

Tartu Ülikool
Sotsiaalteaduste valdkond
Psühholoogia instituut

Mari Kolk

MÕISTETE TUTTAVLIKKUSE JA OMA TEADMISTELE ANTUD HINNANGU SEOS
ÜLERAPORTEERIMISEGA FANTOOMKÜSIMUSTIKUS

Uurimistöö

Juhendaja: Kenn Konstabel, *PhD*

Jooksev pealkiri: Tuttavlikkuse ja pädevushinnangu seos üleraporteerimisega

Tartu 2021

**Mõistete tutvavlikkuse ja oma teadmiste antud hinnangu seosed üleraporteerimisega
fantoomküsimustikus**

Lühikokkuvõte

Fantoomküsimustiku meetod on üks võimalus sotsiaalse soovtavuse kalde tuvastamiseks enesekohastes küsimustikes. Üleraporteerimise küsimustikus (OCQ) tuleb vastajatel hinnata erinevate valdkondadega seotud mõistete tutvavlikkust, seejuures on osa mõisteid fantoomküsimused, see tähendab, et tegelikkuses neid ei eksisteeri. Käesoleva uurimistöö eesmärk oli kindlaks teha, kas üleraporteerimise taset mõjutab fantoommõistete sarnasus tegelike mõistetega ning vastaja poolt tajutud kompetentsus uuritavates teadmistevaldkondades. Uuringus osales 196 kaheteistkümnenda klassi õpilast, kes jaotati juhuslikult kahe testiversiooni vahel. Selgus, et üleraporteerimise määr oli kõrgem juhul, kui fantoommõisted sarnanesid reaalsele mõistetele, võrreldes olukorraga, kus need olid selgelt eristatavad. Kõigi teadmiskategooriate üleraporteerimise määr oli positiivses korrelatsioonis iseenda teadmiste antud hinnanguga. Üleraporteerimise seosed vastajate tegelike teadmistega olid kas negatiivsed või statistiliselt ebaolulised.

Märksõnad: *sotsiaalse soovtavuse kalle, fantoomküsimustik, üleraporteerimine, OCQ, tutvavlikkus, tajutud kompetentsus*

**The associations between items' familiarity and self-perceived expertise and overclaiming
in phantom questionnaires**

Abstract

The phantom questionnaire method is one way to detect social desirability bias in self-reported questionnaires. The overclaiming questionnaire (OCQ) asks respondents to rate the familiarity of items from different categories and some of these items are phantom questions, meaning that they do not exist in reality. The aim of this research was to investigate if the level of overclaiming is affected by phantom items' similarity with real items, and respondent's self perceived expertise in investigated knowledge domains. 196 twelfth-graders participated in the study, who were randomly assigned to one of the two questionnaire versions. The results showed that the overclaiming rate was higher when the phantom questions resembled existing items, compared to the condition where they were clearly different. Overclaiming in every knowledge domain was positively correlated with participants' ratings to their own knowledge level. Correlations between overclaiming and respondents' real knowledge level were negative or statistically insignificant.

Keywords: social desirability bias, phantom questionnaire, overclaiming, OCQ, familiarity, self-perceived expertise

Sageli on lihtsaim viis inimese kohta info saamiseks seda otse temalt endalt küsida. Sellise lähenemise kasuks räägib asjaolu, et keegi teine ei oma nii palju informatsiooni inimese iseloomu ja käitumise kohta erinevates olukordades ja enamasti nõustatakse meeleldi endast rääkima (Paulhus & Vazire, 2007). Seega on enesekohased mõõdikud psühholoogias üks enim kasutatavaid uurimismeetodeid. Ehkki enesekohastel küsimustikel on palju eeliseid nagu lihtsus, informatiivsus, madal kulukus ja kergesti interpreteeritavus, on neil ka omad nõrkused, üheks peamiseks probleemiks peetakse vastamiskaldeid nagu äärmuslik, nõustuv või sotsiaalselt soovitatav vastamine (Paulhus & Vazire, 2007). Oht, et uuritavad annavad kallutatud vastuseid, seab saadud info usaldusvääruse kahtluse alla ning seetõttu on oluline seda tegurit kontrolli all hoida.

Sotsiaalse soovitavuse kalle ja selle mõõtmine

Sotsiaalselt soovitatav vastamine on defineeritud kui tendents anda üleliia positiivseid enesekirjeldusi, seejuures saab eristada mainekujundust (teadlik püüdlus endast teiste silmis positiivsemat muljet luua) ja enesepettust (kallutatud vastuste andmine enesele teadvustamata) (Paulhus, 1984). Uuema käsitluse kohaselt jaguneb enesepettuse komponent veel kaheks alaskaalaks: võimendamine ehk positiivsete omaduste ülehindamine ja eitamine ehk negatiivsete omaduste vähendamine (Paulhus, 2002). On leitud, et inimesele iseenda ja teiste poolt antud hinnangud ei lange alati kokku ning inimestel on kalduvus omistada endale rohkem positiivseid ja vähem negatiivseid omadusi kui teistele (Brown, 1986). Seejuures võimendatakse enda juures enim just neid omadusi, mida indiviid tajub soovitamana, näiteks mida väärtuslikumaks omaduseks hindab vastaja ekstravertsust, seda ekstravertsem väidab ta ka end olevat (Ludeke et al., 2013).

Franzen & Mader (2019) toovad sotsiaalse soovitavuse kalde kontrollimiseks välja kolm peamist varianti: a) vältida tundlike teemade uurimisel küsimustike kasutamist või täiendada neist saadud informatsiooni objektiivselt vaadeldava informatsiooniga; b) teha vastamine võimalikult anonüümseks ja vähendada sõnastuse abil küsimuste tundlikkust; c) sotsiaalselt soovitavust mõõta. Kõige tavalisem mõõtmisviis on selleks otstarbeks välja töötatud küsimustikud. Samuti kasutatakse sotsiaalse soovitavuse näitajana seda, mil määral hindab vastaja end erinevates valdkondades “keskmisest inimesest” paremaks (Paulhus et al., 2003).

Enimlevinud sotsiaalse soovitatavuse mõõdikud on Crowne-Marlowe skaala (Crowne & Marlowe, 1960) ja BIDR (Balanced Inventory of Desirable Responding) skaala (Paulhus, 1988), mis mõlemad seisnevad enesekohaste väidete tõlevastavuse hindamises. Seda tüüpi skaalade probleemiks on asjaolu, et raske on kindlalt eristada enesevõimendamist tõesest informatsioonist - näiteks kui inimene väidab, et ei kasuta kunagi vandesõnu, siis on võimalik, et ta liialdab, samas pole välistatud, et see vastab tõe (Paulhus et al., 2003). Teine võimalus on enesekohaste hinnangute võrdlemine objektiivsete näitajatega, näiteks enda intelligentsusele antud hinnangu kõrvutamine intelligentsustesti skooriga (Paulhus et al., 1998). Selle meetodi puhul aga ei ole täielikku üksmeelt tulemuste interpreteerimise osas ning lisaks on kahte liiki andmete kogumine tihti ebapraktiline ja aeganõudev (Paulhus et al., 2003).

