

Tartu Ülikool  
Psühholoogia Instituut

Mirjam Ool

Vastamissituatsiooni ja küsimustike järjekorra mõjud sotsiaalse soovitavuse  
küsimustiku SDS-17 tulemustele  
Seminaritöö

Juhendaja: Aavo Luuk, *PhD*

Läbiv pealkiri: SOTSIAALNE SOOVITAVUS ERINEVATES SITUATSIOONIDES

Tartu 2012

### Kokkuvõte

Uurimistöös uuriti vastamissituatsiooni ja küsimustike järjekorra mõju sotsiaalse soovitavuse küsimustiku tulemustele. Kasutati eestikeelset SDS-17 skaalat, mis esitati topelthindamise meetodil, et alandada katseisikute sotsiaalselt soovitatavat vastamist. Selleks vastati esimesena küsimustele teiste inimeste kohta ja seejärel enda kohta. Uurimismeetodina kasutati reaalses kandideerimissituatsioonis ning kordustestimisel täidetud küsimustike tulemuste võrdlemist. Tulemustest selgus, et sotsiaalse soovitavuse skoor oli kandideerimissituatsioonis kõrgem kui neutraalses, kuid küsimustike järjekorral ei olnud statistiliselt olulist mõju sotsiaalse soovitavuse küsimustiku tulemusele. Kuna sotsiaalse soovitavuse küsimustik lisatakse isiksuseküsimustiku ette, siis on võimalik, et teiste suhtes küsimustikule vastamine ei mõjuta küll enesekohase sotsiaalse soovitavuse küsimustiku tulemust, aga mõjutab siiski isiksuseküsimustiku tulemust.

Märksõnad: sotsiaalne soovitavus, SDS-17, topelthindamise meetod, personalivalik

### *Influences on the responses to the social desirability questionnaire SDS-17 from the response situation and the order of questionnaires*

#### *Abstract*

*The study investigated how social desirability score is influenced by the situation in which the questionnaire was answered and which questionnaire was answered first. To measure and to reduce social desirability responding the SDS-17 scale was presented in accordance with the double-rating method. This method involved a pre-test, in which respondents answered to the questionnaire the way they think others would answer and after that filled in the identical self-report form. The research method consists in comparing the social desirability scale results in an application competition condition and in a neutral re-test situation. The results showed that the applicants had higher social desirability rate in competition condition compared to neutral situation, but the pre-test did not have any statistically significant influence on the self-report results. It is supposed that former responding to the social desirability questionnaire might still have an influence to the later responses to the personality questionnaire.*

*Keywords: social desirability, SDS-17, double-rating method, personnel selection*

### **Vastamissituatsiooni ja küsimustike järjekorra mõjud sotsiaalse soovitavuse küsimustiku tulemustele**

Sotsiaalselt soovitav vastamine (*social desirability responding*) on enesekohasele küsimustikule vastamine viisil, mis näitab vastajat heas valguses, kehtivatele sotsiaalsetele normidele vastavalt. Thomas, Grawitch & Scandell (2007) toovad välja, et suur osa uurijaid on arvamusel, et sotsiaalselt soovitaval vastamisel on suur roll enesekohaste küsimustike täitmisel, eriti sellistes valdkondades nagu tarbimiskäitumine, psühhopaatoloogia, organisatsiooniline käitumine ja hoiakud. Sotsiaalselt soovitav vastamine mõjutab inimesi seda rohkem, mida vähem anonüümseks on vastamisel võimalik jääda ning mida olulisemad on isikule tema poolt antud vastuste tulemused (Holtgraves, 2004). Paulhus (1991) tõi sotsiaalselt soovitava vastamise tunnuseks välja motivatsiooni endast parema pildi loomiseks. Sotsiaalselt soovitava vastamise mõõtmine on olulisel kohal kandideerimissituatsioonis isikute tulemuste usaldusvääruse tagamisel. Peterson, Griffith, Isaacson, O'Connell ja Mangos (2011) leidsid, et 24% isiksuseküsimustikule vastanutest said konkursisituatsioonis statistiliselt kõrgemaid tulemusi võrreldes kordustestimisega neutraalses tingimuses. Nii töökohale kui kõrgkooli kandideerimisel on isikutel võimalik oma vastuseid moonutada, et saavutada teiste kandidaatidega võrreldes parem positsioon ning omandada sellega ka loodetud ameti- või õppekoht. Üha enam kasutatakse firmade ning koolide poolt erinevaid enesekohaseid küsimustikke, mistõttu on oluline tagada nende küsimustike usaldusväärus ka kandideerimissituatsioonis.

Käesolevas uurimistöös kasutatakse sõltuvate gruppidega katsemeetodit võrdlemaks katseisikute sotsiaalse soovitavuse küsimustiku tulemusi nii reaalses kandideerimissituatsioonis kui neutraalses tingimuses. Enamikes samalaadsetes uuringutes kasutatakse ainult ühekordset testimist ning mingisuguse kandideerimissituatsiooni ettekujutamist. Kordustestimine on aga efektiivne viis leidmaks erinevused ühe isiku vastustes olenevalt vastamissituatsioonist. Reaalses kandideerimissituatsioonis saadud tulemusi võib pidada ka uuringu seisukohast usaldusväärsemateks, sest need annavad täpsema pildi katseisikute tegelikust käitumisest võrreldes olukorra ettekujutamisega. Antud töö eesmärk on kontrollida ka eesti keelde tõlgitud sotsiaalse soovitavuse küsimustiku SDS-17 (Stöber, 2001) valiidsust ning seostades seda esmakordselt Hui (2001) topelthindamise meetodiga, koostada küsimustik sotsiaalse soovitavuse alandamiseks.

Antud töö tulemused on olulised kinnitamaks Eesti Lennuakadeemia sisseastumiskatsete usaldusväärst. Kõige rohkem kasu võikski uuring tuua kandideerimissituatsioonis vastuste moonutamise või ilustamise tendentside vähendamise suunas, mistõttu saaks kandideerijatest objektiivsema tegeliku ettekujutuse. Objektiivsema ja ausama tulemuse saamisel on võimalik konkursil välja valida kõige paremini sobivad kandidaadid. Samuti on võimalik sotsiaalselt soovitatavat vastamist alandavat küsimustikku lisada teiste, eelkõige isiksuseküsimustike ette, et ka neid usaldusväärsemateks muuta. Käsik (2011), kasutades uurimistöös samadest küsimustikest pärit andmeid nagu kasutatakse käesolevas töös, leidis, et VIF isiksuseküsimustiku (Pulver *et al.*, 1995) puhul hindasid katseisikud end konkursisituatsioonis meelegindlamaks ning vähem avatumaks kui neutraalses tingimuses. Rohtmets (2007) leidis, et katseisikute ja neid tundvate inimeste hinnangud langesid rohkem kokku siis, kui katseisikud olid enne isiksuseküsimustikku täitnud sotsiaalselt soovitatavat vastamist mõõdva küsimustiku.

### **Sotsiaalselt soovitava vastamise alandamine**

Sotsiaalselt soovitatavat vastamist on liigitatud inimese isiksuseomaduste alla, vastandina peetakse seda situatsioonist sõltuvaks vastamiseks. Hilisema vaatenähtena arvatakse, et sotsiaalselt soovitatavat vastamist mõjutavad nii inimese isiksuseomadused kui ka olukorrad, milles küsimustikule vastatakse (Holtgraves, 2004). Olenemata sotsiaalselt soovitava vastamise liigitamisest on püütud seda alandada erinevate meetoditega, et uuringu tulemusi usaldusväärsemateks muuta. Eriti võimendab seda püüdlust traditsiooniliste sotsiaalset soovitatavat vastamist mõõtvate küsimustike mitteusaldamine. Peterson *et al.* (2011) kasutasid uuringus reaalselt interneti teel tööle kandideerivate inimeste Marlowe-Crowne'i sotsiaalse soovitavuse lühendatud skaala (*Marlowe-Crowne Social Desirability Scale*) tulemust ning teesklemise skoori. Teesklemine defineeriti kui omadustega liialdamine või vastuste moonutamine ja selle näidu saamiseks lahutati kandideerimissituatsioonis täidetud isiksuseküsimustiku tulemusest neutraalses katsetingimuses täidetud kordustesti tulemus. Autorid leidsid, et sotsiaalse soovitavuse küsimustiku skoor ei korreleerunud teesklemise skooriga statistiliselt oluliselt ( $r = 0,14$ ) ja seega ei suutnud sotsiaalse soovitavuse küsimustiku skoor teesklemist tuvastada.

Hui (2001) jagab sotsiaalselt soovitatavat vastamist alandavad meetodid kaheks: ühed, mis keskenduvad küsimustiku formaadile ja hinnangu andmise protseduurile ning teised, mida ta

nimetab psühhomeetriliseks jälgimiseks ja kohandamiseks (*psychometric monitoring and adjustment*). Viimane sisaldab endas hälbe mõõtmist ja andmete statistilist kontrollimist. Formaadile ja hinnangu andmise protseduurile keskenduvad sellised meetodid nagu katseisikute veenmine selles, et eksperimentaator „näeb läbi“ moonutatud vastused või palve katseisikutele vastata enesekohastele küsimustele neid tundvate inimeste pilgu läbi. Kolmandaks tõi Hui välja sundvalikute tehnika (*forced-choice technique*), kus katseisikud peavad valima kahe võrdselt soovitava omaduse vahel. Nendes tehnikates on leitud aga teatud puudujääke, alustades sellest, et küsimustikule vastajatele ei tohiks anda valeinfot ja tulemusi oleks vaja just kandideerijate isiksuse kohta. Küsimustiku läbiviimine kui ka täitmine ei tohiks olla keeruline ja palju aega nõudev. Väga olulisele kohale jääb ka usaldusväärsete tulemuste saamine.

