

Alho, Kari E. O.; Nikula, Nuutti

Working Paper

Asevelvollisuus ja työmarkkinat: Varusmiespalveluksen vaikutus koulutukseen, työllisyyteen ja palkkaan

ETLA Discussion Papers, No. 1269

Provided in Cooperation with:

The Research Institute of the Finnish Economy (ETLA), Helsinki

Suggested Citation: Alho, Kari E. O.; Nikula, Nuutti (2012) : Asevelvollisuus ja työmarkkinat: Varusmiespalveluksen vaikutus koulutukseen, työllisyyteen ja palkkaan, ETLA Discussion Papers, No. 1269, The Research Institute of the Finnish Economy (ETLA), Helsinki

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/87755>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Asevelvollisuus ja työmarkkinat:

Varusmiespalveluksen vaikutus koulutukseen,
työllisyyteen ja palkkaan

Kari E.O. Alho* – Nuutti Nikula**

* ETLA – Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos, kari.alho@etla.fi

** ETLA – Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos, nuutti.nikula@etla.fi

Kiitämme Suomen Kulttuurirahastoa saamastamme tuesta tähän tutkimukseen sekä komentajakapteeni Jyrki Kivelää ja suunnittelija Jussi Klemettiä Pääesikunnasta sekä aktuaari Heli Turusta Tilastokeskuksesta yhteistyöstä aineiston kokoomisessa. Edelleen kiitämme Ville Kaitilaa, Antti Kauhasta ja Rolf Maurya ETLAsta sekä Roope Uusitaloa HECERistä ja Ossi Korkeamäkeä VATTista saamistamme virikkeistä ja kommentaista. Vastuu analyysistä ja tulosten tulkinnasta on kuitenkin yksin tekijöiden.

ISSN 0781-6847

Sisällysluettelo

	Tiivistelmä	2
1	Johdanto, kysymyksenasettelu ja tavoitteet	3
2	Tutkimusalueen aiemmasta tutkimuksesta	4
3	Tutkimuksen aineisto	7
4	Kvantitatiivisen analyysin suorittaminen	10
5	Alustavat tulokset	13
	5.1 Koulutuksen ajoittuminen	13
	5.2 Työllistyminen	15
	5.3 Vaikutukset palkkaan	16
6	Sotilaskoulutukseen valikoitumisen huomioonottaminen	18
	6.1 Instrumenttimuuttujaestimointi	18
	6.2 Matching-menetelmällä arvioidut vaikutukset johtajakoulutuksesta	21
7	Johtopäätöksiä	23
	Lähteet	24

Tiivistelmä

Tutkimuksessa tarkastellaan varusmiespalveluksen vaikutusta tulevaan työmarkkina-asemaan Suomessa. Tätä mitataan kolmella tavalla: armeijanjälkeisen koulutuksen hankkimisen nopeudella ja tasolla, työllistymisellä ja palkalla. Tätä varten vuoden 1998 varusmiesikäluokkaa koskevat Puolustusvoimien tiedot asepalveluksen suorittamisesta yhdistettiin Tilastokeskuksen työssäkäyntitilastoon, jonka perusteella työmarkkina-asema kuvataan. Tulosten mukaan varusmiespalveluksella on merkittävä tilastollinen yhteys henkilön tulevaan työmarkkina-asemaan. Erityisen merkittävä tekijä on varusmiespalveluksesta annetulla arvioinnilla, jolla on kauttaaltaan myönteinen yhteys työmarkkina-asemaan. Varusmiespalveluksen pitenemisen vaikutusten arvioinnissa on otettava huomioon kyvykkäimpien henkilöiden valikoituminen johtajakoulutukseen. Arvioimme työmarkkinavaikutuksia sekä instrumenttimuuttujamenetelmällä että rinnastamisella (matching). Edellisellä menetelmällä pidemmän varusmieskoulutuksen vaikutus ei ole tilastollisesti merkitsevä palkkaan, mutta jälkimmäisellä menetelmällä arvio reserviupseerikoulutuksen palkkavaikutuksesta vajaan 10 vuoden tähtäyksellä on noin 20 %. Varusmiespalveluksen pituudella ei ole vaikutusta koulutuksen hankinnan pitkittymiseen eikä se vähennä työllistymistä.

Asiasanat: Varusmiespalvelus, työmarkkinat, valikoituminen, koulutus, työllisyys, palkka

JEL: J31, C21, C26

Abstract

We study the effects of compulsory military service in Finland on the conscripts' future labour market behaviour. This is measured in three ways: first, the time it takes to complete civil education and the level of education acquired; second, how the conscripts will find employment; and third, their wage level. In order to do this, the Finnish armed forces' information on the conscripts who performed their military service in 1998 is combined with the labour market data of Statistics Finland. According to the results, there is a statistically significant connection between military service and future labour market position. Especially, the grade given to conscripts upon completing their service has a very clear positive connection to the future labour market position. In this kind of evaluation it is vital to control for the selection bias emerging from the fact that the most able persons are selected by the military to get more advanced levels of military training. Thus we evaluate the effects both by means of instrumental variables and matching. The former method shows that a longer military training does not have a statistically significant effect on the future wage level, while the latter gives the result that platoon leader training will lead to a 20 per cent higher wage level within 10 years after the military service. We further find that longer military service does not prolong the attainment of civil education and does not cause a reduction in employment within this time span.

Key words: Military service, labour market, selection, education, employment, wage rate

JEL: J31, C21, C26

1 Johdanto, kysymyksenasettelu ja tavoitteet

Suomen puolustus- ja turvallisuuspolitiikka on perustunut keskeisesti yleiseen asevelvollisuuteen ja sen tuottamaan laajaan reserviin. Viime aikoina on kuitenkin julkisuudessa esitetty pohdintoja asevelvollisuuden aseman uudelleen arvioimiseksi. Perusteellisen arvioinnin tilanteesta on tehnyt Risto Siilasmaan johtama asevelvollisuustyöryhmä vuonna 2010. Se tilasi VATTista Juha Honkatukialta arvioita asevelvollisuuden eri vaihtoehtojen kansantaloudellisista vaikutuksista, ks. ao. raportin luku 5.3 ja liite 6 sekä Honkatukia (2010a ja b). Näissä arvioinneissa keskityttiin kokonaistaloudelliseen tarkasteluun ja asevelvollisuuden eri vaihtoehtojen kansantaloudelliseen kartoittamiseen tekemällä tyyliteltyjä arvioita niiden yhteydestä mm. työpanokseen ja työllisyyteen. Se, mikä on yleisen asevelvollisuuden vaikutus varusmiesten tulevaan työmarkkina-asemaan, jäi sivuun.¹

Yleisellä asevelvollisuudella on selvä sotilaallinen merkitys. Taloudellisissa analyyseissä tämä taas jää tyypillisesti sivuun. Molempien yhdistäminen on tarpeen pääteltäessä yleisen asevelvollisuuden yhteiskunnallisia vaikutuksia. Yleinen asevelvollisuus tuottaa Suomessa laajan reservin. Keskustelussa yleisestä asevelvollisuudesta ja sen korvaamisesta palkka-armeijalla on tuotu esiin erilaisia näkökulmia siitä, tähdätäänkö suppeaan ammattiarmeijaan ilman juuri minkäänlaista reserviä vai yhtä laajaan reserviin kuin nykyisin katsotaan tarvittavan uskottavan puolustuskyvyn aikaansaamiseksi. Vain jälkimmäistä muistuttava ratkaisu on relevantti vertailukohde nykyiselle järjestelmälle, koska edellinen sisältää puolustuksen kannalta epätydyttäviä vaikutuksia. Suppeankin reservin kokoaminen ja ylläpitäminen muulla keinoin kuin nykyisin eli palkka-armeijalla vaatii huomattavia taloudellisia resursseja ja verovaroja, joita Honkatukia (2010a ja b) kartoitti.

Yleisen asevelvollisuuden kustannuksista osa näkyy suoraan puolustusmenoissa valtion budjetissa, osa heijastuu kansantalouteen muuta kautta. Osa vaikutuksista on puolestaan kansantaloudellisia ns. ulkoisvaikutuksia ja osa tavallisin taloudellisin mittarein havaitsemattomia. Osa vaikutuksista on havaittavissa asevelvollisten yksilötasolla, ja ne koskettavat sitä kautta koko kansantaloutta ja yhteiskuntaa.

Yksi näkökulma, johon keskustelussa ei ole viitattu, on se, minkälaisia yksilötasolla koettavia vaikutuksia varusmiespalveluksella on. Tämä tutkimus pyrkiikin siksi vastaamaan kysymyksen siitä, mitkä ovat yleisen asevelvollisuuden yhteiskunnalliset ja taloudelliset vaikutukset, kun niitä tarkastellaan yksilöiden tasolla. Toistaiseksi keskustelu on tältä osin vailta tutkimuksellista pohjaa, mitä aukkoa täyttämään tämä tutkimus tähtää. Puolustusministeriön raportissa (2007) on esillä tilastollisia kokonaistarkasteluja varusmiespalveluksen yhteydestä työmarkkina-asemaan.

Yksilötasolla asevelvollisuudesta voi olla vaikutuksia esimerkiksi tulevaan koulutusuraan, sen ajoittumiseen, työllistymiseen ja palkkakehitykseen. Näitä pyrimme analysoimaan tilastollisesti. Tämän lisäksi asevelvollisuuteen pohjautuvalla armeijalla on sosiaalisia vaikutuksia, kuten ikäluokan kasvatuksellisia ja yhteiskunnan eheyttä edistäviä (integriteetin, yhteishengen,

¹ Myös puolustusmenojen kansainvälisessä vertailussa tulisi ottaa huomioon se, että asevelvollisarmeijalla on erilainen laajuus eri maissa. Armeijan käymisellä on tietty vaihtoehtokustannus, koska kansantalouden resurssit ovat (siviili)tuotannossa pienemmät kuin muuten. Tällainen kansantaloudellinen kustannusarvio puolustusmenoista tehtiin tutkimuksessa Alho, Kaitila ja Kotilainen (2003). Tällaiset laskelmat on syytä liittää maan puolustusratkaisun kokonaisuuteen, jossa arvioidaan mm. tarvittavan reservin laajuus.

sosiaalisuuden edistäminen, syrjäytymisen ehkäiseminen) vaikutuksia, jotka heijastuvat yleisemmin myös kansantaloudessa. Varusmiespalveluksen suorittamisella voi olla vaikutuksia yksilön työuraan niin, että palveluksessa olo lykkää opintoja tai sitten sen aikana opitut asiat ja asevelvollisuuden suorittamisesta saadut taidot parantavat yksilön toimintaa myös tulevaisuudessa työpaikoissa. Suomessa ei ole toistaiseksi juurikaan tehty tällaista tutkimusta, mutta muissa maissa niitä on sen sijaan tehty, ks. alla kohta 2. Julkisen keskustelun kannalta on selvä tarve tällaiseen tutkimukseen, koska keskustelu yleisen asevelvollisuuden asemasta tulee mitä ilmeisimmin edelleen vilkastumaan jatkossa.

