen työvoimapolitiikkaan suunnattujen resurssien myötä vaihdella.

3.3 Yhteenveto

Yhteenvetona tehdyistä työllistymistä käsittelevistä tutkimuksista voidaan todeta, että tällä vuosikymmenellä työmarkkinoiden dynaaminen luonne ja sen toimintaan liittyvät erityispiirteet on aikaisempaa selvemmin tiedostettu. Työllistymistä ei enää tarkastella pelkistetysti kahden työmarkkinatilan eli työttömyyden ja työllisyyden välisenä siirtymänä, vaan pikemminkin osana muuta työmarkkinoiden toimintaa. Työllistymisen ohella huomiota on alettu kiinnittämään myös muihin työttömyyden päättymisen syihin kuten työvoiman ulkopuolelle tai aktiivisten toimenpiteiden piiriin siirtymiseen. Esimerkiksi monet työmarkkinoiden toimintaan liittyvät institutionaaliset piirteet kuten työttömyysturvaan, aktiivisiin työvoimapolitiittisiin toimenpiteisiin ja eläkkeisiin liittyvät säädökset vaikuttavat siihen milloin ja miten yksilön työttömyys lopulta päättyy.

Toinen 1990-luvun tutkimuksellinen edistysaskel liittyy tilastollisten menetelmien kehittämiseen, sillä nykyään edellytykset analysoida työllistymistä entistä realistisemmin ovat parantuneet. Osin tästä syystä etenkin analyysit ansiosidonnaisen työttömyysturvan työllisyysvaikutuksista ja työttömyyden erilaisista päättymissyistä ovat vähitellen yleistyneet. Tilastollisten menetelmien kehittyminen on myös parantanut mahdollisuuksia kontrolloida yksilöstä johtuvien havaitsemattomien ominaisuuksien vaikutuksia yksilön työllistymiseen.

Empiirinen tietämys yksilön työllistymiseen vaikuttavista tekijöistä on kuitenkin edelleen varsin puutteellista. Katsauksen perusteella yhdenmukaisinta näyttöä saatiin lähinnä siitä, että korkeat työttömyysajan tulot alentavat työttömän halukkuutta työllistyä. Tämän vaikutuksen suuruusluokasta ei kuitenkaan löytynyt yksimielisyyttä. Johtopäätelmät työttömyyden aikana laskevien tulojen (ansiosidonnaisen työttömyysturvan päättymisen), työtarjojien alentumisesta johtuvan negatiivisen duraatoriippuvuuden tai aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden työllisyysvaikutuksista olivat sen sijaan kirjavia. Tulokset vaihtelivat käytettyjen selittävien muuttujien, tutkimusajankohdan ja kohdemaan mukaan.

Keskeinen syy tutkimustulosten kirjavuuteen johtuu sopivan tilastoaineiston puutteesta. Monet työllistymiseen vaikuttavat keskeiset muuttujat on jouduttu mittaamaan puutteellisesti tai niitä ei ole ollut lainkaan saatavilla. Tästä syystä kokonaisvaltaisia yksilötason aineistoon perustuvia tutkimuksia on tehty yllättävän vähän. Seuraavassa eräitä huomioita niistä tiedon saatavuuden liittyvistä syistä, jotka ovat rajoittaneet tutkimustiedon syntymistä. Kenties suurimpana pulmana voidaan pitää sitä, että työllistymistä joudutaan analysoimaan siten, että työtarjouksen saamiseen ja sen hyväksymiseen liittyvien tekijöitä voidaan vain rajoitetussa määrin erotella toisistaan. Tämä on heikentänyt mahdollisuuksia selvittää sitä missä määrin työttömyyden taustalla on työvoiman kysyntään ja missä määrin työvoiman tarjontaan liittyvät syyt. Myös työttömyyden päättymisen syyt on tilastoitu karkeasti. Esimerkiksi avoimille työmarkkinoille työllistyneitä työttömiä ei yleensä ole voitu erotella tukityön piiriin siirtyneistä työttömistä, vaikka tämä erottelu on tullut aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden kasvun vuoksi entistä tärkeämmäksi.

Taloudellisiin kannustimiin liittyvistä muuttujista työllistymisestä saatavia odotettuja palkkatuloja ei usein ole voitu lainkaan arvioida. Toisinaan nämä arviot ovat perustuneet yksilön työttömyyttä edeltäviin ansiotuloihin tai työttömyyskorvauksen tason avulla laskettuun ns. korvaussuhteeseen. Oletus on epärealistinen, jos työttömän mahdollisuudet työllistyä työttömyyttä edeltävällä palkkatasolla muuttuvat työttömyyden aikana. Työttömyysajan tuloja on puolestaan on usein jouduttu mittaamaan pelkästään työttömyyskassan jäsenyyttä kuvaavan indikaattorimuuttujan perusteella. Varsin yleistä on myös se, että yksilön taloudellista asemaa työttömänä tai työllisenä on kuvattu bruttomääräisenä, vaikka yksilön taloudelliseen asemaan vaikuttavat oleellisesti myös verotus, tulonsiirrot, avio puolison tulot ja varallisuus.

Toimenpiteiden työllisyysvaikutuksia koskeva tutkimus on vasta aluillaan. Tässäkin tapauksessa yksityiskohtaisten tietojen parempi saatavuus edesauttaisi uuden tutkimustiedon syntymistä. Esimerkiksi tietoja toimenpiteiden osallistuneiden työttömien työmarkkina-asemasta ennen ja jälkeen toimenpiteen on vain harvoin saatavilla. Keskeisenä tutkimuksellisenä ongelmana voidaan pitää myös sitä, että toimenpiteiden piiriin osallistuneiden työttömien edellytykset työllistyä voivat olla erilaiset kuin "keskimääräisen" työttömän. Mikäli tätä toimenpiteiden piiriin valikoitumista ei kontrolloida, voivat toimenpiteiden vaikuttavuutta koskevat tulokset johtua yksilöiden välisistä eroista, ei toimenpiteiden tehokkuudesta tai tehottomuudesta.

4 Elinaikamalleista

Tässä luvussa esitellään menetelmiä, joiden avulla voidaan verrata ominaisuuksiltaan erilaisten ja päättymistavaltaan vaihtoehtoisten työttömyyksien kestoja. Luvun alussa käydään läpi kestoja kuvaavan jakauman eri esitysmuodot, joista yksi on teoreettisen osuuden lopussa esitelty riskifunktio. Jaksoissa 4.2 ja 4.3 esitellään kestoja kuvaavien jakaumien ei-parametrisia estimointimenetelmiä sekä tilastollisia malleja, joiden avulla selittävien muuttujien vaikutusta työttömyyden päättymiseen voidaan tutkia. Jaksossa 4.4 käsitellään työttömyyden keston mallittamiseen liittyviä erityispiirteitä kuten esimerkiksi sitä, miten eri tavoin päättyneet työttömyydet voidaan kytkeä mukaan tarkasteluun. Jaksossa 4.5 vertaillaan esiteltyjä tilastollisia malleja työnetsintäteorian lähtökohdista käsin. Kirjallisuudessa elinaikamalleja ovat käsitelleet mm. Cox 1972, Cox ja Oakes (1984), Kalbfleisch ja Prentice (1980), Lawless (1982), Eland-Johnson ja Johnson (1986) sekä Lancaster (1990).

4.1 Peruskäsitteet

Elinaikamalleissa työttömyyden kesto (jatkossa kesto) tai sen päättymistä kuvataan tiheys-, kertymä-, eloonjäämis- (survivor functions) ja riskifunktioiden (hazard functions) avulla.⁴¹ Funktioille on olemassa sekä jatkuva-aikaiset että diskreetit esitysmuodot. Tarkastellaan aluksi jatkuvia esitysmuotoja. Olkoon $T \geq 0$ kestoja kuvaava jatkuva satunnaismuuttuja. Keston kertymäfunktio $F(t)$ kuvaa todennäköisyyttä, että työttömyys päättyy ennen hetkeä t

$$(4.1) \quad F(t) = \Pr(T < t) = \int_0^t f(U)dU, \quad F(0) = 0, \quad \lim_{\Delta t \rightarrow \infty} F(t) = 1, \quad dF(t)/dt > 0.$$

Eloojäämisfunktio $S(t)$ eli kertymäfunktion komplementti kuvaa todennäköisyyttä, että työttömyys ei ole päättynyt hetkeen t mennessä

$$(4.2) \quad S(t) = \Pr(T \geq t) = \int_t^{\infty} f(U)dU, \quad S(0) = 1, \quad \lim_{\Delta t \rightarrow \infty} S(t) = 0, \quad dS(t)/dt < 0.$$

Keston tiheysfunktio $f(t)$ on lineaarinen approksimaatio todennäköisyydelle, että työttömyys päättyy lyhyellä aikavälillä $[t, t + \Delta t]$

⁴¹ Työttömyyden keston ja sen mallittamiseen liittyvät käsitteet esitellään tässä siten, että työttömyyden päättymisen syyhin ei kiinnitetä huomiota. Eri tavoin päättyneitä työttömyyksiä käsitellään jaksossa 4.4.2.

$$(4.3) f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \Pr(t \leq T < t + \Delta t), f(t) \geq 0 \text{ ja } \int_0^{\infty} f(t) dt = 1.$$

Riskifunktio $h(t)$ on likimääräinen ehdollinen todennäköisyys, että työttömyys ei vielä ole päättynyt hetkeen t mennessä, mutta päättyy tämän jälkeen lyhyellä aikavälillä $[t, t + \Delta t]$.

$$(4.4) h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr[t \leq T < t + \Delta t | T \geq t]}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)}$$

Riskifunktio antaa havainnollisen kuvan keston vaikutuksesta työttömyyden päättymiseen. Kun tiheysfunktio $f(t)$ kuvaa kaikkien kestojen päättymistodennäköisyyttä hetkellä t , riippumatta siitä onko työttömyys päättynyt hetkeen t mennessä vai ei, niin riskifunktio $h(t)$ kuvaa ainoastaan niiden kestojen päättymistodennäköisyyksiä, jotka eivät hetkeen t mennessä olleet vielä päättäneet. Riskifunktion sanotaan olevan riippumaton kestosta (vakio), jos työttömyyden päättymisen todennäköisyys ei muutu keston aikana. Jos riskifunktio on monotonisesti laskeva eli negatiivisesti duraatoriippuva, työttömyyden päättymisen todennäköisyys laskee keston pitkeytyessä. Jos taas riskifunktio on monotonisesti nouseva eli positiivisesti duraatoriippuva, päättymisen todennäköisyys nousee keston pitkeytyessä. Riskifunktion yhteyttä etsintäteoriaan käsiteltiin luvussa 2.2.

Keston eri esitysmuodoille on ominaista se, että ne määrittelevät yksiselitteisesti toisensa. Tiivistettynä nämä yhteydet voidaan esittää seuraavien yhtälöiden avulla

$$(4.5) f(t) = \frac{dF(t)}{dt} = -\frac{dS(t)}{dt},$$

$$(4.6) h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = -\frac{d \ln(S(t))}{dt},$$

$$(4.7) S(t) = \exp(-H(t)), \text{ jossa } H(t) = \int_0^t \lambda(U) dU.$$

Kun työttömyyden kestoa mitataan diskreetisti, esimerkiksi kuukauden tarkkuudella, on T diskreetti satunnaismuuttuja. Olkoon T :n arvot $t_1 < t_2 < \dots < t_k$. Tällöin diskreetit tiheys-, kertymä-, eloonjäämis- ja riskifunktiot, kun $j = 1, \dots, k$, ovat

$$(4.8) f(t_j) = P(T = t_j),$$

$$(4.9) F(t) = P(T < t) = \sum_{t_j < t} f(t_j),$$

$$(4.10) S(t) = 1 - F(t) = \sum_{t_j \geq t} f(t_j),$$

$$(4.11) h(t_j) = P(T = t_j | T \geq t_j) = \frac{f(t_j)}{S(t_j)}.$$

Eloonjäämisfunktio voidaan esittää myös riskifunktion avulla

$$(4.12) S(t) = \prod_{t_j < t} (1 - h(t_j)).$$

Työttömyyden kestoa ei aina voida mitata täydellisesti. Jos keston päättymispäivämäärä ei ole tiedossa, sitä kutsutaan oikealta sensuroiduksi. Alkamispäivämäärän puuttuessa kesto on puolestaan vasemmalta sensuroitu. Tässä työssä epä-täydellisesti mitattujen kestojen ei ajatella vaikuttavan työttömyyden päättymiseen toisin sanoen sensuroinnin oletetaan olevan epäinformatiivista (riippumaton työttömyyden päättymisen syystä). Koska tilastotieteellisessä kirjallisuudessa sensuroinnin informatiivisuuteen on kuitenkin kiinnitetty runsaasti huomiota, tarkastellaan sensuroinnista tehtävää epäinformatiivisuusoletusta lähemmin tyypillisimmässä työttömyyden keston mallittamiseen liittyvässä tilanteessa.⁴²

Olkoon työttömyyden kestot joko täydellisesti mitattuja tai oikealta sensuroituja siten, että sensurointihetkeä ei tunneta etukäteen. Olkoon havaittu sensuroitunut kesto c_i satunnaismuuttujan C_i realisaatio ja t_i päättyneen työttömyyden kestoa kuvaavan satunnaismuuttujan T_i realisaatio, jossa $i = 1, \dots, n$. Kuvatkoon $G(c)$ ja $g(c)$ sensuroituneen keston eloonjäämis- ja tiheysfunktioita. Aidosti päättyneen keston eloonjäämis- ja tiheysfunktiot ovat, kuten edellä, $S(t)$ ja $f(t)$. Määritellään $Y_i = \min(T_i, C_i)$ ja saakoon V_i :n realisaatio arvon $v_i = 1$, kun $Y_i = T_i$ ja arvon $v_i = 0$, kun $Y_i = C_i$. Y_i :n ja V_i :n yhteisjakauma, kun kyseessä on päättynyt työttömyys, voidaan esittää muodossa

$$(4.13) P(Y_i \in (t, t + \Delta t], v_i = 1) = P(T_i \in (t, t + \Delta t], C_i > T_i) \\ = [F(t + \Delta t) - F(t)][G(t)] = f(t)G(t).$$

⁴² Katso esimerkiksi Cox (1972), Heckman ja Honore (1989) ja Ridder (1990).

Vastaava sensuroitumiseen johtaneen keston yhteisjakauma on puolestaan

$$(4.14) \quad P(Y_i \in (t, t + \Delta t], v_i = 0) = P(T_i \in (t, t + \Delta t], T_i > C_i) \\ = [G(t + \Delta t) - G(t)][F(t)] = g(t)S(t).$$

Tällöin n :n riippumattoman keston yhteisjakauma on

$$(4.16) \quad f(t_1, \dots, t_n) = \prod_{i=1}^n \{ [f(t_i)G(t_i)]^{v_i} [g(t_i)S(t_i)]^{1-v_i} \} \\ = \prod_{i=1}^n \{ G(t_i)^{v_i} g(t_i)^{1-v_i} \} \prod_{i=1}^n \{ f(t_i)^{v_i} S(t_i)^{1-v_i} \}.$$

Sensurointi on epäinformatiivista mikäli satunnaismuuttujat T ja c ovat toisistaan riippumattomat. Yhtälön (4.16) viimeisen esitysmuodossa tämä merkitsee, että ensimmäinen kaarisulkeissa oleva tulotermi ei sisällä työttömyyden päättymisen kannalta kiinnostavia parametrejä toisin sanoen se voidaan jättää uskottavuusfunktioista pois.

4.2 Työttömyyden kestoa kuvaavat ei-parametriset menetelmät

Ei-parametrisissa menetelmissä työttömyyden kestoa kuvaavat jakaumat voidaan esittää laskennallisesti varsin helpolla tavalla. Kestoa kuvaavaa parametrissa jakaumaa ei näissä menetelmissä määritellä lainkaan, sillä estimoinnit voidaan perustaa ainoastaan kestojen väliseen suuruusjärjestykseen. Ei-parametriset menetelmät ovat käyttökelpoisia havaintoaineiston alustavassa kuvauksessa (katso jaksso 6.3) sekä tilastollisten mallien oletusten tarkastelussa. Selittävillä muuttujilla ei näissä tarkasteluissa ole keskeistä roolia. Menetelmiä voidaan soveltaa myös aineistoon, jossa on sekä yhtä pitkiä että sensuroituja kestoja. Tunnetuimmat estimointitavat ovat eloonjäämistaulu (life-table) ja Kaplan-Maier.

Eloojäämistaulussa käytetyt määritelmät ovat seuraavat: Olkoon työttömyyden kesto T jatkuva satunnaismuuttuja, josta tiedetään ainoastaan se, millä diskreetillä aikavälillä j työttömyysjakso on päättynyt. Olkoon aikaväli $[t_{j-1}, t_j)$ ja $k_j = (t_j - t_{j-1})$ sen leveys, jossa $j = 1, 2, \dots, s+1$, $t_0 = 0$, $t_{s+1} = \infty$. Olkoon d_j ja m_j periodilla j päättyneiden ja sensuroitujen työttömyyksien lukumäärät ja r_j periodin alussa meneillään olevien työttömyyksien (sensuroimattomien ja sensuroitujen) lukumäärä eli riskijoukko. Tällöin keston eloonjäämis- ja riskifunktioiden estimaattorit ovat

$$(4.17) \hat{S}(t_j) = \prod_{j=1}^j (1 - \hat{q}_j), \text{ jossa}$$

$$(4.18) \hat{h}_j = \frac{d_j}{k_j(r_j - \frac{m_j}{2})}$$

Kaplan-Maier on toinen tunnettu ei-parametrinen estimointimenetelmä. Sen avulla voidaan laskea työttömyyden keston eloonjäämisfunktion estimaatit kullekin päättyneelle ei-sensuroidulle työttömyysjaksolle.⁴³ Eloojäämisfunktiota laskettaessa sensuroidut kestot otetaan kuitenkin huomioon, sillä ne vaikuttavat suoraan riskijoukon suuruuteen. Toisin kuin eloonjäämistaulussa, Kaplan-Maier menetelmässä keston oletetaan olevan diskreetti. Olkoon $t_1 < t_2 < \dots < t_k$ diskreetin satunnaismuuttujan T saamat arvot n suuruisessa otoksessa. Jos työttömyyden kestot ovat kaikki eripituisia, niin $n = k$. Olkoon muut määritelmät kuten eloonjäämistaulussa. Eloojäämisfunktion estimaattori on tällöin

$$(4.19) \tilde{S}(t) = \prod_{j=1}^{t-1} (1 - d_j / n_j), \text{ jossa } j = 1, 2, \dots, k.$$

Verrattaessa eloonjäämisfunktion estimaattoria diskreetin keston riski- ja eloonjäämisfunktion esitysmuotoihin (4.11) ja (4.12) havaitaan, että d_j/n_j on itse asiassa riskifunktion piste-estimaattori hetkellä t_j .

4.3 Työllistymistä selittävät tilastolliset mallit

Työttömyyden keston vaikuttavien tekijöiden selvittämiseksi kestoja kuvaavan jakauman ja selittävien muuttujien välinen yhteys on tarkennettava. Pelkistään tämä voidaan tehdä kahden erilaisen lähestymistavan avulla. Jos huomiota halutaan kiinnittää siihen, miten selittävät muuttujat kytketään mukaan tarkasteluun, on jako proportionaalisten ja kiihdytettyjen elinaikamallien (AFT-mallit) välillä keskeinen. Jos taas kiinnostuksen kohteena on riskifunktion muoto ja sen estimointi, on elinaikamallit syytä luokitella parametriin ja semiparametriin malleihin. Edellä mainitut kaksi lähestymistapaa eivät luonnollisesti ole toisiaan poissulkevia. Esimerkiksi tässä työssä sovelletaan ns. semiparametrista proportionaalisen riskin mallia, joka tarkemmin esitellään luvussa 5. Seuraavassa esitellään lyhyesti mallityypit ensin mainitun lähestymistavan avulla.

⁴³ Kaplan-Maier menetelmässä tiheys- ja riskifunktiota ei lasketa.

4.3.1 Proportionaalisen riskin mallit

Proportionaalisen riskien malleissa selittävät muuttujat liitetään mukaan tarkasteluun riskifunktion avulla. Olkoon $h(t|x)$, jossa $h(t|x) > 0$ ja x työttömyyden päättymistä selittävien muuttujien vektori siten, että minkä tahansa kahden eri havainnon riskifunktioiden suhde $h(t|x_1)/h(t|x_2)$ ei riipu kestästä t . Tällöin riskifunktio separoituu kahteen erilliseen osaan siten, että ensimmäinen osa on riippuvainen ainoastaan kestästä ja toinen osa selittävästä muuttujista. Proportionaalisuusoletuksen voimassa ollessa riskifunktion ja selittävien muuttujien välinen yhteys voidaan esittää muodossa

$$(4.20) \quad h(t|x) = h_0(t)g(x).$$

Funktiot $h_0(t)$ ja $g(x)$ voivat sisältää tuntemattomia parametreja. Funktiota $h_0(t)$ nimitetään jatkossa perusriskifunktioksi (base line hazard function), sillä kun $g(x) = 1$, määrää $h_0(t)$ yksinään riskifunktion arvon. Jos selittävinä muuttujina on luokittelumuuttujia, määritellään vertailuryhmälle usein $g(0) = 1$, jolloin $h(t|x)/h(t|0) = g(x)$ kuvaa suoraan jonkin ominaisuudet x omaavan henkilön ja referenssiryhmän riskifunktioiden välistä suhdetta. Selittävien muuttujien funktiomuotona on useimmiten käytetty muotoa $g(x) = \exp(x'\beta)$, jossa $x'\beta = x_1\beta_1 + x_2\beta_2 + \dots + x_s\beta_s$. Kun parametrit korotetaan eksponenttiin $\exp(\beta)$, ne voidaan tulkita riskisuhteeksi (odds ratio) vertailuryhmään nähden.

Yhtälön 4.20 perusriskifunktiolle on kaksi yleisesti käytettyä estimointitapaa, joihin jakson 4.3 alussa jo viitattiin. Parametrisissa proportionaalisen riskin malleissa perusriskifunktion oletetaan noudattavan jotain tunnettua parametrista jakaumaa. Riskifunktion muoto on tällöin ennalta määrätty. Itse asiassa ainoat parametriset jakaumat, joille proportionaalisuusehto toteutuu ovat Weibull-jakauma ja sen erikoistapaus eksponenttijakauma.⁴⁴ Weibull-jakauman riskifunktio on monotoninen; se joko nousee tai laskee. Eksponenttijakauman riskifunktio on vakio.⁴⁵

Semiparametrisissa proportionaalisen riskin malleissa (jatkossa semiparametrisissa malleissa) perusriskifunktion muoto voi vaihdella vapaasti, sillä se estimoidaan ei-parametrisesti (katso jakso 4.2). Proportionaalisuusoletuksen ja ei-parametristen menetelmien käytön seurauksena analyysiin voidaan liittää myös

⁴⁴ Kesto on Weibulljakautunut, jos $h_0(t) = \alpha t^{\alpha-1}$. Eksponenttijakauma saadaan kun $\alpha = 1$.

⁴⁵ Valtaosa viime vuosikymmenen tutkimuksista perustuivat malleihin, joissa työttömyyden keston on oletettu noudattavan Weibull-jakaumaa. Useissa tutkimuksissa työttömyyden ainoa vaihtoehto oli lisäksi työllistyminen (tai vain työttömyyden päättymisen). Nämä oletukset ovat teoreettisen tarkastelun perusteella epärealistiset ja niiden sivuuttaminen on voinut olla yksi syy empiiristen tutkimustulosten kirjavuuteen.

työttömyyden keston tai kalenteriajan mukaan vaihtelevia ns. aikariippuvia selittäviä muuttujia (katso myöhemmin jakso 5.2.1).

4.3.2 Accelerated failure-time mallit

Accelerated failure-time eli AFT-malleissa annetuilla selittävillä muuttujilla selitetään keston T logaritmia Y . Nämä mallit voidaan esittää muodossa

$$(4.21) \quad Y = \mu(\mathbf{x}) + \sigma * \varepsilon, \text{ jossa}$$

$Y = \log T$, $\mu(\mathbf{x})$ on selittävistä muuttujista riippuva sijaintiparametri, $\sigma > 0$ on skaalaparametri ja ε noudattaa jotain tunnettua parametrissa jakaumaa. Selittävien muuttujien funktiomuoto on usein $\mu(\mathbf{x}) = \mathbf{x}'\mathbf{b}$, jossa $\mathbf{x}'\mathbf{b} = x_1b_1 + x_2b_2 + \dots + x_sb_s$. Koska AFT-malleissa selitetään työttömyyden kestoa (keston logaritmia), ovat selittävien muuttujien vaikutukset selitettävään muuttujaan vastakkaiset kuin proportionaalisen riskin malleissa, joissa selitetään riskifunktiota.

Parametrisesta jakaumaoletuksesta johtuen kaikki AFT-mallityypit kuuluvat jakson 4.3 alussa mainittuihin parametrisiin malleihin. Niiden riskifunktion muoto on tästä syystä ennalta määrätty. Parametrisiin jakaumaoletuksiin perustuviin proportionaalisen riskin malleihin verrattuna AFT-mallien etuna voidaan kuitenkin pitää sitä, että niissä (logaritmisien) kestoja kuvaavien jakaumien valikoima on runsaampi. Riskifunktion muodon ei siten tarvitse välttämättä olla monotoninen (Weibulljakautunut). Tyypillisiä AFT-malleissa käytettyjä jakaumia ovat ääriarvojakauma, log-normaalinen-, gamma- tai yleistetty gammajakauma, jossa viimeksi mainitussa jakaumassa on lokaatio- ja skaalaparametrien lisäksi ns. muotoparametri. Empiirisesti käytetyin jakauma on ääriarvojakauma.⁴⁶

Logaritmoimattomat kestoja kuvaavat jakaumat voidaan löytää käyttämällä hyväksi ε :n jakaumaa sekä erilaisten transformaatioiden avulla. Merkitään ε :n eloonjäämisfunktioita $R(\varepsilon)$:llä, jolloin Y :n eloonjäämisfunktio annettulla vektorilla \mathbf{x} on $R[(y - \mu(\mathbf{x}))/\sigma]$. Koska $Y = \log T$, keston T eloonjäämisfunktio on

$$(4.22) \quad S(t|\mathbf{x}) = R\{[\log t - \mu(\mathbf{x})]/\sigma\} = R\{\log[te^{-\mu(\mathbf{x})}]^{1/\sigma}\} = S_0\{[t/\alpha(\mathbf{x})]^\delta\} = S_0[t/\alpha(\mathbf{x})],$$

jossa $\alpha(\mathbf{x}) = \exp[\mu(\mathbf{x})]$, $\delta = 1/\sigma$ ja $S_0(\varepsilon) = R[\log(\varepsilon)^\delta]$.

⁴⁶ Ääriarvojakaumaa transformoimalla saadaan Weibull-jakauman. Jos $Y = \log T$ on ääriarvojakautunut, niin T on Weibulljakautunut.

Riskifunktio saadaan johdettua suoraan yhtälöiden (4.20) ja (4.22) avulla eli

$$(4.23) \quad h(t|x) = 1/\alpha(x) h_0[t/\alpha(x)].$$

Yhtälöä 4.23 ja vastaavaa proportionaalisen mallin riskifunktiota (yhtälö 4.20) vertaamalla havaitaan, että AFT-malleissa selittävien muuttujien vaikutus riskifunktion arvoon on sitä suurempi mitä pitempään työttömyys on kestänyt. Proportionaalisen riskin malleissa perusriskifunktio on riippumaton selittävistä muuttujista, mistä johtuen niiden vaikutus riskifunktion arvoon ei työttömyyden eri vaiheissa muutu (poikkeuksena aikariippuvat muuttujat, joista tarkemmin jaksossa 5.2).

4.4 Elinaikamallien erityispiirteistä

4.4.1 Havaitsematon heterogeisuus

Työttömyyden kestoon vaikuttavia tekijöitä ei aina voida havaita. Tämä ns. havaitsematon heterogeisuus aiheuttaa riskifunktioon näennäistä negatiivista duraattoriippuvuutta, jos työttömyyden päättymisen todennäköisyys vaihtelee jonkun havaitsemattoman muuttujan suhteen. Syntyvä harha johtuu siitä, että pitkäaikaistyöttömiksi valikoituu osuuttaan enemmän sellaisia henkilöitä, joiden työllistymistodennäköisyys (tai työttömyyden päättymisen todennäköisyys) on keskimääräistä pienempi. Koska negatiivisella duraattoriippuvuudella on työllistymisen syiden selvittämisen kannalta keskeinen rooli, on sen erottaminen havaitsemattoman heterogeisuudesta keskeistä.

Havaitsemattoman heterogeisuuden ja sen vaikutuksia duraattoriippuvuuteen on havainnollistettu seuraavan esimerkin avulla. Oletetaan, että ainoa työttömiä erottava tekijä on koulutustaso, jota kuvaa indikaattorimuuttujan z . Muuttuja z saa arvon yksi, jos työttömällä on koulutusta, muulloin z on nolla. Oletetaan, että työttömyyden kesto ei vaikuta riskifunktioon ja että koulutetut työttömät työllistyvät muita nopeammin. Oletuksista seuraa, että näiden kahden ryhmän riskifunktiot ovat vakiot, mutta erisuuruiset.⁴⁷ Mikäli työttömien koulutustasoa kontrolloidaan, on työttömän i riskifunktio

$$(4.24) \quad h(t|z_i) = h_1 + z_i(h_2 - h_1), \text{ jossa } h_1 < h_2.$$

⁴⁷ Työttömyyden kestot ovat siten molemmissa ryhmissä eksponentiaalisesti jakautuneita, joiden riskifunktioiden h_1 ja h_2 arvot λ_1 ja λ_2 ovat vakioita. Yhtälöiden 4.5-4.7 avulla on helppo laskea, että keston tiheys- ja eloonjäämisfunktiot ovat tällöin $f_k(t) = \lambda_k \exp(-\lambda_k t)$ ja $S_k(t) = \exp(-\lambda_k t)$, $k=1,2$.

Jos työttömien koulutustasoa ei havaita, syntyy tilanne, jossa ei ole tietoa kumman ryhmän riskifunktiosta tietty havaittu työttömyysjakso on peräisin. Olkoon p kouluttamattomien työttömien osuus kaikista työttömistä. Kouluttamattomien ja koulutusta saaneiden työttömien riskifunktioiden h_1 ja h_2 yhteisjakautuma on tällöin

$$(4.25) \quad h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{p\lambda_1 e^{\lambda_1 t} + (1-p)\lambda_2 e^{\lambda_2 t}}{pe^{\lambda_1 t} + (1-p)e^{\lambda_2 t}}.$$

Lausekkeesta havaitaan kuinka työttömien koulutustasoa mittaavan muuttujan poisjättäminen vaikuttaa riskifunktioon. Riskifunktio on alaspäin harhainen, sillä $dh(t)/dt < 0$. Esimerkin johtopäätelmät pitävät paikkansa yleisemminkin; selittävien muuttujien pois jättäminen vahvistaa negatiivista ja heikentää positiivista duraatoriippuvuutta. Kirjallisuudessa havaitsemattomaan heterogeenisuuteen on kiinnitetty runsaasti huomiota. Keskeisiä artikkeleita ovat mm. Lancaster (1979), Lancaster ja Nickell (1980), Heckman ja Singer (1984 a,b), Chesher (1984), Elbers ja Ridder (1982).⁴⁸

Tässä työssä havaitsemattoman heterogeenisuuden ei oleteta olevan merkittävä ongelma, sillä havaintoaineistossa on runsaasti työttömien yksilöllisiä ominaisuuksia kuvaavia muuttujia. Monet empiiriset tutkimukset viittaavat siihen, että mitä paremmin työttömyyden kestoon vaikuttavia tekijöitä voidaan havaita, sen pienempi on havaitsemattoman heterogeenisuuden aiheuttama harha (katso esimerkiksi Mayer, 1990 ja Narendranathan ja Steward, 1993). Myös tilastollisen mallin valinnalla voidaan vähentää havaitsemattoman heterogeenisuuden tuomia ongelmia (katso jakso 4.5).

4.4.2 Työttömyyden vaihtoehtoiset päättymissyyt

Toistaiseksi työttömyyden kestoa kuvaavat mallit on esitelty siten, että työttömyyden päättymisen syyhyn ei ole kiinnitetty huomiota. Käytännössä työttömyyden on oletettu päättyvän työllistymiseen. Työttömyys voi päättyä kuitenkin useilla tavoilla, jotka luonteensa puolesta on syytä erotella. Tämä voidaan ns. kilpailevien riskien kehikossa (competing risk models) ottaa huomioon. Perusideana on se, että jokaisella työttömyysjaksolla oletetaan olevan useita keskenään kilpailevia vaihtoehtoisia (hypoteettisia) kestoja. Jos esimerkiksi henkilön työttömyys voi päättyä joko työllistymiseen tai työvoiman ulkopuolelle siirtymiseen,

⁴⁸ Van den Berg ja van Ours (1994) tutkivat aikasarja-aineiston avulla negatiivisen duraatoriippuvuuden ja havaitsemattoman heterogeenisuuden vaikutuksia työllistymisen todennäköisyyteen 1980-luvulla Englannissa, Ranskassa ja Hollannissa. Heidän mukaansa negatiivinen duraatoriippuvuus on työttömyyden pitkittymisen syy Englannissa, mutta ei Ranskassa. Hollannissa negatiivista duraatoriippuvuutta havaittiin työttömyyden loppuvaiheessa, mutta työttömyyden alkuvaiheessa duraatoriippuvuus oli positiivinen.

on hänellä kaksi "hypoteettista" työttömyyden kestoa; työllistymiseen johtava työttömyyden kesto ja työvoiman ulkopuolelle johtava työttömyyden kesto.

Työttömyys voi tosiasiaassa päättyä ainoastaan yhdellä tavalla, joilloin muut vaihtoehtoiset hypoteettiset kestot eivät käy ilmi. Kustakin työttömyydestä havaitaan tällöin vain lyhin kesto. Samalla havaitaan, että muut vaihtoehtoiset kestot eivät ole vielä kyseiseen ajankohtaan mennessä ehtineet päättyä. Tätä päätelmää sovelletaan kilpailevien riskien mallin johtamisessa (katso esimerkiksi Kalbfleisch ja Prentice, 1980). Syy-spesifi riskifunktio (cause specific hazard function) jatkuvalla satunnaismuuttujalle T , kun työttömyys on päättynyt syyn c voidaan annetuilla selittäville muuttujilla esittää muodossa

$$(4.26) \quad h_c(t|\mathbf{x}) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr[t < T \leq t + \Delta t, C = c, \mathbf{x} | T \geq t]}{\Delta t}.$$

Yhtälö (4.26) kuvaa likimääräistä ehdollista todennäköisyyttä, että työttömyys päättyy hetkellä $[t, t + \Delta t)$ syyn c seurauksena, eikä tätä aikaisemmin ole päättynyt minkään muun syyn vuoksi. Koska työttömyys voi päättyä ainoastaan yhdellä tavalla, saadaan kaikkien päättymissyiden riskifunktio yhtälön syy-spesifien riskifunktioiden summana. Oletuksena on kuitenkin eri päättymissyiden riippumattomuus.⁴⁹ Olkoon päättymissyiden lukumäärä f . Tällöin riskifunktio usean työttömyyden päättymisen syyn tapauksessa on

$$(4.27) \quad h(t|\mathbf{x}) = \sum_{c=1}^f h_c(t|\mathbf{x}).$$

Riskifunktion avulla voidaan johtaa eräitä jatkos kannalta keskeisiä tuloksia. Voidaan osoittaa, että keston eloonjäämisfunktio on

$$(4.28) \quad S(t|\mathbf{x}) = \prod_{c=1}^f \exp\left(-\int_0^t h_c(u|\mathbf{x}) du\right) = \exp\left(-\int_0^t h(u) du\right)$$

ja keston syy-spesifi tiheysfunktio on

$$(4.29) \quad f_c(t|\mathbf{x}) = h_c(t|\mathbf{x})S(t|\mathbf{x}).$$

⁴⁹ Oletus on sama kuin mikä tehtiin sensuroitujen ja päättyneiden työttömyyksien kohdalla jaksossa 4.1.

Tarkastellaan lopuksi uskottavuusfunktion muodostamista tilanteessa, jossa työttömyys voi päättyä eri tavoin. Olkoon jokaisesta työttömästä $i = 1, \dots, n$ olemassa tiedot (t_i, v_i, c_i, z_i) , jossa t_i on työttömyyden tai sensuroituneen työttömyyden kesto, v_i on sensurointi-indikaattori ja c_i on työttömyyden päättymisen syy, $c = 1, \dots, f$ ja \mathbf{x}_i on selittävien muuttujien vektori. Yhtälöiden 4.27 - 4.29 perusteella n havainnon uskottavuusfunktio on

$$(4.30) L = \prod_{i=1}^n \{ h_{c_i}(t_i | \mathbf{x}_i)^{v_i} S(t_i | \mathbf{x}_i) \} = \prod_{c=1}^f \prod_{i=1}^n \{ h_{c_i}(t_i | \mathbf{x}_i)^{v_i} S(t_i | \mathbf{x}_i) \},$$

jossa $v_i^c = 1$, jos henkilön i työttömyyden päättymisen syy on c , muulloin nolla. Yhtälön viimeisestä esitysmuodosta nähdään kuinka uskottavuusfunktio koostuu itse asiassa kaikkien syy-spesifien tapahtumien tulosta. Koska logaritmoitaessa uskottavuusfunktio separoituu, estimointi voidaan suorittaa paloittain työttömyyden päättymisen syyn c mukaan siten, että muita kuin syyhyn c päätyneitä työttömyyksiä kohdellaan kuten sensuroituja havaintoja. Keskeisenä oletuksena on kuitenkin se, että sensuroidut ja "sensuroituina" pidetyt kestot ovat riippumattomia (epäinformatiivisia) syyhyn c nähden. Tämän oletuksen vaikutuksia ja kilpailevien päättymissyiden identifioituvuuden merkitystä yleensäkin ovat tarkastelleet mm. Hougaard (1987) sekä Heckman ja Honore' (1989).

