

Tutkielmien arvosanat Helsingin yliopistossa

Sanni Holm

Helsingin yliopisto
matemaattis-luonnontieteellinen tiedekunta
pro gradu -tutkielma

toukokuu 2013

Tiedekunta/Osasto — Fakultet/Sektion — Faculty		Laitos — Institution — Department	
Matemaattis-luonnontieteellinen		Matematiikan ja tilastotieteen laitos	
Tekijä — Författare — Author			
Sanni Holm			
Työn nimi — Arbetets titel — Title			
Tutkielmien arvosanat Helsingin yliopistossa			
Oppiaine — Läroämne — Subject			
Tilastotiede			
Työn laji — Arbetets art — Level		Aika — Datum — Month and year	
Pro gradu -tutkielma		Toukokuu 2013	
		Sivumäärä — Sidoantal — Number of pages	
		51 sivua + liitteet	
Tiivistelmä — Referat — Abstract			
<p>Kaksiosaisessa tutkielmassa käsitellään tutkielmien arvosanoja Helsingin yliopistossa. Tutkielman osassa I tarkastellaan, onko miesten ja naisten välillä eroa pro gradu -tutkielmien arvosanoissa ja millaisia eroja tiedekuntien välillä on. Tutkielmassa selvitetään, ovatko nuorena valmistuminen ja nopeasti tutkinnon suorittaminen yhteydessä hyviin pro gradu -tutkielmien arvosanoihin, sekä onko opinto-oikeuden perusteella yhteyttä pro gradu -tutkielmien arvosanoihin. Osan I aineisto on vuosina 2000-2012 suoritettujen tutkintojen pro gradu -tutkielmien arvosanat. Tutkielmassa selvitetään, onko tuona aikana pro gradu -tutkielmien arvosanoissa tapahtunut muutoksia, ja onko vuoden 2005 tutkinnonuudistus yhteydessä arvosanoihin.</p> <p>Koska pro gradu -tutkielman arvosana on tutkielmassa järjestysasteikollinen, malliksi valitaan kumulatiivinen logit-malli. Tutkielmassa käytettävä kumulatiivinen logit-malli on osittainen suhteellisten vastamittojen malli (partial proportional odds model). Tällä mallilla selitetään pro gradu -tutkielmien arvosanoja sukupuolella, tiedekunnalla, valmistumisiällä, opintojen kestolla, opinto-oikeuden perusteella ja tutkinnon suoritusvuodella.</p> <p>Miehet saavat naisia parempia arvosanoja pro gradu -tutkielmista Helsingin yliopiston tasolla. Miehet eivät saa naisia parempia pro gradu -tutkielmien arvosanoja kaikissa tarkasteltavissa tiedekunnissa. Nuorempina valmistuneet, nopeammin opiskelleet ja ylioppilastutkinnon perusteella opinto-oikeuden saaneet opiskelijat saavat muita todennäköisemmin parhaimpia arvosanoja pro gradu -tutkielmista. Tiedekuntien välillä on suuria eroja pro gradu -tutkielmien arvosanoissa. Pro gradu -tutkielmien arvosanoissa ei ole tapahtunut suuria muutoksia vuosina 2000-2012.</p> <p>Osassa II tutkimusaihe on, onko kandidaatin ja pro gradu -tutkielmien arvosanojen ja opiskelijan sukupuolen välillä yhteys. Tätä tutkitaan tarkastelemalla molempien tutkintojen arvosanojen riippuvuutta sukupuolesta koko valtiotieteellisen tiedekunnan tasolla χ^2-riippumattomuustestillä ja sen kaikkien viidentoista oppiaineen tasolla Fisherin eksaktilla ja Fisherin yhdistettyjen todennäköisyyksien testeillä. Myös arvosanojen riippuvuutta oppiaineesta tarkastellaan, jotta saadaan selville jakautuvatko arvosanat samoin kaikissa oppiaineissa.</p> <p>Miehet saavat valtiotieteellisessä tiedekunnassa parempia arvosanoja tutkielmista kuin naiset. Tämä johtuu siitä, että oppiaineiden välillä on suuria eroja niin arvosana- kuin sukupuolijakauksissa. Miesten paremmat arvosanat kandidaatin tutkielmissa ja erityisesti pro gradu -tutkielmissa selittyvät oppiaineiden välisillä eroilla. Miesvaltaisissa oppiaineissa saadaan muita oppiaineita parempia arvosanoja etenkin pro gradu -tutkielmista.</p>			
Avainsanat — Nyckelord — Keywords			
Tutkielmien arvosanat, sukupuoli, valmistumisikä, opintojen kesto, kumulatiivinen logit-malli, χ^2 -riippumattomuustesti, Fisherin eksakti testi, Fisherin yhdistettyjen todennäköisyyksien testi			
Säilytyspaikka — Förvaringsställe — Where deposited			
Kumpulan tiedekirjasto			
Muita tietoja — Övriga uppgifter — Additional information			

Sisältö

I	Pro gradu -tutkielmien arvosanat Helsingin yliopistossa	1
1	Johdanto	2
2	Pro gradu -tutkielmien arvosanojen mallintaminen	3
2.1	Kumulatiivinen logit-malli	3
2.2	Suhteellisten vastamittojen malli	6
2.3	Osittainen suhteellisten vastamittojen malli	6
2.4	Uskottavuusosamäärätesti	7
3	Tutkimusaineisto ja -aihe	8
4	Estimointi- ja testitulokset	16
4.1	Miehet saavat naisia parempia arvosanoja	17
4.2	Nuorena valmistuvat ja nopeasti opiskelevat saavat parempia arvosanoja .	18
4.3	Ylioppilastutkinnon perusteella opinto-oikeuden saaneet saavat parempia arvosanoja	20
4.4	Pro gradu -tutkielmien arvosanoissa ei ole tapahtunut muutoksia 2000-luvulla	22
4.5	Tiedekuntien välillä on eroja pro gradu -tutkielmien arvosanoissa	23
5	Pohdintaa	27
II	Tutkielmien arvosanat ja sukupuoli valtiotieteellisessä tiedekunnassa	30
6	Johdanto	31
7	Testit	32
7.1	Testien valinta	32
7.2	χ^2 -riippumattomuustesti	33

7.3	Fisherin eksakti testi	34
7.4	Merkitsevyytason korjaus	35
7.5	Fisherin yhdistettyjen todennäköisyyksien testi	36
8	Aineisto ja testitulokset	37
8.1	Aineiston ja tutkimusaiheen esittely	37
8.2	Muuttujien luokittelu	41
8.3	Testien tulokset	42
8.3.1	χ^2 -riippumattomuustestien tulokset tiedekunnan tasolla	42
8.3.2	Fisherin eksaktien testien tulokset oppiaineittain	43
8.3.3	Fisherin yhdistettyjen todennäköisyyksien testien tulokset	45
8.4	Oppiaineiden arvosanajakaumien tarkastelua	46
9	Pohdintaa	48
	Viitteet	50
A	Muuttujat	52
B	Tunnuslukuja pro gradu -tutkielmien arvosanoista tiedekunnittain, sukupuolittain ja opinto-oikeuden perusteen mukaan	54
C	Estimointi- ja testitulokset	57
D	Parhaimpien arvosanojen todennäköisyys ja valmistumisikä	62
E	Parhaimpien arvosanojen todennäköisyys ja opintojen kesto	65
F	Fisherin menetelmän jakaumatuloksia	68
G	Tutkielmien arvosanat, sukupuoli ja oppiaine	70
H	Kandidaatin tutkielmien arvosanajakaumat	74
I	Pro gradu -tutkielmien arvosanajakaumat	78

Osa I

Pro gradu -tutkielmien arvosanat Helsingin yliopistossa

Luku 1

Johdanto

Kiinnostuksen kohteena on selvittää, mitkä tekijät ovat yhteydessä pro gradu -tutkielmien arvosanoihin Helsingin yliopistossa. Tutkielman osassa I tarkastellaan, onko miesten ja naisten välillä eroa pro gradu -tutkielmien arvosanoissa ja millaisia eroja tiedekuntien välillä on. Tarkoituksena on selvittää myös ovatko nuorena valmistuminen ja nopeasti tutkinnon suorittaminen yhteydessä hyviin pro gradu -tutkielmien arvosanoihin, sekä onko sillä, onko saanut opinto-oikeuden aiemman tutkinnon, aiempien opintojen vai ylioppilas-tutkinnon perusteella, yhteyttä pro gradu -tutkielmien arvosanoihin.

Osan I aineisto on vuosina 2000-2012 suoritettujen tutkintojen pro gradu -tutkielmien arvosanat. Tutkielmassa tarkastellaan, onko tuona aikana pro gradu -tutkielmien arvosanoissa tapahtunut muutoksia, ja onko vuoden 2005 tutkinnonuudistus yhteydessä arvosanoihin.

Koska pro gradu -tutkielman arvosana on tutkielmassa järjestysasteikollinen, malliksi valitaan kumulatiivinen logit-malli. Suhteellisten vastamittojen mallin (proportional odds model) oletukset eivät ole voimassa kaikkien selittävien muuttujien osalta, joten tutkielmassa käytettävä kumulatiivinen logit-malli on osittainen suhteellisten vastamittojen malli (partial proportional odds model). Tällä mallilla selitetään pro gradu -tutkielmien arvosanoja sukupuolella, tiedekunnalla, valmistumisiällä, opintojen kestolla, opinto-oikeuden perusteella ja tutkinnon suoritusvuodella.

Luku 2

Pro gradu -tutkielmien arvosanojen mallintaminen

Jos muuttuja voi saada rajoitetun ja tyypillisesti pienen määrän arvoja, joilla on luonnollinen järjestys, muuttuja on järjestysasteikollinen. Jos muuttujan mahdollisten arvojen välimatkat ovat yhtä suuret, kyseessä on välimatka-asteikollinen muuttuja. (Esim. McCullagh ja Nelder 1983, 101-102.) Arvosanamuuttujat ovat järjestysasteikollisia tai mahdollisesti välimatka-asteikollisia. Tutkielmassa pro gradu -tutkielmien arvosanoja analysoidaan järjestysasteikollisina, koska kaikkien arvosanojen välimatkat eivät ole yhtä pitkät.

Selitettävä pro gradu -tutkielman arvosana on siis järjestysasteikollinen muuttuja. Selittäjät ovat sekä luokittelu- että välimatka-asteikollisia. Malli, jossa selitettävä muuttuja, vaste, on järjestysasteikollinen ja selittäjät voivat olla myös luokitteluasteikollisia ja niitä voi olla useampia, on kumulatiivinen logit-malli. Kumulatiivinen logit-malli on yksi logistisen regressiomallin yleistyksistä multinominaalisille riippumattomien havaintojen vasteille. Pro gradu -tutkielmien arvosanat eivät riipu toisistaan. Luvussa 2 esitettävä teoria perustuu Agrestin (2010) kirjaan.

2.1 Kumulatiivinen logit-malli

Olkoon Y järjestysasteikollinen vaste, jolla on J luokkaa. Luokkien $1, \dots, J$ todennäköisyydet ovat $\pi_1(\mathbf{x}), \dots, \pi_J(\mathbf{x})$, jossa \mathbf{x} on $s \times 1$ -vektori, joka sisältää arvot jokaiselle selittäjälle. Olkoon $y_{ij} = 1$, jos havainto i ($i = 1, \dots, n$) kuuluu luokkaan j ja $y_{ij} = 0$ muuten. Tällöin $\mathbf{y}_i = (y_{i1}, \dots, y_{iJ})$ on havainnon i vasteen kaksiarvoinen indikaattorivektori. Merkitään $n_j = \sum_{i=1}^n y_{ij}$ eli vasteen luokkaan j kuuluvien havaintojen lukumäärä. Lukumäärät (n_1, \dots, n_J) noudattavat multinomijakaumaa. Multinomijakauman pistetodennä-

köisyysfunktio on

$$p(n_1, \dots, n_{J-1}) = \left(\frac{n!}{n_1! \dots n_{J-1}!} \right) \pi_1^{n_1}(\mathbf{x}) \dots \pi_J^{n_J}(\mathbf{x}).$$

Koska $\sum_{j=1}^J n_j = n$, jakauma on $(J-1)$ -ulotteinen ja $n_J = n - (n_1 + \dots + n_{J-1})$. Multinomijakauman uskottavuusfunktio on

$$\prod_{i=1}^n \left[\prod_{j=1}^J \pi_j(\mathbf{x}_i)^{y_{ij}} \right]$$

ja log-uskottavuusfunktio on

$$\sum_{i=1}^n \left[\sum_{j=1}^J y_{ij} \log \pi_j(\mathbf{x}_i) \right].$$

Kumulatiiviset todennäköisyydet, että Y saa suuremman tai yhtä suuren arvon kuin j ehdolla \mathbf{x} , on määritelty seuraavasti

$$P(Y \geq j|\mathbf{x}) = \pi_j(\mathbf{x}) + \dots + \pi_J(\mathbf{x}), \quad j = 1, \dots, J.$$

Kumulatiiviset vastamitat (odds) ovat kumulatiivisten todennäköisyyksien, että Y saa suuremman tai yhtä suuren arvon kuin j ehdolla \mathbf{x} , suhde kumulatiivisiin todennäköisyyksiin, että Y saa pienemmän arvon kuin j ehdolla \mathbf{x} . Kumulatiiviset vastamittojen logaritmit ovat

$$\begin{aligned} \text{logit}[P(Y \geq j|\mathbf{x})] &= \log \frac{P(Y \geq j|\mathbf{x})}{1 - P(Y \geq j|\mathbf{x})} \\ (2.1) \qquad \qquad \qquad &= \log \frac{\pi_j(\mathbf{x}) + \dots + \pi_J(\mathbf{x})}{\pi_1(\mathbf{x}) + \dots + \pi_{j-1}(\mathbf{x})}, \quad j = 2, \dots, J. \end{aligned}$$

Kumulatiivinen logit-malli on

$$(2.2) \qquad \qquad \text{logit}[P(Y \geq j|\mathbf{x})] = \alpha_j + \beta_j' \mathbf{x}, \quad j = 2, \dots, J.$$

Esimerkiksi kahden selittäjän kumulatiivinen logit-malli, jossa on vain päävaikutukset, on

$$\text{logit}[P(Y \geq j|\mathbf{x})] = \alpha_j + \beta_{1j}x_1 + \beta_{2j}x_2$$

ja malli, jossa on myös interaktiotermin on

$$\text{logit}[P(Y \geq j|\mathbf{x})] = \alpha_j + \beta_{1j}x_1 + \beta_{2j}x_2 + \beta_{3j}x_1x_2.$$

Muuttujien välillä on interaktio, kun muuttujan vaikutus riippuu toisen muuttujan arvosta.

Yhtälöstä (2.2) kumulatiivisiksi todennäköisyyksiksi saadaan

$$(2.3) \quad P(Y \geq j|\mathbf{x}) = \frac{\exp(\alpha_j + \boldsymbol{\beta}'_j \mathbf{x})}{1 + \exp(\alpha_j + \boldsymbol{\beta}'_j \mathbf{x})}, \quad j = 1, \dots, J.$$

Nyt uskottavuusfunktio voidaan kirjoittaa

$$(2.4) \quad \begin{aligned} L(\boldsymbol{\theta}) &= \prod_{i=1}^n \left[\prod_{j=1}^J \pi_j(\mathbf{x}_i)^{y_{ij}} \right] = \prod_{i=1}^n \left[\prod_{j=1}^J (P(Y \geq j|\mathbf{x}_i) - P(Y \geq j+1|\mathbf{x}_i))^{y_{ij}} \right] \\ &= \prod_{i=1}^n \left[\prod_{j=1}^J \left(\frac{\exp(\alpha_j + \boldsymbol{\beta}'_j \mathbf{x}_i)}{1 + \exp(\alpha_j + \boldsymbol{\beta}'_j \mathbf{x}_i)} - \frac{\exp(\alpha_{j+1} + \boldsymbol{\beta}'_{j+1} \mathbf{x}_i)}{1 + \exp(\alpha_{j+1} + \boldsymbol{\beta}'_{j+1} \mathbf{x}_i)} \right)^{y_{ij}} \right] \end{aligned}$$

ja log-uskottavuusfunktio voidaan kirjoittaa

$$(2.5) \quad \begin{aligned} l(\boldsymbol{\theta}) &= \sum_{i=1}^n \left[\sum_{j=1}^J y_{ij} \log \pi_j(\mathbf{x}_i) \right] = \sum_{i=1}^n \left[\sum_{j=1}^J y_{ij} \log (P(Y \geq j|\mathbf{x}_i) - P(Y \geq j+1|\mathbf{x}_i)) \right] \\ &= \sum_{i=1}^n \left[\sum_{j=1}^J y_{ij} \log \left(\frac{\exp(\alpha_j + \boldsymbol{\beta}'_j \mathbf{x}_i)}{1 + \exp(\alpha_j + \boldsymbol{\beta}'_j \mathbf{x}_i)} - \frac{\exp(\alpha_{j+1} + \boldsymbol{\beta}'_{j+1} \mathbf{x}_i)}{1 + \exp(\alpha_{j+1} + \boldsymbol{\beta}'_{j+1} \mathbf{x}_i)} \right) \right], \end{aligned}$$

joissa $\boldsymbol{\theta} = (\alpha_1, \boldsymbol{\beta}_1, \dots, \alpha_J, \boldsymbol{\beta}_J)$. Kun $j = J$, uskottavuusfunktio on

$$L(\boldsymbol{\theta}) = \prod_{i=1}^n \left[(P(Y \geq J|\mathbf{x}_i))^{y_{iJ}} \right]$$

ja log-uskottavuusfunktio on

$$l(\boldsymbol{\theta}) = \sum_{i=1}^n \left[y_{iJ} \log(P(Y \geq J|\mathbf{x}_i)) \right].$$

Estimaatit saadaan ratkaisemalla uskottavuusyhtälöt. Uskottavuusyhtälöt parametrisille saadaan derivoimalla log-uskottavuusfunktio (2.5) parametrin suhteen ja asettamalla derivaatta nolaksi. Uskottavuusyhtälö parametrille β_{jk} on

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J y_{ij} x_{ik} \frac{\frac{\exp(\alpha_j + \boldsymbol{\beta}'_{jk} \mathbf{x}_i)}{[1 + \exp(\alpha_j + \boldsymbol{\beta}'_{jk} \mathbf{x}_i)]^2} - \frac{\exp(\alpha_{j+1} + \boldsymbol{\beta}'_{j+1,k} \mathbf{x}_i)}{[1 + \exp(\alpha_{j+1} + \boldsymbol{\beta}'_{j+1,k} \mathbf{x}_i)]^2}}{\frac{\exp(\alpha_j + \boldsymbol{\beta}'_{jk} \mathbf{x}_i)}{1 + \exp(\alpha_j + \boldsymbol{\beta}'_{jk} \mathbf{x}_i)} - \frac{\exp(\alpha_{j+1} + \boldsymbol{\beta}'_{j+1,k} \mathbf{x}_i)}{1 + \exp(\alpha_{j+1} + \boldsymbol{\beta}'_{j+1,k} \mathbf{x}_i)}} = 0.$$

Uskottavuusyhtälöille ei ole suljetun muodon ratkaisua, joten niiden ratkaisemiseksi on käytettävä iteratiivista menetelmää. Uskottavuusyhtälöt ratkaistaan käyttämällä Fisherin pisteytystä (Fisher scoring) (Yee 2010). Fisherin pisteytys on iteratiivisesti uudelleen painotettujen jäännöseliöiden (IRLS) algoritmi log-uskottavuusfunktion maksimoimiseen yleistetyille lineaarisille malleille.

2.2 Suhteellisten vastamittojen malli

Mallissa (2.2) jokaiselle J :lle kumulatiiviselle vastamitan logaritmillemme on eri vaikutus β_j . Suhteellisten vastamittojen malli (proportional odds model) on rajoitettu kumulatiivinen logit-malli, jossa jokaiselle J :lle kumulatiiviselle vastamitan logaritmillemme on sama vaikutus β . Suhteellisten vastamittojen mallissa on vähemmän parametreja kuin rajoittamattomassa mallissa (2.2).

Suhteellisten vastamittojen malli on

$$(2.6) \quad \text{logit}[P(Y \geq j|\mathbf{x})] = \alpha_j + \beta' \mathbf{x}, \quad j = 2, \dots, J.$$

Jokaisella kumulatiivisella vastamitan logaritmillä on oma vakiotermi α_j . Kun $P(Y \geq j|\mathbf{x})$ laskee j :n kasvaessa, annetulla \mathbf{x} , α_j laskee j :n kasvaessa. Vastamitan logaritmi on edellä mainitun todennäköisyyden laskeva funktio. Suhteellisten vastamittojen mallin oletuksen, että vaikutus β on sama jokaiselle J :lle kumulatiiviselle vastamitan logaritmillemme, testataammista käsitellään jaksossa 2.4.

2.3 Osittainen suhteellisten vastamittojen malli

Osittainen suhteellisten vastamittojen malli (partial proportional odds model) on yhdistelmä rajoittamattomasta ja rajoitetusta mallista (2.2 ja 2.6). Eli joillakin selittäjillä on sama vaikutus β jokaiselle J :lle kumulatiiviselle vastamitan logaritmillemme ja toisilla selittäjillä on eri vaikutukset kullekin J :lle kumulatiiviselle vastamitan logaritmillemme. Osittaisista suhteellisten vastamittojen mallia käytetään, kun suhteellisten vastamittojen oletus on voimassa vain joillekin mallin selittäjille, mutta ei kaikille. Tällöin osittaisen suhteellisten vastamittojen malli on parempi kuin rajoittamattoman mallin (2.2), koska siinä on vähemmän parametreja.

Osittainen suhteellisten vastamittojen malli on

$$(2.7) \quad \text{logit}[P(Y \geq j|\mathbf{x})] = \alpha_j + \beta' \mathbf{x} + \gamma_j' \mathbf{t}, \quad j = 2, \dots, J,$$

jossa \mathbf{x} on $s \times 1$ -vektori, joka sisältää arvot jokaiselle s :lle selittäjälle, β on regressiokerroimien $s \times 1$ -vektori, \mathbf{t} on $q \times 1$ -vektori ($q \leq s$), joka sisältää arvot niille q :lle selittäjälle,

joilla oletus ei ole voimassa, γ_j on regressiokertoimien $q \times 1$ -vektori siten, että $\mathbf{t}'\gamma_j$ on lisäys, joka liittyy vain j . kumulatiiviseen vastamitan logaritmiin, $j = 2, \dots, J$ ja $\gamma_2 = 0$. Jos $\gamma_j = 0$ kaikilla j , malli on suhteellisten vastamittojen malli. (Peterson ja Harrell 1990.)

2.4 Uskottavuusosamäärätesti

Mallin sopivuutta testataan lisäämällä malliin selittäjiä tai interaktiotermejä ja testaamalla onko yleisempi malli parempi kuin yksinkertaisempi malli. Testinä käytetään uskottavuusosamäärätestiä (likelihood ratio test). Uskottavuusosamäärätestillä testataan myös suhteellisten vastamittojen oletusta, että vaikutus β on sama jokaiselle J :lle kumulatiiviselle vastamitan logaritmile (jakso 2.2).

Olkoon malli M_0 erikoistapaus mallista M_1 . Malliin M_0 liittyvä maksimoitu log-uskottavuusfunktio on $l(\hat{\theta}_0)$ ja malliin M_1 liittyvä maksimoitu log-uskottavuusfunktio on $l(\hat{\theta}_1)$. Oletettaessa, että malli M_1 on tosi, hypoteesin, että M_0 on tosi, uskottavuusosamäärätestisuure on

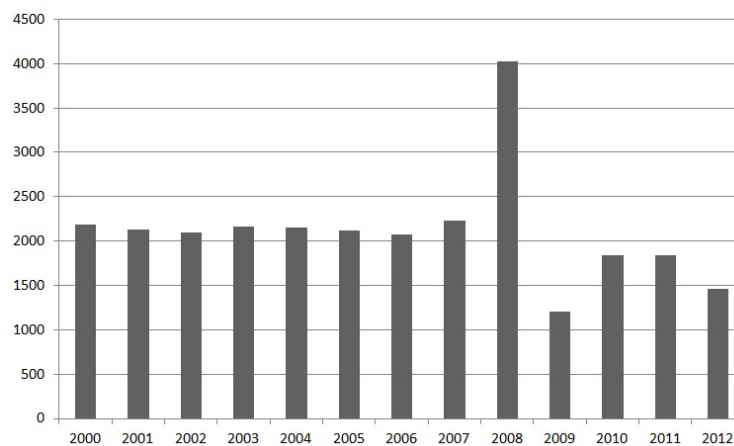
$$-2[l(\hat{\theta}_0) - l(\hat{\theta}_1)],$$

eli maksimoitujen log-uskottavuusfunktioiden erotus kerrottuna miinus kahdella. Testisuure noudattaa suurilla havaintomäärillä likimain χ_d^2 -jakaumaa, jossa d on mallien M_1 ja M_0 parametrien lukumäärien erotus. Jos testin p -arvo on pieni, yleisempi malli M_1 on parempi kuin yksinkertaisempi malli M_0 . Testattaessa suhteellisten vastamittasuhteiden oletusta M_0 on rajoitettu malli (2.6) ja M_1 on rajoittamaton malli (2.2).