Turunduses on kasutatud sensitiivsete teemade korral täielikult anonüümset vastamist juhusliku vastamise (*randomized response*) tehnikate abil. Küsimustele vastajatel on võimalik olenevalt mündi- või täringuviske tulemusest kas vastata küsimusele nii nagu nad tegelikult vastaksid või vastata eelnevalt kokkulepitud viisil näiteks jaatavalt. Ainult küsimustikule vastaja teab, mis mündi- või täringuviske tegelik tulemus oli ning mida ta vastas. Sellisel viisil arvutatakse viske tulemuse tõenäosus. Sellise meetodi abil ei saa tulemusi ühe katseisiku erinevate küsimuste vastuste kohta, vaid on võimalik hinnata kõikide katseisikute vastuste järgi igale küsimusele eraldi vastamist. Sellist meetodit on võimalik kasutada, uurides inimeste hoiakuid tundlike teemade suhtes nagu alkoholi tarbimine, meditsiinilised otsused ja hasartmängud. Kõige olulisem sellise tehnika juures on katseisikutele täieliku anonüümisuse tagamine, mis olekski põhiline tegur, mis sotsiaalselt soovivat vastamist alandab (De Jong, Pieters & Fox, 2010). Esineb aga olukordi, kus tuleb leida teistsugune lahendus, sest katseisikute anonüümisust ei ole täielikult võimalik tagada ning iga indiviidi eraldi hindamine on just küsimustiku kasutamise põhieesmärk. Seetõttu ei tuleks enesekohaseid küsimustikke nende usaldusväärseuse kahtlemise tõttu kõrvale heita, vaid leida parem lahendus, kuidas küsimustike vastuseid usaldusväärsemateks pidada.

### **Topelthindamise meetod**

Uuringus kasutatakse Hui (2001) poolt loodud topelthindamise meetodit (*double-rating method*) sotsiaalselt soovitava vastamise alandamiseks. Meetodi idee seisneb selles, et sotsiaalse soovitavuse küsimustikule kõigepealt teiste inimeste vormis vastamine avaldab mõju järgnevale küsimustikule, milles vastatakse enda kohta. Nimelt leevendab teiste vormis vastamine hilisemat

sotsiaalselt soovitatavat vastamist. Hui kasutas oma eksperimendis Marlowe-Crowne'i sotsiaalse soovitatavuse skaalat, milles oli vastavalt Hiina ja Kanada versioonidele 31 või 35 väidet ja millele oli võimalik vastata jah-ei skaalal. Kontrollgrupi katseisikud vastasid väidetele enda kohta ning eksperimentaalgrupp vastas väidetele nii nagu nad arvasid, et teised inimesed nendele vastaksid ning seejärel vastasid samadele väidetele enda kohta. Autor leidis, et kõigepealt teiste inimeste kohta vastanute sotsiaalse soovitatavuse määr oli palju madalam kui neil, kes vastasid küsimustikule ainult enda kohta. Hui seletas tulemust sellega, et kui küsimustiku täitjad vastavad teiste inimeste kohta, siis nad mõtlevad sellele, kuidas teised inimesed nendele väidetele vastaksid ning kuidas nad endast ka mingisugust sotsiaalselt ebasoovitavat infot avaldaksid. Oluline on just see, et sellisel juhul ei olda ebasoovitava omadusega vähemuse hulgas, vaid pigem esineb selline omadus enamusel inimestel. See paneb küsimustikule vastajaid enesekohastele väidetele samamoodi ausamalt vastama. Uuringu autor leidis ka, et katseisikud, kes vastasid sotsiaalselt mittesoovitatavalt teiste inimeste kohta, vastasid nii ka enda kohta ning katseisikud, kes vastasid teiste kohta sotsiaalselt soovitatavalt, tegid seda ka enesekohastele väidetele vastates. See tähendab, et inimesed vastavad enesekohastele küsimustele sarnaselt sellele, mis nad arvavad, kuidas teised inimesed samadele küsimustele vastaksid (Hui, 2001).

Hui (2001) toob välja, et topelthindamise meetod ületab teisi võimalikke sotsiaalse soovitatavuse vähendamise meetodeid, sest seda on võimalik lisada olemasolevatele mõõtevahenditele ainult väikeste muudatuste tegemisega instruksioonis. See on ökonoomne ning topelthindamise meetodit on lihtne kasutada. Lisaks võtab see lähenemine arvesse küsimustike täitjate sotsiaalse heakskiidu säilitamise isikupärast viisi, ilma et teeks oletusi, milline oleks iga väite sotsiaalselt soovitatav vastus. Hui leiab, et vastaja enda ettekujutus sellest, mis on populaarne ja sotsiaalselt soovitatav, on olulisem kui see, mida teised inimesed või küsimustiku koostajad arvavad. Seda aga ei arvestata teiste testide puhul (nt sundvaliku testis).

Thomas *et al.* (2007) kasutasid topelthindamise meetodit kahe sotsiaalselt soovitatavat vastamist mõõtvat küsimustikuga. Nendeks olid Marlowe-Crowne'i sotsiaalse soovitatavuse skaala ning BIDR (*Balanced Inventory of Desirable Responding*; Paulhus, 1984). Mõlema skaala korral oli sotsiaalselt soovitava vastamise skoor madalam selles katsegrupis, kus vastati kõigepealt teiste inimeste kohta ja seejärel enda kohta võrreldes katsegrupiga, kes vastas küsimustikule ainult enda kohta. Samuti leidsid nad kinnitust sellele, et kui vastati sotsiaalselt soovitatavalt teiste inimeste kohta, siis tehti seda ka enda kohta. Siiski ainult BIDR skaalaga, kuid mitte Marlowe-

Crowne'i skaalaga ilmes asjaolu, et kui vastati sotsiaalselt mittesoovitavalt teiste kohta, siis tehti seda ka enda kohta ehk ainult BIDR skaala korral vastati küsimustele sama mustri järgi nii teiste kui enda kohta.

### **SDS-17 Skaala**

Uurimistöös kasutatakse Stöberi (2001) arendatud sotsiaalse soovitavuse SDS-17 (*Social Desirability Scale-17*) skaalat, mis loodi arvamusel, et Marlowe-Crowne'i skaala sotsiaalse soovitavuse mõõtmiseks on tänaseks iganenud. Stöber kasutas oma skaala loomiseks sama tehnikat ehk lasi sõltumatutel katseisikutel nimetada sotsiaalselt soovitavaid, kuid harvaesinevaid ja sotsiaalselt mittesoovitavaid, kuid tihtiesinevaid omadusi, millest moodustati esialgne küsimustik. Lõpptulemusena moodustus 17 väitest koosnev küsimustik, mille Cronbach'i  $\alpha = 0,72$  ja esialgse testimise ning neljanädalase vahega kordustestimise vaheline korrelatsioon  $r = 0,82$ . Konvergentne valiidsus oli teiste sotsiaalselt soovitavat vastamist mõõtvate skaaladega kõrge. Korrelatsioon erinevate küsimustega ulatus  $r = 0,52 \div 0,85$  (*Eysenck Personality Questionnaire – Lie Scale, Sets of Four Scale, Marlow-Crowne Social Desirability Scale*). Diskriminantne valiidsus oli kõrge neurootilisuse, ekstravertsuse, psühhotismi ja avatuse dimensioonidega.

Analüüsi tulemused näitasid, et SDS-17 skaalat saab usaldusväärse ja valiitse mõõtmisvahendina kasutada 18-89 aasta vanuste inimeste seas. Võrreldes Marlowe-Crowne'i skaalaga, olid SDS-17 skaala keskmised tulemused oluliselt vähem mõjutatud vastanute vanusest. Samuti hinnati SDS-17 skaala väiteid rohkem sotsiaalselt soovitavateks kui Marlowe-Crowne'i skaala väiteid (efekti suurus  $d = 0,64$ ). Stöber leidis, et SDS-17 võib olla kaasaegsem ja usaldusväärsem alternatiiv paljukasutatud Marlowe-Crowne'i skaalale. Stöber viis esialgse uuringu läbi Saksamaa üliõpilaste peal. Uuringut korrati ka Ameerika Ühendriikides (Blake, Valdiserri, Neuendorf & Nemeth, 2006), millega kinnitati esialgseid tulemusi. Lisaks leiti, et küsimustiku skoorid ei ole mõjutatud demograafilistest erinevustest ning et küsimustikku on võimalik läbi viia ka interneti keskkonnas.

Stöber (2001) mõttis SDS-17 skaala seost Mummendey-Eifler skaalaga ning BIDR skaalaga (Paulhus, 1984), et näha seost kahe sotsiaalse soovitavuse komponendiga: „muljekujundusega“ (*impression management*), mille all mõeldakse vastuste tahtlikku üleliia positiivset kujundamist ja „ennastpetva eneseupitamise“ (*self-deception*), mille all mõeldakse

alateadlikku protsessi, mille käigus vastaja näitab ennast positiivsest küljest ja ka ise selle tõepärasusse usub. Viimast peetakse sotsiaalse soovitavuse healoomuliseks osaks, mis paratamatult tekib (Paulhus, 1984; 1991). Analüüs näitas SDS-17 skaala seost muljekujunduse komponendiga, aga mitte ennastpetva eneseupitamisega.

Autor näitas skaala valiidsust ka sellega, et SDS-17 oli tundlik sotsiaalset soovitavust provotseerivatele instruktsioonidele (tööle kandideerimise ettekujutamine). Kandideerimise ettekujutamise situatsioonis olid SDS-17 skoorid 1,7 standardhälvet kõrgemad võrreldes tavalise instruktsiooniga. Blake *et al.* (2006) kasutasid provotseeriva instruktsioonina üldist hea inimesena näimist (*Fake Good*), sest nad arvasid, et inimesed võivad erinevates kandideerimissituatsioonides ennast erinevalt ilustada ja seega palusid katseisikutel ennast lihtsalt heast küljest näidata olenemata nende tegelikest omadustest. Kasutati ka kontrollgruppi, kellele anti instruktsiooniks vastata ausalt ning gruppi, kelle instruktsiooniks oli võimalikult ausalt vastata. Viimasele katsegrupile anti teada ka uurimuse eesmärgist. Tulemustena ilmses, et kõige madalam sotsiaalse soovitavuse skoor oli grupil, kes pidi kõige ausamalt vastama ning kõige kõrgem skoor oli grupil, kelle liikmed pidid ennast heade inimestena näitama.

