

Tartu Ülikool
Psühholoogia instituut

Henry Raudsepp

**ENESEKOHASTE TUUMIKHINNANGUTE SKAALA JA ÜLDISE
ENESEMÕJUKUSE SKAALA PSÜHHOMEETRILISTE OMADUSTE
HINDAMINE**

Seminaritöö

Juhendaja: Aavo Luuk

Läbiv pealkiri: Enesekohased tuumikhinnangud ja üldine enesemõjusus

Tartu 2014

Kokkuvõte

Käesoleva töö eesmärgiks oli uurida enesekohaste tuumikhinnangute skaala ja üldise enesemõjukuse skaala eestikeelse adaptatsiooni psühhomeetrilisi omadusi. Mõlemad küsimustikud on osa Aavo Luugi (2014) koostatavast enesekohaste negatiivsete tuumikhinnangute skaalast. Valim koosnes 320 inimesest. Psühhomeetriliste omaduste hindamiseks uurin küsimustike sisereliaablust ja faktorstruktuuri ning mõõdan seoseid teiste mõõtevahenditega, millel peaks nendega seos olema. Analüüsi tulemuste põhjal selgub, et mõlema skaala puhul on küsimused kooskõlas, faktorstruktuur on selline nagu algsel inglisekeelsel variandil leitud ning ka korrelatsioonid nendega teoreetiliselt seotud olevate teiste konstruktide mõõtevahenditega on ootuspärased.

Evaluation of the psychometric properties of core-self evaluation scale and general self-efficacy

Abstract

The purpose of this seminar paper was to examine the psychometric properties of the core self-evaluations scale and the new general self-efficacy scale adaptations for Estonian language. Both questionnaires are part of the core negative self-evaluation scale which is composed by Aavo Luuk (2014). Sample size is 320 persons. To evaluate the psychometric properties of these questionnaires I measured their internal consistency, factorial structure and correlate them with measuring instruments of other related constructs. As a result I have found that for both questionnaires their questions are related to each other, factorial structure is how it has been found in original English versions and they correlate with theoretically related measuring instruments of other constructs as they were supposed to.

Sissejuhatus

Käesolevas seminaritöös uurin kahe tuntud küsimustiku eestikeelsete variantide psühhomeetrilisi omadusi. Nendeks on enesekohaste tuumikhinnangute skaala (*Core self-evaluations scale*; Judge, Erez, Bono ja Thoresen, 2003) ning uus üldise enesemõjukuse skaala (*New General Self-Efficacy Scale* (Chen, Gully, & Eden, 2001))

Need küsimustikud on osa minu seminaritöö juhendaja koostatavast suuremast mõõteskaalast, enesekohaste negatiivsete tuumikhinnangute skaalast (Luuk 2014), mis on kui Judge jt poolt loodud (Judge jt, 2003) positiivsete tuumikhinnangute skaala pöördanaloo ning mille osaks võiks olla tema sõnul veel vähemalt:

- tähelepanu subjektiivsete sisetakistuste (*subjective internal attention hindrances*) enesekohased hinnangud,
- välise kontrollkeskme (*external locus of control*) enesekohased hinnangud,
- negatiivne enesehinnang (*negative self-esteem*),
- psühhopaatilisuse tendentside (*psychopathic tendencies*) enesekohased hinnangud,
- nartsissismi (*narcissism*) enesekohased hinnangud,
- ärevuse (*anxiety*) enesekohased hinnangud.

Üldise enesemõjukuse mõõtevahend on varem eesti keelde küll adapteeritud (Rimm & Jerusalem, 1999), aga see põhineb vanemal mõõtevahendil (Sherer, Maddux, Mercandante, Prentice-Dunn, Jacobs, & Rogers, 1982), mille ees on uuel üldise enesemõjukuse skaalal eeliseid, näiteks kõrgem reliaablus, ühedimensionaalsus, lühidus (8 vs 17 väidet) ning ennustab spetsiifilist enesemõjukust paremini (Chen jt, 2001).

Reliaabluse testimiseks uurin küsimustike sisereliaablust ja faktorstruktuuri ning valiidsusest aimu saamiseks testin seoseid teiste mõõtevahenditega, millega peaks enesekohastel tuumikhinnangutel ja üldisel enesemõjukusel teoreetiliselt seos olema.

Töös kasutan ma aastatel 2012 – 2013 A. Luugi poolt juhendatud tööde kaudu nende autorite poolt varem kogutud andmeid, mida on kogunenud juba arvestatav hulk. Küsimustikud on eesti keelde adapteerinud käesoleva seminaritöö juhendaja A. Luuk.

Käesolev seminaritöö aitab nende küsimustike eesti keelde adapteerimist edasi ning positiivse tulemuse korral lisab julgust nende edasiseks kasutamiseks uurimistöodes.

Enesekohased tuumikhinnangud

Enesekohaste tuumikhinnangute teooria juured ulatuvad Edith Packeri töödese (nt 1985) (Chang, Ferris, Johnson, Rosen, & Tan, 2012), aga mõiste “enesekohased tuumikhinnangud” seostub enim Judge, Locke ja Durham’i 1997a artikliga. Judge ja Kammeyer-Mueller (2011) väitel pärineb enesekohaste tuumikhinnangute esimene kirjeldus nendelt. Judge jt (1997) enesekohaste tuumikhinnangute kontsept arendati mitme erineva ala nagu filosoofia, kliinilise psühholoogia uurimistöo ja praktika, töörahulolu, stress, laste areng, isiksus ja sotsiaalpsühholoogia alasest kirjandusest (Judge, Locke, Durham, & Kluger, 1998).

Enesekohased tuumikhinnangud on peamised fundamentaalsed hinnangud, mis inimene endale annab (Judge, 2009). Enesekohaste tuumikhinnangute kontsept esindab inimese peamisi hinnanguid enda väärtuse, pädevuse ja võimete kohta (Judge, Bono, Erez, & Locke, 2005). Sarnaselt enesehinnanguga on tuumikväärtused enese väärtuse hindamine, aga tuumikhinnangud on laiemad, kuna peegeldavad ka inimese usku oma võimeisse, kompetentsi ja üldist arvamust, et elu kujuneb tulevikus heaks (Judge, 2009).

