

Tartu Ülikool
Sotsiaalteaduste valdkond
Psühholoogia instituut

Johanna Hark

NEGATIIVSETE SÜMPTOMITE HINDAMISE SKAALA (SANS) JA POSITIIVSETE
SÜMPTOMITE HINDAMISE SKAALA (SAPS) VALIDEERIMINE
SKISOFREENIASPEKTRI HÄIREGA PATSIENTIDE VALIMIL

Magistritöö

Juhendajad: Liina Haring, MD, PhD

Kätlin Anni, MA

Tartu 2023

Negatiivsete sümptomite hindamise skaala (SANS) ja positiivsete sümptomite hindamise skaala (SAPS) valideerimine skisofreeniaspektri häirega patsientide valimil

Kokkuvõte

Skisofreeniaspektri häirete hindamiseks on ülimalt oluline tõendus põhiste hindamisvahendite rakendamine, kuid käesolevalt on Eestis puudus selleks vajalikest usaldusväärsetest mõõdikutest. Negatiivsete sümptomite hindamise skaala (SANS) ja positiivsete sümptomite hindamise skaala (SAPS) on maailmas laialt kasutatavad vahendid psühhoosi negatiivsete ja positiivsete sümptomite hindamiseks. Antud uuringu eesmärk oli SANS-i ja SAPS-i reliaabluse ja valiidsuse uurimine Eestis. Valim ($n = 130$) koosnes skisofreeniaspektri häirega patsientidest ja prodromaalfaasis uuritavatest. Leiti, et hindajate vaheline reliaablus SANS-i ja SAPS-i globaalsete tunnuste puhul oli hea ($ICC > .75$). Konvergentne valiidsus psühhiaatrilise hinnangu lühiskaalaga (BPRS) oli väga tugev ($\rho = .77$). Uuriv graafiline analüüs (EGA) osutas, et SANS-i ja SAPS-i kirjeldab kõige paremini kahedimensiooniline struktuur, mis koosneb positiivse ja negatiivse sümptomaatika dimensioonist. EGA *bootstrap* analüüsi tulemused osutasid, et kõik globaalsed tunnused peale kohatu afekti on stabiilsed. Järeldati, et SANS ja SAPS on usaldusväärsed vahendid psühhoosi negatiivsete ja positiivsete sümptomite hindamiseks, kuid arvestada tuleks teatud sümptomite multidimensionaalset olemust.

Märksõnad: *skisofreeniaspektri häired, SANS, SAPS, positiivsed sümptomid, negatiivsed sümptomid, uuriv graafiline analüüs*

Validating the Scale for the Assessment of Negative Symptoms (SANS) and Scale for the Assessment of Positive Symptoms (SAPS) in a sample of patients with schizophrenia spectrum disorders

Abstract

Reliable measures are essential for evaluating psychiatric disorders. However, there is a scarcity of necessary instruments in Estonian clinical practice for assessing the symptoms associated with schizophrenia spectrum disorders. The current study examined the validity and reliability of the Scale for the Assessment of Negative Symptoms (SANS) and the Scale for the Assessment of Positive Symptoms (SAPS), which are designed to assess positive and negative symptoms of psychosis. The sample ($n = 130$) consisted of participants who were either diagnosed with a schizophrenia spectrum disorder or currently in the prodromal phase of these disorders. It was found that the interrater reliability of SANS and SAPS is good ($ICC > .75$) for all of the global scores. Convergent validity with Brief Psychiatric Rating Scale (BPRS) was high ($\rho = .77$). Exploratory graph analysis (EGA) results supported the two-dimensional structure of symptoms, specifically the positive and negative dimensions. Furthermore, EGA bootstrap analysis indicated satisfactory stability for all symptoms except for inappropriate affect. It was concluded that SANS and SAPS are reliable and valid scales for assessing negative and positive symptoms of psychosis.

Keywords: *schizophrenia spectrum disorders, SANS, SAPS, positive symptoms, negative symptoms, factor structure, exploratory graph analysis*

Sissejuhatus

Skisofreenia sümptomid

Skisofreenia on raske ja kroonilise kuluga psühhootiline häire, mille puhul on oluliselt häirunud inimese reaalsustaju, mõttekäik ning käitumine. Haiguse levimus on umbes 1% elanikkonnast (Saha et al., 2005) ning seda peetakse üheks suurima ühiskondliku kuluga psüühikahäireks (Christensen et al., 2020). Skisofreeniahaigetel esineb enam raskusi tööalase ja sotsiaalse funktsioneerimisega ning nende oodatav eluiga on tavapopulatsiooniga võrreldes keskmiselt 15 aastat lühem (McCutcheon et al., 2020). Haigus avaldub tavaliselt varases täiskasvanueas ning esmasele psühhosiepisoodile eelneb reeglina prodromaalfaas, mille alguses domineerivad mittespetsiifilised psühhopatoloogia sümptomid (McCutcheon et al., 2020; White et al., 2006).

