

Oksanen Juho

Työmarkkina-asema ja maahanmuuttopoliittiset preferenssit

Taloustieteiden laitos

## TIIVISTELMÄ

Tampereen yliopisto            Taloustieteiden laitos; kansantaloustiede

Tekijä:                            OKSANEN, JUHO  
Tutkielman nimi:                Työmarkkina-asema ja maahanmuuttopoliittiset preferenssit  
Pro gradu -tutkielma:         80 sivua, 29 liitesivua  
Aika:                                Helmikuu 2006  
Avainsanat:                        maahanmuutto, poliittinen taloustiede

---

Tämä tutkimus keskittyy eurooppalaisten yksilöiden maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittämiseen. Yksilöiden maahanmuuttopoliittisista preferensseistä on kiinnostuttu taloustieteissä, koska niillä on voitu testata maahanmuutosta luotujen taloudellisten mallien toimivuutta. Tässä tutkimuksessa maahanmuuttopoliittisia preferenssejä selitetään poliittisen taloustieteen viitekehyksessä ja keskitytään erityisesti yksilön työmarkkina-aseman sekä maahanmuuttopoliittisten preferenssien välisen yhteyden tutkimiseen.

Tutkimuksen aineistona on European Social Survey 2002–2003. Tässä tutkimuksessa tarkastellaan erityisesti kantäväestön suhtautumista matalan ja korkean tuottavuuden työvoiman maahanmuuttoon. Heckscher–Ohlinin-mallin ja tuotannontekijöiden osuuksien mallin perusteella voidaan ennustaa, että yksilöt preferoivat sellaisten ihmisten maahanmuuttoa, jotka eivät tule kilpailemaan heidän kanssaan samoille työmarkkinoille.

Tutkimuksen selitettävä muuttuja on järjestysasteikollinen, joten aineiston analysointi aloitetaan järjestysasteikollisella logit-analyysillä (ordered logit analysis). Järjestysasteikollinen analyysi ei kuitenkaan täytä paralleelisten regressioiden oletusta, jolloin järjestysasteikollisen regression tuottamat tulokset saattavat olla harhaisia. Harhaisten tulosten välttämiseksi aineiston analyysiä jatketaan multinominaalisella logit-analyysillä.

Aineiston analyysin perusteella yksilön työmarkkina-asema on heikko maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjä. Työmarkkina-asemaa kuvaavan koulutus-muuttujan selitysvaikutus liittyy pääasiassa kahteen työmarkkina-aseman ulkopuoliseen tekijään. Ensinnäkin korkeasti koulutetut arvioivat maahanmuuton vaikutuksia positiivisemmin kuin matalasti koulutetut. Toiseksi korkeasti koulutetut ovat koulutuksen yhteydessä sisäistäneet suvaitsevampaa arvomaailmaa kuin matalasti koulutetut. Lisäksi korkeasti koulutetut preferoivat matalasti koulutettuja liberaalimpaa maahanmuuttopolitiikkaa myös suhteessa korkean tuottavuuden työvoimaa edustaviin maahanmuuttajiin, mikä on vastoin taloudellisen teorian odotuksia.

Tutkimuksen perusteella ei ole syytä hylätä rationaalista etunäkökulmaa maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittämisessä. Tulosten perusteella korkeasti koulutetut painottavat matalasti koulutettuja enemmän korkean tuottavuuden työvoiman maahanmuutosta aiheutuvia (taloudellisia) hyötyjä. Yksilöt arvioivat maahanmuutosta mahdollisesti koituvia hyötyjä enemmän koko kansantalouden tasolla kuin oman työmarkkina-asemansa perusteella. Käytännön maahanmuuttopolitiikan kannalta tämän tutkimuksen tulokset ovat haastavia. Suomalaisten suhtautuminen maahanmuuttopolitiikkaan on yleisesti ottaen rajoittavaa ja merkittävä osa suomalaisten rajoittavista preferensseistä selittyy kulttuurisilla sekä asenteellisilla tekijöillä.

## Sisällysluettelo

<a href="#">1. Johdanto</a>	1
<a href="#">2. Maahanmuuton taloustiede</a>	3
<a href="#">2.1. Maahanmuuton taloustieteelliset mallit</a>	3
<a href="#">2.2. Maahanmuuton taloudelliset vaikutukset</a>	11
<a href="#">2.3. Kantaväestön maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäminen</a>	14
<a href="#">3. Aineisto ja metodi</a>	18
<a href="#">3.1. Tutkimuksen aineisto</a>	18
<a href="#">3.2. Järjestysasteikollisen muuttujan selittäminen</a>	20
<a href="#">3.2.1. Järjestysasteikollinen logit-malli</a>	20
<a href="#">3.2.2. Järjestysasteikollisen logit-mallin estimointi ja hypoteesien testaus</a>	24
<a href="#">3.2.3. Järjestysasteikollisen logit-mallin tulkinta</a>	26
<a href="#">3.2.4. Oletus paralleelisista regressioista ja mallin valinta</a>	32
<a href="#">3.3. Luokitteluasteikollisen muuttujan selittäminen</a>	34
<a href="#">3.3.1. Multinominaalinen logit-malli</a>	34
<a href="#">3.3.2. Multinominaalisen mallin tulkinta</a>	36
<a href="#">4. Perusmalli maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittämiseen</a>	39
<a href="#">4.1. Koulutus ja tulot työmarkkina-aseman kuvaajina sekä oletus paralleelisista regressioista</a>	39
<a href="#">4.2. Järjestysasteikollinen logit-analyysi maahanmuuttopoliittisten preferenssien mallintajana</a>	43
<a href="#">4.3. MNL-malli maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjänä</a>	47
<a href="#">4.4. Objekttiivisen mallin kansainvälistä vertailua</a>	51
<a href="#">5. Maahanmuuton vaikutuksen malli ja laaja malli</a>	54
<a href="#">5.1. Maahanmuuton oletetut vaikutukset ja yksilöiden maahanmuuttopoliittiset preferenssit</a>	54
<a href="#">5.2. Poliittiset arvot ja yksilöiden maahanmuuttopoliittiset preferenssit</a>	57
<a href="#">5.2.1. Koulutus laajassa mallissa</a>	57
<a href="#">5.2.2. Maahanmuuton taloudelliset vaikutukset laajassa mallissa</a>	59
<a href="#">5.2.3. Muita tulkintoja laajasta mallista</a>	61
<a href="#">5.3. Laajan mallin kansainvälinen vertailu</a>	62
<a href="#">5.3.1. Koulutus kansainvälisessä vertailussa</a>	62
<a href="#">5.3.2. Maahanmuuttajien sopeutumisen taloudellisen teorian tarkastelua ja ikä suomalaisena erikoistapauksena</a>	66
<a href="#">5.3.3. Maiden ominaispiirteet maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittämisessä</a>	67
<a href="#">6. Yhteenveto</a>	71
<a href="#">Lähdeluettelo</a>	76

## Lista kuvioista

<a href="#">Kuvio 1. Työmarkkinoiden tasapaino Heckscher–Ohlinin-mallissa (Scheve ja Slaughter 2001, 136).</a>	5
<a href="#">Kuvio 2. Maahanmuuton vaikutus palkkatasoon tuotannontekijöiden osuuksien mallissa. Kuvio 2.A. Borjasin maahanmuuttoylijäämää havainnollistava malli (Borjas 1995, 7). Kuvio 2.B. Scheven ja Slaughterin suhteellista palkkatasoa korostava muunnos (Scheve ja Slaughter 2001a, 137).</a>	8
<a href="#">Kuvio 3. Latentin muuttujan <math>y^*</math> kuvautuminen aineistossa havaittavaksi muuttujaksi <math>y</math> (Long 1997, 117).</a>	22
<a href="#">Kuvio 4. Koulutuksen vaikutus maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin. Selitettävänä muuttujana <i>etnisyys eri</i>.</a>	47
<a href="#">Kuvio 5. Koulutuksen vaikutus maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin Euroopan maille muodostetuissa objektiivisissa malleissa.</a>	52
<a href="#">Kuvio 6. Koulutus-muuttujan selitysvoima malleissa 1–3 keskimääräisellä absoluuttisella diskreetillä muutoksella mitattuna (<math>\bar{\Delta} x_r</math>). MNL-malli. Selitettävänä muuttujana <i>Eurooppa köyhä</i>.</a>	99
<a href="#">Kuvio 7. Koulutus-muuttujan selitysvoima malleissa 1–3 keskimääräisellä absoluuttisella diskreetillä muutoksella mitattuna (<math>\bar{\Delta} x_r</math>). MNL-malli. Selitettävänä muuttujana <i>Eurooppa rikas</i>.</a>	100
<a href="#">Kuvio 8. Koulutus -muuttujan selitysvoima malleissa 1–3 keskimääräisellä absoluuttisella diskreetillä muutoksella mitattuna (<math>\bar{\Delta} x_r</math>). MNL-malli. Selitettävänä muuttujana <i>etnisyys eri</i>.</a>	101
<a href="#">Kuvio 9. Maahanmuuttajien sopeutumisen taloudellisen teorian tarkastelua. <i>Rikollisuus</i>-muuttujan selitysvoima kolmannessa mallissa mitattuna keskimääräisellä absoluuttisella diskreetillä muutoksella (<math>\bar{\Delta} x_r</math>). MNL-malli. Selitettävänä muuttujina <i>etnisyys eri</i> ja <i>Eurooppa rikas</i>.</a>	102
<a href="#">Kuvio 10. Iän selitysvoima mallissa 3 keskimääräisellä absoluuttisella diskreetillä muutoksella mitattuna (<math>\bar{\Delta} x_r</math>). MNL-malli. Selitettävänä muuttujina <i>Eurooppa köyhä</i>, <i>Eurooppa rikas</i> ja <i>etnisyys eri</i>.</a>	103
<a href="#">Kuvio 11. Koulutus ja maahanmuuton vaikutukset eräissä malleissa 2–3 mitattuna keskimääräisellä absoluuttisella diskreetillä muutoksella (<math>\bar{\Delta} x_r</math>). MNL-malli. ...</a>	104
<a href="#">Kuvio 12. Eri maiden ominaispiirteiden voimakkuus koko aineistolle tehdyssä mallissa. 3 vaiheen MNL-malli. Pystyakselilla keskimääräisen absoluuttisen diskreetin muutoksen (<math>\bar{\Delta} x_r</math>) erotus keskimääräisestä maasta. Perusjoukkona liberaalein maa, Ruotsi.</a>	105

## Lista taulukoista

<a href="#"><u>Taulukko 1. Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. Ordered logit -malli.</u></a>	81
<a href="#"><u>Taulukko 2. Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. Ordered logit -malli. Selitettävänä muuttujana <i>etnisyys eri</i>. Työmarkkinataitoja kuvaa <i>koulutus</i>.</u></a>	82
<a href="#"><u>Taulukko 3. Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. Ordered logit -malli. Selitettävänä muuttujana <i>etnisyys eri</i>. Työmarkkinataitoja kuvaa <i>tulot</i>.</u></a>	83
<a href="#"><u>Taulukko 4. Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana <i>Eurooppa köyhä</i>.</u></a>	84
<a href="#"><u>Taulukko 5. Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana <i>Eurooppa rikas</i>.</u></a>	85
<a href="#"><u>Taulukko 6. Eurooppalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana <i>Eurooppa köyhä</i>.</u></a>	86
<a href="#"><u>Taulukko 7. Eurooppalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana <i>Eurooppa rikas</i>.</u></a>	88
<a href="#"><u>Taulukko 8. Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana <i>Eurooppa köyhä</i>.</u></a>	90
<a href="#"><u>Taulukko 9. Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana <i>Eurooppa rikas</i>.</u></a>	91
<a href="#"><u>Taulukko 10. Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana <i>etnisyys eri</i>.</u></a>	92
<a href="#"><u>Taulukko 11. Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana <i>Eurooppa köyhä</i>.</u></a>	93
<a href="#"><u>Taulukko 12. Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana <i>Eurooppa rikas</i>.</u></a>	95
<a href="#"><u>Taulukko 13. Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana <i>etnisyys eri</i>.</u></a>	97

## Lista liitteistä

<a href="#">Liite 1. ESS-surveyn kysymyksenasettelu</a> .....	106
<a href="#">Liite 2. Muuttujien kuvailu</a> .....	108
<a href="#">Liite 3. Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana <i>etnisyys eri</i>.</a> .....	109

# 1. Johdanto

Maahanmuutto on noussut merkittäväksi talouspoliittiseksi keskustelun aiheeksi länsimaissa. Kansantaloustieteessä tähän keskusteluun on osallistuttu tutkimalla maahanmuuton vaikutuksia kohdemaan palkkatasoon, työllisyyteen ja julkiseen talouteen. Lisäksi kansantaloustieteilijät ovat tutkineet maahanmuuton ja taloudellisen kasvun välistä yhteyttä.

Maahanmuuton empiiristen seurausten mallintamisen lisäksi kansantaloustieteilijät ovat kiinnostuneet kantaväestön maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittämisestä. Kantaväestön maahanmuuttopoliittiset preferenssit ovat olleet taloustieteellisen tutkimuksen kiinnostuksen kohteena, koska yksilötason aineistojen avulla on voitu testata maahanmuutosta muodostettujen taloudellisten mallien toimivuutta. Toisin sanoen taloustieteilijät ovat testanneet vaikuttaako yksilön työmarkkina-asema hänen maahanmuuttopoliittisiin preferensseihinsä maahanmuuton taloudellisten mallien ennustusten mukaisesti.

Myös politiikan tutkijat ja sosiologit ovat selittäneet yksilöiden maahanmuuttopoliittisia preferenssejä. Näissä tutkimuksissa on taloudellisten mallien sijaan keskitytty enemmän yksilöiden poliittisten asenteiden ja maahanmuuttopoliittisten preferenssien väliseen yhteyteen. Työmarkkina-asemaa painottava taloustieteellinen tutkimus ja ennakkoluuloja sekä asenteita painottava poliittis-sosiologinen tutkimus ovat keskustelleet erityisesti koulutusta kuvaavasta muuttujasta. Sen on tulkittu heijastavan joko työmarkkina-asemaa tai koulutuksen ohessa opittua suvaitsevaisuutta – tai molempia.

Teoreettisen merkityksen lisäksi kantaväestön maahanmuuttopoliittisten preferenssien ymmärtäminen on tärkeää, koska nämä preferenssit asettavat reunaehdot maahanmuuttopolitiikasta päättävälle poliitikoille. Lisäksi kantaväestön suhtautuminen maahanmuuttajiin vaikuttaa maahanmuuttajien sopeutumiseen ja työllistymiseen uudessa kotimaassaan. Näin voidaan ajatella, että kantaväestön asenteet maahanmuuttajia kohtaan vaikuttavat maahanmuuttopolitiikan taloudellisen onnistumisen edellytyksiin.

Tämä tutkimus keskittyy eurooppalaisten maahanmuuttopoliittisten preferenssien empiiriseen selittämiseen. Pääpaino on ekonometrisen mallin soveltamisessa ja tulosten tulkinnassa. Tutkimusasetelma on pyritty luomaan siten, että työmarkkina-aseman ja poliittisten asenteiden vaikutusta maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin voidaan vertailla.

Tutkimuksessa hyödynnetään vuosina 2002–2003 kerättyä European Social Survey (ESS) -aineistoa, joka kattaa 22 Euroopan maata. Tutkimuksessa tarkastellaan erityisesti Suomen aineistoa, mutta koko Euroopan aineistoa käytetään suhteuttamaan Suomen aineistosta saatavia tuloksia. Lisäksi eri maille luotujen mallien avulla voidaan päätellä, mitkä tulokset ovat yleisluontoisia ja mitkä puolestaan enemmän maa-erityisiä.

Luvussa kaksi käsitellään tutkimuksen teoreettista viitekehystä. Ensin käydään läpi maahanmuuton taloudellisia malleja. Tämän jälkeen käsitellään lyhyesti olemassa olevaa empiiristä tietoa maahanmuuton taloudellisista vaikutuksista. Lopuksi luodaan katsaus maahanmuuttopoliittisten preferenssien mallintamiseen ja aiempiin tutkimustuloksiin.

Kolmannessa luvussa esitellään aineisto ja tutkimuksen metodit. Koska tutkimus on empiriapainotteinen ja käytetyt metodit ovat suhteellisen harvinaisia, pyritään tutkimuksessa perusteelliseen metodien esittelyyn. Tutkimuksen selitettävänä muuttujana on yksilöiden halukkuus sallia erilaisten ryhmien maahanmuuttoa<sup>1</sup>. Näin selitettävä muuttuja on järjestysasteikollinen, ja perinteisen regressiomallin soveltaminen johtaisi harhaisiin tuloksiin.

Luvussa neljä rakennetaan malli ”objektiivisista” selittävästä muuttujista. Luvussa viisi mallinnetaan maahanmuuton oletettua taloudellista vaikutusta maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin ja esitellään laaja malli. Eri empiirisiä analyysejä yhdistää keskittyminen *koulutus*-muuttujan tarkasteluun. Tarkastelun kohteena on se, missä määrin koulutuksella voidaan kuvata yksilön työmarkkina-asemaa, ja erityisesti se kuinka hyvin yksilön työmarkkina-asema selittää maahanmuuttopoliittisiä preferenssejä. Lopuksi luvussa kuusi tehdään yhteenveto tutkimuksen empiirisistä tuloksista.

---

<sup>1</sup> Yksilöiltä kysyttiin esimerkiksi, ”kuinka paljon Suomen tulisi sallia sellaisten ihmisten muuttaa maahan asumaan, jotka tulevat köyhemmistä Euroopan maista”. Vastausvaihtoehtoina olivat: ”pitäisi sallia paljon”, ”pitäisi sallia melko paljon”, ”pitäisi sallia vähän” ja ”ei pitäisi sallia lainkaan”.



## 2. Maahanmuuton taloustiede

### 2.1. Maahanmuuton taloustieteelliset mallit

Tässä tutkimuksessa mallinnetaan yksilötason maahanmuuttopoliittisia preferenssejä<sup>2</sup>. Koska aineisto on yksilötasoista, on luontevaa valita myös teoreettisen viitekehyksen lähtökohdaksi yksilö. Tässä tutkimuksessa oletetaan, että yksilön maahanmuutosta kokema hyöty tai haitta vaikuttaa yksilön maahanmuuttopoliittisten preferenssien muotoutumiseen.

Maahanmuuton vaikutus yksilön kokemaan hyötytasoon riippuu oletettavasti maahanmuuton vaikutuksesta yksilön taloudelliseen tilanteeseen. Maahanmuuton taloudellisen vaikutuksen lisäksi maahanmuutto saattaa vaikuttaa yksilön kokemaan hyötytasoon myös usean ei-taloudellisen tekijän kautta. Yksilöiden käsitykset monikulttuurisuudesta, ennakkoluulot vieraita ihmisryhmiä kohtaan ja maahanmuuton vaikutukset sosiaaliseen järjestykseen vaikuttavat yksilöiden maahanmuutosta kokemaan hyötyyn.

Edellä mainittujen ei-taloudellisten tekijöiden vaikutuksesta käyty sosiaalitieteellinen teoreettinen keskustelu on hajanaisempaa ja moninaisempaa kuin taloustieteissä käyty vastaava keskustelu. Tämä heijastaa sitä, että sosiaalitieteissä maahanmuuttoa lähestytään käyttäen useita erilaisia lähtökohtia ja teoreettisia viitekehyksiä. Tässä tutkimuksessa sosiaalitieteille ominaisia teoreettisia lähtökohtia ei tarkastella teoreettisen viitekehyksen yhteydessä, mutta tutkimuksen empiirisessä osiossa nämä tekijät otetaan huomioon. Perusteellisen käsityksen sosiaalitieteellisestä lähestymisestä maahanmuuttopoliittisten preferenssien määräytymiseen saa Citrinin et al. (1997) tutkimuksesta.

Seuraavassa esitellään kaksi erilaista tapaa mallintaa maahanmuuton vaikutus kantaväestön taloudelliseen tilanteeseen. Ensin käsitellään maahanmuuton vaikutusta kantaväestön palkkatasoon perinteisen Heckscher–Ohlinin (jatkossa HO)-mallin

---

<sup>2</sup> Tässä luvussa hyödynnetään aikaisempaa valtio-opin pro gradu -tutkimustani, jonka aiheena oli suomalaisten maahanmuuttopoliittisten preferenssien kuvailu ja selittäminen (Oksanen 2004). Tämä tutkimus on empiiriseltä toteutukseltaan täysin erilainen kuin aikaisempi pro graduni, jossa empiirinen tarkastelu rajoittui kulmakertoimien etumerkkien ja tilastollisen merkitsevyyden tulkintaan. Lisäksi tämän tutkimuksen asetelma poikkeaa aikaisemmasta tutkimuksestani, koska tässä on tavoitteena mallintaa työmarkkina-aseman ja maahanmuuttopoliittisten preferenssien välistä yhteyttä, kun aikaisempi tutkimukseni keskittyi sosiaalitieteellisesti kiinnostaviin kysymyksiin.

perusteella. Sen jälkeen käsitellään Borjasin (1995) tuotannontekijöiden osuuksien mallia<sup>3</sup>. Maahanmuuton taloudellista vaikutusta on tutkittu myös keskittymällä alueellisiin työmarkkinoihin (esim. Card 1990; Hunt 1992). Tässä esityksessä alueellinen lähestymistapa sivuutetaan, koska tämän tutkimuksen empiirinen aineisto ei mahdollista alueellisten hypoteesien testausta.

HO-malli on kansainvälisen kaupan malli, jossa eroja maiden tuotannossa selitetään maiden erilaisilla tuotannon edellytyksillä (Debaere ja Demiroglu 2003, 102). HO-mallin keskeinen maahanmuuttoon liittyvä taustaoletus on se, että jokaisella tuotantopanoksella on kansalliset markkinat erotuksena alueellisista tuotantopanosten markkinoista. Tämän mukaan myös kansalaiset ja maahanmuuttajat ovat siinä määrin liikkuvia tuotannontekijöitä, että suljettuja paikallisia työmarkkinoita ei pääse syntymään. (Scheve ja Slaughter 2001a, 135.)

HO-mallissa maailmanmarkkinahinnat määrittävät tuotannosta saatavan korvauksen, ja maan palkkataso määrittyy tuotannossa käytettävän teknologian ja maailmanmarkkinahintojen perusteella (Scheve ja Slaughter 2001a, 135). Tällöin kiinnostus on maahanmuuton vaikutuksessa maan suhteelliseen palkkatasoon. Maahanmuuton vaikutus palkkatasoon riippuu alkuperäisestä tuotannon koostumuksesta, maahanmuuttajien määrästä ja maan tuotannon osuudesta maailmanmarkkinoilla<sup>4</sup> (Daniels ja von der Ruhr 2003, 148). HO-mallissa tuotannontekijät ovat liikkuvia eri sektoreiden välillä, joten kantaväestö arvioi maahanmuuton vaikutuksia heidän palkkatasoonsa omien työmarkkinataitojensa kautta, jotka eivät ole sidottuja millekään tietylle tuotannon sektorille (Scheve ja Slaughter 2001b, 273).

Kuviossa 1 on kolmea tuotetta tuottava pieni maa, jonka tuotannon muutokset eivät vaikuta maailmanmarkkinahintoihin. Pystyakselilla on kuvattu korkean tuottavuuden työstä maksettavan palkan suhde matalan tuottavuuden työstä maksettavaan palkkaan ( $W_s / W_u$ )<sup>5</sup>. Vaaka-akseli kuvaa korkean tuottavuuden työvoimalle intensiivisen

---

<sup>3</sup> Alkuperäinen termi on Factor Proportions Model. Suomenenos J.O.

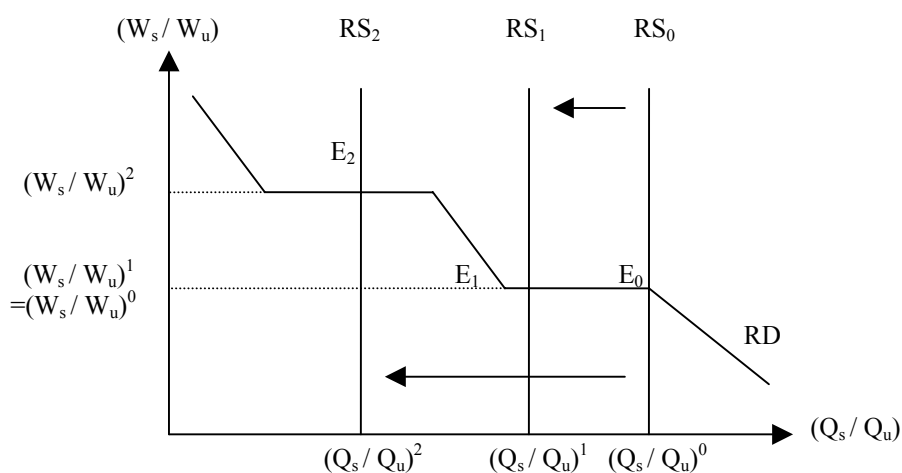
<sup>4</sup> Jos maan tuotannon osuus maailmanmarkkinoilla on riittävän iso, saattavat muutokset maan tuottamien tuotteiden määrässä vaikuttaa maailmanmarkkinahintoihin ja sitä kautta takaisin maan palkkatasoon. Suomen tapauksessa voidaan olettaa, että muutokset tuotettujen tuotteiden määrässä eivät vaikuta maailmanmarkkinahintoihin.

<sup>5</sup> Alaindeksi s viittaa englanninkieliseen termiin *skilled* ja alaindeksi u viittaa englanninkieliseen termiin *unskilled*.

tuotannon suhdetta matalan tuottavuuden työvoimalle intensiiviseen tuotantoon ( $Q_s / Q_u$ ). Työn suhteellista tarjontaa kuvataan pystysuorilla RS-käyrillä, koska mallissa oletetaan täystyöllisyys.

Työn suhteellisen kysyntäkäyrän (RD) muoto on maahanmuuton taloudellisten vaikutusten havainnollistamiseksi keskeinen. Työn kysyntäkäyrän vaakasuorilla osilla maa tuottaa kahta tuotetta eivätkä maahanmuuton aiheuttamat muutokset työvoiman koostumuksessa muuta tuotannossa olevia tuotteita. Tässä yhteydessä oletetaan, että maahanmuutto vaikuttaa työvoiman koostumukseen siten, että matalan tuottavuuden työvoima lisääntyy. Liikuttaessa pitkin työn kysyntäkäyrän vaakasuoraa osaa, ainoastaan maan tuottamien tuotteiden osuuksissa tapahtuu muutosta. Tuotettujen tuotteiden osuudet muuttuvat siten, että matalan tuottavuuden työlle intensiivinen tuotanto kasvaa suhteessa korkean tuottavuuden työlle intensiiviseen tuotantoon. Olennaista on, että itse tuotteiden joukko pysyy samana, jolloin maailmanmarkkinahintojen määräämä suhteellinen palkkataso ei muutu. Työn kysyntäkäyrän laskevalla osilla maassa tuotetaan ainoastaan yhtä tuotetta, ja maahanmuuttajista koostuvan matalan tuottavuuden lisätyövoiman on tultava työmarkkinoille matalammilla palkoilla. Näin korkean ja matalan tuottavuuden töistä maksettavan palkkojen suhde muuttuu. (Scheve ja Slaughter 2001a, 136.)

**Kuvio 1. Työmarkkinoiden tasapaino Heckscher–Ohlinin-mallissa (Scheve ja Slaughter 2001, 136).**



Kuviossa 1 on lähtötilanteena tasapaino  $E_0$ , jossa maa tuottaa korkean ja keskimääräisen tuottavuuden työlle intensiivistä tuotetta. Tasapainotilassa  $E_0$  korkean työn tuottavuuden tuotannon suhde matalan tuottavuuden työn suhteeseen on  $(Q_s / Q_u)^0$ . Korkean

tuottavuuden työstä maksettavan palkan suhde matalan tuottavuuden työstä maksettavaan palkkaan on  $(W_s / W_u)^0$ . Ensimmäinen maahanmuuttoshokki lisää matalan tuottavuuden työvoimaa siten, että uusi tasapainopiste on  $E_1$  ja korkean työn tuottavuuden tuotannon suhde matalan tuottavuuden työn suhteeseen laskee pisteeseen  $(Q_s / Q_u)^1$ . Maahanmuuttoshokki ei kuitenkaan muuta tuotettujen tuotteiden joukkoa, ja maailmanmarkkinahintojen määrittämä suhteellinen palkkataso  $(W_s / W_u)^1$  on sama kuin ennen maahanmuuttoshokkia.

Toinen maahanmuuttoshokki lisää matalan tuottavuuden työvoimaa niin paljon, että maan tuotanto reagoi muuttuvaan työvoiman tarjontaan muuttamalla tuotettavien tuotteiden joukkoa. Tasapainotilassa  $E_2$  maa tuottaa matalan tuottavuuden työvoimalle intensiivistä tuotetta ja keskimääräisen tuottavuuden työlle intensiivistä tuotetta. Uudessa tasapainotilassa suhteellinen palkkataso muuttuu pisteeseen  $(W_s / W_u)^2$ . Tämä tarkoittaa sitä, että matalan tuottavuuden työvoimasta koostuva maahanmuuttoshokki on kasvattanut korkean tuottavuuden suhteellisia palkkoja ja laskenut matalan tuottavuuden työstä maksettua suhteellista korvausta. Jos oletetaan kiinteä hintataso, niin suhteellinen palkkatason lasku tarkoittaa myös reaalisen palkkatason laskua (Scheve ja Slaughter 2001a, 136).

Jos oletetaan, että maahanmuuttajat lisäävät matalan tuottavuuden työvoimaa, voidaan HO-mallin perusteella tehdä seuraavat ennustukset yksilön työmarkkina-aseman ja maahanmuuttopoliittisten preferenssien välisestä yhteydestä. Jos yksilöt eivät usko maahanmuuttovirran olevan niin suurta, että maan tuottamien tuotteiden joukko muuttuu, ei yksilön työmarkkina-asemalla ja maahanmuuttopoliittisilla preferensseillä tulisi olla yhteyttä. Toisaalta, jos yksilöt uskovat maahanmuuttovirran muuttavan maan tuottamien tuotteiden joukkoa, preferoi korkean (matalan) tuottavuuden työvoima liberaalia (rajoittavaa) maahanmuuttopoliittikkaa.

Seuraavaksi esiteltävässä tuotannontekijöiden osuuksien mallissa tarkastellaan taloutta yleisen tasapainotilan kautta, jolloin maahanmuuttajat nähdään työvoiman tarjontaa lisäävinä tuotannontekijöinä. Tuotannontekijöiden osuuksien mallissa oletetaan, että kantaväestön muuttoliike<sup>6</sup> ja pääoman sopeutuminen hajottavat maahanmuuton vaikutukset siinä määrin yli kansantalouden, että maahanmuuton vaikutuksia on

---

<sup>6</sup> Kantaväestö saattaa reagoida maahanmuutosta johtuvaan alueelliseen työn tarjonnan lisääntymiseen muuttamalla alueille, joissa maahanmuuttajat eivät vielä ole lisänneet työn tarjontaa.

tarkoituksenmukaista analysoida kansantalouden tasolla. Erityisesti tarkastelun kohteena on maahanmuuton aiheuttama työn lisääntynyt tarjonta kansallisella tasolla. (Borjas et al. 1996, 246, 249.)

Tuotannontekijöiden osuuksien mallissa on kansalliset työmarkkinat kuten HO-mallissa. Keskeinen erotus näillä kahdella mallilla on se, että tuotannontekijöiden osuuksien mallissa on yksi tuotantosektori, joten työvoiman suhteellinen kysyntäsuora on koko ajan laskeva. Tuotannontekijöiden osuuksien malliin liittyvä yhden tuotantosektorin oletus johtaa siihen, että kansantalous ei pysty reagoimaan muuttuneisiin tuotantopanosten suhteisiin muuttamalla eri tuotteiden tuotantointensiteettiä. Näin ainoa mahdollinen keino talouden sopeutumiseen on palkkatason jousto. (Scheve ja Slaughter 2001a, 136.)

Tuotannontekijöiden osuuksien mallin perusidea voidaan esittää myös ilman vaatimusta yhdestä tuotantosektorista, jos oletetaan, että jokaisella tuotannon sektorilla on yksi kyseiseen sektoriin sidottu tuotannontekijä. Lisäksi oletetaan toinen tuotantopanos, joka on liikkumiskelpoinen tuotannon eri sektoreiden välillä. Maahanmuuton yhteydessä korkean tuottavuuden työvoima on tietylle tuotannon sektorille spesifiä, ja matalan tuottavuuden työvoima on sektoreiden välillä liikkuvaa. Jos maahanmuutto lisää tuotannon sektoreiden välillä liikkumiskelpoista matalan tuottavuuden työvoimaa, laskee matalan tuottavuuden työn palkka. (Daniels ja von der Ruhr 2003, 148.)

Palkkauksen eriarvoisuutta nostaa vielä se, että maahanmuutosta johtuvat muutokset nostavat korkean tuottavuuden töitä tekevien palkkatasoa. Maahanmuutto lisää kokonaistuotantoa, jolloin myös korkean tuottavuuden työn kysyntä kasvaa. Maahanmuutto ei kuitenkaan lisää korkean tuottavuuden työvoimaa, jolloin korkean tuottavuuden työvoimaa hyödyntävän tuotannon tasoa voidaan pitää vakiona. Näin lisääntynyt kysyntä nostaa korkean tuottavuuden työvoiman palkkatasoa, koska korkean tuottavuuden työvoiman tarjonta ei nouse. (Söllner 1999, 249.)

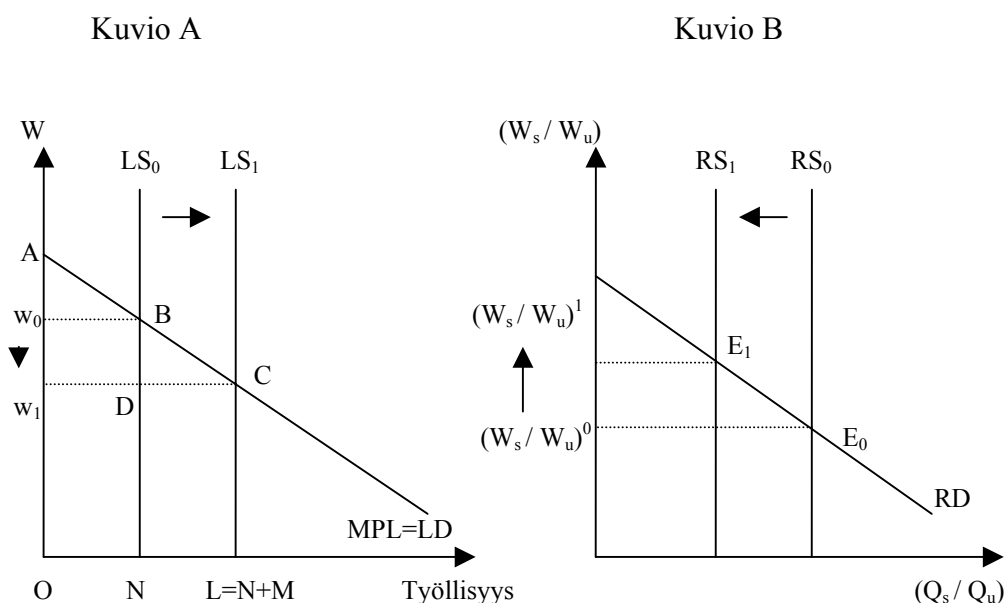
Kuviossa 2 havainnollistetaan tuotannontekijöiden osuuksien mallia kahdella eri tavalla. Ensimmäisenä esitettävässä kuviossa 2.A havainnollistetaan maahanmuuton tulonjaollista muutosta maahanmuuttoylijäämän avulla, kun oletetaan ettei maahanmuuttajien ja kantäväestön työmarkkinataidoissa ole eroa. Toisena esitettävässä kuviossa 2.B havainnollistetaan maahanmuuton aiheuttamaa suhteellisen palkkatason

muutosta, kun oletetaan maahanmuuttajien olevan pääasiassa matalan tuottavuuden työvoimaa.

Kuviossa 2.A esitetään palkkataso pystyakselilla ja työllisyys vaakakselilla, missä  $N$  on maan kansalaisista koostuva työvoima,  $M$  on maahanmuuttajista koostuva työvoima ja  $L$  on kantaväestöstä ja maahanmuuttajista koostuva työvoima. Mallissa ei oleteta eroja maahanmuuttajien ja kantaväestön taidoissa, joten  $L$  on yhtäsuuri kuin  $N+M$ . Lyhyellä tähtäimellä pääomakanta on vakio, eli muutokset tuotantofunktiossa<sup>7</sup> tapahtuvat työvoiman muutosten kautta. Mallissa oletetaan, että työvoiman tarjonta (LS) on täydellisen joustamatonta (pystysuora LS-käyrä). Työvoiman kysyntä (LD) on pääomakannan ollessa vakio yhtä kuin työvoiman rajatuottavuus (MPL). (Borjas 1995, 5–6.)

Kuviossa 2.A koko työvoima on työllistetty ennen maahanmuuttajien saapumista. Työvoiman tarjonta ja kysyntä kohtaavat tasapainopisteessä B, jolloin työvoima  $N$  saa palkkaa  $w_0$  ja työvoiman saama reaalitulo on  $N \cdot w_0$ . Kokonaistuotantoa kuvaa työvoiman kysyntäsuoran alapuolinen osio, nelikulmio ABNO.

**Kuvio 2. Maahanmuuton vaikutus palkkatasoon tuotannontekijöiden osuuksien mallissa. Kuvio 2.A. Borjasin maahanmuuttoylijäämää havainnollistava malli (Borjas 1995, 7). Kuvio 2.B. Scheven ja Slaughterin suhteellista palkkatasoa korostava muunnos (Scheve ja Slaughter 2001a, 137).**



<sup>7</sup> Borjasin mallissa tuotantofunktio on yksinkertaisesti muotoa: tuotanto  $Q = f(K, L)$ , missä  $K$ =pääoma ja  $L$ =työvoima (Borjas 1995, 5).

Kun maahanmuuttajat saapuvat kuviossa 2.A työmarkkinoille, työvoiman tarjonta siirtyy oikealle pisteeseen L. Tällöin työvoiman tarjonta ja kysyntä kohtaavat pisteessä C, joka on myös uusi tasapainopiste. Maahanmuuton seurauksena palkkataso laskee tasolle  $w_1$ . Kokonaistuotanto on puolestaan kasvanut, ja sen määrää kuvaa nelikulmio ACLO. Kuvion perusteella maahanmuuttajat saavat kokonaistuotannosta itselleen  $M \cdot w_1$ , mikä vastaa aluetta DCLN. Borjaksen teoreettinen oivallus on, että kolmion BCD ala on kantaväestön maahanmuutosta kokema taloudellinen hyöty, sillä se on maahanmuutosta johtuva tuotannon kasvu, jonka hyöty ei kohdistu maahanmuuttajille. Borjas nimittää tätä maahanmuuttoylijäämäksi ("immigration surplus"). (Borjas 1995, 6–7.)

Kuvion perusteella maahanmuuttoylijäämän suuruuden määrää työvoiman kysyntäsuoran kulmakerroin eli palkkatason jousto työvoiman muutokseen nähden. Jos työvoiman tarjonnan kasvu laskee merkittäväällä tavalla palkkatasoa, on maahanmuutosta mainittavaa hyötyä kantaväestölle. On kuitenkin huomattava, että maahanmuuttoylijäämään liittyy tulonjaollisia vaikutuksia juuri laskevan palkkatason kautta. Koska maahanmuuttoylijäämää syntyy ainoastaan kun palkkataso laskee, voidaan maahanmuuton väittää johtavan reaali-palkkatason laskuun ja palkkatason laskun taas nostavan pääoman voittoa. Maahanmuutto hyödyttää Borjaksen kuvion perusteella pääomaa siten, että pääoma saa koko maahanmuuttoylijäämän eli alueen BCD ja lisäksi alueen  $w_0BDw_1$ , joka ennen maahanmuuttoa oli palkansaajien tuloa. Toisin sanoen alue  $w_0BDw_1$  kuvaa maahanmuuton tulonjaollista vaikutusta Borjasin mallissa. (Borjas 1995, 6–7.)

Kuviossa 2.B esitetään muunnos Borjasin mallista, missä Scheve ja Slaughter korostavat korkean ja matalan tuottavuuden työstä maksettavaa palkkatasoa. Vaaka-akselilla on korkean tuottavuuden työn tuotoksen suhde matalan tuottavuuden työn tuotokseen ( $Q_s/Q_u$ ). Pysty-akselilla on kuvattu korkean tuottavuuden työstä maksetun korvauksen suhdetta matalan tuottavuuden työstä maksettuun korvaukseen ( $W_s/W_u$ ). Kuviossa 2.B työvoiman suhteellinen kysyntäsuora (RD) on koko ajan laskeva, koska kansantalous ei pysty reagoimaan uusiin tuotantopanosten suhteisiin muuttamalla eri tuotteiden tuotantointensiteettiä. Työvoiman suhteellista tarjontaa ennen maahanmuuttoa kuvaa suora  $RS_0$ . Työmarkkinoiden tasapainopiste puolestaan on  $E_0$ , jolloin suhteellinen palkkataso on  $(W_s/W_u)^0$ . Koska maahanmuutto lisää matalan

tuottavuuden työvoimaa, siirtyy työvoiman suhteellinen tarjontakäyrä pisteeseen  $RS_1$ . Tällöin työmarkkinoiden uusi tasapainopiste on  $E_1$  ja suhteellinen palkkataso on  $(W_s/W_u)^1$ . Näin maahanmuutto johtaa siihen, että korkeamman tuottavuuden työstä maksettu palkka nousee suhteessa matalan tuottavuuden työstä maksettuun palkkaan. (Scheve ja Slaughter 2001a, 137.)

Tuotannontekijöiden osuuksien mallin perusteella yksilön työmarkkina-aseman ja maahanmuuttopoliittisten preferenssien välisestä yhteydestä voidaan tehdä yksiselitteinen ennuste, jos oletetaan maahanmuuton lisäävän matalan tuottavuuden työvoimaa. Tuotannontekijöiden osuuksien mallin perusteella matalan tuottavuuden työvoiman pitäisi kannattaa rajoittavaa maahanmuuttopolitiikkaa, ja korkean tuottavuuden työvoiman pitäisi kannattaa liberaalia maahanmuuttopolitiikkaa.

Edellä esiteltyjen taloudellisten mallien lisäksi tämän tutkimuksen empiiriseen toteutukseen vaikuttaa vahvasti myös maahanmuuttajien sopeutumisen taloudellinen teoria (the economic theory of immigrant assimilation). Teoria ennustaa, että mitä lähempänä maahanmuuttajan lähtömaan kulttuuri, kieli työmarkkinakulttuuri ja teknologia ovat kohdemaata, sitä paremmin maahanmuuttaja sopeutuu kohdemaan työmarkkinoille. Lisäksi teoria ennustaa, että kotimaansa vapaaehtoisesti ja pysyvästi jättäneet maahanmuuttajat sopeutuvat kohdemaan työmarkkinoille paremmin kuin kotimaansa pakottavista syistä jättäneet pakolaiset. (Bauer et al. 2000, 27.) Tässä tutkimuksessa hyödynnettävä European Social Survey -aineisto mahdollistaa maahanmuuttajien luokittelun erilaisiin, taloudellisen teorian kannalta merkityksellisiin ryhmiin. Näin empiirisessä osassa pystytään tutkimaan, miten kantaväestön maahanmuuttopoliittiset preferenssit eroavat, kun kyse on korkean tuottavuuden työvoimasta tai etnisesti kantaväestöstä eroavista maahanmuuttajista.

