

VATT-TUTKIMUKSIA

39

VATT-RESEARCH REPORTS

Tomi Kyyrä

TYÖLLISTYNEIDEN ALKUPALKKOJEN  
MÄÄRÄYTYMINEN

VALTION TALOUDELLINEN TUTKIMUSKESKUS

Government Institute for Economic Research

Helsinki 1997

ISBN 951-561-196-2

ISSN 0788-5008

Valtion taloudellinen tutkimuskeskus  
Government Institute for Economic Research  
Hämeentie 3, 00530 Helsinki, Finland

J-Paino Oy  
Helsinki 1997

Kyyrä, Tomi: Työllistyneiden alkupalkkojen määräytyminen. Helsinki, VATT, Valtion taloudellinen tutkimuskeskus, 1997 (B, ISSN 0788-5008; No 39), ISBN 951-561-196-2.

**TIIVISTELMÄ:** Tutkimuksessa tarkastellaan työttömyyskortistosta työllistyneiden uusien työsuhteiden alkupalkkoja sekä arvioidaan, miten työvoiman työllisten palkanmuodostus poikkeaa työllistyneiden alkupalkkojen määräytymisestä. Teoreettisena viitekehikkona toimii inhimillisen pääoman teoria. Empiirissä tarkasteluissa hyödynnetään kahta vuotta 1987–92 kattavaa yksilötason seuranta-aineistoa. Työllistyneiden alkupalkkoja tutkittaessa sovelletaan ns. tobit-malleja, kun taas työvoiman työllisten palkkoja tarkasteltaessa turvaututaan tavanomaiseen lineaariseen regressioanalyysiin. Alkupalkkojen määräytymisen havaitaan poikkeavan oleellisesti työvoiman työllisten palkanmuodostuksesta. Erityisesti koulutusasteiden väliset palkkaerot osoittautuvat selvästi pienemmiksi työllistyneiden kuin työvoiman työllisten keskuudessa. Tämä lienee seurausta koulutuksen mukaan eriytyneestä urakehityksestä, sillä työvoiman työllisten palkat ovat nousseet työkokemuksen karttuessa sitä nopeammin, mitä korkeammasta koulutusasteesta on kyse.

**ASIASANAT:** Inhimillinen pääoma, koulutuksen tuottoaste, palkkaerot, tobit-malli, valikoitumisharha.

**ABSTRACT:** This study analyses which factors affect the starting wages of the new employees whose unemployment spell has recently ended and assesses how the determination of the starting wages differs from general wage determination. The human capital theory works as a theoretical framework. Empirical analysis is based on two micro-level panel data covering the period 1987–92. So called tobit models are used to analyse the determinants of the starting wages, whereas the classical linear regression analysis is employed for modelling the wages of the labour force participants. The determination of the starting wages differs clearly from general wage determination. Especially, wage differentials across educational levels are much narrower among the new employees than the labour force participants. This might be the result of positive dependence between education and work career possibilities. The higher is the educational level, the stronger is the effect of work experience on the wages of the labour force participants.

**KEY WORDS:** Human capital, returns to education, wage differences, tobit model, selection bias.



## ESIPUHE

Vaikka Suomen talous kääntyi kasvu-uralle jo vuoden 1993 aikana, ei synkkä työllisyystilanne ole oleellisesti parantunut. Tämä on kiihdyttänyt entisestään julkista keskustelua sosiaaliturvan työttömiä passivoivasta vaikutuksesta. Tarkasteltaessa työttömien kannustimia työllistyä on syytä muistaa, että kannustimet ovat keskeisesti riippuvaisia sosiaaliturvajärjestelmän ohella työttömien työllistyessään saamista alkupalkoista.

Tutkimuksessa analysoidaan työttömyyskortistosta avoimille työmarkkinoille työllistyneiden henkilöiden uusien työsuhteiden alkupalkkoja ja niihin vaikuttaneita tekijöitä. Erityistä huomiota kiinnitetään koulutuksen ja aktiivisen työvoimapolitiikan rooliin. Empiirisen tutkimuksen aineisto on kerätty eri rekisteriaineistoja yhdistelemällä. Yksilötason paneeliaineisto kattaa vuodet 1987–1992.

Tutkimuksen merkitystä korostaa se, että siinä ensimmäisen kerran suomalaisella aineistolla vertaillaan työllistyneiden henkilöiden alkupalkkojen ja koko työvoiman palkkojen määrätymistä. Vertailu osoittaa alkupalkkojen olevan keskimäärin selvästi koko väestön palkkojen alapuolella. Urakehityksellä on täten huomattava vaikutus palkkakehitykseen. Täten pitkän ja lyhyen aikavälin taloudelliset kannustimet saattavat oleellisesti poiketa toisistaan.

Tutkimus kuuluu Valtion taloudellisen tutkimuskeskuksen "Verotus, kannustimet ja työllisyys"-projektikokonaisuuteen. Projektikokonaisuudessa pyritään mm. muodostamaan kokonaiskuva työvoima- ja eläkepolitiikan vaikutuksista työikäisen väestön työmarkkina-asemiin.

Helsingissä, 9. huhtikuuta 1997

Reino Hjerppe

## **SAATTEEKSI**

Tämä tutkimus liittyy Valtion taloudellisen tutkimuskeskuksen yksilön työmarkkina-asemiin vaikuttavia tekijöitä kartoittavaan tutkimushankkeeseen. Tutkimushankkeeseen osallistuminen tuotti myös pro-gradu tutkielman, jonka ohjaajana Helsingin yliopistossa toimi professori Yrjö Vartia. Hänelle haluan esittää lämpimät kiitokseni.

VATTia haluan kiittää mahdollisuudesta osallistua tutkimushankkeeseen ja tämän tutkimuksen julkaisemisesta. Keskustelut tutkija Juha Rantalan ja johtava ekonomisti Ipo Suoniemen kanssa osoittautuivat erittäin hyödyllisiksi, joten kiitokset myös heille. Erityisen kiitollinen olen kuitenkin tutkimusjohtaja Pasi Holmille tutkimusaiheen antamisesta sekä lukuisista tämän tutkimuksen käsikirjoitusta koskevista kommentteista.

Kaikista tässä tutkimuksessa mahdollisesti esiintyvistä virheistä ja virhepäätelmistä vastaan luonnollisesti itse.

Tomi Kyyrä

## YHTEENVETO

Suomessa on palkanmuodostusta tutkittu varsin ahkerasti. Tämä tutkimus kuitenkin poikkeaa aiemmista suomalaistutkimuksista siinä, että tarkoituksena on ensisijaisesti selvittää, mitkä tekijät vaikuttavat työttömyyskortistosta työllistyneiden uusien työsuhteiden alkupalkkoihin. Toisin sanoen tavoitteena on tarkastella tekijöitä, joita työnantajat arvostavat työttömässä työnhakijassa. Erityistä huomiota kiinnitetään koulutuksen rooliin, koska korkean työttömyyden pitkittyessä on entistä ponnekkaammin korostettu koulutuksen merkitystä työllisyysneuvonhoidossa ja vaadittu lisäinvestointeja koulutukseen. Tutkimuksessa tarkastellaan myös palkanmuodostusta yleisemmin, jotta saataisiin käsitys siitä, miten palkanmuodostus pitemmällä aikavälillä poikkeaa työllistyneiden alkupalkkojen määräytymisestä.

Tutkimuksen tarkasteluissa hyödynnetään kahta empiiristä havaintoaineistoa, jotka poikkeavat toisistaan ainoastaan otannassa käytettyjen perusjoukkojen suhteen. Toisessa aineistossa perusjoukkona on vuonna 1988, 1990 ja 1992 työttömyytensä päättäneet työnhakijat ja toisessa koko työikäinen väestö. Perusjoukoista on suoritettu otannat, ja otoshenkilöille on liitetty vuodet 1987–1992 kattavat seurantatiedot, jotka on kerätty eri viranomaisten rekisteriaineistoja yhdistelemällä. Uusien työsuhteiden alkupalkkoihin vaikuttavia tekijöitä tutkitaan päätyneisiin työttömyysjaksoihin perustuvasta otoksesta, ja palkanmuodostusta yleisemmin tarkastellaan koko työikäisestä väestöstä poimitun otoksen avulla.

Tutkimuksen perusteella koulutus ja työttömyyttä edeltänyt työkokemus ovat keskeisimmät työllistyneiden alkupalkkoja määräävät tekijät. Uuden työsuhteen alkupalkasta sovittaessa näyttäisi aiemmalla työkokemuksella olevan enemmän merkitystä miehille kuin naisille. Esimerkiksi 25 vuoden työkokemus ennen työttömyysjaksoa on nostanut miesten alkupalkkoja yli 30 %:lla mutta naisten alkupalkkoja vain vajaalla 10 %:lla.

Työnantajien havaittiin arvostavan erityisesti korkea-asteen koulutusta työttömässä työnhakijassa, sillä ylempään korkea-asteen tutkinto on nostanut alkupalkkaa keskimäärin 50 %:lla ja alemman korkea-asteen tutkintokin noin 30 %:lla. Myös keskiasteen tutkinnon suorittaneet ovat työllistyneet selvästi korkeammilla alkupalkkoilla kuin perus- tai kansakouluun opintiansä päättäneet. Koulutuksen vaikutus alkupalkkaan on eriytynyt sukupuolen mukaan siten, että keskiasteen ja alemman

korkea-asteen koulutus on nostanut suhteellisesti enemmän miesten kuin naisten alkupalkkoja. Sen sijaan ylempään korkea-asteen koulutuksen vaikutus alkupalkkaan on sama naisille ja miehille. Ilmiö selittyy pitkälti miesten ja naisten jakaantumisella eri koulutusaloille juuri keskiasteen ja alemman korkea-asteen tutkinnon suorittaneiden ryhmissä. Näissä ryhmissä huomattava osa miehistä on perinteisesti hakeutunut teknisen alan koulutukseen, kun taas naiset ovat suosineet lähinnä hoitoalan ja kaupallisen alan opintoja.

Kun tarkasteltiin työvoiman työllisten palkkoja, havaittiin niiden määräytymisen poikkeavan selvästi työllistyneiden alkupalkkojen määräytymisestä. Koulutusasteiden väliset palkkaerot työllistyneiden keskuudessa osoittautuivat selvästi pienemmiksi kuin työvoiman työllisten keskuudessa. Tämä lienee seurausta koulutuksen mukaan eriytyneestä urakehityksestä. Korkeasti koulutetun henkilön mahdollisuudet edetä työurallaan ovat tavallista paremmat, jolloin korkea koulutus mahdollistaa palkan keskimääräistä nopeamman nousun työsuhteen pitkittyessä. Selitystä puoltaa tulos, jonka mukaan työvoiman työllisten palkat ovat nousseet työkokemuksen karttuessa sitä nopeammin, mitä korkeammasta koulutusasteesta on kyse. Toisaalta vaikeudet identifioida palkansaajan todellista työkokemusta ja tietojen puuttuminen yrityskohtaisista työtehtävistä estivät urakehityksen roolin tarkemman mallintamisen.

Aktiivisen työvoimapolitiikan vaikutuksia analysoidessa havaittiin, ettei työvoimapolitiittinen koulutusjakso ole vaikuttanut uuden työsuhteen alkupalkkaan. Sen sijaan tukityöllisyysjakso on nostanut miesten alkupalkkoja keskimäärin 7 %:lla, kun taas naisten alkupalkkoihin sillä ei ole ollut vaikutusta. Havainto viitanee siihen, että osa tukityöllistettyinä olleista miehistä on onnistunut työllistymään avoimille työmarkkinoille työtehtäviin, jotka ovat lähellä heidän tukityöllisyysajan työtehtäviään, jolloin he ovat kyenneet hyödyntämään tukityöpaikassa karttunutta osaamistaan. Aktiivisen työvoimapolitiikan tehokkuudesta kokonaisuutena ei kuitenkaan ole syytä tehdä johtopäätöksiä tämän tutkimuksen puitteissa, koska työvoimapolitiittisten toimenpiteiden toista päämäärää, työttömien työllistymisen helpottamista, ei tarkasteltu.

Tarkasteltaessa palkkaeroja toimialoittain havaittiin, että toimialan vaikutus uuden työsuhteen alkupalkkaan on selvästi eriytynyt sukupuolen mukaan. Erityisesti muutamille teollisuuden aloille ovat miehet työllistyneet keskimääräistä korkeammilla



alkupalkkoilla, vaikka naisten kohtalona on ollut tyytyä tavallista alhaisempiin alkupalkkoihin samaisilla toimialoilla. Tosin tarkasteltaessa työvoiman työllisten palkkoja huomattiin, että kyseisillä toimialoilla miehet ansaitsevat yleisemminkin keskimääräistä enemmän, kun taas naiset eivät paperiteollisuutta lukuun ottamatta nauti keskimääräistä korkeampia palkkoja. Koska käytetystä aineistosta kuitenkin puuttuivat tiedot työntekijöiden työtehtävistä, voisivat erot työtehtävissä selittää pitkälti miesten ja naisten väliset palkkaerot toimialojen sisällä.



# Sisällys

<b>1 Johdanto ja tutkimuksen rakenne</b>	<b>10</b>
<b>2 Palkanmuodostuksesta ja sen mallintamisesta</b>	<b>12</b>
2.1 Standardi inhimillisen pääoman teoria	13
2.2 Palkkafunktion ekonometrinen spesifikaatio	15
2.3 Muita palkanmääräytymistä selittäviä malleja	17
<b>3 Valikoitumisen huomioiminen regressiomallissa</b>	<b>21</b>
3.1 Endogeenisen valikoitumisen malli	21
3.2 Suurimman uskottavuuden menetelmä	24
<b>4 Havaintoaineistot</b>	<b>28</b>
4.1 Otanta-asetelmat	28
4.2 Keskeiset muuttujat	31
4.2.1 Koulutus	32
4.2.2 Työkokemus ja toimialat	36
4.2.3 Palkat	37
4.2.3.1 Palkat tarkasteluvuosittain	38
4.2.3.2 Palkkojen frekvenssijakaumat	39
4.2.3.3 Palkat koulutusasteen ja sukupuolen mukaan	41
4.2.3.4 Aktiivinen työvoimapolitiikka ja alkupalkat työvoimapiireittäin	43
4.2.3.5 Uusien työsuhteiden alkupalkat toimialoittain	45
<b>5 Mallien estimointitulokset</b>	<b>47</b>
5.1 Työllistyminen ja työllistyneiden alkupalkat	47
5.1.1 Työllistymiseen vaikuttavat tekijät	47
5.1.2 Alkupalkkoihin vaikuttavat tekijät	51
5.2 Työvoiman työllisten palkkoihin vaikuttavat tekijät	58
5.3 Katsaus aiempiin suomalaistutkimuksiin	68
<b>6 Johtopäätökset</b>	<b>70</b>
<b>Lähteet</b>	<b>73</b>

# 1 Johdanto ja tutkimuksen rakenne

Palkanmuodostus ja siihen vaikuttavat tekijät ovat jo varsin pitkään kiinnostaneet taloustieteilijöitä. Ilmiön monisäikeisyydestä johtuen ei kuitenkaan ole olemassa yhtä yleisesti hyväksyttyä lähestymistapaa, vaan sen sijaan on useita keskenään kilpailevia malleja, joiden avulla palkanmuodostusta pyritään kuvaamaan. Silloin kun palkanmuodostusta on lähestytty individualistisesta näkökulmasta, on perinteisesti korostettu koulutuksen merkitystä palkkaerojen selitystekijänä. Vaikka koulutusjärjestelmät ja työmarkkinoiden institutionaaliset puitteet vaihtelevatkin suuresti eri maiden välillä, ovat lukuisat empiiriset tutkimukset eri maista osoittaneet koulutuksen ja palkkatason välillä vallitsevan hämmästyttävän stabiilin yhteyden.

Myös Suomessa on palkanmuodostusta tutkittu varsin ahkerasti. Tämä tutkimus kuitenkin poikkeaa aiemmista suomalaistutkimuksista siinä, että tarkoituksena on ensisijaisesti selvittää, mitkä tekijät vaikuttavat työttömyyskortistosta työllistyneiden uusien työsuhteiden alkupalkkoihin. Toisin sanoen tavoitteena on tarkastella tekijöitä, joita työnantajat arvostavat työttömässä työnhakijassa. Erityistä huomiota kiinnitetään koulutuksen rooliin, koska korkean työttömyyden pitkittyessä on entistä ponnekkaammin korostettu koulutuksen merkitystä työllisyydenhoidossa ja vaadittu lisäinvestointeja koulutukseen. Tutkimuksessa tarkastellaan myös palkanmuodostusta yleisemmin, jotta saataisiin käsitys siitä, miten palkanmuodostus pitemmällä aikavälillä poikkeaa työllistyneiden alkupalkkojen määräytymisestä.

Tutkimuksen tarkasteluissa hyödynnetään kahta empiiristä havaintoaineistoa, jotka poikkeavat toisistaan ainoastaan otannassa käytettyjen perusjoukkojen suhteen. Toisessa aineistossa perusjoukkona on vuonna 1988, 1990 ja 1992 työttömyytensä päättäneet työnhakijat ja toisessa koko työikäinen väestö. Perusjoukoista on suoritettu otannat, ja otoshenkilöille on liitetty vuodet 1987–1992 kattavat seurantatiedot, jotka on kerätty eri viranomaisten rekisteriaineistoja yhdistelemällä. Uusien työsuhteiden alkupalkkoihin vaikuttavia tekijöitä tutkitaan päätyneisiin työttömyysjaksoihin perustuvasta otoksesta, ja palkanmuodostusta yleisemmin tarkastellaan koko työikäisestä väestöstä poimitun otoksen avulla. Tutkimus on jaettu varsin itsenäisiin lukuihin siten, että kussakin luvussa on oma teemansa, jota aiempien lukujen tarkastelut tukevat.

Aluksi **luvussa kaksi** käsitellään palkanmuodostusta ja sen mallintamista yleisesti. Teoreettisena viitekehikkona esitellään inhimillisen pääoman teoria, jonka soveltuvuutta työllistyneiden alkupalkkojen tarkasteluun myös pohditaan. Koska talusteoreettiset mallit ovat useimmiten liian abstrakteja ja yksinkertaisia sovellettavaksi sellaisenaan empiiriseen tutkimukseen, kiinnitetään luvussa huomiota myös ekonometrisen palkkafunktion johtamiseen. Tarkoitusta varten esitellään keinot, joiden avulla voidaan kontrolloida teorian huomiotta jättämien tekijöiden häiriövaikutusta empiirisissä tarkasteluissa.

**Luvussa kolme** pohditaan erityisongelmia, joihin törmätään työllistyneiden alkupalkkoja empiirisesti tutkittaessa. Klassisen lineaarisen regressioanalyysin käyttö alkupalkkoja mallinnettaessa johtaa harhaisiin päätelmiin, jos taloudelliset kannus-  
timet vaikuttavat työttömien työllistymiseen. Siksi luvussa esitellään ekonometrinen malli, jonka avulla estimointiharha voidaan eliminoida. Koska mallia tullaan soveltamaan tutkimuksen empiirisissä tarkasteluissa, johdetaan luvussa myös suurimman uskottavuuden estimaattorit mallin mielenkiintoparametreille.

**Luvussa neljä** tutustutaan käytettyihin empiirisiin havaintoaineistoihin. Aluksi tarkastellaan aineistojen otanta-asetelmia ja pohditaan niiden mahdollisia implikaatioita empiiristen tutkimustulosten tulkintaan. Lopuksi käsitellään keskeisten muuttujien konstruointia sekä kuvataan aineistojen pääpiirteitä numeerisin taulukoin ja graafisin esityksin.

Palkkafunktioiden estimointituloksia käsitellään **luvussa viisi**. Aluksi tarkastellaan tekijöitä, jotka vaikuttavat uusien työsuhteiden alkupalkkoihin. Lisäksi tutkitaan työvoiman työllisten palkkoihin vaikuttavia tekijöitä sekä arvioidaan, kuinka palkanmuodostus pitemmällä aikavälillä poikkeaa työllistyneiden alkupalkkojen määräytymisestä.

Tutkimuksen loppuun, **lukuun kuusi**, on koottu tutkimuksen empiiristen tarkastelujen yleisluontoiset johtopäätökset.

## 2 Palkanmuodostuksesta ja sen mallintamisesta

Mikrotasolla palkan määräytymistä dominoivat työntekijän henkilökohtaiset ominaisuudet, joita ovat esimerkiksi koulutus, työkokemus ja lahjakkuus. Näiden lisäksi myös monilla makrotason tekijöillä, kuten työmarkkinaosapuolten järjestäytyneisyydellä, työmarkkinoiden institutionaalisilla rakenteilla, tuotannon kasvuvauhdilla ja inflaatiolla, on omat roolinsa palkkojen määräytymisessä. Tässä tutkimuksessa palkanmuodostusta tarkastellaan lähinnä individualistisesta näkökulmasta, jossa yksilöiden henkilökohtaiset ominaisuudet korostuvat makrotason tekijöiden jäädessä taka-alalle. Teoreettisena kehikkona toimii inhimillisen pääoman teoria (*human capital theory*).

Inhimillisen pääoman teoria perustuu pitkälti Beckerin (1964), Schultzin (1961), Beckerin ja Chiswickin (1966), Ben-Porathin (1967) ja erityisesti Mincerin (1958) artikkeleihin. Inhimillistä pääomaa käsittelevässä kirjallisuudessa keskeisessä asemassa on koulutuksen rooli palkkaerojen selitystekijänä. Erityisen kiinnostuksen kohteena on perinteisesti ollut se, missä määrin peruskoulutus ja työn ohessa tapahtuva lisäkouluttautuminen vaikuttavat yksilön elinikäiseen palkkaprofiiliin.

Seuraavaksi esitellään lyhyesti Mincerin (1958) esittämä yksinkertainen palkanmuodostusta kuvaava teoreettinen malli, joka sittemmin on noussut eräänlaiseksi inhimillisen pääoman teorian perusmalliksi.<sup>1</sup> Lisäksi tarkastellaan Mincerin teoreettiseen malliin perustuvan palkkafunktion empiiristä vastinetta, pohditaan lähestymistapaan liittyvien taustaoletusten realistisuutta ja arvioidaan mallin soveltuvuutta alkupalkkojen tutkimiseen.

---

<sup>1</sup> Mincerin mallissa koulutuksen oletetaan olevan eksogeeninen palkan suhteen eikä yksilöiden tekemiin koulutusvalintoihin kiinnitetä erityistä huomiota. Tämä lähtökohta soveltunee varsinkin työllistyneiden uusien työsuhteiden alkupalkkojen tarkasteluihin, koska heidän kohdallaan koulutus — työttömille suunnattuja työvoimapolitiittisia koulutusjaksoja lukuun ottamatta — voidaan tulkita annetuksi tekijäksi. Koulutuksen endogeenisuuteen perustuvia malleja ovat esittäneet mm. Ben-Porath (1967), Rosen (1973), Griliches (1977) ja sittemmin Card (1994). Näissä malleissa yksilön oletetaan valitsevan optimaalisen koulutustasonsa maksimoimalla elinikäisten palkkatulojensa odotusarvoa, kun taas Mincerin mallissa valitun koulutustason taloudelliseen optimaalisuuteen ei kiinnitetä erityistä huomiota, vaan koulutuksen voidaan ajatella tyydyttävän myös ei-taloudellisia tarpeita.

## 2.1 Standardi inhimillisen pääoman teoria

Termillä "inhimillinen pääoma" tarkoitetaan yksilön tietoja, taitoja sekä muita psyykkisiä ja fyysisiä ominaisuuksia, jotka vaikuttavat hänen tuottavuuteensa. Lisäksi inhimillisen pääoman oletetaan olevan homogeenista siten, että tietyn suuruinen inhimillisen pääoman lisäys kasvattaa yksilön tuottavuutta missä tahansa työtehtävässä yhtä paljon. Inhimillisen pääoman kumuloitumisprosessin ajatellaan olevan pitkälti juuri yksilön koulutusinvestointien määräämä, jolloin toisarvoiksi tekijöiksi jäisivät muun muassa terveydenhuolto ja työkokemuksen karttuminen. Lisäksi työmarkkinainformaatioissa ei oleteta olevan puutteita ja työmarkkinoilla oletetaan vallitsevan täydellisen kilpailun. Tällöin palkka vastaa yksilön tuottavuutta ja identtisten inhimillisten pääomaresurssien omaavien yksilöiden palkat ovat yhtä suuret.

Mincer (1958) oletti, että yksilöllä on tietty määrä inhimillistä pääomaa kouluikänsä tultaessa. Tämä eksogeenisten tekijöiden, kuten geeniperimän ja kasvuympäristön, määräämä inhimillinen alkupääoma takaa yksilölle minimituottavuuden, joka realisoituisi työmarkkinoilla yksilöllisenä minimipalkkana  $y_0$ , jos yksilö siirtyisi suoraan työmarkkinoille. Yksilön kuitenkin oletetaan käyttävän aluksi koko kapasiteettinsa opiskeluun, ja jokaisen kouluvuoden ajatellaan kasvattavan inhimillistä pääomaa vakioisella tuottoasteella  $r_s$ . Opiskelusta ei oleteta syntyvän suoria kustannuksia, vaan ainoaksi kustannukseksi jää menetetty palkkatulo, jonka yksilö ansaitsisi työskentelemällä työmarkkinoilla opiskelun sijaan. Opiskeltuaan  $s$  vuotta on yksilön markkinapalkka

$$(2.1) \quad y(s) = y_0 e^{r_s s},$$

joka vastaa hänen työpanoksensa markkina-arvoa. Mikäli koulussa opittu tietämys ei unohdu ajan myötä, eikä yksilö tee uusia investointeja kartuttaakseen inhimillistä pääomaansa, olisi yksilön palkkaprofiili ajan suhteen horisontaalinen tasolla  $y(s)$ , jos hän keskeyttäisi koulunkäyntinsä  $s$  kouluvuoden jälkeen. Logaritmoimalla markkinapalkka (2.1) saadaan

$$(2.2) \quad \log y(s) = \log y_0 + r_s s,$$

josta nähdään logaritmoidun markkinapalkan olevan suoraan verrannollinen kouluvuosiin  $s$  ja koulutuksen tuottoasteeseen  $r_s$ .<sup>2</sup>

Yksilön oletetaan kuitenkin jatkavan investointejaan inhimilliseen pääomaan varsinaisen kouluajan jälkeenkin. Mikäli yksilö kuitenkin toimii rationaalisesti, on työn ohessa tapahtuvien lisäkoulutusinvestointien vähennyttävä ajan myötä, koska niiden tuottavuus laskee potentiaalisen työssäoloajan lyhetessä ja rajakustannusten noustessa ikääntymisen seurauksena. Mincer oletti, että yksilön lisäkoulutukseen käyttämä osuus kapasiteetistaan vähenee lineaarisesti alkuarvostaan  $\delta_0$  kohti nollaa siten, että nolla saavutetaan juuri ennen eläkkeelle siirtymistä. Jos yksilön työelämän pituutta merkitään  $T$ :llä, nähdään yksilön käyttävän osuuden  $\delta(t) = \delta_0 - (\delta_0 / T)t$  kapasiteetistaan lisäkoulutukseen  $t$ :ntenä työvuotenaan ja jättävän ainoastaan  $1 - \delta(t)$  kapasiteetistaan työnteekoon.<sup>3</sup> Näin ollen yksilön markkinapalkaksi  $t$ :ntenä työvuotena saadaan

$$(2.3) \quad y(t) = y(s) \exp \left\{ r_k \int_0^t \left( \delta_0 - \frac{\delta_0}{T} u \right) du \right\} = y(s) \exp \left\{ r_k \delta_0 t - \frac{r_k \delta_0}{2T} t^2 \right\},$$

jossa  $r_k$  on työn ohessa tapahtuvan lisäkoulutuksen tuottoaste. Yksilön oletetaan itse maksavan lisäkoulutuksen kustannukset täysimääräisinä menetettyjen palkkatulojen muodossa, joten todellinen markkinapalkka saadaan vähentämällä  $y(t)$ :stä lisäkoulutuksesta aiheutuneet kustannukset  $\delta(t)y(t)$ . Yksilön todelliseksi markkinapalkaksi  $t$ :ntenä työvuotena saadaan siis  $W(t) = (1 - \delta(t))y(t)$ , joka voidaan edelleen yhtälöiden (2.1) ja (2.3) perusteella esittää logaritmi muodossa

$$(2.4) \quad \log W(t) = \log[1 - \delta(t)] + \log y_0 + r_s s + r_k \delta_0 t - \frac{r_k \delta_0}{2T} t^2,$$

josta havaitaan, ettei inhimillisen pääoman teoria mahdollista työn ohessa tapahtuvan lisäkoulutuksen tuottoasteen  $r_k$  estimointia ilman lisäoletuksia  $\delta_0$ :sta ja  $T$ :stä.