Skisofreenia sümptomid jagatakse tüüpiliselt kolme kategooriasse: positiivsed, negatiivsed ning kognitiivsed (McCutcheon et al., 2020). Positiivsete sümptomite all peetakse tavapäraselt silmas sellise käitumise avaldumist, mida normaalse funktsioneerimise korral ei esine, eelkõige hallutsinatsioonid ja luulumõtted (McGlashan, 1992). Negatiivsed sümptomid tähistavad neid käitumise aspekte, mis on normaalse funktsioneerimisega võrreldes vähenenud või puudu, näiteks kõne vaesumine, apaatia või tahteaktiivsuse alanemine (McGlashan, 1992). Negatiivse ja positiivse sümptomaatika eristamine ulatub tagasi 20. sajandi esimesse poolde (Bleuler, 1950; Hughlings-Jackson, 1931; Kraepelin, 1919) ning taoline eristus on mõningate modifikatsioonidega säilinud tänaseni. Haiguse akuutses faasis on positiivse sümptomaatika avaldumine intensiivsem ning remissioonis need sümptomid osaliselt taanduvad (Lambert et al., 2010).

Skisofreenia mõiste kõrval on laialt kasutusel skisofreeniaspektri häirete katustermin, kuhu alla on koondunud ka teised sarnased psühhootilised häired nagu skisoafektiivne häire või luululine häire (Lichtermann et al., 2000). Kuigi konkreetsed sümptomid võivad häirete vahel mõnevõrra erineda, siis positiivse ja negatiivse sümptomaatika dimensioonid on omased kogu spektrile (Peralta et al., 2020; Reininghaus et al., 2019).

Skisofreeniaspektri häirete kliiniline hindamine

Skisofreeniaspektri häirete diagnoosimise aluseks on kliiniline hindamine. Psühhosie sümptomaatika hindamiseks on välja töötatud erinevaid mõõdikuid, mis mõneti erinevad oma eesmärgi, täpsusastme, ülevaatlikkuse ning administreerimise viisi ja ajamahukuse poolest. Levinumad nendest on Negatiivsete sümptomite hindamise skaala (*Scale for Scale for the Assessment of Negative Symptoms*, edaspidi SANS; Andreasen 1983) ja selle kõrval

Positiivsete sümptomite hindamise skaala (*Scale for the Assessment of Positive Symptoms*, edaspidi SAPS; Andreasen 1984).

SANS avaldati esmakordselt 1983. aastal ning selle loomise ajendina on autor toonud välja asjaolu, et sel perioodil oli skisofreenia hindamisel rõhk eelkõige positiivsel sümptomaatikal ning negatiivsed sümptomid jäid suuresti tähelepanuta (Andreasen, 1989). Tegu oli esimese hindamisvahendiga, mis võimaldas süstemaatiliselt uurida negatiivse sümptomaatika erinevaid avaldumise aspekte. SANS koosneb järgmistest alaskaaladest: afekti lamenumine, aloogia, tahteaktiivsuse langus–apaatia, anhedoonia–asotsiaalsus ja tähelepanu. Iga alaskaala alla kuulub hulk üksiktunnused ning üks globaalne hinnang kogu sümptomite grupile, niisiis koosneb kogu skaala 20 üksiktunnusest ning 5 globaalsest hinnangust.

Hiljem loodi SANS-i kõrvale ka SAPS (Andreasen, 1984), et hinnata sümptomite esinemist terviklikumalt. SAPS koosneb neljast alaskaalast: hallutsinatsioonid, luulumõtted, veider käitumine ja mõttekäigu vormilised häired. Skaala ülesehitus sarnaneb SANS-ile ning koosneb 30 üksiktunnusest ja 4 globaalsest hinnangust. Kuna negatiivsed ja positiivsed sümptomid esinevad sageli koos ühel indiviidil, siis kasutatakse SANS-i ja SAPS-i hindamisel tavapäraselt koos.