Maahanmuuttajien sopeutumisen taloudellisen teorian perusteella voidaan ennustaa, että pääasiassa taloudellisesta syystä saapuvia maahanmuuttajia vastaanottavan valtion kansalaiset ovat todennäköisesti enemmän huolissaan maahanmuuttajien työmarkkinavaikutuksesta kuin pääasiassa pakolaisia vastaanottavan maan kansalaiset. Toisaalta pakolaisten huono sopeutuminen uusille työmarkkinoille saattaa aiheuttaa syrjäytymistä, mikä puolestaan saa pääosin pakolaisia vastaanottavan maan kansalaiset huolestumaan maahanmuuton vaikutuksesta sosiaaliseen järjestykseen. Yleisesti voidaan olettaa, että taloudellisesti sopeutumiskykyisiä maahanmuuttajia vastaanottavan



maan kansalaiset suhtautuvat positiivisemmin liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan kuin pääasiassa pakolaisia vastaanottavan maan kansalaiset, koska taloudellisesti menestyvät maahanmuuttajat ovat hyväksi kyseisen maan kansantaloudelle. (Bauer et al. 2000, 34, 42.)

## **2.2. Maahanmuuton taloudelliset vaikutukset**

Tässä tutkimuksessa selitetään yksilöiden maahanmuuttopoliittisia preferenssejä olettaen, että maahanmuuton taloudelliset seuraukset vaikuttavat yksilöiden maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin. Selitettäessä yksilöiden maahanmuuttopoliittisia preferenssejä, tulee tehdä tiukka erottelu yksilöiden preferenssien implikoimien käsitysten ja empiiristen tosiseikkojen välillä. Vaikka empiirisen analyysin perusteella yksilöt ajattelisivat esimerkiksi maahanmuuton laskevan palkkatasoa, se ei todista maahanmuuton laskevan palkkatasoa. Tässä tutkimuksessa keskitytään maahanmuuton taloudellisten vaikutusten sijaan analysoimaan maahanmuuttopolitiikan kysyntäpuolta eli äänestäjien maahanmuuttopoliittisia preferenssejä.

Koska maahanmuuton taloudelliset vaikutukset ovat aineiston empiirisen analyysin taustalla, on tässä yhteydessä syytä esitellä lyhyesti kansantaloustieteellistä tutkimustietoa maahanmuuton vaikutuksista palkkoihin, työllisyyteen ja julkiseen talouteen. Maahanmuuton vaikutuksesta palkkatasoon löytyy huolellisesti toteutettuja tutkimuksia tyydyttämään erilaisia poliittisia tarpeita. On tutkimuksia, joiden mukaan maahanmuuttajat eivät vaikuta haitallisesti saapumismaansa palkkatasoon tai peräti nostavat palkkatasoa. Samoin maahanmuuton negatiivisista palkkavaikutuksista raportoivia tutkimuksia löytyy runsaasti. (Borjas 2001, 68.)

Maahanmuuton vaikutuksia työllisyyteen, palkkatasoon ja julkiseen talouteen on tutkittu määrällisesti eniten Yhdysvalloissa. Yhdysvaltalaisen tutkimusten tulosten soveltaminen Euroopassa on tehtävä suurin varauksin, koska Yhdysvalloissa on joustavammat työmarkkinat kuin Euroopassa ja lisäksi työttömyys ja työmarkkinoiden sääntely on Euroopassa hallitsevampaa kuin Yhdysvalloissa (Zimmermann 1995, 54). Dustmann et al. (2005a, 298) puolestaan korostavat eroavaisuuksia eri maiden työmarkkinoissa ja maihin saapuvissa maahanmuuttajissa. Näiden eroavaisuuksien takia Dustmannin et al. (2005a) voidaan tulkita suosittavan, että jokaisen maan tulisi tutkia maahanmuuton taloudellisia vaikutuksia omien aineistojen perusteella.

Card (1990) ja Hunt (1992) ovat tutkineet joukkomaahanmuuton vaikutuksia kantaväestön työllisyyteen ja palkkatasoon. Kumpikin tutkimus päättyy siihen, että joukkomaahanmuutolla ei ole merkittäviä negatiivisia vaikutuksia kantaväestön työllisyyteen tai palkkatasoon. Yllämainitut tutkimukset perustuvat taloudellisista syistä riippumattomaan joukkomuuttoon. Cardin (1990) tutkimuksessa analysoitiin kuubalaisten joukkomuuttoa Miamiin vuonna 1980, ja Huntin tutkimuksessa (1992) käsiteltiin ranskalaisten joukkopaluuta Algeriasta vuonna 1962.

Yhdysvaltalaisen Altonjin ja Cardin tutkimukseen on viitattu usein (1991; tässä 2001). He tarkastelevat alueellisia työmarkkinoita kantaväestöön kuuluvien matalan tuottavuuden työntekijöiden näkökulmasta. Vertaamalla maahanmuuttajien määrää työttömyyteen tai palkkatasoon tietyllä alueella, Altonji ja Card päättävät, että maahanmuutolla ei ole todistettavaa vaikutusta matalan tuottavuuden työvoiman työllisyyteen. Heidän mukaansa maahanmuutolla on lisäksi erittäin lievä negatiivinen vaikutus matalan tuottavuuden työvoiman palkkatasoon. (Altonji ja Card 2001, 162.) Pischke ja Velling (1997) ovat tehneet samantyyllisen tutkimuksen saksalaiseen aineistoon ja saaneet vastaavia tuloksia kuin Altonji ja Card. Tosin saksalaisesta aineistosta on myös päätelty, että maahanmuutto nostaa kantaväestön työttömyyttä ja laskee palkkatasoa (Winkelmann ja Zimmermann 1993, Zimmermann 1994; tässä Pischke ja Velling 1997, 604).

Borjas (2003) kyseenalaistaa yllä mainitut tutkimukset, koska ne perustuvat alueellisen tason analyysiin. Hänen mukaansa kantaväestö ja pääoma reagoivat maahanmuuttoon niin voimakkaasti, että työllisyyden ja palkkatason paikallisen tason vaihtelun suhde maahanmuuttajien määrään ei ole informatiivinen kuvaamaan maahanmuuton ja palkkatason välistä suhdetta. (Borjas 2001, 73, 82; Borjas 2003, 1337–1338.) Borjas on pyrkinyt tarkempiin tuloksiin jakamalla kantaväestön ja maahanmuuttajat useampaan luokkaan työmarkkinataitojen perusteella. Koulutus ja työkokemuksen määrä lisäävät työmarkkinataitoja<sup>8</sup> (Borjas 2003, 1339–1340), mikä lisää merkittävästi aineiston sisäistä vaihtelua, ja helpottaa tulkintaa kansallisella tasolla (Borjas 2003, 1336). Parannusten avulla Borjas pääättelee yhdysvaltalaisesta aineistosta, että maahanmuutto

---

<sup>8</sup> Aiemmissä tutkimuksissa on oletettu, että saman koulutuksen ja eripituisen työhistorian omaavat henkilöt ovat samanarvoisessa asemassa työmarkkinoilla, vaikka työkokemus ilmeisestikin lisää henkilön työmarkkinataitoja (Borjas 2003, 1339).

laskee kantaväestön palkkatasoa niillä työmarkkinoilla, joille uudet maahanmuuttajat saapuvat (Borjas 2003, 1370).

Edellä mainitun Borjasin (2003) kritiikin jälkeen ainakin Dustmann et al. (2005b) ja Card (2005) ovat julkaisseet tutkimuksen, jossa Borjasin kritiikki otetaan huomioon. Näissä molemmissa tutkimuksissa pitäydytään siinä, että maahanmuutolla ei ole merkittävää negatiivista vaikutusta kantaväestön työllisyyteen tai palkkatasoon. Dustmannin et al. (2005b) tutkimus on mielenkiintoinen, koska se on ensimmäinen perusteellinen empiirinen tutkimus maahanmuuton vaikutuksista Britanniassa.

Laajoissa kirjallisuuskatsauksissa Friedberg ja Hunt (1995) ja Coppel et al. (2001) päätyvät keskenään samansuuntaisiin päätelmiin. Näiden katsausten mukaan länsimaissa liioitellaan yleisesti maahanmuuton negatiivisia talousvaikutuksia. Friedberg ja Hunt (1995) katsovat maahanmuuton vaikutuksen kantaväestön työllisyyteen ja palkkatasoon olevan lähellä nollatasoa. Coppel et al. (2001) pitkälti toistavat Friedbergin ja Huntin näkemyksiä, mutta korostavat enemmän maahanmuuton tulojaollisia vaikutuksia.

Maahanmuuton työllisyys- ja palkkavaikutusten lisäksi kantaväestön taloudelliseen hyvinvointiin vaikuttavat maahanmuutosta aiheutuvat tulot ja menot julkiseen talouteen. Tässäkin yhteydessä löytyy tutkimustietoa puolesta ja vastaan tutkimusmetodista riippuen. Lyhyttä aikaväliä korostavissa tutkimuksissa päätellään maahanmuuttajien vaikuttavan negatiivisesti julkiseen talouteen, kun taas pitkää aikaväliä korostavissa tutkimuksissa päätellään usein maahanmuuton hyödyttävän julkista taloutta. Tutkimusten tulokset vaihtelevat myös maittain ja aikajaksoittain. (Coppel et al. 2001, 20.)

Toistaiseksi maahanmuutto Suomeen on ollut niin vähäistä, että koko kansantalouden tasolla on järkevää olettaa maahanmuutolla olevan nollavaikutus niin kantaväestön työllisyyteen kuin palkkatasoonkin. Tosin on mahdollista, että tietyillä toimialoilla maahanmuuttajat ovat vaikuttaneet kantaväestön työllisyyteen tai palkkatasoon (Hämäläinen et al. 2005, 80). Tämä oletettu nollavaikutus kansantalouden tasolla ei tosin estä yksilöitä arvioimasta, että maahanmuutolla saattaa olla negatiivisia vaikutuksia heidän taloudelliseen hyvinvointiinsa.

### **2.3. Kantaväestön maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäminen**

Tavallisin teoreettinen viitekehys kantaväestön maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittämisessä on ollut poliittisen taloustieteen omaa etuaan maksimoiva yksilö. Taloustieteissä omaa etuaan maksimoiva yksilö on ollut luonteva tutkimuksen lähtökohta. Sosiaalitieteellisissä tutkimuksissa lähtökohtaa omaa etuaan maksimoivasta yksilöstä on puolestaan kyseenalaistettu.

Tässä alaluvussa käydään läpi olemassa olevaa empiiristä tutkimustietoa kantaväestön maahanmuuttopoliittisten preferenssien määräytymisestä. Kaikki seuraavaksi mainitut tutkimukset perustuvat yksilötason survey-aineistoihin. Suurin osa näistä tutkimuksista on tehty yhdysvaltalaisia aineistoja analysoiden. Tässä yhteydessä on syytä huomauttaa, että osa tutkimustulosten eroista saattaa johtua maahanmuuton erilaisesta asemasta Yhdysvalloissa ja Euroopassa.

Sosiaalitieteellisesti yksilöiden maahanmuuttopoliittisia preferenssejä lähestyvät Citrin et al (1997), Burns ja Gimpel (2000) sekä Chandler ja Tsai (2001) hylkäävät oletuksen omaa taloudellista etuaan maksimoivasta yksilöstä maahanmuuttopoliittisia preferenssejä selitettäessä. Kuitenkin on huomattava, että Citrin et al. (1997) ja Burns sekä Gimpel (2000) eivät kokonaan hylkää taloudellisten tekijöiden ja maahanmuuttopoliittisten preferenssien välistä yhteyttä. Citrinin et al. (1997, 872, 874–875) ja Bursin sekä Gimpelin (2000, 220) mukaan yksilöiden näkemyksillä kansantalouden tilasta on tilastollisesti merkitsevä yhteys yksilöiden maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin. Näin maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin liittyvät taloudelliset tekijät kytkeytyvät enemmän yksilön huoleen oman yhteisön taloudellisesta tilasta kuin kapeaan oman edun maksimointiin.

Kesslerin (2001, 6–7) mukaan edellä mainitut Citrinin et al. (1997) ja Bursin sekä Gimpelin (2000) tutkimukset ovat ongelmallisia, koska niissä on testattu taloudellista oman edun tavoittelua muuttujilla, jotka eivät talousteorian mukaan sovellu hyvin tähän tehtävään. Näissä tutkimuksissa yksilön taloudellista asemaa on mitattu käyttäen yksilöiden arvioita oman talouden tilasta. Kessler (2001) suosittaakin, että subjektiivisten omaa taloudellista tilaa mittaavien muuttujien sijaan oman taloudellisen edun tavoittelua tulisi testata objektiivisilla työmarkkina-asemasta kertovilla

muuttujilla. Tässä yhteydessä objektiivisina työmarkkina-asemasta kertovina muuttujina voidaan pitää mm. yksilön verotettavia tuloja, asemaa ammattiluokituksessa, koulutusvuosia<sup>9</sup> ja työttömyyttä tai työllisyyttä.

Tutkimukset joissa mitataan yksilön taloudellista asemaa edellä mainituilla objektiivisilla muuttujilla, vahvistavat puolestaan taloudellisen oman edun tavoittelun vaikuttavan yksilön maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin. Akateemisessa keskustelussa vaikuttavin taloudellisia tekijöitä korostava analyysi lienee Scheven ja Slaughterin (2001a) yhdysvaltalaisella aineistolla tehty tutkimus, jossa korostetaan yksilön työmarkkina-aseman ja maahanmuuttopoliittisten preferenssien välistä yhteyttä. Scheven ja Slaughterin (2001a) tutkimuksen tulokset tukevat tuotannontekijöiden osuuksien mallia sekä HO-mallia, jossa maahanmuutto muuttaa kansantaloudessa tuotettujen tuotteiden joukkoa<sup>10</sup>. Toisin sanoen edellä mainitun tutkimuksen mukaan muut tekijät huomioon ottaen korkean (matalan) tuottavuuden työvoima preferoi liberaalia (rajoitettavaa) maahanmuuttopolitiikkaa, koska yksilöt arvioivat maahanmuuttopolitiikkaa oman työmarkkina-asemansa kautta. Daniels ja von der Ruhr (2003) ovat tutkineet maahanmuuttopoliittisia preferenssejä samantyyppisellä asetelmalla kuin Scheve ja Slaughter (2001a) ja päätyvät kansainvälistä aineistoa tulkiten vastaaviin tuloksiin.

Gang et al. (2002), Kessler (2001), Mayda (2004) ja O'Rourke sekä Sinnot (2003) ovat tutkineet maahanmuuttopoliittisia preferenssejä ottaen huomioon yksilöiden työmarkkina-aseman ja laajalti muita ei-taloudellisia tekijöitä. Näiden tutkimusten tulokset voidaan tiivistää siten, että taloudelliset tekijät ja erityisesti yksilön työmarkkina-asema selittävät yksilöiden maahanmuuttopoliittisia preferenssejä taloudellisen teorian mukaisesti, mutta nämä tutkimukset korostavat myös useiden ei-taloudellisten seikkojen merkitystä, kuten kantaväestön (etnisiä) ennakkoluuloja ja maahanmuuton kulttuurisia vaikutuksia.

Edellä esitetyn katsauksen perusteella voidaan väittää, että poliittisen taloustieteen näkemys omaa taloudellista etuaan ajavasta yksilöstä on ottanut dominoivan aseman maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittämisessä (ks. Hainmueller ja Hiscox 2004,

---

<sup>9</sup> Citrin et al. (1997) käyttivät koulutusmuuttujaa tutkimuksessaan, mutta tulkitsivat sen demografiseksi muuttujaksi, joka kertoo koulutuksen yhteydessä opitusta suvaitsevaisuudesta.

<sup>10</sup> Tämän seurauksena matalan tuottavuuden työvoiman palkkataso laskee.

32). Näin yksilön työmarkkina-asema on noussut keskiöön maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittämisessä, ja yksilöiden sosiaalinen asema sekä poliittiset preferenssit ovat jääneet sekundaarisiksi maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjiksi.

Hainmueller ja Hiscox (2004) ovat kuitenkin uskottavalla tavalla kyseenalaistaneet edellä mainitun poliittisen taloustieteen työmarkkina-asemaa korostavan näkemyksen. He ovat ensimmäisinä julkaisseet syvällisen maahanmuuttopoliittisia preferenssejä koskevan tutkimuksen hyödyntäen European Social Survey (ESS) -aineistoa, joka on kerätty 22:sta Euroopan maasta. ESS-aineisto mahdollistaa aiempaa perusteellisemmän maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittämisen, koska siinä kysytyissä kysymyksissä potentiaaliset maahanmuuttajat jaetaan taloudellisilta ominaisuuksiltaan erilaisiin ryhmiin.

Hainmuellerin ja Hiscoxin (2004, 32) tutkimuksesta nousee esille kaksi tärkeää tulosta. Ensimmäinen tulos on se, että korkeammin koulutetut preferoivat liberaalimpaa maahanmuuttopoliitikkaa kuin matalammin koulutetut riippumatta siitä, onko kyse korkeasti vai matalasti koulutetuista maahanmuuttajista. Tämä tulos on vastakkainen poliittisen taloustieteen työmarkkinakilpailua korostavalle tulkinnalle, koska korkeasti koulutettujen vastaajien tulisi työmarkkina-asemansa perusteella suhtautua varauksella korkeasti koulutettujen maahanmuuttoon. Toinen tutkimuksen keskeisistä tuloksista on se, että työmarkkina-asemaa kuvaava koulutus-muuttuja menettää merkittäväällä tavalla selityskykyään, kun malleihin lisätään poliittisia preferenssejä kuvaavia muuttujia. Näin Hainmuellerin ja Hiscoxin (2004) tutkimus tukee Citrinin et al. (1997) näkemystä siitä, että koulutus on ennen kaikkea demografinen muuttuja, joka kuvaa koulutuksen yhteydessä opittua suvaitsevaisuutta. Tässä tutkimuksessa hyödynnetään samaa ESS-aineistoa, mitä Hainmueller ja Hiscox (2004) ovat käyttäneet<sup>11</sup>.

---

<sup>11</sup> Tällä tutkimuksella on kaksi olennaista eroa Hainmuellerin ja Hiscoxin (2004) tutkimukseen. Ensimmäinen ero on lähestymistavassa. Tässä tutkimuksessa analysoidaan perusteellisesti Suomen aineistoa, ja Suomen tuloksia suhteutetaan muiden maiden aineistoista saataviin tuloksiin. Hainmueller ja Hiscox (2004) puolestaan analysoivat koko Euroopan aineistoa yhdessä ja tarkastavat koko Euroopan aineistosta saatavia tuloksia maittaisilla analyyseillä. Tämän tutkimuksen lähestymistapa korostaa tulosten eroavaisuuksia eri maiden välillä, jolloin tulosten yleistyksen tehdään melko konservatiivisesti. Toinen keskeinen ero liittyy metodiin. Hainmueller ja Hiscox (2004) ovat muodostaneet tutkimuksensa selittävän muuttujan yhdistämällä positiivisesti maahanmuuttoon suhtautuvat (melko paljon sekä paljon vastanneet) ja negatiivisesti maahanmuuttoon suhtautuvat (vähän ja ei lainkaan vastanneet), ja analysoivat saatua selitettävää muuttujaa binaarisella logit -analyysillä. Tässä tutkimuksessa selitettävän muuttujan eri kategorioita ei yhdistetä, jotta aineiston sisältämä informaatio hyödynnettäisiin mahdollisimman tehokkaasti. Tämä ratkaisu johtaa järjestysasteikolliseen logit-analyysiin ja multinominaaliseen logit-analyysiin.

Lopuksi esittelen vielä mielenkiintoisen tuloksen Dustmannin ja Prestonin (2002) tutkimuksesta. He päätyvät brittiläistä aineistoa tutkien siihen tulokseen, että koko brittiväestön tasolla rotuennakkoluulot ovat tärkeimpiä maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjiä suhteessa länsi-intialaisiin ja aasialaisiin maahanmuuttajiin, kun suhteessa eurooppalaisiin maahanmuuttajiin rotuennakkoluulot ja taloudellisia tekijöitä kuvaavat muuttajat ovat yhtä tärkeitä selittäjiä. Jaotellessaan vastaajat korkean ja matalan tuottavuuden työvoimaan Dustmann ja Preston (2002, 23–24) havaitsivat, että rotuennakkoluulot ovat määräävin tekijä matalan tuottavuuden työvoiman suhtautumisessa maahanmuuttajiin. Tämäkin tutkimus kyseenalaistaa poliittisen taloustieteen näkemykseen siitä, että matalan tuottavuuden työvoiman negatiivinen suhtautuminen maahanmuuttajiin johtuu juuri työmarkkina-asemaan liittyvistä huolista.

Dustmannin ja Prestonin (2002, 13–14) tutkimuksesta nousee esiin vielä yksi esittelemättä jäänyt taloustieteellinen näkökulma. Taustana tälle näkökulmalle on se, että parempituloiset maksavat progressiivisen veroasteikon mukaan suuremman osan maahanmuuttajien julkiselle sektorille aiheuttamista kustannuksista kuin matalatuloiset. Dustmann ja Preston (2002) tulkitsevat koulutuksen indikoivan yksilön työmarkkina-asemaa ja tulojen osoittavan julkisen palveluiden maksajan näkökulman. Kun koulutus ja tulomuuttajat on lisätty samaan yhtälöön, ovat ne molemmat tilastollisesti merkitseviä. Korkeampi koulutus lisää työmarkkinahypoteesien mukaisesti liberaalin maahanmuuton kannatusta, ja korkeammat tulot lisäävät julkisten palveluiden maksajan näkökulman mukaisesti rajoittavan maahanmuuttopolitiikan kannatusta. Van Dalen ja Henkens (2003, 12–13) ovat saaneet vastaavan tuloksen analysoidessaan alankomaalaista aineistoa.

### 3. Aineisto ja metodi

#### 3.1. Tutkimuksen aineisto

Tässä tutkimuksessa analysoidaan European Social Survey (jatkossa ESS) -aineistoa. ESS on Euroopan komission ja Euroopan tiederahaston rahoittama survey-tutkimus, joka toistetaan joka toinen vuosi. Ensimmäinen ESS aineistonkeruu toteutettiin vuosina 2002–2003, ja siihen osallistui 22 maata. Pysyvän perusosan lisäksi tiedonkeruuseen otetaan vaihtuvia osioita. Maahanmuutto oli yksi ensimmäisen tiedonkeruun vaihtuvista osioista, ja maahanmuuttoon keskittyvän osan takia ESS on aikaisempia aineistoja monipuolisempi analysoitaessa kantaväestön maahanmuuttopoliittisia preferenssejä.

Tutkimukseen osallistuivat Alankomaat (NL), Belgia (BE), Espanja (ES), Irlanti (IE), Iso-Britannia (GB), Israel (IL), Italia (IT), Itävalta (AT), Kreikka (GR), Luxemburg (LU), Norja (NO), Portugali (PT), Puola (PL), Ranska (FR), Ruotsi (SE), Saksa (DE), Slovenia (SI), Sveitsi (CH), Suomi (FI), Tanska (DK), Tsekki (CZ) ja Unkari (HU). Koko aineiston analyysin yhteydessä käytetään tunnusta EU. Aineistossa on 42 359 havaintoa. Yhden maan keskimääräinen otoskoko oli hieman alle 2000 havaintoa. Suurin otos oli Saksassa, missä haastateltiin 2919 henkilöä ja pienin Italiassa, missä haastateltiin 1202 henkilöä. ESS-tiedonkeruun suunnittelussa on painotettu tietojen vertailukelpoisuutta eri maiden välillä. Jokaisen maan otos on suunniteltu edustamaan yli 15-vuotiaista koostuvaa väestöä.

Lukuun ottamatta Dustamannin ja Prestonin (2002) hyödyntämää *British Social Attitudes Surveytä*, aikaisemmat maahanmuuttopoliittisten preferenssien analysointiin käytetyt aineistot eivät ole jaotelleet maahanmuuttajia erilaisiin ryhmiin. Näin tutkijat ovat esimerkiksi Yhdysvaltain tapauksessa joutuneet oletamaan, että vastaajat ajattelevat maahanmuuttajien lisäävän matalan tuottavuuden työvoimaa. Suhteessa aikaisempiin aineistoihin, ESS-aineiston suurin etu on maahanmuuttajien jaottelu erilaisiin ryhmiin. Taloudellisen teorian kannalta merkittävää on, että nämä aineistossa käytettävät jaottelut kertovat myös kyseisen maahanmuuttajaryhmän taloudellisesta sopeutumiskyvystä ja kyvystä kilpailla työmarkkinoilla.

Tämän tutkimuksen selitettävä muuttuja on muodostettu seuraavasti: ESS-haastatteluissa vastaajilta kysyttiin kuinka paljon [vastaajan maa; esim. Suomen] tulisi



sallia sellaisten ihmisten muuttaa maahan asumaan [maahanmuuttajaryhmä; esim. jotka tulevat köyhemmistä Euroopan maista]<sup>12</sup>? Vastausvaihtoehtoina olivat:

- *pitäisi sallia paljon*
- *pitäisi sallia melko paljon*
- *pitäisi sallia vähän*
- *ei pitäisi sallia lainkaan*
- *en tiedä.*

Edellinen kysymys esitettiin suhteessa kuuteen maahanmuuttajaryhmään, jotka olivat:

- *jotka kuuluvat samaan rotuun tai etniseen ryhmään kuin useimmat suomalaiset*
- *jotka edustavat eri rotua tai etnistä alkuperää kuin useimmat suomalaiset*
- *jotka tulevat rikkaammista Euroopan maista*
- *jotka tulevat köyhemmistä Euroopan maista*
- *jotka tulevat rikkaammista Euroopan ulkopuolisista maista*
- *jotka tulevat köyhemmistä Euroopan ulkopuolisista maista.*

Haastateltaville tähdenneettiin, että yllä olevaa kuutta kysymystä erottavat juuri maahanmuuttajaryhmien ominaisuudet. Näin on realistista olettaa, että vastaajat ovat ajatelleet rikkaista maista saapuvan keskimäärin enemmän korkean tuottavuuden työvoimaa kuin köyhistä maista. Hainmueller ja Hiscox (2004, 11–12, 44) tutkivat kansainvälistä maahanmuuttotietokantaa<sup>13</sup> ja päätyivät siihen, että rikkaimmista maista Eurooppaan saapuvilla maahanmuuttajilla on myös todellisuudessa selkeästi korkeammat työmarkkinataidot kuin köyhistä maista muuttavilla maahanmuuttajilla. Näin tässä tutkimuksessa voidaan olettaa, että vastaajat ovat ajatelleet köyhien maiden maahanmuuttajien edustavan pääosin matalan tuottavuuden työvoimaa. Vastaavasti tässä tutkimuksessa oletetaan, että rikkaimmista maista – etenkin rikkaista Euroopan maista – saapuvat maahanmuuttajat on yhdistetty korkean tuottavuuden työvoimaan. Edellisessä luvussa keskustellun taloustieteellisen teorian perusteella voidaan vähintään olettaa, että työmarkkina-asemansa kautta maahanmuuttopolitiikkaa arvioiva korkean tuottavuuden työvoima suhtautuu rikkaista Euroopan maista tuleviin maahanmuuttajiin vähemmän positiivisesti kuin köyhemmistä Euroopan maista saapuviin maahanmuuttajiin (ks. Hainmueller ja Hiscox 2004, 12–13).

Tässä tutkimuksessa valittu linja tarkastella eroja kantaväestön suhtautumisessa köyhistä ja rikkaista maista saapuviin maahanmuuttajiin on sama kuin Hainmuellerilla

---

<sup>12</sup> Esimerkiksi suomalaisilta kysyttiin seuraavasti: kuinka paljon Suomen tulisi sallia sellaisten ihmisten muuttaa maahan asumaan, jotka edustavat eri rotua tai etnistä alkuperää kuin suomalaiset?

<sup>13</sup> International File of Immigration Surveys.

ja Hiscoxilla (2004). Alustavan analyysin jälkeen tässä tutkimuksessa tullaan tiputtamaan Euroopan ulkopuoliset köyhät ja rikkaat maat selitettävien muuttujien joukosta, koska yksi rikkaiden ja köyhien maiden välinen vertailu riittää luotettavien tulosten saamiseen. Erotuksena Hainmuelleristä ja Hiscoxista (2004) tässä tutkimuksessa tullaan tarkastelemaan selitettävänä muuttujana myös etnisyydeltään tai rodultaan valtaväestöstä eroavia maahanmuuttajia. Perusteluna tälle valinnalle on se, että vastaajien voidaan olettaa yhdistäneen etnisyydeltään eroavat maahanmuuttajat eitaloudellisista syistä muuttaviin pakolaisiin, joiden työllistyminen uudessa kotimaassaan on usein vaikeaa. Tässä tutkimuksessa siis oletetaan, että etnisyydeltään kantaväestöstä eroaviin maahanmuuttajiin ei ole liitetty yhtä suurta työmarkkinakelpoisuutta kuin muihin maahanmuuttajaryhmiin.

Edellä kuvatut tutkimuksen selitettävät muuttujat on nimetty seuraavasti (vastaavassa järjestyksessä kuin yllä): *etnisyys sama*, *etnisyys eri*, *Eurooppa rikas*, *Eurooppa köyhä*, *muut rikas*, *muut köyhä*. Puuttuvat havainnot ja *en tiedä* vastanneet on poistettu aineistosta. Selitettävät muuttujat on koodattu siten, että 1 = *ei pitäisi sallia lainkaan*, 2 = *pitäisi sallia vähän*, 3 = *pitäisi sallia melko paljon* ja 4 = *pitäisi sallia paljon*. Tämän tutkimuksen selitettävät muuttujat on koodattu siten, että selitettävänä on yksilöiden suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan.

## **3.2. Järjestysasteikollisen muuttujan selittäminen**

### **3.2.1. Järjestysasteikollinen<sup>14</sup> logit-malli**

Tämän tutkimuksen selitettävää muuttujaa voidaan pitää järjestysasteikollisena. Yksilöiden ilmaiset maahanmuuttopoliittiset preferenssit voidaan laittaa järjestykseen negatiivisimmasta suhtautumisesta (*ei lainkaan*) positiivisimpaan suhtautumiseen (*paljon*), mutta välimatkaa eri kategorioiden välillä ei tiedetä.

---

<sup>14</sup> Tilastolliset menetelmät kategoristen ja rajoittuneiden selitettävien muuttujien mallintamiseksi ovat kehittyneet eri tieteenaloilla itsenäisesti, mikä heijastuu termien ja merkintöjen epäyhtenäisyytenä. Esimerkiksi tässä alaluvussa esiteltävää järjestysasteikollista logit-mallia voidaan englanniksi nimittää seuraavilla tavoilla: ordered logit model, ordinal logit model, proportional odds model, parallel regression model ja grouped continuous model. Menetelmiä kategoristen ja rajoittuneiden selitettävien muuttujien analysoimiseksi on kehitetty erityisesti biometriikassa, ekonometriassa ja insinööritieteissä. (Long 1997, 8.) Tämän tutkimuksen metodillisena oppaana toimii pääosin Longin (1997) teos, missä käytetään sosiaalitieteissä vakiintuneita termejä ja merkintätapoja.

Tiedossani ei ole vakiintunutta suomenkielistä käännöstä termistä ordered/ordinal-logit. Tämän tutkimuksen yhteydessä käännös järjestysasteikollinen (ordinal) on toimivampi kuin järjestetty (ordered).

Longin (1997, 115) mukaan tällaisissa tapauksissa on yleistä, että tutkijat pitävät järjestysasteikollista muuttujaa välimatka-asteikollisena ja analysoivat aineiston lineaarista regressiomallia käyttäen. Lineaarisen regressiomallin käyttämistä perustellaan tavallisesti helppokäyttöisyydellä ja yksinkertaisella tulkinnalla (Winship ja Mare 1984; tässä Long 1997, 115).

Mikäli järjestysasteikollinen selitettävä muuttuja analysoidaan lineaarisella regressiomallilla, oletetaan eri kategorioiden välillä olevan sama välimatka, kun todellisuudessa erot kategorioiden välillä kertovat vain järjestyksestä (Greene 2000, 875). Järjestysasteikollisen selitettävän muuttujan analysointi lineaarisella regressiolla johtaakin harhaisiin tuloksiin, mikäli välimatkat eri kategorioiden välillä eivät ole samoja. Lisäksi lineaarinen regressiomalli olisi ongelmallinen tässä tapauksessa, koska sen virhetermi on heteroskedastinen eikä virhetermi noudata normaalijakaumaa. (Long 1997, 118).

Sen lisäksi, että tämän tutkimuksen selitettävä muuttuja oletetaan järjestysasteikolliseksi, voidaan selitettävän muuttujan taustalle olettaa jatkuva latentti muuttuja  $y^*$ . Tämä latentti muuttuja kuvaa yksilöiden todellisia maahanmuuttopoliittisia preferenssejä, jotka ulottuvat äärimmäisen rajoittavista äärimmäisen liberaaleihin preferensseihin. Yksilöiden maahanmuuttopoliittisista preferensseistä kertova latentti muuttuja kuvautuu aineistossa neljänä eri vastauksena, jotka järjestävät yksilöiden maahanmuuttopoliittiset preferenssit erittäin rajoittavista (*ei lainkaan*) erittäin liberaaleihin (*paljon*)<sup>15</sup>.

Järjestysasteikollinen logit-analyysi voidaan johtaa ilman oletusta latentista muuttujasta  $y^*$ . Tämän tutkimuksen yhteydessä oletus latentista muuttujasta on realistinen, joten seuraavassa esitellään järjestysasteikollinen logit-malli latentin muuttujan  $y^*$  avulla. Voidaan olettaa, että maahanmuuttopoliittisista preferensseistä kertova, aineistosta havaittava muuttuja  $y$  riippuu latentista muuttujasta  $y^*$  seuraavalla tavalla:

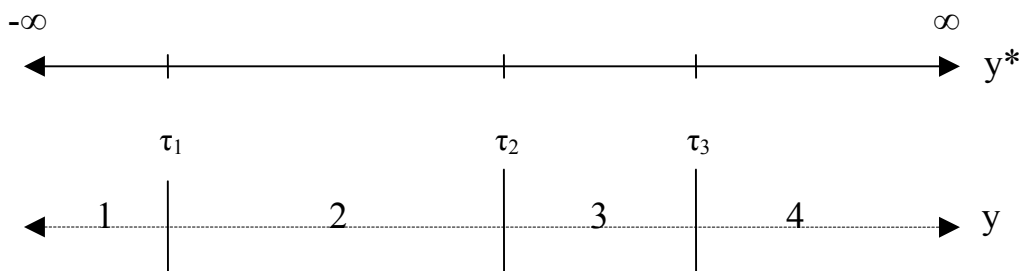
---

<sup>15</sup> Latenttia muuttujaa tarkasteltaessa on olennaista huomata, että samaan kategoriaan sisältyy yksilöitä, joilla on hyvin erilaiset maahanmuuttopoliittiset preferenssit. Esimerkiksi aineistosta havaittavaan *pitäisi sallia vähän* -kategoriaan sisältyy maahanmuuttoon hyvin negatiivisesti suhtautuvia henkilöitä, joiden preferenssit ovat lähellä *ei lainkaan* -kategoriaa. Toisaalta *vähän* vastanneisiin kuuluu henkilöitä, joiden maahanmuuttopoliittiset preferenssit ovat hyvin lähellä neutraalia.

$$y_i = \begin{cases} 1 \text{ (ei lainkaan)} & \text{jos } \tau_0 = -\infty \leq y^* < \tau_1 \\ 2 \text{ (vähän)} & \text{jos } \tau_1 \leq y^* < \tau_2 \\ 3 \text{ (melko paljon)} & \text{jos } \tau_2 \leq y^* < \tau_3 \\ 4 \text{ (paljon)} & \text{jos } \tau_3 \leq y^* < \tau_4 = \infty, \end{cases}$$

missä  $\tau$ :t ovat eri kategorioita erottavia pisteitä, joita kutsutaan kynnysarvoiksi (threshold) (Long 1997, 116). Kuviossa 3 esitetään, miten todellisia maahanmuuttopoliittisia preferenssejä kuvaava latentti muuttuja  $y^*$  kuvautuu aineistosta havaittavaan muuttujaan  $y$ .

**Kuvio 3. Latentin muuttujan  $y^*$  kuvautuminen aineistossa havaittavaksi muuttujaksi  $y$  (Long 1997, 117).**



Kuviossa 3 on ylemmällä janalla latentti muuttuja  $y^*$ , jonka vaihteluväli on äärettömän maahanmuuttokielteisestä äärettömän maahanmuuttoystävälliseen. Latentti muuttuja  $y^*$  havaitaan aineistossa muuttujana  $y$ , jolla on neljä maahanmuuttopoliittisia preferensseistä kertovaa arvoa. Kynnysarvot  $\tau_1$ -  $\tau_3$  jakavat latentin muuttujan  $y^*$  osiin jotka havaitaan muuttujassa  $y$ .

Järjestystasasteikollisen logit-mallin rakenneyhtälö on muotoa

$$y_i^* = \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i, \quad [1]$$

missä  $\mathbf{x}_i$  on selittävistä muuttujista koostuva matriisi, jonka ensimmäisellä sarakkeella on arvoja yksi vakiotermejä varten, ja  $i$ :nnen havainnon arvo selittävälle muuttujalle  $x_k$  löytyy sarakkeesta  $k+1$ .  $\boldsymbol{\beta}$  on vektori, josta löytyvät rakenteellisen mallin kulmakertoimet, ja vektorin ensimmäinen elementti on vakiotermi  $\beta_0$ . (Long 1997, 117.)

Järjestystasasteikollisessa logit-analyysissä selitetään jatkuvaa latenttia muuttujaa, joka oletetaan selittävien tekijöiden lineaariseksi funktioksi (Aldrich ja Nelson 1984, 41). Koska malli on jatkuva  $y^*$ :n suhteen, vältetään edellä mainituilta regressioanalyysiin liittyviltä ongelmilta.  $y^*$ :tä ei havaita aineistosta, joten sitä ei voi estimoida pienimmän neliösumman menetelmällä, vaan estimoinnissa käytetään suurimman uskottavuuden

menetelmää, mikä vaatii oletusta virhetermin jakaumasta. Järjestysasteikollisessa logit-analyysissä virhetermille oletetaan standardi logistinen jakauma, missä virhetermin keskiarvo on nolla ja varianssi<sup>16</sup>  $\pi^2/3$ . (Long 1997, 42, 119.)

Tässä tutkimuksessa ollaan kiinnostuneita siitä, milloin latentin muuttujan  $y^*$  arvot ilmenevät aineistossa tietyssä  $y$ -muuttujan kategoriassa. Esimerkiksi todennäköisyys sille, että yksilö ilmoittaa preferoivansa kategorialla 2 (*vähän*), riippuu siitä, millä todennäköisyydellä  $y^*$  on välillä  $\tau_1$  ja  $\tau_2$  (vrt Verbeek 2004, 203).

Tämä voidaan ilmaista yleisesti seuraavalla tavalla (Long 1997, 116):

$$y_i = m, \text{ jos } \tau_{m-1} \leq y_i^* < \tau_m, \text{ missä } m \text{ saa arvot välillä } 1 \text{ ja } J \text{ (tässä } J=4\text{)}. \quad [2]$$

Yhtälö 2 voidaan ilmaista todennäköisyyksinä seuraavalla tavalla, mistä johdetaan samalla eri kategorioiden todennäköisyydet (Long 1997, 120-121):

$$\Pr(y_i = m | \mathbf{x}_i) = \Pr(\tau_{m-1} \leq y_i^* < \tau_m | \mathbf{x}_i). \quad [3]$$

Sijoittamalla yhtälö 1 yhtälöön 3 saadaan:

$$\Pr(y_i = m | \mathbf{x}_i) = \Pr(\tau_{m-1} \leq \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i < \tau_m | \mathbf{x}_i).$$

Vähentämällä  $\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}$  yhtälön molemmilta puolilta saadaan:

$$\Pr(y_i = m | \mathbf{x}_i) = \Pr(\tau_{m-1} - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} \leq \varepsilon_i < \tau_m - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} | \mathbf{x}_i).$$

Todennäköisyys sille, että satunnaismuuttuja on kahden pisteen välissä, on kertymäfunktioiden erotus näissä pisteissä. Tämän perusteella:

$$\Pr(y_i = m | \mathbf{x}_i) = \Pr(\varepsilon_i < \tau_m - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} | \mathbf{x}_i) - \Pr(\varepsilon_i \leq \tau_{m-1} - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} | \mathbf{x}_i).$$

Koska tässä virhetermille on oletettu standardi logistinen jakauma, voidaan edellinen yhtälö ilmaista seuraavasti:

---

<sup>16</sup> Tämä oletus varianssista johtaa yksinkertaiseen tiheysfunktioon  $\lambda(\varepsilon) = \exp(\varepsilon) / [1 + \exp(\varepsilon)]^2$ . Kertymäfunktio on muotoa  $\Lambda(\varepsilon) = \exp(\varepsilon) / [1 + \exp(\varepsilon)]$ .

$$\Pr(y_i = m | \mathbf{x}_i) = \Lambda(\tau_m - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) - \Lambda(\tau_{m-1} - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}), \quad [4]$$

missä  $\Lambda$  kuvaa standardia logistista kertymäfunktiota. Yhtälön 4 avulla voidaan johtaa tämän tutkimuksen selitettävien muuttujien todennäköisyydet. Tässä yhteydessä on huomattava, että  $\tau_0 = -\infty$ , mikä häivyttää jälkimmäisen termin yhtälöstä 4, kun ennustetaan kategorian 1 todennäköisyyttä. Vastaavasti  $\tau_4 = \infty$ , minkä takia kategorian 4 todennäköisyys on  $1 - \Pr(y^* \leq \tau_3)$ . Kaavat kategorioiden todennäköisyyksille ovat (ks. Long 1997, 121; Greene 2000, 876)

$$\begin{aligned} \Pr(y_i = 1 | \mathbf{x}_i) &= \Lambda(\tau_1 - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) \\ \Pr(y_i = 2 | \mathbf{x}_i) &= \Lambda(\tau_2 - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) - \Lambda(\tau_1 - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) \\ \Pr(y_i = 3 | \mathbf{x}_i) &= \Lambda(\tau_3 - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) - \Lambda(\tau_2 - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) \\ \Pr(y_i = 4 | \mathbf{x}_i) &= 1 - \Lambda(\tau_3 - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) \end{aligned}$$

### 3.2.2. Järjestysasteikollisen logit-mallin estimointi ja hypoteesien testaus

Edellä on todettu, että muuttuja  $y$  kuvaa puutteellisesti yksilöiden todellisista maahanmuuttopoliittisista preferensseistä kertovaa muuttujaa  $y^*$ . Aineisto kertoo ainoastaan mihin kategoriaan yksilön maahanmuuttopoliittiset preferenssit sijoittuvat. Aineiston avulla ei voida päätellä latentin muuttujan  $y^*$  keskiarvoa tai varianssia. Järjestysasteikollinen logit-analyysi muodostaa suurimman uskottavuuden menetelmällä estimaatit eri kategorioiden todennäköisyyksille, mutta se ei pysty identifioimaan suurimman uskottavuuden tuottavaa funktiota ilman lisäoletuksia, koska erilaiset parametrien yhdistelmät johtavat samoihin uskottavuusfunktion arvoihin. (Verbeek 2004, 204.) Mallin identifioimiseksi on olemassa lukemattomia oletuksia, mutta vain kahta oletusta käytetään yleisesti. Tavallisesti oletetaan, että joko  $\tau_1 = 0$  tai vakiotermin  $\beta_0 = 0$  (Long 1997, 123)<sup>17</sup>.