Käsik (2011), kes kasutas käesoleva tööga samu algandmeid, leidis, et EE-PIP NEO (Mõttus, Pullmann & Allik, 2006) isiksuse küsimustiku korral, mis oli seostatud SDS-17 sotsiaalse soovitavuse küsimustiku ja topelthindamise meetodiga, ei erinenud samade isikute vastused isiksuseküsimustikule konkursi- ja neutraalses situatsioonis statistiliselt oluliselt üheski dimensioonis. Sellega hindas ta Eesti Lennuakadeemia sisseastumiskatsete raames kasutatavat isiksuse testikomplekti usaldusväärseks ning heaks vahendiks kandideerimissituatsioonis õigete tulemuste saamiseks.

## Hüpoteesid

1. Sotsiaalse soovitavuse küsimustiku kordustesti tulemused erinevad esialgsetest sisseastumiskatsete raames täidetud küsimustiku tulemustest nii, et sotsiaalse soovitavuse skoor on sisseastumiskatsetel kõrgem kui neutraalses tingimuses.
2. Sotsiaalse soovitavuse määr on madalam kui enne enesekohast küsimustikku täidetakse eel-test teiste inimeste kohta ning kõrgem, kui eel-test puudub või vastatakse sellele pärast enesekohase küsimustiku täitmist.
3. Katseisikud vastavad enesekohastele väidetele samamoodi kui väidetele teiste kohta.

4. SDS-17 skoor korreleerub kõrgelt VIF isiksuseküsimustiku sotsiaalse soovitavuse skooriga nii konkursil kui neutraalses situatsioonis.

## Meetod

### Valim

Katseisikuteks olid Eesti Lennuakadeemia tudengid ning Tartu Ülikooli avatud ülikooli psühholoogia eriala üliõpilased. Kokku kasutati käesolevas töös  $N = 225$  katseisiku tulemusi. Suurema osa katseisikutest – 68,0% moodustasid meessoost isikud ( $N = 153$ ) ning naissoost katseisikud olid vähemuses – 32,0% ( $N = 72$ ). Katseisikute vanus varieerus 18÷52 eluaastani ( $M = 22,31$ ,  $SD = 5,60$ ). Katseisikute põhigrupi – 60,7% moodustasid Eesti Lennuakadeemia nelja kursuse üliõpilased ( $N = 137$ ). Katseisikute hulgas olid ka isikud ( $N = 45$ ), kes osalesid Eesti Lennuakadeemia sisseastumiskatsetel, kuid kõrgkooli õppima ei pääsenud ning peaaegu sama suur hulk katseisikuid ( $N = 43$ ) oli pärit Tartu Ülikooli avatud ülikoolist. Eesti Lennuakadeemia tudengid osalesid kuni neljal erineval katsekorral, Tartu Ülikooli avatud ülikooli üliõpilased kuni kahel katsekorral. Erinevate katsekordade tulemusi on kokku  $N = 430$ . Küsimustike järjekorrast moodustus kolm erinevat testikomplekti. Esimest testikomplekti „Mina-Nemad“ täideti kokku 122 korral ainult neutraalses tingimuses, „Nemad-Mina“ komplekti täideti neutraalses tingimuses 104 korral ning konkursitingimuses 103 korral. Kolmandat testikomplekti „Tuttavad-Mina“ täideti 43 katseisiku poolt ühel korral neutraalses tingimuses. Viimast testikomplekti VIF küsimustikku täitis nii konkursil kui neutraalses tingimuses 29 katseisikut, kellest 82,8% moodustasid meessoost ( $N = 24$ ) ning 17,2% naissoost katseisikud ( $N = 5$ ). Isikute vanus ulatus 19÷27 eluaastani ( $M = 21,00$ ,  $SD = 1,71$ ).

### Küsimustikud

Uurimuses kasutatakse eesti keelde tõlgitud sotsiaalse soovitavuse küsimustikku SDS-17 (Stöber, 2001), mis on seostatud Hui (2001) topelthindamise meetodiga. Esialgne SDS-17 küsimustik on tõlgitud eesti keelde käesoleva uurimistöö juhendaja Aavo Luuk'i poolt. Ühes küsimustikus on 17 väidet ning sellele vastatakse ühel katsekorral kaks korda erineva instruksiooniga. Ühe küsimustiku instruksiooniks on vastata väidetele nii, nagu vastaksid sellele teised endasarnased inimesed ning teisele vastata ausalt enda kohta (vt Lisa 1). Küsimustiku eestikeelsed väited on lisatud töö lõppu (vt Lisa 2). Originaalsele SDS-17

küsimustikule saab vastata ainult kas jaatavalt või eitavalt. Käesolevas töös on vastamisskaala muudetud viiepalliseks (0 – vale/ei ole nõus; 4 – õige/täiesti nõus), et küsimustikule vastajatele anda suurem valikuvõimalus. Samuti muudab see tervele küsimustikekomplektile vastamise lihtsamaks, sest erinevatele küsimustikele saab vastused anda samasugusel skaalal. Peale asjakohaste väidete vastuste pööramist summeeritakse kõik küsimustiku vastused. Minimaalne ühe küsimustiku punktisumma on 0 ja maksimaalne 68. Mida kõrgem punktisumma, seda kõrgem on sotsiaalse soovitavuse näit.

Uuringus kasutatakse nelja erinevat testikomplekti, millest kolm esimest sisaldavad SDS-17 skaalat ning vastavalt küsimustike järjekorrale tähistan need komplektid järgnevalt: „Nemad-Mina“, „Mina-Nemad“ ja „Tuttavad-Mina“. Neist viimane testikomplekt sisaldab tööuurimismeeskonna poolt lisatud muudatust küsimustiku instruksioonis – teiste „endasarnaste isikute“ kohta vastamine vahetati ümber instruksiooniga vastata „tuttavate isikute“ kohta. Eeldusel, et tuttavate inimeste kohta võidakse vastata teistmoodi kui võõraste inimeste kohta. Neljas testikomplekt sisaldab isiksuse VIF küsimustikku (Pulver *et al.*, 1995), mis oli Eesti Lennuakadeemia sisseastumiskatsetel kasutusel enne 2010. aastat. Selle küsimustiku sisse on lisatud sotsiaalset soovitavust mõõtvad väited, mis moodustavad omaette alaskaala.

### **Katse käik**

Uurimuses kasutatakse küsimustike tulemusi, mis on läbi viidud Eesti Lennuakadeemia sisseastumiskatsete raames 2009., 2010. ja 2011. aasta suvel ning käesoleva uurimistöö jaoks korraldatud katsetest neutraalses tingimuses õppeperioodi ajal 2011. aasta kevadsemestril. Sisseastumiskatsetel toimub päeva jooksul erinevatele testidele vastamine, mille seas on ka käesolevas uurimistöös kasutatav SDS-17 küsimustik koos isiksuseküsimustikuga. Järgnevalt kirjeldan täpsemalt neutraalses tingimuses läbiviidud katse käiku.

Katseisikuid teavitati uurimuses osalemisest nende loengus või selle lõpus käesoleva töö juhendaja, autori või kaasüliõpilase poolt, mille järel toimus ka testikomplektile vastamine. Avatud ülikooli üliõpilased täitsid küsimustikke endale vabal ajal ja kohas. Katses osalemine oli vabatahtlik. Katseisikuid informeeriti sellest, et katse tulemusi kasutatakse üliõpilastöodes ning nende andmed ei satu kolmandate isikute kätte. Katseisikutel oli võimalik saada oma tulemuste kohta tagasisidet. Testikomplekt algas nõusolekulehe allkirjastamisega ning oma nime ja kuupäeva lisamisega küsimustikule. Nimi on vajalik erineval katsekorral täidetud küsimustike

tulemuste kokku viimiseks, eelkõige just sisseastumiskatsetel täidetud küsimustike kokkuviiamiseks neutraalses tingimuses täidetud küsimustikega. Katseisikud täitsid ühel katsekorral küsimustiku vormis kaks sotsiaalse soovitavuse küsimustikku ning ühe isiksuseküsimustiku. Testikomplekti kuulusid ka käesolevas uurimistöös mittekäsitletavat küsimustikud, mis asetsevad testikomplekti lõpus. Katseisikutel oli testikomplekti täitmiseks aega nii palju kui vaja, kuid eelnevalt informeeriti neid sellest, et aega läheb keskmiselt 30 minutit. Olenevalt küsimustiku täitmise korrast varieerus küsimustike järjekord. Pärast katses osalemist tänati katseisikuid ning soovijatele võimaldati tagasiside nende isiksuseomaduste kohta, mis saadeti elektroonselt koos suure viisiku (Costa & McCrae, 1992) dimensioonide kirjeldusega. Üliõpilased, kes osalesid mitmes katses, said ka lisapunkte psühholoogiaalase ainekursuse raames. Kõikide testimiskordade vahele jäi ajaliselt vähemalt kolm nädalat.