<sup>2</sup> Logaritmoinnilla viitataan *luonnollisen* logaritmin ottamiseen, joten  $\log x = y \Leftrightarrow x = e^y \equiv \exp\{y\}$ .

<sup>3</sup> Huomaa, että yksilön työelämän pituuden  $T$  oletetaan olevan riippumaton työelämään siirtymistä edeltäneistä kouluvuosista  $s$ , joten mitä korkeampi koulutus yksilöllä on, sitä iäkkäämpänä hän siirtyy eläkkeelle. Tarkastelun laajentaminen siten, että yksilön työelämän pituus tulisi riippuvaiseksi kouluvuosista, ei oleellisesti muuttaisi mallia, jos työelämän pituus on pitkä kouluvuosiin verrattuna. Lisäksi työvuodet  $t$  on nimestään huolimatta jatkuva muuttuja eikä vuositason diskreetti muuttuja.



Entä jos yksilö joutuu työttömäksi  $t$ :n työvuotensa jälkeen? Mikä on yksilön uuden työsuhteen alkupalkka, kun hän jälleen työllistyy? Koska teoria olettaa markkinapalkan määräytyvän yksinomaan inhimillisen alkupääoman ja koulutusinvestointien perusteella, ei työttömyysjakso sinällään vaikuta yksilön työpanoksen markkina-arvoon. Mikäli työttömyysaikana ei tehdä uusia investointeja inhimilliseen pääomaan, ovat yksilön vanhan työsuhteen loppupalkka ja uuden työsuhteen alkupalkka yhtäsuuret, vaikka työtehtävät ennen ja jälkeen työttömyysjaksoa poikkeaisivatkin toisistaan. Tämä siksi, että työmarkkinainformaatio oletettiin olevan täydellistä ja inhimillisen pääoman täysin homogeenista. Tällöin inhimillisen pääoman vaikutus yksilön tuottavuuteen, joka havaitaan suoraan, on sama työtehtävistä riippumatta. Siksi myös uuden työsuhteen alkupalkkaa voidaan kuvata palkkafunktion (2.4) avulla, jos työttömyysaikana ei tehdä uusia investointeja inhimilliseen pääomaan. Mikäli työttömyysaikana kuitenkin tehdään lisäinvestointeja, on palkka-funktiota (2.4) laajennettava siten, että myös työttömyysaikainen lisäkouluttautuminen tulee huomioiduksi alkupalkkaa arvioitaessa.

## 2.2 Palkkafunktion ekonometrinen spesifikaatio

Mincerin (1974) ja sittemmin useiden muidenkin tutkijoiden käyttämä ekonometrisen approksimaatio yksilön teoreettiselle palkkafunktiolle (2.4) on

$$(2.5) \quad \log W = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 t + \beta_3 t^2 + \varepsilon,$$

jossa residuaali  $\varepsilon$  kuvaa teorian huomiotta jättämien ja satunnaisten tekijöiden vaikutusta palkkaan. Teoreettista palkkafunktiota (2.4) ja sen ekonometrista vastinetta (2.5) vertailemalla havaitaan, että regressiokerroin  $\beta_1$  tarjoaa suoran estimaattorin koulutuksen keskimääräiselle tuottoasteelle  $r_s$ .

Mincer oletti koulutuksen tuottoasteen ja inhimillisen alkupääoman olevan havaitsemattomia, yksilöllisiä vakioita, jotka saattavat varioida yksilöiden älykkyyserojen, perhetaustan yms. seurauksena. Tällöin näiden yksilöllisten tekijöiden poikkeamat keskimääräisistä arvoistaan sisältyvät palkkafunktion (2.5) residuaaliin. Käytännössä näillä yksilöllisillä tekijöillä lienee omat roolinsa yksilöiden kouluttautumisprosessissa, mikä saattaa johtaa residuaalin ja koulutuksen korreloituneisuuden aiheuttaen koulutuksen tuottoasteen pienimmän neliösumman (pns) estimaat-

torin harhaisuuden. Tämän havainnollistamiseksi tarkastellaan esimerkkiä, jossa yksilön älykkyyden ja koulutusvalintojen sallitaan olla keskenään riippuvaiset.

Merkitään yksilön älykkyyttä mittaavaa muuttujaa  $a$ :lla ja oletetaan, ettei työn ohessa tapahdu lisäkouluttautumista. Lisäksi muiden palkanmuodostukseen vaikuttavien tekijöiden oletetaan olevan riippumattomia koulutuksesta ja älykkyydestä, jolloin  $E(\varepsilon | s, a) = 0$ . Tällöin yksilön "oikeaksi" ekonometriseksi palkka-funktioksi saadaan

$$(2.6) \quad \log W = \beta_0 + \beta_1 s + \beta_2 a + \varepsilon.$$

Olkoon käytettävissä satunnaisotos  $(W_i, s_i; i = 1, 2, \dots, n)$  palkansaajista. Jos älykkyyttä jätetään huomiotta ja palkkafunktio (2.6) estimoidaan ilman havaitsematonta termiä  $a$ , saadaan koulutuksen tuottoasteen pns-estimaattorin odotusarvoksi

$$(2.7) \quad E(\hat{\beta}_1) = \beta_1 + \beta_2 \frac{\text{Cov}(s, a)}{\text{Var}(s)}$$

(Wonnacott & Wonnacott 1979, 97). Odotusarvosta (2.7) havaitaan, että älykkyyden ollessa positiivisesti korreloitunut tuottavuuden kanssa ( $\beta_2 > 0$ ) ja älykkäiden yksilöiden ollessa keskimääräistä paremmin koulutettuja ( $\text{Cov}(s, a) > 0$ ) johtaisi älykkyyden huomiotta jättäminen koulutuksen tuottoasteen ylöspäin harhaiseen pns-estimaattiin.<sup>4</sup>

Inhimillisen pääoman teoria keskittyy tarkastelemaan koulutuksen roolia palkanmuodostuksessa ja jättää muut tekijät huomiotta, mutta käytännössä yksilön palkka kuitenkin määräytyy vain osittain koulutuksen perusteella. Jos nämä muut palkanmuodostukseen vaikuttavat tekijät jätetään huomiotta, niin luultavasti arvioidaan

<sup>4</sup> Palkanmuodostusta tutkittaessa on tutkijalla harvoin informaatiota otosyksilöiden älykkyydestä. Poikkeuksena on kuitenkin Uusitalon (1996) aineisto, joka sisälsi armeijan käyttämän älykkyyttä mittaavan p-testin tulokset otosyksilöille, jotka kaikki olivat miehiä. Uusitalo havaitsi p-testin keskimääräisten tulosten selvästi paranevan — mahdollisesti varusmiesajan jälkeen saavutetun — koulutusasteen noustessa. Esimerkiksi korkeakoulututkinnon suorittaneiden pisteet p-testin matemaattisesta osiosta olivat keskimäärin lähes kaksinkertaiset pelkän peruskoulun suorittaneisiin verrattuna. P-testin tulosten lisääminen palkkafunktioon laski koulutuksen tuottoasteen pns-estimaatin 0.087:stä 0.072:een, mikä on sopusoinnussa tekstissä esitetyn esimerkin kanssa, vaikka älykkyyden merkitys jäikin vaatimattomaksi. Tosin on huomautettava, että p-testi lienee epäluotettava älykkyyden mittari kahdestakin syystä. Ensinnäkin älykkyyden määrittelemisen yksikäsitteisesti on mahdotonta, joten on epäselvää, miten hyvin p-testi mittaa todellista älykkyyttä. Toiseksi p-testin tuloksia käytetään apuna valittaessa varusmiehiä erilaisiin palvelustehtäviin, jolloin varusmiehillä, joiden pyrkimyksenä on ollut minimoida palvelusaika, intressinä on saattanut olla suorittaa p-testi alle omien kykyjensä.

väärin koulutuksen todellinen tuottoaste. Tämä johtuu siitä, etteivät tietyn koulutustaustan omaavat ihmiset suinkaan ole satunnaisotos väestöstä, vaan koulutus ja muut palkanmuodostukseen vaikuttavat tekijät lienevät sidoksissa toisiinsa. Siksi tekijöiden, jotka inhimillisen pääoman teoria jättää huomiotta, häiriövaikutusta tutkimuksen empiirisissä tarkasteluissa pyritään kontrolloimaan niin kutsutun kovarianssianalyysin keinoin.

Kovarianssianalyysi on eräänlainen regressio- ja varianssianalyysin välimuoto, jossa selittäjinä käytetään sekä kvantitatiivisia että kvalitatiivisia muuttujia. Ideana on luokitella otosyksilöt kvalitatiivisten muuttujien avulla palkanmuodostuksen suhteen mahdollisimman homogeenisiin ryhmiin. Tavoitteena on saada aikaan sellainen luokitus, jossa ryhmien sisäinen palkkavariaatio määräytyisi koulutuksen, muiden kvantitatiivisten tekijöiden ja satunnaistekijöiden perusteella. Sen sijaan ryhmien välisen palkkavariaation tulisi olla seurausta teorian huomiotta jättämien kvalitatiivisten tekijöiden vaihtelusta. Toisin sanoen aineisto pyritään jakamaan sellaisiin ryhmiin, joiden sisällä inhimillisen pääoman teorian taustaoletusten voidaan olettaa täyttyvän. Siksi tutkimuksen empiirisissä tarkasteluissa on inhimillisen pääoman teoriasta johdettua ekonometrista palkkafunktiota täydennetty useilla kvalitatiivisilla muuttujilla, jotta kyettäisiin huomioimaan myös teorian huomiotta jättämien tekijöiden vaikutusta.

### 2.3 Muita palkanmääräytymistä selittäviä malleja

Inhimillisen pääoman teoria olettaa palkkaerojen johtuvan pääosin yksilöiden erilaisista koulutustaustoista. Koska koulutusinvestointien oletetaan systemaattisesti kasvattavan tuottavuutta, on inhimillisen pääoman teorian väitetty yliarvioivan koulutuksen tuottoasteen. Vaihtoehtoisen selityksen koulutuksen ja palkkojen empiirisesti havaitulle positiiviselle riippuvuudelle antaa signaalintihypoteesi (*signaling hypothesis*).

Spencen (1973) signaalintimallisissa oletetaan, ettei työnantaja kykene suoraan havaitsemaan työntekijän tuottavuutta, joka on eksogeenisesti annettu. Mikäli työnantajalla ei olisi mitään keinoa erotella tuottavuuden suhteen eroavia työntekijöitä toisistaan, joutuisi hän maksamaan kaikille työntekijöilleen samaa palkkaa. Tällöin keskimääräistä korkeamman tuottavuuden omaavat työntekijät olisivat alipalkkattuja

ja keskimääräistä alemman tuottavuuden omaavat ylipalkattuja. Koska koulutuksen oletetaan kuitenkin olevan positiivisesti korreloitunut tuottavuuden kanssa, voivat työnantajat käyttää koulutusta työntekijöiden tuottavuuden indikaattorina, jolloin koulutus sopii palkanmaksukriteeriksi. Myös työntekijät huomioivat tämän koulutus päätöksiä tehdessään ja käyttävät koulutusta tietoisesti signaalina omasta tuottavuudestaan, jonka he itse tietävät.

Koulutuksen toimiminen tuottavuuden signaalina kuitenkin edellyttää, että tuottavuuden suhteen poikkeavien työntekijöiden on oltava keskenään epäsymmetrisessä asemassa koulutusmahdollisuuksiinsa nähden, koska muutoin matalan tuottavuuden omaavien työntekijöiden intressinä olisi aina antaa virheellinen signaali paremman palkan toivossa. Luonnollinen oletus onkin, että kouluttautumisen vaihtoehtokustannukset ovat sitä pienemmät, mitä tuottavampi työntekijä luonnostaan on. Tällöin alhaisen tuottavuuden omaavan työntekijän ylikouluttautuminen tulee taloudellisesti kannattamattomaksi.

Signalointihypoteesi toimii tavallaan inhimillisen pääoman teorian vastakohtana, sillä se hylkää koko inhimillisen pääoman teorian perusajatuksen koulutuksen tuottavuutta kasvattavasta vaikutuksesta. Kun inhimillisen pääoman teoriassa koulutuksen ajatellaan pääosin määräävän tuottavuuden, niin signalointimallissa tuottavuuden oletetaan määräävän koulutuksen. Lajitteluhypoteesi (*sorting hypothesis*) sen sijaan pyrkii yhdistämään nämä näkökulmat. Se ei sulje pois koulutuksen tuottavuutta kasvattavaa vaikutusta, sillä lajitteluhypoteesin mukaan koulutus sekä kasvat-  
taa työntekijän tuottavuutta että toimii hänen tuottavuutensa signaalina työnantajalle. Lisäksi työntekijöiden ei oleteta olevan täysin tietoisia omasta tuottavuudestaan, jolloin koulutus toimii signaalina myös työntekijälle itselleen.

Inhimillisen pääoman teoria ja lajitteluhypoteesi poikkeavat toisistaan erityisesti siinä, miten koulutuksen oletetaan vaikuttavan tuottavuuteen. Kun inhimillisen pääoman teoria olettaa koulutuksen kasvattavan työntekijän tuottavuutta yleisesti, niin lajitteluhypoteesin mukaan kouluttautumisella hankittu tuottavuus on sidoksissa työntekijän työtehtäviin. Tämän seurauksena voivat palkkaerot identtisten pääomaresurssien omaavien työntekijöiden välillä johtua siitä, että he ovat sijoittuneet työmarkkinoilla erilaisilla, mikä heijastuu heidän tuottavuuteensa ja siten myös

ansioihinsa.<sup>5</sup> Lisäksi oletuksesta tuottavuuden ja palkan kiinteästä yhteydestä työntekijän ammattiasemaan seuraa, että työn ohessa tapahtuva lisäkoulutus ja harjoittelu ovat avainasemassa työntekijän palkkaprofiilin määräytymisessä.

Inhimillisen pääoman teorian mukaan työttömyysjakso ei vaikuta yksilön palkkaan, jos työttömyysaikana ei tapahdu lisäkouluttautumista. Tämä perustuu kuitenkin oletuksiin inhimillisen pääoman homogeenisuudesta ja täydellisestä työmarkkina-informaatiosta. Jos sen sijaan hyväksytään lajitteluhypoteesin lähtökohta, jonka mukaan koulutuksella hankittu tuottavuus on sidoksissa työntekijän työtehtäviin, päädytään toisenlaisiin johtopäätöksiin. Lajitteluhypoteesin oletuksesta seuraa, että työtön työllistyessään menettää sen osan tuottavuudestaan, jonka hän oli edellisessä työpaikassaan koulutuksella ja harjoittelulla hankkinut silloisia työtehtäviään varten. Näin ollen työttömyysjakso aiheuttaa pudotukseen palkkaan, koska aiempaa osaamista ei voi täysimääräisesti hyödyntää uusissa työtehtävissä. Lisäksi palkanpudotus on sitä suurempi, mitä enemmän työtehtävät poikkeavat ennen ja jälkeen työttömyysjaksoa.<sup>6</sup>

Inhimillisen pääoman teorian heterogeenisuudesta seuraa, että työttömän kannattaa etsiä ainoastaan koulutustaan vastaavaa työpaikkaa, koska toisenlaisissa työtehtävissä hänen palkkansa jäisi liian alhaiseksi vaatimattoman tuottavuuden vuoksi. Siksi lajitteluhypoteesin näkökulmasta katsottuna työttömille suunnatut koulutusjaksot ja tukityöllistämistoimet ovat avainasemassa työllistymisen kynnyistä madallettaessa, koska niiden avulla voivat työttömät laajentaa ammattitaitoaan ja siten hakeutua entistä useammille työelämän sektoreille palkkatason siitä liiaksi kärsimättä.

Jos lisäksi huomioidaan työmarkkinainformaation epätäydellisyys, vaikeutuu uusien työsuhteiden alkupalkkojen tarkastelu entisestään. Vaikka tutkintoon johtava koulutus onkin dokumentoitu ja siten kelvollinen toimimaan signaalina työntekijän tuottavuudesta, lienee työnhakijalla heikot mahdollisuudet signaloida osaamistaan, joka on karttunut työttömyyttä edeltäneistä työsuhteista. Jos työnantajan arvio työttömän työnhakijan tuottavuudesta perustuu vain dokumentoituihin koulutustietoihin, saat-

<sup>5</sup> Osa työntekijöistä on saattanut sijoittua täysin koulutustaan vastaaviin työtehtäviin, kun taas osa on joutunut vaihtamaan ammattiaan, jolloin aiempi koulutus on valunut osittain hukkaan.

<sup>6</sup> Tapauksessa, jossa työtehtävät ennen työttömyysjaksoa eivät vastanneet yksilön koulutusta, eikä yksilöllä ollut mahdollisuuksia kasvattaa tuottavuuttaan lisäkouluttautumalla, on myös mahdollista, että uuden työsuhteen alkupalkka ylittää vanhan työsuhteen loppupalkan, jos työtön yksilö onnistuu työllistymään koulutustaan vastaaviin työtehtäviin.

tavat työttömän, jonka osaaminen perustuu pitkälti työelämässä hankittuun tietämykseen, saamat palkkatarjoukset olla järjestäen liian alhaisia hänen todelliseen tuottavuuteensa nähden.<sup>7</sup>

Ihmiset eivät myöskään joudu työttömiksi satunnaisesti, vaan työtehtäviin heikosti sopeutuvien työntekijöiden riski tulla irtisanotuksi lienee keskimääräistä korkeampi. Tällöin työnantaja saattaa tarjota työelämän piiristä työttömäksi joutuneelle työnhakijalle tavallista alhaisempaa alkupalkkaa, jos hän pelkää, että työnhakija ehkä omaa joitakin haitallisia ominaisuuksia, jotka eivät ole suoraan havaittavissa. Siksi työnantajat saattavat suosia hiljattain valmistuneita nuoria ja työpaikanvaihtajia rekrytoidessaan uutta työvoimaa. Erityisen ongelmallista tämä olisi lamaoloissa, jolloin valtaosa irtisanomisista johtuu suhdannetilanteesta eikä niinkään työntekijöiden henkilökohtaisista ominaisuuksista. Jos työnantajat tällöinkin syrjivät työelämän piiristä työttömiksi tulleita, kärsivät tästä liian alhaisten palkkatarjousten muodossa ne, jotka ovat joutuneet työttömiksi pelkästään suhdannetilanteen vuoksi. Edellä kuvattu tilanne, jossa työttömät muodostuvat kahden tyyppisestä ihmisistä, joita työnantajat eivät kykene erottelemaan, on eräs muoto niin sanotusta *adverse selection* -ongelmasta, johon usein törmätään puutteellisen informaation oloissa.

Kuten tämän kappaleen pohdinnoissa on käynyt ilmi, on inhimillisen pääoman teorian tarjoama näkemys palkanmuodostuksesta varsin pelkistetty. Siksi tutkimuksen empiirisessä osiossa pyritäänkin pitkälti tilastollisin keinoin täsmentämään palkanmuodostukseen vaikuttavia tekijöitä.

---

<sup>7</sup> Työmarkkinainformaation epätäydellisyydestä johtuvat ongelmat lienevät kuitenkin vähäisempiä tarkasteltaessa palkanmuodostusta pitemmällä aikavälillä, koska työnantajalla on usein myös muita keinoja arvioida pitempiäikaisten työntekijöidensä osaamista kuin dokumentoidut koulutustiedot.

### 3 Valikoitumisen huomioiminen regressiomallissa

Empiirisen palkkafunktion parametrien estimoimiseksi yleensä turvaudutaan tavanomaiseen lineaariseen regressioanalyysiin, mutta tarkasteltaessa työllistyneiden uusien työsuhteiden alkupalkkoja voidaan ajautua ongelmiin tähän lähestymistapaan takerruttaessa. Vaikka palkansaajien palkkajakaumasta onkin helposti poimittavissa edustava otos, saattaa työllistyneiden alkupalkkojen jakauma antaa harhaanjohtavan kuvan alkupalkkaan vaikuttavista tekijöistä, jos työllistyminen on sidoksissa työttömien ulottuvilla oleviin palkkatarjouksiin ja se jätetään huomiotta.

Jos työnantaja perustaa palkkatarjouksensa arvioonsa työttömän työnhakijan osaamisesta ja ammattitaidosta, vastaa työnhakijan saama palkkatarjous, jota ei suoraan havaita, työttömän markkinapalkkaa. Koska työnhakija saattaa kuitenkin hylätä saamansa palkkatarjouksen, jota ei pidä riittävän hyvänä, poikkeaa havaittu uusien työsuhteiden alkupalkkojen jakauma kiinnostuksen kohteena olevasta markkinapalkkojen jakaumasta. Siksi työttömien kannustinongelman huomiotta jättäminen saattaa johtaa harhaiseen arvioon alkupalkkoihin vaikuttavien tekijöiden roolista, jos työllistymisen taloudelliset kannustimet vaikuttavat oleellisesti työttömien työllistymishalukkuuteen.

#### 3.1 Endogeenisen valikoitumisen malli

Suoraviivaisin tapa huomioida työttömien kannustinongelma alkupalkkoja tarkasteltaessa olisi olettaa, että on olemassa yksilölliset kynnyspalkat, jotka yhdessä markkinapalkkojen kanssa yksikäsitteisesti määräisivät ketkä työllistyvät ja ketkä eivät. Tällöin olisi kuitenkin hyväksyttävä ajatus, jonka mukaan työttömyys on aina yksilön tietoinen valinta: työtön ei työllisty työmarkkinoille, koska hänen ulottuvillaan olevat palkkatarjoukset ovat liian alhaiset. Todellisuudessa työttömien työllistymismekanismi lienee mutkikkaampi ja riippuvainen yksilöiden omien valintojen lisäksi myös työvoiman kysyntätekijöistä. Siksi työllistymismekanismi pyritäänkin formuloimaan siten, että se huomioisi sekä työvoiman kysyntään että tarjontaan vaikuttavia tekijöitä, jolloin työllistymisen taloudellisen kannustimen merkitys vähenee dominoivasta roolistaan yhdeksi ainoaksi työllistymiseen vaikuttavaksi osatekijäksi. Koska tutkimuksessa päähuomio kohdistuu työllistyneiden uusien työsuhteiden alkupalkkoihin, tyydytään työttömien työllistymistä kuvamaan todennäköisyys-

mallilla, jossa mallinnetaan todennäköisyyttä, että työtön työllistyy ennen yhden ainoan tarkasteluperiodin loppua.<sup>8</sup>

Työllistymismekanismiin formuloimiseksi eksplisiittisesti oletetaan, että on olemassa muuttuja  $y_i$ , joka saa positiivisen arvon, jos ja vain jos yksilö  $i$  työllistyy tarkasteluperiodilla. Lisäksi muuttujan  $y_i$  arvojen vaihtelun oletetaan olevan osittain systemaattista siten, että yksilön  $i$  työllistymistä voidaan kuvata lineaarisella mallilla

$$(3.1) \quad y_i = \delta'z_i + v_i,$$

jossa  $\delta$  on tuntematon  $(p \times 1)$ -parametriverktori,  $z_i$  selittävien muuttujien  $(p \times 1)$ -vektori ja  $v_i$  residuaali, joka kuvaa työllistymiseen liittyvien satunnaistekijöiden vaikutusta. Selittäjävektorin  $z_i$  ensimmäinen komponentti on ykkönen, jolloin parametriverktorin  $\delta$  ensimmäinen komponentti toimii mallin vakiona.

Työllistymisyhtälössä (3.1) termi  $\delta'z_i$  kuvaa yksilön  $i$  työllistymistodennäköisyyteen liittyvien rakenteellisten tekijöiden vaikutusta. Vektorin  $z_i$  komponentteina ovat työvoiman kysyntään ja tarjontaan liittyvät muuttujat, jotka vaikuttavat yksilön  $i$  todennäköisyyteen työllistyä tarkasteluperiodilla, ja parametriverktori  $\delta$  kuvaa näiden muuttujien vaikutuksen voimakkuutta. Muuttujaa  $y_i$  ei kuitenkaan havaita, vaan havaitaan indikaattorimuuttuja

$$(3.2) \quad y_i^* = \begin{cases} 1, & \text{jos } y_i > 0, \\ 0 & \text{muulloin.} \end{cases}$$

Muuttuja  $y_i^*$  on siis indikaattori yksilön  $i$  työllistymiselle, joka saa arvon yksi, jos ja vain jos yksilö työllistyy tarkasteluperiodin aikana, ja arvon nolla muulloin.

---

<sup>8</sup> Tutkittaessa työttömien työllistymistä olisi järkevintä turvautua nk. duraatiomalleihin (*duration models*), jotka kuuluvat matemaattisesti samaan laajaan malliluokkaan kuin esiteltävä endogeenisen valikointumisen mallikin (Amemiya 1984, 4). Duraatioanalyysissä tarkasteluajanjakso jaettaisiin useisiin osaperiodeihin, jonka jälkeen voitaisiin mallintaa työttömän todennäköisyyttä työllistyä osaperiodilla  $t$  ehdolla, ettei hän ole työllistynyt ennen osaperiodin  $t$  alkua. Duraatiomallissa siis kyettäisiin huomioimaan työllistymistodennäköisyyden riippuvuus työttömyyden kestosta. Koska tämän tutkimuksen ensisijaisena tavoitteena on kuitenkin tarkastella alkupalkkojen määräytymistä, jätetään työttömyyden keston merkitys työllistymiseen pääosin huomiotta mallitekniikan syiden vuoksi. Työttömien työllistymistä duraatioanalyysin keinoin ovat tarkastelleet mm. Kettunen (1989, 1990) ja Lilja (1990, 1992), jonka lisäksi vuoden 1997 aikana julkaistaan Rantalan tutkimus, joka perustuu samaan empiiriseen aineistoon mitä tässä tutkimuksessa hyödynnetään.



Merkitään yksilön  $i$  logaritmoitua markkinapalkkaa  $w_i$ :llä ja kuvataan palkkafunktiota totuttuun tapaan lineaarisella regressiolla

$$(3.3) \quad w_i = \beta' \mathbf{x}_i + \varepsilon_i,$$

jossa  $\beta$  on tuntematon  $(k \times 1)$ -parametriverktori,  $\mathbf{x}_i$   $(k \times 1)$ -selittäjävektori ja  $\varepsilon_i$  residuaali. Selittäjävektorin  $\mathbf{x}_i$  ensimmäinen komponentti on ykkönen, jolloin parametriverktorin  $\beta$  ensimmäinen komponentti toimii mallin vakiona. Mahdolliset kvalitatiiviset muuttuja sisältyvät myös selittäjävektoriin  $\mathbf{x}_i$ , joten (3.3) voidaan tulkita myös kovarianssianalyysimalliksi.

