

TARTU ÜLIKOOL
Sotsiaalteaduste valdkond
Psühholoogia instituut

Deelia Pilve

Matemaatikaärevuse seos analüütilise mõtlemise, enesetõhususe ja järjepidevusega

Uurimistöö

Juhendaja: Karin Täht. PhD

Läbiv pealkiri: Matemaatikaärevuse seos analüütilise mõtlemise, enesetõhususe ja järjepidevusega

Tartu 2026

Matemaatikaärevuse seos analüütilise mõtlemise, enesetõhususe ja järjepidevusega**Kokkuvõte**

Käesoleva uurimistöö eesmärgiks oli uurida muutujate matemaatikaärevus, analüütiline mõtlemine, enesetõhusus ja järjepidevus struktuuri ning nende omavahelisi seoseid sotsiaalteaduste tudengite valimis. Uuring viidi läbi rahvusvahelise läbilõikeuuringu “The Convergent and Divergent Validity of Maths and Statistics Anxiety” raames Eesti valimiga. Valimisse kuulus 82 Eesti sotsiaalteaduste tudengit. Andmeid koguti elektroonsel teel. Antud töös analüüsiti 4 skaala tulemusi. Tulemustest selgus, et matemaatikaärevus on mitmemõõtmeline konstruksioon, mis koosneb kahest omavahel seotud faktorist: matemaatikakursusega seotud situatsioonidest tulenev ärevus ning matemaatiliste oskuste omandamisega seotud ärevus. Enesetõhususe ja järjepidevuse skaalad osutusid ühemõõtmelisteks, samas kui analüütilise mõtlemise lühitesti ülesanded ei moodustanud ühtset latentset konstrukti ning neid käsitleti edasistes analüüsides eraldi indikaatoritena. Statistiliselt oluline negatiivne seos esines matemaatiliste oskuste omandamisega seotud ärevuse ja järjepidevuse vahel. Matemaatikakursusega seotud situatsioonidest tulenev ärevus ei olnud statistiliselt oluliselt seotud analüütilise mõtlemise ega enesetõhususega. Statistiliselt olulisi seoseid ei ilmnunud ka matemaatika-kursusega seotud situatsioonidest tuleneva ärevuse ega ka matemaatiliste oskuste omandamisega seotud ärevuse ning analüütilise mõtlemise ja enesetõhususe vahel.

Märksõnad: matemaatikaärevus, analüütiline mõtlemine, enesetõhusus, järjepidevus, RMARS, CRT, NGSE, ATMS, sotsiaalteaduste tudengid

Mathematics anxiety correlation with analytical thinking, self-efficacy and perseverance**Abstract**

The aim of this thesis was to examine the structure of mathematics anxiety, analytical thinking, self-efficacy, and perseverance, as well as the relationships between these variables, among social sciences students. The study was conducted within the framework of the international cross-sectional project “*The Convergent and Divergent Validity of Maths and Statistics Anxiety*”, using an Estonian sample of 82 students. Data were collected electronically. Four scales were analyzed in this study. The results indicated that mathematics anxiety is a multidimensional construct, consisting of two interrelated factors: anxiety related to situations arising in mathematics courses and anxiety associated with the acquisition of mathematical skills. The self-efficacy and perseverance scales were found to be unidimensional, whereas the short analytical thinking test items did not form a single latent construct and were therefore treated as separate indicators in subsequent analyses. A statistically significant negative relationship was observed between anxiety related to the acquisition of mathematical skills and perseverance. Anxiety related to mathematics course situations was not significantly associated with analytical thinking or self-efficacy. No other significant relationships were found between either type of mathematics anxiety and analytical thinking or self-efficacy.

Keywords: mathematics anxiety, analytical thinking, self-efficacy, perseverance, RMARS, CRT, NGSE, ATMS, social sciences students

Sissejuhatus

Alates 20. sajandist on ärevus olnud häire ka psühhiaatrilistes klassifikatsioonides. Kliiniline lävi normaalse adaptiivse ärevuse ja ravi vajava patoloogilise ärevuse vahel igapäevaelus sõltub kliinilisest hinnangust (Crocq, 2015). Ärevust defineeritakse DSM-5-s kui tulevase ohu ootust (APA, 2013). Seda eristatakse hirmust, mis on emotsionaalne reaktsioon reaalsele või tajutavale peatsele ohule. DSM-5-s olev kirjeldus lisab ka mure täiendava nüansi, viidates tajutava ohtlikkuse ootuse kognitiivsetele aspektidele. Evolutsioonilisest vaatenurgast on ohu tajumine adaptiivne, kuna soodustab ellujäämist, õhutades inimesi ohtlikest kohtadest või situatsioonidest eemale hoidma või aktiveerib üleelamist kaitsvaid mehhanisme, näiteks "võitle või põgene" reaktsiooni. Vastavalt süsteemsele dünaamisele mudelile (*Systemic dynamic model*) kuulub ärevus süsteemsete sündroomide hulka, mis on tugevalt seotud rumineerimise ja üleüldise pideva psühholoogilise stressiga (Putra, 2023).

Mitmed varasemad ja ka uuemad uuringud (Catelli jt, 1960; Crocq, 2015; Bandelow, 2022) kinnitavad, et optimaalne ärevuse tase aitab valvsust tõsta ja võimaldab viia organismi sobivasse sooritust võimaldavas valmisolekusse, kuid pidev liigne ärevus võib olulisel määral organismi igapäevast toimimist takistada. Üks valdkondi, mis soodustab ning tekitab ärevust ning mõjutab otseselt inimeste igapäevast üldist ühiskonnas hakkamasaamist on ärevus mis tuleneb matemaatilistest oskustest. Ligikaudu 5-10% populatsioonist tunnevad matemaatikaga seoses tõsiseid raskusi (Mazzocco ja Myers, 2003, Ramaa ja Gowramma, 2002, Shalev jt., 1998). Madalad soorituse näitajad matemaatikaga seotud valdkondades on oluline murekoht paljudes riikides. On oluline, mõista matemaatikaärevusega seonduvat, et soodustada huvi ning toetada matemaatika õpinguid. Uuringud näitavad, et lapsepõlves ja noorukieas halveneb suhtumine matemaatikasse, mis mõjutab negatiivselt matemaatilist arengut, haridust ja täiskasvanute matemaatikaga tegelemist (Wigfield ja Meece, 1988; Sagarduy jt, 2024; Williams jt, 2025). Kuigi soolised erinevused matemaatilises võimekuses on vähenenud, hindavad naised endiselt oma matemaatilisi oskusi madalamalt ja tunnevad suuremat ärevust kui mehed (Rossi, 2022). On oluline mõista laste ja täiskasvanute suhtumist ja emotsioone matemaatika suhtes, et eemaldada takistusi õppimisel ja arengul.

Käesoleva uurimistöö kontseptuaalne ülesehitus ja analüütiline lähenemine on osaliselt inspireeritud varasemast matemaatikaärevust käsitlevast bakalaureusetööst, milles uuriti matemaatikaärevuse seoseid testiärevuse ja sotsiaalärevusega (Sai, 2022). Käesoleva töö fookus on eelkõige suunatud matemaatikaärevuse seoste uurimisele analüütilise mõtlemise, enesetõhususe ja järjepidevusega.

Matemaatikaärevus

On oluline rõhutada, et matemaatikaärevus on omaette konstrukt, mida ei saa võrdsustada üldise ärevuse või teiste akadeemise sooritusega seotud ärevuse vormidega (Cheng jt, 2022; Dowker jt 2016). 1954. aastal uuris Gough miks tema õpilased, kes üldiselt on teistes ainetes õppesoorituselt edukad, ei ole seda aga matemaatikas. Tema käsitles seda konstrukti nime all "matemaatika foobia" (Gough, 1954). 1957

aastal tutvustasid Dreger ja Aiken tänapäeva mõistes matemaatikaärevust kui “numbri ärevust” (Dreger, 1957). Olulisim läbimurre millega pandi alus laialdasemaks matemaatikaärevuse uurimiseks ning siiani, küll mitmeid uuendusi läbinud, kasutusel olev matemaatikaärevuse mõõtevahend on 1972. aastal Richardsoni ja Suinni poolt loodud MARS skaala (*Mathematics Anxiety Rating Scale*), mis oli originaalsel kujul algselt 98-punktiline hindamisvahend ärevuse tuvastamiseks (Suinn, 1972).

Ashcraft (2002) kirjeldas matemaatikaärevust kui pingetunde ja hirmu esinemist matemaatikaga seotud ülesannete sooritamise ees. Teised uurijad on lisanud veel, et kaasneda võivad ka erinevad füsioloogilised sümptomid nagu kõrgeenenud südamelöögisagedus, peapööritus, higistavad peopesad, ebaühtlane hingamine, iiveldus, peavalu ning seedehäired (Blazer, 2011). Matemaatikaärevus lastel (Harrari jt, 2013), nende vanematel (Mahoney jt., 2015) ja õpetajatel (Widmer ja Chavez, 1982) on arvestatavalt oluline matemaatiliste saavutuste ennustaja nii individuaalselt kui ühiskonnas üldiselt.