Eesti Lennuakadeemia sisseastumiskatsetel vastatakse esimesena sotsiaalse soovitavuse küsimustikule teiste endasarnaste inimeste kohta, seejärel enda kohta ning siis vastatakse isiksuseküsimustikule. Samas järjekorras vastasid testikomplektile ka käesoleva uurimistöös katseisikud esimesel vastamiskorral neutraalses tingimuses. Teisel vastamiskorral täitsid katseisikud kõigepealt sotsiaalse soovitavuse küsimustiku enda kohta, seejärel teiste endasarnaste inimeste kohta ning siis vastati isiksuseküsimustikule. Kolmandal vastamiskorral vastati küsimustikele samas järjekorras nagu esimesel katsekorral, kuid esimesena vastati „tuttavate“ isikute kohta ja seejärel enda kohta. Samad katseisikud võtsid osa ka neljandast katsekorral, mille raames täideti VIF isiksuseküsimustikku, mis sisaldab teistsugust sotsiaalse soovitavuse alaskaalat.

### Tulemused

Saadud andmeid töödeldi andmetöötlusprogrammiga *SPSS 15.0*. Omavahel võrreldi erineva testide järjekorraga sotsiaalse soovitavuse küsimustike tulemusi. Põhilised andmetöötluse meetodid olid ühefaktoriline dispersioonanalüüs (*one way ANOVA*) ja kordumõõtmiste dispersioonanalüüs (*repeated measures ANOVA*) ning *t*-test sõltuvate gruppide võrdlemiseks. Testi faktorstruktuuri määramiseks kasutati faktoranalüüsi. Paralleelanalüüsi läbiviimiseks kasutati programmi *Monte Carlo PCA for Parallel Analysis*. Teiste inimeste ja enda kohta vastatud küsimustiku tulemused on märgitud lühidalt SD Nema ja SD Mina (*SD = social desirability*).

### Faktoranalüüs

Küsimustiku faktorstruktuuri määramiseks viidi läbi eksploratiivne faktoranalüüs andmemaatriksi Varimax pööramisega. Sobiva faktorite arvu leidmiseks kasutati paralleelanalüüsi, sest see on üks täpsemaid faktorite arvu leidmise meetodeid (Hayton, Allen & Scarpello, 2004). Selle tulemusena jäetakse alles need faktorid, mille omaväärtused on suuremad, kui sama suure juhuslikult genereeritud andmetabeli analüüsimisel saadud omaväärtused. Kommunaliteedi alamväärtuseks määrasin 0,30 ehk 30% ning faktorlaadungite kaaluks 0,50.

Analüüsides eraldi esimesel vastamiskorral ( $N = 221$ ) ja teisel vastamiskorral ( $N = 104$ ) saadud tulemusi ning kõikide vastamiskordade tulemusi kokku ( $N = 372$ ) varieerus SD Mina kogutesti Cronbach'i  $\alpha = 0,78 \div 0,80$ . SD Nemad kogutesti puhul varieerus Cronbach'i  $\alpha = 0,90 \div 0,92$ . Tabelis 1 on märgitud erinevate testikomplektide SD Mina ja SD Nemad küsimustiku Cronbach'i  $\alpha$ . Kahe küsimustiku kokkulisamisel (kokku 34 väidet) on „Mina-Nemad“ ja „Nemad-Mina“ küsimustiku Cronbach'i  $\alpha = 0,89$  ning „Tuttavad-Mina“ küsimustiku korral  $\alpha = 0,93$ .

**Tabel 1.** Erinevate testikomplektide 17-väitelise küsimustiku Cronbach'i  $\alpha$

Testide järjekord		$N$	$\alpha$
„Mina-Nemad“	SD Nemad	122	0,92
	SD Mina	122	0,77
„Nemad-Mina“	SD Nemad	207	0,90
	SD Mina	207	0,80
„Tuttavad-Mina“	SD Nemad	43	0,94
	SD Mina	43	0,86
Kokku	SD Nemad	372	0,91
	SD Mina	372	0,80

Stöber (2001) jättis analüüsist välja küsimustiku neljanda väite (Nad on proovinud keelatud aineid nagu kanep, kokaiin või muud sellised), sest selle korrigeeritud korrelatsioon kogu testiga (*corrected item-total correlation*) oli kõigest  $r = -0,07$ . Eelnevates uuringutes on see olnud  $r = 0,27$  ja  $r = 0,37$ , mistõttu enne Stöberi teist uuringut on see väide küsimustikku alles jäänud. Kasutades kõikide katseisikute tulemusi ( $N = 372$ ) oli neljanda väite korrigeeritud korrelatsioon kogu testiga  $r = 0,19$ . Kui eemaldada see väide küsimustikust, muutuks küsimustiku Cronbach'i  $\alpha$  väärtus ainult 0,01 punkti võrra suuremaks. Esimese faktoranalüüsi

puhul ( $N = 221$ ) oli neljanda väite korrelatsioon kogutestiga  $r = 0,23$  ning teise faktoranalüüsi ( $N = 104$ ) puhul  $r = 0,06$ . Ülejäänud väidete korrelatsioonid kogu skaalaga olid tugevamad. Esialgsesse faktoranalüüsi jäeti neljas väide sisse.

Paralleelanalüüs näitas kõikide vastamiskordade ( $N = 372$ ) ning 17-väitelise küsimustiku korral kõrgeimat juhuslikku omaväärtust 1,38, millest suuremaid omaväärtusi arvestati faktoranalüüsis faktorite arvu määramisel. Esialgne faktoranalüüs tõi SD Mina küsimustiku korral välja kahefaktorilise struktuuri (vt Tabel 2). Üks faktor kirjeldas 26,4% ja teine 9,7% alg tunnuste koguvariatiivsusest ning kokku kirjeldasid need kaks faktorit 36% koguvariatiivsusest. Heaks peetakse tavaliselt mudelit, mis kirjeldab üle 60% alg tunnuste variatiivsusest.

**Tabel 2.** 17-väitelise küsimustiku väidete faktorlaadungid ( $N = 372$ )

Väite number	1. faktor	2. faktor
5	<b>0,77</b>	-0,06
13	<b>0,74</b>	-0,18
14	<b>0,66</b>	-0,08
2	<b>0,65</b>	-0,06
8	<b>0,55</b>	-0,17
6	-0,49	0,37
3	0,46	-0,16
10	0,41	-0,34
9	0,41	-0,08
15	0,01	<b>0,73</b>
7	-0,19	<b>0,65</b>
11	-0,30	<b>0,54</b>
1	-0,21	<b>0,54</b>
16	0,14	<b>-0,53</b>
4	0,12	<b>0,51</b>
17	-0,31	0,47
12	0,17	-0,26

**Märkus:** Poolpaksus kirjas on märgitud faktorlaadungid, mis on kõrgemad kui 0,50

Kommunaliteedid ulatusid erinevate väidete puhul 0,10÷0,59. Eemaldades väited 3 ja 12, sest nende faktorlaadungid olid alla 0,50 ning kommunaliteedid vastavalt 0,24 ja 0,10, jäi alles küll kahefaktoriline struktuur, mille kirjeldusvõime oli 39%, kuid nüüd jäid teise faktori alla

kõigest kaks väidet. Eemaldades ülejäänud väited, mille kommunaliteedid jäid alla 0,30 ja faktorlaadungid alla 0,50, moodustus erinevate andmete analüüsimisel ühesugune ühefaktoriline struktuur, mis seletas kokku 45÷52% küsimuste koguvariatiivsusest SD Mina küsimustiku korral ning 57÷60% SD Nemad küsimustiku korral. Küsimustikku jäi alles kuus väidet, mille faktorlaadungid on esitatud tabelis (vt Tabel 3) ning mille kommunaliteedid ulatusid 0,36÷0,61. Cronbach'i  $\alpha$  varieerus erinevate andmete analüüsimisel SD Mina küsimustiku korral  $\alpha = 0,75\div 0,81$  ja SD Nemad küsimustiku korral  $\alpha = 0,85\div 0,87$ . Väidete ja koguskaala vahelised korrelatsioonid olid tugevad. Faktorit võiks sisuliselt nimetada „Teiste inimestega arvestamiseks“. Järgnevalt kasutati andmete analüüsimisel nii algse 17-väitelise sotsiaalse soovitatavuse küsimustiku tulemusi kui ka lühendatud kuueväitelise küsimustiku tulemusi.

**Tabel 3.** Kuueväitelise küsimustiku väidete faktorlaadungid ( $N = 372$ )

Väide	faktorlaadung
13 - Isegi stressi mõju all olles jäävad nad teistega alati sõbralikeks ja viisakaiks	<b>0,78</b>
5 - Nad arvestavad alati teiste arvamustega isegi siis, kui teised ei nõustu nende omadega	<b>0,77</b>
14 - Vaidlustes jäävad nad alati objektiivseteks ja tõsiasju arvestavateks	<b>0,68</b>
2 - Nad tunnistavad alati oma vigu avalikult ja on valmis võimalikeks neist tulenevateks negatiivseteks tagajärgedeks	<b>0,65</b>
6 - Aeg-ajalt elavad nad oma halva tuju teiste peal välja	<b>-0,61</b>
8 - Vestluste ajal kuulavad nad alati tähelepanelikult ja lasevad teistel oma laused lõpetada	<b>0,60</b>

**Märkus:** Poolpaksus kirjas on märgitud faktorlaadungid, mis on kõrgemad kui 0,50

### Sugudevahelised erinevused

Ühefaktoriline dispersioonanalüüs (faktor: sugu) ei näidanud soolist erinevust SD Mina kogutesti keskmiste tulemuste vahel nii konkursil  $F(1, 100) = 0,02, p = 0,899, \eta_p^2 = 0,01$  kui neutraalses tingimuses  $F(1, 102) = 0,15, p = 0,704, \eta_p^2 = 0,01$ . Samuti puudus soost sõltuv erinevus SD Nemad küsimustiku puhul konkursil  $F(1, 100) = 0,05, p = 0,829, \eta_p^2 = 0,01$  ja neutraalses tingimuses  $F(1, 102) = 0,46, p = 0,500, \eta_p^2 = 0,01$ . Küsimustiku keskmised tulemused sugude lõikes on välja tabelis (vt Tabel 4). See tulemus on kooskõlas eelnevate uuringutega (Stöber, 2001).