Üleraporteerimise meetod

Üheks alternatiivseks sotsiaalselt soovitava vastamise mõõtmisviisiks on signaalide avastamise teoorial (Tanner & Swets, 1954) põhinev üleraporteerimise (*overclaiming*) meetod, mille jaoks on välja töötatud mõõtevahend OCQ ehk *over-claiming questionnaire* (Paulhus et al., 2003). Erinevalt enesekohastest sotsiaalse soovitatavuse skaaladest on üleraporteerimise näol tegemist objektiivse mõõdikuga (Bing et al., 2011). Vastajatele esitatakse nimekiri erinevate valdkondadega seotud mõistetest ja palutakse hinnata nende tuttavlikkust, seejuures osa mõisteid on nn fantoomküsimused ehk väljamõeldud terminid, mida tegelikkuses ei eksisteeri. Signaalide avastamise teooria kohaselt saab vastused jaotada nelja kategooriasse: a) tabamused ehk õigete mõistete äratundmine; b) möödalasud ehk õigete mõistete tundmatuks märkimine; c) valehäired ehk väljamõeldud mõistete äratundmine; d) õiged tagasilükkamised ehk väljamõeldud mõistete tundmatuks märkimine. Antud meetod võimaldab hinnata nii teadmisi (reaalselt olemasolevate terminite tundmine) kui üleraporteerimist (osalejad väidavad end ära tundvat midagi, mida tegelikult olemas ei ole). On leitud, et üleraporteerimist esineb isegi juhul, kui vastajaid eelnevalt teavitatakse, et nimekirjas esineb väljamõeldud termineid (Paulhus et al., 2003).

Üleraporteerimise tehnika on leidnud erinevaid kasutusvõimalusi, näiteks kognitiivse võimekuse mõõtmise (Paulhus & Harms, 2004) ja akadeemiliste teadmiste testimise (Paulhus & Dubois, 2014) kontekstis, kus selle eelistena toodi välja lihtsus, ajaline efektiivsus, madal reaktiivsus ja rakendatavus erinevates teadmistevaldkondades. Muuhulgas on leitud, et

tulemusi ei mõjuta see, kas küsimustikku täidetakse järelvalve all või iseseisvalt kodus (Paulhus & Harms, 2004). Selle põhjal võib öelda, et test on sobilik ka internetipõhisteks uuringuteks. Samuti on kõnealust meetodit kasutatud isiksuseuuringutes, näiteks on leitud seos üleraporteerimise ja osade nartsissismi alaskaalade vahel (Grosz et al., 2017). Näide ebatavalisemast kasutusalaast on religiooniuuring, millest selgus, et usuteemaliste teadmiste võimendamine on võimaliku religiooniga seotud agressiivsuse (sh terrorismi toetamise) ennustajaks, samas kui tegelike teadmiste hulk oli agressiivsuse ilmingutega pigem negatiivses seoses (Jones et al., 2020). Üleraporteerimise tehnikat on kasutatud erinevates kultuuriruumides, üht selle skaaladest on PISA uuringu raames tõlgitud 64 erinevasse keelde (Vonkova et al., 2018). Paulhus et al. (2003) koostatud üleraporteerimise küsimustik OCQ-150 on eesti keelde kohandatud Tartu Ülikoolis 2012. aastal kaitstud seminaritöö raames (Toomela, 2012).

Üleraporteerimist mõjutavad tegurid

Oma teadmiste võimendamist mõjutavaid aspekte on palju uuritud. Esiteks saab välja tuua konkreetse katse situatsioonist tulenevad tegurid. Katseisikute vastuseid võivad mõjutada küsimuste sõnastus ja viis, kuidas neid esitatakse. On selgunud, et mida rohkem avaldatakse inimesele vastamiseks survet, seda tõenäolisemalt ta avaldab arvamust tegelikkuses mitte-eksisteeriva asja kohta, samas tehakse seda oluliselt vähem juhul, kui inimest teavitatakse võimalusest vastata “ei tea/ei oma arvamust” (Bishop et al., 1986). Garing (2013) tööst selgus, et üleraporteerimist suurendas ajalise surve avaldamine vastamise ajal. Üleraporteerimist vähendada, kuigi mitte täielikult elimineerida, on aidanud osalejate eelnev hoiatamine väljamõeldud mõistete esinemise suhtes (Calsyn, 2001; Paulhus et al., 2003). Bing et al. (2011) leidsid, et rolli mängib vastaja motivatsioon endast parem mulje jätta. Katsetingimuses, kus osalejad pidid küsimustiku täitmise ajal kujutlema, et nende testiskoorist sõltub soovitud ülikooli õppima pääsemine, oli üleraporteerimise määr kõrgem võrreldes tingimusega, kus paluti lihtsalt vastata võimalikult ausalt. Dunlop et al. (2019) said sarnaseid tulemusi seoses töökohale kandideerimisega, seda nii kujuteldavas kandideerimissituatsioonis kui olukorras, kus osalejad püüdsid ka tegelikult ülesande jaoks valituks osutada, kusjuures enim võimendati oma teadmisi just konkreetse tööga seotud mõistete hulgas, samas kui ülesande teemasse mittepuutuvates kategooriates olulist muutust ei esinenud.

Tulemusi võib mõjutada ka see, mil viisil on fantoommõisted koostatud ja kui suur on risk, et neid aetakse reaalsete mõistetega segamini. Franzen & Mader (2019) testisid oma töös, kas mitte-eksisteeriva mõiste tundmise raporteerimine võib tuleneda hoopis sellest, et see meenutab vastajale mõnd olemasolevat terminit ning selgus, et reaalsete terminitega sarnanevaid valemõisteid “tunti ära” oluliselt sagedamini kui erinevaid. Calsyn et al. (2001) uuringust aga tutvavlikkuse samasugust mõju ei ilmnenud, fantoomküsimustes tutvavlike elementide kombineerimisel üleraporteerimine hoopis vähenes. Autorid pakkusid põhjusena välja, et kuna kasutatud valenimetuste mõlemad osad olid katsealustele tuntud teistsugusest kontekstist, mõjusid need valesti kokkupanduna ebaloomulikumalt kui nimetused, mis tutvavaid elemente ei sisalda.