Mis võiks olla need tegurid, mis matemaatikaärevusega seotud on? Üks potentsiaalne aga siiski väga üldine tegur, mida on ka uuritud, on geneetika. Wang jt. (2014) viisid läbi käitumuslikud geneetilised uuringud matemaatikaärevuse kohta 514 12-aastase kaksikute valimis. Matemaatika-ärevuse mõõtmiseks kasutati muu hulgas ka juba varem maninutud MARS-i algkooliõpilaste versiooni. Matemaatikaärevus korreleerus märkimisväärselt üldise ärevusega ning negatiivselt nii matemaatiliste probleemide lahendamise kui ka lugemisoskusega, samas kui üldine ärevus ei korreleerunud märkimisväärselt kummagi akadeemilise näitajaga. Ühe muutujaga ja mitme muutujaga käitumisenegatiivne modelleerimine näitas, et geneetilised tegurid selgitasid umbes 40% matemaatikaärevuse varieeruvusest, ülejäänud osa seletati ebasobivate keskkonnateguritega. Seega võiks järeldada, et matemaatikaärevusel pole oma spetsiifilist geeni, pigem võib matemaatika ärevus tuleneda matemaatikaga seotud negatiivsete kogemuste kombinatsioonist ja eelsoodumuslikest geneetilistest riskiteguritest, mis on seotud nii matemaatilise tunnetuse kui ka üldise ärevusega.

Barroso jt (2021) läbi viidud meta-analüüsist selgus, et matemaatikaärevuse esinemine vähendab sooritaja üldisi matemaatilisi tulemusi. See seos varieerus küll haridusastmeti, madalama tulemuse said 3-5. klassi õpilased ning üliõpilased. Sarnaseid tulemusi näitas varem ka Ashcrafti ja Ridley (2005) uuring, kus matemaatikaärevuse seos üldiste matemaatika tulemustega oli negatiivses korrelatsioonis, varieerudes -0.27 ja -0.34 , mis näitab, et mida kõrgem on matemaatikaärevus, seda madalamaid hindeid ta matemaatikas saab.

Palju on uuritud ka soo ja matemaatikaärevuse seoseid. On leitud, et riikides, kus haridus on mõlemale soole võrdselt kättesaadav ei ole suuri erinevusi meeste ja naiste matemaatilistes sooritustes (Spelke, 2005), küll aga hindavad naised enda matemaatilist võimekust madalamalt ja kogevad seeläbi enam matemaatikaärevust (Else-Quest jt., 2010; Devine jt., 2012; Rossi, 2022), siiski mõned uuringud näitavad, et soolised erinevused matemaatikaärevuse tundmises avalduvad täiskasvanueas ning pole nii märkimisväärsed põhikooliealiste laste seas (Dowker jt., 2012). Veel on leitud, et matemaatikaärevusele avaldab mõju ka ümbritsev keskkond ja inimesed, kellega õppetööd läbi viiakse. Näiteks on leitud, et

naissoost õpetajad, kes tunnevad end matemaatika suhtes ärevalt mõjutavad ka naissoost õpilaste matemaatikaärevust suurendavalt, seda eriti kooliaasta lõpus (Beilock jt., 2010; Szczygiel, 2020).

Soolised mõjud matemaatikaärevuse ja soorituse vahel võivad sõltuda sellest, kas uuritakse matemaatikaärevuse kognitiivset või afektiivset komponenti ning milliseid matemaatikaga seotud aspekte vaadeldakse. Miller ja Bichsel (2004) leidsid, et meestel oli matemaatikaärevus rohkem seotud matemaatika baasteadmistega, naistel aga matemaatika rakenduslike teadmistega. On kaheldav, et sellised soolised erinevused tulenevad erinevustest töömälus, sest erinevate uuringute tulemused on sageli vastuolulised ja näitavad üldiselt nõrka seost, et töömälu soorituses esineks soolisi erinevusi (Robert ja Savoie, 2006), kuigi mõned uuringud viitavad, et meestel võib olla parem visuaal-ruumiline töömälu ja naistel verbaalne töömälu (Robert ja Savoie, 2006). Ganley ja Vasilyeva (2014) läbi viidud analüüs viitas pigem, et matemaatikaärevus mõjutab rohkem naisüliõpilaste visuaal-ruumilist töömälu, mis viis matemaatilise soorituse suurema languseni. Samas on teised uuringud näidanud, et matemaatikaärevus mõjutab rohkem verbaalset kui visuaal-ruumilist töömälu (DeCaro et al., 2010), seega on siin veel palju uurimisruumi.

Analüütiline mõtlemine

Matemaatika on alusteadus, millel on oluline roll teaduse ja tehnoloogia arengus, samas hõlmab selles olulist rolli viis kuidas probleeme lahendatakse (Qolfathiriyus, 2019). Inimmeele arenedes liigutakse põhiliste info töötlemisostkuste rakendamisel edasi keerukate kõrgemat järku mõtlemisprotsesside kasutamiseni ning see areng jätkub täiskasvanueani (Galotti, 2011). Sellest tulenevalt peetakse kõrgemat järku mõtlemisprotsesse elu edu ja elukestva õppe peamisteks määrajateks (Autor jt., 2003; OECD, 2012 lk 12). Näiteks Alexander ja Winne (2006) toovad välja, et õpilastest headeks probleemi lahendajateks arendamine on hariduse üks suurimaid väljakutseid, ning nad rõhutavad teadmisi probleemilahendusostkuste arengus kui ühte keskset küsimust, millega teadlased praegu üle maailma silmitsi seisavad. Õpilased puutuvad kokku erinevate raskustega, olenevalt sellest, kuidas nad õppeprotsessis õpitud mõtlemisvõimet kasutavad. Üks olulistest mõtlemise viisidest, mis probleeme lahendada aitavad, on analüütiline mõtlemine.

Center for Assessment (2023) definitsiooni kohaselt on analüütiline mõtlemine kognitiivne protsess, mille käigus keeruline kontseptsioon, probleem või protsess tuvastatakse ja jagatakse osadeks, uuritakse nende osade omadusi või funktsioone ning sõnastatakse, kuidas need osad moodustavad terviku. Seda protsessi kasutatakse sageli mustrite, põhjus-ja-tagajärg seoste ning süsteemse probleemilahenduse mõistmiseks. Ameri (2005) arvamuse kohaselt on analüütiline mõtlemine võime uurida ja jaotada fakte ja mõtteid ning mõista nende tugevusi ning nõrkusi. Lisaks eeldab analüütiline mõtlemine oskust luua loogilisi seoseid, kodeerides reaalsuse abstraktseteks sümboliteks, sõnadeks või numbriteks. Seda toetab Kahneman (2011) märkides, et analüütilise režiimi saab käivitada jälgides, valideerides, parandades või ignoreerides esialgseid intuiitiivseid vastuseid. See ei ole aga täielikult vastuolus intuiitiivsusega, näiteks

lugemine on keeruline oskus, kuid kui seda harjutada, on lugemine midagi, mida me tavaliselt teeme ilma suure analüütilise mõtlemiseta.

Kooskõlas ekspertide arvamusega on analüütilise mõtlemise oskus oluline, et aidata õpilastel lahendada matemaatikaülesandeid. Lisaks on mõtlemise vallas, mis aitavad mõista analüütilise mõtlemise eripärasid ka muid uuringuid ning teooria käsitlusi. Näiteks kaksikprotsessi teooriad väidavad, et meel on võimeline kasutama põhiliselt kahte erinevat tüüpi protsesse (Evans & Stanovich, 2013): Tüüp 1 protsesse, mis on autonoomsed ja ei vaja töömälu, ning Tüüp 2 protsesse, mis on kaalutlevad ja nõuavad töömälu. Tüüp 1 protsesse peetakse tavaliselt kiireks, suure mahutavusega ja paralleelselt toimivateks, samas kui Tüüp 2 protsessid on aeglasemad, analüütilisemad, ressursimahukamad ja suudavad toimida ainult järjestikku (Evans & Stanovich, 2013). Arvestades, et kognitiivsete võimete (nt numbriline võimekus, verbaalne intelligentsus) rakendamine nõuab sageli Tüüp 2 protsessi käivitamist, on ratsionaalse mõtlemise peamine valmidus või kalduvus analüütiliselt mõelda (Stanovich, 2011).

Analüütilist mõtlemist ja üleüldiselt suurt kognitiivset jõudlust kasutavate mõtteprotsesside efektiivseks rakendamiseks on oluline ka mõtteprotsesse inhibeerida ehk pärssida, et töömälu ja muid kognitiivseid protsesse võimaikult optimaalsena töös hoida. Inhibeerimine ise nõuab samuti vaimset pingutust. Miyake jt (2000) väidavad, et täidesaatvate funktsioonide ühtsust võib seletada pärssimisega, kuna see hõlmab teabe ignoreerimist või mõtteviiside vahetust. Barkley (1997) toetab seda ning pakub, et käitumuslik pärssimine võimaldab täidesaatvaid tegevusi, nagu eneseregulatsioon ja töömälu, tõhusalt toimida ning see aitab uutes olukordades eesmärgipäraselt käituda.

