

# ETLA

## ELINKEINOELÄMÄN TUTKIMUSLAITOS

THE RESEARCH INSTITUTE OF THE FINNISH ECONOMY  
Lönnrotinkatu 4 B 00120 Helsinki Finland Tel. 358-9-609 900  
Telefax 358-9-601 753 World Wide Web: <http://www.etla.fi/>

## Keskusteluaiheita – Discussion papers

No. 721

Rita Asplund

### **INHIMILLINEN PÄÄOMA JA PALKAT SUOMESSA: PALUU PERUSMALLIIN**

Suomennos: Antton Lounasheimo

Tämä tutkimus on osa EU-TSER -rahoitteista hanketta "Public funding and private returns to education" (PuRE), sopimus nro SOE2-CT98-2044. Tutkimus tullaan myös julkaisemaan Suomen osuutena tulevassa Edward Elgar Publishing Ltd:n kustantamassa PuRE -kirjassa "Education and Earnings in Europe: A Cross Country Analysis of the Returns to Education", jonka ovat toimittaneet Colm Harmon, Ian Walker ja Niels Westergård-Nielsen.

**ASPLUND, Rita, INHIMILLINEN PÄÄOMA JA PALKAT SUOMESSA: PALUU PERUSMALLIIN.** Helsinki: ETLA, Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos, The Research Institute of the Finnish Economy, 2000, 14 s. (Keskusteluaiheita, Discussion Papers, ISSN 0781-6847; No. 721).

**TIIVISTELMÄ:** Tutkimuksessa tarkastellaan koulutuksen yksilötason tuottoasteiden evoluutiota Suomessa, käyttäen hyväksi Mincerin ansioyhtälömenetelmää ja Tilastokeskuksen työvoimatutkimuksen poikkileikkausaineistoja. Lisäksi selvitetään koulutuksen tuottoasteiden herkkyyttä suhteessa ansioyhtälön spesifikaatioon ja käytettyyn estimointitekniikkaan. Tulokset osoittavat miespuolisten työntekijöiden keskimääräisen koulutusvuoden tuottoasteen pysyneen suurin piirtein muuttumattomana tutkitun 12 vuoden (1984-95) ajanjakson aikana. Naispuolisten työntekijöiden tuottoaste taas oli 1980-luvulla huomattavasti matalampi kuin miehillä, noustakseen 1990-luvun alkupuolella likimain samalle tasolle. Myös vertailtaessa eri koulutusasteiden tuottoja havaitaan miesten ja naisten ansaitsevan yhtä hyvin. Lisäksi koulutusasteiden pohjalta tarkasteltuna korkea-asteen koulutukseen investoitujen lisävuosien rajatuottavuus vaikuttaa ennemminkin olevan vakio kuin aleneva. Vihdoin huomataan kattavien henkilö- ja työkohtaisia ominaispiirteitä kuvaavien muuttujajoukkojen lisäämisen sukupuolittain eriteltyihin palkkayhtälöihin vaikuttavan estimoituihin koulutustuottoihin vain hyvin marginaalisesti.

**AVAINSANAT:** kokemus, sukupuoli, koulutuksen tuotto, sektori, valikoitumisharha

**ASPLUND, Rita, PRIVATE RETURNS TO EDUCATION IN FINLAND: BACK TO BASICS.** Helsinki: ETLA, Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos, The Research Institute of the Finnish Economy, 2000, 14 p. (Keskusteluaiheita, Discussion Papers, ISSN 0781-6847; No. 721).

**ABSTRACT:** This study explores the evolution of private returns to education in Finland by using a simple Mincer earnings equation framework and cross-sections of the Finnish Labour Force Survey compiled by Statistics Finland. Attempts are also made to examine the sensitivity of educational returns to the specification of the earnings equation as well as to the adopted estimation technique.

The results indicate that the average return to an additional year of schooling has remained roughly unchanged among male workers over the 12-year period investigated, that is 1984–95. Among female workers, it was significantly lower in the 1980s, but increased in the early 1990s to approximately the same level as for men. Men and women fared equally well also when comparing average returns to different levels of education. These level-of-education returns further suggest that the marginal return to additional years invested in higher education is rather constant than declining. The addition of a broad set of personal and job-related background characteristics to the gender-specific wage equations has a minor influence on the estimated returns to education. This study has also been published in English: see ETLA's Discussion Paper No. 720.

**KEY WORDS:** experience, gender, returns to education, sector, selection bias

## SISÄLLYS

1	JOHDANTO	1
2	HAVAINTOAINEISTO JA MALLISPESIFIKAATIO	1
3	KOULUTUSVUOSIEN TALOUDELLINEN HYÖTY	3
3.1	Perustulokset	3
3.2	Muiden selittävien muuttujien lisäys	5
3.3	Potentiaalinen ja todellinen työkokemus	6
3.4	Eroavatko koulutuksen tuottoasteet julkisella ja yksityisellä sektorilla?	7
4	SUORITETTUJEN TUTKINTOJEN PALKKAVAIKUTUKSET	8
5	KOULUTUKSEN BRUTTO- VS. NETTOTUOTTO	10
6	VALIKOITUMISHARHAN KOE	11
7	LOPUKSI	13
	KIRJALLISUUS	14
	Liitetaulukko1. Koulutusasteiden tuottotasot julkisella ja yksityisellä sektorilla, 1993	14

# 1 JOHDANTO

Tässä tutkimuksessa tarkastellaan koulutuksen yksilötason tuottoasteiden kehitystä Suomessa. Esiteltävät tutkimustulokset on saatu aikaan estimoimalla Mincerin palkkayhtälöitä Tilastokeskuksen työvoimatutkimuksen (Tt) poikkileikkausaineistojen pohjalta. Lisäksi selvitetään koulutuksen tuottoasteiden herkkyyttä suhteessa palkka-yhtälön spesifikaatioon ja käytettyyn estimointitekniikkaan.

Ensisijainen syy Tt:n aineistojen käyttämiseen yksilöiden palkkaerojen ja koulutuksen vuorovaikutuksen tarkasteluun on se, että Tt on ainoa koko Suomen työmarkkinoita koskeva keskimääräisten yksilötason tuntipalkkojen laskemisen mahdollistava tietokanta.<sup>1</sup> Lisäksi Tt:ta on hiljattain täydennetty palkkatiedoilla kahden lisävuoden (1984 ja 1995) osalta, jo aikaisemmin täydennettyjen neljän vuoden (1987, 1989, 1991 ja 1993) lisäksi. On kuitenkin selvää, että ajanjakso edelleenkin on liian lyhyt paljastaakseen koulutuksen tuottoasteiden pitkän aikavälin kehityssuunnat.<sup>2</sup>

Ansiotyössä olevat miehet ja naiset on analysoitu kummatkin erikseen, jättäen yrittäjät tutkimuksen ulkopuolelle. Miesten osalta on tutkittu vain kokopäivätyössä olevia, kun taas naisten osalta mukana ovat myös osa-aikatyöläiset. Tällä naisten ja miesten kategorioiden välisellä määrittelyerolla ei sellaisenaan ole merkitystä laskettuihin koulutuksen tuottoasteisiin Suomessa, sillä osa-aikatyöntekijöiden osuus työvoimasta oli vielä vuonna 1995 hyvin vähäinen. Kansainvälisen perspektiivin kannalta valitut otosrajaukset ovat kuitenkin hyödyllisiä parantaen tulosten vertailukelpoisuutta muiden maiden tulosten kanssa; osa-aikatyössä käyvien naisten osuushan vaihtelee huomattavasti eri Euroopan maiden välillä, miesten vastaavan osuuden ollessa edelleenkin pieni useimmissa maissa.<sup>3</sup>

Seuraavassa jaksossa esitellään käytetty aineisto ja estimoitavan ansioyhtälön spesifi muoto. Jaksossa 3 selostetaan ja analysoidaan estimoidut keskimääräiset inhimillisen pääoman tuottoasteet, pääpainon ollessa koulutusvuosien tuotoissa. Jaksossa 4 kiinnitetään huomiota koulutusvuosien sijasta saavutettuun koulutusasteeseen. Verotukseen liittyviä koulutusinvestointien brutto- ja nettotuottoja vertaillaan jaksossa 5. Jaksossa 6 tutkitaan mahdollisia naisten estimointituloksia vääristäviä havaintoaineiston valikoitumiseen ja käyttöön liittyviä tekijöitä. Yhteenveto loppupäätelmiseen on jaksossa 7.