Subjektipoolsetest teguritest on üleraporteerimisega seostatud isiksuseomadusi nagu kõrgem avatus kogemustele (Dunlop et al., 2016) ning madalam neurootilisus (Toomela, 2012). Mõnel juhul on leitud, et mehed kalduvad oma teadmisi rohkem võimendama kui naised (Ziegler et al., 2013; Vonkova et al., 2020), kuid kõik uuringud seda ei kinnita (Ackerman & Ellingsen, 2014). Franzen & Mader (2019) pakkusid välja, et üleraporteerimise skoorid on eelkõige seotud vastaja teadmistega. Seevastu Clariana et al (2016) uuring seda ei kinnita, nad leidsid, et üleraporteerimise määr ei erinenud kooliastmete lõikes, samas kui õpilaste teadmised õpingute jooksul paranesid. Küll aga on leitud, et mida kompetentsemaks inimene ennast hindab, seda rohkem kaldub ta mitte-eksisteerivaid mõisteid tutvavaks märkima (Paulhus & Harms, 2004; Atir et al., 2015). Seejuures on ilmnenud, et leitud seosed on domeenispetsiifilised, näiteks kui vastaja peab oma ajalooteadmisi väga tugevaks, ennustab see kõrgemat üleraporteerimise määra just ajalooaga seotud mõistete hulgas (Atir et al., 2015).

Eesmärgid

Uurimistöö üheks eesmärgiks on koguda fantoomküsimustiku meetodil täiendavaid andmeid Eesti kultuuriruumist, mida praeguse seisuga leidub suhteliselt vähe. Lisaks soovitakse hinnata kasutatud testivariantide sobivust. Eelnevalt olemasolevat eestikeelset küsimustikku on antud töö jaoks täiendatud ja koostatud sellest kaks versiooni, seega sellisel kujul on test kasutusel esmakordselt.

Teiseks uuritakse, kas ja kuidas mõjutab vastamiskallet väljamõeldud mõistete sarnanemine tegelike mõistetega. Selle teguri mõju on siia maani vaadeldud vaid üksikud tööd, samuti on

erinevad uuringud andnud erinevaid tulemusi. Seetõttu ei määratletud siin hüpoteesi püstitades erinevuse suunda.

Kolmandaks tahetakse kindlaks teha, kas eri valdkondade mõistete üleraporteerimine seostub iseenda poolt tajutud kompetentsusega nendes valdkondades. Eelnevalt leitu põhjal võiks eeldada, et mida pädevamaks ennast mingil alal peetakse, seda rohkem kaldutakse oma teadmisi võimendama. Praegusel juhul on vaatluse all valdkonnad, mis on seotud üldhariduskoolis omandatavate teadmistega.

Hüpoteesid

Eesmärkidest tulenevalt püstitati järgmised hüpoteesid:

- 1) Üleraporteerimise määr on erinev tingimuses, kus fantoommõisted sarnanevad reaalsete mõistetega, võrreldes tingimusega, kus fantoommõisted on reaalsetest selgelt erinevad.
- 2) Üleraporteerimise määr igas teadmiskategoorias on positiivses seoses vastaja enda poolt tajutud kompetentsusega selles valdkonnas.

Meetod

Valim

Uurimistöö valimi moodustasid 196 Eesti keskkoolide lõpuklassi õpilast. Osalejate leidmiseks võeti meili teel ühendust 12. klasside klassijuhatajatega, kellel paluti veebipõhise küsimustiku link oma õpilastele edastada. Andmekogumine toimus 2020. aasta detsembris. Küsimustiku täitmist alustati 258 korral, kuid lõpuni vastajaid oli 196. Vastajate vanus jäi vahemikku 18-20 aastat ($M = 18,17$, $SD = 0,39$), neist 28,6% ($N = 56$) olid meessoost, 70,4% ($N = 138$) naissoost ja 1% ($N = 2$) valisid variandi "muu/ei soovi avaldada". 95% vastajatest ($N = 186$) märkis oma emakeeleks eesti keele. Kõigi küsimustiku lõpuni täitnud õpilaste andmed kaasati andmeanalüüsisesse.

Katsematerjal

Küsimustiku koostamisel võeti aluseks Toomela (2012) eesti keelde kohandatud variant OCQ-150 -st, mis koosnes seitsmest küsimusteplokist, neist igaüks sisaldas 15 mõistet või isikut, mille seas omakorda oli kolm fantoomküsimust ehk väljamõeldud mõistet. Küsimusteplokkide kategooriateks olid füüsika mõisted, füüsikaharud, keeleteaduse mõisted, eesti kirjanikud, bioloogia mõisted, keemilised elemendid ja kaunid kunstid. Käesolevas töös olid kasutusel needsamad seitse kategooriat. Mõistete hulgas viidi läbi parandusi ja täiendusi, vahetades välja mõned mitmeti mõistetavad variandid ning luues antud töö vajadustele vastavalt juurde uusi fantoommõisteid. Katseisikutele esitatud küsimustik koosnes 112 mõistest, millest neljandik olid tegelikkuses mitte-eksisteerivad.

Testist koostati kaks versiooni. Esimesel juhul olid fantoommõisted koostatud selliselt, et nad ei sarnaneks otseselt ühelegi päristerminele, enamuses kasutati siin Toomela 2012. aasta versiooni mõisteid. Teisel juhul sarnanesid fantoommõisted tegelikega, olles nendega kõla poolest sarnased või erinedes vaid üleliigse silbi, vale liite või sõnalõpu poolest. Näiteks esimese versiooni kaunite kunstide plokis leidis fiktiivne isik nimega Giuseppe Saltimbanco, teises versioonis aga Pierre de Toulon-Lautrec, kes võiks kergesti minna segamini kunstnik Henri de Toulouse-Lautrec-ga. Uute fantoomküsimuste koostamisel konsulteeriti juhendajaga, lisaks paluti nende usutavust hinnata ühel käesoleva tööga mitteseotud üliõpilasel ja parandati saadud tagasiside põhjal. Nii tehti kindlaks, et küsimustikus ei leiduks liiga ilmselgelt valesid ega trüki-või tõlkeveana mõjuvaid variante.

Osalejatel paluti mõistete tutvavlikkuse hindamisel kasutada järgnevat skaalat: 0-pole kunagi kuulnud; 1-ähmaselt tuttav; 2-mõnevõrra tuttav; 3-üsna hästi tuttav; 4-väga tuttav.