Tulostemme mukaan armeijan käymisellä ja tulevalla työmarkkina-asetelmalla on tiivis tilastollinen yhteys keskenään. Erityisen voimakas positiivinen yhteys näyttää vallitsevan työmarkkinoiden ja varusmiespalveluksesta annetun arvosanan välillä. Sitä, onko kyseessä aidosti varusmiespalveluksesta saatujen taitojen hyödyntäminen ja palkitseminen vai indikaatio kyvykkyydestä, pohditaan erikseen. Lisäksi pyrimme selvittämään valikoitumista varusmiespalveluksen aikana saatuun johtajakoulutukseen, koska luontaisesti kyvykkäämmät yksilöt valikoituvat pitempään palvelukseen. Tämä huomioon ottavalla instrumenttimuuttajaestimoinnilla saadun tuloksen mukaan varusmiespalveluksen pituudella on edelleen positiivinen vaikutus palkkaan, mutta tämä vaikutus ei ole tilastollisesti merkitsevä. Sen sijaan rinnastamisella (matching) saadun tuloksen mukaan reserviupseerikoulutus nostaa tulevaa palkkaa noin 20 %, mikä on tilastollisesti merkitsevä tulos. Aliupseerikoulutus nostaa palkkaa vähemmän, noin 4 %, ja tuloksen tilastollinen merkitsevyys on pienempi. Voi tietysti olla mahdollista, että pitemmän varusmiespalveluksen käyneet henkilöt eroavat jonkin tässä tutkimuksessa havaitsemattoman tekijän vuoksi systemaattisesti lyhyemmän palveluksen käyneistä, joka selittää näitä eroja. Yksi tällainen tekijä voivat olla luontaiset erot ahkeruudessa. Toisaalta kontrolloimme varusmiespalveluksesta saadulla arvosanalla vaikutusarviointeja, minkä voidaan katsoa heijastavan myös näitä puuttuvia tekijöitä. Lisäksi kontrolloimme erilaisen siviilikoulutuksen pituutta riippuvuuksien estimoinnissa. Varusmiespalvelus ei myöskään näyttäisi pidentävän koulutuksen hankintaa eikä vähennä työllistymistä tilastollisesti merkitsevästi, mikä on tärkeä havainto, sillä onhan tämä lykkäys yksi argumentti asevelvollisuutta koskevassa keskustelussa.

2 Tutkimusalueen aiemmasta tutkimuksesta

Yksi puolustuksen talouden tutkimussuunta nostaa esille sen, että asevelvollisuudella on opintoja ja inhimillisen pääoman muodostumista mahdollisesti lykkäävä vaikutus. Tästä aiheutuu kustannus kansantaloudessa. Tähän liittyen on kiinnitetty huomiota siihen, että kun varusmiehille maksetaan markkinapalkkaa alhaisempaa päivärahaa, asevelvollisuusarmeija kustannetaan pitkälti yhdelle miespuoliselle ikäluokalle kerrallaan kohdistetulla verolla sen sijaan, että se kohdennettaisiin kuten muu verotus koko väestölle. Näissä tutkimuksissa on sovellettu dynaamisia tasapainomalleja, jotka kuvaavat yksilön valintoja yli ajan koulutuksen osalta. Tällaisia tutkimuksia ovat Lau, Poutvaara ja Wagener (2005) ja Poutvaara ja Wagener (2007).² Myös koulutus ja sen ajoittuminen on yksi keskeinen tutkimuskohde nyt esillä olevassa hankkeessa.

² Ks. myös yhteenvetävä artikkeli Poutvaara ja Wagener (2011).

Kansantalouden tasolla tehdyissä kasvututkimuksissa on pyritty selvittämään empiirisesti käyttäen pitkiä aikasarjoja, mitä vaikutuksia muiden talouden kasvua selittävien tekijöiden ohella puolustusmenoilla tai asevelvollisuuden laajuudella on talouden pitkän ajan kasvuun. Tällaisia pitkän ajan regressioita ovat laatineet mm. Keller, Poutvaara ja Wagener (2006). Keller, Poutvaara ja Wagener (2009) päättelivät puolestaan, että asevelvollisuus haittaa merkittävästi korkeakoulutuksen hankintaa.

Angrist (1998) on tarkastellut usein viitatussa tutkimuksessaan USA:n osalta Vietnamin sotaan osallistuneiden veteraanien palkkavaikutuksia ja päätynyt valikoivuuden huomioonottamisen jälkeen siihen, että vaikutus on negatiivinen.

Asevelvollisuusarmeijaa on tutkittu taloudellisten vaikutusten osalta pääasiassa seuraavilta näkökulmilta ja seuraavin menetelmin. Ensinnäkin on tilastollisesti ekonometrisin menetelmin tutkittu sitä, mikä vaikutus varusmiespalveluksen suorittamisella on kyseisten henkilöiden myöhempään palkkakehitykseen ja muuhun työmarkkinatilanteeseen. Suomen osalta tätä koskevaa tutkimusta on tehty aiemmin tutkimuksessa Elovainio, Metsäranta ja Kivimäki (2002). Siinä tarkasteltiin vuosina 1955, 1960 ja 1965 syntyneiden miesten tilannetta työelämässä vuonna 1999. Tutkimuksessa tarkasteltiin palkkatasoa, tosin vain ammattinimikkeen mukaista keskipalkkaa käyttäen, ei siis yksilöpalkkaa. Edelleen tarkasteltiin ammattiasemaa (kuuluu ylimpään toimihenkilöluokkaan) ja eläköitymistä. Tulosten mukaan menestyminen työelämässä on voimakkaassa yhteydessä armeijan aikaiseen koulutukseen siten, että mitä pitempi tämä on ja mitä enemmän siinä on johtamiskoulutusta, sitä parempi menestyminen työmarkkinoilla on. Tosin tutkijat epäilivät, että tämä on enemmän seurausta valikoitumisesta, eli siitä että armeija kykenee valitsemaan kyvykkäimmät yksilöt pitempään ja korkeampaan koulutukseen, kuin siitä, että suhteellisen lyhyt varusmieskoulutus sinänsä lisäisi henkilöiden kyvykkyyttä. Tähän kysymykseen paneudutaan tuonnempana. Näitä tuloksia ja muita kyselytutkimuksia on raportoinut Simola (2007), johon tukeudutaan jossain määrin tulosten esittelyn ja niiden perustelun yhteydessä. Uusitalo (1999) käytti armeijassa mitattua P-testiä yleisen kyvykkyyden mittarina. Sillä olikin tilastollisesti merkitsevä positiivinen vaikutus henkilön palkkakehitykseen, joten tältä osin voidaan päätellä armeijan testin olevan relevantti. Tutkimus ei kuitenkaan vastannut siihen, mikä on armeijan käymisen merkitys siviilielämän työmarkkinoille. Tämä on keskeinen kysymys nyt esillä olevassa tutkimushankkeessa.

Suomen osalta Uusitalo ja Korkeamäki (2011) ovat tutkineet sitä, mitä vaikutuksia v. 1998 tehdyllä varusmiespalveluksen uudistuksella, jossa lyhyin varusmiespalvelus lyheni ja pisin piteni, on ollut työmarkkinoilla Suomessa. Heidän tulostensa mukaan pitempi palvelus lykkäsi työmarkkinoille siirtymistä samalla määrällä kuin millä palvelus piteni ja että kolmen kuukauden ero varusmiespalveluksessa alentaa noin 8 000 eurolla yhteenlaskettuja tuloja 18 ja 30 ikävuoden välillä. Toisaalta nämä vaikutukset häviävät 30 ikävuoteen mennessä. Nämä tulokset poikkeavat osittain niistä, joita tässä tutkimuksessa on saatu. Osittain kyse on tulosten erilaisesta tulkinnasta esimerkiksi johtajakoulutuksen vaikutusten osalta.

Yleisesti ottaen voidaan siis todeta, että Suomessa on tarve tehdä empiiristä analyysia siitä, miten varusmiespalveluksen suorittaminen heijastuu myöhemmin siviiliuraan, mitä puutetta nyt tehty tutkimus pyrkii poistamaan. Mm. Saksassa ja Ruotsissa on tehty hiljattain tärkeitä tutkimuksia asevelvollisuuden vaikutuksista työmarkkina-asemaan.

Bauer ym. (2009) tutkivat Saksassa yleisen asevelvollisuuden vaikutuksia, joka otettiin sodan jälkeen käyttöön niin, että 1.7.1937 jälkeen syntyneet tulivat asevelvollisuuden piiriin. He paneutuivat huolellisesti valikoitumisharhan esiintymiseen aineistossa ja käyttivät mm. regression discontinuity -menetelmää tämän huomioonottamisessa. He kävivät myös läpi aiemman varsin laajan, lähinnä USA:ta koskevan kirjallisuuden, jossa on tutkittu toisen maailmansodan ja Vietnamin sodan veteraanien palkkاپreemioita sotaan osallistumattomiin nähden. Tavalliset pienimmän neliösumman keinolla (PNS) tehdyt estimoinnit Saksan aineistossa osoittivat, että armeijan käyneillä on noin 5 prosentin elinikäinen positiivinen palkkatulopreemio verrattuna ulkopuolelle jääneisiin. Valikoitumisharhan poistaminen pudottaa kuitenkin vaikutuksen tilastollisesti ei-merkitseväksi. Työllisyys on kuitenkin edelleen matalampi armeijan käyneiden keskuudessa kuin ulkopuolelle jääneillä. Nämä vaikutukset tulevat kuitenkin tilastollisesti merkitykselliseksi, kun valikoitumisharha otetaan huomioon.

Hanes, Norlin ja Sjöström (2008) tutkivat Ruotsin osalta palkkavaikutuksia jakamalla varusmiesaineiston erilaisen sotilaskoulutuksen saaneisiin niin, että tutkittiin erikseen sotamies-, ryhmän- ja joukkueenjohtajakoulutuksen saaneita varusmiesryhmiä. Valikoitumisharhan vaikutuksen ongelmaa pyrittiin ratkaisemaan sillä, että Ruotsin puolustusvoimien uudelleen järjestelyn yhteydessä kokonaisia joukko-osastoja lakkautettiin, jolloin voitiin olettaa, että tähän perustuen satunnaisesti valittiin henkilöt, jotka valittiin varusmiespalvelukseen ja jotka eivät joutuneet palvelukseen.

Siviilityömarkkinoilla sotilaskoulutuksella voidaan tulkita olevan vaikutuksia työmarkkinatutkimuksen kahdenlaisten hypoteesien mukaan: inhimillisen pääoman hankkimisen ja havaitsemishypoteesin (screening) mukaan. Edellisen mukaan sotilaskoulutuksessa opitut asiat, joihin edellä viitattiin, ovat siirrettävissä varusmiespalveluksesta siviilityömarkkinoille. Havaitsemishypoteesin mukaan taas päätellään, että vaikka itse sotilaskoulutuksella ei ole mitään positiivista vaikutusta siviilityömarkkinoille, varusmiespalvelus tuottaa informaatiota henkilökohtaisista ominaisuuksista, jotka vaikuttavat palveluksen jälkeen työmarkkinoilla, positiivisesti tai negatiivisesti. Hanes, Norlin ja Sjöström toteavat, että käytettävissä olevalla aineistolla ei voida tehdä erottelua näiden kahden mahdollisuuden välillä. Heidän tulostensa mukaan armeijan käymisellä on positiivinen palkkavaikutus peruskoulutuksen (sotamies) saaneiden joukossa, mutta ei ryhmän- ja joukkueenjohtajan koulutuksen saaneiden kohdalla.

Ruotsin osalta Grönqvist ja Lindqvist (2011) ovat paneutuneet armeijan antaman johtajakoulutuksen vaikutukseen siinä suhteessa, miten sen käyneet henkilöt hakeutuvat ja pääsevät johtaviin aseisiin tuonnempaan siviilielämässä. Tulosten mukaan 10–20 vuoden kuluttua tällainen sotilaskoulutus johtaa huomattavaan lisäykseen todennäköisyydessä olla johtavissa tehtävissä työelämässä.