Seuraavassa esitetään järjestysasteikollisen logit-analyysin estimointi Longin (1997, 123-124) mukaan.  $\boldsymbol{\beta}$  on vektori, joka sisältää rakenneyhtälön parametrit, ja jonka ensimmäisellä rivillä on vakiotermin  $\beta_0$ . Vektori  $\boldsymbol{\tau}$  sisältää eri kategoriat erottavat

---

<sup>17</sup> Tässä tutkimuksessa aineisto on analysoitu SPSS 12.01:n PLUM-ohjelmalla, joka olettaa vakiotermin nolllaksi.

kynnysarvot. Kuten edellä mainittiin, joko  $\tau_1$  tai  $\beta_0$  on rajoitettu arvoon nolla. Yhtälöä 4 muokkaamalla saadaan:

$$\Pr(y_i = m | \mathbf{x}_i, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\tau}) = \Lambda(\tau_m - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) - \Lambda(\tau_{m-1} - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}). \quad [5]$$

Estimointi tuottaa  $i$ :n havainnon kohdalla arvon, joka havaittiin muuttujassa  $y$  todennäköisyydellä:

$$\begin{aligned} p_i &= \Pr(y_i = 1 | \mathbf{x}_i, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\tau}) \text{ jos } y = 1 \dots \\ p_i &= \Pr(y_i = m | \mathbf{x}_i, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\tau}) \text{ jos } y = m \dots \\ p_i &= \Pr(y_i = J | \mathbf{x}_i, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\tau}) \text{ jos } y = J \end{aligned} \quad [6]$$

Jos havainnot ovat riippumattomia, uskottavuusfunktio on

$$L(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\tau} | \mathbf{y}, \mathbf{X}) = \prod_{i=1}^N p_i. \quad [7]$$

Yhdistämällä yhtälöt 5, 6 ja 7 saadaan:

$$L(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\tau} | \mathbf{y}, \mathbf{X}) = \prod_{j=1}^J \prod_{y_i=j} \Pr(y_i = j | \mathbf{x}_i, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\tau}) = \prod_{j=1}^J \prod_{y_i=j} [\Lambda(\tau_j - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) - \Lambda(\tau_{j-1} - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta})]$$

Yllä olevassa funktiossa  $\prod_{y_i=j}$  tarkoittaa kaikkien kategoriaan  $j$  liittyvien havaintojen uskottavuuksien kertomista keskenään, ja lopuksi eri kategorioihin liittyvät tulot kerrotaan keskenään. Ottamalla logaritmi yllä olevasta yhtälöstä, saadaan funktio, jonka uskottavuutta maksimoidaan numeerisin menetelmin:

$$\ln L(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\tau} | \mathbf{y}, \mathbf{X}) = \sum_{j=1}^J \sum_{y_i=j} \ln [\Lambda(\tau_j - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) - \Lambda(\tau_{j-1} - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta})].$$

Maksimoinnin tuloksena saavat ML-estimaatit ovat harhattomia, asympotoottisesti normaaleja ja asympotoottisesti tehokkaita.

Suurimman uskottavuuden menetelmä tuottaa harhattomat estimaatit kulmakertoimille ja kynnysarvoille. Otokseen kasvaessa riittävästi, voitaisiin maksimointiongelman ratkaisusta saatuja estimaatteja testata perinteisillä  $z$ - tai  $t$ -testeillä (Long 1997, 85-86).

Tässä tutkimuksessa kulmakertoimien tilastollista merkitsevyyttä on testattu Waldin testillä, joka muistuttaa pitkälti perinteistä z-testiä.

Waldin testillä voidaan testata useampaa kuin yhtä hypoteesia kerrallaan. Yleisesti ottaen testi vertaa rajoittamattoman mallin log-uskottavuutta rajoitetun mallin log-uskottavuuteen. Vertailu tehdään laskemalla erotus rajoittamattoman mallin estimaatin ja rajoitetun mallin estimaatin välillä. Lisäksi tätä eroa painotetaan uskottavuusfunktion muutosnopeudella estimaattien ympäristössä. Uskottavuusfunktion muutosnopeudesta kertoo varianssin estimaatti (Long 1997, 87, 91).

$$W = \frac{(\hat{\beta}_1 - \beta^*)^2}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}^2} = \left( \frac{\hat{\beta}_1 - \beta^*}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}} \right)^2$$

Yllä esitelty Waldin testisuure noudattaa khiin neliöjakaumaa yhdellä vapausasteella  $H_0$ :n ollessa tosi (Long 1997, 91)<sup>18</sup>.

### 3.2.3. Järjestysasteikollisen logit-mallin tulkinta

Järjestysasteikollinen logit-malli on lineaarinen latentin muuttujan  $y^*$  suhteen, mutta tätä lineaarisuutta on vaikea hyödyntää tulkinnassa, koska  $y^*$ :ä ei tunneta. Tulkintaa vaikeuttaa erityisesti se, että malli ei ole lineaarinen kiinnostuksen kohteena olevien kategorioiden todennäköisyyksien suhteen. Tämän ei-lineaarisuuden takia ei ole olemassa yhtä oikeaa tapaa järjestysasteikollisen logit-mallin tulkintaan, vaan tulkintaa tulee pohtia suhteessa aineistoon ja kiinnostuksen kohteena olevaan ilmiöön. (Long 1997, 128.) Seuraavassa esittelen erilaisia tapoja tulkita järjestysasteikollista regressiomallia.

#### a) Osittaisderivaatta latentin muuttujan $y^*$ :n suhteen

Järjestysasteikollinen regressiomalli on lineaarinen latentin muuttujan  $y^*$  suhteen. Mallin rakenneyhtälö on muotoa

$$y^* = \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i$$

ja  $x_k$ :n osittaisderivaatta  $y^*$ :n suhteen on

---

<sup>18</sup> Mallin yleistä sopivuutta aineistoon kuvataan tässä tutkimuksessa pseudo  $R^2$ :lla. Taulukoissa esitettävä Nagelkerken  $R^2$  on sovellus Coxin ja Snellin  $R^2$ :sta, mikä mahdollistaa pseudo  $R^2$ :lle teoreettisen arvon 1. Näin Nagelkerken  $R^2$  saa suurempia arvoja kuin Coxin ja Snellin tai McFaddenin pseudo  $R^2$ .



$$\frac{\partial y^*}{\partial x_k} = \beta_k.$$

Koska malli on lineaarinen  $y^*$ :n suhteen, voidaan  $\beta_k$  tulkita kuten perinteisessä regressiomallissa, jolloin yhden yksikön muutos  $x_k$ :ssa saa aikaan  $\beta_k$ :n suuruisen muutoksen  $y^*$ :ssä. Tämän tulkinnan ongelma on se, että  $y^*$ :n varianssia ei pystytä estimoimaan aineiston perusteella. Näin  $\beta_k$ :n suuruisen muutoksen merkitystä  $y^*$ :ssä on mahdotonta arvioida. Tätä ongelmaa pystytään ratkomaan standardoimalla kulmakerroin  $y^*$ :n suhteen tai standardoimalla kulmakerroin  $y^*$ :n ja  $x$ :n suhteen, jolloin osittaisderivaatan tulkinta on mielekkäämpää. (Long 1997, 128.) Tulkintaa selkeyttävistä standardoinneista huolimatta tämän tutkimuksen aineiston tulkinta on johdonmukaisinta tehdä yksinomaan todennäköisyyksien perusteella, joten yllä esiteltyä tulkintaa ei käytetä tässä tutkimuksessa.

#### b) ennustettujen todennäköisyyksien laskeminen

Yhtälön 4 perusteella tietyn kategorian todennäköisyys selittävien muuttujien yhdistelmällä  $\mathbf{x}$  on

$$\hat{\Pr}(y = m \mid \mathbf{x}) = \Lambda(\hat{\tau}_m - \mathbf{x}_i \hat{\beta}) - \Lambda(\hat{\tau}_{m-1} - \mathbf{x}_i \hat{\beta}).$$

Kun suurimman uskottavuuden menetelmällä on estimoitu kulmakertoimet ja kynnsarvot, voidaan eri kategorioiden todennäköisyyksiä laskea antamalla selittävälle muuttujille arvoja. Näin on mahdollista tarkastella yhden selittävän muuttujan vaikutusta kategorioiden todennäköisyyksiin vaihtelemalla kiinnostuksen kohteena olevan selittävän muuttujan arvoja, ja pitämällä muut selittävät muuttujat vakioituina tietyissä arvoissa. Tavallisesti muut selitettävät muuttujat vakioidaan keskiarvoihinsa. Tässä tutkimuksessa noudatetaan tätä vakiintunutta tapaa. Samalla on huomattava, että selittävien dummy-muuttujien asettaminen keskiarvoihinsa on menetelmällisesti kätevää<sup>19</sup>, mutta sillä ei ole vastinetta empiirisessä todellisuudessa. Yhden selittävän muuttujan ennustettuja todennäköisyyksiä voidaan esittää taulukoissa ja niistä voidaan piirtää kuvioita. (Long 1997, 77, 130–132.)

---

<sup>19</sup> Esimerkiksi sukupuolta kuvaavan dummy-muuttujan asettamisella keskiarvoonsa ei ole vastinetta todellisuudessa.

c) osittaisderivaatta ennustetun todennäköisyyden  $\Pr(y = m | \mathbf{x})$  suhteen

Järjestysasteikollisen regressiomallin kulmakertoimia voidaan tulkita osittaisderivaatalla todennäköisyyksien suhteen. Yhtälön 4 perusteella tietyn kategorian todennäköisyys on

$$\Pr(y_i = m | \mathbf{x}_i) = \Lambda(\tau_m - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) - \Lambda(\tau_{m-1} - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}).$$

Ottamalla  $x_k$ :n osittaisderivaatta saadaan:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \Pr(y = m | \mathbf{x})}{\partial x_k} &= \frac{\partial \Lambda(\tau_m - \mathbf{x}\boldsymbol{\beta})}{\partial x_k} - \frac{\partial \Lambda(\tau_{m-1} - \mathbf{x}\boldsymbol{\beta})}{\partial x_k} \\ &= \beta_k \lambda(\tau_{m-1} - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) - \beta_k \lambda(\tau_m - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) \\ &= \beta_k [\lambda(\tau_{m-1} - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) - \lambda(\tau_m - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta})], \end{aligned}$$

missä  $\lambda$  kuvaa standardia logistista tiheysfunktiota. Edellä kuvattu marginaalivaikutus on  $x_k$ :n kulmakerroin suhteessa tietyn kategorian todennäköisyyteen, kun muut tekijät on vakioitu. Marginaalivaikutuksen suunta ei välttämättä ole sama kuin  $\beta$ , koska  $\lambda(\tau_{m-1} - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) - \lambda(\tau_m - \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta})$  saattaa olla negatiivinen. Järjestysasteikollisessa logit-mallissa on mahdollista, että marginaalivaikutuksen suunta muuttuu  $x_k$ :n arvon muuttuessa. (Long 1997, 133–134.) Tätä ilmiötä havainnollistetaan tutkimuksen empiirisessä osassa.

Yllä olevan kaavan perusteella marginaalivaikutuksen suunta ja suuruus riippuvat kaikkien selittävien muuttujien arvoista, joten marginaalivaikutusta laskettaessa pitää päättää mille tasolle selittävät muuttujat vakioidaan. Yleinen ratkaisu on laskea marginaalivaikutus, kun kaikki muuttujat on vakioitu keskiarvoonsa. (Long 1997, 134–135.) Marginaalivaikutuksen avulla on vaikea arvioida ennustettavien kategorioiden todennäköisyyksiä, jos selittävässä muuttujassa tapahtuu diskreetti muutos. Edellinen johtuu siitä, että järjestysasteikollinen regressiomalli ei ole lineaarinen ennustettavien todennäköisyyksien suhteen. Lisäksi marginaalivaikutus ei sovellu binaaristen selittävien muuttujien tulkintaan. Edellä mainituista syistä Long (1997, 74) suosittaa kulmakertoimien tulkintaa diskreetin muutoksen kautta. Tässä tutkimuksessa noudatetaan Longin suositusta.

d) diskreetti muutos selittävässä muuttujassa

Diskreetti muutos kuvaa muutosta selitettävän muuttujan kategorioiden todennäköisyyksissä, kun selittävän muuttujan arvo muuttuu alkupisteestä  $x_S$  loppupisteeseen  $x_E$ . Diskreetin muutoksen arvo lasketaan seuraavasti:

$$\frac{\Delta \Pr(y = m | \mathbf{x})}{\Delta x_k} = \Pr(y = m | \mathbf{x}, x_k = x_E) - \Pr(y = m | \mathbf{x}, x_k = x_S),$$

missä  $\Pr(y = m | \mathbf{x}, x_k)$  merkitsee todennäköisyyttä, että  $y = m$ , kun muut selittävät muuttujat on vakioitu matriisissa  $\mathbf{x}$  ilmeneviin arvoihin ja kiinnostuksen kohteena oleva selittävä muuttuja  $x_k$  saa tietyn arvon (Long 1997, 136).

Diskreetti muutos voidaan ilmaista siten, että  $x_k$ :n muutos arvosta  $x_S$  arvoon  $x_E$  muuttaa kategorian  $m$  todennäköisyyttä  $\Delta \Pr(y = m | \mathbf{x}) / \Delta x_k$ , kun muut selittävät muuttujat on vakioitu. Koska malli on epälineaarinen suhteessa eri kategorioiden todennäköisyyksiin, diskreetti muutos riippuu vakioitujen selittävien muuttujien tasosta,  $x_k$ :n lähtöarvosta ja  $x_k$ :n muutoksen suuruudesta. Tavallisesti vakioitavien selittävien muuttujien tasoksi valitaan niiden keskiarvo. Long (1997, 136.)

Tässä tutkimuksessa tarkastellaan diskreettiä muutosta kahdella tavalla. Ensimmäinen ja keskeinen tarkastelu on muutos selitettävien kategorioiden todennäköisyyksissä, kun selittävä muuttuja muuttuu minimistä maksimiin. Binaarisilla selittäville muuttujilla tämä muutos tarkoittaa muutosta arvosta 0 arvoon 1. Toinen tässä tutkimuksessa käytetty tapa tarkastella diskreettiä muutosta on selittävän muuttujan yhden keskihajonnan suuruinen muutos keskiarvostaan. Standardin logistisen jakauman perusteella samansuuruinen muutos keskiarvosta ylöspäin tai alaspäin saa aikaan saman muutoksen todennäköisyydessä ainoastaan, jos lähtöpisteenä on todennäköisyys  $p = 0,5$ . Tämä otetaan huomioon siten, että yhden keskihajonnan arvoinen muutos on keskitetty selittävän muuttujan keskiarvon ympärille. Toisin sanoen selittävän muuttujan arvon annetaan muuttua välillä  $\bar{x}_k \pm 0,5 s_k$ , missä  $s_k$  on muuttujan  $x_k$  keskihajonta. (Long 1997, 78.)

Koska malli ei ole lineaarinen todennäköisyyksien suhteen, muuttuvat eri kategorioiden todennäköisyydet eri tavoin, kun selittävän muuttujan arvo muuttuu. Esitysteknisistä

syistä on tarkoituksenmukaisempaa tiivistää yhden selittävän muuttujan vaikutus selitettävään muuttujaan laskemalla keskiarvot diskreetin muutoksen vaikutuksista eri kategorioihin. Tässä tutkimuksessa selittävän muuttujan vaikutus selitettävään muuttujaan tiivistetään keskimääräiseen absoluuttiseen diskreettiin muutokseen, joka on muotoa (Long 1997, 137)

$$\bar{\Delta x}_r = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \left| \frac{\Delta \Pr(y = j | \bar{\mathbf{x}})}{\Delta X_k} \right|.$$

Lausekkeessa otetaan todennäköisyyden muutoksesta itseisarvo, koska vaikutuksen suunta riippuu kategorian sijainnista järjestysasteikossa. Lausekkeessa keskimääräinen viittaa siihen, että suure kertoo keskiarvon eri kategorioihin liittyvistä todennäköisyyksien muutoksista. Absoluuttinen viittaa siihen, että todennäköisyyksien muutoksista otetaan itseisarvo ja diskreetti erottaa suureen marginaalisesta muutoksesta.

#### e) odds-suhde

Mahdollisuudet (odds) siihen, että mallin estimaatti on vähemmän tai yhtäsuuri kuin  $m$  verrattuna siihen, että estimaatti on enemmän kuin  $m$  ovat seuraavat (Agresti 1996, 212; Long 1997, 138–139):

$$\Omega_m(\mathbf{x}) = \frac{\Pr(y \leq m | \mathbf{x})}{1 - \Pr(y \leq m | \mathbf{x})} = \frac{\Pr(y \leq m | \mathbf{x})}{\Pr(y > m | \mathbf{x})} = \exp(\tau_m - \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}).$$

Yllä olevan yhtälön viimeinen muoto on saatu yhdistämällä standardi logistinen kertymäfunktio ja kumulatiivisen kertymäfunktion määritelmä<sup>20</sup>, mistä saatiin muokattua:

$$\Omega_m(\mathbf{x}) = \exp(\tau_m - \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}).$$

Logit-yhtälö saadaan logaritmoimalla edellinen yhtälö:

$$\ln \Omega_m(\mathbf{x}) = \tau_m - \mathbf{x}\boldsymbol{\beta},$$

<sup>20</sup> Kumulatiivinen kertymäfunktio määrittää todennäköisyyden, että  $y$  on yhtäsuuri tai vähemmän kuin tietty luku. Tässä yhteydessä kumulatiivinen kertymäfunktio on muotoa

$$\Pr(y \leq m | \mathbf{x}) = \sum_{j=1}^m \Pr(y = j | \mathbf{x}) = \Lambda(\tau_m - \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}).$$

mistä saadaan odds-suhde (odds ratio), minkä avulla voidaan tulkita  $x_k$ :n muutoksen vaikutusta selitettävän muuttujan kategorioiden mahdollisuuksiin. Odds-suhde pisteessä  $\mathbf{x}_i$  verrattuna pisteeseen  $\mathbf{x}_l$  on seuraavanlainen:

$$\frac{\Omega_m(\mathbf{x}_l)}{\Omega_m(\mathbf{x}_i)} = \frac{\exp(\tau_m - \mathbf{x}_l\beta)}{\exp(\tau_m - \mathbf{x}_i\beta)} = \exp([\mathbf{x}_l - \mathbf{x}_i]\beta). \quad [8]$$

Yllä oleva yhtälö kuvaa yksinkertaisella tavalla selittävän muuttujan vaikutusta selitettävän muuttujan kategorioiden mahdollisuuksiin, kun vain yksi selittävä muuttuja muuttaa arvoaan. Jos  $x_k$  muuttuu  $\delta$ :lla saadaan odds-suhteeksi:

$$\frac{\Omega_m(\mathbf{x}, x_k + \delta)}{\Omega_m(\mathbf{x}, x_k)} = \exp(-\delta \times \beta_k) = \frac{1}{\exp(\delta \times \beta_k)},$$

mikä tulkitaan siten, että  $\delta$ :n suuruinen muutos  $x_k$ :ssa muuttaa  $y$ :n mahdollisuuksia olla vähemmän tai yhtäsuuri kuin  $m$  kertoimella  $\exp(-\delta \times \beta_k)$ , kun muut tekijät on vakioitu. Odds-suhde voidaan määrittää myös korkeampien kategorioiden mahdollisuuksina matalampia kategorioita vastaan. Tällöin tulos on edellisen kaavan käänteisluku eli  $\exp(\delta \times \beta_k)$ . Koska tämän tutkimuksen lähtökohtana on selittää yksilöiden suhtautumista liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan eli selitettävän muuttujan korkeamman kategorioiden mahdollisuuksiin, käytetään tätä jälkimmäistä odds-suhteen määritelmää.

Tässä tutkimuksissa kulmakertoimia tulkitaan odds-suhteen avulla, kun  $\delta = 1$  ja kun  $\delta =$  muuttujan  $x_k$  keskihajonta. Odds-suhteen hyvä puoli tulkinnassa on sen vakioisuus mahdollisuuksien suhteen. Lisäksi odds-suhde ei ole riippuvainen muiden muuttujien vakiointien tasoista. Huono puoli puolestaan on se, että mahdollisuuksien muutos on vaikea käsittää. Lisäksi on huomattava, että vaikka muutos mahdollisuuksissa on vakio yli selittävän muuttujan arvoalueen, ei muutos selitettävän muuttujan kategorioiden todennäköisyyksissä ole vakio yli selittävän muuttujan arvoalueen. (Long 1997, 80, 82.)

### 3.2.4. Oletus paralleelisista regressioista ja mallin valinta

Järjestysasteikollinen logit-analyysi tuottaa jokaiselle muuttujalle yhden kulmakertoimen. Tämän kulmakertoimen avulla voidaan tulkita selittävän muuttujan vaikutusta selitettävien muuttujien eri kategorioiden todennäköisyyksiin. Edellä on jo keskusteltu siitä, että yhdestä kulmakertoimesta huolimatta selittävän muuttujan vaikutus eri kategorioiden todennäköisyyksiin vaihtelee.

Yhtälö 8 sivulla 31 havainnollistaa, että odds-suhde on sama kaikille selitettävän muuttujan kategorioille *m*. Tätä kutsutaan paralleelisten regressioiden oletukseksi (Long 1997, 140). Paralleelisten regressioiden idean perusteella esimerkiksi *koulutus*-muuttujalla on samanlainen vaikutus seuraaviin mahdollisuuksiin:

- a) yksilön mahdollisuuksille vastata *ei lainkaan* vastaan muut kategoriat
- b) yksilön mahdollisuuksille vastata *ei lainkaan, vähän* tai *melko paljon* vastaan *paljon*.

Luvussa 2.3. keskusteltiin *koulutus*-muuttujan erilaisista tulkinnoista työmarkkina-aseman kuvaajana ja toisaalta koulutuksen yhteydessä opitun suvaitsevaisuuden kuvaajana. Paralleelisten regressioiden idean havainnollistamiseksi oletetaan seuraavan esimerkin ajan, että *koulutus*-muuttuja kuvaa ainoastaan suvaitsevaisuutta. Nyt voidaan olettaa koulutuksen lisääntymisellä olevan hyvin negatiivinen vaikutus *ei lainkaan* -vastauksen todennäköisyyteen, koska koulutuksen yhteydessä opittu suvaitsevaisuus asettaa rajoja hyvin maahanmuuttajavastaisten näkemysten ilmaisulle. Vastaavasti voidaan olettaa, että koulutus ei ole yhtä tärkeä, kun ihminen pohtii kantaansa välillä muut kategoriat vs. *paljon*. Paralleelisten regressioiden oletuksen mukaan koulutuksella tulisi olla samanlainen vaikutus mahdollisuuksiin yllä esitetyissä vaihtoehtoissa (a) ja (b). Keskustelun perusteella lienee selvää, että tässä esimerkissä koulutuksella tulisi olla suurempi vaikutus mahdollisuuksiin tapauksessa (a) kuin tapauksessa (b).

Paralleelisten regressioiden oletuksen testaamiseen on kehitetty testejä, joista tässä tutkimuksessa käytetään LM-testiä (Lagrange multiplier). LM-testissä estimoidaan ainoastaan rajoitettu malli<sup>21</sup>, minkä jälkeen arvioidaan uskottavuusfunktion kaltevuutta rajoitteessa. Mitä jyrkempään kohtaan uskottavuusfunktio on rajoitettu, sitä epärealistisempia asetetut rajoitteet ovat. (Long 1997, 88–89.)

---

<sup>21</sup> Tässä rajoitetaan selittävän muuttujan kulmakerroin samaksi suhteessa eri kategorioihin.

Paralleelisen regression yhteydessä rajoite voidaan hahmottaa ajattelemalla järjestysasteikollista regressiota J-1 binaarisena regressiona. Tällöin rajoite on muotoa

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{J-1} = \beta. \quad [9]$$

LM-testissä estimoidaan kuinka paljon uskottavuusfunktion arvo muuttuisi, jos yhtälön 9 rajoitteet poistettaisiin. LM-testi noudattaa khiin neliöjakaumaa  $K(J-2)$  vapausasteella, missä K on selittävien muuttujien määrä. LM-testin huono puoli on sen yleisyys. Sen avulla ei tiedetä, mikä muuttuja rikkoo paralleelisten regressioiden oletusta. (Long 1997, 142–143.)

Kuten taulukosta 1 käy ilmi, tämän tutkimuksen ensimmäisen vaiheen malleista vain **Etnisyys eri** -malli läpäisee LM-testin viiden prosentin riskitasolla. Longin (1997, 145) mukaan on yleistä, että paralleelisten regressioiden oletusta rikotaan järjestysasteikollisessa regressiossa. Tällaisessa tilanteessa Long suosittelee multinominaalista regressiomallia, jossa oletetaan, että selitettävän muuttujan kategoriat eivät ole järjestettävissä.

Alaluvussa 2.3. esitellyissä maahanmuuttopoliittisia preferenssejä selittävässä tutkimuksissa ei ole keskusteltu paralleelisten regressioiden oletusten täyttymisestä. Suurin osa alaluvussa 2.3. mainituista tutkimuksista on tehty järjestysasteikollisella probit-analyysillä, ja EES-aineiston perusteella olisi hämmästyttävää, jos aikaisempien tutkimusten aineistoista ei olisi noussut paralleelisten regressioiden ongelmaa.

ESS-aineistoon tehdyissä tutkimuksissa tätä ongelmaa ei ole ollut mallin valinnan takia. Hainmueller ja Hiscox (2004) ovat yhdistäneet *paljon*- ja *melko paljon* -kategoriat sekä *ei lainkaan*- ja *vähän*-kategoriat. Näin he ovat luoneet binaarisen selitettävän muuttujan, jota he ovat analysoineet binaarisen probit-mallin avulla. Selitettävien muuttujien koodaaminen binaarisiksi hävittää merkittävällä tavalla relevanttia informaatiota<sup>22</sup>, joten edes analyysin tekninen helpottuminen ei mielestäni puolusta tätä ratkaisua. Citrin ja Sides (2004) sekä Ervasti (2004) puolestaan ovat luoneet skaalan kuutta eri

---

<sup>22</sup> Hainmueller ja Hiscox (2004, 30–31) tosin testasivat aineistoa myös järjestetyllä probit-analyysillä. He raportoivat, että tutkimustulosten kannalta keskeinen koulutus-muuttuja käyttäytyy samalla tavalla binaarisessa ja ordinaalisessa probit-analyysissä.

maahanmuuttajaryhmää kuvaavasta muuttujasta, ja ovat näin saaneet yhden selitettävän muuttujan. Tämä ratkaisu ei ole kansantaloustieteellisesti mielekäs, koska skaala hävittää tiedon siitä, eroavatko maahanmuuttopoliittiset preferenssit maahanmuuttajien oletettujen ominaisuuksien vaihtuessa. Lisäksi skaalan luominen hävittää tiedon, joka on juuri ESS-aineistossa ainutlaatuista verrattuna aikaisempiin maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittämiseen käytettyihin aineistoihin.

Tässä yhteydessä on vielä syytä keskustella lyhyesti linkkifunktion valinnasta järjestysasteikolliseen regressioon. Käytännössä virhetermin jakauman valinta normaalijakauman ja logistisen jakauman välillä ei vaikuta kiinnostuksen kohteena olevien kategorioiden todennäköisyyksiin eli itse tutkimustuloksiin. Näin linkkifunktion valinnan päätöskriteerinä voidaan pitää aikaisempien tutkimuksien linkkifunktiovalintoja, jolloin saatavien estimaattien suurusluokan vertailu tutkimusten välillä on kätevää. Toisaalta mallin tulkinta odds-suhteen avulla on mahdollista vain logistiseen jakaumaan perustuvassa mallissa. (Long 1997, 50, 83, 120.)

Valtaosa aikaisemmista maahanmuuttopoliittisia preferenssejä selittäneistä tutkimuksista on toteutettu normaalijakaumaan perustuvalla probit-analyysillä, mikä olisi puoltanut probit-analyysiä tässäkin tutkimuksessa. Tämä tutkimus on kuitenkin toteutettu logit-analyysillä kahdesta syystä. Ensimmäinen syy on se, että paralleelien regressioiden testien perusteella logit-analyysi sopii aineistoon paremmin. Jos tekstin lopussa esiteltävä taulukko 1 olisi toteutettu probit-linkkifunktiolla, olisi paralleelien regressioiden oletukset hylätty kaikissa malleissa yhden prosentin riskitasolla. Toinen logit-analyysiä puoltava syy on se, että tutkimuksen pääasiallinen analyysi tehdään multinominaalisella logit-analyysillä. Multinominaalisen analyysin toteuttaminen normaalijakaumaan perustuen on hyvin harvinaista, koska se on laskennallisesti erittäin monimutkaista (Verbeek 2004, 210).

### ***3.3. Luokitteluasteikollisen muuttujan selittäminen***

#### **3.3.1. Multinominaalinen logit-malli**

Tässä tutkimuksessa suoritetaan suurin osa analyyseistä multinominaalisella logit-analyysillä, koska järjestysasteikollinen analyysi ei läpäise paralleelien regressioiden testiä. Multinominaalisessa logit-analyysissä (jatkossa MNL; multinomial logit) ei



oleteta, että selitettävän muuttujan kategorioilla olisi luonnollista järjestystä. Aineiston analyysi MNL-menetelmällä häivyttää relevanttia tietoa yksilöiden maahanmuuttopoliittisten preferenssien järjestyksestä, koska analyysissä ei hyödynnetä tietoa maahanmuuttopoliittisista preferensseistä kertovien kategorioiden järjestyksestä. Longin (1997, 149) mukaan tämä tehokkuustappio on oikeutettua, koska aineistosta saatavat järjestysasteikollisen logit-analyysin tulokset saattavat olla harhaisia.

Ajatuksellisesti MNL-analyysiä voi lähestyä vertaamalla sitä samanaikaisesti suoritettaviin binaarisiin logit-analyysihin selitettävän muuttujan eri kategorioiden välillä. MNL-malli voidaan mallintaa diskreettinä valintatilanteena, tai vaihtoehtoisesti se voidaan johtaa mahdollisuuksien (odds) avulla. Seuraavassa MNL-malli johdetaan eri kategorioiden välistä todennäköisyyttä mallintamalla Longin (1997, 151–153) mukaan.

Merkataan  $y$ :tä selitettävänä muuttujana, joka kuvaa  $J$ :n eri kategorian toteutumista. Kategoriat on merkitty 1:stä  $J$ :hin eikä niiden välille oleteta järjestystä. Tietyn kategorian  $m$  todennäköisyys on  $\Pr(y = m | \mathbf{x})$ , kun  $\mathbf{x}$  kertoo selittävien muuttujien yhdistelmän. Oletetaan, että  $\Pr(y = m | \mathbf{x})$  on selittävien muuttujien  $\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}_m$  lineaarinen kombinaatio. Vektori  $\boldsymbol{\beta}_m$  sisältää vakiotermin ja selittävien muuttujien kulmakertoimet kategorian  $m$  suhteen. Olennaisena erotuksena järjestysasteikolliseen malliin, jokaiselle kategorialle muodostetaan oma kulmakerroin.

i) Todennäköisyyksien positiivisuuden varmistamiseksi  $\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}_m$ :stä otetaan eksponentiaali,  $\exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}_m)$ . Nyt  $\sum_{j=1}^J \exp(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}_j)$  ei summaudu yhteen, mitä todennäköisyyksiltä vaaditaan.

ii) Jotta eri kategorioiden todennäköisyydet summautuvat yhteen, jaetaan  $\exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}_m)$  lausekkeella  $\sum_{j=1}^J \exp(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}_j)$ , joten

$$\text{iii) } \Pr(y = m | \mathbf{x}_i) = \frac{\exp(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}_m)}{\sum_{j=1}^J \exp(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}_j)}. \quad [10]$$

Edellisen normalisoinnin jälkeen eri kategorioiden todennäköisyydet summautuvat yhteen:  $\sum_{m=1}^J \Pr(y = m | \mathbf{x}) = 1$ .

Malli ei kuitenkaan identifioitu ilman lisäoletusta, joka tavallisesti on muotoa  $\beta_1 = 0$ . Toisin sanoen mallin estimoinnin yhteydessä kulmakertoimet suhteessa kategoriaan 1 asetetaan nollassi.

Kun oletetaan, että  $\beta_1 = 0$ , saadaan yhtälöstä 10 suurimman uskottavuuden menetelmällä maksimoitava yhtälö. Merkitään  $\Pr(y_i = m \mid \mathbf{x}_i, \beta_2, \dots, \beta_J)$ , mikä kertoo kategorian  $m$  todennäköisyyden selittävien muuttujien yhdistelmällä  $\mathbf{x}_i$  ja kulmakertoimilla  $\beta_2$ :sta  $\beta_J$ :n. Mallin identifioimiseksi  $\beta_1 = 0$ . Jos  $p_i$  kuvaa todennäköisyyttä, että  $i$ :n havainnon kohdalla estimointi tuottaa arvon, joka havaittiin muuttujassa  $y$ , ja oletetaan havaintojen olevan toisistaan riippumattomia, saadaan:

$$L(\beta_2, \dots, \beta_J \mid \mathbf{y}, \mathbf{X}) = \prod_{i=1}^N p_i.$$

Sijoittamalla yhtälöstä 10, saadaan:

$$L(\beta_2, \dots, \beta_J \mid \mathbf{y}, \mathbf{X}) = \prod_{m=1}^J \prod_{y_i=m} \frac{\exp(\mathbf{x}_i \beta_m)}{\sum_{j=1}^J \exp(\mathbf{x}_i \beta_j)},$$

missä  $\prod_{y_i=m}$  on niiden havaintojen uskottavuuksien tulo, jotka kuuluvat kategoriaan  $m$ . Logaritmoimalla edellinen yhtälö saadaan funktio, jonka uskottavuutta maksimoidaan suurimman uskottavuuden menetelmällä. Tuloksena saadaan estimaatit kulmakertoimille, jotka ovat harhattomia, asympotoottisesti normaaleja ja asympotoottisesti tehokkaita. (Long 1997, 156–157.)

### 3.3.2. Multinomialisen mallin tulkinta

Estimoitujen yksittäisten kulmakertoimien tilastollista merkitsevyyttä testataan Waldin testillä kuten järjestysasteikollisen logit-analyysin yhteydessä. MNL-mallissa tuotetaan jokaiselle selittävälle muuttujalle  $J-1$  kulmakerrointa, koska yhden kategorian kulmakertoimet on rajoitettu nolnaan mallin identifioimiseksi. Kategoriaa, jonka suhteen kulmakertoimet on asetettu nolnaan, nimitetään referenssikategoriaksi. Koska jokaiselle selitettävälle muuttujalle estimoidaan useampi kulmakerroin, nousee tarve arvioida yleisellä tasolla muuttujan selitysvoimaa. Merkitään  $\beta_{k,m|r}$  kuvaamaan muuttujan  $k$  kulmakerrointa, joka kuvaa kontrastia kategorian  $m$  ja referenssikategorian  $r$  välillä.

Nyt voidaan muodostaa hypoteesi yhden muuttujan tilastollisesta merkitsevyydestä mallissa.

$$H_0: \beta_{k,1|r} = \dots = \beta_{k,J|r} = 0$$

Koska  $\beta_{k,r|r}$  on määritelmällisesti 0, asetetaan hypoteesissa J-1 rajoitetta. Tässä tutkimuksessa edellä esitettyä hypoteesia testataan uskottavuusosamäärä-testillä, jota nimitetään myös LR-testiksi (likelihood ratio test). Käytännössä hypoteesi testataan vertaamalla uskottavuusosamäärää ennen ja jälkeen rajoitteiden asettamisen. Testi noudattaa khiin neliöjakaumaa J-1:llä vapausasteella, jos  $H_0$  on tosi. (Long 1997, 161.) LR-testin tuloksen voidaan tulkita siten, että  $H_0$ :n ollessa tosi muuttujan lisääminen malliin ei nosta mallin selityskykyä.

MNL-mallin tulkinta on raskasta, koska siinä tuotetaan suuri määrä kulmakertoimia. Alaluvussa 3.2.3 esiteltyjä tulkintamahdollisuuksia voidaan soveltaa MNL-mallin tulkintaan. Yhtälöstä 10 sivulla 35 saadaan laskettua y:n ennustettu todennäköisyys eri kategorioiden suhteen, minkä avulla voidaan tuottaa taulukkoja ja kuvioita selittävän muuttujan vaikutuksesta eri kategorioiden todennäköisyyksiin. Alaluvussa 3.2.3 esitettyjen perustelujen takia myöskään MNL-mallin tulkinnassa ei käytetä marginaalivaikutuksia.

Yhden muuttujan vaikutus selitettävän muuttujan todennäköisyyksien suhteen tiivistetään tässä tutkimuksessa keskimääräiseen absoluuttiseen diskreettiin muutokseen, joka on esitelty sivulla 30. Lisäksi eri kategorioiden välisten kontrastien yhteydessä esitetään kulmakertoimeen liittyvä odds-suhde. Kulmakertoimeen liittyvä odds-suhteen muutos esitetään, kun selittävä muuttuja muuttuu (a) yhden yksikön ja (b) keskihajonnan verran. Järjestysasteikollisissa logit-analyysissä odds-suhdetta tulkitaan hyödyntäen mallin järjestysasteikollista luonnetta. Toisin sanoen järjestysasteikollisessa analyysissä mahdollisuudet (odds) viittaavat siihen, että mallin estimaatti on vähemmän tai yhtäsuuri kuin  $m$  verrattuna siihen, että estimaatti on enemmän kuin  $m$ . MNL-mallissa mahdollisuudet liittyvät kahden kategorian väliseen tarkasteluun, jolloin odds-suhteen johtaminen poikkeaa hieman aiemmin esitetystä. MNL-mallin yhteydessä odds-suhde tulkitaan seuraavasti: Jos  $x_k$  muuttuu  $\delta$ :lla saadaan odds-suhteeksi

$$\frac{\Omega_{m|r}(\mathbf{x}, x_k + \delta)}{\Omega_{m|r}(\mathbf{x}, x_k)} = \exp(\beta_{k, m|r} \times \delta),$$

missä  $\beta_{k, m|r}$  kuvaa kategorioiden  $m$  ja  $r$  välisen kontrastin kulmakerrointa, kun  $r$  on referenssikategoria, jonka kulmakertoimet on asetettu nolllaksi. Toisin sanoen MNL-mallissa odds-suhde kuvaa miten tietyn kategorian  $m$  mahdollisuudet muuttuvat verrattuna referenssikategoriaan, kun  $x_k$  muuttuu joko yhden yksikön tai keskihajonnan verran.

## 4. Perusmalli maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittämiseen

### 4.1. Koulutus ja tulot työmarkkina-aseman kuvaajina sekä oletus paralleelisista regressioista

Tässä tutkimuksessa maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittämistä lähestytään etenemällä yksinkertaisesta mallista laajaan malliin. Olen pyrkinyt välttämään lähestymistapaan liittyvät *data mining*<sup>23</sup> -ongelmat siten, että mallin yleistys tehdään taloustieteellisen ja sosiaalitieteellisen teorian pohjalta. Tutkimuksessa rakennetaan kolme teoreettisesti perusteltua mallia, eikä mallin kannalta merkityksettömiä muuttujia poisteta.

Ensimmäisen vaiheen mallin tavoite on kuvata yksilöiden maahanmuuttopoliittisia preferenssejä ”objektiivisilla” muuttujilla. Kutsun tätä ensimmäisen vaiheen mallia objektiiviseksi malliksi. Objektiivista mallia käsitellään erityisesti luvussa 4. ”Objektiivisilla” muuttujilla tarkoitan tässä yhteydessä muuttujia, jotka luokittelevat yksiselitteisesti vastaajat erilaisiin ulkoisesti tunnistettaviin ryhmiin (esim. ikä, sukupuoli, koulutusvuodet ja tulot). ”Objektiiviset” muuttujat voidaan hahmottaa myös vastakohtana toisessa ja kolmannessa malleissa esiteltäviin ”subjektiivisiin” muuttujiin, jotka kuvaavat yksilöiden subjektiivisia arvoja ja mieltymyksiä. Näin ”objektiivisiin” muuttujiin liittyvät mahdolliset ongelmat johtuvat puutteellisesta luokittelusta tai mittaamisesta, mutta itse mitattava ilmiö on yksiselitteinen. Subjektiivisiin muuttujiin liittyy mittaamisongelman lisäksi subjektiivisia, tulkinnallisia elementtejä<sup>24</sup>.

Toisessa vaiheessa malliin lisätään yksilöiden arvioita maahanmuuton vaikutuksista talouteen, kulttuuriin ja sosiaaliseen järjestykseen. Kutsun tätä toisen vaiheen mallia maahanmuuton vaikutuksien malliksi. Maahanmuuton vaikutuksien mallia käsitellään Suomen aineiston osalta alaluvussa 5.1. Mallin kolmannessa ja viimeisessä vaiheessa lisätään yksilöiden poliittisista arvoista kertovat muuttujat. Kutsun tätä kolmannen vaiheen mallia laajaksi malliksi. Laajaa mallia käsitellään Suomen aineiston perusteella alaluvussa 5.2.

---

<sup>23</sup> *Data mining* tai *data snooping* viittaa siihen, että malliin lisätään ja siitä poistetaan muuttujia niiden tilastollisen merkitsevyyden perusteella (Verbeek 2004, 56).

<sup>24</sup> Hyvä esimerkki on yksilön arvio sijainnistaan oikeisto–vasemmisto-akselilla. Arvioista muodostettu muuttuja on subjektiivinen, koska se perustuu omia näkemyksiään eri tavoin arvioivien ihmisten vastauksiin. Lisäksi tämän muuttujan mittaaminen on rajoittunutta, sillä se voi saada arvoikseen vain kokonaislukuja välillä 0–10.

Liitteessä 1 määritellään tutkimuksessa käytettävät muuttajat. Liitteessä 2 puolestaan esitetään muuttujille keskiarvot ja keskihajonnat. Taulukossa 1 esitellään Suomen aineistoon tehty perusmalli, jossa yksilöiden maahanmuuttopoliittisia preferenssejä selitetään ”objektiivisilla” muuttujilla. Taustamuuttujista on vakioitu sukupuoli, ikä ja asuinpaikka. Asuinpaikka vakioidaan sarjalla binaarisia muuttujia, joiden perusjoukko on maaseudulla asuvat vastaajat. Mallissa on vielä yksi taloudelliseen teoriaan liittymätön muuttuja. *Maahanmuuttajaystäviä*-muuttujalla otetaan huomioon sosiaalitieteissä vakiintunut kontaktiteoria (Jaakkola 1999, 19), jonka mukaan (henkilökohtaisen tason) kontakti maahanmuuttajiin lisää myönteistä suhtautumista maahanmuuttajiin. Kontaktiteoria painottaa yksilöiden sijaan eri ryhmien välistä kanssakäymistä, jolloin kausaalisuuden suunta on kontakteista liberaaleihin preferensseihin. Tämä erotuksena sille, että voitaisiin myös olettaa liberaalien preferenssien omaavien yksilöiden solmivan helpommin kontakteja maahanmuuttajien kanssa.

Taloudellisen teorian kannalta keskeisimmät muuttajat taulukossa 1 ovat *koulutus-* ja *tulot*-muuttajat. Mallin avulla vertaillaan sitä, kumpi muuttuja kuvaa paremmin yksilöiden työmarkkina-asemaa. *Koulutus*-muuttuja on jatkuva yksilön koulutusvuosia kuvaava muuttuja. *Tulot*-muuttuja<sup>25</sup> on puolestaan muodostettu Scheven ja Slaughterin (2001a, 138) mukaan yhdistämällä yksilön ESS-kyselystä ilmenevään ammattiluokitukseen kyseisen ammatin keskipalkka<sup>26</sup>.

Muuttujien vertailussa on otettava huomioon se, että Palkkarakenneilasto kuvaa nimenomaan tietyssä ammatissa työskentelevien keskimääräisiä ansioita (Tilastokeskus 2002, 3). Täten *tulot*-muuttuja saattaa antaa poikkeaville yksilöille hyvinkin harhaisen

---

<sup>25</sup> ESS-aineistossa kysytty yksilöiden tulotaso ei sovellu yksilöiden maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittämiseen tämän tutkimuksen viitekehyksessä. ESS-aineistossa kysyttiin perheen nettotuloja jaoteltuna 12 tuloluokkaan. Tässä tutkimuksessa tutkitaan yksilöiden työmarkkina-aseman vaikutusta maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin, ja perheen tulotaso ei ole informatiivinen yksilön työmarkkina-aseman kuvaaja.