Katse käik

Katses osalejad vastasid küsimustikule interneti vahendusel Psytoolkit keskkonnas (Stoet, 2010; Stoet, 2017). Osalejad jaotati programmi poolt juhuslikkuse alusel kahte gruppi: esimesele grupile ($N=96$) esitati reaalsest selgelt eristuvate fantoommõistetega küsimustikuversioon (edaspidi 1. variant), teisele grupile ($N=100$) päristermistele sarnanevate fantoommõistetega versioon (edaspidi 2. variant). Muus osas oli katse käik mõlema grupi jaoks ühesugune. Enne alustamist teavitati neid vastamise vabatahtlikkusest ja anonüümsusest ning küsiti osalemiseks nõusolekut. Eksperimendi kirjelduses öeldi, et uuritakse õpilaste tutvavust

erinevate mõistetega, kuid uuringu huvides ei mainitud osalejaile, et nimekirjas esineb väljamõeldud mõisteid. Küsimustik paluti täita iseseisvalt ja kõrvalisi abivahendeid kasutamata.

Esmalt tuli vastajatel märkida oma vanus, sugu ja emakeel. Seejärel küsiti, kui tugevaks nad hindavad oma teadmisi järgnevas neljas kategoorias: a) füüsika b) bioloogia ja keemia c) keel ja kirjandus d) kaunid kunstid. Sellele vastamine toimus 5-palli süsteemis, kus 1 = väga nõrk ja 5 = väga tugev. Edasi esitati ekraanil mõisted plokkide kaupa (st korraga 16 mõistet) ja skaalal nullist neljani paluti märkida, kui tuttavad need on. Eksperimendi lõpus oli ka tagasiside lahter, kuhu osalejad said soovi korral kirja panna katse käigus tekkinud mõtteid ja kommentaare.

Andmeanalüüs

Andmeanalüüsi läbiviimiseks kasutati IBM SPSS Statistics tarkvara (versioon 1.0.0.1447). OCQ-testi vastused teisendati skaalale, kus vastusevariant "0 (ei ole kunagi kuulnud)" võrdsustati nulliga ja kõik muud vastusevariandid ühega. Iga katseisiku puhul arvutati välja tema tabamuste hulk (*hit rate*) ehk päris mõistete äratundmise määr (tabamuste arv jagatud reaalsete mõistete arvuga küsimustikus) ja valehäirete hulk (*false alarm rate*) ehk fantoommõistete tuttavaks märkimise määr (valehäirete arv jagatud fantoommõistete arvuga küsimustikus). Nende näitajate põhjal leiti vastajate täpsus (*accuracy*) ehk tabamuste ja valehäirete vahe, ja vastamiskalle (*bias*) ehk tabamuste ja valehäirete summa, mis näitab katseisiku kalduvust vastata küsimustele jaatavalt. Täpsuse indeks oli kasutusel teadmiste ning vastamiskalde indeks üleraporteerimise näitajana.

Sobiva analüüsimeetodi valikuks kontrolliti esmalt andmete normaaljaotuslikkust, vaadeldes analüüsitavate muutujate asümmeetriakordajat ja ekstsessi. Nende väärtused jäid kõikidel juhtudel vahemikku $[-1; 1]$, seega olid andmed piisavalt lähedased normaaljaotusele, et kasutada parameetrilisi teste. Statistilise olulisuse nivooks loeti $p = 0,05$.

Tulemused

Kahe testivariandi tulemuste võrdlus

Tabelis 1 on näha vastajate keskmised täpsuse, vastamiskalde, tabamuste ja valehäirete skoorid. 1. grupis leidis 2 vastajat, kellel ei esinenud ühtki valehäiret, ja 5 vastajat, kes andsid nullist kõrgema hinnangu kõigile fantoommõistetele. 2. grupis esines kõigil vastajatel vähemalt üks valehäire ja 4 inimest märkisid tuttavaks kõik küsimustikus sisalduvad fantoommõisted.

Tabel 1. Keskmised tulemused gruppide lõikes

	Grupp	M	SD
Tabamused	1	.79	.13
	2	.78	.14
Valehäired	1	.46	.28
	2	.59	.23
Täpsus	1	.33	.20
	2	.19	.14
Vastamiskalle	1	1.25	.39
	2	1.37	.35

Grupp 1- madala sarnasusega fantoommõisted (N = 96)

Grupp 2- kõrge sarnasusega fantoommõisted (N = 100)

Kahe variandi keskmisi skooore võrreldi sõltumatute gruppide Student t- testi abil. Selgus, et 1. variandi vastajate hulgas oli täpsuse indeks statistiliselt oluliselt kõrgem 2. variandi vastajate omast, [$t(169,15) = 5,64, p < 0,01, d = 0,81$]. Vastamiskalde indeks seevastu oli statistiliselt oluliselt kõrgem 2. grupis, [$t(194) = -2,28, p = 0,024, d = -0,33$]. Tabamuste määr kahe grupi vahel oluliselt ei erinenud, [$t(194) = 0,45, p = 0,653$]. Valehäirete määr oli 2.variandi grupis statistiliselt oluliselt kõrgem, [$t(183,14) = -3,53, p < 0,01, d = -0,51$].

Seosed oma teadmistele antud hinnanguga

Iseenda teadmistele antud hinnanguid vaadeldes selgus, et kõige kõrgemalt hindasid vastajad mõlemas grupis oma teadmisi keeles ja kirjanduses ning kõige madalamad olid hinnangud füüsikateadmistele. Valdkondade hinnangute keskmised on näha tabelis 2.

Tabel 2. *Vastajate hinnangud oma kompetentsusele uuritavates valdkondades*

Valdkond	Grupp	M	SD
Füüsika	1	2,92	1,12
	2	2,72	1,12
Bioloogia/keemia	1	3,33	0,98
	2	3,28	0,89
Keel/kirjandus	1	3,61	0,93
	2	3,58	0,86
Kaunid kunstid	1	3,39	1,20
	2	3,35	1,22

Korrelatsioonanalüüsiga tehti kindlaks, kuidas on iseenda teadmistele antud hinnangud seotud äratundmistäpsuse ja vastamiskaldega. Korrelatsioonide leidmiseks arvatati eraldi välja täpsuse ja vastamiskalde indeksid füüsika (füüsika mõisted + füüsikaharud), bioloogia ja keemia (bioloogia mõisted + keemilised elemendid), keele ja kirjanduse (keeleteaduse mõisted + eesti kirjanikud) ning kaunite kunstide küsimuste kohta. Esiteks leiti mõlemas katsegrupis Pearsoni korrelatsioonikordajad iga valdkonna teadmistele antud hinnangu ning vastava valdkonna täpsuse indeksi vahel. Selgus, et kõik statistiliselt oluliseks osutunud korrelatsioonid olid negatiivsed. Korrelatsioonid on välja toodud tabelis 3.