4.5 Teoriaan soveltuvan tilastollisen mallin valinnasta

Empiirisen analyysin kannalta olisi toivottavaa, että tilastollinen malli ottaisi huomioon tutkittavaan ilmiöön liittyvät erityispiirteet. Tässä työssä kiinnostavaa on selvittää työttömyyden päättymiseen vaikuttavien tekijöiden ohella riskifunktion muoto. Etsintäteorian mukaan työttömyyden aikana tapahtuvat muutokset voivat vaikuttaa työttömän työllistymishalukkuuteen (kynnyspalkkaan). Esimerkiksi työttömän halukkuus hyväksyä tarjolla oleva työpaikka nousee vähitellen, jos työttömyysaikaiset tulot ansiosidonnaisen työttömyysturvan päättymisen seurauksena alentuvat. Riskifunktion tulisi tällöin olla nouseva. Toisaalta työnantajat voivat olla haluttomia tarjoamaan työtä pitkään työttöminä olleille. Jos tästä johutuva negatiivinen duraatoririippuvuus on riittävän voimakas, niin riskifunktion tulisi olla laskeva.

Riskifunktion voi olettaa olevan luonteeltaan monotoninen; se on nouseva, laskeva tai vakio. Toisaalta tiedetään, että työttömyyden keston aikana tapahtuneita muutoksia ei aina voida ennakoita. Riskifunktion arvo voi vaihdella, jos esimerkiksi suhdannetilanteen muutoksen vuoksi yksilön saamien työtarjouksien todennäköisyys yllättäen muuttuu. Lisäksi monet työttömyysturvaa, aktiivista työvoimapolitiikkaa tai eläkettä koskevat säädökset voivat vaikuttaa riskifunktion käyttäytymiseen. Taustalla voi myös olla tilastointikäytäntö tai siinä tapahtuneet muutokset.

Teoreettisen tarkastelun kannalta tilastollisella mallilla olisikin syytä olla kaksi ominaisuutta. Ensinnäkin mallispesifikaation tulisi olla riittävän joustava, jotta riskifunktion monotonisuutta voidaan luontevasti tutkia siten, että myös sen mahdolliset ei-monotoniset vaihtelut tulisivat otettua huomioon. Toiseksi työttömyyden myös keston aikana tapahtuneet muutokset olisi syytä ottaa analyysissä huomioon toisin sanoen tilastollisen mallin avulla tulisi kyetä analysoimaan myös aikariippuvien muuttujien vaikutuksia työllistymiseen. Semiparametrisilla malleilla on edellä mainittujen kriteerien valossa vahvat perusteet. Esitellyistä mallityypeistä ainoastaan niissä riskifunktion muotoa ei tarvitse rajata ennalta ja lisäksi ainoastaan niissä työnetsinnän aikana tapahtuneet muutokset voidaan aikariippuvien muuttujien avulla ottaa huomioon.

Tilastollisen mallin valinnassa on syytä ottaa huomioon myös se kuinka herkästi analyysissä saatavat johtopäätelmät riippuvat tilastollisen mallin oletuksista. Myös tässä mielessä semiparametristen mallien valinta on perusteltua. Tämän työn empiirisessä osassa havaitsemattoman heterogeenisuutta ei oleteta olevan. Jaksossa 4.4.1 kuitenkin todettiin, että havaitsematon heterogeenisuus aiheuttaa näennäistä negatiivista duraatoriippuvuutta, mistä syystä johtopäätelmien tekeminen yhtäältä selittävien muuttujien ja toisaalta duraatoriippuvuuden vaikutuksista työllistymiseen vaikeutuu. Havaitsematon heterogeenisuus on koettu ongelmaksi erityisesti parametrisiin jakaumaoletuksiin perustuvissa tutkimuksissa. Empiiriset työt, joissa parametrisia ja semiparametrisia malleja on vertailtu toisiinsa viittaavat puolestaan siihen, että jälkimmäisessä menetelmässä havaitsematon heterogeenisuus ei ole yhtä suuri ongelma (Mayer, 1990 ja Narendranathan ja Steward, 1993).

5 Semiparametriset mallit

Edellisessä luvussa esiteltiin keskeiset työttömyyden kestoa selittävät mallit. Tässä luvussa käsitellään tarkemmin proportionaalisuus oletukseen perustuvia semiparametrisia malleja, joiden käyttöä työttömyyden keston mallittamiseen puolsivat niin teoreettiset kuin tilastolliseen mallittamiseenkin liittyvät syyt. Jaksossa 5.1 esitellään ns. Cox:n malli, jota voidaan pitää semiparametristen mallien "perusversiona". Jaksossa 5.2 käydään läpi Cox:n mallista johdettu ryhmitelty proportionaalisen riskifunktion malli (grouped proportional hazard model), jota sovelletaan tämän työn empiirisessä osassa.

5.1 Cox:n malli

Cox:n vuonna 1972 esittämä malli on tunnetuin semiparametrinen malli. Lähtökohtana on yhtälön (4.20) proportionaalisen riskin malli, jossa riskifunktion kestoriippuvaa osaa eli perusriskifunktiota ei spesifioida, kun taas selittäjien muuttujien funktiomuoto on log-lineaarinen. Keston riski- ja eloonjäämisfunktioit ovat tällöin

$$(5.1) \quad h(t|\mathbf{x}) = h_0(t)e^{\mathbf{x}'\beta} \text{ ja}$$

$$(5.2) \quad S(t|\mathbf{x}) = S_0(t)e^{\mathbf{x}'\beta}, \text{ jossa } S_0 = \exp\left(-\int_0^t h_0(u)du\right).$$

Cox:n mallin parametrien estimointi perustuu ns. osittaisuskottavuusfunktion (partial likelihood) maksimointiin. Siinä työttömyysjaksoista käytetään hyväksi vain informaatio siitä, miten selittävät muuttujat vaikuttavat yksilöiden työttömyysjaksojen kestojen väliseen suuruusjärjestykseen. Olkoon n otoskoko, k sensuroimattomien havaintojen lukumäärä, $t_{(1)} < \dots < t_{(k)}$ nousevaan suuruusjärjestykseen asetetut jatkuvat ei-sensuroidut kestot. Olkoon lisäksi $\mathbf{x}_{(i)}$ selittävien muuttujien vektori yksilölle i , jonka työttömyys on päätynyt hetkellä $t_{(i)}$ ja $R = R(t_{(i)})$ riskijoukko eli työttöminä olleiden henkilöiden lukumäärä hetken $t_{(i)}$ alussa. Todennäköisyys, että kaikista riskijoukkoon kuuluvista juuri yksilön i työttömyys päättyy hetkellä $t_{(i)}$ esitetään Cox:n mallissa yksilön i ja riskijoukon R_i riskifunktioiden suhteena

$$(5.3) \quad \frac{h_i(t_{(i)}|\mathbf{x}_{(i)})}{\sum_{l \in R} h_l(t_{(i)}|\mathbf{x}_l)} = \frac{h_0(t_{(i)})\exp(\mathbf{x}_{(i)}'\beta)}{\sum_{l \in R} h_0(t_{(i)})\exp(\mathbf{x}_l'\beta)} = \frac{\exp(\mathbf{x}_{(i)}'\beta)}{\sum_{l \in R} \exp(\mathbf{x}_l'\beta)}.$$

Yhtälöstä perusriskifunktio supistuu pois, koska se on kaikille havainnoille sama. Tuntemattomia parametrejä ovat siten ainoastaan selittävien muuttujien β parametrit. Osittaisuskottavuusfunktio saadaan tämän jälkeen kaikkien havaittujen (ei sensuroitujen) kestojen ehdollisten päättymistodennäköisyyksien tulona

$$(5.4) L(\beta) = \prod_{i=1}^k \left[\frac{\exp(\mathbf{x}_{(i)}' \beta)}{\sum_{l \in R} \exp(\mathbf{x}_l' \beta)} \right]$$

Cox:n osittaisuskottavuusfunktio poikkeaa perinteisestä uskottavuusfunktioista, sillä Cox:n esittämässä tapahtumien todennäköisyydet ovat yhtälön 5.4 osamäärä, kun taas perinteisen uskottavuusfunktion taustalla on yksittäisten tapahtumien todennäköisyydet. Voidaan kuitenkin osoittaa, että varsin yleisten ehtojen vallitessa osittaisuskottavuusfunktion maksimointiin perustuvilla parametriestimäteilla on samat asymptoottiset ominaisuudet kuin perinteisellä uskottavuusfunktioilla.⁵⁰

Kestojen puutteellinen mittaustarkkuus voi toisinaan aiheuttaa täsmälleen samanpituisia kestoja. Tämänkaltaisten ns. sidosten esiintyessä kahden samanpituisen keston keskinäistä järjestystä ei voida havaita. Estimointi sidosten vallitessa voidaan tehdä usealla eri tavalla. Esimerkiksi Peton approksimaatioissa samanpituisien kestojen väliseen järjestykseen ei kiinnitetä huomiota, jolloin riskijoukko on jokaiselle yhtäpitkälle kestolle sama. Olkoon D hetkellä $t(i)$ päätyneiden työttömyyksien joukko, $d_i \in D$ sen koko eli sidosten lukumäärä ja $S_{(i)} = \sum_{l \in D} \mathbf{x}_l$. Tällöin

Peton approksimaatio on

$$(5.4) L(\beta) = \prod_{i=1}^k \left[\frac{\exp(S_{(i)}' \beta)}{\sum_{l \in R} \exp(\mathbf{x}_l' \beta)^{d_i}} \right]$$

Cox:n esittämä spesifikaatio on helppo yleistää moniin työttömyyden keston mallittamisen kannalta oleellisiin suuntiin. Kestoa kuvaavat jakaumat, joita ei siis osittaisuskottavuusfunktioista estimoida, voidaan laskea jälkikäteen. Esimerkiksi Kalbfleisch ja Prentice (1980) sovelsivat Kaplan Maier -menetelmää (katso jakso 4.2) ja osittaisuskottavuusfunktioista estimoituja parametreja β yhtälön 5.2 eloonjäämisfunktion laskemiseen. Työttömyyden erilaiset päättymisen syyt voidaan ottaa huomioon pitämällä muita kuin tiettyyn päättymissyhyyn liittyviä kestoja sensuroituina (katso kilpailevat riskit luku 4.4.2). Cox:n perusmallia

⁵⁰ Cox:n uskottavuusfunktioista ja sen ominaisuuksista katso esimerkiksi Kalbfleisch ja Prentice (1980).

yleistämällä voidaan ottaa huomioon myös työttömyyden kestosta tai kalenteri-ajasta riippuvat selittävät muuttujat.⁵¹

5.2 Ryhmitelty proportionaalisen riskin malli

Ryhmitellyssä proportionaalisen riskin mallissa työttömyyden kesto luokitellaan diskreetteihin esimerkiksi kuukauden pituisiin aikaväleihin.⁵² Käytännön syynä mallin käyttöön on usein havaintoaineiston pieni koko tai se, että kestojen täsmällisiä pituuksia ei yksinkertaisesti tunneta. Mallin käyttöä voidaan perustella myös silloin, kun työttömyyden kestot voidaan mitata tarkasti, mutta tietynä ajanhetkenä päättyvien samanpituisten kestojen (sidosten) lukumäärä suhteessa riskijoukkoon on "suuri". Tällöin esimerkiksi Peton approksimaatio Cox:n ositaisuskottavuusfunktioille tuottaa harhaisia parametristimaatteja (Kalbfleisch ja Prentice, 1980).

Ryhmitellyn proportionaalisen riskin -mallin avulla voidaan ottaa huomioon myös sellaisia työttömyyden keston mallittamisen kannalta keskeisiä erityispiirteitä, joita Cox:n mallissa ei voida käsitellä tai joiden huomioon ottaminen on laskennallisesti työlästä. Yksi tällainen erityispiirre on se, että riskifunktion "muotoa" voidaan kuvata estimoitujen parametrien avulla. Tämä mahdollistaa riskifunktion graafisen kuvaamisen lisäksi myös duraatioriippuvuuden testaamisen. Riskifunktion muoto ei kuitenkaan ole samalla tavalla ennalta määrätty kuin jakaumaoletuksiin perustuvissa elinaikamalleissa, sillä ainoa riskifunktion muotoa koskeva rajoitus on se, että riskifunktion arvo ei saman aikavälin aikana vaihtele. Aikaväleittäin riskifunktion arvo voi vaihdella täysin vapaasti.

Cox:n malliin verrattuna toinen ryhmitellyn proportionaalisen riskin -mallin etu on se, että sen avulla voidaan joustavasti käsitellä muuttujia, joiden arvot vaihtelevat työttömyyden aikana. Teoreettisesti näiden ns. aikariippuvien muuttujien huomioon ottaminen on tärkeää, sillä esimerkiksi työttömyysaikainen tulotaso tai työvoiman kysyntä voi työttömyyden keston aikana muuttua. Aikariippuvat muuttujat voidaan ottaa huomioon myös Cox:n mallissa, mutta käytännössä näiden muuttujien estimoiminen on laskennallisesti varsin raskas, etenkin jos aineistossa on runsaasti samanpituisia kestoja.

Seuraavassa Prentice ja Gloecklerin (1978) tapa johtaa ryhmitelty proportionaalisen riskin -malli ja sen uskottavuusfunktio.⁵³ Mallissa työttömyyden kestojen oletetaan alunperin olevan jatkuva-aikaisia. Havaitut työttömyyden kestot ovat kuitenkin diskreettejä. Olkoon T_i , $i = 1, \dots, N$ jatkuvia työttömyyden kestoja kuvaa-

⁵¹ Katso jakso 5.2.

⁵² Luonteva "jatkuva-aikainen" työttömyyden keston mittayksikkö on yksi vuorokausi.

⁵³ Alkuperäisen lähteen sijaan tässä on käytetty Aitkin, Anderson, Francis ja Hide (1989), Narendranathan ja Steward (1993) sekä Bratberg ja Vaage (1996).

via satunnaismuuttujia, joiden riski- ja eloonjäämisfunktiot ovat kuten Cox:n mallissa 5.1 ja 5.2.

Määritellään diskreetit aikavälit $[c_{m-1}, c_m)$, $m = 1, \dots, M$ ($c_0 = 0$, $c_M = \infty$), joiden perusteella työttömyyden kestot ryhmitellään. Olkoon λ_{m_i} yksilön i ryhmitely (diskreetti) riskifunktio eli todennäköisyys, että yksilön i työttömyys päättyy intervallin m aikana ehdolla, että työttömyys on kestänyt vähintään periodille c_{m-1} . Esitysmuodon yksinkertaistamiseksi yksilöön i viittaavaa alaindeksiä ei jatkossa käytetä. Yksilön riskifunktio voidaan tällöin esittää seuraavalla tavalla

$$(5.5) \lambda_m = P(c_{m-1} \leq T < c_m | T \geq c_{m-1}) = P(T < c_m | T \geq c_{m-1})$$

$$= 1 - P(T \geq c_m | T \geq c_{m-1}) = 1 - \frac{P(T \geq c_m)}{P(T \geq c_{m-1})}.$$

Yhtälön viimeisen esitysmuodon osamäärä on todennäköisyys, että yksilön työttömyys ei pääty intervallin m aikana ehdolla, että työttömyyden kesto on vähintään c_{m-1} . Koska osamäärä on kahden jatkuva-aikaisen eloonjäämisfunktion suhde, on yksilön diskreetti riskifunktio annetuilla selittävillä muuttujilla

$$(5.6) \lambda_m = 1 - \frac{\exp[-\int_0^{c_m} h(u|\mathbf{x})du]}{\exp[-\int_0^{c_{m-1}} h(u|\mathbf{x})du]}$$

$$= 1 - \exp[-\int_{c_{m-1}}^{c_m} h(u|\mathbf{x})du]$$

$$= 1 - \exp[-\exp(\mathbf{x}'\beta) \int_{c_{m-1}}^{c_m} h_0(u|\mathbf{x})du].$$

Määrittelemällä $\alpha_m = \ln[-\int_{c_{m-1}}^{c_m} h_0(u|\mathbf{x})du]$, yhtälö (5.6) on

$$(5.7) \lambda_m = 1 - \exp[-\exp(\mathbf{x}'\beta + \alpha_m)].$$

Yhtälössä on merkillepantavaa se, että α_m on kaikille periodilla m työttöminä oleville yksilöille sama, sillä proportionaalisen riskin -malleissa perusriskifunktio on kaikille työttömille yhteinen. Selittävien muuttujien saamat arvot riippuvat puolestaan yksilöstä (alaindeksiä i ei ole merkitty).

Aikariippuvat selittävät muuttujat voidaan liittää yhtälöön (5.7) lisäämällä malliin yksilön ja periodin m mukaan vaihteleva selittävien muuttujien vektori \mathbf{z}_m . Aikariippuvuutta voidaan kuvata myös indikaattorimuuttujien avulla. Kysymyksessä voi esimerkiksi olla tilanne, jossa kiinnostus kohdistuu kahden ryhmän riskifunktion vertailuun, mutta ainoastaan tietyssä työttömyyden keston vaiheessa. Usein merkitään $\mathbf{I}_m = 1$, jos kyseessä on kiinnostuksen kohteena oleva ryhmä hetkellä m , muulloin $\mathbf{I}_m = 0$.⁵⁴ Olkoon parametrit η ja δ ovat edellä esitettyjen aikariippuvien selittävien muuttujien parametrivektorit. Tällöin yhtälö (5.7) aikariippuvilla muuttujilla täydennettynä on

$$(5.8) \lambda_m = 1 - \exp[-\exp(\mathbf{x}'\beta + \mathbf{z}_m'\eta + \mathbf{I}_m'\delta + \alpha_m)],$$

Ryhmitellyn proportionaalisen riskifunktion uskottavuusfunktion johtamisessa hyödynnetään ehdollisten todennäköisyyksien ketjusääntöä. Todennäköisyys, että yksilön työttömyys ei ole päättynyt periodin $m-1$ alkuun mennessä ehdolla, että se ei ole päättynyt edellisellä periodillakaan on $(1-\lambda_{m-1})$. Tällöin ehdollinen todennäköisyys, että yksilön työttömyys päättyy periodilla m on $(1-\lambda_1)*(1-\lambda_2)*\dots*(1-\lambda_{m-1})*\lambda_m$. Kun mahdollinen sensuroituminen otetaan huomioon, on periodilla m työttömyytensä päättäneen yksilön kontribuutio uskottavuusfunktion

$$(5.9) L = \left\{ \lambda_m \prod_{l=1}^{m-1} (1-\lambda_l) \right\}^d \left\{ \prod_{l=1}^m (1-\lambda_l) \right\}^{1-d}.$$

Yhtälössä $d = 1$, jos yksilön työttömyys on periodilla m päättynyt. Jos taas periodin m "päättynyt" työttömyysjakso on oikealta sensuroitu, $d = 0$. Tässä tapauksessa yksilön informaatio uskottavuusfunktion on se, että hänen työttömyytensä on kestänyt periodin m loppuun ja on tämän jälkeen välittömästi sensuroitunut.⁵⁵

Työttömyyden vaihtoehtoisia päättymistapoja käsiteltiin jaksossa 4.4.2. Siinä todettiin, että työttömyyden päättymissyiden riippumattomuusoletuksen voimassa ollessa muita kuin tiettyyn syyhyn päättäneitä työttömyyksiä voidaan käsitellä

⁵⁴ Esimerkiksi tässä työssä mielenkiinnon kohde on se, muuttuuko ansiosidonnaisella olevien työttömien työllistymistodennäköisyys, kun heillä on oikeus siirtyä toimenpiteen piiriin vuoden työttömänä olon jälkeen. Carling et. al (1996) puolestaan tutkivat sitä, miten ansiosidonnaisen työttömyysturvan päättymisen uhka vaikuttaa työllistymiseen.

⁵⁵ Usein sensuroitumisen oletetaan tapahtuvan periodin m alussa.

aivan kuten sensuroituja havaintoja. Olkoon $c = 1, \dots, f$ työttömyyden vaihtoehtoiset päättymissyöt. Tällöin periodilla m työttömyytensä tavalla tai toisella päättyneen yksilön kontribuutio ryhmitellyn proportionaalisen riskin mallin uskottavuusfunktioon on “kilpailevien riskien” kehikossa

$$(5.10) L = \prod_{c=1}^f \left\{ \left[\lambda_m \prod_{l=1}^{m-1} (1 - \lambda_l) \right]^{v^c} \left[\prod_{l=1}^m (1 - \lambda_l) \right]^{1-v^c} \right\},$$

jossa $v^c = 1$, jos henkilön työttömyyden päättymisen syy on c , muulloin nolla. Yhtälön (5.9) sensurointi-indikaattori d on siten korvattu indikaattorilla, joka sensuroitujen kestojen lisäksi pitää sisällään myös muut kuin syyhyn c päättyneet kestot.

Uskottavuusfunktio kaikille työttömille saadaan kertomalla yksittäisten havaintojen uskottavuusfunktiot keskenään. Tämän jälkeen tuntemattomat parametrit estimoidaan samanaikaisesti suurimman uskottavuuden menetelmällä. Koska logaritmoitaessa uskottavuusfunktio separoituu työttömyyden päättymisen syyn mukaan, voidaan estimointi suorittaa päättymissyittäin. Estimoitavia parametreja ovat työttömyyden päättymistä (tiettyyn syyhyn) selittävien muuttujien parametrit β , η ja δ sekä riskifunktion “muotoa” kuvaavat α_m parametrit ($m = 1, \dots, M$). Uskottavuusfunktiosta nähdään, että erityisesti aikaintervallien lukumäärä vaikuttaa estimoitavien parametrien lukumäärään.

Ryhmitellyn proportionaalisen riskin -mallin uskottavuusfunktio sisältää useita aikaisemmin käsiteltyjä erikoistapauksia. Selittävien muuttujien osalta yksinkertaisempaan malliin päädytään, kun $\mathbf{z}_m = 0$ ja $\mathbf{I}_m = 0$. Tällöin yksikään selittävästä muuttujasta ei työttömyyden keston aikana muutu. Jos tämän jälkeen aikaintervallin luokitusta tihennetään “riittävästi”, saadaan aikaisemmin käsiteltyä jatkuva-aikaiset proportionaalisen riskin -mallit. Cox:n malli saadaan, kun tuntemattomat parametrit estimoidaan semiparametrisesti. Luvussa 4 mainitusta parametrisista malleista Weibull-jakauma saadaan, kun $h_0(t) = \alpha t^{\alpha-1}$.

Tuntemattomat parametrit voidaan siis estimoida maksimoimalla yhtälön 5.10 uskottavuusfunktio. Samaan tulokseen päädytään kuitenkin, jos estimointi suoritetaan yleistettyjen lineaaristen mallien avulla. Koska tässä työssä on päädytty jälkimmäiseen vaihtoehtoon, käydään läpi seuraavassa ne yleistettyä lineaarista mallia koskevat peruseräaatteet, joiden avulla päädytään yhtälön 5.10 uskottavuusfunktioon. Tarkoituksena ei ole kuitenkaan esitellä uutta tilastollista mallia, vaan ainoastaan vaihtoehtoinen estimointitapa.

Yleistetyssä lineaarisessa mallissa selitettävän muuttujan y ajatellaan koostuvan systemaattisesta ja satunnaisesta osasta. Tavoitteena on tutkia miten systemaattinen osa riippuu selittävästä muuttujista. Systemaattinen osa η on lineaarisesti

riippuvainen selitettävistä muuttujista eli $\eta = \mathbf{x}'\beta$. Satunnaisen osan ajatellaan puolestaan noudattavan jotain tunnettua todennäköisyysjakaumaa $f(y)$, jonka odotusarvo on μ . Linkkifunktio $g(\mu)$ liittää satunnaisen osan odotusarvon ja selittävät muuttujat siten, että $g(\mu) = \eta$. Kun $f(y)$, $g(\mu)$ ja η spesifioidaan, voidaan $f(y)$:n tuntemattomat parametrit estimoida suurimman uskottavuusfunktion maksimointi periaatteita noudattaen.⁵⁶

Tarkastellaan ryhmitellyn proportionaalisen riskin -mallia yleistettyjen lineaaristen mallien kehikossa. Yhtälö 5.10 voidaan esittää muodossa

$$\begin{aligned}
 (5.11) \quad L &= \prod_{c=1}^f \left\{ \left[\lambda_m \prod_{l=1}^{m-1} (1-\lambda_l) \right]^{v_c} \left[\prod_{l=1}^m (1-\lambda_l) \right]^{-v_c} \prod_{l=1}^m (1-\lambda_l) \right\} \\
 &= \prod_{c=1}^f \left\{ (\lambda_m)^{v_c} (1-\lambda_m)^{-v_c} \prod_{l=1}^m (1-\lambda_l) \right\} \\
 &= \prod_{c=1}^f \prod_{l=1}^m \left\{ (\lambda_l)^{v_l^c} (1-\lambda_l)^{1-v_l^c} \right\}.
 \end{aligned}$$

Yhtälön viimeisessä esitysmuodossa "sensurointi-indikaattorina" on v_l^c , joka saa arvon yksi, jos yksilön työttömyys päättyy periodilla m (eli $l=m$) ja jos yksilön työttömyyden päättymisen syy on c . Muulloin v_l^c on nolla. Olkoon v_l^c yleistetyyn lineaarisen mallin selitettävä muuttuja. Tällöin yhtälöstä havaitaan suoraan, että v_l^c noudattaa Bernoulli jakaumaa, jonka odotusarvo on λ_l eli todennäköisyys, että yksilön i työttömyys päättyy periodilla l syyhyn c .⁵⁷ Lopuksi, kun linkkifunktioksi määritellään $g(\lambda_l) = (\log(-\log(1-\lambda_l))) = \mathbf{x}'\beta + \mathbf{z}_l'\eta + \mathbf{I}_l'\delta + \alpha_l$, tulevat myös yhtälön 5.8 selittävät muuttujat oikealla tavalla mukaan tarkasteluun.

⁵⁶ Satunnaisen osan ja linkkifunktion eri spesifikaatioilla saadaan useita tunnettuja malleja, kuten esimerkiksi normaali- ja Poissonjakaumaan perustuvat mallit (katso esimerkiksi Aitkin, Anderson, Francis ja Hide 1989).

⁵⁷ Satunnaismuuttuja Y_i , ($Y_i = 0, 1$) noudattaa Bernoullijakaumaa, jos $P(y) = p^y (1-p)^{1-y}$ ja $E(Y)=p$.

6 Tutkimusaineisto

6.1 Tutkimusaineiston muodostaminen

Tutkimusaineiston perusjoukkoina ovat työministeriön työnhakijarekisterissä olleet työttömät työnhakijat, joiden työttömyys on päättynyt vuosina 1988, 1990 ja 1992. Jos yksilöllä on vuoden aikana ollut monta päättynyttä työttömyysjaksoa, tarkastelun kohteena on vuoden viimeinen työttömyysjakso. Varsinainen tutkimusaineisto koostuu kunkin vuoden perusjoukosta systemaattisella otannalla poimitusta otoksesta, joiden koko on yhteensä 16 092 havaintoa. Näistä 5889 havaintoa on poimittu vuodelta 1988, 5101 vuodelta 1990 ja 5102 vuodelta 1992.⁵⁸ Ennen otannan poimimista havainnot järjestettiin kahteen sisäkkäiseen luokkaan. Aluksi muuttujan ”työttömyyden päättymisen syy” mukaan ja tämän jälkeen ikäluokittain. Näin varmistettiin se, että otoksiin tulee havaintoja myös sellaisista tutkimuksen kannalta kiinnostavista ryhmistä, joiden osuus perusjoukosta on pieni.

Työministeriön työnhakijarekisterissä on runsaasti yksilöiden työhakuun liittyviä tietoja. Etenkin työttömyyttä tai aktiivisille toimenpiteille osallistumista koskevat tiedot on tilastoitu tarkasti. Työnhakijarekisterin tietoja on täydennetty Tilastokeskuksen käytössä olevilla muilla rekisteriaineistoilla, joista ilmenevät lukuisten demografisten ja sosioekonomista asemaa kuvaavien muuttujien lisäksi mm. työttömien ja heidän puolisoidensa tulo-, vero- ja tulonsiirtotiedot. Koska työministeriön ja Tilastokeskuksen yhteisaineistoa on päivitetty säännöllisesti vuodesta 1987 lähtien, sisältävät kaikki kolme otosta seurantatietoja vuosilta 1987-1992.⁵⁹ Yhteensä käytössä on noin 250 muuttujaa, joista lähes kaikista on olemassa seurantatiedot.

Tutkimusaineistoa voidaan pitää kansainvälisestikin arvioiden ainutlaatuisena, sillä tarkastelun kohteena olevat kolme otosvuotta ovat suhdannevaiheeltaan varsin erilaiset. Aineiston avulla voidaan muodostaa sekä työttömyys- että työllisyysajan kotitalouskohtaiset käytettävissä olevat tulot, joita vastaavankaltaisissa empiirisissä tutkimuksissa ei juurikaan ole ollut mahdollista käyttää. Yksilön seurantatietojen avulla voidaan lisäksi ottaa huomioon hänen elämäntilanteessaan tapahtuneet muutokset ja kontrolloida sellaisia yksilöiden välisiä eroavaisuuksia, joita muutoin on hankala havaita.

⁵⁸ Perusjoukkojen koot vuosina 1988, 1990 ja 1992 olivat 294 452, 255 096 ja 510 126 havaintoa (päättynyttä työttömyyttä). Systemaattisen otannan poimintaväli määriteltiin siten, että otoskoko kunkin vuonna olisi noin 5000-6000 havaintoa. Tällä periaatteella vuosien 1988 ja 1990 poimintaväleiksi tuli 50 ja vuoden 1992 poimintaväliksi tuli 100.

⁵⁹ Joitain ennakkotietoja on myös vuodelta 1993. Puolison tulo- ja verotiedot puuttuvat vuosilta 1988 ja 1989.

Puutteellisten tai epäselvien tietojen vuoksi kaikkia otoksiin tulleita havaintoja ei ole voitu käyttää hyväksi. Osa havainnoista oli myös sellaisia, jotka eivät vastanneet otannan perusteena olevia poimintakriteerejä. Tämä johtui useimmiten siitä, että työttömyysjakso oli niin lyhyt, ettei sitä käytännössä voinut pitää työttömyytenä tai siitä, että työttömyys ei otosvuoden aikana ollut päättynyt (katso seuraava jakso). Taulukossa 6.1 on esitetty lopulliset estimoinneissa käytetyt aineistot ja keskeiset syyt, joiden vuoksi alkuperäistä otoskoko on jouduttu supistamaan.

Taulukko 6.1: Alkuperäiset otoskoot ja syyt niiden supistumiseen

otosvuosi	1988	1990	1992
alkuperäisen aineiston koko	6072	5154	5141
poistetut havainnot			
- työttömyys ei ole päättynyt	570	565	682
- työttömyyden kesto alle 2 vrk.	566	270	96
- muut syyt	945	1101	1035
lopullisen aineiston koko	3991	3218	3328

Tarkastellaan vielä tutkimusaineiston soveltuvuutta työttömyyden keston ja työllistymisen analysoimiseen. Havaintoaineisto, kuten luvun alussa todettiin, on poimittu työttömyyden päättymispäivämäärän mukaan eli kyseessä on otanta työttömyyden lähtövirrasta tietyn vuoden aikana. Analyysissä tarvittavat työttömyyden kestot saadaan tämän jälkeen "taaksepäinkatsovasti", sillä aineiston historiatietojen avulla havaitaan työttömyyden alkamishetki. Perinteinen tapa muodostaa elinaikamallien aineisto on kuitenkin poimia otos työttömyyden tulovirrasta eli tietyn vuoden aikana alkaneiden työttömyysjaksojen avulla. Työttömyyden kestot (tai oikealta sensuroidut kestot) saadaan tämän jälkeen seuraamalla otoshenkilöitä joko työttömyyden tai seurannan päättymiseen asti (seuranta voi päättyä vuoden lopussa tai sen jälkeen). Nämä kaksi aineiston muodostamistapaa poikkeavat eräiltä osin toisistaan, mistä syystä niiden vertaaminen on paikallaan.⁶⁰

Työttömyyden kestoa analysoitaessa olisi tärkeää, että aineiston muodostamistapa ei vaikuttaisi työttömyyden päättymisen syyhyn eikä työttömyyden keston. Näistä ensimmäinen ehto toteutuu molemmissa tavoissa. Työttömyyden lähtövirtaan perustuvassa aineistossa työttömyyden päättymissyitä ei ole ehdollistettu millään tavoin, kun taas työttömyyden tulovirtaan perustuvassa aineistossa työt-

⁶⁰ Tässä perinteisellä aineistolla tarkoitetaan sellaista aineistoa, joka koostuu vuoden aikana alkaneista työttömyysjaksoista. Erilaisia tapoja määritellä perusjoukko ja poimia siitä otos on kuitenkin useita (katso esimerkiksi Lancaster, 1990). Näihin liittyviä kysymyksiä ei tässä yhteydessä kuitenkaan käsitellä, sillä tavoitteena on verrata sitä miten tässä työssä käytettävä aineisto poikkeaa sellaisesta työttömien tulovirtaan perustuvasta aineistosta, joka tämän työn puitteissa olisi ollut mahdollista tehdä.

tömyyden päättymisen syy ei työttömyyden alkaessa ole edes tiedossa. Toisen ehdon täyttyminen on työttömyyden lähtövirtaan perustuvassa aineistossa ongelmallisempi, sillä laman seurauksena työttömyys usein myös pitkittyy. Tämä lisää todennäköisyyttä, että työttömyys ei vuoden aikana pääty lainkaan. Seurauksena on, että pitkät työttömyysjaksot jäävät muita työttömyysjaksoja suuremmalla todennäköisyydellä tarkastelun ulkopuolelle. Työttömien tulovirtaan perustuvassa aineistossa tätä "pitkäaikaistyöttömien" aliedustusta ei synny, koska työttömäksi tuleminen ei riipu työttömyyden kestosta.⁶¹ Laman seuraus on lähinnä se, että osa työttömyyksistä ei seuranta-aikana ehdi päättyä toisin sanoen oikealta sensuroituneiden kestojen osuus aineistossa kasvaa. Koska elinaikamalleissa oikealta sensuroidut kestot otetaan analyysissä huomioon, on työttömien tulovirtaan perustuva aineisto tässä mielessä suositeltavampi vaihtoehto kuin työttömien lähtövirtaan perustuva aineisto.

Syy työttömyyden lähtövirtaan perustuvan aineiston käyttöön tässä työssä johtuu ensisijaisesti siitä, että tutkimusaineistoa muodostettaessa seurantatietoja ei vuodelta 1993 ollut saatavilla. Keskittymällä vuoden aikana työttömyytensä päättäneisiin henkilöihin haluttiin siis varmistaa, että aineistoon saadaan riittävästi kiinnostavia työmarkkinasiirtymiä (eli avoimille työmarkkinoille työllistymisiä) myös lama-aikaa eli vuotta 1992 käsittelevältä ajanjaksolta.⁶² Jos aineisto olisi muodostettu työttömien tulovirran avulla, niin varsin moni vuonna 1992 alkaneista työttömyyksistä ei vuoden 1992 aikana olisi ehtinyt lainkaan päättyä työllistymiseen. Sen sijaan aineistossa olisi erittäin runsaasti oikealta sensuroituneita kestoja sekä toimenpiteen alkamisen tai työvoiman ulkopuolelle siirtymisen vuoksi päättyneitä kestoja. Tämä olisi merkinnyt sitä, että avoimille työmarkkinoille työllistymiseen johtavia syitä ei vuoden 1992 osalta olisi ollut mielekästä analysoida.

Seuraavassa joitakin huomioita siitä, mihin tämän työn tutkimusaineistosta saata- vat johtopäätelmät ovat yleistettävissä sekä siitä, miten nämä johtopäätelmät suhtautuvat työttömien tulovirtaan perustuvan aineiston avulla saatuihin tuloksiin. Ensinnäkin molemmissa tapauksissa johtopäätelmät voidaan yleistää koskemaan perusjoukkoaan eli vuosina 1988, 1990 ja 1992 päättyneitä työttömyyksiä tai alkaneita työttömyyksiä.⁶³

⁶¹ Tämä sillä ehdolla, että työttömyyden alkua voidaan pitää "aitona" tapahtumana (katso alanootti 67), sillä muutoin kyseessä on vasemmalta sensuroitunut kesto. Vasemmalta sensuroituminen koskee luonnollisesti molempia aineiston muodostamistapoja.

⁶² Ainoa saatavilla oleva lama-ajan "otosvuosi" oli 1992.

⁶³ Tutkimustulosten yleistettävyys koskemaan "työmarkkinasiirtymiin vaikuttavia tekijöitä" on perusjoukon valinnasta ja otantamenetelmästä riippumatta ongelmallista. Tätä korostivat muun muass Cheshier ja Lancaster (1983), joiden mukaan perusjoukon valinta, työmarkkinavirtojen epästationaarisuus ja havaitsematon heterogeenisuus vaikuttavat johtopäätelmien yleistettävyyteen.