## 2 HAVAINTOAINEISTO JA MALLISPESIFIKAATIO

Tt tarjoaa koko Suomen väestöä edustavan tutkimusaineiston. Otos on perinteisesti sisältänyt noin 9000 15-64 -vuotiasta henkilöä jaoteltuna eri tasoille iän, sukupuolen ja asuinalueen mukaan. Näiden yksilötason tietojen lisäksi myös aineiston sisältämä koulutus- ja an-

---

<sup>1</sup> Tt on myös ainoa tiedosto, joka mahdollistaa tuottolaskelmien vertailun käyttäen vuositasoisen ansioita tuntipalkkojen sijaan. Estimoidut tuotot ovat kaikkina vuosina huomattavasti korkeampia käytettäessä vuosiansioita selitettävänä muuttujana. Esimerkiksi vuonna 1993 tuntipalkkaan perustuva yhden lisäkoulutautumisvuoden sekä naisille että miehille tuoma tuottoaste oli 9 prosenttia, kun taas vuosiansioihin perustuva lisävuoden tuottoaste oli 11 prosenttia.

<sup>2</sup> Henkilöiden vuosiansioihin ja väestölaskennan tietoihin vuosilta 1970-90 perustuvien aikaisempien tutkimusten mukaan koulutuksen tuottoaste pieneni Suomessa koko 1970-luvun ajan, mutta pysyi pääosin muuttumattomana 1980-luvulla. Asplund (1999) sisältää laajan katsauksen aihepiiriin suomalaisiin tutkimuksiin.

<sup>3</sup> Katso esim. Asplund ja Persson (2000).

siotasoinformaatio pohjautuu rekisteriin. Loput tiedoista Tilastokeskus on kerännyt kyselykaavakkeilla ja haastatteluilla ja ne pohjautuvat siten henkilöiden omiin ilmoituksiin.

Estimoitava ansioyhtälö on identtinen Mincerin yksinkertaisen palkkamallin kanssa, jossa henkilöiden palkkatulojen logaritmeja selitetään koulutusvuosilla ja potentiaalisella työkokemuksella (ja sen neliöllä). Palkkatulolla tarkoitetaan tässä yhteydessä verotustiedoista saatavan verotettavan vuositulon ja itse ilmoitettujen työssäkäyntikuukausien, sekä normaalien työtuntimäärien avulla laskettua henkilön keskimääräistä bruttotuntipalkkaa. Vuosituloinformaatioon sisältyy peruspalkkojen ohella myös erityyppiset palkkiot ja lisät, kuten esimerkiksi lomarahat ja ylityökorvaukset. Myös luontaisetujen verotusarvo on mainittu erikseen, mutta niiden vuosituloihin lisäämisellä ei estimointitulosten kannalta ole erityisempää merkitystä.<sup>4</sup> Jäljempänä selostettavissa estimoinneissa esiintuleva ilmaisu 'bruttotuntipalkka' ei siten sisällä luontaisetuja.

Eri henkilöiden koulutustiedot pohjautuvat Tilastokeskuksen oppilaitosten ilmoitusten perusteella kokoamaan vuosittaiseen tutkintorekisteriin, josta käy ilmi yksilön korkein läpäisty koulutus. Jos henkilöllä on kaksi (tai useampia) yhtäkorkeaa oppiarvoa, näkyy rekisteristä vain tuorein tutkinto ilman viittauksia aikaisempiin samanarvoisiin tutkintoihin. Toinen puute on rekisterin rajoittuminen vain suoritettuihin tutkintoihin. Yliopisto-opiskelijankin oppiarvo määräytyy siis suoritettujen keskiasteen tutkinnon (yleisimmin yliopilastutkinto) mukaan siihen saakka, kunnes hän on suorittanut yliopistotutkinnon. Tämän on arvioitu kestävän keskimäärin noin kolme ja puoli vuotta 'kandidaattitasolle' ja viisi ja puoli vuotta 'maisteritasolle' saakka. Opintojen suoritusajoissa esiintyy kuitenkin tunnetusti huomattavaa vaihtelua riippuen koulutusajasta ja opiskelijan työssäkäyntiaktiiviteetista opintojen aikana.

Eri koulutustasoa on kaikkiaan seitsemän. Ensimmäinen taso on kaikille 7-16 -vuotiaille pakollinen yhdeksänvuotinen peruskoulu. Seuraavana on keskiaste, joka jaetaan yleiseen ja ammatilliseen koulutukseen. Yleistä ylioppilastutkintoon johtavaa koulutusta annetaan lukioissa (= 12 vuotta). Ammatillista koulutusta taas ammattikouluissa, ja se voi kestää joko alle kolme vuotta (= alempi taso, 10-11 v.), tai noin kolmisen vuotta (= ylempi taso, 12 v.). Korkea-asteen koulutukseksi luetaan tiettyjen opistojen, sekä yliopistojen ja korkeakoulujen antama opetus. Opistoissa suoritetaan lyhyehköjä ei-yliopistotasoisia opintoja (= 13-14 v., esim. yo-merkonomi). Alemmat (= 15 v.) ja ylemmät korkeakoulututkinnot (= n. 16 v.), sekä jatkotutkinnot (lisensiaatti ja tohtori, väh. 18 v.) suoritetaan yliopistoissa ja korkeakouluissa. Koulutustasoa voidaan tarkastella myös opintovuosina käyttäen Tilastokeskuksen konstruoimaa tutkinnot vuosiksi muuttavaa luokituskoodia. Tämän luokittelun mukaiset koulutusajat on yllä annettu sulkeissa. Eri henkilöiden tosiasialliset opiskeluajat eivät kuitenkaan ole tiedossa.

Työkokemusta on indikoitu laskemalla potentiaalisten työvuosien maksimaalinen määrä. Jokaisen yksilön työkokemus on siis laskettu vähentäen henkilön iästä suoritettujen oppivuosien määrä ja koulun aloittamisikä (7 vuotta). Miehillä on lisäksi vähennetty yksi ekstrapavuosi asevelvollisuuden suorittamisen takia. Edellä kuvattu työkokemuksen määrittely pohjautuu olettamukseen kokopäivätoimisesta opiskelusta ja siitä, että henkilö astuu työelämään välittömästi saatettuaan opintonsa päätökseen ja on siellä eläköitymiseensä saakka. Käytetty työkokemuksen mittaustapa voi luonnollisesti johtaa tosiasiallisen työkokemuksen yli- tai aliarvioimiseen. Pidemmälle ehtineiden yliopisto-opiskelijoiden yleinen tapa yhdistää opiskelu ja työssäkäynti johtanee faktisen työkokemuksen aliarviointiin, kun

<sup>4</sup> Suomea koskevia tutkimustuloksia luontaisetujen vaikutuksista esittävät esim. Asplund (1993) ja Granqvist (1998).

taas esimerkiksi työttömyydestä tai perhevelvoitteista johtuvat työuran katkokset aiheuttavat yksilön todellisen työkokemuksen yliarvioinnin. Kyseisiä ongelmia ja niiden vaikutuksia estimointituloksiin tarkastellaan yksityiskohtaisemmin seuraavassa jaksossa.