Pärssiv kontrollisüsteem (*Inhibitory control* (IC)) aitab takistada ebaolulise teabe otsimist, säilitades samal ajal töömälus asjakohase teabe (Greiff jt, 2015; Valle jt, 2019). Samas näitasid Greiffi jt (2015) uuringud, et negatiivsete stiimulite puhul vähendab efektiivsem pärssiv kontrollisüsteem (IC) rumineerimise ja psühholoogilise stressi vahelise seose tugevust, samas kui nõrgem IC tugevdab seda seost. Need tulemused on kooskõlas Joormanni (2010) uuringuga, mis näitab, et nõrk võime pärssida ebaolulisi negatiivseid stiimuleid suurendab töömälus negatiivse teabe kättesaadavust, mis viib suurenenud rumineerimise ja psühholoogilise stressini. Ashcraft ja Kirk (2001) leidsid, et kõrge matemaatikaärevusega inimestel oli lühem töömälu ulatus kui väiksema matemaatikaärevusega inimestel, eriti ülesannetes, mis nõudsid arvutamist. Eelkõige olid nad palju aeglasemad ja tegid palju rohkem vigu kui teised ülesannetes, kus nad pidid samaaegselt peast liitma ja numbreid meeles pidama.

Enesetõhusus

Ashcraft ja Rudig (2012) kohandasid Bandura (1977) enesetõhususe definitsiooni matemaatikas väites, et enesetõhusus on indiviidi usk matemaatika soorituse võimesse ning sellest tulenevalt mõjutab see otseselt indiviidi valikut matemaatikaga tegeleda, selles pingutusi teha ja seda raskustest hoolimata jätkata. Enesetõhusus ei ole täpselt sama konstrukt mis enesehinnang. Enesetõhusus hõlmab uskumusi matemaatikas paremaks muutumise ja õppimise üle kontrolli võtmise võime kohta (Pajares, 1996). Enesetõhusus mõjutab isiku käitumist läbi stressi ja ärevuse, mida võidakse kogeda ülesannete

lahendamisel (Pajares, 2002). Schunk (1984) leidis, et matemaatika enesetõhusus mõjutas tulemuslikkust nii otseselt kui kaudselt läbi püsivuse. Kõrgema enesetõhususega iniviidid pingutavad rohkem, püüavad lahendada kognitiivselt keerukamaid probleeme, on püsivamad ja kasutavad tõhusamaid probleemilahenduse strateegiaid (Pajares ja Graham, 1999). Uuringud on näidanud pöördvõrdelist seost enesetõhususe ja matemaatilise ärevuse vahel (Cooper ja Robinson, 1991; Lee, 2009, Rozgonjuk jt, 2020).

Väga kompleksete probleemide lahendamisel ilmnevad enesetõhususes piirangud ka siis, kui probleemid on juba väga tuttavad. Näiteks võib suurenenud enesetõhusus olla problemaatiline, kuna motivatsiooni ja pingutusi võidakse tagasi hoida kerge edu saavutamise ootuse tõttu (Lane & Lane, 2001; Vancouver ja Kendall, 2006). Lisaks on indiviidi teadlikkus iseenda enesetõhusususkumustest oluline edukate tulemuste saavutamiseks (Chen, 2002). Kui ülesande raskust alahinnatakse ja oodatud tulemused ei ole reaalse tulemustega vastavuses, võib enesetõhusus väheneda (Bandura, 1997). Stajkovic ja Luthans (1998) teatasid enesetõhususe mõjust töö tulemuslikkusele tehtud meta-analüüsis, et enesetõhususe roll vähenes ülesande keerukuse suurenemisel. Seega on teadmata, kas seos enesetõhususe ja matemaatikaärevuse vahel säilib, kui probleemide keerukus suureneb, mis on küllaltki tavaline olukord, kui matemaatikaärevus on kõrgendatud (Ashcraft, 2002).

Järjepidevus

Üks võimalik põhjus matemaatikaärevuse ja tegeliku soorituse vahelisele negatiivsele seosele on see, et inimesed, kellel on kõrgem matemaatikaärevus, väldivad tõenäolisemalt matemaatikaga seotud tegevusi ja olukordi (Ashcraft, 2002). Seega võib neil olla vähem võimalusi harjutamiseks mis tõenäoliselt omakorda vähendab ka vilumust ja kogemust matemaatikaõppes.

Järjepidevus on võime pingutust nõudvaid ülesandeid lahendada ka juhul, kui ülesanded muutuvad keeruliseks (Zhang jt, 2011), see aga toetab paremat akadeemilist saavutusvõimet ja võib olla eriti oluline keerukate matemaatikaülesannete lahendamisel (Kikas jt, 2019). Matemaatikaärevus on üldiselt takistuseks õpilaste püsivusele matemaatikaülesannete lahendamisel (Ashcraft, 2002; Wigfield & Meece, 1988). Yu jt (2021) leidsid, et matemaatikaspetsiifiline järjepidevus oli seotud matemaatikaärevuse ja saavutusvõimega, samas kui üldine järjepidevus seda ei olnud. Oluline on märkida, et lisaks järjepidevusele on matemaatikas saavutusvõimega seotud ka püsivus ning kaasatus (Ashcraft, 2002; Wigfield & Meece, 1988; Yu jt, 2021), ja matemaatikaülesannete vältimine, mis on järjepidevuse skaala teises otsas, võib tekkida matemaatikaärevuse tõttu (Ashcraft, 2002; Wigfield & Meece, 1988).

Eesmärgid

Käesoleva uurimistöö peamiseks eesmärgiks on uurida matemaatikaärevuse seoseid analüütilise mõtlemise, enesetõhususe ja järjepidevusega sotsiaalteaduste tudengite valimis.

Täpsemalt on uurimistöö eesmärk hinnata, kas ja mil määral on matemaatikaärevus seotud kognitiivsete (analüütiline mõtlemine), motivatsiooniliste (enesetõhusus) ja käitumuslike (järjepidevus) aspektidega, mis varasemate uuringute põhjal on olulised matemaatikaõppes toimetuleku ja õpitegevuses püsimise seisukohalt.

Lisaks on uurimistöö eesmärgiks hinnata kasutatud mõõtevahendite psühhomeetrilisi omadusi sotsiaalteaduste tudengite valimis, sealhulgas matemaatikaärevuse skaala (R-MARS), analüütilise mõtlemise testi (CRT), üldise enesetõhususe skaala (NGSE) ja järjepidevuse skaala (ATMS) faktorstruktuuri ja sisemist reliaablust.

Uurimistöö tulemused aitavad täpsustada arusaama matemaatikaärevuse struktuurist ning selle seostest kognitiivsete ja käitumuslike teguritega kõrghariduse kontekstis, pakkudes täiendavat teavet matemaatikaärevuse rolli kohta sotsiaalteaduste tudengite õpikogemuses.

Hüpotees

Matemaatikaärevusel on negatiivne korrelatsioon analüüsivõime, enesetõhususe ja järjepidevusega.

Meetod

Valim

Käesolevas uurimistöös kasutati rahvusvahelisest uuringust “Matemaatika- ja statistikaärevuse konvergentne ja eristav valiidsus (*The Convergent and Divergent Validity of Maths and Statistics Anxiety*) kogutud andmeid. Uuringu raames kogusid Sussexi Ülikooliga paralleelselt andmeid ka teised ülikoolid. Tartu Ülikoolis kogusid andmeid Dmitri Rozgonjuk ja Karin Täht. Antud töö valimisse kuulusid Eesti kõrgkoolide sotsiaalteadusi õppivad tudengid, kelle õppekavva kuulusid matemaatikaga või statistikaga seotud ainekursused. Need ained pidid toimuma ka andmete kogumise ajal. Eesti valimisse kuulus 167 üliõpilast, kuid küsimustikule vastas 82 üliõpilast (78 üliõpilast Tartu Ülikoolist ning 4 üliõpilast Tallinna Ülikoolist). Neist 71 (86,59%) olid naised ja 11 (13,41%) mehed ($SD = 0.34$). Andmeid koguti psühholoogia 56 (68.29%), majandusteaduste 5 (6.1%) haridusteaduste 3 (3.66%) ja riigiteaduste 2 (2.43%) üliõpilastelt. Lisaks osales 16 (19.51%) üliõpilast muudelt sotsiaalteaduste valdkonna erialadelt. Keskmiselt oli katseisikute vanus $M = 24.83$ aastat.

Andmete kogumine

Käesolevas uuringus kasutatud andmeid koguti üliõpilastelt 2021. aastal valdavalt aprilli ja septembri kuus veebi teel. Otsepöördumisena saadeti kutse õppejõududele jagamiseks, kes juhendasid matemaatika ja statistikaga seotuid aineid Tartu ja Tallinna Ülikoolis. Lisaks jagati kutset infokanalitesse, mis koondasid Tartu Ülikooli psühholoogia instituudi õpilasi, õppejõude ja vilistlasi. Samuti kaasati Tallinna Ülikooli psühholoogia eriala üliõpilasi. Eesmärgiks oli valimisse saada sotsiaalteaduste tudengeid, kes on läbimas/läbinud matemaatikaga seotud aineid. Uuring viidi läbi Qualtricsi veebipõhise küsitlustarkvara (Qualtrics, Provo, UT) kaudu ja õpilased täitsid selle endale

kättesaadava, internetiühendusega elektroonilise seadme (nt sülearvuti, mobiiltelefoni või tahvelarvuti) abil. Uuringu läbiviimiseks oli olemas kooskõlastatud luba Tartu Ülikooli Inimuuringute eetika komiteelt.