Toiseksi työttömyyden lähtö- ja tulovirtaan perustuvat aineistot edustavat erilaisia kalenteriaikoja. Työttömyyden lähtövirtaan perustuvassa analyysissä tarkastellaan "otosvuoden" lisäksi tätä edeltäviä vuosia. Esimerkiksi osa vuoden aikana työttömyytensä päättäneistä on voinut aloittaa työttömyytensä edellisellä vuonna. Jos taas kyseessä on analyysi työttömien tulovirrasta, niin tutkimuksen ajanjakso on "eteenpäinkatsova". Tällöin osa vuoden aikana työttömäksi tulleista voi päättää työttömyytensä esimerkiksi seuraavana vuonna. Tämä ero on tärkeä etenkin vuotta 1992 koskevien päätelmien osalta, koska työttömyys oli tuolloin voimakkaassa nousussa.

Kolmanneksi työttömyyden lähtövirtaan perustuva aineisto, kuten aikaisemmin jo todettiin, ei pitkäaikaistyöttömien aliedustuksesta johtuen kuvaa työmarkkinavirtoja "luonnetta" niin hyvin kuin työttömyyden tulovirtaan perustuva aineisto. Pitkäaikaistyöttömien aliedustus työttömyyden lähtövirtaan perustuvassa aineistossa ei kuitenkaan ole suuri ongelma, jos tutkimuksen poimintaväli (yksi vuosi) riittää kattamaan myös pitkätkin työttömyysjaksot. Tällöin todennäköisyys, että "pitkä" työttömyysjakso jää tarkastelun ulkopuolelle vähenee. Vuosien 1988 ja 1990 osalta voidaan todeta, että tuolloin työllisyystilanne oli varsin hyvä, eikä pitkäaikaistyöttömyys ollut ongelma.⁶⁴ Tästä syystä näistä vuosista tehtävät analyysit ottavat hyvin huomioon myös keskimääräistä pidemmät työttömyysjaksot, vaikka aineisto perustuikin työttömyyden lähtövirtasta perustuvaan otokseen.

Pitkäaikaistyöttömien aliedustuksen riski koskee lähinnä vuotta 1992, sillä tuolloin työttömyysaste oli noussut 13,1 prosenttiin. Työttömyyden kasvu oli myös voimakasta, sillä vuotta myöhemmin työttömyysaste oli jo 17,9 prosenttia. Työttömyyden kasvun ohella myös pitkäaikaistyöttömyys alkoi nousta. Pitkäaikaistyöttömien määrä ei kuitenkaan ehtinyt kohota kovin korkealle tasolle, sillä yli vuoden työttömänä olleiden osuus kaikista työnhakijoista oli vuonna 1992 vain noin 7 prosenttia.⁶⁵ Tämä on alempi kuin esimerkiksi vuoden 1988 vastaava osuus. Pitkäaikaistyöttömien alhainen osuus korkeasta työttömyydestä huolimatta selittyy sillä, että vuonna 1992 huomattava osa vuoden mittaisista työttömyysjaksoista katkesi ns. työllistämismenestysten seurauksena.⁶⁶ Vuotta 1992 koskevan aineiston osalta voidaankin todeta, että sen muodostamistavasta johtuen osa pitkäaikaistyöttömistä on voinut jäädä tarkastelun ulkopuolelle. Suurusluokaltaan tämä aliedustus ei kuitenkaan liene merkittävä.

⁶⁴ Vuosien 1988 ja 1990 työttömyysasteet olivat 4,5 ja 3,4 prosenttia (katso myös seuraava alaviite).

⁶⁵ Vuosina 1988 ja 1990 yli vuoden työttöminä olleiden osuudet kaikista työnhakijoista olivat noin 9 ja 3 prosenttia. Vuonna 1993 tämä osuus oli noin 16 prosenttia ja vuonna 1994 jo noin 25 prosenttia. Tiedot kaikista työttömistä työnhakijoista sekä yli vuoden työttöminä olleista työnhakijoista (pl. lomautetut) ovat peräisin Työministeriön työpöytäkirjasta (1996).

⁶⁶ Vuoden 1987 säädetyt työllistämismenestysten perusteella kunnat olivat viimekädessä velvollisia tukemaan työllistämiseen vuoden työttömänä olleita työttömiä. Velvoite poistettiin vuoden 1993 alusta. Tämän jälkeen velvoitetta jatkettiin jonkin aikaan niiden henkilöiden osalta, joille oikeus toimenpiteille

6.2 Keskeiset muuttajat

Aineiston laajuuden vuoksi tässä luvussa esitellään ainoastaan keskeisimmät analyysissä käytettävät muuttajat. Työttömyyden kesto saadaan suoraan työttömyysjaksojen päättymis- ja alkamispäivämäärien erotuksena. Työttömyyden alkamis- ja päättymishetken määrittely ei kuitenkaan ole yksiselitteistä. Työtön voi kieltäytyä tarjotusta tukityöpaikasta tai päättää toimenpiteilläolon varsin pian sen alkamisesta ja jatkaa tämän jälkeen työttömänä oloaan. Toisinaan työtön voi työllistyä lyhyeksi aikaa, mutta palata tämän jälkeen takaisin työttömäksi. Tilastoista nämä edellä kuvatut tapahtumat ilmenevät lähes peräkkäisinä työttömyysjaksoina. Tässä työssä sellaiset peräkkäiset työttömyysjaksot, joiden välinen erotus oli alle 20 vuorokautta, yhdistettiin, sillä niiden katsottiin olevan käytännössä samaa työttömyysjaksoa.⁶⁷ Tämä tulkinta perustuu siihen, että sellaiset työttömyytensä päättäneet henkilöt, jotka palaavat varsin pian työttömiksi, on katsottu edustavan enemmän ”pitkäaikaistyöttömiä”, kuin esimerkiksi työllistyneitä tai toimenpiteelle siirtyneitä henkilöitä. Työttömyysjaksot, jotka yhdistymisen jälkeen eivät otosvuosina olleet päättyneet poistettiin, koska ne eivät enää vastanneet otannan perusteena olevia poimintakriteerejä.

Työttömyys voi päättyä eri tavoin. Tässä työssä työttömyyden päättymisen syyt on luokiteltu siten, että avoimille työmarkkinoille työllistyneitä eli työllistyneitä ovat henkilöt, joiden työttömyyden päättymisen syy oli ”välitetty työhön, lomautus tai lyhennetty työviikko päättynyt tai saanut omatoimisesti työtä”. Muut työttömyyden päättymisen syyt ovat: aloittanut tukityön (palkkaperusteisen erityistoimenpiteen), aloittanut koulutuksen (työvoimapoliittisen aikuiskoulutuksen), siirtynyt työvoiman ulkopuolella ja muu syy tai ei tietoa.⁶⁸

Työmarkkinahistoria voi vaikuttaa työttömän mahdollisuuksiin työllistyä. Tärkein historiatietoja hyödyntävä muuttuja on työttömyyttä edeltävä työmarkkina-asema, joka joissakin tapauksissa kuvaa myös työttömyyden alkamisen syytä. Työttömyyttä edeltävät työmarkkinatilat ovat työllisyys, aktiivisilla työvoimapoliittisilla toimenpiteillä tai työvoiman ulkopuolella olo.⁶⁹ Näistä työllisinä olleet henkilöt

siirtymiseen olisi syntynyt vuoden 1992 aikana. Aktiivisen työvoimapoliitiikan säädöksiä käsitellään jaksossa 8.1.

⁶⁷ Monet aineiston peräkkäisistä työttömyysjaksoista olivat sellaisia, joiden välinen erotus oli alle 2 vuorokautta. Nämä havainnot voivat johtua siitä, että työvoimatoimisto on osoittanut työttömälle tukityöpaikan, johon työtön ei ole mennyt lainkaan. Tilastoissa kyseinen tapahtuma voi kuitenkin kirjautua työnvälitykseksi (päättäneeksi työttömyydeksi).

⁶⁸ Ryhmän ”muu syy tai ei tietoa” osuus kaikista työttömyyden päättymisistä oli noin 20 prosenttia. Näille havainnoille pyrittiin aineiston muiden muuttujien avulla löytämään työttömyyden aito päättymissy. Epäselvissä tapauksissa niiden luokitusta ei muutettu.

⁶⁹ Työttömyyttä edeltävää työmarkkina-asemaa on saatu pääasiallinen toiminta -muuttujan avulla, joka kuvaa yksilön työmarkkinatilaa työttömyyden alkamishetkeä edeltävän vuoden lopussa. Muuttujaa ei kuitenkaan voitu käyttää sellaisenaan hyväksi, sillä siinä tukitöissä olevat henkilöt on laskettu työllisiksi ja koulutuksessa olevat työvoiman ulkopuolella oleviksi. Hyödyntämällä aineiston muita muuttujia, saatiin toimenpiteille olleet henkilöt eroteltua omiksi ryhmikseen.

on eroteltu myös sen mukaan onko työttömyyden alkamisen syy ollut lomautus vai irtisanominen (irtisanoutuminen). Toimenpiteille osallistuneet on puolestaan jaettu tukityöhön ja koulutukseen osallistuneisiin. Taulukkoon 6.2 on koottu aineiston työttömyyden päättymisen syiden ja työttömyyttä edeltävien tilojen mukaiset jakaumat vuosina 1988, 1990 ja 1992.

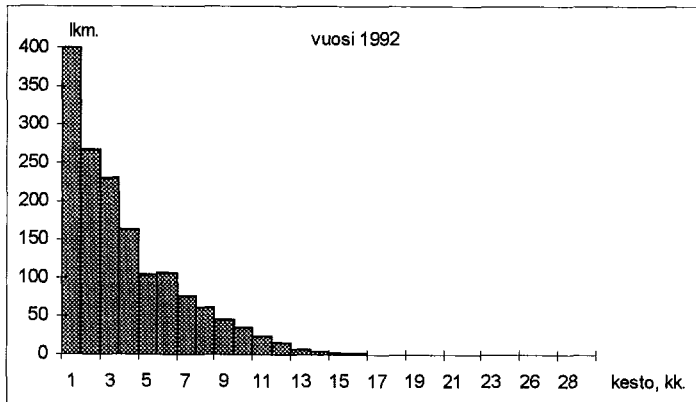
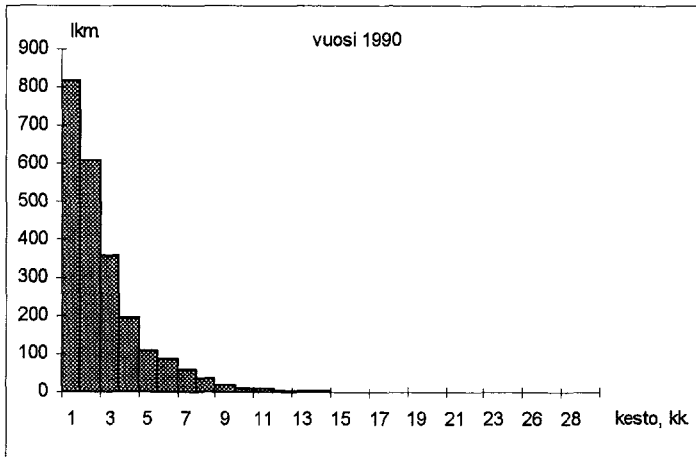
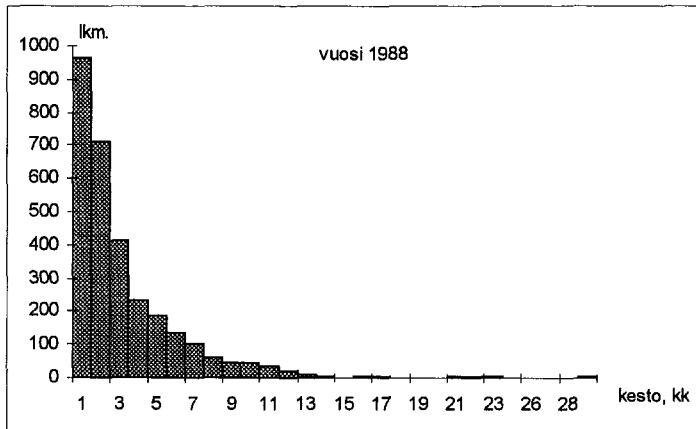
Taulukko 6.2: Työttömyyden päättymisen syyt vuosina 1988, 1990 ja 1992 ja työmarkkinatilat työttömyyden alkua edeltävän vuoden lopussa

	1988	1990	1992
työttömyyden päättymisen syy, %			
- työllistynyt	77,1	72,4	46,4
- tukityö	3,1	6,9	23,7
- koulutus	4,4	5,1	5,6
- työvoiman ulkopuolelle, ei tietoa	15,4	15,6	24,3
työmarkkinatila työttömyyden alkua edeltäneen vuoden lopussa, %			
- työllinen (ei lomautettu)	36,6	42,4	40,7
- työllinen (lomautettu)	7,4	8,3	10,5
- tukityössä	18,5	9,4	10,7
- koulutuksessa	2,9	3,5	4,1
- työvoiman ulkopuolella, ei tietoa	21,9	22,2	21,2
- työtön	12,7	14,2	12,8

Kuvassa 6.1 on puolestaan esitetty työllistymiseen johtaneiden työttömyyksien kestojen frekvenssijakaumat. Niistä ilmenee, että työttömyyden kesto on vain harvoin yli vuoden mittainen. Käytännössä tämä tarkoittaa, että työttömyysajan ansiot karenssipäiviä lukuun ottamatta pysyvät samansuuruisina koko työttömyyden keston ajan, koska Suomessa ansiosidonnainen työttömyysturva päättyy noin 500 työttömyyspäivän jälkeen eli noin 24 kuukauden kuluttua työttömyyden alkamisesta.⁷⁰ Työttömyysajan ansioiden alentumisen vaikutuksia ei siten tässä työssä voida tutkia.

⁷⁰ Katso myös aktiivisille toimenpiteille osallistumista koskevia säädöksiä jaksosta 8.1

Kuva 6.1: Työllistyneiden työttömien työttömyysjaksojen frekvenssijakaumat vuosilta 1988, 1990 ja 1992



Teoreettisen tarkastelun kannalta mielenkiintoisimmat työllistymiseen vaikuttavat muuttajat ovat työttömän tulot työttömyysajalta ja vastaavat odotetut tulot, jos hän työllistyisi. Tulojen määrittäminen ei kuitenkaan ole yksiselitteistä, sillä ne voidaan määritellä joko brutto-, netto- tai käytettävissä olevan tulon käsitteinä. Ne voidaan lisäksi muodostaa paitsi yksilökohtaisesti myös kotitalouskohtaisesti ottamalla huomioon puolison tulot. Tässä työssä tulokäsitteenä on kotitalouden käytettävissä olevat kuukausitulot, sillä työllistymishalukkuuden ajatellaan ensisijaisesti riippuvan työttömän ja hänen perheensä "käteen jäävistä tuloista".⁷¹ Kuukausitulot lasketaan sekä työttömyysajalta että odotetulta työllisyysajalta. Tällöin voidaan laskea empiirisessä analyysissä käytetty tulosuhde, joka kuvaa työllistymisen taloudellista kannattavuutta suhteessa työttömyyden jatkumiseen.⁷²

Kuukausitasolle muutettujen tulomuuttujien muodostaminen vuosille 1988, 1990 ja 1992 perustuu Holmin, Pyy ja Rantalan (1996), Kyyrän (1997) sekä tässä työssä tehtyihin laskelmiin, jotka on tarkemmin esitetty liitteessä 1. Ensimmäisessä vaiheessa laskettiin yksilökohtaiset eri työmarkkinatilojen kestot. Nämä saatiin aineiston muuttujista, jotka mittavat tietyn työmarkkinatilan keston kumulatiivista summaa vuoden aikana.⁷³ Muuttajat on mitattu kuukauden tarkkuudella, eli niiden avulla saadaan selville montako kuukautta yksilö on tietyssä työmarkkinatilassa vuoden aikana ollut.

Toisessa vaiheessa arvioitiin yksilön ja hänen perheensä työttömyysajan kuukausitulot, aluksi bruttomääräisinä ja tämän jälkeen netto- ja käytettävissä olevina tuloina. Aineiston tulotiedot ovat peräisin vuositason tulo- ja verorekistereistä. Eritelyjen tulotietojen avulla voitiin työttömyysajan tuloerät kuitenkin erotella muista tuloista. Merkittävin verotiedoista saatu työttömyysajan tuloerä oli työttömyysturvaetuudet. Sellaiset tuloerät, joissa erottelua ei voitu tehdä, jaettiin tasaaisesti koko vuodelle. Yksilön työttömyysajan brutto- ja nettokuukausitulot saatiin tämän jälkeen jakamalla vuoden aikana kertyneet työttömyysajan tulot ensimmäisessä vaiheessa laskettujen työttömyyskuukausien lukumäärällä. Nettotuloja laskettaessa hyödynnettiin yksilön verotietoja sekä valtion tuloverotaulukoita. Kotitalouskohtaiset käytettävissä olevat tulot saatiin lopulta lisäämällä nettotuloihin puolison arvioidut nettotulot ja perhekohtaiset tulonsiirrot. Jos kotitalouden tulot olivat alle toimeentulotukinormin, tulotasona käytettiin toimeentulonormia. Oletuksena on siis se, että jos työttömällä on oikeus toimeentulotukeen, hän myös hakee sitä.

⁷¹ Tulokäsitteenä käytetään myös yksilön käytettävissä olevia tuloja.

⁷² Odotettavissa olevaan palkkaa perustuvan tulosuhteen sijaan useissa empiirisissä töissä on käytetty aikaisempiin ansioihin perustuvaa korvaussuhdetta.

⁷³ Kumulatiiviset "kestomuuttajat" ovat vuoden aikana kertyneet työttömyys-, työllisyys-, tukityö-, koulutus- ja työvoiman ulkopuolellaolokuukaudet. Viimeksi mainittua ei suoraan havaittu, vaan se päätettiin aineistosta. Joissakin tapauksissa "kestomuuttaja" ei selvästikään saanut oikeaa arvoa. Esimerkiksi tukityössä oloaika oli usein koodattu myös työllisyysdeksi. Tällaiset päällekkäisyydet korjattiin siten, että yksilön kaikkien työmarkkinatilojen kumulatiivisten kestojen summa oli aina yksi vuosi.

Työttömyysajan käytettävissä olevat tulot arvioitiin myös pienimmän neliösumman menetelmällä. Näin voitiin vähentää tulojen laskennassa mahdollisesti syntyntä mittausvirhettä. Esimerkiksi lyhyen työttömyysjakson aikana saadun tulon pyöristäminen kuukausituloksi voi olla epätarkkaa. Myös puolison tuloihin voi sisältyä epätarkkuuksia, koska puolison työmarkkinatiloja ei voitu arvioida samalla tarkkuudella kuin otosyksilön. Työttömän käytettävissä olevien tuloja selitettiin bruttotuloilla ja asumistuella (vuosilta 1990 ja 1992) sekä perheasemaa ja toimeentulotuen saamista kuvaavilla indikaattorimuuttujilla. Kotitalouden käytettävissä olevia tuloja selitettiin perheen nettotuloilla, asumus- ja kotihoidon tuella sekä perheasemaa ja toimeentulotuen saamista kuvaavilla indikaattorimuuttujilla.⁷⁴

Kolmannessa vaiheessa laskettiin odotetut työllisyysaikaiset käytettävissä olevat tulot. Laskelmien pohjalla ovat havaitut työllistyneiden työttömien bruttopalkat, jotka laskettiin jakamalla vuoden aikana kertyneet työtulot työkuukausien lukumäärällä. Havaittuja bruttopalkkoja ei voitu kuitenkaan sellaisenaan käyttää hyväksi, koska läheskään kaikki työttömyydet eivät pääty työllistymiseen (katso taulukko 6.2). Lisäksi havaittuihin palkkoihin perustuva jakauma ei välttämättä kuvaa työttömän saamia palkkatarjousten jakaumaa oikealla tavalla, sillä se voi sisältää osuuttaan vähemmän matalia palkkoja.⁷⁵

Edellä mainituista syistä yksilön odotettu bruttokuukausipalkka laskettiin Kyyrän (1997) palkkayhtälön parametriestimaattien avulla, joiden estimoinnit perustuvat samaan havaintoaineistoon kuin tässä työssä. Palkkayhtälössä työllistyneiden työttömien bruttopalkkoja (alkupalkkoja) selitettiin siihen vaikuttavilla tekijöillä kuten yksilön koulutustasolla, työkokemuksella ja toimialalla. Matalien palkkatarjousten aliedustusta korjattiin ns. työllistymisyhtälön avulla. Miehille ja naisille Kyyrä estimoi erilliset mallit. Koska eri vuosille kuuluvat havainnot estimoitiin samassa mallissa, bruttokuukausipalkat muutettiin eri vuosille toimialakohtaisen palkkahintaindeksin avulla. Tulo- ja verotietoja hyödyntämällä voitiin käytettävissä olevat työllisyysajan kuukausitulot lopulta laskea bruttopalkasta samaan tapaan kuin vastaavat työttömyysajan käytettävissä olevat kuukausitulot. Työllisyysajan verot ja tulonsiirrot arvioitiin sillä olettamuksella, että on työsuhde on jatkuva.

Työttömyys- ja työllisyysajan käytettävissä olevien tulojen lisäksi aineistosta arvioitiin työttömyysturvajärjestelmän piiriin kuuluminen. Laskelmien pohjana on

⁷⁴ Empiirisen analyysin alustavissa tarkasteluissa ilmeni, että on lähes sama selittääkö työllistymistä havaituilla vai estimoiduilla työttömyysajan tuloilla. Koska estimoidun tulomuuttujan käyttö vähensi multikollineaarisuutta muiden työllistymistä selittävien muuttujien välillä, sitä käytettiin lopullisissa estimoinneissa.

⁷⁵ Ääriesimerkki tästä on vasemmalta katkaistu palkkatarjousten jakauma, joka syntyy, kun työtön hyväksyy ainoastaan tietyn markkamäärän ylittävän palkkatarjouksen (vertaa luvun 2 määritelmä kynnyspalkasta).

työttömyyskuukausilla jaettu tulo- ja verotiedoista ilmenevä tuloerä työttömyys-
turvaetuudet. Työttömän oletetaan olevan työttömyysjärjestelmän ulkopuolella,
jos hänellä ei ole työttömyysturvaetuksia.⁷⁶ Jos työttömyysturvaetuudet ovat
kuukaudessa suuremmat kuin kuukausituloksi muunnettu peruspäiväraha, niin
työttömän oletetaan saavan ansiosidonnaista työttömyyskorvausta.⁷⁷ Työttömän
arvioidaan saavan peruspäivärahaa, jos hän ei kuulu kumpaankaan edellä mainit-
tuun ryhmään. Yhteenveto tulomuuttujista on koottu taulukkoon 6.3.

Taulukko 6.3: Käytettävissä olevat tulot työttömyys- ja työllisyysajalta^{a)}

	1988	1990	1992
perheen käytettävissä tulot, mk/kk.			
- estimoidut työtulot	-	7844 (3232)	8575 (3376)
- lasketut työttömyysajan tulot	-	5728 (3135)	6589 (3355)
- estimoidut työttömyys ajan tulot	-	5737 (3180)	6582 (3241)
- työtulot / työttömyystulot	-	1,48 (0,30)	1,40 (0,26)
yksilön käytettävissä tulot, mk/kk.			
- estimoidut työtulot	4192 (662)	5235 (858)	5606 (876)
- estimoidut työttömyysajan tulot	2746 (527)	3200 (776)	3623 (786)
- työtulot / työttömyystulot	1,55 (0,28)	1,68 (0,33)	1,59 (0,31)
työttömyysturvaetuudet, %			
- ei työttömyysturvaa	12,7	17,0	5,8
- työttömyysturva peruspäiväraha	41,9	41,6	33,7
- työttömyysturva yli peruspäivärahan	45,4	41,4	59,5

a) Keskihajonnat suluissa.

Muita työttömyyden päättymiseen vaikuttavia keskeisiä muuttujia ovat työvoiman
kysyntää ja toimenpiteille siirtymisen mahdollisuutta kuvaavat muuttujat. Näitä
muuttujia kuvaavat asuinalueen työttömyysaste, avoimien työpaikkojen ja työt-
tömien lukumäärien suhde sekä toimenpiteille osallistuneiden ja työttömien lu-
kumäärien suhde. Näistä ensimmäinen on keskimääräinen työttömyysaste samana
vuonna, jolloin yksilön työttömyys on päätynyt. Kaksi jälkimmäistä muuttujaa
on mitattu työvoimapiirikohtaisesti kalenterikuukauden lopussa koko yksilön

⁷⁶ Työttömyysturvaetuksien puuttuminen voi johtua siitä, että työttömän työssäoloehto ei ole täyttynyt,
hän on karensiajalla tai siitä, että työttömän puolison tulot ovat niin suuret, ettei oikeutta peruspäivära-
haan ole.

⁷⁷ Peruspäivärahan suuruus saadaan kunkin otosvuoden päivärahaa koskevien säädösten perusteella.
Esimerkiksi lapsettoman työttömän peruspäivärahat vuosina 1988, 1990 ja 1992 olivat 99, 110 ja 119
markkaa. Kuukausitulo saadaan kertomalla peruspäiväraha kuukauden keskimääräisellä työpäivien
lukumäärällä.

työttömyysajalta.⁷⁸ Työvoimatilannetta ja eräitä muita lähinnä työttömien sosio-ekonomista asemaa kuvaavia muuttujia on esitelty liitteessä 2.

6.3 Työttömyyden kestoa kuvaavat jakaumat

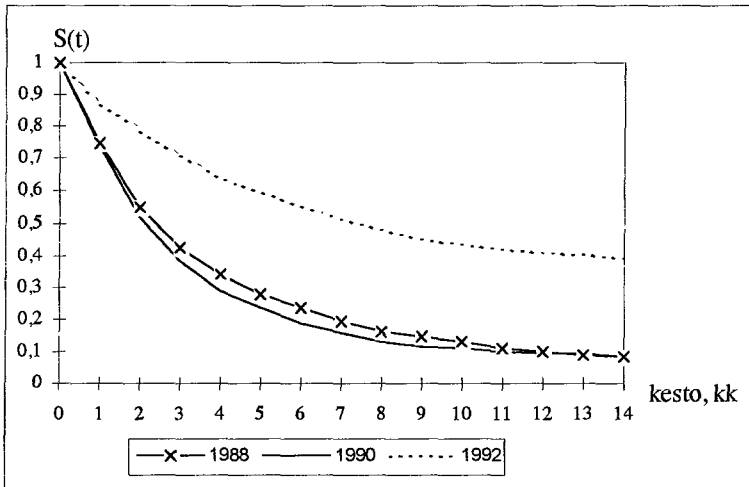
Ei-parametristen menetelmien avulla työttömyyden keston luonnetta voidaan kuvata laskennallisesti varsin helpolla tavalla. Selittävien muuttujien vaikutusta työttömyyden päättymiseen ei näissä tarkasteluissa kuitenkaan oteta huomioon.⁷⁹ Seuraavissa kuvissa esitetään eräitä työttömyyden keston empiirisiä jakaumia otosvuosilta 1988, 1990 ja 1992. Estimoinnit on tehty eloonjäämistaulujen avulla siten, että muita kuin tutkittavaan syyhyn päätyneitä työttömyyksiä on käsitelty sensuroituina kestoina. Työttömyyden päättymissytyt on ryhmitelty kolmeen ryhmään; työllistyneisiin, toimenpiteille ohjattuihin ja työvoiman ulkopuolelle siirtyneisiin. Työttömyyden kesto on jaettu kuukauden (30,5 vuorokauden) tasavälisiin luokkiin. Yli 15 kuukautta kestäneitä työttömyysjaksoja ei ole esitetty. Kuvien tulkinnossa on syytä muistaa se, että niissä tarkastellaan päätyneitä työttömyysjaksoja. Kuvat eivät siten anna täydellistä kuvaa tarkastelun kohteina olevista vuosista. Esitystavan yksinkertaistamiseksi työttömyytensä päättäneestä henkilöstä (tietynä vuonna) käytetään myös nimitystä työtön.

Kuvassa 6.2 on esitetty työnhaun jatkumista kuvaava todennäköisyys eli työllistyneiden työttömien eloonjäämisfunktio $S(t)$. Kuvasta ilmenee kuinka työllistyminen on 1990-luvun vaihteessa heikentynyt. Vuonna 1988 noin 20 prosenttia työttömistä ei ollut työllistynyt kuuden ensimmäisen työttömyyskuukauden aikana. Vuonna 1990 tilanne ei juuri ollut muuttunut, mutta kaksi vuotta myöhemmin lähes 60 prosenttia työttömistä oli puolen vuoden työttömänäolon jälkeen edelleen vailla työtä.

⁷⁸ Avoimien työpaikkojen ja työttömien suhde sekä toimenpiteillä olleiden ja työttömien suhde on laskettu työvoimaministeriön kuukauden lopun tilannetta kuvaavista työvoimapiirikohtaisista tilastoista.

⁷⁹ Toinen huomion arvoinen seikka on se, että kilpailevien riskien kehikossa estimoidut kestot kuvaavat työttömyyden päättymistä johonkin tiettyyn syyhyn ehdolla, että kyseinen syy on työttömyyden päättymisen ainoa vaihtoehto.

Kuva 6.2: Työhaun jatkumisen todennäköisyys vuosina 1988, 1990 ja 1992

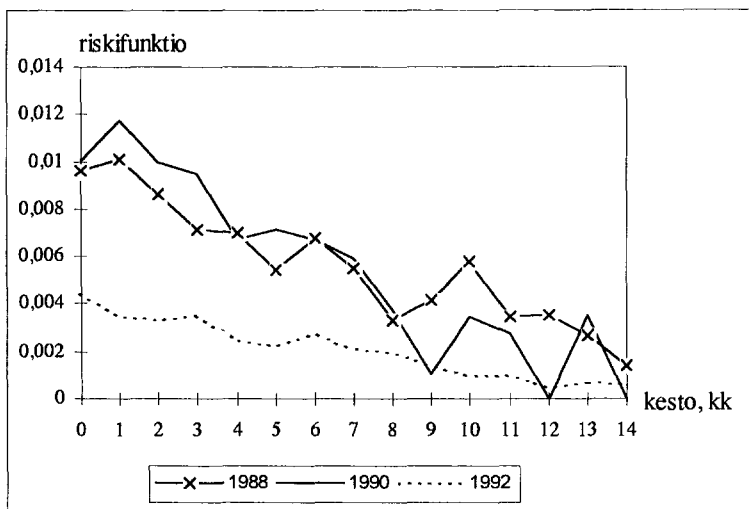


Työllistymisen todennäköisyyttä työttömyyden eri vaiheissa kuvaava työllistyneiden riskifunktio $h(t)$ on tasoltaan vuonna 1992 selvästi alhaisempi kuin muina vuosina (kuva 6.3). Työllistyminen näyttää lisäksi olevan sitä epätodennäköisempää, mitä pidemmälle työttömyys on edennyt. Silmämääräisen arvion mukaan työllistymisen todennäköisyys oli kaikkina vuosina noin kaksinkertainen työttömyyden alkuvaiheessa kuin, jos työttömyyttä on kestänyt noin kahdeksan kuukautta.⁸⁰ Työllistyminen työttömyyden pitkittyessä heikkeni siten suhdannetilanteesta riippumatta yhtä nopeasti. Tässä vaiheessa on syytä palauttaa mieleen, että kuvasta 6.3 ei voida päätellä sitä, onko riskifunktion lasku seurausta työttömien heterogeenisuudesta vai duraatoripuvuudesta.⁸¹

⁸⁰ Työllistyneiden riskifunktiot vuosina 1988 ja 1990 alkoivat vaihdella selvästi, kun työttömyyttä oli kestänyt yli kahdeksan kuukautta. Vaihtelujen taustalla voi olla havaintojen vähyys, jolloin työllistyneiden tai riskijoukon (vielä työttöminä olleet) lukumäärissä tapahtuneet muutokset voivat vaikuttaa voimakkaasti riskifunktion arvoon. Merkittävin syy riskifunktioiden vaihteluille lienee riskijoukossa tapahtuneet äkilliset muutokset, kun osa työttömistä siirtyy "samanaikaisesti" toimenpiteiden piiriin (vertaa kuva 6.4).

⁸¹ Vertaa havaitsemattoman heterogeenisuuden vaikutuksista riskifunktion muotoon jaksossa 4.4.1.

Kuva 6.3: Työllistymisen todennäköisyys työttömyyden eri vaiheissa vuosina 1988, 1990 ja 1992

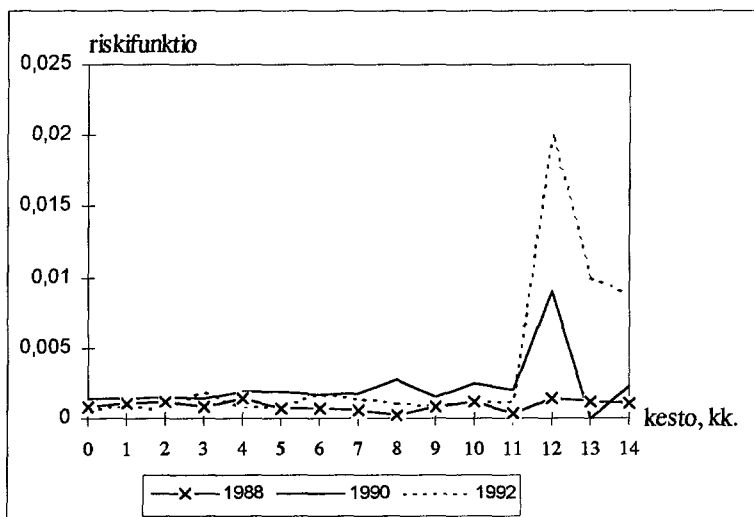


Tilastoissa tukityöhön siirtyneet lasketaan yleensä työllisiksi ja koulutukseen siirtyneet työvoiman ulkopuolelle oleviksi. Liitteen 3 kuvassa L1 on vertailun vuoksi esitetty, minkälaiset työllistyneiden riskifunktiot olisivat, jos tukitöihin siirtyneet luettaisiin työllistyneiksi. Kuva työllistymisestä muuttuu selvästi, sillä noin 9-12 työttömyyskuukauden kohdalla “työllistymistodennäköisyys” nousee tilapäisesti. Vuonna 1992 tämä nousu oli erityisen raju. Liitteen 3 kuvassa L2 on puolestaan esitetty työttömyyden päättymistä kuvaavat riskifunktiot, jos työttömyyden päättymisen syyhyn ei kiinnitettäisi lainkaan huomiota. Kuvan sanoma säilyy samana kuin edellä; avoimille työmarkkinoille työllistymistä analysoidessa myös muut työttömyyden päättymisen syyt on otettava huomioon.

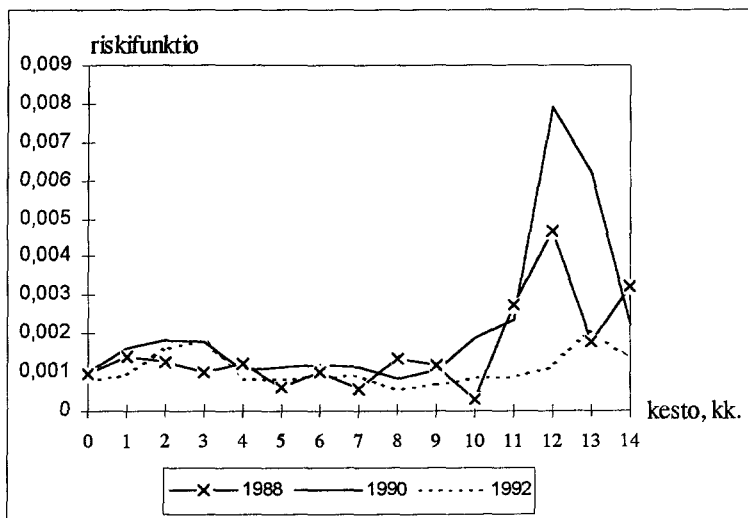
Aktiivisille työvoimapolitiittisille toimenpiteille ja työvoiman ulkopuolelle siirtyneiden työttömien riskifunktiot ovat odotetusti tasoltaan varsin alhaiset (kuvat 6.4 ja 6.5). Työttömien siirtyminen näihin tiloihin ei ole yhtä yleistä kuin työllistyminen. Selviä poikkeuksia ovat kuitenkin yli vuoden mittaiset työttömyysjaksot, joilloin siirtymätodennäköisyydet moninkertaistuvat. Aktiivisten toimenpiteiden osalta tämä selittyy sillä, toimenpiteitä kohdennettiin erityisesti sellaisille työttömille, joiden työttömyysjakso oli kestänyt lähes vuoden. Työvoiman ulkopuolelle siirtyneiden työttömien riskifunktion kasvu voi ainakin osin johtua työttömyyseläkkeelle siirtymisestä.⁸²

⁸² Syy työvoiman ulkopuolelle siirtyneiden riskifunktion nousuun, kun työttömyyttä on kestänyt noin 2-3 kuukautta voi johtua opiskelijoista, jotka ovat lukukausien välissä olleet työttöminä.