Palkkayhtälöt määritellään erikseen sekä mies- että naispuolisille työntekijöille. Kuten alussa mainittiin, tarkastelussa ovat mukana kaikki työssäkäyvät naiset, kun taas miesten osalta mukaan on kelpuutettu vain kokoaikatyössä olevat henkilöt. Naisten palkkamalliin on tästä johtuen lisätty dummy-muuttuja kuvaamaan osa-aika- ja kokopäivätyön erilaista palkkavaikutusta. Tt:n aineistosta ilmenee tekeekö tietty henkilö osa-aika vai kokopäivätyötä.<sup>5</sup>

### 3 KOULUTUSVUOSIEN TALOUDELLINEN HYÖTY

Tässä jaksossa tarkastellaan koulutusvuosien tuottoasteita estimoimalla tavallisia Mincerin palkkayhtälöitä erikseen sekä miehille että naisille, käyttäen Tt:n kuutta eri havaintovuotta poikkileikkausaineistoina. Lisäksi tutkitaan estimoitujen tuottoasteiden herkkyyttä lisäämällä yhtälöihin ylimääräisiä palkkatason kannalta relevantteja taustamuuttujia, korvaamalla potentiaalinen työkokemus tosiasiallisella työkokemuksella ja estimoimalla erilliset palkkamallit sekä julkisen että yksityisen sektorin työntekijöille. Nämä herkkyytestit on rajattu koskemaan ainoastaan vuotta 1993.<sup>6</sup>

#### 3.1 Perustulokset

Perusmuodossaan olevan palkkamallin estimoinnin tuottamat koulutus- ja työkokemusmuuttujien kertoimet ovat nähtävissä taulukossa 1. Verrattaessa vuosien 1984 ja 1995 estimaatteja huomataan kevyt nousujohteinen suuntaus naisten koulutustuotoissa, miesten tendenssin ollessa hienoisesti laskeva. Miesten keskimääräinen lisäkoulutusvuoden tuottoaste on kuitenkin – yksinkertaisen *t*-testin mukaan – pysynyt pääpiirteissään muuttumattomana suurimman osan tutkitusta ajanjaksosta ja on noin 9.4 prosenttiyksikköä.<sup>7</sup> Toisaalta, naispuolisten työntekijöiden keskimääräinen koulutusvuoden tuotto oli 1980-luvun korkeasuhdanteessa selkeästi matalampi kuin miehillä, mutta nousi osapuilleen samalle tasolle 1990-luvun alkupuolen syvän laman vuosina.<sup>8</sup>

Sukupuolten välinen ero koulutuksen keskimääräisen tuottoasteen kehityssuunnassa saattaa johtua naisten työmarkkinakentän miehiä perusteellisemmasta rakennemuutoksesta; työttömyyslukujen räjähdysmäinen kasvu vuodesta 1991 alkaen lisäsi ensin enemmän miesten työttömyyttä, mutta työttömyyskehitys levisi pikkuhiljaa myös naisvaltaisille aloille, aiheuttaen lopulta naisten työttömyyslukujen kasvuvauhdin nopeutumisen yli miesten tason. Täs-

<sup>5</sup> Yksityiskohtaista informaatiota Tt:sta ja tässä tutkimuksessa käytetyistä muuttujista sisältää esim. Asp-lund (1993).

<sup>6</sup> Syy siihen miksi herkkyytestit suoritetaan havaintovuoden 1993, eikä tuoreimman vuoden 1995 perusteella, on se, että vuoden 1995 aineiston tietosisältö eroaa merkittävältä osin aikaisemmista vuosista. Ennenkaikkea vuoden 1995 Tt ei mahdollista tuntipalkkojen laskemista yhtä yksityiskohtaisesti kuin aikaisempien vuosien aineisto. Lisäksi jotkin herkkyytestien kannalta avainasemassa olevat muuttujat puuttuvat vuoden 1995 havainnoista.

<sup>7</sup>  $(e^{0.09} - 1) * 100 \approx 9.4$

<sup>8</sup> Ero koulutusvuosien kertoimissa naisten ja miesten välillä ei ollut tilastollisesti merkitsevä vuosina 1991, 1993 ja 1995.

**Taulukko 1. Perusestimointitulokset****KOKOPÄIVÄTYÖSSÄ OLEVAT MIEHET, BRUTTOTUNTIPALKKA**

	1984	1987	1989	1991	1993	1995
KOULUTUS- VUODET	0.0950 (.0034)	0.0895 (.0038)	0.0895 (.0036)	0.0916 (.0035)	0.0856 (.0045)	0.0891 (.0051)
KOK, pot.	0.0294 (.0022)	0.0283 (.0025)	0.0247 (.0025)	0.0319 (.0027)	0.0381 (.0036)	0.0371 (.0040)
KOK <sup>2</sup> /100, pot.	-0.0458 (.0050)	-0.0450 (.0061)	-0.0354 (.0058)	-0.0507 (.0061)	-0.0594 (.0085)	-0.0568 (.0096)
R <sup>2</sup> korj.	0.3418	0.3024	0.2898	0.3384	0.3494	0.3090
Havaintoja	2274	1876	2089	1975	1175	1016

**KAIKKI NAISET, BRUTTOTUNTIPALKKA (sis. osa-aika dummy:n)**

	1984	1987	1989	1991	1993	1995
KOULUTUS- VUODET	0.0793 (.0036)	0.0784 (.0041)	0.0815 (.0038)	0.0914 (.0036)	0.0882 (.0046)	0.0950 (.0051)
KOK, pot.	0.0136 (.0024)	0.0135 (.0031)	0.0086 (.0025)	0.0167 (.0025)	0.0084 (.0038)	0.0259 (.0037)
KOK <sup>2</sup> /100, pot.	-0.0180 (.0050)	-0.0211 (.0063)	-0.0075 <sup>i</sup> (.0052)	-0.0228 (.0054)	-0.0037 <sup>i</sup> (.0078)	-0.0359 (.0076)
R <sup>2</sup> korj.	0.2209	0.2012	0.2071	0.2917	0.2578	0.2928
Havaintoja	2275	1966	2118	2113	1336	1164

Huom.: <sup>i</sup> tarkoittaa, että estimaatti ei ole tilastollisesti merkitsevä 5 prosentin virhepäätelmän todennäköisyydellä. Keskiarvot on merkitty estimaattien alapuolelle.

tä johtuen naisten työttömyystilanne olikin 1990-luvun puolivälissä miehiä pahempi. Kun tätä kehityskulkua tarkastellaan sitä taustaa vasten, että työttömyysriski on etupäässä kohdistunut matalan osaamis- ja palkkatason omaaviin työntekijöihin<sup>9</sup>, vaikuttaa ilmeiseltä, että havaittu naisten koulutusvuosien tuottoasteen kasvutrendi on pääosiltaan seurausta siitä, että suhteellisesti enemmän matalan palkka- ja koulutustason naisia on lamavuosien aikana jäänyt työttömiksi. Tätä hypoteesia tukevat havainnot naispuolisten työntekijöiden miehiä nopeammista tuntipalkkojen ja keskimääräisen koulutustason nousuista vuosien 1991 ja 1993 välillä. Syvällisempi lisätutkimus aiheesta olisi kuitenkin tarpeen.

