

TARTU ÜLIKOOL  
LOODUS- JA TÄPPISTEADUSTE VALDKOND  
MATEMAATIKA JA STATISTIKA INSTITUUT

Stella Pals  
**Akadeemiliste soorituste sooline lõhe**

Matemaatiline statistika  
Bakalaureusetöö (9 EAP)

Juhendaja: MSc Mare Vähi

TARTU 2025

# AKADEEMILISTE SOORITUSTE SOOLINE LÕHE

Bakalaureusetöö

Stella Pals

## Lühikokkuvõte

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärk on uurida kas sugu mõjutab ülikoolihindeid STEM- ja mitte-STEM valdkondades. Analüüs põhines ÕIS-i andmetel viie õppeaasta kohta ning keskendus kaalutud keskmiste võrdlusele sugude lõikes. Muuhulgas uuriti ka eksmatrikuleerimist, nominaalajaga lõpetamist, akadeemilise puhkuse võtmist ja riigieksamitulemusi.

Tulemused näitavad, et kuigi naised said üldjoontes meestest paremaid hindeid, esines statistiliselt olulisi erinevusi võrdlemisi harva. Kõiki tudengeid kaasates, olid naiste kumulatiivsed hinded meestest paremad ajaloos ja geograafias. Seevastu matemaatika erialal ületasid meeste kumulatiivsed hinded naiste omi, kuid seda ainult kõigi hinnete lõikes. Eriala lõpetanute seas ilmnis statistiliselt oluline erinevus vaid geograafia erialal, kus naiste positiivsete hinnete kumulatiivne keskmine oli meeste omast kõrgem.

**CERCS teaduseriala:** P160 Statistika, operatsioonianalüüs, programmeerimine, finants- ja kindlustusmatemaatika.

**Märksõnad:** Soolised erinevused, akadeemilised sooritused, STEM- ja mitte-STEM valdkonnad, eksmatrikuleerimine, nominaalajaga lõpetamine, riigieksamid, akadeemiline puhkus.

# GENDER GAP IN ACADEMIC PERFORMANCE

Bachelor thesis

Stella Pals

## **Abstract**

The aim of this bachelor's thesis is to examine whether gender impacts university grades in STEM and non-STEM fields. The analysis is based on five years of data from the Estonian Study Information System (ÕIS) and focuses on comparing weighted averages by gender. In addition, the study examines exmatriculation, on-time graduation, taking academic leave, and national exam results.

The results show that, although women generally achieved higher grades than men, statistically significant differences were relatively rare. When considering all students, women had higher cumulative grades in history and geography. In contrast, in mathematics, men outperformed women in terms of cumulative grades, but only when considering all grades. Among students who graduated, a statistically significant difference appeared only in geography, where women had a higher cumulative average of positive grades than men.

**CERCS research specialisation:** P160 Statistics, operations research, programming, financial and actuarial mathematics.

**Key Words:** Gender differences, academic performance, STEM and non-STEM fields, exmatriculation, on-time graduation, national exams, academic leave.

# Sisukord

<b>Sissejuhatus</b>	<b>4</b>
<b>1 Teoreetiline taust - varasemad uuringud</b>	<b>6</b>
<b>2 Metoodika</b>	<b>9</b>
2.1 T-test sõltumatute üldkogumite võrdlemiseks . . . . .	9
2.2 Mann-Whitney test . . . . .	10
2.3 Hii-ruut test ja Crameri V . . . . .	11
2.4 Fisheri täpne test . . . . .	13
2.5 Korrelatsioonanalüüs . . . . .	14
<b>3 Andmete analüüs</b>	<b>16</b>
3.1 Andmestiku ülevaade . . . . .	16
3.2 Üliõpilaste jaotus eriala, soo ja vastuvõtuaasta järgi . . . . .	17
3.3 Sooline võrdlus kaalutud keskmises hinded erialade ja semestrite lõikes	20
3.4 Kumulatiivsed keskmised hinded sugude ja erialade lõikes . . . . .	35
3.5 Riigieksamite tulemuste ja ülikooli hinnete seos sugude lõikes . . . .	40
3.6 Eksmatrikuleerimine ja nominaalajaga lõpetamine sugude lõikes . .	44
3.7 Akadeemilise puhkuse võtmine sugude lõikes . . . . .	48
3.8 Korrelatsioonimaatriks, ainepunktide läbimine ning hinde F saamine sugude lõikes . . . . .	52
<b>Kokkuvõte</b>	<b>57</b>
<b>Kasutatud allikad</b>	<b>60</b>

## Sissejuhatus

Soolised küsimused on ühiskonnas pidevalt tähelepanu all - alates igapäevastest soorollidest kuni tööturul valitseva palgalõheni. Üheks sooliste erinevuste avaldumisvormiks on ka meeste ja naiste erinevused akadeemilises edukuses. Erinevad teadusuuringud on näidanud, et tüdrukud saavad paljudes õppeainetes poistega võrreldes paremaid hindeid nii algkoolis, põhikoolis kui ka gümnaasiumis [1]. Selle põhjuseks peetakse nii õpiharjumusi ja tööeetikat kui ka sotsiaalseid tegureid, näiteks õpetajate eelarvamusi ja kiusamist [1, 2, 3, 4]. Oluline roll on ka ainevaldkonnal, haridustasemel ja geograafilisel asukohal.

Üldhariduses on sooliste erinevuste kohta tehtud mitmeid uuringuid, mille tulemused on sageli üsna sarnased. Kõrghariduse tasemel on vastavaid uuringuid olnud vähem ning sageli on uuringutulemused seotud ka uuritava valdkonnaga – kas tegu on STEM- või mitte-STEM erialaga. Seetõttu on käesolevas bakalaureusetöös uuritud mõlemasse valdkonda kuuluvaid erialasid. Valituks osutusid kuus eriala: matemaatika, matemaatiline statistika, geograafia, riigiteadused, ajalugu ning füüsika, keemia ja materjaliteadused.

Antud bakalaureusetöö eesmärk on uurida, kas sugu mõjutab ülikoolihinnete kujunemist. Analüüs põhineb õppeinfosüsteemi andmetel ja keskendub kaalutud keskmiste hinnete analüüsile – nii kõigi hinnete kui ka ainult positiivsete hinnete lõikes. Lisaks akadeemilisele edukusele vaadeldakse töös ka mitmeid teisi tegureid, nagu riigieksamitulemused, eksmatrikuleerimine, nominaalajaga lõpetamine ja akadeemilise puhkuse võtmine.

Bakalaureusetöö jaguneb kolmeks osaks: teoreetiline taust, metoodika ja andmete analüüs. Teoreetilises osas antakse ülevaade varasematest uuringutest nii ülikoolitasandil kui ka madalamates haridustasemetes. Metoodika peatükis selgitatakse kasutatud statistilisi meetodeid. Andmete analüüs koosneb omakorda seitsmest peatükist, alustades andmestiku üldisest kirjeldusest ning liikudes spetsiifilisemate teemade juurde. Kasutatakse ka sobivaid statistilisi teste, et hinnata, kas tähenda-

tud erinevused on statistiliselt olulised.

Töö autor avaldab siirast tänu juhendajale Mare Vähile väärtuslike nõuannete, põhjaliku tagasiside ning andmestiku kasutamise võimaluse eest.

# 1 Teoreetiline taust - varasemad uuringud

Akadeemiliste soorituste lõhe viitab soolistele erinevusele meeste ja naiste õppetulemustes, mida on käsitletud mitmetes uuringutes alates algkoolist kuni kõrghariduseni. Erinevad teadusuuringud on näidanud, et tüdrukud saavutavad paljudes õppeainetes poistega võrreldes kõrgemaid hindeid ning nende akadeemiline edu on järjepidevalt esile kerkinud nii algklassides, põhikoolis kui ka gümnaasiumis. [1]

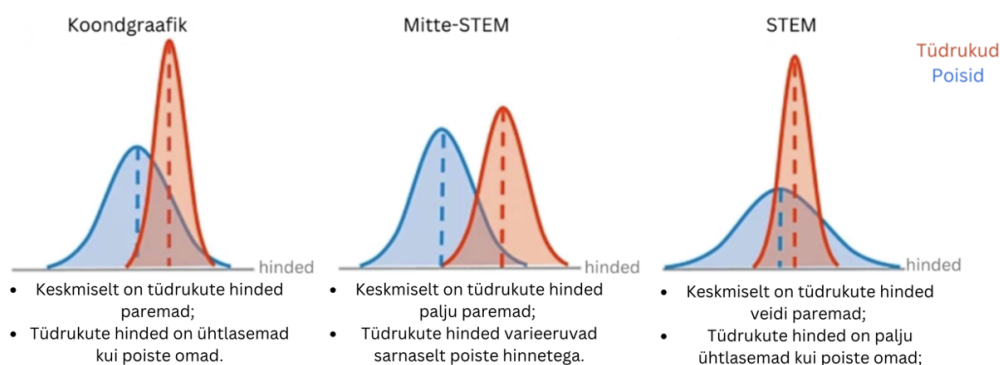
Üheks peamiseks põhjuseks, miks tüdrukud on paremaid hindeid saavutanud, on see, et hindamine põhineb sageli suurel määral kodutöödel ja iseseisvatel ülesannetel, mille täitmisel on tüdrukud reeglina distsiplineeritumad [1]. Näiteks leidsid Duckworth ja Seligman oma uuringus, et 8. klassi tüdrukud pühendasid kodutöödele keskmiselt ühe tunni rohkem päevas kui poisid, mis tähendas, et nende ajakulu oli ligi kaks korda suurem. See asjaolu viitab sellele, et mitte ainult intellektuaalsed võimed, vaid ka õpiharjumused ja tööeetika mängivad olulist rolli akadeemiliste saavutuste kujunemisel.[2]

Lisaks on uuringud näidanud, et õpetajate hindamispraktikad võivad olla mõjutatud soolistest eelarvamustest. Kaidi Kolsar oma magistritöös leidis, et õpetajad hindasid õpilase tööd erinevalt sõltuvalt sellest, kas nad arvasid, et autor on poiss või tüdruk. Kui töö eeldatav autor oli tüdruk, anti sellele kõrgem hinne, samas kui poiste puhul oli hindamine rangem.[3] Samuti on uuritud poiste madalamate akadeemiliste saavutuste seoseid sotsiaalsete teguritega. Ühe uuringu põhjal väitsid mehed naistest 1,5 - 1,75 korda sagedamini, et koolis pingutamise võib neid ebapopulaarseks muuta ning nad võivad sattuda kaasõpilaste narrimise sihtmärjiks. Järelikult võivad poiste akadeemilist edukust takistada ka kultuurilised ja sotsiaalsed normid.[4]

Oluline on märkida, et soolised erinevused akadeemilistes saavutustes ei ole üldkehtivad, vaid võivad varieeruda sõltuvalt ainevaldkonnast, õppetasemest ja ka geograafilisest kontekstist. Näiteks Ghandas tehtud uuringu põhjal on poiste tulemused keskkooli matemaatikas ja loodusteadustes kõrgemad kui tüdrukutel, kuid kõrgha-

riduses (STEM valdkonnas - teadus, tehnoloogia, inseneriteadused ja matemaatika) on olukord vastupidine.[5] Samas Eestis leidis Madli Rööp oma 2013. aasta bakalaureusetöös, et meessoost tudengite hinded üle kõigi tulemuste (bakalaureuseastmes) olid naissoost tudengite omadest kõrgemad vaid esimesel semestril. Erialade lõikes olid aga naiste hinded meeste omadest madalamad kõikidel uuritud erialadel peale informaatika - seal esines see erinevus vaid esimesel ja kuuendal semestril. Selle uurimuse fookus oli siiski kitsalt neljal erialal: informaatika, infotehnoloogia, matemaatika ja matemaatiline statistika.[6]

Täpsemad uuringud (kus domineerisid Põhja-Ameerika kõrgkoolide andmed) on näidanud et soolised erinevused hinnetes ja nende varieeruvuses on STEM-ainetes väiksemad kui humanitaar- ja sotsiaalteadustes. Üldiselt said tüdrukud antud uuringus paremaid hindeid ning nende tulemused olid stabiilsemad. Mitte-STEM ainetes olid tüdrukute hinded märkimisväärselt kõrgemad kui poistel ning nende tulemuste varieeruvus oli suurem (võrreldes STEM ainetega). STEM-valdkonnas olid tüdrukute hinded keskmiselt veidi kõrgemad ning nende tulemused oluliselt ühtlasemad (vt joonis 1). Uuringu tulemused viitavad sellele, et sugudevahelised erinevused hinnetes sõltuvad eelkõige ainevaldkonnast.[7]



Joonis 1: Soolised erinevused hinnetes ja nende varieeruvuses STEM ja mitte-STEM ainetes.

Ka teised uuringud kinnitavad sarnaseid trende. Türgis läbi viidud uuring näitas,

et väiksem osa naissoost tudengeid pääseb ülikooli ning nende sisseastumiskoorid on üldiselt madalamad kui meestel. Ometi ülikooli jõudes ületavad nad oma meessoost eakaaslasi akadeemilises edukuses.[8] Sarnane tendents ilmnes ka Itaalias, kus naisüliõpilased edestasid meesüliõpilasi peaaegu kõikides õppeainetes. Samas leiti, et kuigi naised edestasid akadeemiliselt meesüliõpilasi, jäävad naised tööturul maha. Nimelt teenivad meessoost lõpetajad keskmiselt 20% rohkem kui naissoost lõpetajad ning neil on suurem tõenäosus töötada 3 aastat peale kooli lõpetamist.[9]

## 2 Metoodika

Käesolevas töös kasutati t-testi, Mann-Whitney testi, hii-ruut testi, Fisheri täpset testi ja korrelatsioonianalüüsi. Neid meetodeid kirjeldatakse lähemalt järgnevates alapeatükkides, mis põhinevad allikal [10], kui pole märgitud teisiti.

### 2.1 T-test sõltumatute üldkogumite võrdlemiseks

Kahe sõltumatu üldkogumi t-testi kasutatakse selleks, et võrrelda nende keskvaartusi. Antud analüüsis määrab üldkogumi sugu. Sel juhul on t-testi abil võimalik näiteks hinnata, kas meeste ja naiste keskmised tulemused erinevad statistiliselt olulisel määral.

#### Kontrollitav hüpoteesipaar:

- Nullhüpotees ( $H_0$ ): kahe üldkogumi keskvaartused on võrdsed.  
 $H_0 : \mu_1 = \mu_2$ , kus  $\mu_1$  ja  $\mu_2$  tähistavad vastavalt esimese ja teise üldkogumi keskvaartusi;
- Alternatiivne hüpotees ( $H_1$ ): kahe üldkogumi keskvaartused ei ole võrdsed.  
 $H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$ .

Hüpoteeside kehtivuse üle otsustamiseks kasutatakse järgnevat teststatistikut:

$$t = \frac{\bar{x}_2 - \bar{x}_1}{s_p \cdot \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}},$$

kus

- $\bar{x}_1$  ja  $\bar{x}_2$  on vastavalt esimese ja teise üldkogumi keskmised;
- $s_p$  on kahe üldkogumi ühine standardhälve;
- $n_1$  ja  $n_2$  on üldkogumite suurused;

Kui olulisuse tõenäosus on väiksem kui olulisuse nivoo, siis lükatakse nullhüpotees ümber ning loetakse sisukas hüpotees tõestatuks. Vastasel korral jäädakse nullhüpoteesi juurde. Tüüpiliselt valitakse olulisuse nivooks 0.05.

### **T-testi eeldused:**

- vaatlused on sõltumatud;
- mõlemas üldkogumis on andmed ligikaudu normaaljaotusega (eriti väikeste üldkogumite korral);
- puuduvad ekstreemsed väärtused;
- üldkogumite hajuvused on sarnased (hajuvuse homogeensus).

Kui viimane eeldus hajuvuste võrdsusest ei kehti, siis kasutatakse Welch'i t-testi. Welch'i test on (Studenti) t-testi üldistus, mille puhul ei eeldata hajuvuse homogeensust. Antud teststatistik leitakse järgnevalt:

$$t = \frac{\bar{x}_2 - \bar{x}_1}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}},$$

kus  $s_1$  ja  $s_2$  on vastavalt esimese ja teise üldkogumi standardhälbed. Muus osas on tähised ja seletused samad nagu Studenti t-testis.[11]

Mitmese testimise korral kasutati Bonferroni korrigeerimise – kui viidi läbi  $n$  testi, siis kasutati iga üksiktesti tegemisel olulisuse nivood  $\alpha = \frac{0,05}{n}$ .

## **2.2 Mann-Whitney test**

Mann-Whitney test on mitteparameetiline test, mida kasutatakse kahe sõltumatu üldkogumi võrdlemiseks siis, kui andmed ei vasta normaaljaotuse eeldusele. See on mitteparameetiline alternatiiv sõltumatute üldkogumite t-testile, kus üks tunnus on pidev- või järjestustunnus ning teine binaarne.

### Kontrollitav hüpoteesipaar:

- Nullhüpotees ( $H_0$ ): võrreldavate üldkogumite jaotused on samad (tunnuste vahel pole erinevust):
- Alternatiivne hüpotees ( $H_1$ ): võrreldavate üldkogumite jaotused on erinevad.

Test põhineb mõlema rühma väärtuste järjestamisel ühisesse variatsiooniritta (kasvavas järjekorras), kus igale väärtusele omistatakse astak (järjestatakse alustades väikseimast väärtusest). Rühma all mõistetakse siinkohal isikute või objektide kogumit, kellel on mingi ühine omadus. Seejärel summeritakse ühe rühma astakud ja nende põhjal arvutatakse teststatistik. Viimane võimaldab hinnata näiteks seda kas üks sugupool kipub süsteemselt saama paremaid hindeid kui teine. Mann-Whitney teststatistik  $W_{xy}$  avaldub järgmiselt:

$$W_{xy} = W_x - \frac{n(n+1)}{2},$$

kus  $W_x$  on ühe rühma astakute summa ning  $n$  selle rühma suurus.[12]

Kui olulisuse tõenäosus on väiksem kui olulisuse nivoo, siis lükatakse nullhüpotees ümber ning loetakse sisukas hüpotees tõestatuks. Vastasel korral jäädakse nullhüpoteesi juurde.

## 2.3 Hii-ruut test ja Crameri V

Hii-ruut test (tuntud ka kui  $\chi^2$ ) on statistiline meetod kahe kategooriaalse tunnuse vahelise seose hindamiseks. Kategooriaalseteks tunnusteks loetakse mitteamarvulisi tunnuseid, nagu nominaal- ja järjestustunnused. Test tugineb sagedustabelile. Kontrollitakse, kas sagedustabeli rea- ja veerutunnused on statistiliselt sõltumatud või sõltuvad.

Oluline eeldus hii-ruut testi rakendamisel on see, et kõigi lahtrite oodatavad sagedused peavad olema suuremad kui viis. Väikeste sageduste korral võib testi tulemus

olla ebausaldusväärne, mistõttu soovitatakse sellistel juhtudel kasutada alternatiivseid lähenemisi nagu näiteks:

- andmete ümberkategoriseerimine: ühendades kategooriad sageduste suurendamiseks;
- Fisher'i täpne test: sobib väikeste sageduste korral ja annab täpse p-väärtuse, kuid on väga arvutusmahukas suurte andmete korral. Täpsemalt on antud testi kirjeldatud järgmises alapeatükis.

Mõlemat alternatiivset lähenemist on kasutatud ka käesolevas analüüsis.