Mõõtevahendid

Uurimistöös kasutati enesekohast küsimustikku, mis oli kokku pandud Sussexi Ülikooli teadlaste poolt. Küsimustepakett hõlmas kümmet skaalat, millest käesoleva uurimistöö raames kasutati nelja. Skaalad tõlgiti eesti keelde, seejärel tehti suurepäraselt inglise keelt valdava inimese poolt tagasitõlked ning nende põhjal kohendati esialgseid tõlkeid. Tõlkeprotsessi oli kaasatud magistri- ja/või doktorikraadiga teadlased, kelle erialane taust oli seotud haridusteatud, psühholoogia, matemaatika ning matemaatikadidaktikaga.

Matemaatikaärevuse skaala (*The Revised Mathematics Anxiety Rating Scale RMARS, Baloglu, M. & Zelhart, P. F., 2007*).

Matemaatikaärevuse kohta esitati 24 väidet ning uuringus osalenutel paluti anda hinnang. Üliõpilased pidid iga väite puhul hindama, kuivõrd tekitab situatsioon temas ärevust. Iga väite puhul anti hinnanguid 6-pallisel Likerti skaalal, kus 1 – ei tekitu üldse ärevust ja 6 – tekitab väga palju ärevust. Lisaks esitati küsimustiku lõpus neli küsimust, mille puhul paluti vastuseks valida 6-palli skaalal, kui palju antud funktsioonvõrrandi ülesande lahendamine ärevust tekitab. RMARS on efektiivsem ja lühem versioon Matemaatika Ärevuse skaalast (MARS), mis hindab 24 väitega matemaatikaärevuse esinemist. Baloglu & Zelhart (2007) käsitlesid kõnealust skaalat kolmedimensionaalsena ning nende leitud Cronbachi α oli .95.

Analüütilise mõtlemise skaala (*Cognitive Reflection Test (CRT), Frederick, 2005*)

Analüütilise mõtlemise mõõtmiseks kasutati Shenhav jt (2012) poolt muudetud testi versiooni, mis on algselt Frederick (2005) välja töötatud kognitiivse refleksiooni test. Käesolevas uuringus muudeti seda testi vältimaks osalejate varasemat kokkupuudet algse versiooniga, et test oleks uudne ja osalejad saaks oma võimeid maksimaalselt rakendada. Nagu originaal, sisaldab ka muudetud CRT kolme vaba tekstiga ülesannet, millest igaüks nõuab numbrilist vastet (õige vastus = 10 (näitab suurimat analüütilist mõtlemist), intuitiivne vastus = 50 (vale, kuid intuitiivselt veenev), kõik teised arvulised vastused olid valed. Seega, andmekogum sisaldab osalejate antud numbrilisi toorvastuseid. Skaalade ühtlustamiseks kasutati edasiseks analüüsiks teisendatud kolmeastmelist skaalat, kus vastused kodeeriti järgmiselt: intuitiivne vale vastus = 1, õige analüütiline vastus = 2 ja kõik muud vastused = 0. Varasemate uuringutega on leitud, et kolme ülesandega CRT skaalal on madal Cronbachi α , jäädes üldjuhul vahemikku 0.35-0.38. Samas, madal α väärtus on ootuspärane lühikese kognitiivse testi puhul, kus ülesanded ei ole mõeldud kõrge homogeensuse saavutamiseks, vaid erinevate kognitiivsete konstruktide nagu intuitiivsete vastuste pidurdamise aspektide esilekutsumiseks.

Enesetõhususe skaala (*New General Self-Efficacy Scale (NGSE)*, Chen jt., 2001)

Üliõpilastele esitati 8 eneserefleksiooni sisaldavat väidet ning paluti vastuseid anda hinnanguliselt Likerti skaalal 1 = „üldse ei nõustu“ kuni 5 = „täiesti nõus“. Varasemate uuringute põhjal on NGSE skaalal kõrge sisemine ühtlus, Cronbachi alfa jääb tavaliselt vahemikku 0,85–0,91, mis kinnitab skaala usaldusväärsust üldise enesetõhususe mõõtmisel kõrghariduse kontekstis (Chen, Gully & Eden, 2001; Judge jt., 2003).

Järjepidevuse skaala (*The Attitude Towards Mathematics Survey (ATMS)*, Miller jt., 1996)

Püsivust mõõdeti ATMS püsivuse alamskaalaga, mis sisaldab 8 küsimust, näiteks „Kui mul on raskusi ülesande mõistmisega, süvenen sellesse uuesti, kuni ma sellest aru saan“. Kuigi ATMS tervikuna keskendub matemaatikale, viitavad järjepidevuse alamskaala punktid akadeemilisele järjepidevusele üldisemalt. Mõnda punkti muudeti, et need oleksid kõrghariduse kontekstis sobivamad. Täpsemalt eemaldati punktis 3 sõnad „õpikust“, punktis 6 muudeti sõnad „loodan, et õpetaja selgitab seda“ sõnadeks „loodan, et seda selgitatakse“ ja punktidest 2, 7 ja 8 eemaldati sõna „kodutöö“. Punkt 4 „Kui mul on raskusi kodutöö lahendamiseega õpikust, kopeerin vastuse raamatu tagaküljele, kui see on saadaval“ eemaldati, kuna muudatused oleksid originaalis toodud tähendust oluliselt muutnud. Kõik punktid peale 1 ja 7 on hinnatud vastupidiselt. Osalejatel paluti näidata Likerti skaalal 1 = „täiesti ei nõustu“ kuni 5 = „täiesti nõus“ oma nõusolekut iga väitega. Varasemate uuringute põhjal on leitud, et ATMS järjepidevuse alamskaala Cronbachi α jääb üldjuhul vahemikku 0,82–0,94, sõltuvalt uuringu kontekstist ja punktide kohandustest (Tapia, 1996). Kõrge α väärtus näitab skaala head sisemist ühtlust ning toetab selle kasutamist akadeemilise järjepidevuse hindamiseks kõrghariduse kontekstis.

Andmetöötlus

Käesoleva töö andmetöötluseks kasutati Microsoft Excel programmi 2019. aasta versiooni (Microsoft Corporation, 2019) ning jooniste ja andmeanalüüsi tegemiseks JASP programmi 0.95 versiooni (JASP Team, 2025). Valimi kirjeldusteks raporteeriti muutujate kirjeldavaid statistikuid. Kontrolliti kõikide tunnuste normaaljaotuslikkust, arvutades asümmeetriakordaja ja ekstsess (*skewness* ja *kurtosis*). Võttes kriteeriumiks, et asümmeetriakordaja ja ekstsess võiksid jääda vahemikku -1 ja 1. Faktoranalüüside eeltingimuste hindamiseks kasutati Kaiser–Meyer–Olkin (KMO) testi valimi adekvaatsuse hindamiseks ning Bartlett'i sfäärilisuse testi (kas uuritava tunnuse hajuvus on vaadeldavates populatsioonides samasugune või mitte), et kontrollida muutujatevaheliste korrelatsioonide sobivust faktoranalüüsi läbiviimiseks. KMO väärtusi vahemikus .70–.79 loeti heaks, .80–.89 väga heaks ning .90 ja kõrgemaid suurepäraseks. Faktorite arvu määramiseks kasutati paralleelanalüüsi ning faktorite eraldamiseks suurema tõepära meetodit (Maximum Likelihood). Faktorite pööramiseks rakendati kaldnurkset pööramismeetodit (oblimin), eeldades, et uuritavad psühholoogilised konstruktsioonid võivad olla

omavahel seotud. Faktorlaadungite piirmääraks määrati .40, millest madalama laadungiga väited jäeti edasistest analüüsides välja.

Analüütilise mõtlemise testi (CRT) puhul hinnati faktorstruktuuri eksploratiivselt, arvestades testi väiksust (sisaldas 3 teksülesannet) ja varasemat kirjandust, mis viitas selle piiratud sisemisele homogeensusele. Kuna ülesanded ei moodustanud ühtset latentset konstrukti, käsitleti neid edasistes analüüsides eraldi indikaatoritena.

Uurimistöö põhieesmärgi – matemaatikaärevuse seoste hindamise – saavutamiseks viidi läbi korrelatsioonianalüüs matemaatikaärevuse faktorite, analüütilise mõtlemise, enesetõhususe ja järjepidevuse vahel. Arvestades analüütilise mõtlemise ülesannete diskreetset jaotust, kasutati seoste hindamiseks Spearmani järjestuskorrelatsiooni. Statistilise olulisuse nivooks määrati $p < .05$.