**Tabel 4.** Sotsiaalse soovitavuse „Nemad-Mina“ küsimustiku tulemused katsetel ja neutraalses tingimuses sugude lõikes

Sugu	Küsimustik	N	Konkurss		Neutraalne		
			M	StDev	N	M	StDev
Naissoost	SD Nemad	30	34,87	14,50	40	31,80	10,95
	SD Mina	30	45,33	9,91	40	39,95	10,04
	SD Nemad (6 väidet)	30	11,47	5,66	40	10,80	5,32
	SD Mina (6 väidet)	30	15,23	4,36	40	14,15	5,17
Meessoost	SD Nemad	72	34,26	12,04	64	33,20	9,85
	SD Mina	72	45,57	7,97	64	40,70	9,65
	SD Nemad (6 väidet)	72	12,21	4,98	64	12,45	4,12
	SD Mina (6 väidet)	72	16,50	2,95	64	15,69	3,78

**Märkus:** Lühend SD tähistab sotsiaalset soovitavust (*social desirability*) ning lühend StDev tähistab standardhälvet (*standard deviation*)

Kuueväitelise küsimustiku puhul ilmnes Levene'i testi järgi, et tulemuste hajuvused soo lõikes ei ole sarnased. Seda nii konkurssitingimuses SD Mina küsimustiku korral  $L(1, 100) = 4,59$ ,  $p = 0,035$ , neutraalses tingimuses SD Mina küsimustiku korral  $L(1, 102) = 4,40$ ,  $p = 0,038$  ja SD Nemad küsimustiku korral  $L(1, 102) = 4,32$ ,  $p = 0,040$ . Seetõttu kasutati dispersioonanalüüsi tulemuste asemel Welch'i  $t$ -testi, mis näitas, et konkursil SD Mina küsimustiku tulemus ei ole statistiliselt oluliselt erinev sugude vahel  $t(1, 40,48) = 2,13$ ,  $p = 0,152$ . Sama kehtis ka neutraalses tingimuses täidetud SD Mina küsimustiku tulemuse kohta  $t(1, 64,85) = 2,65$ ,  $p = 0,108$ . Neutraalses tingimuses täidetud SD Nemad küsimustiku puhul võib näha kalduvust soolistele erinevustele  $t(1, 67,82) = 2,81$ ,  $p = 0,098$ . VIF sotsiaalse soovitavuse küsimustiku puhul sugudevahelist erinevust määrata ei saanud, sest seda testi täitis ainult viis naissoost katseisikut ning 24 meessoost katseisikut.

### Sotsiaalse soovitavuse küsimustiku tulemused erinevates situatsioonides

Esimese hüpoteesi kontrollimiseks, kas sisseastumiskatsetel täidetud sotsiaalse soovitavuse küsimustiku tulemus oli kõrgem kui neutraalses tingimuses täidetud küsimustiku tulemus, viidi läbi ühefaktoriline dispersioonanalüüs. Sõltumatuks muutujaks on testi täitmise tingimus (konkurss või neutraalne). Sisseastumiskatsetel täidetud küsimustike keskmisi tulemusi võrreldi neutraalses tingimuses samas järjekorras („Nemad-Mina“) täidetud küsimustike

keskmiste tulemustega (vt Tabel 5). Konkursitingimuses oli nii SD Mina kui SD Nemad küsimustiku tulemus kõrgem kui neutraalses situatsioonis. Erinevus oli suurem SD Mina küsimustiku puhul, mille keskmine tulemus osutus konkursitingimuses 5,08 punkti võrra kõrgemaks kui neutraalses. SD Nemad küsimustiku keskmine tulemus oli konkursitingimuses 1,60 punkti kõrgem kui neutraalses tingimuses.

**Tabel 5.** Sotsiaalse soovitavuse küsimustike keskmised tulemused konkursil ja neutraalses situatsioonis

Küsimustiku tüüp	N	Konkurss		Neutraalne		
		M	StDev	N	M	StDev
SD Nemad	102	34,44	12,74	104	32,66	10,26
SD Mina	102	45,50	8,54	104	40,41	9,76
SD Nemad (6 väidet)	102	12,00	5,18	104	11,82	4,67
SD Mina (6 väidet)	102	16,13	3,45	104	15,10	4,41
VIF	29	16,97	5,32	29	14,13	4,08

**Märkus:** Lühend SD tähistab sotsiaalset soovitavust (*social desirability*) ning lühend *StDev* tähistab standardhälvet (*standard deviation*)

Dispersioonide homogeensuse kontrollimiseks kasutatav Levene'i test näitas SD Mina küsimustiku korral tulemuste hajuvuste sarnasust  $L(1, 204) = 0,72$ ,  $p = 0,399$ , kuid mitte SD Nemad küsimustiku korral  $L(1, 204) = 6,70$ ,  $p = 0,010$ . Ühefaktoriline dispersioonanalüüs avaldas SD Mina küsimustiku kohta, et tulemused erinevad statistiliselt oluliselt olenevalt küsimustiku täitmise situatsioonist  $F(1, 204) = 15,83$ ,  $p < 0,001$ ,  $\eta_p^2 = 0,07$ . Efekti suurus on siiski väga madal. SD Nemad küsimustiku korral näitas Welch'i *t*-test erinevuse puudumist kahe testimiskorra ehk kahe situatsiooni vahel  $t(1, 193,51) = 1,21$ ,  $p = 0,272$ . Kuueväitelise SD Mina küsimustiku korral ilmnas Levene'i testiga tulemuste hajuvuste erinevus  $L(1, 204) = 3,74$ ,  $p = 0,055$ . Welch'i *t*-test näitas kalduvust erinevusele kahe testimiskorra vahel  $t(1, 194,50) = 3,51$ ,  $p = 0,063$ . Kuueväitelise SD Nemad küsimustiku korral dispersioonanalüüs kahe testimiskorra vahel erinevust ei näidanud  $F(1, 204) = 0,06$ ,  $p = 0,801$ ,  $\eta_p^2 = 0,01$ .

VIF sotsiaalse soovitavuse alaskaala kohta näitas korduvmõõtmiste dispersioonanalüüs (faktor: situatsioon) statistiliselt olulist erinevust kahe testimiskorra vahel  $F(1, 28) = 12,14$ ,  $p = 0,002$ ,  $\eta_p^2 = 0,30$ . Siinkohal on efekti suurus kõrgem, kuid jääb alla soovitud  $\eta_p^2 > 0,50$  piiri.

Sellega sai kinnitust esimene hüpotees, et konkursitingimuses vastatakse küsimustikule rohkem sotsiaalselt soovitavalt kui neutraalses tingimuses nii SDS-17 SD Mina küsimustiku kui VIF küsimustiku korral. See tulemus on kooskõlas eelnevate uuringutega (Stöber, 2001; Blake *et al.*, 2006). Kuueväitelise küsimustiku korral ei näidanud dispersioonanalüüs aga statistiliselt olulist erinevust kahe erinevas situatsioonis toimunud testimiskorra vahel.

### Sotsiaalse soovitavuse küsimustike järjekorra mõju tulemustele

Teise hüpoteesi kontrollimiseks, kas enesekohase küsimustiku sotsiaalse soovitavuse määr on madalam siis, kui esimesena täidetakse küsimustik teiste inimeste kohta, viidi läbi korduvmõõtmiste dispersioonanalüüs (faktor: järjestus) neutraalses tingimuses täidetud küsimustikega. Esimesel korral kasutati katseisikute tulemusi, kes täitsid kõigepealt „Nemad-Mina“ ja seejärel „Mina-Nemad“ küsimustiku. Erinevas järjekorras täidetud küsimustike tulemuste keskmiste erinevus on väike (vt Tabel 6).

**Tabel 6.** Kahes järjekorras täidetud küsimustike tulemuste keskmised ja standardhälbed

Järjekord	Küsimustiku tüüp	<i>N</i>	<i>M</i>	<i>StDev</i>
„Nemad-Mina“	SD Nemad	76	32,57	10,77
	SD Mina	76	40,93	9,26
	SD Nemad (6 väidet)	76	11,78	4,88
	SD Mina (6 väidet)	76	15,22	4,23
„Mina-Nemad“	SD Nemad	76	31,53	11,41
	SD Mina	76	41,12	8,16
	SD Nemad (6 väidet)	76	11,57	4,70
	SD Mina (6 väidet)	76	15,47	3,89

**Märkus:** Lühend SD tähistab sotsiaalset soovitavust (*social desirability*) ning lühend *StDev* tähistab standardhälvet (*standard deviation*)

Korduvmõõtmiste dispersioonanalüüs näitas, et SD Mina küsimustiku korral ei olnud järjestusel statistiliselt olulist erinevust  $F(1, 75) = 0,11$ ,  $p = 0,746$ ,  $\eta_p^2 = 0,01$ . Sama kehtib ka SD Nemad küsimustiku kohta - statistiliselt olulist erinevust kahe testitulemuse vahel pole  $F(1, 75) = 1,22$ ,  $p = 0,273$ ,  $\eta_p^2 = 0,02$ . Kuueväitelise SD Mina ja SD Nemad küsimustiku korral polnud

kahel küsimustiku järjestusel samuti statistiliselt olulist erinevust (vastavalt  $F(1, 75) = 0,80$ ,  $p = 0,376$ ,  $\eta_p^2 = 0,01$  ja  $F(1, 75) = 0,20$ ,  $p = 0,660$ ,  $\eta_p^2 = 0,01$ ).

Kolmanda küsimustiku „Tuttavad-Mina“ tulemuste erinevuse kontrollimiseks teistest küsimustikest kasutati samuti korduvmõõtmiste dispersioonanalüüsi. SD Mina keskmistest tulemustest (vt Tabel 7) võib näha, et „Tuttavad-Mina“ küsimustikus on keskmine sotsiaalse soovitatavuse määr kõige kõrgem ning „Nemad-Mina“ küsimustiku puhul on SD Mina tulemus kõige madalam.