Luku 3

Tutkimusaineisto ja -aihe

Tutkielman aineisto on kerätty Helsingin yliopiston opiskelijarekisteristä. Aineisto on Helsingin yliopistosta vuoden 2000 tammikuun ja vuoden 2012 syyskuun välisenä aikana maistereiksi valmistuneiden opiskelijoiden hyväksytyksi suoritettujen pro gradu -tutkielmien arvosanat. Aineistossa ei ole kaikkia suoritettuja tutkielmia, sillä osa tutkielmista on merkitty opiskelijarekisteriin niin, että niiden poimiminen aineistoon oli käytännössä mahdotonta. Tutkielman ensimmäisessä osassa keskitytään pro gradu -tutkielmien tarkasteluun eikä käsitellä lainkaan kandidaatin tutkielmia. Näin toimitaan, jotta työmäärä ei kasvaisi liian suureksi.



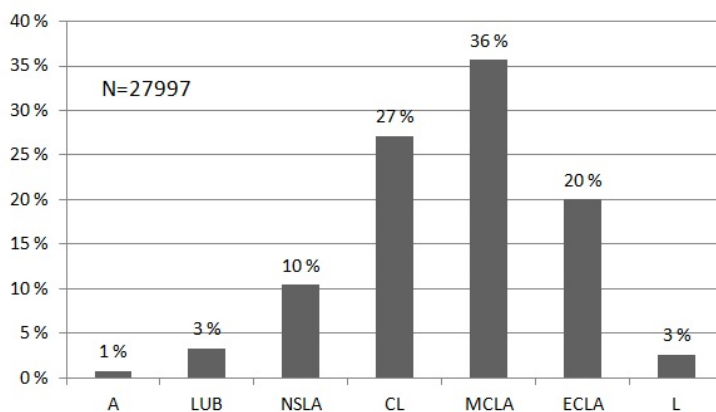
Kuva 3.1: Pro gradu -tutkielmien lukumäärät tutkinnon suoritusvuoden mukaan Helsingin yliopistossa

Kuva 3.1 esittää tutkintojen, joihin pro gradu -tutkielmat liittyvät, lukumäärät vuosittain. Vuonna 2008 tutkintoja suoritettiin huomattavasti enemmän kuin muina vuosina.

Vuoden 2005 elokuussa tuli voimaan tutkinnonuudistus. Ennen vuoden 2005 syksyä opiskelunsa aloittaneet saivat jatkaa opiskelua vanhan tutkintojärjestelmän mukaan vuoden 2008 syksyyn saakka. Tämän jälkeen kahden tutkinnon rinnakkaiselo päättyi. (Helsingin yliopisto, 2004.) Pro gradu -tutkielmista ensimmäinen on suoritettu vuonna 1971 ja viimeiset vuonna 2012. Vuonna 2008 on suoritettu eniten pro gradu -tutkielmia, noin 13 % kaikista tutkielmista. Noin 50 % pro gradu -tutkielmista on suoritettu vuosina 2006-2012. Noin 3 % on suoritettu vuosina 1970-1999.

Aineistossa on 28291 pro gradu -tutkielmaa, joista 27282 (96 %) on liitetty tutkintoon. Tutkintoon liitetystä tutkielmista on enemmän tietoja. Pro gradu -tutkielmista 27997 on arvosteltu seitsemän portaisella asteikolla.¹ Hyväksytystä pro gradu -tutkielmasta annetaan arvosana approbatur (A), lubenter approbatur (LUB), non sine laude approbatur (NSLA), cum laude approbatur (CL), magna cum laude approbatur (MCLA), eximia cum laude approbatur (ECLA) tai laudatur (L).

Keskiarvojen vertailu ei ole täysin luotettavaa, jos muuttujat eivät ole välimatka-asteikollisia (esim. Stevens 1946). Pro gradu -tutkielmien arvosanat ovat tutkielmassa järjestysasteikollisia, joten keskiarvoja ei esitetä. Havainnollistamisen yksinkertaistamiseksi ja esimerkiksi tiedekuntien välisten vertailujen helpottamiseksi pro gradu -tutkielmien arvosanjakaumien lisäksi käsitellään tunnuslukua, joka on kolmen parhaimman arvosanan, L, ECLA ja MCLA, osuus kaikista pro gradu -tutkielmien arvosanoista.



Kuva 3.2: Pro gradu -tutkielmien arvosanjakauma Helsingin yliopistossa

Kuva 3.2 esittää pro gradu -tutkielmien suhteellisen arvosanjakauman. Pro gradu -tutkielmista eniten saatu arvosana on MCLA. Parhaimman arvosanan, L, on saanut noin 3 % ja jonkin kolmesta heikoimmasta arvosanasta, A, LUB ja NSLA, on saanut noin 15 % tutkielmista. Kumulatiivisen logit-mallin selitettävänä muuttujana käytetään luokiteltua

¹Pro gradu -tutkielmista 294 on arvosteltu eri arvosana-asteikolla tai arvosana puuttuu kokonaan.

pro gradu -tutkielman arvosana -muuttujaa, jossa on viisi luokkaa siten, että arvosanat A ja LUB on yhdistetty yhdeksi luokaksi kuten myös arvosanat ECLA ja L on yhdistetty yhdeksi luokaksi. Arvosanamuuttujan luokittelua käsitellään jaksossa 8.2.

Helsingin yliopistossa on kaksitoista eri tiedekuntaa, joista yhdeksän, bio- ja ympäristötieteellinen, farmasian, humanistinen, käyttäytymistieteellinen, matemaattis-luonnontieteellinen, maatalous-metsätieteellinen, oikeustieteellinen, teologinen ja valtiotieteellinen tiedekunta, on mukana tutkielmassa. Lääketieteellinen tiedekunta², eläinlääketieteellinen tiedekunta³ ja svenska social- och kommunalhögskolan⁴ eivät ole mukana tutkielmassa. Bio- ja ympäristötieteellinen ja farmasian tiedekunta on perustettu vasta vuonna 2004.

Tarkoituksena on selvittää, onko sukupuoli yhteydessä pro gradu -tutkielmien arvosanoihin Helsingin yliopistossa. Aiemmissä tutkimuksissa on havaittu, että miehistä suurempi osa kuin naisista on saanut parhaimpia arvosanoja erilaisissa akateemisissa testeissä. Tämän syyksi on esitetty, että miesten arvosanojen varianssi olisi suurempi kuin naisten. Eli parhaimpien arvosanojen lisäksi miehet saisivat naisia useammin myös huonoimpia arvosanoja. (Esim. Wainer 2007.)

Tutkielmassa tarkastellaan myös miten muut tekijät sukupuolen lisäksi ovat yhteydessä pro gradu -tutkielmien arvosanoihin Helsingin yliopistossa. Mielenkiinnon kohteena on erityisesti selvittää ovatko nuorena valmistuminen ja nopeasti opiskeleminen yhteydessä hyviin arvosanoihin ja millaisia eroja tiedekuntien välillä on. Tutkielmassa käsitellään myös onko opinto-oikeuden perusteella yhteyttä pro gradu -tutkielmien arvosanoihin vai saavatko ylioppilastutkinnon, muun tutkinnon tai aimpien opintojen, jotka eivät ole johtaneet tutkintoon, perusteella opinto-oikeuden saanut yhtä hyviä arvosanoja. Lisäksi selvitetään onko vuoden 2005 tutkinnonuudistuksella yhteyttä arvosanoihin ja ovatko pro gradu -tutkielmien arvosanat muuttuneet 2000-luvun aikana.

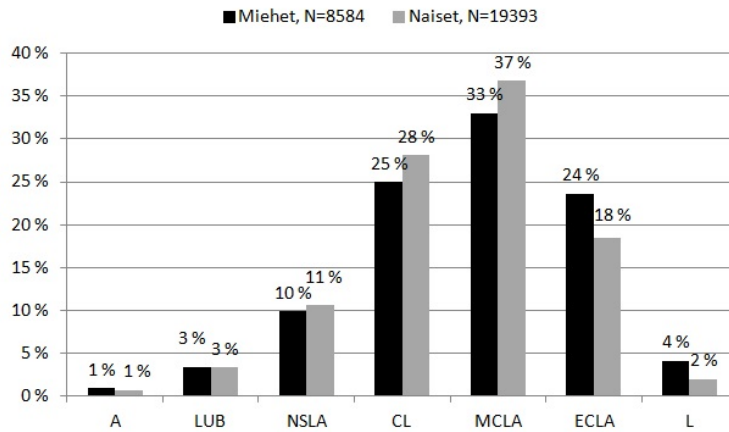
Pro gradu -tutkielmista noin 70 % on naisten ja noin 30 % miesten tutkielmia. Kuva 3.3 esittää sukupuolittaiset pro gradu -tutkielmien arvosanajakaumat. Miehistä 28 prosenttia on saanut pro gradu -tutkielman arvosanaksi ECLA tai L ja 14 prosenttia on saanut arvosanaksi A, LUB tai NSLA. Naisten vastaavat prosenttiosuudet ovat 20 % ja 15 %. Näyttää siltä, että miehet saavat naisia parempia arvosanoja pro gradu -tutkielmista Helsingin yliopistossa.

Taulukossa B.2 (liite B) on tunnuslukuja miesten ja naisten pro gradu -tutkielmien arvosanoista ja tutkielmien lukumäärät tiedekunnittain. Matemaattis-luonnontieteellinen tiedekunta on ainoa tiedekunta, jossa tutkielmista valtaosa on miesten tutkielmia. Miehistä suurempi osa kuin naisista on saanut jonkin kolmesta parhaimmasta pro gradu -tutkielman arvosanasta (MCLA, ECLA ja L) humanistisessa, valtiotieteellisessä, käyt-

²Lääketieteessä ja hammaslääketieteessä perustutkinto on lääketieteen tai hammaslääketieteen lisensiaatti tai kansainvälisestä maisteriohjelmasta valmistuvalla filosofian maisteri.

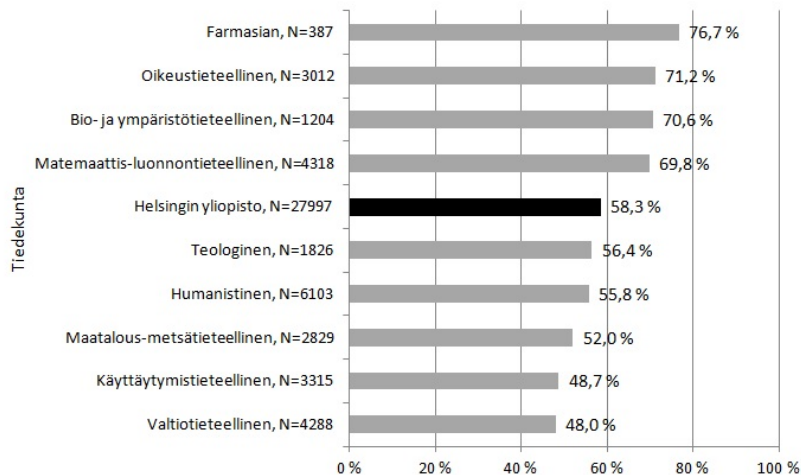
³Eläinlääketieteellisessä perustutkinto on eläinlääketieteen lisensiaatti.

⁴Svenska social- och kommunal högskolanissa voi suorittaa vain kandidaatin tutkinnon.



Kuva 3.3: Pro gradu -tutkielmien arvosanjakauma ja opiskelijan sukupuoli Helsingin yliopistossa

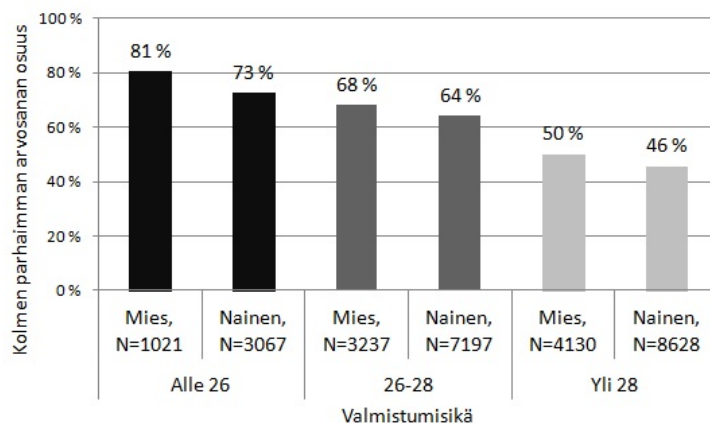
täytymistieteellisessä ja matemaattis-luonnontieteellisessä tiedekunnassa. Naisten arvosanat ovat parempia kuin miesten maatalous-metsätieteellisessä ja farmasian tiedekunnassa. Sukupuolten väliset erot pro gradu -tutkielmien arvosanoissa niin koko yliopistossa kuin tiedekunnissakin voivat olla seurausta siitä, että jokin muuttuja on yhteydessä sekä arvosanoihin että sukupuoleen.



Kuva 3.4: Kolmen parhaimman arvosanan osuus pro gradu -tutkielmien arvosanoista tiedekunnittain

Kolmen parhaimman pro gradu -tutkielmista annettavan arvosanan, L, ECLA ja MCLA, osuuksia kaikista annetuista arvosanoista vertaillaan tiedekunnittain ja koko Helsingin yliopiston osuuteen kuvassa 3.4. Farmasian, oikeustieteellisessä, bio- ja ympäristötieteellisessä ja matemaattis-luonnontieteellisessä pro gradu -tutkielmien arvosanat ovat parempia ja teologisessa, humanistisessa, maa- ja metsätaloustieteellisessä, käyttäytymistieteellisessä ja valtiotieteellisessä tiedekunnassa huonompia kuin Helsingin yliopistossa keskimäärin. Tunnuslukuja pro gradu -tutkielmien arvosanoista ja tutkielmien lukumäärät esitetään taulukossa B.1 (liite B).

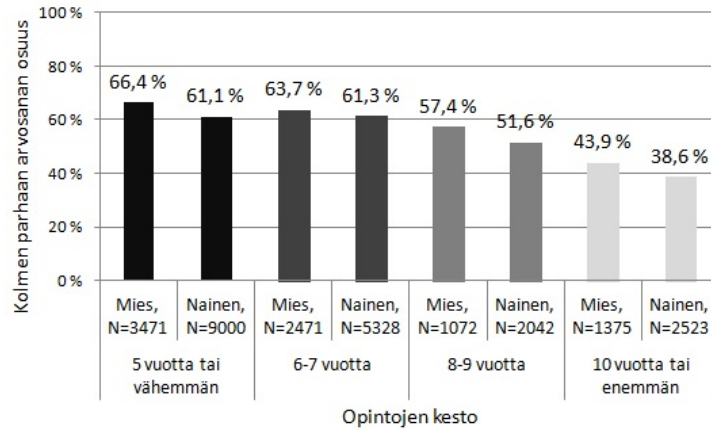
Aiemmin on havaittu, että valtiotieteellisessä tiedekunnassa opiskelijan valmistumisikä on sukupuolesta riippumatta yhteys pro gradu -tutkielman arvosanaan. Vanhempana valmistuvat saavat huonompia arvosanoja. (Holli 2011.) Tässä tutkielmassa tutkitaan valmistumisiän yhteyttä pro gradu -tutkielmien arvosanoihin Helsingin yliopistossa.



Kuva 3.5: Pro gradu -tutkielmien arvosanat ja ikä tutkinnon valmistumisvuonna Helsingin yliopistossa

Pro gradu -tutkielmien arvosanat ovat sitä parempia mitä nuorempana opiskelija on suorittanut tutkinnon (kuva 3.5). Sekä miehet että naiset saavat sitä parempia arvosanoja mitä nuorempina valmistuvat. Kussakin kuvan 3.5 ikäluokassa miehet saavat naisia parempia arvosanoja pro gradu -tutkielmista. Opiskelijoista 15 prosenttia on valmistunut alle 26-vuotiaina, 38 prosenttia 26-28-vuotiaina ja 47 prosenttia yli 28-vuotiaina. Naiset valmistuvat keskimäärin 30,7-vuotiaina ja miehet 30,5-vuotiaina. Valmistumisiän mediानी on sekä naisilla että miehillä 28 vuotta.

Mitä nopeammin opiskelee sitä parempia ovat pro gradu -tutkielmien arvosanat kuvan 3.6 mukaan. Korkeintaan viisi vuotta opiskelleiden ja kuudesta seitsemään vuotta opiskelleiden arvosanoissa ei ole suurta eroa, mutta kahdeksasta yhdeksään vuotta ja vähintään kymmenen vuotta opiskelleiden arvosanat ovat huonompia kuin nopeammin



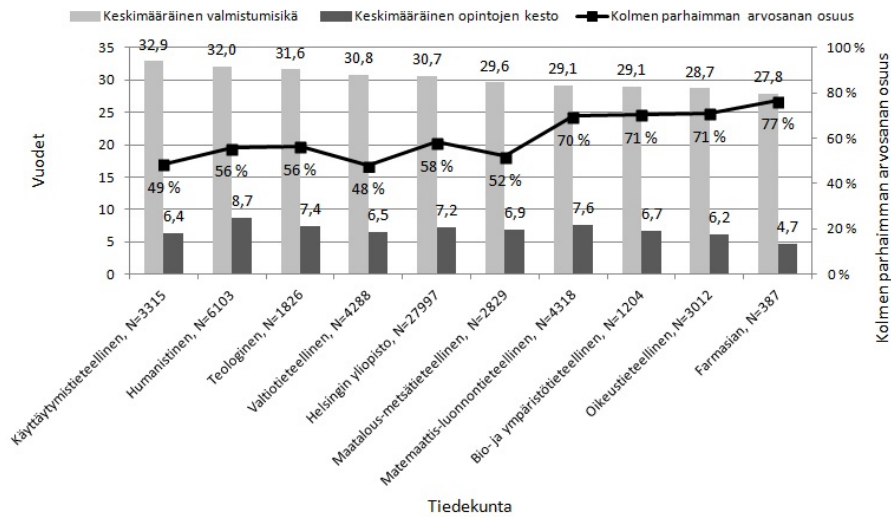
Kuva 3.6: Pro gradu -tutkielmien arvosanat ja opintojen kesto Helsingin yliopistossa

opiskelleiden. Miehet saavat naisia parempia arvosanoja pro gradu -tutkielmista kuvan 3.6 mukaan. Opiskelijoista 46 prosenttia on suorittanut tutkinnon viiden, 29 prosenttia 6-7 ja 11 prosenttia 8-9 vuoden kuluttua opinto-oikeuden alkamisesta. Miehet opiskelevat keskimäärin 7,5 vuotta ja naiset 7,1 vuotta.⁵ Opintojen keston mediaani on sekä miehillä että naisilla 6 vuotta. Miehet ovat saaneet opinto-oikeuden nuorempina kuin naiset. Opinto-oikeus on alkanut miehillä keskimäärin 22,9-vuotiaina ja naisilla 23,5-vuotiaina.

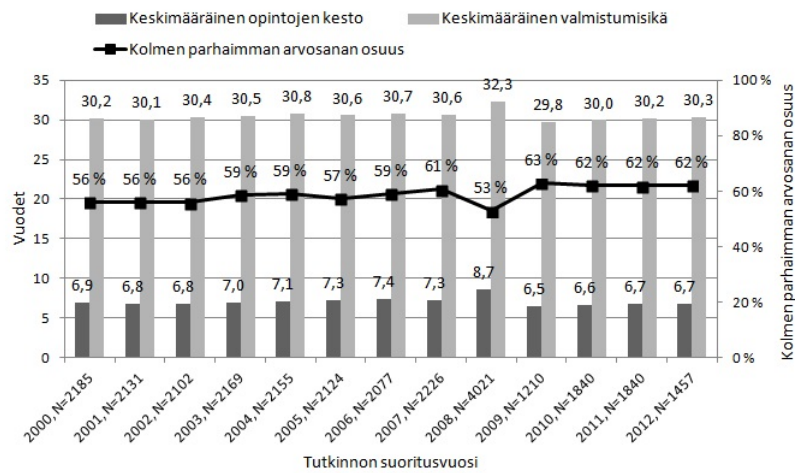
Kuva 3.7 esittää valmistumisiän ja opintojen keston keskiarvot sekä kolmen parhaimman pro gradu -tutkielman arvosanan osuuden kaikista annetuista arvosanoista tiedekuntakohtaisesti ja koko Helsingin yliopistossa. Tiedekuntien välillä on eroa pro gradu -tutkielmien arvosanojen lisäksi myös valmistumisiässä ja opintojen kestossa. Käyttätymistieteellisessä tiedekunnassa valmistutaan vanhimpina, mutta opiskellaan keskimääräistä nopeammin. Humanistisessa tiedekunnassa opiskellaan pisimpään ja farmasian tiedekunnassa nopeimmin. Matemaattis-luonnontieteellisessä tiedekunnassa valmistutaan keskimääräistä nuorempina, mutta opintojen kesto on toiseksi pisin. Tiedekuntien välisiin pro gradu -tutkielmien arvosanojen eroihin voi vaikuttaa tiedekuntien väliset erot siinä, minkä ikäisiä opiskelijat ovat tutkinnon suoritusvuonna.

Vuonna 2008 valmistuneet saivat muina vuosina valmistuneita huonompia arvosanoja pro gradu -tutkielmista, valmistuivat muita vanhempina ja opiskelivat muita pidempään (kuva 3.8). Vuonna 2008 valmistui noin kaksinkertainen määrä opiskelijoita muihin vuosiin verrattuna. Suuria muutoksia valmistumisiässä ja opintojen kestossa ei ole vuotta 2008 lukuun ottamatta tapahtunut. Pro gradu -tutkielmien arvosanat ovat hieman parantuneet 2000-luvun aikana.

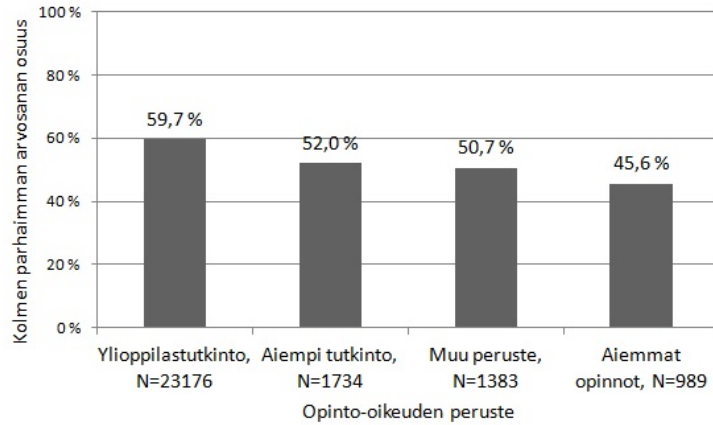
⁵Opintojen kesto on laskettu opinto-oikeuden alkamisesta eikä opintojen aloituksesta (liite A).



Kuva 3.7: Ikä tutkinnon valmistumisvuonna, opintojen kesto ja pro gradu -tutkielman arvosana tiedekunnittain Helsingin yliopistossa



Kuva 3.8: Ikä tutkinnon valmistumisvuonna, opintojen kesto ja pro gradu -tutkielman arvosana tutkinnon suoritusvuosittain Helsingin yliopistossa



Kuva 3.9: Pro gradu -tutkielman arvosana ja opinto-oikeuden peruste Helsingin yliopistossa

Pro gradu -tutkielmien arvosanoissa on eroa riippuen siitä, millä perusteella opiskelija on saanut opinto-oikeuden. Kuvassa 3.9 esitetään kolmen parhaimman arvosanan osuus kaikista annetuista pro gradu -tutkielmien arvosanoista sen mukaan onko opinto-oikeuden peruste ylioppilastutkinto, muu aiempi tutkinto, aiemmat opinnot vai muu peruste. Ylioppilastutkinnon perusteella opinto-oikeuden saaneet saavat muita parempia arvosanoja pro gradu -tutkielmista. Heikoimpia arvosanoja saavat opinto-oikeuden aiempien opintojen perusteella saaneet. Aineistossa erilaisia opinto-oikeuden perusteita on 22, jotka on luokiteltu edellä mainittuun neljään luokkaan. Taulukossa B.3 (liite B) esitetään tarkemmin opinto-oikeuden eri perusteet ja siitä käy ilmi miten opinto-oikeuden perusteet on luokiteltu.

Luku 4

Estimointi- ja testitulokset

Malli on kumulatiivinen logit-malli, jossa viisiluokkaista pro gradu -tutkielman arvosana-muuttujaa¹, selitetään sukupuolella, tiedekunnalla, opinto-oikeuden perusteella, valmistumisikä ja opintojen kestolla. Sukupuoli -muuttujan referenssiryhmä on nainen ja tiedekunta -muuttujien referenssiryhmä on valtiotieteellinen tiedekunta. Opinto-oikeuden peruste -muuttujan referenssiryhmä on ylioppilastutkinnon perusteella opinto-oikeuden saaneet opiskelijat. Välimatka- ja järjestysasteikollisten muuttujien, valmistumisikä, opintojen kesto ja pro gradu -tutkielman arvosana, järjestys on mallissa nouseva. Valmistumisikä ja opiskeluaika-muuttujista käytetään rajoitettuja versioita, jotka on esitetty liitteessä A.