### **Kontrollitav hüpoteesipaar hii-ruut testil:**

- Nullhüpotees ( $H_0$ ): tunnuste vahel puudub seos;
- Alternatiivne hüpotees ( $H_1$ ): tunnuste vahel on seos.

Hii-ruut statistik arvutatakse järgmise valemi abil:

$$\chi^2 = \sum_i \sum_j \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}},$$

kus  $O_{ij}$  on vaadeldud sagedus ja  $E_{ij}$  on oodatud sagedus nullhüpoteesi korral. Kuna nullhüpoteesi järgi on need kaks tunnust sõltumatud ehk ilma omavahelise seoseta, siis saab oodatava sageduse arvutada järgmiselt:

$$E_{ij} = \frac{O_{i.} \cdot O_{.j}}{O},$$

kus  $O_{i.}$  on rea  $i$  summaarne väärtus,  $O_{.j}$  on veeru  $j$  summaarne väärtus ning  $O$  on sageduste kogusumma.

Kui olulisuse tõenäosus on väiksem kui olulisuse nivoo, siis lükatakse nullhüpotees ümber ning loetakse sisukas hüpotees tõestatuks. Vastasel korral jäädakse nullhüpoteesi juurde.

Kui hii-ruut testi p-väärtus näitab olulist seost, siis võimaldab Crameri V väärtus määrata selle seose tugevust. See aitab hinnata, kas seos on lisaks statistilisele olulisusele ka praktiliselt oluline.

Crameri V arvutamiseks kasutatakse järgnevat valemit:

$$V = \sqrt{\frac{\chi^2}{N \cdot (k - 1)}},$$

kus

- $\chi^2$  on hii-ruut testi tulemus;
- N on tabeli elementide kogusumma;
- k on ridade ja veergude arvu miinimum.

Crameri V väärtus jääb vahemikku 0 kuni 1 ning seda tõlgendatakse järgnevalt:

- nõrk seos:  $V \approx 0,1$ ;
- keskmine seos:  $V \approx 0,3$ ;
- tugev seos:  $V \approx 0,5$  või suurem.

## 2.4 Fisheri täpne test

Alapeatükk põhineb allikal [13].

Fisheri täpne test võimaldab analoogselt hii-ruut testile kontrollida tunnuste omavahelist sõltuvust, kuid sobib erinevalt hii-ruut testist ka väikeste sageduste korral.

**Kontrollitav hüpoteesipaar:**

- Nullhüpotees ( $H_0$ ): tunnused on sõltumatud;
- Alternatiivne hüpotees ( $H_1$ ): tunnused on sõltuvad.

Erinevalt hii-ruut testist arvutatakse Fisheri täpse testi puhul kõigi võimalike sagedustabelite esinemistõenäosused nullihüpoteesi korral ehk eeldusel, et tunnused on sõltumatud.

Üldiselt arvutatakse konkreetse  $m \times k$  sagedustabeli esinemise tõenäosus järgnevalt:

$$p_{\text{tabel}} = \frac{\prod_{i=1}^k n_{i.}! \cdot \prod_{j=1}^m n_{.j}!}{n! \cdot \prod_{i=1}^k \prod_{j=1}^m n_{ij}!},$$

kus  $n_{i.}$  ja  $n_{.j}$  on vastavalt rea- ja veerusummad ning  $n$  on vaatluste koguarv,  $n_{ij}$  on konkreetse lahtri väärtus,  $n!$  tähistab faktoriaali.

Olulisuse tõenäosuse leidmiseks summeeritakse andmetele vastava sagedustabeli ja kõigi sellest ekstreemsemate esinemistõenäosusega tabelite tõenäosused. Leitud olulisuse tõenäosust võrreldakse olulisuse nivoooga sarnaselt hii-ruut testiga: kui olulisuse tõenäosus on väiksem kui olulisuse nivoo, siis lükatakse nullihüpotees ümber ning loetakse sisukas hüpotees tõestatuks.

## 2.5 Korrelatsioonanalüüs

Korrelatsioonianalüüs on statistiline meetod, mille abil hinnatakse kahe arvulise tunnuse vahelise seose tugevust ja suunda. Käesolevas töös on kasutatud Spearmani korrelatsioonikordajat, mis mõõdab kahe arvtunnuse vahelise monotoonse seose tugevust ja suunda. Monotoonne sõltuvus tähendab, et ühe tunnuse muutus mingis suunas toob kaasa teise tunnuse muutuse kindlas suunas.

Spearmani korrelatsioonikordaja valiti, kuna erinevalt Pearsoni korrelatsioonikordajast, ei ole see tundlik erindite suhtes ega eelda ka tunnuste normaaljaotust. Mõndade tunnuste puhul oli andmepunkte suhteliselt vähe ning normaaljaotuse eeldus polnud täidetud, mistõttu poleks Pearsoni korrelatsioonikordaja kasutamine olnud sobiv valik. [14]

Spearmani korrelatsioonikordaja leitakse järgnevalt: [14]

$$\rho = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n (x_{(i)} - y_{(i)})^2}{n(n^2 - 1)},$$

- kus  $x_{(i)}$  on tunnuse X väärtuse  $x_i$  astak;
- kus  $y_{(i)}$  on tunnuse Y väärtuse  $y_i$  astak.

Spearmani korrelatsioonikordaja väärtused jäävad vahemikku -1 kuni 1. Kordaja märk näitab seose suunda: kas tegu on kahaneva või kasvava seosega. Kordaja absoluutväärtus näitab seose tugevust: [15]

- 0,2 - 0,4 nõrk
- 0,4 - 0,7 keskmine
- 0,7 - 0,9 tugev
- 0,9 - 1,0 väga tugev.

Oluline on meeles pidada, et korrelatsioon ei viita põhjuslikule seosele - kahe muutuja vaheline korrelatsioon ei tähenda, et üks põhjustas teise muutumist. Seosed võivad olla ka näilised, kuna tegelikult võib mõlema muutuse taga olla mingi kolmas tegur, mille kohta andmed puuduvad.

## 3 Andmete analüüs

### 3.1 Andmestiku ülevaade

Andmed pärinevad ÕIS-ist ning andmestik sisaldab andmeid 1384 üliõpilase kohta, kes astusid Tartu ülikooli õppeaastatel 2019/20 - 2023/24. Vaatluse alla võeti kuus eriala: matemaatika, matemaatiline statistika, geograafia, ajalugu, riigiteadused või füüsika, keemia ja materjaliteadus. Erialade valik tulenes soovist kaasata nii STEM- kui ka mitte-STEM- valdkondi, et uurida, kas see võib mõjutada sugudevahelisi erinevusi tulemustes. Samuti peeti oluliseks, et naiste ja meeste osakaal oleks erialade lõikes võimalikult sarnane, et tagada sugudevaheliste võrdluste usaldusväärsus. Seejuures on iga tudengi puhul kirjas:

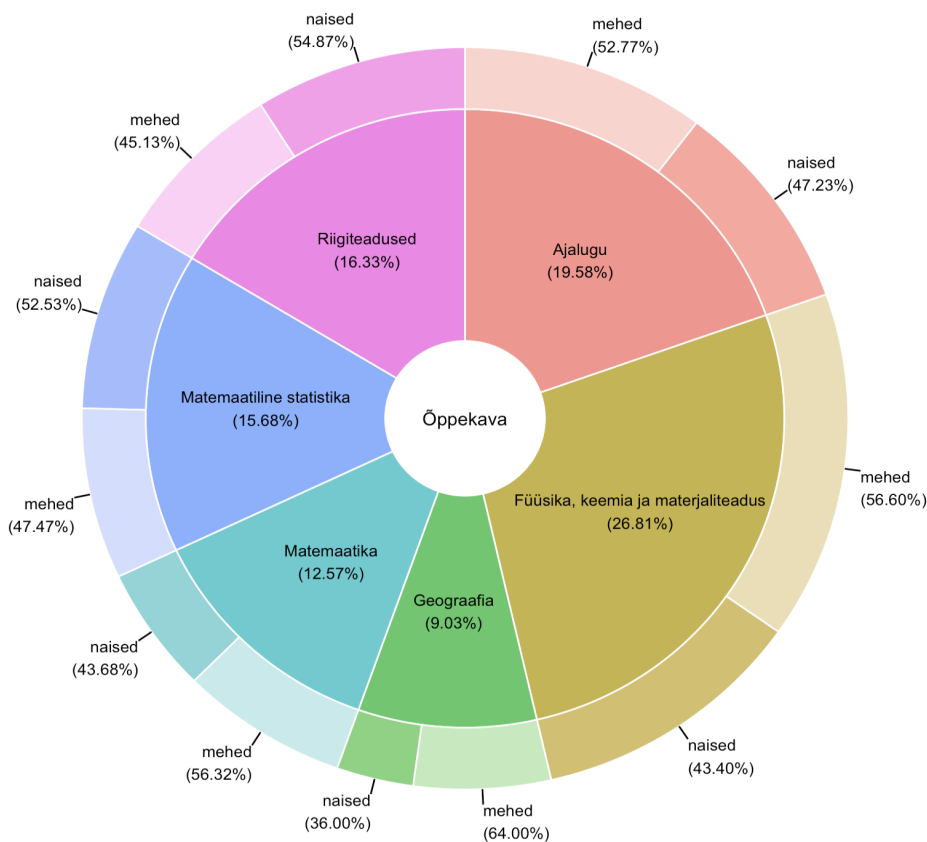
- õppekava nimetus;
- sisseastumisaasta (2019/20 - 2023/24);
- matemaatika riigieksami tulemus (kitsas/ lai või enne 2013. a sooritatud);
- eesti keele riigieksami tulemus (esimese/ teise keelena);
- LT (loodusteaduste) erialakatse tulemus (kui tehti; andmed puuduvad aastatel 2021 ja 2023);
- sisseastumispunktide summa;
- eksmatrikuleerimise korral selle kuupäev ja põhjus;
- akadeemilise puhkuse korral selle põhjus ning algus- ja lõppkuupäev (võib esineda ühekordselt, mitmekordselt või hoopis puududa);

Andmestik hõlmab viit õppeaastat (2019/20 - 2023/24), kus iga semestri õppetulemusi on vaadeldud eraldi (mitte kumulatiivselt). Iga semestri kohta on teada:

- registreeritud EAP maht (sealhulgas ka semestri jooksul tühistatud registreeringud);
- positiivsele tulemusele sooritatud EAP maht;
- kaalutud ja aritmeetilised keskmised hinded nii kõigi kui ka ainult positiivsete hinnete põhjal;

### 3.2 Üliõpilaste jaotus eriala, soo ja vastuvõtuaasta järgi

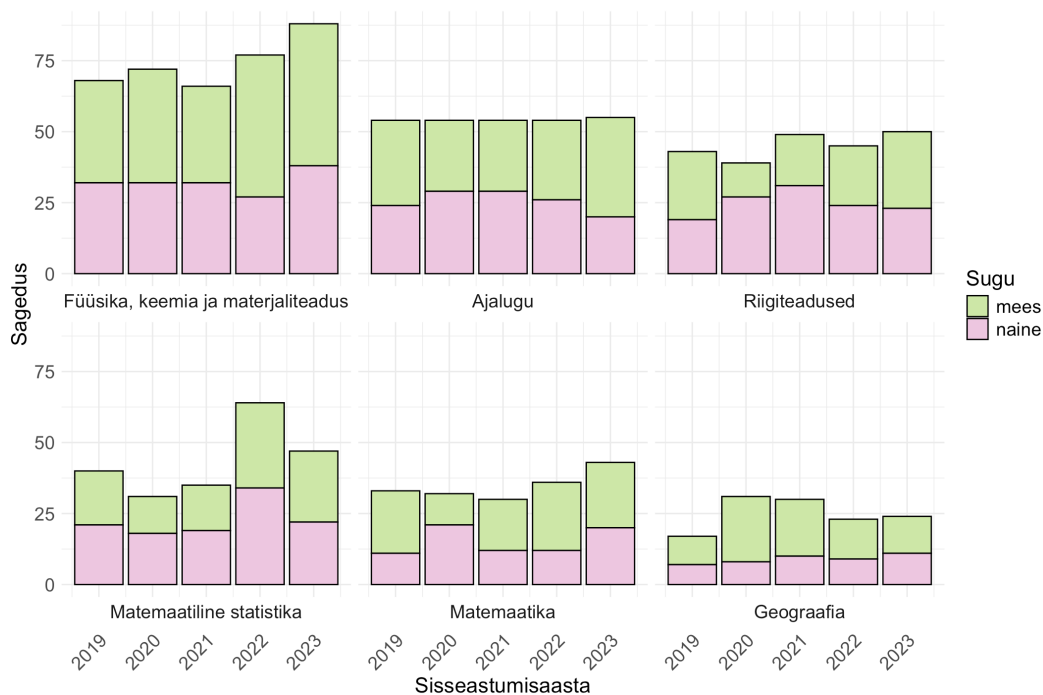
Andmestik sisaldas andmeid 1384 üliõpilase kohta, kellest 53% olid mehed. Erialade lõikes (vt joonis 2) moodustasid kõige suurema osa tudengid, kes õppisid füüsikat, keemiat ja materjaliteadust – nad moodustasid veidi üle veerandi kõigist üliõpilastest, kusjuures 57% seastest tudengitest olid meessoost. Populaarsuselt järgnesid ajalugu, riigiteadused ja matemaatiline statistika. Meeste osakaal nendes valdkondades oli vastavalt 53%, 45% ja 47%. Kõige vähem tudengeid oli matemaatika ja geograafia erialadel, kus meeste osakaal oli vastavalt 56% ja 64%.



Joonis 2: Õppekavade jaotus aastatel 2019 - 2023

Joonis 3 kujutab sisseastumiste arvu viie aasta lõikes erinevatel erialadel, eristades andmed ka soo järgi. Füüsika, keemia ja materjaliteaduse erialal on sisseastumiste arv viie aasta jooksul üldjoontes tõusnud. Naiste arv on püsinud suhteliselt stabiilsena, samas kui meeste sisseastumiste arv on tõusnud. Ajaloo erialal on sisseastumiste arv püsinud võrdlemisi muutumatuna nii üldiselt kui ka sugude lõikes. Erandiks on 2019. ja 2023. aasta, kus meeste osakaal oli veidi suurem. Riigiteadustes on sisseastumiste arv püsinud üldiselt stabiilsena, kuid sugude lõikes on märgata kõikumisi. Kui 2019. aastal astus sisse rohkem mehi kui naisi, siis järgneval kahel aastal domineerisid naised. 2022. ja 2023. aastaks oli sooline jaotus tasakaalustunud.

Matemaatilises statistikas on märgata väikest kasvutrendi sisseastumiste arvus, kusjuures 2022. aasta paistis silma erakordse populaarsusega. Nimelt astus 2021. aastal sisse 35 üliõpilast, kuid 2022. aastal juba 64 - peaaegu kaks korda rohkem. Sugude jaotus on aastate lõikes säilinud suhteliselt stabiilsena. Matemaatika erialal on sisseastumiste arv viimasel kahel aastal (2022, 2023) olnud kerges tõusutrendis. Üldiselt on meeste arv ületanud naiste arvu, kuid 2020. aastal oli olukord vastupidine. Geograafia erialal on naiste sisseastumiste arv viie aasta jooksul püsinud suhteliselt stabiilsena, samas kui meeste osakaal on järk-järgult vähenenud. Kui varasemalt oli sisseastujate seas meeste osakaal suurem, siis 2023. aastaks on meeste ja naiste (sisseastumiste) osakaal geograafia erialal peaaegu võrdne.



Joonis 3: Sisseastumiste jaotus erialade ja sugude lõikes aastatel 2019 - 2023

### 3.3 Sooline võrdlus kaalutud keskmises hinded erialade ja semestrite lõikes

Õppeedukuse hindamiseks keskenduti esimesele kuni kaheksandale semestrile, kuna paljud tudengid õppisid üle nominaalaja (9% kõikidest tudengitest ning 18,9% eriala lõpetantutest). Kusjuures akadeemilise puhkuse võtmise võimalust kasutas ligi 41,6% tudengitest. Lihtsuse huvides arvestati ka akadeemilise puhkuse ajal saadud hindeid (mistõttu uuritakse ka nominaalaja ületanud semestreid), kuna akadeemilisel puhkusel olevate puhkepäevade põhjal semestri/semestrite väljaarvamine oleks olnud liialt spekulatiivne. Nimelt pole alust eeldada, et akadeemilisel puhkusel olev tudeng ei õpi — vastupidi, mõni tudeng võttis puhkusel olles just rohkem aineid ja saavutas ka paremaid tulemusi. Seetõttu oleks antud semestrite väljaarvamine olnud ebamugav ja põhjendamatu.

Andmestikus on arvesse võetud nii aritmeetiline kui ka kaalutud keskmine, kuid analüüs keskendub eelkõige kaalutud keskmisele. Kaalutud keskmist on vaadeldud nii üle kõigi hinnete kui ka vaid üle positiivsete hinnete. Seejuures kui pole eraldi mainitud, siis peetakse hinde all silmas kaalutud keskmist üle kõigi hinnete. See valik tehti, kuna kaalutud keskmine arvestab ka aine mahtu ning peegeldab seeläbi täpsemat ülevaadet õppeedukusest. Lisaks piirduti vaid nende kahe näitajaga ka seetõttu, et vältida andmete üleküllust ning tagada analüüsi selgus. Kuigi andmed hõlmasid 5 õppeaastat ehk 10 semestrit, jäeti 9. ja 10. semester analüüsist välja väheste andmete tõttu. See otsus tehti nii konfidentsiaalsuse tagamiseks kui ka seetõttu, et väike valim ei võimaldaks teha usaldusväärseid järeldusi. Samuti jäeti väheste tudengite arvu (alla kolme) tõttu mõne eriala puhul välja ka seitsmenda ja/või kaheksanda semestri andmed.

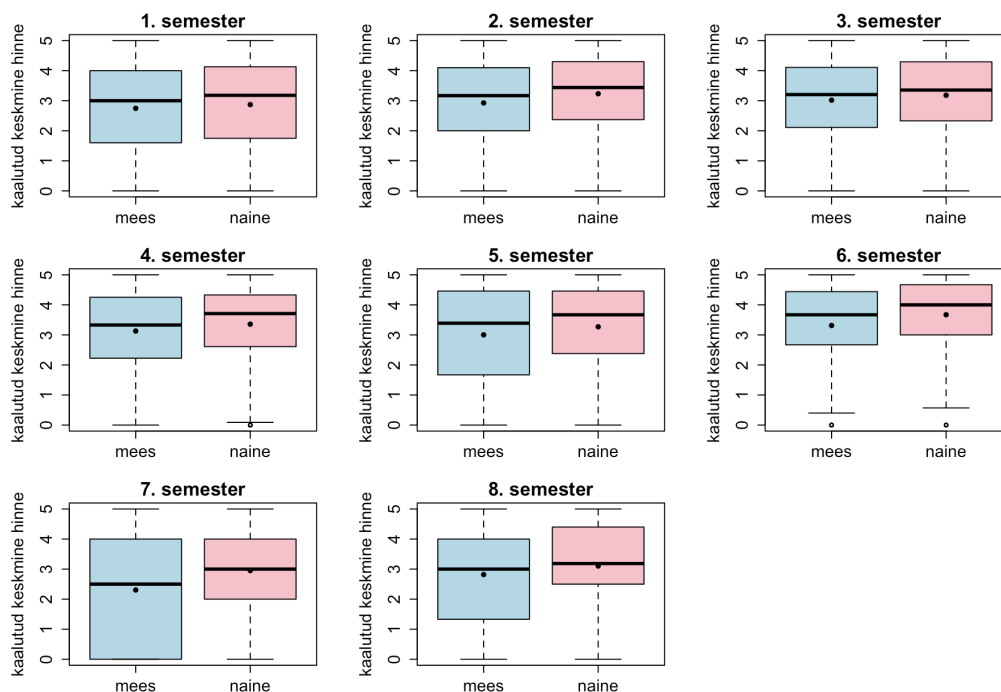
Kui vaadata tulemusi semestrite kaupa, siis paistab, et naised on igal semestril meestest pisut edukamad - naiste kaalutud keskmiste hinnete (üle kõigi tulemuste) keskmine ja mediaan on stabiilselt meeste omadest kõrgemad (vt joonis 4 ja tabel 1). Erinevused pole aga kuigi suured, enamasti jäävad mediaanide ja keskmiste va-

hed 0,1 - 0,4 vahele. Seitsmendal semestril on vahed veidi suuremad - mediaanide vahe 0,5 ja keskmiste vahe 0,7. Kõige väiksemad vahed on esimesel ja kolmandal semestril, kus erinevus jääb alla 0,2. Kusjuures hinnete keskmised ja mediaanid semestrite lõikes jäävad meestel vahemikku 2,3 - 3,7 ning naistel 2,9 - 4,0.