Olkoon  $(w_i, y_i^*, \mathbf{z}_i, \mathbf{x}_i; i = 1, 2, \dots, n)$  satunnaisotos tarkasteluperiodin alussa työttömänä olleista yksilöistä, jolloin koko otoksen regressiofunktiksi saadaan

$$(3.4) \quad E(w_i | \mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i) = \beta' \mathbf{x}_i, \quad i = 1, 2, \dots, n.$$

Koska markkinapalkka  $w_i$  on latenti muuttuja, joka realisoituu uuden työsuhteen alkupalkkana ainoastaan työllistyneillä yksilöillä, saadaan työllistyneiden alkupalkkoihin perustuvaksi osaotoksen regressiofunktiksi

$$(3.5) \quad E(w_i | \mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i, y_i^* = 1) = \beta' \mathbf{x}_i + E(\varepsilon_i | \mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i, y_i^* = 1), \quad \forall i \in \{i | y_i^* = 1\}.$$

Jos residuaalin  $\varepsilon_i$  ehdollinen odotusarvo olisi nolla, yhtyisivät osaotoksen ja koko otoksen regressiofunktiot, jolloin parametriverktori  $\beta$  voitaisiin estimoida harhattomasti tavanomaisella pns-menetelmällä käyttäen ainoastaan työllistyneiden havaittuja markkinapalkkoja. Tällöin havaitsemattomien markkinapalkkojen ainoaksi implikaatioksi jäisi estimoinnin tehokkuuden kärsiminen, kun otoskoko kutistuisi alkuperäisestä  $n$  havainnosta työttömiksi jääneiden yksilöiden lukumäärän verran.<sup>9</sup> Kirjoittamalla residuaalin  $\varepsilon_i$  ehdollinen odotusarvo muodossa

$$(3.6) \quad E(\varepsilon_i | \mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i, y_i^* = 1) = E(\varepsilon_i | \mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i, y_i > 0) = E(\varepsilon_i | \mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i, v_i > -\delta' \mathbf{z}_i)$$

<sup>9</sup> Regressiomalleja, joissa selitettävä muuttuja on latenti, kutsutaan usein tobit-malleiksi. Taloustieteessä ensimmäisen kerran regressioanalyysiä rajoitetun muuttujan tapauksessa tarkasteli Tobin (1958), joka tutki kotitalouden kestokulutushyödykkeisiin kohdistuvia kulutusmenoja huomioiden, että kulutusmenot eivät voi olla negatiiviset. Tobit-malli tunnetaan myös katkaistuina (*truncated*) tai sensuroituina (*censored*) regressiomallina riippuen muuttujien rajoittuneisuudesta. Mallin sanotaan olevan katkaistu, kun havainnot puuttuvat kokonaan selitettävän muuttujan joltain arvoalueelta. Jos taas selittävien muuttujien arvot havaitaan silloinkin, kun selitettävän muuttujan arvoja ei havaita, sanotaan mallin olevan sensuroitu.

nähdään, että ehdollinen odotusarvo olisi nolla, jos residuaalit  $\varepsilon_i$  ja  $\nu_i$  olisivat jakautuneet toisistaan riippumattomasti. Yleisessä tapauksessa näin ei kuitenkaan ole, vaan osaotoksen regressiofunktio

$$(3.7) \quad E(w_i | \mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i, y_i^* = 1) = \beta' \mathbf{x}_i + E(\varepsilon_i | \mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i, \nu_i > -\delta \mathbf{z}_i), \quad \forall i \in \{i | y_i^* = 1\},$$

riippuu sekä vektorista  $\mathbf{x}_i$ , että vektorista  $\mathbf{z}_i$ . Jos osaotoksen regressiofunktion (3.7) oikean puolen termi  $E(\varepsilon_i | \mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i, \nu_i > -\delta \mathbf{z}_i)$  tulkitaan selittäjäksi ja palkkafunktio estimoidaan huomioimatta sitä, voidaan osaotoksen pns-estimaattorin harhaisuuden tulkita aiheutuvan tavanomaisesta puuttuvien muuttujien ongelmasta (Heckman 1979, 155). Kyseessä on niin kutsuttu *valikoitumisharha*, joka seuraa siitä, että myös markkinapalkat vaikuttavat työttömien työllistymiseen eli valikoitumiseen tarkasteltavaan osaotokseen.<sup>10</sup> Vaikka työttömien työllistymismekanismi johtaisikin tavanomaisen pns-estimaattorin harhaisuuteen, voidaan palkkafunktion parametreille konstruoida vaihtoehtoisia konsistentteja estimaattoreita.

Yhtälöiden (3.1), (3.2) ja (3.3) määrittelemä malli on eräs standardin tobit-mallin yleistys, ja sitä kutsutaan tässä tutkimuksessa **endogeenisen valikoitumisen malliksi**. Seuraavaksi johdetaan mallin parametreille konsistentit suurimman uskottavuuden estimaattorit.

### 3.2 Suurimman uskottavuuden menetelmä

Edellä todettiin valikoitumisharhan seuraavan siitä, että palkkafunktion residuaali  $\varepsilon_i$  ja työllistymisyhtälön residuaali  $\nu_i$  ovat keskenään riippuvaiset. Suurimman uskottavuuden (su) estimaattorin johtamiseksi oletetaan jatkossa, että residuaalit ovat multinormaalisti jakautuneet:

$$(3.8) \quad \begin{bmatrix} \varepsilon_i \\ \nu_i \end{bmatrix} \sim MN \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma^2 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & 1 \end{bmatrix} \right).$$

<sup>10</sup> Muutama seikka on kuitenkin syytä kiinnittää huomiota. Ensinnäkin jos työllistymisyhtälön (3.1) selittäjävektori  $\mathbf{z}_i$  on vakio koko otoksessa, on residuaalin  $\varepsilon_i$  ehdollinen odotusarvo vakio, jolloin valikoitumisharha koskee ainoastaan regressiovakion pns-estimaattoria. Toiseksi valikoitumisharha saattaa aiheuttaa sen, että työllistymisyhtälön selittäjät, jotka eivät kuulu palkkafunktioon ( $\mathbf{z}_i$ :n komponentit, jotka eivät kuulu  $\mathbf{x}_i$ :n komponentteihin), saattaisivat olla tilastollisesti merkitseviä, jos ne lisättäisiin palkkafunktioon. (Heckman 1979, 155.)

Työllistymisyhtälön muuttujan  $y_i$  oletetaan siis olevan normeerattu siten, että residuaalin  $v_i$  varianssi on yksi. Tämä ei muuta tarkastelua, sillä normeeraus ei vaikuta muuttujan  $y_i$  etumerkkiin eikä siten työllistymiseen. Lisäksi multinormaalisuusoletuksesta (3.8) seuraa, että työllistymisyhtälön residuaalin  $v_i$  reunajakaumana on standarnoitu normaalijakauma, joten työllistymismekanismien yhtälöt (3.1) ja (3.2) määrittelevät tavanomaisen probit-mallin.

Vaikka yksilön, joka ei työllisty tarkasteluperiodilla, markkinapalkkaa ei havaita, voidaan hänen todennäköisyytensä jäädä työttömäksi formuloida eksplisiittisesti:

$$(3.9) \quad P(y_i^* = 0) = P(v_i \leq -\delta'z_i) = \Phi(-\delta'z_i) = 1 - \Phi(\delta'z_i), \quad \forall i \in \{i | y_i^* = 0\},$$

jossa  $\Phi(\cdot)$  on standarnoidun normaalijakauman kertymäfunktio. Koska työllistyneen yksilön markkinapalkka realisoituu uuden työsuhteen alkupalkkana ja hänen työllistymistodennäköisyytensä voidaan formuloida eksplisiittisesti, saadaan hänelle esitys

$$(3.10) \quad P(y_i^* = 1)f(w_i | y_i^* = 1) = P(v_i > -\delta'z_i)f(w_i | v_i > -\delta'z_i) \\ = \Phi(\delta'z_i)f(w_i | v_i > -\delta'z_i), \quad \forall i \in \{i | y_i^* = 1\},$$

jossa  $f(w_i | \cdot)$  on markkinapalkan ehdollisen jakauman tiheysfunktio. Yhdistämällä yhtälöiden (3.9) ja (3.10) informaatio saadaan endogeenisen valikoitumisen mallin uskottavuusfunktioksi

$$(3.11) \quad L(\delta, \beta, \sigma^2 | \mathbf{Z}, \mathbf{X}) = \prod_{i|y_i^*=1} \Phi(\delta'z_i)f(w_i | v_i > -\delta'z_i) \prod_{i|y_i^*=0} [1 - \Phi(\delta'z_i)],$$

jossa  $\mathbf{Z} = (z_1, \dots, z_n)'$  on  $(n \times p)$ -matriisi ja  $\mathbf{X}$  työllistyneiden otosyksilöiden selittäjävektorien  $x_i$  muodostama  $(n_1 \times k)$ -matriisi, kun työllistyneiden otosyksilöiden lukumäärää merkitään  $n_1$ :llä. Maksimoimalla uskottavuusfunktio (3.11) tuntemattoman parametrivektorinsa  $(\delta', \beta', \sigma^2)'$  suhteen, saadaan endogeenisen valikoitumisen malli kuvaamaan todellisuutta niin hyvin kuin mahdollista malliin liittyvien taustaoletusten puitteissa.

Markkinapalkan ehdollinen tiheysfunktio voidaan esittää myös muodossa

$$(3.12) \quad f(w_i | v_i > -\delta'z_i) = \frac{f(w_i, v_i > -\delta'z_i)}{f(v_i > -\delta'z_i)} = \frac{f(w_i, y_i > 0)}{1 - \Phi(-\delta'z_i)} = \frac{\int_0^\infty f(w_i, y_i) dy_i}{\Phi(\delta'z_i)},$$

josta havaitaan, että endogeenisen valikoitumisen mallin uskottavuusfunktio on edelleen kirjoitettavissa muodossa

$$(3.13) \quad L(\delta, \beta, \sigma^2 | \mathbf{Z}, \mathbf{X}) = \prod_{i|y_i^*=1} \int_0^\infty f(w_i, y_i) dy_i \prod_{i|y_i^*=0} [1 - \Phi(\delta'z_i)].$$

Koska tunnetusti  $f(w_i, y_i) = f(w_i)f(y_i|w_i)$  ja multinormaalijakauman ominaisuuksien perusteella  $y_i|w_i = \bar{w}_i \sim N(\delta'z_i + \rho\sigma^{-1}(\bar{w}_i - \beta'x_i), 1 - \rho^2)$ , saadaan endogeenisen valikoitumisen mallin log-uskottavuusfunktioksi<sup>11</sup>

$$(3.14) \quad \log L(\delta, \beta, \sigma^2 | \mathbf{Z}, \mathbf{X}) = \sum_{i|y_i^*=1} \phi\left(\frac{w_i - \beta'x_i}{\sigma}\right) + \sum_{i|y_i^*=1} \log \Phi\left(\frac{\delta'z_i + \rho\sigma^{-1}(w_i - \beta'x_i)}{\sqrt{1 - \rho^2}}\right) \\ + \sum_{i|y_i^*=0} \log[1 - \Phi(\delta'z_i)] - n_1 \log \sigma,$$

jossa  $\phi(\cdot)$  on standardoidun normaalijakauman tiheysfunktio. Koska endogeenisen valikoitumisen mallin log-uskottavuusfunktio on epälineaarinen tuntemattomien parametrien suhteen, on su-estimaattori ratkaistava iteratiivisesti. Log-uskottavuusfunktion ollessa kuitenkin globaalisti konkaavi konvergoi iterointiproseduuri kohti globaalia maksimia alkuarvoistaan riippumatta. Lisäksi voidaan osoittaa, että parametrivektorin  $\theta = (\delta', \beta', \sigma^2)'$  su-estimaattori on konsistentti ja asymptoottisesti multinormaalinen asymptoottisesti kovarianssimatriisinaan  $-(\partial^2 \log L / \partial \theta \partial \theta')^{-1}$ . (ks. tarkemmin Amemiya 1984 ja Maddala 1983)

Lee (1983) yleistä endogeenisen valikoitumisen mallin koskemaan useita hyvin määriteltäviä jakaumaperheitä, joten vaikka  $w_i$ :n ja  $y_i$ :n multinormaalisuudesta luovutaisiin, voitaisiin malli edelleen estimoida hieman modifioidulla su-menetelmällä.<sup>12</sup> Eikä Leen lähestymistapa edellytä  $w_i$ :n ja  $y_i$ :n yhteisjakauman tuntemista, vaan nii-

<sup>11</sup> Koska logaritmfunktio on aidosti kasvava monotoninen funktio, ei logaritointi vaikuta uskottavuusfunktion ääriarvopisteisiin.

<sup>12</sup> Esimerkkinä Lee (1983, 509-510) käsittelee tapauksen, jossa  $w_i$  noudattaa Studentin t-jakaumaa ja  $y_i$  voi noudattaa mitä tahansa hyvin määriteltäviä tunnettuja jakaumaa.

den reunajakaumien tunteminen riittää. Valitettavasti Leen menetelmä estimointielessä on hyödyllinen ainoastaan silloin, kun tutkijalla *apriori* informaatiota reunajakaumista.

## 4 Havaintoaineistot

Luvun tarkoituksena on antaa yleiskuva tarkasteltavista havaintoaineistoista. Siksi keskitytään kuvaamaan aineistoja varsin yleisellä tasolla ja yksittäisistä muuttujista käsitellään vain kaikkein keskeisimmät. Luku on jaettu siten, että kappaleessa 4.1 käsitellään havaintoaineistojen otanta-asetelmia ja kappaleessa 4.2 keskeisten muuttujien konstruointia, jossa tärkeimpien muuttujien ominaisuuksia pyritään lisäksi havainnollistamaan taulukoiden ja graafisten kuvioiden avulla.

### 4.1 Otanta-asetelmat

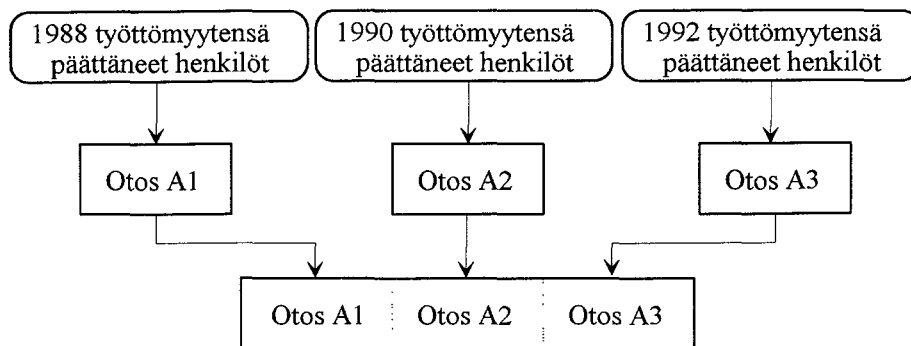
Tutkimuksen empiirisissä tarkasteluissa käytetään kahta erillistä aineistoa, jotka on kerätty rekisteriaineistoja yhdistelemällä. Aineistot poikkeavat toisistaan ainoastaan otannassa käytettyjen perusjoukkojen suhteen. Toisessa aineistossa perusjoukkona on koko työikäinen väestö ja toisessa vuosina 1988, 1990 tai 1992 työttömyytensä päättäneet työnhakijat. Perusjoukoista on suoritettu otannat, ja otoshenkilöille on liitetty seurantatiedot vuosilta 1987–1992. Aineistojen seurantatiedot koostuvat Työministeriön työnhakijarekisteristä ja Tilastokeskuksen työssäkäyntirekisteristä löytyvistä taustatiedoista, jolloin on saatu tiedot otoshenkilöiden tuloista, työmarkkina-asemista ja demografisista tekijöistä.

Koko työikäiseen väestöön perustuvassa otoksessa oli alunperin noin 12 000 havaintoa. Otos kuitenkin supistui 6 046 havaintoon, kun siitä poistettiin työvoimaan kuulumattomat henkilöt ja ne, joiden taustatiedoissa oli merkittäviä puutteita. Vastavasti päättyneisiin työttömyysjaksoihin perustuva otos supistui noin 15 000 havainnosta 6 559 havaintoon. Suuri kato johtui puutteellisten taustatietojen ja työvoiman ulkopuolelle siirtyneiden henkilöiden poistamisen lisäksi myös tulotietojen tilastointitavasta. Tulotietojen ollessa vuositason tietoja ei aina kyetty luotettavasti arvioimaan otoshenkilön uuden työsuhteen alkupalkkaa, joten myös tällaiset tapaukset oli poistettava aineistosta.

Huolimatta käytettävissä olevien havaintoaineistojen paneeliluonteesta, on aineistoja käsitelty kuten yhdistettyjä poikkileikkausaineistoja. Tähän on kaksi perustelua. Ensinnäkin endogeenisen valikoitumisen mallia yritettäessä estimoida suurimman uskottavuuden menetelmällä paneeliaineistosta jouduttaisiin laskennallisiin

ongelmiin, koska mallin uskottavuusfunktioon tulisi multinormaalijakauman useampiulotteisia integraaleja. Toiseksi päättyneisiin työttömyysjaksoihin perustuva otos koostuu itse asiassa kolmesta pienemmästä otoksesta, jotka kaikki on poimittu työttömyytensä päättäneistä työttömistä, mutta joissa otannan perustana olevan työttömyysjakson päättymisvuosi vaihtelee. Koska näiden kolmen pienemmän otoksen yksittäiset havaintomäärät olivat suhteellisen vaatimattomat, jouduttiin ne yhdistämään riittävän otoskoon saavuttamiseksi. Yhdistetyssä aineistossa kolmesta eri otoksesta tulleet otoshenkilöt ovat epäsymmetrisessä asemassa keskenään. Tämä ei kuitenkaan ole ongelma, kun tarkastellaan eri otoksista peräisin olevien otoshenkilöiden kohdalla eri vuosien tapahtumia.

**KAAVIO 4.1. Päättyneisiin työttömyysjaksoihin perustuvan otoksen otanta-asetelma**



Kaaviossa 4.1 on pyritty havainnollistamaan päättyneisiin työttömyysjaksoihin perustuvan otoksen otanta-asetelmaa. Ensimmäisessä vaiheessa on poimittu kolme satunnaisotosta (A1, A2 ja A3) kolmesta eri perusjoukosta. Toisessa vaiheessa nämä kolme otosta on yhdistetty yhdeksi isommaksi otokseksi, jossa kunkin havainnon alkuperä on merkitty otosindikaattorilla. Otoshenkilöiden työllistymisen ja uusien työsuhteiden alkupalkkojen tutkimiseksi on valittu tarkasteluvuosiksi 1988, 1990 ja 1992. Kunkin vuoden tilannetta tarkastellaan otoshenkilöillä, jotka on poimittu perusjoukosta, johon kuuluvilla henkilöillä on työttömyysjakso päättynyt sinä vuonna. Esimerkiksi otoksesta A2 peräisin olevien otoshenkilöiden kohdalla tarkastellaan vuoden 1990 työmarkkinasiirtymiä ja uusien työsuhteiden alkupalkkoja. Malleja estimoitaessa kaikki kolmesta eri otoksesta peräisin olevat havainnot ovat kuitenkin mukana otosindikaattorein eroteltuina. Näin menettelemällä saadaan otoskoko

riittävän suureksi ja kaikki otoshenkilöt symmetriseen asemaan otantakehikkoihinsa nähden.

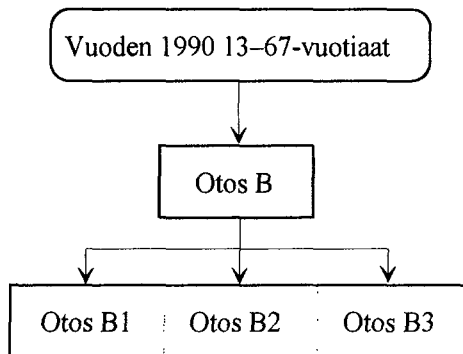
Otannan perustana ollut päättynyt työttömyysjakso on voinut päättyä useista vaihtoehtoisista syistä: henkilö on voinut siirtyä työvoiman ulkopuolelle, työvoimaviranomaisten järjestämälle koulutusjaksolle, työsuhteeseen tuetuille työmarkkinoille (tukityöllistetty) tai henkilö on voinut työllistyä aidosti vapaille työmarkkinoille. Työllistymistä mallinnettaessa kiinnostuksen kohteena on todennäköisyys, että otoshenkilö on työllistynyt aidosti vapaille työmarkkinoille tarkasteluvuoden loppuun mennessä. Kun työvoiman ulkopuolelle siirtyneet on rajattu tarkastelujen ulkopuolelle, muodostuu referenssiryhmä aidosti työllistyneille vuoden lopulla työttömänä työnhakijana, työvoimapoliittisessa koulutuksessa ja tukityöllistettynä olevista henkilöistä. Toisin sanoen referenssiryhmään kuuluvat työttömät, joiden tarkasteluvuoden työttömyysjakso päättyi vain tilapäisesti esimerkiksi koulutusjakson, tukityöllistämisyksikön tai lyhyen, ennen vuoden loppua päättyneen työllisyysjakson seurauksena.

Koska aineistosta kuitenkin puuttuvat henkilöt, jotka ovat olleet tarkasteluvuoden alusta loppuun yhtäjaksoisesti työttöminä, saattaa otanta-asetelma aiheuttaa tulkintaongelmia työllistymistä mallinnettaessa. Jos työvoimapoliittisille toimenpiteille osallistuisi tavallista aktiivisempia työttömiä ja pitkiä yhtäjaksoisia työttömyysjaksoja omaavat työttömät olisivat keskimääräistä passiivisempia, ei aineiston referenssiryhmä muodostuisikaan "tyypillisistä" työttömistä vaan toimenpiteille aktiivisesti hakeutuvista työttömistä. Sen sijaan mikäli yli vuoden yhtäjaksoisesti työttömänä työnhakijana olleet ja vuoden mittaan työvoimapoliittisille toimenpiteille osallistuneet työttömät olisivat keskenään samankaltaisia työllistymismahdollisuuksiinsa nähden, ei otannan perustuminen päättyneisiin työttömyysjaksoihin aiheuttaisi tulkintaongelmia. Vaikka työvoimapoliittisille koulutusjaksoille osallistuneekin keskimääräistä aktiivisempia työttömiä, pitäisi aineiston sisältää myös tavallista heikommin työllistyviä, koska pitkäaikaistyöttömille suunnatut tukityöllistämistoimet katkaisevat säännöllisesti heidänkin työttömyysjaksonsa. Lisäksi yli vuoden pituiset yhtäjaksoiset työttömyysjaksot lienevät suhteellisen harvinaisia, joten otanta-asetelma tuskin vaikeuttaisi oleellisesti työllistymisyhtälön estimointitulosten tulkintaa, vaikka yli vuoden yhtäjaksoisesti työttömänä olleet olisivatkin heterogeeninen ryhmä työvoimapoliittisille toimenpiteille osallistuneiden työttömien suhteen.



Kaaviossa 4.2 on vielä esitetty otanta-asetelma koko työikäiseen väestöön perustavalle otokselle. Perusjoukkona oli vuoden 1990 13–67-vuotiaat suomalaiset, jolloin kaikki otoshenkilöt ovat ikänsä puolesta voineet kuulua työvoimaan koko seuranta-ajan 1987–1992. Vaikka tässä tapauksessa otanta-asetelmaan ei liity otantateknisiä ongelmia, on otos B hajoitettu satunnaisesti kolmeen pienempään osaotokseen (B1, B2 ja B3), jotka on eroteltu toisistaan otosindikaattorein. Malleja estimoitaessa

**KAAVIO 4.2. Otanta-asetelma otokselle koko työikäisestä väestöstä**



kaikki havainnot ovat mukana, mutta kuhunkin osaotokseen kuuluvien otoshenkilöiden kohdalla tarkastellaan eri vuosia: otokseen B1 kuuluvilta tarkastellaan vuoden 1988, otokseen B2 kuuluvilta vuoden 1990 ja vastaavasti otokseen B3 kuuluvilta vuoden 1992 palkkoja. Näin menettelemällä saadaan luotua asetelma, joka vastaa päätyyneisiin työttömyysjaksoihin perustuvan otoksen asetelmaa, jolloin palkka-funktioiden estimointitulokset työllistyneille ja koko työvoimalle ovat keskenään vertailukelpoiset.

## 4.2 Keskeiset muuttujat

Koska tarkasteltavat mallit tulevat sisältämään useita muuttujia, ei niiden kaikkien yksityiskohtainen käsittely ole tarkoituksenmukaista. Siksi tässä kappaleessa käsitellään ainoastaan muutamien keskeisimpien muuttujien konstruointia ja muiden muuttujien konstruointiin palataan tarvittaessa vasta mallien estimointitulosten yhteydessä luvussa viisi. Kappaleessa 4.2.1 esitellään käytetty koulutusluokitus ja tarkastellaan koulutuksen jakautumista eri koulutusasteille ja -aloille. Otoshenkilöiden työkokemuksen arviointia ja toimialaluokitusta tarkastellaan kappaleessa

4.2.2 ja lopuksi kappaleessa 4.2.3 käsitellään palkkojen arviointia sekä havainnollistetaan palkkajakaumia graafisesti.

#### 4.2.1 Koulutus

Aineistojen koulutustiedot perustuvat Tilastokeskuksen tutkintorekisteriin. Tutkintorekisterin koulutusluokituksessa on huomioitu peruskouluissa, lukioissa, ammatillisissa oppilaitoksissa ja korkeakouluissa annettava tutkintoon tai ammattiin tähtäävä koulutus, jonka kesto on ollut vähintään 400 tuntia. Sen sijaan työnantajien järjestämä koulutus, kielikurssit, järjestöjen ja yhdistysten järjestämä koulutus, kirjeopetus ja aikuiskoulutus eivät ole vaikuttaneet koulutusluokitukseen. Tutkinnon suorittaneet henkilöt on luokiteltu koulutusasteittain ja -aloittain. Jos henkilö on suorittanut useamman kuin yhden tutkinnon, näistä on valittu luokittelukriteeriksi koulutusasteeltaan korkein tutkinto. Useammasta samanasteisesta tutkinnosta on valittu viimeksi suoritettu tutkinto.

Inhimillisen pääoman teoriassa koulutusta mitattiin kouluvuosilla. Koska havaintoaineistot sisältävät tiedot ainoastaan otoshenkilöiden korkeimmista tutkinnoista ja niiden suorittamisajankohdista, olisi kouluvuosien arviointi ongelmallista. Käytettäessä ainoastaan ikää ja tutkinnon suorittamisajankohtaa kouluvuosien arvioinnissa yliarvioitaisiin järjestelmällisesti todelliset kouluvuodet otoshenkilöille, joiden kouluttautuminen ei ole ollut yhtäjaksoista.<sup>13</sup> Toisaalta kouluvuosien käyttö teoreettisissa tarkasteluissa perustui oletuksille koulutuksen tuottoasteen vakioisuudesta ja inhimillisen pääoman homogeenisuudesta. Todellisuudessa koulujärjestelmä kuitenkin koostuu useista erilaisista oppilaitoksista, joissa opetetaan eri asioita ja joiden opetuksen taso vaihtelee. Siksi käyttämällä palkkafunktiossa kouluvuosien sijasta koulutusaste- ja koulutuslaidindikaattoreita sekä näiden interaktioita voidaan ehkä paremmin huomioida koulutuksen todellista heterogeenisuutta.