Luokitteluasteikollisista muuttujista sukupuoli, tiedekunta ja opinto-oikeuden peruste on tehty indikaattorimuuttujat. Muuttuja "mies" on yksi, jos opiskelija on mies ja nolla, jos opiskelija on nainen. Muuttuja "bio- ja ympäristötieteellinen tiedekunta" on yksi, jos opiskelijan tiedekunta on bio- ja ympäristötieteellinen ja nolla muuten. Muiden tiedekuntien indikaattorimuuttujat ovat vastaavat. Samalla lailla muuttujan "aiempi tutkinto" arvo on yksi, jos opinto-oikeuden peruste on aiempi tutkinto ja nolla muuten ja muille opinto-oikeuden perusteille on vastaavat muuttujat lukuunottamatta yliopilastutkintoa, joka on referenssiryhmänä.

Malliksi valitaan osittainen suhteellisten vastamittojen malli, koska kaikkien selittäjien² osalta suhteellisten vastamittojen oletus ei ole voimassa. Näille selittäjille on siis laskettu neljä eri vaikutusta, yksi kullekin kumulatiiviselle vastamitan logaritmille. Suhteellisten vastamittojen oletusta on testattu jokaisen selittäjän osalta uskottavuussuhdetestillä (jakso 2.4). Uskottavuussuhdetestillä on testattu myös paraneeko malli, jos siihen lisätään selittäjiä tai interaktiotermiä. Malliksi valittiin vaihtoehtoisista malleista uskottavuusosamäärätestin perusteella paras malli.

¹Viisiluokkaisen pro gradu -tutkielman arvosana -muuttujan luokat ovat A-LUB, NCLA, CL, MCLA ja ECLA-L.

²Selittäjät, joiden osalta suhteellisten vastamittojen oletus ei ole voimassa on mainittu liitteessä C.

Mallin tulokset on esitetty liitteessä C. Taulukoissa C.1 ja C.2 estimaatit kuvaavat selittäjien tai niiden interaktioiden vaikutusta kumulatiivisiin vastamittojen logaritmeihin (2.1) (Agresti 2002). Keskiarvo on estimaatin keskiarvo, z -arvo on testisuureen arvo testattaessa eroaako regressiokerroin nolasta ja p -arvo on edellä mainitun testin p -arvo. Kun p -arvo on suurempi kuin valittu merkitsevyystaso³ 0,05, regressiokerroin poikkeaa tilastollisesti merkitsevästi nolasta ja selittäjä on tilastollisesti merkitsevä. Kaikki luvun 4 jaksoissa kuvatut yhteydet ovat tilastollisesti merkitseviä.

Taulukoiden C.1 ja C.2 (liite C) lisäksi mallin tuloksia esitetään vertailemalla eri selittäjien vaikutuksia ennustettuihin kumulatiivisiin todennäköisyyksiin. Yhtälöstä (2.3) saadaan ennustetuiksi kumulatiivisiksi todennäköisyyksiksi

$$\hat{P}(Y \geq j|\mathbf{x}) = \frac{\exp(\hat{\alpha}_j + \hat{\beta}'\mathbf{x} + \hat{\gamma}'_j\mathbf{t})}{1 + \exp(\hat{\alpha}_j + \hat{\beta}'\mathbf{x} + \hat{\gamma}'_j\mathbf{t})}, \quad j = 1, \dots, J.$$

Selittäjien vaikutuksia kuvataan laskemalla ennustetut kumulatiiviset todennäköisyydet jollekin selittäjälle niin, että muut selittäjät on vakioitu. Selittäjät vakioidaan usein keskiarvoonsa tai niille annetaan arvo, josta ollaan kiinnostuneita. Esimerkiksi indikaattorimuuttujan "mies" arvo asetetaan nolaksi, kun lasketaan naisten ennustettuja todennäköisyyksiä, ja yhdeksi, kun lasketaan miesten vastaavat todennäköisyydet. Kun lasketaan ennustettuja todennäköisyyksiä aineiston keskimääräiselle opiskelijalle huomioimatta sukupuolta, indikaattorimuuttuja asetetaan keskiarvoonsa. Tutkielmassa keskitytään pääasiassa kolmen parhaimman pro gradu -tutkielman arvosanan, MCLA, ECLA ja L, ennustettujen todennäköisyyksien tarkasteluun.

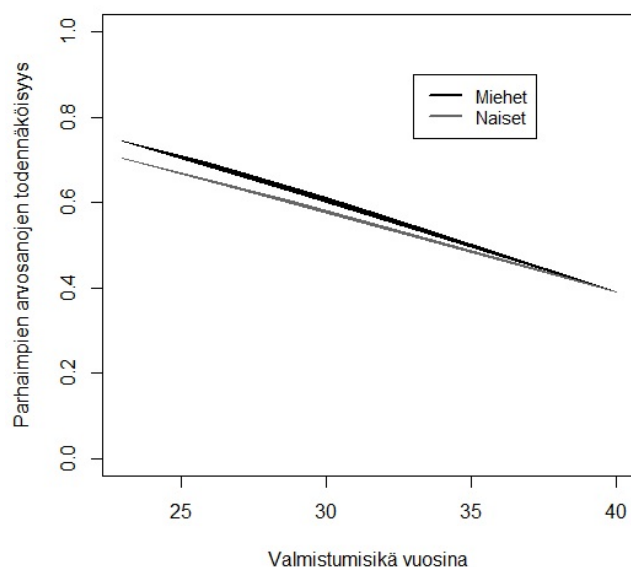
4.1 Miehet saavat naisia parempia arvosanoja

Miesten ja naisten pro gradu -tutkielmien arvosanat eroavat toisistaan kolmen parhaimman arvosanan osalta (taulukko C.1). Miesten parhaimpien pro gradu -tutkielmien arvosanojen ennustettu todennäköisyys on 59 prosenttia ja naisten 56 prosenttia, kun muut muuttujat on vakioitu keskiarvoihinsa. Miehet saavat naisia parempia arvosanoja pro gradu -tutkielmista Helsingin yliopiston tasolla. Sukupuolten välisiä eroja tarkastellaan lisää seuraavissa jaksoissa.

³Merkitsevyystasoa käsitellään enemmän jaksossa 7.4.

4.2 Nuorena valmistuvat ja nopeasti opiskelevat saavat parempia arvosanoja

Valmistumisikä selittää kaikkia pro gradu -tutkielmien arvosanoja. Jokaiselle neljälle vastamitan logaritmillemme p -arvo on suurempi kuin valittu merkitsevyystaso. Opintojen kesto selittää vain kolmea parhaita pro gradu -tutkielman arvosanaa. Kun pro gradu -tutkielman arvosana on NSLA tai CL, vastamitan logaritmin regressiokertoimet eivät eroa nolasta tilastollisesti merkitsevästi. Valmistumisiän ja opiskeluaajan välinen interaktiotermin on merkitsevä, kun pro gradu -tutkielman arvosana on MCLA. Valmistumisiän yhteys pro gradu -tutkielman arvosanaan MCLA riippuu opintojen kestosta ja päinvas-
toin. (Liite C.)

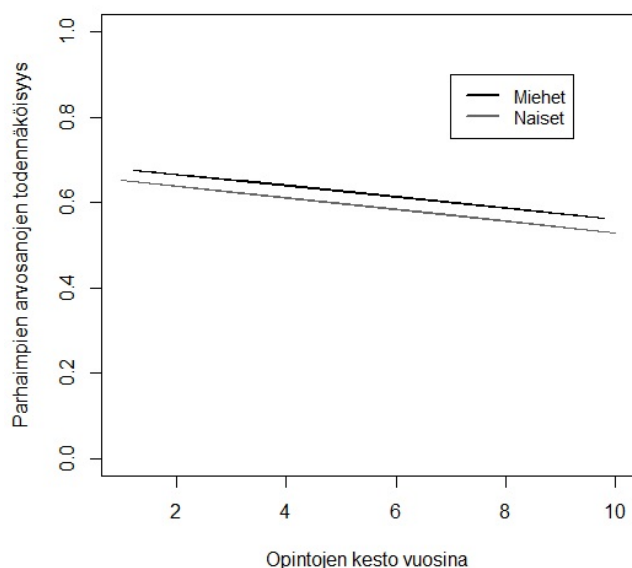


Kuva 4.1: Parhaimpien arvosanojen todennäköisyys ja valmistumisikä sukupuolittain

Todennäköisyys saada pro gradu -tutkielmasta jokin kolmesta parhaimmasta arvostuksesta, MCLA, ECLA ja L, pienenee sitä mukaan mitä vanhempi opiskelija valmistuessaan on ja mitä pidempään hän on opiskellut (kuvat 4.1 ja 4.2⁴). Parhaimpien arvosanojen to-

⁴Kuvassa 4.1 kaikki muut muuttujat valmistumisikää ja sukupuolta lukuun ottamatta on vakioitu keskiarvoihinsa. Kuvassa 4.2 kaikki muut muuttujat paitsi opintojen kesto ja sukupuoli on vakioitu keskiarvoihinsa. Molemmissa kuvissa ennustetut todennäköisyydet on laskettu erikseen miehille ja naisille.

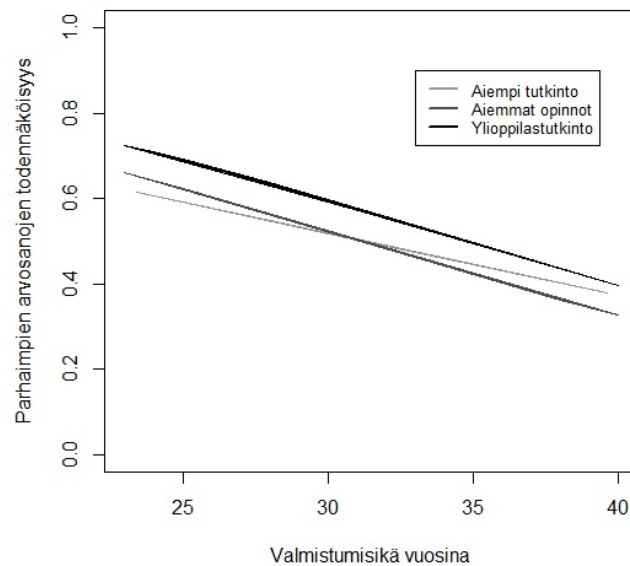
dennäköisyys on huomattavasti suurempi nuorempina valmistuneilla kuin vanhempina valmistuneilla. Opintojen kesto ei ole yhtä voimakkaasti yhteydessä parhaimpien arvosanojen todennäköisyyteen. Viidessä vuodessa valmistuneiden todennäköisyys saada pro gradu -tutkielmastaan L, ECLA tai MCLA on vain muutaman prosenttiyksikön suurempi kuin kymmenessä vuodessa valmistuneiden.



Kuva 4.2: Parhaimpien arvosanojen todennäköisyys ja opintojen kesto sukupuolittain

Miesten ja naisten parhaimpien pro gradu -tutkielman arvosanojen todennäköisyyksien ero on riippuvainen valmistumisistä. Valmistumisiin ja sukupuoli -muuttujan välinen interaktio on tilastollisesti merkitsevä, kun arvosana on MCLA tai ECLA tai L. Nuorimpina valmistuneiden osalta miehet saavat naisia todennäköisemmin jonkin kolmesta parhaasta pro gradu -tutkielman arvosanasta (kuva 4.1). Miesten arvosanat laskevat valmistumisiin myötä enemmän kuin naisten. Noin 35-vuotiaina tai sitä vanhempina valmistuneiden miesten ja naisten välillä eroa todennäköisyydessä saada jokin kolmesta parhaasta pro gradu -tutkielman arvosanasta ei juuri ole. Miehet saavat naisia hieman todennäköisemmin pro gradu -tutkielman arvosanaksi L, ECLA tai MCLA opintojen kestosta riippumatta (kuva 4.2).

4.3 Ylioppilastutkinnon perusteella opinto-oikeuden saaneet saavat parempia arvosanoja



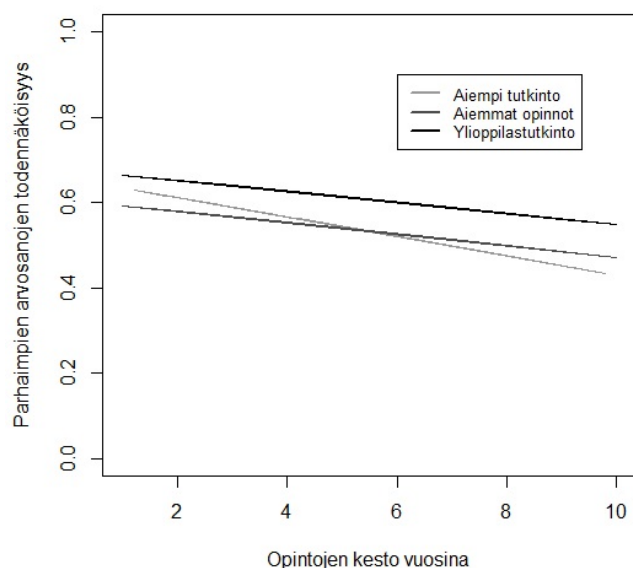
Kuva 4.3: Parhaimpien arvosanojen todennäköisyys ja valmistumisikä opinto-oikeuden perusteen mukaan

Opinto-oikeuden peruste selittää pro gradu -tutkielmien arvosanoja. Aiempien opintojen tai aiemman tutkinnon perusteella opinto-oikeutensa saaneiden arvosanat eroavat opinto-oikeuden ylioppilastutkinnon perusteella saaneiden arvosanoista. Opinto-oikeuden peruste -muuttujien osalta suhteellisten vastamittojen oletus on voimassa, joten regressiokertoimet ovat samat jokaiselle kumulatiiviselle vastamitan logaritmille. Ylioppilastutkinnon perusteella opinto-oikeuden saaneet opiskelijat saavat muita todennäköisemmin parhaimpia arvosanoja pro gradu -tutkielmista valmistumisikästä ja opintojen kestosta riippumatta (kuvat 4.3 ja 4.4⁵ ja liite C).

Valmistumisiän ja opinto-oikeuden perusteena aiempi tutkinto -muuttujan välinen interaktiotermin on tilastollisesti merkitsevä. Aiemman tutkinnon perusteella opinto-oikeuden

⁵Kuvassa 4.3 kaikki muut muuttujat paitsi valmistumisikä ja opinto-oikeuden peruste on vakioitu keskiarvoihinsa. Kuvassa 4.4 kaikki muut muuttujat paitsi opintojen kesto ja opinto-oikeuden peruste on vakioitu keskiarvoihinsa. Kuvissa 4.3 ja 4.4 ennustetut todennäköisyydet on laskettu erikseen kunkin kolmen eri opinto-oikeuden perusteen perusteella opinto-oikeuden saaneille opiskelijoille.

saaneiden arvosanat eroavat ylioppilastutkinnon perusteella opinto-oikeuden saaneista valmistumisiästä riippuen. Alle 30-vuotiaina valmistuneiden opinto-oikeuden aiempien opintojen perusteella saaneiden todennäköisyys saada hyviä arvosanoja on hieman suurempi kuin opinto-oikeuden aiemman tutkinnon perusteella saaneiden, mutta yli kolmekymmentävuotiaina valmistuneiden osalta ero on päinvastoin.

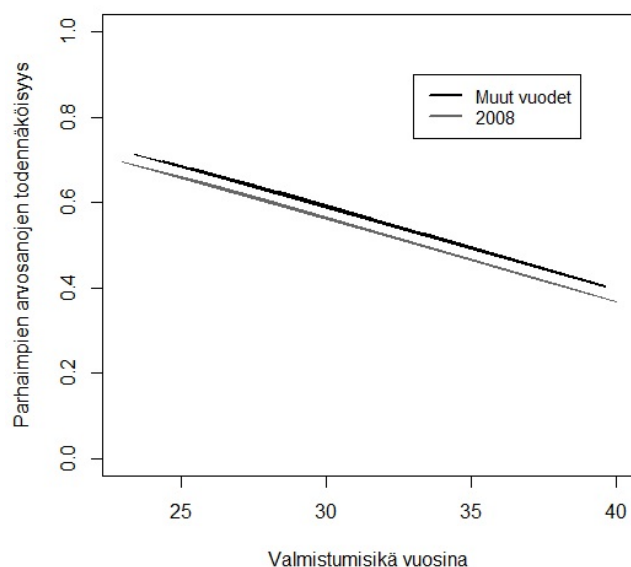


Kuva 4.4: Parhaimpien arvosanojen todennäköisyys ja opintojen kesto opinto-oikeuden perusteen mukaan

Opintojen keston ja opinto-oikeuden perusteena aiempi tutkinto -muuttujan välillä on interaktio. Aiemman tutkinnon perusteella opinto-oikeuden saaneiden pro gradu -tutkielmien arvosanat riippuvat opintojen kehosta eri tavalla kuin muilla perusteilla opinto-oikeuden saaneiden. Aiemman tutkinnon perusteella opinto-oikeuden saaneiden todennäköisyys saada pro gradu -tutkielman arvosanaksi L, ECLA tai MCLA laskee sen mukaan mitä pidempään on opiskellut voimakkaammin kuin muiden.

4.4 Pro gradu -tutkielmien arvosanoissa ei ole tapahtunut muutoksia 2000-luvulla

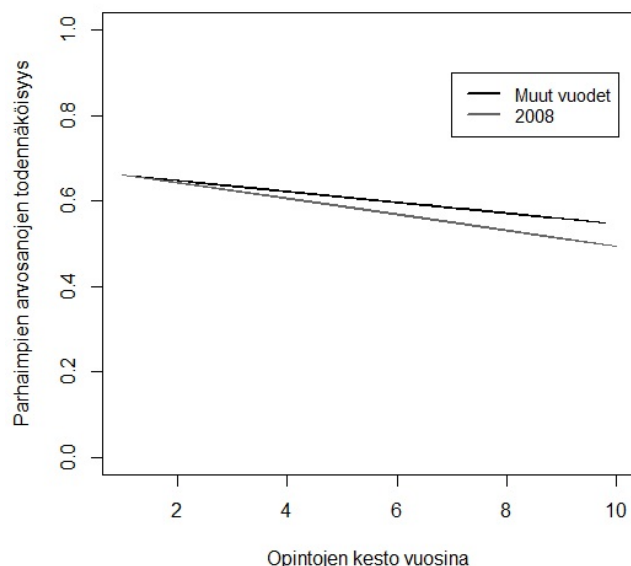
Vuonna 2008 suoritettujen tutkintojen pro gradu -tutkielmien arvosanat eivät eroa muina vuosina valmistuneiden pro gradu -tutkielmien arvosanoista. Muuttuja on mallissa, koska tutkinnon suoritusvuosi 2008 -muuttujan ja opintojen keston välinen interaktiotermi on tilastollisesti merkitsevä. (Liite C.) Vuonna 2008 valmistuneiden ja muina vuosina valmistuneiden välinen ero pro gradu -tutkielman arvosanoissa riippuu opintojen kestosta.



Kuva 4.5: Parhaimpien arvosanojen todennäköisyys ja valmistumisikä valmistumisvuoden mukaan

Kuvan 4.5⁶ mukaan todennäköisyys saada pro gradu -tutkielman arvosanaksi vähintään MCLA on pienempi vuonna 2008 valmistuneilla kuin muina vuosina valmistuneilla valmistumisistä riippumatta. Sekä vuosina 2008 valmistuneilla että muina vuosina valmistuneilla todennäköisyys laskee valmistumisiän myötä. Mitä pidempi on opiskelun kesto, sitä suurempi on ero todennäköisyydessä saada pro gradu -tutkielman arvosanaksi vähintään MCLA vuonna 2008 valmistuneiden ja muina vuosina valmistuneiden välillä (kuva

⁶Kuvassa 4.5 muut muuttujat paitsi valmistumisikä ja valmistumisvuosi 2008 -indikaattorimuuttuja on vakioitu keskiarvoihinsa. Ennustetut todennäköisyydet on laskettu erikseen vuonna 2008 valmistuneille ja muina vuosina valmistuneille opiskelijoille.



Kuva 4.6: Parhaimpien arvosanojen todennäköisyys ja opintojen kesto valmistumisvuoden mukaan

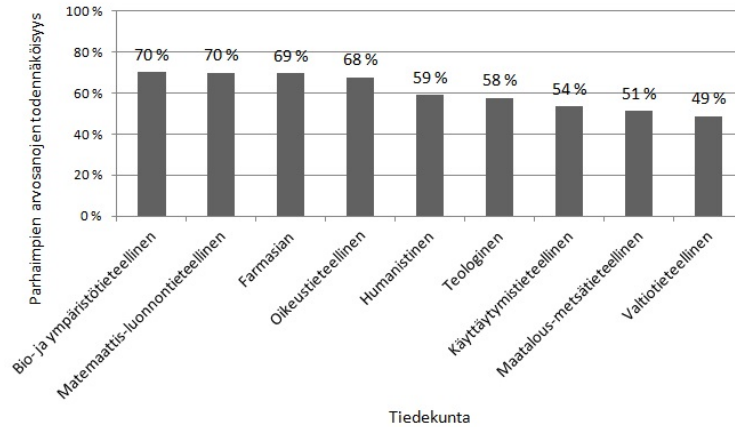
4.6⁷). Vuonna 2008 valmistuneet saavat epätodennäköisemmin pro gradu -tutkielman arvosanaksi MCLA, ECLA tai L, kun opinnot ovat kestäneet enemmän kuin kolme vuotta.

4.5 Tiedekuntien välillä on eroja pro gradu -tutkielmien arvosanoissa

Tiedekunta selittää pro gradu -tutkielman arvosanaa. Valtiotieteellinen tiedekunta on vertailuryhmänä. Kaikkien muiden tiedekuntien arvosanjakaumat eroavat valtiotieteellisen tiedekunnan arvosanjakaumasta. Tiedekuntien välillä on eroja siinä mitä arvosanoja ne selittävät. Humanistista tiedekuntaa lukuun ottamatta kaikkien muiden tiedekuntien kolmen parhaimman pro gradu -tutkielman arvosanan todennäköisyys eroaa valtiotieteellisen tiedekunnan vastaavista todennäköisyyksistä. (Liite C.)

Kun kaikki muuttujat on vakioitu keskiarvoihinsa, saadaan ennustetut todennäköi-

⁷Kuvassa 4.6 muut muuttujat paitsi opintojen kesto ja valmistumisvuosi 2008 -muuttuja on vakioitu keskiarvoihinsa. Ennustetut todennäköisyydet on laskettu erikseen vuonna 2008 valmistuneille ja muina vuosina valmistuneille opiskelijoille.



Kuva 4.7: Parhaimpien pro gradu -tutkielmien arvosanojen ennustetut todennäköisyydet tiedekunnittain

syidet aineiston keskiverto-opiskelijalle. Kuvassa 4.7 on esitetty edellä mainitut todennäköisyydet erikseen kullekin tiedekunnalle. Bio- ja ympäristötieteellisessä, matemaattis-luonnontieteellisessä, farmasian ja oikeustieteellisessä tiedekunnassa parhaimpien pro gradu -tutkielmien arvosanojen todennäköisyydet ovat suurimmat ja maatalous-metsätieteellisessä ja valtiotieteellisessä pienimmät.

Kuvan 4.7 ennustetut todennäköisyydet eroavat kuvassa 3.4 esitetyistä tiedekunta kohtaisista kolmen parhaimman pro gradu -tutkielman arvosanan osuuksista, koska ennustetut todennäköisyydet on laskettu niin, että muiden muuttujien arvot on vakioitu samoiksi kaikille tiedekunnille. Farmasian, oikeustieteellisessä, bio- ja ympäristötieteellisessä ja maatalous-metsätieteellisessä tiedekunnassa kolmen parhaimman pro gradu -tutkielman arvosanan ennustetut todennäköisyydet ovat pienemmät kuin kolmen parhaimman pro gradu -tutkielmien arvosanojen osuudet. Matemaattis-luonnontieteellisessä tiedekunnassa kolmen parhaimman pro gradu -tutkielman arvosanan ennustettu todennäköisyys ja osuus kaikista arvosanoista ovat yhtä suuret. Humanistisessa, teologisessa, käyttätymistieteellisessä ja valtiotieteellisessä tiedekunnassa kolmen parhaimman pro gradu -tutkielman arvosanan ennustetut todennäköisyydet ovat suuremmat kuin osuudet kaikista arvosanoista.

Sukupuolen ja farmasian, matemaattis-luonnontieteellisen, maatalous-metsätieteellisen, oikeustieteellisen ja teologisen tiedekunnan välillä on interaktiot. Edellä mainituissa tiedekunnissa miesten ja naisten väliset erot pro gradu -tutkielmien arvosanoissa eroavat vastaavista eroista valtiotieteellisessä tiedekunnassa. (Liite C.)