Kuva 6.4: Toimenpiteen piiriin siirtymisen todennäköisyys työttömyyden eri vaiheissa vuosina 1988, 1990 ja 1992



Kuva 6.5: Työvoiman ulkopuolelle siirtymisen todennäköisyys työttömyyden eri vaiheissa vuosina 1988, 1990 ja 1992



7 Työttömien työllistyminen avoimille työmarkkinoille vuosina 1988, 1990 ja 1992

Tässä luvussa tarkastellaan työttömien työllistymiseen vuosina 1988, 1990 ja 1992 vaikuttaneita tekijöitä. Työllistyneillä tarkoitetaan ainoastaan avoimille työmarkkinoille työllistyneitä työttömiä. Aktiivisten toimenpiteiden kuten tuki-työn piiriin siirtyneitä työttömiä, ei siten lasketa työllistyneiksi.⁸³ Luvun alussa keskitytään aktiivisen työvoimapolitiikan ja muiden työttömän työmarkkinahistoriaa kuvaavien muuttujien vaikutusten analysointiin. Tämän jälkeen käydään läpi yksilöiden taloudellista asemaa kuvaavien muuttujien työllisyysvaikutukset. Lopuksi analysoidaan muita työllistymiseen vaikuttavia syitä. Esiteltävien tulosten tulkinnan kannalta on syytä korostaa, että johtopäätelmät perustuvat vuosina 1988, 1990 ja 1992 työttömyytensä päättäneiden joukkoon. Tämä on tärkeää etenkin vuoden 1992 tulkintojen osalta, sillä tuolloin osa työttöminä olleista ei työttömyyden pitkittymisen vuoksi ollut lainkaan ehtinyt päättää työttömyyttään (katso tutkimusaineiston muodostamiseen liittyvät kommentit jaksosta 6.1).

Työllistyneiden työttömien riskifunktiota eli ehdollista työllistymistodennäköisyyttä (jatkossa työllistymistä) koskevat estimointitulokset vuosille 1988, 1990 ja 1992 on esitetty liitteiden 4 ja 5 taulukoissa. Liitteessä 4 yksilön työmarkkinahistoriaa on kuvattu vain karkealla tasolla. Tavoitteena on havainnollistaa kuinka työllistymistä koskevat johtopäätelmät muuttuvat, kun yksilön työmarkkinahistoriaa ei oteta huomioon. Liitteen 5 tuloksia voidaan pitää lopullisina. Niissä yksilön työmarkkinahistoria on kuvattu tarkemmin ja työllistymistä on selitetty myös työttömyyden kestosta ja kalenteriajasta riippuvilla muuttujilla. Estimoinnit perustuvat yhtälöön 5.10 eli ryhmiteltyyn proportionaalisen riskin -malliin. Työttömyyden kesto on mitattu kuukauden tarkkuudella, mistä syystä jokaista kuukautta kuvaa parametri α_m , $i = 1, \dots, 14$.⁸⁴

Työllistymistä selittävät jatkuvat muuttujat eli tulomuuttujat ja työvoimatilanteen kireyttä kuvaavat muuttujat ovat logaritmisia. Niiden estimaatit voidaan tulkita riskifunktion joustoiksi tarkasteltavan muuttujan suhteen.⁸⁵ Muut muuttujat ovat luokittelumuuttujia, mistä syystä niille muodostettiin vertailuryhmä. Vertailuryhmänä ovat työttömät 26-49-vuotiaat teknisen alan koulutuksen saaneet miehet. Ennen työttömäsi tuloaan he olivat työsuhteessa, jonka päätyminen ei ole johtunut lomautuksesta.⁸⁶ Ennen työttömyyttään (vuodesta 1987 lähtien) heillä on ollut korkeintaan kaksi työttömyysjaksoa. Vertailuryhmään kuuluvat työttömät eivät

⁸³ Tätä erottelua ei usein ole voitu tehdä. Vertaa myös kuvan 6.3 ja liitteen 3 kuvan välistä eroa.

⁸⁴ Parametreja yli 14 kuukautta pidemmille työttömyysjaksoille ei voitu estimoida, sillä niiden lukumäärä oli erittäin pieni (pitkät työttömyysjaksot on yleensä katkaistu yleensä toimenpitein).

⁸⁵ Jos esimerkiksi työttömyysajan tuloa kuvaavan muuttujan estimaatti on -0,6, niin työttömyysajan tulojen nousu 10 prosentilla laskee työllistymisen ehdollista todennäköisyyttä 6 prosentilla.

⁸⁶ Taulukon L4 malleissa lomautettuja ei vielä eroteltu muista työllisinä ennen työttömyyttään olleista.

ole osallistuneet aktiivisille työvoimapolitiittisille toimenpiteille, eivät ole muuttaneet asuinpaikkaa työttömyytensä tai sitä seuraavan vuoden aikana eikä heitä ole luokiteltu vajaakuntoisiksi työnhakijoiksi. Lisäksi he asuvat kaupungissa, jossa myös heidän mahdollinen työpaikkansa sijaitsee. Vertailuryhmän valintaan on vaikuttanut se, että siihen kuuluvia työttömiä voidaan pitää tyypillisenä ja suhteellisen homogeenisena esimerkkiryhmänä.

Liitteiden 4 ja 5 taulukkojen sarakkeista estimaatti ja hajonta ovat muuttujan parametriestimaatti ja sen keskihajonta. Tilastollisesti merkitseviä estimaatteja osoittaa *, ** tai *** riippuen siitä poikkeako estimaatti t-testin perusteella nolasta yhden, viiden vai kymmenen prosentin riskitasolla. Jollei toisin mainita, ainoastaan tilastollisesti merkitsevien muuttujien vaikutuksia kommentoidaan. Jatkuvat muuttujat on esitetty isoin ja luokittelumuuttujat pienin kirjaimin.

Luettavuuden helpottamiseksi liitteiden tulokset esitetään myös jaksojen 7.1-7.3 taulukoissa siten, että samaan aihepiiriin liittyvät tulokset on koottu samaan taulukkoon. Tulosten tulkinnan helpottamiseksi luokittelumuuttujille on laskettu myös riskisuhteet. Riskisuhde kuvaa tiettyyn luokkaan kuuluvien työttömien todennäköisyyttä työllistyä vertailuryhmään nähden. Se saadaan korottamalla estimoidut parametrit eksponenttiin eli riskisuhde = $\exp(\hat{\beta})$.⁸⁷

7.1 Aktiiviset työvoimapolitiittiset toimenpiteet ja työttömyyttä edeltävä toiminta

Tarkastellaan aluksi yksilön työmarkkinahistorian ja siitä erityisesti aktiivisille toimenpiteille osallistumisen vaikutuksia työllistymiseen vuosina 1988, 1990 ja 1992. Näitä koskevat liitteistä 4 ja 5 saadut estimointitulokset on esitetty taulukoissa 7.1 ja 7.2. Aktiivisten toimenpiteiden työllisyysvaikutuksia arvioidaan tässä työssä ensisijaisesti työttömyyden alkua edeltäneen vuoden työmarkkina-aseman avulla.⁸⁸ Ideana on verrata ennen työttömyyttään toimenpiteille osallistuneiden yksilöiden työllistymistä muissa työmarkkinatiloissa olleiden henkilöiden työllistymiseen.⁸⁹ Taulukossa 7.1 työttömyyttä edeltävää toimenpiteille osallistu-

⁸⁷ Olkoon esimerkiksi nuorten riskisuhde 1,2 ja iäkkäiden 0,7, kun vertailuryhmänä on keski-ikäiset työttömät. Tällöin nuorten (ehdollinen) työllistymistodennäköisyys on 1,2-kertainen vertailuryhmään nähden eli 20 prosenttia korkeampi kuin keski-ikäisten. Iäkkäiden työllistyminen on puolestaan 0,7-kertainen eli 30 prosenttia matalampi kuin keski-ikäisten. Esimerkin avulla havaitaan myös, että nuorten työllistyminen on iäkkäisiin nähden 1,7-kertainen ($1,2/0,7 \approx 1,7$) eli 70 prosenttia korkeampi.

⁸⁸ Aktiivisten toimenpiteiden vaikutuksia työllistymiseen tulisi arvioida myös toimenpiteen keston ja toimenpidettä edeltäneen työttömyyden keston perusteella. Näiden tekijöiden huomioon ottamista ei voitu tehdä, koska tutkimusaineistossa toimenpiteille osallistuneiden työttömien lukumäärä vuosina 1988 ja 1990 oli melko pieni ja koska vuonna 1992 työllistyminen oli poikkeuksellisen heikkoa.

⁸⁹ Toimenpiteiden työllisyysvaikutusten arvioiminen työttömyyttä edeltävän toimenpiteen perusteella sulkee tarkastelun ulkopuolelle toimenpiteiltä välittömästi työllistyneet henkilöt. Määrällisesti tarkastelun ulkopuolelle jääneet henkilöt eivät ole kovin suuri ryhmä.

mista kuvaavaa indikaattorimuuttuja *toimenpiteellä*. Muut työttömyyttä edeltävät tilat ovat *työssä* (kuuluu vertailuryhmään) sekä *työvoiman ulkopuolella*.⁹⁰ Taulukossa 7.2 toimenpiteet on edelleen jaettu sen mukaan onko yksilö ennen työttömyyttään ollut *koulutuksen* vai *tukityön* piirissä. Lisäksi työssä olleista on omaksi ryhmäkseen erotettu lomautuksen vuoksi työttömiksi tulleet (*työssä*→*lomautus*).

Taulukko 7.1: Tulokset työttömän työmarkkinahistoriaa karkeasti mittaavien muuttujien vaikutuksista työllistyneiden riskifunktion estimoinneissa vuosina 1988, 1990 ja 1992^{a)}

vuosi	1992		1990		1988	
Selittävät muuttujat ^{b)}	estimaatti ^{c)}	riskisuhde	estimaatti ^{c)}	riskisuhde	estimaatti ^{c)}	riskisuhde
'tila ennen työttömyyttä'						
<i>työvoiman ulkopuolella</i>	-0,4***	0,67***	-0,31***	0,73	-0,71***	0,49
<i>toimenpiteellä</i>	-1,07***	0,34***	-0,39***	0,68	-0,70***	0,50

a) Muut estimointitulokset on raportoitu liitteessä 4.

b) Esitettyjen luokittelumuuttujien vertailuryhmä on työttömät, joiden työttömyyttä edeltävä tila on työlinen.

c) Estimaatti merkitsevä 10 % riskitasolla (*), 5 % riskitasolla (**), 1 % riskitasolla (***)

Estimoiduissa malleissa vertailuryhmään kuuluvat ovat olleet työllisinä ennen työttömyyttään. Toimenpiteiden työllisyysvaikutusten arvioinnin kannalta työllisinä olleet eivät välttämättä ole sopivin "vertailuryhmä". Työllisinä olleiden työttömien edellytykset työllistyä voivat luonnostaan olla hyvät, koska heillä on työkokemusta ja kontakteja yrityksiin. Toimenpiteille osallistuneilta nämä yhteydet ovat katkenneet tai niitä ei ole ollut lainkaan. Lähin vertailukelpoinen ryhmä lieneekin työvoiman ulkopuolelta työttömiksi tulleet henkilöt. Myös heiltä puuttuu tuore työelämässä saatu kokemus. Työvoiman ulkopuolelta työttömiksi tulleilla ei ole toisaalta työttömyyden pitkittymisestä johtuvia rasitteita. Näiden rasitteiden alentaminen eli työnetsinnän motivaation palauttaminen on taas yksi keskeinen toimenpiteiden tavoite.

⁹⁰ Työttömyyttä edeltävä tila oli joissakin tapauksissa myös työtön, koska työmarkkinatilat on määritelty työttömyyden alkamisajankohtaa edeltävän vuoden lopussa. Kyseistä muuttujaa kokeiltiin myös selittäjänä muuttujana, mutta se ei ollut tilastollisesti merkitsevä.

Taulukko 7.2: Tulokset työttömien työmarkkinahistoriaa tarkasti mittaavien muuttujien vaikutuksista työllistyneiden riskifunktion estimoinneissa vuosina 1988, 1990 ja 1992^{a)}

vuosi	1992		1990		1988	
	estimaatti ^{c)}	riskisuhde	estimaatti ^{c)}	riskisuhde	estimaatti ^{c)}	riskisuhde
'tila ennen työttömyyttä'						
<i>työssä→lomautus</i>	1,31***	3,71	0,86***	2,36	0,69***	2,00
<i>työvoiman ulkopuolella</i>	-0,23***	0,79	-0,18***	0,83	-0,40***	0,67
<i>tukityö</i>	-1,35***	0,26	-0,24***	0,79	-0,53***	0,59
<i>koulutus</i>	-1,06**	0,34	0,03	1,03	0,35***	1,42
<i>ensimmäinen tukityö^{d)}</i>	0,49**	-	-0,12	-	-0,09	-
<i>ensimmäinen koulutus^{d)}</i>	0,88*	-	0,07	-	-	-
<i>tukityö keskeytynyt^{d)}</i>	0,40	1,49	-0,33	0,72	0,02	1,02
'muut muuttajat'						
<i>vajaakunto</i>	-0,29*	0,75	-0,75***	0,47	-0,47***	0,62
<i>yli 2 työttömyysjaksoa</i>	0,18***	1,20	0,12***	1,13	-	-
<i>ln(ATP/U)</i>	-0,03	-	-0,36***	-	-0,09***	-

a) Muut estimointitulokset on raportoitu liitteessä 5.

b) Esitettyjen luokittelumuuttujien vertailuryhmä on työttömät, joiden työttömyyttä edeltävä tila on työlinen (pl. lomautetut). Lisäksi he eivät ole vajaakuntoisia, eikä heidän työttömyytensä ei johdu tukityön keskeyttämisestä. Ennen työttömyyttään (vuodesta 1987 lähtien) heillä on ollut korkeintaan kaksi työttömyysjaksoa.

c) Kuten taulukossa 7.1

d) Interaktiomuuttujien *ensimmäinen tukityö* ja *ensimmäinen koulutus* vertailuryhmänä on työttömät, joiden työttömyyttä edeltävä tila on tukityö / koulutus. *Tukityö keskeytynyt* -muuttujan vertailuryhmänä on tukityössä ennen työttömyyttään olleet.

Yksilölliset ominaisuudet kuten kyvykkyys ja motivoituneisuus vaikuttavat toimenpiteille hakeutumiseen. Tämä valikoituminen vaikuttaa toimenpiteiden työllisyysvaikutuksia koskeviin johtopäätelmiin, sillä toimenpiteiden (tai tietyn toimenpiteeseen) piiriin osallistuneiden työllistyvyys voi poiketa muiden työttömien työllistyvyydestä. Tässä työssä yksilöiden valikoitumista toimenpiteiden piiriin kontrolloidaan yksilön työmarkkinahistoriaa kuvaavien selittävien muuttujien avulla. Koska "havaitsemattomien" ominaisuuksien vaikutusta valikoitumiseen ei kontrolloida, tulokset toimenpiteiden työllisyysvaikutuksista eivät ole yksiselitteisiä (katso jaksot 3.2 ja 3.3).

Yksilöllisiä ominaisuuksia mittaavia muuttujia on käytetty taulukon 7.2 malleissa. Toimenpiteille osallistumisen toistuvuutta kuvaavat interaktiomuuttujat *ensimmäinen tukityö* ja *ensimmäinen koulutus*. Ne saavat arvon yksi, jos yksilö on ennen työttömyyttään ollut tukityössä tai koulutuksessa eikä tätä ennen ole ollut

minkään toimenpiteen piirissä.⁹¹ Interaktiomuuttuja *tukityö keskeytynyt* kuvaa puolestaan henkilöitä, jotka ovat työttöminä tukityön keskeyttämisen vuoksi.⁹² Interaktiomuuttujien tulkinnassa on syytä muistaa se, että niiden vertailuryhmänä on toimenpiteiden piirissä olleet (tukityössä tai koulutuksessa), ei työllisinä ennen työttömyyttään olleet. Sekaannuksen välttämiseksi interaktiomuuttujien riskisuhteita ei ole esitetty. Työttömien ”yksilöllisiä ominaisuuksia” kuvaavia indikaattorimuuttujia ovat myös *yli 2 työttömyysjaksoa*, joka saa arvon yksi, jos yksilöllä on ennen työttömyyttään (vuodesta 1987 lähtien) ollut yli kaksi muuta työttömyysjaksoa sekä *vajaakunto*, joka saa arvon yksi, jos työtön on luokiteltu vajaakuntoiseksi työnhakijaksi.

Työvoimapolitiikalle asetetut tavoitteet ja niihin liittyvät säädökset vaikuttavat osaltaan siihen keitä toimenpiteiden piiriin valikoituu (katso jakso 8.1). Valikoitumisen merkitys vaihtelee lisäksi eri suhdannetilanteissa, sillä työllisyystilanne vaikuttaa suoraan sekä työvoimahallinnon kykyyn kohdentaa toimenpiteitä että työttömän valintamahdollisuuksiin. Hyvinä aikoina toimenpiteille osallistuvat henkilöt voivat työllistyvyydeltään olla erilaisia kuin heikon työllisyyden aikoina.

Taulukon 7.1 malleissa toimenpiteiden piiriin osallistumista on kuvattu ainoastaan yhden muuttujan avulla. Tulosten perusteella toimenpiteille osallistuneiden työttömien työllistyminen on kaikkina vuosina ollut selvästi heikompaa kuin esimerkiksi ennen työttömyyttään työllisinä olleiden. Esimerkiksi vuonna 1990 toimenpiteille osallistuneiden työttömien riskisuhde on 0,68. Heidän työllistymistodennäköisyytensä oli siis 32 prosenttia pienempi kuin vertailuryhmän, joiden työttömyyttä oli edeltänyt työllisyys. Vuonna 1992 tilanne oli vielä heikompi, sillä riskisuhde on 0,34. Toimenpiteillä olleiden työttömien todennäköisyys työllistyä oli siten 66 prosenttia vertailuryhmää alempi. Toimenpiteen jälkeen työttömiksi tulleiden työllistymistä on syytä verrata myös työvoiman ulkopuolelta työttömiksi tulleisiin. Näiden ryhmien työllistymistodennäköisyydet olivat vuosina 1988 ja 1990 samantasoiset, sillä molempien ryhmien riskisuhteet ovat lähes yhtä suuret. Vuonna 1992 työvoiman ulkopuolelta työttömiksi tulleiden todennäköisyys työllistyä oli kuitenkin noin kaksinkertainen toimenpiteiden piiriin osallistuneisiin nähden.

Taulukossa 7.2 työttömyyttä edeltävä työmarkkinahistoria on kuvattu tarkemmin. Tuloksista ilmenee kuinka työllistyminen riippuu toimenpiteen tyyplistä ja suhdannetilanteesta. Koulutukseen osallistuneiden työllistymistodennäköisyys oli vuonna 1988 noin 42 prosenttia korkeampi kuin vertailuryhmän eli työllisyydestä työttömiksi joutuneiden (pl. lomautetut). Työvoiman ulkopuolelta työttömiksi tulleisiin verrattuna ero on vielä suurempi, sillä heidän todennäköisyytensä työllistyä oli 33 prosenttia alempi kuin vertailuryhmän. Koulutuksen jälkeinen nopea

⁹¹ Yksilön toimenpiteiden piirissä oloa on tukityön osalta seurattu vuodesta 1987 lähtien ja koulutuksen osalta vuodesta 1988 lähtien.

⁹² Vastaava koulutuksen keskeyttäneet -muuttuja oli lukumäärällisesti niin pieni ettei sitä voitu käyttää.

työllistyminen vuonna 1988 on voinut johtua siitä, että koulutukseen osallistuneiden määrä oli tuolloin vielä pieni, joten koulutus voitiin räätälöidä yksilö- ja yrittäjäkohtaisesti. Vuonna 1990 koulutukseen osallistuneiden työllistyminen oli muihin ryhmiin verrattuna edelleen hyvä. Vertailuryhmään nähden työllistyminen oli yhtä nopeaa ja työvoiman ulkopuolella oleviin verrattuna noin 20 prosenttia korkeampaa. Kaksi vuotta myöhemmin kaikkien koulutukseen osallistuneiden työllistyminen kuitenkin heikkeni jyrkästi. Se oli lähes 66 prosenttia alempi kuin työllisten ja noin 50 prosenttia alempi kuin työvoiman ulkopuolelta työttömiksi tulleiden.

Koulutukseen osallistuneiden työttömien raju työllistymistodennäköisyyden lasku vuonna 1992 voi osin selittyä toimenpiteille valikoitumisesta, sillä lama-aikana toimenpiteille toistuvasti osallistuneiden lukumäärä kasvoi. Nämä henkilöt voivat olla keskimääräistä heikommin työllistyviä. Tulosten mukaan toimenpiteille osallistumisen toistuvuudella ei vielä vuonna 1990 ollut merkitystä. Työttömät, jotka olivat osallistuneet koulutukseen, mutta eivät aikaisemmin ole olleet minkään toimenpiteen piirissä työllistyivät yhtä hyvin kuin kaikki koulutuksessa olleet.⁹³ Vuonna 1992 tilanne oli muuttunut, sillä ensi kertaa koulutuksessa olleiden työllistymistodennäköisyys oli 2,4-kertainen kaikkiin koulutuksessa olleisiin nähden.⁹⁴ Vertailuryhmään verrattuna nämä "ensimmäistä kertaa koulutettavat" työllistyivät hieman heikommin ja työvoiman ulkopuolelta työttömiksi tulleisiin verrattuna yhtä hyvin.⁹⁵ Ensimmäistä kertaa koulutukseen osallistuneet ovat siten työllistyneet verrattain hyvin.

Tukityössä olleet työttömät työllistyivät vuosina 1988 ja 1990 vain hieman heikommin kuin työvoiman ulkopuolella olleet, mutta selvästi huonommin kuin työllisinä tai koulutuksessa olleet työttömät. Vuonna 1992 tukityön jälkeinen työllistyminen kuitenkin heikkeni merkittävästi. Työvoiman ulkopuolisiin verrattuna työllistymistodennäköisyys oli noin 55 prosenttia ja työllisyydestä tulleisiin verrattuna noin 75 prosenttia alempi. Kuten koulutukseen myös tukityön piiriin on valikoitunut työllistyvyydeltään eritasoisia työttömiä. Ensimmäistä kertaa tukityöhön osallistuneet työllistyivät vuosina 1988 ja 1990 samalla tavalla kuin muutkin tukityössä olleet, mutta vuonna 1992 heidän työllistymistodennäköisyytensä oli noin 1,6-kertainen kaikkiin tukitöissä olleisiin nähden. Tukityöhön ensi kertaa osallistuneiden työllistyminen oli kuitenkin noin 60 prosenttia alempi kuin

⁹³ Tämä ilmenee interaktiomuuttujan *ensimmäinen koulutus* estimaatista, joka ei ole tilastollisesti merkitsevä.

⁹⁴ Tulkinta saadaan, koska muuttujan *ensimmäinen koulutus* riskisuhte on 2,4 ($\exp(0,88)$), missä vertailuryhmänä on siis kaikki koulutuksessa olleet.

⁹⁵ Nämä tulokset saadaan laskemalla muuttuja *ensimmäinen koulutus* riskisuhte siten, että vertailuryhmänä on kaikkien koulutettavien sijaan työllisinä olleet. Tämä saadaan korottamalla muuttujan *koulutus* ja *ensimmäinen koulutus* estimaattien erotus eksponenttiin eli $\exp(-1,06+0,88) \approx 0,83$. Ensimmäistä kertaa koulutettavien työllistymistodennäköisyys oli siten noin 17 prosenttia alempi kuin aikaisemmin työllisinä olleiden työttömien. Tulos on samaa suuruusluokkaa kuin työvoiman ulkopuolelta työttömiksi tulleiden.

vertailuryhmän ja noin 40 prosenttia alempi kuin työvoiman ulkopuolelta työttömiksi tulleiden.⁹⁶ Muuttuja *tukityö keskeytynyt*, joka osaltaan voi kuvata tukityössä olevien “työllistyvyyttä”, ei vaikuttanut merkitsevästi työllistymistodennäköisyyteen.

Toimenpiteiden mahdollisia kielteisiä ulkoisvaikutuksia käsiteltiin luvussa 2. Yksi toimenpiteiden työllistymistä alentava vaikutus voi johtua siitä, että toimenpiteen piiriin pääsy on liian “helppoa”, mistä johtuen työttömän halukkuus työllistyä pienenee. Taulukossa 7.2 tätä toimenpiteelle pääsyn “helppoutta” kuvaa kalenterikuukaudesta riippuva työvoimapiireittäin laskettu toimenpiteillä ja työttöminä olleiden henkilöiden suhde $\ln(ATP/U)$.⁹⁷ Jos suhde kasvaa, työttömän mahdollisuus päästä toimenpiteiden piiriin kasvaa. Tulosten mukaan muuttujan kerroin on vuosina 1988 ja 1990 negatiivinen toisin sanoen toimenpiteiden määrä suhteessa työttömiin on kyseisinä vuosina alentanut työllistymistä. Vuonna 1992 muuttuja $\ln(ATP/U)$ ei kuitenkaan ollut merkitsevä. On mahdollista, että yleisen työvoimatilanteen voimakkaan heikkenemisen seurauksena toimenpiteiden saata- vuudella ole enää ollut merkitystä työllistymisen todennäköisyyteen.

Yhteenvetona työvoimapolitiittisten toimenpiteiden työllisyysvaikutuksista voidaan todeta, että ne riippuvat toimenpiteen tyypistä, suhdannetilanteesta ja siitä keitä toimenpiteille valikoituu. Toimenpiteistä työvoimakoulutus näyttää kaikkina vuosina olleen tukityötä työllistävämpi vaihtoehto. Hyvän työllisyystilanteen aikana koulutuksessa olleet ovat työllistyneet paremmin ja tukityössä olleet yhtä hyvin kuin työvoiman ulkopuolelta tulleet työttömät. Vuoden 1992 suurtyöttömyyden aikana tilanne oli päinvastainen ja etenkin tukitöissä olleiden työllistyminen suhteessa työvoiman ulkopuolelta tulleisiin heikkeni. Toimenpiteille osallistumisen toistuvuus vaikuttaa selvästi työllistymiseen. Vuonna 1992, jolloin toimenpiteille osallistuneiden määrä oli vuoteen 1990 verrattuna kaksinkertaistunut, ensimmäistä kertaa toimenpiteelle osallistuneet työllistyivät muita toimenpiteillä olleita selvästi paremmin. Erityisesti koulutuksessa ensimmäistä kertaa olleiden työllistyminen oli nopeaa.

Voimakkaiden johtopäätösten tekemistä koulutuksen ja tukityön vaikuttavuuksista on kuitenkin syytä välttää, sillä eri toimenpiteille voi valikoitua työllistyvydeltään erilaisia henkilöitä. Koulutukseen hakeutuminen on usein omaehtoista, mistä johtuen koulutuksen piiriin osallistuneet voivat olla keskimääräistä aktiivisempia työttömiä. Tukityöhön puolestaan valikoidaan usein työttömiä joidenkin ennalta määrättyjen kriteerien kuten pitkäaikaistyöttömyyden perusteella. Työvoimatilanne, työvoimapolitiikalle asetetut tavoitteet, niiden to-

⁹⁶ Ensimmäistä kertaa tukityössä olleet työllistyivät noin 1,6 kertaa todennäköisemmin kuin kaikki tukityössä olleet, koska $\exp(0,49) \approx 1,63$. Työllisinä olleisiin verrattuna ensimmäistä kertaa tukityössä olleet työllistyivät noin 60 prosenttia heikommin, sillä $\exp(-1,35+0,49) \approx 0,42$. Työvoiman ulkopuolelta tulleiden työllistyminen oli puolestaan noin 20 prosenttia alempi kuin työllisinä olleiden.

⁹⁷ Muuttuja on kolmen kuukauden liukuva keskiarvo.

teuttamiseen ohjatut resurssit ja työttömän yksilölliset ominaisuudet vaikuttavat myös siihen keitä toimenpiteiden piiriin ylipäättään osallistuu ja siihen minkäta-soista tukimuotoa työttömille kyetään tarjoamaan.

Toimenpiteisiin osallistumisen lisäksi myös työttömän muu työmarkkinahistoria vaikuttaa työllistymiseen. Selkeimmin tämä ilmenee vertaamalla muuttujaa *työssä*→*lomautus* eli lomautuksen vuoksi työttömiksi joutuneita ja vertailuryhmää keskenään. Taulukon 7.2 perusteella vuonna 1988 lomautettujen työllistymistodennäköisyys oli kaksinkertainen, vuonna 1990 noin 2,4-kertainen ja vuonna 1992 noin 3,7-kertainen vertailuryhmään eli muihin työllisinä olleisiin nähden. Lama-aikana lomautuksen päättyminen on ollut varmin työllistymisen tae.

Tulosten perusteella myös työttömyyden toistuvuus vaikuttaa työllistymiseen. Ensimmäistä kertaa työttömänä olevan työllistyminen oli hieman heikompaa kuin, jos työttömällä on ollut vähintään kaksi muuta työttömyysjaksoa viimeisten kahden vuoden aikana (muuttuja *yli 2 työttömyysjaksoa*). Vuonna 1990 toistuvasti työttöminä olleiden todennäköisyys työllistyä oli 13 prosenttia ja vuonna 1992 noin 20 prosenttia korkeampi kuin ensimmäistä kertaa työttöminä olleiden. Tulos kuvastanee sitä, että tilapäiseen työsuhteeseen työllistyminen on lama-aikana yleistynyt.

7.2 Työllistymisen taloudellinen kannattavuus

Yksilön ja hänen perheensä taloudelliseen asemaan liittyvät tekijät vaikuttavat teorian mukaan keskeisesti työttömän halukkuuteen työllistyä. Taulukoissa 7.3 ja 7.4 on tulokset taloudellisia kannustimia kuvaavien muuttujien työllisyysvaikutuksista vuosina 1988, 1990 ja 1992. Jatkuvat tulomuuttujat ovat logaritmisia. Niiden parametriestimaatit voidaan tällöin tulkita joustoiksi riskifunktion eli ehdollisen työllistymistodennäköisyyden suhteen.

Estimoinneissa työllistymisen taloudellista kannattavuutta suhteessa työttömyyden jatkamiseen kuvaa odotettujen työllisyysaikaisten ja työttömyysaikaisten kotitalouskohtaisten käytettävissä olevien tulojen logaritminen suhde $\ln(KKOTE/ KKOTU)$. Vuotta 1988 koskevissa malleissa on käytetty yksilön käytettävissä olevien tulojen perusteella laskettua tulosuhdetta, koska puolison tulo- ja verotietoja ei ollut saatavilla. Teoriassa suhteen kasvun tulisi lisätä työllistymisen taloudellista kannattavuutta työttömyyden jatkamiseen verrattuna.⁹⁸

⁹⁸ Työllistymisen kannattavuutta on usein mitattu korvaussuhteen avulla "taaksepäinkatsovasti" eli työttömyysajan tulojen ja sitä edeltävän työsuhteen ansioiden suhteen avulla. Tällöin korvaussuhteen nousun tulisi laskea työllistymistä.

Taulukko 7.3: Kotitalouden taloudelliseen asemaan liittyvät tulokset työllistyneiden riskifunktion estimoinneissa vuosina 1988, 1990 ja 1992, työmarkkinahistoriaa karkeasti mittaavat mallit^{a)}

vuosi	1992	1990	1988
Selittävät muuttujat	estimaatti ^{b)}	estimaatti ^{b)}	estimaatti ^{b)}
$\ln(KKOTE/KKOTU)^c)$	0,62***	0,60***	0,66***
$\ln(KKOTU)^c)$	0,19***	0,13***	0,32***
$\ln(VELAT)^d)$	0,02***	0,01***	-

a) Muut estimointitulokset on raportoitu liitteessä 4.

b) Estimaatti merkitsevä 10 % riskitasolla (*), 5 % riskitasolla (**), 1 % riskitasolla (***).

c) *KKOTE* on kotitalouden odotetut käytettävissä olevat työllisyysajan kuukausitulot. *KKOTU* on kotitalouden käytettävissä olevat työttömyysajan kuukausitulot. Vuoden 1988 tulot ovat yksilön käytettävissä olevia tuloja.

d) Yksilön ja hänen puolisonsa yhteenlasketut logaritmoidut velat vuodessa.

Taulukko 7.4: Kotitalouden taloudelliseen asemaan liittyvät tulokset työllistyneiden riskifunktion estimoinneissa vuosina 1988, 1990 ja 1992, työmarkkinahistoriaa tarkasti mittaavat mallit^{a)}

vuosi	1992		1990		1988	
Selittävät muuttujat	estimaatti ^{b)}	riskisuhde	estimaatti ^{b)}	riskisuhde	estimaatti ^{b)}	riskisuhde
$\ln(KKOTE/KKOTU)^b)$	0,93***	-	0,73***	-	0,46***	-
$\ln(KKOTU)^b)$	0,19***	-	0,17***	-	0,24***	-
$\ln(VELAT)^b)$	0,01***	-	0,01***	-		-
'kesto' muuttujat ^{c)}						
$d(8-9]$	0,05	1,05	0,25	1,28	-0,02	0,98
$d(9-10]$	-0,12	0,89	-0,42	0,66	-0,41	0,67
$d(10-11]$	-1,15***	0,32	-0,14	0,87	-0,02	0,98
$d(11-12]$	-1,01**	0,36	-0,40	0,67	-0,28	0,76
$d(12-13]$	-0,67	0,51	0,60	1,82	0,43	1,54
$d(3-4]$	-0,63**	0,53	-1,23	0,29	-0,42	0,66
$n(4-5]$	-0,07	0,93	-0,62	0,54	0,09	1,09
$n(5-6]$	-0,17	0,84	-0,09	0,91	0,15	1,16
$n(6-7]$	0,01	1,00	0,73*	2,08	0,29	1,34

a) Muut estimointitulokset on raportoitu liitteessä 5.

b) Kuten taulukon 7.3 alaviitteet b, c ja d.

c) Interaktiomuuttuja $d(t_{i-1} - t_j) = 1$, $i = 9-13$ kuukautta, jos työtön saa ansiosidonnaista työttömyysturvaa ja on työttömänä aikavälillä $(t_{i-1} - t_j]$. Muuttuja $n(t_{j-1} - t_j) = 1$, $j = 4-7$ kuukautta, jos työtön on alle 26-vuotias, saa ansiosidonnaista työttömyysturvaa ja on työttömänä aikavälillä $(t_{j-1} - t_j]$.

Sama tulosuhde voi syntyä hyvinkin erilaisten tilanteiden vallitessa. Esimerkiksi korkea tulosuhde voi olla sellaisilla, joiden työttömyysaikaiset tulot ovat niin matalat, että pienetkin ansiotulot nostavat tulosuhteen suureksi. Sama tulosuhde voi vallita toisaalta sellaisten työttömien kohdalla, joiden työttömyys- ja työllisyysaikaiset tulot ovat keskimääräistä korkeammat. Tätä erilaista "lähtötasoa" kuvaa työttömyysaikainen tulotaso $\ln(KKOTU)$. Vuonna 1990 ja 1992 se on kotitalouskohtaisesti laskettu työttömyysajan käytettävissä oleva tulo ja vuonna 1988 yksilön käytettävissä oleva tulo.

Korkea kotitalouskohtainen tulosuhde nopeuttaa odotetusti työllistymistä, sillä lopullisen eli taulukon 7.4 malleissa muuttujan $\ln(KKOTE/KKOTU)$ parametrin etumerkki on kaikkina vuosina selvästi positiivinen.⁹⁹ Tarkastelemalla taulukon 7.3 ja 7.4 vuosia 1990 ja 1992 koskevia tuloksia havaitaan, että tulosuhteen vaikutukset ovat taulukon 7.3 malleissa taulukon 7.4 vastaavia pienemmät. Yksilön työmarkkinahistoriaan liittyvien erojen huomioon ottaminen korostaa kotitalouskohtaisesti lasketun tulosuhteen merkitystä työllistymistodennäköisyyttä arvioitaessa. Työttömien karkea luokittelu peittää yksilölliset erot ja voi vaikuttaa johtopäätelmiin tulosuhteen työllisyysvaikutuksista.

Kotitalouskohtainen työttömyysajan tulotaso, kun tulosuhteen vaikutus on kontrolloitu, ei selitä työllistymistä merkittävästi, sillä vuosina 1990 ja 1992 muuttujan $\ln(KKOTU)$ parametriestimaatti oli tulosuhteen estimaattiin verrattuna pieni. Etumerkiltään kerroin on positiivinen toisin sanoen korkea työttömyysajan tulo, kun tulosuhteen vaikutus kontrolloitiin, lisäsi työllistymisen todennäköisyyttä.¹⁰⁰ Korkeat työttömyysajan tulot voivatkin kuvastaa yksilön kyvykkyyttä työmarkkinoilla. Taulukon 7.3 malleihin verrattuna työttömyysajan tulotason vaikutus pysyi samana toisin sanoen yksilön työmarkkinahistoriaa tarkentavilla tiedoilla ei ollut oleellista vaikutusta loppupäätelmiin.

Vertaamalla taulukon 7.4 tulosuhteen ja työttömyysajan tulojen vaikutuksia vuosina 1990 ja 1992 näyttää siltä, että samanlainen työllistymisestä koituva tulojen kasvu on lisännyt työllistymistodennäköisyyttä lama-aikana enemmän kuin parempina aikoina. Tämä tulkinta perustuu siihen, että työllistymisen suhteellisen kannattavuuden eli tulosuhteen vaikutus työllistymistodennäköisyyteen oli vuonna 1992 suurempi kuin vuonna 1990, kun taas työttömyysajan tulotason vaikutus säilyi kyseisinä vuosina lähes muuttumattomana. On mahdollista, että työn saanti sinänsä, palkasta riippumatta, on korostunut.