Aineiston testaamisen perusteella perheen tuloluokka ei Suomen aineistossa selitä maahanmuuttopoliittisia preferenssejä. ESS-aineiston perheen tuloluokkaa yhdessä koulutuksen kanssa käyttäneet tutkimukset antavat ristiriitaisia tuloksia perheen tuloluokan vaikutuksesta maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin (Citrin ja Sides 2004, 31; Ervasti 2004, 39; Hainmueller ja Hiscox 2004, 50).

<sup>26</sup> Keskipalkka on otettu Tilastokeskuksen Palkkarakenne 2001 -tilastosta, joka ei kerro yhdistettyä maanviljelyä ja eläintenhoitoa harjoittavien keskipalkkaa. Tämä ongelma on ratkaistu ottamalla edellä mainitun ammatin keskipalkka Maaseudun työnantajaliittoon kuuluvien työnantajien ilmoittamista keskipalkkoista (Puhelu Tilastokeskukseen, 23.9.2004).

tulotiedon, mikä tämän tutkimuksen näkökulmasta johtaa epätarkkaan arvioon yksilön työmarkkina-asemasta. *Tulot*-muuttujan palkkataso on jaettu sadalla, jotta vältetään ongelmilta numeerisessa estimoinnissa (Long 1997, 60). Keskipalkan sadasosa kuvasi suomalaisten maahanmuuttopoliittisia preferenssejä paremmin kuin logaritmoitu keskipalkka, joten se valittiin kuvaamaan suomalaisten yksilöiden tuloja.

*Opiskelija*-muuttujaan liittyvä taloudellinen oletus on se, että opiskelijat ovat pääasiallisesti työmarkkinoiden ulkopuolella, mikä lieventää maahanmuutosta johtuvia työmarkkinahuolia. Opiskelu voidaan myös tulkita arvoja liberalisoivaksi elämäntilanteeksi, mikä antaa toisen tulkinnan *opiskelija*-muuttujalle. Ensimmäisessä mallissa *opiskelija*-muuttuja saattaa vielä heijastaa opiskelun ja liberaalien arvojen välistä positiivista korrelaatiota, mutta kolmannessa mallissa yksilöiden liberaalit asenteet otetaan huomioon, jolloin *opiskelija*-muuttujan pitäisi kuvata työmarkkinapaineiden suhteellista pienuutta. *Työtön*-muuttuja puolestaan kuvaa heikon työmarkkina-aseman mahdollista vaikutusta maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin.

*Ay & matala tuottavuus* -muuttuja on suunniteltu ainoastaan suomalaisen aineiston analysointiin, koska Suomessa ammattiliittoon kuulumisen on niin yleistä sekä korkean että matalan tuottavuuden töissä, että ammattiliittoon kuulumisen ei voida olettaa selittävän maahanmuuttopoliittisia preferenssejä. Sen sijaan matalan tuottavuuden työvoimaa edustaneet ammattiliitot kampanjoivat ennen aineiston keruuta hyvinkin voimakkaasti etenkin itä-eurooppalaista ”vierastyövoimaa” vastaan. On huomattava, että binaarinen *ay & matala tuottavuus* -muuttuja ei kuvaa yksilöiden nousevia työmarkkinataitoja, koska arvon nolla saavat sekä ammattiliittoon kuulumattomat matalan tuottavuuden työntekijät että korkean tuottavuuden työntekijät. Toinen ainoastaan Suomen aineistossa käytettävä muuttuja on *maahanmuuttajatyötovereita*. Tämän muuttujan oletetaan kuvaavan sitä, että yksilö työskentelee työmarkkinoilla, joille maahanmuuttajat saapuvat. *Maahanmuuttajatyötovereita*-muuttuja on jätetty kansainvälisestä analyysistä pois, koska varsinkin Itä-Euroopan maissa kyseinen muuttuja sai vähän arvoja yksi.

Ensimmäinen taulukosta 1 ilmenevä tulos on se, että yksilöiden maahanmuuttopoliittiset preferenssit vaihtelevat maahanmuuttajaryhmien mukaan. Tämä preferenssien vaihtelu käy parhaiten ilmi vertaamalla vastinpareja *etnisyys eri/sama*, *Eurooppa köyhä/rikas* ja *muut köyhä/rikas*. Ilmeisin eroavaisuus on se, että naiset preferoivat miehiä

liberaalimpaa maahanmuuttopolitiikkaa, mutta sukupuolen vaikutus maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin on päinvastainen suhteessa rikkaista Euroopan maista saapuviin maahanmuuttajiin. Koska maahanmuuttopoliittiset preferenssit eroavat maahanmuuttajaryhmän mukaan, selitettävien muuttujien skaalaaminen yhdeksi selitettäväksi muuttujaksi hävittäisi merkittäväällä tavalla informaatiota, eikä se näin ole perusteltavissa.

Toinen taulukosta 1 ilmenevä tulos on se, että koulutus on tuloja merkittävämpi maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjä. Tällä perusteella *koulutus*-muuttuja valikoidaan kuvaamaan yksilöiden maahanmuuttopoliittisia preferenssejä. Tosin *koulutus*- ja *tulot*-muuttujia vertaillaan vielä taulukoissa 2 ja 3. On huomattava, että *koulutus*-muuttuja saattaa kuvata suomalaisten maahanmuuttopoliittisia preferenssejä *tulot*-muuttujaa paremmin, koska se on mitattu tarkemmin kuin *tulot*-muuttuja. Viimeinen huomion arvoinen seikka taulukon 1 *koulutus*- ja *tulot*-muuttujien vertailusta on se, että tulos ei tue Dustmannin ja Prestonin (2002, 13–14) esittämää julkisten palveluiden maksajan näkökulmaa, missä koulutuksen oletetaan kuvaavan yksilön työmarkkina-asemaa, ja tulojen oletetaan kuvaavan julkisten palveluiden maksajan näkökulmaa.

Kolmas taulukosta 1 ilmenevä keskeinen tulos on se, että selittävien muuttujien vaikutus selitettävän muuttujan eri kategorioiden mahdollisuuksiin on vakio ainoastaan **Etnisyys eri** -mallissa. Näin paralleelisten regressioiden oletus tulee hylätä viiden prosentin riskitasolla **Etnisyys eri** -mallia lukuun ottamatta<sup>27</sup>. Jatkossa esiteltävissä maahanmuuton vaikutuksien mallissa ja laajassa mallissa paralleelisten regressioiden oletus hylätään suhteessa kaikkiin maahanmuuttajaryhmiin. Näin teoreettisesti oikeaoppisin järjestysasteikollinen regressioanalyysi sopii ainoastaan ensimmäiseen malliin, jossa selitetään suomalaisten suhtautumista **Etnisyys eri** -maahanmuuttajaryhmiin. Alaluvussa 4.2. hyödynnetään järjestysasteikollista logit-analyysiä, kun selitetään suomalaisten maahanmuuttopoliittisia preferenssejä suhteessa ryhmään *etnisyys eri*. Alaluvun 4.2. jälkeen analyysi tulee perustumaan MNL-analyysiin, jolloin paralleelisen regression oletus ei ole ongelma, ja saadut tulokset ovat ekonometrisesti luotettavia.

---

<sup>27</sup> Jos malli olisi analysoitu probit-analyysillä, olisi paralleelisten regressioiden oletus hylätty kaikissa malleissa yhden prosentin riskitasolla.



Neljäs taulukosta 1 ilmenevä tulos on se, että *koulutus*-muuttujan kulmakerroin on suurempi rikkaiden maiden malleissa kuin köyhien maiden mallissa. Tämä tulos viittaa siihen, että koulutuksella on suurempi positiivinen vaikutus suhtautumisessa liberaaliin maahanmuuttopoliittikkaan rikkaiden maiden malleissa kuin köyhien maiden malleissa. Tämä tulos vaikuttaa olevan ristiriidassa työmarkkinahypoteesin kanssa, jonka mukaan korkeasti koulutettujen tulisi suhtautua matalan tuottavuuden työvoiman maahanmuuttoon positiivisemmin kuin korkean tuottavuuden työvoiman maahanmuuttoon. Jatkossa esitettävissä malleissa keskitytään tarkastelemaan juuri tätä kysymystä.

Maahanmuuttopoliittisten preferenssien analysointi tullaan tekemään ryhmille **Etnisyys eri**, **Eurooppa köyhä** ja **Eurooppa rikas**. Taloudelliselta kannalta pari **Eurooppa köyhä** ja **Eurooppa rikas** on erityisen kiinnostava, koska erot näiden mallien välillä kertovat siitä, vaikuttavatko maahanmuuttajien oletetut työmarkkinataidot yksilöiden maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin. **Etnisyys eri** -malli pidetään analyysissä mukana, koska sen voidaan olettaa kuvaavan yksilöiden preferenssejä suhteessa työmarkkinoille huonosti sopeutuviin maahanmuuttajiin.

#### **4.2. Järjestysasteikollinen logit-analyysi maahanmuuttopoliittisten preferenssien mallintajana**

Tässä aluvussa selitetään maahanmuuttopoliittisia preferenssejä järjestysasteikollisella logit-analyysillä. **Etnisyys eri** -malli on ainoa paralleelisten regressioiden testin läpäisevä malli, joten tässä rajoitaudutaan selittämään ”objektiivisilla” muuttujilla suomalaisten maahanmuuttopoliittisia preferenssejä suhteessa maahanmuuttajaryhmään **Etnisyys eri**. Jotta tulojen ja koulutuksen vaikutusta maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin voidaan verrata, estimoidaan ne erillisissä malleissa, jotka esitetään taulukoissa 2 ja 3<sup>28</sup>.

Vertailtaessa taulukon 1 **Etnisyys eri** -mallia ja taulukkoa 2, havaitaan, että *tulot*-muuttujan tiputtaminen mallista ei käytännössä laskenut mallin yleistä selityskykyä kuvaavan pseudo R<sup>2</sup>:n arvoa. Taulukon 1 **Etnisyys eri** -mallin ja taulukon 3 vertailu puolestaan kertoo sen, että *koulutus*-muuttujan tiputtaminen mallista laski selvästi

---

<sup>28</sup> Vertailtavuuden maksimoimiseksi analyysit on tehty täysin samalla aineistolla, mikä laski koulutusmallin havaintomäärää.

pseudo  $R^2$ :n arvoa. Tämä viittaa siihen, että *tulot*-muuttuja kuvaa puutteellisemmin samaa asiaa kuin *koulutus*-muuttuja. Tässä oletetaan, että koulutus ja tulot kuvaavat yksilöiden työmarkkina-asemia. Toisaalta tilanne voidaan tulkita myös siten, että sekä koulutus että tulot kuvaavat yksilöiden työmarkkina-asemaa korrektilla tavalla, mutta koulutus sisältää työmarkkina-aseman lisäksi arvokomponentin. Tämä arvokomponentti kuvaa opiskelun arvoja liberalisoivaa vaikutusta, mikä vahvistaa korkean koulutuksen implikoiman paremman työmarkkina-aseman vaikutusta. Tätä keskustelua jatketaan tutkimuksen edetessä.

*Tulot*-muuttuja on tiputettu pois taulukosta 2, missä *koulutus* on selvästi merkittävin maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjä. Sarake  $\bar{\Delta x}_k$  kertoo<sup>29</sup> keskimääräisen absoluuttisen diskreetin muutoksen, mikä tarkoittaa keskimääräistä kategorioiden todennäköisyyksien muutosta, kun selittävä muuttuja muuttuu miniarvostaan maksimiarvoonsa ja muut selittävät muuttujat on vakioitu keskiarvoihinsa. Taulukossa 2 *koulutus*-muuttujan arvon muuttuminen minimistä maksimiin muuttaa selitettävän muuttujan kategorioiden todennäköisyyksiä keskimäärin 28,9 prosenttia, kun *ikä*-muuttujaan liittyvä vastaava todennäköisyyksien muutos on 18,2 prosenttia. Kolmas merkittävä selittävä muuttuja kyseisessä mallissa on *maahanmuuttajaystäviä*-muuttuja. Useiden maahanmuuttajaystävien tunteminen muuttaa selitettävien muuttujien kategorioiden todennäköisyyksiä keskimäärin 12,4 prosenttia, mitä voidaan vielä pitää huomattavana todennäköisyyksien muutoksena. Taulukko 2 havainnollistaa sen, että tilastollista merkitsevyyttä ei tule rinnastaa muuttujan selitysvoimaan. Vaikka suurin osa muuttujista on tilastollisesti merkitseviä, käytännöllisesti katsoen ainoastaan iällä, koulutuksella ja maahanmuuttajaystävien tuntemisella on huomattavaa vaikutusta maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin.

Diskreetin muutoksen vaikutuksen suuruutta selitettävän muuttujan kategorioiden todennäköisyyksiin voidaan mallintaa myös antamalla selittävän muuttujan muuttua välillä  $\bar{x}_k \pm 0,5 s_k$ , missä  $s_k$  on muuttujan  $x_k$  keskihajonta. Dummy-muuttujalla tämä muutos saattaisi johtaa tilanteeseen, jossa muuttujan annetaan muuttua arvoalueensa ulkopuolella, joten dummy-muuttujien yhteydessä diskreettiä keskiarvon ympärille keskitettyä muutosta ei esitetä. Diskreetti keskiarvon ympärille keskitetty muutos

---

<sup>29</sup> Tauluissa 2 ja 3 esitettävät odds-suhteet ja diskreetit muutokset on laskettu Chengin ja Longin ilmaisohjelmalla XPost, jonka voi poimia tekijöiden kotisivuilta. Samoin jatkossa esiteltävissä MNL-malleissa esiintyvät diskreetit muutokset ja odds-ratiot on laskettu Chengin ja Longin XPost-ohjelmalla.

esitetään sarakkeessa  $\bar{\Delta}_{x_s}$ . Tämän perusteella iän ja koulutuksen muutos selitettävien kategorioiden todennäköisyyksiin on lähes yhtä suuri. Iän muuttuminen 37,2 vuodesta 55 vuoteen muuttaa selitettävän muuttujan kategorioiden todennäköisyyksiä keskimäärin 0,044, kun puolestaan koulutusvuosien muutos 10,2 vuodesta 14 vuoteen muuttaa selitettävän muuttujan kategorioiden todennäköisyyksiä keskimäärin 0,047<sup>30</sup>. Edellä mainittuja viiden prosentin keskimääräisiä muutoksia todennäköisyyksissä voidaan pitää merkittävänä, koska liikutaan selittävien muuttujien keskiarvojen ympärillä. Muuttujien ääripäissä vaikutus kiinnostuksen kohteena oleviin todennäköisyyksiin on paljon voimakkaampaa, ja keskimääräinen absoluuttinen diskreetti muutos kuvaakin hyvin muuttujan kokonaisvaikutusta.

Taulukon 2 selittävien muuttujien selitysvoimaa voidaan vielä vertailla odds-suhteen avulla. Odds-suhde on kerrannainen<sup>31</sup>, jolloin yhtä suuremmat luvut kertovat korkeamman kategorian mahdollisuuksien kasvusta ja yhtä pienemmät luvut kertovat korkeamman kategorian mahdollisuuksien laskemisesta. Negatiivisten ja positiivisten vaikutusten määrää voidaan vertailla ottamalla toisesta käänteisluku. Tässä yhteydessä havainnollistavia vertailun kohteita ovat keskihajonnan suuruinen muutos iässä ja koulutuksessa sekä useiden maahanmuuttajaystävien tunteminen verrattuna siihen, että ei tunne useita maahanmuuttajia.

Huomion arvoista on, että odds-suhteet eivät riipu selittävien muuttujien tasoista. Iän lisääntymisen negatiivinen vaikutus muunnetaan vertailukelpoiseksi seuraavalla tavalla:  $1 / 0,673 = 1,486$ . Vastaava keskihajonnan suuruinen muutos *koulutus*-muuttujassa muuttaa mahdollisuuksia 1,526 kertaisiksi, ja useiden maahanmuuttajaystävien tunteminen nostaa mahdollisuuksia 2,785 kertaisiksi. Kuten sivulla 29 mainittiin, esitetään tässä odds-suhde korkeampien kategorioiden mahdollisuuksina vastaan matalammat kategoriat. Näin tulkittuna useiden maahanmuuttajien tunteminen nostaa *paljon*-kategorian mahdollisuuksia 2,785 kertaisiksi verrattuna *melko paljon*-, *vähän*- ja *ei lainkaan* -kategorioihin. Paralleelisten regressioiden oletuksen mukaan odds-suhde on sama suhteessa selitettävän muuttujan kaikkiin kategorioihin, joten useiden

---

<sup>30</sup> Iän keskiarvo tässä mallissa on 46,1 ja keskihajonta 17,9. Koulutuksen keskiarvo tässä mallissa on 12,1 ja keskihajonta 3,8.

<sup>31</sup> Tässä tutkimuksessa käytetään odds-suhteen määritelmää  $\exp(\delta \times \beta_k)$ . Jos  $\beta_k$  on positiivinen, saa odds-suhde suuremman arvon kuin yksi. Vastaavasti, jos  $\beta_k$  on negatiivinen, saa odds-suhde pienemmän arvon kuin yksi.

maahanmuuttajien tunteminen nostaa kategorioiden *paljon, melko paljon* ja *vähän* mahdollisuuksia 2,785 kertaisiksi verrattuna *ei lainkaan* -kategoriaan.

Taulukosta 3 havaitaan, että tulot selittävät yksilöiden maahanmuuttopolitiittisia preferenssejä heikommin kuin ikä ja useiden maahanmuuttajaystävien tunteminen. Tämä tulos vahvistaa taulukon 1 perusteella tehdyn tulkinnan, jonka mukaan yksilöiden koulutus kuvaa tässä tutkimuksessa työmarkkina-asemaa paremmin kuin yksilöiden tulot. Edellä on tosin jo keskusteltu *tulot*-muuttujan huonosta mittaustarkkuudesta. Tarkasteltaessa keskimääräistä absoluuttista diskreettiä muutosta, tulojen selitysvoima (0,116) on vain kolmasosa koulutuksen selitysvoimasta (0,289). Tämä ero on jo niin suuri, että voidaan perustellusti epäillä kuvaavatko nämä muuttujat täysin samaa asiaa.

Iän muuttuminen minimistään maksimiin vaikuttaa tulot-mallissa selitettävien muuttujien kategorioiden todennäköisyyksiin 25,2 prosenttia, kun vastaava muutos koulutus-mallissa on 18,2 prosenttia. Tähän eroon vaikuttaa varmasti se, että vanhemmilla suomalaisilla ikäluokilla on selvästi nuorempia ikäluokkia vähemmän koulutusta, joten *koulutus*-muuttuja saattaa ”vangita” sisälleen myös iän vaikutuksen.

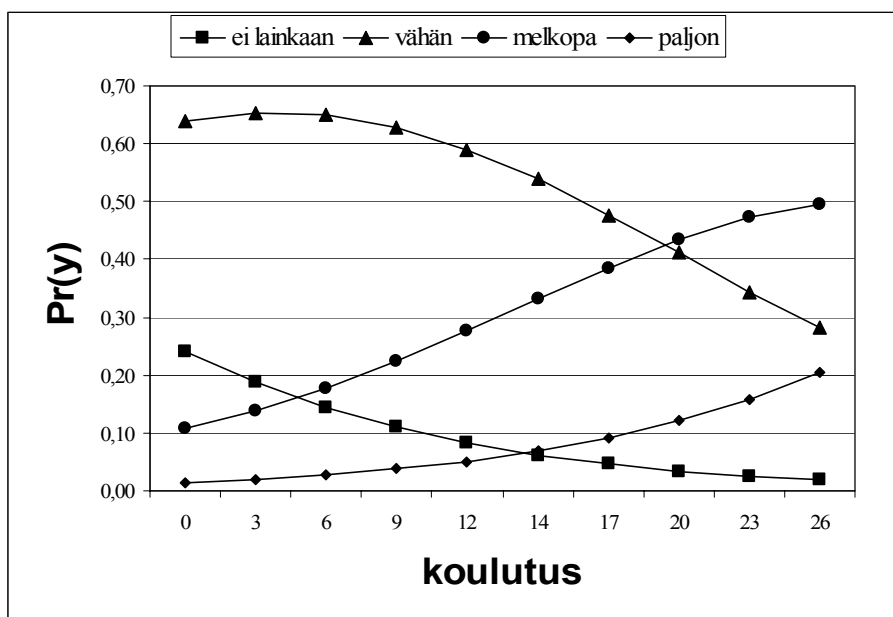
Kaavan 4 avulla (s. 24) voidaan laskea selitettävän muuttujan eri kategorioiden todennäköisyys eri selittävien muuttujien yhdistelmillä. Yhden selittävän muuttujan vaikutusta selitettävän muuttujan kategorioiden todennäköisyyksiin voidaan kätevästi havainnollistaa vakioimalla muut selittävät muuttujat keskiarvoihinsa ja antamalla kiinnostuksen kohteena olevalle selittävälle muuttujalle eri arvoja. Näin voidaan havainnollistaa selittävän muuttujan vaikutus selitettävän muuttujan eri kategorioiden todennäköisyyksiin. Tässä yhteydessä havainnollistetaan taulukosta 2, miten *koulutus*-muuttuja vaikuttaa eri kategorioiden todennäköisyyksiin.

Seuraavalla sivulla esiteltävässä kuviossa 4 esitetään, miten muutos yksilön koulutusvuosissa vaikuttaa *etnisyyseri* -muuttujan kategorioiden todennäköisyyksiin, kun muut muuttujat on vakioitu keskiarvoihinsa. Yleisellä tasolla kuvio 4 havainnollistaa, miten koulutuksen lisääntyminen nostaa todennäköisyyttä liberaalin maahanmuuttopolitiikan kannatukselle. Esimerkiksi *melko paljon* -kategorian todennäköisyys on 10 prosenttia, jos vastaajalla ei ole lainkaan koulutusta, mutta todennäköisyys nousee 50 prosenttiin, kun vastaajalla on koulutusvuosia 26. Yleisesti voidaan sanoa, että koulutusvuosien lisääntyminen kasvattaa *melko paljon*- ja *paljon*-

vastausten todennäköisyyttä sekä vastaavasti vähentää *vähän-* ja *ei lainkaan* -vastausten todennäköisyyttä.

Kategorian *vähän* todennäköisyyden tarkastelu paljastaa järjestysasteikollisen mallin mielenkiintoisen piirteen (ks. Long 1997, 132–133), joka on voimassa myös MNL-malleissa. Vaikka koulutuksella on positiivinen vaikutus liberaalin maahanmuuttopolitiikan kannatukseen, lisääntyy *vähän*-kategorian todennäköisyys koulutusvuosien lisääntyessä nolasta neljään vuoteen. Tämä johtuu siitä, että kyseisellä välillä siirtymä *ei lainkaan* -kategorista *vähän*-kategoriaan on voimakkaampaa kuin siirtyminen *vähän*-kategorista *melko paljon* -kategoriaan. Lopuksi voidaan vielä todeta, että kuvion 4 perusteella koulutusvuosien määrä on hyvin voimakas maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjä.

**Kuvio 4. Koulutuksen vaikutus maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin. Selitettävänä muuttujana *etnisyys eri* <sup>32</sup>.**



### 4.3. MNL-malli maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjänä

Taulukon 1 perusteella ainoastaan *Etnisyys eri* -malli täytti paralleelisten regressioiden oletuksen. Alaluvussa 4.3.2. esitettyjen perustelujen mukaisesti analyysiä jatketaan MNL-mallilla, joka ei oleta selitettävien muuttujien kategorioiden välille järjestystä.

<sup>32</sup> Kuvio 4 on piirretty Chengin ja Longin XPost-ohjelmalla.

Taulukosta 4 lähtien kaikki tässä tutkimuksessa esitettävät mallit on analysoitu MNL-mallilla.

MNL-malli tuottaa suuren määrän estimaatteja ja sen esittäminen havainnollistavalla tavalla on erittäin haastavaa. Päädyin tässä tutkimuksessa esittämään ensin yhteenvedon mallista, jonka jälkeen esitellään itse malli. Mallin yhteenvedossa esitetään ensin alaluvussa 3.3.2. esitelty LR-testi, joka testaa muuttujan yleistä merkitsevyyttä mallissa. LR-testin jälkeen tiivistetään muuttujan yleinen selitysvoima keskimääräiseen absoluuttiseen diskreettiin muutokseen. Mallin yhteenvedon viimeisellä sarakkeella esitetään muuttujan vaikutus liberaalin maahanmuuttopolitiikan kannattamiseen. Tähän sarakkeeseen on merkitty EM (ei merkitsevä), jos muuttuja ei LR-testin perusteella ole tilastollisesti merkitsevä maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjä.

Mallin yhteenvedon jälkeen esitellään estimoidut kontrastit. Koska tässä tutkimuksessa selitetään yksilöiden liberaaleja maahanmuuttopoliittisia preferenssejä, oli luontevinta valita referenssikategoriaksi *paljon*. Tällöin malleissa estimoidaan tietyn muuttujan vaikutus *ei lainkaan*-, *vähän*- ja *melko paljon* -kategorioiden todennäköisyyksiin verrattuna *paljon*-kategoriaan. Toisin sanoen estimoinnissa asetetaan *paljon*-kategorian kulmakertoimet noliksi. Etuna tässä referenssikategorian valinnassa on se, että tilastollisesti merkitsevien kulmakertoimien etumerkkien tulisi pysyä samoina kaikissa esitettävissä kontrasteissa, mikä helpottaa taulukon lukemista. Tämän valinnan haittapuoli on se, että kontrastien kulmakertoimien merkit ovat päinvastaisia kuin muuttujan vaikutus liberaalin maahanmuuttopolitiikan kannattamiseen<sup>33</sup>. Jokaisen mallin yhteydessä esitetään kolme kontrastia suhteessa *paljon*-kategoriaan. Tämän lisäksi olen estimoinut jokaisen mallin myös asettamalla *ei lainkaan*- ja *vähän*-kategorioiden kulmakertoimet noliksi, koska tämä on ainoa tapa huomioida muuttujien tilastolliset merkitsevyydet kaikissa mallin kontrasteissa<sup>34</sup>.

---

<sup>33</sup> Esimerkiksi taulukon 4 ensimmäisessä kontrastissa esitettävät kulmakertoimet kertovat, miten muuttujat vaikuttavat *ei lainkaan* -kategorian todennäköisyyteen verrattuna *paljon*-kategoriaan. *Koulutus*-muuttujan negatiivinen etumerkki kertoo, että koulutuksen lisääntyminen vähentää *ei lainkaan* -kategorian todennäköisyyttä verrattuna *paljon*-kategorian todennäköisyyteen, kun muut mallissa olevat tekijät on vakioitu. Se että koulutuksen lisääntyminen vähentää *ei lainkaan* -kategorian todennäköisyyttä verrattuna *paljon*-kategorian todennäköisyyteen, voidaan yleistää siten, että koulutuksella on positiivinen vaikutus liberaalin maahanmuuttopolitiikan kannatukseen. Tällä perusteella *koulutus*-muuttujalle merkataan mallin yhteenvedossa + merkki. Vastaavasti – merkin saavat liberaalin maahanmuuttopolitiikan kannatusta vähentävät muuttujat. Ei merkitsevä (tilastollisesti) merkataan lyhenteellä EM.

<sup>34</sup> Esityksestä puuttuvat kontrastit ovat *ei lainkaan* vs. *vähän*, *ei lainkaan* vs. *melko paljon* ja *vähän* vs. *melko paljon*.

*Paljon*-kategorian valitseminen referenssikategoriaksi johtaa siihen, että kontrastia *vähän* vs. *melko paljon* ei esitellä taulukoissa. Useiden selittävien muuttujien yhteydessä vaikutus oli merkittävää juuri kontrastissa *vähän* vs. *melko paljon*. Yleisesti ottaen on huomattava, että LR-testi saattaa ilmoittaa muuttujan tilastollisesti merkitseväksi, vaikka muuttuja ei ole tilastollisesti merkitsevä yhdessäkään esiteltävässä kontrastissa. Tällaisissa tapauksissa muuttujan on oltava tilastollisesti merkitsevä jossain esityksen ulkopuolisessa kontrastissa (ks. esim. *ikä* taulukossa 5).

Kontrastien yhteydessä esitetään kulmakertoimen estimaatti ja kulmakertoimen keskihajonta, jonka perusteella Waldin testi voidaan suorittaa. Lisäksi kontrastien yhteydessä esitetään odds-suhde, kun muuttujan annetaan muuttua yhden yksikön ja keskihajonnan verran. Tällöin on huomattava, että MNL-mallin yhteydessä odds-suhde esittää eri kategorioiden mahdollisuuksia *paljon*-kategoriaa vastaan, joten alle yhden olevat odds-suhteet kertovat mahdollisuuksien laskusta *paljon*-kategoriaa vastaan.

Taulukkojen<sup>35</sup> 4 ja 5 perusteella koulutus vaikuttaa voimakkaammin maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin suhteessa korkean tuottavuuden työvoimaa edustaviin maahanmuuttajiin kuin suhteessa matalan tuottavuuden työvoimaa edustaviin maahanmuuttajiin. Koulutuksen keskimääräinen absoluuttinen diskreetti muutos oli **Eurooppa rikas** -mallissa 0,289 ja **Eurooppa köyhä** -mallissa 0,256. Tämä ei tosin vielä ole iso ero, mutta kyseinen ero ei ole teoreettisten odotusten mukainen. Taloudellisen teorian perusteella korkean tuottavuuden työvoiman tulisi suhtautua liberaalimmin matalan tuottavuuden työvoiman maahanmuuttoon kuin korkean tuottavuuden työvoiman maahanmuuttoon, koska korkean tuottavuuden työvoimaan kuuluvat maahanmuuttajat tulevat kilpailemaan heidän kanssaan samoille työmarkkinoille.

Toinen taulukoista 4 ja 5 havaittava mielenkiintoinen seikka on se, että iän vaikutus maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin vaihtelee hyvin vahvasti maahanmuuttajaryhmän mukaan. Keskihajonnan suuruinen iän lisääminen kasvattaa *ei*

---

<sup>35</sup> Liitteessä 3 esitellään taulukkoa 2 vastaava MNL-malli, jotta lukija voisi verrata järjestysasteikollisen logit-mallin ja MNL-mallin eroja. Tulokset taulukossa 2 ja liitteessä 3 ovat kiinnostuksen kohteena olevien muuttujien osalta hyvin samankaltaisia. Merkittävin ero on se, että järjestysasteikollisessa mallissa useampi muuttuja on tilastollisesti merkitsevä. Oletettavasti tämä johtuu siitä, että MNL-malli on hieman tehottomampi, koska se ei käytä hyväkseen informaatiota selitettävän muuttujan kategorioiden järjestyksestä.

*lainkaan* -kategorian mahdollisuuksia 2,350 kertaisiksi *paljon*-kategoriaa vastaan, kun muut tekijät on huomioitu **Eurooppa köyhä** -mallissa. Vastaava mahdollisuuksien muutos **Eurooppa rikas** -mallissa on vain 1,188. Edellinen voidaan tulkita siten, että iällä on vahva negatiivinen yhteys rajoittavan maahanmuuttopolitiikan kannatukseen suhteessa matalan tuottavuuden työvoimaan. Suhteessa korkean tuottavuuden työvoimaan tämä vahva yhteys ei enää ole voimassa. Tämän tuloksen tulkintaan on vielä syytä lisätä, että siihen on saattanut Suomen tapauksessa vaikuttaa ESS-kysymyksenasettelu. Vanhemmat ihmiset saattavat historiallisista ja kulttuurisista syistä suhtautua länsieurooppalaisiin (korkean tuottavuuden työvoima) positiivisemmin kuin itäeurooppalaisiin (matalan tuottavuuden työvoima), mikä on heijastunut vastauksessa ESS-kysymyksiin.

Alaluvussa 4.1. esitellyssä taulukossa 1 keskusteltiin maahanmuuttopoliittisten preferenssien tilastollisesti merkitsevästä sukupuolittuneisuudesta. Tämä tilastollisesti merkitsevä sukupuolittuneisuus ei kuitenkaan ole vaikutukseltaan kovin suurta. Kun muut tekijät huomioidaan **Eurooppa rikas** -mallissa, sukupuolten välinen keskimääräinen ero todennäköisyyksissä on vain 0,033, mitä voidaan pitää merkityksettömänä. Sen sijaan **Eurooppa köyhä** -mallissa naisten miehiä liberaalimmat preferenssit vaikuttavat eri kategorioiden todennäköisyyksiin keskimäärin yli 5 prosenttia, mitä voidaan pitää jo lievästi kiinnostusta herättävänä tuloksena. Suomen osalta voidaan kuitenkin jo tutkimuksen alkuvaiheessa todeta, että vaikka maahanmuuttopoliittisissa preferensseissä on sukupuolten välisiä eroja, ei näillä eroilla ole juurikaan määrällistä merkitystä.

Edellä mainittu taulukon 5 *mies*-muuttuja on ekonometrisesti kiinnostava esimerkki siitä, miten merkittävä mahdollisuuksien muutos ei välttämättä siirry itse tutkimuksen kohteena olevan kategorian todennäköisyyden muutokseen. Taulukossa 5 selitetään suomalaisten preferenssejä suhteessa korkean tuottavuuden työvoiman maahanmuuttoon. Taulukon 5 perusteella miesten mahdollisuudet preferoida *ei lainkaan* -vaihtoehtoa vastaan *paljon*-vaihtoehto, ovat yli puolet pienemmät kuin naisilla. Tästä huolimatta sukupuolen vaikutus eri kategorioiden todennäköisyyksiin on vain edellä mainittu 0,033<sup>36</sup>. Tämän esimerkin perusteella muuttujien selitysvoimaa ei

---

<sup>36</sup> Sukupuoli vaikuttaa eri kategorioiden todennäköisyyksiin seuraavasti: *ei lainkaan* (-0,049), *vähän* (-0,018), *melko paljon* (0,051) ja *paljon* (0,016). Näiden lukujen itseisarvojen keskiarvo on muutoksen vaikutuksen tiivistävä keskimääräinen absoluuttinen diskreetti muutos.



tule tarkastella pelkästään odds-suhteen avulla, koska merkittävältä vaikuttava muutos mahdollisuuksissa ei välttämättä tarkoita merkittävää muutosta itse kiinnostuksen kohteena olevassa todennäköisyydessä. Näin odds-suhteiden tarkastelun lisäksi on hyvä käyttää todennäköisyyksien muutoksista kertovaa tarkastelua, esimerkiksi keskimääräistä absoluuttista diskreettiä muutosta.

#### **4.4. Objektivisen mallin kansainvälistä vertailua**

Tässä alaluvussa esitetään ”objektivisen” mallin kansainvälinen vertailu<sup>37</sup>. Koska esitettävä tietomäärä on suuri, pitäydytään taloudellisen teorian kannalta keskeisimmässä **Eurooppa köyhä-** ja **Eurooppa rikas** -malleissa<sup>38</sup>. Keskeinen taulukoista 6 ja 7 luettava tulos<sup>39</sup> on se, että koulutus on kaikissa tarkastelluissa maissa hyvin voimakas maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjä. Voidaan siis yksiselitteisesti todeta, että koulutus kasvattaa liberaalin maahanmuuttopoliittikan kannatusta demografisten tekijöiden ollessa vakioituja.

Tässä tutkimuksessa oletetaan koulutuksen kuvaavan yksilön työmarkkina-asemaa. Edellä on jo useaan otteeseen perusteltu, miksi *koulutus*-muuttujan vaikutuksen tulisi olla voimakkaampi suhteessa matalan tuottavuuden työvoiman maahanmuuttoon kuin suhteessa korkean tuottavuuden työvoiman maahanmuuttoon. Puhtaimmillaan taloudellisen teorian perusteella voitaisiin olettaa, että koulutuksen vaikutuksen suunta

---

<sup>37</sup> ESS-aineistoon on liitetty kaksi painomuuttujaa. *Dweight*-muuttuja (design weight) on tehty, jotta jokaisen maan analyysissä keskeiset demografiset muuttujat saisivat oikean painon. Olen käyttänyt *dweight*-muuttujaa kaikissa kansallisissa malleissa. Suomen aineiston otos vastasi väestön koostumusta, joten Suomen aineistossa *dweight* sai arvon 1 kaikkien havaintoyksikköjen kohdalla.

*Pweight*-muuttuja (population weight) on tehty koko aineiston analyysiä varten. *Pweight* painottaa eri kansallisuuksien osuuksia aineiston analyysissä siten, että väestöjen kokoerot välittyvät tuloksiin. Toisin sanoen suomalaiset havaintoyksiköt saavat koko aineiston analyysissä huomattavasti pienemmän painon kuin saksalaiset, koska suomalaisten osuus Euroopan väestöstä paljon pienempi kuin saksalaisten. ESS suosittaa, että koko aineiston analyysissä tulisi käyttää painoa *dweight\*pweight*. Olen noudattanut tätä suositusta.

Kansallisten mallien yhteydessä raportoitava N perustuu analyysissä todellisuudessa olleiden yksiköiden määrään. Aineiston analyysin ja tulkinnan yhteydessä käytettävät keskiluvut ovat luonnollisesti analyysissä käytettäviä painotettuja keskilukuja.

<sup>38</sup> Kansainvälisten mallien esittämisjärjestyksen voisi perustella hyvin usealla tavalla. Toimivia vaihtoehtoja voisivat olla esimerkiksi aakkosjärjestys tai maiden asettaminen taloudellisen hyvinvoinnin mukaiseen järjestykseen. Tässä valittu näkökulma on maantieteellinen: taulukoissa esitellään ensin Suomi ja Pohjoismaat, toisena Keski- ja Länsi-Euroopan maat, kolmantena Etelä-Euroopan maat, neljäntenä Itä-Euroopan maat ja lopuksi Israel sekä koko aineisto.

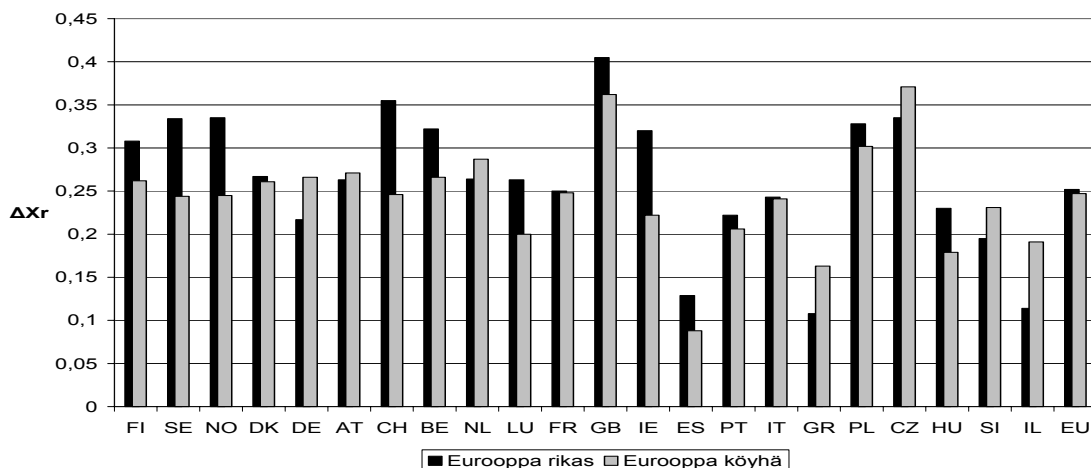
<sup>39</sup> Taulukoissa 6 ja 7 esitettävät tulokset eroavat marginaalisesti Suomen osalta, koska kansainvälisestä mallista on jätetty pois *kylä-, ay & matala tuottavuus-* ja *maahanmuuttajatyötovereita*-muuttujat. Lisäksi eri maiden malleissa on pieniä eroavaisuuksia, koska yksittäisissä erikoistapauksissa joitain selittäviä muuttujia on jätetty vähäisten havaintojen takia tiettyjen maiden malleista pois.

kääntyy sen perusteella, koostuuko maahanmuuttajien joukko pääasiassa matalan tuottavuuden työvoimasta vai korkean tuottavuuden työvoimasta.

Taulukkojen 6 ja 7 perusteella tiedetään, että koulutuksella on maahanmuuttopoliittisia preferenssejä liberalisoiva vaikutus sekä suhteessa rikkaista Euroopan maista saapuviin maahanmuuttajiin (korkean tuottavuuden työvoima) että suhteessa köyhistä Euroopan maista saapuviin maahanmuuttajiin (matalan tuottavuuden työvoima). Nyt voidaan taloudellisen teorian perusteella olettaa, että koulutuksen vaikutuksen tulisi olla suurempaa suhteessa matalan kuin korkean tuottavuuden työvoiman maahanmuuttoon.

Kuviossa 5 esitetään korkean ja matalan tuottavuuden työvoiman maahanmuuttoon liittyvä koulutuksen keskimääräinen absoluuttinen diskreetti muutos. Kuvion 5 perusteella koulutuksen vaikutus maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin on tavallisesti suurempaa **Eurooppa rikas** -mallissa kuin **Eurooppa köyhä** -mallissa. Toisin sanoen nämä tulokset ovat teoreettisten odotusten vastaisia, koska koulutuksen preferenssejä liberalisoiva vaikutus on suurempaa suhteessa korkean tuottavuuden työvoimaan kuin suhteessa matalan tuottavuuden työvoimaan. Vaikutuksen mittakaava suhteessa korkean ja matalan tuottavuuden työvoimaan on kuitenkin hyvin samansuuruinen. Kuvion 5 perusteella voidaan osittain kyseenalaistaa yksilöiden työmarkkina-asemaa korostavaa maahanmuuton taloudellista teoriaa. Vaikka yksilöiden työmarkkina-asemalla on objektiivisen mallin mukaan vaikutusta yksilöiden maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin, työmarkkina-aseman vaikutus on staattista eikä vaihdu maahanmuuttajien oletettujen työmarkkinaominaisuuksien mukaan.

**Kuvio 5. Koulutuksen vaikutus maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin Euroopan maille muodostetuissa objektiivisissa malleissa.**



Taulukoista 6 ja 7 käy ilmi myös, että kontaktiteorian mukaisesti useiden maahanmuuttajajäistävien tunteminen liberalisoi maahanmuuttopoliittisia preferenssejä. Useissa maissa maahanmuuttajajäistävien tuntemisella on noin kymmenen prosentin keskimääräinen vaikutus selitettävän muuttujan kategorioiden todennäköisyyksiin, mitä voidaan jo pitää merkittävänä vaikutuksena. Lisäksi taulukoista käy ilmi, että sukupuolella ei ole merkittävää vaikutusta maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin. Vaikka osassa maita *mies*-muuttuja on tilastollisesti merkitsevä maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjä, on tämän vaikutuksen suuruus lähes poikkeuksetta alle viiden prosentin luokkaa, ja siten hyvin vähäistä. Useissa tutkimuksissa sukupuolta on pidetty merkittävänä maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjänä (ks. esim. Ervasti 2004, 29). Tämän tutkimuksen perusteella nämä tulokset ovat tilastollisen merkitsevyyden valossa hyvin mahdollisia. Syvempi tarkastelu kuitenkin osoittaa, että sukupuolta ei voida pitää määrällisesti merkittävänä maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjänä.

Viimeinen taulukkoihin 6 ja 7 liittyvä huomio on erittäin mielenkiintoinen Suomen kannalta. Erityisesti taulukon 6 perusteella suomalaisten maahanmuuttopoliittiset preferenssit ovat hyvin ikäsidonaisia. Taulukon 6<sup>40</sup> perusteella iän muuttumisella minimistä maksimiin on keskimäärin 23,9 prosentin vaikutus selitettävän muuttujan kategorioiden todennäköisyyksiin, kun muut mallissa olevat tekijät otetaan huomioon. Vastaava luku on suurimmalla osaa maita alle 10 prosenttia. Lisäksi suuressa osassa maita ikä ei ole edes tilastollisesti merkitsevä maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjä<sup>41</sup>. Keskustelu iän ja maahanmuuttopoliittisten preferenssien välisestä suhteesta jatkuu luvussa viisi.