Enesekohaste tuumikhinnangute osaks on neli joont: enesehinnang, üldine enesemõjusus, kontrollkese, ja madal neurootilisus (Judge, Bono, & Locke, 2000). On võimalik, et siia kuulub veel jooni (Bono & Judge, 2003).

Judge jt (1998) seletavad neid mõisteid lahti järgmiselt:

Enesehinnang (*self-esteem*) on üks fundamentaalsemaid enese tuumikhinnanguid, see on see üldine väärtus mis inimene endale omistab.

Üldine enesemõjusus (*general self-efficacy*) on inimese hinnang enda võimetele mobiliseerida motivatsiooni, kognitiivseid ressursse ja tegevusviise, mis on vajalikud et hoida üldist kontrolli oma elu sündmuste üle.

Kontrollkese (*locus of control*) puudutab seda, kas inimene arvab oma elu üle kontrolli enda käes olevat (sisemine kontrollkese), või arvab, et see sõltub keskkonnast või saatusest (väline kontrollkese).

Emotsionaalne stabiilsus (*emotional stability* vastandina neurootilisususele).

Neurootilisuse – emotsionaalse stabiilsuse dimensiooni mõiste on tuttav juba suurest viisikust. Kõrge neurootilisuse skooriga inimesed on tihti ebakindlad, ärevad ja kartlikud.

Neurootilisus, enesehinnang ja kontrollkese on isiksusepsühholoogias ühed uurituimad jooned (Erez & Judge 2001), neid jooni on käsitletud üle 50000 uurimuse (Judge, Erez, Bono, & Thoresen, 2002). Bono ja Judge (2003) aga leidsid olevat kummalise, et neid nelja joont käsitletakse uurimustes eraldi, osades sõltumatute muutujatena, osades sõltuvatena ning osades kausatiivsete muutujatena. Judge jt aga eeldasid oma 1998 aasta artiklis, et need jooned esindavad ühist tuuma, milleks ongi enesekohased tuumikhinnangud.

Need tuumikhinnangute jooned on kontseptuaalselt ja ka uurimuste tulemusena omavahel seotud piisavalt kõrgete korrelatsioonidega – 75 töös keskmiselt $r=0.60$ (Judge jt, 2002). Judge jt (2002, 2003) väidavad, et need jooned jagavad ühisosa, et tuumikhinnangud ongi selleks psühholoogiliseks mehhanismiks, mis põhjustab nende üksikute joonte korrelatsiooni.

Enesekohaseid tuumikhinnanguid mõistetakse kui isiksuseomadusi, Judge & Kammeyer-Muelleri 2001 aasta ülevaatest selgub, et enesekohaste tuumikhinnangute alaskaalad on ajas stabiilsed, ei ole suurematele globaalsetele muutustele alluvad, Judge jt (2000) on leidnud, et lapsepõlves ja varajases täiskasvanueas mõõdetud enesekohased tuumikhinnangud ennustavad tööalast rahulolu keskmises täiskasvanueas. Olgugi, et enesekohaste tuumikhinnangute stabiilsus on küll keskmiselt kõrge, ei ole see nii kõrge, et see oleks täiesti muutumatu (Judge jt 2000).

Enesekohaste tuumikhinnangute skaala

Kui varem käsitleti neid nelja enesekohaste tuumikhinnangute joont eraldi, siis Judge jt (2003) löid mõõteskaala mis peakski mõõtma just seda ühisosa mis on neil neljal enesekohaste tuumikhinnangute komponendil, mitte eraldi igale omast spetsiifilist faktorvariatiivsust (Judge jt, 2003).

Käesolevas töös hindangi ma just selle koondskaala omadusi.

Enesemõjukus

Enesemõjukus (*self-efficacy*) on osa Albert Bandura sotsiaal-kognitiivsest teooriast (Bandura, 2001). Bandura esitas 1977. aastal seisukoha, et enesemõjukus, inimese arvamus oma võimete kohta mingi tegevuse ja selle tegevuse resultaadi osas, mõjutab inimese käitumist. Bandura algse, 1977. aasta definitsiooni järgi on enesemõjukus veendumus, et oled võimeline tulemuse saavutamiseks vajalikult tegutsema.

Bandura (1999) seletab, et inimesed on osaliselt oma keskkonna toodanguks; valides oma keskkondi, saavad nad mõjutada seda, milliseks nad tulevikus saavad. Hinnang oma mõjukusele võib oma eluraja muutmises põhirolli mängida, mõjutades tegevuste ja keskkondade tüüpi, kuhu inimene otsustab sattuda. Läbi valikuliste protsesside käivas enesearengus kujundatakse oma saatus, valides keskkondi, mille kohta on teada, et need arendavad väärtustatud potentsiaale ja elustiile. Bandura seisukohtadele võiks lisada, et inimesed pole suutelised mitte üksnes niiöelda “valmis” keskkondi valima, vaid ka ise aktiivselt uusi, neile sobivaid keskkondi looma ja kujundama.

Enesemõjukus määrab viisi kuidas inimesed tunnevad, mõtlevad, motiveerivad ennast ja käituvad (Bandura, 1994). Need uskumused enesemõjukusse toimivad läbi nelja suurema protsessi: kognitiivse, motivatsioonilise, afektiivse ja valikulise *otsustamise* (Bandura, 1994). Inimese uskumused tema mõjukusse mõjutavad tema mõtlemislaadi, millest tuleneb, kas ta mõtleb pessimistlikult või optimistlikult, ennast võimaldaval või ennast nõrgestaval viisil (Bandura 2012).

Bandura (2012) sõnul pole enesemõjukus levinud eksiarvamuse järgi piiratud kindla kitsa ülesandega, vaid on hoopiski hinnang laialdase ulatusega sooritustele just ühes kindlas tegevusvaldkonnas. Enesemõjukust vahendavad kognitiivsed, motivatsioonilised, afektiivsed ja valikulised protsessid.