Vaihtoehtoinen tapa tarkastella tulojen vaikutuksia työllistymiseen on laskea työttömyys- ja työllisyysajan tulotasojen joustot keskimääräisen työttömyyden keston suhteen. Näin voidaan arvioida sitä, miten työttömyys- ja työllisyysajan

⁹⁹ Vuoden 1992 työllisyysajan tulojen estimaatteihin tulee suhtautua lievällä varauksella, koska työllistyminen oli tuolloin poikkeuksellisen alhaista.

¹⁰⁰ Samaan tulokseen päätyi myös Lilja (1993).

kotitalouden käytettävissä olevan tulotason muuttuminen vaikuttaa työllistymisen todennäköisyyteen. Työllisyysajan tulojen jousto saadaan suoraan tulosuhteen parametriarvosta. Vastaava työttömyysajan jousto saadaan työttömyysajan tulotason ja tulosuhteen parametriestimaattien erotuksena. Vuonna 1990 työttömyysajan kotitalouskohtaisten tulojen jousto oli -0,56 ja kaksi vuotta myöhemmin -0,74. Siten esimerkiksi työttömyysajan tulotason nosto 10 prosentilla olisi alentanut työllistymistodennäköisyyttä vuonna 1990 lähes 6 prosenttia ja vuonna 1992 noin 7 prosenttia. Vastaavat työllisyysajan tulojen joustot vuosina 1990 ja 1992 olivat 0,7 ja 0,9 eli 10 prosentin lisäys odotettavissa oleviin tuloihin olisi nostanut työllistymisen todennäköisyyttä vuonna 1990 noin 7 prosenttia ja vuonna 1992 noin 9 prosenttia.¹⁰¹ Odotetut työllisyysajan tulot vaikuttavat siten työttömyysajan tuloja enemmän työllistymiseen.

Varallisuus on myös työttömän taloudelliseen asemaan vaikuttava tekijä. Teoriasa hyvä varallisuusasema voi alentaa työttömän työllistymishalukkuutta, koska hyvin palkatun työn etsintään voidaan käyttää enemmän aikaa. Toisaalta varallisuuserot voivat ilmentää myös yksilöiden välisiä kyvykkyyseroja. Tällöin varallisuutta hankkineet voivat olla keskimääräistä paremmin työllistyviä. Estimoinneissa "omaisuutta" kuvaa yksilön ja hänen puolisonsa yhteenlasketut logaritmoituneet velat vuodessa (*InVELAT*).¹⁰² Muuttujan estimaatti on pieni, mutta etumerkillään positiivinen toisin sanoen velan kasvu lisää työllistymisen todennäköisyyttä. Tuloksen tulkinta ei ole yksiselitteinen. Yhtäältä korkea velka voi lisätä työllistymishalukkuutta, koska varallisuus pienenee. Toisaalta on myös mahdollista, että esimerkiksi omistusasuntoa varten velkaa hankkineet ovat keskimääräistä työllistyvempiä.

Myös aktiivisista työvoimapolitiittisista toimenpiteistä saatavat taloudelliset etuudet voivat epäsuorasti vaikuttaa työllistymiseen, sillä osallistumalla toimenpiteeseen ansiosidonnaisen työttömyysturvan piiriin kuuluva työtön voi varmistaa työttömyysturvan jatkumisen myös toimenpiteen päätyttyä.¹⁰³ Motivaatio etsiä intensiivisesti töitä voi vähentyä erityisesti silloin, kun odotettavissa oleva siirtyminen toimenpiteille lähestyy. Tätä mahdollisuutta kuvaavat työttömyyden kestosta riippuvat muuttujat $d(8-9)$ - $d(12-13)$. Ne saavat arvon yksi, jos yksilö on aikavälillä $(t_{i-1} - t_i)$ työttömänä, kun $i = 9, 10, 11, 12, 13$ kuukautta ja jos hänen

¹⁰¹ Arulampalam ja Steward saivat Englannissa työttömyysajan käytettävissä olevien tulojen joustoiksi vuosina 1978 ja 1987 -0,38 ja -0,11. Vastaavan tutkimuksen työllisyysajan tulojen joustot olivat 0,73 ja 0,55.

¹⁰² Alustavissa estimoinneissa kokeiltiin myös logaritmita verotettavaa varallisuutta sekä muuttujaa, joka saa arvon yksi, jos työtön asuu omassa asunnossa. Estimointikokeilujen perusteella parhaiten kotitalouden taloudellista "varallisuutta" kuvasi velkamuuttuja. Muut muuttujat eivät olleet tilastollisesti merkitseviä.

¹⁰³ Tutkimusajankohtana kuuden kuukauden toimenpiteilläölo antoi ansiosidonnaisen työttömyysturvan piiriin kuuluville henkilöille oikeuden saada entisen suuruista työttömyysturvaa seuraavan 500 työttömyyspäivän ajan. Toimenpiteiden (tukityön) avulla työtön sai myös oikeuden päästä ansiosidonnaisen työttömyysturvan piiriin, koska tukityö laskettiin (lasketaan) normaalksi työsuhteeksi.

arvioidaan saavan ansiosidonnaista työttömyysturvaa. Alle 25-vuotiailla työttömillä vastaavat indikaattorimuuttujat aikaväleillä (3-4], (4-5], (5-6] ja (6-7] kuukautta ovat $d(3-4] - d(6-7]$.¹⁰⁴

Vuosina 1988 ja 1990 työllistymisen todennäköisyys, kun työttömyyttä oli kestänyt 9-13 kuukautta, ei poikennut eritasoista työttömyysaikaista tuloa saavien kesken. Tulos oli sama myös nuorilla. Toimenpiteistä saatavat taloudelliset etuudet eivät kyseisinä vuosina ole siten alentaneet työllistymishalukkuutta. Vuonna 1992 ansiosidonnaista työttömyysturvaa saaneiden työllistymisen oli kuitenkin 10-12 työttömyyskuukauden kohdalla selvästi alempi kuin muilla työttömillä, sillä muuttujat $d(10-11]$ ja $d(11-12]$ olivat negatiivisia. Esimerkiksi vuonna 1992, kun yksilö oli ollut työttömänä 11-12 kuukautta niin ansiosidonnaista työttömyysturvaa saavien työllistymistodennäköisyys oli noin 64 prosenttia alempi kuin muiden työttömien. Koska muita kuukausia kuvaavat muuttujat eivät olleet tilastollisesti merkitseviä, on mahdollista, että toimenpiteille siirtymisen odottelu on vuonna 1992 alentanut työllistymistä. Nuorille vastaavat tulokset olivat samansuuntaisia. Ansiosidonnaista työttömyysturvaa saavien nuorten työllistymisen, kun työttömyyttä oli kestänyt noin 4 kuukautta, oli alhaisempi kuin muiden yhtä pitkään työttöminä olleiden nuorten, kun taas myöhempiä kuukausien kohdalla erot eivät olleet merkitseviä.

Edellä tulosuhdetta ja työttömyysajan tulotasoa kuvattiin kotitalouskohtaisesti, eikä yksilön ja hänen puolisonsa tuloja eroteltu toisistaan. On mahdollista, että esimerkiksi puolison työssäolo alentaa työttömän halukkuutta työllistyä, sillä progressiivisen tuloverotuksen tulosidonnaisten tulonsiirtojen menetysten seurauksena yksilön työllistymisestä koituva taloudellinen etu voi jäädä pieneksi. Toisaalta puoliso tai puolison työssäolo voivat kuvata myös työttömän "vakaata elämäntilannetta". Tällöin tarve ja myös mahdollisuudet työllistyä ovat suuret. Taulukoon 7.5 on koottu tulomuuttujia koskevat tulokset malleista, joissa työllistymistä vuosina 1988, 1990 ja 1992 on selitetty yksilön käytettävissä olevien tulojen suhteella $\ln(YKOTE/YKOTU)$ ja vastaavalla työttömyysajan tulotasolla $\ln YKOTU$. Muilta kuin tulomuuttujien osalta ne vastaavat liitteen 5 malleja.¹⁰⁵

¹⁰⁴ Aikavälien valintaan on vaikuttanut se, että toimenpiteille siirtyminen tapahtuu yleisimmin vuoden työttömänäolon jälkeen. Nuorilla vastaava siirtyminen tapahtuu usein jo kuuden työttömyyskuukauden jälkeen. Katso myös toimenpiteitä koskevat säädökset jaksosta 8.1 sekä kuva 6.4.

¹⁰⁵ Muiden selittävien muuttujien vaikutukset pysyvät lähes samoina, mistä syystä niitä ei ole raportoitu (vuoden 1988 osalta tulokset ovat samat kuin taulukossa 7.4).

Taulukko 7.5: Yksilön käytettävissä oleviin tuloihin liittyvät tulokset työllistyneiden riskifunktion estimoinneissa vuosina 1988, 1990 ja 1992^{a)}

	1992	1990	1988
Selittävät muuttajat	estimaatti ^{b)}	estimaatti ^{b)}	estimaatti ^{b)}
$\ln(YKOTE/YKOTU)^{c)}$	0,71 ^{***}	0,65 ^{***}	0,46 ^{***}
$\ln(YKOTU)^{c)}$	0,08	0,12 [*]	0,24 ^{***}

a) Muut selittävät muuttajat, joiden tuloksia ei ole raportoitu, ovat kuten liitteessä 5.

b) Estimaatti merkitsevä 10 % riskitasolla (*), 5 % riskitasolla (**), 1 % riskitasolla (***)

c) *YKOTE* on yksilön (odotettu) käytettävissä oleva työllisyysajan kuukausitulo ja *YKOTU* on vastaava työttömyysajan kuukausitulo (puolison tulot ja perheasemaan liittyvät tulonsiirtoja ei ole otettu huomioon).

Puolison tulojen huomiotta jättäminen ei näytä oleellisesti muuttavan tulosuhteen vaikutusta yksilön työllistymistodennäköisyyteen, sillä yksilön käytettävissä olevien tulojen tulosuhteen kerroin on samaa suuruusluokkaa kuin kotitalouskohtaisesti laskettu tulosuhde vuosina 1988 ja 1990. Sen sijaan vuonna 1992 kotitalouskohtaisen tulosuhteen merkitys työllistymiseen on suurempi kuin yksilökohtaisen. Vuonna 1992 yksilökohtaiset työttömyysajan tulotaso, kun tulosuhteen vaikutus on kontrolloitu, ei lisäksi ole lainkaan tilastollisesti merkitsevää. Vuotta 1992 koskevat tulokset voivat voi heijastaa sitä, että on lama koetellut kotitalouksia muutoinkin kuin työttömyyden kasvun kautta.

7.3 Työvoiman kysyntään liittyvien tekijöiden työllisyysvaikutuksista

Työttömän taloudellista asemaa kuvaavien muuttujien ja eräiltä osin myös aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden voidaan ajatella vaikuttavan työtarjoituksen hyväksymistodennäköisyyteen ja tätä kautta työllistymistodennäköisyyteen. Työllistyminen riippuu kuitenkin myös työtarjoituksen saantitodennäköisyydestä, johon puolestaan vaikuttaa työvoiman kysyntä.¹⁰⁶ Esimerkiksi heikko suhdannetilanne johtaa usein irtisanomisiin, lomautuksiin ja uuden työvoiman rekrytoinnin vähentymiseen. On huomattava, että työtarjoituksen saamiseen voivat vaikuttaa myös paikalliset syyt kuten ammatillinen tai alueellinen työvoimatilanne. Taulukoon 7.6 on koottu tulokset liitteiden 4 ja 5 työvoiman kysyntää kuvaavista muuttujista.

¹⁰⁶ Selkeää eroa työtarjoituksen saamisen ja sen hyväksymisen taustalla olevia syistä ei voida tehdä (katso redusoidun malliin liittyvät kommentit jaksosta 2.3).

Taulukko 7.6: Työvoiman kysyntää mittaavia muuttujia koskevat tulokset työllistyneiden työttömien riskifunktion estimoinneissa vuosina 1988, 1990 ja 1992

	1992	1990	1988
Selittävät muuttujat	estimaatti ^{a)}	estimaatti ^{a)}	estimaatti ^{a)}
$\ln(TYÖT.ASTE)$, liitteestä 4 ^{b)}	-0,05	-0,10**	-0,09**
$\ln(V/U)$, liitteestä 5 ^{c)}	-1,22***	-0,10***	0,29***

a) Estimaatti merkitsevä 10 % riskitasolla (*), 5 % riskitasolla (**), 1 % riskitasolla (***)

b) Muut selittävät muuttujat ovat samat kuin liitteessä 4.

c) Muut selittävät muuttujat ovat samat kuin liitteessä 5.

Yksilön työmarkkinahistoriaa karkeasti mittaavissa malleissa (liite 4) työvoiman kysyntää mittaa otosvuoden keskimääräinen asuinpaikkakohtainen työttömyysaste $\ln(TYÖT.ASTE)$. Työmarkkinahistoriaa tarkasti mittaavissa malleissa (liite 5) työvoiman kysyntää kuvaa puolestaan kalenterikuukauden ja työvoimapiirin mukaan vaihteleva avoimien työpaikkojen ja työttömien määrän suhde $\ln(V/U)$.¹⁰⁷ Kausivaihtelun vähentämiseksi suhde on laskettu kolmen kuukauden liukuvana keskiarvona. Epäsuorasti työvoiman kysynnän vaikutuksia tarkastellaan myös sitä kautta, että työllistyneiden riskifunktiot on estimoitu kolmelle suhdannetilanteeltaan varsin erilaiselle vuodelle. Teoreettisesti työttömyyden kasvun tai avoimien työpaikkojen vähenemisen voisi olettaa pidentävän työttömyyden kestoja ja hidastavan työllistymistä.

Asuinpaikkakohtainen työttömyysaste oli vuosien 1988 ja 1990 perusteella merkitsevästi negatiivinen eli korkea työttömyys hidasti työllistymistä. Vuonna 1992 työttömyysaste ei kuitenkaan enää ollut merkitsevä. Tulos voi johtua siitä, että tuolloin asuinpaikkakohtaiset työttömyyserot olivat kaventuneet niin paljon, ettei tilastollista merkitsevyyttä syntynyt. Avoimien työpaikkojen ja työttömien suhteen $\ln V/U$ vaikutus on vuonna 1988 positiivinen, mutta vuosina 1990 ja 1992 negatiivinen. Tämä yllättävältä tuntuva tulos voi selittyä lomautusten myötäsyklisyydellä, sillä lama-aikana lomautusten osuus työttömistä kasvaa ja nousukautena osuus vastaavasti vähenee. Koska lomautukset ovat keskimääräistä työttömyysjaksoa lyhyempiä, voi lomautusten kasvu nopeuttaa vertailuryhmän työllistymistä.¹⁰⁸

Työtarjoituksen saantitodennäköisyys voi riippua myös yksilöstä kuten hänen työttömyytensä kestosta. Työn teoreettisessa osassa todettiin, että työttömän

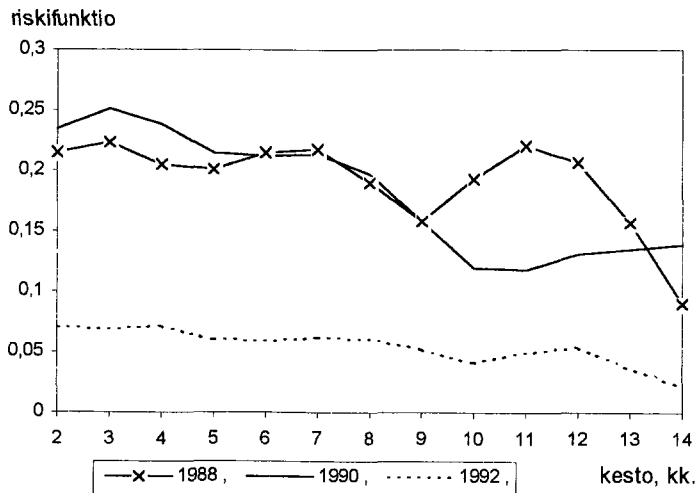
¹⁰⁷ On huomattava, että muuttujien $\ln(TYÖT.ASTE)$ tai $\ln(V/U)$ avulla työvoiman kysynnässä tapahtuneita muutoksia ei voida ottaa täysin huomioon. Esimerkiksi ammatilliset tai toimialakohtaisia eroja ei näiden muuttujien avulla havaita. Myös työttömien ja etenkin avoimien työpaikkojen tilastoinnissa on puutteita, jotka voivat vaikuttaa käytettyjen muuttujien luotettavuuteen.

¹⁰⁸ Samaan tulokseen päätyivät Suomessa Lilja (1993) ja Yhdysvalloissa Mayer (1990).

työllistymistodennäköisyys (riskifunktio) nousee työttömyyden pitkittyessä, jos työttömän tulot työttömyyden aikana alenavat. Keskeisenä oletuksena oli se, että työtarjoituksen saamisen todennäköisyys ei työnetsinnän aikana muutu. Työnantajat voivat kuitenkin vierastaa pitkään työttömänä olleen henkilön rekrytointia. Tämän työtarjoituksen alentumisesta johtuvan negatiivisen duraatoriippuvuuden vallitessa riskifunktion nousun tulisi hidastua. Jos negatiivinen duraatoriippuvuus on riittävän voimakasta, voi riskifunktion muoto olla työttömyyden pitkittyessä vakio tai olla jopa laskea.¹⁰⁹

Empiirisesti duraatoriippuvuuden olemassaoloa voidaan tarkastella liitteen 5 parametrien α_m estimaattien avulla, joita koskevat tulokset on koottu taulukoon 7.7. Parametrejä transformoimalla riskifunktio voidaan esittää myös graafisesti.¹¹⁰ Kuvassa 7.1 on esitetty vuosina 1988, 1990 ja 1992 vertailuryhmään kuuluvien työttömien työllistymisen riskifunktiot käyttäen kahden kuukauden liukuvaa keskiarvoa. Kuvan tulkinnassa on syytä muistaa se, että riskifunktion "muoto" ei muutu, vaikka se esitettäisiin vertailuryhmän sijaan jollekin muulle ryhmälle.

Kuva 7.1: Vertailuryhmään kuuluvien työllistyneiden työttömien riskifunktiot vuosina 1988, 1990 ja 1992, kahden kuukauden liukuva keskiarvo



¹⁰⁹ Negatiivisen duraatoriippuvuuden havaitseminen riskifunktion avulla ei ole yksiselitteistä. Jatkossa tehtävät johtopäätelmät pohjautuvat siihen, että havaitsematonta heterogeisuutta ei esiinny (katso luku 4.4.1). Riskifunktion muotoon voivat lisäksi myös työtarjoituksen hyväksymisen liittyvät syyt kuten aktiiviset työvoimapolitiittiset toimenpiteet tai niistä saatavat taloudelliset etuudet (katso luku 2).

¹¹⁰ Riskifunktio saadaan kun estimoidut α parametrit sijoitetaan yhtälöön 5.8. Kuvassa riskifunktiot on estimoitu ilman työttömyyden keston mukaan vaihtelevia selittäviä muuttujia, jotta riskifunktion muodon arvioiminen työttömyyden eri vaiheessa olisi vertailuryhmän osalta yhdenmukaista.

Työllistymistodennäköisyys oli vuosina 1988 ja 1990 tasoltaan selvästi korkeampi kuin vuonna 1992. Esimerkiksi työllistymisen todennäköisyys kuudennen kuukauden aikana oli vuosina 1988 ja 1990 noin 0,22, kun vuonna 1992 se oli vain 0,07. Työvoiman kysynnän lasku (työtarjousten vähyys) onkin ollut suurin yksittäinen syy työttömyyden nopeaan nousuun. Vuotta 1990 lukuun ottamatta riskifunktion muoto ei näytä olevan selvästi laskeva eikä nouseva. Paikoitellen riskifunktion muoto näyttää olevan ei-monotoninen. Esimerkiksi vuonna 1988 työllistyneiden riskifunktio oli noin 11 työttömyyskuukauden kohdalla korkeampi ja vuonna 1990 matalampi kuin muina aikoina. Nämä tulokset voivat selittyä toimenpiteille siirtymistä koskevista säädöksistä (katso myöhemmin jakso 8.1).

Silmämääräisen tarkastelun perusteella tehtävät päätelmät voivat etenkin pitkään työttöminä olleiden osalta olla epätarkkoja, koska vuosina 1988, 1990 ja 1992 pitkien päätyneiden työttömyysjaksojen lukumäärät olivat vielä pienet. Formaali tapa riskifunktion muodon tutkimiseksi onkin muodostaa testi hypoteesille $h_0: \alpha^* - \alpha_i = 0$, jossa $i = 4, \dots, 13$ ja α^* on kolmen ensimmäisen työttömyyskuukauden α -estimaattien keskiarvo ja i viittaa myöhempien kuukausien vastaaviin. Testin avulla voidaan verrata työttömyyden alkuvaiheen ja tätä myöhempien ajankohtien työllistymistodennäköisyyksiä toisiinsa. Jos erotus $\alpha^* - \alpha_i$ on negatiivinen ja työttömyyden pitkittyessä kasvava, niin riskifunktio on nouseva. Tällöin työtarjouksesta johtuvaa negatiivista duraatoriippuvuutta ei voida pitää merkittävänä työllistymisen taustasy. Muussa tapauksessa negatiivista duraatoriippuvuutta voi esiintyä. Parhaiten tukea tälle saadaan siinä tapauksessa, että riskifunktio on laskeva toisin sanoen erotus $\alpha^* - \alpha_i$ on positiivinen ja työttömyyden myötä kasvava. Taulukon 7.7 alaosaan on koottu erotus $\alpha^* - \alpha_i$ ja Waldin χ^2 -testisuure h_0 hypoteesille.

Taulukon perusteella riskifunktio ei näytä olevan ainakaan nouseva, koska erotus $\alpha^* - \alpha_i$ on kaikkina vuosina yleensä positiivinen. Toisaalta riskifunktio ei kuitenkaan ole selvästi laskevakaan, koska useimmissa tapauksissa erotus ei testin perusteella ole tilastollisesti merkitsevä. On siis luultavaa, että työtarjouksen alentumisesta johtuvaa negatiivista duraatoriippuvuutta esiintyy, mutta se ei ole kovin voimakasta. Kun eri vuosien erotuksia verrataan toisiinsa, näyttää siltä, ettei mitään systemaattisia eroja ole eri vuosien välillä. Silmämääräisesti samaan tulokseen päädytään, kun verrataan eri vuosien riskifunktioiden kulmakertoimia kuvasta 7.1. Heikko työllisyystilanne ei siten ainakaan vielä vuonna 1992 ole aiheuttanut muista vuosista poikkeavaa duraatoriippuvuutta. Tämä on luonnollista, sillä vuonna 1992 lama oli vasta alkanut, eikä pitkään työttöminä olleiden määrä ollut ehtinyt kasvaa suureksi. Lisäksi valtaosa yli vuoden mittaisista työttömyyksistä katkaistiin toimenpitein.

Taulukko 7.7: Työllistyneiden työttömien riskifunktion α_m parametrien estimaatit ja testit $\alpha^* = \alpha_i$, $i = 4, \dots, 14$ yhtäsuuruudelle^{a)}

parametrit $\hat{\alpha}_m$	1992		1990		1988	
	estimaatti ^{b)}	keski-hajonta	estimaatti ^{b)}	keski-hajonta	estimaatti ^{b)}	keski-hajonta
1. kuukausi	-3,378***	0,535	-1,514***	0,442	-3,700***	0,565
2. kuukausi	-3,456***	0,534	-1,279***	0,442	-3,488***	0,565
3. kuukausi	-3,410***	0,534	-1,349***	0,443	-3,602***	0,566
4. kuukausi	-3,378***	0,536	-1,401***	0,445	-3,683***	0,567
5. kuukausi	-3,771***	0,541	-1,588***	0,450	-3,654***	0,569
6. kuukausi	-3,445***	0,539	-1,426***	0,453	-3,533***	0,570
7. kuukausi	-3,640***	0,544	-1,581***	0,462	-3,611***	0,574
8. kuukausi	-3,497***	0,543	-1,594***	0,470	-3,862***	0,576
9. kuukausi	-4,028***	0,614	-2,125***	0,579	-3,998***	0,606
10. kuukausi	-3,891***	0,613	-2,161***	0,624	-3,478***	0,597
11. kuukausi	-3,641***	0,612	-2,127***	0,664	-3,653***	0,618
12. kuukausi	-3,729***	0,656	-1,960***	0,723	-3,609***	0,637
13. kuukausi	-4,622***	0,886	-2,053***	0,845	-4,399***	0,753
14. kuukausi	-4,601***	0,689	-1,911***	0,723	-4,666***	0,694
$H_0: \alpha^* - \alpha_i = 0$	erotus ^{b)}	Waldin χ^2	erotus ^{b)}	Waldin χ^2	erotus ^{b)}	Waldin χ^2
$\alpha^* - \alpha_4 = 0$	-0,037	0,170	0,017	0,059	0,086	1,407
$\alpha^* - \alpha_5 = 0$	0,356***	9,868	0,204**	3,932	0,057	0,457
$\alpha^* - \alpha_6 = 0$	0,030	0,082	0,042	0,147	-0,064	0,480
$\alpha^* - \alpha_7 = 0$	0,225	2,914	0,197	1,835	0,014	0,013
$\alpha^* - \alpha_8 = 0$	0,082	0,423	0,210	1,561	0,265**	4,276
$\alpha^* - \alpha_9 = 0$	0,613**	4,056	0,741**	3,848	0,401*	3,012
$\alpha^* - \alpha_{10} = 0$	0,476	2,475	0,777*	3,062	-0,119	0,333
$\alpha^* - \alpha_{11} = 0$	0,226	0,571	0,743	2,231	0,056	0,045
$\alpha^* - \alpha_{12} = 0$	0,314	0,683	0,576	1,012	0,012	0,001
$\alpha^* - \alpha_{13} = 0$	1,207*	2,896	0,669	0,861	0,802	2,527
$\alpha^* - \alpha_{14} = 0$	1,186***	7,081	0,527	0,844	1,069***	6,871
	$\alpha^* = 3,415$		$\alpha^* = -1,384$		$\alpha^* = -3,597$	

a) Liitteen 5 malleista, $a^* = (a_1 + a_2 + a_3)/3$.

b) Estimaatti / erotus merkitsevä 10 % riskitasolla (*), 5 % riskitasolla (**), 1 % riskitasolla (***)

7.4 Muut työllistymiseen vaikuttavat tekijät

Tarkastellaan lopuksi muita työllistymiseen vaikuttavia tekijöitä. Koska tulokset mallityypistä riippumatta pysyvät yleensä samankaltaisina taulukoon 7.8 on koottu ainoastaan tulokset liitteen 5 malleista. Koska kaikki taulukon muuttujat ovat luokittelumuuttujia, niille on laskettu myös riskisuhteet.

Taulukko 7.8: Työllistyneiden riskifunktion estimointitulokset, tarkkaan työmarkkinahistoriaan perustuvat mallit vuosille 1988, 1990 ja 1992^{a)}

Selittävät muuttajat ^{b)}	1992		1990		1988	
	estimaatti ^{c)}	riskisuhde	estimaatti ^{c)}	riskisuhde	estimaatti ^{c)}	riskisuhde
ikä						
alle 20 v.	-0,01	0,99	0,56***	1,75	0,61***	1,84
20 - 25 v.	0,10	1,11	0,27***	1,31	0,34***	1,40
53 - 55 v.	-0,11	0,90	-0,13	0,88	-0,32***	0,73
yli 55 v.	-0,46***	0,63	-0,91***	0,40	-0,68***	0,51
naiset	0,09*	1,10	0,20***	1,22	0,09*	1,09
asuinalue maaseutu	0,05**	1,05	0,01	1,01	0,10**	1,11
työ 'kaukana'	0,36	1,87	0,22***	1,25	0,24***	1,27
muuttanut	0,09*	1,09	0,13**	1,14	-0,01	0,99
'ammatti'						
ammattitaidoton	-0,14**	0,87	-0,13**	0,88	-0,18***	0,84
hoitoala	0,62***	1,86	0,17***	1,19	0,35***	1,42
korkeakoulutus	0,26*	1,30	-0,40***	0,67	-0,51***	0,60

a) Muut selittävät muuttajat ovat samat kuin liitteessä 5.

b) Taulukon luokittelumuuttajien vertailuryhmänä ovat 26-52-vuotiaat kaupungissa asuvat työttömät miehet, joiden "tuleva" työpaikka on asuinpaikkakunnassa. He eivät ole muuttaneet työllistymisen "aikoihin". Lisäksi heidän ammatti / koulutus on jokin muu kuin muuttujan "ammatti" osoittama.

c) Estimaatti merkitsevä 10 % riskitasolla (*), 5 % riskitasolla (**), 1 % riskitasolla (***).

Nuorten työllistyminen riippuu muita ikäryhmiä selvemmin suhdannetilanteesta. Vuonna 1988 ja 1990 alle 20-vuotiaiden (*alle 20 v.*) ja 20-25-vuotiaiden (*20-25v.*) työllistyminen oli selvästi nopeampaa kuin keski-ikäisten. Esimerkiksi vuonna 1990 alle 20-vuotiaiden työllistymistodennäköisyys oli 1,75- ja 20-25-vuotiaiden 1,31-kertainen keski-ikäisiin nähden. Nuorten korkeaa työllistymistä selittää hyvän työvoimatilanteen lisäksi myös kesätyöpaikkojen runsaus, joihin nuoret perinteisesti sijoittuvat. Vuonna 1992 nuorten asema heikkeni selvästi, sillä työllistyminen oli nuorilla yhtä heikkoa kuin keski-ikäisillä. Suhteellisesti nuorten työllistyminen heikkeni laman aikana eniten.

Iäkkäiden työllistyminen on kaikkina vuosina ollut heikointa. Etenkin yli 55-vuotiaiden (*yli 55v.*) työllistymistodennäköisyys oli muihin ikäryhmiin verrattuna alhainen. On luultavaa, että heidän heikko koulutustaustansa ei ole vastannut työnantajien vaatimuksia. Työllistymiseen voivat vaikuttaa myös eläkkeitä ja niiden rahoitusta koskevat säädökset. Esimerkiksi iäkkään työttömän halu työllistyä voi olla pieni, jos hän ansiosidonnaista päivärahaansa menettämättä voi päästä myös varhaiseläkejärjestelmän piiriin. Käytännössä tämä ns. "eläkeputki" voi alkaa 53 vuoden iässä, sillä ansiosidonnaista päivärahaa voi saada kahden vuoden ajan ja varhaiseläkkeelle siirtymisen alaikäraja on 55 vuotta. "Eläkeputken" vaikutuksia työllistymiseen tutkittiin erottelemalla 53-55-vuotiaat työttömät (*53-*

55v.) muista työttömistä. Vuosina 1990 ja 1992 vertailuryhmän ja 53-55-vuotiaiden työllistymisessä ei ollut eroa. Vuonna 1988 se oli hitaampaa kuin keski-ikäisten, mutta nopeampaa kuin heitä iäkkäimpien työllistyminen. Tulosten perusteella "eläkeputki" ei siten ole alentanut työllistymistä.¹¹¹

Sukupuolella ei ollut merkittävää vaikutusta työllistymiseen. Vuonna 1990 naiset tosin työllistyivät noin 20 prosenttia miehiä todennäköisemmin, mutta muina vuosina sukupuolten välillä ei ollut merkittävää eroa. Ammattiryhmien välinen työllistyminen oli myös yllättävän samankaltaista. Monet ammattiryhmät onkin yhdistetty vertailuryhmään. Selvimmin eri ammattiryhmistä erottautui naisvaltainen *hoitoala*, jossa työllistyminen verrattuna miesvaltaiseen "tekniseen alaan" (vertailuryhmä) oli kaikkina vuosina selvästi korkeampi. Julkisen sektorin kasvu 1990-luvun vaihteessa selittänee osin "hoitoalan" työvoimantarpeen. Hoitoalalla on myös runsaasti lyhytaikaisia sijaisuuksia, mistä syystä "uusiat" työpaikkoja syntyy muita aloja useammin. Alan koulutus on myös mitoitettu työvoimatarpeiden mukaiseksi eikä alalle voi juuri tulla ilman asianmukaista koulutusta.

Korkeasti koulutettujen (*korkeakoulu*) työttömien todennäköisyys työllistyä oli vuosina 1988 ja 1990 noin 30-40 prosenttia matalampi kuin vertailuryhmän. Tulosta ei voi kuitenkaan tulkita siten, että korkeakoulutus alentaa työllistymistodennäköisyyttä, sillä kyseisinä vuosina valtaosa korkeasti koulutetuista työllistyi suoraan, kokematta lainkaan työttömyyttä. Koulutuksen merkitys korostuikin lama-aikana. Vuonna 1992 korkeasti koulutettujen työllistyminen oli noin 30 prosenttia korkeampaa kuin vertailuryhmän. Kouluttamattomien työllistyminen oli kaikkina vuosina odotetusti hidasta.

Asuinpaikkakunnan vaihdos, valmius pitkiin työmatkoihin ja tiheästi asuttu asuinpaikkakunta voivat lisätä työllistymistodennäköisyyttä. Tuloksista ilmenee, että erityisesti työn hyväksyminen toiselta paikkakunnalta paransi työllistymistä, sillä muuttuja työ '*kaukana*' oli kaikkina vuosina merkitsevästi positiivinen. Sen sijaan asuinpaikkakuntaa vaihtaneiden (*muuttanut*) työllistyminen ei vuotta 1990 lukuun ottamatta ollut alempi kuin muiden työttömien. Muuttaminen ei esimerkiksi perheellisille ole aina kovin houkutteleva vaihtoehto, sillä aviopuolison työmahdollisuudet voivat muuttamisen vuoksi huonontua. Tiheissä asutuskeskuksissa mahdollisuudet löytää työpaikka voisi olettaa olevan paremmat kuin maaseudulla. Tälle olettamukselle ei selvää tukea löytynyt, koska muuttuja (*maaseutu*) on merkitsevä ainoastaan vuonna 1988.

¹¹¹ On kuitenkin mahdollista, että "eläkeputkella" on vaikutusta työllistymiseen tutkimusajankohdan jälkeisinä aikoina, sillä (iäkkäiden) pitkäaikaistyöttömien määrä kasvoi voimakkaasti vuoden 1992 jälkeen.

8 Työttömyyden päättymisen aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden piiriin tai työvoiman ulkopuolelle siirtymiseen vuosina 1988, 1990 ja 1992

Tässä luvussa tarkastellaan työttömyyden päättymistä aktiivisille työvoimapolitiittisille toimenpiteille tai työvoiman ulkopuolelle. Syvälliseen analyysiin näihin siirtymisiin vaikuttavista tekijöistä ei kuitenkaan pyritä. Luvun tavoitteena on lähinnä valottaa niitä syitä, joiden vuoksi työttömyys ei ole päättynyt työllistymiseen.

8.1 Työttömyyden päättymisen aktiivisille työvoimapolitiittisille toimenpiteille

Työttömyyden katkeaminen toimenpiteelle riippuu pitkälti toimenpiteitä koskevista tavoitteista ja niihin kytkeytyvistä säädöksistä. Yhtenä keskeisenä tavoitteena on sellaisten ryhmien tukeminen, joiden työllistyminen on erityisen vaikeaa. Näitä ns. kohdennettuja toimenpiteitä on perusteltu sosiaalisen oikeudenmukaisuuden ja kustannustehokkuuden lisäksi myös sillä, että niiden avulla voidaan vähentää toimenpiteiden kielteisiä ulkoisvaikutuksia.¹¹² Erityisryhmistä tärkeimmiksi on koettu pitkäaikaistyöttömät ja nuoret, joiden asemaa korosti etenkin vuoden 1987 työllisyyslaki.¹¹³ Laki antoi oikeuden kaikille vuoden työttöminä olleille henkilöille päästä toimenpiteiden piiriin. Alle 20-vuotiailla tämä oikeus oli kolme kuukautta ja 20-25-vuotiailla kuusi kuukautta työttöminä olleilla. Ylivoimaisesti suurin kohdennettu toimenpidemuoto on kuntien järjestämä tukityö.

Toimenpiteiden kohdentamisen ohella on korostettu myös niiden harkinnanvaraisuutta. Tämä on tärkeää etenkin silloin, jos heikon työllistymisen taustalla on työtarjouksien vähittäisestä alentumisesta johtuva negatiivinen duraatoririippuvuus. Tällöin työttömien joukosta voidaan valikoida henkilöitä, jotka ovat todellisen syrjäytymisen uhan alla, mutta jotka eivät vielä ole täysin työelämästä

¹¹² Kun toimenpiteitä kohdennetaan työelämän ulkopuolisille ja syrjäytyneille työttömille, vähenee turhan toimenpiteen (ns. dead weight -tappio) vaara. Koska nämä työttömät eivät usein kilpaile samoista työpaikoista muiden työnetsijöiden kanssa, vähenee myös riski, että "työelämän ulkopuolisten" työskentely toimenpitein tuetuissa työpaikoissa alentaisi muiden työnhakijoiden mahdollisuuksia työllistyä perinteisin keinoin (ns. substitutiivoikutus).