Portugalin osalta Card ja Cardoso (2011) arvioivat asevelvollisuuden palkkavaikutuksia lähtien liikkeelle siitä, että ennen armeijan käymistä 21 vuoden iässä saadut palkat toimivat havaitsemattomien kyvykkyyserojen kontrollimuuttujana. Heidän tulostensa mukaan palkkavaikutus 2:sta 20 vuoteen armeijan käymisen jälkeen on tilastollisesti merkitsevä 4–5 prosentin nousu vain peruskoulutuksen saaneiden keskuudessa, kun taas korkeakoulutettujen joukossa tätä eroa ei esiinny.

3 Tutkimuksen aineisto

Tämän tutkimuksen tavoitteena on siis selvittää empiirisesti varusmiespalveluksen työmarkkinavaikutuksia Suomen oloissa. Jos varusmiespalveluksen suorittamisella on positiivisia taloudellisia ja yhteiskunnallisia vaikutuksia, niiden pitäisi ainakin osittain näkyä aikaa myöten yksilötasolla palkassa ja työmarkkina-asemassa. Samaten on tietysti laita mahdollisten kielteisten vaikutusten osalta.

Asevelvollisuuden suorittamisella voi olla vaikutuksia inhimillisen pääoman hankkimiseen ja työmarkkina-asemaan siten, että se myöhentää siviilikoulutusta. Varusmiespalvelulla voi olla positiivisia vaikutuksia esimerkiksi armeijassa annetun johtamiskoulutuksen ja muun koulutuksen kautta ja sen sosiaalistavan vaikutuksen kautta. Näiden vaikutusten pitäisi näkyä varusmiespalveluksen suorittaneiden henkilöiden palkkakehityksessä ja koulutuksen hankinnassa sekä työmarkkinakäyttäytymisessä, kuten työllistymisessä verrattuna armeijaa käymättömien tai armeijan antamaa johtamiskoulutusta vaille jääneisiin.

Näiden seikkojen selvittäminen toteutettiin siten, että Puolustusvoimilta saatiin tiedot asevelvollisista ja heidän varusmiespalveluksen aikaisesta sotilaskoulutuksestaan. Tiedot kerättiin vuonna 1998, jolloin varusmiespalvelus uudistettiin, varusmiespalveluksen suorittaneesta ikäluokasta ja tarkasteltiin heidän työmarkkina-asemaansa koskevia tietoja 1–9 vuotta armeijan käymisen jälkeen.³ Tarkemmin Puolustusvoimilta saadut tiedot on esitetty taulukossa 1.

Tämän jälkeen Puolustusvoimilta saadut sotilaalliset tiedot yhdistettiin Tilastokeskuksessa oleviin taloudellisiin ja työmarkkina-asemaa koskeviin ao. henkilöiden tietoihin. Näitä tietoja ovat mm. työllistyminen, palkkataso sekä siviilikoulutusta, ammattia ja koulutusta koskevat tiedot. Nämä tiedot saatiin Tilastokeskuksen työssäkäyntitilastosta. Tarkemmin nämä muuttajat on raportoitu taulukossa 2. Saadusta totaaliaineistosta Tilastokeskus muodosti edustavan otoksen niin, että yksilöiden tietosuojaa ei rikottu. Tämän otoksen kooksi sovittiin Tilastokeskuksen kanssa 40 prosenttia ikäluokan totaaliaineistosta. Yhteensä otoksessa oli siten 8 169 henkilöä.

Taulukko 1 Puolustusvoimien aineiston muuttajat

<i>Muuttajasymboli</i>	<i>Määrittely</i>
parvo	Peruskoetesti, arvot normeerattu välille 1–9 (1 huonoin, 9 paras).
a1	Viimeiseen palvelustapahtumaan (=1) liittyvä yleisarviointi nominaaliasteikolla 1–5, tiedossa ovat myös tapahtumiin 2, 3 ja 4 liittyvät arvioinnit, muodostuu 23 osa-alueesta, tapahtumat 2–4 eivät välttämättä ajallisesti oikeassa järjestyksessä.
paika (kes)	Palvelusaika päivissä (palveluspäivät yhteensä), paika-muuttujan arvot vaihtelevat 180 ja 362 päivän välillä, kes-muuttujalla 32:n ja 525:n välillä.
aselaji	Varusmiesten luokittelu 10 aselajiin.
sotilararvo	Sotilararvo luokiteltuna 32 ryhmään.

³ Käytettävissä ovat myös tiedot varusmiespalvelusta edeltäviltä vuosilta.

Tutkimuksemme rajoittuu selvittämään varusmiespalveluksen sisäisen variaation yhteyttä työmarkkina-aseman määräytymiseen. Tämä on se muuttuja, joka ei-kokeellisen kausaalianaalyyisin termein on ns. käsittely (treatment) ja pidemmän armeijakoulutuksen saaneet ovat käsiteltyjä (treated) yksilöitä. Siten emme ole pystyneet tällä aineistolla selvittämään sitä, mikä on varusmiespalveluksen ulkopuolelle kokonaan jäämisen vastaava merkitys työmarkkinoilla. Pyrimme keskittymään siihen, mitkä ovat v. 1998 uudistetun varusmiespalvelun puitteissa ja seurauksena tapahtuneet vaikutukset työmarkkinoilla.

Henkilön asema työmarkkinoilla riippuu lähinnä hänen luontaisesta kyvykkyydestä ja hankitusta koulutuksesta. Puolustusvoimien asevelvollisista kokoamassa aineistossa on ainutlaatuinen muuttuja p-testi, eli peruskoetesti, joka mittaa henkilöiden lahjakkuutta ja kyvykkyyttä.

”Peruskoe 1 on puolustusvoimien oma testi, jonka suorittavat kaikki varusmiehet kolmannen ja kuudennen palvelusviikon välisenä aikana. Peruskoe 1 sisältää visuaalista, kielellistä ja numeerista päättelykykyä mittaavat testiosat, jotka yhdessä mittaavat varusmiehen yleisiä oppimisedellytyksiä eli yleislahjakkuutta. Kielellinen osa koostuu neljästä pienemmästä testistä: synonyymit, yhtäläisyydet, luokat ja analogiat. Numeerinen osa koostuu niin ikään neljäs-

Taulukko 2 Tilastokeskuksen aineiston muuttujat

<i>Muuttujasymboli</i>	<i>Määrittely</i>
ikä	Henkilön syntymävuosi, josta ikä tutkittavana vuonna selviää
sukupuoli	0 = mies, 1 = nainen
ptulo	Henkilön palkkatulo ⁺
vvtulo	Valtionveronalaiset tulot (sisältää saadut tulonsiirrot) ⁺
yrtulo	Yritystulot ⁺
pmtulo	Pääomatulot ⁺
yodum (ytutk)	Ylioppilasdummy = 1, suorittanut ylioppilastutkinnon (Yo-tutkinnon suoritusvuosi)
koulutustaso (ktutk2-5)	Korkein tutkinto v. 2005 (aiemmat mahdolliset muut tutkinnot 2–5), luokittelu koulutustason ja alan mukaan (tutkintokoodin kahden ensimmäisen numeron perusteella)
ktutkv1 (ktutkv2-5)	Korkeimman tutkinnon (muiden tutkintojen) suoritusvuosi
koulutusala	Koulutusala jaoteltuna 10 alaan: 0 Yleissivistävä koulutus 1 Humanistinen ja kasvatustieteiden ala 2 Kulttuuriala 3 Yhteiskuntatieteiden, liiketalouden ja hallinnon ala 4 Luonnontieteiden ala 5 Tekniikan ja liikenteen ala 6 Luonnonvara- ja ympäristöala 7 Sosiaali-, terveys- ja liikunta-ala 8 Matkailu-, ravitsemis- ja talousala 9 Muu koulutus
ptoim	Pääasiallinen toiminta, 1 = työllinen, 2 = työtön, 3 = opiskelija, 4 = muu (sisältää koululaiset ja muut 0–14 v.)
tyokk	Työssäolokuukaudet (1–14 päivää) ⁺⁺
tyke	Työttömyyskuukaudet (1–14 päivää) ⁺⁺

⁺ Vuosina 1987–2007, ylin prosentti korvattu vuosittain tämän joukon keskiarvolla.

⁺⁺ Lisäksi muuttuja ”Työ” mittaa työssäolo- ja työttömyyskuukaudet yhteensä.

tä erityyppisestä tehtäväalueesta: numerosarjat, asialaskut, laskusäännöt ja analogiat. Kaikki kolme testiosaa sisältävät 40 vaikeusjärjestykseen asetettua tehtävää. Kunkin testiosan raakapisteiden vaihteluväli on 0–40. Raakapisteet normitetaan ns. stanine-pisteiksi (standard nine), joiden vaihteluväli on 1–9. Kolmen testiosan painottamattomien stanine-pisteiden summa, joka voi vaihdella 3–27, muodostaa ns. P-luvun raakapisteet. Nämä normitetaan P-luvuksi, jonka pienin arvo on 1 ja suurin 9, keskiarvo 5 ja hajonta 1,95. Viittä pienempi P-luku kuvastaa keskimääräistä alhaisempaa ja sitä suurempi P-luku keskimääräistä suurempaa yleislahjakkuutta... Stanine-pisteet muodostavat 20-asteikkoa kattavan testiprofiilin, joka luokitellaan asiantuntijajärjestelmän avulla seitsenportaisella luokituksella (0–6). Tätä luokitustulosta kutsutaan p1-tulokseksi tai p1-lausunoksi ja sitä käytetään hyväksi suunniteltaessa varusmiehen palvelusenaikaista koulutusta.” (Nyman, K., Puolustusvoimien Koulutuksen Kehittämiskeskus, <http://www.stakes.info/rekisterit/ddixml/RETKI0018.xml>, kurssiivi tämän tutkimuksen tekijöiden).

On merkittävää, että tämän ei voida katsoa kuvaavan henkilön varusmiespalveluksesta saatuja tietoja, taitoja ja osaamista, vaan se mittaa nimenomaan henkilön luontaista kyvykkyyttä. Sitä on tiettävästi käyttänyt taloudellisissa tutkimuksissa ainoastaan Uusitalo (1999) palkanmuodostusta koskevassa tutkimuksessaan.

Varusmiespalveluksen yleisarviointimuuttuja a1 osoittautui erittäin tärkeäksi selittäväksi tekijäksi, ks. alla. Sen tarkempi sisältö on se, että se annetaan perusjoukko-osastossa palveluksen päättyessä asteikolla 1–5, jossa 5 on paras. Välttämättä sen kaikkia dimensioita ei ole arvioitu, esimerkiksi ”kehittyminen johtajana” on arvioitu vain johtajakoulutuksen saaneille.