SANS-i ja SAPS-i psühhomeetrilised omadused

SANS-i sisereliaablus on olnud erinevates uuringutes reeglina hea, Cronbachi alfa väärtus on enamasti vahemikus .70–.80 (Andreasen, 1982; Andreasen & Grove, 1986; Schulberg et al., 1990). SANS-i alaskaaladest on madalaim sisereliaablus olnud tähelepanu alaskaalal (Schulberg et al., 1990). SAPS-i sisereliaablus on reeglina SANS-i omast madalam, jäädes sageli väärtuste .40–.60 lähedale (Andreasen et al., 1991; Andreasen & Olsen, 1982), mis osutab, et positiivsete sümptomite puhul ei pruugi tegu olla homogeense sümptomite kogumiga. Alaskaalade sisereliaablus on SAPS-i puhul tüüpiliselt veidi kõrgem ning näiteks Schulberg ja teised (1990) uuringus omasid kõik alaskaalad peale veidra käitumise head sisemist kooskõla.

Hindajate vaheline kokkulangevus SANS-i ja SAPS-i hinnangutes on näidanud mõnevõrra paremaid tulemusi ning tüüpiliselt on see kõrgem positiivsete sümptomite hindamisel. Andreasen (1982) raporteerib hindajate vahelise kokkulangevuse määraks SANS-i globaalsetes skoorides .70–.88. Andreasen ja Grove (1986) esitavad tulemused Hispaania, Itaalia ja Jaapani valiisusuuringutest (originaalallikad Humbert jt, 1986, Moscarelli jt, 1985 ning Ohta jt, 1984 pole kättesaadavad), kus SANS-i globaalsetes skoorides jäi hindajate vaheline kokkulangevus vahemikku .63–.96 ning SAPS-i puhul vahemikku .82–.99. Oluliselt

madalamat kokkulangevust raporteeris Norman kolleegidega (1996), jäädes SANS-i alaskaalade üldhinnangute puhul vahemikku .35–.64 ning SAPS-i alaskaalade üldhinnangute puhul vahemikku .50–.91.

SANS-i ja SAPS-i faktorstruktuur

Kui hindamisvahendite esialgne eesmärk oli kirjeldada eraldiseisvaid, teineteist välistavaid skisofreenia „tüüpe“ (positiivne ja negatiivne skisofreenia), siis hilisemas kontseptualiseeringus käsitletakse negatiivset ja positiivset sümptomaatikat erinevate faktorite või dimensioonidena, mis teeb võimalikuks mõlema dimensiooni sümptomite esinemise samal isikul (Jablensky, 2010). Andreasen (1989) toob välja, et hindamisvahendite loomisel oli negatiivsete ja positiivsete sümptomigruppide kirjeldamise aluseks osaliselt ilmne valiidsus, seda nii skaalade (positiivsed vs negatiivsed sümptomid) kui neis sisalduvate alaskaalade osas. Hiljem on skaalasad vastavalt uuringutulemustele mõnevõrra kohandatud, kuid oma ülesehituselt osutavad need siiski dimensioonide dihhotoomsele jaotusele. Ühe olulise muudatuse läbis kohatu afekti tunnus, mis kuulus algselt SANS-i afekti lamenumise alaskaala alla, kuid järgnevad uuringud osutasid selle tunnuse seostele pigem positiivse või desorganiseerituse faktoriga (John et al., 2003; Liddle, 1987; Miller et al., 1993), mistõttu hindamisvahendi uuendatud versioonis tõsteti see alaskaalast välja eraldiseisvaks globaalseks tunnuseks (Andreasen, 1995). Samuti sisaldas algne versioon igas alaskaalas ühe tunnusena patsiendi subjektiivse hinnangu sümptomite grupile (nt „Subjektiivne hinnang aloogia esinemisele“), mis hiljem skaalast eemaldati selle madala reliaabluse tõttu (Selten et al., 1993).

Seega on skisofreenia käsitlus ajas üsna palju muutunud ning sümptomite faktorstruktuuri uuringud on tuvastanud mitmeid erinevaid lahendeid. Liddle (1987) pakkus esimesena välja skisofreenia sümptomite jaotumise mitte kahele (positiivne/negatiivne), vaid kolmele faktorile: psühhomotoorne pidurdumine, desorganiseeritus ja moondunud reaalsustaju; tema kasutas oma uuringu sisendina SANS-i ja üht segmenti PSE-st (*Present State Examination*; Wing et al., 1974), mis hindab positiivsete sümptomite esinemist ning on seetõttu võrreldav SAPS-iga. Hilisemalt on mitmed uuringud korranud sarnast struktuuri ka SANS-i ja SAPS-iga erinevatel valimitel ning mitmesuguseid statistilisi meetodeid rakendades (Andreasen et al., 1995; Arndt et al., 1991; John et al., 2003; Klimidis et al., 1993; Minas et al., 1992; Peralta & Cuesta, 2001; Smith et al., 1998; Vázquez-Barquero et al., 1996). Niisiis näeb SANS-i ja SAPS-i uuringutes tüüpiline kolmefaktoriline struktuur välja selline, kus negatiivse sümptomaatika faktor koosneb SANS-i tunnustest (afekti lamenumine,