Tulemused

Faktoranalüüsid

Matemaatikaärevuse Skaala (R-MARS) uuriv faktoranalüüs

Uuringus osalejate matemaatikaärevuse uurimise lihtsustamiseks teostati uuriv faktoranalüüs, et asendada küsimustiku 24 väidet väiksema hulga faktoritega. Analüüsi kaasati kõik 24 väidet, mida kasutati küsimustikus. Paralleelanalüüs soovitas uuriva faktoranalüüsi puhul kahe faktoriga struktuuri jaotades nendesse faktoritesse kokku 16 väidet. Faktorlaadungite piiriks määrati .40. 8 väidet jäeti analüüsist välja, sest faktorlaadungid olid seatud piirist madalamad. 16 - väitelise R-MARS faktorstruktuur on kuvatud Tabelis 1. KMO tulemus oli .909, mis on suurem kui 0.5, seega kasutatud andmed sobivad faktoranalüüsi ning vastavalt Bartletti testi tulemusele, mis on $p < .001$ sobitub valim läbi viidud analüüsiks, RMSEA indeks on .109 mis näitab, et mudel jääb sobivuselt piiri peale. Sobivuse piiriks on üldjuhul 0.1. Faktorid nimetati neisse kuuluvate väidete alusel: Faktor 1 “Matemaatikakursusega seotud olukord”, sisereliaablus Cronbach’s $\alpha = 0.92$ ja Faktor 2 “Matemaatikaoskuste omandamisega seotud olukord” sisereliaablus Cronbach’s $\alpha = 0.93$. Faktor 1 seletas matemaatikaärevuse väidete variatiivsusest 36,2% ja faktor 2 27,9 %, kumulatiivselt 64,1%.

Tabel 1

Matemaatikaärevuse skaala (R-MARS) uuriva faktoranalüüsi faktorlaadungid, Cronbach’i $\alpha = 0.92$

Väide	F 1	F 2	Jääk
6. Eelseisvale matemaatikatestile mõtlemine 1 päev varem	0.89		0.20
10. Ootamatu test matemaatikatunnis	0.88		0.38
7. Eelseisvale matemaatikatestile mõtlemine 1 tund varem	0.83		0.31
5. Eelseisvale matemaatikatestile mõtlemine 1 nädal varem	0.82		0.34
3. Kontrolltöö tegemine matemaatikakursusel	0.82		0.29

Matemaatikaärevuse skaala (R-MARS) uuriva faktoranalüüsi faktorlaadungid, Cronbach'i $\alpha = 0.92$

Väide	F 1	F 2	Jääk
4. Lõpueksami tegemine matemaatikakursusel	0.78		0.42
1. Matemaatikatestiks õppimine	0.69		0.32
2. Ülikooli sisseastumiseksami matemaatikaosa sooritamine	0.63		0.47
9. Lõpliku matemaatikahinde saamine	0.51		0.71
20. Matemaatikatundi sisse astumine	0.46		0.55
14. Lahendamiseks antakse hulk korrutamisesandeid		0.96	0.14
15. Lahendamiseks antakse hulk jagamisülesandeid		0.93	0.20
12. Lahendamiseks antakse hulk liitmisülesandeid		0.92	0.23
13. Lahendamiseks antakse hulk lahutamisesandeid		0.92	0.21
17. Kui vaatan õpetajat algebralist võrrandist tahvil lahendamas		0.67	0.32
19. Kui kuulan teist tudengit matemaatikavalemit selgitamas		0.51	0.57

Märkused. Faktorite eraldamiseks suurema tõepära meetod (maximum likelihood); kaldsuunaline (oblimin) pööramine.

F1 kirjeldus – Matemaatikakursusega seotud olukord

F2 kirjeldus - Matemaatikaoskuste omandamisega seotud olukord

Analüütilise mõtlemise Skaala (CRT) uuriv faktoranalüüs

Analüütilise mõtlemise mõõtevahendi struktuuri hindamiseks viidi läbi uuriv faktoranalüüs (Exploratory Factor Analysis, EFA), kasutades Cognitive Reflection Testi (CRT) kolme ülesannet, mille skaalad eelnevalt kooskõlla viidi. KMO väärtus oli .58, mis viitab piiripealsele valimi adekvaatsusele. Bartletti sfäärilisuse testi väärtus $p = .041$ kinnitas, et muutujatevahelised korrelatsioonid on piisavad faktoranalüüsi teostamiseks. Paralleelanalüüs ja omaväärtuste analüüs viitasid ühefaktorilisele lahendusele. Kaks ülesannet (CRT 2 ja CRT 1) laadusid samale faktorile mõõdukalt kuni tugevalt (vastavalt 0.72 ja 0.58), samas kui ülesanne CRT 3 ei saavutanud määratud piirmäära. Need tulemused ei toeta eeldust, et CRT kolm ülesannet moodustaksid ühtse latentse konstrukti. Edasistes analüüsides käsitleti analüütilise mõtlemise konstrukti eraldi ülesannete kaupa. Analüüsides jäeti välja CRT 3, sest see ei ületanud faktorlaadungite olulisuse piirmäära.

Tabel 2

Analüütilise mõtlemise testi (CRT) uuriva faktoranalüüsi faktorlaadungid. Cronbach'i $\alpha = 0.37$

Ülesanne	FA 1	Jääk
CRT 2	0.72	0.47
CRT 1	0.57	0.66
CRT 3		0.88

Märkus. Faktorite eraldamiseks kasutati suurema tõepära meetod (maximum likelihood)

CRT 1: Marki ja Adami vanused kokku on 28 aastat. Mark on 20 aastat vanem kui Adam. Kui vana on Adam? Palun sisestage number.

CRT 2: Kui 10 printeril kulub 10 lehe printimiseks 10 sekundit, mitu sekundit kulub 50 printeril 50 lehe printimiseks? Palun sisestage number.

CRT 3: Leival on hallituslaik. Iga päev kahekordistub laigu suurus. Kui laigu täielikuks leivale katmiseks kulub 40 päeva, mitu päeva kulub, et katta pool leivast? Palun sisestage number.

Enesetõhususe Skaalat (NGSE) uuriv faktoranalüüs

Enesetõhususe testi dimensionaalsuse uurimiseks teostati uuriv faktoranalüüs. Analüüsi kaasati kõik 8 väidet, mida küsimustikus kasutati. KMO tulemus oli .92 mis on suurem kui .5, seega kasutatud andmed sobivad faktoranalüüsi ning vastavalt Bartletti testi tulemusele, mis on $p < .001$, sobitub valim läbi viidud analüüsiks. Paralleelanalüüs (*Parallel analysis based on PC*) näitas, et test on ühefaktoriline. Kõik väited koormusid faktorile oluliselt (0.72-0.85 vt. Tabel 3), mis viitab sellele, et iga väide mõõdab sama latentset konstrukti. Enesetõhusust hindava testi (NGSE) faktorstruktuur on kuvatud Tabelis 3. Faktor 1 omaväärtus oli 4.94, selgitades 61.8% kogu variatiivsusest. Testi sisemiseks reliaabluseks hinnati Cronbach'i $\alpha = 0.94$, näidates head usaldusväärsust.

Tabel 3

Enesetõhususe skaala (NGSE) uuriva faktoranalüüsi faktorlaadungid, Cronbach'i $\alpha = 0.94$

Väide	F 1	Jääk
5. Ma suudan edukalt ületada palju väljakutseid	0.85	0.27
4. Usun, et suudan õnnestuda peaaegu igas ettevõtmises, millele keskendun	0.84	0.28
1. Ma suudan saavutada enamik eesmärke, mille olen endale seadnud	0.80	0.34
6. Olen kindel, et suudan tõhusalt toime tulla paljude erinevate ülesannetega	0.79	0.37
2. Rasketes ülesannetes olles, olen kindel, et suudan need täita	0.76	0.41

Enesetõhususe skaala (NGSE) uuriva faktoranalüüsi faktorlaadungid, Cronbach'i $\alpha = 0.94$

Väide	F 1	Jääk
8. Isegi kui olukord on raske, suudan päris hästi toime tulla	0.75	0.43
7. Võrreldes teiste inimestega suudan enamikke ülesandeid väga hästi teha	0.73	0.45
3. Üldiselt arvan, et suudan saavutada tulemusi, mis on mulle olulised	0.72	0.47

Märkused. Faktorite eraldamiseks kasutati suurema tõepära meetod (maximum likelihood).

Järjepidevuse Skaala (ATMS) uuriv faktoranalüüs

Järjepidevuse testi dimensionaalsuse uurimiseks teostati uuriv faktoranalüüs. Analüüsi kaasati kõik 7 väidet, mida küsimustikus kasutati. KMO väärtus oli .70, mis on suurem kui 0.5, seega kasutatud andmed sobivad faktoranalüüsi ning vastavalt Bartletti testi tulemusele, mis on $p < .001$, sobitub valim läbi viidud analüüsiks. Muutujatevahelised korrelatsioonid on piisavad faktoranalüüsi teostamiseks. Järjepidevuse testi (ATMS) faktorstruktuur on kuvatud Tabelis 4. Kõik väited peale 2.r ja 4.r koormusid faktorile vahemikus 0.40-0.80. Väidete 2.r ja 4.r faktorlaadungid jäid piirmäärast allapoole. Mis viitab sellele, et need väited ei mõõtnud olulisel määral latentset konstrukti. Faktor 1 omaväärtus oli 2.1, selgitades 31.3% kogu variatiivsusest. Testi sisemiseks reliaabluseks hinnati Cronbach'i $\alpha = 0.71$, näidates antud uuringu piisavat usaldusväärsust.