Hinnangud enesemõjukusele varieeruvad kolme dimensiooni osas (Bandura, 1986, ref. Judge jt, 1997): ulatuse osas ehk selles, kui hästi saab enesehindaja oma ülesandega hakkama; tugevuse osas ehk selles, kui kindel on inimene oma hinnangus ülesande sooritusele; üldistatavuse osas ehk selles, nende tegevuse ulatus, mille kohta on hinnang.

Enesemõjukuse allikad

Enesemõjukuse hinnang konstrueeritakse Bandura (1997, 1994) arvates neljast peamisest allikast.

Tugeva enesemõjukuse tunde annavad meisterlikkuse kogemused, õnnestumine ehitab jõuliselt veendumust oma mõjukusse, ebaõnnestumised aga õõnestavad seda.

Sotsiaalsete mudelite vaatlustest saadavad kujuteldavad kogemused mõjutavad samuti enesemõjukust. Endasarnaste inimeste läbi nende ühtlaste pingutuste õnnestumas nägemine loob uskumuse, et ka endal on õnnestumiseks vajalikud oskused olemas. Nähes endasarnast inimest kõrgest pingutusest hoolimata ebaõnnestumas, madaldab see mudelkogemus uskumust ka enda mõjukusse ning vähendab vastavalt pingutusi.

Ka sotsiaalne veenmine tugevdab inimese uskumust, et ta suudab teha seda, mis õnnestumiseks vaja. Kui inimest verbaalselt veenda, et tal on teatud tegevustes meisterlikkuse saavutamiseks vajalikud võimed olemas, siis ta pingutab enam ning probleemide tekkimisel seisab kahtlustele vastu.

Oma võimete hindamisel toetuvad inimesed osaliselt ka oma psühholoogilistele ja emotsionaalsetele seisunditele. Stressireaktsiooni ja pinget võidakse võtta kui kehva jõudlust ennustavat ohumärki, füüsilist pingutust nõudvates ülesannetes võib väsimust ja valu näha kui märke füüsilisest nõrkusest. Positiivne tuju võimendab enesemõjukuse hinnangut, rusuv tuju aga langetab seda. Tõstmaks inimese enesemõjukust võib vähendada inimese stressireaktsiooni, negatiivset emotsionaalsust ja parandada füüsiliste seisundite misinterpretatsiooni. Loeb mitte emotsionaalsete ja füüsiliste reaktsioonide intensiivsus, vaid pigem see, kuidas neid nähakse ja interpreteeritakse.

Eelnenud seisukohtadele vähemalt osaliselt vasturääkivalt leidsid Usher & Pajares (2006) oma ülevaateartiklis, et enamikes enesemõjukuse teoreetilisi allikaid uurivates artiklites leitud seose tugevus enesemõjukuse ja selle allikate vahel on kõikum ja sugugi mitte kõik leiud pole järjepidevad.

Üldine enesemõjukus

Bandura algset ülesandespetsiifilist enesemõjukuse konstrukti on ajapikku laiendatud ning on pakutud, et saab mõõta ka üldist enesemõjukust, mille tase kõigub indiviiditi, aga

on eri aegadel ja erinevates situatsioonides stabiilne (Yeo & Neal, 2006). Üldist enesemõjukust vaadatakse pigem nagu iseloomujoont (Chen jt, 2001, Judge jt, 1997).

Üldine enesemõjukus esindab inimese hinnangut oma sooritusvõimele paljudes erinevates situatsioonides (Judge jt, 1998). Bandura (2012) ise küll väidab, et enesemõjukus on erinevates alades erineva tasemega ning arvab, et üldise enesemõjukuse toetajad ei ole suutnud seletada, kuidas erinevate kitsamate alade enesemõjukus on kaalutud ja üheks mõõteks kokku liidetud.

Judge jt (1997) ütlevad, et üldine enesemõjukus hõlmab inimese hinnanguid oma võimele mobiliseerida motivatsiooni, kognitiivseid ressursse ning asjakohaseid tegevuskäike, mis on vajalikud hoidmaks üldist kontrolli mitmete või peamiste elu sündmuste üle ja vältimatud edukaks hakkamasaamiseks väljakutsetega elus. Judge jt (1997) ütlevad, et üldine enesemõjukus on lähedalt seotud enesehinnanguga, aga need mõlemad on eraldiseisvad ülesandespetsiifilisest enesemõjukusest.

Üldine enesemõjukus võimaldab võrrelda inimesi üldise kalduvuse osas näha ennast võimelisena täitma ülesannete nõudmisi paljude kontekstide rivis (Chen jt. 2001).

Käesolevas töös uuringi just Chen, Gully ja Eden (2001) loodud üldist enesemõjukust mõõtva küsimustiku Uus üldine enesemõjukuse skaala (*New General Self-Efficacy Scale*) eestikeelset varianti.

Ingliskeelne mõiste *self-efficacy* on eesti keelde varem tõlgitud kui *enesetõhusus*, aga seminaritöö juhendaja on arvamusel, et „eesti keeles on juurdunud *self-efficacy* väärtõlge „enesetõhusus“. Tõlke väärusse olemus seisneb selles, et eesti keelne „tõhusus“ vastab inglise keelsele terminile *efficiency*, mis füüsikaliste näidete vallas tähendab suhte arvutamist, kõige tüüpilisemalt kasuteguri määramisel. Kasuteguri ja muude suhte kaudu arvuliselt leitavate tõhususe näitudega on võimalik opereerida ainult suhteskaaladel. Kuna *self-efficacy* ei ole mingil viisil suhteskaalal väljendatav psühholoogiline omadus, ei saa seda kuidagi korrektselt „tõhususena“ serveerida”.

Olen nõus, et varasem tõlge ei pruugi olla kõige korrektsem ning seetõttu kasutasin siin mõistet *enesemõjukus*.

Enesekohaste tuumikhinnangute ja üldise enesemõjukuse seos teiste mõõtevahenditega

Kuna andmete kogumisel kasutati kõiki loodava enesekohaste negatiivsete tuumikhinnangute (EKNTH) skaala osaks olevaid mõõtevaheneid, on mul võimalus lisaks reliaabluse mõõtmisele hinnata ka enesekohaste tuumikhinnangute ja üldise enesemõjukuse skaalade seost nende EKNTH mõõtevahenditega, millel võiks nendega teoreetiliselt seos olla.