Kui arvestada ainult positiivseid hindeid, muutuvad sugude tulemused sarnasemaks. Esimesest kuni kuuenda semestrini on sooline erinevus suhteliselt tühine - kuni 0,2 naiste kasuks. Kaheksandal semestril on vahe natukene suurem (keskmistes 0,4 ja mediaanides 0,3 naiste kasuks), kuid siiski minimaalne. Seitsmendal semestril toimus aga ootamatu muutus - meeste tulemused ületavad naiste omi nii keskmise kui ka mediaani osas. Samas on ka need erinevused üsna väikesed (keskmiste vahe 0,1, mediaanide vahe 0,3). Üle positiivsete hinnete keskmisi ja mediaane vaadates, jäid meestel need 3,5 - 4,0 vahele ning naistel 3,4 - 4,0 vahele.

Võrreldes kaalutud keskmisi hindeid üle kõigi ja üle positiivsete hinnete, on näha, et meeste tulemused paranesid keskmiste ja mediaanide järgi kõige rohkem esimesel, seitsmendal ja kaheksandal semestril, kus keskmised ja mediaanid tõusid 0,5 - 1,5 võrra. Suurim tõus toimus just seitsmendal semestril, kus keskmine ja mediaan paranesid 1,4 - 1,5 võrra. Naiste tulemused paranesid samuti kõige rohkem seitsmendal ja kaheksandal semestril (0,6 - 0,8 võrra), kuid vähem esimesel semestril (0,3 - 0,6 võrra).

Tulemusi analüüsiti semestrite kaupa, tehes iga semestri kohta kaks t-testi - üks kõigi hinnete ning teine ainult positiivsete hinnete põhjal, rakendades Bonferroni korrektsiooni. Sugude vahel ilmnes statistiliselt oluline erinevus vaid teisel semestril: naiste hinnete keskmine oli meeste omast kõrgem nii kõigi hinnete ( $p=0,0004$ ) kui ka positiivsete hinnete lõikes ( $p=0,0058$ ). Siiski on see erinevus praktilises mõttes pigem suhteliselt ebaoluline - keskmised erinesid vaid 0,2-0,3 võrra. Ülejäänud semestritel ei ilmnunud sugude vahel statistiliselt olulisi erinevusi.



Joonis 4: Kaalutud keskmised hinded semestrite ja sugude lõikes

Tabel 1: Kaalutud keskmine üle kõigi ning ainult positiivsete hinnete põhjal

		Semester							
		1	2	3	4	5	6	7	8
<b>Kaalutud keskmine üle kõigi hinnete</b>									
<b>Mediaan</b>	Naised	3,2	3,4	3,4	3,7	3,7	4,0	3,0	3,2
	Mehed	3,0	3,2	3,2	3,3	3,4	3,7	2,5	3,0
<b>Keskmine</b>	Naised	2,9	3,2	3,2	3,4	2,3	3,7	3,0	3,1
	Mehed	2,7	2,9	3,0	3,1	3,0	3,3	2,3	2,8
<b>Sagedus</b>	Naised	598	525	356	333	241	225	53	30
	Mehed	627	536	334	312	206	189	43	25
<b>Kaalutud keskmine üle positiivsete hinnete</b>									
<b>Mediaan</b>	Naised	3,5	3,8	3,7	4,0	3,9	4,0	3,8	4,0
	Mehed	3,5	3,6	3,5	3,8	3,8	4,0	4,0	3,7
<b>Keskmine</b>	Naised	3,4	3,7	3,6	3,8	3,7	4,0	3,6	3,9
	Mehed	3,5	3,5	3,6	3,7	3,6	3,9	3,7	3,5
<b>Sagedus</b>	Naised	555	507	345	317	232	218	48	26
	Mehed	563	500	318	294	186	176	30	22

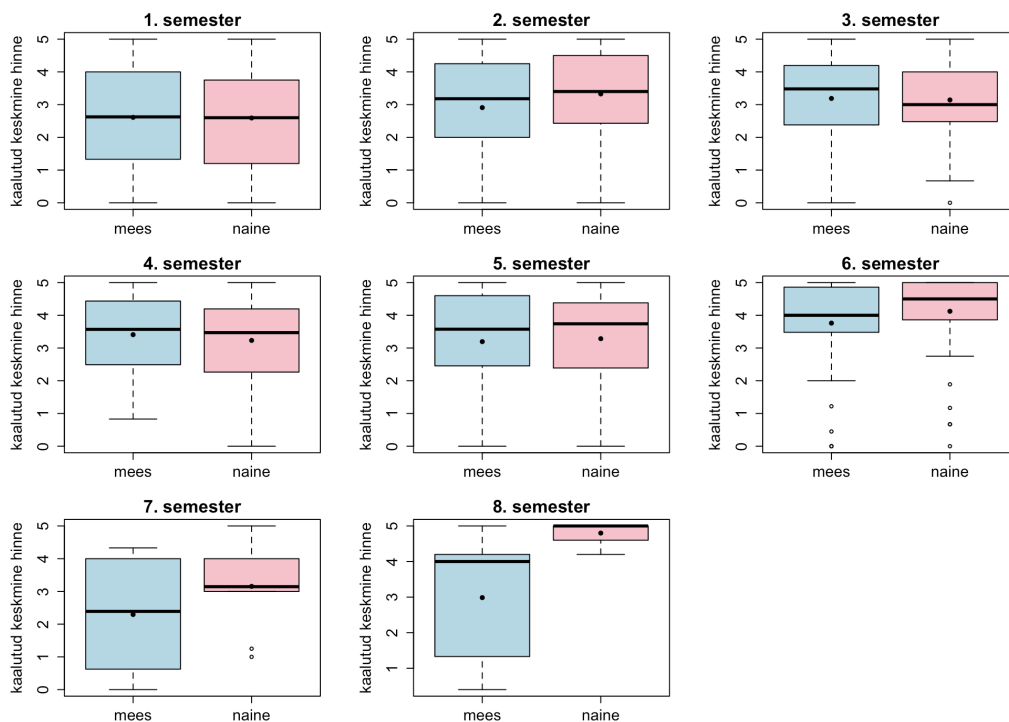
Kuigi üldiselt olid meeste ja naiste tulemused üsna sarnased, olid naiste keskmised ja mediaanid meeste omadest igal semestril veidi kõrgemad (üle kõigi hinnete vaa-

dates). See aga tõstatab küsimuse - kas see kehtib ka erialade lõikes?

**Füüsika, keemia ja materjaliteaduse erialal** saavutasid mehed ja naised esimese kuni kuuenda semestri jooksul kaalutud keskmine hinde osas sarnaseid tulemusi nii keskmise, mediaani kui ka hajuvuse poolest (vt joonis 5 ja tabel 2). Nende semestrite lõikes ilmsid suurimad vahed kolmanda ja kuuenda semestri mediaanides - 3. semestril olid naiste tulemused 0,5 võrra madalamad, samas kui 6. semestril olid need 0,5 võrra kõrgemad. Keskmised väärtused olid siiski rohkem lähastikku. Sel perioodil (esimesest kuuenda semestrini) jäid meeste kaalutud keskmise hinde (üle kõigi hinnete) semestripõhised keskmised ja mediaanid vahemikku 2,6–4,0, samas kui naistel olid need vahemikus 2,6–4,5. Kusjuures arvestades vaid positiivseid hindeid olid vastavad vahemikud meestel 3,3 - 4,3 ja naistel 3,0 - 4,5.

Alates seitsmendast semestrist hakkasid tulemused suuremal määral erinema. Nimelt oli 7. semestril keskmiste ja mediaanide vahe ligi 0,7 - 0,9. Kaheksandal semestril oli mediaani erinevus 1 ja keskmiste erinevus 1,8. Mõlemal juhul olid naiste tulemused kõrgemad, kusjuures ka nende tulemuste hajuvus oli väiksem. Samas tuleb arvestada, et kaheksandal semestril oli tudengite arv väike - antud semestril õppis vaid 5 meest ja 4 naist.

Kui vaadelda ainult positiivsete hinnete põhjal arvutatud kaalutud keskmist, on erinevused suhteliselt sarnased nendele, mis saadakse kõiki hindeid arvestades. Erinevused sugude vahel olid taas suurimad seitsmendal (mediaan 0,9, keskmine 0,7) ja kaheksandal semestril (mediaan ja keskmine 1,0). Huvitaval kombel kui negatiivsed hinded kõrvale jätta, edestasid mehed naisi seitsmendal semestril - vastupidiselt tulemustele, mis saadi arvestades kõiki hindeid. Esimesest kuuenda semestrini vaadates oli samuti erinevus suurim kolmandal semestril (mediaan erines 0,6 ja keskmine 0,2 võrra), samas kui kuuenda semestri tulemuste sooline erinevus oli vähenenud. Kuigi tulemused paranesid, kui vaadelda vaid positiivseid hindeid, oli see muutus oodatav ega olnud eriti ulatuslik. Erandiks on seitsmenda semestri tulemused, kus meeste hinded paranesid suhteliselt suurel määral, tõstes mediaani 1,6 võrra.



Joonis 5: Füüsika, keemia ja materjaliteaduse kaalutud keskmised hinned semestrite ja sugude lõikes

Tabel 2: Füüsika, keemia ja materjaliteaduse kaalutud keskmine üle kõigi ning ainult positiivsete hinnete põhjal

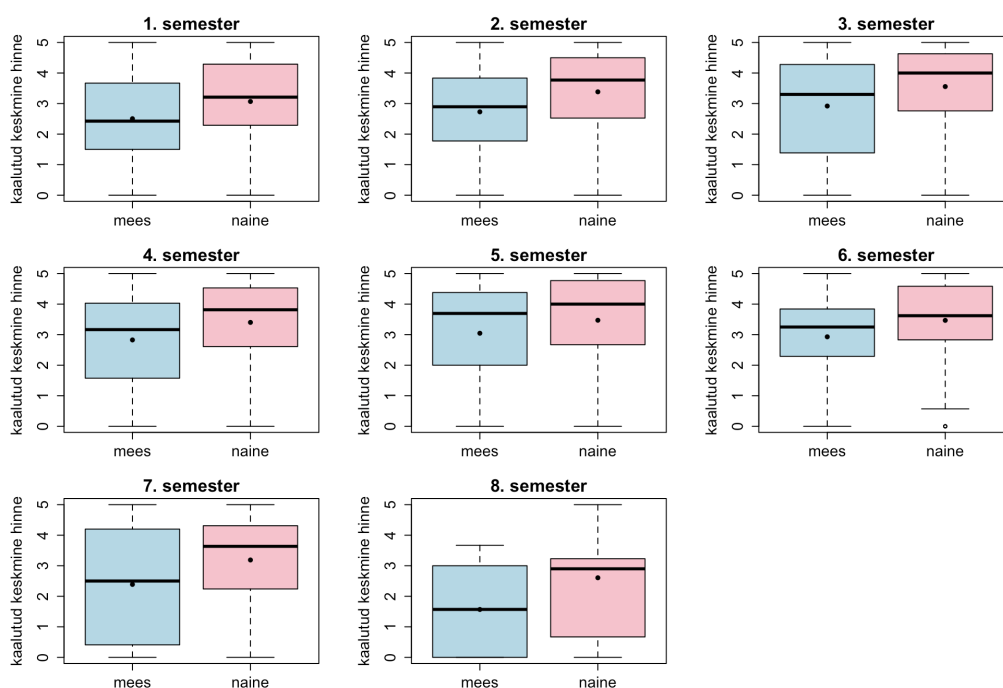
		Semester							
		1	2	3	4	5	6	7	8
<b>Kaalutud keskmine üle kõigi hinnete</b>									
<b>Mediaan</b>	Naised	2,6	3,4	3,0	3,5	3,7	4,5	3,1	5,0
	Mehed	2,6	3,2	3,5	3,6	3,6	4,0	2,4	4,0
<b>Keskmine</b>	Naised	2,6	3,3	3,1	3,2	3,3	4,1	3,2	4,8
	Mehed	2,6	2,9	3,2	3,4	3,2	3,8	2,3	3,0
<b>Sagedus</b>	Naised	145	118	80	76	59	57	10	4
	Mehed	182	149	83	75	52	47	8	5
<b>Kaalutud keskmine üle positiivsete hinnete</b>									
<b>Mediaan</b>	Naised	3,0	3,7	3,1	3,6	3,9	4,5	3,1	5,0
	Mehed	3,3	3,5	3,7	4,0	4,0	4,3	4,0	4,0
<b>Keskmine</b>	Naised	3,2	3,6	3,4	3,6	3,7	4,3	3,2	4,8
	Mehed	3,3	3,4	3,6	3,8	3,8	4,2	3,9	3,8
<b>Sagedus</b>	Naised	130	114	79	73	56	56	10	4
	Mehed	161	140	78	75	46	44	6	5

**Ajaloo eriala** puhul (vt joonis 6 ja tabel 3) said naised igal semestril meestest kõrgemaid hindeid. Erinevused olid eriti silmapaistvad kahel viimasel semestril - 7. semestril oli (kaalutud keskmise hinde) keskväärtuste vahe 0,8 ja mediaanide vahe 1,1. Seejuures 8. semestril olid need erinevused veelgi suuremad - keskväärtuste vahe ulatus 1.0-ni ja mediaanide vahe 1.3-ni.

Olulised erinevused ei ilmnenud aga ainult viimastel semestritel. Ka esimese kuni neljanda semestri kaalutud keskmiste hinnete keskväärtuste vahed ulatusid 0,6 - 0,7-ni, samas kui mediaanide erinevused olid vahemikus 0,6 - 0,9. Üldiselt olid nii meeste kui ka naiste kaalutud keskmiste hinnete keskväärtused madalamad kui nende mediaanid, mis viitab sellele, et kuigi enamik tudengeid sai kõrgemaid hindeid, langetasid üksikud väga madalad tulemused keskmist.

Kui analüüsida ainult positiivsete hinnete põhjal arvatud keskmisi, on keskmised väärtused enamasti mediaanidele lähemal. Vaadeldes hindeid üle kõigi tulemuste, olid naiste tulemused igal semestril meestest kõrgemal, eriti 7. ja 8. semestril. Keskendudes aga ainult positiivsetele hinnetele, olid erinevused veidi väiksemad, kuid siiski järgisid järjepidevalt sarnast trendi. Naised saavutasid paremaid tulemusi kõigil semestritel, välja arvatud 7. semestril, kus meeste nii kaalutud keskmiste hinnete keskmine kui ka mediaan olid naiste omadega suhteliselt võrdsed (erinevus ligi 0,1). Kuigi tulemused paranesid, kui vaadelda vaid positiivseid hindeid, oli see muutus oodatav ega olnud eriti ulatuslik. Erandiks on seitsmenda semestri tulemused, kus meeste hinded paranesid suhteliselt suurel määral, tõstes mediaani 1,5 ja keskmist 1,4 võrra. Suuremad paranemised ilmnisid ka esimesel semestril (naiste mediaan ja keskmine paranesid 0,8 võrra ning meestel 1,1 - 1,3 võrra) ning kaheksandal semestril (meeste mediaan ja keskmine suurenesid 0,9 - 1,1 võrra ja naiste 0,8 - 1,1 võrra).

Esimesest kuuenda semestrini jäid meeste kaalutud keskmise hinde semestripõhised keskmised ja mediaanid (üle kõigi hinnete) vahemikku 2,4 - 3,7, samal ajal kui naistel oli see 3,1-4,0. Kusjuures arvestades vaid positiivseid hindeid olid vastavad vahemikud meestel 3,4 - 4,0 ja naistel 3,9 - 4,2.



Joonis 6: Ajaloo eriala kaalutud keskmised hinned semestrite ja sugude lõikes

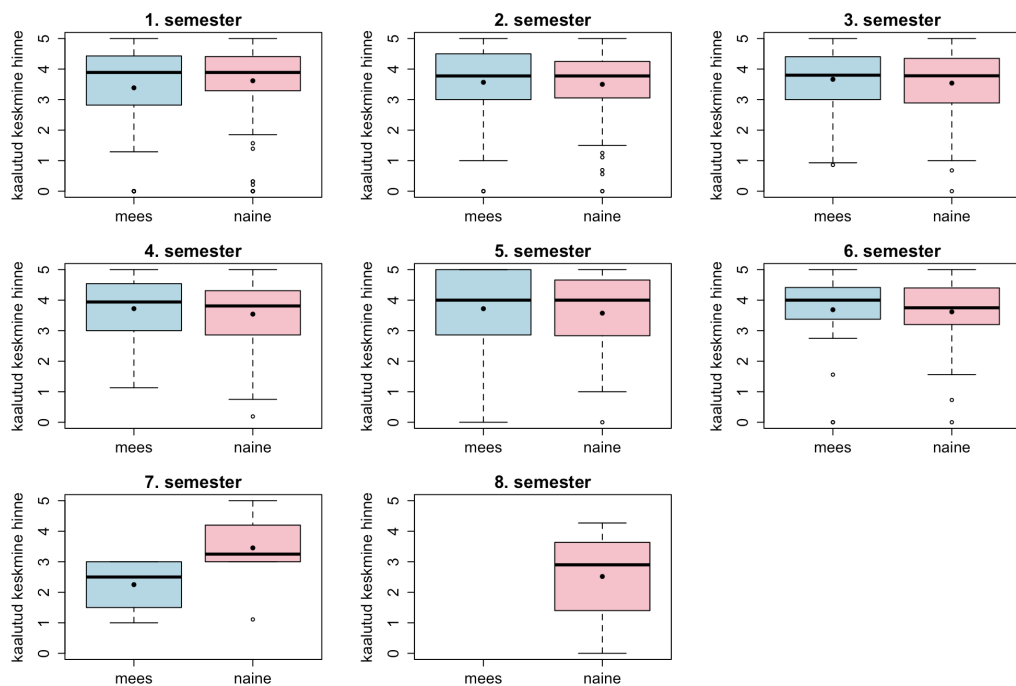
Tabel 3: Ajaloo eriala kaalutud keskmine üle kõigi ning ainult positiivsete hinnete põhjal

		Semester							
		1	2	3	4	5	6	7	8
<b>Kaalutud keskmine üle kõigi hinnete</b>									
<b>Mediaan</b>	Naised	3,2	3,8	4,0	3,8	4,0	3,6	3,6	2,9
	Mehed	2,4	2,9	3,3	3,2	3,7	3,3	2,5	1,6
<b>Keskmine</b>	Naised	3,1	3,4	3,6	3,4	3,5	3,5	3,2	2,6
	Mehed	2,5	2,7	2,9	2,8	3,1	2,9	2,4	1,6
<b>Sagedus</b>	Naised	121	111	84	78	57	51	16	10
	Mehed	126	108	72	68	46	42	15	10
<b>Kaalutud keskmine üle positiivsete hinnete</b>									
<b>Mediaan</b>	Naised	4,0	3,9	4,0	4,1	4,2	4,0	3,9	3,7
	Mehed	3,7	3,4	3,8	3,9	4,0	3,6	4,0	2,7
<b>Keskmine</b>	Naised	3,9	3,9	4,0	4,0	4,0	3,9	3,9	3,7
	Mehed	3,6	3,5	3,8	3,8	3,8	3,6	3,8	2,5
<b>Sagedus</b>	Naised	116	107	82	73	53	48	14	9
	Mehed	114	98	65	60	42	41	11	7

**Riigiteaduste eriala** puhul (vt joonis 7 ja tabel 4) on kaalutud keskmised hinded esimese kuni kuuenda semestrini suhteliselt võrdväärset. Nende semestrite puhul küündis suurim erinevus keskmistes ja mediaanides vaid 0,2-ni, mis on praktiliselt ebaoluline.