---

<sup>40</sup> Tässä esityksen ulkopuolelle jätetty *etnisyyden eri-malli* antaa samansuuntaisen tuloksen iän suhteen kuin *Eurooppa köyhä* -malli.

<sup>41</sup> *Eurooppa rikas* -mallin tulkinta muuttuu iän suhteen Suomen aineistoon tehdyn taulukon 5 ja eri maiden malleja kuvaavan taulukon 7 välillä. Taulukossa 7 tehty Suomen mallin analyysi on suoritettu ilman muuttujia *kylä, ay & matala tuottavuus* ja *maahanmuuttajatyötovereita*. Kun edellä mainitut muuttujat poistetaan Suomen mallista, muuttuu *melko paljon*- ja *paljon*-kategorioiden välinen kontrasti iän suhteen tilastollisesti merkitseväksi ( $p \leq 0,05$ ) siten, että iän kasvaminen lisää *paljon*-kategorian todennäköisyyttä verrattuna *melko paljon*-kategorian todennäköisyyteen (positiivinen vaikutus). Taulukossa 5 esitellyssä mallissa vastaava kontrasti oli melkein tilastollisesti merkitsevä ( $p \leq 0,1$ ), joten muutos testisuureen arvossa oli pieni, mutta tämä pieni muutos sai aikaan muutoksen muuttujan tulkinnassa. Näin taulukon 7 mukaan iän vaikutus maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin on Suomessa tilastollisesti merkitsevää sekä positiiviseen että negatiiviseen suuntaan, kun selitetään maahanmuuttopoliittisia preferenssejä suhteessa korkean tuottavuuden työvoimaan. Taulukossa 7 iällä on Suomen osalta tilastollisesti merkitsevä, preferenssejä rajoittava vaikutus kontrastissa *ei lainkaan* vs. *melko paljon*.

## 5. Maahanmuuton vaikutuksien malli ja laaja malli

### 5.1. Maahanmuuton oletetut vaikutukset ja yksilöiden maahanmuuttopoliittiset preferenssit

Taulukoissa 8–10 esitetään maahanmuuton vaikutuksien malli (toisen vaiheen malli) suomalaisten maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittämiseen. Objektivisesta mallista on pidetty mukana perustaustamuuttajat ja *koulutus*-muuttuja. Toisen vaiheen mallin varsinainen tavoite on vertailla maahanmuuton oletettujen taloudellisten, kulttuuristen ja sosiaalisten vaikutusten yhteyttä yksilöiden maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin. Toinen tälle mallille asetettu tavoite on tutkia yksilöiden työmarkkina-asemaa kuvaavan *koulutus*-muuttujan selityskykyä, kun malliin on lisätty tietoa maahanmuuton oletetuista vaikutuksista. Tässä alaluvussa tutkitaan toisen vaiheen mallia Suomen aineistolla. Toisen vaiheen mallia hyödynnetään kansainvälisessä vertailussa alaluvuissa 5.3. ja 5.4.

Maahanmuuton vaikutuksien mallissa esitetään muuttajat, jotka kuvaavat yksilöiden näkemyksiä maahanmuuton vaikutuksista työllisyyteen, julkiseen talouteen, yleiseen taloudelliseen tilanteeseen, kulttuurielämään ja rikollisuuteen. Vastausvaihtoehtoina on ollut 11 kategoriaa äärimmäisen negatiivisesta vaikutuksesta (0) äärimmäisen positiiviseen vaikutukseen (10)<sup>42</sup>. Olen käsitellyt näitä muuttujia aineiston tulkinnassa jatkuvina.

Keskeisin taulukoista 8–10 tehtävä tulkinta on se, että koulutuksen selitysvaima suhteessa maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin laskee selvästi, kun malliin lisätään maahanmuuton oletetut vaikutukset. Selvimmin koulutuksen vaikutus laskee **Eurooppa köyhä-** ja **Etnisyys eri** -malleissa<sup>43</sup>, joissa keskimääräisen absoluuttisen diskreetin muutoksen arvo laskee edellä mainitussa järjestyksessä 0,256:sta 0,128:een sekä 0,272:sta 0,142:een. Myös **Eurooppa rikas** -mallissa koulutuksen aikaansaama keskimääräinen muutos selitettävän muuttujan kategorioiden todennäköisyyksissä laskee yli 10 prosenttia.

---

<sup>42</sup> Aineisto olisi vielä tarjonnut viisi-asteikollisen selittävän muuttujan, joka olisi kertonut yksilöiden arvioista maahanmuuton vaikutuksesta palkkatasoon. Tämä muuttuja on jätetty hyödyntämättä tässä tutkimuksessa, koska olen halunnut maksimoida maahanmuuton vaikutusten vertailukelpoisuutta. *Palkkavaikutus*-muuttujan erilainen skaala olisi saattanut vaikeuttaa maahanmuuton oletettujen vaikutusten keskinäistä vertailua.

<sup>43</sup> Ensimmäisen vaiheen *Etnisyys eri* -MNL-malli on liitteessä 3.

Edellä mainittu tulos voidaan tulkita siten, että koulutus korreloi positiivisesti yksilöiden maahanmuutosta odottamien seuraamusten kanssa. Toisin sanoen korkeammin koulutetut ajattelevat matalammin koulutettuja enemmän, että maahanmuutolla on positiivisia vaikutuksia. *Koulutus*-muuttujan selitysvoiman lasku toisen vaiheen mallissa tarkoittaa sitä, että ensimmäisen vaiheen *koulutus*-muuttuja sisälsi myös korkeasti koulutettujen matalasti koulutettuja positiivisempia näkemyksiä maahanmuuton seurauksista. Maahanmuuton taloudellisia vaikutuksia selvittäneen alaluvun 2.2. perusteella on vaikea sanoa, ovatko korkeasti koulutettujen positiivisemmat odotukset tosiseikkoihin perustuvia. Joka tapauksessa tiedotusvälineissä on 2000-luvun alusta alettu esittämään näkemyksiä Suomen väestön vanhenemisesta ja uhkaavasta työvoimapulasta. On todennäköistä, että korkeasti koulutetut ovat seuranneet tätä julkisuudessa käytyä keskustelua tarkemmin kuin matalasti koulutetut.

Kun objektiivista mallia ja maahanmuuton vaikutuksien mallia vertaillaan keskenään, huomataan, että *ikä*-muuttuja ei ole lainkaan herkkä maahanmuuton oletettujen vaikutusten lisäämiselle malliin. Maahanmuuton oletettujen vaikutusten huomioiminen päinvastoin lisää *ikä*-muuttujan selityskykyä, ja ikä on keskimääräisen absoluuttisen diskreetin muutoksen perusteella merkittävin maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjä **Eurooppa köyhä**- ja **Etnisyys eri** -malleissa. Tämän tutkimuksen teoreettisten lähtökohtien perusteella on yllättävää, että *ikä*-muuttuja on toisen vaiheen mallissa paras maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjä suhteessa matalan tuottavuuden työvoimaan kuuluviin maahanmuuttajiin ja suhteessa työmarkkinoille huonosti sopeutuviin maahanmuuttajiin. Tämän tuloksen yllättävyyttä lisää se, että juuri toisen vaiheen mallissa esiteltävillä maahanmuuton oletetuilla vaikutuksilla tulisi olla hyvin vahva yhteys yksilöiden maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin.

Kuten edellä lyhyesti mainittiin, maahanmuuton oletettujen vaikutusten huomioiminen toisen vaiheen mallissa nostaa iän selityskykyä suhteessa maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin. Tätä voidaan havainnollistaa sillä, että kun objektiivisessa **Eurooppa köyhä** -mallissa iän kasvaminen keskihajonnalla (18 vuodella) lisää *ei lainkaan* -kategorian mahdollisuuksia verrattuna *paljon*-kategoriaan 2,350 kertaisiksi, on vastaava kasvu mahdollisuuksissa toisen vaiheen **Eurooppa köyhä** -mallissa 3,142.

Maahanmuuton oletetuista vaikutuksista *yleinen talousvaikutus* -muuttuja on hyvin merkittävä kaikissa malleissa. Erityisesti taulukossa yhdeksän esiteltävässä **Eurooppa rikas** -mallissa yleinen talousvaikutus on koko mallin paras maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjä. Rikkaista Euroopan maista saapuvien maahanmuuttajien oletetaan sopeutuvan hyvin työmarkkinoille ja hyödyttävän Suomen talouselämää.

**Eurooppa köyhä**- ja **Etnisyys eri** -malleja yhdistää se, että maahanmuuton oletettu kulttuurivaikutus on niissä hyvin merkittävä maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjä. **Eurooppa rikas** -mallissa maahanmuuton kulttuurivaikutuksella on puolestaan merkittävä mutta edellisiä malleja selvästi pienempi vaikutus maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin. Tämän ja edellisessä kappalejaossa esitetyn tuloksen perusteella voidaan tulkita, että taloudellisilla tekijöillä on kulttuurisia tekijöitä suurempi vaikutus korkean tuottavuuden työvoiman maahanmuuttoa koskeviin preferensseihin. Kulttuuriset tekijät ovat puolestaan merkittävimpiä maahanmuuttopoliittisten preferenssien määrittäjiä suhteessa työmarkkinoille huonosti sopeutuviin maahanmuuttajiin.

Kulttuurivaikutusta mielenkiintoisempi on *rikollisuusvaikutus*-muuttuja. *Rikollisuusvaikutus*-muuttuja tukee hyvin johdonmukaisesti maahanmuuttajien sopeutumisen taloudellista teoriaa (Bauer et al. 2000) siltä osin, että huonosti työmarkkinoille sopeutuvia maahanmuuttajia vastaanottavan valtion asukkaat ovat huolissaan maahanmuuton vaikutuksesta sosiaaliseen järjestykseen ja rikollisuuteen. **Etnisyys eri** -mallissa (taulukko 10) *rikollisuusvaikutus*-muuttujan vaihtelulla minimistä maksimiin on keskimäärin 21 prosentin suuruinen vaikutus selitettävän muuttujan kategorioiden todennäköisyyksiin, kun muut tekijät on otettu huomioon. **Eurooppa köyhä** -mallissa vastaava muutos todennäköisyyksissä on 17,8 prosenttia. **Eurooppa rikas** -mallissa *rikollisuusvaikutus* ei puolestaan ole tilastollisesti merkitsevä muuttuja, koska hyvin työmarkkinoille sopeutuviin maahanmuuttajiin ei oletettavasti liitetä rikollisuushuolia.

Toinen taulukossa 9 esiteltävään **Eurooppa rikas** -malliin liittyvä erityispiirre on se, että maahanmuuton oletettu vaikutus julkiseen talouteen (*verovaikutus*) ei ole tilastollisesti merkitsevä maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjä. Tämä viittaa siihen, että *verovaikutus*-muuttuja kuvaa ensisijaisesti yksilöiden negatiivisia oletuksia maahanmuuton verovaikutuksista, mikä ei koske rikkaista Euroopan maista saapuvia,

hyvin työmarkkinoille sopeutuvia maahanmuuttajia. Lopuksi mainitaan, että taulukoiden 8–10 perusteella maahanmuuton oletetut työllisyysvaikutukset selittävät tilastollisesti merkitsevästi yksilöiden suhtautumista maahanmuuttopolitiikkaan. *Työllisyysvaikutukseen* liittyvä keskimääräinen absoluuttinen diskreetti muutos on taulukoissa 8–10 selvästi yli 10 prosenttia, mitä voidaan pitää merkittävänä vaikutuksena.

Tässä käytetyn tutkimusasetelman perusteella on vaikea eritellä, mikä maahanmuuton oletetuista vaikutuksista olisi erityisen vahvana elementtinä läsnä ensimmäisen vaiheen *koulutus*-muuttujassa. Tämä tarkoittaa sitä, että en erittele, johtuuko *koulutus*-muuttujan selitysviivan lasku jostain tietyistä maahanmuuton oletettua vaikutusta kuvaavasta muuttujasta. Edellä on jo keskusteltu siitä mahdollisuudesta, että korkeammin koulutetut ovat sisäistäneet matalammin koulutettuja paremmin julkisessa keskustelussa esiintyneet maahanmuuttoa puoltaneet taloudelliset argumentit, mikä välittyisi *yleinen talousvaikutus* -muuttujan kautta. Toinen mielenkiintoinen mahdollisuus on, että *työllisyysvaikutus*-muuttuja heijastaisi yksilöiden arvioita maahanmuuton vaikutuksesta omaan työllisyystilanteeseen ja siten syrjäyttäisi *koulutuksen* yksilöiden työmarkkina-aseman kuvaajana.

## **5.2. Poliittiset arvot ja yksilöiden maahanmuuttopolitiittiset preferenssit**

### **5.2.1. Koulutus laajassa mallissa**

Tässä alaluvussa esitellään kolmannen vaiheen laaja malli yksilöiden maahanmuuttopolitiittisten preferenssien selittämiseen. Mallia tulkitaan suomalaisen aineiston avulla. Laajan mallin kansainvälinen vertailu tehdään seuraavassa alaluvussa 5.3. Laajaan malliin lisätään muuttujia, jotka kertovat yksilön suhteesta yhteiskuntaan, poliittisista preferensseistä ja suoranaista rasismista.

*Vieraantuminen* on skaalamuuttuja<sup>44</sup>, joka kertoo yksilön luottamuksesta yhteiskunnan valtavirran instituutioihin. Poliittisista preferensseistä otetaan huomioon perinteinen vasemmisto–oikeisto-ulottuvuus, arvokonservatiivisuus tai liberaalisuus ja

---

<sup>44</sup> Skaalan luotettavuutta mittaavan Cronbachin alfan arvo on Suomen aineistossa 0,76 ja koko aineistossa 0,75. Cronbachin alfan arvon tulisi olla yli 0,7, jotta skaalaa voidaan pitää luotettavana.

suhtautuminen ylikansalliseen päätöksentekoon<sup>45</sup>. *Yhtenäinen kulttuuri* kuvaa yksilön suhdetta monikulttuurisuuteen, ja *rasismi*-muuttuja kuvaa yksilöiden rasistisia asenteita.

Keskeisin taulukoista 11–13 luettava tulos on *koulutus*-muuttujaan liittyvän LR-testin tulos. Kun Suomen aineistoon tuodaan kolmannessa mallissa yksilöiden poliittiset preferenssit, muuttuu *koulutus* tilastollisesti ei-merkitseväksi **Eurooppa köyhä-** ja **Etnisyys eri** -malleissa. Sen sijaan **Eurooppa rikas** -mallissa koulutuksen vaikutus säilyy tilastollisesti merkitsevänä. Tarkasteltuna keskimääräisellä absoluuttisella diskreetillä muutoksella *koulutus* (0,140) on **Eurooppa rikas** -mallin toiseksi tärkein selittävä muuttuja selittävä muuttuja *yleisen talousvaikutuksen* (0,177) jälkeen.

Edellä mainitut tulokset voidaan tulkita siten, että selitettäessä suomalaisten yksilöiden maahanmuuttopoliittisia preferenssejä ensimmäisen vaiheen objektiivisessa mallissa suhteessa matalan tuottavuuden työvoimaan ja huonosti työmarkkinoille sopeutuviin maahanmuuttajiin, *koulutus* kuvaa pääasiassa koulutuksen yhteydessä omaksuttuja arvoja. Lisäksi *koulutus* kuvaa näissä malleissa sitä, että korkeammin koulutetuilla yksilöillä on positiivisempi näkemys maahanmuuton vaikutuksista suomalaiseen yhteiskuntaan kuin matalammin koulutetuilla<sup>46</sup>. Kuten edellisessä alaluvussa pohdittiin, korkeammin koulutettujen positiivisemmat näkemykset maahanmuuton vaikutuksesta voivat Suomen tapauksessa johtua myös siitä, että korkeammin koulutetut ovat seuranneet julkista keskustelua mahdollisesta työvoimapulasta.

Mielestäni Suomen aineiston perusteella ei ole perusteltua väittää Hainmuellerin ja Hiscoxin (2004, 28) tavoin, että *koulutus*-muuttuja kuvaa myös koulutuksen ja taloudellisen ymmärryksen (economic literacy) välistä yhteyttä. Ensinnäkin empiirinen taloustiede ei ole osoittanut yksiselitteisesti, että maahanmuutolla olisi kaikissa tilanteissa positiivinen vaikutus vastaanottavan maan taloudelliseen tilanteeseen tai vastaanottavan maan yksilöiden taloudelliseen tilanteeseen. Toiseksi *koulutus*-muuttuja

---

<sup>45</sup> *Globaali päätöksenteko* -muuttujan Cronbachin alfan arvot ovat matalia ja skaalaa ei siten voida pitää luotettavana. Suomen aineiston Cronbachin alfa oli vain 0,395 ja Euroopan aineistossa Cronbachin alfa oli 0,552. Matalan Cronbachin alfan arvoon suhtaudutaan tässä yhteydessä siten, että *globaali päätöksenteko* -muuttujaan liittyviä tuloksia tulkitaan maltillisesti. Testasin Suomen aineistossa *globaali päätöksenteko* -muuttujan poistamista eri malleista. Tällä ei ollut substantiaalista merkitystä muihin selittäviin muuttujiin liittyviin tulkintoihin, mikä puolsi *globaali päätöksenteko* -muuttujan pitämistä mukana analyysissä.

<sup>46</sup> *Koulutuksella* ja maahanmuuton oletetuista vaikutuksista kertovilla muuttujilla on tilastollisesti merkitsevä positiivinen korrelaatio Suomen aineistossa *verovaikutusta* lukuun ottamatta. Koko aineiston tasolla tilastollisesti merkitsevä positiivinen korrelaatio koski *koulutusta* ja kaikkia maahanmuuton vaikutuksista kertovia muuttujia.



selittää tilastollisesti merkitsevästi preferenssejä suhteessa korkean tuottavuuden maahanmuuttajiin, ja tämä vaikutus on suuruudeltaan merkittävää sekä suunnaltaan positiivista. Jos korkeasti koulutetut olisivat taloudellisen teorian mukaisesti huolissaan korkean tuottavuuden maahanmuuttajien aiheuttamasta työmarkkinakilpailusta, tulisi *koulutuksen* olla tilastollisesti merkitsevä, negatiiviseen suuntaan vaikuttava selittävä muuttuja **Eurooppa rikas** -mallissa. Suomen aineistoa voidaan mielestäni kuitenkin tulkita siten, että korkeammin koulutetut ajattelevat rikkaista Euroopan maista saapuvien maahanmuuttajien olevan taloudellisesti menestyviä ja hyödyllisiä koko Suomen kansantalouden kannalta.

Edellinen keskustelu voidaan tiivistää siten, että suhteessa matalan tuottavuuden työvoimaan ja suhteessa huonosti työmarkkinoille sopeutuviin maahanmuuttajiin, *koulutus* kuvaa yksilöiden koulutuksen yhteydessä omaksumia suvaitsevia asenteita. Vaihtoehtoisesti voidaan tulkita yksilöiden tiedostaneen koulutuksen yhteydessä, että negatiivista asennoitumista vähemmistöihin ei ole sopivaa tuoda ilmi julkisesti. Selitettäessä maahanmuuttopoliittisia preferenssejä suhteessa korkean tuottavuuden työvoimaan, koulutus kuvaa suvaitsevaisuuden lisäksi sitä, että korkeammin koulutetut painottavat maahanmuutosta koituvia hyötyjä enemmän kuin matalammin koulutetut. Vaikka kolmannen vaiheen **Eurooppa rikas** -mallissa on jo vakioitu maahanmuuton oletetut vaikutukset, oletan, että korkean tuottavuuden maahanmuuttajiin liitetään hyötyjä, joita ei ole otettu huomioon laajassakaan mallissa. Matalammin koulutettujen maahanmuuttopoliittisissa preferensseissä kulttuuriset näkemykset saavat puolestaan suuremman painon. Taloudellisen teorian kannalta on mielenkiintoista, että suomalaisen aineiston perusteella korkeammin koulutetut eivät koe matalan tuottavuuden työvoiman maahanmuutosta olevan heille hyötyä. Yksinkertaisimmillaan aineiston perusteella voidaan tulkita, että maahanmuutosta vastaanottajamaille koituvat yleiset hyödyt ovat tärkeämpiä korkeammin koulutetuille kuin matalammin koulutetuille.

### **5.2.2. Maahanmuuton taloudelliset vaikutukset laajassa mallissa**

Taloudelliset tekijät ovat merkittävimpiä maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjiä suhteessa korkean tuottavuuden työvoimaan. Suhteessa matalan tuottavuuden työvoimaan ja etnisesti valtaväestöstä poikkeaviin maahanmuuttajiin, ei-taloudelliset tekijät ovat puolestaan voimakkaimpia maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjiä. Taulukkojen 11–13 keskimääräisten absoluuttisten diskreettien muutosten perusteella

*yleinen talousvaikutus* -muuttuja (0,177) selittää voimakkaimmin maahanmuuttopoliittisia preferenssejä suhteessa korkean tuottavuuden työvoimaan. Muut merkittävät selittävät muuttujat suhteessa korkean tuottavuuden työvoimaan ovat *koulutus* (0,140) ja *työllisyysvaikutus* (0,124). Selitettäessä preferenssejä suhteessa matalan tuottavuuden työvoimaan, on ikä merkittävin tekijä, kun iällä on noin 23 prosentin vaikutus selitettävän muuttujan todennäköisyyksiin. **Etnisyys eri** -mallissa *rikollisuusvaikutus* (0,199) ja *rasismi* (0,182) ovat puolestaan merkittävimpiä selittäviä muuttujia.<sup>47</sup>

Taulukosta 11 ilmenee taloudellisen teorian kannalta mielenkiintoinen tulos. Useiden maahanmuuttajatyötovereiden tunteminen lisää **Eurooppa köyhä** -mallissa *ei lainkaan* -kategorian todennäköisyyttä 7,157 kertaiseksi verrattuna *paljon*-kategoriaan. Ensimmäisen vaiheen **Eurooppa köyhä** -mallissa (taulukko 4) vastaava vaikutus mahdollisuuksiin on hieman yli kaksi, mutta kyseisessä mallissa muuttuja ei ole LR-testin mukaan tilastollisesti merkitsevä. Maahanmuuton oletettujen seurausten ja poliittisten arvojen vakioinnin jälkeen *maahanmuuttajatyötovereita* on tilastollisesti merkitsevä ja sillä on yli 11 prosentin vaikutus selitettävän muuttujan kategorioiden keskimääräisiin todennäköisyyksiin. Edellä mainittu tulos voidaan tulkita viitteeksi siitä, että työskenteleminen työmarkkinoilla, jonne maahanmuuttajat saapuvat, vaikuttaa rajoittavasti maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin. Tämä puolestaan kertoisi yksilöiden työmarkkina-aseman ja maahanmuuttopoliittisten preferenssien välisestä yhteydestä. Tässä yhteydessä on kuitenkin huomattava, että hyvin harvalla kyselyyn vastanneella suomalaisella on useampia maahanmuuttajatyötovereita (*maahanmuuttajatyötovereita*-muuttujan keskiarvo Suomen aineistossa on 0,032). Näin edellä mainittu tulos saattaa johtua aineiston erityispiirteistä eikä todellisista, populaatioissa vaikuttavista empiirisistä tekijöistä<sup>48</sup>.

---

<sup>47</sup> Tässä yhteydessä on syytä mainita, että laajan mallin selitysasteet eroavat huomattavasti eri mallien välillä. Parhaiten malli selittää suomalaisten maahanmuuttopoliittisia preferenssejä suhteessa työmarkkinoille huonosti sopeutuviin maahanmuuttajiin, kun selitysaste **Etnisyys eri** -mallissa on yli 0,5. Selitettäessä maahanmuuttopoliittisia preferenssejä suhteessa korkean tuottavuuden työvoimaan kuuluviin maahanmuuttajiin, selitysaste pysyy 0,314:ssä.

<sup>48</sup> Suoritin analyysit myös ilman *maahanmuuttajatyötovereita*-muuttujaa, eikä kyseisen muuttujan poistaminen mallista vaikuttanut muiden selittävien muuttujien tulkintaan. *Maahanmuuttajatyötovereita*-muuttuja ei ollut mukana kansainvälisessä analyysissä, koska se sai niin vähän havaintoja itäisissä Euroopan maissa. Testasin kuitenkin *maahanmuuttajatyötovereita*-muuttujaa koko Euroopan aineistolle tehtävässä analyysissä. Näiden testien tulokset eivät tue Suomen aineistosta saatavia tuloksia.

### 5.2.3. Muita tulkintoja laajasta mallista

Taulukossa 13 esiteltävällä **Etnisyys eri** -mallilla on useita mielenkiintoisia tulkintoja. Poliittisten arvojen vakioimisen jälkeen maahanmuuton oletettu rikollisuusvaikutus on merkittävin maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjä. Tämä tulos vahvistaa Bauerin et al. (2000) esittelemää maahanmuuttajien sopeutumisen teoriaa, jonka mukaan työmarkkinoille huonosti sopeutuvat maahanmuuttajat herättävät kantaväestössä huolta rikollisuudesta. Toinen melko odotettu **Etnisyys eri** -malliin liittyvä tulos on se, että yksilöiden rasiset asenteet ovat hyvin merkittäviä maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjiä, kun *rasismi*-muuttujalla on keskimäärin 18,2 prosentin vaikutus selitettävän muuttujan kategorioiden todennäköisyyksiin.

Taulukosta 13 ilmenee myös MNL-malliin liittyvä erityispiirre. LR-testin mukaan *työllisyysvaikutus* ja *verovaikutus* ovat tilastollisesti erittäin merkitseviä ( $p \leq 0,01$ ), mutta taulukossa 13 esiteltävissä kontrasteissa yksikään kulmakerroin ei ole tilastollisesti merkitsevää. Tämä johtuu siitä, että molemmilla muuttujilla on hyvin merkittävä ero ainoastaan kategorioiden *vähän* ja *melko paljon* välillä<sup>49</sup>, mikä on tässä esitysteknisistä syistä jätetty raportoimatta. *Työllisyysvaikutus*-muuttujaan liittyy myös taloudellisen teorian kannalta mielenkiintoinen tulos. Se että maahanmuuton oletettu työllisyysvaikutus selittää vahvasti suomalaisten maahanmuuttopoliittisia preferenssejä suhteessa työmarkkinoille huonosti sopeutuviin maahanmuuttajiin, on ristiriidassa taloudellisen teorian olettaman työmarkkinakilpailun kanssa. Heikosti työmarkkinoille sopeutuvien maahanmuuttajien ei tulisi herättää työmarkkinahuolia rationaalisesti maahanmuuttoa arvioivissa yksilöissä.

Laajan mallin tulkinta lopetetaan *vieraantumis*-muuttujan tarkasteluun. Keskeinen huomio tässä tarkastelussa on *vieraantuminen*-muuttujan MNL-mallia havainnollistava ominaisuus. *Vieraantuminen* on LR-testin perusteella tilastollisesti merkitsevä muuttuja kaikissa malleissa (taulukot 11–13). Muuttujalla on kuitenkin tilastollisesti merkitsevää

---

<sup>49</sup> Työllisyysvaikutuksen muuttuminen minimistä maksimiin lisää *melko paljon*-kategorian todennäköisyyttä 0,331 ja pienentää *vähän* kategorian todennäköisyyttä 0,335, kun muut muuttujat on vakioitu keskiarvoihinsa. Vastaavasti verovaikutuksen muuttuminen minimistä maksimiin lisää *melko paljon*-kategorian todennäköisyyttä 0,291 ja pienentää *vähän*-kategorian todennäköisyyttä 0,300, kun muut muuttujat on vakioitu keskiarvoihinsa. Muuttujien yhteydessä raportoidut keskimääräiset absoluuttiset diskreetit muutokset ovat paljon pienempiä kuin edelliset luvut, koska kyseiset muuttujat eivät käytännössä vaikuta kategorioiden *ei lainkaan* ja *paljon* todennäköisyyksiin.

vaikutusta sekä maahanmuuttopoliittisia preferenssejä liberalisoivaan että rajoittavaan suuntaan. Tämä johtuu MNL-mallin tulkinnan perusteella siitä, että vieraantuminen yhteiskunnan valtavirran instituutioista ei selitä ainoastaan yksilöiden maahanmuuttopoliittisia preferenssejä, vaan myös niiden intensiivisyyttä.

*Vieraantumisen* kasvaminen minimistään maksimiin vähentää kaikissa malleissa *melko paljon* -kategorian todennäköisyyttä. Tämä tulos kertoo vieraantumisen maahanmuuttopoliittisia preferenssejä rajoittavasta vaikutuksesta. **Eurooppa rikas** -mallissa myös *vähän*-kategorian todennäköisyys laskee, kun muut tekijät vakioidaan. Lisäksi **Eurooppa rikas** -mallissa *vieraantuminen* kasvattaa molempien ääripäiden todennäköisyyksiä noin kymmenellä prosentilla. Tällöin kyseessä on Likertin asteikollinen muuttuja, mikä heijastaa kahta ulottuvuutta, mielipidettä ja mielipiteen intensiivisyyttä (Long 1997, 115). Toisin sanoen vieraantumisella valtavirran instituutioista on kaksi maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin yhteydessä olevaa elementtiä. Ensimmäinen elementti korostaa mielipiteiden intensiivisyyttä. Toinen elementti vaikuttaa rajoittavasti maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin. **Eurooppa rikas** -mallissa *vieraantuminen* heijastaa enemmän mielipiteen intensiivisyyttä (lisää ääripäiden todennäköisyyksiä) kuin preferenssien suuntaa. **Eurooppa köyhä-** ja **Etnisyys eri** -malleissa *vieraantuminen* kuvaa enemmän *vieraantumisen* maahanmuuttopoliittisia preferenssejä rajoittavaa vaikutusta. Mikäli aineisto olisi analysoitu järjestysasteikollisella regressiolla, olisivat *vieraantuminen*-muuttujaan liittyvät tulkinnat olleet virheellisiä, koska järjestysasteikollinen analyysi olisi pakottanut *vieraantuminen*-muuttujalle yhden kulmakertoimen.

### **5.3. Laajan mallin kansainvälinen vertailu**

#### **5.3.1. Koulutus kansainvälisessä vertailussa**

Tutkimuksen taulukko-osan jäljessä esitettävissä kuviossa 6–8 kuvataan, miten voimakkaasti *koulutus*-muuttuja vaikuttaa yksilöiden maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin eri Euroopan maissa. Tulkitsen kyseisissä kuvioissa esitettäviä keskimääräisiä absoluuttisia diskreettejä muutoksia siten, että alle 10 prosentin muutos ei ole enää voimakkuudeltaan merkittävä. Kuviossa 6–8 esitetään absoluuttinen diskreetti muutos joka maalle. Näin havainnollistetaan sitä, kuinka paljon *koulutuksen* selitysvoima muuttuu, kun objektiiviseen malliin lisätään toisessa vaiheessa

maahanmuuton oletetut vaikutukset, ja kun kolmannessa vaiheessa malliin tuodaan yksilöiden poliittiset arvot.

Taloudellisen teorian kannalta mielenkiintoisinta on verrata kuvioita 6 ja 7, koska niihin liittyvät edellä argumentoidut oletukset matalan ja korkean tuottavuuden työvoimasta koostuvista maahanmuuttajajoukoista. Kuvioista 6 käy ilmi, miten *koulutuksen* vaikutus maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin laskee erittäin selvästi, kun **Eurooppa köyhä**-malliin lisätään maahanmuuton oletetut vaikutukset. Mallin toisessa vaiheessa *koulutus*-muuttujalla on kuitenkin vielä useimmissa maissa yli kymmenen prosentin vaikutus yksilöiden preferensseihin suhteessa köyhistä Euroopan maista saapuviin maahanmuuttajiin. Kun malliin kolmannessa vaiheessa lisätään yksilöiden poliittiset arvot, laskee *koulutus*-muuttujan vaikutus alle kymmeneen prosenttiin useassa maassa, Suomi mukaan lukien.

Yksilöiden preferenssejä suhteessa matalan tuottavuuden työvoimaan mallintava kuvio 6 voidaan tulkita seuraavalla tavalla. Koulutuksella ja maahanmuuttopoliittisilla preferensseillä on hyvin vahva yhteys. Tämä vahva yhteys johtuu kuitenkin pääasiassa siitä, että koulutetummat ihmiset arvioivat maahanmuuton seurauksia positiivisemmin kuin kouluttamattomat. Lisäksi koulutuksen yhteydessä omaksuttava suvaitsevaisuus on merkittävä elementti *koulutus*-muuttujassa, koska poliittisten arvojen vakiointi tiputtaa useimpien maiden mallissa *koulutuksen* merkityksettömäksi maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjäksi. Koko aineistossa ainoastaan Puola ja Tsekki<sup>50</sup> muodostavat poikkeuksen, koska niissä *koulutus* on hyvin selitysvoimainen maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjä vielä poliittisten arvojen vakioimisen jälkeen.

Kuviossa 7 esitetään *koulutus*-muuttujan selitysvoimaa suhteessa rikkaista Euroopan maista saapuviin maahanmuuttajiin. Kuvion 7 perusteella huomataan, että maahanmuuton oletettujen vaikutusten ja yksilöiden poliittisten arvojen vakiointi laskee *koulutuksen* selityskykyä. Tämä selitysvoiman lasku on kuitenkin erittäin maltillista verrattuna kuviossa kuusi esiteltyyn **Eurooppa köyhä**-malliin. Kreikkaa lukuun ottamatta *koulutuksen* vaikutus säilyy kaikissa maissa yli kymmenessä prosentissa. Useimmissa maissa tämä vaikutus on jopa yli 15 prosenttia. Edellisen perusteella voidaan todeta, että koulutuksella ja yksilön työmarkkina-asemalla on Euroopassa

---

<sup>50</sup> Puolan ja Tsekin yhteydessä on syytä huomauttaa, että näiden maiden näkökulmasta köyhistä Euroopan maista saapuvat maahanmuuttajat ovat muiden entisen ”itäblokin” maiden kansalaisia.

tilastollisesti merkitsevä ja määrällisesti huomattava maahanmuuttopoliittisia preferenssejä liberalisoiva vaikutus suhteessa korkean tuottavuuden työvoiman maahanmuuttoon.

Kuvioiden 6 ja 7 välittämä informaatio ei tue työmarkkina-asemaa korostavia maahanmuuton taloudellisia teorioita. Näiden teorioiden perusteella yksilöiden työmarkkina-asema – toisin sanoen työmarkkinakilpailu – selittää yksilöiden maahanmuuttopoliittisia preferenssejä. Toisessa luvussa esitetyn teoreettisen katsauksen perusteella *koulutuksen* tulisi olla merkittävä maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjä **Eurooppa köyhä** -mallissa, koska matalan tuottavuuden työvoimasta koostuva maahanmuuttajajoukko ei tulisi kilpailemaan korkean tuottavuuden työvoiman työmarkkinoille, ja HO-mallin mukaan matalan tuottavuuden työvoiman maahanmuutto nostaisi korkean tuottavuuden työvoiman suhteellista palkkatasoa. Teoreettisista odotuksista huolimatta koulutuksen selitysvoima hiipuu **Eurooppa köyhä** -mallissa, kun malliin lisätään maahanmuuton oletetut vaikutukset ja yksilöiden poliittiset arvostukset.

Maahanmuuttoon liittyvän työmarkkinakilpailun tulisi puolestaan hillitä korkeammin koulutettujen halukkuutta ottaa vastaan maahanmuuttajia rikkaista Euroopan maista. Edellä mainituista teoreettisista lähtökohdista johdettava minimivaatimus on, että koulutuksen selitysvoiman tulisi olla pienempää **Eurooppa rikas** -mallissa kuin **Eurooppa köyhä** -mallissa. On ilmeistä, että kuvioissa 6 ja 7 esitetyt tulokset ovat ristiriidassa tämän tutkimuksen teoreettisten oletusten kanssa. Tämän tutkimuksen perusteella yksilöiden maahanmuuttopoliittiset preferenssit ovat ristiriidassa tuotannontekijöiden osuuksien mallin ja HO-mallin perusversion kanssa. Sen sijaan tämän tutkimuksen mukaan yksilöiden maahanmuuttopoliittiset preferenssit tukevat HO-mallin variaatiota, jossa maahanmuutolla ei ole vaikutusta maassa tuotettavien tuotteiden joukkoon, jolloin maahanmuutto ei vaikuta maan suhteelliseen palkkatasoon.

Kuvio 8 muistuttaa kuviota 6 siinä mielessä, että maahanmuuton oletetun vaikutuksen ja yksilöiden poliittisten arvojen huomioiminen laskee merkittäväällä tavalla *koulutuksen* selityskykyä. **Etnisyys eri** -mallin voidaan tulkita toimivan *koulutuksen* osalta teoreettisten ennustusten mukaan. Koska **Etnisyys eri** -mallin maahanmuuttajat ovat työmarkkinoille huonosti sopeutuvia, ei yksilön työmarkkina-aseman tulisi toimia vahvana maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjänä. Sen sijaan **Etnisyys eri** -

mallissa voidaan olettaa, että koulutuksen yhteydessä omaksuttu suvaitsevaisuus vaikuttaa objektiivisessa mallissa *koulutus*-muuttujan kautta. Useimpien maiden kohdalla poliittisten arvojen ja maahanmuuton oletettujen vaikutusten huomioiminen tiputtaa *koulutuksen* selitysvoiman merkityksettömäksi. Näin **Etnisyys eri** -mallin voidaan katsoa tukevan *koulutus*-muuttujan demografista tulkintaa.

Käytettävissä olevan aineiston perusteella voidaan todeta, että yksilön työmarkkina-asema ei ole merkittävä maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjä. Työmarkkinakilpailun sijaan maahanmuuttopoliittisia preferenssejä selittävät paremmin yksilöiden näkemykset maahanmuuton vaikutuksista ja yksilöiden poliittiset sekä kulttuuriset arvostukset. Tämä tulkinta on hyvin lähellä samaa aineistoa tutkineiden Hainmuellerin ja Hiscoxin (2004, 32–33) tulkintaa, joka korostaa yksilöiden kulttuurisia arvoja maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjinä. Edellä mainitut kirjoittajat myös mainitsevat, että koulutetummat ihmiset arvioivat kouluttamattomia useammin maahanmuutosta olevan taloudellista hyötyä.

Hainmueller ja Hiscox (2004, 32–33) tulkitsevat, että työmarkkinakilpailun sijaan maahanmuuttopoliittisia preferenssejä tulisi ensisijaisesti selittää yksilöiden kulttuuristen arvostusten perusteella. Mielestäni käytettävissä oleva kansainvälinen aineisto ei ole ristiriidassa alaluvussa 5.2. esittämäni Suomen aineistoon perustuvaan tulkintaan, jonka mukaan yksilöt arvioivat maahanmuuttoa pohtien, onko maahanmuutosta hyötyä kotimaalle<sup>51</sup>. Toisin sanoen en olisi valmis hylkäämään kokonaan ”hyötyajattelua” yksilöiden maahanmuuttopoliittisia preferenssejä selitettäessä. Maahanmuuton hyötyjä arvioidaan oman edun maksimoinnin sijaan koko kansantalouden ja maan edun kannalta. Tämä tulkinta on yhdenmukainen sen kanssa, että maahanmuutosta aiheutuvat yksilötason palkka- ja työllisyysvaikutukset ovat tämän hetken tutkimustiedon mukaan mittakaavaltaan pieniä. Toisaalta julkisessa keskustelussa painotetaan maahanmuuton hyötyjä ja haittoja, mikä saattaa vaikuttaa siihen, että yksilöt arvioivat maahanmuuton hyötyjä ja haittoja koko kansantalouden

---

<sup>51</sup> Alaluvussa 5.2. esitin, että *koulutus* kuvaa kolmannen vaiheen mallissa sitä, miten korkeasti ja matalasti koulutetut arvioivat eri tavoin rikkaista Euroopan maista saapuvien maahanmuuttajien hyödyttävän maansa taloutta. Vaihtoehtoisena tulkintana esitin, että korkeammin koulutetut painottavat matalammin koulutettuja enemmän rikkaista Euroopan maista saapuvien maahanmuuttajien mukanaan tuomaa taloudellista hyötyä.

Vastaavasti **Etnisyys eri**- ja **Eurooppa köyhä** -malleissa korkeammin koulutetut yksilöt eivät oletettavasti liittäneet maahanmuuttoa taloudellista hyötyä, mikä viittaa enemmän koko kansantalouden tilan pohtimiseen kuin omasta työmarkkina-asemasta lähtevään hyödyn maksimointiin.

tasolla. Tämän ”hyötytulkinnan” lisäksi Hainmuellerin ja Hiscoxin (2004, 32–33) korostamat kulttuuriset ulottuvuudet ovat aineiston perusteella hyvin merkittäviä maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjiä.

### **5.3.2. Maahanmuuttajien sopeutumisen taloudellisen teorian tarkastelua ja ikä suomalaisena erikoistapauksena**

Esittelen tässä alaluvussa kaksi kansainvälisen aineiston tulkinnasta saatua tutkimustulosta. Ensimmäinen tutkimustulos liittyy maahanmuuttajien sopeutumisen taloudelliseen teoriaan. Teoria ennustaa, että huonosti työmarkkinoille sopeutuvia maahanmuuttajia vastaanottavan valtion kansalaiset ovat ensisijaisesti huolissaan maahanmuuton vaikutuksesta sosiaaliseen järjestykseen ja rikollisuuteen.

Kuvio 9 vahvistaa kahta poikkeusta lukuun ottamatta (Tanska ja Unkari) hyvin selkeästi sen, että pääasiassa työmarkkinoille huonosti sopeutuvista maahanmuuttajista koostuva maahanmuuttovirta herättää yksilöissä merkittäviä huolia maahanmuuton rikollisuusvaikutuksesta. Sen sijaan kun on kyse paremmin työmarkkinoille sopeutuvista maahanmuuttajista, vähenevät yksilöiden huolet maahanmuuton rikollisuusvaikutuksista hyvin selvästi. Kuvion 9 perusteella Suomi erottuu yhtenä maana, jossa nimenomaan työmarkkinoille huonosti sopeutuvien maahanmuuttajien rikollisuusvaikutuksesta ollaan hyvin huolissaan, sillä *rikollisuusvaikutus*-muuttujalla on lähes 20 prosentin vaikutus *etnisyys eri* -muuttujan kategorioiden todennäköisyyksiin. Mielestäni kuvion 9 voidaan tulkita tukevan maahanmuuttajien sopeutumisen taloudellista teoriaa erittäin vahvasti.

Toisaalta maahanmuuttajien sopeutumisen taloudellinen teoria ennustaa, että työmarkkinoille hyvin sopeutuvia maahanmuuttajia vastaanottavan valtion asukkaat ovat huolissaan maahanmuuton työllisyysvaikutuksista. (Bauer et al. 2000.) Teorian jälkimmäistä osaa on tässä tutkimuksessa jo käsitelty perusteellisesti. Tässä tutkimuksessa on osoitettu, että työmarkkinakilpailu ei ole voimallinen yksilöiden maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjä, mikä on ristiriidassa maahanmuuttajien sopeutumisen taloudellisen teorian toisen osan kanssa.

Kuviossa 10 esitetään toinen mielenkiintoinen, kansainvälisen aineiston tulkintaan perustuva tulos. Taulukon 10 mukaan iän ja maahanmuuttopoliittisten preferenssien



välinen voimakas yhteys, erityisesti **Eurooppa köyhä-** mutta myös **Etnisyys eri -** mallissa on suomalaisen aineiston erityispiirre. Iän diskreetti muutos minimistä maksimiin muuttaa suomalaisessa aineistossa selitettävän muuttujan kategorioiden todennäköisyyksiä keskimäärin yli 22 prosenttia. Vastaava todennäköisyyksien muutos koko Euroopan aineistossa on alle 5 prosenttia, ja suurimmalla osalla maita vastaava keskimääräinen muutos todennäköisyyksissä on alle 10 prosenttia.