Tabel 3. *Korrelatsioonid kompetentsushinnangute ja äratundmistäpsuse vahel*

Hinnang oma teadmistele valdkonnast	Grupp	Füüsika täpsus	Biol/keemia täpsus	Keel/kirj täpsus	Kunstid täpsus
Füüsika	1	-.32**	-.18	-.09	.01
	2	-.01	-.08	-.04	.08
Bioloogia/keemia	1	-.17	-.17	-.08	-.07
	2	-.01	-.22*	.03	-.14
Keel/kirjandus	1	-.08	-.14	-.16	-.24*
	2	-.05	-.29**	-.01	-.13
Kaunid kunstid	1	-.24**	-.24*	-.17	-.30**
	2	-.20*	-.38**	-.18	-.12

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$

Korrelatsioonanalüüs kompetentsushinnangute ja vastamiskallete vahel näitas, et kõigi valdkondade teadmiste hinnangud korreleerusid mõlemas grupis statistiliselt oluliselt vastava valdkonna vastamiskaldega. Seoseid esines ka erinevate valdkondade vahel. Kõik statistiliselt olulised korrelatsioonid olid positiivsed. Korrelatsioonikordajad on välja toodud tabelis 4.

Tabel 4. Korrelatsioonid kompetentsushinnangute ja vastamiskallete vahel

Hinnang oma teadmiste valdkonnast	Grupp	Füüsika täpsus	Biol/keemia täpsus	Keel/kirj täpsus	Kunstid täpsus
Füüsika	1	.46**	.30**	.12	-.04
	2	.48**	.21*	.14	-.06
Bioloogia/keemia	1	.26*	.31*	.03	-.04
	2	.35**	.34**	.19	.02
Keel/kirjandus	1	.06	.16	.29**	.37**
	2	-.02	.23*	.35**	.39**
Kaunid kunstid	1	.09	.21*	.29**	.46**
	2	-.04	.20*	.34**	.44**

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$

Subjektipoolsete muutujate kontroll

Täpsuse ja vastamiskalde keskmisi skoore vaadeldi meeste ja naiste hulgas ning eesti emakeelega ja muu emakeelega osalejate hulgas. Skooride keskmised on näha tabelis 5. Sugudevahelisest võrdlusest jäeti välja 2 osalejat, kes märkisid oma sooks “muu/ ei soovi avaldada”.

Tabel 5. Täpsuste ja vastamiskallete keskmised sugude lõikes ja emakeele lõikes

		Sugu	M	SD	Emakeel	M	SD
Grupp 1	Täpsus	M	0,35	0,22	Eesti	0,33	0,20
		N	0,32	0,19	Muu	0,26	0,20
	Vastamis- kalle	M	1,24	0,39	Eesti	1,24	0,39
		N	1,26	0,39	Muu	1,29	0,44
Grupp 2	Täpsus	M	0,26	0,16	Eesti	0,19	0,14
		N	0,16	0,12	Muu	0,13	0,12
	Vastamis- kalle	M	1,23	0,32	Eesti	1,35	0,34
		N	1,43	0,35	Muu	1,64	0,40

Võimalike sugudevaheliste erinevuste esinemist kontrolliti sõltumatute gruppide t-testiga, kus võrreldi täpsuse ja vastamiskalde skooore sugude lõikes. 1. grupis ei olnud statistiliselt olulist erinevust meeste ($N = 26$) ja naiste ($N = 68$) täpsuseindeksi keskmiste vahel, [$t(92) = 0,66, p = 0,512$]. samuti ei erinenud meeste vastamiskalde indeks oluliselt naiste vastamiskalde indeksist, [$t(92) = -0,14, p = 0,890$]. Analüüs 2. grupis aga näitas erinevust nii täpsuses, kus meeste ($N = 30$) keskmine tulemus oli statistiliselt oluliselt kõrgem naiste ($N = 70$) keskmisest tulemusest, [$t(98) = 3,34, p < 0,01, d = 0,73$], kui ka vastamiskaldes, kus meeste keskmine oli naiste keskmisest madalam, [$t(98) = -2,70, p < 0,01, d = -0,59$].

Et eesti keelest erineva emakeelega osalejate arv valimis oli väike (mõlemas katsetingimuses 5 osalejat), siis seda tegurit täpsemalt ei analüüsitud, kuid keskmised skoorid olid piisavalt sarnased, et eeldada keele mõju puudumist. Osalejateks olid eesti õppekeelega koolide õpilased ja tõenäoliselt ei olnud nende keeletasemes ja uuritavate valdkondadega seotud sõnavaras suuri erinevusi.

Testi küsimusteplokkide vahelised seosed ja sisereliaablus

Et üle poolte fantoomküsimuste olid antud töös kasutusel esmakordselt, hinnati saadud tulemuste põhjal nende usutavust. Kõikide fantoomküsimuste puhul leidis vastajaid, kes andsid selle tutvavlikkusele nullist kõrgema hinnangu, seda nii küsimustiku 1. variandis kui 2. variandis. 1. variandi fantoomküsimustest märgiti kõige sagedamini tutvavaks mõistet

“magnetofüüsika” (84% vastajatest) ja kõige vähem mõistet “vasonüüm” (25% vastajatest). 2. variandi kõige enam tuttavaks märgitud fantoommõiste oli “asetegusõna” (98% vastajatest) ning kõige vähem “Enn Kipelmann” (27% vastajatest).

Testi küsimusteplokkide vaheliste seoste vaatlemiseks leiti korrelatsioonid kõigi plokkide täpsuste vahel ning vastamiskallete vahel (vt tabel 6). Vastamiskallete puhul ilmnisid olulised positiivsed seosed ühe erandiga kõigi plokkide tulemuste vahel.

Tabel 6. Korrelatsioonid küsimusteplokkide täpsuse indeksite vahel (allpool diagonaali) ja vastamiskalde indeksite vahel (allpool diagonaali)

Küsimuste plokk	Grupp	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.
1.Füüsika mõisted	1	-	.72**	.61**	.64**	.60**	.49**	.31**
	2	-	.52**	.49**	.39**	.40**	.30**	.17
2.Füüsika-harud	1	.30**	-	.56**	.56**	.52**	.38**	.33**
	2	.00	-	.59**	.42**	.55**	.34**	.30**
3.Bioloogia mõisted	1	.48**	.40**	-	.60**	.69**	.60**	.54**
	2	.19	.44**	-	.56**	.58**	.52**	.40**
4.Keemilised elemendid	1	.49**	.44**	.41**	-	.67**	.59**	.44**
	2	.24*	.19	.33**	-	.47**	.52**	.42**
5.Keele-teadus	1	.36**	.12	.39**	.49**	-	.71**	.61**
	2	.26*	.05	.09	.22*	-	.58**	.64**
6.Eesti kirjanikud	1	.45**	.17	.43**	.60**	.39**	-	.62**
	2	.14	.20*	.24*	.19	-.05	-	.67**
7.Kaunid kunstid	1	.24*	.30**	.41**	.51**	.35**	.40**	-
	2	.01	.12	.25*	.24*	-.06	.34**	-

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$

Testi sisereliaabluse hindamiseks leiti mõlema testivariandi täpsuste ja vastamiskallete kohta Cronbachi alfa kõigi küsimusteplokkide vahel ja ka eraldi reaalinete plokkide (füüsika mõisted, füüsikaharud, bioloogia, keemilised elemendid) ja humanitaarainete plokkide vahel (keeleteadus, kirjanikud, kaunid kunstid). Tulemused on näha tabelis 7.