alooogia, tahteaktiivsuse alanemine–apaatsus, anhedoonia–asotsiaalsus ja tähelepanu), positiivse sümptomaatika faktor koosneb kahest SAPS-i tunnusest (hallutsinatsioonid ja luulumõtete esinemine) ning desorganiseerituse faktor kujuneb samuti kahest SAPS-i tunnusest (veider käitumine ja mõttekäigu vormilised häired). Seda arvestades on mitmed autorid jõudnud järeldusele, et kahest faktorist ei piisa SANS-i ja SAPS-iga hinnatava sümptomaatika kirjeldamiseks.

Nimetatud kolmest faktorist on desorganiseerituse faktor kõige ebastabiilsem ning teistega võrreldes vähem replitseeritud. Mitmes uuringus pole siiski kolmandat faktorit tuvastatud ning näiteks Bell jt (1994) uuringus ilmnis kolmanda faktorina hoopis kognitiivne faktor, mis hõlmas mõttekäigu vormilise häire, alooogia ning tähelepanu tunnuseid. Negatiivsete sümptomite faktor on läbivalt kõige rohkem kinnitust leidnud, kuid näiteks Bilderi ja kolleegide (1985) uuringus laadusid tavapäraselt negatiivse sümptomaatikaga seostatud tähelepanu ja alooogia tunnused hoopis desorganiseerituse faktorile. Alooogia laadumist positiivse sümptomaatika faktorile kirjeldab ka Andreasen kolleegidega (1991).

Kuigi käesolevalt on kõige levinum kolmefaktoriline lahend, ei ole uurimistulemused alati ühesed ning mitmed autorid on leidnud toetust ka teistsugusele struktuurile. Tavaliselt on selleks kahe faktoriga struktuur, mis koosneb positiivse ja negatiivse sümptomaatika faktoritest (Emsley et al., 2001; Schuldberg et al., 1990; Toomey et al., 1997). Peralta kolleegidega (Peralta, Cuesta & Leon, 1994) pakkus välja ka neljafaktorilise struktuuri, kus neljanda faktorina kirjeldati suhetega seotud käitumise avaldumist.

Erinevused uuringutulemustes võivad olla tingitud mitmetest asjaoludest, millest üheks olulisemaks on andmete tüüp. Valdavalt on analüüside sisendina kasutatud globaalseid skooore, mida on mõlema hindamisvahendi peale kokku 9 või 10 vastavalt uuringu läbiviimise aastale. Samas jäeti mõnes globaalseid hinnanguid kasutanud uuringus osa tunnuseid analüüsist välja (nt Maziade et al., 1995) või lisati üksiktunnuseid juurde (nt Peralta et al., 1994). Üksiktunnuste skooore kasutavaid analüüse on oluliselt vähem ning siin varieeruvad tulemused samuti. Minas ja teised (1992) tuvastasid oma analüüsides multidimensionaalse skaleerimise meetodil kolm sümptomite gruppi, mis kattusid kontseptuaalselt kolmefaktorilise struktuuri faktoritega. Peralta ja Cuesta (1999) tuvastasid jällegi erinevate statistiliste meetoditega üksiktunnuseid analüüsides viis kuni kolmteist faktorit, mis omakorda laadusid neljale kõrgema tasandi faktorile. Toomey kolleegidega (1997) viis analüüs läbi nii globaalsete kui ka üksiktunnustega ning viimase puhul otsustas 5 faktori kasuks. Tibber jt (2018) tuvastasid 11 või 12 faktorit, mis omakorda moodustasid kolm kõrgema tasandi faktorit.

Lisaks andmete tüübile on oluline roll ka statistilisel meetodil, mida uuringus rakendatakse. Kirjeldatud allikates on selleks valdavalt uuriv faktoranalüüs või peakomponentide analüüs. Lisaks on mõlema puhul võimalik rakendada erinevaid meetodeid faktorite eraldamiseks ja pööramiseks, mis võivad samuti mõjutada tuvastatud lahendite struktuuri ja tõlgendatavust (Fabrigar et al., 1999). Kuna suur osa uuringutest on läbi viidud 80.- 90. aastatel, siis sõltuvad tulemused oluliselt tolle aja teadmistest ja levinumatest praktikatest statistiliste meetodite kasutamisel.