Seitsmendal semestril ilmnemad suurimad erinevused - kaalutud keskmiste hinnete keskvaartuste vahe ulatus 1,2-ni ja mediaanide vahe 0,8-ni, kusjuures mõlemal juhul olid naiste tulemused meeste omadest kõrgemad. Seejuures tuleb märkida, et viimasel kahel semestril (7. ja 8.) oli tudengite arv kohati üsna väike - seitsmendal semestril õppis neli meest ja kümme naist, kaheksandal aga neli naist ja üks mees. Kui vaadelda kaalutud keskmisi ainult positiivsete hinnete lõikes, on tulemused sarnased üldiste hinnete põhjal saadud tulemustega. Sugudevahelised erinevused jäid sarnaseks, kuid nii keskmine kui ka mediaan tõusid ootuspäraselt. Siiski avaldus seitsmenda semestri hinnetes märkimisväärne muutus - negatiivsete hinnete eemaldamisel suurenes sugudevaheline erinevus, ulatudes mediaanides 1,3-ni ja keskvaartustes 1,6-ni. Viimase puhul tuleb aga arvestada, et andmestikus oli positiivsete hinnete põhjal arvatud kaalutud keskmine seitsmendal semestril teada vaid nelja mehe kohta.

Esimesest kuuenda semestrini jäid meeste kaalutud keskmise hinde semestripõhised keskmised ja mediaanid (üle kõigi hinnete) vahemikku 3,4 – 4,0, samal ajal kui naistel oli see 3,5–4,0. Kusjuures arvestades vaid positiivseid hindet olid vastavad vahemikud meestel 3,8 - 4,1 ja naistel 3,7 - 4,0.



Joonis 7: Riigiteaduste eriala kaalutud keskmised hinded semestrite ja sugude lõikes

Tabel 4: Riigiteaduste eriala kaalutud keskmine üle kõigi ning ainult positiivsete hinnete põhjal

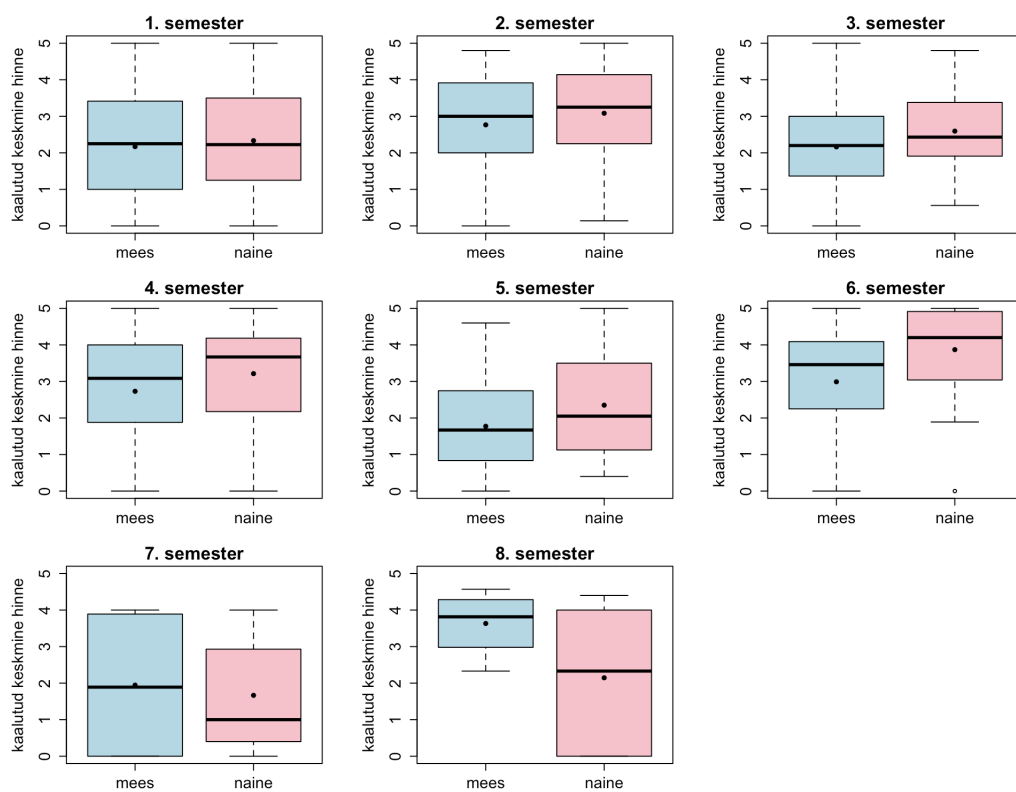
		Semester							
		1	2	3	4	5	6	7	8
<b>Kaalutud keskmine üle kõigi hinnete</b>									
<b>Mediaan</b>	Naised	3,9	3,8	3,8	3,8	4,0	3,8	3,3	2,9
	Mehed	3,9	3,8	3,8	3,9	4,0	4,0	2,5	–
<b>Keskmine</b>	Naised	3,6	3,5	3,5	3,5	3,6	3,6	3,5	2,5
	Mehed	3,4	3,6	3,7	3,7	3,7	3,7	2,3	–
<b>Sagedus</b>	Naised	118	112	81	78	60	53	10	4
	Mehed	86	78	55	53	34	32	4	1
<b>Kaalutud keskmine üle positiivsete hinnete</b>									
<b>Mediaan</b>	Naised	4,0	3,9	3,8	3,8	4,0	3,8	3,8	3,0
	Mehed	4,1	4,0	4,0	3,9	4,0	4,0	2,5	–
<b>Keskmine</b>	Naised	3,9	3,7	3,7	3,8	3,8	3,8	3,8	3,4
	Mehed	3,9	3,8	3,8	3,8	4,0	4,0	2,3	–
<b>Sagedus</b>	Naised	114	110	80	78	59	52	10	3
	Mehed	78	75	55	53	33	30	4	1

**Matemaatilise statistika erialal** (vt joonis 8 ja tabel 5) olid kaalutud keskmised hinned esimesel semestril sugude lõikes üsna sarnased. Teisest kuni kuuenda semestrini olid aga naiste kaalutud keskmised hinned nähtavamalt kõrgemad, kusjuures suurim erinevus ilmnis kuuendal semestril, kus keskmiste vahe oli 0,9 ja mediaanid erinesid 0,7 võrra.

Seitsmendal ja kaheksandal semestril muutus olukord vastupidiseks - meeste kaalutud keskmiste hinnete mediaanid oli oluliselt kõrgemad (0,9 - 1,5). Samas olid erinevused keskmistes väiksemad, jäädes 0,3 - 1,4 juurde. Seejuures viitab asjaolu, et naiste 7. semestri keskmine hinne on tunduvalt kõrgem kui mediaan (erinevus 0,7) andmete ebahütlasele jaotusele - enamik tulemusi on pigem madalad, kuid mõned kõrgemad hinned tõstavad aritmeetilist keskmist. Meeste tulemuste jaotus seitsmendal semestril oli seevastu sümmeetrilisem. Oluline oleks ka mainida, et seitsmendal semestril õppis vaid 4 meest ja 7 naist ning kaheksandal semestril 4 meest ja 5 naist.

Kui vaadelda kaalutud keskmisi ainult positiivsete hinnete lõikes, on need ootuspäraselt kõrgemad ning üldine suundumus on jäänud samaks. Siiski ületasid kaheksanda semestri naiste tulemused ootusi - tulemuste mediaan tõusis lausa 1,7 ja keskmine 1,4 võrra, samas kui meeste tulemused jäid muutumatuks, mistõttu naiste ja meeste tulemused peaaegu võrdsustusid. Seejuures tuleb arvestada, et andmestikus oli positiivsete hinnete põhjal arvutatud kaalutud keskmine kaheksandal semestril teada vaid nelja mehe ja naise kohta.

Esimesest kuuenda semestrini jäid meeste kaalutud keskmise hinde semestripõhised keskmised ja mediaanid (üle kõigi hinnete) vahemikku 1,7 – 3,5, samal ajal kui naistel oli see 2,1 – 4,2. Kusjuures arvestades vaid positiivseid hindeid olid vastavad vahemikud meestel 2,0 - 3,9 ja naistel 2,6 - 4,4.



Joonis 8: Matemaatilise statistika eriala kaalutud keskmised hinned semestrite ja sugude lõikes

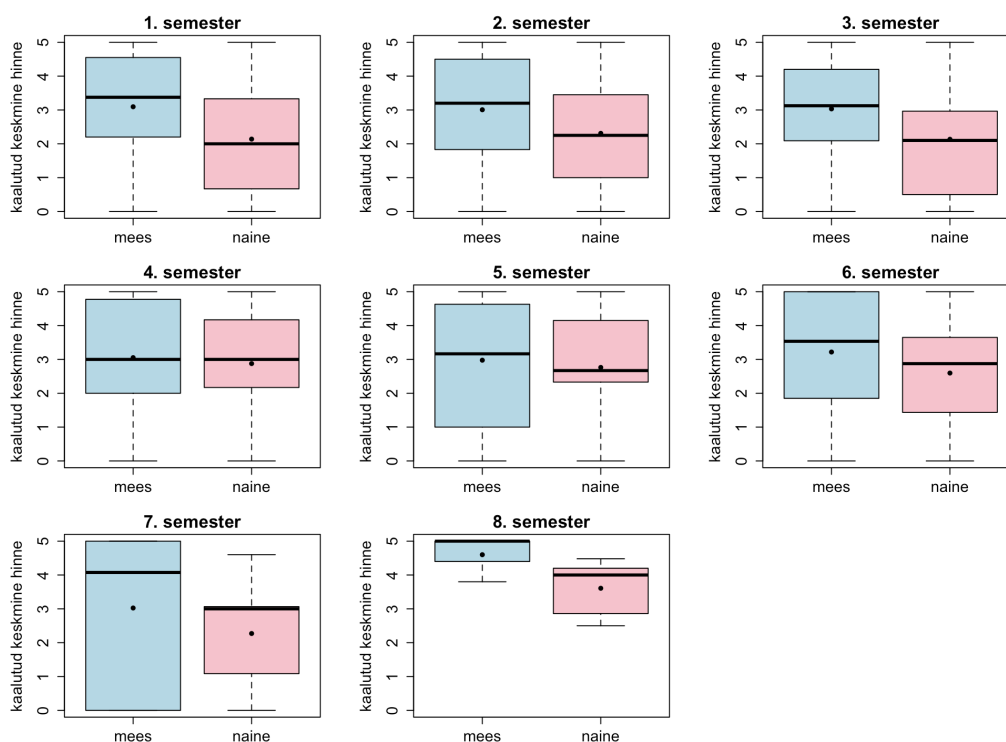
Tabel 5: Matemaatilise statistika eriala kaalutud keskmine üle kõigi ning ainult positiivsete hinnete põhjal

		Semester							
		1	2	3	4	5	6	7	8
<b>Kaalutud keskmine üle kõigi hinnete</b>									
<b>Mediaan</b>	Naised	2,2	3,3	2,4	3,7	2,1	4,2	1,0	2,3
	Mehed	2,3	3,0	2,2	3,1	1,7	3,5	1,9	3,8
<b>Keskmine</b>	Naised	2,3	3,1	2,6	3,2	2,4	3,9	1,7	2,2
	Mehed	2,2	2,8	2,2	2,7	1,8	3,0	2,0	3,6
<b>Sagedus</b>	Naised	100	85	53	51	32	32	7	5
	Mehed	80	67	40	38	23	21	4	4
<b>Kaalutud keskmine üle positiivsete hinnete</b>									
<b>Mediaan</b>	Naised	3,0	3,8	3,0	4,0	2,6	4,4	2,0	4,0
	Mehed	3,0	3,6	2,8	3,3	2,0	3,9	–	3,8
<b>Keskmine</b>	Naised	2,9	3,7	2,9	3,8	2,8	4,1	2,6	3,6
	Mehed	3,0	3,4	2,9	3,5	2,4	3,7	–	3,6
<b>Sagedus</b>	Naised	93	85	53	47	32	31	5	4
	Mehed	69	62	37	34	19	18	2	4

**Matemaatika eriala** puhul (vt joonis 9 ja tabel 6) on naiste ja meeste kaalutud keskmised hinded märgatavalt erinevad, kusjuures naiste tulemused on igal semestril olnud madalamad kui meestel, välja arvatud neljandal ja viiendal semestril (keskväärtuste vahe 0,2, mediaanide vahe 0,0-0,5). Suurim erinevus esineb esimesel semestril, kus keskmised erinevad 1 ja mediaanid 1,4 võrra. Viiendast kaheksanda semestrini on ka hinnete hajuvus märkimisväärselt erinev, mida võib viimasel kahel semestril seletada vähese tudengite arvuga - seitsmendal semestril õppis 6 meest ja 7 naist, kaheksandal semestril aga 3 meest, 5 naist.

Üldiselt jäävad meeste kaalutud keskmised hinded (arvestades kõiki hindeid) esimesest kuuenda semestrini vahemikku 3,0 – 3,5, samas kui positiivsete hinnete arvestamisel on see vahemik 3,5 – 4,0. Seitsmendal ja kaheksandal semestril tõuseb (kaalutud keskmiste hinnete üle kõigi hinnete) mediaan märgatavalt, ulatudes kaheksandal semestril 5,0-ni, samas kui keskmine hinne tõuseb 4,6-ni. Naiste puhul on sarnane trend täheldatav ainult kaheksandal semestril, kus mediaan tõuseb 4,0-ni ja keskmine 3,6-ni. Esimesest kuuenda semestrini jäävad naiste kaalutud keskmised hinded (üle kõigi hinnete) vahemikku 2,0 – 3,0, samas kui üle positiivsete hinnete vaadates on see vahemik 2,9–4,0.

Vaadates kaalutud keskmist vaid üle positiivsete tulemuste on trend jäänud samaks - mehed edendavad naisi enamikel semestritel. Erinevusteks ongi vaid kolmas ja neljas semester, kus sugudevahelised erinevused on väga minimaalsed. Tulemuste paranemised (vaadates kõigi hinnete asemel vaid positiivseid hindeid) olid kõige ulatuslikumad naiste puhul teisel (mediaani ja keskmise tõus 1,1) ja kolmandal (mediaani tõus 1,3, keskmise tõus 1,2) semestril ning meeste puhul seitsmendal (mediaani tõus 0,7 ja keskmise tõus 1,5) semestril.



Joonis 9: Matemaatika eriala kaalutud keskmised hinded semestrite ja sugude lõikes

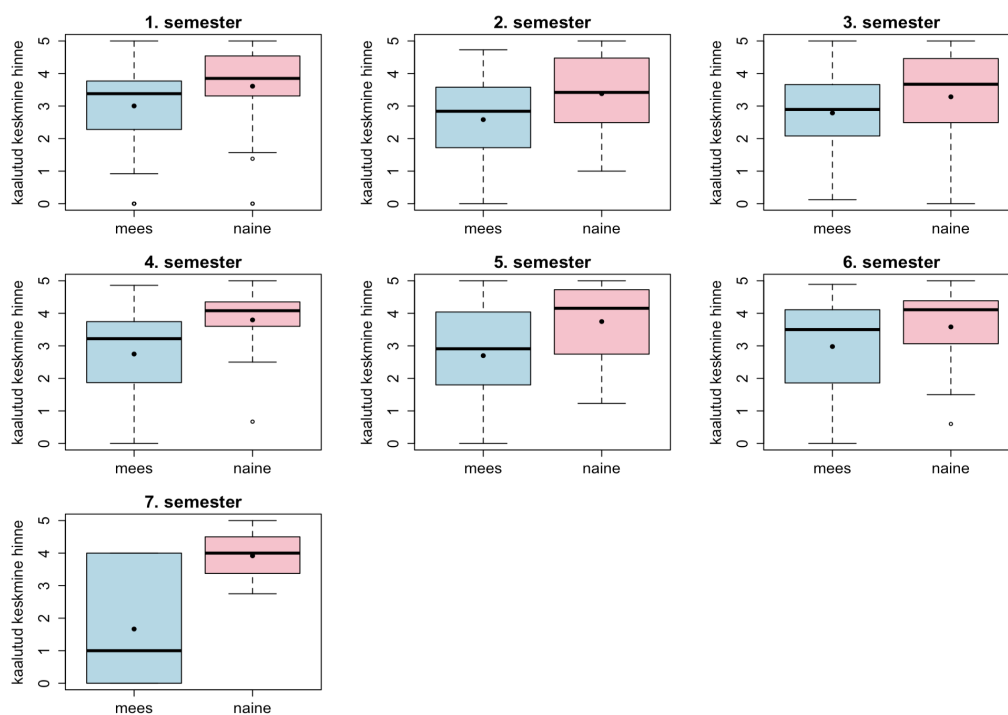
Tabel 6: Matemaatika eriala kaalutud keskmine üle kõigi ning ainult positiivsete hinnete põhjal

		Semester							
		1	2	3	4	5	6	7	8
<b>Kaalutud keskmine üle kõigi hinnete</b>									
<b>Mediaan</b>	Naised	2,0	2,3	2,1	3,0	2,7	2,9	3,0	4,0
	Mehed	3,4	3,2	3,1	3,0	3,2	3,5	4,1	5,0
<b>Keskmine</b>	Naised	2,1	2,3	2,1	2,9	2,8	2,6	2,3	3,6
	Mehed	3,1	3,0	3,0	3,1	3,0	3,2	3,0	4,6
<b>Sagedus</b>	Naised	69	56	28	25	17	16	7	5
	Mehed	84	73	46	43	26	24	6	3
<b>Kaalutud keskmine üle positiivsete hinnete</b>									
<b>Mediaan</b>	Naised	2,8	3,4	3,4	4,0	3,5	3,5	3,1	4,0
	Mehed	3,8	4,0	3,5	3,8	3,7	4,0	4,8	5,0
<b>Keskmine</b>	Naised	2,9	3,4	3,3	3,8	3,3	3,3	3,5	3,6
	Mehed	3,7	3,8	3,5	3,7	3,7	3,9	4,5	4,6
<b>Sagedus</b>	Naised	59	48	23	21	16	15	6	5
	Mehed	77	67	45	40	23	22	4	3

**Geograafia eriala** puhul (vt joonis 10 ja tabel 7) on naised saavutanud igal semestril meestest kõrgemaid tulemusi, kui vaadata keskmist kõigi hinnete lõikes. Kõige väiksem erinevus esineb esimesel semestril mediaanide osas (0,5) ja kolmandal semestril keskväärtuste osas (0,5). Suurim erinevus on aga seitsmendal semestril, kus keskväärtuste vahe on 2,2 ja mediaanide vahe koguni 3,0. Seejuures tuleb arvestada, et antud semestril õppis suhteliselt vähe tudengeid - 3 naist ja 6 meest. Tulemuste hajuvus on enamasti sarnane, välja arvatud neljandal ja seitsmendal semestril, kus viimasel selgitab varieeruvuste erinevust ilmselt tudengite arvu erinevus. Kaheksas semester jäeti väheste andmete tõttu välja.