Tabel 4

Järjepidevuse Skaala (ATMS) uuriva faktoranalüüsi faktorlaadungid, Cronbach'i $\alpha = 0.71$

Väide	FA 1	Jääk
6. Kui kohtan keerulist probleemi, jätkan tööd, kuni arvan, et olen selle lahendanud	0.80	0.35
7.r Kui kohtan keerulist probleemi, annan tavaliselt alla ja lähen järgmise ülesande juurde	0.77	0.40
1. Kui mul on raske midagi mõista, süvenen uuesti, kuni saan aru	0.66	0.55
3.r Kui mul on raske probleemi lahendada, kipun rohkem vastust arvama kui näiteid vaatama ja ise lahendust leidma	0.45	0.79
5.r Kui loen midagi, mis ei tundu loogiline, jätan selle vahele ja loodan, et see selgitatakse tunnis	0.40	0.83
2.r Püüan ülesanded võimalikult kiiresti lõpetada, neid üle kontrollimata		0.90
4.r Kui mul on raske probleemi lahendada, püüan leida kedagi, kes selle minu eest lahendab		0.96

Järjepidevuse Skaala (ATMS) uuriva faktoranalüüsi faktorlaadungid, Cronbach'i $\alpha = 0.71$

<i>Väide</i>	<i>FA 1</i>	<i>Jääk</i>
--------------	-------------	-------------

Märkused. Faktorite eraldamiseks kasutati suurema tõepära meetod (maximum likelihood);

Kirjeldav statistika

Tabelis 5 on esitatud kõigi 5 latentse muutuja kirjeldav statistika. Latentseteks muutujateks on F1 matemaatikakursusega seotud olukord, F2 matemaatikaoskuste omandamisega seotud olukord, enesetõhusus, järjepidevus, analüütilise mõtlemise ülesanne CRT1 ja analüütilise mõtlemise ülesanne CRT2. Latentsed muutujad F1 ja F2 on moodustatud uurivast faktoranalüüsist, kus erinevad küsimused matemaatikakursuse ja matemaatikaoskuste omandamise kontekstis koondati vastavateks faktoriteks. F1 ja F2 väärtused on iga osaleja punktide keskmine vastavatest alampunktidest, mis laadusid vastavale faktorile.

Analüütiline mõtlemine esindab CRT ülesannete (CRT1 ja CRT2) tulemust, kus iga ülesanne käsitleti eraldi indikaatorina. Enesetõhusus ja järjepidevus on samuti moodustatud vastavatest skaala küsimustest, kus igast alampunktist saadud skooride keskmine moodustab vastava latentse muutuja väärtuse.

Tabel 5

Alaskaalade kirjeldav statistika

Muutuja	Keskmine	Standardhälve	Asümmeetria-kordaja	Järsakus-aste	Min	Max
F1	2.85	1.06	-0.62	-0.30	0.20	4.40
F2	1.69	0.86	0.99	0.46	0.50	4.33
Enesetõhusus	3.51	0.77	-0.74	1.07	1.00	5.00
Järjepidevus	3.45	0.67	-0.08	-0.34	1.80	5.00
CRT1	1.32	0.52	0.24	-0.79	0.00	2.00
CRT2	1.65	0.55	-1.28	0.72	0.00	2.00

Märkused: F1 matemaatikakursusega seotud olukord F2 matemaatikaoskuste omandamisega seotud olukord, CRT1 analüütiline mõtlemise ülesanne 1, CRT2 analüütilise mõtlemise ülesanne 2

Korrelatsioonianalüüs

Seoste hindamiseks kasutati Spearmani järjestuskorrelatsiooni, kuna CRT ülesannete jaotus oli diskreetne. Muutujate FA1- matemaatikakursuse olukord, FA2- matemaatikaoskuste omandamise olukord, analüütilise mõtlemise ülesanne CRT1 ja analüütilise mõtlemise ülesanne CRT2, enesetõhususe ja järjepidevuse vaheliste seoste hindamiseks läbi viidud Spearmani korrelatsioonianalüüs näitas, et matemaatikaärevuse faktorid F1 ja F2 olid omavahel mõõdukalt seotud ($\rho = 0.59$, $p < .001$), mis kinnitab, et mõõdeti sarnast konstrukti. Hüpoteesi, et matemaatikaärevus on

negatiivselt seotud analüütilise mõtlemise (CRT1 ja CRT2), enesetõhususe ja järjepidevusega toetati osaliselt:

- 1) F1 ja F2 olid nõrgalt kuni mõõdukalt negatiivselt seotud järjepidevusega (F1: $\rho = -0.23$, $p = .04$; F2: $\rho = -0.29$, $p < .01$).
- 2) F1 ja F2 ei olnud statistiliselt olulises seoses enesetõhususega ($\rho = -0.13$ / -0.06 , $p > .05$) ning CRT analüütilise mõtlemise ülesannetega (F1 - CRT1: $\rho = -0.10$ / CRT2: $\rho = -0.20$ ja F2 - CRT1: $\rho = -0.01$ / CRT2: $\rho = -0.16$, $p > .05$).
- 3) CRT ülesanded olid omavahel mõõdukalt korreleeritud ($\rho = 0.29$, $p < .01$), kuid ei seostunud olulisel määral matemaatikaärevuse, enesetõhususe ega järjepidevusega.

Kõikide korrelatsioonide tulemused on esitatud tabelis 6.

Tabel 6

Spearmani korrelatsioonianalüüs

Muutu- jad		F1	F2	Enese- tõhusu s	Järje- pidevus	CRT1	CRT2
F1	Spearman's rho	—					
F2	Spearman's rho	0.59***	—				
Enese- tõhusus	Spearman's rho	-0.13	-0.06	—			
Järje- pidevus	Spearman's rho	-0.23*	-0.29**	0.28*	—		
CRT1	Spearman's rho	-0.10	-0.01	0.03	0.15	—	
CRT2	Spearman's rho	-0.20	-0.16	-0.19	0.18	0.29**	—

Statistiliselt olulised seosed märgitud tabelis: $p < .05$ (), $*p < .01$ (**)*

Arutelu

Käesoleva uurimistöö üheks keskseks eesmärgiks oli hinnata matemaatikaärevuse struktuur sotsiaalteaduste tudengite valimis. Tulemused näitasid, et matemaatikaärevus kujuneb kahest omavahel mõõdukalt seotud faktorist: matemaatikakursusega seotud olukorrad ning matemaatikaoskuste omandamisega seotud olukorrad. Selline kahedimensionaalne struktuur toetab varasemaid käsitusi, mille kohaselt matemaatikaärevus ei ole ühtne konstruktsioon, vaid hõlmab nii soorituse ja hindamisega seotud situatsioone kui ka konkreetseid kognitiivseid tegevusi, nagu arvutamine ja probleemilahendus (Ashcraft, 2002; Baloglu & Zelhart, 2007; Richardson & Suinn, 1972).

Eriti oluline on asjaolu, et matemaatikakursusega seotud ärevus oli sotsiaalteaduste tudengite valimis selgelt eristatav matemaatikaoskuste omandamisega seotud ärevusest. See viitab, et matemaatikaärevuse kogemus võib selles sihtrühmas olla enam seotud hindamissituatsioonide, eksamite ja kursuse läbimisega kui otseselt matemaatilise sisu mõistmisega. Selline tulemus on kooskõlas varasemate uuringutega, mis on näidanud, et matemaatikaärevus avaldub eriti tugevalt olukordades, kus kaasneb soorituspinge ja sotsiaalne võrdlus (Wigfield & Meece, 1988).

Kahe faktori eristumine toetab seisukohta, et matemaatikaärevuse uurimisel täiskasvanute ja üliõpilaste seas on oluline arvestada õppimise kontekstiga. Sotsiaalteaduste tudengite puhul ei ole matemaatika enamasti eriala keskne osa, vaid pigem instrumentaalne ja sageli vältimatu õppekava element, mis võib võimendada kursuse- ja hindamissituatsioonidega seotud ärevust (Ashcraft & Ridley, 2005).

Uuringu tulemused näitasid, et matemaatikaärevuse ja analüütilise mõtlemise vahel ei ilmnunud statistiliselt olulist seost. See tulemus erineb mitmetest varasematest uuringutest, mille kohaselt matemaatikaärevus piirab töömälu ressursse ning vähendab analüütilist sooritusvõimet, eriti arvutamist nõudvates ülesannetes (Ashcraft & Kirk, 2001; DeCaro jt., 2010).

Tulemuste tõlgendamisel tuleb siiski arvesse võtta kasutatud mõõtevahendi eripära. Analüütilist mõtlemist mõõdeti Cognitive Reflection Testi (CRT) abil, mis koosneb piiratud arvust matemaatikaspetsiifilistest tekstülesannetest ning keskendub intuitiivsete vastuste pidurdamisele (Frederick, 2005; Evans & Stanovich, 2013). Kolmest ülesandest koosnev test võis olla ebapiisava tundlikkusega, et tabada matemaatikaärevuse mõju analüütilistele protsessidele heterogeenses tudengivalimis.

Lisaks on varasem kirjandus rõhutanud, et matemaatikaärevuse mõju kognitiivsele sooritusele avaldub kõige selgemini olukordades, kus kognitiivne koormus ja emotsionaalne pinge on kõrged (Ashcraft, 2002). Käesolevas uuringus kasutatud lühike ja kontekstist eraldatud test ei pruukinud sellist pingeseisundit piisavalt esile kutsuda. Seega võib seose puudumine viidata pigem metodoloogilistele piirangutele kui teoreetilise seose puudumisele.