Hilisemad uuringud, mis käsitleks sisendina vaid SANS-i ning SAPS-i, on väga piiratud. Seda võib tingida asjaolu, et PANSS (*The Positive and Negative Syndrome Scale*; Kay et al., 1987) on teadusuuringutes saanud mõningase eelise tänu oma lühemale struktuurile ning laiemale sümptomite käsitlemisele, sisaldades lisaks positiivse ja negatiivse sümptomaatika alaskaaladele ka afektiivsete ja üldise psühhopatoloogia sümptomite hinnanguid. SANS ja SAPS on omakorda edasi arendatud ning hilisemates uuringutes on sageli kasutusel CASH (Comprehensive Assessment of Symptoms and History; Andreasen, 1992), kus sisalduvad küll SANS-i ja SAPS-i skaalad, kuid mis lisaks hõlmab endas afektiivsete sümptomite alaskaalaid ja muid haiguse kuluga seotud tunnuseid. Mõnevõrra lühema skaalana on kasutusel ka Psühhiaatrilise hinnangu lühiskaala ehk BPRS (*Brief Psychiatric Rating Scale*; Overall & Gorham, 1962), mis samuti sisaldab positiivse ja negatiivse sümptomaatika kõrval afektiivseid sümptomeid hindavaid tunnuseid.

Hoolimata vähesest rakendusest teadusuuringutes on SANS ja SAPS siiski olulisel kohal kliinilises praktikas. Näiteks PANSS-iga võrreldes võimaldavad SANS ja SAPS hinnata täpsemini erinevate sümptomite esinemist (Norman et al., 1996). Osaliselt tuleneb see asjaolust, et SANS ja SAPS sisaldavad endas oluliselt rohkem tunnuseid (50 üksiktunnust vs 30 tunnust PANSS-i puhul), mistõttu on sümptomite käsitus detailsem. Samuti on SANS-i ja SAPS-i skoorid iga tunnuse puhul eraldi ja selgelt defineeritud, mis aitab kaasa sellele, et erinevad spetsialistid mõistavad skoori numbrilist väärtust sarnaselt.

Võrgustiku psühhomeetria ja uuriv graafiline analüüs

Psühholoogiliste konstruktide uurimisel on üheks levinumaks meetodiks faktoranalüüs, mille puhul jälgitavate tunnuste koosinemist seletatakse alloleva ühise põhjusega, st mittevaadeldav latentne tunnus põhjustab jälgitavate tunnuste kovarieerumise (Schmittmann et al., 2013). Viimasel ajal on latentsete tunnuste mudelite kõrvale kerkinud vastastikususe mudelid (*mutualism models*), mis seletavad psühholoogiliste nähtuste kujunemist asjaoluga, et jälgitavad tunnused (nt sümptomid) esinevad koos, sest need

vastastikku ja dünaamiliselt mõjutavad üksteist ning loovad seeläbi põhjuslikult seotud süsteemi (Borsboom, 2008). Sellist käsitlust rakendavad näiteks võrgustikumudelid, millest ühe uude analüüsimeetodina on esile kerkinud uuriv graafiline analüüs (*exploratory graph analysis*, EGA; Golino & Epskamp, 2017). See on viimastel aastatel kogunud poolehoidjaid, pakkudes alternatiivset meetodit psühholoogiliste dimensioonide uurimiseks (Christensen et al., 2019; Christensen & Golino, 2021; Peralta et al., 2020).

Võrgustikuanalüütiliste meetodite üheks eeliseks võib pidada seda, et need võimaldavad kujutada üksiktunnuste vahelisi seoseid (Borsboom & Cramer, 2013). Nende tunnuste omavaheliste seoste mõju on samas informatiivne nii üksiktunnuste tasandil, dimensioonisiseselt ja dimensioonide vahel, kui ka laiemal konstrukti tasandil (Blanken et al., 2018). EGA üheks võimalikuks eeliseks on ka asjaolu, et tuvastatud dimensioonid on deterministlikud ning ei eelda uurijapoolset suunamist (Christensen et al., 2019; Golino & Epskamp, 2017). Dimensioonide tõlgendamine on tänu graafilisele kujutamisele intuitiivne ja võrreldes faktoranalüüsiga ei pea uurija valima hulga erinevate meetodite vahel (nt faktorite eraldamine ja pööramine) ega tõlgendama faktorlaadungeid (Santiago et al., 2021).