Üldiselt on tulemused püsinud stabiilsena, välja arvatud meeste tulemuste märgatav langus seitsmendal semestril (keskmine oli 1,7 ja mediaan 1,0). Esimesest kuuenda semestrini jäid meeste kaalutud keskmiste hinnete semestripõhised keskmised ja mediaanid (üle kõigi hinnete) vahemikku 2,6 – 3,4, samal ajal kui naistel oli see 3,3 – 4,2. Kusjuures arvestades vaid positiivseid hindeid olid vastavad vahemikud meestel 3,1 - 3,8 ja naistel 3,7 - 4,3.

Positiivsete hinnete põhjal on keskmised vaid mõnevõrra tõusnud, mis on ootuspärane pärast negatiivsete väärtuste eemaldamist. Samal ajal on sugudevahelised erinevused jäänud üldjoontes samaks. Märkimisväärne paranemine ilmnes aga seitsmendal semestril meeste seas - mediaan tõusis 3,0 ja keskmine 1,6 võrra. Samas tuleb aga arvestada, et andmestikus oli positiivsete hinnete põhjal arvatud kaalutud keskmine seitsmendal semestril teada vaid kolme mehe kohta.



Joonis 10: Geograafia eriala kaalutud keskmised hinded semestrite ja sugude lõikes

Tabel 7: Geograafia eriala kaalutud keskmine üle kõigi ning ainult positiivsete hinnete põhjal

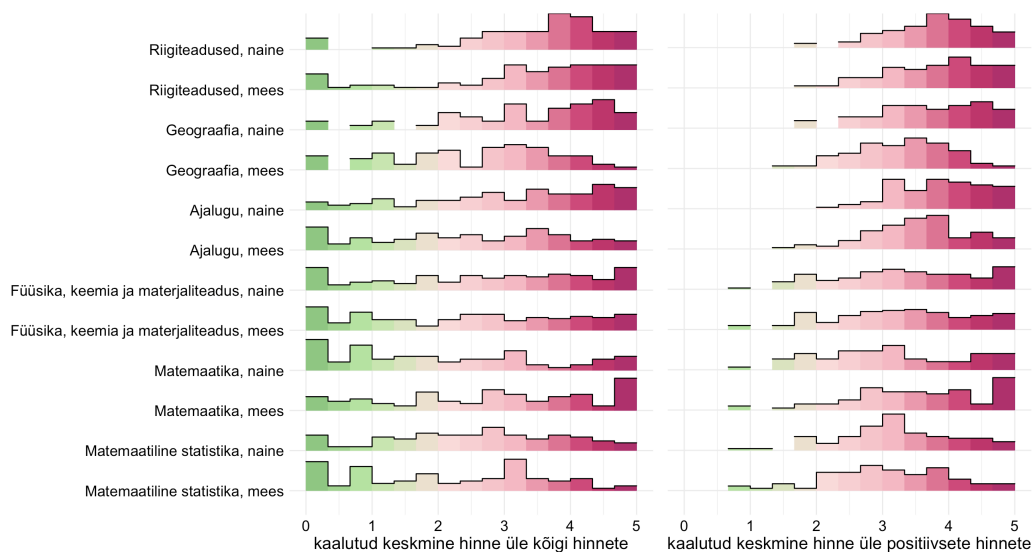
		Semester							
		1	2	3	4	5	6	7	8
<b>Kaalutud keskmine üle kõigi hinnete</b>									
<b>Mediaan</b>	Naised	3,9	3,4	3,7	4,1	4,2	4,1	4,0	–
	Mehed	3,4	2,8	2,9	3,2	2,9	3,5	1,0	–
<b>Keskmine</b>	Naised	3,6	3,4	3,3	3,8	3,8	3,6	3,9	–
	Mehed	3,0	2,6	2,8	2,8	2,7	3,0	1,7	–
<b>Sagedus</b>	Naised	45	43	30	25	16	16	3	2
	Mehed	69	61	38	35	25	23	6	2
<b>Kaalutud keskmine üle positiivsete hinnete</b>									
<b>Mediaan</b>	Naised	3,9	3,9	3,7	4,1	4,3	4,1	4,0	–
	Mehed	3,5	3,1	3,3	3,4	3,1	3,8	4,0	–
<b>Keskmine</b>	Naised	3,9	3,6	3,7	3,9	4,1	3,9	4,2	–
	Mehed	3,5	3,2	3,2	3,4	3,2	3,6	3,3	–
<b>Sagedus</b>	Naised	43	43	28	25	16	16	3	2
	Mehed	64	58	38	32	23	21	3	2

### 3.4 Kumulatiivsed keskmised hinned sugude ja erialade lõikes

Joonis 11, mis kujutab tihedusgraafikut, illustreerib tudengite kumulatiivsete hinnete (ehk ülikooliõpingute keskmise hinde) jaotust. Kuna andmestikus olid esitatud ainult kaalutud keskmised hinned iga semestri kohta eraldi, arvutati kokkuvõtlikud hinned semestripõhiste hinnete keskmisena. Selle tulemusel saadi kaks keskmist hinnet: kumulatiivne hinne (kaalutud semestripõhiste hinnete keskmine, arvestades kõiki hindeid) ning positiivne kumulatiivne hinne (kaalutud semestripõhiste hinnete keskmine, arvestades vaid positiivseid hindeid). Nimetatud joonise vasakul poolel on kujutatud tudengite kumulatiivset hinnet, paremal aga positiivset kumulatiivset hinnet. Graafiku jaotuse kuju annab visuaalse ülevaate tulemuste varieeruvusest erinevate gruppide lõikes.

T-testi tulemuste põhjal selgus, et kõiki erialasid koos vaadates esines sugude vahel kumulatiivsetes hinnetes statistiliselt oluline erinevus - naiste kumulatiivsed hinned oli keskmiselt kõrgemad kui meeste omad ( $p=0,0010$ ). Seevastu positiivsete kumulatiivsete hinnete puhul ei ilmnenud sugude lõikes statistiliselt olulist erinevust ( $p=0,0553$ ).

Kuna analüüsisiti kuue eriala tulemusi (tehti mitmeid t-teste), rakendati Bonferroni korrigeerimist, et vältida valepositiivsete tulemuste esinemist. Ajaloo eriala puhul leiti statistiliselt oluline erinevus sugude vahel mõlema kumulatiivse hinde puhul ( $p$ -väärtused vastavalt 0,0003 ja 0,0011). Mõlemal juhul olid naiste keskmised tulemused meeste omadest paremad. Sarnane tulemus ilmnis ka geograafia eriala puhul, kus naiste keskmised tulemused ületasid meeste omi mõlema kumulatiivse hinde puhul ( $p$ -väärtused vastavalt  $p=0,0018$  ja 0,0027). Matemaatika erialal leiti statistiliselt oluline erinevus ainult kumulatiivse hinde puhul ( $p=0,0034$ ), kusjuures meeste kumulatiivsed hinned oli keskmiselt kõrgemad kui naiste omad. Teistel erialadel ei tähendatud sugude vahel statistiliselt olulisi erinevusi kummagis (vaadatuna üle positiivsete ja üle kõigi hinnete) kumulatiivses hinded.



Joonis 11: Kõigi tudengite kumulatiivsed keskmised hinded erialade ja sugude lõikes

Tabel 8 esitab kumulatiivsete hinnete keskmised väärtused ning 95% usaldusintervalli sugude ja erialade lõikes kõigi andmestiku tudengite kohta. Tabeli põhjal on näha, et naiste kumulatiivsete hinnete keskmine ületab meeste oma igal erialal, välja arvatud matemaatikas. Positiivsete kumulatiivsete hinnete puhul on naiste keskmine meeste omast kõrgem kõigil erialadel peale matemaatika ja riigiteaduste - matemaatikas on meeste keskmine kõrgem, samas kui riigiteadustes on keskmised võrdsed. Koondvaates on naiste mõlemad kumulatiivsed hinded siiski meeste oma-dest veidi kõrgemad.

Kõigi tudengite kumulatiivsete hinnete (mõlema: nii üle kõigi ja üle positiivsete) keskmiste põhjal on meestudengite keskmine kõige kõrgem riigiteadustes, millele järgneb matemaatika. Samas kui meeste (kumulatiivsete) hinnete keskmine on madalaim matemaatilises statistikas. Naiste (kumulatiivsete) hinnete keskmine on samuti kõrgeim riigiteadustes, kuid madalaim matemaatikas, millele järgneb matemaatiline statistika.

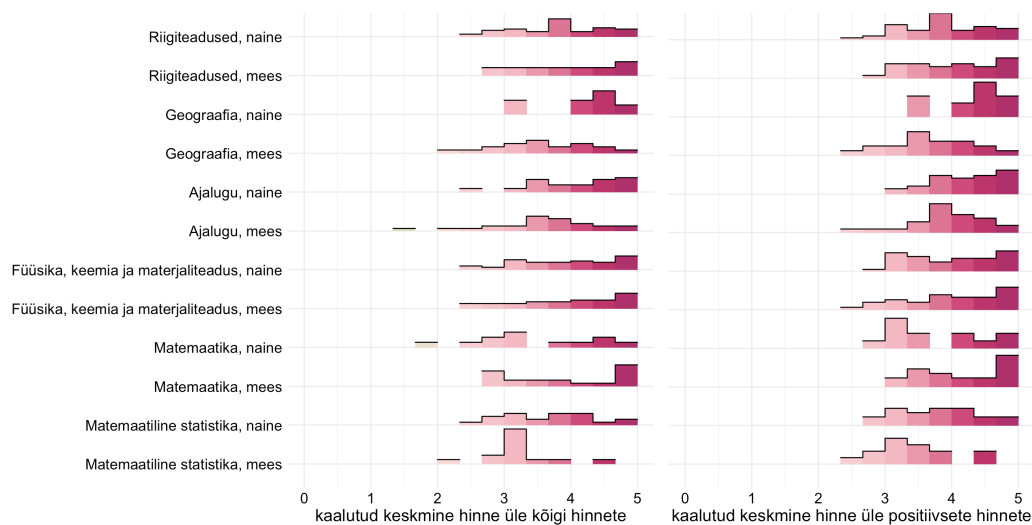
Tabel 8: Kumulatiivsed keskmised hinned sugude ja erialade lõikes

Eriala	Sugu	Kaalutud keskmine			
		üle kõigi hinnete		üle positiivsete hinnete	
		Keskmine	95% UI	Keskmine	95% UI
Riigiteadused	Naised	3,4	(3,2; 3,6)	3,8	(3,7; 3,9)
	Mehed	3,3	(3,0; 3,6)	3,8	(3,7; 4,0)
Geograafia	Naised	3,3	(2,9; 3,7)	3,7	(3,5; 4,0)
	Mehed	2,5	(2,2; 2,8)	3,3	(3,1; 3,4)
Ajalugu	Naised	3,1	(2,8; 3,3)	3,9	(3,7; 4,0)
	Mehed	2,4	(2,2; 2,7)	3,6	(3,4; 3,7)
FKM	Naised	2,7	(2,4; 2,9)	3,4	(3,2; 3,5)
	Mehed	2,5	(2,2; 2,7)	3,3	(3,1; 3,4)
Matemaatika	Naised	2,1	(1,7; 2,4)	3,1	(2,9; 3,4)
	Mehed	2,8	(2,5; 3,1)	3,6	(3,3; 3,8)
Matemaatiline statistika	Naised	2,6	(2,3; 2,8)	3,2	(3,1; 3,4)
	Mehed	2,2	(1,9; 2,5)	3,1	(2,9; 3,3)
Koondvaade	Naised	2,9	(2,8; 3,0)	3,5	(3,5; 3,6)
	Mehed	2,6	(2,5; 2,7)	3,4	(3,4; 3,5)

FKM – Füüsika, keemia ja materjaliteadus; 95% UI – 95% usaldusintervall

Keskmete kumulatiivsete hinnete erinevust uuriti ka eriala lõpetanute seas (vt joonis 12). Koondvaates (erialade järgi eristamata) ei tähendatud t-testi järgi olulist erinevust naiste ja meeste kumulatiivsete (ka positiivses) hinnete keskmiste vahel. Erialade lõikes viidi läbi mitmeid t-teste ning vajadusel kasutati alternatiivina ka Mann-Whitney testi. Statistiliselt oluline erinevus ilmnis vaid geograafia erialal, kus naiste positiivsed kumulatiivsed hinned olid keskmiselt meeste omadest kõrgemad ( $p=0,0036$ ). Muudel juhtudel ei tuvastatud statistiliselt olulisi erinevusi.

Jooniste 11 ja 12 võrdlusest ilmneb ka üks huvitav tähelepanek: eriala lõpetanute seas on kumulatiivsed hinned (mõlemad - üle kõigi ja üle positiivsete) tunduvalt kõrgemad. Kui kõigi tudengite lõikes leidub märkimisväärne osa selliseid, kelle keskmine hinne läheneb F-ile (ning isegi negatiivsete hinnete eemaldamisel leidub teatud hulk tudengeid, kelle positiivsed kumulatiivsed hinned on suhteliselt madalad), siis eriala lõpetanute seas sarnaneb kumulatiivsete hinnete jaotus oluliselt rohkem positiivsete kumulatiivsete hinnete jaotusega.



Joonis 12: Lõpetajate kumulatiivsed keskmised hinned erialade ja sugude lõikes

Tabel 9 esitab kumulatiivsete hinnete keskmised väärtused ning 95% usaldusintervalli sugude ja erialade lõikes nende tudengite seas, kes on eriala lõpetanud. Kui kõigi tudengite puhul olid naiste kumulatiivsete hinnete keskmised (mõlemad - vaadatuna nii üle kõigi kui ka vaid positiivsete osas) üldiselt meeste omadest kõrgemad, siis lõpetajate seas seda sama enam väita ei saa - mõnel erialal on kõrgemad keskmised meestel, mõnel naistel. Koondvaates on naiste kumulatiivsete hinnete keskmised (mõlemad) siiski veidi kõrgemad kui meeste omad, kuid erinevus on praktiliselt olematu.

Eriala lõpetanute põhjal on meestudengitel kõrgeimad (mõlema kumulatiivse hinde) keskmised matemaatika erialal, millele järgnevad riigiteadused ning füüsika, keemia ja materjaliteadused. Samas on meeste kumulatiivsete hinnete keskmine madalaim jällegi matemaatilises statistikas. Naiste puhul oli kumulatiivsete hinnete keskmine kõige kõrgem geograafia erialal, järgnesid ajalugu ning füüsika, keemia ja materjaliteadused. Madalaimad tulemused esinesid naistel jällegi matemaatika erialal, millele järgnes matemaatilise statistika eriala.

Tabel 9: Eriala lõpetanute kumulatiivsed keskmised hinned sugude ja erialade lõikes

Eriala	Sugu	Kaalutud keskmine			
		üle kõigi hinnete		üle positiivsete hinnete	
		Keskmine	95% UI	Keskmine	95% UI
Riigiteadused	Naised	3,8	(3,6; 4,0)	3,9	(3,7; 4,1)
	Mehed	4,0	(3,7; 4,2)	4,0	(3,8; 4,3)
Geograafia	Naised	4,2	(3,8; 4,5)	4,3	(4,0; 4,6)
	Mehed	3,5	(3,2; 3,9)	3,6	(3,4; 3,9)
Ajalugu	Naised	4,1	(3,8; 4,3)	4,2	(4,0; 4,4)
	Mehed	3,6	(3,3; 3,9)	3,9	(3,7; 4,1)
FKM	Naised	3,9	(3,7; 4,1)	4,0	(3,8; 4,2)
	Mehed	4,0	(3,7; 4,2)	4,0	(3,8; 4,3)
Matemaatika	Naised	3,4	(2,9; 4,0)	3,7	(3,3; 4,2)
	Mehed	4,0	(3,5; 4,3)	4,2	(3,9; 4,5)
Matemaatiline statistika	Naised	3,7	(3,4; 4,0)	3,8	(3,5; 4,0)
	Mehed	3,2	(2,9; 3,5)	3,4	(3,1; 3,7)
Koondvaade	Naised	3,9	(3,8; 4,0)	4,0	(3,9; 4,1)
	Mehed	3,8	(3,6; 3,9)	3,9	(3,8; 4,0)

FKM – Füüsika, keemia ja materjaliteadus; 95% UI – 95% usaldusintervall

Teoreetilises osas toodi välja, et naised saavutasid keskmiselt meestest paremaid õpitulemusi. Kusjuures kui mitte-STEM ainetes saavutasid naised märkimisväärselt kõrgemaid hindeid, siis STEM ainetes olid erinevused oluliselt väiksemad.

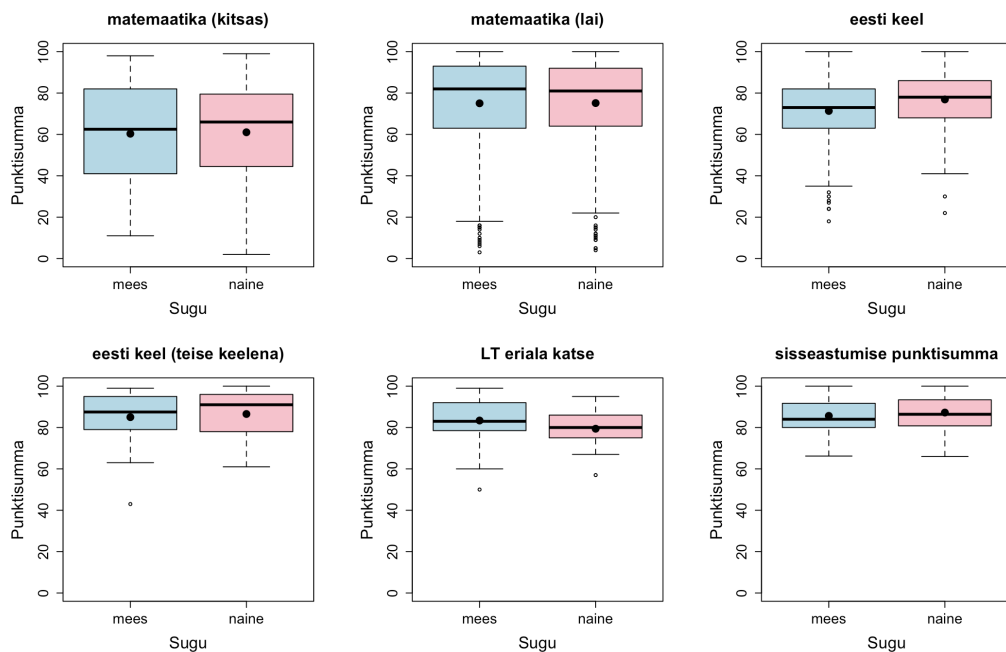
Käesoleva analüüsi tulemused, mis põhinevad kõigi tudengi andmetel, on üldjoontes kooskõlas eelnevate järeldustega. Mitte-STEM erialade (ajalugu, geograafia, riigiteadused) puhul olid naissoost üliõpilaste kumulatiivsed hinned üldiselt kõrgemad kui meessoost tudengitel, eriti geograafia ja ajaloo erialadel. Riigiteaduste eriala puhul olulisi erinevusi sugude vahel ei ilmnunud. STEM-erialadel (füüsika, keemia ja materjaliteadused ning matemaatika ja matemaatiline statistika) olid mehed edukamad matemaatikas, samas kui ülejäänud kahel STEM erialal olid erinevused minimaalsed ning pigem naiste kasuks.