¹¹³ Vuoden 1987 työllisyyslain päämääränä oli työttömyyden ja työvoimapolitiittisen torjumisen, työvoimasta syrjäytymisen ehkäiseminen sekä työvoiman kysynnän ja tarjonnan kohdentumisen tehostaminen. Lain myötä toteutettiin ns. työllistämismääräys, joka velvoitti viimekädessä kuntien tarjoamaan tukityöpaikan pitkäaikaistyöttömille ja nuorille. Määräys tuli voimaan alueellisesti ja ajallisesti porrastettuna ja täysimääräisenä se oli voimassa vuonna 1990. Vuoden 1992 alusta määräystä hieman lievennettiin ja vuoden 1993 alusta lähtien se poistettiin (vuoden 1992 uudistettu työllisyyslaki). Tämän jälkeen työllistämismääräystä jatkettiin vielä jonkin aikaa lähinnä niiden henkilöiden osalta, joiden oikeus toimenpiteelle pääsyn oli syntynyt edellisen kalenterivuoden aikana.

syrytyneet. Harkinnanvaraisuutta puoltaa myös se, että liian tarkat määräykset toimenpiteelle pääsyn ehdoista voivat estää työttömän omaehtoista hakeutumista esimerkiksi lisäkoulutukseen tai ne voivat alentaa motivaatiota työnetsintään. Toimenpidemuodoista työvoimapolitiittisen koulutuksen voidaan ainakin jossakin määrin ajatella vastaavan harkinnanvaraisuuden periaatteita. Koulutukseen hakeutuminen on usein omaehtoista ja sinne pääsyn valintakriteerit vaihtelevat koulutuspaikasta riippuen.

Aktiivisella työvoimapolitiikalla on myös aluepoliittisia päämääriä, sillä toimenpiteiden tavoitteena on tasata alueellisia työttömyyseroja. Käytännössä tämä tarkoittaa, että sellaiset alueet, joissa työttömyysaste on korkea, saavat keskimäärin enemmän aktiivisiin toimenpiteisiin ohjatuista varoista. Näin työttömän mahdollisuudet siirtyä toimenpiteelle riippuvat hänen asuinalueensa työttömyystilanteesta. Toimenpiteille osallistumista tarkasteltaessa on otettava huomioon myös niihin liittyvät taloudelliset kannustimet. Yleisperiaatteena voidaan pitää sitä, että jos työtön ei hyväksy tarjottua toimenpidettä, hän voi menettää oikeutensa saada ansiosidonnaista työttömyyskorvausta. On siis verrattain todennäköistä, että työtön ei ainakaan toistuvasti kieltäydy tarjotusta toimenpiteestä.

Taulukossa 8.1 on esitetty toimenpiteiden piiriin siirtyneiden työttömien riskifunktioita koskevat estimointitulokset vuosilta 1988, 1990 ja 1992. Niiden avulla pyritään arvioimaan miten toimenpiteelle asetetut tavoitteet ilmenevät tutkimusaineistossa.¹¹⁴ Estimointimenetelmänä on ryhmitelty proportionaalisen riskin malli (yhtälö 5.10). Siinä toimenpiteisiin päätyneitä työttömyyksiä on pidetty päätyneinä kestoina ja muita kestoja sensuroituina.¹¹⁵ Vertailuryhmänä on yli 25-vuotiaat miehet, joilla on jokin ammatillinen peruskoulutus. Lisäksi he eivät ole aikaisemmin osallistuneet toimenpiteiden piiriin, eivät ole olleet työttöminä, eikä heitä ole myöskään luokiteltu vajaakuntoisiksi työnhakijoiksi. Parametrit α_m , $m = 1, 2, \dots, 13$, on esitetty yhdessä muiden selittävien muuttujien kanssa. Taulukon merkinnät ja tulosten tulkintaperusteet ovat samat kuin työllistyneitä koskevassa edellisen luvun taulukoissa.

¹¹⁴ Periaatteessa aineiston avulla olisi ollut mahdollista tutkia myös vuoden 1987 työllistämismelvoitteen vaikutuksia, sillä velvoite oli maanlaajuisesti voimassa vasta vuonna 1990. Tällöin työttömät, jotka eivät asuinpaikkakuntansa perusteella olleet vielä vuonna 1998 velvoitetyn piirissä olisi voitu erotella muista työttömistä. Tässä työssä erotelua ei kuitenkaan tehty, koska toimenpiteille siirtyneiden määrä vuonna 1988 oli vielä varsin pieni. Lisäksi seurantatietoja vuotta 1988 edeltävistä tapahtumista oli käytössä vain vuodelta 1987, jolloin esimerkiksi toistuvasti toimenpiteille osallistuneita työttömiä ei olisi voitu erotella sinne ensimmäistä kertaa osallistuneista työttömistä.

¹¹⁵ Alustavissa estimoinneissa sekä tukityöhön että koulutukseen siirtyneille estimointiin omat riskifunktiot. Erikseen analysoituna tukityöhön ja koulutukseen siirtyneiden lukumäärät olivat kuitenkin niin pieniä (katso taulukko 6.2), että käytetyt selittävät muuttujat olivat vain harvoin tilastollisesti merkitseviä.

Taulukko 8.1: Toimenpiteiden piiriin siirtyneiden työttömien riskifunktion estimointitulokset vuosille 1988, 1990 ja 1992

Selittävät muuttujat	1992			1990			1988		
	esti- maatti ^{a)}	keski- hajonta	riski- suhde	esti- maatti ^{a)}	keski- hajonta	riski- suhde	esti- maatti ^{a)}	keski- hajonta	riski- suhde
luokittelumuuttujat ^{b)}									
ikä ja sukupuoli									
naiset, 20-25 v.	0,514***	0,146	1,67	0,328**	0,214	1,39	1,199***	0,194	3,32
miehet, 20-25 v.	0,423***	0,124	1,53	0,186	0,187	1,20	1,298***	0,178	3,66
naiset, alle 20 v.	2,120***	0,163	8,33	0,604**	0,270	1,83	1,460***	0,253	4,31
miehet, alle 20 v.	1,819***	0,161	6,17	0,753***	0,255	2,12	1,264***	0,240	3,54
naiset, yli 25 v.	0,377***	0,092	1,46	0,603***	0,123	1,83	0,766***	0,147	2,15
ammatti									
ammattitaidoton	-0,199*	0,104	0,82	0,192	0,135	1,21	-0,820***	0,187	0,44
vajaakuntoinen	-0,120	0,143	0,89	0,288**	0,138	1,33	0,311*	0,172	1,36
'tila' ennen työttömyyttä yli 2 työttömyysjaksoa ollut toimenpiteellä									
	0,320***	0,091	1,38	0,290**	0,119	1,34	-	-	-
	0,401***	0,077	1,49	0,609***	0,108	1,84	-	-	-
jatkuvat muuttujat									
ln(V/U)	-1,138***	0,075	-	-0,362***	0,076	-	0,059	0,064	-
ln(ATP/U)	0,681***	0,052	-	-0,069	0,078	-	-0,066***	0,018	-
'kesto' muuttujat ^{c)}									
nuori20(1-3)	0,289	0,226	1,33	2,001***	0,375	7,40	2,226***	0,273	9,26
nuori25(1-3)	-0,374	0,470	0,69	1,859***	0,452	6,42	1,619***	0,459	5,05
estimaatit α_m									
1. kuukausi	-5,985***	0,211	-	-2,391***	0,430	-	-4,098***	0,214	-
2. kuukausi	-5,802***	0,209	-	-2,443***	0,434	-	-3,951***	0,216	-
3. kuukausi	-5,635***	0,212	-	-2,311***	0,437	-	-3,827***	0,224	-
4. kuukausi	-5,077***	0,198	-	-2,375***	0,449	-	-3,778***	0,243	-
5. kuukausi	-5,570***	0,229	-	-2,154***	0,452	-	-3,512***	0,247	-
6. kuukausi	-5,222***	0,222	-	-1,919***	0,459	-	-4,084***	0,322	-
7. kuukausi	-4,804***	0,209	-	-2,276***	0,502	-	-3,752***	0,327	-
8. kuukausi	-4,947***	0,228	-	-1,859***	0,496	-	-4,305***	0,416	-
9. kuukausi	-5,232***	0,255	-	-1,630***	0,501	-	-4,416***	0,479	-
10. kuukausi	-5,361***	0,270	-	-2,254***	0,607	-	-3,828***	0,414	-
11. kuukausi	-5,233***	0,261	-	-1,289***	0,519	-	-3,411***	0,389	-
12. kuukausi	-3,476***	0,180	-	-0,595**	0,487	-	-4,087***	0,601	-
13. kuukausi	-2,578***	0,170	-	-1,184**	0,597	-	-3,361***	0,478	-
log(uskottavuusfunktio)	4875,6			2847,8			2770,4		

a) Estimaatti merkitsevä 10 % riskitasolla (*), 5 % riskitasolla (**), 1 % riskitasolla (***)

b) Vertailuryhmä: Yli 25-vuotiaat "ammattitaitoiset" ei-vajaakuntoiset työttömät miehet, jotka eivät ennen työttömyyttään ole olleet toimenpiteiden piirissä, ja joilla on ollut vuodesta 1987 lähtien korkeintaan kaksi työttömyysjaksoa. Työttömyyttä edeltävät "tilamuuttujat" puuttuvat vuodelta 1988.

c) Työttömyyden kestosta riippuva muuttuja *nuori20(1-3)* saa arvon 1, jos työtön on alle 20-vuotias ja jos hänen työttömyytensä on kestänyt 1-3 kuukautta. Muuttuja *nuori25(1-3)* saa arvon 1, jos työtön on 20-25-vuotias ja jos hänen työttömyytensä on kestänyt 4-6 kuukautta. Muulloin muuttujien arvot ovat nolliä.

Aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden piiriin siirtymiseen vaikuttavat monin paikoin eri tekijät kuin mitkä vaikuttavat avoimille työmarkkinoille työllistymiseen. Tästä syystä onkin tärkeää, että toimenpiteille siirtymistä analysoidaan omana ryhmänään. Erityisen suuri merkitys toimenpiteiden piiriin pääsyyn on aktiiviselle työvoimapolitiikalle asetetuilla tavoitteilla ja niihin kytkeytyvillä säädöksillä, sillä alustavien estimointikokeilujen perusteella valtaosa muuttujista, jotka vaikuttivat avoimille työmarkkinoille työllistymiseen, eivät tässä olleet tilastollisesti lainkaan merkitseviä.¹¹⁶ Sen sijaan, kuten taulukosta 8.1 ilmenee, toimenpiteiden tavoitteisiin liittyvät muuttujat kuten työttömän ikää, koulutuksen (ammattitaidon) puutetta, toimenpiteiden tai työttömyyden toistuvuutta sekä työttömän vajaakuntoisuutta kuvaavat muuttujat olivat yleensä tilastollisesti merkitseviä.¹¹⁷

Toimenpiteelle siirtymistä on osin selitetty samoilla muuttujilla kuin työllistymistä. Työttömyyden toistuvuutta mittaa *yli 2 työttömyysjaksoa*, vajaakuntoisuutta *vajaakunto*, työvoiman kysyntää $\ln(V/U)$ ja toimenpiteiden saatavuutta $\ln(ATP/U)$.¹¹⁸ Muut muuttujat kuvaavat työttömän sukupuolen mukaan ryhmiteltyä ikää, ammattitaidottomuutta ja toimenpiteiden toistuvuutta. "Ikä ja sukupuoli"-muuttujat ovat alle 20-vuotiaat (*naiset alle20, miehet alle20*), 20-25-vuotiaat (*naiset20-25, miehet20-25*) sekä yli 25-vuotiaat naiset (*naiset yli 25*). Niiden arvo on yksi, jos työtön ikänsä ja sukupuolensa perusteella kuuluu mainittuihin ryhmiin, muulloin niiden arvo on nolla. Muuttujat *ei koulutusta* ja *ollut toimenpiteellä* saavat puolestaan arvon 1, jos työttömällä ei ole lainkaan ammatillista pätevyyttä tai, jos hän on viimeisten kahden vuoden aikana (ennen työttömyytään) ollut toimenpiteiden piirissä. Muulloin niiden arvo on nolla.

Nuorilla toimenpiteille pääsy on työllistämisvelvoitteen myötä sidoksissa työttömyyden kestoon. Tähän velvoitteeseen liittyvien säädösten vaikutuksia selvitetään työttömyyden kestosta riippuvien muuttujien *nuori20(1-3j)* ja *nuori20(1-3j)* avulla. Muuttuja *nuori20(1-3j)* saa arvon 1, jos työtön on alle 20-vuotias ja jos hänen työttömyytensä on kestänyt 1-3 kuukautta. Muuttuja *nuori25(5-6j)* saa puolestaan arvon 1, jos työtön on 20-25-vuotias ja jos hänen työttömyytensä on kestänyt 4-6 kuukautta. Muulloin muuttujien arvot ovat nollia.

¹¹⁶ Osa muuttujista oli myös sellaisia, joita ei voitu pitää perusteltuina. Esimerkiksi työttömyysajan tuloa kuvaavaa muuttujaa ei käytetty, koska toimenpiteille siirtymisen oikeus ei riipu työttömän taloudellisesta asemasta. Työttömyysajan tulosolla (ja muillakin taloudellista asemaa kuvaavilla muuttujilla) voi kuitenkin olla merkitystä silloin, kun hakeutuminen toimenpiteen piiriin on omaehtoista.

¹¹⁷ Tässä yhteydessä on syytä palauttaa mieleen se, että toimenpiteille osallistuvat voivat aktiivisuudeltaan olla erilaisia kuin mitä muut työttömät keskimäärin ovat (katso jaksot 3.2 ja 7.1). Tämä valikoituminen voi myös vaikuttaa siihen keitä toimenpiteiden piiriin (tai tiettyyn toimenpidetyyppiin) hakeutuu.

¹¹⁸ Muuttujat *yli 2 työttömyysjaksoa*, *vajaakunto*, $\ln(V/U)$ ja $\ln(ATP/U)$ on kuvattu avoimille työmarkkinoille työllistymistä käsittelevässä luvussa.

Nuorten toimenpiteille siirtyminen (riskifunktion arvo) on odotetusti muita ikäryhmiä korkeampi. Sukupuolella ei havaittu olleen suurta merkitystä eri ikäisten nuorten toimenpiteelle siirtymiseen. Yleensä naiset näyttävät kuitenkin siirtyvän samanikäisiä miehiä hieman todennäköisemmin toimenpiteiden piiriin. Yleisintä toimenpiteille pääsy oli alle 20-vuotiailla. Vuonna 1992 ikäryhmän miehet osallistuvat 6,2 kertaa ja naiset 8,3 kertaa todennäköisemmin toimenpiteiden piiriin kuin vertailuryhmän yli 25-vuotiaat miehet. Vuosina 1990 ja 1988 alle 20-vuotiaiden siirtymätodennäköisyydet olivat selvästi alemmat kuin vuonna 1992. Muuttujan *nuori20(1-3)* estimaatista kuitenkin ilmenee, että vuosina 1988 ja 1990 alle 20-vuotiaiden osallistuminen toimenpiteille oli 1-3 työttömyyskuukauden aikana erityisen yleistä. Vuonna 1990 ikäryhmään kuuluvien todennäköisyys siirtyä toimenpiteille oli noin 7,4 kertainen ja vuonna 1988 noin 9,3 kertainen muihin yhtä pitkään työttöminä olleisiin nähden. Koska vuonna 1992 muuttujan *nuori20(1-3)* ei puolestaan ollut lainkaan merkitsevä, alle 20-vuotiaiden työttömien todennäköisyys siirtyä toimenpiteiden piiriin on siis kaikkina vuosina ollut tasoltaan korkea. Vuonna 1992 toimenpiteille osallistuminen ei kuitenkaan enää keskittynyt yhteen ajanjaksoon.¹¹⁹

Ikäryhmässä 20-25-vuotiaat toimenpiteille siirtymisen todennäköisyydet olivat alle 20-vuotiaita matalammat. Etenkin vuonna 1992 näiden ikäryhmien välinen ero oli suuri. Vertailuryhmään verrattuna 20-25-vuotiaiden asema oli kuitenkin selvästi parempi, sillä johtopäätelmät työllistämismallin eli muuttujan *nuori25(4-6)* vaikutuksista olivat samat kuin alle 20-vuotiailla. Vuosina 1988 ja 1990 toimenpiteille siirtymisen todennäköisyydet olivat 4-6 työttömyyskuukauden kohdalla 20-25-vuotiailla selvästi korkeammat kuin muilla työttömällä, kun taas vuonna 1992 tilastollisesti merkitsevä eroa ei ollut. Näyttää kuitenkin siltä, että vuonna 1992 ikäryhmän 20-25-vuotiaat suhteellinen asema on edellisiin vuosiin nähden heikentynyt.¹²⁰

Keski-ikäisillä tai sitä vanhemmilla työttömällä toimenpiteille siirtyminen voi perustua enemmän omaehtoisuuteen kuin nuorilla. Tästä ikäryhmästä naiset näyttävät siirtyneen miehiä todennäköisemmin toimenpiteille, mikä voi heijastella eroja sukupuolten välisessä aktiiviteetissa. Kun työtä ei ole tarjolla, keski-ikäiset naiset hakeutuvat miehiä herkemmin esimerkiksi koulutuksen piiriin. Vuosina 1988 ja 1990 yli 25-vuotiaiden naisten toimenpiteille osallistumisen todennäköisyys oli yli kaksinkertainen ja vuonna 1992 noin 1,5-kertainen vastaavan ikäryhmän miehiin verrattuna. Naisten toimenpiteille siirtymisen riskisuhteen alentuminen vuodesta 1988 vuoteen 1992 voi johtua miesten kasvaneesta aktiiviteetistä. Syynä voi

¹¹⁹ Saatu tulos voi johtua siitä, että vuonna 1992 entistä useampi nuori ohjattiin koulutuksen piiriin, jonne siirtyminen ei ole samalla tavalla työttömyyden kestosta riippuvainen kuin tukityö.

¹²⁰ Tämä päätelmä perustuu siihen, että 20-25-vuotiaiden työllistyminen ei vuonna 1992 ollut edellisiä vuosia oleellisesti korkeampi (ikä- ja sukupuoli -muuttujien estimaattien perusteella arvioituna). Vuosina 1988 ja 1990 "työllistämismallista" (muuttuja *nuori25(1-3)*) johtuva toimenpiteille siirtyminen oli kuitenkin ollut varsin todennäköistä.

olla myös se, että mahdollisuudet harkinnanvaraisiin työvoimapoliittisiin toimenpiteisiin ovat vähitellen huonontuneet.

Ammattitaidottomien (*ei koulutusta*) todennäköisyys siirtyä toimenpiteiden piiriin oli vuosina 1988 ja 1992 epätodennäköisempää kuin muilla työttömillä. Tämä tulos, etenkin vuoden 1992 osalta, voi selittyä sillä, että osa opiskelijoista on “kesätöiden” puutteesta johtuen ilmoittautunut työttömiksi. Muuttuja (*vajaa-kunto*) lisäsi vuosina 1988 ja 1990 odotetusti toimenpiteille siirtymisen todennäköisyyttä, sillä työttömän työrajoitteisuus on yksi toimenpiteille pääsyn kriteeri. Vuotta 1992 koskeva tulos ei ollut merkitsevä.

Työttömyys ja toimenpiteille osallistuminen ovat usein keskittyneet samoille henkilöille, sillä vuosina 1990 ja 1992 muuttajat *ollut toimenpiteellä ja yli 2 työttömyysjaksoa* olivat selvästi tilastollisesti merkitseviä.¹²¹ Esimerkiksi vuonna 1992 vähintäänkin kerran toimenpiteelle osallistuneen työttömän riskisuhde oli 1,38 eli heidän todennäköisyytensä siirtyä toimenpiteelle oli noin 1,4-kertainen muihin työttömiin nähden. Tulos on yhdenmukainen työllistyneiden työttömien riskifunktiota koskevien analyysien kanssa, joissa ensimmäistä kertaa toimenpiteelle osallistuvien havaittiin työllistyvän selvästi heikommin kuin kaikkien toimenpiteillä olleiden.

Alueellinen työvoiman kysyntä $\ln(V/U)$ ja toimenpiteiden saatavuus $\ln(ATP/U)$ vaikuttavat toimenpiteille siirtymisen todennäköisyyteen. Vuonna 1992 tämä todennäköisyys kasvoi, kun työvoiman kysyntä heikkeni tai kun toimenpiteiden saatavuus parani. Vuonna 1990 ainoastaan työvoiman kysyntää kuvaava muuttuja oli tilastollisesti merkitsevä. Luultavasti alkanut työvoiman kysynnän lasku heikensi jo työllistymistä, mistä johtuen toimenpiteille siirtyminen tuli monelle työttömälle ajankohtaiseksi. Toimenpiteiden saatavuus ei kuitenkaan työllistämismelvoitteen ja työttömyyden alhaisen tason ansiosta ollut ongelma. Vuonna 1988 työvoimaan kysyntää kuvaava muuttaja $\ln(V/U)$ ei puolestaan ollut merkitsevä, mikä voi selittyä alueellisen työttömyyden pienestä vaihtelusta, mutta myös tilastointiin liittyvistä muutoksista.¹²² Muuttujan $\ln(ATP/U)$ kerroin oli kuitenkin negatiivinen toisin sanoen toimenpiteiden saatavuuden parantuminen alensi toimenpiteille siirtymistä. Tämä epäuskottava tulos voi selittyä vuosina 1987 ja 1988 aloitetuista uusista toimenpidemuodoista.¹²³

Toimenpiteille siirtymisen todennäköisyys on vahvasti sidoksissa sekä työttömyyden kestoon että suhdannetilanteeseen. Tämä ilmenee kuvasta 8.1, jossa toi-

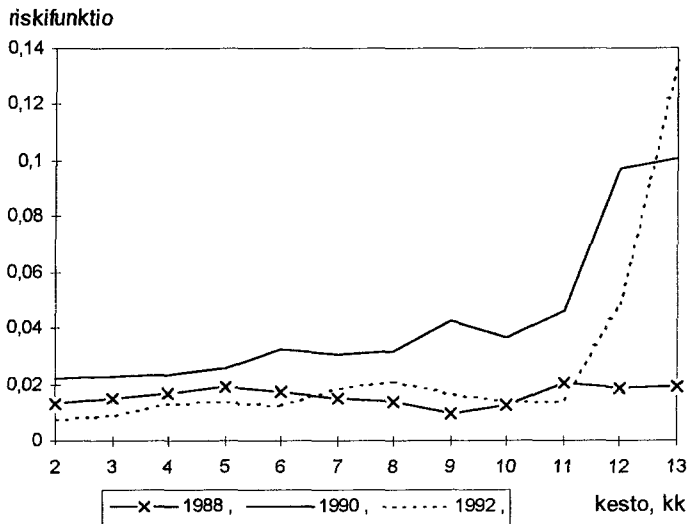
¹²¹ Muuttujia *ollut toimenpiteellä ja yli 2 työttömyysjaksoa* ei voitu vuodelle 1988 laskea.

¹²² Vuonna 1987 astui voimaan avoimien työpaikkojen “ilmoitusvelvollisuus”. Tämä on voinut lisätä työvoimatoimistoihin ilmoitettujen avoimien työpaikkojen lukumäärää poikkeuksellisen paljon.

¹²³ Vuosina 1987 ja 1988 aloitettiin useita toimenpidemuotoja (katso esimerkiksi Skog, 1994).

menpiteille siirtyneiden riskifunktiot on esitetty vertailuryhmälle.¹²⁴ Vuonna 1988 toimenpiteille siirryttiin "kohtuullisen" tasaisesti työttömyyden eri vaiheissa. Vuonna 1990 työttömyys alkoi vähitellen pitkittyä, mistä syystä toimenpiteiden piiriin siirtyminen etenkin puolen vuoden työttömyyden jälkeen yleistyi. Noin vuoden työttömänä olon jälkeen kasvu oli erityisen voimakas, sillä parametrin α_{13} estimaatti ei poikennut nolasta tilastollisesti merkitsevästi.¹²⁵ Työvoiman kysynnän romahdettua vuonna 1991 pitkäaikaistyöttömien määrä kasvoi jyrkästi ja suurimmaksi kohderyhmäksi nousivat pitkäaikaistyöttömät. Tämä näkyy suoraan vuoden 1992 riskifunktiosta, jossa noin vuoden työttöminä olleiden toimenpiteille siirtyminen on noin 14 kertaa yleisempää kuin alle vuoden työttöminä olleiden. Huomattava osa työvoimahallinnon resursseista sitoutuikin pelkästään pitkäaikaistyöttömyyden hoitoon.

Kuva 8.1: Toimenpiteiden piiriin siirtyneiden työttömien riskifunktiot vertailuryhmälle vuosille 1988, 1990 ja 1992



¹²⁴ Riskifunktion "muodon" tulkinnassa on syytä muistaa se, että toimenpiteille siirtymisen ajankohta voi työttömyyden keston lisäksi riippua myös muista syistä. Käytetyssä mallissa työttömän nuoreen ikään liittyviä "säädöksiä" on kontrolloitu. Muilta osin selittävien muuttujien ajatellaan vaikuttavan samalla tavalla riskifunktioon koko työttömyyden keston ajan.

¹²⁵ Jos parametri olisi tasan nolla, niin toimenpiteille siirtymisen todennäköisyys olisi 100 prosenttia.

8.2 Työttömyyden päättymisen työvoiman ulkopuolelle siirtymiseen

Työvoiman ulkopuolelle siirtymisen syynä on usein työ- tai sairaseläkkeelle siirtyminen sekä äitiysloman tai asepalveluksen alkaminen. Työvoiman ulkopuolelle voidaan vetäytyä myös "vapaaehtoisesti" esimerkiksi siksi, että mahdollisuudet työllistyä ovat heikot. Työtön voi esimerkiksi pyrkiä varhaiseläkkeelle, aloittaa opiskelun tai kotityön (lapsen hoidon). Työvoiman ulkopuolelle siirtymiseen vaikuttavat siten eri mekanismit kuin työllistymiseen tai toimenpiteiden piiriin siirtymiseen. Taulukossa 8.2 työelämästä vetäytymisen taustatekijöitä on tarkasteltu esittämällä työvoiman ulkopuolelle siirtyneiden työttömien riskifunktioita koskevat estimointitulokset vuosilta 1988, 1990 ja 1992. Vaikka syvällistä analyysia tulosten perusteella ei voida tehdä, voidaan niiden avulla kuitenkin arvioida minikäyttöpäiset työttömät ovat työelämästä vetäytyneet.

Estimointimenetelmänä on ryhmitelty proportionaalisen riskin malli (yhtälö 5.10) siten, että työvoiman ulkopuolelle päätyneitä työttömyyksiä pidetään päätyneinä kestoina ja muita kestoja sensuroituina.¹²⁶ Vertailuryhmänä on 25-49-vuotiaat miehet, joilla on jokin ammatillinen peruskoulutus ja jotka eivät ole tulleet työttömiksi työvoiman ulkopuolelta. Taulukossa 8.2 on esitetty myös parametrit α_m , $m = 1, 2, \dots, 13$.¹²⁷ Muilta osin taulukon merkinnät ja tulosten tulkintaperusteet ovat samat kuin edellisessä jaksossa ja luvussa 7.

Työvoiman ulkopuolelle siirtymiseen vaikuttavista muuttujista työttömien ikää ja sukupuolta kuvaavat muuttujat ovat alle 20-vuotiaat naiset ja miehet, 20-25-vuotiaat naiset ja miehet, 26-49-vuotiaat naiset, 50-55-vuotiaat naiset ja miehet, 56-60-vuotiaat naiset ja miehet sekä yli 60-vuotiaat naiset ja miehet. Muut luokittelumuuttujat ovat tuttuja työllistymistä käsittelevästä osuudesta (luku 7). Muuttujat *eikoulutusta* ja *työvoiman ulkopuolella* kuvaavat työttömän ammattitaidottomuutta ja tilannetta, jossa hän on ennen työttömyyttään ollut työvoiman ulkopuolelta. Työvoiman kysyntää ja toimenpiteiden saatavuutta mittaavat muuttujat $\ln(V/U)$ ja $\ln(ATP/U)$.

¹²⁶ Karkean tilastointitarkkuuden ja työvoiman ulkopuolelle siirtyneiden työttömien pienen lukumäärän vuoksi tarkempaa jaottelua esimerkiksi opiskelijoiden ja eläkkeelle siirtyneiden erottamiseksi ei ole tehty.

¹²⁷ Parametri α_{13} kuvaa tilannetta, joissa työttömyyden kesto on vähintään 13 kuukautta.

Taulukko 8.2: Työvoiman ulkopuolelle siirtyneiden työttömien riskifunktion estimointitulokset vuosille 1988, 1990 ja 1992

Selittävät muuttajat	1992			1990			1988		
	esti- maatti ^{a)}	keski- hajonta	riski- suhde	esti- maatti ^{a)}	keski- hajonta	riski- suhde	esti- maatti ^{a)}	keski- hajonta	riski- suhde
luokittelumuuttajat ^{b)}									
ikä ja sukupuoli									
naiset, yli 60 v.	1,737 ^{***}	0,294	5,70	0,812 ^{***}	0,259	2,25	1,623 ^{***}	0,329	5,05
miehet, yli 60 v.	1,973 ^{***}	0,289	7,17	0,922 ^{**}	0,441	2,51	1,236 ^{**}	0,587	3,46
naiset, 56-60 v.	1,035 ^{***}	0,320	2,80	0,525 ^{**}	0,259	1,70	1,428 ^{***}	0,266	4,18
miehet, 56-60 v.	1,839 ^{***}	0,257	6,29	0,163	0,361	1,17	1,215 ^{***}	0,285	3,39
naiset, 50-55 v.	0,606 ^{**}	0,263	1,84	0,338	0,349	1,40	0,168	0,279	1,19
miehet, 50-55 v.	1,066 ^{***}	0,274	2,92	0,156	0,285	1,17	0,598 ^{**}	0,291	1,82
naiset, 20-25 v.	1,500 ^{***}	0,172	4,48	1,320	0,218	3,74	1,614 ^{***}	0,202	5,00
naiset, 20-25 v.	1,139 ^{***}	0,176	3,13	0,407 ^{***}	0,248	1,51	1,270 ^{***}	0,210	3,56
naiset, alle 20v.	2,042 ^{***}	0,191	7,69	1,947 ^{***}	0,227	7,03	2,353 ^{***}	0,216	10,49
miehet, alle 20v.	2,200 ^{***}	0,178	9,03	2,456 ^{***}	0,204	11,70	2,857 ^{***}	0,184	17,46
naiset, 26-49 v.	0,879 ^{***}	0,151	2,41	0,477 ^{***}	0,184	1,62	0,755 ^{***}	0,170	2,12
ammatti									
ammattitaidoton	0,484 ^{***}	0,106	1,62	0,298 ^{**}	0,131	1,35	0,247 ^{**}	0,115	1,28
'tila ennen työttömyyttä' työvoiman ulkopuolella	0,353 ^{***}	0,098	1,42	-0,009	0,120	0,99	-0,056	0,104	0,94
jatkuvat muuttajat ln(V/U)	-1,293 ^{***}	0,093	-	0,044	0,059	-	0,290 ^{***}	0,057	-
estimaatit α ,									
1. kuukausi	-4,193 ^{***}	0,178	-	-4,489 ^{***}	0,236	-	-5,539 ^{***}	0,212	-
2. kuukausi	-4,079 ^{***}	0,177	-	-3,914 ^{***}	0,228	-	-4,908 ^{***}	0,204	-
3. kuukausi	-3,363 ^{***}	0,156	-	-3,662 ^{***}	0,233	-	-4,903 ^{***}	0,214	-
4. kuukausi	-3,342 ^{***}	0,163	-	-3,705 ^{***}	0,253	-	-5,116 ^{***}	0,239	-
5. kuukausi	-4,013 ^{***}	0,203	-	-4,212 ^{***}	0,322	-	-4,964 ^{***}	0,250	-
6. kuukausi	-3,754 ^{***}	0,206	-	-4,070 ^{***}	0,347	-	-5,270 ^{***}	0,302	-
7. kuukausi	-3,733 ^{***}	0,225	-	-3,740 ^{***}	0,344	-	-4,831 ^{***}	0,292	-
8. kuukausi	-3,557 ^{***}	0,227	-	-3,797 ^{***}	0,401	-	-5,904 ^{***}	0,482	-
9. kuukausi	-4,389 ^{***}	0,323	-	-4,211 ^{***}	0,536	-	-4,459 ^{***}	0,298	-
10. kuukausi	-4,177 ^{***}	0,302	-	-3,814 ^{***}	0,488	-	-4,855 ^{***}	0,377	-
11. kuukausi	-3,674 ^{***}	0,247	-	-3,260 ^{***}	0,427	-	-5,371 ^{***}	0,531	-
12. kuukausi	-3,659 ^{***}	0,268	-	-2,379 ^{***}	0,352	-	-3,233 ^{***}	0,264	-
13. kuukausi	-3,333 ^{***}	0,300	-	-2,002 ^{***}	0,360	-	-3,792 ^{***}	0,349	-
log(uskottavuusfunktio)	4014,7			2503,1			3145,9		

a) Estimaatti merkitsevää 10 % riskitasolla (*), 5 % riskitasolla (**), 1 % riskitasolla (***).

b) Vertailuryhmä: 25-49-vuotiaat "ammattitaitoiset" työttömät miehet, joiden työttömyyttä edeltävä tila on ollut muu kuin työvoiman ulkopuolella olo.

lääkäillä työttömillä työvoiman ulkopuolelle siirtymisen syy on usein eläkkeelle lähtö, sillä työeläke alkaa 60-65 vuoden iässä ja työttömyyseläke, kun työtön on vähintään 55-vuotias. Myös sairas- tai työkyvyttömyyseläkkeelle siirtyneet ovat keskimääräistä vanhempia. Tulosten perusteella 60-65 vuoden ikäiset miehet ja naiset vetäytyvät "luonnollisista syistä" vertailuryhmän työttömiä herkemmin työvoiman ulkopuolelle. Myös eläkeikärajan lähestyminen lisäsi yleensä todennäköisyyttä siirtyä työvoiman ulkopuolelle (ennenaikaiselle eläkkeelle).¹²⁸ Sukupuolen mukaan tarkasteltuna yli 50-vuotiaat miehet, etenkin vuonna 1992, vetäytyivät työvoimasta yleensä herkemmin kuin naiset.

Työttömät nuoret siirtyvät työvoiman ulkopuolelle usein opiskelun, kotityön (lapsen hoidon) tai asepalveluksen alkamisen seurauksena. Nuorista selkeimmin erottautuivat alle 20-vuotiaat, joiden työvoimasta vetäytymisen todennäköisyys on kaikkina vuosina moninkertainen vertailuryhmään verrattuna. Nuorilla miehillä todennäköisyys oli asepalveluksen alkamisen vuoksi erityisen korkea. Ikäryhmässä 20-25-vuotiaat naisten oli työvoiman ulkopuolelle siirtyminen miehiä yleisempää. Opiskelun lisäksi naiset aloittavat usein kotityön (lapsen hoidon). Tätä kuvastanee myös se, että naisten riskisuhde on vertailuryhmään nähden pysynyt kaikkina vuosina lähes samansuuruisena, kun taas miehillä työvoimasta vetäytyminen oli tilastollisesti merkitsevästi vertailuryhmää yleisempää ainoastaan vuonna 1992. Heikko työllisyystilanne lienee ollut 20-25-vuotiaiden työttömien miesten kohdallaan työvoimasta vetäytymisen syy.

Keski-ikäisistä naisten työttömyys päättyi miehiä (vertailuryhmä) useammin työvoiman ulkopuolelle. Erot selittynevät samoilla tekijöillä kuin nuorempien ikäluokkien kohdalla. On myös mahdollista, että työttömät naiset ovat miehiä enemmän kiinnostuneempia työelämän ulkopuolelle tapahtuvasta opiskelusta.

Ammattitaidottomuus (*ammattitaidoton*) lisäsi työttömän todennäköisyyttä siirtyä työvoiman ulkopuolelle. Lama-aikana tämä todennäköisyys kasvoi, sillä vuonna 1992 ammattitaidottomien työttömien todennäköisyys siirtyä työvoiman ulkopuolelle oli 60 prosenttia korkeampi kuin muiden. Vuosina 1988 ja 1990 vastavat todennäköisyydet olivat noin 30 prosenttia. Työttömyyttä edeltävän työvoiman ulkopuolella olon (*työvoiman ulkopuolella*) vaikutus riippuu myös suhdannetilanteesta, sillä muuttuja oli tilastollisesti merkitsevä ainoastaan vuonna 1992. On mahdollista, että vuonna 1992 monet opiskelijat ovat kesätöiden puutteesta johtuen olleet lukukausien välissä työttöminä. Muina vuosina työmahdollisuuksia on sen sijaan ollut riittävästi tarjolla.

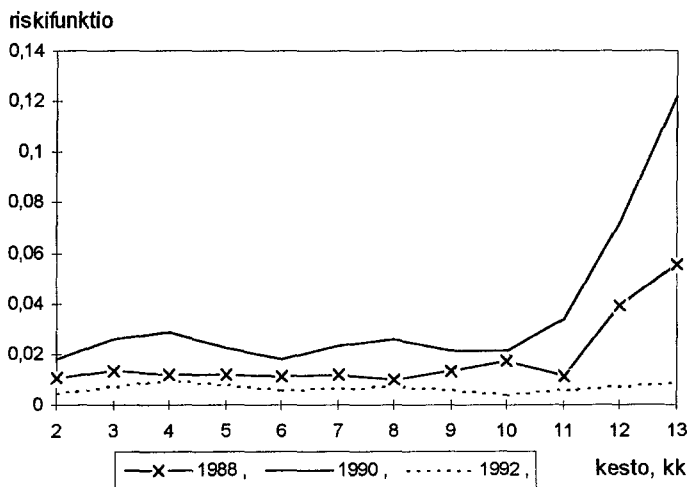
Työvoiman kysynnän heikkeneminen lisäsi vuonna 1992 työvoiman ulkopuolelle vetäytymistä, sillä alueellista työvoimatilannetta mittaavan muuttujan $\ln(V/U)$ kerroin on negatiivinen. Kahta vuotta aikaisemmin työvoiman saatavuus ei vai-

¹²⁸ Vuonna 1990 50-59-vuotiaiden miesten ja naisten työvoiman ulkopuolelle siirtymisen todennäköisyydet eivät kuitenkaan poikenneet tilastollisesti merkitsevästi vertailuryhmästä.

kuttanut työvoiman ulkopuolelle vetäytymiseen. Tulos voi johtua siitä, että yleinen työvoimatilanne oli tuolloin niin hyvä, ettei alueellisista eroista huolimatta tilastollista merkitsevyyttä syntynyt. Vuoden 1988 osalta tulokset ovat epäuskottavia, sillä työvoiman kysynnän nousu lisäisi työvoimasta vetäytymistä. On mahdollista, että tuloksen taustalla on esimerkiksi se, että käytetty muuttuja ei kuvaa työvoimatilanteen kehitystä riittävän hyvin.