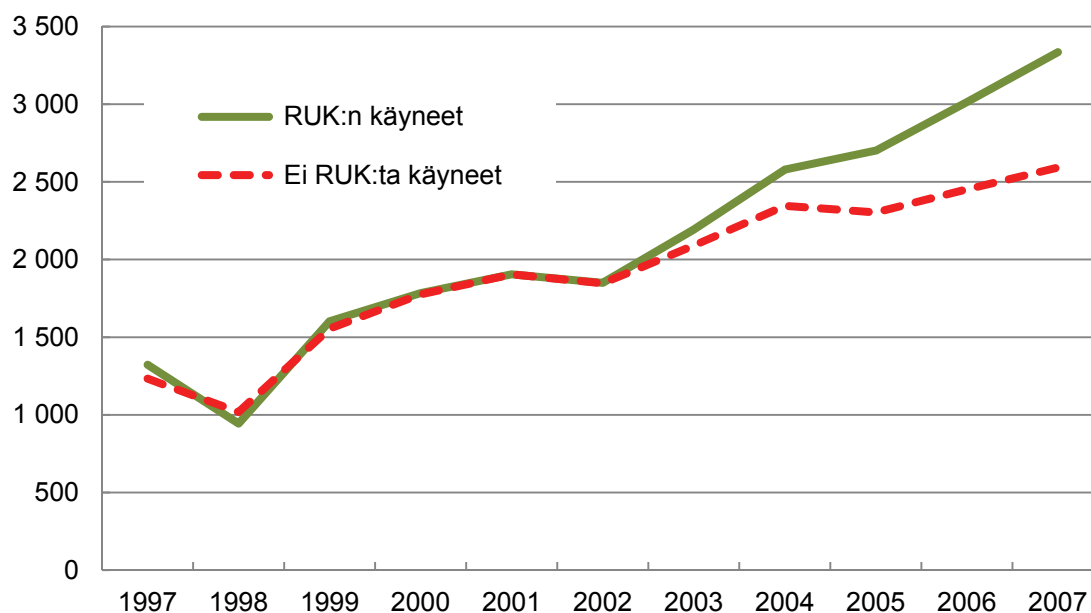
Tilastokeskuksen työssäkäyntitilastosta olemme saaneet muuttujatiedot vuosilta 1987–2007.

Aineiston keskeisimpien muuttujien keskiarvot ja hajonnat on esitetty taulukossa 3.

Taulukko 3 Keskeisten muuttujien tunnuslukuja		
Muuttuja	Keskiarvo	Hajonta
parvo	5.98	1.8
paika	271.6	69
a1	3.83	0.77
ikä varusmiespalveluksen aikaan (v. 1998)	19.83	1.15
miehiä (osuus %)	98.4	–
palkkatulo v. 2007 (€)	29 390	14 005
työllisyyskuukaudet v. 2007	11.13	2.31
palkkatulo v. 2003 (€)	17 040	10 690
ylioppilaita (osuus, %)	47.5	–
korkein tutkinto (asteikko)	47.5	17
korkein tutkinto, saavutettu iässä (v)	22.7	3.6
työllisiä (osuus työvoimaan kuuluvista, %)	95.1	–

Reserviupseerikoulutuksen saaneiden ja saamattomien osalta palkkojen eriytymistä vasta keskipitkällä ajalla kuvaa kuvio 1.

Kuvio 1 RUK:n käyneiden ja käymättömien reaaliset keskimääräiset kuukausipalkat (euroa) vuoden 2007 hintatason mukaan laskettuna



4 Kvantitatiivisen analyysin suorittaminen

Kvantitatiivisella tilastollisella analyysillä pyrittiin selvittämään sitä, mikä on varusmiespalveluksen ja sen aikana saadun sotilaallisen koulutuksen vaikutus henkilön tulevaan työmarkkina-asemaan. Tällöin tarkasteltiin kolmea tekijää. Ensinnäkin tutkittiin sitä, mikä on varusmiespalveluksen vaikutus henkilön koulutuksen hankinnan keston ja tasoon, ja toiseksi sitä, onko varusmiespalveluksella vaikutusta henkilön asemaan työmarkkinoilla työllisyyden ja työmarkkinoille siirtymisen nopeuden osalta. Kolmanneksi tutkittiin sitä, mikä on varusmiespalveluksen vaikutus tulevaan palkkaan ja muihin tuloihin.

Tavallisesti tämänkaltaisissa kansainvälisissä tutkimuksissa pyritään selvittämään sitä, onko sotilaskoulutukseen osallistumisella vaikutuksia työmarkkinakäyttäytymiseen. Kuten yllä todettiin, tämän tutkimuksen tavoitteena oli selvittää sen sijaan sotilaskoulutuksen pituuden ja siitä suoriutumisen vaikutusta tulevaan työmarkkina-asemaan.

Tällöin ongelmana on se, että henkilöt eivät valikoidu puolustusvoimien antamaan koulutukseen sen sisällön ja pituuden kannalta satunnaisesti, vaan siten, että kyvykkäimmät yksilöt saavat myös armeijassa vaativammat esimiestehtävät, mikä edellyttää pitempää sotilaskoulutusta. Tällöin emme saa oikeaa kuvaa siitä, mikä on puolustusvoimien antaman koulutuksen pituuden vaikutus työmarkkinamuuttuun. Tämä on ns. valikoitumisharha, jonka aiheuttamaa ongelmaa on yritetty lähestyä sotilaskoulutuksen vaikutuksia selvittävässä kirjallisuudessa eri tavoilla. Paneudumme nyt tähän ongelmaan.

Ensimmäisessä vaiheessa estimoidimme tavoitteina olevat riippuvuudet tavallisella pienimmän neliösumman keinolla (PNS) ottamatta huomioon sotilaskoulutukseen valikoitumista. Nämä tulokset raportoidaan luvun 5 alaluvuissa 5.1–5.3. Tämän jälkeen luvussa 6 kuvataan sotilaslaiseen koulutukseen valikoituminen ja sen vaikutus tuloksiin.

Lähtökohtana on seuraava malli:

$$Y_i = \beta M_i + \gamma' Z_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

jossa alaindeksi i viittaa varusmieheen i , Y on tulevan työmarkkina-aseman jokin yllä mainittu indikaattori, M varusmiespalveluksen pituutta ja saatua johtajakoulutusta mittaava muuttuja sekä Z sisältää muut selittävät muuttujat, jotka olivat esillä yllä taulukoissa 1 ja 2 (ks. alla). Meitä kiinnostaa erityisesti kertoimen β etumerkki ja suuruus. Tämän regressioanalyysin tuottaman tuloksen harhattomuuden ehto on se, että oikean puolen selittävät muuttujat eivät korreloi jäännöstermin ε kanssa, jolloin jäännöstermin ε odotusarvo ehdolla M on nolla. On kuitenkin hyvin mahdollista, että emme kykene havaitsemaan kaikkia relevantteja tekijöitä, jotka vaikuttavat työmarkkinamenestyksen ja varusmieskoulutuksen riippuvuudessa (1) ja sisältyvät muuttujiin Z . Yksi keskeinen tekijä voi olla terveydentila, josta meillä ei ole havaintoa. Tämän tekijän vaikutuksen valikoivuuteen toivat Bauer ym. (2009) esiin. Tietysti terveydellä voisi ajatella olevan periaatteessa pienempi varusmiespalveluksen pituuteen vaikuttava merkitys kuin yleensä varusmiespalvelukseen osallistumisen ja siitä vapautumisen kannalta. Mutta periaatteessa voimme ajatella, että terveemmät henkilöt saavat pitemmän koulutuksen armeijassa ja ovat myös työmarkkinoilla paremmassa asemassa kuin sairaammat yksilöt. Toinen tätä varmaan keskeisempi, mutta ulkopuoliselle tutkijalle myös suoraan havaitsematon sotilaskoulutuksen pituuteen vaikuttava tekijä on varusmiehen motivaatio palvella ja hankkia pitempi sotilaskoulutus kuin pelkkä minimi eli 180 päivää.

Varusmieskoulutuksen pituuteen valikoituminen ei ole satunnaista, vaan perustuu objektiivisiin tekijöihin. Armeija pyrkii antamaan johtajakoulutusta ja muuta pitempää koulutusta niille, jotka osoittautuvat sen kannalta kyvykkäimmiksi mm. mitattuna p -testillä (tämä on yksi p -testin käyttö, ks. edellä) ja jotka ovat saavuttaneet pohjakoulutuksena ylioppilaskoulutuksen, joita muuttujia kuvaa muuttujajoukko O . Nämä muuttujat ovat ulkopuolella havaittavia ja sisältyvät aineistoomme. Tämän lisäksi puolustusvoimien päätöksiin koulutuksesta vaikuttaa muita, ulkopuoliselle havaitsemattomia tekijöitä U , kuten pärjääminen varusmiespalveluksen alussa ja henkilön motivaatio varusmiespalvelukseen. Voidaan olettaa, että tällainen, ainakin implisiittinen arvottaminen tai pisteytys tehdään kaikille varusmiehille, ja tämän perusteella ratkeaa koulutuksen pituus. Oletetaan, että tämä päätös saa seuraavan yhtälön muodon, jonka mukaan varusmiespalveluksen pituus määräytyy armeijan ja varusmiehen valintojen ja preferenssien perusteella,

$$M_i = \alpha' O_i + \mu' U_i + \lambda' Z_i + u_i. \quad (2)$$

Henkilö saa pitemmän koulutuksen M , jos O - ja U -muuttujat saavat suuria arvoja, joten kertoimet α ja μ ovat positiivisia. Jos estimoidimme (2):n tai (1):n ilman muuttujia U , saamme harhaisen kuvan M :n vaikutuksesta muuttujaan Y . Jos U -muuttujien korkeammat arvot ovat indikaatio sellaisista ominaisuuksista, joita myös työmarkkinoilla palkitaan, eli palveluksen kesto ja U -muuttujat ovat positiivisesti korreloituneita, niin mallin (1) estimointi ilman niitä tuottaa ylöspäin harhaisen arvion kestomuuttujan regressiokertoimelle β . Voimme kuitenkin ajatella,

että keskeisesti U-muuttujan sisältö muodostuu ilmeisesti tekijöistä, jotka identifioituvat muuttujassa, jossa arvioidaan sotilaallista suoriutumista varusmiespalveluksessa, eli arviointimuuttujassa a_1 (ks. taulukko 1). Lisäksi valikoitumisyhtälöön (2) tulee ekonometristen syiden vuoksi ottaa mukaan selittävät muuttujat Z, jotta ne käsiteltäisiin instrumentoinnissa oikein eksogeenisinä muuttujina varsinaisen mielenkiinnon kohteena olevan yhtälön (1) estimoinnissa.

Tällöin voimme menetellä kahdella tavalla. Ensinnäkin estimoinimme yhtälön (1) instrumenttimuuttujamenetelmällä, kaksivaiheisella pienimmän neliösumman (2SLS) keinolla, jossa instrumentteina ovat O-, U- ja Z-muuttujat. Tämä merkitsee itse asiassa sitä, että korvaamme tällöin M:n yhtälössä (1) yhtälöstä (2) saadulla soviteella S. Jotta parametrit olisivat identifioitavissa vähintään yhden instrumenttimuuttujista O ja U on oltava poissa yhtälön (1) selittävien muuttujien joukosta Z. Jotta tämä estimointi tuottaisi harhattoman estimaatin kertoimelle β , on jäännöstermien ε ja u oltava korreloimattomia keskenään. Tämä menetelmä edellyttää, analogisesti ns. matching-menetelmän kanssa, että instrumenttimuuttuja on riippumaton tulomuuttujasta (kuten palkasta) annettuna osallistumisen pituus varusmiespalvelukseen (ks. Stuart 2009). Instrumenttimuuttujamenetelmää on aiemmin käytetty varusmies- tai sotapalvelun valikoivuuden tuloksiin aiheuttaman harhan poistamisessa, ks. Bauer ym. (2009) sekä Grönqvist ja Lindqvist (2011).

Jatkossa teemme vielä toisenlaisen tarkastelun, jolla pyrimme löytämään varusmiespalveluksen taustatekijöiden kannalta samanlaisia yksilöitä yhtälön (2) mielessä, mutta jotka poikkeavat varusmiespalveluksen pituuden suhteen. Tämä tilastollinen menettely on nimeltään matching eli rinnastaminen.