Piirdudes analüüsis vaid eriala lõpetanutega, jäid üldised suundumused sarnasteks, kuidi statistiliselt olulisi erinevusi keskmisi esines tunduvalt vähem.

### 3.5 Riigieksamite tulemuste ja ülikooli hinnete seos sugude lõikes

Kui vaadata riigieksamite, LT erialakatse ja ülikooli sisseastumispunktide tulemusi (vt joonis 13), siis ilmneb, et laia matemaatika riigieksami tulemused on naistel ja meestel üsna sarnased. Teistes kategooriates olid meeste tulemused natukene paremad vaid LT erialakatse puhul. Üldiselt võib siiski öelda, et tulemused olid üsna sarnased ning märkimisväärseid erinevusi ei esinenud.

T-testi põhjal leiti statistiliselt oluline erinevus sugude lõikes vaid eesti keele riigieksamil ( $p < 0.0001$ ) ja ülikooli sisseastumise punktisummas ( $p < 0.0001$ ). Eesti keele eksami puhul said naised keskmiselt paremaid tulemusi kui mehed - naiste keskmine tulemus oli 5,5 punkti võrra kõrgem. Ka sisseastumise punktisumma oli naistel keskmiselt kõrgem, kuid erinevus oli väike, keskmiselt umbes 1,6 punkti, mida võib pidada suhteliselt ebaoluliseks. Matemaatika riigieksami (nii laia kui ka kitsa), eesti keele teise keelena riigieksami ning loodusteaduste erialakatse tulemuste osas ei ilmnenu sugude lõikes statistiliselt olulisi erinevusi.



Joonis 13: Riigieksamite, LT eriala katse ja sisseastumispunktide võrdlus sugu kaupa

Joonisel 14 on horisontaalteljel on kujutatud iga inimese riigieksamite ja erialakatse tulemused, samas kui vertikaalteljel on toodud kõigi semestrite kaalutud keskmised hinned. Iga punkt vastab konkreetse isiku riigieksami või erialakatse tulemuse ja hinde kombinatsioonile. Punkti suurus on määratud õpilaste arvuga, ehk see näitab kui palju inimesi jagavad sama tulemuste kombinatsiooni. Erinevad eksamitüübid ja erialakatse on eristatud eri värvidega. Naiste ja meeste tulemused on esitatud kõrvuti.

Joonis ei ole kõige sobivam üksikute punktide detailseks analüüsimiseks, kuna sagedamates kohtades võivad andmepunktid kattuda (samade hinnete ja eksamipunktide kombinatsioonide puhul erinevatel eksamitel). Seetõttu on mõned andmepunktid varjatud, kuid see ei mõjuta joonise põhieesmärki - oluline on üldise trendi esiletoomine, mida lokaalne regressioonikõver (loess) hästi illustreerib.

Eesti keele riigieksami puhul on meeste seas selge suundumus: need, kes saavutasid halvemaid tulemusi, kipuvad ka semestrihinnetes teistele alla jääma. Seega võib

öelda, et eksamitulemuste ja semestrihinnete vahel on positiivne seos - kõrgemad eksamitulemused toovad sageli kaasa ka paremaid hindeid semestrite lõikes. Naiste puhul on seos keerulisem. Kui vaadata naisi, kes said eesti keele riigieksamil üle 50 punkti, siis nende puhul on trend sarnane meeste omaga (positiivne seos). Samas on madalamate eksamitulemuste puhul (ehk alla 50 punkti saanud õpilaste puhul) seos semestrihindegaga negatiivne. See tähendab, et madalam punktisumma eksamil on tihti seotud kõrgemate hinnetega ülikoolis.

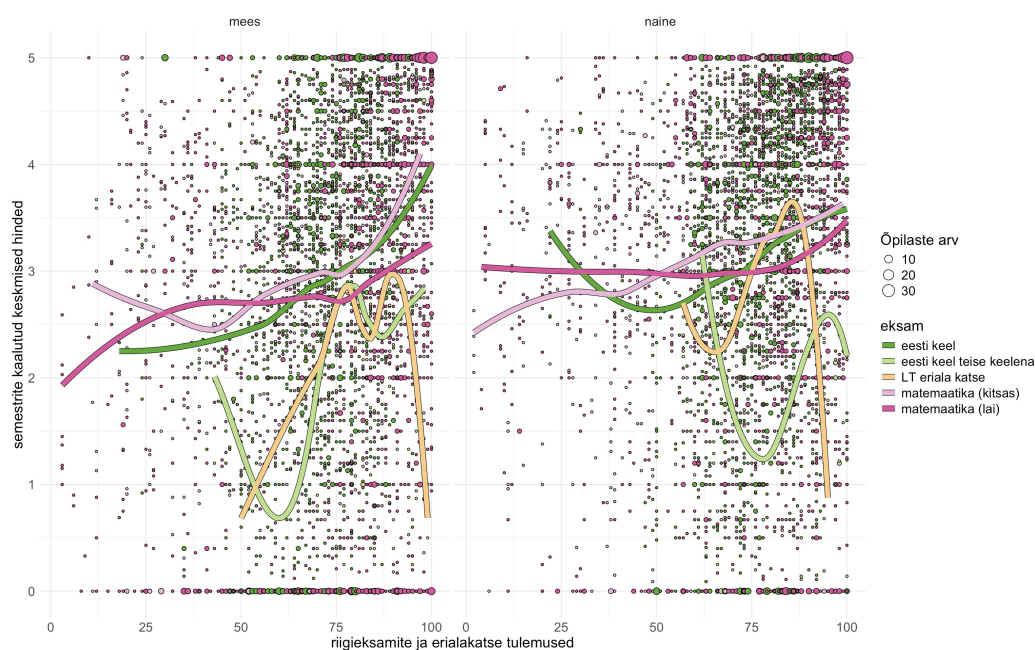
Eesti keele teise keelena eksami puhul on trend nii naiste kui ka meeste puhul mõnevõrra keerulisem ja volatiilsem. Naiste puhul said halvimaid semestripõhiseid hindeid need tudengid, kelle eksamitulemus jäi umbes 80 punkti juurde. Sellest piirist madalamaid ja kõrgemaid tulemusi saanud naised said ka semestrite lõikes paremaid hindeid. Vaid väga ekstreemsete väärtuste puhul muutus see trend taas (95 - 100 punkti saanute puhul on trend jälle negatiivne). Meeste puhul said madalamaid semestripõhiseid hindeid need tudengid, kelle eksamitulemus jäi 60 punkti juurde. Sealt edasi muutub seos eksamitulemuste ja hinnete vahel positiivseks (mida parem eksamitulemus, seda kõrgem hinne), tipnedes riigieksamil umbes 78 punkti saanute tudengite seas. Sellele järgneb järsk langus, millele omakorda järgneb analoogne tõus, jõudes samale tasemele tagasi. Huvitaval kombel nende meestudengite seas, kes said eksamil alla 60 punkti, valitseb hinnete ja eksamitulemuste vahel negatiivne seos (mida parem tulemus riigieksamil seda madalam hinne).

Laia matemaatika eksami puhul on meeste seas nähtav seos eksamitulemuste ja semestrihinnete vahel. Kuigi seos ei ole ühtlane, on kõrgemad eksamitulemused sageli seotud paremate hinnetega ülikoolis. See seos on tugevam just äärmuslikes tulemustes - nii madalaimad (0 - 30) kui ka kõrgemaid (80 - 100) tulemusi saanud tudengite seas. Vahepealsete tulemuste puhul pole selgelt näha seost semestrihinnetega, olles pigem stabiilsed. Naiste puhul ei ole madalamate ega keskmiste (0 - 75) laia matemaatika eksamitulemuste puhul selget seost semestripõhiste hinnetega, samas kui kõrgemate punktisummade ja hinnete vahel eksisteerib märgatav positiivne seos -

kõrgemad eksamitulemused on seotud paremate semestrihinnetega.

Kitsa matemaatika riigieksami puhul on üldine trend meeste puhul üldiselt positiivne - seega toovad paremad kitsa matemaatika riigieksamitulemused sageli kaasa ka paremaid hindeid ülikoolis. Kuigi madalate tulemuste puhul (tulemus alla 40 punkti) on seos mõõdukalt negatiivne, siis valdaval osal juhtudest (tulemus üle 40 punkti) on seos positiivne. Eriti tugev positiivne seos ilmneb just kõrgete (üle 75 punkti) kitsa matemaatika riigieksami tulemuste puhul. Naiste puhul on antud seos läbinisti positiivne, kuid astmeline: mõõdukatele tõusudele hinnetes ja eksamitulemustes järgnevad lühikesed stabiilsed perioodid, mille jooksul hinne püsib samal tasemel samal ajal kui eksamitulemus tõuseb.

Loodusteaduste erialakatse tulemuste puhul on nähtavad suured kõikumised hinnetes nii meeste kui ka naiste seas. Kusjuures, kui võrrelda erialakatse sooritanud naiste ja meeste tulemusi, siis on naiste ülikoolihinded üldiselt oluliselt kõrgemad. Naiste puhul said paremaid hindeid ülikoolis just need tudengid, kes said erialakatsel umbes 88 punkti. Sellest piirist vähem ja rohkem punkte saanud tudengitel vähenes ka semestrihinne. Meeste puhul meenutas graafik kaameli kүүru - semestrite lõikes on parimaid hindeid saavutanud need, kelle erialakatse tulemus jäi kas 75 või 90 punkti juurde. Nende kahe punkti vahel (75 - 90) on näha kerget langust ning mõlemas äärmuses (alla 75 ja üle 90) järsku langust semestrihinnetes. Üldine trend on meeste puhul aga siiski positiivne: järsule tõusule järgneb stabiilsem periood ning märgatav langus leiab aset alles väga kõrgete (90 - 100) punktisummade puhul.



Joonis 14: Riigieksamite ja loodusteaduste erialakatsede seos kaalutud keskmise hindegaga ülikoolis

### 3.6 Eksmatrikuleerimine ja nominaalajaga lõpetamine sugude lõikes

Joonis 15 illustreerib eksmatrikuleerimise sugude lõikes, kusjuures osakaalud on arvatud eraldi - naiste ja meeste eksmatrikuleerimiste arv on suhtena vastava soo koguarvu, mitte üldkogumi põhjal. Andmestiku põhjal lõpetas 23,3% tudengitest õpinguid, täites õppekava täies mahus, 38,2% eksmatrikuleeriti muudel põhjustel ning 38,6% jätkavad õpinguid. Kui vaadata sugusid eraldi (arvestades suhtarvu vastava soo koguarvu põhjal), lõpetas õppekava 19,7% meestest ja 27,3% naistest täies õppekava täies mahus. Õpinguid jätkab 40,5% meestest ja 36,4% naistest. Seega muudel põhjustel eksmatrikuleeriti 39,8% meestest ja 36,3% naistest.

Nii meeste kui ka naiste seas oli kõige suurem eksmatrikuleeritute osakaal seotud õpingute eduka lõpetamisega, st õppekava täitmisega täies mahus. Sellele järgnesid eksmatrikuleerimine omal soovil eriala sobimatuse tõttu (10,5% meestest ja 12,8%



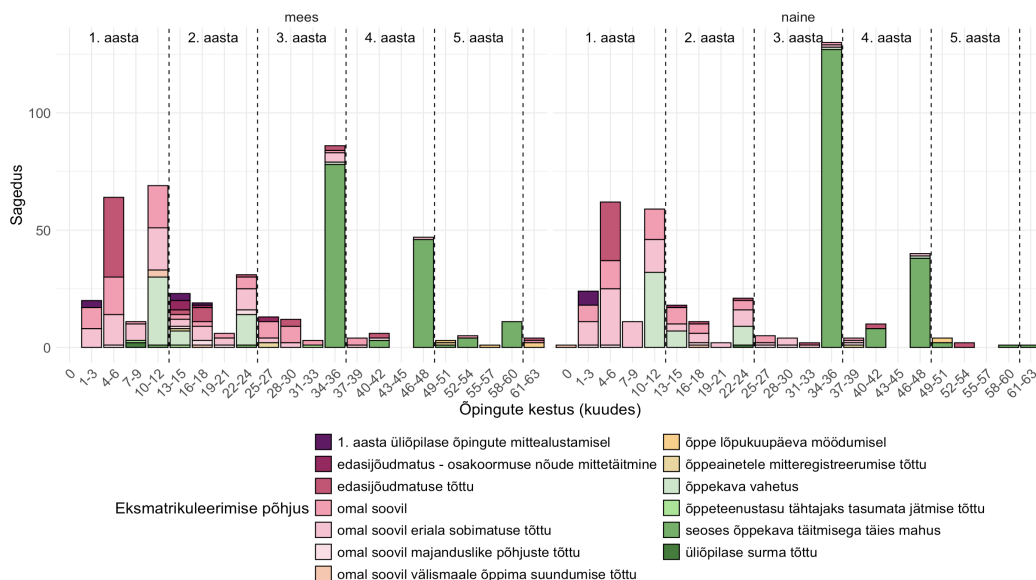
tud kolmekuuliste ajavahemikega, et paremini esile tuua nominaalajaga lõpetamise periood. Nominaalne õppeaeg on kolm aastat, mis antud arvestuse järgi jääb 34. - 36. kuu sisse (üldiselt lõpetatakse 3. aasta juunis ehk 34. kuul, kuid lõputöö kaitsmise hilinemise tõttu võib lõpetamine toimuda ka augustis ehk 36. kuul). Arvestus algab esimese õppeaasta septembrist - seega kui tudeng eksmatrikuleeriti septembris (1. kuul), siis kajastub see ajavahemikus 1-3 kuud. Naiste seas oli ka üks tudeng, kelle eksmatrikuleerimine leidis aset enne semestri ametlikku algust: ta lahkus omal soovil juba augustis, välismaale õppima suundumise tõttu. Seega ei osalenud ta andmestiku järgi õppetöös (märgiti 0 kuud). Kõige pikem õppeaeg andmete põhjal oli 63 kuud, mis on 5 aastat ja 3 kuud. Kuigi andmestik kajastas viie õppeaasta tulemusi (2019/2020 - 2023/2024), tehti viimane eksmatrikuleerimise sissekanne 2025. aasta veebruaris.

Joonise põhjal on näha, et nominaalajaga (34. - 36. kuu jooksul) lõpetas ülikooliõpinguid 1,6 korda rohkem naisi kui mehi - vastavalt 127 naist ja 78 meest. Sel perioodil oli ülikooli lõpetamine ka peamine eksmatrikuleerimise põhjus: kõigist sel perioodil eksmatrikuleeritud tudengitest, lõpetasid ülikooliõpingud 98% naistest ja 91% meestest. Kusjuures kokku eksmatrikuleeriti andmestikus 412 naist ja 438 meest. Kuigi naiste ja meeste koguarv oli üsna sarnane, võib suur erinevus lõpetajate osakaalus olla tingitud ka sellest, et mehed võtavad sageli akadeemilist puhkust kaitsevæes teenimiseks, mis omakorda pikendab nende õpingute kestust.

Lisaks on näha, et väga vähesed tudengid lõpetasid õpingud (edukalt) enne nominaalajaga - andmetes esines selliseid juhte vaid kaks (mõlemad mehed), kelle õpingud kestsid aasta kuni kaks. Samas ei kogunud nad selle ajaga 180 EAP-d, vaid ligi 3 kuni 8 korda vähem. Tõenäoliselt taotlesid nad varasemate õpingute arvestamist (VÕTA), mida käesolev andmestik ei kajasta.

Peale nominaalajaga oli sagedasemaks eksmatrikuleerimise põhjuseks õppekava täitmine täies mahus - 80% meestest ja 81% naistest eksmatrikuleeriti just seetõttu. Seevastu enne nominaalajaga eksmatrikuleeriti peamiselt muudel põhjustel, näiteks omal soovil (26% meestest, 23% naistest), eriala sobimatuse tõttu (26% meestest,

36% naistest), edasijõudmatuse tõttu (17% meestest, 13% naistest) kui ka õppekava vahetuse tõttu (18% meestest, 21% naistest).



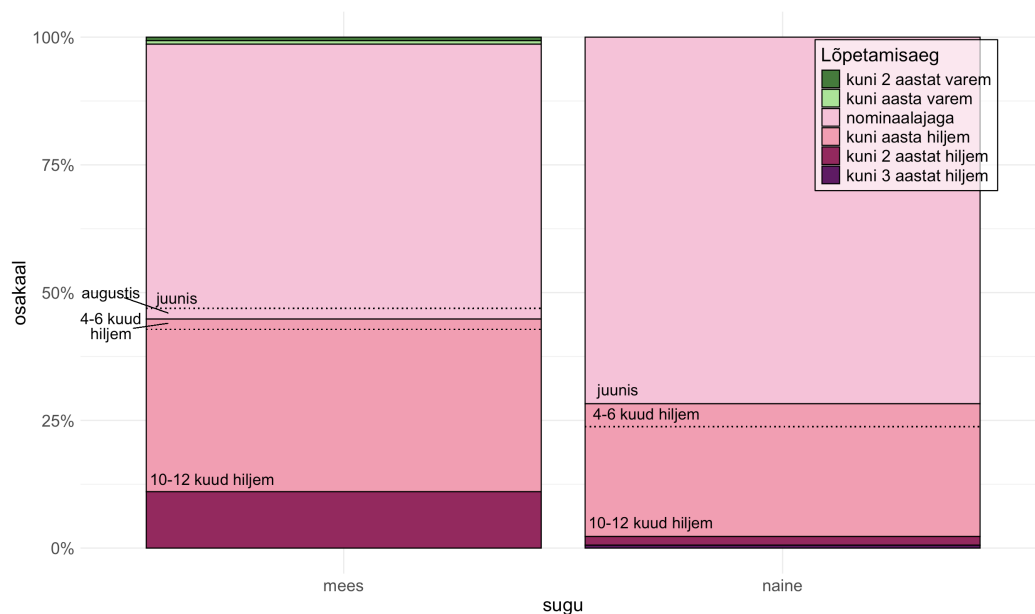
Joonis 16: Eksmatrikuleerimise põhjused aastate ja sugude lõikes

Joonisel 17 on kujutatud kõiki (edukalt) ülikooli lõpetanud tudengeid, ning seda kui kaua neil sugude lõikes lõpetamiseks kulus. Nagu varem mainitud lõpetas väga väike osa tudengitest enne nominaalaega. Nominaalajaga lõpetasid 72% naistest ja 54% meestest. Kusjuures kõik nominaalajaga lõpetanud naistudengid lõpetasid õpingud juunis, meestest lõpetasid aga kolm tudengit (2%) kaks kuud hiljem ehk augustis. Seejuures kui kaitseväes teenimise aeg õppimise ajast maha arvestada (tõenäoliselt ei toimunud sel perioodil õppimisega seotud tegevusi, ning kuna naised ei ole kohustatud kaitseväes teenima, oleks see sugude lõikes õiglasem võrdlus), siis lõpetas nominaalajaga edukalt 77% meestest, mis ületas naiste vastava osakaalu.