**Tabel 7.** Kolme testimiskorra keskmised tulemused ja standardhälbed

Järjekord	Küsimustiku tüüp	<i>N</i>	<i>M</i>	<i>StDev</i>
„Nemad-Mina“	SD Nemad	45	32,82	10,60
	SD Mina	45	40,76	9,47
	SD Nemad (6 väidet)	45	12,16	4,31
	SD Mina (6 väidet)	45	15,36	3,58
„Mina-Nemad“	SD Nemad	45	31,16	12,00
	SD Mina	45	42,02	8,54
	SD Nemad (6 väidet)	45	11,49	4,84
	SD Mina (6 väidet)	45	16,09	3,56
„Tuttavad-Mina“	SD Tuttavad	45	32,49	12,79
	SD Mina	45	42,53	10,33
	SD Tuttavad (6 väidet)	45	12,38	5,21
	SD Mina (6 väidet)	45	16,93	3,84

**Märkus:** Lühend SD tähistab sotsiaalset soovitatavust (*social desirability*) ning lühend *StDev* tähistab standardhälvet (*standard deviation*)

Dispersioonanalüüs näitas erinevust kolme katsekorra tulemuste vahel  $F(2, 88) = 2,94$ ,  $p = 0,058$ ,  $\eta_p^2 = 0,06$ . Kui lugeda  $p = 0,058$  statistiliselt oluliseks erinevuse määraks, siis vähemalt kahe katsekorra vahel on statistiliselt oluline erinevus. Kuigi efekti suurus on samuti väga madal, kontrolliti erinevuse asukohta, milleks viidi läbi paaris *t*-testi SD Mina kolme katsekorra tulemustega. Paaris *t*-test näitas statistiliselt olulist erinevust „Nemad-Mina“ ja „Tuttavad-Mina“ SD Mina testitulemuste vahel ( $t = -2,248$ ,  $df = 44$ ,  $p = 0,030$ ) nii, et „Tuttavad-Mina“ küsimustiku SD Mina keskmine tulemus oli 1,78 punkti kõrgem kui „Nemad-Mina“ SD Mina küsimustiku keskmine tulemus. Selle valimi korral näitas *t*-test kalduvust erinevusele ka „Nemad-Mina“ ja „Mina-Nemad“ küsimustike vahel ( $t = -1,932$ ,  $df = 44$ ,  $p = 0,060$ ) selliselt, et

„Mina-Nemad“ küsimustiku SD Mina keskmine tulemus oli kõrgem kui „Nemad-Mina“ küsimustiku korral. Teine hüpotees võiks siit nõrka kinnitust leida, kuid nagu eelnevas lõigus näha oli, muutus see erinevus valimi suurendamisel statistiliselt mitteoluliseks. Seega on teine hüpotees ümber lükatud – sotsiaalse soovitavuse küsimustiku tulemus ei sõltu küsimustike järjekorrast ning enesekohase küsimustiku skoor ei ole madalam, kui eelnevalt vastata teiste inimeste kohta. „Mina-Nemad“ ja „Tuttavad-Mina“ testimiskordade vahel statistiliselt olulist erinevust pole ( $t = -0,63$ ,  $df = 44$ ,  $p = 0,530$ ). SD Nemad küsimustiku tulemused ei erinenud kolme katsekorra vahel statistiliselt oluliselt  $F(2, 88) = 1,01$ ,  $p = 0,370$ ,  $\eta_p^2 = 0,02$ .

Kuueväitelise SD Mina küsimustiku korral näitas kordusmõõtmiste dispersioonanalüüs statistiliselt olulist erinevust kolme katsekorra vahel  $F(2, 88) = 8,21$ ,  $p = 0,001$ ,  $\eta_p^2 = 0,16$ . Efekti suurus oli jällegi väga väike. Erinevuse asukoha leidmiseks viidi läbi paaris  $t$ -testi, mis näitas statistiliselt olulist erinevust kõikide katsekordade vahel (vt Tabel 8). SD Nemad küsimustiku kuueväitelise variandi korral kordusmõõtmiste dispersioonanalüüs statistiliselt olulist erinevust kolme katsekorra vahel ei näidanud  $F(2, 88) = 1,11$ ,  $p = 0,335$ ,  $\eta_p^2 = 0,03$ .

**Tabel 8.** Kuueväitelise küsimustiku paaris  $t$ -testi tulemused

Küsimustike järjestuste testipaarid	$t$	$df$	$p$
„Nemad-Mina“ – „Mina-Nemad“	-2,22	44	<b>0,032</b>
„Nemad-Mina“ – „Tuttavad-Mina“	-3,74	44	<b>0,001</b>
„Mina-Nemad“ – „Tuttavad-Mina“	-2,06	44	<b>0,045</b>

### Endale ja teistele antud hinnangute vaheline seos

Endale ja teistele antud hinnangute vahelist seost kontrolliti neutraalses ja konkursitingimuses kordusmõõtmiste dispersioonanalüüsiga (faktor: instruksioon). Tulemused näitasid, et nii neutraalses kui konkursitingimuses katseisikute antud vastused endale ja teistele erinesid statistiliselt oluliselt. See kehtis kõikide testikomplektide ning nii kogutesti kui kuueväitelise testivariandi korral (vt Tabel 9). Efekti suurus oli erinevate küsimustike järjestuste korral rahuldav, enamus kordadel  $\eta_p^2 > 0,50$ .

**Tabel 9.** Endale ja teistele antud hinnangute dispersioonanalüüsi statistikud

Tingimus	Küsimustike järjestus	<i>df1</i>	<i>df2</i>	<i>F</i>	<i>p</i>	$\eta_p^2$
Konkurss	„Nemad-Mina“	1	101	139,50	0,001	0,58
	„Nemad-Mina“ (6 väidet)	1	101	124,23	0,001	0,55
Neutraalne	„Nemad-Mina“	1	148	112,78	0,001	0,43
	„Mina-Nemad“	1	76	76,44	0,001	0,50
	„Tuttavad-Mina“	1	44	53,93	0,001	0,55
	„Nemad-Mina“ (6 väidet)	1	148	92,85	0,001	0,39
	„Mina-Nemad“ (6 väidet)	1	76	59,82	0,001	0,44
	„Tuttavad-Mina“ (6 väidet)	1	44	46,74	0,001	0,52

Paaris *t*-test näitas konkursitingimuses kõikide väidete ja neutraalses tingimuses peaaegu kõikide väidete korral statistiliselt olulist erinevust endale ja teistele antud hinnangute vahel (vt Lisa 3). Neutraalses tingimuses olid kahe väite tulemused enda ja teiste kohta sarnased. Nendeks on seitsmes väide (Olen vähemalt ühel korral kedagi ära kasutanud / Nad on vähemalt ühel korral kedagi ära kasutanud) ja 15. väide (Vähemalt ühel korral olen jätnud laenatud asja tagastamata / Vähemalt ühel korral on nad jätnud laenatud asja tagastamata). Need kaks väidet on ainukesed, mille sõnastuses kasutatakse väljendit „vähemalt ühel korral“.

Keskmete võrdlemisel tuli välja, et kõiki sotsiaalselt soovitavaid väiteid hinnati enesekohastele väidetele vastates kõrgemalt kui teiste kohta ning sotsiaalselt ebasoovitavaid väiteid hinnati kõrgemalt teiste inimeste kohta vastates. Konkursitingimustes olid keskmised samas suunas kõrgemaid. Kõige suurem erinevus (-1,05 punkti) enda ja teiste kohta vastamisel oli väitele nr 4 (Olen proovinud keelatud ained nagu kanep, kokaiin või muud sellised) konkursitingimuses. See on arusaadav, arvestades, et Eesti Lennuakadeemiasse sisseaamiseks ei tohi kandidaat illegaalsete tegevustega seotud olla. Neutraalses situatsioonis muutus keskmiste erinevus sama suureks kui teiste väidete korral (-0,51 punkti). Kokkuvõtlikult sai sellega kolmas hüpotees ümberlükatud – enda ja teiste kohta antud vastused ei ole sarnased.

### Sotsiaalse soovitavuse küsimustike omavaheline seos

Samade katseisikute ( $N = 29$ ) Pearsoni korrelatsioonid VIF sotsiaalse soovitavuse alaskaala tulemuste vahel sisseastumiskatsetel ja neutraalses tingimuses olid  $r = 0,36$ ,  $p = 0,057$ . Neutraalses tingimuses täidetud VIF vastava alaskaala korrelatsioonid SDS-17 küsimustiku erinevate variantidega on madalad – paiknevad vahemikus  $r = 0,21 \div 0,40$ . Statistiliselt oluline

korrelatsioon oli VIF sotsiaalse soovitavuse alaskaalal ainult „Tuttavad-Mina“ küsimustikuga  $r = 0,40$ ,  $p = 0,029$ . Konkursitingimuses täidetud VIF küsimustiku sotsiaalse soovitavuse skoor oli teiste sotsiaalselt soovitavust mõõtvate küsimustikega samuti madalas seoses  $r = 0,30$ – $0,44$ . Statistiliselt olulised korrelatsioonid olid „Mina-Nemad“ ( $r = 0,36$ ,  $p = 0,047$ ) ja „Tuttavad-Mina“ SD Mina küsimustiku tulemusega ( $r = 0,44$ ,  $p = 0,013$ ). „Nemad-Mina“ SD Mina küsimustikuga ei olnud kummagi katsekorra tulemustel statistiliselt olulist seost (sisseastumiskatsetel  $r = 0,30$ ,  $p = 0,103$  ja neutraalses tingimuses  $r = 0,26$ ,  $p = 0,171$ ). Sellega on teine hüpotees ümber lükatud – kahe uurimuses kasutatava sotsiaalselt soovitavat vastamist mõõtvate küsimustiku tulemuste vahel ei ole tugevat seost, mis oleks küsimustiku konvergentse valiidsuse eelduseks.