EGA on demonstreerinud samaväärseid või paremaid tulemusi võrreldes tavapärase faktoranalüütiliste meetoditega ning see on vähem mõjutatud valimi suurusest, faktorite vahelistest korrelatsioonidest ning faktorite ja tunnuste arvust (Christensen et al., 2019; Golino & Epskamp, 2017). Seda eriti tingimustes, kus faktorid on omavahel tugevalt korreleeritud ning tunnuste arv faktori kohta on madal (Golino & Demetriou, 2017). Samuti on leidnud empiirilist ning matemaatilist kinnitust asjaolu, et EGA tuvastatud klastrid või dimensioonid on võrreldavad latentsete tunnustega, nt faktoranalüüsi faktoritega (Borsboom et al., 2011; Golino & Demetriou, 2017; Golino & Epskamp, 2016). Edaspidi kasutatakse mõisteid „faktor“ ja „dimensioon“ samatähenduslikena.

Uurivat graafilist analüüsi on nüüdseks rakendatud erinevate psühholoogiliste nähtuste uurimisel ning skaalade valideerimisel (Christensen et al., 2019; Golino & Demetriou, 2017; Santiago et al., 2021). Peralta ja teised (2020) on afektiivset psühhoosi käsitlevas uuringus kasutanud CASH mõõdikut, mis vastavalt eelpool kirjeldatule hõlmab muuhulgas ka SANS-i ja SAPS-i skaalaid. Siiski ei ole eraldi SANS-i ja SAPS-i struktuuri selle meetodi abil varem mulle teadaolevalt uuritud.

Käesolev uurimus

Käesoleva töö eesmärgiks on eestindatud SANS-i ja SAPS-i psühhomeetriliste omaduste uurimine skisofreeniaspektri häirega patsientide valimil. Teema on oluline, et

parandada psühhoosihaigete sümptomaatika põhjalikku hindamist. Usaldusväärsete vahenditena võivad need spetsialiste abistada diagnostilistes küsimustes, samuti haiguse kulu ning ravi efektiivsuse hindamisel.

Täpsemalt on plaan uurida skaalade sisereliaabust, hindajate vahelist kokkulangevust ning konstruktivaliidsust. Ootuspärane oleks sisereliaablus, mis on sarnane varasemates uuringutes kirjeldatud väärtustele. SANS-i sisereliaablus on varasemates uuringutes olnud hea ning jäänud .80 lähedale. SAPS-i sisereliaablus on olnud uuringutes üsna erinev ning Cronbachi α väärtused on jäänud vahemikku .40–.60 (Andreasen et al., 1991; Schuldberg et al., 1990), niisiis oleks ootuspärane, et see on SANS-i sisereliaablusest madalam.

Püstitati järgmised hüpoteesid:

H1: Hindajate vahel esineb kooskõla SANS-i ja SAPS-i hinnangutes.

Koo & Li (2016) juhistelegi tuginedes võib klassisisese korrelatsiooni (ICC) puhul mõõdukaks, heaks ja väga heaks kokkulangevuseks pidada vastavalt väärtuseid $> .50$, $> .75$ ja $> .90$. Tuginedes Andreasen & Grove (1986) tulemustele eeldati kokkulangevust, mis jääb .70–.90 lähedale.

H2: SANS-i ja SAPS-i koondskoor ning BPRS-i koondskoor on tugevas positiivses seoses.

Psühhiaatrilise hinnangu lühiskaala ehk BPRS (Overall & Gorham, 1962) võimaldab hinnata psühhoosile omast sümptomaatikat, sealhulgas negatiivsete ja positiivsete sümptomite esinemist. Konvergentse valiidsuse puhul pole selgelt defineeritud väärtuseid ning selle hindamisel tuleb arvestada hindamisvahendite sisu ja läbiviimise meetodiga (Cooper, 2012). Kuna BPRS mõõdab SANS-i ja SAPS-iga osaliselt samu konstrukte, siis on eelduspärane tugev korrelatsioon.

Lisaks sõnastati järgnev uurimisküsimus: Milline faktorlahend kirjeldab kõige paremini psühhoosi positiivseid ja negatiivseid sümptomeid antud valimil?