Miesten työkokemuksen palkitseminen kasvoi huomattavasti 1990-luvun alkupuolella. Samanaikaisesti heidän työkokemus-palkka -profiilin kaltevuus jyrkkeni selvästi. Naispuolisten työntekijöiden työkokemuksella taas on ollut sinnikäs taipumus heijastua palkkoihin vain hyvin maltillisesti. Vuonna 1993 työkokemuksen naisille generoima palkkaefekti oli vain alle yksi neljäsosa miesten vastaavasta. Myös naisten työkokemus-palkka -profiili oli keskimäärin hyvin tasainen verrattuna miesten vastaavan kuvaajan yhä jyrkempään muotoon. Tämän kehityssuunnan katkeaminen vuonna 1995 johtuu mitä todennäköisimmin jo aikaisemmin mainituista Tt:n sisältöön kyseisenä vuonna tehdyistä muutoksista.

<sup>9</sup> Katso esim. Asplund ja Lilja (2000).

### 3.2 Muiden selittävien muuttujien lisäys

Yksilöiden väliset palkkavaihtelut heijastavat vain osittain henkilökohtaisia eroja inhimillisen pääoman määrässä; taulukosta 1 on nähtävissä, että koulutus ja työkokemus voivat enimmilläänkin selittää vain noin yhden kolmasosan havaitusta yksilöiden bruttotuntipalkkojen hajonnasta. Edelleen: estimoidut koulutuksen tuottoasteet saattavat ainakin osittain olla joidenkin ratkaisevien – yksinkertaisessa inhimillisen pääoman mallissa huomiotta jätettyjen – henkilökohtaisten tai työhön liittyvien ominaispiirteiden palkkavaikutusten muovaamia. Koulutusvuosilaskelmien herkkyys tiettyjen palkkatason kannalta relevanttien muuttujien lisäämiselle käy ilmi taulukosta 2.

**Taulukko 2. Koulutusvuoden tuottoestimaatin herkkyys muiden selittävien muuttujien lisäämiselle, 1993**

MIEHET	(PERUS-) PALKKA-MALLI	LISÄYKSET				
		Senioriteetti, senioriteetti <sup>2</sup>	Perhe-muuttujat <sup>(a)</sup>	Työhön liittyvät muuttujat <sup>(b)</sup>	2-numeroiset toimiala-dummyt	12 sosio-ekonomista dummya
KOULUTUS-VUODET	0.0849 (.0044)	0.0849 (.0044)	0.0785 (.0044)	0.0864 (.0045)	0.0899 (.0049)	0.0490 (.0062)
R <sup>2</sup> korj. Havaintoja	0.3565 1119	0.3721 1119	0.3945 1119	0.3674 1119	0.4105 1119	0.4406 1119
<b>NAISET</b>						
KOULUTUS-VUODET	0.0879 (.0046)	0.0870 (.0045)	0.0853 (.0046)	0.0902 (.0046)	0.0836 (.0050)	0.0564 (.0060)
R <sup>2</sup> korj. Havaintoja	0.2557 1305	0.2700 1305	0.2668 1305	0.2589 1305	0.2837 1305	0.3036 1305

Huom.: <sup>(a)</sup> Dummyt naimisissa oleville, 0-7 vuotiaille lapsille, 8-17 vuotiaille lapsille ja pääkaupunkiseudulla asuville. <sup>(b)</sup> Dummyt määräaikaiselle työsuhteelle, muulle kuin säännölliselle päivätyölle, normaalisti poikkeavalle palkkaustavalle, työttömyydelle viimeisten 12 kuukauden aikana ja järjestäytyneisyydelle. Keskvirheet ovat estimaattien alapuolella.

Nykyisen työsuhteen keston palkkavaikutusta kuvaavan senioriteettimuuttujan (ja sen neljän) mukaan ottaminen ei vaikuta koulutusvuosien tuottotasoihin kummankaan sukupuolen kohdalla. Jos mukaan vuorostaan luetaan joukko perhevelvollisuus- ja asuinpaikkakohtaisia eroja reflektioivia muuttujia, tuloksena on sekä naisten että miesten koulutusestimaattien hienoinen pieneneminen, mutta lasku ei kuitenkaan ole *t*-arvojen valossa tilastollisesti merkitsevää.<sup>10</sup> Palkkayhtälön laajentaminen henkilön työhön tai toimialaan liittyvillä muuttujilla ei myöskään tuota tilastollisesti merkitseviä muutoksia koulutusestimaatteihin.

<sup>10</sup> Koulutusvuosimuuttujan ja alueellisten muuttujien yhteisvaikutus ei myöskään tuonut esiin erityisempiä alueellisia eroja keskimääräisissä koulutustuotoissa.



Kuten myös muita maita koskevissa empiirisissä tutkimuksissa on havaittu, aikaansa henkilön sosioekonomista asemaa kuvaavien muuttujien mukaan ottaminen merkittävän laskun estimoidussa lisäkoulutusvuoden tuottoasteessa. Tulos olikin odotettavissa, sillä sosiaalis-taloudellinen luokittelu pohjautuu varsin suurilta osin saavutettuun koulutustasoon. Lisäksi tuoton aleneminen on sekä miesten että naisten osalta paljolti samaa suuruusluokkaa (noin 40 prosenttia), mikä viestii ylempänä havaitusta sukupuolten yhtäkorkeasta koulutuksen tuottotasosta vuonna 1993.

### 3.3 Potentiaalinen ja todellinen työkokemus

Kuten edellä mainittiin, voi yksilön potentiaalisen työkokemuksen eroaminen todellisesta (=oman ilmoituksen mukaisesta) työkokemuksesta johtua monista eri syistä. Tt:n avulla on mahdollista tehdä vertailu näiden kahden mittaustavan välillä, sillä tutkimuksessa kysytään henkilön todellisten työelämässä vietettyjen vuosien lukumäärää.<sup>11</sup> Miesten osalta nämä kaksi lukua poikkeavat odotetusti vain vähän toisistaan. Vuoden 1993 Tt:ssä ne ovat itse asiassa lähes identtiset (keskimäärin noin 19.5 vuotta). Naispuolisilla työntekijöillä on puolestaan keskimäärin kolmen vuoden ero mittaustapojen välillä. Vuonna 1993 naisten keskimääräisen potentiaalisen työkokemuksen pituus oli 21.6 vuotta, kun taas keskimääräinen tosiasiallinen työkokemus oli kyseisenä vuonna vain 18.6 vuotta. Potentiaalisen työkokemuksen korvaamisen todellisella työkokemuksella voisi siten olettaa aiheuttavan naisille miehiä suuremman suuremman muutoksen kokonaistyökokemuksen palkkavaikutukseen.