Kuni aasta peale nominaalaega lõpetasid veerand naistest ja kolmandik meestest (17% meestest, kui kaitseväes teenimise aeg välja jätta). Enamik neist lõpetas 10 - 12 kuud hiljem ning väike osa 4 - 6 kuud hiljem. Üle kahe aasta peale nominaalaja lõppu lõpetas 11% meestest (5% kui lahutada kaitseväes teenimise aeg) ja 2%

naistest, kusjuures umbes veerand nendest naistest lõpetas lausa kuni kolm aastat peale nominaalajaga. Selliseid mehi andmestikus polnud.

Hii-ruut test võimaldas järeldada, et soo ja nominaalajaga lõpetamise vahel on statistiliselt oluline seos (p-väärtus 0,0009), kuigi seose tugevus on pigem nõrk (Crameri  $V = 0,1858$ ). Järelikult, kui kaitseväes teenimise aeg õppeaja sisse arvestada, lõpetavad naised sagedamini nominaalse õppeajaga kui mehed. Kui aga kaitseväes teenimise aeg õppepikkusest maha lahutada, siis soo ja nominaalajaga lõpetamise vahel enam statistiliselt olulist seost ei esine (p-väärtus 0,3291). Seega ei saa sellisel juhul väita, et naised lõpetaksid nominaalajaga sagedamini kui mehed.



Joonis 17: Lõpetamisaeg sugude lõikes

### 3.7 Akadeemilise puhkuse võtmine sugude lõikes

Joonis 18 kujutab sugude lõikes seda, kas tudeng on võtnud akadeemilist puhkust õpingute jooksul või mitte. Kusjuures vasakpoolne joonis on koostatud kogu andmestiku põhjal, samal ajal kui parempoolses on eemaldatud kaitseväes teenimise põhjus. Antud andmete põhjal võeti akadeemilist puhkust null kuni kolm korda

ning erinevaid põhjuseid akadeemilise puhkuse võtmiseks oli neli: kaitseväes teenimiseks, lapse hooldamiseks, omal soovil või tervislikel põhjustel.

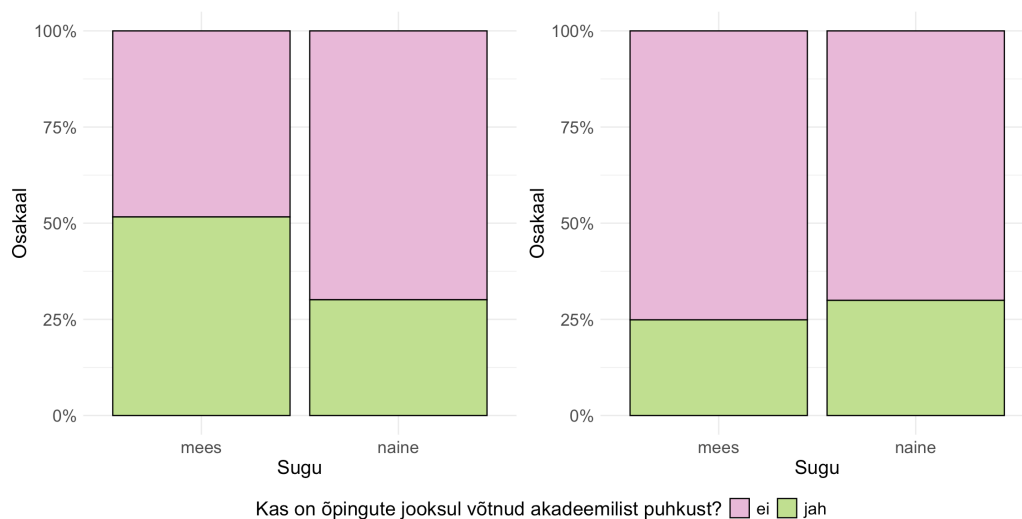
Kaitseväes teenimise põhjus eemaldati parempoolsel joonisel (joonise 18), et olukorda võrdsustada sugude lõikes - nimelt võtsid mehed esimest puhkust kõige sagedamini just kaitseväes teenimiseks (vt joonis 19 - näitab akadeemilise puhkuse võtmise põhjuseid sugude lõikes). Huvitaval kombel, kui kaitseväe teenimise põhjust kaasa arvestada, võtavad mehed naistest rohkem akadeemilisi puhkusi (51,6% meestest on võtnud vähemalt ühe akadeemilise puhkuse ja 30,0% naistest). Kui aga kaitseväes teenimine välja jätta, siis ületavad naised mehi akadeemiliste võtmistega (24,9% meestest, naiste osakaal jäi samaks).

Akadeemilist puhkust ei võtnud naistest 69,9% ja meestest 48,4%, samas kui kaitseväe põhjust mitte arvestada siis oleks meeste vastav osakaal 75,1%. Ühe korra võtsid akadeemilist puhkust 24,2% naistest ja 41,7% meestest (ilma kaitseväe põhjust arvestamata 19,6% meestest), teist korda 4,6% naistest ning 8,4% meestest (ilma 4,2% meestest) ning kolm korda 1,2% naistest ja 1,5% meestest (ilma 1,1% meestest).

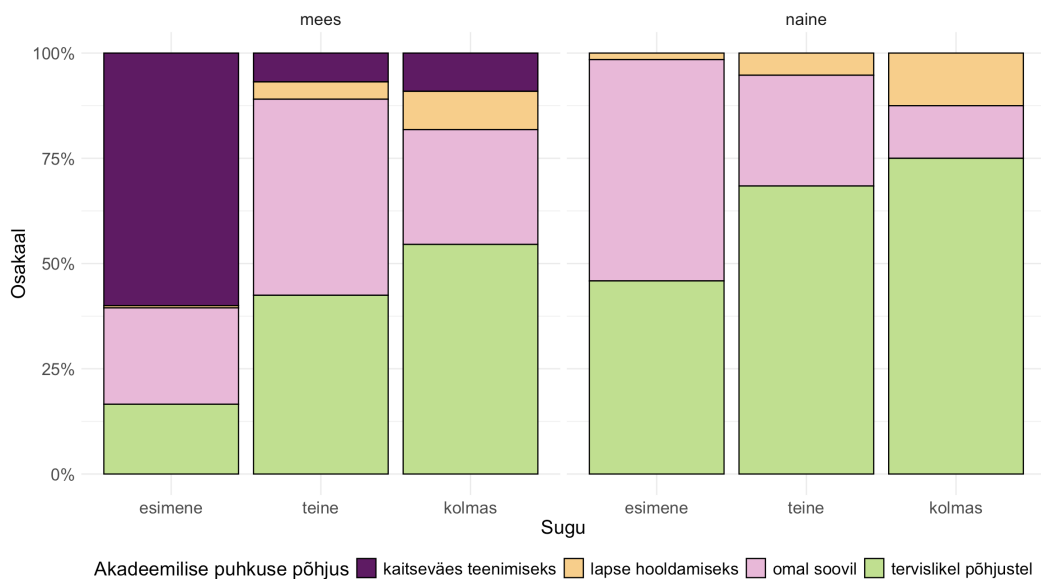
Hii-ruut testi põhjal esineb soo ja akadeemilise puhkuste arvu vahel statistiliselt oluline seos juhul, kui arvestada ka kaitseväes teenimisega (p-väärtus <0.0001). Siiski on seose tugevus pigem nõrk (Crameri V = 0,2190). Kui kaitseväes teenimise põhjus analüüsist välja jätta, siis soo ja akadeemiliste puhkuste arvu vahel enam statistiliselt olulist seost ei esine (p-väärtus 0.1991).

Meestel oli ka akadeemilise puhkuse keskmine pikkus pikem kui naistel, sõltumata sellest, kas arvestada kaitseväe teenistust või mitte. Naiste keskmine puhkuse kestus jäi vahemikku 276 - 284 päeva (esimese kuni kolmanda puhkuse jooksul). Meestel varieerus puhkuse (keskmise) pikkus 294 - 324 (ilma kaitseväe teenistust arvestamata) või 297 - 334 päeva vahel (kui kaitseväe teenistus arvesse võtta). Samas tuleb märkida, et kaitseväe teenistus mõjutas kõige rohkem just esimese akadeemilise puhkuse võtmist (ilma kaitseväe teenistust arvestamata oli keskmine 296 päeva ja seda arvestades 334 päeva), kuna üle poole meestest põhjendasid oma

esimese puhkuse võtmist just sellega. Järgnevad puhkused (teine ja kolmas) olid vähem mõjutatud, kuna vähesed tudengid põhjendasid akadeemilise puhkuse võtmist kaitseväes teenimisega. Seega olid ka puhkuste pikkused praktiliselt sarnased (keskmiste vahed kuni 3 päeva).



Joonis 18: Osakaal tudengitest, kes võtsid akadeemilist puhkust - nii arvestades kaitseväes teenimise põhjust (vasakul) kui ka mitte arvestades (paremal)

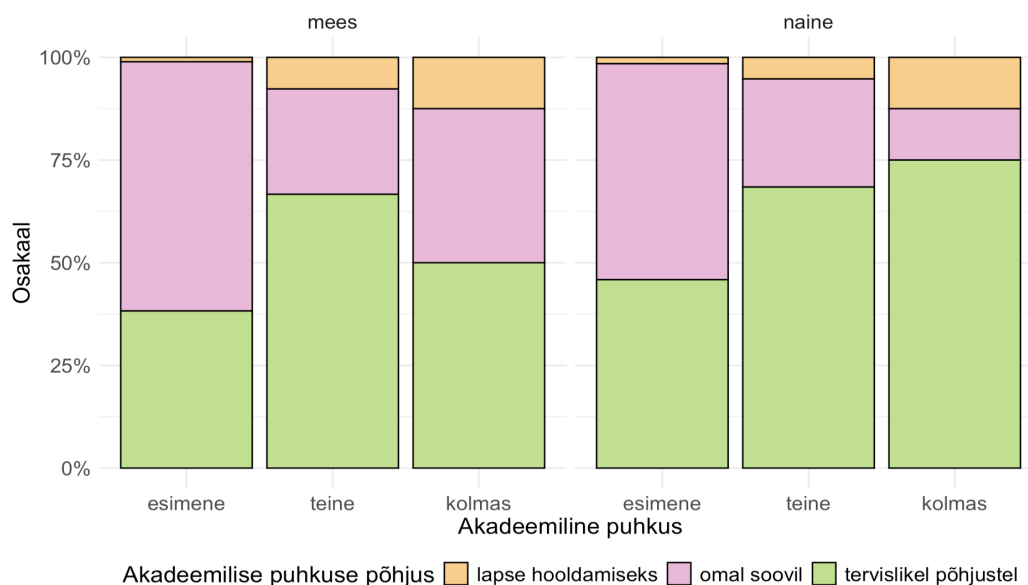


Joonis 19: Akadeemilise puhkuse põhjused sugude lõikes

Joonise 20 põhjal on näha, et kui kaitseväes teenimise põhjus välja jätta, siis võtavad naised ja mehed esimest ja teist korda akadeemilisi puhkust üsna sarnastel põhjustel. Kolmandat akadeemilist puhkust võetakse osakaalult natukene erinevatel põhjustel. Esimest puhkust võeti peamiselt omal soovil (61% meestest ja 53% naistest) ja tervislikel põhjustel (38% meestest ja 46% naistest). Kõige vähem võeti akadeemilist puhkust lapse hooldamiseks, kuid selle põhjuse osakaal kasvas iga järgneva puhkuse võtmisega. Naiste puhul kasvas iga järgneva puhkusega ka tervislikel põhjustel akadeemilise puhkuse võtmise osakaal, samal ajal kui omal soovil akadeemilise puhkuse võtmise osakaal vähenes.

Kui esimest ja teist akadeemilist puhkust võtsid naised ja mehed suhteliselt sarnastel põhjustel (kui kaitseväes teenimise põhjus välja jätta), siis kolmanda puhkuse puhul võtsid naised meestest rohkem akadeemilist puhkust tervislikel põhjustel ja mehed omal soovil.

Hii ruut testi ja Fisheri täpse testi põhjal ei olnud võimalik järeldada, et akadeemilise puhkuse võtmise põhjus (mitte ühegi puhkuse korral) oleks seotud sooga, kui andmestikust eemaldada kaitseväes teenimise põhjus.



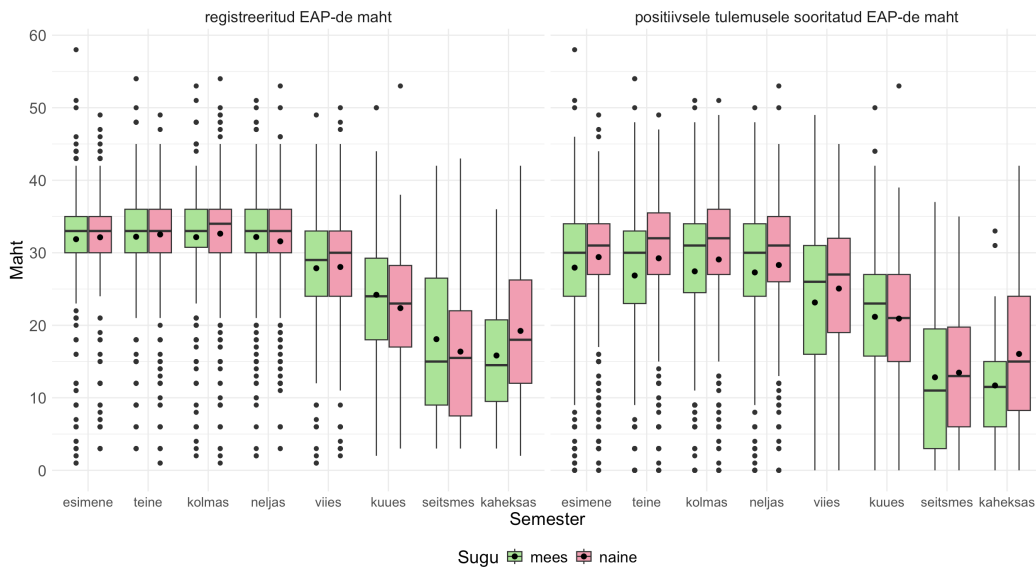
Joonis 20: Akadeemilise puhkuse põhjused sugude lõikes, kui kaitseväes teenimise põhjus on eemaldatud

### 3.8 Korrelatsioonimaatriks, ainepunktide läbimine ning hinde F saamine sugude lõikes

Ainepunktide (EAP) läbimise ja registreerimise osas tunduvad naised ja mehed olevalt suhteliselt samal tasemel (vt joonis 21). Keskmiselt registreeritakse ja sooritatakse rohkem EAP-si esimestel semestritel ning semestrite jooksul see vaikselt langeb. Kusjuures läbitud ainepunktid on tihti registreeritud ainepunktidest natukene madalamal. Üldiselt (nii keskmise kui ka mediaani järgi) registreeritakse esimesel semestril natukene üle 30-le EAP-le, kuid sooritatakse umbes 30 või isegi natukene vähem ainepunkte. Sarnane trend kestab mõlema soo puhul kuni neljanda semestrini, kust edasi hakkavad EAP-de mahud vähenema. Seitsmendal ja kaheksandal semestril jäävad registreeritud ainepunktide ja positiivsetele tulemustele sooritatud ainepunktide mediaanid ja keskmised 11 - 19 EAP vahele.

T-test ei tuvastanud sugudevahelist erinevust ainepunktidele registreerimises ( $p=0,8578$ ). Samas eksisteeris statistiliselt oluline erinevus naiste ja meeste positiivselt soori-

tatud ainepunktide vahel ( $p=0,0006$ ). Seega võib järeldada, et naised sooritasid positiivselt rohkem ainepunkte kui mehed, kuigi see erinevus oli praktiliselt ebaoluline.

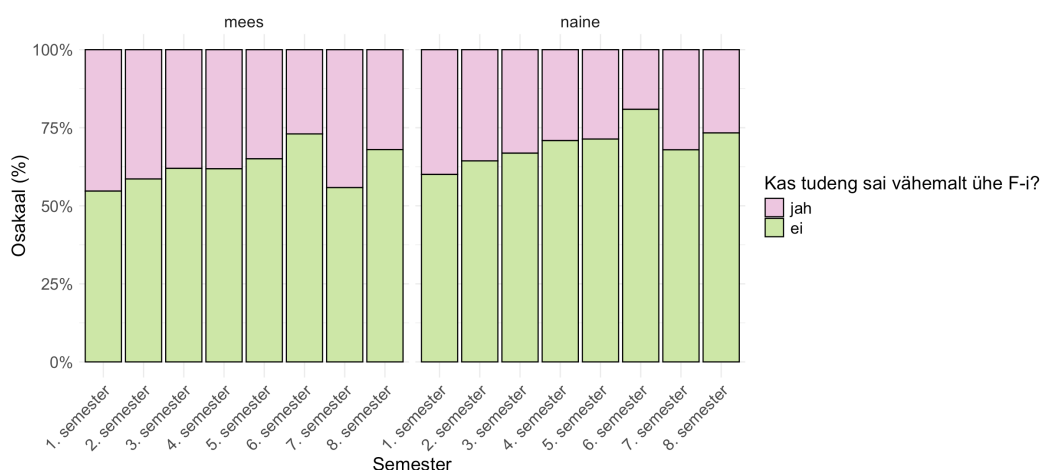


Joonis 21: Läbitud EAP-d sugude lõikes

Joonise 22 põhjal on näha, et igal semestril sai 27% - 45% meestest ning 19% - 40% naistest vähemalt ühe F-i. Seejuures tuleb märkida, et arvesse võeti vaid neid tudengeid, kellel oli vastaval semestril olemas kaalutud keskmine hinne. Seega tudengid, kes osalesid üksnes mitteeristava hindamisviisiga (A/MA) õppeainetes, ei kuulu arvestusse, kuna neil puudub kaalutud keskmine hinne. Samas arvestatakse näiteks tudengit, kes registreerus eristava hindamisviisiga ainetesse isegi kui ta tegelikult ei sooritanud neist ühtegi (keskmine kaalutud hinne oleks 0,0). Kaalutud keskmise hinde olemasolu peeti vajalikuks, et kaasata andmestikku vaid need tudengid, kelle õppetulemuste põhjal oleks võimalik sisukaid järeldusi teha - kui tudeng ei võtnud ühtegi eristava hindamisviisiga ainet, siis pole võimalik uurida kas ta läbis vastavad ained või kukkus need läbi.

Arvesse võeti vaid F-hindega läbikukkumisi, kuna andmestiku põhjal polnud võimalik tuvastada, kas tudeng kukkus läbi ka mitteeristava hindamisviisiga ainetes.