Koulutusluokituksen koulutusasteet eivät täysin vastaa laissa määriteltyjä koulutusasteita, vaan niitä määriteltäessä on painotettu selkeämmin opiskeluajkojen pituuksia.<sup>14</sup> Tilastokeskuksen koulutusasteita vastaavat keskimääräiset opiskeluajat ovat:

<sup>13</sup> Lienee suhteellisen yleistä, että tietyn peruskoulutuksen hankkineet palaavat takaisin koulunpenkille suorittamaan korkeampaa tutkintoa muutaman työssälövuoden jälkeen. Lisäksi opiskelu aika saattaa pitkiä tyä perheen perustamisen, osapäivätoimisen työssäkäynnin, pitkän sairausjakson yms. syiden vuoksi.

<sup>14</sup> Keskiasteen koulutuksen kehittämistä koskevan lain (474/78) "keskiasteen koulutus" ei ole sisällöltään sama kuin Tilastokeskuksen koulutusluokituksen keskiaste. Koulutusluokituksessa keskiasteen koulunuudis-

(i) alempi keskiaste noin 10–11 vuotta [esim. merkantti, apuhoitaja], (ii) ylempi keskiaste noin 12 vuotta [esim. yo-tutkinto, merkonomi], (iii) alin korkea-aste noin 13–14 vuotta [esim. opistoinsinööri], (iv) alempi kandidaattiaste noin 15 vuotta [esim. luonnontieteiden kandidaatti] ja (v) ylempi kandidaattiaste — nykyinen maisterin tutkinto — noin 16 vuotta [esim. diplomi-insinööri, filosofian maisteri]. Lisäksi ylemmän kandidaattiasteen suorittaneiden jatkotutkinnot [esim. filosofian lisensiaatti, filosofian tohtori] kuuluvat omaan luokkaansa "tutkijakoulutus"-nimikkeeseen alle.<sup>15</sup>

Taulukoissa 4.1 ja 4.2 on koulutusluokitukseen perustuen ristiintaulukoitu tarkasteltavien aineistojen tutkinnon suorittaneet otoshenkilöt koulutusalan ja -asteen mukaan. Taulukoiden soluissa on esitetty soluun kuuluvien otoshenkilöiden lukumäärä ja prosentuaalinen osuus kaikista tutkinnon suorittaneista. Sen sijaan otoshenkilöitä, jotka eivät ole suorittaneet mitään tutkintoa, ei ole huomioitu taulukoiden luvuissa. Työttömien otoksessa tutkintoa suorittamattomia henkilöitä on 2 542 eli 39 %, kun vastaavasti 2 050 henkilöä eli 34 % työvoimaan kuuluvien otoksesta on vailla tutkintoa.<sup>16</sup>

Koska taulukoiden luvuissa ei ole eroteltu naisia ja miehiä toisistaan, on syytä huomauttaa, että koulutusalat ovat selvästi eriytyneet sukupuolen mukaan. Kun liikenteen ja tietoliikenteen, tekniikan ja luonnontieteiden sekä maa- ja metsätalouden koulutusalat ovat selvästi miesenemmistöisiä koulutusaloja, ovat hoitoalojen, muiden erityisalojen (erityisesti hotelli- ja ravitsemispalvelujen) koulutus sekä opettajankoulutus naisenemmistöisiä koulutusaloja. Sen sijaan naisten ja miesten osuudet koulutusasteittain eivät oleellisesti vaihtele.

Taulukoista havaitaan, että tekniikan ja luonnontieteiden koulutusala on selvästi suosituin, sillä sen alan koulutuksen on saanut lähes puolet tutkinnon suorittaneista työttömistä ja tutkinnon suorittaneesta työvoimastakin noin 40 %. Tämä lienee

---

tukseen kuuluvat ammatillisten oppilaitosten opintolinjat on luokiteltu koulutuksen pituuden perusteella keskiasteen ja korkea-asteen koulutukseen. Sittemmin osa keskiasteen oppilaitoksista on muutettu ammattikorkeakouluiksi, joten laissa määritellyt koulutusasteet ovat lähentyneet Tilastokeskuksen luokitusta.

<sup>15</sup> Lääketieteen, hammaslääketieteen ja eläinlääketieteen lisensiaattitutkinnot eivät ole tutkijakoulutusta vaan ylemmän kandidaattiasteen perustutkintoja.

<sup>16</sup> "Työttömien otoksella" tarkoitetaan päätyneisiin työttömyysjakoihin perustuvaa otosta ja "työttömistä" puhuttaessa viitataan sen otoshenkilöihin. Sen sijaan "työvoimasta" puhuttaessa viitataan otoshenkilöihin, jotka kuuluvat koko työikäisestä väestöstä poimittuun otokseen, josta on poistettu työvoimaan kuulumatomat henkilöt.

seurausta siitä, että huomattava osa nuorista hakeutuu peruskoulun jälkeen ammattikouluihin, joiden tutkinnot keskittyvät pitkälti juuri tekniikan alalle. Myös kauppaja- ja toimistoalan koulutuksen on saanut huomattava osa kummankin otoksen tutkinnon suorittaneista otoshenkilöistä, mihin lienee vaikuttanut kauppaoppilaitosten suuri lukumäärä, sillä kauppaja- ja toimistoalan tutkinnot näyttäisivät pääosin olevan peräisin keskiasteen oppilaitoksista.

**TAULUKKO 4.1. Koulutusluokitus tutkinnon suorittaneille työttömille\***

Koulutusala	Koulutusaste						Yhteensä
	Alempi keskiate	Ylempi keskiate	Allin kork.aste	Alempi kand.aste	Ylempi kand.aste	Tutkija-koulutus	
Yleissivistävä	45 1.1 %	382 9.5 %	-	-	-	-	427 10.6 %
Humanistinen	17 0.4 %	27 0.7 %	9 0.2 %	8 0.2 %	12 0.3 %	1 0.0 %	74 1.8 %
Opettajankoulutus	6 0.1 %	1 0.0 %	11 0.3 %	15 0.4 %	3 0.1 %	-	36 0.9 %
Kauppaja- ja toimistoala <sup>a</sup>	263 6.5 %	309 7.7 %	14 0.4 %	18 0.4 %	39 1.0 %	1 0.0 %	644 16.0 %
Tekniikka ja luonnontieteellinen	1 491 37.1 %	267 6.6 %	85 2.1 %	19 0.5 %	29 0.7 %	2 0.0 %	1 893 47.1 %
Läikenne ja tietoliikenne	50 1.2 %	5 0.1 %	-	7 0.2 %	-	-	62 1.5 %
Hoitoala	98 2.4 %	12 0.3 %	18 0.4 %	2 0.1 %	4 0.1 %	-	134 3.3 %
Maa- ja metsätalous	192 4.8 %	9 0.2 %	12 0.3 %	-	6 0.1 %	-	219 5.5 %
Muut erikoisalat <sup>b</sup>	461 11.5 %	61 1.5 %	6 0.1 %	-	-	-	528 13.1 %
<b>Yhteensä</b>	<b>2 623 65.3 %</b>	<b>1 073 26.7 %</b>	<b>155 3.9 %</b>	<b>69 1.7 %</b>	<b>93 2.3 %</b>	<b>4 0.1 %</b>	<b>4 017 100 %</b>

\* Taulukon soluissa on esitetty solufrekvenssit ja -prosentit.

<sup>a</sup> Myös laki-, yhteiskunta- ja käyttäytymistieteellinen koulutus sisältyvät tähän ryhmään.

<sup>b</sup> Sisältää majoitus- ja ravitsemusalan sekä vartiointi-, suojelu- ja sotilasalojen koulutuksen.

Vajaa kymmenesosa molempien otosten tutkinnon suorittaneista on saanut ainoastaan yleissivistävän koulutuksen. Tämä joukko muodostuu lähinnä ylioppilaista, jotka eivät ole ylioppilastutkinnon jälkeen suorittaneet mitään samanasteista tai korkeampiasteista tutkintoa. Tutkinnon suorittaneiden eriytyemisestä eri koulutusaloille löytyy huomattavin otosten välinen ero hoitoalalta. Kun hoitoalan koulutuk-

sen saaneiden osuus tutkinnon suorittaneista työttömistä on ainoastaan 3.3 %, on vastaava osuus tutkinnon suorittaneesta työvoimasta lähes kolminkertainen, mikä saattaisi viitata hoitoalan tavallista parempaan työllisyystilanteeseen. Saman- suuntainen havainto voidaan tehdä myös opettajankoulutuksen osalta.

**TAULUKKO 4.2. Koulutusluokitus tutkinnon suorittaneelle työvoimalle\***

Koulutusala	Koulutusaste						Yhteensä
	Alempi keskiaste	Ylempi keskiaste	Alin kork.aste	Alempi kand.aste	Ylempi kand.aste	Tutkija-koulutus	
Yleissivistävä	6 0.2 %	308 7.7 %	-	-	-	-	314 7.9 %
Humanistinen	8 0.2 %	8 0.2 %	10 0.3 %	18 0.5 %	36 0.9 %	4 0.1 %	84 2.1 %
Opettajankoulutus	8 0.2 %	9 0.2 %	27 0.7 %	30 0.8 %	8 0.2 %	-	82 2.1 %
Kauppa- ja toimistoala <sup>a</sup>	216 5.4 %	491 12.3 %	20 0.5 %	66 1.7 %	86 2.2 %	5 0.1 %	884 22.1 %
Tekniikka ja luonnontieteellinen	1 025 25.7 %	280 7.0 %	145 3.6 %	14 0.4 %	100 2.5 %	20 0.5 %	1 584 39.6 %
Liikenne ja tietoliikenne	21 0.5 %	6 0.2 %	2 0.1 %	1 0.0 %	-	-	30 0.8 %
Hoitoala	175 4.4 %	84 2.1 %	83 2.1 %	5 0.1 %	24 0.6 %	9 0.2 %	380 9.5 %
Maa- ja metsätalous	108 2.7 %	17 0.4 %	15 0.4 %	-	12 0.3 %	-	152 3.8 %
Muut erikoisalat <sup>b</sup>	378 9.5 %	89 2.2 %	11 0.3 %	-	5 0.1 %	3 0.1 %	486 12.2 %
<b>Yhteensä</b>	<b>1 945 48.7 %</b>	<b>1 292 32.3 %</b>	<b>313 7.8 %</b>	<b>134 3.4 %</b>	<b>271 6.8 %</b>	<b>41 1.0 %</b>	<b>3 996 100 %</b>

\* Taulukon soluissa on esitetty solufrekvenssit ja -prosentit.

<sup>a</sup> Myös laki-, yhteiskunta- ja käyttäytymistieteellinen koulutus sisältyvät tähän ryhmään.

<sup>b</sup> Sisältää majoitus- ja ravitsemusalan sekä vartiointi-, suojelu- ja sotilasalojen koulutuksen.

Taulukoista havaitaan, että tutkinnon suorittaneista työttömistä 92 %:lla on keskiasteen tutkinto, kun vastaava luku on 81 % tutkinnon suorittaneelle työvoimalle. Jos vielä huomioidaan tutkintoa vailla olevat otoshenkilöt, saadaan enintään keskiasteen koulutuksen saaneiden osuudeksi peräti 95 % työttömien otoksessa ja vastaavaksi osuudeksi 87 % työvoimaan kuuluvien otoksessa. Huomattavin ero koulutuksen eriytyemisessä koulutusasteittain otosten välillä on kuitenkin ylemmän korkeasteen koulutuksessa (ylempi kandidaattiaste ja tutkijakoulutus). Kun tutkinnon

suorittaneesta työvoimasta 7.8 %:lla on ylemmän korkea-asteen koulutus, ainoastaan 2.4 % tutkinnon suorittaneista työttömistä on saavuttanut vastaavan koulutusasteen. Työttömät ovat siis tavallista useammin alemman keskiasteen tutkinnon suorittaneita tai kokonaan ilman tutkintoa, kun taas muiden koulutusasteiden tutkintojen osuudet ovat selvästi alhaisemmat työttömien kuin työvoimaan kuuluvien otoksessa, mikä lienee seurausta koulutettujen ihmisten paremmasta työllisyystilanteesta.

#### 4.2.2 Työkokemus ja toimialat

Koska havaintoaineistoissa ei ollut tietoja otoshenkilöiden työhistoriasta kuin seuranta-ajalta eli vuosilta 1987–1992, ei ollut mahdollista identifioida yksittäisen otoshenkilön todellista työkokemusta. Sen sijaan todellista työkokemusta on approksimoitu potentiaalisella työkokemuksella, joka on laskettu tarkasteluvuoden ja otoshenkilön korkeimman (tai viimeisimmän samanasteisen) tutkinnon suorittamisajankohdan avulla. Tarkemmin ilmaistuna työkokemuksella tarkoitetaan otoshenkilön suorittaman koulutuksen jälkeisiä potentiaalisia työvuosia, joten ennen tutkintoa mahdollisesti hankittua työkokemusta ei huomioida.<sup>17</sup> Lähestymistapa on perusteltu, jos tutkinnon suorittamisen jälkeen työtehtävät muuttuvat siinä määrin, ettei mahdollinen aiempi työkokemus vastaa uusia työtehtäviä eikä siten oleellisesti vaikuta tutkinnon jälkeisten työsuhteiden palkkoihin. Näin lienee asianlaita erityisesti korkeasti koulutettujen henkilöiden kohdalla.

Koska työnantajajärjestöt ja ammattiliitot ovat perinteisesti olleet merkittävässä asemassa Suomen työmarkkinoilla, on liittokohtaisilla sopimuksilla omat roolinsa palkanmuodostuksessa. Työmarkkinoiden segmentoitumista on pyritty huomioimaan jakamalla työmarkkinat 19 toimialaan, joihin otoshenkilöt on luokiteltu Tilastokeskuksen toimialakoodien (TOL 1988) avulla. Jos otoshenkilön toimialakoodi puuttui tarkasteluvuodelta, pyrittiin luokittelu tekemään aiempien vuosien toimialakoodien perusteella olettaen, ettei otoshenkilö ole vaihtanut toimialaa. Niitä

<sup>17</sup> Koska tutkintorekisteristä puuttuvat tiedot ennen vuotta 1970 suoritettujen tutkintojen suorittamisajankohdista, on vanhojen tutkintojen yhteydessä jouduttu käyttämään tutkintoasteiden keskimääräisiä suorittamisaikoja. Tarkemmin ilmaistuna työkokemus on laskettu vuonna 1970 ja sen jälkeen tutkinnon suorittaneiden otoshenkilöiden kohdalla seuraavasti:

*työkokemus = tarkasteluvuosi - tutkinnon suorittamisvuosi,*

ennen vuotta 1970 tutkinnon suorittaneiden kohdalla:

*työkokemus = ikä - 7 - 9 - tutkintoasteen koulutuksen keskimääräinen suorittamisaika*

ja ilman tutkintoa olevien kohdalla:

*työkokemus = ikä - 7 - 9.*

otoshenkilöitä, joiden toimialaa ei saatu selville, ei poistettu aineistosta vaan luokiteltiin omaan "toimiala tuntematon"-luokkaansa. Tällaisia tapauksia oli työvoimaan kuuluvien otoksen työllisistä ainoastaan 0.3 %, kun taas 1.2 %:lta työttömien otoksen työllistyneistä ei uuden työsuhteen toimialaa saatu selville.

#### 4.2.3 Palkat

Tarkasteltavat palkat ovat kuukausipalkkoja, jotka on arvioitu vuositason tulotietojen ja tarkasteluvuoden työssäolokuukausien lukumäärän avulla. Koska kokopäivätyötä tekeviä ei kyetty erottelmaan osa-aikatyötä tekevästä, oletettiin otoshenkilöiden, joiden arvioidut kuukausipalkat olivat alle 80 % valtion A1-palkkausluokan peruspalkasta, tekeneen osapäivätyötä ja heidät poistettiin aineistoista. Lisäksi kuukausipalkkojen arviointiin vuositason tulotietojen avulla liittyi muutamia teknisiä ongelmia. Erityisesti jouduttiin vaikeuksiin arvioitaessa työllistyneiden uusien työsuhteiden alkupalkkoja, jos otoshenkilön työttömyyttä edeltänyt työsuhde oli jatkunut tarkasteluvuodelle tai hän oli ollut tukityöllistettynä tarkasteluvuoden aikana.

Jos tarkasteluvuonna työllistyneen otoshenkilön työttömyyttä edeltänyt työsuhde oli päättynyt tarkasteluvuoden puolella, ei ollut mahdollista erotella vanhan ja uuden työsuhteen palkkoja toisistaan tarkasteluvuoden tietojen perusteella, joten tällaiset tapaukset poistettiin työttömien otoksesta. Palkkojen erotteluongelmaan törmättiin myös silloin, kun otoshenkilö oli ollut tarkasteluvuonna tukityöllistettynä. Koska tukityöpaikat ovat kuitenkin pääosin kuntasektorilla, arvioitiin tukityöllistettynä olleen otoshenkilön tukityöllisyysajan ansiot kuntasektorin keskimääräisten palkkojen avulla.<sup>18</sup> Kun tukityöllisyysajan ansiot oli arvioitu, saatiin uuden työsuhteen alkupalkka vähentämällä koko vuoden ansioista tukityöllisyysajan arvioidut ansiot ja jakamalla erotus työssäolokuukausien lukumäärällä.

<sup>18</sup> Aluksi tukityöllistettynä olleet henkilöt luokiteltiin 24 ryhmään sukupuolen, iän ja koulutusasteen perusteella. Seuraavaksi poimittiin Tilastokeskuksen palkkatilastosta näiden luokkien keskimääräiset kuukausipalkat. Tämän jälkeen oletettiin kunkin tukityöllistetyn tukityöpaikan kuukausipalkan olleen 80 % sen ryhmän, johon hän sukupuolensa, ikänsä ja koulutuksensa perusteella kuului, ikälisistä puhdistetusta keskipalkasta. Tukityöpaikan arvioidun kuukausipalkan avulla saatiin arvioitua tukityöllisyysajan vuotuiset bruttoansiot. Ikälisien vähentäminen perustui oletukseen, ettei tukityöllistetyille makseta ikälisiä, jonka lisäksi alle 25-vuotiailla kuntasektorin työntekijöillä oletettiin olevan keskimäärin yksi ikälisiä sekä 25–40-vuotiailla, 41–54-vuotiailla ja 55–64-vuotiailla ikälisiä oletettiin olevan vastaavasti kolme, viisi ja kuusi.

#### 4.2.3.1 Palkat tarkasteluvuosittain

Taulukossa 4.3 on esitetty työllistyneiden uusien työsuhteiden alkupalkkojen ja työvoiman työllisten kuukausipalkkojen sekä niiden logaritmien keskiarvot ja keskihajonnat tarkasteluvuosittain. Kun jokaista tarkasteluvuotta kohden on suunnilleen yhtäsuuri määrä havaintoja työvoimaan kuuluvista henkilöistä, viittaa taulukossa havaintojen lukumäärä tarkasteluvuoden lopulla työsuhteessa avoimilla työmarkkinoilla olleiden otoshenkilöiden lukumäärään. Taulukossa taloudellisen suhdanteen heikkeneminen näkyy erityisesti työllistyneiden lukumäärän voimakkaana supistumisena vuoden 1992 loppua lähestyttäessä, mutta työttömyyden kasvu heijastuu myös työvoiman työllisten lukumäärään, joka supistui lähes neljällä sadalla vuodesta 1988 vuoteen 1992.

**TAULUKKO 4.3. Työllistyneiden keskimääräiset alkupalkat ja työvoiman työllisten keskipalkat tarkasteluvuosittain**

Vuosi	Työllistyneiden alkupalkat, mk/kk <sup>a</sup>			Työvoiman työllisten palkat, mk/kk <sup>b</sup>		
	Havaintojen lkm.	Keskiarvo (keskihajonta)		Havaintojen lkm.	Keskiarvo (keskihajonta)	
		Palkka	log(palkka)		Palkka	log(palkka)
1988	1 153	6 630 (2990)	8.7251 (.3636)	1 882	7 950 (3516)	8.9082 (.3614)
1990	729	7 810 (3749)	8.8790 (.3860)	1 757	9 710 (4562)	9.1031 (.3752)
1992	453	9 200 (4412)	9.0386 (.3985)	1 494	10 160 (4810)	9.1523 (.3617)

<sup>a</sup> Uusien työsuhteiden alkupalkat ovat peräisin päätyneisiin työttömyysjaksoihin perustuvasta otoksesta.

<sup>b</sup> Työllisten kuukausipalkat ovat peräisin koko työikäiseen väestöön perustuvasta otoksesta.

Yleisen palkkakehityksen havaitaan olleen varsin nopeaa vuodesta 1988 vuoden 1990 loppuun saakka noususuhdanteen ja nopean inflaation vuoksi. Noususuhdanteen taituttua 1990-luvun alussa eivät palkat ole nousseet oleellisesti vuodesta 1990 vuoden 1992 loppuun. Uusien työsuhteiden alkupalkkojen kehitys näyttäisi poikenneet oleellisesti yleisestä palkkakehityksestä. Kun kuukausittaiset alkupalkat nousivat keskimäärin noin 1 200 markalla vuodesta 1988 vuoteen 1990, kiihtyi alkupalkkojen nousu lähes 1 400 markkaan periodilla 1990–1992, jolloin yleinen palkkakehitys hidastui selvästi. Kun vielä huomioidaan inflaation hidastuminen 1990-luvun alussa, on myös reaalisten alkupalkkojen kasvu selvästi kiihtynyt työllis-



syystilanteen heikennyttä. Tämä lienee seurausta siitä, että suhdanteiden heikennyttä ovat erityisesti ammattitaidottomien ja huonosti koulutettujen työttömien työllistymismahdollisuudet heikentyneet ja työllistymään ovat onnistuneet lähinnä korkeasti koulutetut ammattitaitoiset työttömät, jolloin alkupalkkojen nousun kiihtyminen 1990-luvun alussa selittynee työllistyneiden "laadun" paranemisella.<sup>19</sup>

#### 4.2.3.2 Palkkojen frekvenssijakaumat

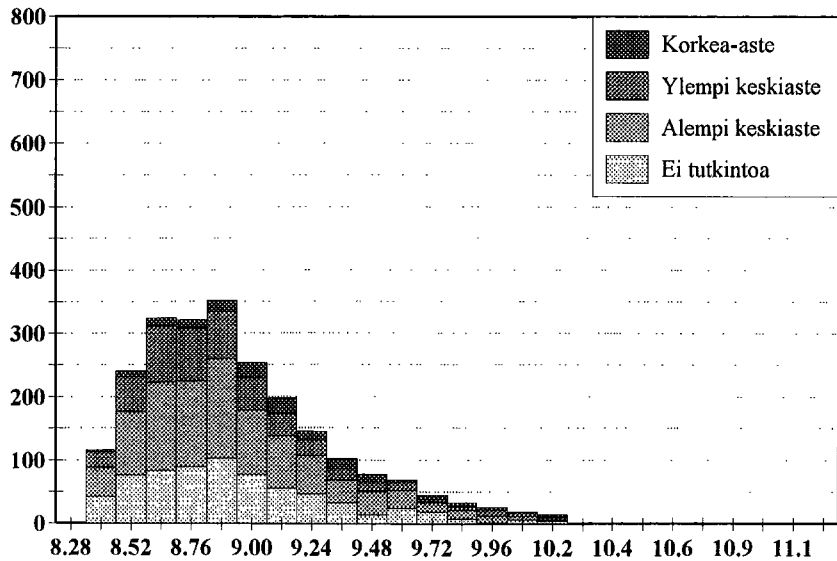
Jatkotarkasteluja varten on yleisen ansiotason nousu pyritty eliminoimaan, jotta vältyttäisiin vuosi-indikaattoreiden käytöltä ekonometrisissa malleissa. Koska tarkasteluvuodet poikkeavat rajusti suhdannetilanteiltaan toisistaan, saattaisivat vuosi-indikaattorit palkkafunktiossa johtaa mallitekniisiin ongelmiin endogeenisen valikoitumisen mallin yhteydessä. Siksi palkansaajat luokiteltiin 12 toimialan työntekijöihin, minkä jälkeen vuosien 1988 ja 1990 palkat inflatoitiin toimialakohtaisella ansiotasoindeksillä vastaamaan vuoden 1992 palkkoja. Logaritmoitujen alkupalkkojen ja kuukausipalkkojen frekvenssijakaumat on esitetty kuvioissa 4.1 ja 4.2, joissa koulutusasteittain eroavien otoshenkilöiden osuudet on eroteltu eri värisävyin. Korkea-asteen koulutuksen saaneisiin on luettu kuuluvaksi kaikki vähintään alimman korkea-asteen tutkinnon suorittaneet otoshenkilöt.

Logaritmoitujen alkupalkkojen jakauma on selvästi vino oikealle. Tämä saattaa olla seurausta siitä, ettei alkupalkkaan vielä vaikuta yrityksen sisäinen urakehitys, mikä lienee eräs keskeinen tekijä palkanmuodostuksessa varsinkin korkeasti koulutettujen työntekijöiden kohdalla. Hieman yllättävää lienee jakauman varsin paksu oikean puoleinen häntä, mikä viittaisi siihen, että suhteellisen moni on onnistunut työllistymään varsin korkealla alkupalkalla. Koska tiedot uuden työsuhteen pituudesta ovat ainoastaan kuukauden tarkkuudella, on ilmeistä, että alkupalkkojen arviointi on altis mittausvirheille, jotka selittänevät osan poikkeuksellisen korkeista alkupalkoista. Lisäksi alkupalkkojen arvioinnin perustuessa vuositason tulotietoihin, saattavat tarkasteluvuonna tehdyt yli- ja urakkatyöt nostaa keinotekoisesti joitakin kuukausittaisia alkupalkkoja. Sen sijaan koulutusasteiden osuudet näyttävät varsin stabiileilta, sillä ainoastaan korkea-asteen suorittaneiden osuus aivan alkupalkka-

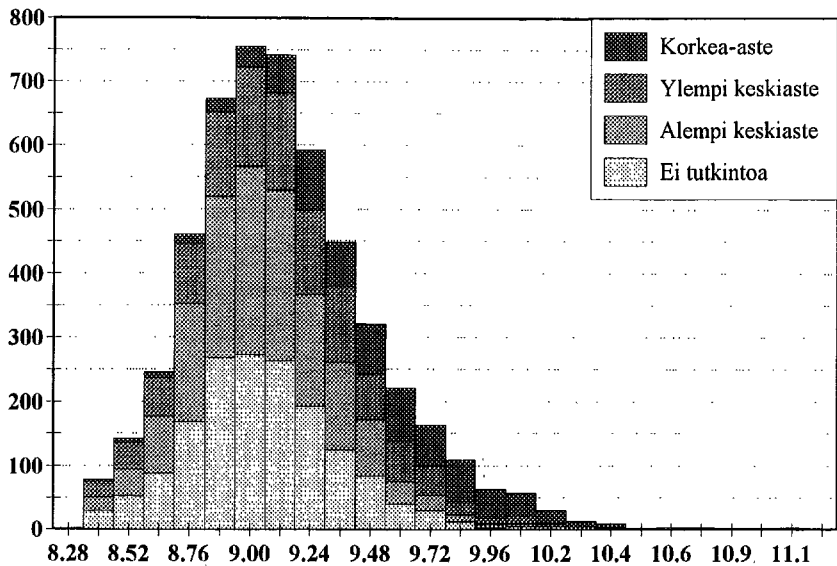
<sup>19</sup> Kun vuonna 1988 työllistyneistä 4.5 %:lla oli korkea-asteen tutkinto, vuonna 1990 korkea-asteen tutkinnon suorittaneiden osuus oli 7.2 % ja vuonna 1992 jo 13.7 %. Sen sijaan ilman tutkintoa olevien osuus työllistyneistä on vuodesta 1988 vuoteen 1992 laskenut 30.3 %:sta 24.3 %:iin. Myös työllistyneiden keski-ikä ja keskimääräinen työkokemus ovat nousseet muutamalla vuodella samalla periodilla.

jakauman alapäässä jää poikkeuksellisen alhaiseksi, muutoin alkupalkat eivät näyttäisi eriytyneen koulutusasteen mukaan.