Kuna varasemad uuringutulemused on osutanud erinevatele faktorlahenditele, siis otsustati uuriva lähenemise kasuks, mis ei eelda uurijapoolset faktorstruktuuri täpsustamist. Faktorite või dimensioonide uurimine on praktikas oluline skoorimisel. Skaala(de) koguskoori patsiendi sümptomaatika raskusastme hindamiseks saab kasutada juhul, kui see mõõdab üht konstrukti. Kui mõõdik hindab aga erinevaid konstrukte, võib sisukam olla faktorskooride kasutamine, kuna need võimaldavad arvesse võtta muutuseid, mis muidu jääks tähelepanuta (Dazzi et al., 2016).

Meetod

Käesolev töö on osa SA Tartu Ülikooli Kliinikumi projektist „Psühhoosihaigetel avalduva kognitiivse düsfunktsiooni seosed üldise toimetulekuga, kasutatava antipsühhootilise ravimi, bioloogiliste markerite, geneetiliste tegurite, aju struktuursete ja morfoloogiliste iseärasustega ning haiguseelset perioodi hindavate kliiniliste intervjuude ja haigustunnuseid kajastavate mõõdikute kohandamine eesti keelde“.

Valim

Antud uuringu valimi moodustasid skisofreeniaspektri häirega patsiendid ning kõrgenenud psühhoosiriskiga ehk prodromaalperioodis uuritavad, kellel testimise hetkel diagnoos puudus, kuid kes kaheaastase jälgimisperioodi vältel said skisofreeniaspektri häire diagnoosi. Järgnevalt on esitatud mõlema grupi karakteristikud, et anda parem ülevaade valimist. Edaspidi siiski uuritavate alagruppe eraldi ei analüüsita, kuna valimi suurus seda ei võimalda.

Valim koosnes 130 indiviidist, kellest 79 (61%) olid mehed ja 51 (39%) naised. Skisofreeniaspektri häirega uuritavate gruppi kuulus 106 indiviidi (82%) ning prodroomi gruppi 24 (18%). Uuritavate keskmine vanus oli 35.1 aastat (SD = 11.9) ning vanusevahemik 18–65. Uuritavate keskmine haridustee pikkus oli 13.1 aastat (SD = 2.9, n = 129). Skisofreeniaspektri häire diagnoosiga elatud aeg oli haigete grupis keskmiselt 10.7 aastat (SD = 9.7). Keskmine raviannus (väljendatud kloorpromasiini ekvivalentse raviannusena) antipsühhootilist ravi saavate patsientide seas oli 496 mg (SD = 321.4, n = 108). Tabelis 1 on täpsemalt välja toodud uuritavate karakteristikud ning joonisel 1 on esitatud diagnooside esinemine gruppide lõikes.

Tabel 1.

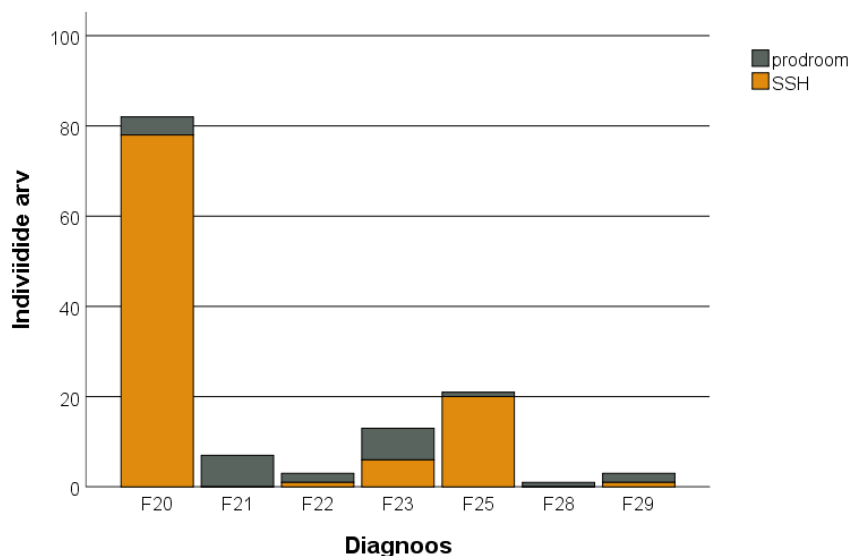
Valimi kirjeldus vanuse ja soo lõikes

		SSH	Prodroom	Kokku
Sugu	Mehed	60 (57%)	19 (79%)	79 (61%)
	Naised	46 (43%)	5 (21%)	14 (39%)
Vanus		M = 37.9	M = 22.9	M = 35.1
		SD = 11.3	SD = 4.9	SD = 11.9

Märkus: SSH – skisofreeniaspektri häirega uuritavate grupp

Joonis 1.