Tabel 7. Cronbachi kordajad küsimusteplokkide vahel

	Grupp 1	Grupp 2
Täpsus (reaalained)	.74	.54
Täpsus (humanitaarained)	.64	.21
Täpsus (koond)	.82	.60
Vastamiskalle (reaalained)	.86	.78
Vastamiskalle (humanitaarained)	.85	.83
Vastamiskalle (koond)	.90	.85

Arutelu ja järeldused

Käesolevas uurimistöös oli vaatluse all vastamiskalde mõõtmise üleraporteerimise meetodil. Andmeid koguti internetipõhise küsimustikuga 12. klasside õpilaste hulgast. Töö peamiseks eesmärgideks oli kindlaks teha, kas üleraporteerimist fantoomküsimustikus mõjutab kasutusel olevate valeterminite sarnasus reaalsete mõistetega, ning kas tegelike teadmiste tase ja üleraporteerimise määr erinevates valdkondades on seotud vastaja poolt antud hinnanguga iseenda kompetentsusele neis valdkondades.

Tuttavlikkuse mõju üleraporteerimisele

Andmeanalüüsist selgus, et üleraporteerimise määr oli reaalsele mõistetele sarnanevate valemõistete puhul suurem kui selgelt eristatavate valemõistete puhul. Seega leidis kinnitust uurimistöös esimene hüpotees, mis ennustas erinevust nende kahe tingimuse vahel. Tulemus on kooskõlas Franzen & Mader (2019) uuringuga, kus saadi sarnane tulemus. Seevastu erineb see Calsyn et al. (2001) uuringu tulemustest, kus tuttavlike elementide kasutamine hoopis vähendas üleraporteerimist. Selle põhjusena võiks välja pakkuda, et ehkki uuringute idee oli sarnane, koostati fantoommõisted mõnevõrra erineval moel: 2019. aasta töös olid need lihtsalt tegelike nimetustega sarnaselt kõlavad, 2001. aasta töös aga oli tegemist organisatsioonide ja asutuste nimedega, mis olid kokku pandud reaalse (ja eeldatavasti osalejate jaoks suhteliselt tuntud) organisatsioonide nimede osadest. Kui esimesel juhul tekib tõenäoliselt risk segiajamiseks, siis teisel juhul võib osaleja kergemini "pettuse" tuvastada ja sellest tulenevalt

vastamisel ettevaatlikum olla. Antud töö puhul sarnanes valemõistete koostamise meetod rohkem Franzen & Mader (2019) töös kasutatud põhimõttega ja see kajastub ka saadud tulemustes. Siiski ei saa valemõistete esinemise tuvastamist praeguses töös täielikult tähelepanuta jätta. Üks 2. variandi vastajatest raporteeris tagasiside lahtris, et märkas mõistete hulgas “palju petekaid”. Kuna vastajatelt selle kohta eraldi ei küsitud, ei ole teada, kui paljud veel väljamõeldud mõistete esinemist tähele panid ja milliste mõistete puhul täpselt nad seda märgata võisid. Valemõistete tuvastamise mõju võis tulemustes mingil määral siiski olemas olla, kuid tuttavlikkuse ja segiajamise mõju osutus suuremaks.

Üleraporteerimise ja teadmiste seosed kompetentsuse hinnangutega

Uurimistöös selgusid positiivsed korrelatsioonid üleraporteerimise ja oma teadmiste antud hinnangu vahel, see tähendab, et mida pädevamaks vastaja end mingis valdkonnas pidas, seda rohkem märkis ta tuttavaks tegelikkuses mitte-eksisteerivaid mõisteid. Need seosed langevad kokku varasemalt leitudga (Paulhus & Harms 2004; Atir et al., 2015). Võimalik, et kui inimene mingi teema kohta enda arvates palju teab, eeldab ta iseendalt rohkemate mõistete äratundmist ja võib seetõttu oma mälust olematuid seoseid leida. Samas võib põhjuseks olla ka asjaolu, et vastaja, kes märkis end küsimustiku alguses väga kompetentseks, tunneb vastamisel survet seda kuvandit ka tõestada, isegi juhul, kui esitatud mõisted tegelikult tuttavad ei tundu.

Kui Atir et al. (2015) tõid välja, et seosed on valdkonnaspetsiifilised, siis käesolevas töös ilmsid seosed ka eri valdkondade vahel. Seega võib öelda, et uurimistöö teine hüpotees, mis ennustas valdkonnaspetsiifilisi seoseid, leidis kinnitust osaliselt. Võimalik, et mingil määral on tegemist siiski üldisemate näitajatega ning kui isik hindab end mingil alal väga kompetentseks, siis teeb ta seda tõenäolisemalt ka teistel aladel ja märgib eri kategooriate mõisteid tuttavaks sarnase mustri alusel. Edasiste uuringutega võiks kindlaks teha, kas siin leidub ka seos inimese üldise enesehinnanguga. Füüsikateadmiste antud hinnangud olid lisaks füüsika küsimusteploki üleraporteerimise määrale positiivselt korreleeritud ka üleraporteerimisega bioloogia/keemia plokis, bioloogia- ja keemiateadmiste hinnangud omakorda korreleerusid üleraporteerimisega füüsika plokis. Samasugused seosed ilmsid keele ja kirjanduse ning kaunite kunstide hinnangute ja üleraporteerimise määra vahel. Lisaks oli nii keele/kirjanduse kui kunstide pädevuse hinnangutel olemas seos üleraporteerimise määraga bioloogia/keemia plokis, kuid need korrelatsioonid olid omavahelistest seostest mõnevõrra madalamad. Füüsika

ja bioloogia/keemia võib siin ilmselt kokku võtta kui loodusteadused, mis on omavahel mõnevõrra sarnased valdkonnad, see võiks selgitada ka eelmainitud seoseid nende vahel. Keel/kirjandus ja kaunid kunstid omakorda liigituvad humanitaarteadusteks, mis võib seletada nendevahelist tugevamat seost.