Tämä menettely olettaa, että varusmiespalveluksen pituus ei riipu sen seurauksena havaittavista työmarkkinamuuttujista kuten palkasta, eli ehdolliselle todennäköisyydelle (P) pätee,

$$P(M|O, U, Y(0), Y(1)) = P(M|O, U), \quad (3)$$

jossa esiintyvää, yllä määriteltyä muuttujaa M kutsutaan käsitellyksi muuttujaksi (treated), joka syntyy käsittelyn (eli varusmiespalveluksen) (treatment) seurauksena, ja $Y(1)$ on varusmiespalveluksen suorittaneen henkilön Y-havainto ja $Y(0)$ on vertailuryhmän yksilön havainto eli meidän tapauksessa lyhyen varusmiespalveluksen suorittaneen henkilön työmarkkinahavainto. Oletusta (3) kutsutaan englanniksi ”treatment assignment is ignorable conditional on O, U” tai ”there are no unmeasured confounders” tai ”no omitted variables”. Tämän oletuksen voimassaoloa voi kuitenkin pohtia meidän havaintoasetelmissämme, koska yleinen havaitsematon motivaatio pärjätä ja kilpailla siviilissä ja armeijassa voi ohjata sekä varusmieskoulutusta että menestystä siviilielämässä. Toisaalta palveluksenarviointimuuttuja a_1 voi heijastaa tätä tekijää.

Oletuksen (3) voimassa ollessa käsittelyn kausaalinen vaikutus saadaan selville, kun taustamuuttujat, jotka määräävät varusmiespalveluksen pituuden, ovat samanlaiset treated (käsitellyssä) ryhmässä ja vertailu- eli kontrolliryhmässä (Non-treated group). Menettelyä selostetaan tarkemmin alaluvussa 6.2.

Käytämme jatkossa yhtälön (1) estimoinnissa koulutusalan osalta muuttujan kvadraattista formulointia, koska tämä muuttujan yhteys työmarkkinoihin ei näytä olevan lineaarinen, esimerkiksi palkkaan. Tulosten mukaan näyttää siltä, että suurin vaikutus sijoittuu asteikon kes-

kipaikkeille, jolloin kvadraattinen muotoilu tälle muuttujalle on paikallaan, ks. taulukko 2 tämän selventämiseksi.

5 Alustavat tulokset

Ensimmäisessä vaiheessa riippuvuudet (1) estimoitiin tavallisella pienimmän neliösumman keinolla (PNS). Tuloksissa regressiokertoimien estimaattien tilastollista merkitsevyyttä on merkitty * :llä, jos kerroin on nolla alle 10 prosentin todennäköisyydellä, ** :llä, jos se on nolla alle 5 prosentin ja *** :llä, jos kerroin on nolla alle prosentin todennäköisyydellä. Poistimme puuttuvat ja ilmeisen virheelliset havainnot aineistosta.

5.1 Koulutuksen ajoittuminen

Aluksi selvitettiin siviilikoulutuksen hankkimista armeijan käymisen jälkeen. Tätä varten estimoitiin muuttujalle K_{tutkv1} , eli sille vuodelle, jolla korkein koulutustaso on saavutettu, regressiomalli, jossa tätä selitettiin perustestillä eli p-arvolla, varusmieskoulutuksen pituudella (paika) ja varusmiespalveluksen arvosanalla ($a1$). Kontrollimuuttujina käytettiin ikää, sukupuolta, (siviili)koulutusala, koulutustasoa ja ylioppilasdummyä. Tulokset ovat taulukossa 4. Varusmiespalvelusmuuttujat $a1$, $paika$ ja $parvo$ on normeerattu jakamalla ne näiden muuttujien mitta-asteikon pituudella.

Alustavien tulosten (mallit 1–2) mukaan varusmiespalveluksen pidempi suorittaminen näyttäisi pidentävän aikaa, jolloin siviilitutkinto suoritetaan. Tämä efekti on tilastollisesti merkitsevä siten, että vuosi armeijassa pidentää itseään jonkin verran enemmän koulutuksen suorittamista. Kun kontrolloidaan tutkinnon tasolla ja ylioppilas-dummyllä, vaikutus supistuu alle vuoteen (malli 3), mutta ei ole enää tilastollisesti merkitsevä. Nämä vaikutukset eivät kuitenkaan ole kuin osittaisia ja voivat peittää näkymistä monia tärkeitä seikkoja, jotka voivat tulla esiin kontrollimuuttujia lisättäessä.

Sitten kun kontrolloidaan myös koulutustasolla, armeijamuuttujat paitsi arviointimuuttuja $a1$ tulevat tilastollisesti merkitsemättömiksi ja siviilikoulutuksen taso selittää erittäin voimakkaasti koulutuksen pituutta ja siten valmistumisvuotta. Tulosten tulkinta on se, että puolustusvoimien koulutus ja siviilikoulutus korreloivat keskenään positiivisesti niin, että molemmissa enemmän koulutusta hankkivat samat henkilöt. Mallissa 3 muuttuja ” $parvo$ ” saa tilastollisesti merkitsevän negatiivisen kertoimen, mikä on intuitiivisesti uskottavaa, koska sen mukaan kyykkäämmät henkilöt suoriutuvat opinnoistaan nopeammin. Mallia 4 on pidettävä relevantimpana, ja siihen tulosten tulkinta tulisi perustaa, koska yhtälön selitysaste nousee merkittävästi korkeammaksi kuin aiempien yhtälöiden.

Tulosten mukaan varusmiespalvelus ei pitkitä valmistumisaikaa.⁴ Kontrollointi koulutusasteella, -tasolla ja -alalla osoittautuu erittäin tärkeäksi tekijäksi. Kun armeijan käyminen sinänsä lykkää siviilikoulutuksen aloittamista tai sen suorittamista, voidaan päinvastoin päätellä tämän tuloksen perusteella, että armeijan käymisellä saadaan aikaan jotain sellaista hyötyä

⁴ On vielä huomattava, että tämä vaikutus voi olla erilainen eri saapumiserillä vuoden sisällä. Tätä emme ole ottaneet huomioon aineistossamme.

Taulukko 4 Koulutuksen pituuden keston selittäminen, selitettävä muuttuja Kutkv1 (ks. taulukko 2), suluissa kerroinestimaatin keskivirhe				
<i>Selittävä muuttuja</i>	<i>Malli 1</i>	<i>Malli 2</i>	<i>Malli 3</i>	<i>Malli 4</i>
vakio	2008.6 *** (0.731)	2007.2 *** (0.758)	2009.2 *** (0.561)	2007.4 *** (0.541)
ikä varusmiespalveluksen aikaan	-0.471 *** (0.036)	-0.544 *** (0.037)	-0.721 *** (0.028)	-0.717 *** (0.026)
sukupuoli (0 = mies, 1 = nainen)	1.475 *** (0.316)	1.577 *** (0.318)	1.210 *** (0.234)	0.779 *** (0.225)
paika/365	2.096 *** (0.218)	1.104 *** (0.229)	0.232 (0.169)	-0.021 (0.162)
a1/5		1.185 *** (0.282)	-0.612 ** (0.209)	-0.690 *** (0.200)
parvo/9		3.814 *** (0.22)	-0.674 *** (0.188)	0.107 (0.182)
yodum			0.448 *** (0.077)	1.760 *** (0.092)
koulutustaso			1.486 *** (0.021)	1.154 *** (0.026)
koulutusala				0.834 *** (0.049)
koulutusala ²				-0.057 *** (0.006)
selitysaste R_C^2	0.034	0.078	0.501	0.545

myös siviiliuralla, joka kompensoi äsken mainitun teknisen pidentymisen opiskelussa. Simola (2007) raportoi tätä koskevia tuloksia opiskelumotivaatiosta käyttäen lähteenä, mm. Laakso-
sen (2004) kyselytutkimusta, jonka mukaan viidennes vastaajista koki varusmiespalveluksen vaikuttaneen myönteisesti opintojen etenemiseen ja viidennes kielteisesti. Taulukossa 4 olevan tuloksemme mukaan pelkistetyt, inhimillisen pääoman hankkimisen lykkääntymisestä lähtevät varusmiespalveluksen mallinnukset eivät päde. Armeijan käymisen kontribuutio tähän on se, että varusmiespalveluksen hyvin suorittaneet pystyvät myös suoriutumaan nopeammin opinnoista. Naiset näyttävät käyttävän koulutukseen lähes vuoden enemmän kuin miehet, mikä selittyy sosiaalisilla syillä.⁵

Koulutuksen keston ohella voimme tarkastella koulutuksen tason valintaa. Tätä selittävä tulos on esillä taulukossa 5.

Tuloksen mukaan armeijamuuttajat vaikuttavat merkittävästi positiivisesti korkeampaan koulutukseen hakeutumiseen. Erityisen voimakas selitysvoima on luonnollisesti sillä, onko hen-

⁵ Esimerkiksi koulutuksen vaikutusta koskevissa regressioissa, joissa selitetään vastaista palkkaa, kysytään onko vaikutus peräisin siitä, että koulutus lisää henkilön inhimillistä pääomaa vai onko koulutus vain osoitus, indikaatio henkilön kyvykkyydestä, ns. screening. Tätä pohdimme tarkemmin kohdassa 6.2.

Taulukko 5 Koulutuksen tason valinta, selitettävä muuttuja ktutk1, korkein tutkinto vuonna 2005		
<i>Selittävä muuttuja</i>	<i>Regressiokerroin (keskivirhe)</i>	
vakio	-0.122	(0.317)
ikä v. 1998	0.103 ***	(0.016)
paika/365	0.363 ***	(0.095)
a1/5	0.987 ***	(0.118)
parvo/9	1.065 ***	(0.106)
yodum	1.225 ***	(0.041)
sukupuoli	-0.068	(0.133)
R_C^2	0.245	

kilö suorittanut ylioppilastutkinnon vai ei. Sen sijaan sukupuolella ei ole vaikutusta koulutuksen tason valintaan.

5.2 Työllistyminen

Seuraavaksi tarkastellaan varusmiespalveluksen suorittaneiden työllistymistä. Kuten taulukosta 2 nähdään, aineisto sisältää useita työmarkkina-asemaa koskevia tietoja työllisyyden osalta. Tässä yhteydessä olemme valinneet selitettäväksi muuttujaksi muuttujan ”ptoim07”, josta on ensin poistettu ne havainnot, jolloin henkilö ei kuulu työvoimaan, eli on opiskelija tai päätoimi on joku muu. Binäärinen muuttuja saa arvon 0, jos henkilö on työllinen, ja 1, jos on työtön. Saamme seuraavat tulokset.

Siviilikoulutusmuuttujat eivät olleet tilastollisesti merkitseviä, mikä on jossain määrin yllättävää, koska tunnetusti eri koulutusasteilla on erilainen työttömyysaste siten, että matalakoulutetuilla se on kaksinkertainen korkeasti koulutettuihin nähden, ks. esim. Alho, Kaitila ja Kotilainen (2006).

Armeijan käyminen menestyksellisesti lisää työllistymisen todennäköisyyttä, koska tulosten mukaan sekä palveluksen kesto (muuttuja paika) että sen laatu (muuttuja a1) lisäävät työllistymisen todennäköisyyttä. Samoin henkilön yleistä kyvykkyyttä mittaava mittari (muuttuja parvo) vaikuttaa samaan suuntaan. Regressiokertoimien perusteella lasketut marginaaliset vaikutukset eivät kuitenkaan ole kovin suuria, esimerkiksi varusmiespalveluksen pidentäminen puolella vuodella (180 päivästä vuoteen) lisää työllistymisen todennäköisyyttä 1.5 %-yksikköä.