Yhdeksästä tiedekunnasta vain neljässä, bio- ja ympäristötieteellisessä, humanistisessa, käyttätymistieteellisessä ja valtiotieteellisessä tiedekunnassa, miehet saavat naisia

Taulukko 4.1: Sukupuolten väliset erot pro gradu -tutkielmien arvosanoissa tiedekunnittain

miehet saavat parempia arvosanoja	arvosanoissa ei ole eroa miesten ja naisten välillä	naiset saavat parempia arvosanoja
bio- ja ympäristötieteellinen tiedekunta	matemaattis-luonnontieteellinen tiedekunta	farmasian tiedekunta
humanistinen tiedekunta	oikeustieteellinen tiedekunta	maatalous-metsätieteellinen tiedekunta
käyttäytymistieteellinen tiedekunta	teologinen tiedekunta	
valtiotieteellinen tiedekunta		

todennäköisemmin pro gradu -tutkielmansa arvosanaksi MCLA, ECLA tai L. Kahdessa tiedekunnassa, farmasian ja maatalous-metsätieteellisessä, naiset saavat miehiä todennäköisemmin jonkin parhaimmista pro gradu -tutkielman arvosanasta. Matemaattis-luonnontieteellisessä, teologisessa ja oikeustieteellisessä tiedekunnassa suuria eroja miesten ja naisten todennäköisyydessä saada pro gradu -tutkielmistaan parhaita arvosanoja ei ole. (Taulukko 4.1.)

Liitteessä D⁸ olevien kuvien perusteella voidaan todeta, että kaikissa tiedekunnissa todennäköisyys saada pro gradu -tutkielman arvosanaksi MCLA, ECLA tai L pienenee sitä mukaan mitä vanhempana opiskelija on valmistunut. Jokaisessa tarkasteltavassa tiedekunnassa miesten todennäköisyys saada pro gradu -tutkielmasta jokin kolmesta parhaimmasta arvosanasta laskee enemmän kuin naisilla sen mukaan mitä vanhempana opiskelija on valmistunut.

Vähiten parhaimpien arvosanojen todennäköisyys pienenee valmistumisiän kasvaessa humanistisessa tiedekunnassa ja eniten todennäköisyys pienenee oikeustieteellisessä tiedekunnassa. Valmistumisiän ja humanistisen tiedekunnan välinen interaktio on tilastollisesti merkitsevä, kun pro gradu -tutkielman arvosana on MCLA tai ECLA tai L. Kolmen korkeimman arvosanan todennäköisyys humanistisessa tiedekunnassa eroaa valtiotieteellisen tiedekunnan vastaavasta todennäköisyydestä riippuen valmistumisiästä. Valmistumisiän ja oikeustieteellisen tiedekunnan välinen interaktio on tilastollisesti merkitsevä, kun pro

⁸Liitteessä D olevissa kuvissa kaikki muut muuttujat paitsi valmistumisikä, sukupuoli ja tiedekunta on vakioitu keskiarvoihinsa. Jokaiselle tiedekunnalle on laskettu omat ennustetut todennäköisyydet saada jokin kolmesta parhaimmasta pro gradu -tutkielman arvosanasta erikseen miehille ja naisille.

gradu -tutkielman arvosana on NSLA tai MCLA. (Liite C.)

Opintojen keston ja kaikkien muiden tiedekuntien paitsi käyttäytymistieteellisen välillä on interaktio. Muissa tiedekunnissa käyttäytymistieteellistä lukuun ottamatta opiskelun keston ja pro gradu -tutkielmien arvosanojen yhteys on erilainen kuin valtiotieteellisessä tiedekunnassa.

Liitteessä E⁹ olevien kuvien ja liitteen C perusteella valtiotieteellisessä ja käyttäytymistieteellisessä tiedekunnassa opintojen kestolla ei ole yhteyttä siihen kuinka todennäköisesti saa pro gradu -tutkielman arvosanaksi MCLA, ECLA tai L. Bio- ja ympäristötieteellisessä, humanistisessa, oikeustieteellisessä ja teologisessa tiedekunnassa parhaimpien arvosanojen todennäköisyys pienenee hieman sitä mukaan mitä pidempään on opiskellut. Farmasian, matemaattis-luonnontieteellisessä ja maatalous-metsätieteellisessä tiedekunnassa parhaimpien arvosanojen todennäköisyys pienenee huomattavammin sitä mukaan mitä pidempään on opiskellut. Liitteessä E olevissa kuvissa näkyy samanlaiset erot sukupuolten välisissä todennäköisyyksissä saada pro gradu -tutkielman arvosanaksi jokin kolmesta parhaimmasta arvosanasta kuin liitteessä D olevissa kuvissa.

Käyttäytymistieteellisen tiedekunnan ja opinto-oikeuden perusteena aiempi tutkinto tai aiemmat opinnot -muuttujien välillä on interaktiot. Käyttäytymistieteellisessä tiedekunnassa aiempi tutkinto ja aiemmat opinnot opinto-oikeuden perusteena ovat yhteydessä pro gradu -tutkielmien arvosanoihin erilailla kuin muissa tiedekunnissa. (Liite C.)

⁹Liitteessä E olevissa kuvissa kaikki muut muuttujat paitsi opintojen kesto, sukupuoli ja tiedekunta on vakioitu keskiarvoihinsa. Jokaiselle tiedekunnalle on laskettu omat ennustetut todennäköisyydet saada jokin kolmesta parhaimmasta pro gradu -tutkielman arvosanasta erikseen miehille ja naisille.

Luku 5

Pohdintaa

Miehet saavat naisia parempia arvosanoja pro gradu -tutkielmista Helsingin yliopiston tasolla. Erot miesten ja naisten pro gradu -tutkielmien arvosanjakaumissa ovat tilastollisesti merkitseviä vain kolmen parhaimman arvosanan osalta, joten miehet eivät saa naisia todennäköisemmin huonoimpia pro gradu -tutkielmien arvosanoja. Miesten paremmat pro gradu -tutkielmien arvosanat eivät selity aineistossa sillä, että miesten pro gradu -tutkielmien arvosanojen hajonta on suurempi kuin naisten.

Miehet eivät saa naisia parempia pro gradu -tutkielmien arvosanoja kaikissa tarkasteltavissa tiedekunnissa. Bio- ja ympäristötieteellisessä, humanistisessa, käyttäytymistieteellisessä ja valtiotieteellisessä tiedekunnassa miehet saavat naisia parempia arvosanoja pro gradu -tutkielmista, mutta farmasian ja maatalous-metsätieteellisessä tiedekunnassa naiset saavat miehiä parempia arvosanoja. Matemaattis-luonnontieteellisessä, oikeustieteellisessä ja teologisessa tiedekunnassa eroja pro gradu -tutkielmien arvosanoissa miesten ja naisten välillä ei ole. Miesten ja naisten väliset erot pro gradu -tutkielmien arvosanoissa tiedekunta tasolla voivat olla seurausta oppiaineiden välisistä eroista.

Tiedekuntien välillä on tilastollisesti merkitseviä eroja pro gradu -tutkielmien arvosanjakaumissa. Parhaimpia pro gradu -tutkielman arvosanoja saadaan bio- ja ympäristötieteellisessä, matemaattis-luonnontieteellisessä, farmasian ja oikeustieteellisessä tiedekunnassa. Huonoimpia pro gradu -tutkielmien arvosanoja saadaan valtiotieteellisessä, maatalous-metsätieteellisessä ja käyttäytymistieteellisessä. Bio- ja ympäristötieteellisessä ja matemaattis-luonnontieteellisessä tiedekunnassa parhaimpien pro gradu -tutkielmien arvosanojen todennäköisyys on noin 20 prosenttiyksikköä suurempi kuin valtiotieteellisessä tiedekunnassa. Tiedekuntien väliset erot voivat johtua tiedekuntien arvosanakulttuurien eroista.

Valmistumisikä ja opintojen kesto ovat yhteydessä pro gradu -tutkielmien arvosanoihin. Parhaimpien pro gradu -tutkielmien arvosanojen todennäköisyys laskee sitä mukaan mitä vanhempi opiskelija on maisterin tutkinnon suorittaessaan. Noin 25-vuotiaina val-

mistuneilla parhaimpien pro gradu -tutkielmien arvosanojen todennäköisyys on hieman yli seitsemänkymmentä prosenttia, 30-vuotiaina valmistuneilla noin kuusikymmentä prosenttia ja 40-vuotiaina valmistuneilla vain noin neljäkymmentä prosenttia. Parhaimpien pro gradu -tutkielmien arvosanojen todennäköisyys laskee hieman sen mukaan mitä pidempään opiskelijalla on mennyt maisterin tutkinnon suorittamiseen. Parhaimpien pro gradu -tutkielmien arvosanojen todennäköisyys ei laske opintojen keston myötä yhtä paljon kuin valmistumisiän myötä.

Miesten ja naisten parhaimpien pro gradu -tutkielmien arvosanojen todennäköisyydet laskevat yhtä paljon sen mukaan mitä pidempään he opiskelevat. Miesten parhaimpien pro gradu -tutkielmien arvosanojen todennäköisyys laskee enemmän kuin naisten valmistumisiän kasvaessa. Alle 35-vuotiaina valmistuvat miehet saavat parempia pro gradu -tutkielmien arvosanoja kuin saman ikäisinä valmistuvat naiset. Yli 35-vuotiaina valmistuvien miesten ja naisten pro gradu -tutkielmien arvosanoissa ei ole eroa.

Kaikissa tiedekunnissa hyvien pro gradu -tutkielmien arvosanojen todennäköisyys pienenee sitä mukaan mitä vanhempana opiskelija on valmistunut. Humanistisessa tiedekunnassa hyvien pro gradu -tutkielmien arvosanojen todennäköisyys ei pienene yhtä paljon kuin muissa tiedekunnissa sen mukaan mitä vanhempana opiskelija on valmistunut. Humanistisessa tiedekunnassa parhaimpien pro gradu -tutkielmien arvosanojen todennäköisyys ei ole yhtä voimakkaasti yhtyedessä valmistumisikään kuin muissa tiedekunnissa. Humanistisessa tiedekunnassa valmistutaan toiseksi vanhimpina käyttäytymistieteellisen tiedekunnan jälkeen. Jokaisessa tiedekunnassa miesten todennäköisyys saada pro gradu -tutkielmasta jokin parhaimmista arvosanoista laskee enemmän kuin naisten sen mukaan mitä vanhempana opiskelija on valmistunut.

Valtiotieteellisessä ja käyttäytymistieteellisessä tiedekunnassa opintojen kestolla ei ole yhteyttä parhaimpien pro gradu -tutkielmien arvosanojen todennäköisyyteen. Bio- ja ympäristötieteellisessä, humanistisessa, oikeustieteellisessä ja teologisessa tiedekunnassa parhaimpien pro gradu -tutkielmien arvosanojen todennäköisyys pienenee hieman opintojen keston pidentyessä. Farmasian, matemaattis-luonnontieteellisessä ja maatalous-metsätieteellisessä tiedekunnassa parhaimpien arvosanojen todennäköisyys pienenee enemmän sen mukaan mitä pidempään opiskelija on opiskellut.

Ylioppilastutkinnon perusteella opinto-oikeuden saaneet saavat parempia arvosanoja pro gradu -tutkielmista kuin aiempien opintojen tai muun aiemman tutkinnon perusteella opinto-oikeuden saaneet opiskelijat. Alle 30-vuotiaina valmistuneiden aiempien opintojen perusteella opinto-oikeuden saaneiden parhaimpien pro gradu -tutkielmien arvosanojen todennäköisyys on suurempi kuin saman ikäisten aiemman tutkinnon perusteella opinto-oikeuden saaneiden. Yli 30-vuotiaina valmistuneiden osalta ero on päinvastoin. Ylioppilastutkinnon perusteella opinto-oikeuden saaneet saavat pro gradu -tutkielmista parhaimpia arvosanoja valmistumisiästään riippumatta. Aiemman tutkinnon perusteella opinto-oikeuden saaneiden parhaimpien pro gradu -tutkielmien arvosanojen todennäköi-

syys laskee enemmän kuin muilla perusteilla opinto-oikeuden saaneiden sen mukaan mitä pidempään opiskelija on opiskellut.

Pro gradu -tutkielmien arvosanoissa ei ole tapahtunut suuria muutoksia 2000-luvun aikana. Vuonna 2008 valmistuneet eivät saa huonompia arvosanoja kuin muina vuosina valmistuneet. Vuonna 2008 valmistuneiden parhaimpien pro gradu -tutkielmien todennäköisyys laskee enemmän kuin muina vuosina valmistuneilla sen mukaan mitä pidempään on opiskellut. Vuonna 2008 valmistuneet opiskelijat, joiden opinto-oikeus on alkanut ennen vuotta 2005, ovat saaneet pro gradu -tutkimistaan huonompia arvosanoja kuin muina vuosina valmistuneet yli kolme vuotta opiskelleet. Vaikuttaa siltä, että tutkinnonuudistus on vaikuttanut pro gradu -tutkielmien arvosanoihin.

Tutkielman perusteella nuorempina valmistuneet, nopeammin opiskelleet ja ylioppilas-tutkinnon perusteella opinto-oikeuden saaneet opiskelijat saavat muita todennäköisemmin parhaimpia arvosanoja pro gradu -tutkimista. Tiedekuntien välillä on suuria eroja pro gradu -tutkielmien arvosanoissa.

Osa II

Tutkielmien arvosanat ja sukupuoli valtiotieteellisessä tiedekunnassa

Luku 6

Johdanto

Miesten kandidaatin ja pro gradu -tutkielmien arvosanat ovat parempia kuin naisten valtiotieteellisessä tiedekunnassa. Ero miesten ja naisten arvosanojen jakaumissa voi johtua oppiaineiden välisistä eroista sukupuolten välisten erojen sijaan. Jos näin on, oppiaineissa, joissa enemmistö opiskelijoista on miehiä saadaan parempia arvosanoja kuin oppiaineissa, joissa enemmistö on naisia. Tällöin arvosanat riippuvat sukupuolen sijaan oppiaineesta.

Tutkimusaihe on, onko kandidaatin ja pro gradu -tutkielmien arvosanojen ja opiskelijan sukupuolen välillä yhteys. Tätä tutkitaan tarkastelemalla molempien tutkielmien arvosanojen riippuvuutta sukupuolesta koko valtiotieteellisen tiedekunnan ja sen kaikkien viidentoista oppiaineen tasolla. Myös arvosanojen riippuvuutta oppiaineesta tarkastellaan, jotta saadaan selville, onko oppiaineen ja tutkielmien arvosanojen välillä yhteys vai jakautuvatko arvosanat samoin kaikissa oppiaineissa.

Tutkielman II osassa käytetään χ^2 -riippumattomuustestiä ja Fisherin eksaktia testiä. χ^2 -riippumattomuustestillä tutkitaan arvosanojen yhteyksiä kaikkien opiskelijoiden kesken. Se ei ole luotettava, kun havaintoja on vähän, joten tutkittaessa arvosanojen ja sukupuolen yhteyttä oppiaineittain on käytettävä pieniin otoksiin soveltuvaa Fisherin eksaktia testiä. Testaamalla sillä arvosanojen riippuvuutta sukupuolesta erikseen kaikissa oppiaineissa selvitetään, riippuvatko kyseisessä oppiaineessa arvosanat sukupuolesta.

Luku 7

Testit

7.1 Testien valinta

Tutkielmassa käytetään järjestysasteikollisille muuttujille soveltuvia testejä, koska arvosana -muuttujat eivät välttämättä ole välimatka-asteikollisia, kuten luvussa 2 todetaan. Järjestysasteikollisille muuttujille sopivien testien käyttämisestä seuraa, että testien voima ei ole yhtä suuri kuin käytettäessä välimatka-asteikollisille muuttujille sopivia testejä. Testin voimalla tarkoitetaan nollahypoteesin hylkäämisen todennäköisyyttä vaihtoehdoisen hypoteesin ollessa tosi.

χ^2 -riippumattomuustesti ja Fisherin eksakti testi ovat ei-parametrisia. Tällöin tutkitavan muuttujan jakaumasta ei tarvitse tehdä oletuksia. Nämä testit on valittu juuri sen takia. Mann-Whitneyn testiä käytetään usein järjestysasteikollisten satunnaismuuttujien odotusarvojen testaamiseen. Sitä ei käytetä tutkielmassa, koska se ei aina sovellu käytettäväksi, jos vertailtavien ryhmien varianssit ja havaintojen lukumäärät eroavat toisistaan (Esim. Zimmerman 1992 ja Fagerland ja Sandvik 2009). Miesten ja naisten arvosanjakaumat ovat eri muotoisia ja varianssit eivät ole yhtä suuret. Myös miesten ja naisten tutkielmien lukumäärät eroavat aineistossa toisistaan.

Tutkittaessa oppiaineen ja sukupuolen yhteyttä arvosanoihin tiedekunnan tasolla voidaan käyttää χ^2 -riippumattomuustestiä. Sen sijaan tutkittaessa sukupuolen ja arvosanojen yhteyttä erikseen kussakin viidessätoista oppiaineessa vertailtavista ryhmistä tulee niin pienet, etteivät χ^2 -riippumattomuustestin oletukset ole voimassa. Tällöin käytetään Fisherin eksaktia testiä. Fisherin eksaktin testin yhteydessä ei tarvitse tehdä oletuksia havaittujen tai odotettujen frekvenssien suuruudesta. Jos havaintojen määrä on todella suuri, Fisherin eksaktin testin laskemisesta tulee käytännössä mahdotonta, koska tavallisen tietokoneen muisti ei silloin riitä testin laskemiseen. Tämän takia Fisherin eksaktia testiä ei käytetä tutkittaessa sukupuolen vaikutusta arvosanoihin tiedekunnan tasolla. Testeissä käytetään kaksisuuntaisia vastahypoteeseja, koska testien halutaan hälyttävän

silloin, kun miehet saavat naisia parempia arvosanoja tai päinvastoin.

7.2 χ^2 -riippumattomuustesti

χ^2 -riippumattomuustesti testaa, onko frekvenssitaulukon rivi- ja sarakemuuttujan välillä yhteys. Sarakemuuttujan luokista muodostuu frekvenssitaulukon sarakkeet. Rivimuuttujan luokista muodostuu frekvenssitaulukon rivit. Rivimuuttujana tässä tutkielmassa käytetään arvosana -muuttujia. Sarakemuuttujana käytetään sukupuoli tai oppiaine -muuttujaa.

χ^2 -riippumattomuustesti tutkii havaittujen ja odotettujen frekvenssien eroa. Jos muuttajat eivät χ^2 -riippumattomuustestin perusteella riipu toisistaan, on havaittujen ja odotettujen frekvenssien ero syntynyt sattumalta. Yhden säännön mukaan χ^2 -riippumattomuustestin approksimaatio on kelvollinen, kun jokainen odotettu frekvenssi on vähintään yksi ja 80 % odotetuista frekvensseistä on vähintään viisi. Edellä mainitut oletukset koskevat taulukoita, jotka ovat suurempia kuin 2×2 , kuten kaikki tässä tutkielmassa käsiteltävät taulukot. (Esim. Cochran 1954.)

Taulukko 7.1 on frekvenssitaulukko, jossa sarakkeita on c ja rivejä on r . Havaintojen lukumäärä on n , o_{ij} on havaittu arvo frekvenssitaulukon i . rivin j . sarakkeessa ja $i = 1, \dots, r$ ja $j = 1, \dots, c$. R_i on i :s rivisumma ja C_j on j :s sarakesumma.

Taulukko 7.1: Esimerkki $r \times c$ -taulukosta

o_{11}	o_{12}	\cdots	o_{1c}	R_1
o_{21}	o_{22}	\cdots	o_{2c}	R_2
\vdots	\vdots	\ddots	\vdots	\vdots
o_{r1}	o_{r2}	\cdots	o_{rc}	R_r
C_1	C_2	\cdots	C_c	n

Jokainen tutkittavan joukon havainto kuuluu yhteen $r \times c$ -taulukon soluun todennäköisyydellä π_{ij} . Rivitodennäköisyydet ovat siis $\pi_{i.} = \sum_{j=1}^c \pi_{ij}$ ja saraketodennäköisyydet

ovat vastaavasti $\pi_{.j} = \sum_{i=1}^r \pi_{ij}$. Nollahypoteesin eli oletuksen, että rivi- ja sarakemuuttujien välillä ei ole yhteyttä, voimassa ollessa $\pi_{ij} = \pi_{i.} \times \pi_{.j}$ kaikilla i, j .

χ^2 -testisuure on

$$X^2 = \sum_{j=1}^c \sum_{i=1}^r \frac{(o_{ij} - \hat{e}_{ij})^2}{\hat{e}_{ij}},$$

jossa o_{ij} on havaittu (observed) frekvenssi frekvenssitaulukon i . rivin j . sarakkeessa ja \hat{e}_{ij} on estimoitu odotettu (expected) frekvenssi frekvenssitaulukon i . rivin j . sarakkeessa. Kun nollahypoteesi on voimassa, X^2 noudattaa asympotoottisesti eli, kun havaintoja on paljon, χ^2 -jakaumaa.

Odotettu frekvenssi e_{ij} on tuntematon. Nollahypoteesin ollessa voimassa $e_{ij} = n\pi_{ij} = n\pi_{i.}\pi_{.j}$. Suurimman uskottavuuden estimaatit $\pi_{i.}$:lle ja $\pi_{.j}$:lle ovat $\hat{\pi}_{i.} = \frac{\sum_{j=1}^r o_{ij}}{n}$ ja $\hat{\pi}_{.j} = \frac{\sum_{i=1}^c o_{ij}}{n}$. Koska $\sum_{i=1}^r \pi_{i.} = 1 = \sum_{j=1}^c \pi_{.j}$, estimoitavana on $(r-1)\pi_{i.}$:tä ja $(c-1)\pi_{.j}$:tä eli $(r-1) + (c-1)$ parametria. Nyt odotetun frekvenssin estimaatiksi saadaan

$$\hat{e}_{ij} = \frac{\sum_{i=1}^r o_{ij} \sum_{j=1}^c o_{ij}}{n}.$$

Odotetun frekvenssin estimaatti on rivi- ja sarakesummien tulo jaettuna havaintojen lukumäärällä.

χ^2 -jakaumaan liittyy vapausaste

$$df = (c-1)(r-1).$$

Se on kaikkien parametrien määrän $rc-1$ ja estimoitavien parametrien määrän $(r-1) + (c-1)$ erotus. Vapausaste määrittää χ^2 -jakauman muodon.

χ^2 -testisuureen p -arvo on

$$P(\chi^2 \geq X^2),$$

jossa χ^2 on χ^2 -jakaumaa vapausastein $(c-1)(r-1)$ noudattava satunnaismuuttuja ja X^2 on aineistosta laskettu χ^2 -testisuure. χ^2 -riippumattomuustestisuureen pieni p -arvo johtaa nollahypoteesin ja riippumattomuusoletuksen hylkäämiseen. (Esim. Dudewicz ja Mishra 1988.)

7.3 Fisherin eksakti testi

Fisherin eksakti testi testaa, ovatko vertailtavat ryhmät riippumattomia toisistaan. Sitä käytetään kun havaintoja on vähän, koska sen yhteydessä ei tarvitse tehdä oletuksia havaintujen tai odotettujen frekvenssien suuruudesta. Samoin kuin χ^2 -riippumattomuustestin myös Fisherin eksaktin testin tuottama pieni p -arvo johtaa nollahypoteesin eli riippumattomuusoletuksen hylkäämiseen.

Fisherin eksakti testi perustuu hypergeometriseen jakaumaan (Fisher 1973). Fisher on alunperin kehittänyt eksaktin testin 2×2 -taulukoille ja myöhemmin se on yleistetty $r \times c$

-taulukoilta. Tässä tutkielmassa käsitellään testin yleistettyä versiota, josta esitetty teoria perustuu Agrestin (2002) teokseen.

Fisherin eksakti testi perustuu o_{11} :n ehdolliseen todennäköisyysjakaumaan, joka noudattaa moniulotteista hypergeometristä jakaumaa

$$p(t) = P(o_{11} = t | R_1, \dots, R_r, C_1, \dots, C_c) = \frac{(R_1!R_2!\dots R_r!)(C_1!C_2!\dots C_c!)}{n! \prod o_{ij}!},$$

jonka merkinnät on selitetty taulukon 7.1 yhteydessä. Fisherin eksakti testi lasketaan reunasummien R_i ja C_j ehdolla. Mahdolliset o_{11} :n arvot, t , ovat väliltä $n_L \leq t \leq n_U$, jossa $n_L = \max(0, R_1 + C_1 - n)$ ja $n_U = \min(R_1, C_1)$. Kaksisuuntaisen testin p -arvo on summa todennäköisyyksistä $p(t)$, joilla $p(t) \leq p(t_0)$, kun t_0 on o_{11} :n havaittu arvo ja t on jokin o_{11} :n mahdollinen arvo. P -arvon määrittämiseksi on laskettava yhteen kaikkien taulukoiden, jotka annetuilla reunasummilla ovat epätodennäköisempiä kuin havaittu taulukko, todennäköisyydet. Taulukoiden todennäköisyyksien laskemiseen käytetään algoritmia AS 159 (Patefield 1981).