Kuvassa 8.2 on esitetty työvoiman ulkopuolelle siirtyneiden riskifunktiot vertailuryhmälle vuosilta 1988, 1990 ja 1992. Niistä havaitaan, kuinka vuoden 1992 riskifunktio on työttömyyden keston eri vaiheissa varsin tasainen, mutta muina vuosina riskifunktio nousee noin vuoden työttömyyden jälkeen. Riskifunktion nousut vuosina 1988 ja 1990 selittyvät ainakin osin sillä, että pitkään työttömän mahdollisuudet päästä ennen aikaiselle eläkkeelle olivat tuolloin vielä kohtuullisen hyvät. Myöhemmin työttömyyden voimakkaan kasvun myötä ehdot esimerkiksi työkyvyttömyyseläkkeelle siirtymisestä ovat kiristyneet.¹²⁹

Kuva 8.2: Työvoiman ulkopuolelle siirtyneiden riskifunktiot vertailuryhmälle vuosille 1988, 1990 ja 1992



¹²⁹ Myös tasoltaan vuoden 1990 riskifunktio oli korkeampi kuin muina vuosina. Kuvan tasoerot eivät tässä yhteydessä ole oleellisia, sillä ne pätevät ainoastaan vertailuryhmälle. Jos esimerkiksi vertailuryhmään valittaisiin keski-ikäisten miesten sijaan 50-54-vuotiaat miehet, olisi vuoden 1992 riskifunktio muita vuosia selvästi korkeampi (vuonna 1992 muuttujan *miehet54* kerroin oli positiivinen ja suurempi kuin muina vuosina).

9 Yhteenveto

Tässä työssä analysoitiin laajan yksilötason aineiston avulla työttömien työllistymiseen vaikuttavia tekijöitä vuosina 1988, 1990 ja 1992. Erityistä huomiota kiinnitettiin työllistymisen taloudellisen kannattavuuden, aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden ja työttömän työmarkkinahistorian rooleihin. Lisäksi tarkasteltiin sitä, onko työttömyyden pitkittymisen taustalla duraatorippuvuus eli se, että työttömyyden pitkittyminen alentaa työttömän mahdollisuuksia saada työtarjous, mistä johtuen hänen työttömyytensä pitkittyy entisestään. Tutkimuksessa pohdittiin myös tekijöitä, joiden seurauksena yksilön työttömyys päättyy aktiivisiin työvoimapolitiittisten toimenpiteiden piiriin tai työvoiman ulkopuolelle siirtymiseen.

Tutkimuksen teoreettisena pohjana oli etsintäteoria, jonka avulla työttömän työnetsintää voidaan kuvata dynaamisessa ja epävarmassa maailmassa. Tilastollisena menetelmänä sovellettiin elinaikamalleja, joissa työttömän työllistymistodennäköisyyttä selitetään siihen vaikuttavilla taustasyillä. Koska työllistyminen voi riippua työttömyyden kestosta, työllistymistodennäköisyyttä arvioitiin työttömyyden keston eri vaiheissa.

Tutkimustulosten mukaan työttömän ja hänen perheensä taloudelliseen asemaan liittyvät tekijät vaikuttavat työllistymiseen. Vuosina 1988, 1990 ja 1992 työllistymisen todennäköisyys kasvoi, jos työllistymisestä saatava odotettavissa oleva tulo kasvoi tai jos työttömyysaikainen tulotaso pieneni. Työllisyysajan tuloilla oli tulosten mukaan työttömyysajan tuloja suurempi työllisyysvaikutus. Tulokäsittelenä käytettiin kotitalouskohtaisia käytettävissä olevia tuloja. Aktiivisista työvoimapolitiittisista toimenpiteistä saatavat taloudelliset etuudet saattoivat vuonna 1992 hidastaa työllistymistä, sillä korkeaa työttömyysturvaa saavat työttömät työllistyivät muita työttömiä hitaammin, kun odotettavissa oleva ajankohta toimenpiteiden piiriin siirtymiselle lähestyi. Muina vuosina erisuuruista työttömyysajan tuloja saavien työllistymisissä ei merkittävää eroa ollut.

Aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden työllisyysvaikutukset riippuvat toimenpiteen tyypistä, kohderyhmästä, työttömän henkilökohtaisista ominaisuuksista ja suhdannetilanteesta. Kun näiden tekijöiden vaikutuksia kontrolloitiin, havaittiin että toimenpiteille osallistuminen usein edisti sinne ensimmäistä kertaa osallistuneen työttömän työllistymistä. Etenkin työvoimapolitiittiseen koulutuksen työllisyysvaikutukset olivat hyvät. Toisaalta toimenpiteiden piiriin osallistui myös varsin heikosti työllistyviä henkilöitä. Näille henkilöille on ominaista toistuva toimenpiteisiin osallistumisen ja työttömänäolon vuorottelu. Tämän ryhmän osuus kasvoi etenkin vuonna 1992, jolloin myös muidenkin toimenpiteillä olleiden työttömien työllistyminen muihin työttömiin verrattuna heikkeni merkittävästi.

Tutkimuksen mukaan työvoiman kysynnän lasku (työtarjousten vähyys) on odotetusti ollut suurin yksittäinen syy lama-ajan heikkoon työllistymiseen, sillä työvoiman kysynnän romahdettua vuonna 1992 myös "nopeasti työllistyvien" työttömien työnsaanti vaikeutui oleellisesti. Eniten lama heikensi nuorten, iäkkäiden ja heikosti koulutettujen työttömien asemaa. Tutkimus antoi myös tukea sille, että työttömyys on itseään ruokkiva. Vuonna 1992 työllistymisen todennäköisyys pysyi kuitenkin työttömyyden eri vaiheissa samankaltaisena kuin vuosina 1988 ja 1990, vaikka suurtyöttömyyden oloissa "työelämästä" syrjäytymisen voisi olettaa voimistuvan. Toisaalta vuonna 1992 lama oli vasta alkanut, eikä pitkään työttöminä olleiden määrä ollut ehtinyt kasvaa suureksi. Lisäksi valtaosa yli vuoden mittaisista työttömyyksistä katkaistiin toimenpitein. Tällöin on mahdollista, että työelämästä syrjäytyminen ei ilmene työttömyyden pitkittymisenä, vaan pikemminkin toistuvaistyöttömyyden kasvuna.

Työttömyyden katkeaminen työvoiman ulkopuolelle tai aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden piiriin siirtymiseen vaikuttavat usein aivan eri tekijät kuin mitkä vaikuttavat työllistymiseen avoimille työmarkkinoille. Tästä syystä onkin tärkeää, että näitä työttömyyden päättymisen syitä analysoidaan omina ryhminään. Tutkimuksen mukaan työvoiman ulkopuolelle tai aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden piiriin siirtymiseen vaikuttivat erityisesti suhdante-tilanne, työvoima- ja eläkepolitiikkaa koskevat säädökset sekä resurssit, joita työttömyyden hoitoon suunnattiin. Työttömien naisten havaittiin siirtyvän työttömiä miehiä useammin aktiivisten toimenpiteiden piiriin ja työvoiman ulkopuolelle.

Laman seurauksena työnhaku on tullut entistä monimuotoisemmaksi. Nykyään yhä useamman työttömyys päättyy muuhun syyhyyn kuin työllistymiseen. Tämä ei kuitenkaan kaikkien kohdalla merkitse työnhaun tosiasiallista päättymistä. Selvimmin työnhaku jatkuu niillä, jotka siirtyvät aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden piiriin. Osa työttömistä voi puolestaan jatkaa työnetsintää työvoiman ulkopuolelta käsin. Aktiivinen työnhaku voi jatkua myös vaikka työtön työllistysikin. Etenkin viime vuosina yleistyneet tilapäiset työsuhteet voivat merkitä sitä, että entistä useampi henkilö etsii pysyvää työsuhdetta myös työssä ollessaan.

Empiiriseen tutkimukseen työmarkkinoiden muuttuminen on tuonut ilmeisiä tutkimushaasteita. Uutta tietoa tarvitaan muun muassa siitä, missä määrin "työelämästä syrjäytyminen" ilmenee työttömyyden pitkittymisen lisäksi myös toistuvaistyöttömyytenä sekä siitä miten tilapäiset ja muut epätyypilliset työsuhteet kohdentuvat ja vaikuttavat näissä työsuhteissa työskentelevien yksilöiden työuraan. Tietämys taloudellisten kannustimien vaikutuksista on myös puutteellista. Esimerkiksi aktiivisen toimenpiteiden piirissä oloajalta, opiskelusta tai varhaiseläkkeeltä saatavien tulojen työllisyysvaikutukset ovat epäselvät. Toisena esimerkkinä voidaan mainita ns. soviteltu päiväraha. Sen piirissä ollessaan yksilö

voi saada alempaa työttömyyskorvausta vastaan myös palkkatuloa. Tässä tapauksessa kyseessä on siis samanaikainen työssä- ja työttömänäolo.

Suurimmat tutkimushaasteet liittyvät kuitenkin työvoiman kysyntään, sillä perinteisesti työllistymistä on tutkittu yksipuolisesti työvoiman tarjonnan ja yksittäisen työttömän näkökulmasta. Esimerkiksi yritysکوhtaista tietoa siitä kuinka usein ja millä ehdoin työpaikkaa työttömille tarjotaan ei juurikaan ole saatavilla. Työllistymistä tutkittaessa on usein sivuutettu myös se, että yrityksille työttömät ovat vain yksi rekrytoitavissa oleva ryhmä. Käytännössä suuri osa työllistymisistä tapahtuu työpaikan vaihtoina joko yrityksen sisällä tai yrityksen välillä tai suoraan työvoiman ulkopuolelta. Näkökulmaa olisikin laajennettava kattamaan myös yritysten kannalta keskeiset työnhakijaryhmät. Näin saataisiin tarkempi kuva niistä periaatteista, joiden perusteella yritykset työntekijöitä valitsevat. Samalla myös yritysten tarpeet siitä minkälaista työvoimaa ne tarvitsevat tulisivat paremmin otettua huomioon.

Lähteet

- Aitkin, M., Anderson, D., Francis ja B., Hinde, J. (1989), *Statistical Modelling in GLIM*, Clarendon Press, Oxford.
- Andreassen, J. (1995), "The Effects of Labour Market Training in Norway 1994. Preliminary Results", in Mikkonen, I. ja Räisänen H. (eds.), *Labour Policy Studies*, No. 122.
- Arulampalam, W. ja M.B. Steward (1995), "The Determinants of Individual Unemployment Durations in an Era of High Unemployment", *The Economic Journal*, Vol. 105, No. 429.
- Atkinson, A.B., Gomulka, J. ja Micklewright, J. (1984), "Unemployment Benefit, Duration and Incentives in Britain. How Robust is the Evidence?", *Journal of Public Economics*, Vol. 23, s. 3-26.
- Atkinson, A.B. ja Micklewright, J. (1991), "Unemployment compensation and Labour Market Transitions: A Critical Review", *Journal of Economic Literature*, Vol. 29, No. 4.
- Bratberg E. ja Vaage, K. (1996), "Spell Durationd with Long Unemployment Insurance Periods", *Seminar Paper in EEA and ESEM meetings in Istanbul*.
- Calmfors, L. (1994), "Active Labour Market Policy and Unemployment - a Framework for the Analysis of crucial Desing feature", *Seminar Paper in EEA-meeting*.
- Carling, K., Edin, P., Harkman, A. ja Holmlund, B. (1996), "Unemployment Duration, Unemployment Benefits, and Labour market Programs in Sweden", *Journal of Public Economics*, Vol. 59, s. 313-334.
- Chesher, A. ja Lancaster, T. (1983), "The Estimation of Models of Labour Market Behaviour", *Review of Economic Studies* Vol. 50. s 609-624.
- Chesher, A. (1984), "Testing for Neglected Heterogeneity", *Econometrica*, Vol. 52, No. 4.
- Cox, D.R. (1972), "Regression Models and Life Tables", *Journal of the Royal Statistical Society B*, 34.
- Cox, D.R. ja Oakes, D. (1984), *Analysis of Survival Data*, Chapman and Hall, London.
- Devine, T. ja Kiefer, N. (1991), *Empirical Economics: The Seach Approach*, Oxford University Press, New York.
- Eland-Johnson, R. ja Johnson, L. (1986), *Survival Models and Data Analysis*, Wiley, New York.

- Elbers, V. ja Ridder, G. (1982), "True and Spurious Duration Dependence: The Identifiability of the Proportional Hazard Model", *Review of Economic Studies*, Vol. 49, No. 3.
- Eriksson, T. (1985), "Some Investigations into Finnish Unemployment Dynamics", *Meddelan fran stiftelsens för Åbo Akademi forskningsinstitut* 107.
- Eriksson, T. (1992), "The Employment Act of 1987 and Unemployment Dynamics", *Seminar Paper at the Symposium on Mass Unemployment in Finland*, Joensuu.
- Fallick, B. C. (1991), "Unemployment Insurance and the Rate of Re-employment of Displaced Workers", *Review of Economics and Statistics*, 73.
- Flinn, C. ja Heckman, J. (1982), "New Methods for Analyzing Structural Models of Labour Force Dynamics", *Journal of Econometrics*, Vol 18, s. 115-168.
- Gerard-Varet, Louis-Adré et.al. (1990), "Durée du Chômage et Trajectoires Individuelles Vis-a-Vis des marchés du travail" GREQE, Marseille.
- Heckman, J. ja Singer, B. (1984a), "Econometric Duration Analysis", *Journal of Econometrics*, Vol. 24, s. 63- 132.
- Heckman, J. ja Singer, B. (1984b), "A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data" *Econometrica*, Vol. 52, No. 2.
- Heckman, J. ja Honore', B. (1989), "The Identifiability of the Competing Risks Model", *Biometrika* 76, s. 325 - 330.
- Holm, P. ja Kyyrä, T. (1997), "Tulojen vaikutus työmarkkinasiirtymiin", *Valtion taloudellinen tutkimuskeskus, Tutkimuksia* No. 40.
- Holm, P., Pyy, M. ja Rantala, J. (1996), "Kotitalouden tulot ja työllistyminen vuosina 1987 - 1992", *Työministeriö, Työpoliittisia tutkimuksia*, No. 142.
- Hougaard, P. (1987), "Modelling Multivariate Survival", *Scandinavian Journal of Statistics*, Vol. 14.
- Hunt, J. (1996), "The Effect of Unemployment Compensation on Unemployment Duration in Germany", *Journal of Labour Economics*, Vol. 13, No. 1.
- Hämäläinen, K. (1997a). "The Impact of Active Labour market Programmes on Repeat Unemployment Incidence", In the thesis "The Employment and Unemployment effects of Finnish Active Labour market Programmes", University of Warwick.
- Hämäläinen, K. (1997b). "The Impact of Active Programmes on Employment in the Eras of High and Low Unemployment", In the thesis "The Employment and Unemployment effects of Finnish Active Labour market Programmes", University of Warwick.

- Jackman R. ja Layard, R. (1991), "Does Long-term Unemployment Reduce a Person's Chance of Job? A Time Series Test", *Economica*, Vol. 58, No. 229.
- Joutard, X. (1990), "Application des processus ponctuels au marché du travail", Ph.D. Thesis, GREQE, Marseille.
- Kalbfleisch, J.D. ja Prentice, R.L. (1980), *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, Wiley, New York.
- Katz, L.F. ja Mayer, B.D. (1990), "The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment", *Journal of Public Economics*, Vol 41, No. 1.
- Kettunen, J. (1989), "Työttömyysturvan vaikutukset työnetsintään", *Elinkeinoelämän tutkimuslaitos*, sarja C, No. 49.
- Kettunen, J. (1990), "Työllistyminen, työvoiman liikkuvuus ja työttömän taloudellinen asema", *Elinkeinoelämän tutkimuslaitos*, sarja C, No. 49.
- Kettunen, J. (1993), "Re-employment of Finnish Unemployed Workers", *The Research Institute of the Finnish Economy*, sarja A, No. 17.
- Kettunen, J. (1996), "Työvoimapolitiikan aktivointi Pohjoismaissa", *Työministeriö, Työpoliittisia tutkimuksia*, No. 152.
- Kiefer, N.M. ja Neumann, G.R. (1979), "An Empirical Job Search Model with a Test of the Constant Reservation Wage Hypothesis", *Journal of Political Economy* Vol. 49, s. 965-980.
- Kooreman, P. ja Ridder, G. (1983), "The Effects of Age and Unemployment Percentage on the Duration of Unemployment", *European Economic Review*, Vol. 20, s. 41-57.
- Korpi, T. (1994), "Escaping Unemployment", *Swedish Institute for Social Research*, 24.
- Kyyrä, T. (1997), "Työllistyneiden alkupalkkojen määräytyminen", *Valtion taloudellinen tutkimuskeskus, Tutkimuksia* No. 39.
- Lancaster, T. (1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge, New York.
- Lancaster, T. (1979), "Econometric Methods for the Duration of Unemployment", *Econometrica*, Vol. 47. No. 4.
- Lancaster, T. ja Nickell, S. (1980), "The Analysis of Re-Employment probabilities for the Unemployed", *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 143, s. 141-165.

- Lancaster, T. (1985), "Generalised Residuals and Heterogeneous Duration Models: with Application to the Weibull Model, *Journal of Econometrics*, Vol. 28, s. 113 - 126.
- Lawless, J.F. (1982), *Statistical Models and Methods for Life Time Data*, Wiley, New York.
- Layard, R., Nickell, S. ja Jackman, R. (1991), *Unemployment*, Oxford University Press.
- Lilja, R. (1990), "Older Workers at the Crossroads - Early Retirement in Finland" Työväen taloudellinen tutkimuslaitos, Discussion Papers, No. 100.
- Lilja, R. (1992), "Modelling Unemployment Duration in Finland", Työväen taloudellinen tutkimuslaitos, Discussion Papers, No. 112.
- Lilja, R. (1993), "Unemployment Benefit System and Unemployment Duration in Finland", *Finnish Economic Papers*, Vol. 6, No. 1.
- Lippman, S.A. ja McCall, J.J. (1976a), "The Economics of Job Search; A Survey", Part 1; *Economic Inquiry*, June.
- Lippman, S.A. ja McCall, J.J. (1976b), "The Economics of Job Search; A Survey", Part 2; *Economic Inquiry*, September.
- Loikkanen, H. (1991), "Etsintäteoria", Helsingin yliopiston kansantaloustieteen laitoksen luento.
- Maddala, G.S. (1993), *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press.
- Meyer, B.D. (1990), "Unemployment Insurance and Unemployment Spells", *Econometrica*, Vol. 48, No. 4.
- Mikkonen, I. (1995), "Työvoimapolitiittiseen aikuiskoulutukseen hakeutuminen ja koulutuksen kokeminen", Työministeriö, Työpoliittisia tutkimuksia, No. 95.
- Mikkonen, I. (1996), "Työvoimakoulutus ja työmarkkinapolun käänneet", Työministeriö, Työpoliittisia tutkimuksia, No. 129.
- Moffit, R. (1985), "Unemployment Insurance and the Distribution of Unemployment Spells, *Journal of Econometrics*, Vol. 28, No. 1.
- Mortensen, D.T. (1986), "Job Search and Labour Market Analysis", *Handbook of Labour Economics*, Ashenfelter O. ja Layard R. (toim.), Elsevier Science Publishers BV, Vol 2.
- Mortensen, D.T. (1977), "Unemployment Insurance and Job Search Decisions", *Industrial and Labour Relations review*, Vol. 30, s. 505 - 517.
- Narendranathan, W. ja M.B. Steward (1993), "Modelling the probability of Leaving Unemployment: Competing Risks Models with Flexible Base-line

- Hazards”, *Journal of the Royal Statistical Society, Series C, Applied Statistics*, Vol. 42, No. 1.
- Narendranathan, W. ja Nickell, S. (1985), “Modelling the Process of Job Search”, *Journal of Econometrics*, Vol. 28. s. 29-49.
- Narendranathan, W., Nickell, S. ja Stern, J. (1985), “Unemployment Benefits Revisited”, *Economic Journal*, Vol. 95, No. 378.
- Nickell, S. (1979), “Estimating the Probability of Leaving Unemployment”, *Econometrica*, Vol. 47, No. 5.
- OECD (1993), *Employment Outlook*, Paris.
- Pedersen, P. ja Westergård-Nielsen, N. (1993), “Unemployment: A Review of the Evidence from Panel Data”, *OECD Economic Studies* No. 20.
- Pehkonen, J. (1996), “Työttömyys ja työmarkkinoiden rakenteet: aktiivisen työvoimapolitiikan makrovaikutukset”, *Taloustieteen laitos, Jyväskylän yliopisto*.
- Pääkkönen, H. (1992), “Työttömyyden keston yksilölliset erot Suomessa 1980-luvun lopulla”, *Tilastokeskus, keskustelumuistio*, No. 2/92.
- Prentice, R.L. ja Gloeckler, L.A. (1978), “Regression Analysis of Grouped Survival Data with Application to Breast Cancer Data”, *Biometrics*, 34.
- Pyy, M. (1994), “Nuorten työllistymisen kuvaaminen elinaika-analyysin menetelmin”, *Valtion taloudellinen tutkimuskeskus, Tutkimuksia*, No. 22.
- Räisänen, H. (1993), “Työmarkkinakoulutus OECD-maiden työvoimapolitiikassa”, *Työministeriö, Työpoliittisia tutkimuksia*, No. 62.
- Rantala, J. (1995), “Aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden työllistävyys”, *Valtion taloudellinen tutkimuskeskus, Tutkimuksia* No. 25.
- Rantala, J. (1996), “Työvoimapolitiittinen aikuiskoulutus”, teoksessa “Koulutuksen talous nyky-suomessa”, Lilja, R., Mäkilä, A. (toim.), *Elinkeinoelämän tutkimuslaitos, sarja B*, No. 124.
- Ridder, G. (1990), “The Non-parametric Identification of Generalized Accelerated Failure-Time Models”, *Review of Economic Studies*, Vol. 57, No. 190.
- Sääski, N. (1981), “Työttömyyden keston vaikuttavat tekijät”, *Työministeriö, Työvoimapolitiittisia tutkimuksia*, No. 28.
- Tamas, A., Harkman A. ja Jansson F. (1995), “The Effect of Vocationally Oriented Employment Training on Income and Employment”, in Mikkonen, I. ja Räisänen H. (toim.), *Labour Policy Studies*, No. 122.
- Tilastokeskus (1979), *Toimialaluokitus*.

Tilastokeskus (1988), Koulutusluokitus.

Tilastokeskus (1990), Kuntaluokitus.

Torp, H. (1994), "The Impact of Training on Employment: Assessing a Norwegian Labour Market Programme", *The Scandinavian Journal of Economics*, 96.

Työministeriö, Ammattiluokitus

Työministeriö, Kuukausittaisia tilastokatsauksia vuosilta 1981-1994.

Työministeriö, Työvoimapolitiittisen aikakauskirjan julkaisuja vuosilta 1981-1996.

Van den Berg, G. (1990a), "Non Stationarity in Job Search Theory", *Review of Economic Studies*, Vol. 57, No. 190.

Van den Berg, G. (1990b), "Search Behaviour, Transition to Non Participation and the Duration of unemployment" *the Economic Journal*, Vol. 100, No. 402.

Van den Berg, G. ja van Ours, J. (1994), "Unemployment Dynamics and Duration Dependence in France, The Netherlands and The United Kingdom", *The Economic Journal*, Vol. 104.

Wolpin, K. (1987), "Estimating a Structural Job Search Model: the Transition from school to Work", *Econometrica*, 1987, Vol. 55, No.4.

Viitamäki, H. (1995), "Vähimmäis- ja ansioturva vuonna 1995", Valtion taloudellinen tutkimuskeskus, Tutkimuksia, No. 22.

LIITE 1.

KÄYTETTÄVISSÄ OLEVIEN KOTITALOUSKOHTAISTEN TULOMUUTTUJIEN MUODOSTAMINEN

Työttömyys- ja odotetun työllisyysaikaisten käytettävissä olevien kuukausitulojen laskeminen vuosille 1988, 1990 ja 1992 perustuu Holmin, Pyn ja Rantalan (1996), Kyyrän (1997) sekä tässä työssä tehtyihin laskelmiin. Laskelmien pohjalla on työttömän ja hänen puolisonsa verorekistereistä saadut tulo- ja verotiedot. Tulomuuttujien muodostamiseksi laskettiin aluksi se kuinka kauan yksilö on kunkin vuonna ollut työttömänä ja työllisenä. Nämä tiedot saatiin työmarkkinatila-kohtaisten "kumulatiivisten kesto" -muuttujien avulla, jotka mittaavat tietyn työmarkkinatilan keston summaa vuoden aikana.¹³⁰ Muuttujat on mitattu kuukauden tarkkuudella, eli niiden avulla saatiin selville montako kuukautta yksilö on tietyssä työmarkkinatilassa vuoden aikana ollut. Joissakin tapauksissa "kestomuuttujat" eivät selvästikään saanut oikeaa arvoa. Esimerkiksi tukityössä oloaika oli usein koodattu myös työllisyydeksi. Tällaiset päällekkäisyydet korjattiin siten, että yksilön kaikkien työmarkkinatila-kohtaisten kumulatiivisten kesto-
jen summa oli aina yksi vuosi.

1.1 Käytettävissä olevien tulojen laskeminen, kun yksilö on työtön

Työttömän ja kotitalouskohtaisten käytettävissä olevien kuukausitulojen laskeminen perustuu verovuoden aikana kertyneisiin työttömyysajan tuloihin, veroihin ja tulonsiirtoihin, jotka kumulatiivisten kesto -muuttujan avulla on muutettu kuukausitasolle. Kotitalouskohtaisesti käytettävissä olevat tulot saatiin vuosilta 1990 ja 1992, joilta vuosilta puolison tulotiedot olivat saatavilla. Tiivistettynä työttömän ja kotitalouskohtaisten käytettävissä olevien kuukausitulojen laskeminen vuosille 1988, 1990 ja 1992 voidaan esittää yhtälöiden 1 - 7 avulla.

$$1) \text{ yksilön bruttotulot, kk.} = \frac{\text{työttömyysturvaetuudet}}{\text{työttömyyskuukaudet vuodessa}} + \frac{\text{muut tulot vuodessa}}{12}$$

¹³⁰ Muut työmarkkinatilat olivat tukityö, koulutus ja työvoiman ulkopuolellaolo. Viimeksi mainittua ei suoraan havaittu, vaan se pääteltiin aineistosta.

2) yksilön verot, kk. (arvioidut verot kuukaudessa, jos yksilön työmarkkina-asema ei verovuoden aikana muutu)

$$= \frac{\text{valtion tulovero} + \text{kunnallisvero} + \text{kirkollisvero} + \text{sos. vakuutusvero} + \text{kansaneläkemaksu}}{12}$$

3) yksilön nettotulot, kk. = bruttotulot - verot

4) yksilön ("yksinelävän") tulonsiirrot, kk = asumistuki + toimeentulotuki, kk.

5) yksilön käytettävissä olevat tulot, kk. = nettotulot + yksilön tulonsiirrot

6) kotitalouden nettotulot, kk. = yksilön nettotulot + $\frac{\text{puolison nettotulot vuodessa}}{12}$

7) kotitalouden tulonsiirrot, kk. = asumistuki - päivähoitomaksu + toimeentulotuki, kk.

8) kotitalouden käytettävissä olevat tulot, kk. = kotitalouden nettotulot + kotitalouden tulonsiirrot.

Työttömän bruttotulot koostuvat työttömyysturvaetuuksista ja muista tuloista. Muut tulot, joita ei työmarkkinatilakohtaisesti voida erotella, ovat kotitalouden tyypistä riippuen kotihoidon tuki, omaisuustulot, päivä- ja äitiysraha ja eläketulot. Työttömyysajan tuloksi ei lasketa työvoimakoulutuksesta saatua tuloa. Kuukausituloksi bruttotulot saadaan jakamalla työttömyysturvaetudet verovuoden aikana kertyneiden työttömyyskuukausien lukumäärällä ja muut tulot kahdella toista.¹³¹

Työttömän (arvioidut) verot saadaan laskemalla työttömyysajan bruttotulojen avulla vastaavat vuositulot, jos yksilö olisi työttömänä koko verovuoden ajan. Näiden vuositulojen, valtion verotaulukoiden sekä työttömän saamien verovähennysten ja maksamien verojen (tulo-, kunnallis- ja kirkollisvero sekä palkansaajan sosiaaliturva- ja työttömyysvakuutusmaksut) suuruuden perusteella voidaan tämän jälkeen arvioida yhtälön 1.3 veroerät, jos yksilö olisi työttömänä koko verovuoden ajan. Kuukausituloksi arvioidut työttömyysajan verot saadaan jakamalla

¹³¹ Jos työttömyyden kesto oli alle neljä viikkoa, kuukausitulot arvioitiin vuorokausitasolle muunnettujen tulojen perusteella. Luotettavuuden parantamiseksi näitä tuloja verrattiin myös edellisen vuoden vastaviin tuloihin.

ne kahdellatoista. Kun bruttotuloista vähennetään verot, saadaan työttömän nettokuukausitulot.

Kotitalouskohtaiset bruttotulot ja verot saadaan, kun yksilön bruttotuloihin lisätään puolison bruttotulot ja veroihin lisätään puolison maksamat verot. Koska puolison tuloja ja hänen maksamiaan veroja ei ole mahdollista laskea työmarkkinatiloittain, puolison tulot ja verot kuukaudessa saadaan jakamalla verovuoden aikana kertyneet valtion veronalaiset tulot ja verot kahdellatoista. Puolison tulojen ja verojen oletetaan siten pysyvän samansuuruisena vuoden jokaisen kuukauden aikana.

Kotitalouskohtaiset käytettävissä olevat kuukausitulot ovat perhekohtaisen nettotulon ja kotitalouden mahdollisesti saamien tulonsiirtojen summa. Tulonsiirrot koostuvat päivähoitomaksun alennuksesta, asumis- ja toimeentulotuesta. Kotitalouden, jolla esimerkiksi alhaisten tulojen vuoksi on oikeus tiettyyn tulonsiirtoon, oletetaan myös saavan sitä.¹³² Yksilön käytettävissä olevia tuloja laskettaessa puolison tuloja ja veroja ei ole otettu huomioon. Tästä johtuen yksilön tulonsidonaiset tulonsiirrot on arvioitu sillä perusteella, että hän on yksinäinen (tai yksinhuoltaja). Suuruudeltaan yksilön käytettävissä olevat tulot ovat usein lähellä yksilön nettotuloja.

Päivähoitomaksut perustuvat sosiaali- ja terveysministeriön normeihin ja päivähoidon maksuluokkien tulorajat Viitamäen (1995) käyttämiin elinkustannushintaindeksillä korjattuihin tulorajoihin päivähoitokaudelle 1994-1995. Päivähoitomaksun suuruuteen vaikuttavat lähinnä perheen koko ja bruttotulot. Asuinpaikkakunnan vaikutusta päivähoitomaksuun ei ole otettu huomioon. Jos yksilö tai hänen puolisonsa on työtön tai työvoiman ulkopuolella, perheen oletetaan hoitavan lapsensa kotona. Aineistossa on kotitalouksille maksetut asumistuet ainoastaan joulukuulta 1990 ja 1992. Tästä syystä kotitaloudet on ryhmitelty 16 luokkaan perheen bruttotulojen ja perheeseen mukaan siten, että kussakin luokassa on myös keskimääräinen asumistuki niiden kotitalouksien osalta, jotka asumistukea ovat saaneet. Tämän jälkeen kunkin kotitalouden asumistuki arvioidaan olevan sama kuin sen luokan keskiarvo, mihin kotitalous tulo- ja perhetyyppiluokkansa puolesta kuuluu. Lopuksi, jos kotitalouden aineistosta lasketut nettotulot ovat alle toimeentulotukinormin, korvataan nettotulot toimeentulonormilla (Viitamäki 1995).

Työttömyysajan käytettävissä olevat tulot arvioitiin myös pienimmän neliosumman menetelmällä. Näin voitiin selvittää, miten tulojen laskennassa mahdollisesti syntynyt mittausvirhe vaikuttaa lopputuloksiin.¹³³ Työttömän käytettävissä olevia

¹³² Tulonsiirtojen määräytymisestä tarkemmin Holm, Pyy ja Rantala (1996).

¹³³ Mittausvirheitä voi syntyä esimerkiksi siitä, että lyhyen työttömyysjakson aikana saatujen tulojen pyöristäminen kuukausituloksi voi olla epätarkkaa. Myös puolison tuloihin voi sisältyä epätarkkuuksia, koska puolison työmarkkinatiloja ei voitu arvioida samalla tarkkuudella kuin otosyksilön.

tuloja selitettiin bruttotuloilla ja asumistuella (vuosilta 1990 ja 1992) sekä perheasemaa ja toimeentulotuen saamista kuvaavilla indikaattorimuuttujilla. Kotitalouden käytettävissä olevia tuloja selitettiin perheen nettotuloilla, asumis- ja kotihoidontuella sekä perheasemaa ja toimeentulotuen saamista kuvaavilla indikaattori muuttujilla. Analyysistä ilmeni, että käytettävissä olevien tulojen suuruuteen vaikuttavat odotetusti erityisesti yksilön ja puolison nettotulot.¹³⁴ Samalla ilmeni myös se, että on lähes sama onko selittävänä muuttujana ”havaittu” vai estimoitu käytettävissä oleva tulo. Koska estimoitujen tulomuuttujan käyttö vähensi multikollineaarisuutta selittävien muuttujien välillä, tämän työn lopullisissa malleissa käytetään estimoituja tulomuuttujia. Estimoidut mallit on esitetty taulukossa L1 ja L2.

Taulukko L1: Yksilön käytettävissä olevia tuloja selittävät mallit*

vuosi	1988 ^{a)}		1990		1992	
	estimaatti ^{b)}	t-arvo ^{c)}	estimaatti ^{b)}	t-arvo ^{c)}	estimaatti ^{b)}	t-arvo ^{c)}
Selittävät muuttujat						
vakio	2,213	(51,5)	1,715	(65,1)	2,49	(33,6)
avio(avo)pari, ei lapsia ^{d)}	0,015	(8,1)	-0,003	(-1,2)	0,019	(6,2)
avio(avo)pari, lapsia ^{d)}	-0,004	(-2,4)	0,016	(7,1)	0,040	(13,9)
yksinhuoltaja ^{d)}	0,011	(3,0)	0,046	(9,1)	0,056	(9,3)
normitulo ^{d)}	0,076	(24,1)	0,063	(17,5)	0,066	(22,3)
ln(yksilön bruttotulo)	0,706	(137,3)	0,770	(130,3)	0,679	(154,6)
ln(asumistuki)	-	-	0,063	(10,0)	0,001	(2,4)
korjattu selitysaste R ²	0,92		0,94		0,92	
havaintojen lukumäärä	3991		3218		3328	

* Selittävänä muuttujana on yksilön nettotulojen logaritmi.

a) Vuonna 1988 perheasemaa kuvaavien muuttujien luokittelu oli karkeampaa kuin muina vuosina. Esimerkiksi avo- ja aviopareja ei eroteltu toisistaan. Myös yksinhuoltajien luokitus voi olla epätarkkaa.

b) Estimaatit perustuvat pienimmän neliösumman menetelmään.

c) Jos t-arvo on suurempi kuin 1,645, muuttuja on tilastollisesti merkitsevä 5 %:n merkitsevyystasolla.

d) Perheasemaa ja normituloa kuvaavat muuttujat ovat indikaattori muuttujia. Ne saavat arvon 1, jos työtön kuuluu muuttujien osoittamiin ryhmiin, muulloin niiden arvo on nolla.

¹³⁴ Tuloksista ilmeni myös se, että esimerkiksi normitulon saamista kuvaava indikaattorimuuttuja alensi kotitalouden käytettävissä olevia tuloja (taulukko L2). Normituloa saavien kotitalouksien käytettävissä olevat tulot ovatkin yleensä pienemmät kuin muiden kotitalouksien. Yksilön ”käytettävissä olevia tuloja” normituloindikaattori kuitenkin nosti (taulukko L1). Tulos selittyy sillä, että mahdollisen puolison tulojen vaikutuksia tulosidonnaisen normitulon suuruuteen ole otettu huomioon.