Kuueväitelise SD küsimustiku korrelatsioonid esialgse SD küsimustikuga olid kõrged. Neutraalses tingimuses SD Mina seos kuueväitelise SD Mina küsimustikuga oli  $r = 0,81$ ,  $p = 0,001$ . SD Nemad seos kuueväitelise SD Nemad küsimustikuga  $r = 0,89$ ,  $p = 0,001$ . Konkursitingimuses olid vastavad korrelatsioonid  $r = 0,75$ ,  $p = 0,001$  ja  $r = 0,92$ ,  $p = 0,001$ . Kuueväiteliste küsimustikega võrreldes oli VIF küsimustike seosed erinevate testikomplektidega madalad, ulatudes vahemikku  $r = 0,16$ – $0,29$ . Samamoodi nagu 17-väitelise küsimustikuga, olid kõrgemad korrelatsioonid „Tuttavad-Mina“ küsimustikuga.

### Arutelu ja järeldused

Käesolevast uuringust selgus, et kõik Hui (2001) ja Stöber'i (2001) poolt leitud tulemused ei kehtinud antud valimi puhul. Tulemused olid varasemaga kooskõlas küsimustiku sooliste erinevuste puudumise osas ning selles, et konkursitingimustes olid katseisikute sotsiaalse soovitavuse skoorid kõrgemad kui neutraalses. See kehtis nii SDS-17 „Nemad-Mina“ kui VIF sotsiaalse soovitavuse alaskaala korral. Antud valimi juures võib sellise tulemuse põhjuseks pidada soovitud kõrgkooli sisseastumise soovi, mistõttu ilustati enesekohaste väidete vastuseid. Kuid eelnenud küsimustik teiste inimeste kohta ei alandanud sotsiaalset soovitavust enesekohastele väidetele vastamisel, katseisikud ei hinnanud ennast samamoodi kui teisi inimesi ning SDS-17 küsimustiku tulemused ei olnud VIF küsimustiku sotsiaalse soovitavuse skooriga korrelatsioonis. 17-väitelise küsimustiku Cronbach'i  $\alpha$  oli erinevatel katsekordadel piisavalt kõrge selleks, et küsimustiku usaldusväärsust kinnitada. Faktoranalüüs ei näidanud aga küsimustiku ideaalset faktorstruktuuri – nii ühe- kui kahefaktorilise struktuuri kirjeldusvõime oli

madal, kõik väited ei olnud kogutestiga seoses ning väidete faktorlaadungid ja kommunaliteetid jäid vajalikust madalamaks. Kuueväitelise küsimustiku korral olid need näitajad normis ning ühefaktorilise struktuuri kirjeldusvõime suurem, kuid samuti mitte piisav.

Nagu mainitud, tuli käesolevast uuringust välja, et küsimustike järjekorral ei olnud statistiliselt olulist mõju testitulemustele. Teiste kohta käiva küsimustiku lisamine enesekohase küsimustiku ette ei muutnud enesekohase küsimustiku tulemusi statistiliselt oluliselt madalamaks. Kui arvestada Käsik'u (2011) uurimust samade katseisikute isiksuseküsimustike põhjal, siis võib kandideerimissituatsioonis sotsiaalse soovitavuse küsimustikust siiski kasu olla. Tema uurimuses selgus, et viimasel kahel aastal on Eesti Lennuakadeemia sisseastumiskatsetel kasutatava isiksuse testikomplekti puhul katseisikute tulemused olnud nii kandideerimis- kui neutraalses ühesugused. Viimasel kahel aastal on enne isiksuseküsimustikku täidetud sotsiaalse soovitavuse küsimustik nii teiste kui enda kohta. Eelnevalt kasutatud VIF küsimustiku puhul ilmnisid erinevused nii meelekindluse kui avatuse dimensioonis erinevates testimissituatsioonides. Kuigi sotsiaalse soovitavuse küsimustik teiste inimeste kohta ei mõjutanud enesekohaseid vastuseid sotsiaalse soovitavuse küsimustikus, siis võis sellel siiski olla mõju isiksuseküsimustiku vastustele, mida täidetakse peale sotsiaalse soovitavuse küsimustikke.

Originaalsele testikomplektile lisatesti „Tuttavad-Mina“ lisamine osutus ebavajalikuks, sest kuigi selle küsimustiku tulemused erinesid „Nemad-Mina“ küsimustiku tulemustest, oli see erinevus mittesoovitud suunas. Lisatesti tulemused olid sama kõrged nagu esimesena enesekohasele küsimustikule vastamisel. SD Nemad küsimustikus paluti katseisikutel kirjeldada enamus endasarnaseid inimesi, kes on samast rahvusest, soost, sama vanusega ning sarnastes olukordades viibivad. SD Tuttavad küsimustikus paluti katseisikutel hinnata aga enamust teiste seast, kellega sagedamini kokku puututakse. Katseisikud võisid sellisel juhul võrrelda ennast rohkem konkreetsete inimestega ja kergemini leida erinevusi enda ja teiste vahel. Selle tõttu võidi avaldada sotsiaalselt ebasoovitavat infot teiste kohta, kuid ennast teistest kirjeldatud inimestest arvestatavalt erinevaks pidada ja seega enda kohta sellist infot mitte avaldada. Hui (2001) pidas oluliseks seda, et küsimustikule vastajad tunnevad seost teiste inimestega ning avaldades teiste kohta ebasoovitavat infot tunnevad nad end enamuse seas olevat, kui nad ka enda kohta sellist infot avaldavad. SD Tuttavad küsimustiku instruksiooni korral võivad katseisikud hinnata hoopis enda jaoks vähemusse kuulujaid, kelle suhtes katseisikud ise on

enamuse ning ehk ka paremuse hulgas. Sel juhul oleks oluline SD Nemad küsimustiku instruksioonis kasutada just vihjet endasarnastele inimestele nagu käesolevaski töös on esitatud.

Analüüs näitas, et endale ja teistele antud hinnangud ei olnud samadel katseisikutel sarnased. Seos ilmnis ainult neutraalses situatsioonis kahe väite korral. Seitsmes ja 15. väide olid ainukesed väited, mille sõnastuses kasutati väljendit „vähemalt ühel korral“. Originaalsele SDS-17 küsimustikule oli võimalik vastata jaatavalt või eitavalt ning nende kahe väitega on võimalik kas nõustuda või mitte nõustuda. Käesolevas töös kasutatud viiepalline vastamissüsteem võib nende kahe väite korral aga segadust tekitada, sest vastata on võimalik ka vahepealsete variantidega. Võib-olla tuleks väidete sõnastust muuta ning kasutada sõnu „mõnikord“ või „vahel“ nagu teistel väidetest. Nende kahe väite puhul võisid katseisikud vastata samamoodi teistele ja endale ka sellepärast, et „vähemalt ühel korral“ võivad kõik inimesed ka midagi ebasoovitavat teha ning sama kehtib ka enda kohta.

Usaldusväärsete katsetulemuste saamiseks tagatakse eksperimentides tavaliselt katseisikute anonüümsus. Antud katses osalesid katseisikud küll vabatahtlikult, kuid kõik olid kohustatud kirjutama testikomplektile oma nime, et erinevaid katsekordi omavahel seostada just kandideerimissituatsioonis täidetud küsimustikega. Anonüümsuse puudumine võis katseisikute sotsiaalse soovitavuse skoori veidi tõsta ka neutraalses tingimuses. Enamus katseisikuid on Eesti Lennuakadeemia üliõpilased, kes ei ole harjunud taolistes eksperimentides osalema ning kuna testikomplektid olid samasugused nagu sisseastumiskatsetel, võisid nad arvata, et nende tulemusi siiski arvestatakse nende kohta tehtavate otsuste tegemiseks kõrgkooli poolt. Kasutades uuringut läbi viies kordustestimist ja realselt kandideerimissituatsioonis täidetud küsimustikke, ei ole aga võimalik katseisikutele täielikku anonüümsust tagada.

Eelnevates uuringutes on leitud, et SDS-17 küsimustikku on võimalik kasutada 18-89 eluaastaste inimeste seas. Vanuselist erinevust käesolevas uurimistöös kontrollida ei saanud. Kuigi katseisikute vanus ulatus 18÷51 eluaastani, moodustasid 75% katseisikute kontingendist inimesed vanuses 18÷22 eluaastat. Uuringu jätkuks võikski kontrollida küsimustiku paikapidavust Eesti oludes ka vanemate inimeste seas. Selleks, et katseplaani saaks alles jätta reaalses kandideerimissituatsioonis täidetud küsimustiku tulemuste kõrvutamise kordustesti tulemustega, võiks sellist katset läbi viia erinevatele ametikohtadele kandideerivate inimestega. Samuti tuli uuringust välja, et SDS-17 ja VIF sotsiaalse soovitavuse alaskaala tulemused ei olnud omavahel kõrges seoses. Eelnevalt on leitud, et SDS-17 skaalal on kõrge konvergentne valiidsus

teiste sotsiaalselt soovitatavat vastamist mõõtvate skaaladega (Stöber, 2001). Eesti oludes tuleks SDS-17 skaalat kasutada koos teiste sotsiaalset soovitavust mõõtvate küsimustikega, et selle valiidsust kontrollida, sest käesoleva uurimuse kontekstis võis sellise tulemuse anda ka VIF sotsiaalse soovitavuse alaskaala madal konvergentne valiidsus.

Kokkuvõtlikult võiks küsimustiku faktorstruktuuri parandamiseks eelnevalt mainitud väidete sõnastust muuta, et neid ühtlustada kogu skaala ning vastamissüsteemiga. Parandatud küsimustikku saaks läbi viia erinevas vanuses katseisikutega nii neutraalses kui kandideerimise situatsioonis. Uurimuse jätkuks on võimalik sotsiaalse soovitavuse skaalat ning topelthindamise meetodit rakendada ka koos teiste küsimustikega. Eelkõige erinevate isiksuseküsimustikega, kuid ka näiteks enesekohaseid hoiakuid mõõtvate küsimustikega.