**KUVIO 4.1. Logaritmoitujen alkupalkkojen frekvenssijakauma\***



**KUVIO 4.2. Logaritmoitujen kuukausipalkkojen frekvenssijakauma\***



\* Vuosien 1988 ja 1990 kuukausipalkat on ennen logaritmoitua inflatoitu vuodelle 1992.

Kuvion 4.2 logaritmoitujen kuukausipalkkojen jakauma näyttää varsin normaaliselta lukuun ottamatta lievää vinoutta oikealle. Verrattaessa kuvioita 4.1 ja 4.2 toisiinsa havaitaan selviä eroavaisuuksia palkkajakaumien välillä. Kun työllistyneiden alkupalkkajakaumassa on huomattava osa otoshenkilöistä "pienituloisia", on työvoiman työllisten palkkajakaumassa valtaosa otoshenkilöistä "keskituloisia". Tämä ei liene kovin yllättävää, kun tiedetään, että palkalla on tapana nousta urakehityksen, ikälisien yms. seurauksena työsuhteen pitkittyessä. Sen sijaan palkkojen eriytyminen koulutusasteittain työvoiman työllisten palkkajakaumassa on silmiinpistävä, sillä korkea-asteen tutkinnon suorittaneiden osuus kasvaa voimakkaasti palkkaluokan noustessa. Vaikka vain 13 % otoshenkilöistä on suorittanut korkea-asteen tutkinnon, on korkea-asteen suorittaneiden osuus yli puolet monista korkeimmista palkkaluokista. Myös ylempään keskiasteen suorittaneiden suhteellinen osuus kasvaa jonkin verran palkkaluokan noustessa aivan korkeimpia palkkaluokkia lukuun ottamatta.

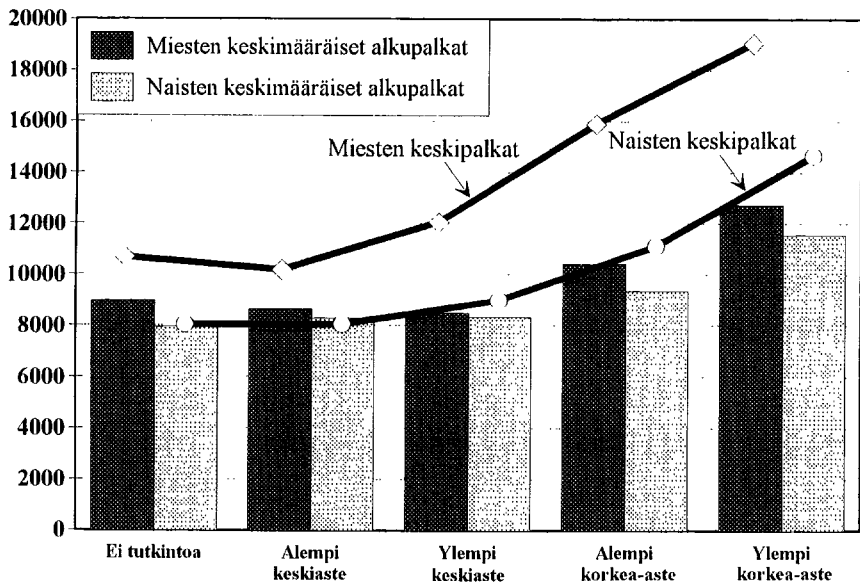
#### 4.2.3.3 Palkat koulutusasteen ja sukupuolen mukaan

Koska sukupuolten välillä on huomattavia palkkaeroja, on kuviossa 4.3 esitetty koulutusastekohtaiset keskipalkat ja keskimääräiset alkupalkat sekä naisille että miehille erikseen. Pylväiden kuvaamat keskimääräiset alkupalkat tarkasteluvuonna työllistyneille on laskettu työttömien otoksesta, kun taas naisten (ympyrät) ja miesten (neliöt) keskipalkat on laskettu koko työvoimaan perustuvasta otoksesta. Kuviossa korkea-asteen koulutus on jaettu alempaan (alin korkea-aste ja alempi kandidaattiaste) ja ylempään (ylempi kandidaattiaste ja tutkijakoulutus) korkea-asteen koulutukseen.

Keskimääräiset alkupalkat pysyvät suunnilleen yhtä suurina aina ylempälle keskiasteelle asti. Ainoastaan alemmalla ja ylempällä korkea-asteella keskimääräiset alkupalkat ovat selvästi korkeammat kuin muilla koulutusasteilla. Keskiasteella ei keskimääräisissä alkupalkoissa ole merkittäviä eroja sukupuolten välillä, mutta ilman tutkintoa olevien ja korkea-asteen suorittaneiden miesten alkupalkat ovat keskimäärin hieman korkeammat kuin naisten. Sen sijaan keskipalkkojen kohdalla sukupuolten väliset palkkaerot korostuvat, sillä miehet ansaitsevat keskimäärin selvästi naisia enemmän kaikilla koulutusasteilla. Lisäksi keskipalkat nousevat nopeasti koulutusasteen mukana alemmaa keskiastetta lukuun ottamatta. Itse asiassa

alemman keskiasteen tutkinnon suorittaneiden miesten keskipalkka on vajaat 500 markkaa alhaisempi kuin tutkintoa vailla olevien miesten.

**KUVIO 4.3. Keskipalkat ja keskimääräiset alkupalkat koulutusasteittain, mk/kk\***



\* Vuosien 1988 ja 1990 palkat on inflatoitu vuodelle 1992 toimialakohtaisella ansiotasoindeksillä.

Verrattaessa keskipalkkoja keskimääräisiin alkupalkkoihin havaitaan, että miesten keskipalkat ylittävät selvästi keskimääräiset alkupalkat kaikilla koulutusasteilla, kun taas naisten keskipalkkoissa ja keskimääräisissä alkupalkkoissa ei ole oleellisia eroja ennen korkea-astetta. Lisäksi keskipalkkojen ja keskimääräisten alkupalkkojen välinen ero kasvaa selvästi koulutusasteen noustessa, mikä saattaisi olla seurausta koulutusasteittain eriytyneestä urakehityksestä. Tosin on muistettava, että työvoiman työlliset ja hiljattain työllistyneet ovat eri populaatioita ja poikkeavat keskimääräisiltä ominaisuuksiltaan toisistaan. Siksi kuviosta ei ole syytä vetää mitään lopullisia päätelmiä koulutuksen tai sukupuolen vaikutuksesta palkanmuodostukseen, sillä tehdyt havainnot saattavat selittyä osittain myös sellaisilla taustatekijöillä, joiden suoraa vaikutusta ei kuviosta ole tunnistettavissa.

#### 4.2.3.4 Aktiivinen työvoimapolitiikka ja alkupalkat työvoimapiireittäin

Suomessa on jo vuosikymmeniä harjoitettu niin kutsuttua aktiivista työvoimapolitiikkaa, jonka päämääränä on ollut työttömyyden ja työvoimapulan torjuminen, työvoimasta syrjäytymisen ehkäiseminen sekä työvoiman kysynnän ja tarjonnan kohdentumisen tehostaminen. Erityisesti laskusuhdanteessa, jolloin työvoiman kysyntä on vähäistä, aktiivisen työvoimapolitiikan rooli korostuu, sillä sen avulla voidaan ylläpitää tai nostaa työttömien ammatillista osaamista ja siten parantaa heidän työmarkkinakelpoisuuttaan. Tämä lienee yksi syy, miksi myös Suomessa on panostettu entistä enemmän aktiiviseen työvoimapolitiikkaan sen jälkeen, kun työllisyystilanne alkoi heikentyä 1990-luvun alussa.

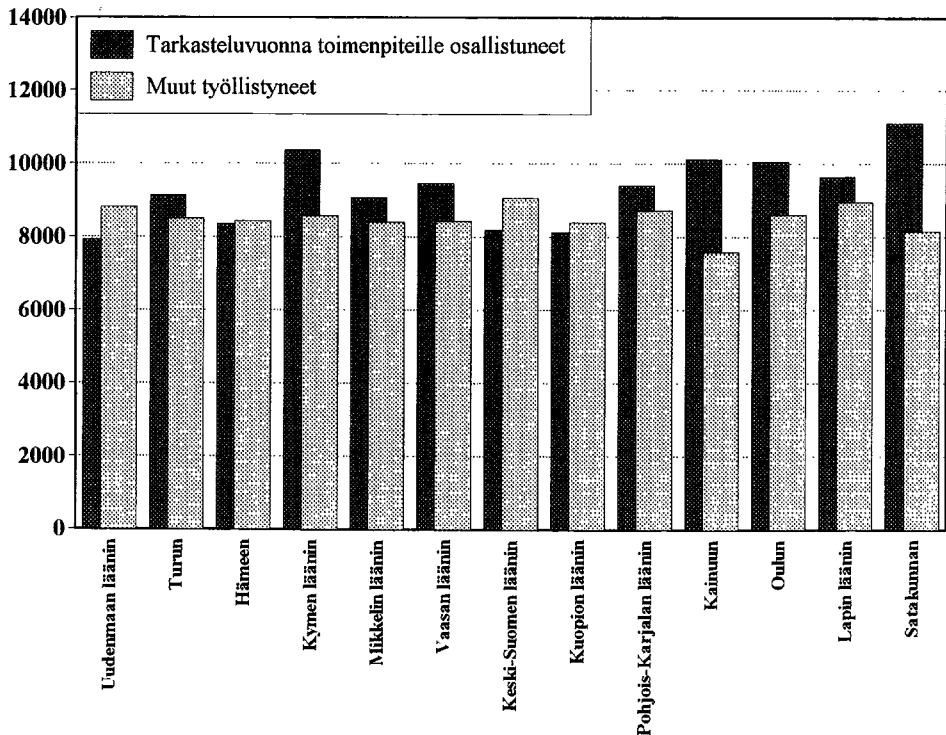
Aktiivinen työvoimapolitiikka voidaan jakaa karkeasti ottaen kahteen osa-alueeseen: työttömille suunnattuun työvoimakoulutukseen ja työttömille kohdennettuihin tukityöllistämistöimiin. Työvoimakoulutuksella pyritään nostamaan työttömien koulutustasoa ja kouluttamaan työvoimaa aloille, joilla työllisyystilanne on tavallista parempi. Työvoimakoulutus poikkeaa muusta ammatillisesta koulutuksesta siinä, että se on luonteeltaan lyhyt kestoista, viikosta muutamaan kuukauteen kestävä, eikä se ei useinkaan johda ammatilliseen loppututkintoon. Tukityöllistämistöimillä taas tarjotaan työttömälle väliaikainen työpaikka, jonka puitteissa hänen on mahdollista kartuttaa työkokemustaan ja käytännön osaamistaan. Aktiivisen työvoimapolitiikan eräänä päämääränä on myös sellaisten ryhmien tukeminen, joiden työllistyminen on poikkeuksellisen vaikeaa. Erityisryhmistä tärkeimmiksi on koettu ammattitaidottomat nuoret ja pitkäaikaistyöttämät.<sup>20</sup>

Kuviossa 4.4 on esitetty uusien työsuhteiden keskimääräiset alkupalkat työvoimapiireittäin siten, että tarkasteluvuonna työvoimapolitiittisille toimenpiteille osallistuneet on eroteltu omaksi ryhmäkseen. Koska työvoimapolitiittisilla toimenpiteillä pyritään kohentamaan työttömien osaamista ja työmarkkinakelpoisuutta, pitäisi toimenpiteille osallistumisen paitsi parantaa työttömän työllistymismahdollisuuksia myös kasvattaa hänen odotettua alkupalkkaansa. Kuvioista kuitenkin havaitaan, et-

<sup>20</sup> Työttömille suunnattuja työvoimapolitiittisia toimenpiteitä on myös kritisoitu niihin mahdollisesti liittyvien kielteisten ulkoisvaikutusten vuoksi. Ensinnäkin toimenpiteet saattavat korvata sellaisen rekrytoinnin tai koulutus päätöksen, joka tehtäisiin joka tapauksessa (ns. *deadweight loss*). Jos työnantajalle on edullisempaa palkata tukityöllistettävä kuin tavallinen työnhakija, saattavat toimenpiteet syrjäyttää muita työnhakijoita työmarkkinoilla (ns. *substitution effect*). Lisäksi toimenpiteet saattavat alentaa työvoiman kysyntää ja työllisyyttä, koska ne parantavat työttömien asemaa ja voivat siten vaikuttaa palkkavaatimuksiin työmarkkinoilla (ns. *displacement effect*). Katso tarkemmin esim. Calmfors (1994).

teivät toimenpiteille osallistuneiden keskimääräiset alkupalkat ole ainakaan järjestyksen korkeammat kuin muidenkaan tarkasteluvuosina työllistyneiden. Lisäksi toimenpiteille osallistuneiden keskimääräisissä alkupalkoissa on selvästi enemmän vaihtelua työvoimapiireittäin kuin muiden työllistyneiden keskimääräisissä alkupalkoissa. Tämä selittyy pitkälti sillä, että työllistyneistä ainoastaan reilut 13 % oli osallistunut työvoimapoliittisille toimenpiteille tarkasteluvuonna, joten havainnot toimenpiteille osallistuneista työvoimapiireittäin oli varsin niukasti.

**KUVIO 4.4. Uusien työsuhteiden keskimääräiset alkupalkat työvoimapiireittäin, mk/kk\***



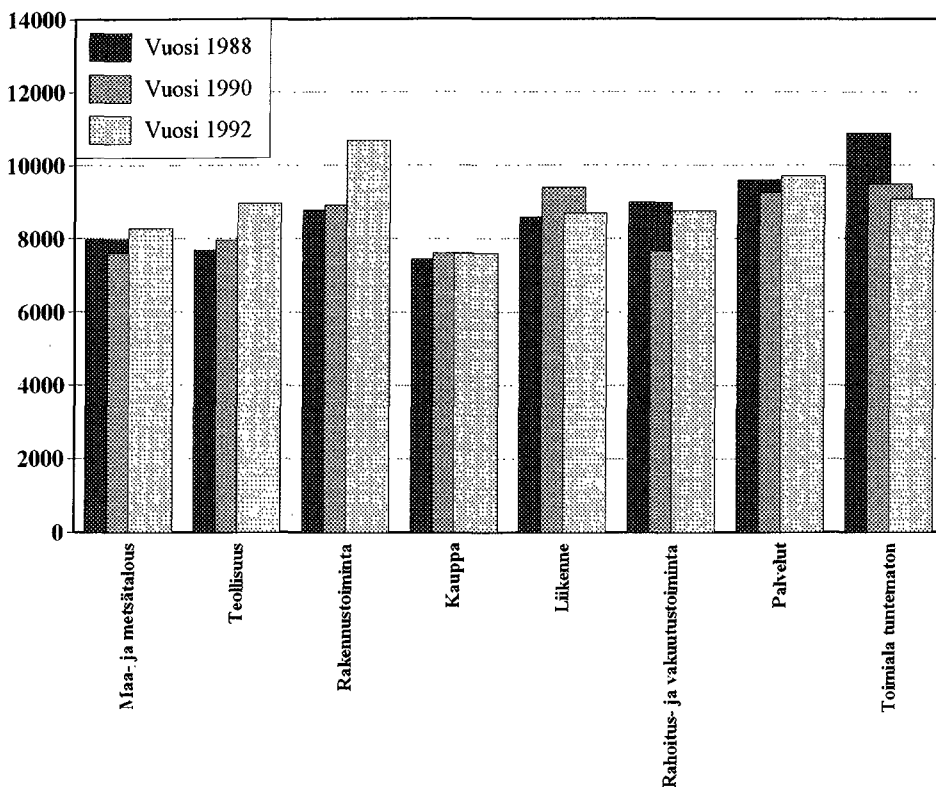
\* Vuosien 1988 ja 1990 palkat on inflatoitu vuodelle 1992 toimialakohtaisella ansiotasoindeksillä.

Luotettavampi kuva työvoimapoliittisten toimenpiteiden vaikutuksista uusien työsuhteiden alkupalkkoihin saadaan vasta ekonometristen mallien yhteydessä, jolloin kyetään kontrolloimaan useita alkupalkkaan vaikuttavia tekijöitä samanaikaisesti.

#### 4.2.3.5 Uusien työsuhteiden alkupalkat toimialoittain

Koska uusien työsuhteiden alkupalkkojen määräytymistä rajoittavat usein liitto-kohtaiset sopimukset ja minimipalkat, on kuviossa 4.5 esitetty uusien työsuhteiden keskimääräiset alkupalkat toimialoittain eri tarkasteluvuosina. Kuviosta havaitaan, ettei toimialojen välillä ole ollut kovinkaan suuria eroja keskimääräisissä alkupalkoissa. Tosin kaupan uudet työntekijät ovat joutuneet jokaisena tarkasteluvuotena tyytymään muiden toimialojen työllistyneitä alhaisempiin alkupalkkoihin.

**KUVIO 4.5. Uusien työsuhteiden keskimääräiset alkupalkat toimialoittain vuosina 1988, 1990 ja 1992, mk/kk\***



\* Vuosien 1988 ja 1990 palkat on inflatoitu vuodelle 1992 toimialakohtaisella ansiotasoindeksillä.

Toisena poikkeuksena on rakennustoiminta, sillä vuonna 1992 rakennusalalle työllistyneet ovat ansainneet poikkeuksellisen paljon, keskimäärin lähes 10 700 markkaa kuukaudessa. Tämä saattaisi selittyä rakennusalan poikkeuksellisen

heikolla työllisyystilanteella 1990-luvun alussa, jos ammattitaitoisen työvoiman ylitarjonta on estänyt heikon ammattitaidon omaavien työttömien työllistymisen rakennusalalle.

Koska vuosien 1988 ja 1990 alkupalkkoista on yleisen ansiotason nousu puhdistettu pois, voidaan eri tarkasteluvuosien keskimääräisiä alkupalkkoja vertailemalla päätellä, onko alkupalkkojen kehitys poikennut yleisestä ansiokehityksestä. Kuvion mukaan ainoastaan teollisuudessa ja rakennustoiminnassa näyttäisivät uusien työsuhteiden alkupalkat nousseen hieman nopeammin kuin vanhojen työsuhteiden palkat. Sen sijaan muilla toimialoilla ei ole näkyvissä mitään selkeää trendiä.



## 5 Mallien estimointitulokset

### 5.1 Työllistyminen ja työllistyneiden alkupalkat

Työllistymisen ja työllistyneiden alkupalkkojen tutkimiseksi on hyödynnetty päättyneisiin työttömyysjaksoihin perustuvaa otosta. Koska työllistymiseen ja alkupalkkaan liittyvien tekijöiden vaikutukset oletettavasti poikkeavat sukupuolten kesken, on endogeenisen valikoitumisen malli estimoitu naisille ja miehille erikseen.<sup>21</sup> Lisäksi estimointitulosten menetelmäherkkyyden tarkastelemiseksi raportoidaan palkkafunktioiden parametreille myös pienimmän neliösumman estimaatit. Vaikka endogeenisen valikoitumisen mallissa työllistyminen ja alkupalkkojen määräytyminen ovat sidoksissa toisiinsa, on työllistymisyhtälöiden ja palkkafunktioiden estimointitulosten käsittely jaettu omiin kappaleisiinsa siten, että työllistymistä käsitellään kappaleessa 5.1.1 ja työllistyneiden alkupalkkoihin vaikuttavia tekijöitä kappaleessa 5.1.2.

#### 5.1.1 Työllistymiseen vaikuttavat tekijät

Työllistymistä mallinnettaessa kiinnostuksen kohteena on työllistyminen avoimille työmarkkinoille, joten tukityöllistetyt on luokiteltu työttömiksi siinä, missä työttömänä työnhakijana ja työvoimapolitiisessa koulutuksessa olevatkin. Työllistyneiksi on katsottu otoshenkilöt, jotka olivat tarkasteluvuoden lopulla työsuhteessa avoimilla työmarkkinoilla, ja muut työvoimaan tarkasteluvuoden lopulla kuuluneet muodostavat referenssiryhmänä toimivan työttömien joukon. Työllistymisyhtälössä mallinnetaan siis todennäköisyyttä, että otoshenkilö on aidosti työllistynyt tarkasteluvuoden loppuun mennessä, eikä kiinnitetä huomiota itse työttömyysjakson pituuteen. Koska tarkastelujen ulkopuolelle on rajattu henkilöt, jotka olivat tarkasteluvuoden alussa työllisenä avoimilla työmarkkinoilla, implikoi otoshenkilön työttömyys tarkasteluvuoden lopulla pitkittynyttä työttömyysjaksoa. Tällöin työllistymisyhtälöllä on relevanssia paitsi valikoitumisharhan eliminoinnin suhteen niin myös työllistymistä kuvaavana todennäköisyysmallina. Tosin tässä tutkimuksessa työllistymisyhtälöä on käytetty lähinnä valikoitumisharhan eliminointiin. Siksi tässä yhtey-

<sup>21</sup> Aineiston alustava käsittely ja muuttujien konstruointi on tehty SAS-ohjelmistolla, mutta itse ekonometriset mallit on estimoitu LIMDEP-ohjelmistolla, joka sisältää valmiit estimointiproseduurit endogeenisen valikoitumisen mallille.

dessä kiinnitetään huomiota vain kaikkein keskeisimpiin työllistymistä määrääviin tekijöihin. Työttömien työllistymiseen vaikuttavista tekijöistä katso tarkemmin Holm ja Kyyrä (1997) sekä Rantala (1997).

TAULUKKO 5.1. Työllistymisyhtälöiden estimointitulokset

Selittäjät	Naiset		Miehet	
	Ka (haj.)	SU <sup>a</sup> (p-arvo)	Ka (haj.)	SU <sup>a</sup> (p-arvo)
Vakio		0.43215 (.14223)		1.2144 (.00001)
Ikä	33.512 (11.700)	<b>0.06105</b> (.00049)	32.706 (10.954)	0.00821 (.57882)
(Ikä/10) <sup>2</sup>	12.599 (8.6365)	<b>-0.08779</b> (.00016)	11.896 (7.8980)	-0.02171 (.28327)
log(asuinalueen työttömyysaste)	2.2581 (.63627)	<b>-0.47264</b> (.00001)	2.3007 (.65643)	<b>-0.55212</b> (.00001)
log(toimialan työttömyysaste)	1.5651 (.61916)	<b>-0.30559</b> (.00001)	1.8816 (.76503)	<b>-0.08601</b> (.02378)
sqr(työttömyysurva, 1000 mk/kk)	1.4406 (.78839)	<b>-0.18377</b> (.00001)	1.5679 (.76318)	<b>-0.14413</b> (.00001)
sqr(edell. vuoden työttöm.kuukaudet)	1.5688 (1.1342)	<b>-0.15067</b> (.00001)	1.8033 (1.1069)	<b>-0.15443</b> (.00001)
Alempi keskiaste	0.37739 (.48483)	<b>0.32526</b> (.00001)	0.41530 (.49284)	<b>0.21898</b> (.00002)
Ylempi keskiaste	0.20165 (.40131)	<b>0.54176</b> (.00001)	0.13758 (.34450)	<b>0.38477</b> (.00001)
Alempi korkea-aste	0.03868 (.19286)	<b>0.83357</b> (.00001)	0.03106 (.17350)	<b>0.48301</b> (.00018)
Ylempi korkea-aste	0.01953 (.13839)	<b>0.73830</b> (.00005)	0.01155 (.10686)	0.22622 (.29892)
Holtoala x keskiaste	0.03718 (.18923)	<b>0.72375</b> (.00001)	0.00282 (.05307)	0.46553 (.30412)
Vajaakuntoinen	0.11190 (.31531)	<b>-0.35705</b> (.00008)	0.06083 (.23905)	<b>-0.56949</b> (.00001)
Avioliitossa	0.20119 (.49607)	0.08639 (.18362)	0.25898 (.43813)	<b>0.31355</b> (.00001)
Alle 7-vuotias lapsi	0.22831 (.41982)	0.10572 (.13371)	0.15272 (.35976)	0.09970 (.12873)
Havaintojen lkm.		2663		3896

<sup>a</sup> Suurimman uskottavuuden kerroinestimaatit, joista vähintään 10 %:n riskitasolla merkitsevät on lihavoitu, ja asymptoottisten t-testisuureiden p-arvot.

Työllistymisyhtälöiden suurimman uskottavuuden kerroinestimaatit on esitetty taulukossa 5.1,<sup>22</sup> jonka lisäksi taulukosta löytyvät myös selittävien muuttujien keski-

<sup>22</sup> Iterointiproseduurin alkuarvoina on käytetty Heckmanin (1976, 1979) esittämän kaksivaiheisen momenttimenetelmän estimaatteja.

arvot ja keskihajonnat, jotta kerroinestimaattien keskinäinen vertailu helpottuisi. Työvoiman kysyntätekijöitä on työllistymisyhtälöissä kuvattu työttömän asuinalueen ja toimialan työttömyysasteilla. Asuinalueen työttömyysaste oli valmiina aineistossa, mutta toimialan työttömyysaste on lisätty tarkasteluun jälkikäteen.<sup>23</sup> Molemmat työttömyysasteet saavat odotetusti negatiiviset kertoimet sekä naisten että miesten mallissa. Lisäksi asuinalueen työllisyystilanteella näyttäisi olevan suurempi merkitys työttömän työllistymismahdollisuuksiin. Tosin käytetty varsin karkea toimialaluokitus lienee heikentänyt toimialan työttömyysasteen selityskykyä.

Työttömän saamista työttömyysturvaetuksilla, jotka koostuvat lähinnä työttömyyspäivärahoista mahdollisine korotuksineen, näyttäisi olevan voimakas, negatiivinen vaikutus työllistymistodennäköisyyteen. Toisin sanoen mitä suuremmat ovat työttömän työttömyysturvaetudet olleet, sitä todennäköisemmin on tarkasteluvuoden työttömyysjakso päättynyt joko tukityöllisyysjakson tai työvoimapolitiittisen koulutusjakson alkamiseen.<sup>24</sup> Myös edellisen vuoden työttömyyskuukaudet pienentävät merkittävästi tarkasteluvuoden työllistymistodennäköisyyttä. Tämä johtunee osittain päättyneisiin työttömyysjaksoihin perustuvasta otanta-asetelmasta, sillä työttömyyden pitkittyessä todennäköisyys siirtyä työvoimapolitiittisille toimenpiteille kasvaa, jolloin otantateknisistä syistä tarkasteluvuoden työllistymistodennäköisyys pienenee. Tosin työttömyyden pitkittyminen implikoi myös henkilökohtaisia työllistymisvaikeuksia, joten havainto viitanee myös pitkäaikaistyöttömien ongelmiin työmarkkinoilla.