Kuviota 10 tarkasteltaessa tulee huomata, että kuvaus kertoo iän selitysvoimasta suhteessa maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin eikä muutoksen suunnasta. Tämä huomio koskee erityisesti **Eurooppa rikas -**mallia, jossa MNL-malli tuottaa suurimmalle osalle maita eri suuntiin vaikuttavia kulmakertoimia kontrastista riippuen. Yleisesti voidaan kuitenkin sanoa, että **Eurooppa rikas -**mallin yhteydessä raportoidut suuret muutokset todennäköisyyksissä koskevat maita, joissa iällä on maahanmuuttopoliittisia preferenssejä liberalisoiva vaikutus. Vastaavasti **Eurooppa köyhä-** ja **Etnisyys eri -**malleissa ikään liittyvät suuret muutokset selitettävän muuttujan kategorioiden todennäköisyyksissä kuvaavat tilanteita, joissa iällä on maahanmuuttopoliittisia preferenssejä rajoittava vaikutus.

Erityisesti **Eurooppa köyhä-** mutta myös **Etnisyys eri -**mallin perusteella voidaan päätellä, että muihin eurooppalaisiin maihin verrattuna suomalaisten maahanmuuttopoliittiset preferenssit ovat poikkeuksellisen sukupolvisidonnaisia suhteessa matalan tuottavuuden työvoimaan ja huonosti työmarkkinoille sopeutuviin maahanmuuttajiin. Tätä mielenkiintoista empiiristä tulosta pitää tulkita taloudellisen teorian ulkopuolella. Taustalla vaikuttaa varmasti Suomen syrjäinen sijainti ja vanhempien sukupolvien kasvaminen eurooppalaisittain hyvin homogeenisessä ja kulttuurisesti yhtenäisessä maassa. Nopea kansainvälistyminen näyttäisi siis tavoittaneen nuoremmat sukupolvet, mutta ainakin maahanmuuttopoliittisten preferenssien suhteen vanhemmat sukupolvet ovat säilyttäneet nuorempia vahvemmin ajatuksen yksikulttuurisesta Suomesta.

### **5.3.3. Maiden ominaispiirteet maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittämisessä**

Kansainvälinen vertailu päätetään tässä alaluvussa yleiseen mallin arviointiin ja maiden välisten ominaispiirteiden tulkintaan. Tässä alaluvussa pohditaan siis tulosten

yleistettävyyttä ja merkitystä. Aineiston poikkeuksellinen laajuus on sekä mahdollisuus että sudenkuoppa. Laajalla, useita erilaisia maita kattavalla aineistolla on mahdollista tutkia monipuolisesti erilaisten tekijöiden yhteyttä maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin. Toisaalta laaja aineisto saattaa rohkaista liian yleistäviin johtopäätöksiin, jotka eivät kuitenkaan ole yleisellä tasolla voimassa.

Kuviossa 11 esitellään neljän maan ja koko aineiston tulkintaa keskimääräisen absoluuttisen diskreetin muutoksen perusteella. Kuviossa 11 esitellään *koulutuksen* ja maahanmuuton vaikutusten selitysvoimaa suhteessa maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin toisen ja kolmannen vaiheen malleissa. Kuviossa 11 esiteltävällä valtavalla informaatiomäärällä on tässä yhteydessä vain yksi keskeinen sanoma: koko aineistosta saatava tulos kuvaa keskimääräistä Eurooppalaista yksilöä, jolla ei välttämättä ole yhtymäkohtia yksittäisen maan aineistosta saatavan tuloksen kanssa. Eri maiden kohdalla tulokset vaihtelevat hyvin voimakkaasti, ja koko aineistosta saatavia tuloksia tulee tulkita vain hyvin yleisellä tasolla. Erityisesti Euroopan aineiston tulosten yleistäminen eri maille on tehtävä hyvin varoen.

Suomi edustaa kuviossa 11 maata, jossa kaikilla kiinnostuksen kohteina olevilla selittävillä muuttujilla on merkittävä yhteys maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin. Ranska edustaa puolestaan maata, jossa maahanmuuton vaikutukset talouteen ja kulttuuriin ovat hyvin tärkeitä. Tsekki on Puolan kanssa esimerkki maasta, jossa *koulutus*-muuttujalla on teoreettisten ennusteiden mukainen vaikutus maahanmuuttopoliittisiin preferensseihin. ESS-aineiston maista Unkarissa suhtautuminen maahanmuuttoon oli rajoittavinta, mutta kuvion 11 perusteella tässä tutkimuksessa muodostettu malli ei selitä sitä, miksi unkarilaiset suhtautuvat maahanmuuttoon niin rajoittavasti.

Mielestäni kuvio 11 perustelee tutkimusasetelmaani, jossa tarkastelen Suomen aineistoa syvällisesti ja teen suomalaisen aineiston perusteella johtopäätöksiä ainoastaan suomalaisten maahanmuuttopoliittisista preferensseistä. Lisäksi suomalaisten tulosten vertailu ja yleistäminen on tehty suhteessa muiden maiden tuloksiin eikä suhteessa koko aineistosta estimoitavaan keskimääräiseen eurooppalaiseen henkilöön. Tällä tavoin tulkinnat ovat pysyneet suhteellisen varovaisina, mutta toisaalta lähestymistapani on ehkäissyt liiallisia yleistyksiä. Tämän lähestymistavan etuna on lisäksi se, että tulosten

aika- ja paikkasidonaisuudet käyvät selkeästi ilmi. Paras esimerkki tulosten aika- ja paikkasidonaisuudesta on *ikä*-muuttuja Suomen aineistossa.

Tässä yhteydessä on vielä syytä mainita, että aineiston hyvä puoli suhteessa tässä tutkimuksessa käytettäviin metodeihin on maakohtaisten aineistojen tarpeeksi suuri havaintomäärä. Suurimman uskottavuuden estimointi yli 500 havainnon aineistoon tuottaa tavallisesti luotettavia tuloksia (Long 1997, 54–55). Näin aineiston koko on mahdollistanut luotettavien estimaattien laskemisen eri maiden aineistoille. Samalla on vältetty riippuvaisuutta koko aineistosta saatavista liian yleistävistä tuloksista.

Tutkimuksen empiirinen osuus loppuu maakohtaisten erityispiirteiden tulkintaan. Kuviossa 12 esitellään koko Euroopan aineistolle estimoidun mallin maa-dummyjen tulkintaa. Alun perin maa-dummyt on lisätty koko aineistosta estimoitavaan malliin maavaikutusten kontrolloimiseksi. Itse maa-dummyillä on kuitenkin merkittävä vaikutus selitettävän muuttujan kategorioiden todennäköisyyksiin, joten tässä yhteydessä esitetään lyhyesti näiden maa-dummien tulkintaa. Maakohtaisten dummien tulkinta on tehty kolmannen vaiheen perusteella.

Kuviossa 12 esitetään maa-dummyyn yhdistettävän keskimääräisen absoluuttisen diskreetin muutoksen erotus keskimääräisestä maasta<sup>52</sup> **Eurooppa köyhä** -mallissa. Maa-dummien perusjoukoksi on asetettu maahanmuuttopoliittisilta preferensseiltään liberaalein maa, Ruotsi. Näin keskimääräistä maata liberaalimmin maahanmuuttoon suhtautuvat maat asettuvat kuviossa keskiarvon alapuolelle ja keskimääräistä maata rajoittavammin maahanmuuttoon suhtautuvat maat asettuvat kuviossa keskiarvon yläpuolelle. Tämän asetelman perusteella aineiston maahanmuuttajavastaisimman maan, Unkarin, maakohtaiset erityispiirteet erottuvat voimakkaimmin perusjoukosta. Myös suomalaisten yleinen negatiivinen suhtautuminen maahanmuuttajiin heijastuu selkeänä erona keskiarvosta.

Koko aineistolle tehdyssä kolmannen vaiheen **Eurooppa köyhä** -mallissa *yleinen talousvaikutus* on selitysvoimaisin selittävä muuttuja, kun sen muutoksella minimistä maksimiin on keskimäärin 15 prosentin vaikutus selitettävän muuttujan eri

---

<sup>52</sup> Keskimääräinen maa tarkoittaa tässä maa-dummeihin liittyvien keskimääräisten absoluuttisten diskreettien muutoksien keskiarvoa. Perusjoukoksi valitulla Ruotsilla keskimääräinen absoluuttinen diskreetti muutos on nolla.

kategorioiden todennäköisyyksiin. Tähän tulokseen verrattuna perusjoukoksi asetetun Ruotsin ero keskimääräisestä maasta selittää maahanmuuttopoliittisia preferenssejä vahvemmin kuin *yleinen talousvaikutus*. Vastaavasti rajoittavimpien ominaispiirteiden omaavien maiden (Unkari, Kreikka, Itävalta ja Luxemburg) erotus keskimääräisestä maasta selittää noin kymmenen prosenttia selittävän muuttujan todennäköisyyden vaihteluista, mikä on samaa tasoa kuin *verovaikutus* ja *rikollisuusvaikutus*.

Nämä tulokset kertovat siitä, että mallin ulkopuoliset – oletettavasti maiden erityisiin kulttuurisiin piirteisiin liittyvät – tekijät selittävät melko hyvin koko aineistoon estimoidussa mallissa eurooppalaisten maahanmuuttopoliittisia preferenssejä. Maa-dummien tulkinta korostaa kulttuuristen tekijöiden tärkeyttä maahanmuuttopoliittisten preferenssien tulkinnassa. Lisäksi maa-dummien tulkinta tukee ajatusta siitä, että tulosten yleistäminen eri maiden välillä tulee tehdä varoen.

## 6. Yhteenveto

Tämän tutkimuksen tavoitteena on ollut yksilöiden maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäminen monipuolisen ESS-aineiston avulla. Yksilöiden maahanmuuttopoliittisten preferenssien kuvaamisen keskiössä on ollut *koulutus*-muuttujan tulkinta työmarkkina-asemaa kuvaavana muuttujana. *Koulutuksen* avulla on tutkittu, miten yksilöiden työmarkkina-asema määrää maahanmuuttopoliittisia preferenssejä.

Toisessa luvussa on esitelty tutkimuksen teorettinen viitekehys, kansainvälisen kaupan HO-malli ja kansallisia työmarkkinoita tarkasteleva tuotannontekijöiden osuuksien malli. Näiden mallien avulla on havainnollistettu maahanmuuton vaikutuksia yksilöiden taloudelliseen tilanteeseen. Tuotannontekijöiden osuuksien malli antaa yksiselitteisen ennustuksen yksilöiden maahanmuuttopoliittisten preferenssien määräytymisestä, jos oletetaan maahanmuuttajien kuuluvan pääosin matalan tuottavuuden työvoimaan. Korkean (matalan) tuottavuuden työvoiman tulisi preferoida liberaalia (rajoittavaa) maahanmuuttopoliitiikkaa, koska maahanmuuttajat lisäävät matalan tuottavuuden työvoimaa. Tämä matalan tuottavuuden työvoiman lisäys laskee matalan tuottavuuden työstä maksettavaa suhteellista palkkaa ja vastaavasti nostaa korkean tuottavuuden työstä maksettavaa suhteellista palkkaa. Mikäli oletetaan kiinteät hinnat, nämä muutokset suhteellisessa palkkatasossa ovat myös reaalisia palkkataso muutoksia. Edellä esiteltyä työmarkkina-aseman ja maahanmuuttopoliittisten preferenssien suhdetta voidaan soveltaa myös siten, että jos maahanmuuttajat ovat pääosin korkean tuottavuuden työvoimaa, tulisi korkean tuottavuuden työvoimaan kuuluvan kantaväestön osan suhtautua maahanmuuttoon matalan tuottavuuden työvoimaa negatiivisemmin.

Kansainvälisen kaupan kautta maahanmuuton taloudellisia vaikutuksia kuvaava HO-malli antaa saman ennustuksen maahanmuuttopoliittisista preferensseistä kuin tuotannontekijöiden malli, jos kantaväestö uskoo, että maahanmuutto muuttaa kansantaloudessa tuotettavien tuotteiden joukkoa. Toisaalta jos kantaväestö ei usko maahanmuuttovirran vaikuttavan maassa tuotettujen tuotteiden joukkoon, ei HO-malli ennusta yhteyttä yksilön työmarkkina-aseman ja maahanmuuttopoliittisten preferenssien välille. HO-mallin ja tuotannontekijöiden mallin ennustuksien perusteella tämän tutkimuksen lähtöoletus on ollut, että yksilöiden työmarkkina-asema vaikuttaa heidän

maahanmuuttopoliittisiin preferensseihinsä. Toisaalta tutkimuksen asettelussa on huomioitu myös kilpaileva tulkinta, jonka mukaan kulttuuriset tekijät ja koulutuksen myötä omaksuttu suvaitsevaisuus selittävät yksilöiden maahanmuuttopoliittisia preferenssejä työmarkkina-asemaa paremmin.

Toisessa luvussa on myös esitelty empiirisen taloustieteen tuloksia maahanmuuton vaikutuksesta kantaväestön palkkatasoon ja työllisyyteen. Yhteenvedon voidaan esittää, että maahanmuuton vaikutukset kantaväestön työllisyyteen ja palkkatasoon lienevät tasoltaan pieniä. Yhdysvaltalaisissa tutkimuksissa on esitelty negatiivisempia palkkavaikutuksia kuin eurooppalaisissa tutkimuksissa, mikä saattaa osaltaan heijastaa työmarkkinoiden eroavaisuuksia sekä maahanmuuton erilaista asemaa Yhdysvalloissa ja Euroopassa. Joka tapauksessa empiirisen tutkimuksen perusteella ei voida tehdä vahvoja ennustuksia työmarkkina-aseman ja maahanmuuttopoliittisten preferenssien välisestä yhteydestä.

Teoreettisen luvun viimeisessä osiossa on esitelty aikaisempia tuloksia yksilöiden maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittämisessä. Maahanmuuttopoliittisia preferenssejä selittävää tutkimusta on leimannut kahtiajako kulttuurisia ja arvotekijöitä korostavan lähestymisen sekä toisaalta työmarkkina-asemaa korostavan taloustieteellisen näkökulman välillä. Tässäkin tutkimuksessa hyödynnyttävän ESS-aineiston julkaisua ennen tutkimuksen valtavirta alkoi kääntyä työmarkkina-asemaa korostavaa taloustieteellistä näkemystä tukevaksi (mm. Scheve ja Slaughter 2001a). ESS-aineisto ryhmittelee maahanmuuttajat työmarkkinataidoiltaan erilaisiin ryhmiin, mikä on antanut uuden näkökulman maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittämiseen. Hainmueller ja Hiscox (2004) ovat ESS-aineiston avulla uudelleen kyseenalaistaneet työmarkkina-asemaa korostavan näkemyksen yksilöiden maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittämisessä ja nostaneet esille kulttuuristen tekijöiden tärkeyden.

Tässä tutkimuksessa on pyritty yhdistämään aikaisempien tutkimusten mukaiset teoreettiset näkökulmat ja ekonometrisesti oikeaoppinen aineiston analyysi. Koska tutkimuksen selitettävä muuttuja on järjestysasteikollinen, on tutkimuksen ekonometrinen suorittaminen haastavaa. Kolmannessa luvussa perustellaan, että järjestysasteikollinen logit-analyysi on metodillisesti oikeaoppisin tapa analysoida selitettävää muuttujaa, jonka kategoriat ovat järjestettävissä pienimmästä suurempaan,

mutta näiden kategorioiden välinen matka ei ole tiedossa. Järjestysasteikollisessa logit-analyysissä selitetään latenttia muuttujaa, joten analyysin kulmakertoimia ei voida tulkita suoraan suhteessa kiinnostuksen kohteena olevien kategorioiden todennäköisyyksiin. Kolmannessa luvussa käydään perusteellisesti läpi miten järjestysasteikollista logit-analyysiä voidaan tulkita ja lisäksi perustellaan tässä tutkimuksessa käytettävät tulkinnat.

Järjestysasteikollinen logit-analyysi tuottaa jokaiselle selitettävälle muuttujalle yhden kulmakertoimen, mitä voidaan kutsua myös paralleelien regressioiden oletukseksi. Paralleelien regressioiden oletuksen mukaan selittävän muuttujan vaikutus selitettävän muuttujan eri kategorioiden välisiin mahdollisuuksiin (odds) tulisi olla vakio. Tässä tutkimuksessa hyödynnettävä ESS-aineisto ei täytä paralleelien regressioiden oletusta kuin perusmallissa, jossa selitetään suomalaisten suhtautumista etnisesti valtaväestöstä poikkeaviin maahanmuuttajiin. Jos paralleelien regressioiden oletus ei täyty, järjestysasteikollinen logit-analyysi saattaa tuottaa harhaisia estimaatteja. Tämän riskin välttämiseksi muu aineiston analyysi on tehty multinominaalisella logit-analyysillä, jossa ei oleteta selitettävän muuttujan kategorioiden välillä olevan järjestystä. Aineiston multinominaalinen analyysi osoittaa, että järjestysasteikollinen tulkinta olisi osittain johtanut harhaisiin tuloksiin.

Tämän tutkimuksen keskeinen tulos on se, että yksilön työmarkkina-asema on heikko maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjä. Suomen aineistossa työmarkkina-asemaa on mallinnettu ammatin mukaisella keskipalkalla ja koulutuksella, joista koulutus oli selvästi selitysvoimaisempi selittävä muuttuja kuin keskipalkka. Suurin osa työmarkkina-asemaa kuvaavan *koulutus*-muuttujan vaikutuksesta johtuu kahdesta tässä tutkimuksessa erikseen analysoidusta tekijästä. Ensimmäinen koulutukseen liittyvä tekijä on se, että korkeammin koulutetut arvioivat maahanmuuton seuraukset positiivisemmin kuin matalammin koulutetut. Toinen koulutuksen sisältämä tekijä on se, että korkeampaan koulutukseen liittyy suvaitsevaisempi arvomaailma tai vaihtoehtoisesti koulutus rajoittaa yksilöiden suvaitsemattomien mielipiteiden julkista ilmaisua.

Vaikka yksilöiden työmarkkina-asema ei olekaan maahanmuuttopoliittisten preferenssien voimakas selittäjä, ei tässä tutkimuksessa hylätä kokonaan ”rationaalista” hyötynäkökulmaa maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjinä. Suomen aineiston

perusteella korkeasti koulutetut suhtautuvat selvästi matalasti koulutettuja positiivisemmin korkean tuottavuuden työvoiman maahanmuuttoon. Mallinnuksen kolmannessa vaiheessa on jo otettu huomioon maahanmuuton oletetut vaikutukset. Voidaan kuitenkin olettaa, että malli ei kuvaa kaikkia korkean tuottavuuden työvoiman maahanmuuttajien mukanaan tuomia hyötyjä. Toisin sanoen suomalaisen aineiston perusteella näyttää siltä, että korkeammin koulutetut painottavat korkean tuottavuuden maahanmuuttajien mukanaan tuomia (taloudellisia) hyötyjä enemmän kuin matalammin koulutetut.

Tutkimus tukee maahanmuuttajien taloudellisen sopeutumisen teoriaa siltä osin, että maahanmuuttajien sopeutumiskyvyllä työmarkkinoille on vahva yhteys kantaväestön kokemaan huoleen maahanmuuton rikollisuusvaikutuksista. Työmarkkinoille heikosti sopeutuvat maahanmuuttajat herättävät kantaväestössä merkittävästi enemmän huolta rikollisuuden kasvusta kuin työmarkkinoille hyvin soveltuvat maahanmuuttajat. Toisaalta maahanmuuttajien sopeutumisen taloudellinen teoria ennustaa, että työmarkkinoille hyvin sopeutuvat maahanmuuttajat herättävät kantaväestössä huolta maahanmuuton työllisyysvaikutuksista. Kuten tässä tutkimuksessa on todettu, yksilötason työmarkkinanäkökulma ei ole hyvä maahanmuuttopoliittisten preferenssien selittäjä.

Taloudellisen teorian ulkopuolinen mielenkiintoinen tulos on se, että suomalaisten maahanmuuttopoliittiset preferenssit suhteessa matalan tuottavuuden työvoimaan ovat eurooppalaisittain hyvin sukupolvisidonnaisia. Tämän voidaan olettaa johtuvan suomalaisten sukupolvien hyvin erilaisista kansainvälisyyden kokemuksista. Suhteutettuna eurooppalaiseen aineistoon iän ja maahanmuuttopoliittisten preferenssien vahva yhteys Suomessa on pikemminkin poikkeustapaus, minkä perusteella voidaan olettaa suomalaisen rajoittavan maahanmuuttopoliittisen ilmaston hieman liberalisoituvan sukupolvenvaihdosten myötä.

Tutkimuksessa osoitetaan, että tulokset maiden välillä vaihtelevat merkittävästi. Tämän vaihtelun takia koko Euroopan aineistosta saatuja tuloksia tulee yleistää hyvin varovaisesti. Vaikka analyysin perusteella eri maiden aineistoissa on hyvin paljon yhteisiä piirteitä, vaihtelee näiden piirteiden voimakkuus eri maiden välillä merkittävästi. Näin esimerkiksi Suomen aineistosta saatuja tuloksia on mielekkäämpää



verrata muiden maiden vastaaviin tuloksiin erikseen kuin verrata niitä hyvin yleiseen, koko aineiston kattavaan malliin.

Käytännön maahanmuuttopolitiikan kannalta tutkimuksen tulokset ovat haastavia, sillä suomalaisten suhtautuminen maahanmuuttoon on yleisesti ottaen melko rajoittavaa. Työmarkkina-asema ja muut taloudelliset tekijät selittävät tätä suhtautumista vajavaisesti. Maahanmuuttopoliittisiin asenteisiin vaikuttaminen tietoisella politiikan teolla on vaikeaa, koska valtiovallan on helpompi ohjalla kansalaisia taloudellisella kompensatiolla kuin asenneilmastoa muuttamalla.

## Lähdeluettelo

### Aineistot

European Social Survey 2002/2003.

<http://www.europeansocialsurvey.org>

Palkkarakennetaulu 2001. Tilastokeskus, 2004.

### Kirjallisuus ja artikkelit

Altonji, J.G., Card D. (2001). The Effects of Immigration on the Labor Market Outcomes of Less-skilled Natives. Teoksessa Suárez-Orozco, M.M., Suárez-Orozco, C., Quin-Hilliard, D. *Interdisciplinary Perspectives on the New Immigration. Volume 2. The New Immigrant in the American Economy*. New York: Routledge.

Agresti, A. (1996). *An Introduction to Categorical Data Analysis*. Wiley Series in Probability and Statistics. New York: John Wiley & Sons.

Aldrich, J., Nelson, F.J. (1984). *Linear Probability, Logit, and Probit Models*. Quantitative Applications in the Social Sciences, 45. Beverly Hills: Sage Publications.

Bauer, T., Lofstrom, M., Zimmermann, K.F. (2000). Immigration Policy, Assimilation of Immigrants, and Natives Sentiments Towards Immigrants: Evidence from 12 OECD Countries. *Swedish Economic Policy Review* Vol. 7, 11–53.

Borjas, G.J. (1995). The Economic Benefits from Immigration. *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 9, no. 2, 3–22.

Borjas, G.J. (2001). *Heaven's Door. Immigration Policy and the American Economy*. 2. painos. Princeton: Princeton University Press.

Borjas, G.J. (2003). The Labor Demand Curve is Downward Sloping: Reexamining the Impact of Immigration on the Labor Market. *Quarterly Journal of Economics* Vol. 118, no. 4, 1335–1374.

- Borjas, G.J., Freeman, R.B., Katz, L.F. (1996). Searching for the Effect of Immigration on the Labor Market. *American Economic Review*. Vol. 86, no. 2, 246–251.
- Burns, P., Gimpel, J.G. (2000). Economic Insecurity, Prejudicial Stereotypes, and Public Opinion on Immigration Policy. *Political Science Quarterly* Vol. 115 no. 2, 201–225.
- Card, D. (1990). The Impact of the Mariel Boatlift on the Miami Labor Market. *Industrial and Labor Relations Review* Vol. 43 no. 2, 245–257.
- Card, D. (2005). Is the New Immigration Really so Bad? *The Economic Journal*. Vol. 115, 300–323.
- Citrin, J., Green, D. P., Muste, C., Wong, C. (1997). Public Opinion Toward Immigration Reform: The Role of Economic Motivations. *The Journal of Politics*. Vol. 59, no. 3, 858–881.
- Citrin, J., Sides, J. (2004). *European Immigration in the People's Court*. . Tutkimus esitetty *American Political Science Associationin vuosikokouksessa*.
- Chandler, C.R., Tsai, Y. (2001). Social factors influencing immigration attitudes: an analysis of data from the General Social Survey. *Social Science Journal* Vol. 38, 177–188.
- Coppel, J., Dumont, J.C., Visco, I. (2001). Trends in Immigration and Economic Consequences. *OECD Economics Working Paper no. 284 2001*.
- Daniels, J.P., von der Ruhr, M. (2003). The Determinants of Immigration-Policy Preferences in Advanced Economies: A Cross-Country Study. *Atlantic Economic Journal* Vol. 31, no. 2, 146–158.
- Debaere, P., Demiroglu, U. (2003). On the Similarity of Country Endowments. *Journal of International Economics*. Vol. 59, 101–136.

Dustmann, C. Preston, I. (2000). Racial and Economic Factors in Attitudes to Immigration. *IZA Discussion Paper*, 190.

tässä työssä lainattu viimeisintä versiota (2002) www-sivulta:

[http://www.ucl.ac.uk/~uctpb21/pdf/Comp1\\_08.pdf](http://www.ucl.ac.uk/~uctpb21/pdf/Comp1_08.pdf), luettu maaliskuussa 2004.

Dustmann, C., Hatton, T., Preston, I. (2005a). The Labour Market Effects of Immigration. *The Economic Journal*. Vol. 115, 297–299.

Dustmann, C., Fabbri, F. Preston, I. (2005b). The Impact of Immigration on the British Labour Market. *The Economic Journal*. Vol. 115, 324–341.

Ervasti, H. (2004). Attitudes Towards Foreign-born Settlers: Finland in a Comparative Perspective. Teoksessa *Yearbook of Population Research in Finland*. XL 2004.

Vammala: Väestöliitto.

Friedberg, R.M., Hunt, J. (1995). The Impact of Immigrants on Host Country Wages, Employment and Growth. *Journal of Economic Perspectives* Vol. 9 no. 2, 23–44.

Gang, I.N., Rivera-Batiz, F., Yun, M.S. (2002). Economic Strain, Ethnic Concentration and Attitudes Towards Foreigners in the European Union. *IZA Discussion Paper*, 578.

Greene, W.H. (2000). *Econometric Analysis*. 4 painos. Upper Saddle River: Prentice Hall International.

Hainmueller, J., Hiscox, M. (2004). Educated Preferences: Explaining Attitudes Toward Immigration in Europe. Tutkimus esitetty *American Political Science Associationin vuosikokouksessa*.

Hunt, J. (1992). The Impact of the 1962 Repatriates from Algeria on the French Labor Market. *Industrial and Labor Relations Review* Vol. 45 no. 3, 556–572.

Hämäläinen, K., Kangasharju, A., Pekkala, S., Sarvimäki, M. (2005). 1990-luvun maahanmuuttajien työllisyys, tuloverot ja tulonsiirrot. *Työpoliittinen tutkimus*, 265.

Jaakkola, M. (1999). *Maahanmuutto ja etniset asenteet. Suomalaisten suhtautuminen maahanmuuttajiin 1987–1999*. Työpoliittinen tutkimus, 213. Helsinki: Työministeriö.

Kessler, A. (2001). Immigration, Economic Insecurity, and the ‘Ambivalent’ American Public. *Center for Comparative Immigration Studies Working Paper*, 41.

Mayda, A.M. (2004). Who is Against Immigration? A Cross-Country Investigation of Individual Attitudes toward Immigrants. *IZA Discussion Paper*, 1115.

Long, J.S. (1997). *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Advanced Quantitative Techniques in the Social Sciences Series, 7. Thousand Oaks: Sage Publications.

Oksanen, J. (2004). *Valikoivaa kansainvälisyyttä – suomalaisten maahanmuuttopoliittiset preferenssit*. Pro gradu -tutkielma. Tampereen yliopisto.

O’ Rourke, K.H., Sinnott, R. (2003). Migration flows: Political Economy of Migration and the Empirical Challenges. *Trinity College Dublin Economic Papers*.

Pischke, J.S., Velling, J. (1997). Employment Effects of Immigration to Germany: An Analysis Based on Local Labor Markets. *Review of Economics and Statistics* Vol. 79, no. 4, 594–604.

Scheve, K.F., Slaughter, M.J. (2001a). Labor-Market Competition and Individual Preferences over Immigration Policy. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 83, no. 1, 133–145.

Scheve, K.F., Slaughter, M.J. (2001b). What Determines Individual Trade Policy Preferences? *Journal of International Economics* Vol. 54, 267–292.

Söllner, F. (1999). A Note on the Political Economy of Immigration. *Public Choice* Vol. 100, 245–251.

Tilastokeskus (2004). *Palkkarakenne 2002*. Helsinki: Suomen virallinen tilasto.

van Dalen, H.P., Henkens, K. (2003). The Rationality behind Immigration Preferences. *Tinbergen Institute Discussion Paper*, 2004–002 / 1.

Verbeek, M. (2004). *A Guide to Modern Econometrics*. 2. painos. Cornwall: John Wiley & Sons.

Zimmermann, K.F. (1995). Tackling the European Migration Problem. *Journal of Economic Perspectives* Vol. 9 no. 2, 45–62.

### Muut

Holmberg, P. Tilastokeskus. Puhelinhaastattelu 23.9.2004 aiheena yhdistettyä maanviljelyä ja eläinhoitoa harjoittavien keskipalkka.

Kankaanpää, M. Tilastokeskus. Puhelinhaastattelu 23.9.2004 aiheena yhdistettyä maanviljelyä ja eläinhoitoa harjoittavien keskipalkka.

### Aineiston analyysi

SPSS 12.01.

XPost. Post-Estimation Interpretation Using Excel. Tekijät: Cheng, S., Long, J.S.

**Taulukko 1. Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. Ordered logit -malli.**

	ETNISYYS ERI Estimaatti $S_{\beta x}$	ETNISYYS SAMA Estimaatti $S_{\beta x}$	EUROOPPA KÖYHÄ Estimaatti $S_{\beta x}$	EUROOPPA RIKAS Estimaatti $S_{\beta x}$	MUUT KÖYHÄ Estimaatti $S_{\beta x}$	MUUT RIKAS Estimaatti $S_{\beta x}$
<b>mies</b>	<b>-0,498**</b> (0,096)	<b>-0,273**</b> (0,093)	<b>-0,437**</b> (0,095)	<b>0,299**</b> (0,091)	<b>-0,494**</b> (0,096)	0,151 (0,093)
<b>ikä</b>	<b>-0,023**</b> (0,003)	<b>-0,014**</b> (0,003)	<b>-0,028**</b> (0,003)	<b>-0,010**</b> (0,003)	<b>-0,029**</b> (0,004)	<b>-0,019**</b> (0,003)
<b>iso kaupunki</b>	<b>0,426*</b> (0,170)	0,210 (0,166)	0,183 (0,170)	<b>0,383*</b> (0,164)	<b>0,244**</b> (0,170)	<b>0,352*</b> (0,165)
<b>nukkumalähiö</b>	<b>0,340*</b> (0,157)	-0,026 (0,152)	0,123 (0,156)	<b>0,487**</b> (0,149)	0,097 (0,157)	<b>0,405**</b> (0,152)
<b>pieni kaupunki</b>	<b>0,299*</b> (0,134)	0,025 (0,130)	0,184 (0,133)	0,098 (0,127)	0,168 (0,134)	0,095 (0,131)
<b>kylä</b>	0,206 (0,143)	-0,102 (0,138)	0,080 (0,142)	0,105 (0,135)	0,109 (0,142)	0,072 (0,138)
<b>koulutus</b>	<b>0,102**</b> (0,015)	<b>0,078**</b> (0,014)	<b>0,082**</b> (0,015)	<b>0,096**</b> (0,014)	<b>0,081**</b> (0,015)	<b>0,100**</b> (0,014)
<b>tulot</b>	0,010 (0,007)	0,008 (0,007)	0,007 (0,007)	<b>0,019*</b> (0,007)	0,010 (0,007)	<b>0,017*</b> (0,007)
<b>opiskelija</b>	<b>0,557**</b> (0,162)	<b>0,466**</b> (0,162)	<b>0,366*</b> (0,162)	<b>0,452**</b> (0,158)	0,255 (0,161)	0,264 <sup>^</sup> (0,159)
<b>työtön</b>	<b>-0,460*</b> (0,206)	-0,350 <sup>^</sup> (0,196)	<b>-0,581**</b> (0,205)	<b>-0,590**</b> (0,195)	<b>-0,656**</b> (0,207)	<b>-0,570**</b> (0,200)
<b>ay &amp; matala tuottavuus</b>	-0,146 (0,106)	-0,200 <sup>^</sup> (0,103)	-0,203 <sup>^</sup> (0,105)	<b>-0,288**</b> (0,101)	-0,200 <sup>^</sup> (0,106)	<b>-0,343**</b> (0,104)
<b>maahanmuuttajaystäviä</b>	<b>1,032**</b> (0,174)	<b>0,821**</b> (0,173)	<b>1,039**</b> (0,172)	<b>0,814**</b> (0,168)	<b>0,968**</b> (0,172)	<b>0,923**</b> (0,169)
<b>maahanmuuttajatyötö</b>	-0,318 (0,262)	-0,299 (0,259)	<b>-0,521*</b> (0,261)	-0,391 (0,252)	-0,360 (0,260)	-0,348 (0,254)
<b>N</b>	1859	1858	1857	1849	1848	1845
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,209	0,121	0,197	0,149	0,194	0,176
<b>Paralleelinen regressio</b>	0,138	0,008	0,046	0,000	0,031	0,002

Taulukossa on raportoitu kuudelle eri maahanmuuttajaryhmälle estimoidut mallit. Tilastollisesti merkitsevät kulmakertoimet on tummennettu.  $p < 0,01^{**}$ ,  $p < 0,05^{**}$  ja  $p < 0,1^{\wedge}$ . Kulmakertoimien keskihajonnat ( $S_{\beta x}$ ) on raportoitu sulkeissa. Tilan säästämiseksi selitettävän muuttujan eri kategoriat erottavat pisteet  $\tau_1 - \tau_3$  on jätetty raportoimatta.

**Taulukko 2. Suomalaisen suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. Ordered logit -malli. Selitettävänä muuttujana *etnisyys eri*. Työmarkkinataitoja kuvaa *koulutus*.**

	Estimaatti	$S_{\beta x}$	odds ratio		diskreetti muutos	
			$\Delta=1$	$\Delta=s$	$\bar{\Delta} x_r$	$\bar{\Delta} x_s$
$\tau_1$	<b>-2,103**</b>	(0,314)				
$\tau_2$	<b>1,028**</b>	(0,308)				
$\tau_3$	<b>3,230**</b>	(0,321)				
<b>mies</b>	<b>-0,465**</b>	(0,093)	0,628		0,052	
<b>ikä</b>	<b>-0,022**</b>	(0,003)	0,978	0,673	0,182	0,044
<b>iso kaupunki</b>	<b>0,453**</b>	(0,169)	1,573		0,053	
<b>nukkumalähiö</b>	<b>0,366*</b>	(0,156)	1,441		0,043	
<b>pieni kaupunki</b>	<b>0,316*</b>	(0,133)	1,372		0,036	
<b>kylä</b>	0,223	(0,142)	1,250		0,026	
<b>koulutus</b>	<b>0,109**</b>	(0,014)	1,115	1,526	0,289	0,047
<b>opiskelija</b>	<b>0,533**</b>	(0,161)	1,705		0,063	
<b>työtön</b>	<b>-0,461*</b>	(0,206)	0,631		0,048	
<b>ay &amp; matala tuottavuus</b>	-0,183 <sup>^</sup>	(0,103)	0,833		0,020	
<b>maahanmuuttajaystäviä</b>	<b>1,028**</b>	(0,174)	2,795		0,124	
<b>maahanmuuttajatyötö</b>	-0,296	(0,262)	0,744		0,032	
<b>N</b>	1859					
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,208					
<b>Paralleelinen regressio</b>	0,117					

$p < 0,01^{**}$ ,  $p < 0,05^{**}$  ja  $p < 0,1^{\wedge}$



**Taulukko 3. Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. Ordered logit -malli. Selitettävänä muuttujana *etnisyys eri*. Työmarkkinataitoja kuvaa *tulot*.**

	Estimaatti	$S_{\beta x}$	odds ratio		diskreetti muutos	
			$\Delta=1$	$\Delta=s$	$\bar{\Delta} x_r$	$\bar{\Delta} x_s$
$\tau_1$	<b>-3,306**</b>	(0,262)				
$\tau_2$	<b>-0,242</b>	(0,246)				
$\tau_3$	<b>1,936**</b>	(0,256)				
<b>mies</b>	<b>-0,607**</b>	(0,094)	0,545		0,068	
<b>ikä</b>	<b>-0,033**</b>	(0,003)	0,967	0,556	0,252	0,066
<b>iso kaupunki</b>	<b>0,575**</b>	(0,167)	1,777		0,068	
<b>nukkumalähiö</b>	<b>0,434**</b>	(0,156)	1,544		0,051	
<b>pieni kaupunki</b>	<b>0,386**</b>	(0,133)	1,471		0,045	
<b>kylä</b>	0,247 <sup>^</sup>	(0,142)	1,280		0,028	
<b>tulot</b>	<b>0,027**</b>	(0,007)	1,028	1,222	0,116	0,023
<b>opiskelija</b>	<b>0,376*</b>	(0,160)	1,457		0,044	
<b>työtön</b>	<b>-0,484*</b>	(0,205)	0,616		0,051	
<b>ay &amp; matala tuottavuus</b>	-0,202 <sup>^</sup>	(0,106)	0,817		0,023	
<b>maahanmuuttajaystäviä</b>	<b>1,123**</b>	(0,172)	3,073		0,136	
<b>maahanmuuttajatyötö</b>	-0,233	(0,261)	0,792		0,025	
<b>N</b>	1859					
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,186					
<b>Paralleelinen regressio</b>	0,091					

$p < 0,01^{**}$ ,  $p < 0,05^{**}$  ja  $p < 0,1^{\wedge}$

**Taulukko 4. Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana *Eurooppa köyhä*.**

	<u>MALLIN YHTEENVETO</u>			<u>MALLI</u>											
	p-arvo	$\bar{\Delta} x_r$	+/-	ei lainkaan vs. paljon				vähän vs. paljon				melko paljon vs. paljon			
				Estimaatti	$S_{\beta x}$	odds ratio $\Delta=1$ $\Delta=s$		Estimaatti	$S_{\beta x}$	odds ratio $\Delta=1$ $\Delta=s$		Estimaatti	$S_{\beta x}$	odds ratio $\Delta=1$ $\Delta=s$	
<b>vakio</b>	<b>0,001**</b>			-1,385	(0,879)			<b>1,252*</b>	(0,522)			<b>1,107*</b>	(0,506)		
<b>mies</b>	<b>0,000**</b>	0,057	-	<b>0,903**</b>	(0,250)	2,468		<b>0,625**</b>	(0,170)	1,869		0,230	(0,169)	1,258	
<b>ikä</b>	<b>0,000**</b>	0,250	-	<b>0,047**</b>	(0,010)	1,048	2,350	<b>0,026**</b>	(0,006)	1,026	1,597	-0,001	(0,006)	0,999	0,986
<b>iso kaupunki</b>	0,278	0,043	EM	0,069	(0,458)	1,071		-0,253	(0,307)	0,777		0,123	(0,303)	1,131	
<b>nukkumalähiö</b>	0,639	0,025	EM	0,112	(0,408)	1,119		-0,125	(0,286)	0,883		0,091	(0,287)	1,095	
<b>pieni kaupunki</b>	0,322	0,033	EM	-0,107	(0,351)	0,899		-0,256	(0,248)	0,774		0,022	(0,251)	1,023	
<b>kylä</b>	0,777	0,018	EM	-0,154	(0,381)	0,857		-0,026	(0,271)	0,974		0,119	(0,276)	1,126	
<b>koulutus</b>	<b>0,000**</b>	0,256	+	<b>-0,165**</b>	(0,040)	0,848	0,527	<b>-0,074**</b>	(0,024)	0,928	0,750	0,006	(0,023)	1,006	1,023
<b>opiskelija</b>	0,083^	0,057	EM	-0,589	(0,620)	0,555		<b>-0,511*</b>	(0,269)	0,600		-0,072	(0,248)	0,931	
<b>työtön</b>	<b>0,022*</b>	0,058	-	<b>1,520**</b>	(0,549)	4,573		<b>0,751*</b>	(0,454)	2,120		0,434	(0,458)	1,543	
<b>ay &amp; matala tuottavuus</b>	<b>0,045*</b>	0,025	-	<b>0,723*</b>	(0,282)	2,060		<b>0,481*</b>	(0,201)	1,618		0,370^	(0,200)	1,448	
<b>maahanmuuttajaystäviä</b>	<b>0,000**</b>	0,133	+	<b>-1,223*</b>	(0,483)	0,294		<b>-1,701**</b>	(0,268)	0,183		<b>-0,721**</b>	(0,230)	0,486	
<b>maahanmuuttajatyötoiv.</b>	0,238	0,070	EM	0,795	(0,750)	2,214		0,676	(0,469)	1,967		0,122	(0,460)	1,130	
<b>N</b>	1943														
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,209														

p<0,01\*\*, p<0,05\*\* ja p<0,1^

**Taulukko 5. Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana *Eurooppa rikas*.**

	<u>MALLIN YHTEENVETO</u>			<u>MALLI</u>											
	p-arvo	$\bar{\Delta} x_r$	+/-	ei lainkaan vs. paljon				vähän vs. paljon				melko paljon vs. paljon			
				Estimaatti	$S_{\beta x}$	odds ratio		Estimaatti	$S_{\beta x}$	odds ratio		Estimaatti	$S_{\beta x}$	odds ratio	
						$\Delta=1$	$\Delta=s$			$\Delta=1$	$\Delta=s$			$\Delta=1$	$\Delta=s$
<b>vakio</b>	<b>0,000**</b>			<b>2,297**</b>	(0,714)			<b>2,830**</b>	(0,492)			<b>1,845**</b>	(0,474)		
<b>mies</b>	<b>0,000**</b>	0,033	+	<b>-0,780**</b>	(0,206)	0,458		-0,173	(0,153)	0,841		0,003	(0,150)	1,003	
<b>ikä</b>	<b>0,016*</b>	0,092	-	0,009	(0,008)	1,009	1,188	-0,001	(0,006)	0,999	0,980	-0,009^	(0,005)	0,991	0,841
<b>iso kaupunki</b>	<b>0,035*</b>	0,065	+	-0,480	(0,388)	0,619		<b>-0,565*</b>	(0,272)	0,569		-0,030	(0,268)	0,971	
<b>nukkumalähiö</b>	<b>0,001**</b>	0,081	+	-0,583^	(0,344)	0,558		<b>-0,639*</b>	(0,254)	0,528		0,049	(0,251)	1,051	
<b>pieni kaupunki</b>	0,447	0,026	EM	-0,015	(0,288)	0,985		-0,140	(0,227)	0,870		0,115	(0,232)	1,122	
<b>kylä</b>	0,226	0,037	EM	0,097	(0,307)	1,102		-0,068	(0,248)	0,935		0,271	(0,253)	1,312	
<b>koulutus</b>	<b>0,000**</b>	0,289	+	<b>-0,227**</b>	(0,033)	0,797	0,416	<b>-0,109*</b>	(0,022)	0,897	0,655	-0,037^	(0,021)	0,964	0,868
<b>opiskelija</b>	<b>0,002**</b>	0,070	+	<b>-1,394**</b>	(0,514)	0,248		-0,430^	(0,259)	0,651		0,033	(0,240)	1,034	
<b>työtön</b>	<b>0,014*</b>	0,061	-	<b>1,176**</b>	(0,439)	3,241		0,486	(0,387)	1,626		0,170	(0,392)	1,185	
<b>ay &amp; matala tuottavuus</b>	<b>0,001**</b>	0,052	-	<b>0,703**</b>	(0,235)	2,020		<b>0,636**</b>	(0,186)	1,889		0,299	(0,187)	1,348	
<b>maahanmuuttajaystäviä</b>	<b>0,000**</b>	0,110	+(-) <sup>a</sup>	-0,645^	(0,375)	0,525		<b>-1,488**</b>	(0,268)	0,226		<b>-0,620**</b>	(0,219)	0,538	
<b>maahanmuuttajatyötoiv.</b>	0,226	0,072	EM	-0,207	(0,813)	0,813		0,665	(0,418)	1,944		0,155	(0,401)	1,168	
<b>N</b>	1935														
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,174														

a. Useiden maahanmuuttajaystävien tunteminen lisää tilastollisesti merkitsevästi *ei lainkaan* -kategorian todennäköisyyttä verrattuna *vähän*-kategoriaan.  $p < 0,01^{**}$ ,  $p < 0,05^{**}$  ja  $p < 0,1^{\wedge}$

**Taulukko 6. Eurooppalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana *Eurooppa köyhä*<sup>a</sup>.**

	<u>MIES</u>			<u>IKÄ</u>			<u>KOULUTUS</u>			<u>MAAHANMUUTTAJA- YSTÄVIÄ</u>			N	Pseudo R <sup>2</sup>
	p-arvo	+ / -	$\bar{\Delta} x_r$	p-arvo	+ / -	$\bar{\Delta} x_r$	p-arvo	+ / -	$\bar{\Delta} x_r$	p-arvo	+ / -	$\bar{\Delta} x_r$		
<b>Suomi</b>	<b>0,000**</b>	-	0,058	<b>0,000**</b>	-	0,239	<b>0,000**</b>	+	0,262	<b>0,000**</b>	+	0,128	1946	0,203
<b>Ruotsi</b>	<b>0,000**</b>	EM	0,017	<b>0,000**</b>	-	0,116	<b>0,000**</b>	+	0,244	<b>0,000**</b>	+	0,054	1903	0,117
<b>Norja</b>	0,087^	EM	0,025	0,323	EM	0,023	<b>0,000**</b>	+	0,245	<b>0,010*</b>	+	0,046	2012	0,077
<b>Tanska</b>	0,057^	EM	0,037	0,082^	EM	0,072	<b>0,000**</b>	+	0,261	<b>0,001**</b>	+	0,097	1414	0,135
<b>Saksa</b>	<b>0,007**</b>	-	0,018	0,060^	EM	0,057	<b>0,000**</b>	+	0,266	<b>0,000**</b>	+	0,080	2810	0,118
<b>Itävalta</b>	0,163	EM	0,016	<b>0,000**</b>	-	0,164	<b>0,000**</b>	+	0,271	<b>0,000**</b>	+	0,100	2015	0,156
<b>Sveitsi</b>	0,771	EM	0,008	0,386	EM	0,043	<b>0,000**</b>	+	0,246	<b>0,000**</b>	+	0,075	1937	0,114
<b>Belgia</b>	0,342	EM	0,011	0,270	EM	0,033	<b>0,000**</b>	+	0,266	<b>0,000**</b>	+	0,067	1717	0,134
<b>Alankomaat</b>	0,056^	EM	0,029	<b>0,005**</b>	+	0,085	<b>0,000**</b>	+	0,287	<b>0,015*</b>	+	0,029	2285	0,090
<b>Luxemburg</b>	0,521	EM	0,016	0,060^	EM	0,088	<b>0,000**</b>	+	0,200	<b>0,000**</b>	+	0,044	1281	0,124
<b>Ranska</b>	0,632	EM	0,016	<b>0,000**</b>	-	0,186	<b>0,000**</b>	+	0,248	<b>0,000**</b>	+	0,091	1423	0,170
<b>Britannia</b>	0,381	EM	0,010	<b>0,000**</b>	-	0,063	<b>0,000**</b>	+	0,362	<b>0,000**</b>	+	0,077	2010	0,156
<b>Irlanti</b>	0,139	EM	0,026	0,109	EM	0,066	<b>0,000**</b>	+	0,222	<b>0,000**</b>	+	0,059	1895	0,077
<b>Espanja</b>	0,437	EM	0,022	0,627	EM	0,029	<b>0,012*</b>	+	0,088	<b>0,000**</b>	+	0,133	1441	0,099

Taulukko 6 jatkuu seuraavalla sivulla.