**Taulukko 3. Potentiaalinen ja todellinen työkokemus, 1993**

	KOKOAIKATYÖSSÄ KÄYVÄT MIEHET		KAIKKI NAISET (+ osa-aika -dummy)	
	MALLI 1	MALLI 2	MALLI 1	MALLI 2
KOULUTUSVUODET	0.0856 (.0045)	0.0846 (.0044)	0.0882 (.0046)	0.0869 (.0044)
KOK, pot.	0.0381 (.0037)		0.0084 (.0038)	
KOK <sup>2</sup> , pot./100	-0.0594 (.0085)		-0.0037 <sup>i</sup> (.0078)	
KOK, todellinen		0.0367 (.0038)		0.0117 (.0036)
KOK <sup>2</sup> , todellinen/100		-0.0563 (.0084)		-0.0093 <sup>i</sup> (.0082)
R <sup>2</sup> korj.	0.3494	0.3421	0.2578	0.2696
Havainnot	1175	1175	1336	1336

*Huom.:*<sup>1</sup> tarkoittaa, että estimaatti ei ole tilastollisesti merkitsevä 5 prosentin virhepäätelmän todennäköisyydellä. Keskvirheet ovat estimaattien alapuolella.

<sup>11</sup> Tätä informaatiota ei valitettavasti enää ole vuoden 1995 Tt:ssä.

Taulukosta 3 on nähtävissä, että eri työkokemusmuuttajat eroavat palkkavaikutukseltaan enemmän naisten kuin miesten kohdalla, mutta muutokset eivät kuitenkaan ole merkittäviä.<sup>12</sup> Naisten työkokemusestimaattien marginaalinen muutos on mitä todennäköisemmin selitettävissä yleisellä työkokemuksen vähäpätöisellä vaikutuksella naisten palkkoihin. Myös koulutusestimaatit pysyvät muuttumattomina.

### 3.4 Eroavatko koulutuksen tuottoasteet julkisella ja yksityisellä sektorilla?

Tulokset sekä sektoreittain että sukupuolittain eritellyistä peruspalkkayhtälön estimoinneista osoittavat selkeitä eroja mutta myös yhtäläisyyksiä inhimillisen pääoman palkitsemisessa (taulukko 4). Miesten osalta yhden koulutusvuoden keskimääräinen tuottoaste on huomattavasti korkeampi yksityisellä kuin julkisella sektorilla, kun taas naisten kohdalla tilanne on päinvastainen. Miesten estimoitu tuottoaste yksityisellä sektorilla on suurinpiirtein samaa luokkaa (yli 9 prosenttia) kuin naisten vastaava julkisella sektorilla. Julkisen sektorin työllistämällä miehillä taas kouluttautuminen tuottaa keskimäärin lähes saman verran kuin yksityisen sektorin naispuolisilla työntekijöillä (noin 8 prosenttia).

**Table 4. Yksityinen ja julkinen sektori, 1993**

	KOKOAIKATYÖSSÄ OLEVAT MIEHET		KAIKKI NAISET (+ osa-aika -dummy)	
	Yksityinen	Julkinen	Yksityinen	Julkinen
KOULUTUSVUODET	0.0921 (.0066)	0.0805 (.0057)	0.0772 (.0085)	0.0946 (.0057)
KOK, pot.	0.0367 (.0044)	0.0423 (.0061)	0.0047 <sup>i</sup> (.0056)	0.0114 (.0052)
KOK <sup>2</sup> , pot./100	-0.0527 (.0108)	-0.0723 (.0126)	0.0023 <sup>i</sup> (.0111)	-0.0100 <sup>i</sup> (.0105)
R <sup>2</sup> korj.	0.3223	0.4553	0.1314	0.3614
Havainnot	832	343	677	659

*Huom.:* <sup>i</sup> tarkoittaa, että estimaatti ei ole tilastollisesti merkitsevä 5 prosentin virhepäätelmän todennäköisyydellä. Keskvirheet ovat estimaattien alapuolella.

Toisin kuin koulutuksen kyseessä ollessa, sektorikohtainen jaottelu ei muuta yleistä kuviota työkokemuksen palkkavaikutuksista: Työkokemuksen kumuloituminen heijastuu voimakkaasti miesten palkkoihin sektorista riippumatta (potentiaalinen työkokemus). Naispuolisten työntekijöiden karttuva työkokemus taas vaikuttaa enimmilläänkin vain heikosti palkkoihin ja työkokemus-palkka -profiili on kummallakin sektorilla käytännössä tasainen.

<sup>12</sup> Iän ja todellisen työkokemuksen (molemmat eksponentiaalimuodossa) sisältävät spesifikaatiokokeilut eivät tuottaneet naisten ja miesten ikämuuttujille tilastollisesti merkitseviä kertoimia, mistä syystä nämä tulokset on tässä jätetty esittämättä.

## 4 SUORITETTujen TUTKINTOJEN PALKKAVAIKUTUKSET

Koulutuksen mittaaminen yhtenäisenä katkeamattomana sarjana vuosia sisältää implisiittisen oletuksen palkkojen ja koulutusvuosien suhteen lineaarisuudesta. Toisin sanoen, jokaisen lisävuoden oletetaan lisäävän palkkaa yhtä paljon riippumatta siitä millä tasolla opetusta on saatu. Jos oppivuosi dummyjä korvataan koulutusaste-dummyillä, on edellämmainitun oletuksen mielekkyys mahdollista testata. Kokeen tulokset vuoden 1993 osalta ovat taulukossa 5, korkeintaan peruskoulun suorittaneiden toimiessa vertailuryhmänä.

Taulukko 5. Koulutusasteiden tuotot, 1993

	KOKOAIKATYÖSSÄ KÄYVÄT MIEHET		KAIKKI NAISET (+ osa-aika -dummy)	
	Dummy- estimaatit	Vuosipohjainen estimaatti (ja vast. %)	Dummy- estimaatit	Vuosipohjainen estimaatti (ja vast. %)
PERUSKOULU	0		0	
ALEMPI KESKIASTE (10-11 vuotta)	0.0508 (.0223)	+1 v = 0.051 (5.2%) +2 v = 0.025 (2.6%)	0.0531 (.0222)	+1 v = 0.053 (5.4%) +2 v = 0.026 (2.7%)
YLEMPI KESKIASTE (12 vuotta)	0.2298 (.0277)	+3 v = 0.071 (8.0%)	0.1541 (.0262)	+3 v = 0.049 (5.3%)
ALIN KORKEA-ASTE (13-14 vuotta)	0.3437 (.0450)	+4 v = 0.077 (9.0%) +5 v = 0.061 (7.1%)	0.3847 (.0365)	+4 v = 0.085 (10.1%) +5 v = 0.067 (8.0%)
ALEMPI KANDIDAATIN ASTE (15 vuotta)	0.4088 (.0623)	+6 v = 0.059 (7.0%)	0.4753 (.0488)	+6 v = 0.067 (8.0%)
MAISTERI TAI YLEMPI (16 vuotta +)	0.6396 (.0362)	+7 v = 0.073 (9.6%) +8 v = 0.064 (8.3%) +9 v = 0.056 (7.4%)	0.6315 (.0387)	+7 v = 0.072 (9.4%) +8 v = 0.063 (8.2%) +9 v = 0.056 (7.3%)
KOK, pot.	0.0393 (.0037)		0.0106 (.0038)	
KOK <sup>2</sup> , pot./100	-0.0648 (.0085)		-0.0114 <sup>i</sup> (.0077)	
R <sup>2</sup> korj.	0.3682		0.2736	
Havaintoja	1175		1336	