Koulutusasteindikaattoreiden kerroinestimaateista havaitaan, että työllistymistodennäköisyys kasvaa koulutusasteen noustessa. Tosin miehillä ylempään korkea-asteen koulutuksella ei ole tilastollisesti merkitsevää vaikutusta ja naisillakin vaikutus jää heikommaksi kuin alemman korkea-asteen koulutuksen. Koulutuksen työllistymis-

<sup>23</sup> Työttömän toimiala pyrittiin määrittelemään hänen työttömyyttään edeltävään työsuhteeseensa liittyvän toimialakoodin avulla, jonka perusteella hänet sijoitettiin johonkin seitsemästä eri päätoimialasta. Päätoimialat olivat maa- ja metsätalous, teollisuus, rakennustoiminta, kauppa, liikenne, rahoitus- ja vakuutus toiminta sekä palvelut. Työllistymisyhtälöissä työttömän työllistymistodennäköisyyttä on selitetty päätoimialan vuoden 1988, 1990 tai 1992 työttömyysasteella (Työvoimatilasto 1994, 78) riippuen siitä, mikä on tarkasteluvuosi hänen kohdallaan. Työttömän oletetaan näin ollen pyrkivän työllistymään ensisijaisesti samalle toimialalle, jolla hän työskenteli ennen työttömyyttään. Vaikka työtön pyrkisikin vaihtamaan toimialaa, oletetaan hänen työttömyytensä pitkittyvän uuden toimialan edellyttämien valmiuksien hankkimisen johdosta. Tällöin työttömyyttä edeltäneen työsuhteen toimialan työttömyysaste kelpaa selittäväksi muuttujaksi, jos toimialan vaihtamishalukkuus on seurausta entisen toimialan heikosta työllisyystilanteesta. Mikäli työttömän toimialaa ei saatu selville, kuten ensimmäistä kertaa työmarkkinoille tulleiden nuorten kohdalla väistämättä kävi, korvattiin toimialan työttömyysaste yleisellä työttömyysasteella.

<sup>24</sup> Tulosten vaikutuksesta työttömien työllistymiseen katso tarkemmin Holm ja Kyyrä (1997).

todennäköisyyttä nostavaan vaikutukseen löytyy ainakin kaksi luontevaa selitystä. Ensinnäkin työnantajat suosivat koulutettuja työnhakijoita rekrytoidessaan uutta työvoimaa, mikä parantaa korkeasti koulutettujen työttömien työllistymismahdollisuuksia. Toiseksi koulutuksella on selvä positiivinen vaikutus alkupalkkaan (ks. seuraava kappale), joten korkeasti koulutetulla työttömällä saattaa olla tavallista suurempi taloudellinen kannustin työllistyä, jos hänen kotitaloutensa työttömyysaikaiset tulot eivät ole poikkeuksellisen korkeat.

Taulukon interaktiotermin kerroinestimaatista havaitaan, että hoitoalan koulutuksen saaneet naiset ovat työllistyneet muita keskiasteen koulutuksen saaneita naisia useammin. Koska hoitoalan koulutuksen saaneet naiset ovat onnistuneet työllistyttyään saavuttamaan keskimääräistä korkeamman alkupalkan (ks. seuraava kappale), on hoitoalan koulutuksen saaneilla naisilla ollut myös tavallista suuremmat taloudelliset kannustimet työllistyä. Toisaalta hoitoalan keskimääräistä korkeammat alkupalkat saattavat olla seurausta alan tavallista paremmasta työllisyystilanteesta, mikä taas osaltaan selittäisi myös hoitoalan koulutuksen saaneiden naisten poikkeuksellisen hyviä työllistymismahdollisuuksia.

Indikaattorimuuttujat avioliitolle ja perheeseen kuuluvalla alle 7-vuotiaalle lapselle tulee tulkita instrumenteiksi työllistymiseen vaikuttaville tekijöille, joita ei suoraan aineistosta havaita, koska työnantajat tuskin käyttävät kumpaakaan kriteerinä rekrytoidessaan uusia työntekijöitä. Vaikka avioliitossa olevien naisten työllistyminen ei ole poikennut naimattomien naisten työllistymisestä, ovat avioliitossa elävät miehet työllistyneet tavallista useammin ja keskimäärin noin 15 % paremmalla alkupalkalla kuin naimattomat miehet (ks. seuraava kappale).

Indikaattori perheeseen kuuluvalla alle 7-vuotiaalle lapselle saa positiivisen, joskin tilastollisesti ei-merkittävän, kertoimen sekä naisten että miesten työllistymisyhtälössä. Myöskään indikaattorit muun ikäisille lapsille tai yksinhuoltajuudelle eivät saisi tilastollisesti merkittäviä kertoimia, jos ne lisättäisiin työllistymisyhtälöihin. Sen sijaan indikaattori psyykkiselle tai fyysiselle vajaakuntoisuudelle saa selvästi negatiiviset arvot niin naisten kuin miestenkin työllistymisyhtälössä.<sup>25</sup>

---

<sup>25</sup> Vajaakuntoisuusindikaattori perustuu psyykkisesti tai fyysisesti vajaakuntoisille työttömille työnhakijoille merkittävään diagnoosikoodiin, joka on tarkistettu kaikilta otoshenkilöiltä tarkasteluvuodelta ja sitä aiemmilta vuosilta aina vuoteen 1987 asti.

### 5.1.2 Alkupalkkoihin vaikuttavat tekijät

Taulukossa 5.2 on esitetty alkupalkkafunktioiden parametriestimaatit lukuun ottamatta toimialaindikaattoreiden kerroinestimaatteja, jotka löytyvät kuviosta 5.3 graafisesti esitettyinä.<sup>26</sup> Endogeenisen valikoitumisen mallin su-estimaattien lisäksi taulukosta löytyvät myös tavanomaiset pns-estimaatit regressiokertoimille, kun valikoitumisharha on jätetty kokonaan huomiotta. Myös selittävien muuttujien keskiarvot ja keskihajonnat on ilmoitettu kerroinestimaattien keskinäisen vertailun helpottamiseksi.

Alkupalkkafunktion ja työllistymisyhtälön välisen korrelaatiokertoimen ( $\rho$ ) su-estimaatti on tilastollisesti merkitsevä 10 %:n riskitasolla miesten ja 5 %:n riskitasolla naisten mallissa. Näin ollen valikoitumisharhan vaikutus alkupalkkafunktion kerroinestimaatteihin on tilastollisesti merkitsevä molemmissa malleissa. Koska korrelaatiokertoimien estimaatit ovat positiivisia, saa työllistymisen taloudelliset kannustimet luontevan tulkinnan: työttömät, jotka ovat saaneet ominaisuuksiinsa nähden korkean palkkatarjouksen, ovat työllistyneet keskimääräistä useammin. Erityisesti naisten mallin su-estimaatti korrelaatiokertoimelle on verrattain korkea, mikä viittaisi taloudellisen kannustavuuden vaikuttavan selvästi naisten työllistymishalukkuuteen.

Vertailemalla pns-menetelmän ja endogeenisen valikoitumisen mallin kerroinestimaatteja keskenään havaitaan, ettei valikoitumisharhan kontrollointi vaikuta mitenkään radikaalisti yksittäisiin kerroinestimaatteihin, vaan kvalitatiiviset tulokset säilyvät samoina molemmissa malleissa. Vaikka erot yksittäisten kerroinestimaattien välillä jäävätkin vaatimattomiksi, ovat erot alkupalkkojen odotusarvojen välillä merkittävämmät.

<sup>26</sup> Alkupalkkafunktiossa selitettävänä muuttujana on alkupalkan logaritmi, jonka käyttöä perusteltiin luvussa kaksi inhimillisen pääoman teorialla. Vaikka inhimillisen pääoman teorian lähtökohdat hylättäisiinkin, puoltaisivat alkupalkan logaritmin käyttöä edelleen eräät mallitekniset seikat, sillä logaritmien tapauksessa voidaan keskittyä tarkastelemaan muuttujien suhteellisia muutoksia välttämällä näin muuttujien välisten tasoerojen vaikutukset, jotka ovat riesana absoluuttisia muutoksia tarkasteltaessa. Logaritmien käytännöllisyydestä suhteellisia muutoksia tarkasteltaessa katso tarkemmin Törnqvist, Vartia ja Vartia (1985).

**TAULUKKO 5.2. Alkupalkekafunktioiden estimointitulokset ilman toimialaindikaattoreiden kerrainestimaatteja, jotka on esitetty kuviossa 5.3\***

Selittäjät	Naiset			Miehet		
	Ka. <sup>a</sup> (haj.)	PNS <sup>b</sup> (p-arvo)	SU <sup>c</sup> (p-arvo)	Ka. <sup>a</sup> (haj.)	PNS <sup>b</sup> (p-arvo)	SU <sup>c</sup> (p-arvo)
Vakio		<b>8.8454</b> (.00001)	<b>8.7709</b> (.00001)		<b>8.7361</b> (.00001)	<b>8.6860</b> (.00001)
Alempi keskiaste	0.40601 (.49132)	0.05478 (.10408)	<b>0.06375</b> (.08990)	0.42364 (.49432)	<b>0.07974</b> (.00162)	<b>0.08250</b> (.00135)
Ylempi keskiaste	0.25775 (.43761)	<b>0.08392</b> (.03920)	<b>0.10095</b> (.01256)	0.18880 (.39150)	<b>0.13396</b> (.00003)	<b>0.14137</b> (.00002)
Alempi korkea-aste	0.05814 (.23412)	<b>0.20885</b> (.00020)	<b>0.23299</b> (.00025)	0.04375 (.20461)	<b>0.31664</b> (.00001)	<b>0.32386</b> (.00001)
Ylempi korkea-aste	0.03198 (.17602)	<b>0.40595</b> (.00001)	<b>0.42434</b> (.00001)	0.01381 (.11676)	<b>0.42065</b> (.00181)	<b>0.41732</b> (.00001)
Hoitoala × keskiaste	0.06492 (.24651)	0.09207 (.14309)	<b>0.12085</b> (.00990)	0.00537 (.07313)	<b>0.21482</b> (.09413)	0.22666 (.10307)
Työkokemus	9.3377 (11.072)	<b>0.00848</b> (.03222)	<b>0.00807</b> (.02271)	10.760 (11.244)	<b>0.02160</b> (.00001)	<b>0.02022</b> (.00001)
(Työkokemus/10) <sup>2</sup>	2.0966 (3.8990)	-0.01522 (.14198)	<b>-0.01724</b> (.06070)	2.4211 (4.0286)	<b>-0.03924</b> (.00001)	<b>-0.03734</b> (.00001)
Avioliitossa	0.42926 (.49521)	0.03274 (.23257)	0.03905 (.13191)	0.27398 (.44617)	<b>0.13178</b> (.00001)	<b>0.14214</b> (.00001)
Uusimaa	0.17345 (.37882)	-0.00912 (.73932)	0.00780 (.84415)	0.18803 (.39088)	0.03898 (.13422)	<b>0.05685</b> (.02452)
Vajaakuntoisuus	0.06977 (.25488)	-0.07487 (.12381)	<b>-0.10125</b> (.03300)	0.03377 (.18070)	-0.05301 (.37461)	-0.07141 (.12329)
Tukityöllisyysjaksod	0.19089 (.39319)	0.04832 (.11508)	0.04067 (.18144)	0.15426 (.36134)	<b>0.07788</b> (.00917)	<b>0.06827</b> (.00742)
Koulutusjaksoe	0.07849 (.26907)	-0.04114 (.28332)	-0.04505 (.39345)	0.07675 (.26629)	0.01966 (.59874)	0.01648 (.64847)
$\sigma$			0.36906			0.33196
$\rho$			<b>0.24590</b> (.03761)			<b>0.17547</b> (.05646)
Työllistyneiden lkm.		1032		1303		
R <sup>2</sup>		0.12725		0.18402		
(korjattu R <sup>2</sup> )		(.10019)		(.16412)		
Log-likelihood			-1881.00			-2556.06

\* Selitettävänä muuttujana on uuden työsuhteen alkupalkan logaritmi ja regressiokertoimien estimaateista vähintään 10 %:n riskitasolla tilastollisesti merkitsevät on lihavoitu.

<sup>a</sup> Keskiarvot ja keskihajonnat on laskettu työllistyneistä otoshenkilöistä.

<sup>b</sup> Palkkafunktion parametrien pus-estimaatit ja Whiten (1980) mukaan heteroskedastisuuskorjattujen t-testisuureiden p-arvot.

<sup>c</sup> Endogeeniset valikoitumisen mallin suurimman uskottavuuden parametristimaatit ja asympotoottisten t-testi-suureiden p-arvot.

<sup>d</sup> Indikaattori tukityöllisyysjaksolle saa arvon yksi, jos henkilö on ollut tukityöllistettynä tarkasteluvuoden tai sitä edeltäneen vuoden aikana, ja arvon nolla muulloin.

<sup>e</sup> Indikaattori koulutusjaksolle saa arvon yksi, jos henkilö on ollut työvoimapolitiisessa koulutuksessa tarkasteluvuonna, ja arvon nolla muulloin.

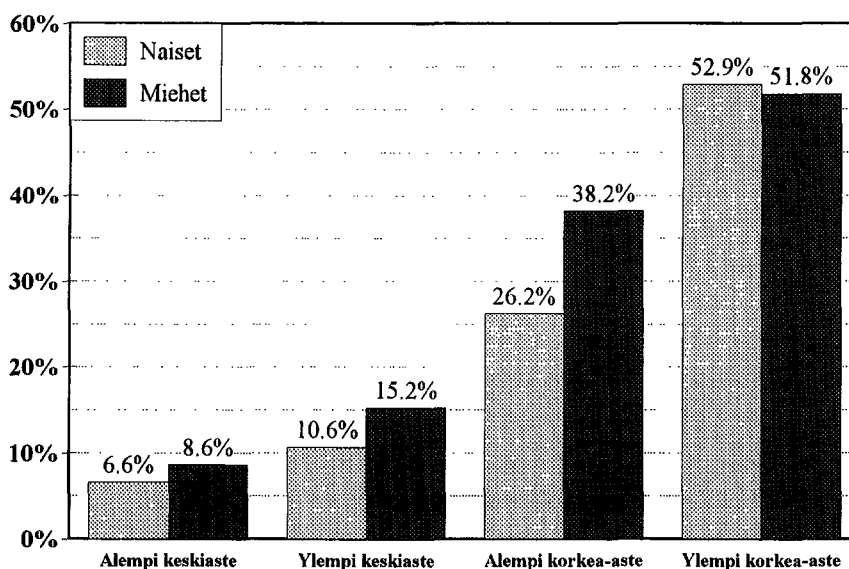
Työllistyneiden alkupalkkojen vaihtelusta kyetään selittämään vain alle viidesosa, mihin vaikuttanee useampi osatekijä. Ensinnäkin aineiston otoshenkilöt on poimittu Työministeriön työnhakijarekisteristä, jonne rekisteröityvät ainoastaan työttömät työnhakijat. Sen sijaan erityismeriittejä omaavat henkilöt, joiden osaamiselle on jatkuvaa kysyntää työmarkkinoilla, työllistyvät pitkälti työnhakijarekisterin ohi korkeakoulujen rekrytointipalvelujen tai suoraan lehtien työpaikkailmoitusten kautta. Siksi tarkastelun kohdentaminen työttömyyskortistosta työllistyneiden alkupalkkojen tutkimiseen lienee rajoittanut tarkasteltavan populaation havaittujen ominaisuuksien variaatiota, jolloin satunnaisten ja havaitsemattomien tekijöiden rooli on saattanut korostua heikentäen mallin selityskykyä.

Työnantajan rekrytoidessa uusia työntekijöitä ovat hänen mahdollisuutensa identifioida työnhakijan henkilökohtaisia ominaisuuksia varsin rajalliset. Haettaessa uusia työntekijöitä työpaikkailmoitusten avulla useimmiten rajataan kelvollisten hakijoiden joukko tiettyjen dokumentoitujen ominaisuuksien, kuten koulutuksen ja aieman työkokemuksen, perusteella. Tällöin työnantajan lopulliseen valintaan tästä rajatusta osajoukosta vaikuttanee keskeisesti työpaikkahaastattelusta jäänyt ensivaikutelma työnhakijasta. Toisin sanoen puutteellisen informaation vuoksi saattavat yksittäisten yritysten palkanmaksukyky sekä työttömien oma aktiivisuus ja esiintymiskyky eli tekijät, joita ei aineistosta kyetä havaitsemaan, nousta varsin merkittäväänkin rooliin alkupalkkojen määräytymisprosessissa.

Toisaalta alkupalkkoja arvioitaessa vuositason tulotietojen avulla oli otoshenkilön työllisyysjakson pituus tiedossa ainoastaan kuukauden tarkkuudella, joten mittausvirheet ovat kasvattaneet jonkin verran arvioitujen alkupalkkojen variaatiota. Koska mittausvirheiden systemaattisuutta ei ole syytä epäillä, lienevät alkupalkkojen arviointivirheet olleet alkupalkkafunktion kerroinestimaattien kannalta harmittomia. Tosin kasvattaessaan alkupalkkojen satunnaisvaihtelua ovat arviointivirheet kuitenkin heikentäneet mallin selityskykyä. Alhainen selitysaste ei kuitenkaan vaikuta kerroinestimaattien tulkintaan, ellei selitysasteen alhaisuus seuraa siitä, että alkupalkkafunktiosta on jäänyt pois relevantteja muuttujia, jotka ovat selvästi korreloituneet alkupalkkafunktiossa mukana olevien muuttujien kanssa. Koska tällaisiin epäilyihin ei ole konkreettista aihetta, voidaan seuraavaksi keskittyä itse kerroinestimaattien tulkintaan.

Koulutusasteen vaikutusta uuden työsuhteen alkupalkkaan on havainnollistettu kuviossa 5.1, josta nähdään, että koulutuksella on selvä alkupalkkaa nostava vaikutus.<sup>27</sup> Koulutuksen tuottoasteen havaitaan olevan miehillä jonkin verran naisia korkeampi aina alemmalle korkea-asteella saakka, kun taas ylemmän korkea-asteen vaikutus alkupalkkaan ei näyttäisi eriytyneen sukupuolen mukaan. Luvussa neljä todettiin, etteivät keskiasteen koulutuksen saaneiden alkupalkat keskimäärin poikenneet tutkintoa vailla olevien alkupalkoista. Mutta kontrolloitaessa useita alkupalkkaan vaikuttavia tekijöitä samanaikaisesti havaitaan, että myös keskiasteen koulutuksella on selvä positiivinen vaikutus uuden työsuhteen alkupalkkaan, joten keskiasteen tutkinnon suorittaneiden ja tutkintoa vailla olevien keskimääräisten alkupalkkojen yhtäsuuruus selittyy muilla taustatekijöillä.

**KUVIO 5.1. Koulutusasteen keskimääräinen vaikutus alkupalkkaan, kun referenssiryhmänä toimii tutkintoa vailla olevat, %**



Kuviossa 5.2 on havainnollistettu työttömyyttä edeltäneen työkokemuksen vaikutusta alkupalkkaan.<sup>28</sup> Aiemmalla työkokemuksella näyttäisi olleen varsin voimakas

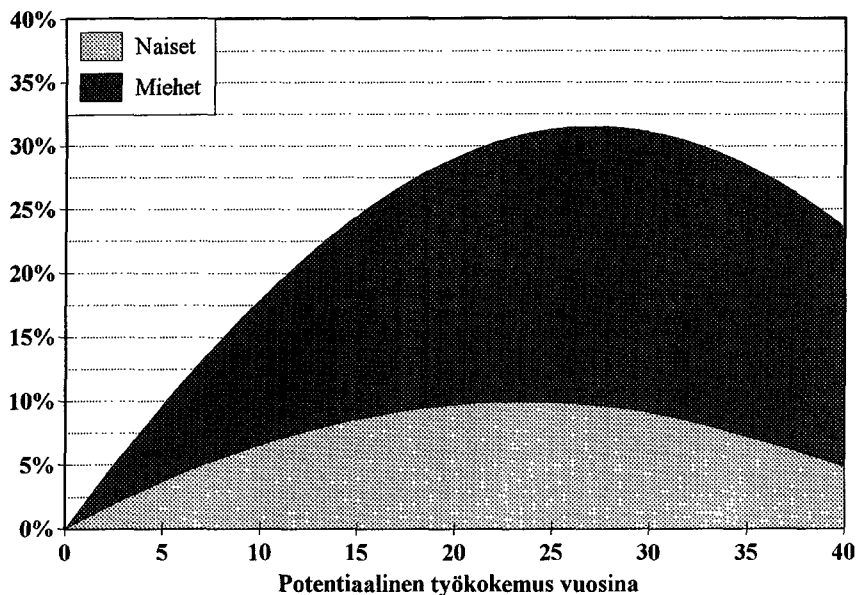
<sup>27</sup> Kuviota varten koulutusasteen vaikutus alkupalkkaan on muunnettu prosenteiksi seuraavasti: koulutusasteen  $k$  koulutus nostaa alkupalkkaa  $[\exp\{b_k\}-1]\times 100$  %, kun koulutusasteen  $k$  indikaattorin su-kerroin-estimaattia merkitään  $b_k$ :lla.

<sup>28</sup> Su-estimaatteihin perustuva työkokemuksen prosentuaalinen vaikutus naisten alkupalkkaan on  $[\exp\{0.00807\times\text{työkokemus} - 0.01724\times(\text{työkokemus}/10)^2\} - 1]\times 100$  % ja vastaavasti miesten alkupalkkaan



vaikutus miesten alkupalkkoihin, kun taas naisilla työkokemuksen vaikutus jää selvästi heikommaksi. Esimerkiksi 25 vuoden työkokemus ennen työttömyyttä on nostanut miesten alkupalkkoja keskimäärin kolmanneksella, mutta naisilla vastaava vaikutus on jäänyt alle 10 %:iin. Jos alkupalkkafunktioihin lisättäisiin interaktio-termejä työkokemuksen ja koulutusasteiden välille, eivät nämä saisi tilastollisesti nolasta poikkeavia kertoimia, joten työkokemuksen vaikutus ei näyttäisi eriytyneen koulutusasteen mukaan. Tähän vaikuttaa kuitenkin se, että korkea-asteen tutkinnon suorittaneilla otoshenkilöillä oli keskimäärin alle neljä vuotta työkokemusta, kun taas enintään ylemmän keskiasteen tutkinnon suorittaneilla oli työkokemusta keskimäärin lähes 11 vuotta.

**KUVIO 5.2. Työkokemuksen vaikutus uuden työsuhteen alkupalkkaan, %**



Koska siviilisäädellä tuskin on suoraa vaikutusta palkanmuodostukseen, on avioliittoindikaattorin oletettu toimivan instrumenttina joillekin työnantajien arvostamille työttömien ominaisuuksille, joita ei kyetä suoraan aineistosta havaitsemaan. Taulukosta havaitaan, että naimisissa olevat miehet ovat onnistuneet työllistymään keskimäärin noin 15 % korkeammilla alkupalkkoilla kuin naimattomat, kun taas naisten alkupalkkafunktiossa avioliittoindikaattorin kerroinestimaatti ei ole tilas-

$$[\exp\{0.02022 \times \text{työkokemus} - 0.03734 \times (\text{työkokemus}/10)^2\} - 1] \times 100 \%$$

tollisesti merkitsevä.<sup>29</sup> Koska avioliitossa olevat miehet ovat myös työllistyneet tavallista useammin (ks. edellinen kappale), näyttäisi siltä, että avioliitossa elävien miesten asema työmarkkinoilla on ollut naimattomia parempi.<sup>30</sup>

Osallistuminen työvoimapolitiiselle koulutusjaksolle tarkasteluvuoden aikana ei ole vaikuttanut uuden työsuhteen alkupalkkaan kummankaan sukupuolen kohdalla. Sen sijaan tukityöllisyysjakso on nostanut miesten alkupalkkoja keskimäärin noin 7 %:lla. Koska tukityöpaikka luultavasti kohottaa työttömän ammattitaitoa tukityöllisyysajan työtehtävissä, paranee hänen suhteellinen asemansa työmarkkinoilla ainakin tällä osa-alueella. Tällöin tukityöllisyysjaksoille osallistuneiden miesten keskimääräistä korkeammat alkupalkat voisivat olla seurausta siitä, että osa heistä on ehkä onnistunut työllistymään avoimille työmarkkinoille tukityöllisyysaikaa vastaaviin työtehtäviin.

Psykykinen tai fyysinen vajaakuntoisuus on laskenut työllistyneiden naisten alkupalkkoja keskimäärin vajaalla 10 %:lla, kun taas indikaattori vajaakuntoisuudelle ei saa tilastollisesti merkitsevää kerrointa miesten mallissa. Kappaleen lopuksi on kuviossa 5.3 esitetty graafisesti taulukosta 5.2 puuttuvien toimialaindikaattoreiden sukerroinestimaatit prosenteiksi muunnettuna. Ainoastaan indikaattori tuntemattomalle toimialalle saa 5 %:n riskitasolla merkitsevän kertoimen miesten alkupalkkafunktiossa, minkä lisäksi maa- ja metsätalous, metalliteollisuus, muu teollisuus ja energiasektori ovat tilastollisesti merkitseviä 10 %:n riskitasolla. Vastaavasti naisten alkupalkkafunktiossa ainoastaan muun teollisuuden kerroin on tilastollisesti merkitsevä 5 %:n riskitasolla, kun taas koneiden valmistus, terveystalvet ja muut palvelut ovat tilastollisesti merkitseviä vasta 10 %:n riskitasolla.

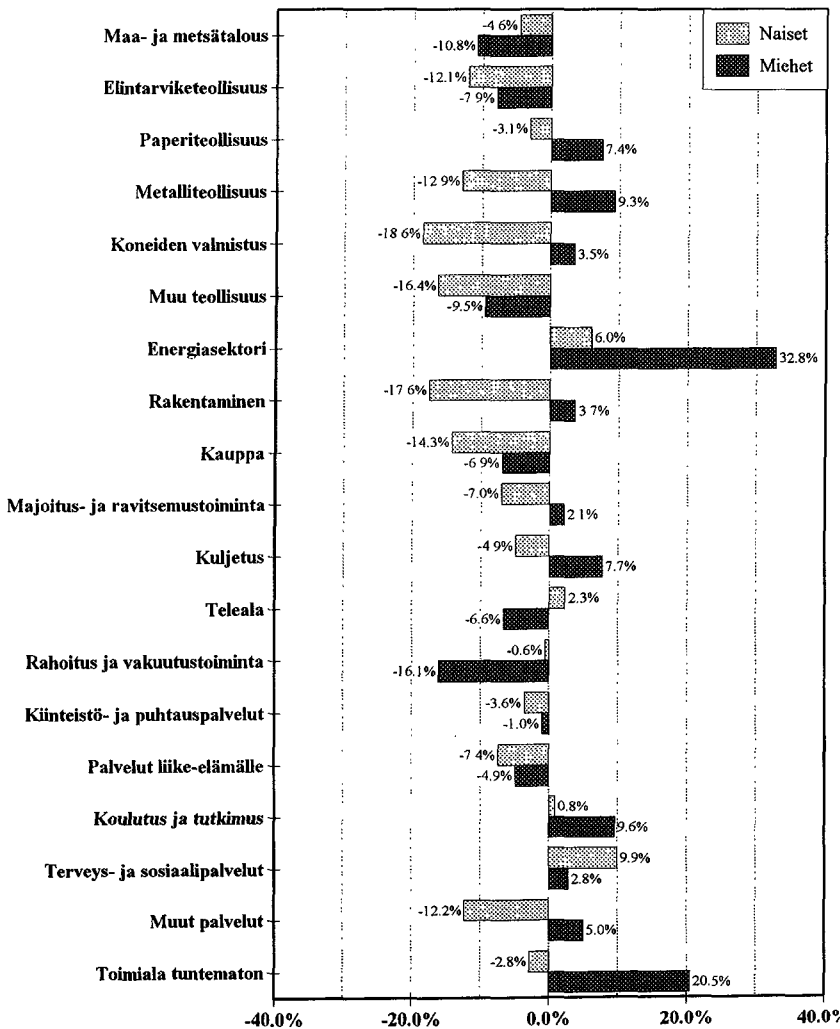
Koska tarkasteluvuodet 1988, 1990 ja 1992 poikkeavat toisistaan niin rajusti suhdannetilanteiltaan ja suhdannekierto vaihtelee toimialoittain, on oltava varovainen toimialaindikaattoreiden kertoimia tulkittaessa. Silmiinpistävää kuviossa

<sup>29</sup> Kun tekstissä mainitaan jonkin indikaattorimuuttujan keskimääräinen vaikutus alkupalkkaan prosentteina, on prosentuaalinen vaikutus saatu muunnoksesta:  $[\exp\{b\}-1]\times 100\%$ , jossa  $b$  on ko. indikaattorimuuttujan sukerroinestimaatti palkkafunktiossa. Avioliitto on siis nostanut miesten alkupalkkoja  $[\exp\{0.14214\}-1]\times 100\%$ :lla ( $\approx 15\%$ :lla) keskimäärin.