Taulukko 6 Työllisyyden binäärinen estimointi (probit) (0 = työllinen, 1 = työtön pääasiallisena toimena v. 2007), suluissa kerroinestimaatin keskivirhe

<i>Selittävä muuttuja</i>	<i>Malli</i>	<i>Marginaaliset efektit⁺</i>	
vakio	0.567 (0.845)		
ikä v. 2007	-0.024 (0.029)		
sukupuoli (0 = mies, 1 = nainen)	0.083 (0.236)	0.007	(0.003)
paika/365	-0.385 ** (0.161)	-0.034	(0.016)
a1/5	-1.213 *** (0.187)	-0.106	(0.050)
parvo/9	-0.624 *** (0.175)	-0.054	(0.026)
koulutustaso	0.011 (0.026)		
koulutusala	-0.029 (0.050)		
koulutusala ²	0.004 (0.006)		
R_C^2	0.042	-	

+ Marginaaliset efektit tarkoittavat selittävän muuttujan yksikkömuutoksen, esim. koko skaalan mittaisen muutoksen, keskimääräistä vaikutusta todennäköisyyteen olla työllinen (negatiivinen etumerkki) tai työtön (positiivinen etumerkki).

5.3 Vaikutukset palkkaan

Tarkastellaan seuraavaksi varusmiespalveluksen vaikutusta tulevaan palkkaan, ks. taulukko 7. Usein näitä vaikutuksia arvioidaan vuotuisten palkkatulojen tai kaikkien tulojen osalta. Tässä yhteydessä on kuitenkin pidetty parempana selittää keskimääräistä kuukausipalkkaa, koska työssäolokuukaudet vaihtelevat. Sitten vaikutuksia työllisyyteen voidaan selvittää erikseen.

Tulosten mukaan palkkojen variaatiosta kyetään selittämään vain varsin pieni osuus, runsaat 5 %. Henkilön ikä selittää jonkin verran palkkaa, samoin naisilla palkkataso on selvästi miehiä matalampi, runsaat 20 %. Jälleen armeijamuuttajat, palveluksen kesto ja laatu, vaikuttavat hyvin positiivisesti palkkaan, samoin kuin tietysti myös luontaista kyvykkyyttä mittaava p-testin arvo. Koulutustaso nostaa palkkaa tilastollisesti erittäin merkitsevästi ja koulutusala samoin, jonka suhteen on nähtävissä edellä kuvattu kvadraattinen riippuvuus.

Jos henkilön armeijan käyminen kestää vuoden, verrattuna puolen vuoden palvelukseen hänen palkkansa on noin 7 % korkeampi. Henkilön kyvykkyyttä koskeva mittaus merkitsee si-

Taulukko 7 Palkkatason selitys, selitettävä muuttuja = logaritmiset palkkatulot kuukaudessa vuosina 2003 ja 2007 (= vuotuiset palkkatulot / työkuukausien määrä)		
<i>Selittävä muuttuja</i>	<i>Malli 1 (v. 2007)</i>	<i>Malli 2 (v. 2003)</i>
vakio	6.295 *** (0.197)	5.251 *** (0.191)
ikä tarkasteluvuonna	0.024 *** (0.007)	0.074 *** (0.008)
sukupuoli (0 =mies, 1= nainen)	-0.234 *** (0.058)	-0.103 (0.066)
paika/365	0.137 *** (0.042)	0.133 *** (0.047)
a1/5	0.290 *** (0.052)	0.231 *** (0.059)
parvo/9	0.200 *** (0.047)	0.038 (0.053)
yodum	-0.009 (0.023)	-0.001 (0.027)
koulutustaso	0.040 *** (0.007)	-0.070 *** (0.008)
koulutusala	0.076 *** (0.013)	0.125 *** (0.014)
koulutusala^2	-0.008 *** (0.001)	-0.011 *** (0.002)
R_C^2	0.055	0.055

tä, että asteikon yläpäähän sijoittuva henkilö saa noin 20 % korkeampaa palkkaa kuin asteikon alapäähän sijoittuva henkilö. Nämä vaikutukset tukevat tuloksia, joita Uusitalo (1999) sai tutkimuksessaan, jossa tosin testimuuttuja oli jaettu kolmeen osaan: matemaattisuus, verbaalisuus ja analyttisyys, joista ensimmäinen oli tilastollisesti merkitsevin.

Kun verrataan tuloksia vuoden 2007 ja vuoden 2003 palkkatulojen selityksen osalta, todetaan eräitä merkittäviä eroja. Iällä on huomattavasti suurempi merkitys vuonna 2003 kuin vuonna 2007. Tämä selittynee sillä, että vanhemmat henkilöt ovat silloin ehtineet siirtyä työmarkkinoille. Varusmiespalveluksen kestolla ei ollut suurempaa merkitystä vuonna 2003 kuin vuonna 2007. Se, miten varusmiespalveluksen kesto heijastuu pysyvästi palkkaan, voidaan selvittää luotettavasti vasta, kun saadaan pitempi havaintoaineisto käyttöön. Koulutustasomuuttuja saa sinänsä epäloogisen negatiivisen kertoimen vuonna 2003, mutta tämä on selitettävissä sillä, että korkeamman koulutustason henkilöt ovat tuolloin olleet opiskelemassa, joten heillä ei ole ollut palkkatuloja vielä vuonna 2003. P-arvon positiivinen palkkavaikutus tulee esiin vasta ajan myötä. Armeijan käymisestä saadulla arvioinnilla on erittäin voimakas positiivinen yhteys palkkaan. Näiden tulosten mukaan voi ehkä päätellä, että kokonaiskuva varusmiespal-

veluksen merkityksestä saadaan selville vasta ajassa pitemmälle ulottuvalla aineistolla ja summaamalla vaikutukset yli ajan. Toistaiseksi tällaista ei voi siis tehdä luotettavasti tämän aineiston perusteella.

Armeijamuuttujilla ei ollut tilastollisesti merkitsevää vaikutusta pääoma- eikä yritystuloihin eikä tulonsiirtoihin (= valtionveronalaiset tulot – palkkatulot – yritystulot – pääomatulot).

6 Sotilaskoulutukseen valikoitumisen huomioonottaminen

6.1 Instrumenttimuuttujaestimointi

Nämä yllä olevat tulokset ovat kuitenkin valikoitumisharhan alaisia sikäli, että varusmiespalveluksen kesto ei ole satunnainen eikä todennäköisesti riippumaton mallin (1) jäännöstermistä. Spesifioimme siksi yhtälön (2), joka selittää varusmiespalveluksen pituutta. Sen mukaan pituus riippuu positiivisesti henkilön kyvykkyyttä mittaavasta p-testin arvosta, ylioppilastutkinnon suorittamisesta (yodum) sekä sukupuolesta, koska voidaan olettaa, että armeijaan vapaaehtoisesti hakeutuvilla naisilla on positiivinen syrjintä, eli he palvelevat korkeamman motivaation vuoksi miehiä pitempään armeijassa. Arviointimuuttuja a1 kuuluu yllä yhtälössä (2) esiintyviin U-muuttujiin, koska se osaltaan heijastaa varusmiehen motivaatiota palvelukseen. Estimointitulokset näiden muuttujien osalta on esillä taulukossa 8. Lisäksi valikoitumisyhtälöön sisältyvät myös (2):ssa esillä olleet Z-muuttujat, koulutustaso ja -ala (ja sen neliö).

Tuloksen mukaan erityisesti p-arvon osoittamalla kyvykkyydellä on tuntuva vaikutus varusmiespalveluksen pituuteen. Skaalan päissä olevien henkilöiden osalta ero on lähes 0.2 vuotta. Ylioppilastutkinnon suorittamisella on tilastollisesti erittäin merkitsevä vaikutus varusmiespalveluksen pituuteen, mutta määrällisesti tämä vaikutus on suhteellisen pieni, vain vähemmän

Taulukko 8 Varusmiespalveluksen pituutta selittävä malli, selitettävä muuttuja paika/365⁺

<i>Selittävä muuttuja</i>	<i>Regressiokerroin (standardipoikkeama)</i>
vakio	0.456 *** (0.014)
parvo/9	0.166 *** (0.013)
yodum	0.025 *** (0.007)
sukupuoli (nainen = 1)	0.068 *** (0.016)
a1/5	0.162 *** (0.015)
R_C^2	0.097

+ Lisäksi mukana muut kontrollimuuttujat, ks. tekstiä yllä.

kuin puoli kuukautta palvelusaikaa keskimäärin pidentävä. Naisilla on tyypillisesti pitempi armeijapalvelus kuin miehillä. Yhtälön selitysaste jää kuitenkin varsin alhaiseksi, joten palveluksen pituuden valikoitumiseen sisältyisi tämän mukaan varsin paljon sellaisia havaitsemattomia tai satunnaisuonteisia tekijöitä, joita tällaisella yhtälöllä ei kyetä kuvaamaan. Yhtälöllä on myös se ominaisuus, että se tuottaa runsaasti ennusteita keskimääräisestä palveluspituudesta, mutta ei juurikaan molempiin ääripäihin, eli puolen vuoden ja vuoden mittaisen palveluksen kohdalle sijoituvia havaintoja, kuten on laita todellisuudessa. Tämän mukaan M-muuttujan instrumentointi lineaarisella menettelyllä ei tällaisenaan tuota tyydyttävää tulosta. Tämän vuoksi toteutimme vielä erikseen rinnastamisella (matching) toteutetun vaikutusten analysoinnin (ks. kohta 6.2).

Kun korvattiin tämän jälkeen yhtälössä (1) yhtälön oikean puolen endogeeninen muuttuja M tämän muuttujan selitteellä, eli suoritettiin kaksivaiheinen PNS-estimointi (ks. yllä), päästään yhtälön (1) osalta taulukossa 9 esitettyihin tuloksiin. Periaatteessa keskeinen relevantti selittäjä on tässä vaiheessa instrumentoitu paika-muuttuja yhtälössä (1) oikealla puolella. Tämän lisäksi yhtälöön on otettava mukaan muita selittäviä muuttujia, koska ei voida ajatella, että yh-

Taulukko 9 Endogeenisen sotilaskoulutuksen huomioonottaminen, kaksivaiheisen pienimmän neliösumman menetelmällä estimoidut regressiot			
<i>Selittävä muuttuja</i>	<i>Siviilikoulutuksen kesto, (ks. taul. 4)</i>	<i>Työllisyys (yhteensasketut työllisyyskuukaudet 2000–07)</i>	<i>Palkka (v. 2007) (ks. taul. 7), logaritmi</i>
vakio	2007.1 *** (0.745)	40.016 *** (4.914)	7.068 *** (0.102)
ikä ⁺	-0.718 *** (0.027)	2.437 *** (0.182)	
sukupuoli (0 =mies, 1= nainen)	0.736 *** (0.234)		-0.230 *** (0.059)
paika/365	0.629 (1.090)	-1.771 (5.169)	0.295 (0.182)
a1/5	-0.794 *** (0.275)		0.268 *** (0.062)
yodum	1.744 *** (0.102)		
koulutustaso	1.149 *** (0.028)	-3.750 *** (0.186)	0.061 *** (0.005)
koulutusala	0.841 *** (0.052)	4.136 *** (0.346)	
koulutusala 2	-0.058 *** (0.006)	-0.388 *** (0.044)	
R_C^2	0.545	0.156	0.044

⁺ Ikä mitattuna vastaavalla tavalla kuin taulukoissa 4–7.

tälössä (2) olevilla muilla selittävillä muuttujilla olisi vaikutusta Y-muuttujaan vain muuttujan M välityksellä. Näillä muuttujilla on vaikutusta paitsi M:n kautta myös suoraan muuttujaan Y. Toinen syy muiden muuttujien mukaanotolle on se, että instrumentointi ei toiminut juurikaan hyvin ja siksi yhtälöihin oli tuotava lisää eksogeenisiä muuttujia mukaan selityksasteen nostamiseksi, kuten myös Grönqvist ja Lindqvist (2011) menettelivät. Olemme pyrkineet suhteellisen vähäparametriseen yhtälön (1) estimointiin.