Kuigi teada oli nii registreeritud kui ka läbitud ainete maht, ei olnud selle põhjal alati võimalik järeldada kas tudeng kukkus mingitest ainetest läbi. Nimelt kui tudeng hiljem end ainest maha registreeris, siis ei kajastunud see andmestikus. See võiks tekitada aga ebatäpseid tulemusi, arvestades, et paljud tudengid kasutavad võimalust proovida ainet ning alles hiljem otsustavad, kas sellest loobuda või mitte. Kõige rohkem tudengeid, kes said vähemalt ühe F-i, esines naiste puhul esimesel semestril (40%), meeste puhul aga esimesel (45%) ja seitsmendal semestril (44%). Esimesest semestrilt alates vähenes F-i saamise osakaal nii naiste kui ka meeste seas kuni kuuenda semestrini, kusjuures sel semestril oli antud osakaal kõige väiksem (naistel 19 % ja meestel 27 %). Seitsmendal semestril tõusis mõlema soo puhul läbikukkumise (vähemalt ühe F-i saamise) osakaal taas, kuid langes kaheksandal semestril jälle. Kusjuures peale kuuendat semestrit oli kaheksas semester osakaalult järgmine madalaima läbikukkumismääraga semester nii meeste kui ka naiste seas. Huvitava kombel oli naistudengite seas ainest läbikukkumise osakaal igal semestril veidi madalam kui meestel, erinevuste vahe jäi 5-12 protsenti juurde. Sellegipoolest ei tuvastanud hii-ruut test statistiliselt olulist seost soo ja ainete läbikukkumise vahel, ei üldiselt ega ka ühegi semestri puhul eraldi.



Joonis 22: Kas tudeng kukkus semestri jooksul vähemalt ühe aine läbi?

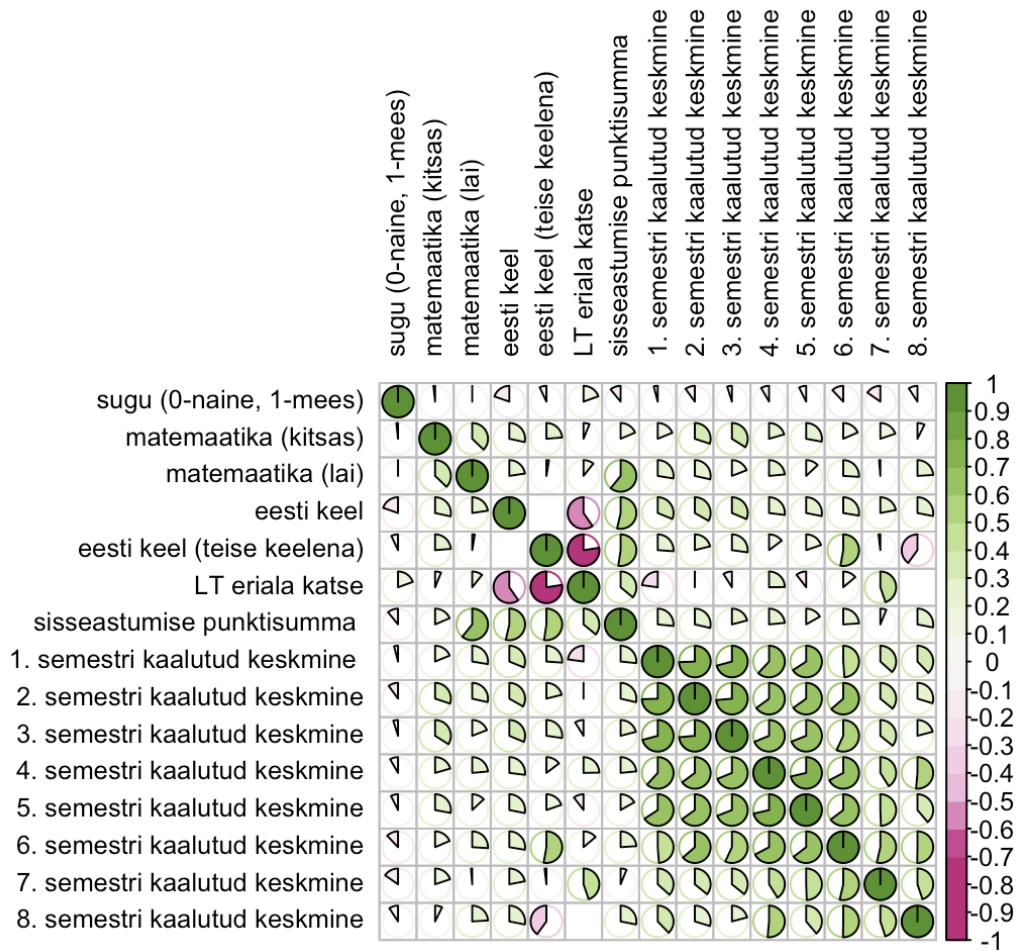
Joonis 23 kujutab korrelatsioonimaatriksit, kus sugu kodeeriti numbriliselt (0 -

naine, 1 - mees). Selle põhjal on näha, et sugu on suhteliselt nõrgalt seotud riigieksamite tulemuste ja semestrite kaalutud keskmise hindega (üle kõigi tulemuste). Sugu oli kõige tugevamalt seotud eesti keele riigieksami tulemusega (-0.2), loodusteaduste erialakatse tulemusega (0,19) ning seitsmenda semestri kaalutud keskmise hindega (-0,15). Negatiivne seos viitab sellele, et naised saavutasid veidi paremaid tulemusi eesti keele eksamil ja 7. semestril, samas kui positiivne seos näitab, et mehed said veidi paremaid tulemusi loodusteaduste erialakatsel. Siiski olid need seosed nii nõrgad, et neil pole praktilist mõju. Soo seos ülejäänud tulemustega oli praktiliselt olematu.

Korrelatsioonimaatriksist selgub, et semestrite hinded on omavahel tugevalt positiivselt seotud. Eriti tugev seos esineb 1. - 6. semestri hinnete vahel, kusjuures see oli kõige tugevam just järjestikuste semestrite hinnete puhul. Samas on 7. ja 8. semestri hinnete omavaheline seos võrreldes varasemate semestritega nõrgem, kuid siiski mõõdukas. See on ootuspärane, kuna tudengid, kes saavutasid kõrgemaid hindeid esimestel semestritel, on suure tõenäosusega edukamad ka järgmistel. Samuti on 1. - 6. semestri hinnete seos 7. ja 8. semestri hinnetega märgatavalt nõrgem, kuid siiski tähelepanuväärne.

Sisseastumispunkti summa on tugevasti positiivselt seotud laia matemaatika, eesti keele (emakeelena) ja eesti keele teise keelena eksami tulemustega. See on loogiline, kuna need eksamid moodustavad suure osa sisseastumise punktisummast. Huvitava kombel on loodusteaduste erialakatse tugevalt negatiivselt seotud nii eesti keele kui eesti keele teise keelena eksami tulemustega. See viitab sellele, et need tudengid, kes saavutasid paremaid tulemusi eesti keele eksamil (nii teise keelena kui ka emakeelena), said loodusteaduste erialakatsel tavaliselt nõrgemaid tulemusi. Tuleb siiski arvestada, et vaid 4,0% ehk 55 tudengit sooritas loodusteaduste erialakatse. Ka riigieksamite tulemused on seotud semestrite hinnetega. Kuigi antud seosed on üldiselt nõrgemapoolsemad, on need siiski valdavalt positiivsed. See viitab sellele, et tudengid, kes saavutasid riigieksamitel kõrgemaid tulemusi, olid ilmselt paremini ette valmistunud ka ülikooliõpinguteks.

Tasub märkida, et korrelatsioonimaatriksist on eemaldatud lahtrid, mis põhinevad vähem kui kolmel vaatlusel. Lisaks uuriti ka kaalutud keskmisi hindeid üle positiivsete hinnete, kuid kuna tulemused olid suhteliselt sarnased, siis ei peetud vajalikuks antud korrelatsioonimaatriksi lisamist.



Joonis 23: Korrelatsioonimaatriks

## Kokkuvõte

Bakalaureusetöö eesmärk oli uurida, kas sugu mõjutab ülikoolihindeid kuuel erialal, hõlmates nii STEM- kui ka mitte-STEM valdkondi. Analüüs põhines ÕIS-i andmetel viie õppeaasta kohta ning keskendus kaalutud keskmiste võrdlusele sugude lõikes. Muuhulgas uuriti ka eksmatrikuleerimist, nominaalajaga lõpetamist, akadeemilise puhkuse võtmist ja riigieksamitulemusi.

Teoreetilises osas toodi välja, et naised saavutasid keskmiselt meestest paremaid õpitulemusi. Kusjuures kui mitte-STEM ainetes saavutasid naised märkimisväärselt kõrgemaid hindeid, siis STEM ainetes olid erinevused oluliselt väiksemad. Käesoleva analüüsi tulemused on üldjoontes kooskõlas eelnevate järeldustega. Vaadeldud mitte-STEM erialadel (ajalugu, geograafia ja riigiteadused) saavutasid naised üldiselt kõrgemaid hindeid, eriti geograafias ja ajalooos. Riigiteaduste eriala puhul ei ilmnenud sugude vahel selgeid erinevusi tulemustes. STEM-ainetes (füüsika, keemia ja materjaliteadused, matemaatika ning matemaatiline statistika) olid mehed edukamad matemaatikas, samas kui ülejäänud erialades olid erinevused väiksemad ning pigem naiste kasuks.

Semestrite lõikes selgus, et kuigi naiste hinnete keskmised ja mediaanid olid üldiselt meeste omadest veidi kõrgemad, ilmnas (nii üle kõigi, kui ka vaid üle positiivsete hinnete) statistiliselt oluline erinevus vaid teisel semestril, kus naiste tulemuste keskmine oli meeste omast kõrgem. Kumulatiivsete tulemuste põhjal olid naiste hinded statistiliselt kõrgemad kui meeste omad juhul, kui arvestati kõiki hindeid (mitte vaid positiivseid). Siiski oli mõlema puhul tegu praktiliselt ebaoluliste erinevustega.

Erialade lõikes ilmes, et naiste kumulatiivsed hinded (üle kõigi hinnete ja vaid üle positiivsete) olid meeste omadest paremad ajalooos ja geograafias. Matemaatika erialal esines statistiliselt oluline erinevus kumulatiivses hinded vaid kõigi hinnete põhjal, kusjuures meeste tulemuste keskmine ületas naiste omi. Seejuures kogu andmestiku põhjal olid nii naiste kui ka meeste keskmised kumulatiivsed hinded

(nii üle kõigi kui ka üle positiivsete) parimad riigiteadustes. Seevastu madalaimad tulemused olid meestel matemaatilises statistikas ning naistel matemaatikas.

Eriala lõpetanute seas ilmes statistiliselt oluline erinevus kumulatiivsetes hinnetes vaid geograafia erialal, kus naiste positiivsete hinnete kumulatiivne keskmine oli meeste omast kõrgem. Kusjuures meeste keskmised kumulatiivsed hinded (mõlemad) olid parimad matemaatika erialal, naiste omad geograafias. Meeste seas esinesid halvimal tulemused matemaatilises statistikas ning naistel matemaatika erialal.

Riigieksamite ja ülikooli sisseastumispunktide analüüsimisest selgus, et naised edestasid mehi vaid eesti keele (emakeelena) riigieksamil ning said keskmiselt ka meestest kõrgemaid sisseastumispunkte.

Eksmatrikuleerimiste põhjustes oli sugude vahel statistiliselt oluline, kuid nõrk seos: naised eksmatrikuleeriti sagedamini õppekava täitmise tõttu täies mahus ja omal soovil eriala sobimatuse tõttu, mehi omal soovil ning edasijõudmatuse tõttu. Nominaalajaga lõpetamise puhul ilmnis statistiliselt oluline erinevus vaid siis, kui kaitseväes teenitud aeg oli õppeaja sisse arvestatud - sellisel juhul lõpetasid naised meestest sagedamini nominaalajaga.

Akadeemiliste puhkuste arv oli meeste seas suurem vaid juhul, kui arvestati ka kaitseväes teenimist. Kusjuures, kui kaitseväes teenimise põhjus kõrvale jätta, siis ei olnud võimalik järeldada, et akadeemilise puhkuse võtmine oleks seotud sooga. Samuti ei esinenud ainepunktidele registreerimises ning ainete läbikukkumiste (F-i saamise) osas sugudevahelisi erinevusi, küll aga sooritasid naised statistiliselt oluliselt rohkem ainepunkte positiivselt, kuigi ka see erinevus oli väga minimaalne.

Edaspidistes uuringutes võiks uurida, millised kõrvalised tegurid (nt sotsiaalmajanduslik taust, töö- ja eraelu tasakaal, motivatsioon jms) võivad mõjutada hinnete kujunemist ning millest sugudevahelised erinevused täpselt tulenevad. Samuti oleks huvitav uurida, kuidas ülikoolihinded mõjutavad edasist tööelu, näiteks tööle saamise võimalusi, palgataset ja üldist rahulolu. Uuringut võiks laiendada ka roh-

kematele erialadele ja kaasata rohkem andmeid, et oleks võimalik teha täpsemaid järeldusi.

## Kasutatud allikad

- [1] Josip Burusic jt. *Algkooli saavutuste erinevused tüdrukute ja poiste vahel. Kas õpetaja sugu mängib rolli?* 2011. URL: [https://www.researchgate.net/publication/220030848\\_Differences\\_in\\_elementary\\_school\\_achievement\\_between\\_girls\\_and\\_boys\\_Does\\_the\\_teacher\\_gender\\_play\\_a\\_role](https://www.researchgate.net/publication/220030848_Differences_in_elementary_school_achievement_between_girls_and_boys_Does_the_teacher_gender_play_a_role) (vaadatud 13.02.2025).
- [2] Angela Duckworth ja Martin E P Seligman. *Enesedistsipliin annab tüdrukutele eelise: sooline erinevus enesedistsipliinis, hinnetes ja testide tulemustes.* 2006. URL: [https://www.researchgate.net/publication/232569903\\_Self-discipline\\_gives\\_girls\\_the\\_edge\\_Gender\\_in\\_self-discipline\\_grades\\_and\\_achievement\\_test\\_scores](https://www.researchgate.net/publication/232569903_Self-discipline_gives_girls_the_edge_Gender_in_self-discipline_grades_and_achievement_test_scores) (vaadatud 13.02.2025).
- [3] Kaidi Koldar. *Kas tüdrukud saavad poistest paremaid hindeid?* 2020. URL: <https://opleht.ee/2020/05/kas-tudrukud-saavad-poistest-paremaid-hindeid/> (vaadatud 13.02.2025).
- [4] Joseph Workman ja Anke Heyder. *Soolised saavutuslõhed: sotsiaalsete kulude roll keskkoolis pingutamisel?* 2020. URL: <https://opleht.ee/2020/05/kas-tudrukud-saavad-poistest-paremaid-hindeid/> (vaadatud 13.02.2025).
- [5] Charlotte Wrigley-Asante jt. *Soolised erinevused teaduse, tehnoloogia, inseneriteaduse ja matemaatika (STEM) aineid õppivate tudengite akadeemilistes tulemustes Ghanas asuvas ülikoolis.* 2023. URL: <https://pmc.ncbi.nlm.nih.gov/articles/PMC9838398/> (vaadatud 13.02.2025).
- [6] Madli Rööp. *Matemaatika-informaatikateaduskonna bakalaureuseastme üliõpilase kirjeldus ja õppetöö tulemusi ennustavad tegurid.* 2013. URL:

- <https://dspace.ut.ee/server/api/core/bitstreams/cee85f50-d4e0-4ecc-9ea4-e87ef4b4a905/content> (vaadatud 13.02.2025).
- [7] R. E. O’Dea jt. *Soolised erinevused akadeemiliste hindepunktide individuaalses varieeruvuses ei vasta STEM-valdkondadele omastele ootustele*. 2018. URL: <https://www.nature.com/articles/s41467-018-06292-0> (vaadatud 13.02.2025).
- [8] Meltem Dayioğlu ja Serap Türüt-Aşık’s. *Soolised erinevused akadeemilises soorituses suures Türgi avalikus ülikoolis*. 2007. URL: [https://www.researchgate.net/publication/225670281\\_Gender\\_differences\\_in\\_academic\\_performance\\_in\\_a\\_large\\_public\\_university\\_in\\_Turkey](https://www.researchgate.net/publication/225670281_Gender_differences_in_academic_performance_in_a_large_public_university_in_Turkey) (vaadatud 13.02.2025).
- [9] Carolina Castagnetti ja Luisa Rosti. *Sooline lõhe Itaalia lõpetajate akadeemilistes saavutustes*. 2010. URL: [https://www.researchgate.net/publication/254440942\\_The\\_Gender\\_Gap\\_in\\_Academic\\_Achievements\\_of\\_Italian\\_Graduates](https://www.researchgate.net/publication/254440942_The_Gender_Gap_in_Academic_Achievements_of_Italian_Graduates) (vaadatud 13.02.2025).
- [10] Elena Sügis jt. *Kõrgkooliõpik "Praktiline andmeteadus"*. 2025. URL: <https://courses.cs.ut.ee/b/andmeteadus> (vaadatud 19.04.2025).
- [11] Zhenqiu Laura Lu ja Ke-Hai Yuan. *Welch’i test*. 2010. URL: [https://www.researchgate.net/publication/301292970\\_Welch's\\_t\\_test](https://www.researchgate.net/publication/301292970_Welch's_t_test) (vaadatud 23.04.2025).
- [12] Märt Möls. *Wilcoxon’i astaksummatest*. 2012. URL: [https://www-1.ms.ut.ee/mart/mpar2012/loeng5\\_6.pdf](https://www-1.ms.ut.ee/mart/mpar2012/loeng5_6.pdf) (vaadatud 23.04.2025).
- [13] Tanel Kaart. *Binaarsete tunnuste analüüsimeetodid*. 2012. URL: [http://www.eau.ee/~ktanel/bin\\_tunnuste\\_analyys/bin\\_tunnuste\\_analyys.pdf](http://www.eau.ee/~ktanel/bin_tunnuste_analyys/bin_tunnuste_analyys.pdf) (vaadatud 03.05.2025).

- [14] Tanel Kaart. *Matemaatiline statistika ja modelleerimine*. 2018. URL: [http://ph.emu.ee/~ktanel/DK\\_0007/DK\\_loeng31.pdf](http://ph.emu.ee/~ktanel/DK_0007/DK_loeng31.pdf) (vaadatud 20.04.2025).
- [15] Ene Käärik. *Korrelatsioonanalüüs*. 2013. URL: <https://dspace.ut.ee/server/api/core/bitstreams/76953a28-1622-440b-b286-889dcbb7d68e/content> (vaadatud 24.04.2025).

## **Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja üldsusele kättesaadavaks tegemiseks**

Mina, Stella Pals,

1. annan Tartu Ülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) minu loodud teose „Akadeemiliste soorituste sooline lõhe“, mille juhendaja on Mare Vähi, reprodutseerimiseks eesmärgiga seda säilitada, sealhulgas lisada digitaalarhiivi DSpace kuni autoriõiguse kehtivuse lõppemiseni.
2. Annan Tartu Ülikoolile loa teha punktis 1 nimetatud teos üldsusele kättesaadavaks Tartu Ülikooli veebikeskkonna, sealhulgas digitaalarhiivi DSpace kaudu Creative Commons'i litsentsiga CC BY NC ND 3.0, mis lubab autorile viidates teost reprodutseerida, levitada ja üldsusele suunata ning keelab luua tuletatud teost ja kasutada teost ärieesmärgil, kuni autoriõiguse kehtivuse lõppemiseni.
3. Olen teadlik, et punktides 1 ja 2 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.
4. Kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei riku ma teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse õigusaktidest tulenevaid õigusi.

Stella Pals

14.05.2024