**Taulukko 6 (jatkuu). Eurooppalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana Eurooppa köyhä<sup>a</sup>.**

	<u>MIES</u>			<u>IKÄ</u>			<u>KOULUTUS</u>			<u>MAAHANMUUTTAJA- YSTÄVIÄ</u>			N	Pseudo R <sup>2</sup>
	p-arvo	+ / -	$\bar{\Delta} x_r$	p-arvo	+ / -	$\bar{\Delta} x_r$	p-arvo	+ / -	$\bar{\Delta} x_r$	p-arvo	+ / -	$\bar{\Delta} x_r$		
Portugali	0,134	EM	0,027	0,308	EM	0,036	<b>0,000**</b>	+ -	0,206	<b>0,000**</b>	+	0,127	1393	0,122
Italia	<b>0,042*</b>	+	0,031	<b>0,031*</b>	+	0,075	<b>0,000**</b>	+	0,241	<b>0,004**</b>	+	0,094	1121	0,122
Kreikka	<b>0,011*</b>	+ -	0,027	0,100	EM	0,045	<b>0,000**</b>	+	0,163	<b>0,000**</b>	+	0,132	2451	0,110
Puola <sup>b</sup>	0,605	EM	0,010	<b>0,011*</b>	-	0,074	<b>0,000**</b>	+	0,302	.	.	.	1965	0,102
Tsekki	0,997	EM	0,002	<b>0,029*</b>	-	0,100	<b>0,000**</b>	+	0,371	<b>0,000**</b>	+	0,095	1226	0,109
Unkari	0,378	EM	0,018	<b>0,015*</b>	+ -	0,055	<b>0,000**</b>	+	0,179	0,209	EM	0,038	1534	0,111
Slovenia	<b>0,047*</b>	-	0,029	<b>0,001**</b>	-	0,090	<b>0,000**</b>	+	0,231	0,201	EM	0,039	1437	0,126
Israel	<b>0,015*</b>	-	0,034	<b>0,005**</b>	+	0,075	<b>0,000**</b>	+	0,191	<b>0,000**</b>	+	0,060	2129	0,065
Eurooppa	0,566	EM	0,003	<b>0,000**</b>	-	0,068	<b>0,000**</b>	+	0,247	<b>0,000**</b>	+	0,092	39341	0,169

a. Jokaiselle maalle on muodostettu multinomial logit -malli, jossa on otettu huomioon seuraavat muuttujat: *mies, ikä, iso kaupunki, nukkumalähiö, pieni kaupunki, koulutus, opiskelija, työtön ja maahanmuuttajaystäviä*. Taulukossa on raportoitu muuttujat *mies, ikä, koulutus ja maahanmuuttajaystäviä*. Verrattuna Suomelle muodostettuihin malleihin, Euroopan valtioille muodostetuissa malleissa on jätetty pois muuttujat *kylä, ay & matala tuottavuus ja maahanmuuttajatyövereita*. Edellä mainittu ratkaisu on tehty, koska osassa maita muuttujilla oli liian vähän havaintoja (*kylä ja ay & maahanmuuttajatyövereita*) tai niiden teoreettinen merkitys oli epäselvä (*ay & matala tuottavuus*). Lisäksi koko aineistoa mallintavassa **Eurooppa**-mallissa on otettu huomioon maiden välinen vaihtelu maa-dummeilla. Liberaalein maa, Ruotsi, on valittu perusjoukoksi.

Jokaiselle raportoidulle muuttujalle on ilmoitettu LR-testin p-arvo, vaikutuksen suunta (+ / -) ja keskimääräinen absoluuttinen diskreetti muutos.  
 $p < 0,01^{**}$ ,  $p < 0,05^{**}$  ja  $p < 0,1^{\wedge}$

b. Puolassa muuttuja *maahanmuuttajaystäviä* sai niin vähän arvoja yksi, että se on jätetty Puolaa kuvaavasta mallista kokonaan pois.

Taulukko 7. Eurooppalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana *Eurooppa rikas*<sup>a</sup>.

	<u>MIES</u>			<u>IKÄ</u>			<u>KOULUTUS</u>			<u>MAAHANMUUTTAJA- YSTÄVIÄ</u>			N	Pseudo R <sup>2</sup>
	p-arvo	+ / -	$\bar{\Delta} x_r$	p-arvo	+ / -	$\bar{\Delta} x_r$	p-arvo	+ / -	$\bar{\Delta} x_r$	p-arvo	+ / -	$\bar{\Delta} x_r$		
<b>Suomi</b>	<b>0,000*</b>	+	0,033	<b>0,029*</b>	+ -	0,080	<b>0,000**</b>	+	0,308	<b>0,000**</b>	+ -	0,105	1938	0,163
<b>Ruotsi</b>	0,084 <sup>^</sup>	EM	0,019	0,166	EM	0,053	<b>0,000**</b>	+	0,334	<b>0,001**</b>	+	0,046	1882	0,150
<b>Norja</b>	<b>0,029*</b>	+	0,024	0,095 <sup>^</sup>	EM	0,056	<b>0,000**</b>	+	0,335	<b>0,025*</b>	+	0,034	2005	0,126
<b>Tanska</b>	0,442	EM	0,016	<b>0,020*</b>	+	0,098	<b>0,000**</b>	+	0,267	<b>0,031*</b>	+	0,054	1403	0,108
<b>Saksa</b>	0,358	EM	0,016	<b>0,000**</b>	+ -	0,108	<b>0,000**</b>	+	0,217	<b>0,000**</b>	+	0,047	2791	0,081
<b>Itävalta</b>	<b>0,019*</b>	+	0,032	<b>0,000**</b>	-	0,128	<b>0,000**</b>	+	0,263	<b>0,000**</b>	+	0,906	1999	0,15
<b>Sveitsi</b>	<b>0,020*</b>	+	0,015	0,499	EM	0,034	<b>0,000**</b>	+	0,355	<b>0,000**</b>	+	0,072	1929	0,146
<b>Belgia</b>	<b>0,009**</b>	+	0,039	0,652	EM	0,031	<b>0,000**</b>	+	0,322	<b>0,000**</b>	+	0,062	1706	0,122
<b>Alankomaat</b>	<b>0,000**</b>	+	0,030	0,055 <sup>^</sup>	EM	0,061	<b>0,000**</b>	+	0,264	<b>0,044*</b>	+	0,032	2270	0,091
<b>Luxemburg</b>	0,106	EM	0,027	0,808	EM	0,029	<b>0,000**</b>	+	0,263	<b>0,010*</b>	+	0,034	1271	0,103
<b>Ranska</b>	<b>0,001**</b>	+	0,047	<b>0,000**</b>	-	0,135	<b>0,000**</b>	+	0,250	<b>0,000**</b>	+	0,067	1421	0,148
<b>Britannia</b>	<b>0,000**</b>	+	0,032	0,184	EM	0,043	<b>0,000**</b>	+	0,405	<b>0,000**</b>	+	0,058	2003	0,149
<b>Irlanti</b>	<b>0,021*</b>	+	0,024	0,108	EM	0,057	<b>0,000**</b>	+	0,320	<b>0,000**</b>	+	0,061	1878	0,105
<b>Espanja</b>	<b>0,044*</b>	+	0,037	0,053 <sup>^</sup>	EM	0,089	<b>0,000**</b>	+	0,129	<b>0,000**</b>	+ -	0,141	1423	0,092

Taulukko 7 jatkuu seuraavalla sivulla.

**Taulukko 7 (jatkuu). Eurooppalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana Eurooppa rikas<sup>a</sup>.**

	<u>MIES</u>			<u>IKÄ</u>			<u>KOULUTUS</u>			<u>MAAHANMUUTTAJA- YSTÄVIÄ</u>			N	Pseudo R <sup>2</sup>
	p-arvo	+ / -	$\bar{\Delta} x_r$	p-arvo	+ / -	$\bar{\Delta} x_r$	p-arvo	+ / -	$\bar{\Delta} x_r$	p-arvo	+ / -	$\bar{\Delta} x_r$		
<b>Portugali</b>	<b>0,048*</b>	+	0,029	<b>0,000**</b>	+ -	0,129	<b>0,000**</b>	+ -	0,222	<b>0,000**</b>	+ -	0,146	1390	0,133
<b>Italia</b>	0,164	EM	0,026	<b>0,030*</b>	+	0,065	<b>0,000**</b>	+	0,243	<b>0,018*</b>	+	0,101	1096	0,097
<b>Kreikka</b>	<b>0,001**</b>	+	0,026	0,213	EM	0,042	<b>0,000**</b>	+	0,108	<b>0,000**</b>	+	0,128	2440	0,083
<b>Puola<sup>b</sup></b>	0,293	EM	0,018	0,225	EM	0,064	<b>0,000**</b>	+	0,328	.	.	.	1956	0,113
<b>Tsekki</b>	0,261	EM	0,023	0,224	EM	0,073	<b>0,000**</b>	+	0,335	<b>0,035*</b>	+	0,063	1196	0,097
<b>Unkari</b>	<b>0,005*</b>	+	0,043	<b>0,035*</b>	+	0,058	<b>0,000**</b>	+	0,230	0,400	EM	0,035	1529	0,118
<b>Slovenia</b>	0,583	EM	0,015	0,058 <sup>^</sup>	EM	0,073	<b>0,000**</b>	+	0,195	<b>0,019*</b>	+	0,066	1429	0,095
<b>Israel</b>	0,298	EM	0,012	<b>0,000**</b>	+	0,126	<b>0,000**</b>	+	0,114	<b>0,002**</b>	+	0,036	2135	0,061
<b>Eurooppa</b>	<b>0,000**</b>	+	0,026	<b>0,000**</b>	-	0,035	<b>0,000**</b>	+	0,252	<b>0,000**</b>	+	0,070	39086	0,134

a Jokaiselle maalle on muodostettu multinomial logit -malli, jossa on otettu huomioon seuraavat muuttujat: *mies, ikä, iso kaupunki, nukkumalähiö, pieni kaupunki, koulutus, opiskelija, työtön ja maahanmuuttajaystäviä*. Taulukossa on raportoitu muuttujat *mies, ikä, koulutus ja maahanmuuttajaystäviä*. Verrattuna Suomelle muodostettuihin malleihin, Euroopan valtioille muodostetuissa malleissa on jätetty pois muuttujat *kylä, ay & matala tuottavuus ja maahanmuuttajatyövereita*. Edellä mainittu ratkaisu on tehty, koska osassa maita muuttujilla oli liian vähän havaintoja (*kylä ja ay & maahanmuuttajatyövereita*) tai niiden teoreettinen merkitys oli epäselvä (*ay & matala tuottavuus*). Lisäksi koko aineistoa mallintavassa **Eurooppa**-mallissa on otettu huomioon maiden välinen vaihtelu maa-dummeilla. Liberaalein maa, Ruotsi, on valittu perusjoukoksi.

Jokaiselle raportoidulle muuttujalle on ilmoitettu LR-testin p-arvo, vaikutuksen suunta (+ / -) ja keskimääräinen absoluuttinen diskreetti muutos. p<0,01\*\*, p<0,05\*\* ja p<0,1<sup>^</sup>

b Puolassa muuttuja *maahanmuuttajaystäviä* sai niin vähän arvoja yksi, että se on jätetty Puolaa kuvaavasta mallista kokonaan pois.

**Taulukko 8. Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana *Eurooppa köyhä*.**

	<u>MALLIN YHTEENVETO</u>			<u>MALLI</u>											
	p-arvo	$\bar{\Delta} x_r$	+/-	ei lainkaan vs. paljon				vähän vs. paljon				melko paljon vs. paljon			
				Estimaatti	$S_{\beta x}$	<u>odds ratio</u>		Estimaatti	$S_{\beta x}$	<u>odds ratio</u>		Estimaatti	$S_{\beta x}$	<u>odds ratio</u>	
						$\Delta=1$	$\Delta=s$			$\Delta=1$	$\Delta=s$			$\Delta=1$	$\Delta=s$
<b>vakio</b>	<b>0,000**</b>			<b>6,185**</b>	(1,048)			<b>6,658**</b>	(0,741)			<b>4,033**</b>	(0,716)		
<b>mies</b>	<b>0,002**</b>	0,049	-	<b>0,670*</b>	(0,285)	1,954		<b>0,568**</b>	(0,186)	1,764		0,205	(0,179)	1,227	
<b>ikä</b>	<b>0,000**</b>	0,303	-	<b>0,064**</b>	(0,009)	1,066	3,142	<b>0,042**</b>	(0,006)	1,043	2,108	0,006	(0,005)	1,006	1,109
<b>iso kaupunki</b>	0,353	0,041	EM	0,214	(0,514)	1,238		-0,219	(0,329)	0,803		0,119	(0,313)	1,127	
<b>nukkumalähiö</b>	0,717	0,016	EM	0,413	(0,457)	1,511		0,170	(0,310)	1,185		0,275	(0,301)	1,317	
<b>pieni kaupunki</b>	0,331	0,035	EM	-0,104	(0,388)	0,901		-0,245	(0,265)	0,783		0,054	(0,260)	1,056	
<b>kylä</b>	0,548	0,023	EM	-0,218	(0,434)	0,804		0,054	(0,295)	1,056		0,233	(0,290)	1,262	
<b>koulutus</b>	<b>0,023*</b>	0,128	+	-0,064	(0,046)	0,938	0,784	-0,007	(0,025)	0,993	0,974	0,034	(0,024)	1,035	1,140
<b>työllisyysvaikutus</b>	<b>0,007**</b>	0,124	+	<b>-0,223**</b>	(0,082)	0,800	0,654	-0,112^	(0,059)	0,894	0,807	-0,016	(0,057)	0,984	0,969
<b>verovaikutus</b>	<b>0,015*</b>	0,105	+	<b>-0,161*</b>	(0,070)	0,851	0,707	<b>-0,134**</b>	(0,049)	0,875	0,750	-0,058	(0,047)	0,944	0,884
<b>yleinen talousvaikutus</b>	<b>0,000**</b>	0,225	+	<b>-0,492**</b>	(0,085)	0,612	0,350	<b>-0,369**</b>	(0,063)	0,691	0,455	<b>-0,211**</b>	(0,061)	0,810	0,637
<b>kulttuurivaikutus</b>	<b>0,000**</b>	0,213	+	<b>-0,511**</b>	(0,094)	0,600	0,405	<b>-0,428**</b>	(0,078)	0,652	0,469	<b>-0,259**</b>	(0,077)	0,772	0,633
<b>rikollisuusvaikutus</b>	<b>0,000**</b>	0,178	+	<b>-0,413**</b>	(0,097)	0,662	0,488	-0,086	(0,061)	0,918	0,861	0,058	(0,059)	1,060	1,106
<b>N</b>	1864														
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,366														

p<0,01\*\*, p<0,05\*\* ja p<0,1^



**Taulukko 9. Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana *Eurooppa rikas*.**

	<u>MALLIN YHTEENVETO</u>			<u>MALLI</u>											
	p-arvo	$\bar{\Delta} x_r$	+/-	ei lainkaan vs. paljon				vähän vs. paljon				melko paljon vs. paljon			
				Estimaatti	$S_{\beta x}$	<u>odds ratio</u>		Estimaatti	$S_{\beta x}$	<u>odds ratio</u>		Estimaatti	$S_{\beta x}$	<u>odds ratio</u>	
						$\Delta=1$	$\Delta=s$			$\Delta=1$	$\Delta=s$			$\Delta=1$	$\Delta=s$
<b>vakio</b>	<b>0,000**</b>			<b>6,716**</b>	(0,832)			<b>6,073**</b>	(0,628)			<b>3,955**</b>	(0,614)		
<b>mies</b>	<b>0,000**</b>	0,037	+	<b>-1,051**</b>	(0,231)	0,350		-0,262	(0,162)	0,770		-0,080	(0,157)	0,923	
<b>ikä</b>	<b>0,000**</b>	0,149	-	<b>0,021**</b>	(0,007)	1,022	1,467	0,006	(0,005)	1,006	1,111	-0,009^	(0,005)	0,991	0,847
<b>iso kaupunki</b>	0,090^	0,060	EM	-0,396	(0,433)	0,673		-0,442	(0,284)	0,643		0,063	(0,275)	1,065	
<b>nukkumalähiö</b>	<b>0,009**</b>	0,071	+	-0,371	(0,373)	0,690		-0,452^	(0,262)	0,636		0,168	(0,255)	1,182	
<b>pieni kaupunki</b>	0,448	0,028	EM	0,083	(0,311)	1,086		-0,066	(0,232)	0,936		0,187	(0,235)	1,206	
<b>kylä</b>	0,380	0,033	EM	0,147	(0,336)	1,159		0,037	(0,257)	1,038		0,311	(0,259)	1,365	
<b>koulutus</b>	<b>0,000**</b>	0,173	+	<b>-0,120**</b>	(0,035)	0,887	0,632	<b>-0,058**</b>	(0,022)	0,943	0,801	-0,013	(0,021)	0,987	0,952
<b>työllisyysvaikutus</b>	<b>0,010*</b>	0,121	+	<b>-0,157*</b>	(0,067)	0,854	0,741	-0,091	(0,051)	0,913	0,841	0,000	(0,051)	1,000	0,999
<b>verovaikutus</b>	0,592	0,045	EM	-0,015	(0,057)	0,985	0,968	-0,015	(0,042)	0,985	0,969	0,025	(0,041)	1,026	1,056
<b>yleinen talousvaikutus</b>	<b>0,000**</b>	0,210	+	<b>-0,472**</b>	(0,070)	0,624	0,367	<b>-0,291**</b>	(0,053)	0,747	0,538	<b>-0,174**</b>	(0,052)	0,840	0,691
<b>kulttuurivaikutus</b>	<b>0,000**</b>	0,143	+	<b>-0,347**</b>	(0,076)	0,707	0,543	<b>-0,281**</b>	(0,064)	0,755	0,610	<b>-0,204**</b>	(0,064)	0,816	0,699
<b>rikollisuusvaikutus</b>	0,086^	0,048	+	-0,102	(0,074)	0,903	0,839	0,048	(0,053)	1,049	1,087	0,035	(0,052)	1,035	1,062
<b>N</b>	1855														
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,251														

p<0,01\*\*, p<0,05\*\* ja p<0,1^

**Taulukko 10. Suomalaisen suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana *etnisyys eri*.**

	<u>MALLIN YHTEENVETO</u>			<u>MALLI</u>											
	p-arvo	$\bar{\Delta} x_r$	+/-	ei lainkaan vs. paljon				vähän vs. paljon				melko paljon vs. paljon			
				Estimaatti	$S_{\beta x}$	odds ratio		Estimaatti	$S_{\beta x}$	odds ratio		Estimaatti	$S_{\beta x}$	odds ratio	
						$\Delta=1$	$\Delta=s$			$\Delta=1$	$\Delta=s$			$\Delta=1$	$\Delta=s$
<b>vakio</b>	<b>0,000**</b>			<b>10,673**</b>	(1,083)			<b>9,239**</b>	(0,897)			<b>4,869**</b>	(0,878)		
<b>mies</b>	<b>0,003**</b>	0,043	-	<b>0,693*</b>	(0,271)	2,000		<b>0,480*</b>	(0,206)	1,616		0,101	(0,202)	1,106	
<b>ikä</b>	<b>0,000**</b>	0,266	-	<b>0,058**</b>	(0,009)	1,060	2,823	<b>0,045**</b>	(0,007)	1,046	2,223	0,007	(0,006)	1,007	1,132
<b>iso kaupunki</b>	0,054^	0,043	EM	-0,998^	(0,520)	0,369		-0,207	(0,351)	0,813		0,157	(0,346)	1,170	
<b>nukkumalähiö</b>	0,171	0,043	EM	-0,113	(0,435)	0,893		0,062	(0,341)	1,064		0,458	(0,338)	1,581	
<b>pieni kaupunki</b>	<b>0,040*</b>	0,041	+	-0,526	(0,375)	0,591		-0,114	(0,298)	0,892		0,270	(0,300)	1,310	
<b>kylä</b>	<b>0,021*</b>	0,042	+	-0,425	(0,413)	0,654		0,113	(0,335)	1,119		0,484	(0,337)	1,622	
<b>koulutus</b>	<b>0,008**</b>	0,142	+	<b>-0,087*</b>	(0,042)	0,917	0,717	-0,036	(0,028)	0,965	0,871	0,014	(0,027)	1,014	1,054
<b>työllisyysvaikutus</b>	<b>0,001**</b>	0,161	+	-0,129	(0,081)	0,879	0,782	-0,120^	(0,066)	0,887	0,796	0,040	(0,065)	1,041	1,080
<b>verovaikutus</b>	<b>0,002**</b>	0,129	+	-0,025	(0,068)	0,976	0,948	-0,094^	(0,054)	0,911	0,818	0,028	(0,053)	1,029	1,063
<b>yleinen talousvaikutus</b>	<b>0,000**</b>	0,156	+	<b>-0,661**</b>	(0,087)	0,516	0,244	<b>-0,357**</b>	(0,071)	0,700	0,467	<b>-0,268**</b>	(0,069)	0,765	0,565
<b>kulttuurivaikutus</b>	<b>0,000**</b>	0,247	+	<b>-0,810**</b>	(0,105)	0,445	0,240	<b>-0,633**</b>	(0,094)	0,531	0,327	<b>-0,350**</b>	(0,093)	0,705	0,540
<b>rikollisuusvaikutus</b>	<b>0,000**</b>	0,210	+	<b>-0,514**</b>	(0,091)	0,598	0,409	<b>-0,173*</b>	(0,068)	0,842	0,741	0,001	(0,067)	1,001	1,002
<b>N</b>	1863														
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,433														

p<0,01\*\*, p<0,05\*\* ja p<0,1^

**Taulukko 11. Suomalaisen suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana *Eurooppa köyhä*.**

	<u>MALLIN YHTEENVETO</u>			<u>MALLI</u>											
	p-arvo	$\bar{\Delta} x_r$	+/-	ei lainkaan vs. paljon				vähän vs. paljon				melko paljon vs. paljon			
				Estimaatti	$S_{\beta x}$	odds ratio		Estimaatti	$S_{\beta x}$	odds ratio		Estimaatti	$S_{\beta x}$	odds ratio	
				$\Delta=1$	$\Delta=s$	$\Delta=1$	$\Delta=s$	$\Delta=1$	$\Delta=s$	$\Delta=1$	$\Delta=s$	$\Delta=1$	$\Delta=s$		
<b>vakio</b>	<b>0,000**</b>			<b>3,907*</b>	(1,818)			<b>6,880**</b>	(1,260)			<b>5,344**</b>	(1,195)		
<b>mies</b>	0,204	0,028	EM	0,547	(0,335)	1,729		0,318	(0,212)	1,374		0,108	(0,201)	1,114	
<b>ikä</b>	<b>0,000**</b>	0,232	-	<b>0,054**</b>	(0,013)	1,056	2,587	<b>0,028**</b>	(0,008)	1,029	1,643	0,003	(0,008)	1,003	1,051
<b>iso kaupunki</b>	0,421	0,029	EM	0,693	(0,596)	2,000		0,027	(0,365)	1,028		0,249	(0,340)	1,283	
<b>nukkumalähiö</b>	0,340	0,011	EM	0,964^	(0,536)	2,623		0,468	(0,349)	1,596		0,430	(0,334)	1,538	
<b>pieni kaupunki</b>	0,507	0,031	EM	0,030	(0,454)	1,031		-0,153	(0,295)	0,858		0,114	(0,285)	1,121	
<b>kylä</b>	0,497	0,025	EM	0,174	(0,497)	1,190		0,267	(0,340)	1,307		0,451	(0,329)	1,570	
<b>koulutus</b>	0,283	0,084	EM	-0,044	(0,057)	0,957	0,844	0,006	(0,030)	1,006	1,025	0,032	(0,028)	1,033	1,132
<b>opiskelija</b>	0,154	0,058	EM	-0,893	(0,879)	0,409		-0,478	(0,323)	0,620		-0,023	(0,284)	0,978	
<b>työtön</b>	0,334	0,027	EM	1,278^	(0,728)	3,590		0,844	(0,588)	2,326		0,689	(0,573)	1,993	
<b>ay &amp; matala tuottavuus</b>	<b>0,010*</b>	0,023	-	<b>1,192**</b>	(0,359)	3,294		0,480	(0,242)	1,617		0,345	(0,231)	1,412	
<b>maahanmuuttajaystäviä</b>	<b>0,003**</b>	0,113	+	-0,360	(0,636)	0,698		<b>-0,936**</b>	(0,356)	0,392		0,004	(0,288)	1,004	
<b>maahanmuuttajatyöto.</b>	<b>0,012*</b>	0,114	-	<b>1,968**</b>	(0,887)	7,157		<b>1,110*</b>	(0,546)	3,035		0,089	(0,511)	1,093	
<b>työllisyysvaikutus</b>	<b>0,005**</b>	0,139	+	<b>-0,254**</b>	(0,096)	0,776	0,619	-0,108	(0,067)	0,898	0,815	0,005	(0,063)	1,005	1,010
<b>verovaikutus</b>	<b>0,002**</b>	0,136	+	<b>-0,228**</b>	(0,080)	0,796	0,610	<b>-0,165**</b>	(0,055)	0,848	0,700	-0,061	(0,052)	0,941	0,877
<b>yleinen talousvaikutus</b>	<b>0,000**</b>	0,178	+	<b>-0,389**</b>	(0,099)	0,678	0,441	<b>-0,359**</b>	(0,072)	0,698	0,469	<b>-0,237**</b>	(0,068)	0,789	0,607

Taulukko 11 jatkuu seuraavalla sivulla.

**Taulukko 11 (jatkuu). Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana *Eurooppa köyhä*.**

	<u>MALLIN YHTEENVETO</u>			<u>MALLI</u>											
	p-arvo	$\bar{\Delta} x_r$	+/-	ei lainkaan vs. paljon				vähän vs. paljon				melko paljon vs. paljon			
				Estimaatti	$S_{\beta x}$	$\Delta=1$	$\Delta=s$	Estimaatti	$S_{\beta x}$	$\Delta=1$	$\Delta=s$	Estimaatti	$S_{\beta x}$	$\Delta=1$	$\Delta=s$
<b>kulttuurivaikutus</b>	<b>0,000**</b>	0,134	+	<b>-0,443**</b>	(0,114)	0,642	0,464	<b>-0,384**</b>	0,094	0,681	0,514	<b>-0,292**</b>	(0,091)	0,747	0,603
<b>rikollisuusvaikutus</b>	<b>0,000**</b>	0,156	+	<b>-0,338**</b>	(0,107)	0,713	0,556	-0,100 <sup>^</sup>	0,068	0,905	0,841	0,027	(0,065)	1,027	1,048
<b>vieraantuminen</b>	<b>0,002**</b>	0,088	+ -	0,019	(0,032)	1,019	1,095	-0,041	0,023	0,960	0,825	<b>-0,061**</b>	(0,021)	0,941	0,750
<b>poliittinen oikeisto</b>	0,092 <sup>^</sup>	0,078	EM	<b>0,162*</b>	(0,080)	1,176	1,384	0,068	0,055	1,071	1,147	0,008	(0,052)	1,008	1,016
<b>arvokonservatiivi</b>	<b>0,000**</b>	0,083	-	<b>0,478**</b>	(0,127)	1,612	1,906	<b>0,252**</b>	0,093	1,286	1,406	0,094	(0,090)	1,098	1,135
<b>globaali päätöksenteko</b>	<b>0,000**</b>	0,139	+	<b>-0,276**</b>	(0,077)	0,759	0,545	<b>-0,147**</b>	0,050	0,863	0,723	-0,059	(0,047)	0,943	0,878
<b>yhtenäinen kulttuuri</b>	<b>0,006**</b>	0,096	-	0,269 <sup>^</sup>	(0,154)	1,309	1,368	<b>0,230*</b>	0,094	1,259	1,307	0,038	(0,089)	1,039	1,045
<b>rasismi</b>	<b>0,000**</b>	0,133	-	<b>0,248**</b>	(0,062)	1,282	2,055	<b>0,167**</b>	0,048	1,182	1,622	0,058	(0,047)	1,060	1,184
<b>N</b>	1714														
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,447														

p<0,01\*\*, p<0,05\*\* ja p<0,1<sup>^</sup>

**Taulukko 12. Suomalaisen suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana *Eurooppa rikas*.**

	<u>MALLIN YHTEENVETO</u>			<u>MALLI</u>											
	p-arvo	$\bar{\Delta} x_r$	+/-	ei lainkaan vs. paljon				vähän vs. paljon				melko paljon vs. paljon			
				Estimaatti	$S_{\beta x}$	<u>odds ratio</u>		Estimaatti	$S_{\beta x}$	<u>odds ratio</u>		Estimaatti	$S_{\beta x}$	<u>odds ratio</u>	
						$\Delta=1$	$\Delta=s$			$\Delta=1$	$\Delta=s$			$\Delta=1$	$\Delta=s$
<b>vakio</b>	<b>0,000**</b>			<b>5,173**</b>	(1,377)			<b>6,865**</b>	(1,035)			<b>4,829**</b>	(1,001)		
<b>mies</b>	<b>0,000**</b>	0,042	+	<b>-1,290**</b>	(0,255)	0,275		-0,232	(0,176)	0,793		0,007	(0,169)	1,007	
<b>ikä</b>	<b>0,019*</b>	0,099	-	0,011	(0,009)	1,011	1,217	-0,002	(0,007)	0,998	0,962	-0,011^	(0,006)	0,989	0,822
<b>iso kaupunki</b>	0,241	0,051	EM	-0,270	(0,470)	0,763		-0,438	(0,306)	0,645		-0,011	(0,293)	0,989	
<b>nukkumalähiö</b>	0,057^	0,060	EM	-0,091	(0,408)	0,913		-0,418	(0,285)	0,658		0,118	(0,277)	1,126	
<b>pieni kaupunki</b>	0,549	0,026	EM	0,138	(0,346)	1,148		-0,100	(0,254)	0,905		0,126	(0,254)	1,134	
<b>kylä</b>	0,487	0,032	EM	-0,015	(0,367)	0,985		-0,089	(0,276)	0,915		0,193	(0,276)	1,213	
<b>koulutus</b>	<b>0,025*</b>	0,140	+	<b>-0,086*</b>	(0,041)	0,917	0,719	-0,028	(0,025)	0,972	0,898	0,013	(0,024)	1,013	1,052
<b>opiskelija</b>	<b>0,031*</b>	0,059	+	<b>-1,256*</b>	(0,579)	0,285		-0,487^	(0,284)	0,615		-0,076	(0,259)	0,927	
<b>työtön</b>	0,286	0,039	EM	0,780	(0,502)	2,181		0,277	(0,417)	1,319		0,028	(0,412)	1,029	
<b>ay &amp; matala tuottavuus</b>	<b>0,003**</b>	0,049	-	<b>0,791**</b>	(0,274)	2,205		<b>0,656**</b>	(0,207)	1,927		0,342^	(0,204)	1,408	
<b>maahanmuuttajaystäviä</b>	<b>0,046*</b>	0,075	+	0,035	(0,467)	1,036		<b>-0,673*</b>	(0,314)	0,510		-0,043	(0,259)	0,958	
<b>maahanmuuttajatyöto.</b>	0,283	0,075	EM	-0,109	(0,893)	0,897		0,592	(0,452)	1,807		-0,004	(0,427)	0,996	
<b>työllisyysvaikutus</b>	<b>0,037*</b>	0,124	+	-0,135^	(0,074)	0,874	0,776	<b>-0,111*</b>	(0,056)	0,895	0,811	-0,015	(0,054)	0,985	0,972
<b>verovaikutus</b>	0,405	0,058	EM	-0,029	(0,061)	0,972	0,940	-0,018	(0,045)	0,982	0,962	0,032	(0,044)	1,033	1,072
<b>yleinen talousvaikutus</b>	<b>0,000**</b>	0,177	+	<b>-0,426**</b>	(0,076)	0,653	0,409	<b>-0,278**</b>	(0,057)	0,757	0,558	<b>-0,182**</b>	(0,055)	0,833	0,682

Taulukko 12 jatkuu seuraavalla sivulla.

**Taulukko 12 (jatkuu). Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. Multinomial logit -malli. Selitettävänä muuttujana *Eurooppa rikas*.**

	<u>MALLIN YHTEENVETO</u>			<u>MALLI</u>											
	p-arvo	$\bar{\Delta} x_r$	+/-	ei lainkaan vs. paljon				vähän vs. paljon				melko paljon vs. paljon			
				Estimaatti	$S_{\beta x}$	$\Delta=1$	$\Delta=s$	Estimaatti	$S_{\beta x}$	$\Delta=1$	$\Delta=s$	Estimaatti	$S_{\beta x}$	$\Delta=1$	$\Delta=s$
<b>kulttuurivaikutus</b>	<b>0,021*</b>	0,087	+	<b>-0,247**</b>	(0,086)	0,781	0,653	<b>-0,204**</b>	(0,071)	0,815	0,703	<b>-0,164*</b>	(0,070)	0,849	0,754
<b>rikollisuusvaikutus</b>	0,403	0,046	EM	-0,009	(0,079)	0,991	0,985	0,073	(0,056)	1,075	1,134	0,049	(0,055)	1,050	1,088
<b>vieraantuminen</b>	<b>0,001**</b>	0,102	+ -	0,031	(0,025)	1,031	1,156	<b>-0,040**</b>	(0,019)	0,961	0,828	-0,028	(0,018)	0,972	0,876
<b>poliittinen oikeisto</b>	0,061 <sup>^</sup>	0,044	EM	<b>-0,155*</b>	(0,061)	0,857	0,733	-0,077 <sup>^</sup>	(0,045)	0,926	0,856	<b>-0,092*</b>	(0,044)	0,912	0,831
<b>arvokonservatiivi</b>	<b>0,022*</b>	0,025	-	<b>0,239*</b>	(0,094)	1,270	1,380	0,039	(0,072)	1,040	1,054	0,012	(0,071)	1,012	1,016
<b>globaali päätöksenteko</b>	<b>0,009**</b>	0,115	+	<b>-0,140*</b>	(0,057)	0,869	0,734	<b>-0,130**</b>	(0,043)	0,878	0,750	-0,066	(0,042)	0,936	0,865
<b>yhtenäinen kulttuuri</b>	<b>0,000**</b>	0,085	-	<b>0,395**</b>	(0,118)	1,484	1,582	0,139 <sup>^</sup>	(0,079)	1,149	1,175	-0,015	(0,076)	0,986	0,983
<b>rasismi</b>	0,059 <sup>^</sup>	0,055	EM	<b>0,096*</b>	(0,046)	1,100	1,319	<b>0,094*</b>	(0,036)	1,098	1,312	0,061 <sup>^</sup>	(0,036)	1,063	1,195
<b>N</b>	1706														
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,314														

p<0,01\*\*, p<0,05\*\* ja p<0,1<sup>^</sup>

**Taulukko 13. Suomalaisen suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana *etnisyys eri*.**

	<u>MALLIN YHTEENVETO</u>			<u>MALLI</u>											
	p-arvo	$\bar{\Delta} x_r$	+/-	ei lainkaan vs. paljon				vähän vs. paljon				melko paljon vs. paljon			
				Estimaatti	$S_{\beta x}$	<u>odds ratio</u>		Estimaatti	$S_{\beta x}$	<u>odds ratio</u>		Estimaatti	$S_{\beta x}$	<u>odds ratio</u>	
						$\Delta=1$	$\Delta=s$			$\Delta=1$	$\Delta=s$			$\Delta=1$	$\Delta=s$
<b>vakio</b>	<b>0,000**</b>			<b>5,625**</b>	(1,756)			<b>6,636**</b>	(1,412)			<b>4,616**</b>	(1,345)		
<b>mies</b>	0,516	0,019	EM	0,338	(0,315)	1,402		0,236	(0,235)	1,266		0,058	(0,225)	1,060	
<b>ikä</b>	<b>0,001**</b>	0,153	-	<b>0,024*</b>	(0,012)	1,024	1,524	<b>0,022*</b>	(0,009)	1,022	1,469	0,000	(0,009)	1,000	1,006
<b>iso kaupunki</b>	0,279	0,040	EM	-0,465	(0,581)	0,628		-0,027	(0,401)	0,973		0,358	(0,382)	1,430	
<b>nukkumalähiö</b>	0,236	0,040	EM	0,349	(0,507)	1,417		0,165	(0,385)	1,179		0,559	(0,372)	1,749	
<b>pieni kaupunki</b>	0,150	0,044	EM	-0,290	(0,435)	0,748		-0,128	(0,335)	0,880		0,318	(0,329)	1,374	
<b>kylä</b>	<b>0,044*</b>	0,054	+	-0,267	(0,477)	0,765		0,037	(0,383)	1,038		0,567	(0,375)	1,764	
<b>koulutus</b>	0,300	0,080	EM	-0,035	(0,050)	0,966	0,875	0,000	(0,033)	1,000	1,000	0,031	(0,030)	1,032	1,127
<b>opiskelija</b>	<b>0,003**</b>	0,066	+	<b>-2,096**</b>	(0,694)	0,123		<b>-0,777*</b>	(0,343)	0,460		-0,215	(0,306)	0,807	
<b>työtön</b>	0,780	0,005	EM	0,701	(0,720)	2,015		0,482	(0,605)	1,620		0,495	(0,588)	1,640	
<b>ay &amp; matala tuottavuus</b>	0,139	0,022	EM	0,236	(0,353)	1,266		0,524^	(0,274)	1,688		0,343	(0,264)	1,409	
<b>maahanmuuttajaystäviä</b>	0,113	0,064	EM	-0,449	(0,575)	0,639		<b>-0,790*</b>	(0,368)	0,454		-0,231	(0,308)	0,794	
<b>maahanmuuttajatyöto.</b>	0,075^	0,071	EM	1,596^	(0,854)	4,933		1,068^	(0,596)	2,910		0,217	(0,556)	1,242	
<b>työllisyysvaikutus</b>	<b>0,001**</b>	0,175	+	-0,146	(0,094)	0,864	0,759	-0,136^	(0,074)	0,873	0,775	0,050	(0,070)	1,052	1,100
<b>verovaikutus</b>	<b>0,001**</b>	0,152	+	-0,071	(0,078)	0,931	0,858	-0,101	(0,062)	0,904	0,803	0,053	(0,059)	1,054	1,120
<b>yleinen talousvaikutus</b>	<b>0,000**</b>	0,119	+	<b>-0,651**</b>	(0,100)	0,522	0,255	<b>-0,383**</b>	(0,081)	0,682	0,447	<b>-0,310**</b>	(0,077)	0,733	0,521

Taulukko 13 jatkuu seuraavalla sivulla.