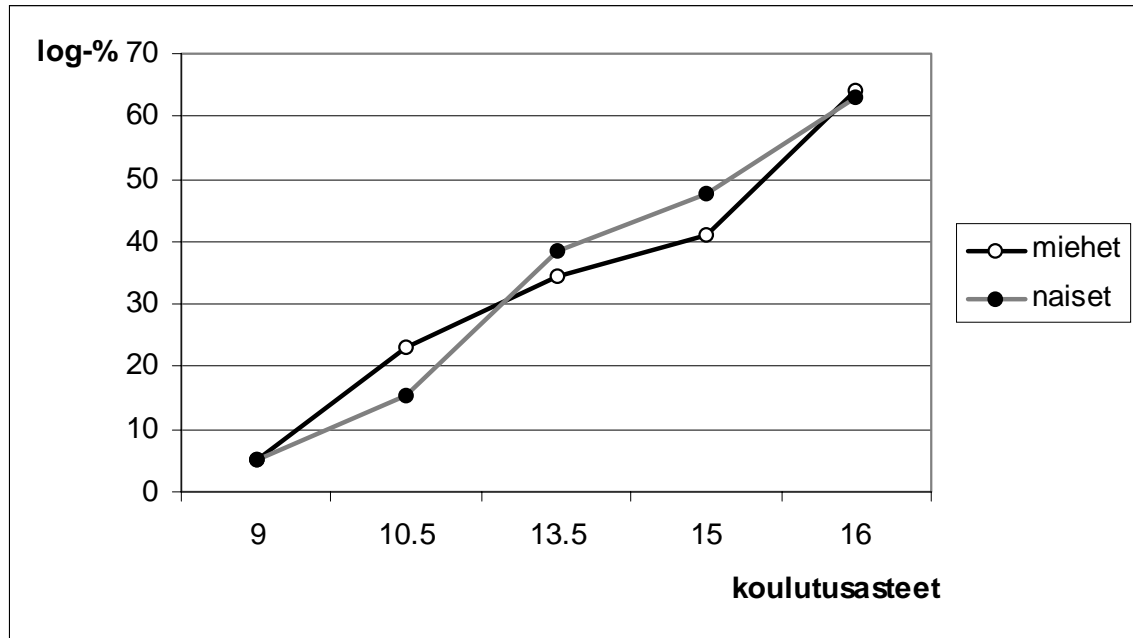
Huom.: <sup>i</sup> tarkoittaa, että estimaatti ei ole tilastollisesti merkitsevä 5 prosentin virhepäätelmän todennäköisyydellä. Keskiarvot ovat estimaattien alapuolella.

Tuloksista havaitaan odotetusti tuntipalkkojen kasvavan koulutustason myötä. Lisäksi kuvio toistuu sekä naisten että miesten osalta lähes samanlaisena, ylemmän keskiasteen ollessa ainoa taso, jolla naisten koulutus tuottaa oleellisesti vähemmän kuin miesten vastaava.<sup>13</sup>

<sup>13</sup> Todellisen työkokemuksen käyttö potentiaalisen sijaan ei juuri muuta koulutus-dummyjen kertoimia, työkokemusestimaattienkin ollessa miltei identtisiä taulukon 3 kertoimien kanssa. Tästä syystä tosiasiallisen työkokemusta käyttämällä saavutettuja estimointituloksia ei tässä yhteydessä analysoida sen tarkemmin.

Tarkasteltaessa estimaatteja käyrädiagrammin avulla nähdään palkkojen ja koulutuksen välisen riippuvuussuhteen olevan lähes lineaarinen (kuvio 1). Tästä voi vetää johtopäätöksen, että oppivuosien lukumäärään pohjautuva koulutuksen tuottoasteiden mittaustapa on siis varsin osuva metodi koulutustuottojen arviointiin Suomessa.

**Kuvio 1. Koulutusasteiden tuotot**



Toinen tapa verrata eri koulutusasteiden tuottojen suuruutta on laskea kyseisen tutkinnon suorittamiseen yleisesti kuluviin opiskeluvuosien määrä. Näin on tehty taulukon 5 sarakkeissa 2 ja 4. Numerot on laskettu sarakkeiden 1 ja 3 kertoimien avulla, vastaavien prosentiosuuksien ollessa sulkeissa. Tulokset vaihtelevat suuresti riippuen kullekin koulutusasteelle osoitettujen vuosien määrästä. Ei kuitenkaan ole havaittavissa mitään selkeää keskimääräisten vuosittaisen tuottotasojen vähenemistendenssiä korkeampien koulutusasteiden ollessa kyseessä – ei edes oletettaessa maisteritason tutkinnon suorittamiseen kuluva kuusi vuotta.

Koulutusasteiden tuotot eivät myöskään sanottavasti muutu, kun palkkayhtälöön lisätään sama joukko henkilökohtaisia ja työhön liittyviä taustamuuttujia kuin koulutusvuosiinkin pohjautuvissa estimoinneissa ylempänä; jälleen ainoa muuttuja joka aiheuttaa estimoitujen tuottojen merkittävän alenemisen on henkilön sosioekonominen asema.

Edellisessä jaksossa huomattiin julkisella sektorilla työskentelevien miesten koulutustuottojen olevan keskimäärin matalampia kuin yksityisen sektorin palveluksessa olevilla. Kun tämä vertailu toistetaan koulutusasteiden pohjalta, on yksityisen sektorin miesten palkkaetu havaittavissa kaikilla asteilla lukuunottamatta keskiasteen ammattikoulutusta (taulukko L1 liitteessä). Naisten hyvä tilanne julkisella sektorilla vaikuttaa olevan etupäässä selitettävissä alemman keskiasteen koulutuksen huomattavasti paremmalla palkitsemisella yksityiseen sektoriin verrattuna. Nämä tuottoerot ovat epäilemättä seurausta sektoreiden välisistä tuntuvista ammatillisista ja toimialakohtaisista rakenteellisista eroista, ja palkitsemis- ja senioriteettijärjestelmien erilaisuuksista.<sup>14</sup>

<sup>14</sup> Yksityiskohtaisempia tuloksia sisältää esim. Asplund (1998a).

## 5 KOULUTUKSEN BRUTTO- VS. NETTOTUOTTO

Tutkimuksessa on tähän saakka pitäyditty koulutuksen vaikutuksissa yksilöiden *bruttotuntipalkkoihin*. Erityisesti jyrkästi progressiivisen tuloveroasteikon maissa palkansaajia kuitenkin kiinnostanee enemmän koulutusinvestointien tuotto mitattuna *nettotuntipalkkoissa* (verot vähennettynä). Tt:een lisätyt verotustiedot sisältävät henkilön vuotuisen verottavan tulon lisäksi tiedot tosiasiallisista valtiolle, kunnalle ja kirkolle maksettujen verojen määrästä. Tt sisältää siis tietoa henkilön tuloveron kokonaismäärästä sen jälkeen, kun perhe- ja henkilökohtaiset verovähennykset on suoritettu. Henkilökohtaiset tulot verojen jälkeen voidaan näin ollen laskea vähentämällä maksettujen tuloverojen määrä vuotuisesta verotettavien tulojen määrästä.