Uuringu tulemused näitasid, et matemaatikaärevus ei olnud statistiliselt olulises seoses üldise enesetõhususega. See tulemus erineb varasematest uuringutest, mis on leidnud tugeva pöördvõrdelise

seose matemaatikaärevuse ja matemaatikaspetsiifilise enesetõhususe vahel (Cooper & Robinson, 1991; Lee, 2009).

Saadud tulemus on siiski kooskõlas Bandura (1977) ja Pajarese (1996, 2002) käsitlustega, mille kohaselt on enesetõhusus kontekstispetsiifiline konstrukt. Käesolevas uuringus kasutatud üldise enesetõhususe skaala (NGSE) võib sotsiaalteaduste tudengite puhul peegeldada eeskätt toimetulekut mitte-matemaatilistes akadeemilistes olukordades. Seetõttu ei pruugi matemaatikaärevus üldist enesetõhusust oluliselt mõjutada.

See tulemus viitab, et matemaatikaärevuse mõju enesetõhususele võib avalduda kitsamalt matemaatikaga seotud uskumustes, mida käesolevas uuringus ei hinnatud. Varasemad uuringud on samuti näidanud, et indiviid võib kogeda tugevat ärevust spetsiifilises valdkonnas, säilitades samal ajal kõrge üldise enesetõhususe taseme (Lane & Lane, 2001).

Uuringu tulemused näitasid, et matemaatikaärevus on statistiliselt olulises negatiivses seoses järjepidevusega. See tulemus on kooskõlas varasemate uuringutega, mis kirjeldavad matemaatikaärevust vältimiskäitumist ja pingutuste vähendamist soodustava tegurina (Ashcraft, 2002; Wigfield & Meece, 1988).

Yu jt. (2021) leidsid, et matemaatikaspetsiifiline järjepidevus vahendab matemaatikaärevuse ja matemaatilise soorituse vahelist seost. Käesoleva uuringu tulemused toetavad seda järeldust kaudselt, näidates, et matemaatikaärevuse mõju avaldub sotsiaalteaduste tudengite puhul eeskätt käitumuslikul tasandil, isegi siis, kui seosed kognitiivsete või uskumuslike konstruktsioonidega ei ilmne.

Sotsiaalteaduste tudengite kontekstis võib see seos olla eriti väljendunud, kuna matemaatika ei ole sageli seotud erialase identiteedi ega sisemise motivatsiooniga (Wigfield & Eccles, 2000). Sellisel juhul võib matemaatikaärevus viia kiiremini ülesannetest loobumiseni või minimaalsete pingutuste strateegiate kasutamiseni, mis omakorda piirab oskuste arengut.

Käesoleva uuringu tulemuste tõlgendamisel tuleb arvestada mitmete metodoloogiliste piirangutega. Esiteks võivad kasutatud mõõtevahendid – lühike CRT ja üldise enesetõhususe skaala – piirata seoste tuvastamise tundlikkust. Teiseks võib valimi spetsiifika mõjutada tulemuste üldistatavust.

Edasistes uuringutes oleks kooskõlas varasema kirjandusega (Pajares, 2002; Yu jt., 2021) soovitatav kasutada matemaatikaspetsiifilisi enesetõhususe mõõdikuid ning uurida järjepidevuse vahendavat rolli matemaatikaärevuse ja soorituse vahel ka suuremates ja mitmekesisemates üliõpilaste valimites.

Käesolev uurimistöö näitab, et matemaatikaärevus on sotsiaalteaduste tudengite seas mitmemõõtmeline nähtus, mis jaguneb matemaatikakursusega seotud ning matemaatikaoskuste omandamisega seotud komponentideks. Tulemused viitavad, et matemaatikaärevus antud uuringus ei ole otseselt seotud analüütilise mõtlemise ega üldise enesetõhususega, kuid on oluliselt seotud järjepidevusega. See osutab, et matemaatikaärevuse mõju avaldub eeskätt käitumuslikul tasandil, mõjutades õppijate püsivust ja valmisolekut pingutada. Tulemused rõhutavad vajadust käsitleda matemaatikaärevust kontekstipõhiselt ning toetada üliõpilaste püsivust matemaatikaga seotud õpisisituatsioonides.

Kasutatud kirjanduse loetelu

- Alexander, P. A., & Winne, P. H. (2006). *Handbook of educational psychology* (pp. 287–303). Routledge.
- Amer, A. (2005). *Analytical Thinking*. Pathways to Higher Education.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (5-TR). American Psychiatric Association.
- Ashcraft, M. H. (2002). Math Anxiety: Personal, Educational, and Cognitive Consequences. *Current Directions in Psychological Science*, 11(5), 181–185. <https://doi.org/10.1111/1467-8721.00196>
- Autor, D. H., Levy, F., & Murnane, R. J. (2003). The Skill Content of Recent Technological Change: an Empirical Exploration. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1279–1333. <https://doi.org/10.1162/003355303322552801>
- Bandelow, B., & Michaelis, S. (2015). Epidemiology of Anxiety Disorders in the 21st Century. *Dialogues in Clinical Neuroscience*, 17(3), 327–335. <https://doi.org/10.31887/dcns.2015.17.3/bbandelow>
- Barkley, R. A. (1997). *ADHD and the nature of self-control*. Guilford Press.
- Barroso, C., Ganley, C. M., McGraw, A. L., Geer, E. A., Hart, S. A., & Daucourt, M. C. (2021). A meta-analysis of the relation between math anxiety and math achievement. *Psychological Bulletin*, 147(2). <https://doi.org/10.1037/bul0000307>
- Beilock, S. L., Gunderson, E. A., Ramirez, G., & Levine, S. C. (2010). Female teachers' math anxiety affects girls' math achievement. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 107(5), 1860–1863. <https://doi.org/10.1073/pnas.0910967107>
- Brandt, C. (2024, July 10). *Teaching & Assessing Analytical Thinking* | Center for Assessment. Center for Assessment. <https://www.nciea.org/blog/analytical-thinking-as-a-21st-century-skill>
- Bussey, K., & Bandura, A. (1984). Influence of gender constancy and social power on sex-linked modeling. *Journal of Personality and Social Psychology*, 47(6), 1292–1302. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.47.6.1292>
- Cattell, R. B., & Scheier, I. H. (1960). Stimuli related to stress, neuroticism, excitation, and anxiety response patterns: Illustrating a new multivariate experimental design. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 60(2), 195–204. <https://doi.org/10.1037/h0046347>
- Chen, G., Gully, S. M., & Eden, D. (2001). Validation of a New General Self-Efficacy Scale. *Organizational Research Methods*, 4(1), 62–83. <https://doi.org/10.1177/109442810141004>
- Chen, P. P. (2003). Exploring the accuracy and predictability of the self-efficacy beliefs of seventh-grade mathematics students. *Learning and Individual Differences*, 14(1), 77–90. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2003.08.003>
- Cheng, D., Ren, B., Yu, X., Wang, H., Chen, Q., & Zhou, X. (2022). Math anxiety as an independent

- psychological construct among social-emotional attitudes: An exploratory factor analysis. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1517(1), 191–202.
<https://doi.org/10.1111/nyas.14902>
- Crocq, M.-A. (2015). A history of anxiety: From Hippocrates to DSM. *Dialogues in Clinical Neuroscience*, 17(3), 319–325. <https://doi.org/10.31887/dens.2015.17.3/macrocq>
- De Neys, W. (2012). Bias and Conflict. *Perspectives on Psychological Science*, 7(1), 28–38.
<https://doi.org/10.1177/1745691611429354>
- DeCaro, M. S., Rotar, K. E., Kendra, M. S., & Beilock, S. L. (2010). Diagnosing and alleviating the impact of performance pressure on mathematical problem solving. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 63(8), 1619–1630. <https://doi.org/10.1080/17470210903474286>
- Devine, A., Fawcett, K., Szűcs, D., & Dowker, A. (2012). Gender differences in mathematics anxiety and the relation to mathematics performance while controlling for test anxiety. *Behavioral and Brain Functions*, 8(1), 33. <https://doi.org/10.1186/1744-9081-8-33>
- Dowker, A., Bennett, K., & Smith, L. (2012). Attitudes to Mathematics in Primary School Children. *Child Development Research*, 2012(Article ID 124939), 1–8.
<https://doi.org/10.1155/2012/124939>
- Dowker, A., Sarkar, A., & Looi, C. Y. (2016). Mathematics Anxiety: What Have We Learned in 60 Years? *Frontiers in Psychology*, 7(508), 1–16. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00508>
- Dreger, R. M., & Aiken, L. R., Jr. (1957). The identification of number anxiety in a college population. *Journal of Educational Psychology*, 48(6), 344–351.
<https://doi.org/10.1037/h0045894>
- Else-Quest, N. M., Hyde, J. S., & Linn, M. C. (2010). Cross-national patterns of gender differences in mathematics: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 136(1), 103–127.
<https://doi.org/10.1037/a0018053>
- Frederick, S. (2005). Cognitive Reflection and Decision Making. *Journal of Economic Perspectives*, 19(4), 25–42. <https://doi.org/10.1257/089533005775196732>
- Galotti, K. M. (2015). *Cognitive Development*. SAGE Publications.
- Ganley, C. M., & Vasilyeva, M. (2014). The role of anxiety and working memory in gender differences in mathematics. *Journal of Educational Psychology*, 106(1), 105–120.
<https://doi.org/10.1037/a0034099>
- Gigerenzer, G., & Gaissmaier, W. (2011). Heuristic Decision Making. *Annual Review of Psychology*, 62(1), 451–482. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-120709-145346>
- Greiff, S., Wüstenberg, S., Goetz, T., Vainikainen, M.-P., Hautamäki, J., & Bornstein, M. H. (2015). A longitudinal study of higher-order thinking skills: working memory and fluid reasoning in childhood enhance complex problem solving in adolescence. *Frontiers in Psychology*, 6.
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01060>
- Harari, R. R., Vukovic, R. K., & Bailey, S. P. (2013). Mathematics Anxiety in Young Children: An