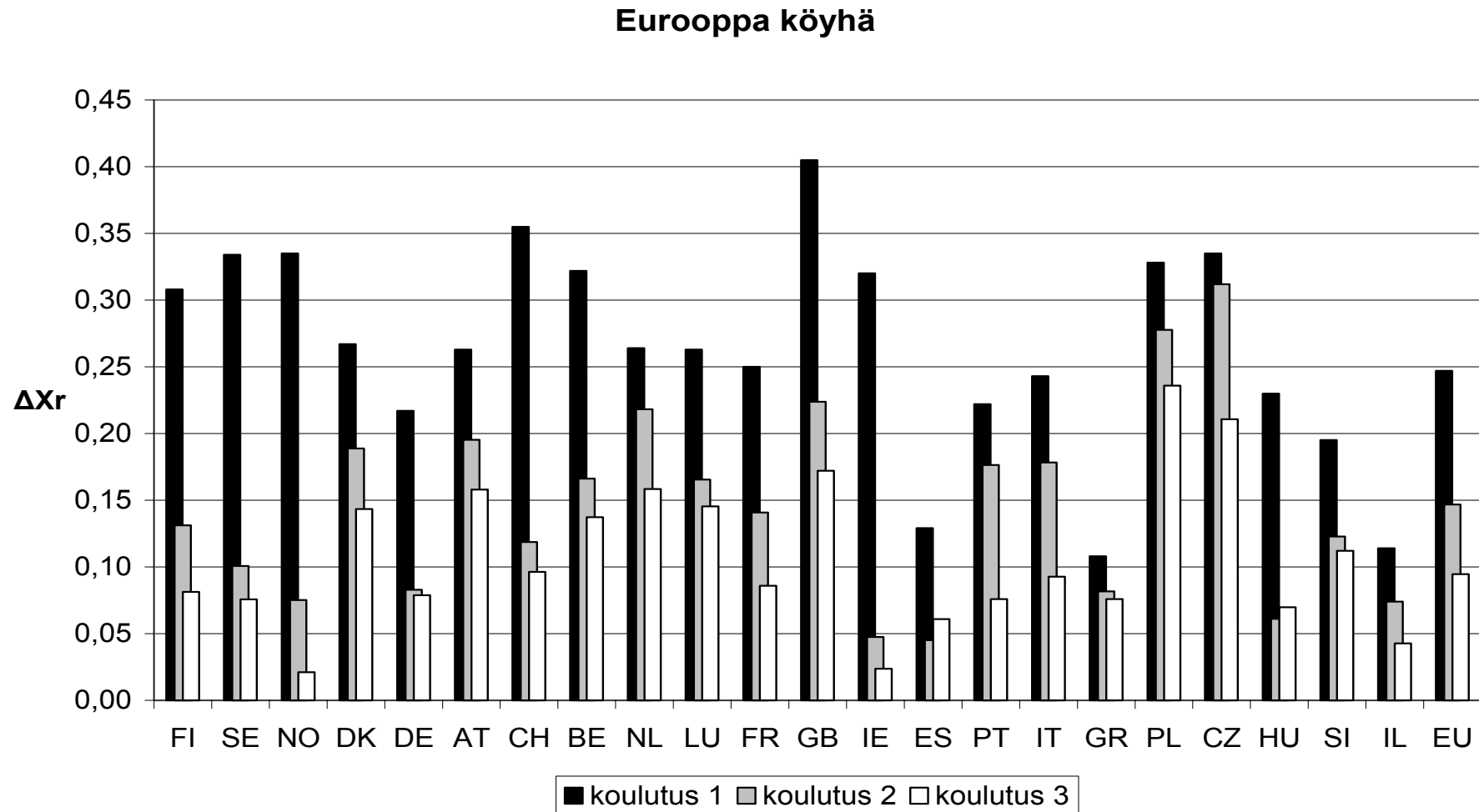
**Taulukko 13 (jatkuu). Suomalaisen suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana *etnisyys eri*.**

<u>MALLIN YHTEENVETO</u>				<u>MALLI</u>											
				<b>ei lainkaan vs. paljon</b>				<b>vähän vs. paljon</b>				<b>melko paljon vs. paljon</b>			
	p-arvo	$\bar{\Delta} x_r$	+/-	Estimaatti	$S_{\beta x}$	<u>odds ratio</u>		Estimaatti	$S_{\beta x}$	<u>odds ratio</u>		Estimaatti	$S_{\beta x}$	<u>odds ratio</u>	
						$\Delta=1$	$\Delta=s$			$\Delta=1$	$\Delta=s$			$\Delta=1$	$\Delta=s$
<b>kulttuurivaikutus</b>	<b>0,000**</b>	0,147	+	<b>-0,488**</b>	(0,121)	0,614	0,430	<b>-0,403**</b>	(0,107)	0,668	0,498	<b>-0,240*</b>	(0,104)	0,786	0,660
<b>rikollisuusvaikutus</b>	<b>0,000**</b>	0,199	+	<b>-0,445**</b>	(0,103)	0,641	0,461	<b>-0,197*</b>	(0,078)	0,822	0,710	-0,018	(0,075)	0,982	0,970
<b>vieraantuminen</b>	<b>0,002**</b>	0,079	+ -	0,037	(0,032)	1,038	1,194	-0,021	(0,025)	0,979	0,904	<b>-0,049*</b>	(0,024)	0,952	0,794
<b>poliittinen oikeisto</b>	0,091 <sup>^</sup>	0,090	EM	0,095	(0,078)	1,099	1,209	0,060	(0,062)	1,062	1,127	-0,031	(0,059)	0,970	0,940
<b>arvokonservatiivi</b>	<b>0,000**</b>	0,074	-	<b>0,590**</b>	(0,134)	1,805	2,220	<b>0,407**</b>	(0,114)	1,503	1,734	<b>0,235*</b>	(0,112)	1,265	1,374
<b>globaali päätöksenteko</b>	<b>0,020*</b>	0,057	+	<b>-0,209**</b>	(0,072)	0,811	0,631	-0,089	(0,056)	0,915	0,822	-0,049	(0,053)	0,952	0,897
<b>yhtenäinen kulttuuri</b>	<b>0,000**</b>	0,149	-	<b>0,630**</b>	(0,146)	1,877	2,081	<b>0,387**</b>	(0,105)	1,473	1,570	0,038	(0,099)	1,038	1,045
<b>rasismi</b>	<b>0,000**</b>	0,182	-	<b>0,541**</b>	(0,074)	1,717	4,802	<b>0,343**</b>	(0,066)	1,409	2,704	0,117 <sup>^</sup>	(0,066)	1,124	1,403
<b>N</b>	1713														
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,543														

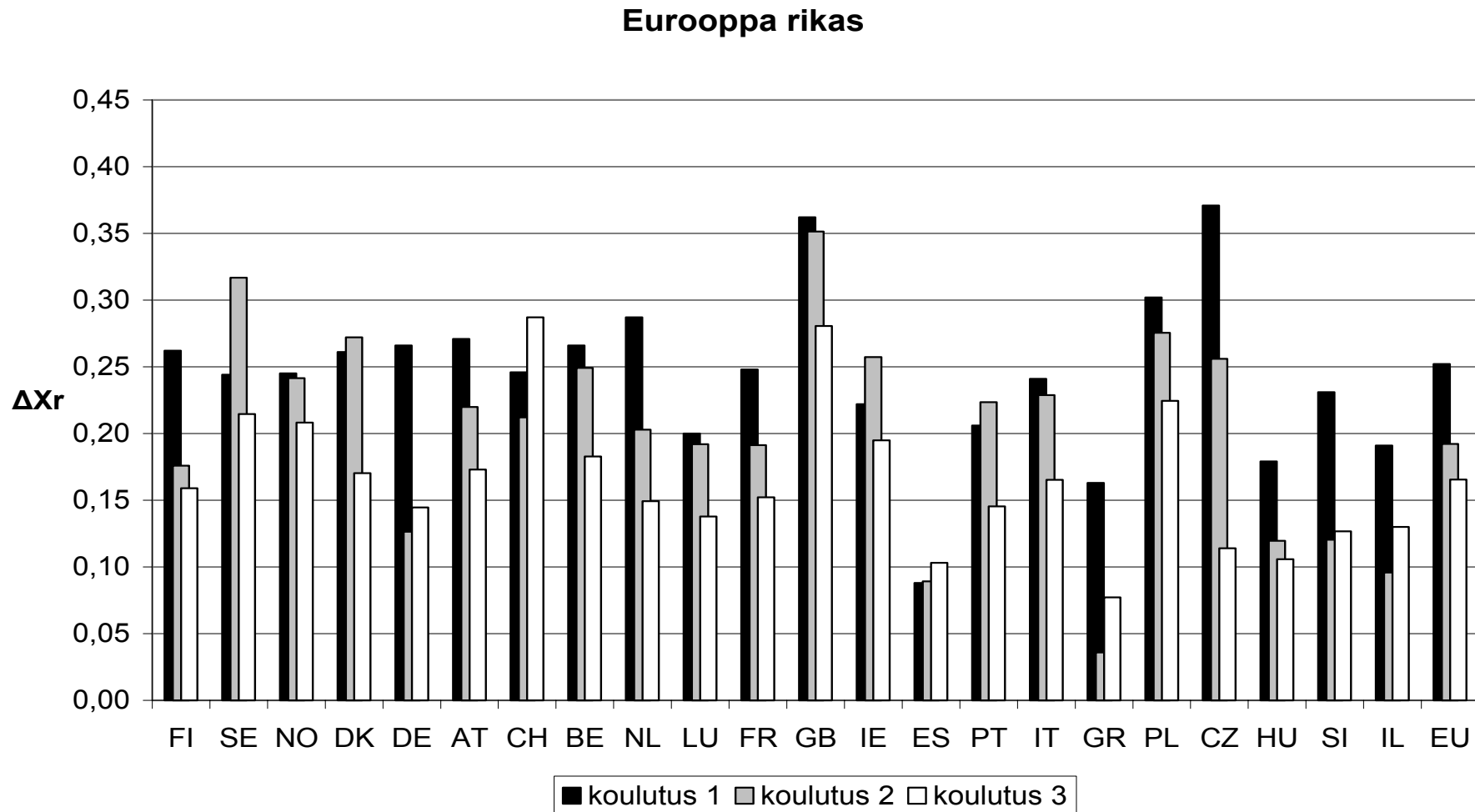
p<0,01\*\*, p<0,05\*\* ja p<0,1<sup>^</sup>



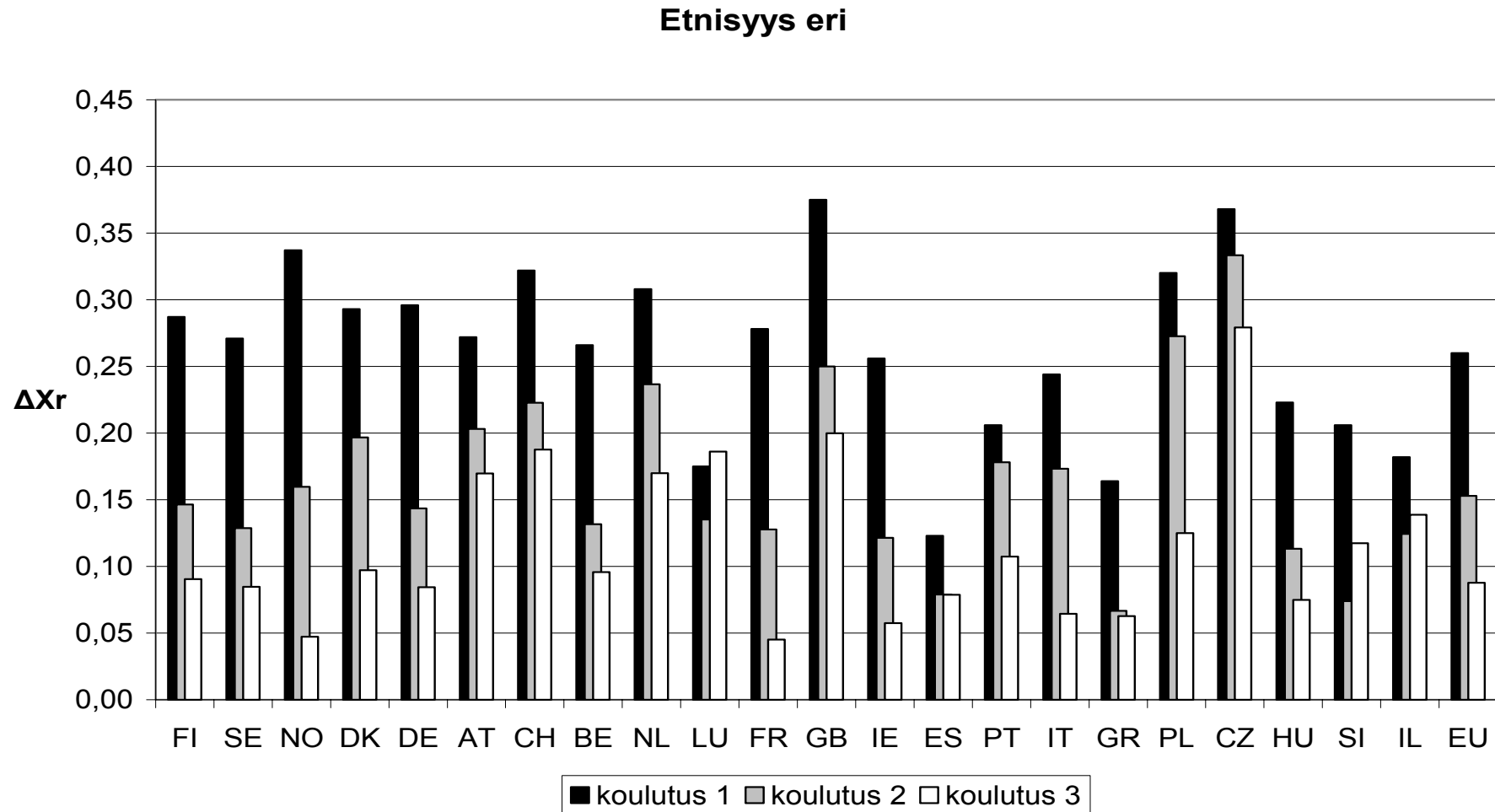
Kuvio 6. *Koulutus*-muuttujan selitysvoima malleissa 1–3 keskimääräisellä absoluuttisella diskreetillä muutoksella mitattuna ( $\bar{\Delta x}_r$ ). MNL-malli. Selitettävänä muuttujana *Eurooppa köyhä*.



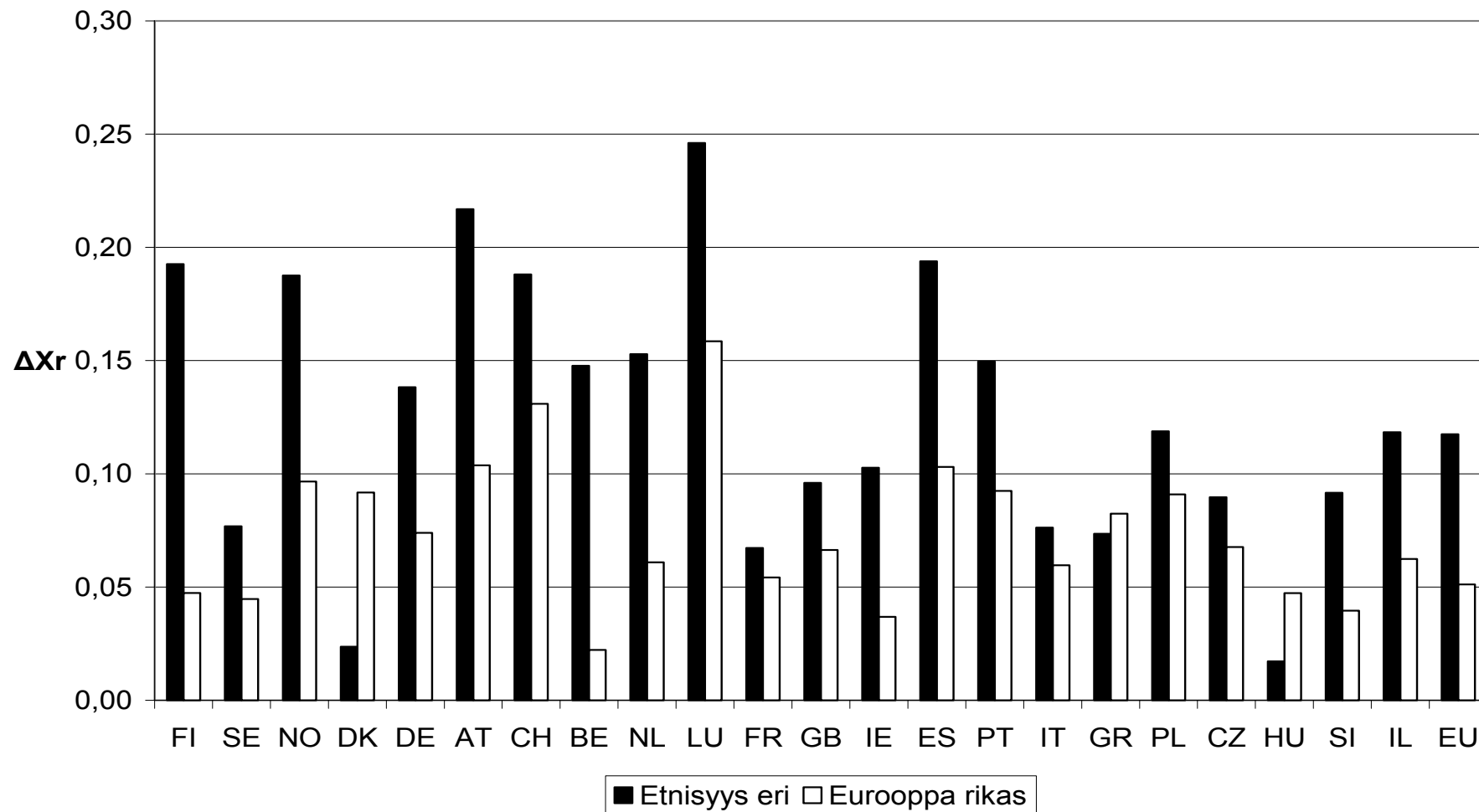
Kuvio 7. *Koulutus*-muuttujan selitysvoima malleissa 1–3 keskimääräisellä absoluuttisella diskreetillä muutoksella mitattuna ( $\bar{\Delta x}_r$ ). MNL-malli. Selitettävänä muuttujana *Eurooppa rikas*.



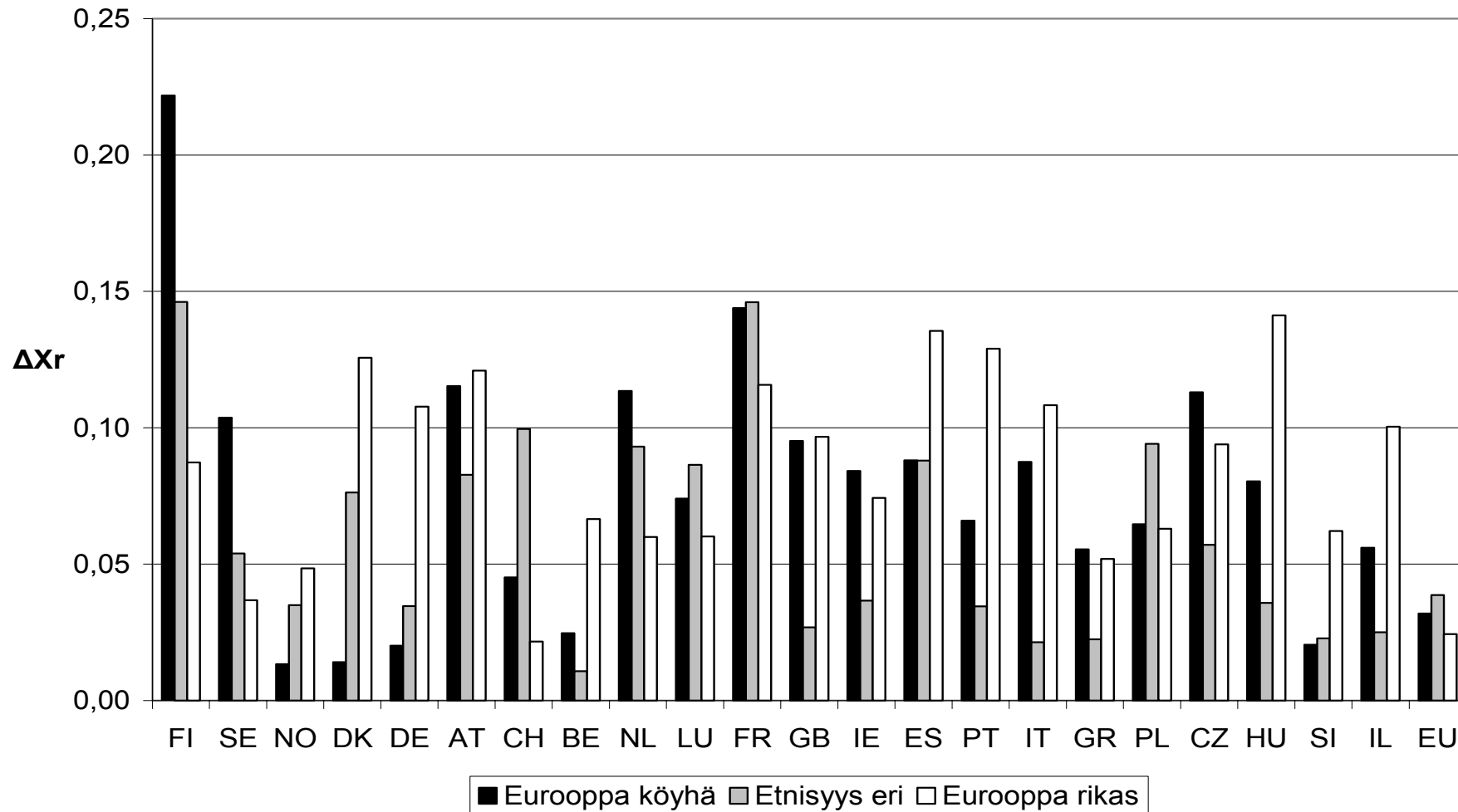
Kuvio 8. *Koulutus* -muuttujan selitysvoima malleissa 1–3 keskimääräisellä absoluuttisella diskreetillä muutoksella mitattuna ( $\bar{\Delta} x_r$ ). MNL-malli. Selitettävänä muuttujana *etnisyys eri*.



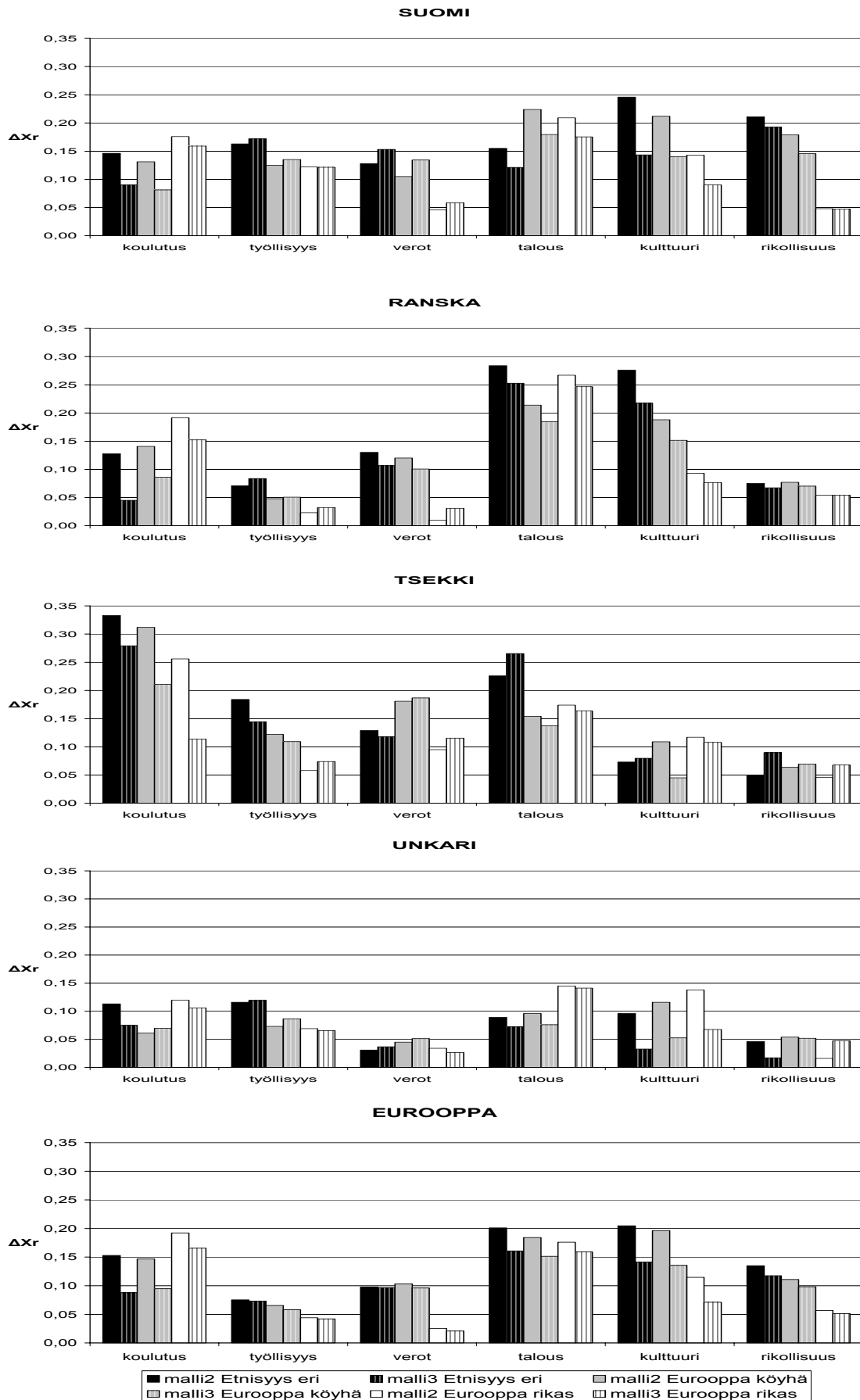
Kuvio 9. Maahanmuuttajien sopeutumisen taloudellisen teorian tarkastelua. *Rikollisuus*-muuttujan selitysvoima kolmannessa mallissa mitattuna keskimääräisellä absoluuttisella diskreetillä muutoksella ( $\Delta x_r$ ). MNL-malli. Selitettävinä muuttujina *etnisyys eri* ja *Eurooppa rikas*



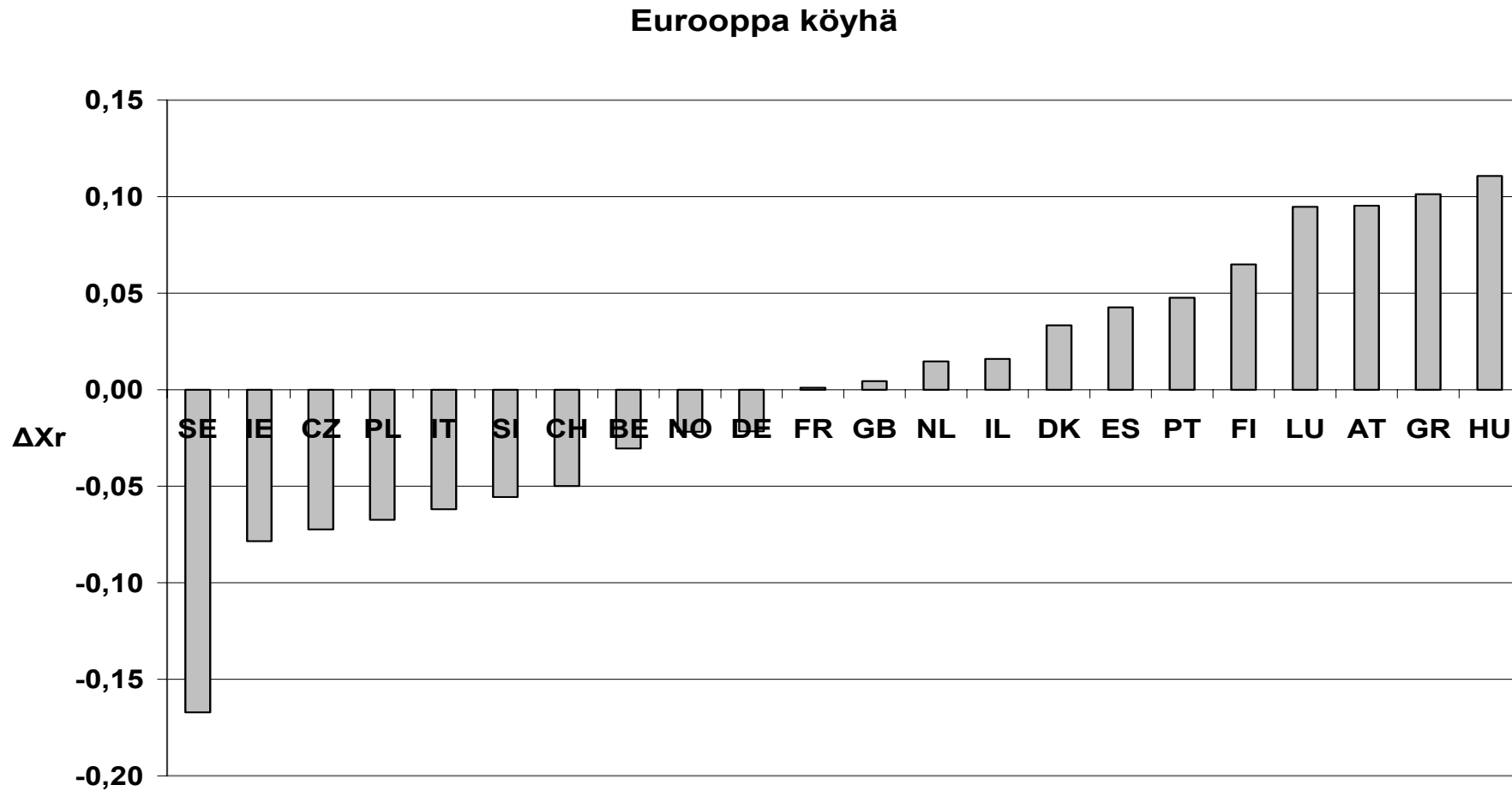
Kuvio 10. Iän selitysvoima mallissa 3 keskimääräisellä absoluuttisella diskreetillä muutoksella mitattuna ( $\bar{\Delta x}_r$ ). MNL-malli. Selitettävänä muuttujina *Eurooppa köyhä*, *Eurooppa rikas* ja *etnisyys eri*.



**Kuvio 11. Koulutus ja maahanmuuton vaikutukset eräissä malleissa 2–3 mitattuna keskimääräisellä absoluuttisella diskreetillä muutoksella ( $\bar{\Delta} x_r$ ). MNL-malli.**



Kuvio 12. Eri maiden ominaispiirteiden voimakkuus koko aineistolle tehdyssä mallissa. 3 vaiheen MNL-malli. Pystyakselilla keskimääräisen absoluuttisen diskreetin muutoksen ( $\Delta \bar{x}_r$ ) erotus keskimääräisestä maasta. Perusjoukkona liberaalein maa, Ruotsi.



## Liite 1. ESS-surveyn kysymyksenasettelu

### Malli 1.

<i>mies</i>	Vastajaajan sukupuoli. Koodattu uudelleen mies = 1, muuten 0
<i>ikä</i>	Vastajaajan syntymävuosi muutettu iäksi. Saa arvoja välillä 15–98.
<b>Asuinpaikka:</b> Mikä luonnehdinnoista parhaiten kuvaa asuinympäristöänne?	
<i>iso kaupunki</i>	1 = Suuri kaupunki (yli 100 000 asukasta), muuten 0
<i>nukkumalähiö</i>	1 = Suuren kaupungin lähiö tai lähiseutu (suuren kaupungin vaikutusalueella tai työssäkäyntialueella), muuten 0
<i>pieni kaupunki</i>	1 = Pieni tai keskikokoinen kaupunki tai kunta (20 000–100 000 asukasta), muuten = 0
<i>kylä</i>	1 = Pienempi taajama tai kunta (alle 20 000 asukasta), muuten = 0
<i>perusjoukko</i>	1 = maaseutu (haja-asutusalue), muuten = 0
<i>koulutus</i>	Kuinka monta vuotta yhteensä olette olleet koulussa tai opiskelemaisissa. Saa arvoja välillä 0–26. <sup>53</sup>
<i>tulot</i>	ISCO88 -ammattiluokituksen ammattiin on yhdistetty ammatista maksettava palkka Tilastokeskuksen Palkkarakennetaulun 2001 mukaisesti. Käytetään vain Suomen aineistossa. Saa arvoja välillä 13,29–49,04.
<b>Työmarkkina-asema:</b> Mitkä seuraavista kuvauksista sopivat siihen, mitä olet tehnyt viimeisten seitsemän päivän aikana?	
<i>opiskelija</i>	1 = Opiskelija (ei työnantajan maksama koulutus, ml. lomalla), muuten = 0
<i>työtön</i>	1 = Työtön, hakee aktiivisesti töitä <b>TAI</b> työtön, haluaa töihin, mutta ei aktiivisesti hae töitä, muuten = 0
<i>ay &amp; matala tuottavuus</i>	1 = Kuuluu tai kuulunut ammattiliittoon <b>JA</b> edustaa ISCO88 -ammattiluokituksen luokkia 4–9, muuten = 0. Käytetään vain Suomen aineistossa.
<i>maahanmuuttajaystäviä</i>	Onko teillä ystäviä, jotka ovat muuttaneet [Suomeen] jostain muusta maasta? 1 = kyllä useita, muuten = 0
<i>maahanmuuttajatyöt</i>	Onko teillä työtovereita, jotka ovat muuttaneet [Suomeen] jostain muusta maasta? 1 = kyllä useita, muuten = 0. Käytetään vain Suomen aineistossa.

<sup>53</sup> Joissain maissa koulutus muuttajia sai suurempia arvoja kuin 26 vuotta. Olen tulkinnut, että tämän rajan jälkeen lisäkoulutusvuodet eivät enää lisää kilpailukykyä työmarkkinoilla ja rajoittanut *koulutus*-muuttajan maksimin 26 vuoteen. Erityisesti tämä ratkaisu on tehty, jotta äärimmäiset havainnot eivät vääristäisi keskimääräisen absoluuttisen diskreetin muutoksen tulkintaa (Long 1997, 65–66).



## Liite 1 (jatkuu). ESS-surveyn kysymyksenasettelu

### Malli 2.

<i>työllisyysvaikutus</i>	Oletteko sitä mieltä, että maahanmuuttajat yleensä vievät [suomalaisilta] työntekeijöiltä työpaikkoja vai että yleensä heidän tulonsa myötä syntyy uusia työpaikkoja? (0 vievät työpaikkoja – 10 luovat uusia työpaikkoja)
<i>verovaikutus</i>	Useimmat maahanmuuttajat hakeutuvat työmarkkinoille ja maksavat veroja [Suomessa] Samalla he käyttävät terveys- ja sosiaalipalveluja. Uskotteko, että he saavat enemmän yhteiskunnalta kuin itse maksavat yhteiskunnalle? (0 Yleensä saavat yhteiskunnalta enemmän – 10 Yleensä itse maksavat yhteiskunnalle enemmän)
<i>yleinen talousvaikutus</i>	Onko kaiken kaikkiaan mielestänne haitaksi vai eduksi [Suomen] taloudelle, että muista maista muuttaa ihmisiä [Suomeen]? (0 Haitaksi taloudelle – 10 Eduksi taloudelle)
<i>kulttuurivaikutus</i>	Uskotteko, että kulttuurielämä [Suomessa] heikentyy vai rikastuu, kun [Suomeen] muuttaa ihmisiä muista maista? (0 Kulttuurielämä heikkenee – 10 Kulttuurielämä rikastuu)
<i>rikollisuusvaikutus</i>	Pahenevatko vai helpottuvatko [Suomen] rikollisuusongelmat, kun muista maista muuttaa ihmisiä [Suomeen]? (0 Rikollisuusongelmat pahenevat – 10 Rikollisuusongelmat helpottuvat)

### Malli 3.

<i>vieraantuminen</i>	Asteikolla nollasta kymmeneen kuinka paljon <b>henkilökohtaisesti</b> luotatte seuraavaksi luettelemiini tahoihin? Eduskunta / Oikeusjärjestelmä / Poliisi. (0 En luota ollenkaan – 10 Luotan täysin). Yhteensä 0–30. Koodattu uudelleen siten, että 0 = ei lainkaan vieraantunut – 30 täysin vieraantunut.
<i>poliittinen oikeisto</i>	Politiikassa puhutaan joskus vasemmistosta ja oikeistosta. Mihin sijoittaisitte itsenne asteikolla nollasta kymmeneen, kun nolla tarkoittaa vasemmistoa ja kymmenen oikeistoa?
<i>arvokonservatiivi</i>	Homoilla ja lesboilla pitäisi olla vapaus elää (elämäänsä) haluamallaan tavalla. (1 Täysin samaa mieltä – 5 Täysin eri mieltä)
<i>globaali päätöksenteko</i>	Yhteiskunnallista asioista voidaan päättää eri tasoilla. Millä tasolla mielestänne seuraavista asioista <b>pääasiassa</b> pitäisi päättää? Ympäristönsuojelu / järjestäytyneen rikollisuuden vastustaminen / maahanmuutto ja pakolaiset / korkotaso. (1 = kansainvälisellä tasolla, 2 = Euroopan tasolla, 3 = kansallisella tasolla ja 4 = alue tai paikallistasolla). Yhteensä 4–16. Koodattu uudelleen siten, että 4 = paikallista päätöksentekoa preferoiva – 16 globaalia päätöksentekoa preferoiva.
<i>yhtenäinen kulttuuri</i>	Maalle on hyväksi, jos lähes kaikki noudattavat samoja tapoja ja perinteitä? (1 Täysin samaa mieltä – 5 Täysin eri mieltä)
<i>rasismi</i>	Miten tärkeänä [seuraavia asioita] tulisi mielestänne pitää, kun päätetään saako henkilö, joka on syntynyt, kasvanut ja asunut muualla kuin [Suomessa], muuttaa [Suomeen] asumaan. Miten tärkeää on, että hänellä on valkoinen ihonväri? (0 Ei lainkaan tärkeää – Erittäin tärkeää)

## Liite 2. Muuttujien kuvailu

	N (FI)	$\bar{x}$ (FI)	$s_x$ (FI)	N (total) <sup>a</sup>	$\bar{x}$ (total) <sup>a</sup>	$s_x$ (total) <sup>a</sup>
<i>etnisyys eri</i>	1 951	2,348	0,765	35 807	2,530	0,826
<i>etnisyys sama</i>	1 950	2,688	0,744	35 813	2,762	0,798
<i>Eurooppa köyhä</i>	1 948	2,501	0,755	35 974	2,604	0,812
<i>Eurooppa rikas</i>	1 940	2,523	0,844	35 692	2,660	0,861
<i>muut köyhä</i>	1 938	2,397	0,765	35 877	2,533	0,823
<i>muut rikas</i>	1 934	2,394	0,822	35 679	2,581	0,853
<i>mies</i>	2 000	0,480	0,500	37 475	0,476	0,499
<i>ikä</i>	2 000	45,631	18,492	37 306	45,419	18,081
<i>iso kaupunki</i>	1 999	0,119	0,324	37 399	0,167	0,373
<i>nukkumalähiö</i>	1 999	0,160	0,367	37 399	0,122	0,327
<i>pieni kaupunki</i>	1 999	0,293	0,455	37 399	0,361	0,480
<i>kylä</i>	1 999	0,216	0,411	(37 399)	(0,309)	(0,462)
<i>maaseutu</i>	1 999	0,212	0,409	37 399	0,042	0,200
<i>koulutus</i>	1 997	11,956	3,901	36 801	11,799	4,091
<i>tulot</i>	1 903	21,818	7,276	.	.	.
<i>opiskelija</i>	2 000	0,148	0,355	37 497	0,095	0,294
<i>työtön</i>	2 000	0,053	0,224	37 497	0,068	0,252
<i>ay &amp; matala tuottavuus</i>	1 995	0,296	0,457	(36 851)	(0,082)	(0,275)
<i>maahanmuuttajaystäviä</i>	1 999	0,079	0,269	37 318	0,144	0,351
<i>maahanmuuttajatyötö</i>	1 999	0,032	0,175	(37 163)	(0,099)	(0,299)
<i>työllisyysvaikutus</i>	1 946	5,045	1,934	36 105	4,461	2,227
<i>verovaikutus</i>	1 936	4,105	2,158	35 301	4,252	2,209
<i>yleinen talousvaikutus</i>	1 954	5,251	2,168	35 399	4,957	2,304
<i>kulttuurivaikutus</i>	1 968	7,315	1,800	35 591	5,651	2,425
<i>rikollisuusvaikutus</i>	1 972	3,400	1,754	36 272	3,232	2,085
<i>vieraantumisen</i>	1 965	9,508	5,011	35 855	14,117	5,939
<i>poliittinen oikeisto</i>	1 891	5,618	2,017	32 765	4,917	2,155
<i>arvokonservatiivi</i>	1 967	2,395	1,371	36 144	2,178	1,102
<i>globaali päätöksenteko</i>	1 888	11,100	2,218	32 887	11,633	2,513
<i>yhtenäinen kulttuuri</i>	1 982	3,412	1,170	36 884	3,350	1,117
<i>rasismi</i>	1 976	2,749	2,954	36 732	2,304	2,820

a. Koko aineiston luvut painotettu muuttujalla *pweight\*dweight*.

Liite 3. Suomalaisten suhtautuminen liberaaliin maahanmuuttopolitiikkaan. MNL-malli. Selitettävänä muuttujana *etnisyys eri*.

	<u>MALLIN YHTEENVETO</u>			<u>MALLI</u>											
	p-arvo	$\bar{\Delta} x_r$	+/-	ei lainkaan vs. paljon				vähän vs. paljon				melko paljon vs. paljon			
				Estimaatti	$S_{\beta x}$	<u>odds ratio</u>		Estimaatti	$S_{\beta x}$	<u>odds ratio</u>		Estimaatti	$S_{\beta x}$	<u>odds ratio</u>	
						$\Delta=1$	$\Delta=s$			$\Delta=1$	$\Delta=s$			$\Delta=1$	$\Delta=s$
<b>vakio</b>	<b>0,007**</b>			<b>1,622*</b>	0,809			<b>2,025**</b>	0,592			<b>1,454*</b>	0,596		
<b>mies</b>	<b>0,000**</b>	0,057	-	<b>0,850**</b>	0,241	2,339		<b>0,625**</b>	0,194	1,868		0,174	0,198	1,190	
<b>ikä</b>	<b>0,000**</b>	0,210	-	<b>0,028**</b>	0,009	1,029	1,656	<b>0,024**</b>	0,007	1,025	1,544	-0,002	0,007	0,998	0,971
<b>iso kaupunki</b>	<b>0,042*</b>	0,049	+	<b>-0,952*</b>	0,464	0,386		-0,320	0,335	0,726		0,043	0,344	1,044	
<b>nukkumalähiö</b>	0,134	0,049	EM	-0,370	0,394	0,691		-0,278	0,326	0,757		0,155	0,336	1,168	
<b>pieni kaupunki</b>	0,130	0,034	EM	-0,416	0,344	0,660		-0,135	0,290	0,874		0,161	0,302	1,174	
<b>kylä</b>	0,303	0,030	EM	-0,163	0,374	0,850		0,038	0,324	1,039		0,305	0,337	1,357	
<b>koulutus</b>	<b>0,000**</b>	0,272	+	<b>-0,218**</b>	0,038	0,804	0,429	<b>-0,098**</b>	0,027	0,907	0,684	-0,013	0,027	0,987	0,949
<b>opiskelija</b>	<b>0,006**</b>	0,058	+	<b>-1,650**</b>	0,603	0,192		-0,560^	0,288	0,571		-0,203	0,278	0,817	
<b>työtön</b>	0,093^	0,031	EM	<b>1,323*</b>	0,596	3,754		0,731	0,545	2,077		0,646	0,552	1,908	
<b>ay &amp; matala tuottavuus</b>	<b>0,014*</b>	0,039	-	0,329	0,282	1,389		<b>0,608**</b>	0,232	1,837		0,336	0,237	1,399	
<b>maahanmuuttajaystäviä</b>	<b>0,000**</b>	0,113	+	<b>-1,543**</b>	0,439	0,214		<b>-1,685**</b>	0,271	0,186		<b>-0,985**</b>	0,256	0,373	
<b>maahanmuuttajatyötoiv.</b>	0,540	0,042	EM	0,302	0,765	1,353		0,636	0,502	1,890		0,325	0,500	1,383	
<b>N</b>	1859														
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,221														

p<0,01\*\*, p<0,05\*\* ja p<0,1^