7.4 Merkitsevyystason korjaus

Merkitsevyystaso α_m on todennäköisyys hylätä nollahypoteesi, kun se pätee. Testin p -arvon ollessa suurempi kuin α_m nollahypoteesi jää voimaan ja p -arvon ollessa pienempi kuin α_m nollahypoteesi hylätään. Todennäköisyys, että hylkäysvirhettä ei tehdä on $1 - \alpha_m$. Hylkäysvirhe tehdään, kun nollahypoteesi hylätään, vaikka se on tosi. Kun tehdään monta toisistaan riippumatonta testiä, todennäköisyys olla tekemättä hylkäysvirhettä on $(1 - \alpha_m)^l$, jossa l on testien lukumäärä. Mitä useampia testejä tehdään sitä suurempi on hylkäysvirheen todennäköisyys. Tämän takia merkitsevyystasolle α_m tehdään korjaus.

Jotta testisarjan merkitsevyystasoksi saadaan α_m , on yksittäisen testin merkitsevyystason oltava α_k . Olkoon P_1, \dots, P_l nollahypoteesien H_1, \dots, H_l testisuureisiin liittyvät p -arvot. Jos hypoteesi H_i hylätään, kun $P_i \leq \frac{\alpha_m}{l}$, Bonferroni epäyhtälön

$$P\left\{\bigcup_{i=1}^l (P_i \leq \frac{\alpha_m}{l})\right\} \leq \alpha_m \quad (0 \leq \alpha_m \leq 1),$$

mukaan todennäköisyys hylätä yksi tai useampi nollahypoteesi, kun kaikki ovat tosia, on korkeintaan α_m . Bonferroni-korjauksen mukaan $\alpha_k = \frac{\alpha_m}{l}$. (Esim. Hochberg 1988.)

Šidákin menetelmän mukaan

$$\alpha_k = 1 - (1 - \alpha_m)^{\frac{1}{l}}.$$

Šidákin menetelmä on voimakkaampi kuin alkuperäinen Bonferroni-korjaus, koska $1 - (1 - \alpha_m)^{\frac{1}{l}} \geq \frac{\alpha_m}{l}$. Šidákin menetelmän oletus on, että testit ovat riippumattomia. (Esim. Abdi 2007.)

Merkitsevyytason korjausmenetelmäksi valitaan Šidákin menetelmä, koska se on riippumattomien testien tapauksessa voimakkaampi kuin alkuperäinen Bonferroni-korjaus.

7.5 Fisherin yhdistettyjen todennäköisyyksien testi

Fisherin yhdistettyjen todennäköisyyksien testillä (Fisher's combined probability test tai Fisher's method) testataan nollahypoteesia H , että nollahypoteesit H_i ($i = 1, \dots, l$) ovat tosia (Fisher 1932). Fisherin yhdistettyjen todennäköisyyksien testin testisuure on

$$X_F^2 = -2 \sum_{i=1}^l \ln(P_i),$$

jossa P_i on i . testisuureeseen liittyvä p -arvo ja alaindeksi F viittaa siihen, että kysessä on Fisherin yhdistettyjen todennäköisyyksien testin testisuure. (Esim. Brown 1975.) Testien lukumäärä on l .

Nollahypoteesien H_i voimassa ollessa P_i :t noudattavat välin $[0,1]$ tasajakaumaa. Tällöin negatiivinen luonnollinen logaritmi p -arvosta noudattaa eksponenttijakaumaa parametrilla $\lambda = 1$. Eksponenttijakaumaa parametrilla $\lambda = 1$ noudattava muuttuja kerrottuna kahdella noudattaa χ^2 -jakaumaa kahdella vapausasteella. Riippumattomien χ^2 -jakautuneiden muuttujien summa noudattaa χ^2 -jakaumaa, jonka vapausaste on kaksi kertaa summattujen muuttujien lukumäärä. (Liite F.) Nollahypoteesin ollessa tosi X_F^2 noudattaa siis χ^2 -jakaumaa vapausastein $2l$ (Esim. Brown 1975). Testit ja siten P_i :t oletetaan toisistaan riippumattomiksi. (Fisher 1932.)

Tutkielmassa Fisherin eksaktilla testillä (jakso 7.3) testataan arvosanojen ja sukupuolen yhteyttä erikseen kussakin oppiaineessa. Fisherin yhdistettyjen todennäköisyyksien testillä testataan, onko yhdessäkään oppiaineessa yhteyttä arvosanojen ja sukupuolen välillä. Testisuure saadaan laskemalla yhteen oppiainekohtaiset Fisherin eksaktien testien p -arvojen luonnolliset logaritmit ja kertomalla ne miinus kahdella. Nollahypoteesi kumoutuu p -arvon ollessa pieni.

Luku 8

Aineisto ja testitulokset

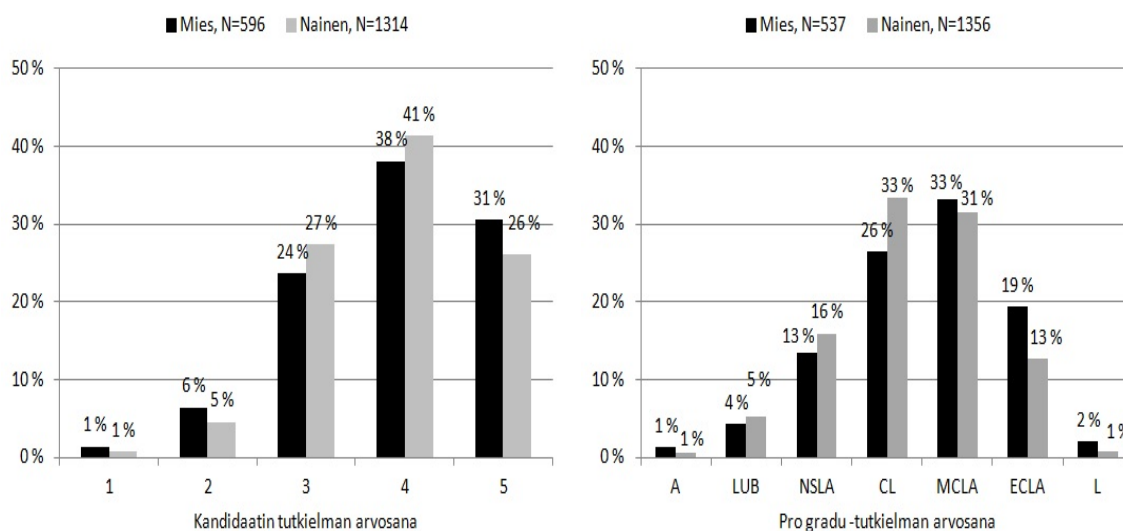
8.1 Aineiston ja tutkimusaiheen esittely

Aineisto on Helsingin yliopiston valtiotieteellisessä tiedekunnassa 1.8.2005 - 30.9.2010 hyväksytysti suoritettut kandidaatin ja pro gradu -tutkielmien arvosanat. Aineisto on kerätty Helsingin yliopiston weboodista, opiskelun ja opetuksen tuen tietojärjestelmästä. Tutkielman osassa II käytettävä aineisto ei ole valtiotieteellisen tiedekunnan osalta sama kuin ensimmäisen osan aineisto. Osan I aineistossa on pro gradu -tutkielman arvosanat, jotka liittyvät vuoden 2000 tammikuun ja vuoden 2012 syyskuun välisenä aikana suoritettuihin tutkintoihin. Osan I aineisto ei ole edes vuoden 2005 elokuun ja vuoden 2010 syyskuun välillä suoritettujen pro gradu -tutkielmien osalta aivan sama, sillä osan II aineistossa on kaikki suoritettut tutkielmat, mutta osassa I on suoritettut tutkielmat, jotka liittyvät viimeistään vuoden 2012 syyskuussa suoritettuun tutkintoon.

Käsiteltävät muuttujat ovat oppiaine, kandidaatin tutkielman arvosana, pro gradu -tutkielman arvosana ja sukupuoli. Oppiainemuuttuja kertoo opiskelijan pääaineen, josta tutkielma on tehty. Kandidaatin tutkielmat on arvosteltu viisi- ja pro gradu -tutkielmat seitsemänportaisella asteikolla. Hyväksytystä kandidaatin tutkielmasta annetaan arvosana 1-5. Hyväksytystä pro gradu -tutkielmasta annetaan arvosana *approbatur* (A), *lubenter approbatur* (LUB), *non sine laude approbatur* (NSLA), *cum laude approbatur* (CL), *magna cum laude approbatur* (MCLA), *eximia cum laude approbatur* (ECLA) tai *laudatur* (L).

Havainnollistamisen yksinkertaistamiseksi ja oppiaineiden välisten vertailujen helpottamiseksi kandidaatin ja pro gradu -tutkielmien arvosanajakaumien lisäksi esitetään parhaimpien arvosanojen osuutta kaikista arvosanoista kuvaava tunnusluku. Kandidaatin tutkielmien osalta tunnuslukuna käytetään kahden korkeimman arvosanan, 5 ja 4, osuutta kaikista annetuista arvosanoista. Pro gradu -tutkielmien osalta tunnuslukuna käytetään kolmen parhaimman arvosanan, L, ECLA ja MCLA, osuutta kaikista annetuista

arvosanoista (luku 3).

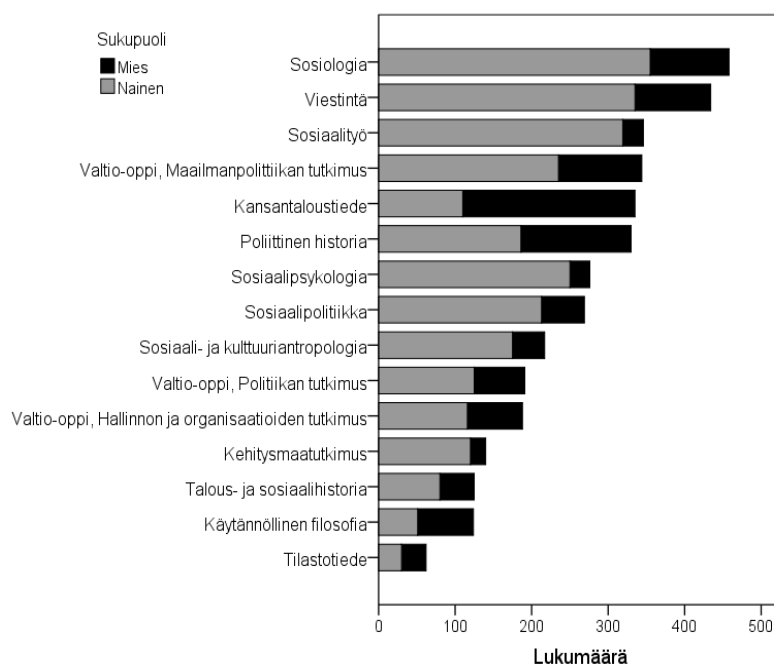


Kuva 8.1: Arvosanjakaumat valtiotieteellisessä tiedekunnassa

Tutkimuksen aihe on sukupuolen ja arvosanojen mahdollinen yhteys. Vaikuttaa siltä, että tiedekunnan tasolla miehet ja naiset saavat yhtä hyviä arvosanoja kandidaatin tutkielmista, mutta pro gradu -tutkielmista miehet saavat naisia parempia arvosanoja. Kandidaatin tutkielmista miehistä suurempi osa kuin naisista on saanut arvosanan 5, 1 ja 2 ja naisista suurempi osa kuin miehistä on saanut arvosanan 3 ja 4 (kuva 8.1). Jomman kumman kahdesta parhaimmasta kandidaatin tutkielman arvosanasta, 4 ja 5, on saanut miehistä 69 ja naisista 67 prosenttia (taulukko G.1). Pro gradu -tutkielmista miehistä suurempi osa kuin naisista on saanut arvosanan L, ECLA, MCLA ja A ja naisista suurempi osa kuin miehistä on saanut arvosanan LUB, NSLA ja CL (kuva 8.1). Jonkin kolmesta parhaimmasta pro gradu -tutkielman arvosanasta, MCLA, ECLA ja L, on saanut miehistä 55 ja naisista 45 prosenttia (taulukko G.1). Kandidaatin tutkielmien arvosanoissa miesten ja naisten väliset erot näyttävät pienemmiltä kuin pro gradu -tutkielmissä. Sekä kandidaatin että pro gradu -tutkielmista miehet saavat naisia enemmän parhaimpia ja huonoimpia arvosanoja. Kyseessä voi olla mm. Wainerin (2007) esittämä ilmiö, että miesten paremmat arvosanat johtuisivat miesten arvosanojen suuremmasta varianssista (luku 3).

Vertailtaessa arvosanojen jakaumia sukupuolittain näyttää siltä, että miehet saavat parempia arvosanoja kuin naiset etenkin pro gradu -tutkielmista. Tulokseen voivat vaikuttaa oppiaineiden väliset erot arvosanoissa sekä sukupuolijakaumissa, joten on tarkasteltava arvosanoja oppiaineittain. Vaikka miehet saivat parempia arvosanoja tiedekun-

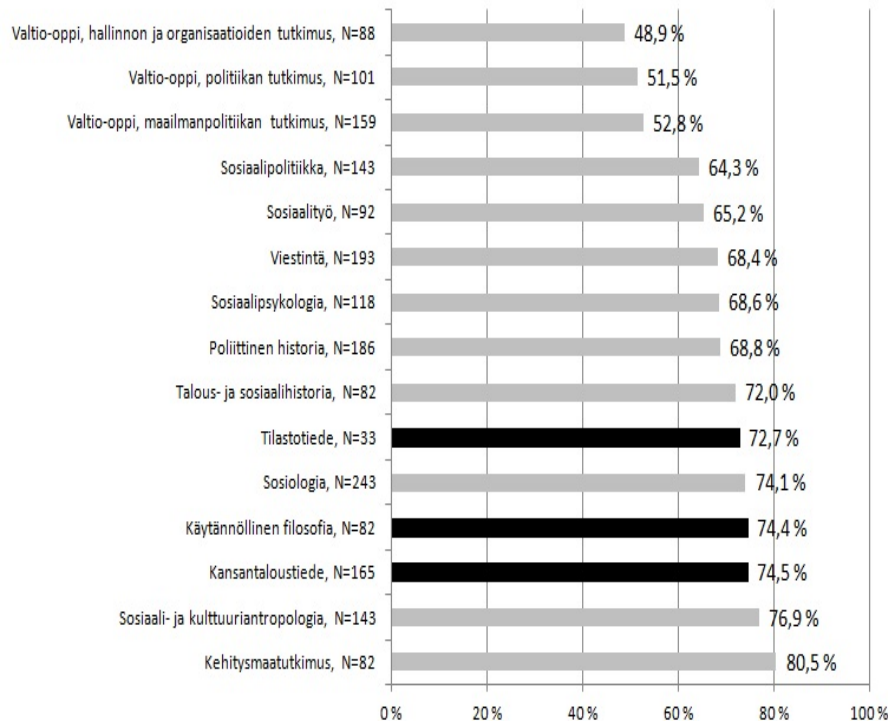
nan tasolla, on mahdollista, että oppiaineittain tarkasteltuna naiset saisivat miehiä parempia arvosanoja. Tällöin kyseessä olisi Simpsonin paradoksi. Simpsonin paradoksissa vertailtaessa ryhmiä osajoukoissa ryhmien välinen ero voi olla erisuuntainen kuin vertailtaessa ryhmiä koko joukossa (Simpson 1951). Tunnettu esimerkki Simpsonin paradoksista havaittiin tutkittaessa suositanko miehiä opiskelijavalinnoissa Berkeleyn yliopistossa (Freedman, Pisani ja Purves 1998).



Kuva 8.2: Oppiaineiden opiskelijamäärät valtiotieteellisessä tiedekunnassa

Aluksi on hyvä selvittää sukupuolijakaumat oppiaineiden sisällä. Miesvaltaisia oppiaineita ovat kansantaloustiede, käytännöllinen filosofia ja tilastotiede (kuva 8.2 ja taulukko G.2 liitteessä G). Kansantaloustieteen opiskelijoista 67 prosenttia on miehiä. Kansantaloustiede on oppiaineista viidenneksi suurin. Naisvaltaisimpia oppiaineita ovat sosiaalityö ja sosiaalipsykologia, joissa yli 90 prosenttia opiskelijoista on naisia. Sosiaalityö on oppiaineista kolmanneksi suurin. Tutkielmassa miesvaltaisella oppiaineella tarkoitetaan oppiainetta, jossa on enemmän mies- kuin naisopiskelijoita. Naisvaltainen oppiaine määritellään vastaavasti.

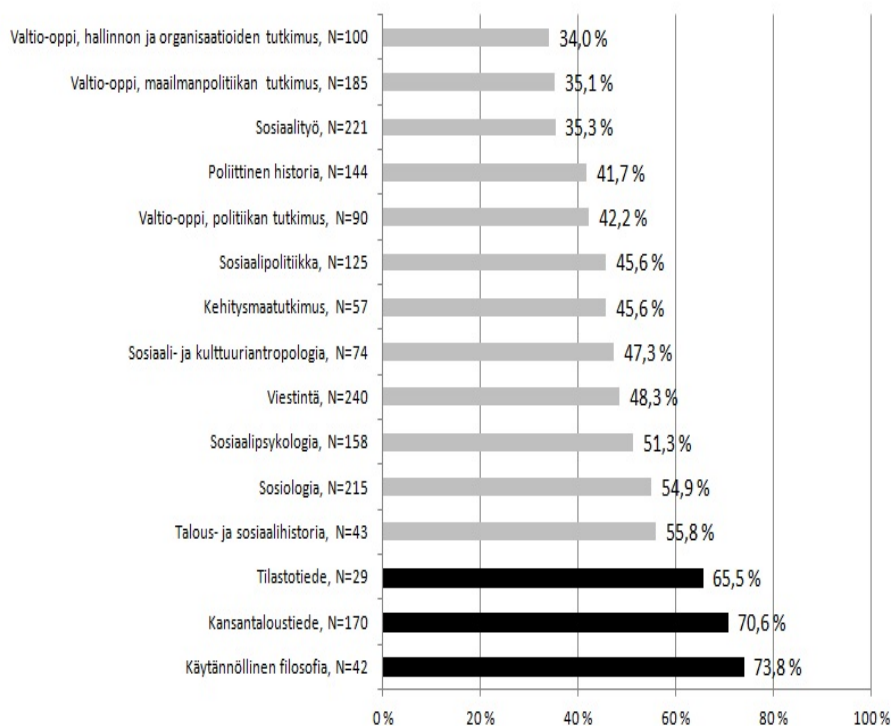
Kuvat 8.3 ja 8.4 esittävät parhaimpien arvosanojen osuudet kaikista tutkielmien arvosanoista oppiaineittain. Miesvaltaiset oppiaineet on merkitty mustalla ja naisvaltaiset oppiaineet harmaalla.



Kuva 8.3: Kahden parhaimman kandidaatin tutkielman arvosanan osuudet oppiaineittain valtiotieteellisessä tiedekunnassa

Valtiotieteellisessä tiedekunnassa kahden parhaimman kandidaatin tutkielman arvosanan osuus kaikista arvosanoista on 67,8 prosenttia (taulukko G.1). Kehitysmaatutkimuksessa, sosiaali- ja kulttuuriantropologiassa, kansantaloustieteessä, käytännöllisessä filosofiassa, sosiologiassa, tilastotieteessä, talous- ja sosiaalhistoriassa, poliittisessä historiassa, sosiaalipsykologiassa ja viestinnässä kahden parhaimman kandidaatin tutkielman osuudet ovat suuremmat kuin valtiotieteellisessä tiedekunnassa. Parhaimpia arvosanoja kandidaatin tutkielmista saadaan kehitysmaatutkimuksesta ja sosiaali- ja kulttuuriantropologiassa. (Kuva 8.3 ja taulukko G.3)

Käytännöllisessä filosofiassa, kansantaloustieteessä, tilastotieteessä, talous- ja sosiaalhistoriassa, sosiologiassa, sosiaalipsykologiassa ja viestinnässä kolmen parhaimman pro gradu -tutkielman arvosanan osuudet ovat suuremmat kuin valtiotieteellisessä tiedekunnassa, jossa kolmen parhaimman arvosanan osuus kaikista pro gradu -tutkielman arvosanoista on 47,6 prosenttia (kuva 8.4, taulukko G.4 ja taulukko G.1). Suurimmat kolmen parhaimman pro gradu -tutkielman osuudet ovat käytännöllisessä filosofiassa, kansantaloustieteessä ja tilastotieteessä (kuva 8.4). Kaikki kolme oppiainetta ovat miesvaltaisia.



Kuva 8.4: Kolmen parhaimman pro gradu -tutkielman arvosanan osuudet oppiaineittain valtiotieteellisessä tiedekunnassa

Kaikissa oppiaineissa, joissa enemmistö opiskelijoista on miehiä, molempien tutkielmien osalta parhaimpien arvosanojen osuudet ovat keskimääräistä suurempia.

Kuvan 8.1 ja taulukon G.1 (liite G) perusteella kandidaatin tutkielmien arvosanoissa ero miesten hyväksi on hyvin pieni. Pro gradu -tutkielmista miehet näyttävät saavan naisia parempia arvosanoja. Tämä saattaa kuitenkin mm. taulukoiden G.2 ja G.4 (liite G) perusteella johtua siitä, että miesvaltaisissa oppiaineissa saadaan parempia arvosanoja kuin naisvaltaisissa oppiaineissa.

8.2 Muuttujien luokittelu

Testattaessa muuttujien välisiä yhteyksiä χ^2 -riippumattomuustestillä ja Fisherin eksaktilla testillä käytetään arvosanamuuttujia, joissa alkuperäisten muuttujien pienimmät luokat on yhdistetty viereiseen arvosanalokkaan. Tällöin jokaiseen luokkaan saadaan riittävästi havaintoja, jotta χ^2 -riippumattomuustestin oletukset olisivat voimassa. Myös Fisherin eksaktin testin ehdollisen todennäköisyyden laskeminen hankaloituu tietokoneen muistin

loppuessa kesken, jos luokkia ei yhdistetä.

Kandidaatin tutkielman arvosanoista yhdistetään arvosanat yksi ja kaksi yhdeksi luokaksi. Uudessa muuttujassa "kandidaatin tutkielman arvosana" on siis neljä luokkaa, joista ensimmäinen sisältää arvosanat 1 ja 2, toinen arvosanan 3, kolmas arvosanan 4 ja neljäs arvosanan 5. Pro gradu -tutkielmien arvosanoista yhdistetään kaksi huonointa ja kaksi parasta arvosanaluokkaa. Uusi muuttuja "pro gradu -tutkielman arvosana" on viisiluokkainen siten, että ensimmäinen luokka sisältää huonoimmat arvosanat A ja LUB, toinen arvosanan NSLA, kolmas arvosanan CL, neljäs arvosanan MCLA ja viides parhaimmat arvosanat ECLA ja L.

Kandidaatin tutkielmista prosentti on saanut arvosanaksi 1. Pro gradu -tutkielmista prosentti on saanut arvosanaksi A ja prosentti on saanut arvosanaksi L (kuva 8.1). Kandidaatin tutkielmista on saatu 1910 arvosanaa ja pro gradu -tutkielmista 1893 arvosanaa (taulukko G.1 liitteessä G). Vaikka kandidaatin tutkielman arvosanoja 1 ja pro gradu -tutkielmien arvosanoja A ja L on vähän, havaintojen luokittelulla voi olla vaikutusta testien tuloksiin (Esim. Barry ja Boland 2004).

8.3 Testien tulokset

8.3.1 χ^2 -riippumattomuustestien tulokset tiedekunnan tasolla

Ensimmäiseksi χ^2 -riippumattomuustestillä tutkitaan, onko kandidaatin ja pro gradu -tutkielmien arvosanajakaumissa eroa oppiaineiden välillä. Seuraavaksi testataan, onko kandidaatin ja pro gradu -tutkielmien arvosanajakaumissa eroa miesten ja naisten välillä.

χ^2 -riippumattomuustestiä voidaan käyttää tutkittaessa oppiaineen ja sukupuolen yhteyttä sekä kandidaatin että pro gradu -tutkielmien arvosanoihin, koska kussakin vertailtavassa ryhmässä kaikki odotetut frekvenssit ovat vähintään 1 ja 80 % on vähintään 5 (jakso 7.2).

Taulukko 8.1: χ^2 -riippumattomuustesti

	arvo	vapausaste	asymptoottinen <i>p</i> -arvo
Kandidaatin tutkielman arvosana ja oppiaine	162,036	42	0,000
Pro gradu -tutkielman arvosana ja oppiaine	229,196	56	0,000

Taulukossa 8.1 on tutkielmien arvosanojen ja oppiaineen yhteyttä testaavan testin tulokset. Kun muuttujina ovat kandidaatin tutkielman arvosanat (neljä luokkaa) ja op-

piaine (viisitoista luokkaa), testin p -arvo on 0,000, joten riippumattomuushypoteesi hylätään. Nollahypoteesi kumoutuu myös tutkittaessa χ^2 -riippumattomuustestillä pro gradu -tutkielmien arvosanojen (viisi luokkaa) ja oppiaineen yhteyttä. Testin p -arvo on 0,000. Kandidaatin ja pro gradu -tutkielmien arvosanjakaumat eroavat oppiaineittain.