Nettotulot saadaan suoraan lasketuksi tällä tavalla ainoastaan silloin, kun veroja on maksettu vain päätoimessa ansaituista tuloista. Tämä johtuu siitä, että käytettävissä oleva informaatio maksettujen tuloverojen määrästä muodostuu henkilön kaikkien veronalaisten tulojen pohjalta. Näin ollen myös esimerkiksi sivutoimesta saaduista palkoista maksetut verot ovat mukana tässä luvussa. Tämä ei kuitenkaan muodostunut kovin suureksi ongelmaksi vuoden 1993 Tt:ssä: Verotustietojen mukaan suurimmalla osalla otoksen työntekijöistä oli veronalaisia ansiotuloja vain yhdestä (pää-) työstä, ja jos muita verotettavia tuloja olikin, olivat ne enimmäkseen varsin vähäisiä päätyön tuloihin verrattuna. Tämän vuoksi ei

**Taulukko 6. Brutto- ja nettotuntipalkkojen vaikutukset, 1993**

	KOKOAIKATYÖSSÄ OLEVAT MIEHET		KAIKKI NAISET (+ osa-aika -dummy)	
	Bruttotunti- palkka	Nettotunti- palkka	Bruttotunti- palkka	Nettotunti- palkka
KOULUTUSVUODET	0.0853 (.0044)	0.0722 (.0042)	0.0887 (.0046)	0.0736 (.0044)
R <sup>2</sup>	0.3572	0.3032	0.2662	0.2166
Havaintoja	1158	1158	1316	1316
PERUSKOULU	0	0	0	0
ALEMPI KESKIASTE (10-11 vuotta)	0.0567 (.0222)	0.0214 <sup>i</sup> (.0216)	0.0561 (.0219)	0.0330 <sup>i</sup> (.0216)
YLEMPI KESKIASTE (12 vuotta)	0.2414 (.0269)	0.2213 (.0257)	0.1665 (.0258)	0.1449 (.0255)
ALIN KORKEA-ASTE (13-14 vuotta)	0.3413 (.0450)	0.3115 (.0441)	0.3753 (.0354)	0.3106 (.0332)
ALEMPI KANDIDAATIN AS- (15 vuotta)	0.4068 (.0623)	0.2811 (.0658)	0.4964 (.0458)	0.4127 (.0466)
MAISTERI TAI YLEMPI (16 vuotta +)	0.6374 (.0362)	0.5350 (.0331)	0.6308 (.0389)	0.5159 (.0366)
R <sup>2</sup> korj.	0.3758	0.3322	0.2807	0.2300
Havaintoja	1158	1158	1316	1316

*Huom.:*<sup>i</sup> tarkoittaa, että estimaatti ei ole tilastollisesti merkitsevä 5 prosentin virhepäättelyn todennäköisyydellä. Keskiarvot ovat estimaattien alapuolella.

ole yllättävää, että yritykset vähentää maksettujen tuloverojen määrää mahdollisten muiden – ei päätoimen – tulojen aiheuttamien verojen verran muuttivat estimointituloksia vain marginaalisesti.

Kun bruttopalkkojen sijasta tarkastellaan nettotuloja, putoaa naisten ja miesten keskimääräinen yhden lisäkoulutusvuoden tuottoaste likimain yhdeksästä seitsemään ja puoleen prosenttiin (taulukko 6). Keskiasteen koulutustuotot pysyvät jokseenkin muuttumattomina, kun taas korkeampien koulutusasteiden palkkapreemio – odotusten mukaisesti – selvästi laskee tuloverotuksen progressiivisuuden johdosta.<sup>15</sup>

## 6 VALIKOITUMISHARHAN KOE

Naisten työuralla on yleensä miehiä useammin katkoksia. Tästä johtuen tietyllä hetkellä työelämässä olevien naisten tarkastelu voi johtaa miehiä suurempiin otosten valikoitumisongelmiin. Jotta voitaisiin testata, sisältyykö naisten estimointituloksiin mahdollinen valikoitumisharha, estimoidaan naisten palkkayhtälö uudelleen työllisyyden ja ei-työllisyyden välistä valinnanmahdollisuutta ilmentävän probit -yhtälön kanssa. Koulutuksen, iän, siviilisäädyn, lasten ja asuinalueen oletetaan vaikuttavan naisten valikoitumisprosessiin. Valitut selittävät muuttajat ennustavat työtilanteen oikealla tavalla yli 73 prosentille otoksen naisista. Kahta eri estimointimenetelmää käytetään: Heckmanin 2SLS (two-stage least squares) -tekniikkaa ja FIML (full information maximum likelihood estimation) -metodia, joista jälkimmäisessä Heckman-estimaatteja käytetään lähtöarvoina.

Kuten taulukosta 7 käy ilmi, osoittavat tulokset huomionarvoista naispuolisten työntekijöiden estimointituloksiin vaikuttavaa valikoitumisharhaa. Tämä vinouma ei kuitenkaan mitenkään merkittävästi vaikuta estimointeihin koulutuksen tuottoasteisiin. Työkokemuksen estimaatit kasvavat sen sijaan huomattavasti ja lähenevät FIML -estimoinneissa miesten vastaavia.

Mahdollisen valikoitumisharhan huomiottajättämisellä ei siis ole vaikutusta tässä kontekstissa kiinnostavimpaan muuttajaan: eli koulutuksen tuottoon. Seuraavat kommentit otosten valikoitumisen analyysistä lienevät kuitenkin paikallaan: Heckmanin valikoitumisharhan korjausmenetelmä on viime vuosina ollut varsin ankaran kritiikin kohteena, johtuen valintayhtälön eksogeenisten muuttujien ja palkkayhtälön yleensä korkeasta keskinäisestä korrelaatiosta, joka tekee jopa FIML -estimaattorin hyvin epävakaaaksi. Itse asiassa kyseisiä kollineaarisuusongelmia esiintyykin Tt:n aineistossa.<sup>16</sup> Toisaalta, valikoitumisharhan aiheuttamalla ongelmalla on taipumus hävitä, kun palkkayhtälöön lisätään useampia selittäviä muuttujia.<sup>17</sup>

---

<sup>15</sup> Asplund (2000) tarjoaa seikkaperäisempiä tuloksia aiheesta.

<sup>16</sup> Katso Asplund (1998a).

<sup>17</sup> Tämä koskee erityisesti Suomea (katso Asplund, 1993).

**Taulukko 7. Naisten valikoitumisharhan korjaus, 1993**

	OLS	HECKMAN 2SLS	FIML- ESTIMAATIT
KOULUTUSVUODET	0.0883 (.0046)	0.0947 (.0048)	0.0961 (.0045)
KOK, pot.	0.0084 (.0038)	0.0285 (.0064)	0.0308 (.0039)
KOK <sup>2</sup> , pot./100	-0.0037 <sup>i</sup> (.0078)	-0.0476 (.0141)	-0.0526 (.0086)
LAMBDA		0.2194 (.0598)	
RHO (1,2)			0.6707 (.0541)
R <sup>2</sup> korj.	0.2578	0.2649	
Log-likelihood			-1677.05
PERUSKOULU	0	0	0
ALEMPI KESKIASTE (10-11 vuotta)	0.0532 (.0222)	0.0917 (.0271)	0.0732 (.0256)
YLEMPI KESKIASTE (12 vuotta)	0.1541 (.0262)	0.2013 (.0299)	0.1793 (.0269)
ALIN KORKEA-ASTE (13-14 vuotta)	0.3847 (.0365)	0.4307 (.0385)	0.4102 (.0361)
ALEMPI KANDIDAATIN ASTE (15 vuotta)	0.4754 (.0488)	0.5245 (.0472)	0.5008 (.0425)
MAISTERI TAI YLEMPI (16 vuotta +)	0.6315 (.0387)	0.7064 (.0434)	0.6814 (.0380)
LAMBDA		0.2534 (.0685)	
RHO (1,2)			0.6123 (.0668)
R <sup>2</sup> korj.	0.2736	0.2806	
Log-likelihood			-1663.65
Havaintoja	1336	1336	1336
Kaikki havainnot			2536

*Huom.:* <sup>i</sup> tarkoittaa, että estimaatti ei ole tilastollisesti merkitsevä 5 prosentin virhepäätelmän todennäköisyydellä. Keskiarvot ovat estimaattien alapuolella.