Kõrgete positiivse enesekohaste tuumikhinnangutega inimesed usuvad, et nad on võimelised probleeme lahendama (olles kõrge enesemõjukusega), austust ja tunnustust väärt (olles kõrge enesehinnanguga), endaga juhtuva eest vastutavad ja kontrolli omavad (omades sisemist kontrollkeset), kalduvad olema optimistlikud ning muredest ja kahtlustest vabad (olles emotsionaalselt stabiilsed), leiavad Judge ja Kammeyer-Mueller (2011), tuginedes kahele varasemale tööle (Judge jt, 1998; 2002).

Kuna need äsjaloetletud isiklikud veendumused on enesekohaste tuumikhinnangute alaosadeks, võib arvata, et eksisteerib positiivne seos enesekohaste tuumikhinnangute ja kõrgema enesehinnangu, üldise enesemõjukuse ning sisemise kontrollkeskme vahel ja negatiivne korrelatsioon enesekohaste tuumikhinnangute ja ärevuse mõõdete vahel.

Seos kontrollkeskme ja ärevuse vahel ei pruugi eriti tugev olla, kuna Judge jt (2003) kahtlevad, kas kontrollkeskme üldse on osa enesekohastest tuumikhinnangutest.

Enesemõjukuse ja püsiärevuse (*trait anxiety*) vahel on Muris (2002) leidnud negatiivse seose ($r=0.62$), erinevate ärevushäirete sümptomite korral kõigub korrelatsioon $r=-0.30$ ja $r=-0.60$ vahel.

Muris (2002) on ka depressiooni sümptomitega leidnud negatiivse seose ($r=-0.57$).

Varieeruva tugevusega seos on leitud sisemise kontrollkeskme ning enesemõjukuse vahel, eri uurimuste tulemustes kõigub korrelatsioon 0.21 ning 0.53 vahel (Judge jt, 1998, 2002; Phillips & Gully, 1997). Judge jt (2002) on leidnud positiivse korrelatsiooni ($r=0.56$) positiivse enesehinnangu ja enesemõjukuse vahel.

Hüpoteesid

- Enesekohaste tuumikhinnangute skaala on ühedimensionaalne, nagu on leidnud ka varasemad uurimused (Judge jt 2003).
- Enesekohaste tuumikhinnangute skaala ja EEK 2 skoori vahel on negatiivne korrelatsioon.
- Enesekohaste tuumikhinnangute skaala ja tähelepanu ja kontrolli küsimustiku välise kontrollkeskme alaskaala vahel negatiivne korrelatsioon.
- Enesekohaste tuumikhinnangute skaala ja tähelepanu ja kontrolli küsimustiku negatiivse enesehinnangu alaskaala vahel on negatiivne korrelatsioon.
- Enesekohaste tuumikhinnangute skaala ja STICSA seisundiärevuse skaala näidu vahel on negatiivne korrelatsioon.
- Enesekohaste tuumikhinnangute skaala ja STICSA ärevusseisundite sageduse näidu vahel on negatiivne korrelatsioon.

- Üldise enesemõjukuse skaala on varasemate uurimustega (Chen jt, 2001) kooskõlas ühedimensionaalne.
- Üldise enesemõjukuse skaala ja EEK 2 skoori vahel on negatiivne korrelatsioon.
- Üldise enesemõjukuse skaala ja tähelepanu ja kontrolli küsimustiku välise kontrollkeskme alaskaala vahel on negatiivne korrelatsioon.
- Üldise enesemõjukuse skaala ja tähelepanu ja kontrolli küsimustiku negatiivse enesehinnangu alaskaala vahel on negatiivne korrelatsioon.
- Üldise enesemõjukuse skaala ja STICSA seisundiärevuse skaala näidu vahel on negatiivne korrelatsioon
- Üldise enesemõjukuse skaala ja STICSA ärevusseisundite sageduse skaala näidu vahel on negatiivne korrelatsioon

Meetod

Faktorite arvu määramiseks kasutan paralleelanalüüsi. Faktorite arvu määramine Kaiseri kriteeriumi või Catelli joonemeetodi järgi on küll populaarne, aga pigem soovitatakse kasutada paralleelanalüüsi (Velicher, Eaton & Fava, 2000; Hayton, Allen & Scarpello, 2004) või kombinatsiooni eri meetoditest (Fabrigar, Wegener, MacCallum, & Strahan, 1999). Fabrigar jt (1999) on öelnud, et nad ei tea ühtegi sellekohast uurimust, kus oleks näidatud, et Kaiseri kriteerium töötaks hästi.

Ruscio ja Roche (2012) on kindla faktorstruktuuriga andmestikuga erinevaid faktorite arvu määramise tehnikaid võrreldes leidnud, et üks nende enda loodud paralleelanalüüsi variant, võrdlusandmete meetod (*comparison data*) on võrreldud tehnikatest täpsuse ja robustsuse poolest parim, aga käesolevas töös kasutan teostamise lihtsuse tõttu paralleelanalüüsi mis on võrreldes võrdlusandmete meetodiga küll ebatäpsem, aga isegi vähem kallutatud.

Faktorite väljaeraldamiseks kasutan peatelgede meetodit, kuna eesmärgiks on uurida just küsimustiku latentset struktuuri, mitte lihtsalt muutujate arvu vähendada, uurimata nende taga olevaid latentseid konstrukte (Conway & Huffcutt, 2003). Conway ja Huffcutt'i, (2003) seletuse järgi teeb tava-faktoranalüüsi mudel vahet ühisfaktoritest (mis mõjutavad rohkem kui ühte mõõdet) ning unikaalsetest faktoritest (mis mõjutavad ainult ühte mõõdet) tuleneval variatiivsusel, peakomponentmeetod aga neil vahet ei tee ning komponendid on segu ühis- ja unikaalsest variatiivsusest.