### **Tänuavaldused**

Soovin tänada töö juhendajat Aavo Luuk'i, tänu kellele sai võimalikuks suure hulga andmete kogumine nii kandideerimissituatsioonis kui õppeperioodil. Tänan ka kaasüliõpilast Reinold Käsik'ut Eesti Lennuakadeemiast, kes aitas katseisikute motiveerimisel ning vajalike andmete kogumisel. Samuti soovin tänada Eesti Lennuakadeemia ja Tartu Ülikooli avatud ülikooli tudengeid, kes olid nõus katsetest osa võtma.

## Kirjanduse loetelu

Blake, B. F., Valdiserri, J., Neuendorf, K. A. & Nemeth, J. (2006). Validity of the SDS – 17 measure of social desirability in the American context. *Personality and Individual Differences*, 40, 1625 – 1636. doi:10.1016/j.paid.2005.12.007

Costa, P. T. Jr., & McCrae, R. R. (1992). *Revised NEO Personality Inventory (NEO-PI-R) and NEO Five-Factor Inventory (NEOFFI) – professional manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources, Inc.

De Jong, M. G., Pieters, R. & Fox, J.-P. (2010). Reducing Social Desirability Bias through item randomized response: An application to measure underreported desires. *Journal of Marketing Research*, 47, 14-27.

Hayton, J. C., Allen, D. G. & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, 7 (2), 191-205.

Holtgraves, T. (2004). Social Desirability and Self-Reports: Testing Models of Socially Desirable Responding. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 30 (2), 161-172. doi: 10.1177/0146167203259930

Hui, C. H. (2001). Double Rating as a method to encourage candid responses to self-report instruments. *Journal of Applied Social Psychology*, 31(1), 21-30.

Käsik, R. (2011). Eesti Lennuakadeemia sisseastumiskatsete ja testide järjekorra mõju isiksuse küsimustike vastustele. Uurimistöö, Eesti Lennuakadeemia, Tartu.

Möttus, R., Pullmann, H. & Allik, J. (2006). Toward more readable Big Five Personality Inventories. *European Journal of Psychological Assessment*, 22(3), 149-157. doi:10.1027/1015-5759.22.3.149

Paulhus, D. L. (1984). Two-component model of socially desirable responding. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46, 598–609.

Paulhus, D. L. & Reid, D. B. (1991). Enhancement and denial in socially desirable responding. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60 (2), 307-317.

Peterson, M. H., Griffith, R. L., Isaacson, J. A., O'Connell, M. S. & Mangos, P.M. (2011). Applicant Faking, Social Desirability, and the Prediction of Counterproductive Work Behaviors, *Human Performance*, 24(3), 270-290. doi: 10.1080/08959285.2011.580808

Pulver, A., Allik, J., Pulkkinen, L. & Hämäläinen, M. (1995). A Big Five personality inventory in two non – Indo – European languages. *European Journal of Personality*, 9, 109-124.

Rohtmets, M. (2007). Isiksuseomadused, sotsiaalselt soovitav vastamine ja konteksti mõju testivastustele. Magistritöö, Tartu Ülikool, Tartu.

Sisco, H. & Reilly, R. R. (2010). Effect on item level social desirability on factor structure stability. *International Journal of Selection and Assessment*, 18 (3).

Stöber, J. (2001). The Social Desirability Scale – 17 (SDS – 17): Convergent validity, discriminant validity, and relationship with age. *European Journal of Psychological Assessment*, 17(3), 222-232.

Thomas, S. L., Grawitch, K. M. & Scandell, D. J. (2007). The Double-Rating Method: A replication and extension. *Journal of Applied Social Psychology*, 37(12), 2751-2763.

**Lisa 1.** Uurimuses kasutatud SDS-17 (Stöber, 2001) sotsiaalse soovitavuse modifitseeritud küsimustike instruksioonid

Enesekohase sotsiaalse soovitavuse küsimustiku instruksioon:

See küsimustik koosneb reast väidetest, mis kirjeldavad erinevaid käitumisi. Lugege iga väidet tähelepanelikult ja püüdke hinnata, kas see kehtib Teie kohta või Te ei ole sellega nõus. Siin küsimustikus ei ole õigeid ega valesid vastuseid, sest tahame teada ainult Teie enda arvamust Teie enda kohta.

Endasarnaseid inimesi hindava küsimustiku instruksioon:

See küsimustik koosneb reast väidetest, mis kirjeldavad erinevaid käitumisi. Lugege iga väidet hoolikalt ja otsustage, kas see väide võiks kehtida **enamuse teiesarnaste** (samast rahvusest ja soost, sama vanade, teiega sarnastes olukordades viibivate) inimeste jaoks või Te ei ole sellega nõus. Siin küsimustikus ei ole õigeid ega valesid vastuseid, sest tahame teada ainult Teie enda arvamust **enamuse teiesarnaste** inimeste kohta.

Tuttavaid inimesi hindava küsimustiku instruksioon:

See küsimustik koosneb reast väidetest, mis kirjeldavad erinevaid käitumisi. Lugege iga väidet hoolikalt ja otsustage, kas see väide võiks kehtida enamuse **teiste** inimeste jaoks (kellega Te sagedamini kokku puutute) või Te ei ole sellega nõus. Siin küsimustikus ei ole õigeid ega valesid vastuseid, sest tahame teada ainult Teie enda arvamust **teiste** inimeste kohta.

**Lisa 2.** Uurimuses kasutatud SDS-17 küsimustiku eestikeelsed väited „nemad“ vormis

1. Mõnikord jätavad nad enda järele prügi maha.
2. Nad tunnistavad alati oma vigu avalikult ja on valmis võimalikeks neist tulenevateks negatiivseteks tagajärgedeks.
3. Liikluses on nad alati viisakad ja teisi arvestavad.
4. Nad on proovinud keelatud aineid (nagu kanep, kokaiin või muud sellised).
5. Nad arvestavad alati teiste arvamustega isegi siis, kui teised ei nõustu nende omadega.
6. Aeg-ajalt elavad nad oma halva tuju teiste peal välja.
7. Nad on vähemalt ühel korral kedagi ära kasutanud.
8. Vestluste ajal kuulavad nad alati tähelepanelikult ja lasevad teistel oma laused lõpetada.
9. Nad ei kõhkle kunagi kedagi hädaseisundis aitamast.
10. Kui nad on oma lubaduse andnud, peavad nad sellest ilma mingisuguste aga-deta kinni.
11. Mõnikord räägivad nad inimestest nende seljataga halvasti.
12. Nad ei elaks mitte kunagi teiste kulul.
13. Isegi stressi mõju all olles jäävad nad teistega alati sõbralikeks ja viisakaiks.
14. Vaidlustes jäävad nad alati objektiivseteks ja tõsiasju arvestavateks.
15. Vähemalt ühel korral on nad jätnud laenatud asja tagastamata.
16. Nad söövad alati tervislikult.
17. Mõnikord aitavad nad ainult sellepärast, et ootavad midagi vastutasuks.

**Lisa 3.** Väidete endale ja teistele antud vastuste keskmiste erinevused, korrelatsioonid ja t statistikud konkursil ( $N = 101$ ) ja neutraalses situatsioonis ( $N = 119$ )

Väite nr	Konkurss						Neutraalne					
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>r</i>	<i>t</i>	<i>df</i>	<i>p</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>r</i>	<i>t</i>	<i>df</i>	<i>p</i>
1	-0,87	1,18	0,52	-7,42	100	0,001	-0,56	1,34	0,45	-4,52	118	0,001
2	0,77	1,01	0,48	7,70	100	0,001	0,76	1,10	0,39	7,52	118	0,001
3	0,88	1,14	0,33	7,75	100	0,001	0,79	1,10	0,40	8,09	118	0,001
4	-1,05	1,36	0,48	-7,76	100	0,001	-0,51	1,48	0,52	-3,78	118	0,001
5	0,74	1,08	0,38	6,89	100	0,001	0,66	1,10	0,45	6,89	118	0,001
6	-0,60	1,06	0,56	-5,73	100	0,001	-0,46	1,01	0,60	-5,01	118	0,001
7	-0,40	1,06	0,67	-3,76	100	0,001	0,08	1,10	0,56	<b>0,86</b>	118	<b>0,393</b>
8	0,68	1,02	0,45	6,74	100	0,001	0,56	1,02	0,44	6,01	118	0,001
9	0,46	0,89	0,49	5,15	100	0,001	0,40	0,92	0,49	4,77	118	0,001
10	0,71	0,89	0,52	8,10	100	0,001	0,59	0,10	0,38	6,45	118	0,001
11	-0,61	1,03	0,59	-5,99	100	0,001	-0,55	1,17	0,35	-5,10	118	0,001
12	0,59	1,31	0,39	4,55	100	0,001	0,51	1,13	0,50	4,93	118	0,001
13	0,64	0,92	0,63	7,01	100	0,001	0,44	1,11	0,50	4,30	118	0,001
14	0,69	1,12	0,43	6,22	100	0,001	0,51	1,11	0,39	5,03	118	0,001
15	-0,29	1,31	0,63	-2,20	100	0,030	-0,10	1,46	0,48	<b>-0,76</b>	118	<b>0,452</b>
16	0,584	1,09	0,56	5,392	100	0,001	0,35	0,99	0,64	3,81	118	0,001
17	-0,49	1,17	0,44	-4,162	100	0,001	-0,50	1,27	0,35	-4,34	118	0,001

**Märkus:** Poolpaksus kirjas on märgitud statistiliselt mitteolulised erinevused endale ja teistele antud hinnangute vahel

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.

Töö autor: Mirjam Ool