<sup>30</sup> Jos avioliittoindikaattori poistettaisiin alkupalkkafunktiosta, ei valikoitumisharha miesten mallissa olisi enää tilastollisesti merkitsevä. Avioliittoindikaattorin pudottaminen pois miesten alkupalkkafunktiosta nostaisi hieman ylemmän korkea-asteen koulutuksen kerrointa sekä korostaisi jonkin verran työkokemuksen roolia miesten alkupalkkojen määrätymisessä. Sen sijaan avioliittoindikaattorin pois jättämisellä ei olisi vaikutusta naisten alkupalkkafunktion kerroinestimaatteihin eikä valikoitumisharhan tilastolliseen merkitsevyyteen.

5.3 kuitenkin on, että toimialan vaikutus uuden työsuhteen alkupalkkaan on voimakkaasti eriytynyt sukupuolen mukaan. Erityisesti muutamille teollisuuden aloille miehet näyttäisivät työllistyneen keskimääräistä korkeammilla alkupalkkoilla, vaikka naisten kohtalona on ollut tyytyä selvästi keskimääräistä alhaisempiin alkupalkkoihin samaisilla toimialoilla. Tosin käytetystä aineistosta puuttuivat tiedot työllistyneiden uusien työsuhteiden työtehtävistä, jotka saattaisivat selittää miesten ja naisten erilaisen kohtelun alkupalkkoja sovittaessa.

**KUVIO 5.3. Toimialan keskimääräinen vaikutus alkupalkkaan, kun referenssi-toimialana toimii julkiset palvelut, %**



Vaikka luvussa neljä todettiin, että kaupan ja rakennustoiminnan keskimääräiset alkupalkat näyttäisivät poikkeavan muiden toimialojen alkupalkoista, ei kummaankaan toimialan indikaattori saa tilastollisesti merkitsevää kerrointa. On myös syytä huomauttaa, että energiasektorille työllistyi tarkasteluvuosina ainoastaan neljä miestä, joten energiasektorin kertoimen poikkeuksellisen suuri estimaatti saattaa olla pelkkä sattuma.

Jos alkupalkkafunktioihin lisättäisiin asuinalueen ja toimialan työttömyysasteet selittäviksi muuttujiksi, eivät nämä saisi tilastollisesti merkitseviä kertoimia. Näin ollen työllisyystilanteen heikkeneminen ei ole vaikuttanut oleellisesti alkupalkkojen määräytymiseen vaan on heijastunut ensisijaisesti työttömien työllistymismahdollisuuksien heikentymisenä, mikä havaittiin jo luvun neljä taulukosta 4.3 ja työllistymisyhtälöiden estimointituloksista. Tosin tilanne on saattanut muuttua myöhemmin laman pitkittyessä, mitä ei käytetyn aineiston puitteissa kyetty tutkimaan, koska viimeisenä tarkasteluvuotena oli 1992.

## 5.2 Työvoiman työllisten palkkoihin vaikuttavat tekijät

Palkanmuodostukseen yleisemmin vaikuttavien tekijöiden tutkimisessa on käytetty hyväksi koko työikäisestä väestöstä poimittua otosta, josta on poistettu työvoimaan kuulumattomat otoshenkilöt. Henkilöiden valikoitumista työttömiin ja työllisiin ei ole huomioitu, vaan tarkastelu on rajattu tarkasteluvuosina avoimilla työmarkkinoilla työllisinä olleisiin otoshenkilöihin. Näin menettelemällä on välttytty takertuminen rajoittaviin jakaumaoletuksiin ja voitu hyödyntää tavanomaista lineaarista regressioanalyysiä.<sup>31</sup> Asplund (1993, luku 3) sovelsi endogeenisen valikoitumisen mallia vastaavassa tapauksessa, eikä hän havainnut tilastollisesti merkisevää valikoitumista.<sup>32</sup>

<sup>31</sup> Palkkajakaumissa esiintyi heteroskedastisuutta. Vaikka pns-estimaattori pysyy tunnetusti harhattomana ja konsistenttina heteroskedastisuuden vallitessa, sotkee se tavanomaiset tilastolliset testit ja laskee pns-estimoinnin tehokkuutta. Siksi taulukossa 5.3 kerroinestimaattien alla suluissa esitetyt p-arvot perustuvatkin heteroskedastisuuskorjattuihin t-testisuureisiin. Lisäksi havaintojen lukumäärän ollessa suhteellisen suuri ei estimoinnin tehokkuuden lievää heikkenemistä voida pitää konkreettisena ongelmana. Itse mallien spesifikaatioissa ei havaittu erityisiä ongelmia.

<sup>32</sup> Palkanmuodostusta tutkittaessa valikoitumisharha on relevantti ongelma ainoastaan silloin, kun valikoituminen on sidoksissa palkkoihin. Vaikka työttömyysjakso saattaakin pitkittyä kannustinongelman seurauksena, lienee yksilötason kannustinongelmien vaikutus kokonaistyöttömyyteen lähinnä marginaalinen. Siksi lienee perusteltua jättää valikoituminen huomiotta tässä tapauksessa.

**TAULUKKO 5.3. Palkkafunktioiden estimointitulokset ilman toimialaindikaattoreiden kerroinestimaatteja, jotka on esitetty kuviossa 5.7\***

Selittäjät	Naiset			Miehet		
	Ka. (haj.)	[A] <sup>a</sup> (p-arvo)	[B] <sup>a</sup> (p-arvo)	Ka. (haj.)	[A] (p-arvo)	[B] (p-arvo)
Vakio		<b>8.7170</b> (.00001)	<b>8.7691</b> (.00001)		<b>8.7932</b> (.00001)	<b>8.9247</b> (.00001)
Alempi keskiaste	0.29603 (.45660)	<b>0.07269</b> (.00001)	<b>0.05909</b> (.00001)	0.33712 (.47282)	<b>0.07648</b> (.00001)	<b>0.04633</b> (.00105)
Ylempi keskiaste	0.24629 (.43094)	<b>0.16386</b> (.00001)	<b>0.08195</b> (.01941)	0.20189 (.40149)	<b>0.20874</b> (.00001)	-0.01331 (.73690)
Alempi korkea-aste	0.08143 (.27355)	<b>0.37799</b> (.00001)	<b>0.30084</b> (.00001)	0.08220 (.27472)	<b>0.47095</b> (.00001)	<b>0.21418</b> (.00001)
Ylempi korkea-aste	0.04051 (.19720)	<b>0.67362</b> (.00001)	<b>0.58296</b> (.00001)	0.07576 (.26466)	<b>0.66926</b> (.00001)	<b>0.40362</b> (.00001)
Työkokemus	18.399 (12.473)	<b>0.01633</b> (.00001)	<b>0.01238</b> (.00001)	17.434 (11.494)	<b>0.02948</b> (.00001)	<b>0.01719</b> (.00001)
(Työkokemus/10) <sup>2</sup>	4.9404 (5.2662)	<b>-0.02323</b> (.00001)	<b>-0.01674</b> (.00001)	4.3600 (4.7583)	<b>-0.05018</b> (.00001)	<b>-0.02795</b> (.00001)
Ylempi keskiaste × Työkokemus	3.0798 (7.5095)		0.00469 (.26276)	2.6811 (7.2555)		<b>0.02027</b> (.00003)
Ylempi keskiaste × (Työkokemus/10) <sup>2</sup>	0.65856 (2.1704)		0.00107 (.92077)	0.59811 (2.2049)		<b>-0.03152</b> (.01128)
Korkea-aste × Työkokemus	1.4252 (5.0544)		<b>0.01264</b> (.06636)	1.9794 (5.8745)		<b>0.03067</b> (.00001)
Korkea-aste × (Työkokemus/10) <sup>2</sup>	0.27568 (1.3146)		<b>-0.03829</b> (.06938)	0.38415 (1.5110)		<b>-0.06912</b> (.00011)
log(asuinalueen työttömyysaste)	1.9597 (.76244)	-0.00406 (.78401)	-0.00064 (.96566)	1.9492 (.75391)	-0.02092 (.18148)	-0.02024 (.19157)
log(toimialan työttömyysaste)	1.4179 (.62259)	-0.02526 (.13890)	<b>-0.02952</b> (.08324)	1.5269 (.66082)	-0.12742 (.46622)	-0.01112 (.52009)
Työttömyysjakso <sup>b</sup>	0.08704 (.28196)	0.01205 (.60308)	0.01274 (.58221)	0.09432 (.29233)	<b>-0.06560</b> (.00371)	<b>-0.07816</b> (.00042)
Avioliitossa	0.56478 (.49589)	-0.01525 (.13698)	-0.01654 (.10492)	0.63030 (.48281)	<b>0.08931</b> (.00001)	<b>0.09591</b> (.00001)
Vajaakuntoisuus	0.00842 (.09141)	0.01665 (.86126)	0.01294 (.88992)	0.00417 (.06443)	<b>-0.23814</b> (.00386)	<b>-0.24998</b> (.00057)
Uusimaa <sup>c</sup>	0.33895 (.47345)	<b>0.10890</b> (.00001)	<b>0.11152</b> (.00001)	0.31364 (.46406)	<b>0.12400</b> (.00001)	<b>0.12370</b> (.00001)
Muu kaupunki <sup>c</sup>	0.40313 (.49062)	0.01742 (.25048)	0.01792 (.23883)	0.38523 (.48674)	<b>0.02902</b> (.08139)	<b>0.03248</b> (.04743)
Maaseutu <sup>c</sup>	0.16045 (.36710)	0.00060 (.97289)	-0.00056 (.97485)	0.19583 (.39692)	<b>-0.03060</b> (.09851)	-0.02988 (.10552)
Havaintojen lkm.		2493		2640		
R <sup>2</sup>		0.34187	0.34827		0.44618	0.46092
(korjattu R <sup>2</sup> )		(.33303)	(.33845)		(.43917)	(.45326)

\* Selitettävänä muuttujana on kuukausipalkan logaritmi, ja regressiokertoimien estimaateista vähintään 10 %n riskitasolla tilastollisesti merkitsevät on lihavoitu.

<sup>a</sup> Pns- estimaatit ja Whiten (1980) mukaan heroskedastisuuskorjattujen t-testisuureiden p-arvot.

<sup>b</sup> Indikaattori työttömyysjaksolle saa arvon yksi, jos henkilö on ollut työttömänä työnhakijana tarkasteluvouden tai sitä edeltäneen vuoden aikana, ja arvon nolla muulloin.

<sup>c</sup> Referenssiryhmänä toimii Uudenmaan ulkopuolinen taajaan asuttu kunta.

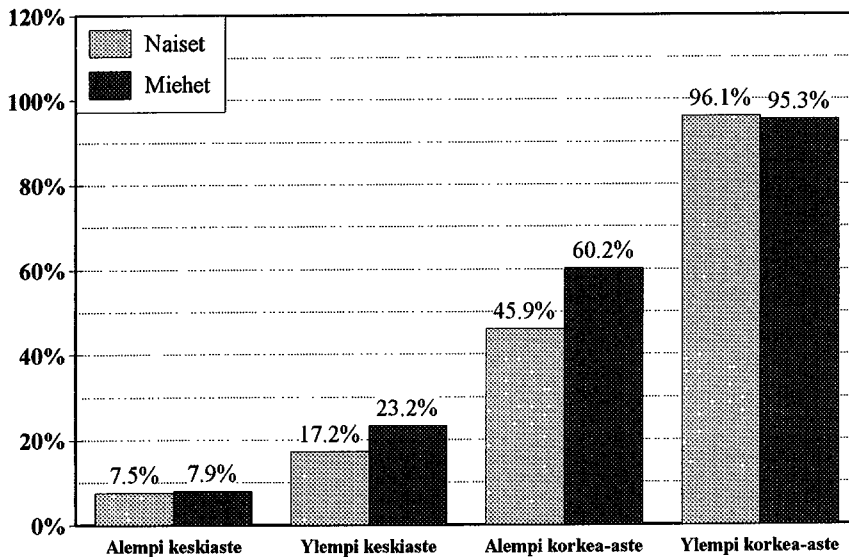
Taulukossa 5.3 on esitetty selittävien muuttujien keskiarvot ja keskihajonnat sekä palkkafunktioiden estimointitulokset lukuun ottamatta toimialaindikaattoreiden kerroinestimaatteja, jotka löytyvät kuviosta 5.7 graafisesti esitettyinä. Palkkafunktio [B] poikkeaa palkkafunktiosta [A] ainoastaan siinä, että se sisältää myös koulutusasteiden ja työkokemuksen väliset interaktiotermit, jotka mahdollistavat työkokemuksen vaikutuksen vaihtelevan koulutusasteittain. Koska palkanmuodostukseen vaikuttavien tekijöiden lukumäärä kasvaa työsuhteen pitkittyessä, kykenevät mallit [A] ja [B] kuvaamaan paremmin työvoiman työllisten palkkaeroja kuin edellisen kappaleen mallit työllistyneiden alkupalkkojen eroja. Tähän lienee vaikuttanut myös se, että työlliset ovat heterogeenisempi ryhmä kuin työttömät, joten selittävien muuttujien arvoissa on enemmän vaihtelua. Vaikka taulukon 5.3 palkkafunktiot ja taulukon 5.2 alkupalkkafunktiot koostuvat osittain eri muuttujista, lienevät nämä kuitenkin pitkälti vertailukelpoiset, sillä keskeiset muuttujat ovat samat ja alkupalkkafunktioita laajennettaessa muuttujilla, jotka nyt kuuluvat ainoastaan työllisten palkkafunktioiden selittäjiin, eivät nämä saisi tilastollisesti merkitseviä kertoimia.

Taulukon koulutusasteindikaattoreiden kerroinestimaateista havaitaan, että koulutuksella on voimakas palkkaa nostava vaikutus. Koulutuksen merkitystä on havainnollistettu kuviossa 5.4, jossa on esitetty koulutusasteiden tuottoasteet palkkafunktiosta [A]. Erityisesti ylemmän korkea-asteen koulutus näyttäisi takaavan tavallista korkeamman ansiotason, sillä ylemmän korkea-asteen tutkinnon suorittaneet ansaitsevat lähes kaksinkertaisesti sen, mitä pelkän kansa- tai peruskoulun suorittaneet keskimäärin ansaitsevat. Myös alemman korkea-asteen tutkinnon suorittaneet ovat keskimäärin selvästi paremmin palkattuja kuin keskiasteen suorittaneet tai kokonaan tutkintoa vailla olevat.

Ylemmän keskiasteen ja alemman korkea-asteen koulutus näyttäisivät nostava miesten palkkoja hieman enemmän kuin naisten, mutta alemman keskiasteen ja ylemmän korkea-asteen koulutuksen vaikutus ei näyttäisi eriytyneen sukupuolen mukaan. Samansuuntainen havainto tehtiin myös tarkasteltaessa koulutuksen vaikutusta uusien työsuhteiden alkupalkkoihin, joten kyseessä ei liene pelkkä sattuma. Eräs selitys voisi olla naisten ja miesten erilainen eriytyminen koulutusalan mukaan,

mikä korostuu erityisesti ylemmän keskiasteen ja alemman korkea-asteen koulutuksen kohdalla.<sup>33</sup>

**KUVIO 5.4. Koulutusasteen keskimääräinen vaikutus palkkafunktiossa [A], kun referenssiryhmänä toimii tutkintoa vailla olevat, %**



Verrattaessa kuviota 5.4 kuvioon 5.1 havaitaan, että koulutuksen palkkaa nostava vaikutus on kaikilla koulutusasteilla selvästi korkeampi kuin se oli uusien työsuhteiden alkupalkkojen yhteydessä. Lisäksi koulutuksen palkkaa nostava vaikutus poikkeaa koulutuksen uuden työsuhteen alkupalkkaa nostavasta vaikutuksesta sitä enemmän, mitä korkeammasta koulutusasteesta on kyse. Tämä voisi olla seurausta koulutusasteittain eriytyneestä urakehityksestä, sillä korkeasti koulutetun henkilön mahdollisuudet edetä työurallaan lienevät tavallista paremmat, mutta joutuessaan työttömäksi hänen urakehityksensä katkeaa ja hän joutuu uudelleen työllistyessään aloittamaan alemmalta hierarkiatasolta. Tällöin hiljattain työllistyneiden ja jo pitempään työsuhteessa olleiden korkeasti koulutettujen henkilöiden väliset palkkaerot kasvaisivat suuriksi nousujohtaisen urakehityksen vuoksi. Sen sijaan heikosti koulutetulle henkilölle urakehityksellä lienee pienempi merkitys ja palkan määräytymistä dominoivat yritys- ja liittokohtaiset taulukkopalkat, jolloin uusien ja

<sup>33</sup> Aineistossa naisten ylemmän keskiasteen ja alemman korkea-asteen tutkinnoista 18.8 % on hoitoalan, 44.8 % kaupallisen ja 3.1 % teknisen alan tutkintoja, kun vastaavat luvut miehille ovat 1.7 %, 20.5 % ja 48.3 %.

vanhojen työntekijöiden palkkaerot jäävät suhteellisen pieniksi. Nämä päätelmät saavat tukea luvun neljä kuvioista 4.3, jossa on esitetty keskipalkat ja työllistyneiden keskimääräiset alkupalkat koulutusasteittain.

Mikäli hypoteesi koulutusasteittain eriytyneestä urakehityksestä on voimassa, antaa kuvio 5.4 virheellisen kuvan koulutuksen tuottoasteesta, koska palkkafunktion [A] koulutusasteindikaattorit kuvaisivat koulutuksen suoran vaikutuksen lisäksi myös epäsuorasti työkokemuksen koulutusasteittain eriytynyttä vaikutusta. Urakehityksen ja koulutuksen välisen yhteyden testaamiseksi palkkafunktioon lisättiin interaktiitermejä koulutusasteiden ja työkokemuksen välille, jolloin päädyttiin palkkafunktioon [B]. Miesten palkkafunktiossa työkokemuksen interaktiot ylemmän keskiasteen ja korkea-asteen koulutuksen kanssa saavat 5 %:n riskitasolla tilastollisesti merkitsevät kertoimet, kun taas naisilla ainoastaan korkea-asteen koulutuksen ja työkokemuksen väliset interaktiot ovat tilastollisesti merkitsevät ja nekin vasta 10 %:n riskitasolla.

Verrattaessa miesten palkkafunktion [B] koulutusasteiden kerroinestimaatteja taulukon 5.2 alkupalkkafunktion vastaaviin kerroinestimaatteihin havaitaan, että ne ovat suhteellisen lähellä toisiaan korkea-asteen koulutuksen osalta. Tämä saattaisi viitata siihen, että korkea-asteen koulutuksen saaneiden miesten keskipalkkojen ja keskimääräisten alkupalkkojen poikkeuksellisen suuri ero voi olla pitkälti seurausta nousujohteisesta urakehityksestä. Naisten palkkafunktiossa [B] korkea-asteen indikaattoreiden kerroinestimaatit jäävät selvästi korkeammiksi kuin vastaavat alkupalkkafunktion kerroinestimaatit, joten korkeasti koulutettujen naisten kohdalla ei urakehityksellä ehkä voida selittää keskipalkkojen ja keskimääräisten alkupalkkojen eroa.

Palkkafunktioissa todellista työkokemusta on approksimoitu potentiaalisella työkokemuksella eli korkeimman suoritettun tutkinnon jälkeisillä potentiaalisilla työvuosilla (ks. tarkemmin kappale 4.2.2). Jotta potentiaalinen työkokemus toimisi tyydyttävänä approksimaationa todelliselle työkokemukselle, on urakehityksen oltava jokseenkin yhtäjaksoista heti valmistumisen jälkeen. Tämä oletus saattaa rikkoontua erityisesti naisten kohdalla, koska perheen perustaminen ja lasten hankkiminen vaikuttanevat voimakkaammin naisten kuin miesten työuraan, joten urakehityksen



heikompi rooli naisten palkkaprofiilissa saattaakin olla seurausta todellisen työkokemuksen huonosta approksimaatiosta.<sup>34</sup>

Toisaalta työllistyneiden alkupalkkoja tarkasteltaessa approksimoi potentiaalinen työkokemus työttömyyttä edeltänyttä työkokemusta, mutta tarkasteltaessa työvoiman työllisten palkkoja sisältää potentiaalinen työkokemus paitsi aiemmista työsuhteista niin myös nykyisestä työsuhteesta karttuneen työkokemuksen. Koska nykyisen työsuhteen pituudella lienee merkittävämpi vaikutus palkkaan kuin aiemmista työsuhteista karttuneella työkokemuksella, ei potentiaalisen työkokemuksen tulkinta työllistyneiden alkupalkkafunktiossa ja työllisten palkkafunktiossa ole sama. Tämä on syytä pitää mielessä vertailtaessa potentiaalisen työkokemuksen vaikutusta työllistyneiden alkupalkkoihin ja työllisten palkkoihin.

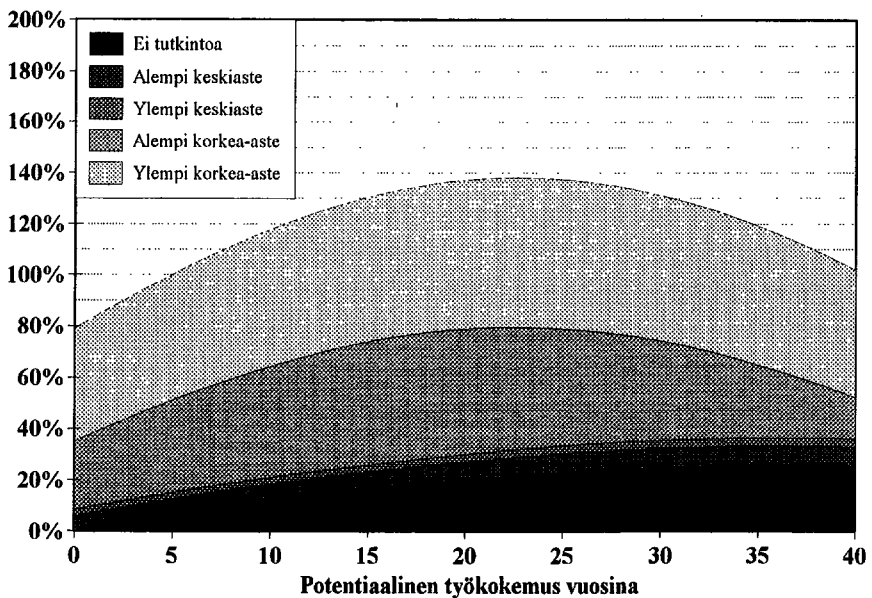
Koulutuksen ja työkokemuksen prosentuaaliseksi muunnettua yhteisvaikutusta on havainnollistettu kuvioissa 5.5 ja 5.6, kun vähintään 10 %:n riskitasolla merkitsevät kerroinestimaatit on huomioitu. Kuvioissa käyrien tasosiirtymät pystysuunnassa kuvaavat koulutuksen suoraa palkkavaikutusta (koulutusasteindikaattoreiden kerroinestimaatteja) ja käyrien muoto työkokemuksen koulutusasteittain eriytynyttä palkkavaikutusta (työkokemuksen ja interaktiotermin kerroinestimaatteja).<sup>35</sup> Pysty-akseli siis ilmoittaa, paljonko enemmän ansaitsee tietyn koulutuksen ja työkokemuksen omaava henkilö kuin ilman tutkintoa ja vailla työkokemusta oleva henkilö. Vertailtaessa työkokemuksen vaikutusta eri koulutusasteiden välillä on kuitenkin syytä huomioida, että vaaka-akselin relevantin osan pituus vaihtelee koulutusasteittain, koska korkeampi koulutus vaati useamman opiskeluvuoden, mutta eläkeikä ei ole sidoksissa koulutusasteeseen.

<sup>34</sup> Asplundin (1993, 334-338) aineistossa oli tiedot otoshenkilöiden itse ilmoittamista työkokemusvuosista, joten hän kykeni testaamaan, miten todellisen työkokemuksen korvaaminen potentiaalisilla työkokemusvuosilla vaikuttaa palkkafunktion kerroinestimaatteihin. Asplund havaitsi potentiaalisten työkokemusvuosien approksimoivan varsin huonosti naisten todellista työkokemusta, kun taas miesten kohdalla todellisten työkokemusvuosien korvaamisella potentiaalisilla ei ollut tilastollisesti merkitsevää vaikutusta palkkafunktion kerroinestimaatteihin. Vaikka Asplundin aineisto poikkeaa tässä käytetystä ja hän sovelsi endogeenisen valikoitumisen mallia, lienee perusteltua epäillä työkokemuksen approksimaation hyvyttä ainakin naisten kohdalla myös tässä yhteydessä.

<sup>35</sup> Lienee syytä muistuttaa, että standardi inhimillisen pääoman teoria olettaa, että työn ohessa tapahtuvat investoinnit inhimilliseen pääomaan ovat riippumattomat koulutuksesta, joten inhimillisen pääoman teorian mukaan urakehitys ei systemaattisesti poikkea koulutusasteittain. Itse asiassa yritettäessä laajentaa inhimillisen pääoman teorian palkkafunktiota siten, että työn ohessa tapahtuva investointikäyttäytyminen tulee riippuvaiseksi koulutuksesta, päädytään palkkafunktion, jossa kouluvuosien (tai koulutusasteindikaattorin) regressiokerroin ei enää olekaan koulutuksen tuottoaste. Siksi palkkafunktion [B] koulutusasteindikaattoreiden kertoimia ei voida tulkita koulutuksen suoran palkkavaikutuksen estimaattoreiksi inhimillisen pääoman teorian näkökulmasta katsottuna.

Kuviosta 5.5 havaitaan, ettei työkokemuksella ole kovinkaan voimakasta vaikutusta palkkaan keskiasteen tutkinnon suorittaneiden ja tutkintoa vailla olevien naisten keskuudessa. Sen sijaan korkea-asteen tutkinnon suorittaneet naiset ovat oma lukunsa. Esimerkiksi 20 työkokemusvuoden jälkeen ovat ylempään korkea-asteen tutkinnon suorittaneiden naisten palkat keskimäärin lähes 140 % korkeammat kuin tutkintoa ja työkokemusta vailla olevien naisten. Tosin on epäselvää, miten hyvin potentiaalinen työkokemus approksimoi todellista työkokemusta naisten kohdalla, sillä korkea-asteen tutkinnon silmiinpistävän korkea suora palkkavaikutus antaa aiheita epäillä approksimaation hyvyttä.