Faktorite pööramiseks kasutaksin faktorite omavahelise korrelatsiooni puudumise puhul ortogonaalset pööramist, faktorite omavahelise seotuse korral aga mitte-ortogonaalset pööramist.

Üldise enesemõjukuse skaala seoseid teiste mõõtevahenditega uurin kasutades teisi EKNTH skaalasse kuuluvaid mõõteid:

Emotsionaalse enesetunde küsimustik EEK 2 (Aluoja, Shlik, Vasar, Luuk, & Leinsalu, 1999) on välja töötatud Tartu Ülikooli Psühhiaatriakliinikus. EEK on subjektiivse enesehinnangu skaala depressiooni ja ärevuse sümptomite hindamiseks, sisaldades alaskaalasisid ärevuse, agorafobia, depressiooni, asteenia ja unisuse hindamiseks.

STICSA (*State-Trait Inventory for Cognitive and Somatic Anxiety*) **seisundiärevuse skaala** (Grös, Antony, Simms, & McCabe, 2007), hindab ärevuse kognitiivseid ja somaatilisi sümptomeid nagu need puutuvad inimese meeleolu hetkeliselt (seisundiärevus) ja üldiselt (püsiärevus).

Luugi (2014) sõnul koosneb eestikeelne STICSA variant inglise keelsete originaalväidete tõlkest, mis 21-väitelise tervikskaalana näitab head reliaablust, aga mille sisestruktuuri põhjalikum analüüs seisab veel ees.

STICSA ärevusseisundite sageduse skaala. Lisaks hetkeärevuse mõõtmisele mõõdab STICSA ka ärevusseisundite sagedust. Nagu ka seisundiärevuse skaala puhul, ootab ka ärevusseisundite sageduse küsimustiku sisestruktuuri väljaselgitamine (Luuk, 2014).

Kontrolli skaala **välise kontrolli alaskaala** põhineb (Rotter, 1966) kontrollikeskme ideestikul (Luuk, 2014). Küsimustiku lähtetoorikust “kujunes selgelt välja Rotteri ideedele vastavalt välise kontrolli alaskaala, mis keskendub suutmatusele oma elu kontrollida ja kontrolli sõltuvusele isiklikust saatusest ja õnnelikest või õnnetutest juhusetest [...] Rotteri põhimõtetele vastav sisemise kontrolli alaskaala jäi välja kujunemata“ (Luuk, 2014).

EKNTH skaala alaosa enesehinnangu skaala jaguneb **negatiivse enesehinnangu** ja vastutustundlikkuse alaskaaladeks, käesolevas seminaritöös kasutan negatiivse enesehinnangu alaskaalat. “Negatiivse enesehinnangu alaskaala algallikaks on Rosenbergi (Rosenberg, 1965) enesehinnangu skaala Eesti oludele kohandatud variant (Pullmann, & Allik, 2000)” (Luuk, 2014).

Tulemused

Valim

320 inimest, 180 meest (56%) ning 140 naist. Keskmine vanus 37.61 SD=21.56. Noorima osaleja vanus on 18 ja vanimal 92 eluaastat. Haridus: kõrgharidus 137 (42.8%), kesk-eri haridus 35 (10.9%), keskhariidus 146 (45.6%), põhiharidus 2 (0.6%).

Enesekohaste tuumikhinnangute skaala

Enesekohaste tuumikhinnangute skaala skoori keskmine on 2.6, mediaan 2.7 variatiivsus 0.4, st.hälve 0.6, miinimum 0.5, maksimum 4, haare 3.5, asümmeetriakordaja -0.5 (st.viga 0.1) ekstsess 0.5 (0.3)

Sisereliaablus

Cronbach'i alfa järgi on enesekohaste tuumikhinnangute skaala sisereliaablus väga hea ($\alpha = 0.856$). Enesekohaste tuumikhinnangute skaala puhul ühegi küsimuse ärajätmine seda ei parandaks, küll aga 9. küsimuse ärajätmise puhul jääks Cronbach'i alfa täpselt samaks. 9. küsimusel oli ka kõige nõrgem korrelatsioon liitskaalaga (Spearmani $\rho=0,402$).

Faktoranalüüsi tulemused

Faktorite arvu leidmiseks teostasin paralleelanalüüsi, kasutades O'Connor (2000) tehtud skripti SPSSi jaoks. Kasutades reaalsete andmete permutatsioone, andmehulgaga 1000, tuli faktorite arvuks 3. Sama tulemus oleks ka kasutades Kaiseri kriteeriumi. Faktoranalüüsi nõuded on täidetud, KMO test >0.5 (0.882); valimi hulk >300 ; objekte on vähemalt 3x rohkem kui tunnuseid, Bartlett'i testi tulemus on stat. oluline ($\chi^2=1195,357$, $df 66$, $p=0.000$). Kolmogorovi-Smirnovi ja Shapiro-Wilk-i testide järgi ei ole vastuste jaotuse puhul tegu normaaljaotusega, mis välistab näiteks peakomponentanalüüsi ($D=0.070$ $p=0.002$; S-W $=0.985$ $p=0.001$). Siin tuleb märkida, et erinevates interneti keskkonnas leiduvates juhendites hoiatatakse, et Kolmogorovi-Smirnovi test kipub suuremate valimite puhul ka iga väiksemat erinevust olulisena näitama.

Eraldades paralleelanalüüsi teel saadud kolme faktorit peatelgede meetodil, ei õnnestunud programmil vaikimisi seades ettenähtud 25 iteratsiooniga faktormudelit leida. Suurendades järk-järgult võimalike iteratsioonide arvu jõudis programm lahenduseni, kus faktorite kommunaliteet on suurem kui 1, ehk nn Heywoodi juhtum (*Heywood case*).

Heywoodi juhtumi põhjusteks pakutakse väikest valimit, skooride madalat reliaablust ja faktori kohta vähest arvu ja madala laadungiga tunnuseid (Kline 2013; McDonald, 1985). McDonald (1985) soovitab probleemi ennetamiseks teha kindlaks, et iga faktor oleks määratud vähemalt kolme suure laadungiga muutujaga ning lisab Heywoodi juhtumi võimalikuks lahenduseks faktorite arvu vähendamise.