Tämä estimointimenetelmä ei juuri näytä toimivan palkkaregressiossa, jossa varusmiespalveluksen keston saama kerroin on hyvin herkkä yhtälön spesifikaatiolle, eli sille, mitä eksogeenisiä muuttujia siihen otetaan mukaan. Olemme pitäytyneet tässä yhteydessä loogiselta tuntuneeseen estimointiyhtälöön. Sen mukaan varusmiespalveluksen pituus ei selitä palkkaa, mutta toisenlaisilla, suhteellisen vähän muutetuilla selittävien muuttujien kombinaatioilla saimme tuloksen, jossa kestromuuttujalla on positiivinen ja jopa tilastollisesti merkitsevä kerroin.

Ainakin yksi näistä yhtälön (2) instrumenttimuuttujista on jätettävä pois yhtälöstä (1), jotta se saataisiin estimoiduksi. Tämä on tehty siten, että on painotettu estimointituloksen mielekkyyttä ja selityksastetta, jotta se ei laske liikaa siitä, mikä se on PNS-estimoinneissa. Näin ollen koulutuksen keston regressiossa on jätetty pois parvo-muuttuja ja otettu mukaan a1-muuttuja, koska yhtälön selityksaste on näin ollen selvästi korkeampi. Palkkayhtälössä pkokeen arvon mukaan ottaminen taas laskee selityksastetta merkittävästi, samoin muiden koulutusmuuttujien kohdalla tämä pitää paikkansa.

Tulosten mukaan endogeenisen palvelusaikaan valikoitumisen huomioonottaminen vaikuttaa niin, että varusmiespalveluksen kesto saa positiivisen kertoimen koulutuksen keston, mutta vaikutus ei ole tilastollisesti lainkaan merkitsevä. Samoin sillä ei ole tilastollisesti merkitsevää vaikutusta työllisyyteen. Taulukossa 9 työllisyysyhtälö on muunneltu siten, että selitettävänä muuttujana on nyt vuosien 2000–07 kokonaistyöllisyys (yhteenlasketut työkuukaudet) (vrt. taulukkoon 6). Tulosten mukaan varusmiespalveluksen piteneminen vähentää ilman muita muuttujia PNS-estimoinnissa työllisyyttä, mutta kun kontrolloidaan koulutuksen asteella ja alalla vaikutus häviää merkityksettömäksi.⁶ Sen sijaan yllättäen varusmiespalveluksen kestoilla on aiempaa suurempi vaikutus palkkaan (vertaa taulukkoon 7), mikä ei ole intuition mukaista, koska valikoitumisen huomioonottamisen voisi ajatella laskevan varusmiespalveluksen vaikutusta palkkaan, kuten on käynyt kansainvälisissä tutkimuksissa (ks. luku 2). Tämä kerroin on kuitenkin hyvin herkkä yhtälön spesifikaatiolle, eli sille mitä muuttujia otetaan mukaan selittäjiksi. Jos a1-muuttuja korvataan palkkaregressiossa parvo-muuttujalla, yhtälön selityksaste laskee merkittävästi.

Jälleen kuitenkin kaikissa taulukon 7 regressioissa armeijan käymisestä saatu arvio (muuttuja a1) on erittäin keskeinen ja tilastollisesti voimakas työmarkkina-asemaa selittävä muuttuja. Siis parempi suoriutuminen varusmiespalveluksesta indikoi nopeampaa koulutusta, hyvää työllistymistä ja korkeampaa palkkaa.

⁶ Kun otetaan huomioon pitemmän armeijakoulutuksen saajien hakeutuminen myös pitempään siviilikoulutukseen (ks. taulukko 5, mikä vaikutus pysyy voimassa myös instrumenttimuuttujaestimoinnissa), niin tämän välillisen linkin kautta syntyy käänteinen riippuvuus palvelusalan pituuden ja työllisyyden välille. Tätä efektiä ei kuitenkaan voi pitää varsinaisena koulutuksen hankintaa lykkäävänä vaikutuksena.

6.2 Matching-menetelmällä arvioidut vaikutukset johtajakoulutuksesta

Kuten yllä selostettiin, toteutimme aineistossa rinnastamisella⁷ eli matching-menetelmällä tehdyn vertailun varusmiespalveluksen aikana saadun johtajakoulutuksen osalta. Siinä toteutettiin ns. karkeistetun tarkan rinnastamisen menetelmällä (coarsened exact matching, cem, ks. Blackwell ym. 2009) analyysi, jossa ensimmäisessä vaiheessa muodostetaan koko otoksesta osajoukko niistä henkilöistä, jotka olivat jaettavissa kategorioihin taulukossa 8 esitettyjen valikoitumista selittävien taustamuuttujien osalta ja joilla löytyy vertailu henkilön RUK:n suorittamisen ja sen ulkopuolelle jäämisen osalta. Näitä rinnastettuja havaintoja oli RUK:n käyneistä 656 ja sen ulkopuolelle jääneistä 4 007. Ei-rinnastettuja havaintoja oli vastaavasti 30 ja 3 476. Kaiken kaikkiaan rinnastaminen onnistui menetelmällä hyvin, sillä havaintojen eroavuutta eri soluissa mittaava suure L1 saa arvon 0.0002, teoreettisen minimin ollessa 0 ja maksimin 1, ks. tästä mittarista Blackwell ym. (2009).

Tarkoituksena on se, että kun nämä sotilaallisen koulutuksen determinantit vakioidaan, lopputuloksena oleva sotilaskoulutuksen pituuteen allokointi on luonteeltaan satunnaista ja johtajakoulutuksen vaikutusefekti (treatment effect on the treated) voidaan estimoida regressiolla, ks. taulukko 10.

Tulosten mukaan varusmiespalveluksen aikana saatu johtamiskoulutus on tilastollisesti erittäin merkitsevä muuttuja tulevan palkkakehityksen kannalta. Kertoimen suuruuden mukaan

Taulukko 10 Sotilaskoulutuksen valikoitumisen harhan poistaminen: matching-menetelmällä saatu regressiotulos RUK:n käymisen vaikutuksesta, selitettävä muuttuja logaritminen kuukausipalkka v. 2007⁺

<i>Selittävä muuttuja</i>	<i>Regressiokerroin (keskivirhe)</i>
vakio	7.200 *** (0.191)
RUK-muuttuja (RUK:n käynyt = 1, 0 muuten)	0.192 *** (0.027)
ikä	0.010 (0.010)
koulutustaso	0.045 *** (0.006)
koulutusala	0.072 *** (0.012)
koulutusala ²	-0.007 *** (0.001)
R_c^2	0.042

+ Menetelmästä, ks. luku 4.

⁷ Käytännössä valikoituminen johtajakoulutukseen riippuu paitsi esimiesarviosta, jota ainakin jossain määrin heijastavat yhtälössä (2) olevat muuttujat, myös vertaisarviosta, mistä meillä ei ole käytettävissä tietoa sekä varusmiehen omasta motivaatiosta palvelulla. Tätä viimeksi mainittua tekijää heijastanee myös arviointimuuttuja a1.

palkkavaikutus RUK:n käymisestä on noin 20 %. Ilman matchingiä saatu vastaava suora PNS-vaikutus on runsaat 20 %. Kuvion 1 mukaan tämä palkkavaikutus tulee esiin vasta keskipitkällä ajalla.

Toistetaan sitten sama tarkastelu aliupseerikoulutuksen saaneiden osalta verrattuna miehistökoulutuksen saaneisiin. Tarkastelu tehtiin samalla tavalla kuin äsken. RUK:n käyneet poistettiin havaintojoukosta. Rinnastettuja (matched) havaintoja oli valittuja AUK:n käyneistä 1 810 ja sen ulkopuolelle jääneistä 4 916. Ei-rinnastettuja havaintoja oli vastaavasti 676 ja 81. Kaiken kaikkiaan rinnastaminen onnistui menetelmällä hyvin, sillä havaintojen eroavuutta mittaava suure L1 saa arvon 0.000, teoreettisen minimin ollessa 0 ja maksimin 1. Regressiotulokset ovat taulukossa 11.

Nyt vaikutus on selvästi pienempi kuin yllä, vain noin 4 % palkkaa nostava ja tuloksen merkitsevyys on selvästi pienempi kuin yllä.

Näin ollen voidaan päätellä, että varusmiespalveluksen johtajakoulutus heijastuu palkkaan merkittävästi ja tilastollisesti merkitsevästi.

Tämän lisäksi teimme tällä menetelmällä samanlaisen tarkastelun koulutuksen hankinnan kestoa koskien kuin kohdassa 5.1. Samalla tavalla kuin edellä, RUK-muuttujan kerroin selitettäessä ktutkv1-muuttujaa oli lievästi positiivinen (0.08), mutta ei-merkitsevä (t-arvo 0.87). Näin ollen aikaisemmin esitetty johtopäätös koulutuksen nopeuden neutraalisuudesta varusmiespalveluksen pituuden suhteen saa vahvistusta.

Taulukko 11 Sotilaskoulutukseen valikoitumisen harhan poistaminen: matching-menetelmällä saatu regressiotulos AUK:n käymisen vaikutuksesta, selitettävä muuttuja logaritminen kuukausipalkka v. 2007⁺

<i>Selittävä muuttuja</i>	<i>Regressiokerroin (keskivirhe)</i>
vakio	7.093 *** (0.201)
AUK-muuttuja (AUK:n käynyt = 1, 0 muuten)	0.042 ** (0.021)
ikä	0.014 (0.011)
koulutustaso	0.048 *** (0.006)
koulutusala	0.076 *** (0.013)
koulutusala ²	-0.008 *** (0.002)
R_C^2	0.034

+ Menetelmästä, ks. tekstiä yllä.

Yleisesti voimme todeta, että suoriutuminen varusmiespalveluksesta mitattuna al-muuttujalla ennustaa hyvin pärjäämistä tulevaisuudessa työmarkkinoilla. Tämä arviointi ei tule näkyviin työnantajille. Onko tämä arviointi tulkittava inhimillisen osaamisen kasvuna armeijan käymisellä vai enemmän signaalina? Grönqvist ja Lindqvist (2011) perustelevat eri tavoin, että armeijan johtajakoulutus lisää inhimillistä pääomaa, eikä ole vain signaali suuremmasta lahjakkuudesta. Ensinnäkin signaalointiefekti pätee ainoastaan, jos työnantaja ei tuntisi työntekijää, eikä pätee yrityksen sisäisissä rekrytoinneissa. Toiseksi, työnantajat signaalointitilanteessa voisivat ottaa käyttöön samanlaisia testejä kuin mitä armeija käyttää rekrytoinnissa. Kolmanneksi reservin upseerin palkkaaminen voi tulla kertausharjoitusten vuoksi puolestaan kalliimmaksi. Varusmiespalveluksen pitempi kesto ja korkeampi sotilasarvo voivat toimia indikaationa työnantajille henkilön osaamisesta ja siten merkitä rekrytoinnissa. Muuttuja al kertoo palveluksen laadusta ja sitoutumisesta, mutta sillä ei voi olla samanlaista signaalimerkitystä, koska se ei ole tiedossa työmarkkinoilla. Tämä ei kuitenkaan ole armeijan käymisen tuottama osaamisen lisäys siinä mielessä, että se heijastaisi palveluksen aikana opittuja, siviilissä hyödyllisiä taitoja ja kykyjä, vaan indikoi enemmän henkilön palvelualttiutta ja sitoutumista. Signaaliteorian mukaan henkilö voi hyötyä opiskelusta, mutta yhteiskunta ei lainkaan. Viittaamme tässä siihen, että johtajakoulutuksen osalta todennäköisesti inhimillisen pääoman näkökulma on relevantimpi, kuten Grönqvist ja Lindqvist argumentoivat Ruotsin osalta. Koulutuksen nopeutuminen, joka liittyy pitempään varusmiespalvelukseen, on joka tapauksessa hyöty yhteiskunnalle.