## 7 LOPUKSI

Miespuolisten työntekijöiden keskimääräinen lisäkoulutusvuoden tuottoaste on tutkitun 12 vuoden ajanjakson aikana pysynyt suurin piirtein muuttumattomana. Naisilla, sitävastoin, se oli 1980-luvulla huomattavasti matalampi, noustakseen sitten 1990-luvun alkupuolella likimain samalle tasolle kuin miehillä. Vuonna 1993 naiset ja miehet ansaitsivat yhtä hyvin myös verrattaessa eri koulutusasteiden keskimääräisiä tuottoja. Koulutusasteiden tuottoasteojen pohjalta tarkasteltuna korkeampaan koulutukseen investoitujen lisävuosien rajatuottavuus on enemmän vakio kuin aleneva. Tätä lopputulosta eivät myöskään muuta yritykset eliminoida mahdollinen naispuolisten työntekijöiden estimointituloksia vääristävä valikoitumisharha.

Laajahkon henkilökohtaisten ja työhön liittyvien taustamuuttujien joukon lisääminen sukupuolikohtaisiin palkkayhtälöihin tuottaa ainoastaan vähäpätöisen vaikutuksen estimoituihin koulutustuottoihin. Ainoa poikkeus muuttujien joukossa on henkilön sosioekonominen asema, joka valtaa tuntuvan osan estimoiduista koulutusinvestointien palkkavaikutuksista. Tämä vuorovaikutus henkilön koulutuksen ja sosiaalis-taloudellisen aseman välillä vain vahvistuu koulutuksen keston pidetessä.

Julkisen ja yksityisen sektorin vertailu paljastaa, että miesten koulutuksesta saama rahallinen hyöty on yksityisellä sektorilla keskimäärin suurempi kuin julkisella sektorilla. Naisten osalta tilanne on päinvastainen. Koulutusasteiden sektorikohtaisia tuottoja vertailtaessa julkisen sektorin miehet pärjäävät heikommin periaatteessa kaikilla asteilla. Naisten edullisempi asema julkisella sektorilla näyttäisi etupäässä johtuvan yksityiseen sektoriin verrattuna merkittävästi paremmasta alemman keskiasteen koulutusten palkitsemistasosta.

Tulokset osoittavat edelleen, että miesten työelämässä hankkiman kokemuksen palkitseminen on tuntuvasti kasvanut. Naisten työkokemus on sen sijaan poikkeuksetta ollut heikosti palkittua suomalaisilla työmarkkinoilla. Tämä havainto selittää myös sen, miksi korvattaessa otoksen työntekijöiden potentiaalinen työkokemus todellisella työkokemuksella, myös naisten estimaatit pysyivät – vastoin odotuksia – lähes muuttumattomina.

Valitettavasti Tt:n avulla ei ole mahdollista tutkia muita yksityisiin koulutustuottoihin liittyviä tärkeitä näkökohtia, kuten esimerkiksi myötäsyttyisen lahjakkuuden tai perhetaustan vaikutuksia. Tt:n aineisto osoittautui myös liian suppeaksi mahdollistaakseen inhimillisen pääoman teorian ja ns. suodatinteorian kunnollisen keskinäisen vertailun. Nämä puutteet eivät tosin koske ainoastaan Tt:ta, vaan sama pätee myös muihin helposti saatavilla oleviin yksilötason aineistoihin. Tämä on yksinkertaisesti selitys myös sille miksi näkökulma yksityisiin koulutuksen tuottoasteisiin Suomessa on vielä toistaiseksi ollut verrattain kapealainen.



## KIRJALLISUUS

- Asplund, R. (1993), *Essays on Human Capital and Earnings in Finland*, Helsinki, Elinkeinoelämän tutkimuslaitos ETLA, sarja A 18.
- Asplund, R. (1998a), "Private- vs. Public-Sector Returns to Human Capital in Finland", *Journal of Human Resource Accounting* 3 (1), 11-44.
- Asplund, R. (1998b), "Are Computer Skills Rewarded in the Labour Market? – Evidence for Finland", Bergen, *SNF Yearbook 1998*.
- Asplund, R. (1999), "Earnings and Human Capital: Evidence for Finland", teoksessa Asplund, R. ja P.T. Pereira (toim.), *Returns to Human Capital in Europe. A Literature Review*, Helsinki, Elinkeinoelämän tutkimuslaitos ETLA, sarja B 156.
- Asplund, R. (2000), *Gross and Net Returns to Education in Finland*, Helsinki, Elinkeinoelämän tutkimuslaitos ETLA. (tulossa)
- Asplund, R. ja R. Lilja (2000), "Has the Finnish Labour Market Bumped the Least Educated?", teoksessa Borghans, L. ja A. de Grip (toim.), *The Overeducated Worker? The Economics of Skill Utilization*, Cheltenham, Edward Elgar Publishing Ltd.
- Asplund, R. and I. Persson (2000), "Low Pay – A Special Affliction of Women", teoksessa Gregory, M., W. Salverda ja S. Bazen (toim.), *Labour Market Inequalities: Problems and Policies in International Perspective*, Oxford, Oxford University Press. (tulossa)
- Granqvist, L. (1998), *A Study of Fringe Benefits. Analysis based on Finnish Micro Data*, Stockholm, Swedish Institute for Social Research – Dissertation series 33.

### Liitetaulukko 1. Koulutusasteiden tuottotasot julkisella ja yksityisellä sektorilla, 1993

	KOKOAIKATYÖSSÄ OLEVAT MIEHET		KAIKKI NAISET (+ osa-aika -dummy)	
	Yksityinen sektori	Julkinen sektori	Yksityinen sektori	Julkinen sektori
PERUSKOULU	0	0	0	0
ALEMPI KESKIASTE (10-11 vuotta)	0.0451 <sup>i</sup> (.0276)	0.0647 <sup>i</sup> (.0356)	0.0110 <sup>i</sup> (.0299)	0.1026 (.0325)
YLEMPI KESKIASTE (12 vuotta)	0.2475 (.0353)	0.1921 (.0393)	0.1417 (.0371)	0.1688 (.0346)
ALIN KORKEA-ASTE (13-14 vuotta)	0.3554 (.0545)	0.3049 (.0705)	0.3751 (.0748)	0.4151 (.0435)
ALEMPI KANDIDAATIN ASTE (15 vuotta)	0.4713 (.0955)	0.3607 (.0743)	0.4857 (.0816)	0.5039 (.0594)
MAISTERI TAI YLEMPI (16 vuotta +)	0.6789 (.0557)	0.6191 (.0447)	0.6583 (.0741)	0.6451 (.0469)
R <sup>2</sup> korj.	0.3438	0.4668	0.166	0.3604
Havainnot	832	343	677	659

Huom.: <sup>i</sup> tarkoittaa, että estimaatti ei ole tilastollisesti merkitsevä 5 prosentin virhepäättelyn todennäköisyydellä. Keskiarvot ovat estimaattien alapuolella.