- Exploratory Study. *The Journal of Experimental Education*, 81(4), 538–555.
<https://doi.org/10.1080/00220973.2012.727888>
- Hyde, J. S. (2005). The Gender Similarities Hypothesis. *The American Psychologist*, 60(6), 581–592.
<https://doi.org/10.1037/0003-066X.60.6.581>
- Joormann, J. (2004). Attentional bias in dysphoria: The role of inhibitory processes. *Cognition & Emotion*, 18(1), 125–147. <https://doi.org/10.1080/02699930244000480>
- Judge, T. A., Erez, A., Bono, J. e., & Thoresen, C. J. (2003). The core self-evaluations scale: Development of a measure. *Personnel Psychology*, 56(2), 303–331.
<https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.2003.tb00152.x>
- Kahneman, D. (2011). *Thinking, fast and slow*. Allen Lane.
- Kikas, E., Mädamürk, K., & Palu, A. (2019). What role do comprehension-oriented learning strategies have in solving math calculation and word problems at the end of middle school? *British Journal of Educational Psychology*, 90(S1), 105–123. <https://doi.org/10.1111/bjep.12308>
- Lane, J., & Lane, A. (2001). Self-efficacy and academic performance. *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 29(7), 687–693.
<https://doi.org/10.2224/sbp.2001.29.7.687>
- Miller, H., & Bichsel, J. (2004). Anxiety, working memory, gender, and math performance. *Personality and Individual Differences*, 37(3), 591–606.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2003.09.029>
- Miller, R. B., Greene, B. A., Montalvo, G. P., Ravindran, B., & Nichols, J. D. (1996). Engagement in Academic Work: The Role of Learning Goals, Future Consequences, Pleasing Others, and Perceived Ability. *Contemporary Educational Psychology*, 21(4), 388–422.
<https://doi.org/10.1006/ceps.1996.0028>
- Miyake, A., & Friedman, N. P. (2012). The Nature and Organization of Individual Differences in Executive Functions. *Current Directions in Psychological Science*, 21(1), 8–14.
<https://doi.org/10.1177/0963721411429458>
- OECD. (2012). *Better Skills, Better Jobs, Better Lives* (pp. 10–12). OECD.
<https://doi.org/10.1787/9789264177338-en>
- Pajares, F. (1996). Self-Efficacy Beliefs in Academic Settings. *Review of Educational Research*, 66(4), 543–578. <https://doi.org/10.3102/00346543066004543>
- Pajares, F. (2002). Gender and Perceived Self-Efficacy in Self-Regulated Learning. *Theory into Practice*, 41(2), 116–125. https://doi.org/10.1207/s15430421tip4102_8
- Putra, K. A., Prasetyo, C. E., & Sianipar, A. (2023). Inhibition on irrelevant negative information alleviates the mediating role of psychological distress in the association between trait rumination and symptoms of depression and anxiety. *Cogent Psychology*, 10(1).
<https://doi.org/10.1080/23311908.2023.2228556>
- Qolfathiriyus, A., Sujadi, I., & Indriati, D. (2019). Characteristic profile of analytical thinking in

- mathematics problem solving. *Journal of Physics: Conference Series*, 1157, 032123.
<https://doi.org/10.1088/1742-6596/1157/3/032123>
- Robert, M., & Savoie, N. (2006). Are there gender differences in verbal and visuospatial working-memory resources? *European Journal of Cognitive Psychology*, 18(3), 378–397.
<https://doi.org/10.1080/09541440500234104>
- Rossi, S., Xenidou-Dervou, I., Simsek, E., Artemenko, C., Daroczy, G., Nuerk, H., & Cipora, K. (2022). Mathematics–gender stereotype endorsement influences mathematics anxiety, self-concept, and performance differently in men and women. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1513(1). <https://doi.org/10.1111/nyas.14779>
- Rozgonjuk, D., Kraav, T., Mikkor, K., Orav-Puurand, K., & Täht, K. (2020). Mathematics anxiety among STEM and social sciences students: the roles of mathematics self-efficacy, and deep and surface approach to learning. *International Journal of STEM Education*, 7(1).
<https://doi.org/10.1186/s40594-020-00246-z>
- Rusou, Z., Zakay, D., & Usher, M. (2013). Pitting intuitive and analytical thinking against each other: The case of transitivity. *Psychonomic Bulletin & Review*, 20(3), 608–614.
<https://doi.org/10.3758/s13423-013-0382-7>
- Sai, H. (2022). Matemaatikaärevuse seos testiärevuse ja sotsiaalärevusega. *Tartu Ülikool*.
- Sagarduy, A., Arrieta, N., & Antón, A. (2024). A Bibliometric Study on Mathematics Anxiety in Primary Education. *Education Sciences*, 14(7), 678–678.
<https://doi.org/10.3390/educsci14070678>
- Schunk, D. H. (1984). Self-efficacy perspective on achievement behavior. *Educational Psychologist*, 19(1), 48–58. <https://doi.org/10.1080/00461528409529281>
- Shenhav, A., Rand, D. G., & Greene, J. D. (2012). Divine intuition: Cognitive style influences belief in God. *Journal of Experimental Psychology: General*, 141(3), 423–428.
<https://doi.org/10.1037/a0025391>
- Stajkovic, A. D., & Luthans, F. (1998). Self-efficacy and work-related performance: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 124(2), 240–261. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.124.2.240>
- Stanovich, K. E., West, R. F., & Toplak, M. E. (2011). The complexity of developmental predictions from dual process models. *Developmental Review*, 31(2-3), 103–118.
<https://doi.org/10.1016/j.dr.2011.07.003>
- Suinn, R. M., Edie, C. A., Nicoletti, J., & Spinelli, P. R. (1972). The MARS, a measure of mathematics anxiety: Psychometric data. *Journal of Clinical Psychology*, 28(S3), 373–375.
[https://doi.org/10.1002/1097-4679\(197207\)28:3+%3C373::aid-jclp2270280320%3E3.0.co;2-c](https://doi.org/10.1002/1097-4679(197207)28:3+%3C373::aid-jclp2270280320%3E3.0.co;2-c)
- Szczygieł, M. (2020). When does math anxiety in parents and teachers predict math anxiety and math achievement in elementary school children? The role of gender and grade year. *Social Psychology of Education*, 23(4). <https://doi.org/10.1007/s11218-020-09570-2>
- Tapia, M. (1996). The Attitudes Toward Mathematics Instrument. *University of Alabama*, 1–19.

- Valle, T. M., Gómez-Ariza, C. J., & Bajo, M. T. (2019). Inhibitory control during selective retrieval may hinder subsequent analogical thinking. *PLOS ONE*, *14*(2), e0211881. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0211881>
- Vancouver, J. B. (2006). When self-efficacy negatively relates to motivation and performance in a learning context. *Journal of Applied Psychology*, *91*(5). <https://doi.org/10.1037/0021-9010.91.5.1146>
- Wang, Z., Hart, S. A., Kovas, Y., Lukowski, S., Soden, B., Thompson, L. A., Plomin, R., McLoughlin, G., Bartlett, C. W., Lyons, I. M., & Petrill, S. A. (2014). Who is afraid of math? Two sources of genetic variance for mathematical anxiety. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, *55*(9), 1056–1064. <https://doi.org/10.1111/jcpp.12224>
- Wigfield, A., & Meece, J. L. (1988). Math anxiety in elementary and secondary school students. *Journal of Educational Psychology*, *80*(2), 210–216. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.80.2.210>
- Williams, K., Sonia, & English, L. D. (2024). Profiles of general, test, and mathematics anxiety in 9- and 12-year-olds: relations to gender and mathematics achievement. *Mathematics Education Research Journal*, *37*, 161–186. <https://doi.org/10.1007/s13394-024-00485-1>
- Yu, Y., Hua, L., Feng, X., Wang, Y., Yu, Z., Zi, T., Zhao, Y., & Li, J. (2021). True Grit in Learning Math: The Math Anxiety-Achievement Link Is Mediated by Math-Specific Grit. *Frontiers in Psychology*, *12*. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.645793>
- Zhang, X., Nurmi, J.-E., Kiuru, N., Lerkkanen, M.-K., & Aunola, K. (2011). A teacher-report measure of children's task-avoidant behavior: A validation study of the Behavioral Strategy Rating Scale. *Learning and Individual Differences*, *21*(6), 690–698. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2011.09.007>

Käesolevaga kinnitan, et olen korrektselt viidanud kõigile oma töös kasutatud teiste autorite poolt loodud kirjalikele töödele, lausetele, mõtetele, ideedele või andmetele.

Olen nõus oma töö avaldamisega Tartu Ülikooli digitaalarhiivis DSpace.

Deelia Pilve