7 Johtopäätöksiä

Tässä tutkimuksessa on tarkasteltu varusmiespalveluksen vaikutusta henkilön tulevaan työmarkkina-asemaan. Tämä suoritettiin siten, että yhdistettiin Puolustusvoimien tiedot vuoden 1998 varusmiespalveluksen ikäluokasta Tilastokeskuksen työssäkäyntitilaston tietoihin henkilöiden tulevasta työmarkkina-asemasta. Tässä suhteessa eriteltiin koulutuksen ajoittuminen, työllistyminen ja palkkatulot. Aineisto sallii jatkossa myös muiden tutkimuskohteiden selvittämisen, ja nyt julkaistua raporttia on pidettävä alustavana.

Tulosten mukaan armeijan käyminen siten, että varusmies aika on minimiä pidempi, ei pidennä tilastollisesti merkitsevästi henkilön koulutuksesta valmistumista. Tämän tulkinta on se, että varusmiespalvelus antaa taitoja ja osaamista, jotka jouduttavat opintoja. On toisaalta myös mahdollista, että pitemmän varusmiespalveluksen suorittavat henkilöt ovat luontaisesti ahkerampia kuin lyhyemmän varusmieskoulutuksen suorittaneet henkilöt. Armeijan menestyksellinen suorittaminen indikoi erittäin voimakkaasti ja positiivisesti tulevaa työmarkkina-asemaa: korkeaa koulutusta, korkeaa työllistymistä ja korkeaa palkkaa. Varusmieskoulutuksen pidentyminen johtajakoulutukseen näyttäisi myös nostavan vastaista palkkaa varsin merkittävästi. Palkkavaikutukset voivat kuitenkin ulottua pitkälle, emmekä saaneet vielä evidenssiä, että vaikutus vähenisi asteittain ajan myötä. Tämän selvittäminen vaatii pitemmän aikavälin, jolta seurauksia tutkitaan, mikä jää jatkotutkimuksen varaan. Kaiken kaikkiaan voidaan päätellä, että varusmiespalveluksella on työmarkkinoilla monia yksilötason seurausvaikutuksia, jotka on otettava huomioon pohdittaessa asevelvollisuuden kansantaloudellista merkitystä.

Lähteet

- Alho, K., Kaitila, V. ja Kotilainen, M. (2003): Puolustusmenojen kansainvälinen vertailu, ETLA sarja B, No. 196.
- Alho, K., Kaitila, V. ja Kotilainen, M. (2006): Työllisyys ja tuottavuus – analyysi talous- ja työllisyyspoliittisten toimien vaikutuksesta, Työministeriö, työpoliittinen tutkimus No. 317, 2006.
- Angrist, J.D. (1998): "Estimating the Labor Market Impact of Voluntary Military Service Using Social security Data on Military Applicants", *Econometrica*, Vol. 66, No. 2, 249–288, March.
- Bauer, T.K., Bender, S., Paloyo, A.R., and Schmidt, C.M. (2009): "Evaluating the Labor-Market Effects of Compulsory Military Service", IZA, Discussion Paper, No. 4535.
- Blackwell, M., Iacus, S., King, G., and Porro, G. (2009): "cem: Coarsened exact matching in Stata", *The Stata Journal*, Vol. 9, No. 4, 524–546.
- Card, D. and Cardoso, A.R. (2011): "Can Compulsory Military Service Increase Civilian wages? Evidence from the Peacetime Draft in Portugal", NBER Working Paper, No. 17694.
- Elovainio, M., Metsäranta, T. ja Kivimäki, M. (2002): "Ennustaako varusmieskoulutuksessa menestyminen työelämään sijoittumista?, etenevä kohorttitutkimus vuosina 1955, 1960 ja 1965 syntyneistä miehistä", Helsingin yliopisto.
- Grönqvist, E. and Lindqvist, E. (2011): "Does Leadership Training Promote Leadership?", A paper presented in the EEA-ESEM Conference, August 2011.
- Hanes, N., Norlin, E. and Sjöström, M. (2008): "Civil Returns of Military Training: A Study of Young Men in Sweden", Department of Economics, Umeå University.
- Honkatukia, J. (2010a): "Puolustusvoimien kansantaloudelliset vaikutukset", VATT Muistiot, No. 11.
- Honkatukia, J. (2010b): "Asevelvollisuuden kansantaloudelliset vaikutukset", *Kansantaloudellinen aikakauskirja*, 4/2010.
- Keller, K., Poutvaara, P. and Wagener, A. (2006): "Military Draft and Economic Growth in OECD Countries", IZA Working Papers, No. 2022.
- Keller, K., Poutvaara, P. and Wagener, A. (2009): "Does Military Draft Discourage Enrollment in Higher Education? Evidence from OECD Countries", HECER Discussion Paper, No. 271.
- Laaksonen, E. (2004): Varusmiehestä opiskelijaksi, Selvitys varusmiespalveluksen vaikutuksista korkeakouluopintojen aloittamiseen ja jatkamiseen, Opetusministeriön julkaisuja 2004:28.
- Lau, M.I., Poutvaara, P. and Wagener, A. (2005): "Dynamic Costs of the Draft", *German Economic Review*, Vol. 5, No. 4.
- Poutvaara, P. (2010): "Asevelvollisuuden taloudelliset vaikutukset", *Kansantaloudellinen aikakauskirja*, 4/2010.
- Poutvaara, P. and Wagener, A. (2007): "To Draft or not to Draft? Inefficiency, Generational Incidence, and Political Economy of Military Conscriptation", *European Journal of Political Economy*, Vol. 23(4), 975–987, December.

Asevelvollisuus ja työmarkkinat:

Varusmiespalveluksen vaikutus koulutukseen, työllisyyteen ja palkkaan

Poutvaara, P. and Wagener, A. (2011): "Ending Military Conscription", DICE Report, Journal of Institutional Comparisons, CESifo, Vol. 9, No. 2, 36–43.

Puolustusministeriö (2007): Asevelvollisuusjärjestelmän yhteiskunnallisia vaikutuksia: kansantalous, alue-
talous, opinnot ja työelämä.

Siilasmaa, R. (2010): Asevelvollisuustyöryhmän raportti, Puolustusministeriö.

Simola, R. (2007): Asevelvollisuusjärjestelmän vaikutukset varusmiespalveluksen suorittaneiden opintoi-
hin ja työmarkkina-asemaan, raportissa 'Asevelvollisuusjärjestelmän yhteiskunnallisia vaikutuksia', Puo-
lustusministeriö.

Stuart, E.A. (2009): "Matching methods for causal inference: A review and a look forward", mimeo,
University of Baltimore, November 2009.

Uusitalo, R. (1999): Return to Education in Finland, Helsingin yliopiston kansantaloustieteen laitos,
Tutkimuksia, No. 79:1999.

Uusitalo, R. ja Korkeamäki, O. (2011): "Asevelvollisuuden vaikutus nuorten miesten työuraan", MATINE,
tiivistelmäraportti, 2011/809.

Aikaisemmin ilmestynyt ETLAn Keskusteluaiheita-sarjassa

Previously published in the ETLA Discussion Papers Series

- No 1254 *Timo Seppälä – Olli Martikainen*, Europe Lagging Behind in ICT Evolution: Patenting Trends of Leading ICT Companies. 22.06.2011. 18 p.
- No 1255 *Paavo Suni – Pekka Ylä-Anttila*, Kilpailukyky ja globaalin toimintaympäristön muutos. Suomen koneteollisuus maailmantaloudessa. 19.08.2011. 39 s.
- No 1256 *Jari Hyvärinen*, Innovaatiotoiminta: Näkemyksiä hyvinvointialaan ja työelämän kehittämiseen. 31.8.2011. 28 s.
- No 1257 *Terttu Luukkonen – Matthias Deschryvere – Fabio Bertoni – Tuomo Nikulainen*, Importance of the Non-financial Value Added of Government and Independent Venture Capitalists. 2.9.2011. 28 p.
- No 1258 *Ari Hyytinen – Mika Pajarinen – Pekka Ylä-Anttila*, Finpron vaikuttavuus – Finpron palveluiden käytön vaikutukset yritysten kansainvälistymiseen ja menestymiseen. 15.9.2011. 32 s.
- No 1259 *Kari E.O. Alho*, How to Restore Sustainability of the Euro? 19.9.2011. 27 p.
- No 1260 *Heli Koski*, Does Marginal Cost Pricing of Public Sector Information Spur Firm Growth? 28.9.2011. 15 p.
- No 1261 *Valeriy Naumov – Olli Martikainen*, Method for Throughput Maximization of Multiclass Networks with Flexible Servers. 13.12.2011. 19 p.
- No 1262 *Valeriy Naumov – Olli Martikainen*, Optimal Resource Allocation in Multiclass Networks. 14.12.2011. 17 p.
- No 1263 *Jari Hyvärinen*, Innovaatiotoiminta: Suomi globaalitaloudessa. 30.12.2011. 49 s.
- No 1264 *Jari Hyvärinen*, Productivity: An International Comparison. 30.12.2011. 20 p.
- No 1265 *Jukka Lassila – Tarmo Valkonen – Juha M. Alho*, Fiscal Sustainability and Policy Rules under Changing Demographic Forecasts. 21.12.2011. 32 p.
- No 1266 *Reijo Mankinen – Olavi Rantala*, Ulkomaanliikenteen palveluiden arvonlisäverotuksen käyttöönoton vaikutukset laiva- ja lentoliikenteeseen. 11.1.2012. 29 s.
- No 1267 *Ville Kaitila – Pekka Ylä-Anttila*, Investoinnit Suomessa. Kehitys ja kansainvälinen vertailu. 30.1.2012. 34 s.
- No 1268 *Valeriy Naumov – Olli Martikainen*, Queueing Systems with Fractional Number of Servers. 21.3.2012. 11 p.
- Elinkeinoelämän Tutkimuslaitoksen julkaisemat "Keskusteluaiheita" ovat raportteja alustavista tutkimustuloksista ja väliraportteja tekeillä olevista tutkimuksista. Tässä sarjassa julkaistuja monisteita on mahdollista ostaa Taloustieto Oy:stä kopiointi- ja toimituskuluja vastaavaan hintaan.
- Papers in this series are reports on preliminary research results and on studies in progress. They are sold by Taloustieto Oy for a nominal fee covering copying and postage costs.*

Julkaisut ovat ladattavissa pdf-muodossa osoitteessa: www.etla.fi/julkaisuhaku.php
Publications in pdf can be downloaded at www.etla.fi/eng/julkaisuhaku.php

ETLA

Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos
The Research Institute of the Finnish Economy
Lönnrotinkatu 4 B
00120 Helsinki

ISSN 0781-6847

Puh. 09-609 900
Fax 09-601 753
www.etla.fi
etunimi.sukunimi@etla.fi