Ühe faktori eemaldamine mudelist lahendaski probleemi, aga madalate laadungite ja vähese arvu suurema laadungiga tunnuste tõttu (kõik <0.4 , ainult kolm >0.3) eemaldas ka teise faktori. Lõplikusse faktormudelisse jäi üks faktor, omaväärtusega 4.734 mis seletab 34.172% üldkogumi variatiivsusest. Ka kolme faktori puhul oleks kirjeldusaste olnud madal, 45.805%.

Enesekohaste tuumikhinnangute skaala seos teiste mõõtevahenditega

Lühidalt võib öelda, et pakutud hüpoteesid leidsid kinnitust. Korrelatsioonid enesekohaste tuumikhinnangute skaala ja teiste mõõtevahendite vahel on toodud Tabelis 1.

Kuna nii enesekohaste tuumikhinnangute skaala kui ka üldise enesemõjukuse skaala skooride jaotus ei vasta normaaljaotusele, siis on Pearsoni korrelatsioonikordaja nõuded täitmata ning kasutasin Spearmani korrelatsioonikordajat. Kõik korrelatsioonid on statistiliselt olulised, $p < 0.01$.

Enesekohaste tuumikhinnangute skaala ja teise siin töös hinnatava skaala, üldise enesemõjukuse vahel on tugev positiivne korrelatsioon ($r_s = 0.687$), mis on oodatav, kuna üldine enesemõjukus on ju osa enesekohastest tuumikhinnangutest.

Enesekohaste tuumikhinnangute skaala ja Emotsionaalse enesetunde küsimustiku EEK2 üldskoori vahel on keskmiselt tugev negatiivne korrelatsioon ($r_s = -0.589$) nagu ka selle alaskaaladega, mis hindavad depressiooni ($r_s = -0.557$) ja ärevuse ($r_s = -0.463$) sümptomeid.

Tähelepanu ja kontrolli küsimustiku välise kontrollkeskme alaskaalaga oli nõrk negatiivne korrelatsioon ($r_s = -0.399$) ja negatiivsete enesehinnangute alaskaalaga oli tugev negatiivne korrelatsioon ($r_s = -0.741$). Need tulemused on oodatud, mõlemad on enesekohaste tuumikhinnangute osaks, seos kontrollkeskmega on ka varem leitud nõrk olevat (Judge jt, 2003).

STICSA seisundiärevuse ja ärevusseisundite sageduse skooridega on tugev negatiivne korrelatsioon. Neurootilised inimesed on ärevamad, kuna neurootilisust käsitletakse enesekohastes tuumikhinnangutes pööratuna (emotsionaalne stabiilsus), kinnitab negatiivne korrelatsioon hüpoteesi.

Tabel 1. Seosed teiste skaaladega

	Enesekohasased	
	tuumikhinnangud	Enesemõjukus
Enesemõjukus	,687	1
Depressioon	-,557	-,323
Ärevus	-,463	-,237
EEK	-,589	-,371
Väline kontrollkese	-,399	-,295
Negat. enesehinnangud	-,741	-,527
Seisundiärevus	-,598	-,418
Ärevusseis. sagedus	-,586	-,381

Üldine enesemõjukuse skaala

Üldise enesemõjukuse skaala liitskoori keskmine on 2.9, mediaan 2.9, variatiivsus 0.3, st.hälve 0.5, miinimum 0, maksimum 4, haare 4, asümmeetriakordaja -0.6 (st.viga 0.1) ekstsess 2.3 (st.viga 0.3)

Reliaablus

Cronbach'i alfa järgi on enesemõjukuse skaala sisereliaablus väga hea ($\alpha = .899$). Ühegi küsimuse ärajätmine Cronbach'i alfati ei parandaks.

Faktoranalüüs

Faktoranalüüsi meetod on analoogne enesekohaste tuumikhinnangute skaala puhul kasutatavaga, faktorite arvu määramiseks kasutan paralleelanalüüsi ning faktorite väljaeraldamiseks peatelgede meetodit. Faktoranalüüsi nõuded on täidetud, KMO test >0.5 (0.904); valimi hulk >300 ; objekte on vähemalt 3x rohkem kui tunnuseid, Bartlett'i testi tulemus on stat. oluline ($\chi^2=1316.153$, $df=28$, $p=0.000$). Kolmogorovi-Smirnovi ja Shapiro-Wilk-i testide järgi ei ole vastuste jaotuse puhul tegu normaaljaotusega ($D=0.114$ $p<0.001$; S-W =0.961 $p<0.01$).

Kasutades paralleelanalüüsis reaalsete andmete permutatsioone, andmehulgaga 1000, tuli faktorite arvuks 2. Kasutades Kaiseri kriteeriumi, oleks tulemuseks 1, Catelli meetodiga oleksin pakkunud faktorite arvuks 2.

Peatelgede meetodil eraldasini kaks faktorit omaväärtustega 4.716 ja 0.776, mis koos seletavad 58.253% üldkogumi variatiivsusest. Madalate faktorlaadungite tõttu (kõik <0.3) eemaldasini teise faktori, lõplikusse faktormudelisse jäi alles üks faktor omaväärtusega 4.259 mis seletab 53.236% üldkogumi variatiivsusest.

Seosed teiste mõõtevahenditega

Ka üldise enesemõjukuse skaala puhul leidsid hüpoteesid üldjoontes kinnitust, küll aga on korrelatsioonid võrreldes enesekohaste tuumikhinnangute skaalaga ühtlaselt nõrgemad. Korrelatsioonid üldise enesemõjukuse ja teiste mõõtevahendite vahel on toodud Tabelis 1.

Üldise enesemõjukuse skaala ja teiste mõõtevahendite vaheliste seoste hindamiseks kasutasini ka siin Spearmani korrelatsioonikoefitsienti. Kõik korrelatsioonid on statistiliselt olulised, $p < 0.01$.

Nagu tuumikhinnangute all mainitud, on korrelatsioon üldise enesemõjukuse ja tuumikhinnangute vahel positiivne ja kõrge ($r_s = 0.687$).