Taulukko L2: Kotitalouden käytettävissä olevat tuloja selittävät mallit*

vuosi	1990		1992	
	estimaatti ^{a)}	t-arvo ^{b)}	estimaatti ^{a)}	t-arvo ^{b)}
Selittävät muuttujat				
vakio	6,098	(42,4)	5,390	(56,2)
avio(avo)pari, ei lapsia ^{c)}	-0,230	(-31,5)	-0,289	(-43,9)
avio(avo)pari, lapsia ^{c)}	-0,054	(-6,4)	-0,050	(-6,8)
yksinhuolt., 1 lapsi ^{c)}	0,409	(26,2)	0,402	(28,7)
yksinhuolt., 2 lasta ^{c)}	0,592	(28,8)	0,611	(32,5)
yksinhuolt., yli 2 lasta ^{c)}	0,819	(18,7)	0,762	(16,4)
normitulo ^{c)}	-0,122	(-16,4)	-0,123	(-22,8)
ln (yksilön nettotulo)	0,290	(16,9)	0,380	(33,2)
ln(puolison nettotulo)	0,118	(146,4)	0,112	(152,5)
ln(kotihoidontuki)	0,004	(2,3)	0,0001	(0,1)
ln(asumistuki)	-0,056	(-42,0)	-0,043	(-38,2)
korjattu selitysaste R ²	0,95		0,95	
havaintojen lukumäärä	3218		3328	

* Selittävänä muuttujana on kotitalouden käytettävissä olevien tulojen logaritmi.

a) Estimaatit perustuvat pienimmän neliösumman menetelmään.

b) Katso kommentti t-arvosta taulukosta L1.

c) Katso kommentit perheasemaa ja normituloa kuvaavista indikaattorimuuttujista taulukosta L1.

1.2 Käytettävissä olevien tulojen laskeminen, jos työtön työllistyi

Odotettujen työllisyysaikaisten käytettävissä olevien tulojen laskemisen pohjalla on työllistyneiden työttömien bruttopalkat kuukaudessa, jotka saatiin jakamalla verovuoden aikana kertyneet bruttopalkat työllisyyskuukausien lukumäärällä.¹³⁵ Bruttokuukausipalkat eivät kuitenkaan kuvaa sellaisenaan odotettuja bruttopalkkoja, sillä työttömyys voi päättyä myös muuhunkin syyhyn kuin työllistymiseen (vrt. taulukko 6.2). Lisäksi havaittuihin palkkoihin perustuva jakauma ei välttämättä kuvaa työttömän saamia palkkatarjousten jakaumaa oikealla tavalla, sillä se voi sisältää osuuttaan vähemmän matalia palkkatarjouksia.

Edellä mainituista syistä yksilön odotettu bruttokuukausipalkka laskettiin Kyyrän (1996) palkkayhtälön parametristimaattien avulla (taulukko L3). Niiden estimoinnit perustuivat samaan havaintoaineistoon kuin tässä työssä. Käytettyjen havaintojen lukumäärä oli kuitenkin pienempi. Kyyrän palkkayhtälössä työllistyneiden työttömien bruttopalkkoja (alkupalkkoja) selitettiin siihen vaikuttavilla

¹³⁵ Kaikista työllisyysajan tuloista on käytetty ainoastaan 'päätoimen' palkkatuloa, sillä se kuvaa parhaiten yksilön saamaa palkkaa. Bruttopalkkoja ei laskettu henkilöille, joiden työsuhde oli alle kaksi viikkoa. Jos yksilö on verovuoden aikana ollut sekä töissä että tukityössä, hänen tukityöajan kuukausipalkansa oletetaan olevan 80 prosenttia siitä kuntasektorin ikälisästä puhdistetusta keskipalkkaluokasta, johon hän ikänsä, sukupuolensa ja koulutustasonsa perusteella kuuluu.

tekijöillä kuten yksilön koulutustasolla, työkokemuksella ja toimialalla.¹³⁶ Mata-
lien palkkatarjousten aliedustusta korjattiin ns. työllistymisyhtälön avulla
(taulukko L4). Miehille ja naisille Kyyrä estimoit erilliset mallit. Koska eri vuo-
sille kuuluvat havainnot estimoititiin samassa mallissa (tulomuuttujat vuoden 1990
rahassa), bruttokuukausipalkat muutettiin eri vuosille toimialakohtaisen palkka-
hintaindeksin avulla.

Kun odotettu bruttopalkka on kaikille työttömille arvioitu, laskettiin tulo- ja ve-
rotietoja hyödyntämällä käytettävissä olevat työllisyysajan odotetut käytettävissä
olevat kuukausitulot samaan tapaan ja samoilla yhtälöillä kuin vastaavat työttö-
myysajan kuukausitulot. Poikkeuksena on yhtälö 2, joka on korvattava yhtälöllä
2'.

$$2' \text{ Bruttotulot kuukaudessa} = \text{odotettu bruttopalkka kuukaudessa} + \frac{\text{muut tulot}}{12}$$

Taulukko L3: Kyyrän (1997) alkupalkkafunktioiden estimointitulokset ilman
toimialaindikaattoreiden kerroinestimaatteja*

Selittävät muuttujat	Naiset		Miehet	
	estimaatti ^{a)}	p-arvo ^{b)}	estimaatti ^{a)}	p-arvo ^{b)}
vakio	8,7709	0,00001	8,6860	0,00001
alempi keskiaste	0,06375	0,08990	0,08250	0,00135
ylempi keskiaste	0,10095	0,01256	0,14137	0,00002
alempi korkea-aste	0,23299	0,00025	0,32386	0,00001
ylempi korkea-aste	0,42434	0,00001	0,41732	0,00001
hoitoala × keskiaste	0,12085	0,00990	0,22666	0,10307
työkokemus	0,00807	0,02271	0,02022	0,00001
(työkokemus/10) ²	-0,01724	0,06070	-0,03734	0,00001
avioliitossa	0,03905	0,13191	0,14214	0,00001
uusimaa	0,00780	0,84415	0,05685	0,02452
vajaakuntoisuus	-0,10125	0,03300	-0,07141	0,12329
tukityö ^{c)}	0,04067	0,18144	0,06827	0,00742
koulutus ^{c)}	-0,04505	0,39345	0,01648	0,64847
σ ^{d)}	0,36906	-	0,33196	-
ρ ^{d)}	0,24590	0,03761	0,17547	0,05646
Työllistyneiden lkm.	1032		1303	

* Selitettävänä muuttujana on uuden työsuhteen alkupalkan logaritmi

a) Suurimman uskottavuuden parametriestimaatit

b) Jos p-arvo on esimerkiksi pienempi kuin 0,05, on muuttuja tilastollisesti merkitsevä vähintään
5 %:n merkitsevyytasolla.

c) Tukityö (koulutus) saa arvon yksi, jos henkilö on ollut tukityössä (koulutuksessa) tarkasteluvouden tai
sitä edeltäneen vuoden aikana, muulloin tukityö (koulutus) saa arvon nolla.

d) Parametreja s ja r ei tämän työn odotettuja bruttopalkkoja laskettaessa käytetty.

¹³⁶ Estimoinnit perustuvat ns. endogeenisen valikoitumisen -malliin (Tobit-malli), josta tarkemmin
esim. Maddala (1983).

Taulukko L4: Kyyrän (1997) työllistymisyhtälöiden estimointitulokset*

Selittävät muuttujat	naiset		miehet	
	estimaatti ^{a)}	p-arvo ^{b)}	estimaatti ^{a)}	p-arvo ^{b)}
vakio	0,43215	0,14223	1,2144	0,00001
ikä	0,06105	0,00049	0,00821	0,57882
(ikä/10) ²	-0,08779	0,00016	-0,02171	0,28327
log(asuinalueen työttömyysaste)	-0,47264	0,00001	-0,55212	0,00001
log(toimialan työttömyysaste)	-0,30559	0,00001	-0,08601	0,02378
sqr(työttömyysturva, 1000)	-0,18377	0,00001	-0,14413	0,00001
sqr(edell. vuoden)	-0,15067	0,00001	-0,15443	0,00001
alempi keskiaste	0,32526	0,00001	0,21898	0,00002
ylempi keskiaste	0,54176	0,00001	0,38477	0,00001
alempi korkea-aste	0,83357	0,00001	0,48301	0,00018
ylempi korkea-aste	0,73830	0,00005	0,22622	0,29892
hoitoala × keskiaste	0,72375	0,00001	0,46553	0,30412
vajaakuntainen	-0,35705	0,00008	-0,56949	0,00001
avioliitossa	0,08639	0,18362	0,31355	0,00001
alle 7-vuotias lapsi	0,10572	0,13371	0,09970	0,12873
Havaintojen lukumäärä	2663		3896	

* Selitettävänä muuttujana on $y = 1$, jos yksilö on työllistynyt, muutoin $y = 0$.

a) Endogeenisen valikoitumisen mallin työllistymisyhtälön suurimman uskottavuuden estimaatit

b) Katso kommentti taulukosta L3.

LIITE 2.

Taulukko L5: Eräitä työttömiä ja työmarkkinatilannetta kuvaavia muuttujia työttömyyden vuosina 1988, 1990 ja 1992

	1988	1990	1992
lukumäärä	3991	3218	3328
ikä			
<i>alle 20 vuotta</i>	15,1	14,8	13,1
<i>20-25 vuotta</i>	23,5	20,5	19,4
<i>26-52 vuotta</i>	54,7	56,1	59,8
<i>53-55 vuotta</i>	3,1	3,4	2,9
<i>yli 55 vuotta</i>	3,7	5,1	4,7
<i>naiset</i>	44,6	45,7	43,0
asuinalue			
<i>maaseutu</i>	32,0	30,9	28,2
<i>taajama</i>	15,5	14,4	15,9
<i>kaupunki</i>	52,5	54,8	55,8
<i>työ 'kaukana'</i>	27,1	20,8	14,5
<i>muuttanut</i>	11,1	10,9	7,1
'ammatti'			
<i>ammattitaidoton</i>	50,0	50,4	43,0
<i>hoitoala</i>	2,0	2,0	3,2
<i>korkeakoulutus</i>	2,1	1,9	2,9
työttömyyttä edeltävät muuttajat			
<i>työllinen (ei lomautettu)</i>	36,9	42,6	41,2
<i>työllinen (lomautettu)</i>	7,4	8,3	10,7
<i>tukityössä</i>	19,3	9,5	11,1
<i>koulutuksessa</i>	2,7	3,5	3,7
<i>työvoiman ulkopuolella</i>	22,3	22,3	21,3
<i>työtön</i>	11,4	13,8	12,0
<i>ensimmäinen tukityö^{a)}</i>	75,3	47,9	41,4
<i>ensimmäinen koulutus^{a)}</i>	-	62,9	75,7
<i>tukityö keskeytynyt^{a)}</i>	7,3	14,7	18,0
<i>vajaakunto</i>	5,9	7,1	5,1
<i>yli 2 työttömyysjaksoa</i>	-	25,3	18,3
työmarkkinatilanne muuttajat			
<i>työttömyysaste, %</i>	4,5	3,4	13,1
<i>työttömät (pl. lomautetut)^{b)}</i>	119 300	93 500	319 500
<i>avoimet työpaikat^{b)}</i>	17 400	26 900	7 100
<i>toimenpiteillä olevat^{b)}</i>	52 400	47 300	78 400

a) Osuus kaikista ennen työttömyyttään tukityöhön / koulutukseen osallistuneista työttömistä.

e) Työttömien (pl. lomautetut) ja avoimien työpaikkojen ja toimenpiteiden piirissä olevien lukumäärät keskimäärin kuukaudessa (lähde: työministeriö).

Jatkoa liitteestä 2.

Taulukko L6: Eräitä työttömien asemaa ja työmarkkinatilannetta kuvaavia muuttujia työttömyyden päättymisen syy mukaan ryhmiteltynä vuosina 1988, 1990 ja 1992

työttömyyden päättymisen syy ^{a)}	1988			1990			1992		
	työllis- tynyt	atp	työv. ulkop.	työllis- tynyt	atp	työv. ulkop.	työllis- tynyt	atp	työv. ulkop.
lukumäärä	3015	364	469	2325	396	375	1549	973	574
ikä									
alle 20 v.	12,4	17,9	29,9	12,6	11,4	30,7	6,3	15,0	31,4
20-25 v.	23,6	27,2	19,8	21,6	17,9	16,3	19,7	18,1	23,7
26-52 v.	58,3	52,2	33,5	58,9	63,1	33,3	68,1	61,2	31,5
53-55 v.	3,0	1,9	4,2	3,2	4,0	4,0	2,9	27,7	2,8
yli 55 v.	2,7	0,8	12,6	3,7	3,5	15,7	3,0	3,0	10,6
naiset	42,9	50,5	51,4	44,7	47,7	51,5	39,2	43,7	50,2
asuinalue									
maaseutu	31,3	40,4	32,8	30,5	36,6	32,3	28,5	28,7	27,4
taajama	15,8	14,8	14,1	14,2	16,9	12,3	15,3	16,2	16,9
kaupunki	52,9	44,8	53,1	55,3	46,5	55,5	56,2	55,1	55,7
työ 'kaukana'	31,8	18,7	10,2	25,2	11,1	8,3	23,8	8,2	3,8
muuttanut	11,7	11,8	6,8	11,7	7,6	9,9	7,5	7,5	5,7
'ammatti'									
ammattitaidoton	46,5	59,3	60,0	45,8	65,4	58,1	35,6	49,6	47,4
hoitoala	2,0	0,2	1,1	2,5	0,2	1,3	5,3	1,1	1,9
korkeakoulutus	2,0	2,0	2,0	2,0	1,5	1,9	3,8	2,6	1,9
työttömyyttä edeltävät muuttajat									
työllinen (ei lomautettu)	39,1	31,6	29,2	44,2	40,4	40,6	42,3	41,9	34,2
työllinen (lomautettu) ^{b)}	9,9	-	-	11,4	-	-	23,1	-	-
tukityössä	17,5	26,1	25,6	7,5	17,4	14,1	4,1	20,6	14,0
koulutuksessa	2,9	2,2	1,5	3,3	4,3	3,7	2,6	4,9	4,3
työvoiman ulkopuolella	18,3	29,4	36,7	19,4	21,0	34,4	15,8	20,1	38,9
työtön	12,3	10,7	7,0	14,2	16,9	7,2	12,1	12,5	8,6
ensimmäinen tukityö ^{b)}	80,0	59,0	68,4	48,6	41,9	51,1	51,2	38,2	41,0
ensimmäinen koulutus ^{b)}	-	-	-	66,7	53,5	73,0	88,4	63,3	88,1
tukityö keskeytynyt ^{b)}	5,1	13,7	9,8	14,7	10,3	14,9	22,0	17,6	15,1
vajaakunto	4,4	11,3	10,2	4,2	17,9	11,7	2,7	7,0	6,1
yli 2 työttömyysjaksoa	-	-	-	25,8	26,0	16,5	17,6	20,2	13,4
tulomuuttajat									
ln(KKOTU) ^{c)}	-	-	-	8,53	8,52	8,42	8,74	8,64	8,50
ln(YKOTU) ^{c)}	7,91	7,91	7,88	8,05	8,06	8,03	8,18	8,18	8,13
ln(PERHEEN VELAT) ^{d)}	-	-	-	11,24	10,90	10,69	11,44	11,06	10,89

a) Atp = siirtynyt aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden piiriin, työv. ulkop. = siirtynyt työvoiman ulkopuolelle. Työttömyyden päättymissyytä "muu syy, ei tietoa" ei ole raportoitu.

b) Lomautuksia ei ole toimenpiteille ja työvoiman ulkopuolelle siirtyneiden työttömien osalta eroteltu muista ennen työttömyyttään työllisinä olleista.

b) Osuus kaikista ennen työttömyyttään tukityöhön / koulutukseen osallistuneista työttömistä.

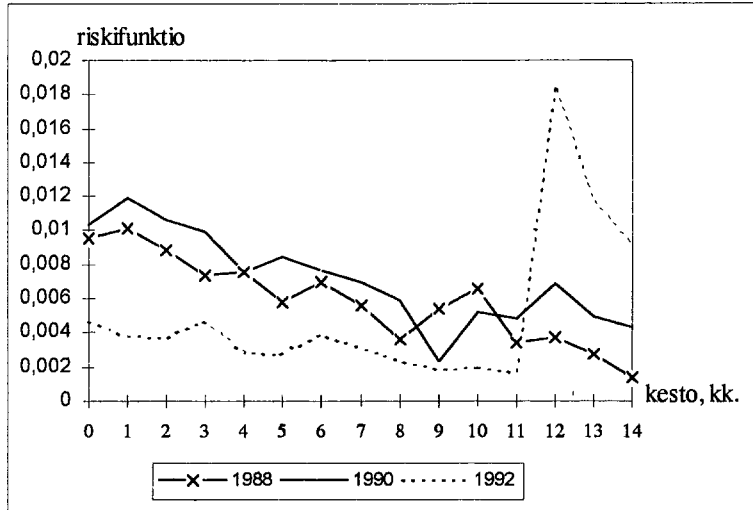
c) Perheen käytettävissä olevat logaritmitset estimoidut kuukausitulot työttömyysajalta.

c) Yksilön käytettävissä olevat logaritmitset estimoidut kuukausitulot työttömyysajalta.

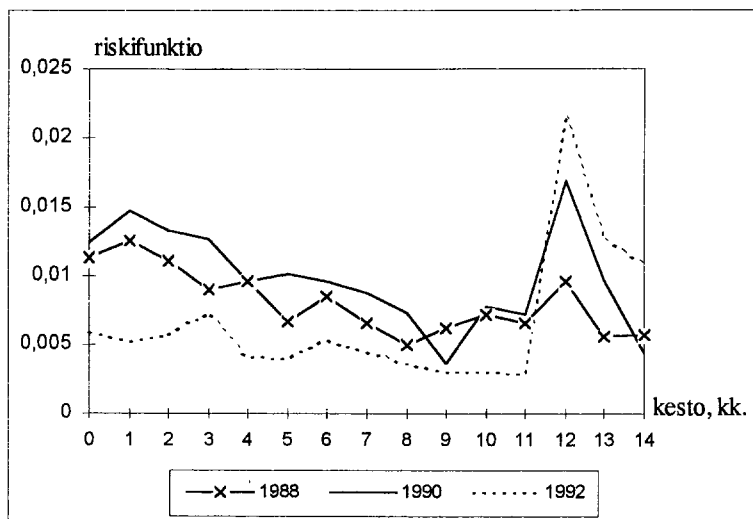
d) Perheen logaritmitset velat vuodessa.

LIITE 3.

Kuva L1: "Työllistymisen" todennäköisyys työttömyyden eri vaiheissa vuosina 1988, 1990 ja 1992, kun työllistyneiksi luetaan tukityöhön siirtyneet



Kuva L2: Työttömyyden päättymisen todennäköisyys työttömyyden eri vaiheissa vuosina 1988, 1990 ja 1992, kun työttömyyden päättymisen syitä ei ole eroteltu



LIITE 4.

Taulukko L7: Työllistyneiden työttömien riskifunktion estimointitulokset, karkeaan työmarkkinahistoriaan perustuvat mallit vuosille 1988, 1990 ja 1992

Selittävät muuttujat	1992		1990		1988	
	estimaatti ^{a)}	keski-hajonta	estimaatti ^{a)}	keski-hajonta	estimaatti ^{a)}	keski-hajonta
luokittelumuuttujat ^{b)}						
ikä						
alle 20 v.	0,041	0,119	0,528***	0,075	0,716***	0,062
20-25 v.	0,034	0,070	0,232***	0,056	0,393***	0,047
53-55 v.	-0,123	0,153	-0,187	0,120	-0,342***	0,111
yli 55 v.	-0,600***	0,151	-0,951***	0,116	-0,738***	0,115
naiset	-0,046	0,060	0,172***	0,049	0,092**	0,043
asuinalue maaseutu	0,077	0,059	0,052***	0,049	-0,008	0,043
työ 'kaukana'	0,547***	0,063	0,213*	0,050	0,312***	0,041
muuttanut	0,039	0,098	0,125	0,067	0,075	0,059
'ammatti'						
ammattitaidoton	-0,172***	0,059	-0,216***	0,048	-0,190***	0,041
hoitoala	0,701***	0,126	0,209	0,143	0,351***	0,129
korkeakoulutus	0,031	0,142	-0,500***	0,156	-0,357***	0,134
'tila ennen työttömyyttä'						
työvoiman ulkopuolella	-0,404***	0,077	-0,309***	0,058	-0,705***	0,051
toimenpiteellä	-1,067***	0,106	-0,394***	0,070	-0,701***	0,048
jatkuvat muuttujat						
ln(KKOTE/KKOTU) ^{c)}	0,620***	0,164	0,604***	0,126	0,660***	0,115
ln(KKOTU) ^{c)}	0,193***	0,063	0,135***	0,046	0,324***	0,074
ln(VELAT) ^{c)}	0,017	0,005	0,012**	0,004		
ln(työttömyysaste)	-0,055	0,135	-0,103**	0,135	-0,008**	0,043
estimaatit α_t						
1. kuukausi	-3,716***	0,603	-2,434***	0,427	-3,884***	0,607
2. kuukausi	-3,867***	0,603	-2,220***	0,427	-3,711***	0,608
3. kuukausi	-3,875***	0,604	-2,310***	0,428	-3,857***	0,608
4. kuukausi	-3,936***	0,605	-2,411***	0,430	-3,987***	0,609
5. kuukausi	-4,292***	0,608	-2,658***	0,435	-3,925***	0,611
6. kuukausi	-4,027***	0,607	-2,484***	0,437	-3,825***	0,612
7. kuukausi	-4,276***	0,612	-2,581***	0,445	-3,911***	0,615
8. kuukausi	-4,167***	0,611	-2,667***	0,455	-4,046***	0,618
9. kuukausi	-4,635***	0,621	-3,073***	0,488	-4,191***	0,624
10. kuukausi	-4,571***	0,622	-3,475***	0,539	-3,867***	0,623
11. kuukausi	-4,934***	0,636	-3,307***	0,553	-3,854***	0,628
12. kuukausi	-4,890***	0,645	-3,288***	0,617	-3,988***	0,642
13. kuukausi	-5,527***	0,747	-2,855***	0,615	-4,366***	0,671
14. kuukausi	-5,111***	0,746	-3,039***	0,716	-4,867***	0,729
log(uskontavuusfunktio)	9795,9		9788,2		13336,2	

a) Estimaatti merkitsevä 10 % riskitasolla (*), 5 % riskitasolla (**), 1 % riskitasolla (***)

b) Vertailuryhmä: työttömät 26-52-vuotiaat miehet. Asuinpaikkakunta kaupunki, "tuleva" työpaikka asuinpaikkakunnalla, eivät muuttaneet, keski- tai opistoasteen tekninen koulutus, työttömyyttä ennen työssä.

c) KKOTU ja KKOTE ovat kotitalouskohtaiset käytettävissä olevat kuukausitulot työttömyys- ja työllisyysajalta (vuoden 1988 osalta yksilön käytettävissä olevat tulot). VELAT on perheen velat vuodessa.

LIITE 5.

Taulukko L8: Työllistyneiden riskifunktion estimointitulokset, tarkkaan työmarkkinahistoriaan perustuvat mallit vuosille 1988, 1990 ja 1992

Selittävät muuttujat	1992		1990		1988	
	estimaatti ^{a)}	keski-hajonta	estimaatti ^{a)}	keski-hajonta	estimaatti ^{a)}	keski-hajonta
luokittelumuuttujat^{b)}						
ikä						
alle 20 v.	-0,010	0,120	0,565 ^{***}	0,076	0,607 ^{***}	0,063
20-25 v.	0,103	0,076	0,274 ^{***}	0,058	0,341 ^{***}	0,049
53-55 v.	-0,110	0,154	-0,128	0,120	-0,322 ^{***}	0,112
yli 55 v.	-0,464 ^{***}	0,150	-0,919 ^{***}	0,117	-0,677 ^{***}	0,116
naiset	0,087 [*]	0,061	0,200 ^{***}	0,049	0,087 [*]	0,043
asuinalue maaseutu	0,051 ^{**}	0,061	0,006	0,048	0,096 ^{**}	0,042
työ 'kaukana'	0,359	0,064	0,218 ^{***}	0,050	0,242 ^{***}	0,042
muuttanut	0,086 [*]	0,100	0,134 ^{**}	0,067	-0,012	0,059
'ammatti'						
ammattitaidoton	-0,144 ^{**}	0,061	-0,128 ^{**}	0,049	-0,187 ^{***}	0,042
hoitoala	0,622 ^{***}	0,128	0,173 ^{***}	0,143	0,350 ^{***}	0,128
korkeakoulutus	0,257 [*]	0,142	-0,399 ^{***}	0,156	-0,505 ^{***}	0,134
tila ennen työttömyyttä						
työssä→lomaus	1,309 ^{***}	0,069	0,862 ^{***}	0,072	0,694 ^{***}	0,067
työvoiman ulkopuolella	-0,231 ^{***}	0,079	-0,182 ^{***}	0,060	-0,399 ^{***}	0,054
tukityö	-1,354 ^{***}	0,195	-0,236 ^{***}	0,118	-0,532 ^{***}	0,107
koulutus	-1,062 ^{**}	0,445	0,026	0,200	0,349 ^{***}	0,113
ensim. tukityö ^{c)}	0,499 ^{**}	0,256	-0,120	0,154	-0,094	0,113
ensim. koulutus ^{c)}	0,881 [*]	0,472	0,074	0,244	-	-
tukityö keskeytynyt ^{c)}	0,400	0,308	-0,330	0,215	0,024	0,200
vajaakunto	-0,286 [*]	0,159	-0,754 ^{***}	0,105	-0,466 ^{***}	0,091
yli 2 työttömyysjaksoa	0,179 ^{***}	0,070	0,127 ^{***}	0,050	-	-
jatkuvat muuttujat						
$\ln(KKOTE/KKOTU)^d)$	0,931 ^{***}	0,165	0,730 ^{***}	0,132	0,458 ^{***}	0,116
$\ln(KKOTU)^d)$	0,193 ^{***}	0,057	0,174 ^{***}	0,050	0,239 ^{***}	0,069
$\ln(VELAT)^d)$	0,014 ^{***}	0,005	0,012 ^{***}	0,004	-	-
$\ln(V/U)^e)$	-1,22 ^{***}	0,054	-0,102 ^{***}	0,032	0,293 ^{***}	0,024
$\ln(ATP/U)^e)$	-0,03	0,068	-0,364 ^{***}	0,067	-0,092 ^{***}	0,011
aikariippuvat muuttujat^{f)}						
D9	0,051	0,359	0,254	0,493	-0,016	0,308
D10	-0,118	0,361	-0,424	0,668	-0,407	0,297
D11	-1,147 ^{***}	0,424	-0,140	0,708	-0,016	0,343
D12	-1,013 ^{**}	0,493	-0,403	0,910	-0,276	0,427
D13	-0,669	0,914	0,604	0,921	0,434	0,616
N4	-0,630 ^{***}	0,303	-1,226	0,294	-0,423	0,272
N5	-0,074	0,315	-0,617	0,462	0,095	0,255
N6	-0,169	0,304	-0,088	0,401	0,153	0,286
N7	0,008	0,342	0,731 [*]	0,414	0,293	0,361

jatkoa liitteestä 5.

Selittävät muuttujat	1992		1990		1988	
	estimaatti ^{a)}	keski-hajonta	estimaatti ^{b)}	keski-hajonta	estimaatti ^{a)}	keski-hajonta
estimaatit α_j ^{f)}						
1. kuukausi	-3,378***	0,535	-1,514***	0,442	-3,700***	0,565
2. kuukausi	-3,456***	0,534	-1,279***	0,442	-3,488***	0,565
3. kuukausi	-3,410***	0,534	-1,349***	0,443	-3,602***	0,566
4. kuukausi	-3,378***	0,536	-1,401***	0,445	-3,683***	0,567
5. kuukausi	-3,771***	0,541	-1,588***	0,450	-3,654***	0,569
6. kuukausi	-3,445***	0,539	-1,426***	0,453	-3,533***	0,570
7. kuukausi	-3,640***	0,544	-1,581***	0,462	-3,611***	0,574
8. kuukausi	-3,497***	0,543	-1,594***	0,470	-3,862***	0,576
9. kuukausi	-4,028***	0,614	-2,125***	0,579	-3,998***	0,606
10. kuukausi	-3,891***	0,613	-2,161***	0,624	-3,478***	0,597
11. kuukausi	-3,641***	0,612	-2,127***	0,664	-3,653***	0,618
12. kuukausi	-3,729***	0,656	-1,960***	0,723	-3,609***	0,637
13. kuukausi	-4,622***	0,886	-2,053***	0,845	-4,399***	0,753
14. kuukausi	-4,601***	0,689	-1,911***	0,723	-4,666***	0,694
log(uskottavuusfunktio)	8745		9538		12710	

a) Estimaatti merkitsevä 10 % riskitasolla (*), 5 % riskitasolla (**), 1 % riskitasolla (***)

b) Vertailuryhmä: työttömät 26-52-vuotiaat miehet. Asuinpaikkakunta kaupunki, 'tuleva' työpaikka asuinpaikkakunnalla, ei muuttanut, keski- tai opistoasteen tekninen koulutus ja 'muut' ammatit, työttömyyttä ennen työssä (ei lomautuksen vuoksi työttömäksi), ei vajaakuntoinen, ei keskeyttänyt tukityötä, ennen työttömyyttä korkeintaan 2 työttömyysjaksoa (vuodesta 1987 lähtien). Katso myös interaktiomuuttujien vertailuryhmät.

c) Interaktiomuuttujien *ensimmäinen tukityö* ja *ensimmäinen koulutus* vertailuryhmänä on työttömät, joiden työttömyyttä edeltävä tila on tukityö / koulutus. *Tukityö keskeytynyt* -muuttujan vertailuryhmä on tukityössä ennen työttömyyttään olleet henkilöt.

d) KKOTU ja KKOTE ovat kotitalouskohtaiset käytettävissä olevat kuukausitulot työttömyys- ja työllisyysajalta. VELAT on perheen yhteenlasketut velat vuodessa. Vuotta 1988 koskevat tulot ovat yksilön käytettävissä olevia tuloja.

e) V, U ja ATP ovat työvoimatoimistoissa ilmoitettujen avoimien työpaikkojen, työttömien työnhakijoiden (pl. lomautetut) ja toimenpiteiden piirissä olevien henkilöiden lukumäärät. Muuttujat on laskettu työvoimapiireittäin kalenterikuukauden lopussa.

f) $D_j=1, j=9, \dots, 13$, jos työttömän arvioidaan saaneen ansiosidonnaista työttömyysturvaa ja jos työttömyyden kesto on ollut j kuukautta. $N_k=1, k=4, \dots, 7$, jos korkeintaan 25-vuotiaan työttömän arvioidaan saaneen ansiosidonnaista työttömyysturvaa ja jos työttömyyden kesto on ollut k kuukautta.

VATT-TUTKIMUKSIA -SARJASSA AIEMMIN ILMESTYNEET JULKAISUT
PUBLISHED VATT-RESEARCH REPORTS

1. Kuusi Osmo: Uusi biotekniikka, mahdollisuuksien ja uhkien teknologia. Helsinki: Tammi 1991.
2. Parviainen Seija: The Effects of European Integration on the Finnish Labour Market. Helsinki 1991.
3. Mustonen Esko: Julkiset palvelut: Tehokkuus ja tulonjako. Helsinki 1991.
4. Rantala Juha: Työpaikan avoinnaolon keston mittaaminen. Helsinki 1991.
5. Mäki Tuomo: Työvoiman riittävyys ja kohdentuminen 1990-luvulla. Helsinki 1991.
6. Hetemäki Martti: On Open Economy Tax Policy. Helsinki 1991.
7. Kirjavainen Tanja: Koulutuksen oppilaskohtaisten käyttömenojen eroista. Helsinki 1991.
8. Puoskari Pentti: Talouspolitiikan funktiot ja instituutiot. Helsinki 1992.
9. Parkkinen Pekka: Koulutusmenojen kehityspiirteitä vuoteen 2030. Helsinki 1992.
10. Laakso Seppo: Kotitalouksien sijoittuminen, asuinkiinteistöjen hinnat ja alueelliset julkiset investoinnit kaupunkialueella. Helsinki 1992.
11. Kirjavainen Tanja - Loikkanen Heikki A.: Ollin oppivuosi 13 000 - 56 000 markkaa. Helsinki 1992.
12. Junka Teuvo: Suurten teollisuusyritysten toimintasopeutus 1980-luvulla. Helsinki 1993.
13. Törmä Hannu - Rutherford Thomas: Integrating Finnish Agriculture into EC's Common Agricultural Policy. Helsinki 1993.
14. Kuismanen Mika: Progressiivisen tuloverotuksen vaikutus miesten työn tarjontaan. Helsinki 1993.
15. Estonia and Finland - A Retrospective Socioeconomic Comparison. Helsinki 1993.
16. Kirjavainen Tanja - Loikkanen Heikki A.: Lukioiden tehokkuuseroista. DEA-menetelmän sovellus lukioiden tehokkuuserojen arvioimiseksi. Helsinki 1993.
17. Räsänen Mikko: Pankkien talletusvakuuden arvo ja riskikäyttäytyminen vuosina 1982 - 1992: optiohinnoittelumallin sovellus. Helsinki 1994.
18. Holm Pasi: Essays on International Trade and Tax Policy in Vertically Related Markets. Helsinki 1994.
19. Mäkelä Pekka: Markkinat ja ympäristö - Euroopan unionin ympäristöpolitiikan tarkastelua. Helsinki 1994.
20. Vartiainen Hannu: Rahoitusmarkkinat ja talouden tasapaino informaation taloustieteen näkökulmasta. Helsinki 1994.
21. Mäki Tuomo: Julkisen sektorin laajuus ja kasvu OECD-maissa. Helsinki 1995.

22. Pyy Marjo: Nuorten työllistymisen kuvaaminen elinaika-analyysin menetelmin. Helsinki 1994.
23. Lehtinen Teemu: Välittömän verotuksen tulonjakovaikutukset. Helsinki 1994.
24. Oroza Gonzalo: The CIS Mining Industry in a Transition Period - with special reference to Finnish mining prospects. Helsinki 1994.
25. Rantala Juha: Aktiivisten työvoimapolitiittisten toimenpiteiden työllistävyys. Helsinki 1995.
26. Lappeteläinen Antti: General Equilibrium Models - Numerical Method and Stability. Helsinki 1995.
27. Suoniemi Ippo - Sullström Risto: The Structure of Household Consumption in Finland, 1966-1990. Helsinki 1995.
28. Viitamäki Heikki: Vähimmäis- ja ansioturva vuonna 1995. Helsinki 1995.
29. Verouudistukset - yrittäjien sosiaalietuudet ja niiden maksupohja. Työryhmäraportti. Helsinki 1995.
30. Piekkola Hannu: Capital Income Taxation and Tax Criteria in International Capital Markets. Helsinki 1995.
31. Myhrman Rolf - Heikkilä Tuomo: Maatalouden sopeutumistarve EU-jäsenyyteen. Helsinki 1996.
32. Heikkilä Tuomo - Lang Markku - Myhrman Rolf: Maatalouden ensimmäiset vuodet Euroopan unionin jäsenenä. Helsinki 1996. (Ei vielä ilmestynyt.)
33. Ollikainen Markku: Essays on Timber Supply and Forest Taxation. Helsinki 1996.
34. Somervuori Elina: Aktiivinen työvoimapolitiikka ja työttömyys OECD-maissa. Helsinki 1996.
35. Aura Saku: Lorenz-käyrät, hyvinvointiteoriat ja tilastollinen päättely. Helsinki 1996.
36. Alajääskö Pekka: Endogenous Monetary Policy in Macroeconomic Models: The Role of Commitment, Conservative Central Banker and Optimal Central Bank Contracts in the Credibility of Monetary Policy. Helsinki 1996.
37. Riihelä Marja: Energiapanosten verotuksen vaikutus kotitalouksien välillisen energian kulutukseen ja hyvinvointiin. Helsinki 1996.
38. Niskanen Esko - Goebel Anton: Vesiliikenteen tehokas ja oikeudenmukainen hinnoittelu. Helsinki 1997.
39. Kyyrä Tomi: Työllistyneiden alkupalkkojen määräytyminen. Helsinki 1997.
40. Holm Pasi - Kyyrä Tomi: Tulojen vaikutus työmarkkinasiirtymiin. Helsinki 1997.
41. Mäkelä Pekka: Polkumyynti Euroopan unionin kauppapolitiikassa. Helsinki 1997.
42. Oroza Gonzalo: Latin American Economic Perspectives with Special Reference to Finnish Interests and Opportunities. Helsinki 1997.
43. Lehtinen Teemu: The Distribution and Redistribution of Income in Finland 1990-1993. Helsinki 1998.



Valtion taloudellinen tutkimuskeskus

Hämeentie 3
PL 269
00531 HELSINKI

Reino Hjerppe,
Ylijohtaja

Johtokunta

Puheenjohtaja Johnny Åkerholm,
Alivaltiosihteeri, Valtiovarainministeriö

Carin Lindqvist-Virtanen
Ylitarkastaja, Sosiaali- ja terveysministeriö

Markku Mannerkoski,
Pääjohtaja, Valtion teknillinen tutkimuskeskus

Kari Puumanen,
Johtokunnan neuvonantaja, Suomen Pankki

Kirsi Seppälä
Pääjohtaja, Verohallitus

Päivi Valkama,
Vanhempi budjettisihteeri, Valtiovarainministeriö

Reino Hjerppe,
Ylijohtaja, Valtion taloudellinen tutkimuskeskus

Tuomo Mäki
Erikoistutkija, Valtion taloudellinen tutkimuskeskus