Taulukko 8.2: χ^2 -riippumattomuustesti

	arvo	vapausaste	asymptoottinen p -arvo
Kandidaatin tutkielman arvosana ja sukupuoli	10,244	3	0,017
Pro gradu -tutkielman arvosana ja sukupuoli	23,462	4	0,000

Sukupuolella on yhteys sekä kandidaatin tutkielmien että pro gradu -tutkielmien arvosanoihin tiedekunnan tasolla (taulukko 8.2). Tutkittaessa sukupuolen yhteyttä kandidaatin tutkinnon arvosanoihin p -arvo on noin 0,02. Nollahypoteesi kumoutuu selvästi. Miesten ja naisten kandidaatin tutkielmien suhteelliset arvosanjakaumat ovat eri muotoiset (jakso 8.1). Miehistä jommankumman kahdesta parhaimmasta kandidaatin tutkielman arvosanasta on saanut vain 1,2 prosenttiyksikköä suurempi osa kuin naisista (taulukko G.1 liitteessä G).

Testattaessa pro gradu -tutkielmien arvosanojen riippuvuutta sukupuolesta p -arvo on nolla, jolloin riippumattomuusoletus kumoutuu. Miehet saavat pro gradu -tutkimista kolmea parasta arvosanaa L, ECLA ja MCLA ja huonointa arvosanaa A suhteellisesti useammin kuin naiset (jakso 8.1). Miehistä jonkin kolmesta parhaimmasta pro gradu -tutkielman arvosanasta on saanut 9,7 prosenttiyksikköä suurempi osa kuin naisista (taulukko G.1 liitteessä G). Niin kandidaatin kuin pro gradu -tutkielmien arvosanat riippuvat sukupuolesta, kun riippuvuutta tutkitaan tiedekunnan tasolla.

8.3.2 Fisherin eksaktien testien tulokset oppiaineittain

Tutkittaessa arvosanojen ja sukupuolen yhteyttä eri oppiaineissa tehdään paljon testejä. Kandidaatin tutkielmien arvosanojen osalta tehdään viisitoista testiä ja saman verran testejä tehdään pro gradu -tutkielmien osalta eli jakson 7.4 merkinnöin $l = 15$. Merkitsevyystaso kussakin testissä on $\alpha_m = 0,05$. Tutkittaessa arvosanojen yhteyttä sukupuoleen erikseen kussakin oppiaineessa testit ja siten p -arvot ovat riippumattomia. Merkitsevyystasolle α_m tehdään korjaus Šidákin menetelmän (jakso 7.4) mukaan. Korjatuksi merkitsevyystasoksi, α_k , saadaan

$$\alpha_k = 1 - (1 - \alpha_m)^{1/l} = 1 - (1 - 0,05)^{1/15} = 0,0034.$$

Testattaessa erikseen kaikissa oppiaineissa riippuvatko kandidaatin tutkielmien arvosanat sukupuolesta huomataan, että kaikissa oppiaineissa nollahypoteesi eli riippumattomuusoletus jää voimaan. Yksikään p -arvo ei ole pienempi kuin korjattu merkitsevyystaso 0,0034 (taulukko 8.3). Viestinnän ja valtio-opin maailmanpolitiikan tutkimuksen osalta Fisherin eksaktin testin p -arvot ovat melko pienet, mutta ylittävät selvästi korjatun merkitsevyystason. Maailmanpolitiikan tutkimuksen osalta nollahypoteesi kumoutui, jos merkitsevyystaso olisi 0,05 eikä korjattu merkitsevyystaso. Fisherin eksaktin testin perusteella kandidaatin tutkielmien arvosanojen ja sukupuolen välillä ei ole yhteyttä.

Taulukko 8.3: Fisherin eksakti testi, muuttujina kandidaatin tutkielmien arvosanat oppiaineittain ja sukupuoli

oppiaine	p-arvo
sosiaalipsykologia	0,942
sosiaalipolitiikka	0,872
sosiaalityö	0,842
poliittinen historia	0,837
valtio-oppi, hallinnon ja organisaatioiden tutkimus	0,818
käytännöllinen filosofia	0,801
kehitysmaatutkimus	0,800
valtio-oppi, politiikan tutkimus	0,418
talous- ja sosiaalhistoria	0,322
kansantaloustiede	0,296
tilastotiede	0,292
sosiaali- ja kulttuuriantropologia	0,213
sosiologia	0,180
viestintä	0,068
valtio-oppi, maailmanpolitiikan tutkimus	0,027

Jokaisen oppiaineen osalta p -arvo ylittää korjatun merkitsevyystason, kun testataan pro gradu -tutkielmien arvosanojen yhteyttä sukupuoleen (taulukko 8.4). Valtio-opin politiikan tutkimuksen, kehitysmaatutkimuksen ja sosiaali- ja kulttuuriantropologian osalta p -arvot ovat pienemmät kuin 0,05, mutta suuremmat kuin korjattu merkitsevyystaso. Sosiaali- ja kulttuuriantropologian osalta p -arvo on vain hieman suurempi kuin korjattu merkitsevyystaso. Miesten ja naisten pro gradu -tutkielmien arvosanoissa oppiaineittain ei ole tilastollisesti merkitseviä eroja.

Taulukko 8.4: Fisherin eksakti testi, muuttujina pro gradu -tutkielmien arvosanat oppiaineittain ja sukupuoli

oppiaine	<i>p</i>-arvo
tilastotiede	1,000
sosiaalipolitiikka	0,878
talous- ja sosiaalhistoria	0,872
kansantaloustiede	0,770
sosiaalipsykologia	0,562
sosiaalityö	0,455
käytännöllinen filosofia	0,303
valtio-oppi, maailmanpolitiikan tutkimus	0,293
poliittinen historia	0,131
valtio-oppi, hallinnon ja organisaatioiden tutkimus	0,115
viestintä	0,068
sosiologia	0,053
valtio-oppi, politiikan tutkimus	0,043
kehitysmaatutkimus	0,006
sosiaali- ja kulttuuriantropologia	0,004

8.3.3 Fisherin yhdistettyjen todennäköisyyksien testien tulokset

Fisherin yhdistettyjen todennäköisyyksien testillä testataan, riippuvatko tutkielmien arvosanat sukupuolesta oppiaineissa. Nollahypoteesi on, että yhdessäkään oppiaineessa sukupuolen ja arvosanojen välillä ei ole yhteyttä. Testisuure saadaan summaamalla oppiainekohtaisten testien p -arvojen luonnolliset logaritmit ja kertomalla ne miinus kahdella. (Jakso 7.5.) Oppiainekohtaisten testien p -arvot löytyvät taulukoista 8.3 ja 8.4.

Taulukko 8.5: Fisherin yhdistettyjen todennäköisyyksien testi

	arvo	vapausaste	<i>p</i>-arvo
Kandidaatin tutkielman arvosana ja sukupuoli	30,416	30	0,445
Pro gradu -tutkielman arvosana ja sukupuoli	55,838	30	0,003

Taulukon 8.5 mukaan Fisherin yhdistettyjen todennäköisyyksien testin p -arvo on suuri,

kun testataan sukupuolen yhteyttä kandidaatin tutkielmien arvosanoihin oppiainetasolla. Yhdessäkään oppiaineessa kandidaatin tutkielmien arvosanojen ja sukupuolen välillä ei ole tilastollisesti merkitsevää yhteyttä.

Pro gradu -tutkielmien arvosanat eivät ole riippumattomia. Fisherin yhdistettyjen todennäköisyyksien testin p -arvo on pienempi kuin valittu merkitsevyystaso 0,05 (taulukko 8.5). Nollahypoteesi, että arvosanojen ja sukupuolen välillä ei ole yhteyttä kumoutuu. Pro gradu -tutkielman arvosanat riippuvat Fisherin yhdistettyjen todennäköisyyksien testin mukaan sukupuolesta joissakin oppiaineissa. Tulos on ristiriidassa Fisherin eksaktin testin tulosten kanssa, joiden perusteella pro gradu -tutkielman arvosanat eivät riipu sukupuolesta yhdessäkään oppiaineessa.

8.4 Oppiaineiden arvosanjakaumien tarkastelua

Tarkastellaan tarkemmin miesten ja naisten arvosanjakaumia oppiaineissa, joissa Fisherin eksaktin testin p -arvo on pieni. Näin on syytä tehdä, koska jonkin asian, tässä tapauksessa ero arvosanjakaumissa sukupuolten välillä, tilastollinen merkitsemättömyys ei aina tarkoita sitä, ettei asialla olisi merkitystä käytännössä tai päinvastoin. Merkitsevyystason valinta vaikuttaa siihen mitä tuloksia pidetään tilastollisesti merkitsevinä. Toisella merkitsevyystason valinnalla tulokset olisivat voineet olla toisenlaiset.

Kandidaatin tutkielmien arvosanoissa ei Fisherin eksaktin testin perusteella käytetäessä korjattua merkitsevyystasoa ole eroa sukupuolten välillä, mutta valtio-opin maailmanpolitiikan tutkimuksen osalta testin p -arvo on melko pieni, vain 0,027. Fisherin yhdistettyjen todennäköisyyksien testin perusteella kandidaatin tutkielmissa ei ole eroa miesten ja naisten välillä yhdessäkään oppiaineessa. Jos maailmanpolitiikan tutkimuksen kandidaatin tutkielmien arvosanoissa on eroa sukupuolten välillä, niin otoksessa ero on naisten hyväksi (liite H). Maailmanpolitiikan tutkimuksessa naisista noin 58 prosenttia ja miehistä noin 39 prosenttia on saanut kandidaatin tutkielman arvosanaksi toisen kahdesta parhaimmasta arvosanasta (taulukko G.3 liitteessä G).

Myös tilastotieteessä naisten ja miesten kandidaatin tutkielmien arvosanjakaumissa on eroa ja ero näyttää olevan otoksessa naisten hyväksi (liite H). Naisista toisen kahdesta parhaimmasta kandidaatin tutkielman arvosanasta on saanut noin 11 prosenttiyksikköä suurempi osuus kuin miehistä (taulukko G.3). Muissa oppiaineissa huomattavia eroja arvosanjakaumissa ei ole sosiaalityötä ja viestintää lukuun ottamatta (liite H). Jos miesten ja naisten viestinnän kandidaatin tutkielmien arvosanoissa on eroa, otoksessa ero on miesten hyväksi. Sosiaalityössä ero on naisten hyväksi, mutta oppiaineen kandidaatin tutkielmasta arvosanan on saanut vain neljä miestä (taulukko G.3 liitteessä G).

Yhdessäkään oppiaineessa pro gradu -tutkielmien arvosanoissa ei ole tilastollisesti merkitsevää eroa sukupuolten välillä Fisherin eksaktin testin perusteella, kun käytetään kor-

jattua merkitsevyytensä. Sosiaali- ja kulttuuriantropologian, kehitysmaatutkimuksen ja valtio-opin politiikan tutkimuksen osalta p -arvot ovat pieniä. Fisherin yhdistettyjen todennäköisyyksien testin perusteella yhdessä tai useammassa oppiaineessa miesten ja naisten välillä on eroa pro gradu -tutkielmien arvosanoissa.

Jos kehitysmaatutkimuksen, sosiaali- ja kulttuuriantropologian ja politiikan tutkimuksen pro gradu -tutkielmien arvosanoissa on eroa miesten ja naisten välillä, kehitysmaatutkimuksessa eroa on naisten hyväksi ja sosiaali- ja kulttuuriantropologiassa sekä politiikan tutkimuksessa eroa on miesten hyväksi (liite I). Edellämainittuja oppiaineita lukuunottamatta huomattavia eroja arvosanaajakaumissa ei miesten ja naisten välillä ole.

Kehitysmaatutkimuksessa naisista 1,4 prosenttiyksikköä suurempi osuus kuin miehistä on saanut pro gradu -tutkielman arvosanaksi jonkin kolmesta parhaimmasta arvosanasta (taulukko G.4 liitteessä G). Vielä suuremmat erot sukupuolten kolmen parhaimman pro gradu -tutkielmien arvosanan osuuksissa on sosiaali- ja kulttuuriantropologiassa ja valtio-opin politiikan tutkimuksessa. Sosiaali- ja kulttuuriantropologiassa miesten pro gradu -tutkielmista kolmen parhaimman arvosanan osuus on noin 25 ja politiikan tutkimuksessa noin 32 prosenttiyksikköä suuremmat kuin naisten vastaavat osuudet.

Kehitysmaatutkimuksessa ja sosiaali- ja kulttuuriantropologiassa pro gradu -tutkielmasta arvosanan saaneista miehiä on huomattavasti vähemmän kuin naisia (taulukko G.3 liitteessä G). Tällöin yksittäisen miehen saama arvosana vaikuttaa arvosanaajakaumien erojen vertailussa paljon enemmän kuin yksittäisen naisen arvosana.

Luku 9

Pohdintaa

Arvosanjakaumien tarkastelujen mukaan miehet saavat valtiotieteellisessä tiedekunnassa parempia arvosanoja pro gradu -tutkielmista kuin naiset. Kandidaatin tutkielmien osalta miesten ja naisten välinen ero arvosanoissa ei näytä yhtä suurelta. Sekä kandidaatin että pro gradu -tutkielmien osalta yhteys sukupuolen ja arvosanojen välillä on tiedekunnan tasolla tilastollisesti merkitsevä. Eroja arvosanoissa esiintyy oppiaineiden välillä. Oppiaineiden ja sekä kandidaatin tutkielmien että pro gradu -tutkielmien arvosanojen välillä on tilastollisesti merkitsevä yhteys. Oppiaineiden arvosanjakaumat eroavat toisistaan.

Kandidaatin tutkielmien arvosanojen ja sukupuolen välillä ei ole tilastollisesti merkitsevää yhteyttä oppiaineittain tarkasteltuna. Lähimpänä kandidaatin tutkielmien arvosanojen ja sukupuolen riippumattomuusoletuksen hylkääminen on valtio-opin maailmanpolitiikan tutkimuksessa, jossa naisista suurempi osa kuin miehistä on saanut parhaimpia arvosanoja.

Pro gradu -tutkielmien arvosanoissa ei ole tilastollisesti merkitseviä eroja sukupuolten välillä oppiaineittain tarkasteltuna Fisherin eksaktin testin perusteella, kun käytetään korjattua merkitsevyystasoa. Pro gradu -tutkielmien arvosanojen ja sukupuolen riippumattomuusoletus on lähimpänä hylkäämistä sosiaali- ja kulttuuriantropologiassa, kehitysmaatutkimuksessa ja valtio-opin politiikan tutkimuksessa. Fisherin yhdistettyjen todennäköisyyksien testin mukaan yhdessä tai useammassa oppiaineessa pro gradu -tutkielmien arvosanoissa on eroa sukupuolten välillä. Sosiaali- ja kulttuuriantropologiassa sekä valtio-opin politiikan tutkimuksessa miesten pro gradu -tutkielmien arvosanat ovat paremmat kuin naisten ja kehitysmaatutkimuksessa päinvastoin.

Vaikka miehet saavat valtiotieteellisen tiedekunnan tasolla naisia parempia arvosanoja tutkielmista ja miehet saavat myös kaikkein huonoimpia arvosanoja hieman naisia useammin, aineistossa ei ole kyse ilmiöstä, että miesten paremmat arvosanat olisivat seurausta miesten arvosanojen suuremmasta varianssista. Miehet eivät oppiaineittain tarkasteltuna saa naisia parempia arvosanoja. Tällöin aineistossa ei ilmene myöskään Simpsonin para-

doksia.

Sukupuolen tilastollisesti merkitsevä yhteys arvosanoihin tiedekunnan tasolla johtuu siitä, että oppiaineiden välillä on suuria eroja niin arvosana- kuin sukupuolijakaumissa. Miesten paremmat arvosanat kandidaatin tutkielmissa ja erityisesti pro gradu -tutkielmissa selittyvät oppiaineiden välisillä eroilla. Miesvaltaisissa oppiaineissa kansantaloustieteessä, käytännöllisessä filosofiassa ja tilastotieteessä saadaan muita oppiaineita parempia arvosanoja etenkin pro gradu -tutkielmista.

Samat tulokset havaittiin valtiotieteellisen tiedekunnan tasa-arvo- ja yhdenvertaisuusselvityksessä 2010-2011. Tasa-arvo- ja yhdenvertaisuusselvityksessä todettiin joissakin oppiaineissa olevan eroa miesten ja naisten pro gradu -tutkielmien arvosanoissa. Tulokseen oli päädytty vertailemalla arvosanojen keskiarvoja. (Holli 2011.)

Viitteet

- Abdi, H, (2007): The Bonferonni and Šidák Corrections for Multiple Comparisons. Teoksessa Salkind, Neil (toim.): *Encyclopedia of Measurement and Statistics*. Thousand Oaks: Sage, Kalifornia. [WWW-dokumentti]. <<http://www.utdallas.edu/~herve/Abdi-Bonferroni2007-pretty.pdf>>. (Viitattu 19.9.2011).
- Agresti, A. (2010): *Analysis of ordinal categorical data*. Wiley, New York.
- Agresti, A. (2002): *Categorical Data Analysis*. Toinen laitos. Wiley, New York.
- Barry, D. ja Boland P. J. (2004): Debating the Use of Statistical Evidence in Allegations of Age Discrimination. *The American Statistician* **58**, 102-109.
- Brown, M. B. (1975): A Method for Combining Non-Independent, One-Sided Test of Significance. *Biometrics* **31**, 4, 987-992.
- Cochran, W. G. (1954): Some Methods for Strengthening the Common χ^2 Tests. *Biometrics* **10**, 417-45.
- Dudewicz, E. J. ja Mishra, S. N. (1988): *Modern Mathematical Statistics*. Wiley, New York.
- Fagerland, M. W. ja Sandvik L. (2009): The Wilcoxon-Mann-Whitney test under scrutiny. *Statistics in Medicine* **28**, 1487-1497.
- Fisher, R. A. (1973): *Statistical Methods for Research Workers*. Neljästoista uudistettu ja laajennettu laitos. Hafner, New York.
- Fisher, R. A. (1932): *Statistical Methods for Research Workers*. Neljäs laitos. Oliver and Boyd, Edinburgh.
- Freedman, D., Pisani, R., ja Purves, R. (1998): *Statistics*. Kolmas laitos. Norton, New York.

- Helsingin yliopisto, 2004. *Tutkinnonuudistus Helsingin yliopistossa*. [WWW-dokumentti]. <<http://www.helsinki.fi/tutkinnonuudistus/index.html>>. (Viitattu 27.11.2012).
- Hochberg, Y. (1988): A sharper Bonferroni procedure for multiple tests of significance. *Biometrika* **75**, 800-802.
- Holli, A. (2011): Naisten ja miesten opinnäytetöiden arvosanat. Selvityksessä Valkeapää, A. (toim.): *Helsingin yliopiston valtiotieteellisen tiedekunnan tasa-arvo- ja yhdenvertaisuusselvitys 2010-2011*. <https://alma.helsinki.fi/download/2000000183769/Tasa-arvoselvitys_2010_2011.pdf>. (Viitattu 4.12.2012).
- McCullagh, P. (1980): Regression Models for Ordinal Data. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* **42**, 2, 109-142.
- McCullagh, P. ja Nelder, J. A. (1983): *Generalized Linear Models*. Chapman and Hall, London.
- Patefield, W. M. (1981): Algorithm AS 159: An Efficient Method of Generating Random $R \times C$ Tables with Given Row and Column Totals. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)* **30**, 1, 91-97.
- Peterson, B ja Harrell, F. E. (1990): Partial Proportional Odds Models for Ordinal Response Variables. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*. **39**, 2, 205-217.
- Simpson, E. H. (1951): The Interpretation of Interaction in Contingency Tables. *Journal of the Royal Statistical Society* **13**, 238-241.
- Stevens, S. S. (1946): On the Theory of Scales of Measurement. *Science* **103**, 2684, 677-680.
- Wainer, H. (2007): The Most Dangerous Equation. *American Scientist* **95**, 3, 249-256.
- Yee, T. W. (2010): The VGAM Package for Categorical Data Analysis. *Journal of Statistical software* **32**, 10.
- Zimmerman, D. W. (1992): Failure of the Mann-Whitney Test: A Note on the Simulation Study of Gibbons and Chakraborti (1991). *Journal of Experimental Education* **60**, 4, 359-364.

Liite A

Muuttujat

Pro gradu -tutkielman arvosana: Pro gradu -tutkielman arvosanat, jotka on arvosteltu seitsemän portaisella asteikolla approbatur (A), lubenter approbatur (LUB), non sine laude approbatur (NSLA), cum laude approbatur (CL), magna cum laude approbatur (MCLA), eximia cum laude approbatur (ECLA) tai laudatur (L). Pro gradu -tutkielmasta käytetään myös luokiteltua muuttujaa, jonka luokat ovat A-LUB, NSLA, CL, MCLA ja ECLA-L.

Kandidaatin tutkielman arvosana: Kandidaatin tutkielman arvosanat, jotka on arvosteltu viisiportaisella asteikolla 1-5. Kandidaatin tutkielman arvosanasta käytetään myös luokiteltua muuttujaa, jonka luokat ovat 1-2, 3, 4 ja 5.

Tiedekunta: Helsingin yliopiston tiedekunta. Kahdestatoista Helsingin yliopiston tiedekunnasta mukana on yhdeksän tiedekuntaa, bio- ja ympäristötieteellinen, farmasian, humanistinen, käyttäytymistieteellinen, matemaattis-luonnontieteellinen, maatalous-metsätieteellinen, oikeustieteellinen, teologinen ja valtiotieteellinen tiedekunta. Lääketieteellinen tiedekunta, eläinlääketieteellinen tiedekunta ja svenska social- och kommunalhögskolan eivät ole mukana tutkielmassa.

Oppiaine: Oppiaine, josta tutkielma on tehty. Tutkielmassa käsitellään vain valtiotieteellisen tiedekunnan oppiaineita. Valtiotieteellisessä tiedekunnassa on 15 oppiainetta, kansantaloustiede, kehitysmaatutkimus, käytännöllinen filosofia, poliittinen historia, sosiaali- ja kulttuuriantropologia, sosiaalipolitiikka, sosiaalipsykologia, sosiaalityö, sosiologia, talous- ja sosiaalihistoria, tilastotiede, valtio-opin hallinnon ja organisaation tutkimus, valtio-opin maailmanpolitiikan tutkimus, valtio-opin politiikan tutkimus ja viestintä.

Sukupuoli: Opiskelijan sukupuoli.

Opinto-oikeuden alkamispäivä: Päivämäärä, jolloin opiskelijan opinto-oikeus kyseessä olevaan tutkintoon on alkanut. Muuttuja ei huomioi sitä, jos opiskelija on ollut poissaolevana ennen opintojen aloitusta tai niiden aikana. Poissaolevana olemisen tarkoittaa sitä, että opiskelijalla on voimassa oleva opinto-oikeus, mutta hän ei suorita opintoja kyseisenä aikana. Useampia tutkintoja Helsingin yliopistossa suoritaneilla on useampia opinto-oikeuden alkamispäiviä, yksi jokaista tutkintoa kohti.

Ikä valmistumisvuonna: Kuinka monta vuotta opiskelija on täyttänyt sinä vuonna, kun on suorittanut tutkinnon. Tutkinnon suoritusvuoden ja syntymävuoden erotus. Valmistumisiästä käytetään myös muuttujaa, jossa ääripäiden havaintoja on yhdistetty. Samoihin luokkiin on yhdistetty 23-vuotiaat ja nuoremmat ja 40-vuotiaat ja vanhemmat. Tällöin valmistumiän keskiarvo, jota käytetään vertailtaessa ennustettuja todennäköisyyksiä (luku 4), on 30 vuotta.

Opinto-oikeuden peruste: Opinto-oikeuden peruste kertoo millä perusteella opiskelija on saanut tutkintoon opinto-oikeuden. Vaihtoehtoja on 23, ammatillinen tutkinto, ammattikorkeakoulututkinto, avoimen yliopiston opinnot, Helsingin yliopiston alempi korkeakoulututkinto, Helsingin yliopiston ylempi korkeakoulututkinto, International Baccalaureate (IB), muu peruste, oman tiedekunnan opinnot, Reifeprüfung, sopimus/ohjelma, tiedekunnan erillislupa, toisen yliopiston alempi korkeakoulututkinto, toisen yliopiston opinnot, toisen yliopiston ylempi korkeakoulututkinto, tutkinto ulkomailla, ylioppilastutkinto, opinnot ulkomailla, toisen tiedekunnan opinnot, muu koulutus, European Baccalaureate (EB), pohjoismainen ylioppilastutkinto, abiturientti ja laudatur-opinnot. Opinto-oikeuden perusteesta käytetään luokiteltua muuttujaa, jonka neljä luokkaa ovat ylioppilastutkinnon, aiempien opintojen, aiemman tutkinnon ja muulla perusteella opinto-oikeuden saaneet. Luokittelu esitetään liitteessä B.

Tutkielman suoritusvuosi: Vuosi, jolloin pro gradu -tutkielma on suoritettu.