Tugev negatiivne korrelatsioon on ka üldise enesemõjukuse skaala ning tähelepanu ja kontrolli küsimustiku negatiivsete enesehinnangute alaskaalaga ($r_s = -0.527$), mis sobib hüpoteesiga, kuna varem on leitud positiivse enesehinnangu ja enesemõjukuse vahel sarnase suurusega positiivne korrelatsioon (Judge jt, 2002).

Tähelepanu ja kontrolli küsimustiku välise kontrollkeskme alaskaalaga oli nõrk negatiivne korrelatsioon ($r_s = -0.295$), mis on samuti kooskõlas varasemate leidudega (Judge jt, 1998, 2002; Phillips & Gully, 1997).

Emotsionaalse enesetunde küsimustiku EEK2 üldskoori ja üldise enesemõjukuse vahel on keskmine negatiivne korrelatsioon ($r_s = -0.371$), selle depressiooni ja ärevuse sümptomeid hindavate alaskaaladega on nõrgem negatiivne korrelatsioon.

Ka STICSA seisundiärevuse ja ärevusseisundite sageduse skooridega on keskmine negatiivne korrelatsioon ($r_s = -0.418$; $r_s = -0.381$). Seosed on statistiliselt olulised ja samas suunas varemates uuringutes leitud (Muris, 2002), aga keskmised või nõrgad.

Arutelu

Käesoleva seminaritöö eesmärgiks oli enesekohaste tuumikhinnangute skaala ja üldise enesemõjukuse skaala psühhomeetriliste omaduste hindamine. Seda tegin ma hinnates nende skaalade sisereliaablust ja üritades hinnata konstruktivaliidsust, uurides seoseid kahe hinnatava skaala ja nendega teoreetiliselt seoses olevate teiste mõõtevahendite skooridega.

Saadud tulemuste põhjal tundub Enesekohaste tuumikhinnangute skaala põhjal loodud mõõtevahend üldiselt hea, küsimused on kooskõlas, faktorstruktuur on selline nagu algsel ingliskeelsel Enesekohaste tuumikhinnangute skaalal ning ka korrelatsioonid sellega teoreetiliselt seotud olevate teiste konstruktiivsete mõõtevahenditega on ootuspärased. Tulemust jääb küll varjutama madal faktori seletusvõime, seletusvõime oleks väike ka jättes mudelisse kolm faktorit.

Olgugi et enesekohased tuumikhinnangud on kontsepti järgi mitmedimensionaalsed, on CSES plaanitud mõõtma nende nelja alaskaala ühisosa, mida ta tema looja enda ja ka minu tulemuste järgi teeb.

Ka uue üldise enesemõjukuse skaala põhjal loodud küsimustik on sisereliaabluselt ja faktorstruktuurilt nii nagu Chen jt (2001) poolt pakutud, ka faktori seletusvõime on sarnane. Tulemuste võrdlemisel tuleb arvesse võtta, et peatelgede meetodil saadud faktori seletusvõime on arvuliselt madalam, tulenevalt nende erinevast dispersiooni käsitlemisest. Küll ei õnnestunud erinevate teiste mõõdetega saada nii kõrgeid korrelatsioone kui varasemates uurimustes on saadud.

Faktoranalüüsi puhul üritasin toimida ettevaatlikult ning korrektselt, minu meetodi sobivuse kontrollimiseks või ümberlükkamiseks üritasin protseduuri põhjalikult kirjeldada, tuues ka võrdluse enamkasutatud meetoditega. Küll laialdaselt kasutatud aga erinevate artiklite valguses ebausaldusväärseid meetodeid kasutada ma ei saanud.

Puudused ja piirangud

Antud töö puuduseks võib olla mitte piisavalt esinduslik valim.

Üldise enesemõjukuse skaala ja teiste mõõtevahendite omavaheliste seoste uurimisel kasutasin allikana ka artikleid, mis uurisid seoseid mitte ainult üldise enesemõjukuse vaid

ka spetsiifilise enesemõjukuse ja teiste mõõtevahendite vahel. Parem oleks toetuda varasematele leidudele, mis põhinevad ainult üldisel enesemõjukusel.

Käesolevas töös uurisin küll küsimuste sisereliaablust ja konstruktivaliidsust, aga küsimustike täielikuks hindamiseks võiks veel mõõta tulemuste püsivust ajas, tehes kordustesti. Samuti oleks võimalik võrrelda uut üldise enesemõjukuse küsimustikku vanemaga, mis on juba eesti keelde adapteeritud (Rimm & Jerusalem, 1999).

Palju on uuritud enesekohaste tuumikhinnangute skaala ja üldise enesemõjukuse skaala seoseid just organisatsioonipsühholoogia alastes töödes, töö tootlikkuse ja tööga rahulolu osas. Kui nendega on varem korduvalt leitud selge seos, siis võiks selle seose olemasolu uurida ka enesekohaste tuumikhinnangute ja enesemõjukuse skaalaga.

Kasutatud kirjandus

- Aluoja, A., Shlik, J., Vasar, V., Luuk, K., & Leinsalu, M. (1999). Development and Psychometric Properties of the Emotional State Questionnaire, a Self-Report Questionnaire for Depression and Anxiety. *Nordic Journal of Psychiatry*, 53, 443-449.
- Bandura, A. (1986). *Social Foundations of Thought and Action: A Social Cognitive Theory*. New Jersey, New Jersey: Prentice Hall.
- Bandura, A. (1994). Self-Efficacy. In V. S. Ramachaudran (Ed.), *Encyclopedia of Human Behavior* (pp. 71-81). New York: Academic Press.
- Bandura, A. (2012). On the Functional Properties of Perceived Self-Efficacy Revisited. *Journal of Management*, 38(1), 9-44.
- Bandura, A. (2001). Social Cognitive Theory: An Agentic Perspective. *Annual Review of Psychology*, 52, 1-26.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a Unifying Theory of Behavioral Change. *Psychological Review*, 84(2), 191-215.
- Bandura, A. (1999). Social Cognitive Theory: An Agentic Perspective. *Asian Journal of Social Psychology*, 2, 21-41.
- Bono, J. E., & Judge, T. A. (2003). Core Self-Evaluations: a Review of the Trait and its Role in Job Satisfaction and Job Performance. *European Journal of Personality*, 17, S5-S18.
- Chang, C. G., Ferris, D. L., Johnson, R. E., Rosen, C. C., & Tan, J. A. (2012). Core Self-Evaluations: a Review and Evaluation of the Literature. *Journal of Management*, 38(1), 81-128.
- Chen, G., Gully, S. M., & Eden, D. (2001). Validation of a New General Self-Efficacy Scale. *Organizational Research Methods*, 4(1), 62-83.
- Conway, J. M., & Huffcutt, A. I. (2003). A Review and Evaluation of Exploratory Factor Analysis Practices in Organizational Research. *Organizational Research Methods*, 6(2), 147-168.