Mõistete äratundmise täpsus ehk vastajate tegelike teadmiste näitaja oli mõnel juhul oma teadmistele antud hinnanguga negatiivses seoses, see tähendab, et mida kõrgemalt oma teadmisi hinnati, seda nõrgemaks need tegelikult osutusid. Ülejäänud juhtudel seos puudus. Nende tulemuste põhjal ei hinda inimesed oma teadmisi alati objektiivselt. Negatiivsete seoste üheks põhjuseks võib olla, et enda kompetentsust kõrgemalt hindavate inimeste teadmised on pealiskaudsemad, samas kui valdkonnaga rohkem kursis olevad vastajad on oma teadmiste taseme suhtes kriitilisemad.

Soolised erinevused

Kui varasemalt on mainitud mõnevõrra kõrgemat üleraporteerimise määra meeste hulgas (Ziegler et al., 2013; Vonkova et al., 2020), siis antud töös see paika ei pidanud ja 2. grupis ilmnis lausa vastupidine tulemus. Võimalik, et meestel ja naistel on mõnevõrra erinev üleraporteerimise stiil ning naised kalduvad tuttavaks märkima just tuttavlikult kõlavaid elemente, samas kui mehed võivad seda rohkem teha tundmatute mõistete puhul, mis lihtsalt kõlavad teaduslikult. Samas praegusel juhul 1. grupis sugudevaheline erinevus puudus. Antud valimis oli meessoost vastajate hulk naiste arvuga võrreldes suhteliselt väike ja täpsemate järelduste tegemiseks tuleks seda aspekti täiendavalt uurida.

Kasutatud testivariandid

Erinevates eksperimendigruppides oli kasutusel üleraporteerimise küsimustiku kaks erinevat versiooni, kus varieeriti fantoommõistete sarnasust tegelike mõistetega. Nende hindamiseks leiti küsimusteplokkide põhjal mõlema variandi sisereliaablus. Ehkki võiks eeldada, et tihedamalt on seotud reaalsed omavahel ja humanitaarained omavahel, siis praegusel juhul oli mõlema testiversiooni sisereliaablus kõrgeim, kui see arutati korraga kõigi seitsme ploki põhjal. Sisereliaablus osutus kõrgemaks variandis, kus väljamõeldud mõisted otseselt ei sarnanenud olemasolevatega, kusjuures peamine erinevus ilmnis täpsuse indeksite põhjal arvutatud reliaabluskoeffitsendis, vastamiskalde mõõtmisel suurt erinevust ei tekkinud. Risk, et

vastaja ajab fantoommõisteid reaalsetega segamini, tundub täpsuse hindamist raskendavat, sest mitte-eksisteerivad sõna tutvaks märkides võib osaleja tegelikult selle all mõelda sarnaselt kõlavat reaalselt terminit. Selle põhjal on vähemalt vastajate tegelike teadmiste hindamiseks parem kasutada küsimustikuvarianti, kus fantoommõisteid on reaalsetest mõistetest selgemini eristatavad, lihtsalt vastamiskalde tuvastamiseks võiks sobida ka teine variant. Seda tulemust on kasulik uute testivariantide väljatöötamisel silmas pidada.

Töö olulisus, piirangud ja soovitused

Vastuste kallutus on enesekohaste küsimustike kasutamisel oht, mida ei saa tähelepanuta jätta. Fantoomküsimustikul on vastamiskallete tuvastamise vahendina mitmeid häid omadusi ning meetod on väärt edasiarendamist. Käesoleva uurimistöö väärtus seisneb eelkõige üleraporteerimist mõjutavate tegurite täiendavas uurimises: mida täpsemalt on need kaardistatud, seda usaldusväärsemat infot mõõtevahend annab. Siin käsitletud aspekte on ka varasemates uuringutes vaadeldud, kuid tulemused on mõnevõrra varieerunud ning eestikeelse testiversiooni kohta varasemat infot ei ole. Antud töö raames koguti uusi andmeid eesti kultuuriruumist, mis võivad küsimustiku edaspidisel kasutamisel ja edasiarendamisel kasulikuks osutada.

Töoga on seotud ka mõningad piirangud, mida tulemuste tõlgendamisel tähele panna. Esiteks oli tegu üsna ühetaolise valimiga, mille moodustasid sarnase vanuse ja haridustasemega isikud. Valimi homogeensus küll vähendab subjektipoolsete muutujate sekkuvaid mõjusid, kuid tulemuste laiendamisel erinevatele ühiskonnagruppidele tuleb olla ettevaatlik, sest inimeste vanuse ja tausta mõju siin ei uuritud. Sooliste erinevuste täpsemaks uurimiseks tuleks suurendada meessoost vastajate osakaalu valimis. Samuti kaasnevad piirangud internetipõhise küsitluse kasutamisega. Ei ole võimalik kindlaks teha, millistes tingimustes iga osaleja küsimustikku täitis, kui keskendunud ta oli ning kas ta kasutas kõrvalisi abivahendeid.

Üks vastaja märkis küsimustiku tagasiside lahtris ära, et vastates jäi segaseks, mida tähendab, et mõiste on “tuttav” (olen sellest kuulnud vs tean selle kohta palju). Seega on võimalik, et kõik osalejad ei saanud mõistete hindamise juhistest päris üheselt aru. Kuigi skooride teisendamise järel see tulemusi enam otseselt mõjutada ei tohiks, tuleks edaspidi selguse huvides siiski tööjuhiseid täpsustada. Lisaks väärrib äramärkimist, et arvestatav hulk vastamist

alustanud isikuid jättis küsitluse mingis etapis pooleli. Ehkki katkestamise põhjused pole teada ja ei saa välistada, et sama inimene avas lingi hiljem uuesti, võib siiski eeldada, et väiksema küsimuste arvu korral oluks lõpuni vastajaid rohkem. Testi edaspidiseks kasutamiseks võiks kaaluda lühivariandi väljatöötamist, et testimine oleks kiirem ja efektiivsem, eriti kui OCQ skaala on vaid üks osa suuremast uurimusest.

Kokkuvõte

Uurimistöö esimene hüpotees leidis kinnitust ning teine hüpotees sai kinnitatud osaliselt. Selgus, et üleraporteerimine suurenes olukorras, kus mitte-eksisteerivad mõisted meenutasid päriselt olemasolevaid. Üleraporteerimise määr oli kõigi uuritavate valdkondade puhul positiivses korrelatsioonis iseenda teadmistele antud hinnanguga selles valdkonnas, kuid lisaks sellele esines seoseid ka eri valdkondade vahel. Üleraporteerimise seosed vastajate tegelike teadmistega olid kas negatiivsed või statistiliselt ebaolulised. Testi sisereliaablus osutus kõrgemaks juhul, kui fantoommõisted reaalsete mõistetega oluliselt ei sarnanenud. Üleraporteerimise küsimustik on teiste meetodite kõrval arvestatav võimalus vastuste kallutatuse tuvastamiseks ning käesoleva uurimistööga panustati küsimustiku eestikeelse versiooni edasiarendamisse.