Opintojen kesto: Tutkinnon suorittamisen ja opinto-oikeuden alkamisen välinen aika vuosina. Laskettu siten, että tutkinnon suoritusvuodesta on vähennetty opinto-oikeuden alkamisvuosi. Opintojen kesto -muuttuja ei huomioi sitä, jos opiskelija on ollut poissaolevana opinto-oikeuden alkamisen jälkeen. Opintojen kesto -muuttuja ei myöskään huomioi sitä, jos opiskelija on vaihtanut tutkintoa ja hyväksilukennut edellisen tutkinnon opintoja uuteen tutkintoon. Opintojen kestoa tarkasteltaessa on huomioitava, että tutkintouudistus vaikuttaa siihen. Opintojen kesto -muuttujasta käytetään myös muuttujaa, jossa ääripään havainnot on yhdistetty. Samaan luokkaan on yhdistetty kymmenen vuotta tai sitä pidempään opiskelleet. Tällöin opintojen keston keskiarvo, jota käytetään vertailtaessa ennustettuja todennäköisyyksiä (luku 4), on 6 vuotta.

Liite B

Tunnuslukuja pro gradu -tutkielmien arvosanoista tiedekunnittain, sukupuolittain ja opinto-oikeuden perusteen mukaan Helsingin yliopistossa

Taulukko B.1: Tunnusluvut arvosanoista tiedekunnittain

tiedekunta	tutkielmien lukumäärä	kolmen parhaimman arvosanan osuus
Helsingin yliopisto	27997	58,3 %
humanistinen	6103	55,8 %
matemaattis-luonnontieteellinen	4318	69,8 %
valtiotieteellinen	4288	48,0 %
käyttäytymistieteellinen	3315	48,7 %
oikeustieteellinen	3012	71,2 %
maatalous-metsätieteellinen	2829	52,0 %
teologinen	1826	56,4 %
bio- ja ympäristötieteellinen	1204	70,6 %
farmasian	387	76,7 %

Taulukko B.2: Miesten ja naisten pro gradu -tutkielmien arvosanat tiedekunnittain tiedekunta

		tutkielmien lukumäärä	kolmen parhaimman arvosanan osuus
maatalous-metsätieteellinen	miehet	1036	44,2 %
	naiset	1793	56,6 %
farmasian	miehet	76	64,5 %
	naiset	311	79,7 %
humanistinen	miehet	1350	61,6 %
	naiset	4753	54,2 %
valtiotieteellinen	miehet	1240	53,1 %
	naiset	3048	45,9 %
käyttäytymistieteellinen	miehet	332	56,3 %
	naiset	2983	47,9 %
bio- ja ympäristötieteellinen	miehet	251	66,5 %
	naiset	953	71,7 %
matemaattis-luonnontieteellinen	miehet	2218	68,2 %
	naiset	2100	71,0 %
Helsingin yliopisto	miehet	8584	60,7 %
	naiset	19393	57,2 %
oikeustieteellinen	miehet	1243	69,6 %
	naiset	1769	72,3 %
teologinen	miehet	643	56,0 %
	naiset	1183	56,6 %

Taulukko B.3: Pro gradu -tutkielman arvosana ja opinto-oikeuden peruste

opinto-oikeuden peruste		tutkielmien lukumäärä	kolmen parhaimman arvosanan osuus	
ylioppilastutkinto	ylioppilastutkinto	23033	59,6 %	
	IB	101	75,2 %	
	EB	5	60,0 %	
	pohjoismainen ylioppilastutkinto	3	100,0 %	
	reifeprüfung	34	67,6 %	
aiemmat opinnot	avoimen yliopiston opinnot	284	32,0 %	
	toisen tiedekunnan opinnot	202	65,8 %	
	oman tiedekunnan opinnot	21	47,6 %	
	toisen yliopiston opinnot	201	58,2 %	
	opinnot ulkomailla	187	47,1 %	
	muu koulutus	7	42,9 %	
	laudatur-opinnot	87	10,3 %	
	aiempi tutkinto	ammattillinen tutkinto	231	38,1 %
		ammattikorkeakoulu tutkinto	169	47,3 %
HY:n alempi korkeakoulututkinto		490	53,3 %	
HY:n ylempi korkeakoulututkinto		55	47,3 %	
toisen yliopiston alempi korkeakoulututkinto		192	55,7 %	
toisen yliopiston ylempi korkeakoulututkinto		98	53,1 %	
tutkinto ulkomailla		499	57,7 %	
muu peruste		muu peruste	533	52,9 %
		sopimus/ohjelma	70	28,6 %
		tiedekunnan erillislupa	780	51,2 %

Liite C

Estimointi- ja testitulokset

Kaikkien selittäjien osalta suhteellisten vastamittojen oletus ei ole voimassa. Näille selittäjille on taulukossa neljä eri estimaattia ja selittäjille, joiden osalta oletus on voimassa, on vain yksi estimaatti. Estimaattia kumulatiiviselle vastamitan logaritmille, kun pro gradu -tutkielman arvosana on suurempi tai yhtäsuuri kuin NSLA eli $Y \geq 1$ on merkitty taulukossa numerolla yksi, estimaattia kumulatiiviselle vastamitan logaritmille, kun pro gradu -tutkielman arvosana on suurempi tai yhtäsuuri kuin CL eli $Y \geq 2$ on merkitty taulukossa numerolla kaksi, estimaattia kumulatiiviselle vastamitan logaritmille, kun pro gradu -tutkielman arvosana on suurempi tai yhtäsuuri kuin MCLA eli $Y \geq 3$ on merkitty taulukossa numerolla kolme ja estimaattia kumulatiiviselle vastamitan logaritmille, kun pro gradu -tutkielman arvosana on suurempi tai yhtäsuuri kuin ECLA eli $Y \geq 4$ on merkitty taulukossa numerolla neljä.

Tilastollisesti merkitsevien selittäjien p -arvot on lihavoitu. Merkitsevyystaso on 0,05. Tulokset on jaettu kahteen taulukkoon. Ensimmäisessä taulukossa on estimaatit päävai-
kutuksille ja toisessa estimaatit interaktioille.

Taulukko C.1: Päävaikutukset

		estimaatti	keskivirhe	z-arvo	p-arvo
vakio	1	6,270	0,551	11,375	0,000
	2	3,796	0,314	12,089	0,000
	3	1,799	0,246	7,323	0,000
	4	-0,004	0,314	-0,014	0,494
valmistumisikä	1	-0,095	0,016	-5,944	0,000
	2	-0,074	0,010	-7,737	0,000
	3	-0,064	0,008	-8,204	0,000
	4	-0,072	0,010	-6,986	0,000
opintojen kesto	1	0,015	0,086	0,173	0,431
	2	0,046	0,049	0,942	0,173
	3	0,080	0,039	2,080	0,019
	4	0,099	0,050	1,984	0,024
mies	1	0,038	0,437	0,086	0,466
	2	0,369	0,254	1,454	0,073
	3	0,686	0,195	3,521	0,000
	4	1,122	0,242	4,640	0,000
tutkinto suoritettu 2008		0,026	0,089	0,296	0,384
opinto-oikeuden peruste					
aiemmat opinnot		-0,231	0,072	-3,201	0,001
aiempi tutkinto		-0,812	0,300	-2,702	0,003

		estimaatti	keskivirhe	z-arvo	p-arvo
tiedekunta					
bio- ja ympäristötieteellinen	1	0,697	0,582	1,197	0,116
	2	1,366	0,316	4,328	0,000
	3	1,337	0,185	7,216	0,000
	4	1,337	0,201	6,659	0,000
farmasian	1	1,461	0,446	3,279	0,001
	2	2,201	0,339	6,498	0,000
	3	1,893	0,254	7,455	0,000
	4	1,658	0,242	6,856	0,000
humanistinen	1	0,020	0,495	0,040	0,484
	2	0,465	0,278	1,675	0,047
	3	0,027	0,204	0,134	0,447
	4	0,075	0,269	0,280	0,390
käyttäytymistieteellinen	1	-0,202	0,104	-1,938	0,026
	2	0,088	0,063	1,405	0,080
	3	0,194	0,051	3,845	0,000
	4	0,297	0,067	4,432	0,000
matemaattis-luonnontieteellinen	1	1,856	0,428	4,335	0,000
	2	2,010	0,211	9,537	0,000
	3	1,779	0,122	14,564	0,000
	4	1,575	0,134	11,719	0,000
maatalous-metsätieteellinen	1	1,166	0,329	3,540	0,000
	2	1,113	0,173	6,428	0,000
	3	0,831	0,134	6,255	0,000
	4	1,111	0,178	6,228	0,000
oikeustieteellinen	1	-0,414	0,772	-0,536	0,296
	2	1,565	0,442	3,544	0,000
	3	2,234	0,313	7,134	0,000
	4	1,603	0,355	4,522	0,000
teologinen	1	0,249	0,325	0,767	0,221
	2	0,682	0,204	3,352	0,000
	3	0,610	0,162	3,772	0,000
	4	1,295	0,196	6,605	0,000

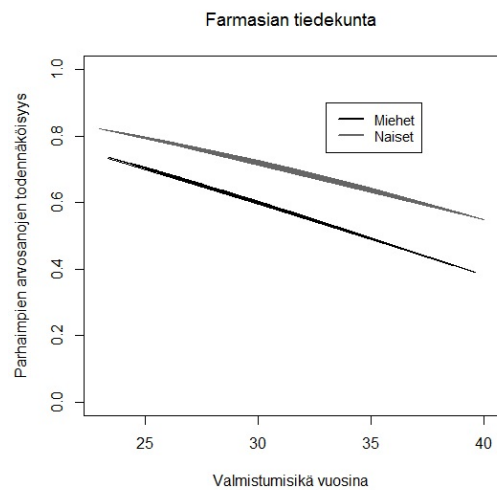
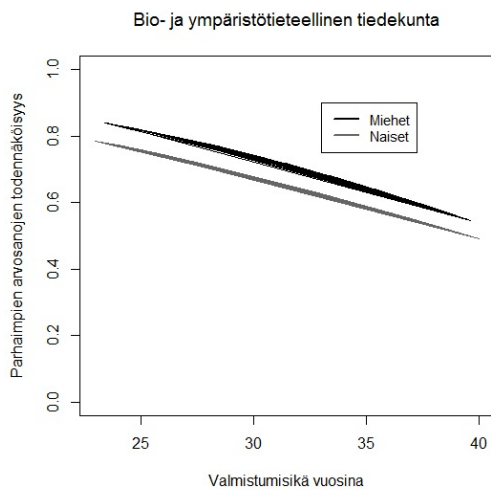
Taulukko C.2: Interaktiot

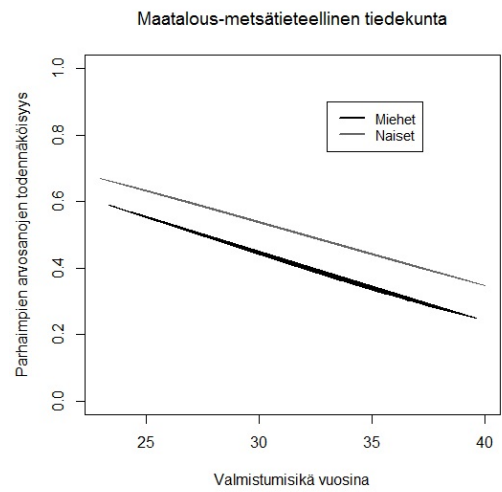
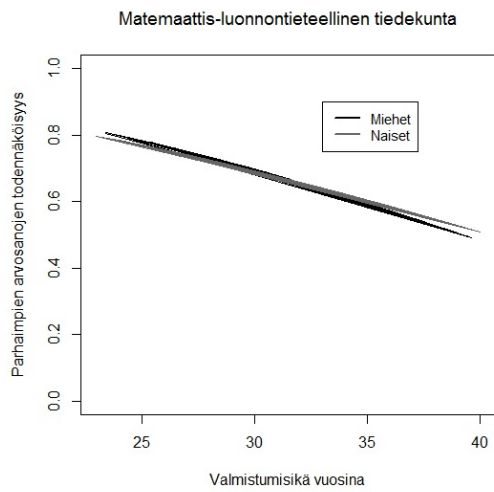
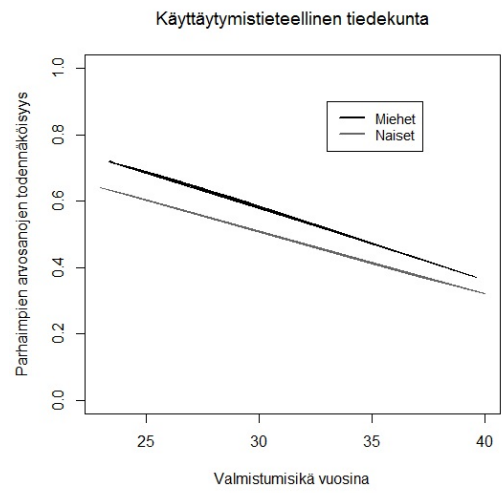
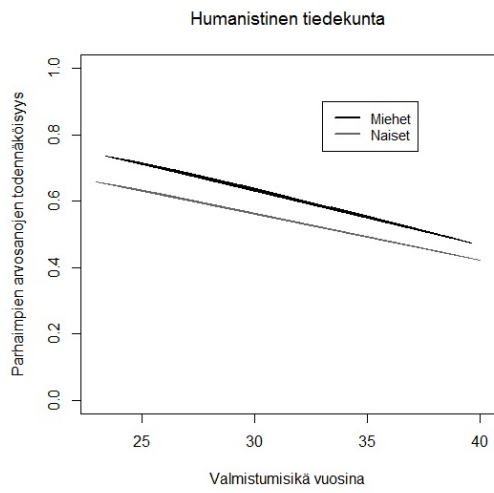
		estimaatti	keskivirhe	z-arvo	p-arvo
valmistumisikä ja opintojen kesto	1	-0,002	0,002	-0,808	0,210
	2	-0,002	0,001	-1,537	0,062
	3	-0,003	0,001	-2,261	0,012
	4	-0,002	0,002	-1,297	0,097
valmistumisikä ja mies	1	-0,001	0,013	-0,068	0,473
	2	-0,007	0,008	-0,970	0,166
	3	-0,012	0,006	-2,012	0,022
	4	-0,018	0,008	-2,241	0,012
valmistumisikä ja tiedekunta humanistinen	1	0,001	0,016	0,059	0,477
	2	0,006	0,009	0,680	0,248
	3	0,021	0,007	2,956	0,002
	4	0,029	0,010	3,039	0,001
oikeustieteellinen	1	0,057	0,028	2,009	0,022
	2	-0,009	0,015	-0,617	0,269
	3	-0,029	0,011	-2,708	0,003
	4	-0,005	0,013	-0,397	0,346
valmistumisikä ja opinto-oikeuden peruste aiempi tutkinto		0,022	0,010	2,203	0,014
opintojen kesto ja tutkinto suoritettu 2008		-0,024	0,013	-1,871	0,031
opintojen kesto ja tiedekunta bio- ja ympäristötieteellinen	1	0,050	0,088	0,570	0,284
	2	-0,032	0,047	-0,688	0,246
	3	-0,071	0,029	-2,444	0,007
	4	-0,101	0,033	-3,024	0,001
farmasian humanistinen		-0,126	0,051	-2,472	0,007
	1	0,051	0,033	1,531	0,063
	2	-0,012	0,020	-0,580	0,281
	3	-0,040	0,016	-2,510	0,006
matemaattis-luonnontieteellinen	4	-0,077	0,021	-3,700	0,000
	1	-0,151	0,051	-2,935	0,002
	2	-0,137	0,027	-5,068	0,000
	3	-0,134	0,018	-7,592	0,000
4	-0,142	0,021	-6,683	0,000	

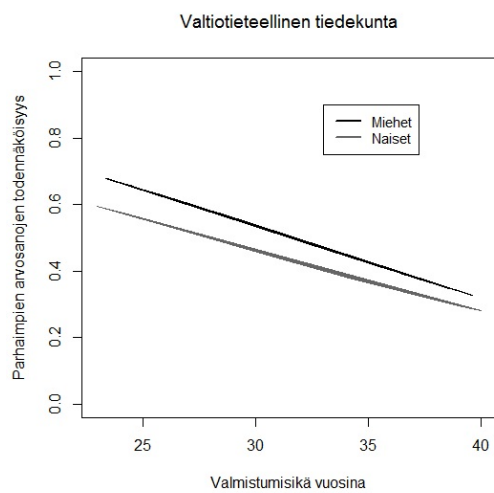
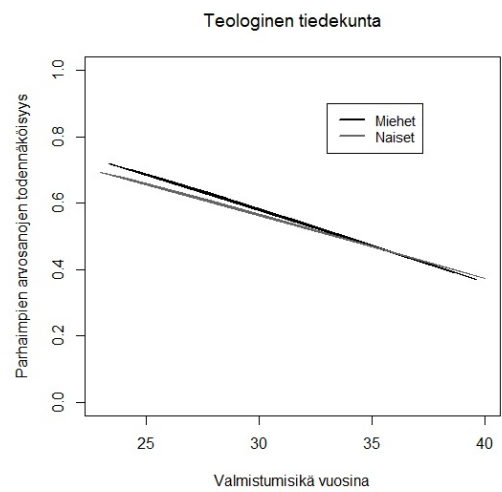
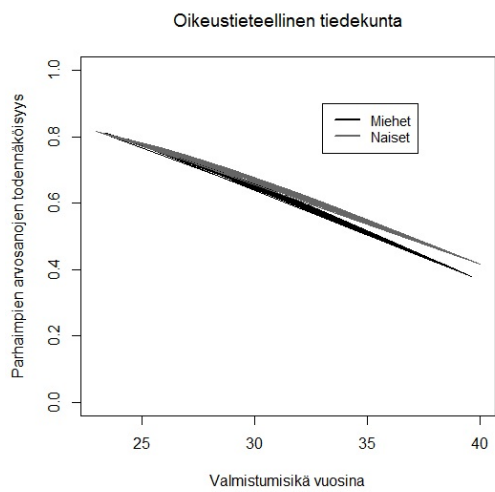
		estimaatti	keskivirhe	z-arvo	p-arvo
maatalous-metsätieteellinen	1	-0,149	0,042	-3,574	0,000
	2	-0,137	0,024	-5,658	0,000
	3	-0,086	0,021	-4,134	0,000
	4	-0,133	0,030	-4,505	0,000
oikeustieteellinen	1	-0,103	0,061	-1,698	0,045
	2	-0,052	0,032	-1,618	0,053
	3	-0,075	0,023	-3,282	0,001
	4	-0,067	0,026	-2,534	0,006
teologinen	1	-0,040	0,042	-0,9713	0,166
	2	-0,067	0,028	-2,395	0,008
	3	-0,030	0,024	-1,249	0,106
	4	-0,089	0,030	-2,948	0,002
opintojen kesto ja opinto-oikeuden peruste aiempi tutkinto		-0,038	0,023	-1,654	0,049
mies ja tiedekunta farmasian		-0,867	0,243	-3,572	0,000
matemaattis-luonnontieteellinen	1	0,164	0,240	0,683	0,247
	2	-0,111	0,131	-0,844	0,199
	3	-0,291	0,082	-3,549	0,000
	4	-0,248	0,087	-2,857	0,002
maatalous-metsätieteellinen	1	-0,464	0,203	-2,282	0,011
	2	-0,638	0,115	-5,526	0,000
	3	-0,702	0,091	-7,685	0,000
	4	-0,733	0,118	-6,214	0,000
oikeustieteellinen	1	-0,594	0,253	-2,350	0,009
	2	-0,412	0,146	-2,831	0,002
	3	-0,385	0,094	-4,086	0,000
	4	-0,398	0,094	-4,243	0,000
teologinen	1	-0,518	0,216	-2,395	0,008
	2	-0,347	0,138	-2,514	0,006
	3	-0,242	0,110	-2,207	0,014
	4	-0,225	0,122	-1,836	0,033
tiedekunta ja opinto-oikeuden peruste käyttäytymistieteellinen aiempi tutkinto		0,367	0,127	2,877	0,002
aiemmat opinnot		-0,609	0,144	-4,236	0,000

Liite D

Parhaimpien arvosanojen todennäköisyys ja valmistumisikä sukupuolittain eri tiedekunnissa Helsingin yliopistossa

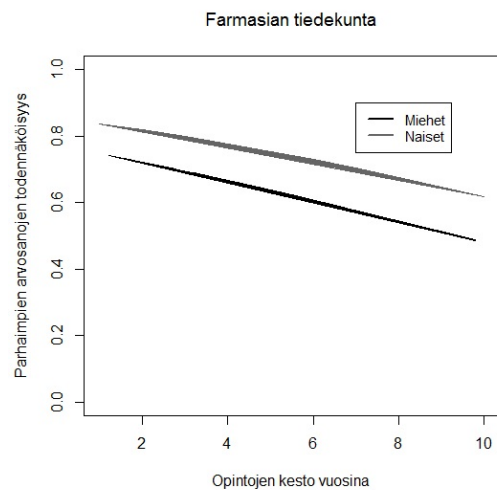
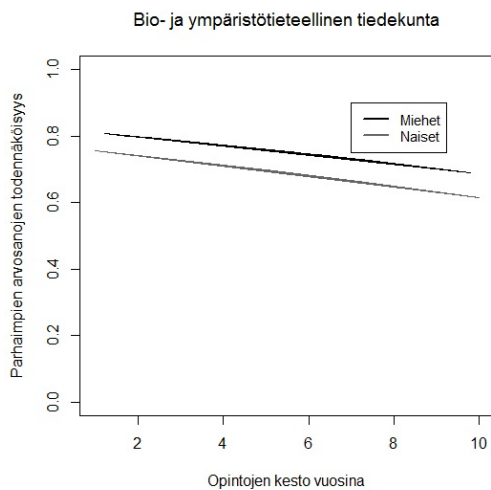


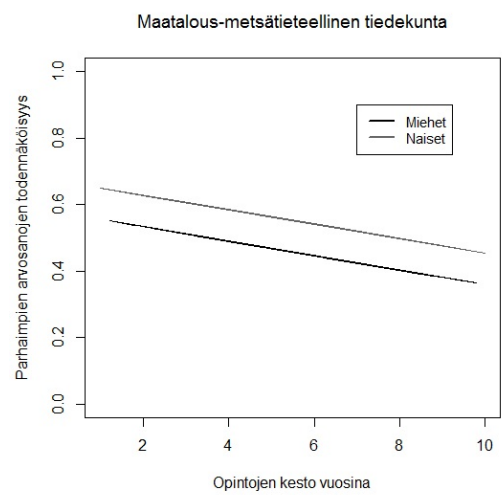
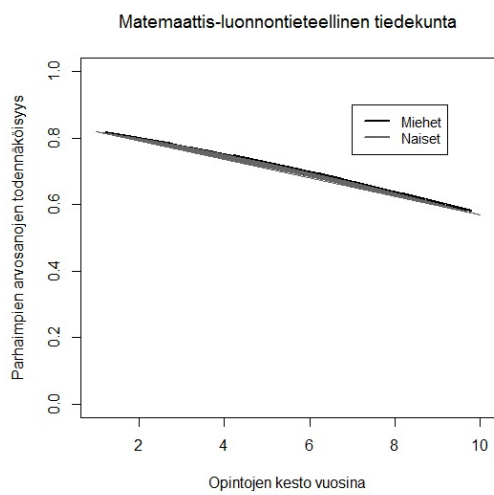
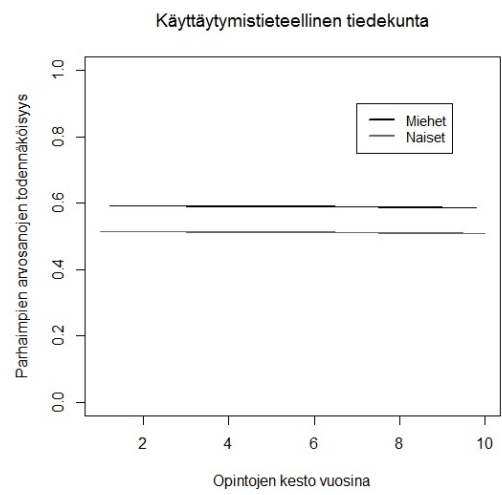
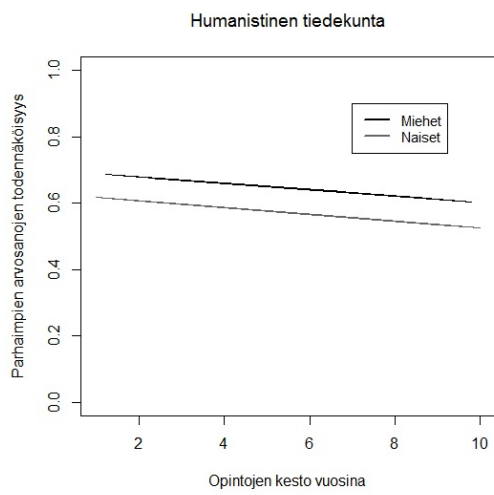


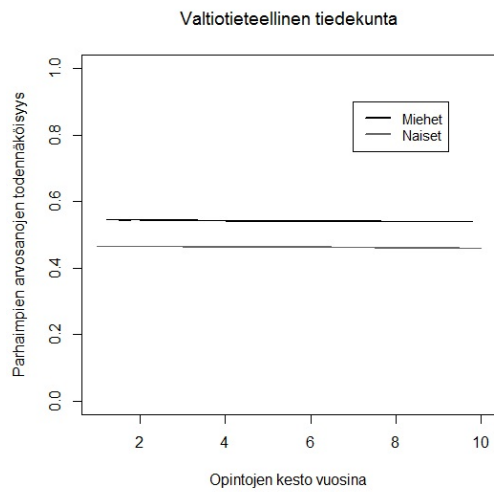
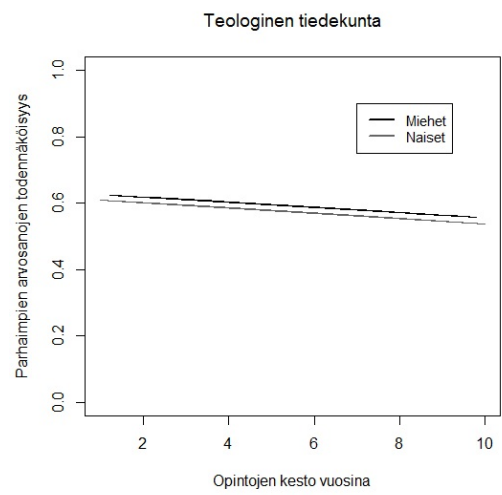
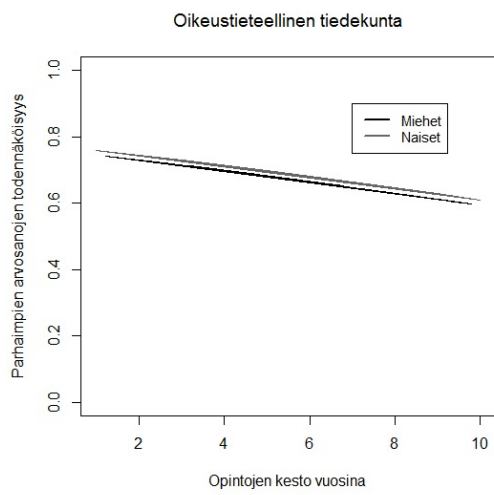


Liite E

Parhaimpien arvosanojen todennäköisyys ja opintojen kesto sukupuolittain eri tiedekunnissa Helsingin yliopistossa







Liite F

Fisherin menetelmän jakaumatuloksia

Olkoon X satunnaismuuttuja, joka noudattaa välin $[0,1]$ tasajakaumaa. Kertymäfunktio $F_X(x) = x$. Satunnaismuuttuja $Y = -\ln(X)$.