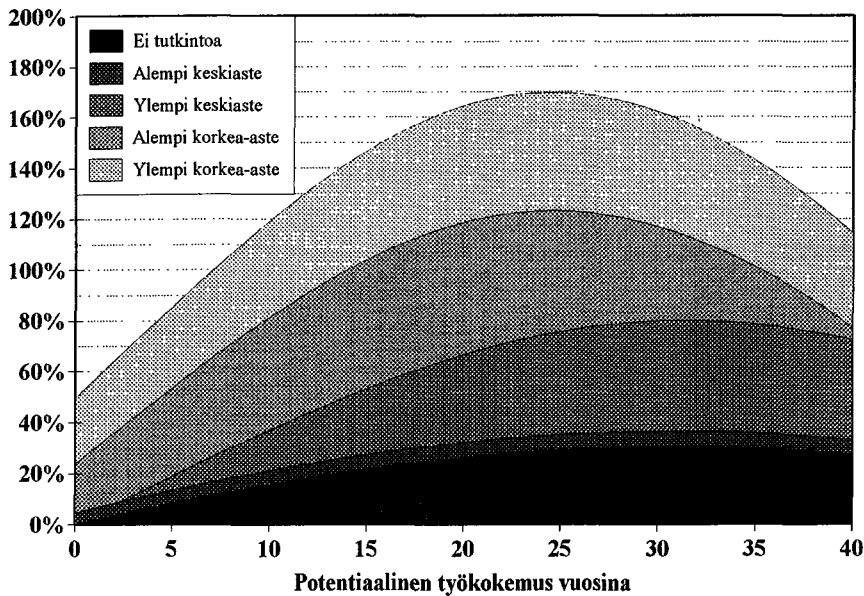
**KUVIO 5.5. Koulutuksen ja työkokemuksen yhteisvaikutus naisten kuukausipalkkaan palkkafunktiossa [B], %**



Miesten osalta kuvion 5.6 maalaama kuva koulutuksen ja työkokemuksen yhteisvaikutuksesta näyttää varsin odotetulta. Koulutuksella on suora tasovaikutus palkkaan, mutta palkkaprofiili määräytyy pitkälti työkokemuksen perusteella siten, että palkka nousee työkokemuksen karttuessa sitä nopeammin, mitä korkeampi koulutus on hankittu. Toisin kuin naisilla myös ylempään keskiasteen suorittaneiden miesten urakehitys on nousujohteisempaa kuin alemman keskiasteen suorittaneiden ja tut-

kintoa vaille olevien. Korkea-asteen ja ylemmän keskiasteen tutkinnon suorittaneiden palkkaprofiilien voimakas lähentyminen kuvion oikeaa laitaa lähestyttäessä johtunee työkokemuksen vaikutukselle valitusta funktiomuodosta (toisen asteen polynomi) sekä siitä, ettei lähellä 40 työkokemusvuotta oleva vaaka-akselin osa liene enää yleisesti relevantti ainakaan korkea-asteen tutkinnon suorittaneiden keskuudessa.

**KUVIO 5.6. Koulutuksen ja työkokemuksen yhteisvaikutus miesten kuukausipalkkaan palkkafunktiossa [B], %**



Edelleen taulukosta 5.3 havaitaan, ettei asuinalueen työttömyysasteella ole tilastollisesti merkitsevää vaikutusta palkkaan. Myöskään toimialan työllisyystilanteella ei näyttäisi olevan kovinkaan oleellista merkitystä palkanmuodostuksessa, sillä toimialan työttömyysaste saa 10 %:n riskitasolla merkitsevän negatiivisen kertoimen ainoastaan naisten palkkafunktiossa [B]. Tämän lisäksi työttömyysjakso tarkasteluvuonna tai sitä edeltäneenä vuonna on laskenut miesten palkkoja keskimäärin 7 %:lla, kun taas naisten palkkoihin työttömyysjakso ei ole vaikuttanut.

Avioliitossa olevat miehet ansaisevat keskimäärin 10 % enemmän kuin naimattomat, mikä on sopusoinnussa alkupalkkojen yhteydessä tehdyn havainnon kanssa. Erityi-

sen suuri vaikutus miesten palkkoihin on psyykkisellä tai fyysisellä vajaakuntoisuudella, sillä vajaakuntoisuus on aiheuttanut keskimäärin yli viidenneksen pudotuksen miesten palkkoihin. Sen sijaan avioliitolla tai vajaakuntoisuudella ei näyttäisi olleen merkitystä naisille.

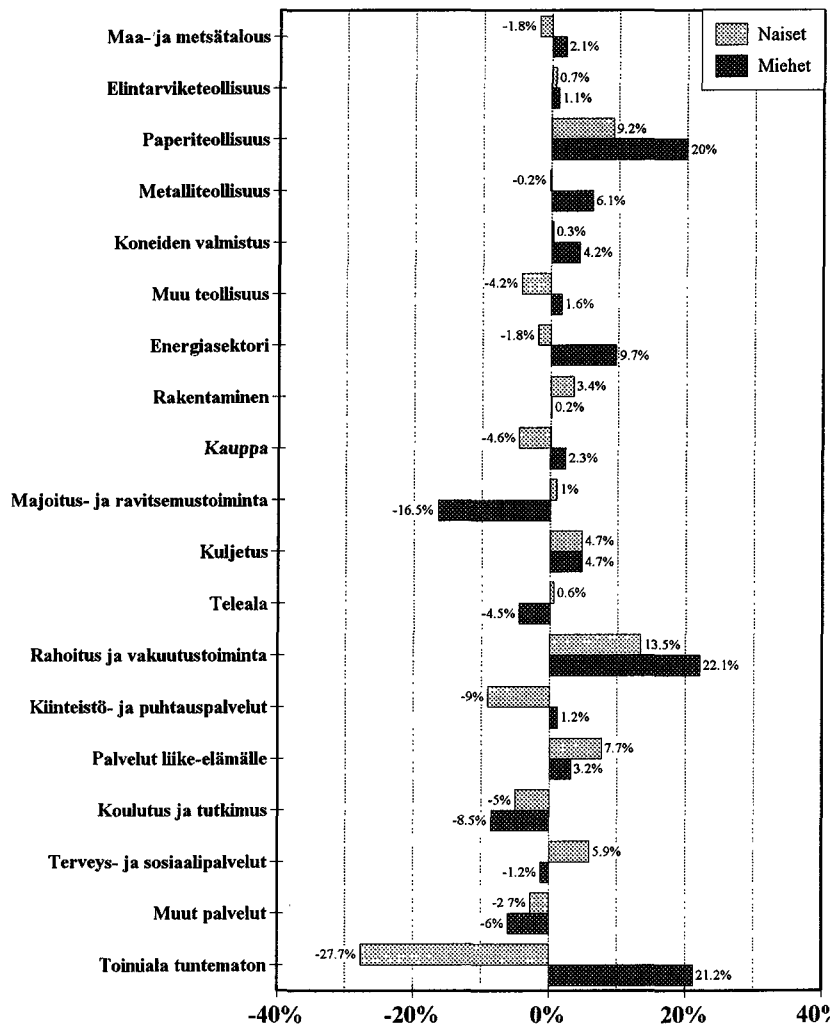
Pääkaupunkiseudulla asuminen näyttäisi olevan varsin kannattavaa, sillä Uudella- maalla asuvat naiset ansaitsevat reilut 11 % ja miehet reilut 13 % enemmän kuin taajaan asutuissa kunnissa keskimäärin. Mutta asuinpaikan sijainti maaseudulla tai muussa kuin Uudenmaan alueen kaupungissa ei ole vaikuttanut naisten palkkoihin, kun taas miesten palkat ovat noin 3 % korkeammat Uudenmaan ulkopuolisissa kaupungeissa ja noin 3 % alhaisemmat maaseudulla kuin taajaan asutuissa kunnissa keskimäärin.

Kappaleen lopuksi on kuviossa 5.7 esitetty graafisesti palkkafunktioon [B] liittyvien toimialaindikaattoreiden kerroinestimaatit prosenteiksi muunnettuna. Naisten palkkafunktiossa 1 %:n riskitasolla merkitsevät kertoimet saavat paperiteollisuus, rahoitus ja vakuutustoiminta, kiinteistö- ja puhtauspalvelut, terveys- ja sosiaalipalvelut sekä indikaattori tuntemattomalle toimialalle. Lisäksi 5 %:n riskitasolla merkitseviä ovat muun teollisuuden, kaupan, palvelujen liike-elämälle sekä koulutuksen ja tutkimuksen kertoimet. Sen sijaan miesten palkkafunktiossa 1 %:n riskitasolla merkitseviä kertoimia ovat paperiteollisuuden, energiasektorin, majoitus- ja ravitsemustoiminnan, rahoituksen ja vakuutustoiminnan sekä koulutuksen ja tutkimuksen kertoimet. Metalliteollisuuden ja tuntemattoman toimialan kertoimet ovat tilastollisesti merkitseviä 5 %:n riskitasolla, joiden lisäksi 10 %:n riskitasolla merkitsevät kertoimet saavat koneiden valmistus, kuljetus ja muut palvelut.

Eräs kiinnostava toimialakohtainen poikkeus on rahoitus ja vakuutustoiminta, joka alkupalkkojen yhteydessä sai negatiiviset kertoimet sekä naisten että miesten mallissa, mutta kuvion 5.7 perusteella näyttäisi siltä, että alalla pitempään työskennelleet ansaitsevat reippaasti keskimääräistä enemmän. Tähän on saattanut vaikuttaa pankkisektorin kannattavuuden voimakas heikentyminen 1990-luvun alkupuolella. Edellisessä kappaleessa todettiin myös, että tietyille teollisuuden aloille, kuten paperi- ja metalliteollisuuteen sekä koneiden valmistukseen, työllistyneille miehille on maksettu keskimääräistä parempia alkupalkkoja, kun taas naiset ovat joutuneet tyytymään selvästi keskimääräistä alhaisempiin alkupalkkoihin. Kuviosta 5.7 havaitaan, että kyseisillä toimialoilla miehet tienaa yleisesti keskimääräistä

enemmän, kun taas naiset eivät paperiteollisuutta lukuun ottamatta nauti keskimääräistä parempia palkkoja. Tämä tosin voisi selittyä naisten ja miesten työtehtävien eroilla, joita ei aineistosta kuitenkaan kyetty identifioimaan.<sup>36</sup>

**KUVIO 5.7. Toimialan keskimääräinen vaikutus palkkaan palkkafunktiossa [B], kun referenssitoimialana toimii julkiset palvelut, %**



<sup>36</sup> Vartia ja Kurjenoja (1992) tutkivat palkkadiskriminaatiota metalli- ja metsäteollisuuden suuryrityksissä ja havaitsivat, että palkkadiskriminaatio on alle 5 % työntekijöiden keskuudessa ja toimihenkilöiden keskuudessa merkittävämpää palkkadiskriminaatiota esiintyy työtehtävien vaatimustason noustessa riittävästi.

### 5.3 Katsaus aiempiin suomalaistutkimuksiin

Suomessa ei tiettävästi ole aiemmin tutkittu uusien työsuhteiden alkupalkkoihin vaikuttavia tekijöitä, mutta palkanmuodostusta yleisemmin käsittelevä kirjallisuus on suhteellisen runsasta. Inhimillisen pääoman teorian näkökulmasta palkanmuodostusta ovat lähestyneet mm. Lilja ja Vartia (1980), Ingberg (1987), Nygård (1989a, 1989b), Brunila (1990), Eriksson (1992), Vainiomäki ja Laaksonen (1992) sekä Asplund (1993). Myös Uusitalo (1996) on tarkastellut koulutuksen merkitystä palkanmuodostuksessa. Hän tosin keskittyi tarkastelemaan, miten yksilöiden kyvykkyyserojen ja koulutuksen endogeenisuuden kontrollointi vaikuttaa koulutuksen tuottoasteen estimaattiin. Siksi hänen tuloksensa poikkeavat muista suomalaistutkimuksista, eikä niitä tarkastella tässä yhteydessä.

Koska tutkimuksissa käytetyt havaintoaineistot ja keskeiset muuttujat vaihtelevat huomattavasti, on niiden tulosten keskinäinen vertailu hankalaa. Siksi tyydyttäenkin tarkemmin viittaamaan ainoastaan niihin tutkimuksiin, joiden tarkasteluperiodit ovat lähellä tämän tutkimuksen tarkasteluperiodia ja joissa koulutusta on mitattu korkeimman suoritettun tutkinnon avulla. Tällaisia ovat Brunilan, Erikssonin, Vainiomäen ja Laaksosen sekä Asplundin tutkimukset.

Brunila tarkasteli vuotuisten nimellistulojen vaihtelua hyödyntäen vuosien 1975 ja 1985 otoksia, joihin oli poimittu noin 11 000 kokopäivätyössä ollutta palkansaajaa. Eriksson puolestaan käytti kuukausitulojen mallintamiseen pitkittäisaineistoa, joka sisälsi vuosien 1971, 1975, 1980 ja 1985 tiedot 1 754 palkansaajasta. Myös Vainiomäki ja Laaksonen tarkastelivat kuukausituloja. Heidän aineistonsa muodostui otoksista vuosien 1975, 1980 ja 1985 yksityisen sektorin palkansaajista, kun kultakin otosvuodelta oli poimittu yli 17 000 havaintoa. Asplund taas tarkasteli tunti-palkkoja ja käytti vuoden 1987 aineistoa, joka muodostui 3 895 havainnosta.

Yksityiskohtiin menemättä voidaan näistä tutkimuksista tehdä muutama yleisluontoinen päätelmä. Ensinnäkin koulutuksen palkkaa nostava vaikutus näyttäisi heikentyneen 1970-luvulta 1980-luvulle tultaessa, minkä seurauksena myös koulutusasteiden väliset palkkaerot ovat supistuneet. Tämän tutkimuksen palkkafunktion [A] koulutuksen tuottoasteiden estimaatit ovat sopusoinnussa Brunilan, Vainiomäen ja Laaksosen vuotta 1985 sekä Asplundin vuotta 1987 koskevien tulosten kanssa,

joten koulutuksen merkitys palkanmuodostuksessa ei liene merkittävästi muuttunut 1980-luvun puolivälistä vuoteen 1992 tultaessa. Sen sijaan työkokemukselle ei ole löydettävissä selkeää yhtenäistä roolia eri tutkimusten kesken, mikä johtunee pitkälti työkokemuksen erilaisista määritelmistä ja käytetyistä *approksimaatioista*. Valitettavasti kunnollista vertailukohdetta palkkafunktion [B] koulutusasteittain eriytyneelle työkokemuksen vaikutukselle ei myöskään löytynyt.

Edellä esiteltyä yksityiskohtaisempi kuvaus aiemmista suomalaistutkimuksista, joissa palkanmuodostusta on käsitelty inhimillisen pääoman teorian näkökulmasta, löytyy Asplundin luvusta kaksi.

## 6 Johtopäätökset

Tutkimuksen päätarkoituksena oli tarkastella tekijöitä, jotka vaikuttavat työllistyneiden uusien työsuhteiden alkupalkkoihin. Lisäksi pyrittiin arvioimaan, miten palkanmuodostus pitemmällä aikavälillä poikkeaa työllistyneiden alkupalkkojen määräytymisestä. Palkkaeroja tarkasteltaessa kiinnitettiin erityistä huomiota koulutuksen rooliin, koska koulutus mielletään usein erääksi keskeisimmistä palkanmuodostukseen vaikuttavista tekijöistä.

Tarkasteluiden perusteella koulutus ja työttömyyttä edeltänyt työkokemus ovat keskeisimmät työllistyneiden alkupalkkoja määräävät tekijät. Uuden työsuhteen alkupalkasta sovittaessa näyttäisi aiemmalla työkokemuksella olevan enemmän merkitystä miehille kuin naisille. Esimerkiksi 25 vuoden työkokemus ennen työttömyysjaksoa on nostanut miesten alkupalkkoja yli 30 %:lla mutta naisten alkupalkkoja vain vajaalla 10 %:lla.

Työnantajien havaittiin arvostavan erityisesti korkea-asteen koulutusta työttömässä työnhakijassa, sillä ylemmän korkea-asteen tutkinto on nostanut alkupalkkaa keskimäärin 50 %:lla ja alemman korkea-asteen tutkintokin noin 30 %:lla. Myös keskiasteen tutkinnon suorittaneet ovat työllistyneet selvästi korkeammilla alkupalkoilla kuin perus- tai kansakouluun opintiansä päättäneet. Koulutuksen vaikutus alkupalkkaan on eriytynyt sukupuolen mukaan siten, että keskiasteen ja alemman korkea-asteen koulutus on nostanut suhteellisesti enemmän miesten kuin naisten alkupalkkoja. Sen sijaan ylemmän korkea-asteen koulutuksen vaikutus alkupalkkaan on sama naisille ja miehille. Ilmiö selittyy pitkälti miesten ja naisten jakaantumisella eri koulutusaloille juuri keskiasteen ja alemman korkea-asteen tutkinnon suorittaneiden ryhmissä. Näissä ryhmissä huomattava osa miehistä on perinteisesti hakeutunut teknisen alan koulutukseen, kun taas naiset ovat suosineet lähinnä hoitoalan ja kaupallisen alan opintoja.

Kun tarkasteltiin työvoiman työllisten palkkoja, havaittiin niiden määräytymisen poikkeavan selvästi työllistyneiden alkupalkkojen määräytymisestä. Koulutusasteiden väliset palkkaerot työllistyneiden keskuudessa osoittautuivat selvästi pienemmiksi kuin työvoiman työllisten keskuudessa. Tämä lienee seurausta koulutuksen mukaan eriytyneestä urakehityksestä. Korkeasti koulutetun henkilön mahdollisuudet edetä työurallaan ovat tavallista paremmat, jolloin korkea koulutus mahdollistaa



palkan keskimääräistä nopeamman nousun työsuhteen pitkittyessä. Selitystä puoltaa tulos, jonka mukaan työvoiman työllisten palkat ovat nousseet työkokemuksen karttuessa sitä nopeammin, mitä korkeammasta koulutusasteesta on kyse. Toisaalta vaikeudet identifioida palkansaajan todellista työkokemusta ja tietojen puuttuminen yrityskohtaisista työtehtävistä estivät urakehityksen roolin tarkemman mallintamisen.

Aktiivisen työvoimapolitiikan vaikutuksia analysoitaessa havaittiin, ettei työvoimapolitiittinen koulutusjakso ole vaikuttanut uuden työsuhteen alkupalkkaan. Sen sijaan tukityöllisyysjakso on nostanut miesten alkupalkkoja keskimäärin 7 %:lla, kun taas naisten alkupalkkoihin sillä ei ole ollut vaikutusta. Havainto viitannee siihen, että osa tukityöllistettyinä olleista miehistä on onnistunut työllistymään avoimille työmarkkinoille työtehtäviin, jotka ovat lähellä heidän tukityöllisyysajan työtehtäviään, jolloin he ovat kyenneet hyödyntämään tukityöpaikassa karttunutta osaamistaan. Aktiivisen työvoimapolitiikan tehokkuudesta ei kuitenkaan ole syytä tehdä johtopäätöksiä tämän tutkimuksen puitteissa, koska työvoimapolitiittisten toimenpiteiden toista päämäärää, työttömien työllistymisen helpottamista, ei tarkasteltu.

Vaikka asuinalueen ja toimialan työllisyystilanne ovat heijastuneet selvästi työttömän työllistymismahdollisuuksiin, ei niillä havaittu olevan vaikutusta uuden työsuhteen alkupalkkaan. Tämä havainto saattaisi heijastella nimellispalkkojen yleistä jäykkyyttä.

Tarkasteltaessa palkkaeroja toimialoittain havaittiin, että toimialan vaikutus uuden työsuhteen alkupalkkaan on selvästi eriytynyt sukupuolen mukaan. Erityisesti muutamille teollisuuden aloille ovat miehet työllistyneet keskimääräistä korkeammilla alkupalkkoilla, vaikka naisten kohtalona on ollut tyytyä tavallista alhaisempiin alkupalkkoihin samaisilla toimialoilla. Tosin tarkasteltaessa työvoiman työllisten palkkoja huomattiin, että kyseisillä toimialoilla miehet ansaitsevat yleisemminkin keskimääräistä enemmän, kun taas naiset eivät paperiteollisuutta lukuun ottamatta nauti keskimääräistä korkeampia palkkoja. Koska käytetystä aineistosta kuitenkin puuttuivat tiedot työntekijöiden työtehtävistä, voisivat erot työtehtävissä selittää pitkälti miesten ja naisten väliset palkkaerot toimialojen sisällä.

Vaikka tutkimus tuotti uutta tietoa alkupalkkojen määräytymisestä ja siitä, miten se eroaa pitemmän aikavälin palkanmuodostuksesta, jäi vielä moni kysymys ilman vastausta. Koska talouden suhdannevaihtelut heijastunevat selvemmin alkupalkkoihin kuin työllisten palkkoihin, olisi ollut kiinnostavaa analysoida myös 1990-lamasta toipumisen vaikutuksia. Tätä ei kuitenkaan kyetty tekemään, koska aineistojen tarkasteluperiodit päättyivät vuoteen 1992. Siksi tuoreemman aineiston avulla voitaisiin paitsi syventää jo tehtyjä tarkasteluja niin myös laajentaa ongelmanasettelua. Tällöin voitaisiin esimerkiksi tarkastella, miten uusien työsuhteiden alkupalkat ovat sopeutuneet suhdannevaihteluihin, sekä arvioida, onko alkupalkkojen sopeutuminen poikennut yleisestä palkkasopeutumisesta. Lisäksi vuoden 1991 devalvaatio ja sen jälkeinen kellutus ovat vaikuttaneet kotimarkkina- ja vientisektorin yritysten toimintaympäristöihin varsin erilaisilla. Siksi olisi kiinnostavaa tutkia myös sitä, miten palkkojen suhdannesopeutuminen on eriytynyt toimialoittain.

## Lähteet

- AMEMIYA, T. (1984): *Tobit models: A survey*. Journal of Econometrics, 24.
- ASPLUND, R. (1993): *Essays on human capital and earnings in Finland*. Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos, sarja A18.
- BECKER, G. S. (1964): *Human Capital — A theoretical and empirical analysis with special reference to education*. NBER, New York.
- BECKER, G. S. - CHISWICK, B. R. (1966): *Education and the Distribution of Earnings*. American Economic Review, Proceedings, Vol. 56.
- BEN-PORATH, Y. (1967): *The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings*. Journal of Political Economy, Vol. 75.
- BRUNILA, A. (1990): *Naisten ja miesten palkkaerot vuosina 1975 ja 1985*. Työväen Taloudellisen Tutkimuslaitoksen tutkimuksia, nro 30.
- CALMFORS, L. (1994): *Active Labour Market Policy and Unemployment — a Framework for the Analysis of Crucial Desing Policy*. Seminaaripaperi EEA-konferenssissa.
- CARD, D. (1994): *Earnings, schooling and ability revisited*. NBER Working Papers, no. 4832.
- ERIKSSON, T. (1992): *Mobility and Individual Earnings Growth*. Paperi esitetty EALE:n konferenssissa Warwickin Yliopistossa 3. - 6.9.1992.
- GRILICHES, Z. (1977): *Estimating the returns to schooling: Some econometric problems*. Econometrica, 45(1).
- HECKMAN, J. J. (1976): *The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models*. Annals of Economic and Social Measurement, 5.
- (1979): *Sample selection bias as a specification error*. Econometrica, 47.
- HOLM, P. - KYRRÄ, T. (1997): *Tulojen vaikutus työmarkkinasiirtymiin*. Tutkimus tullaan julkaisemaan Valtion taloudellisen tutkimuskeskuksen tutkimussarjassa vuoden 1997 aikana.
- INGBERG, M. (1987): *The effects of schooling and experience on earnings in Finland: Some preliminary results*. Pellervon Taloudellinen Tutkimuslaitos. Working Papers, 6.

- KETTUNEN, J. (1989): *Työttömyysturvan vaikutukset työn etsintään*. Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos, sarja C 49.
- (1990): *Työllistyminen, työvoiman liikkuvuus ja työttömien taloudellinen asema*. Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos, sarja B 67.
- Koulutusluokitus 31.12.1984* (1985). Tilastokeskuksen käsikirjoja, nro 1.
- LEE, L. F. (1983): *Generalized Econometric Models with Selectivity*. *Econometrica*, 51.
- LILJA, R. - VARTIA, Y. (1980): *Koulutusaika kotitalouksien tuloerojen selitystekijänä*. Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos, sarja B 25.
- LILJA, R. (1990): *Older Workers at The Crossroads — Early Retirement in Finland*. Työväen Taloudellisen Tutkimuslaitoksen tutkimusselosteita, nro 100.
- (1992): *Modelling Unemployment Duration in Finland*. Työväen Taloudellisen Tutkimuslaitoksen tutkimusselosteita, nro 112.
- MADDALA, G. S. (1983): *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge University Press.
- MINCER, J. (1958): *Investment in Human Capital and Personal Income Distribution*. *Journal of Political Economy*, Vol. 70.
- (1974): *Schooling, Experience and Earnings*. Columbia University Press for NBER, New York.
- NYGÅRD, F. (1989a): *Relative Income Differences in Finland 1971 - 1981*. Teoksessa HAGFORS, R. - VARTIA, P. (toim.): *Essays on Income Distribution, Economic Welfare and Personal Taxation*. Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos, sarja A 13.
- (1989b): *Lifetime Incomes in Finland — Desk Calculations based on Civil Servant Salaries 1985*. Teoksessa HAGFORS, R. - VARTIA, P. (toim.): *Essays on Income Distribution, Economic Welfare and Personal Taxation*. Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos, sarja A 13.
- Palkkatilasto 1991:21* (1992). Tilastokeskus.
- RANTALA, J. (1997): *Työttömien työllistyminen vuosina 1988, 1990 ja 1992*. Tutkimus tullaan julkaisemaan Valtion taloudellisen tutkimuskeskuksen tutkimussarjassa vuoden 1997 aikana.
- ROSEN, S. (1973): *Income generating functions and capital accumulation*. Harvard Institute of Economic Research. Discussion Papers, 306.

- SCHULTZ, T. (1961): *Investment in Human Capital*. American Economic Review, 51(1).
- SPENCE, M. (1973): *Job market signaling*. Quarterly Journal of Economics, 87(3).
- TOBIN, J. (1958): *Estimation of relationships for limited dependent variables*. Econometrica, 26.
- Toimialaluokitus (TOL) 1988* (1987). Tilastokeskuksen käsikirjoja, nro 2.
- Työvoimatilasto 1994* (1995). Tilastokeskus.
- TÖRNQVIST, L. - VARTIA, P. - VARTIA, Y. O. (1985): *How Should Relative Changes Be Measured?* American Statistical Association, Vol. 39, No. 1.
- UUSITALO, R. (1996): *Returns to Education in Finland*. Kansantaloustieteen laitoksen tutkimuksia, nro 71:1996. Helsingin Yliopisto.
- VAINIOMÄKI, J. - LAAKSONEN, S. (1992): *Inter-Industry wage differences in Finland, 1975 - 85. Evidence from longitudinal Census data*. Tampere Economic Working Papers, 3/1992. Taloustieteen laitos. Tampereen Yliopisto.
- VARTIA, Y. - KURJENOJA, J. (1992): *Palkkadiskriminaatio — Naisten ja miesten palkkaerot samasta työstä metalli- ja metsäteollisuuden suuryrityksissä v. 1990*. Kansantaloustieteen laitoksen tutkimuksia, nro 60:1992. Helsingin Yliopisto.
- WHITE, H. (1980): *A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and direct test for heteroscedasticity*. Econometrica, 48.
- WONNACOTT, R. J. - WONNACOTT, T. H. (1979): *Econometrics*. 2nd ed., John Wiley & Sons, New York.

**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: optionhinnoittelumallin 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 Ilpo - 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.
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.





## **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  
Hallitusneuvos, Valtiovarainministeriö

Päivi Valkama,  
Vanhempi budjettisihteeri, Valtiovarainministeriö

Reino Hjerppe,  
Ylijohtaja, Valtion taloudellinen tutkimuskeskus

Tuomo Mäki,  
Erikoistutkija, Valtion taloudellinen tutkimuskeskus