Kasutatud kirjandus

- Ackerman, P. & Ellingsen, V. (2014). Vocabulary overclaiming — A complete approach: Ability, personality, self-concept correlates, and gender differences. *Intelligence* 46, 216-227.
- Atir, S., Rosenzweig, E. & Dunning, D. (2015). When Knowledge Knows No Bounds: Self-Perceived Expertise Predicts Claims of Impossible Knowledge. *Psychological Science* 26-8, 1295–1303.
- Bing, M., Kluemper, D., Kristl Davison, H., Taylor, S. & Novicevic, M. (2011). Overclaiming as a Measure of Faking. *Organizational Behavior and Human Decision Processes* 116, 148–162.
- Bishop, G., Tuchfarber, A. & Oldendick, R. (1986). Opinions on Fictitious Issues: The Pressure to Answer Survey Questions. *The Public Opinion Quarterly* 50-2, 240-250.
- Brown, J. (1986). Evaluation of Self and Others: Self-Enhancement Biases in Social Judgements. *Social Cognition* 4-4, 553-176.
- Calsin, R., Kelemen, W., Jones, E. & Winter, J. (2001). Reducing Overclaiming in Needs Assessment Studies. *Evaluation Review* 25-6, 583-604.
- Clariana, M., Castello, A. & Cladellas, R. (2016). Feeling of Knowing and Over-Claiming in Students from Secondary School to University. *Learning and individual differences* 49, 421-427.
- Crowne, D. & Marlowe, D. (1960). A New Scale of Social Desirability Independent of Psychopathology. *Journal of Consulting Psychology* 24- 4, 349-354.
- Dunlop, P., Bourdage, J., de Vries, R., McNeill, I., Jorritsma, K., Orchard, (...) & Choe, W.-K. (2020). Liar! Liar! (when stakes are higher): Understanding how the overclaiming

- technique can be used to measure faking in personnel selection. *Journal of Applied Psychology*, 105(8), 784–799.
- Dunlop, P., Bourdage, J., de Vries, R., Hilbig, B., Zettler, I. & Ludeke, S. G. (2016). Openness to (Reporting) Experiences That One Never Had: Overclaiming as an Outcome of the Knowledge Accumulated Through a Proclivity for Cognitive and Aesthetic Exploration. *Journal of Personality and Social Psychology*.
- Franzen, A. & Mader, S. (2019). Do Phantom Questions Measure Social Desirability? *Methods, data, analyses 13-1*, 37-57.
- Garing, A. (2013). Contextual effects on behavioural self-enhancement: The role of situational predictors on overclaiming and false-claiming in undergraduate students. (A doctoral thesis). Swinburne University of Technology, Faculty of Life and Social Sciences.
- Grozs, M., Lösch, T. & Back, M. (2017). The Narcissism-Overclaiming Link Revisited. *Journal of Research in Personality* 70, 134-138.
- Jones, D., Neria, A., Helm, F., Sahlan, R. & Carre, J. (2020). Religious Overclaiming and Support For Religious Aggression. *Social Psychological and Personality Science* 11-7, 1011-1021.
- Ludeke, S. Weisberg, Y. & Deyoung, C. (2013). Idiographically Desirable Responding: Individual Differences in Perceived Trait Desirability Predict Overclaiming. *European Journal of Personality* 27-6, 580-592.
- Paulhus, D. (1984). Two-Component Models of Socially Desirable Responding. *Personality processes and individual differences* 46-3, 598-609.
- Paulhus, D. (1988). Assessing Self Deception and Impression Management in Self-Reports: the Balanced Inventory of Desirable Responding.

- Paulhus, D. (2002). Socially Desirable Responding : The Evolution of a Construct. (in H. Braun, D.Jackson, D.Wiley *The role of constructs in psychological and educational measurement* 46-69. Mahwah NJ: Erlbaum.)
- Paulhus, D. & Dubois, P. (2014). Application of the Overclaiming Technique to Scholastic Assessment. *Educational and Psychological Measurement* 74-6, 975–990.
- Paulhus, D. & Harms, P. (2004). Measuring Cognitive Ability With the Overclaiming Technique. *Intelligence* 32-3, 297-314.
- Paulhus, D., Harms, P., Bruce, N. & Lysy, D. (2003). The Over-Claiming Technique: Measuring Self-Enhancement The Over-Claiming Technique: Measuring Self-Enhancement Independent of Ability. *Leadership Institute Faculty Publications* 12.
- Paulhus, D. Lysy, D. & Yik, M. (1998). Self-Report Measures of Intelligence: Are They Useful as Proxy Measures of IQ? *Journal of Personality* 66-4, 525-554.
- Paulhus, D. & Vazire, S. (2007). The Self-Report Method. *Handbook of Research Methods in Personality Psychology*, 224-139. New York: Guilford.
- Stoet, G. (2010). PsyToolkit - A software package for programming psychological experiments using Linux. *Behavior Research Methods*, 42(4), 1096-1104.
- Stoet, G. (2017). PsyToolkit: A novel web-based method for running online questionnaires and reaction-time experiments. *Teaching of Psychology*, 44(1), 24-31.
- Tanner W. & Swets, J. (1954). A Decision-Making Theory of Visual Detection, *Psychological Review*, 61 (6), 401-409.
- Toomela, E. (2012). *Enesevõimendamise enesekohastes küsimustikes seoses enesehinnangu ja isiksuseomadustega*. (Seminaritöö). Tartu Ülikool, Psühholoogia instituut.

- Vonkova, H., Papajoanu, O. & Stipek, J. (2018). Enhancing the Cross-Cultural Comparability of Self-Reports Using the Overclaiming Technique: An Analysis of Accuracy and Exaggeration in 64 Cultures. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 49-8, 1247–1268.
- Vonkova, H., Papajoanu, O., Stipek, J. & Kralova, K. (2020). Identifying the accuracy of and exaggeration in self-reports of ICT knowledge among different groups of students: The use of the overclaiming technique. *Computers & education*.
- Ziegler, M., Kemper, C. & Rammstedt, B. (2013). The Vocabulary and Overclaiming Test (VOC-T). *Journal of Individual Differences* 34-1, 32-40.

Käesolevaga kinnitan, et olen korrekselt 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.

Mari Kolk