- Erez, A., & Judge, T. A. (2001). Relationship of Core Self-Evaluations to Goal Setting, Motivation, and Performance. *Journal of Applied Psychology*, 86(6), 1270-1279.
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the Use of Exploratory Factor Analysis in Psychological Research. *Psychological Methods*, 4(3), 272-299.
- Grös, D. F., Antony, M. M., Simms, L. J., & McCabe, R. E. (2007). Psychometric properties of the State-Trait Inventory for Cognitive and Somatic Anxiety (STICSA): Comparison to the State-Trait Anxiety Inventory (STAI). *Psychological Assessment*, 19(4), 369-381.
- 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.
- Judge, T. A., & Kammeyer-Mueller, J. D. (2011). Implications of Core Self-Evaluations for a Changing Organizational Context. *Human Resource Management Review*, 21, 331-341.
- Judge, T. A., Bono, J. E., & Locke, E. A. (2000). Personality and Job Satisfaction: The Mediating Role of Job Characteristics. *Journal of Applied Psychology*, 85(2), 237-249.
- Judge, T. A., Bono, J. E., Erez, A., & Locke, E. A. (2005). Core Self-Evaluations and Job and Life Satisfaction: The Role of Self-Concordance and Goal Attainment. *Journal of Applied Psychology*, 90(2), 257-268.
- Judge, T. A., Erez, A., Bono, J. E., & Thoresen, C. J. (2003). The Core Self-Evaluations Scale: Development of Measure. *Personnel Psychology*, 56(2), 303-331.
- Judge, T. A., Erez, A., Bono, J. E., & Thoresen, C. J. (2002). Are Measures of Self-Esteem, Neuroticism, Locus of Control, and Generalized Self-Efficacy Indicators of a Common Core Construct? *Journal of Personality and Social Psychology*, 83(3), 693-710.
- Judge, T. A., Locke, E. A., & Durham, C. C. (1997). The Dispositional Causes of Job Satisfaction: A Core Evaluations Approach. *Research in Organizational Behavior*, 19, 151-188.

- Judge, T. A., Locke, E. A., Durham, C. C., & Kluger, A. N. (1998). Dispositional Effects on Job and Life Satisfaction: The Role of Core Evaluations. *Journal of Applied Psychology*, 83(1), 17-34.
- Judge, T. A. (2009). Core Self-Evaluations and Work Success. *Current Directions in Psychological Science*, 18(1), 58-62.
- Kline, R. B. (2013). Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. In Y. Petscher, & C. Schattschneider (Ed.), *Applied Quantitative Analysis in the Social Sciences* (pp.171-207). New York: Routledge.
- Luuk, A. (2014). Enesekohaste negatiivsete tuumikhinnangute skaala loomisest ja kasutamisest. Avaldamata käsikiri.
- McDonald, R. P. (1985). *Factor Analysis and Related Methods*. Hillsdale, N.J: Lawrence Erlbaum Associates.
- Muris, P. (2002). Relationships Between Self-Efficacy and Symptoms of Anxiety Disorders and Depression in a Normal Adolescent Sample. *Personality and Individual Differences*, 32, 337-348.
- O'Connor, B. P. (n.d.). Programs for Number of Components. Retrieved 2013, from <https://people.ok.ubc.ca/briocconn/nfactors/nfactors.html>
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS Programs for Determining the Number of Components Using Parallel Analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods*, 32(3), 396-402.
- Packer, E. (1985). *Understanding the Subconscious* . s. l.: The Jefferson School of Philosophy, Economics & Psychology.
- Phillips, J. M., & Gully, S. M. (1997). Role of Goal Orientation, Ability, Need for Achievement, and Locus of Control in the Self-Efficacy and Goal-Setting Process. *Journal of Applied Psychology*, 82(5), 792-802.
- Rimm, H., & Jerusalem, M. (1999). Adaptation and Validation of an Estonian Version of the General Self-Efficacy Scale (ESES). *Anxiety Stress and Coping*, 12(3), 329-345.
- Ruscio, J., & Roche, B. (2012). Determining the Number of Factors to Retain in an Exploratory Factor Analysis Using Comparison Data of Known Factorial Structure. *Psychological Assessment*, 24(2), 282-292.

- Sherer, M., Maddux, J. E., Mercandante, B., Prentice-Dunn, S., Jacobs, B., & Rogers, R. W. (1982). The Self -Efficacy Scale: Construction and Validation. *Psychological Reports*, 51, 663-671.
- Usher, E. L., & Pajares, F. (2006). Sources of Academic and Self-Regulatory Efficacy Beliefs of Entering Middle School Students. *Contemporary Educational Psychology*, 31, 125-141.
- Velicer, W. F., Eaton, C. A., & Fava, J. L. (2000). Construct Explication through Factor or Component Analysis: A Review and Evaluation of Alternative Procedures for Determining the Number of Factors or Components. In R. D. Goffin, & E. Helmes (Ed.), *Problems and Solutions in Human Assessment: Honoring Douglas N. Jackson at Seventy* (pp. 41-71). Boston: Kluwer.
- Yeo, G. B., & Neal, A. (2006). An Examination of the Dynamic Relationship Between Self-Efficacy and Performance Across Levels of Analysis and Levels of Specificity. *Journal of Applied Psychology*, 91(5), 1088-1101.

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.

Henry Raudsepp