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(-\ln(X) \leq y) = P(X \geq e^{-y}) = 1 - P(X \leq e^{-y}) = 1 - F_X(e^{-y}) = 1 - e^{-y},$$

joka on eksponenttijakauman kertymäfunktio, kun $\lambda = 1$. Eli välin $[0,1]$ tasajakaumaa noudattavan satunnaismuuttujan negatiivinen luonnollinen logaritmi noudattaa eksponenttijakaumaa parametrilla $\lambda = 1$.

χ^2 -jakauman kertymäfunktio on

$$F(z) = \frac{\int_0^{\frac{z}{2}} t^{\frac{v}{2}-1} e^{-t} dt}{(\frac{v}{2}-1)!},$$

kun vapausaste on v . Kun $v = 2$, χ^2 -jakauman kertymäfunktio on

$$F(z) = \frac{\int_0^{\frac{z}{2}} t^{\frac{2}{2}-1} e^{-t} dt}{(\frac{2}{2}-1)!} = \int_0^{\frac{z}{2}} e^{-t} dt = 1 - e^{-\frac{z}{2}}.$$

Tarkastellaan seuraavaksi satunnaismuuttujaa $Z = 2Y$.

$$F_Z(z) = P(Z \leq z) = P(2Y \leq z) = P(Y \leq \frac{1}{2}z) = F_Y(\frac{1}{2}z) = 1 - e^{-\frac{1}{2}z},$$

joka on χ^2 -jakauman kertymäfunktio, kun vapausasteita on kaksi. Eksponenttijakaumaa parametrilla $\lambda = 1$ noudattava muuttuja kerrottuna kahdella noudattaa χ^2 -jakaumaa kahdella vapausasteella.

¹Eksponenttijakauman kertymäfunktio on $F(y) = 1 - e^{-\lambda y}$.

Riippumattomien samoin jakautuneiden satunnaisfunktioiden summan momenttiemäfunktio on satunnaismuuttujien momenttifunktioiden tulo. χ_2^2 -jakauman momenttiemäfunktio on $M(t) = (1 - 2t)^{-\frac{2}{2}}$. χ_2^2 -jakautuneiden satunnaismuuttujien summan momenttiemäfunktio on

$$M_{\text{summa}}(t) = \prod_{i=1}^l (1 - 2t)^{-\frac{2}{2}} = (1 - 2t)^{-\frac{2l}{2}},$$

joka on χ_{2l}^2 -jakauman momenttiemäfunktio², jossa l on summattavien samoin jakautuneiden satunnaismuuttujien lukumäärä. Momenttiemäfunktion yksikäsitteisyydestä seuraa, että riippumattomien χ_2^2 -jakautuneiden satunnaismuuttujien summa noudattaa χ_{2l}^2 -jakaumaa.

² χ^2 -jakauman momenttiemäfunktio on $M(t) = (1 - 2t)^{-\frac{v}{2}}$, jossa v on vapausaste.

Liite G

Tutkielmien arvosanat, sukupuoli ja oppiaine valtiotieteellisessä tiedekunnassa

Taulukko G.1: Tunnusluvut arvosanoista sukupuolittain valtiotieteellisessä tiedekunnassa

sukupuoli		kandidaatin tutkielmien arvosana	pro gradu -tutkielmien arvosana
mies	parhaimpien arvosanojen osuus	69 %	55 %
	mediaani	4	5
	havaintojen lukumäärä	596	537
nainen	parhaimpien arvosanojen osuus	67 %	45 %
	mediaani	4	4
	havaintojen lukumäärä	1314	1356
yhteensä	parhaimpien arvosanojen osuus	68 %	48 %
	mediaani	4	4
	havaintojen lukumäärä	1910	1893

Taulukko G.2: Oppiaine ja sukupuoli valtiotieteellisessä tiedekunnassa

oppiaine		sukupuoli		
		mies	nainen	yhteensä
kansantaloustiede	lukumäärä	225	110	335
	prosentti	67 %	33 %	100 %
käytännöllinen filosofia	lukumäärä	73	51	124
	prosentti	59 %	41 %	100 %
tilastotiede	lukumäärä	32	30	62
	prosentti	52 %	48 %	100 %
poliittinen historia	lukumäärä	144	186	330
	prosentti	44 %	56 %	100 %
talous- ja sosiaalhistoria	lukumäärä	45	80	125
	prosentti	36 %	64 %	100 %
valtio-oppi, politiikan tutkimus	lukumäärä	66	125	191
	prosentti	35 %	65 %	100 %
valtio-oppi, hallinnon ja organisaatioiden tutkimus	lukumäärä	72	116	188
	prosentti	32 %	68 %	100 %
valtio-oppi, maailmanpolitiikan tutkimus	lukumäärä	109	235	344
	prosentti	32 %	68 %	100 %
viestintä	lukumäärä	99	335	434
	prosentti	23 %	77 %	100 %
sosiologia	lukumäärä	103	355	458
	prosentti	22 %	78 %	100 %
sosiaalipoliitikka	lukumäärä	56	213	269
	prosentti	21 %	79 %	100 %
sosiaali- ja kultuuriantropologia	lukumäärä	42	175	217
	prosentti	19 %	81 %	100 %
kehitysmaatutkimus	lukumäärä	20	120	140
	prosentti	14 %	86 %	100 %
sosiaalipsykologia	lukumäärä	26	250	276
	prosentti	9 %	91 %	100 %
sosiaalityö	lukumäärä	27	319	346
	prosentti	8 %	92 %	100 %
yhteensä	lukumäärä	1139	2700	3839
	prosentti	30 %	70 %	100 %

Taulukko G.3: Kandidaatin tutkielmien arvosanat oppiaineittain ja sukupuolittain valtiotieteellisessä tiedekunnassa

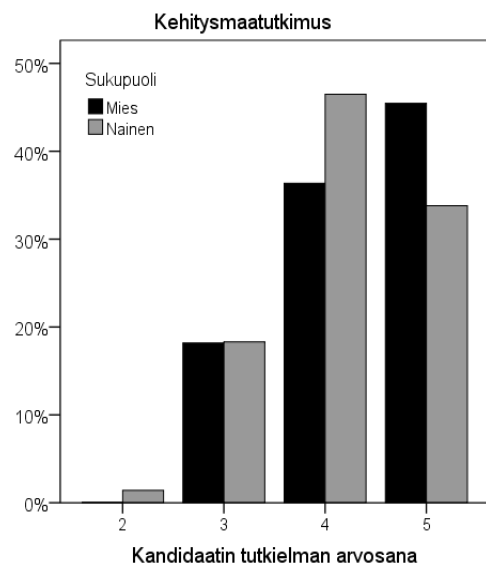
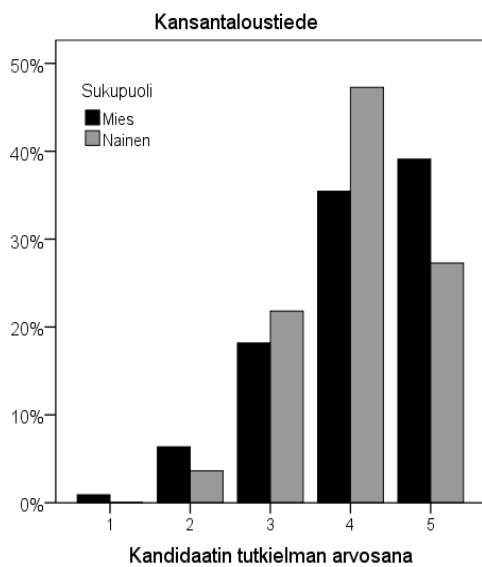
oppiaine		sukupuoli		
		mies	nainen	yhteensä
kehitysmaatutkimus	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	81,8 % 11	80,3 % 71	80,5 % 82
sosiaali- ja kulttuuriantropologia	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	75,0 % 24	77,3 % 119	76,9 % 143
kansantaloustiede	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	74,5 % 110	74,5 % 55	74,5 % 165
käytännöllinen filosofia	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	73,5 % 49	75,8 % 33	74,4 % 82
sosiologia	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	83,3 % 60	71,0 % 183	74,1 % 243
tilastotiede	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	66,7 % 15	77,8 % 18	72,7 % 33
talous- ja sosiaalihistoria	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	64,3 % 28	75,9 % 54	72,0 % 82
poliittinen historia	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	70,5 % 88	67,3 % 98	68,8 % 186
sosiaalipsykologia	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	71,4 % 14	68,3 % 104	68,6 % 118
viestintä	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	79,5 % 44	65,1 % 149	68,4 % 193
sosiaalityö	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	50,0 % 4	65,9 % 88	65,2 % 92
sosiaalipolitiikka	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	63,0 % 27	64,7 % 116	64,3 % 143
valtio-oppi, maailmanpolitiikan tutkimus	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	39,1 % 46	58,4 % 113	52,8 % 159
valtio-oppi, politiikan tutkimus	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	57,9 % 38	47,6 % 63	51,5 % 101
valtio-oppi, hallinnon ja organisaatioiden tutkimus	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	52,6 % 38	46,0 % 50	48,9 % 88
yhteensä	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	68,6 % 596	67,4 % 1314	67,8 % 1910

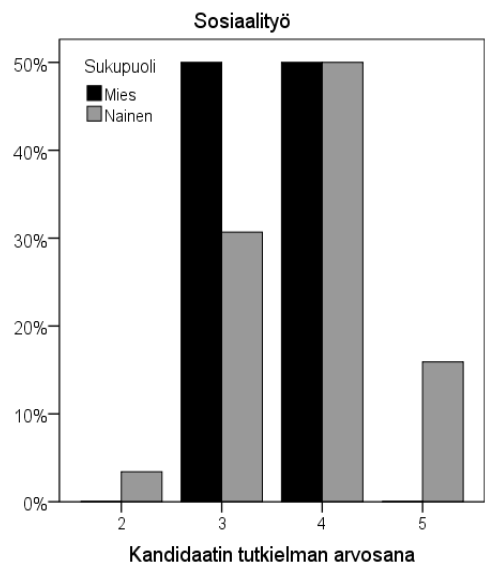
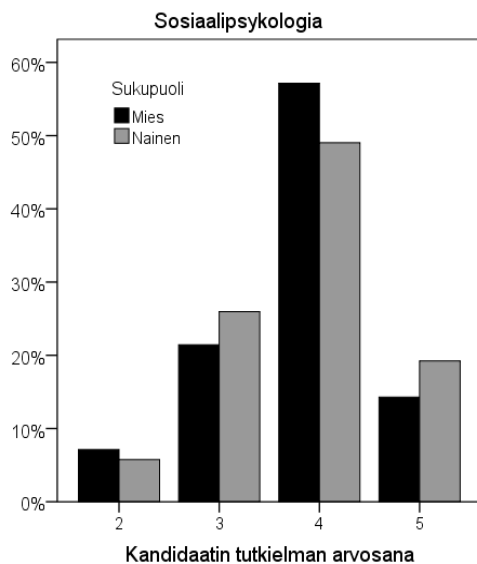
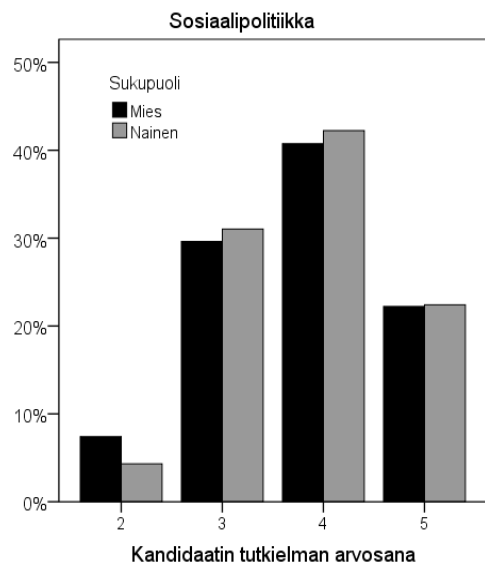
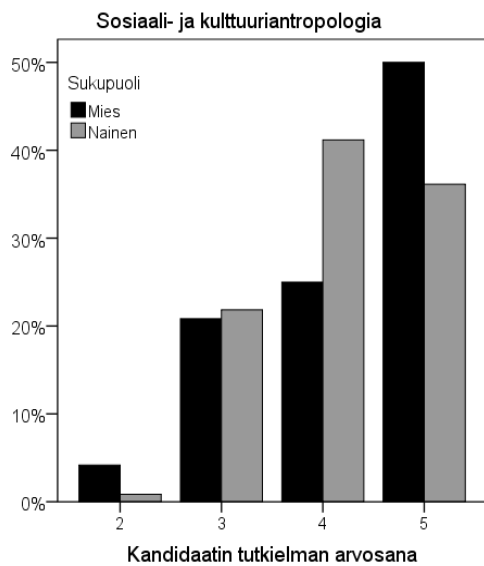
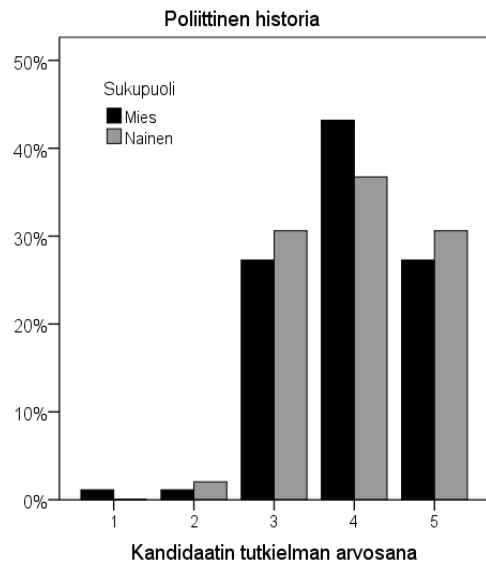
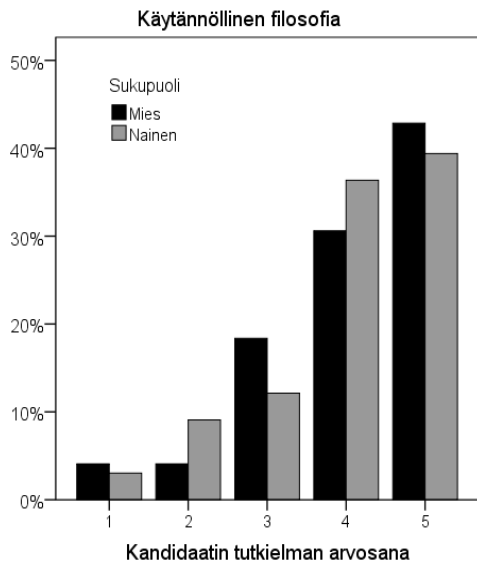
Taulukko G.4: Pro gradu -tutkielmien arvosanat oppiaineittain ja sukupuolittain

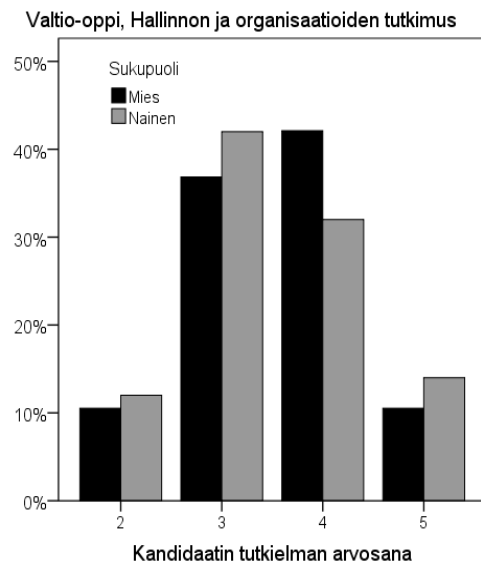
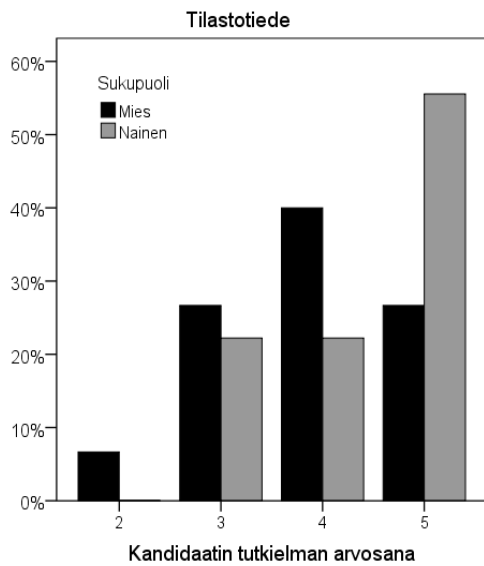
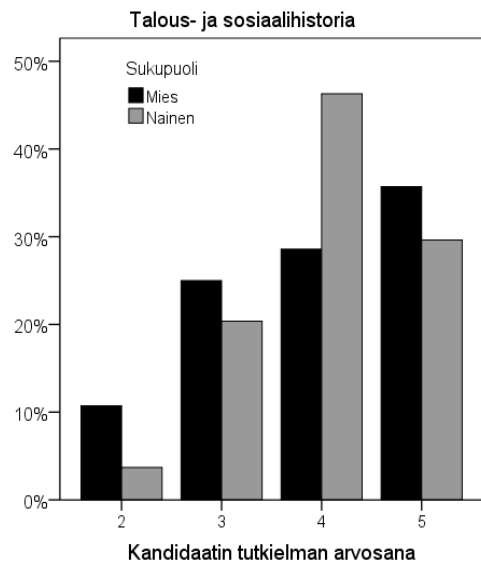
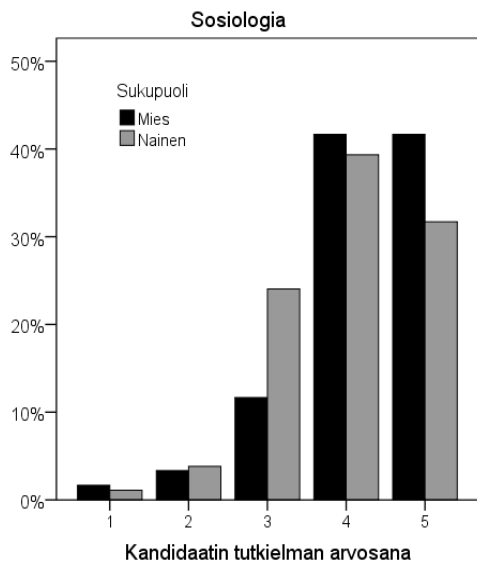
oppiaine		sukupuoli		
		mies	nainen	yhteensä
käytännöllinen filosofia	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	79,2 % 24	66,7 % 18	73,8 % 42
kansantaloustiede	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	70,4 % 115	70,9 % 55	70,6 % 170
tilastotiede	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	64,7 % 17	66,7 % 12	65,5 % 29
talous- ja sosiaalishistoria	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	47,1 % 17	61,5 % 26	55,8 % 43
sosiologia	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	55,8 % 43	54,7 % 172	54,9 % 215
sosiaalipsykologia	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	41,7 % 12	52,1 % 146	51,3 % 158
viestintä	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	56,4 % 55	45,9 % 185	48,3 % 240
sosiaali- ja kultuuriantropologia	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	66,7 % 18	41,1 % 56	47,3 % 74
kehitysmaatutkimus	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	44,4 % 9	45,8 % 48	45,6 % 57
sosiaalipolitiikka	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	50,0 % 28	44,3 % 97	45,6 % 125
valtio-oppi, politiikan tutkimus	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	64,3 % 28	32,3 % 62	42,2 % 90
poliittinen historia	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	39,3 % 56	43,2 % 88	41,7 % 144
sosiaalityö	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	38,9 % 18	35,0 % 203	35,3 % 221
valtio-oppi, maailmanpolitiikan tutkimus	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	36,5 % 63	34,4 % 122	35,1 % 185
valtio-oppi, hallinnon ja organisaatioiden tutkimus	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	41,2 % 34	30,3 % 66	34,0 % 100
yhteensä	parhaimpien arvosanojen osuus lukumäärä	54,6 % 537	44,9 % 1356	47,6 % 1893

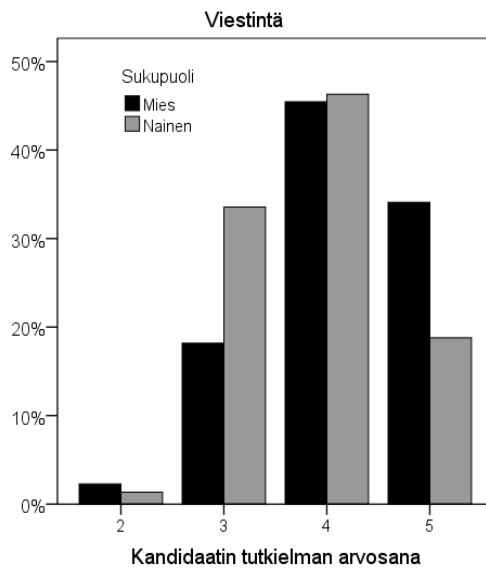
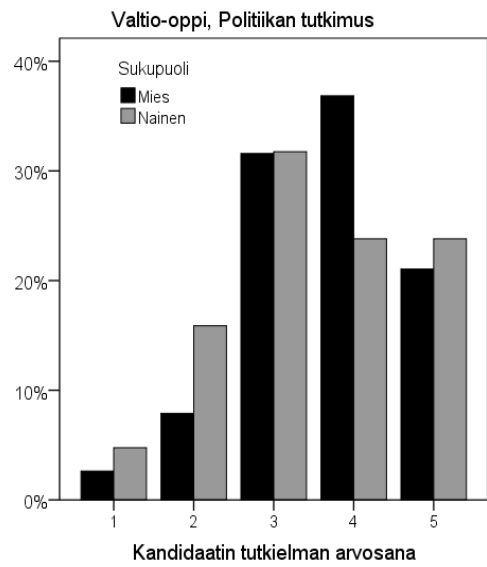
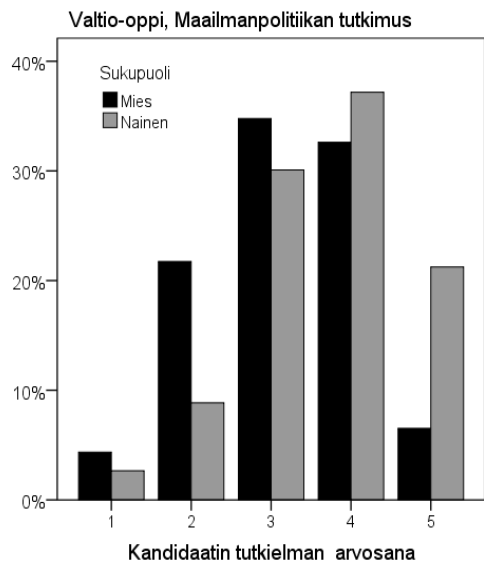
Liite H

Kandidaatin tutkielmien arvosanjakaumat valtiotieteellisessä tiedekunnassa









Liite I

Pro gradu -tutkielmien arvosanjakaumat valtiotieteellisessä tiedekunnassa