Diagnooside esinemine gruppide lõikes.



Märkus: SSH – skisofreeniaspektri häire diagnoosiga uuritav, F20 – skisofreenia, F21 – skisotüüpne häire, F22 – püsivad luululised häired, F23 – äge ja mööduv psühhoiline episood, F25 – skisoafektiivne häire, F28 - muud mitteorgaanilised psühhoosid, F29 – täpsustamata mitteorgaaniline psühhoos.

Hindamisvahendid

SANS ja SAPS

Negatiivsete sümptomite hindamise skaala ehk SANS (Andreasen, 1983) ja Positiivsete sümptomite hindamise skaala ehk SAPS (Andreasen, 1984) võimaldavad hinnata psühhoosi negatiivsete ja positiivsete sümptomite esinemist Likerti 6-pallisel skaalal, kus „0“ tähistab sümptomi puudumist ning „5“ sümptomi raskel kujul esinemist. Hindamise viib läbi kliinitsist poolstruktureeritud intervjuu vormis ning see sisaldab ka olulise aspektina patsiendi käitumise jälgimist. SANS-i ja SAPS-i kasutatakse tavapäraselt koos ning keskmiselt kestab intervjuu 30-45 minutit.

SANS koosneb 25 tunnusest, mis on grupeeritud viite alaskaalasse: afekti lamenumine/nüristumine, aloogia, tahteaktiivsuse alanemine–apaatsus, anhedoonia–asotsiaalsus ja tähelepanu. SAPS koosneb 34 tunnusest, mis kuuluvad nelja alaskaalasse: hallutsinatsioonid, luulumõtted, veider käitumine ja mõttekäigu vormilised häired. Iga alaskaala sisaldab endas (1) üksiktunnuseid, mis kirjeldavad sümptomite grupi erinevaid tahke (hallutsinatsioonide alaskaala puhul näiteks kommenteerivad hääled või visuaalsed

hallutsinatsioonid) ning (2) üldise hinnangu kogu alaskaala sümptomaatikale (nt üldine hinnang hallutsinatsioonide esinemisele).

Niisiis võib SANS-i ja SAPS-i puhul eristada erinevaid skooore:

1. üksiktunnuste skoorid (*item rating*)
2. alaskaalade üldised/globaalsed skoorid (*global rating*)
3. alaskaalade liitskoorid (*subscale composite score*, kokku liidetud alaskaala üksiktunnuste skoorid, v.a üldine skoor)
4. skaala koguskoor (*total score*, kokku liidetud alaskaalade üldised skoorid)
5. skaala komposiitskoor (*composite score*, kokku liidetud kõik üksiktunnuste hinnangud v.a alaskaalade üldised hinnangud)

Antud töös on analüüside sisendina kasutatud koos valdavalt mõlema hindamisvahendi alaskaala globaalseid skooore, kuna (1) varasemate uuringute andmeil kirjeldavad need usaldusväärse täpsusega kogu alaskaala sümptomaatikat (Andreasen, 1989; Andreasen et al., 1991), (2) varasemad uuringud on läbivalt kasutanud alaskaala üldiseid hinnanguid liitskooride asemel, mis lubab tulemusi võrrelda ning (3) valimi suurus ei võimalda analüüsi läbi viia üksiktunnuste tasandil. Töös on kasutatud ka SANS-i ja SAPS-i koguskoore kokkuliidetud kujul ning sellele viidatakse edaspidi kui skaalade koondskoorile.

BPRS

Psühhiaatrilise hinnangu lühiskaala ehk BPRS (*Brief Psychiatric Rating Scale*; Overall & Gorham, 1962) võimaldab hinnata psüühikahäirete sümptomite esinemist 7-pallisel Likerti skaalal (1 = haigustunnust ei esine, 7 = haigustunne ilmneb väga raskel kujul). See koosneb 18 tunnusest, mis katavad ära erinevad psühhopatoloogia valdkonnad. BPRS-il puuduvad selgelt defineeritud alaskaalad, kuid latentsete tunnuste analüüsid on enam kinnitust leidnud 4 faktoriga struktuur (Overall, 1967); samuti on leitud toetust viienda faktori eristamiseks (Shafer, 2005). Faktoritena eristatakse tavaliselt (1) positiivsed sümptomid, (2) negatiivsed sümptomid, (3) afekt, (4) vastupanu ning viie faktoriga lahendites ka (5) aktivatsioon.

Protseduur

Tõlkimine

Mõõdikute kohandamiseks saadi luba autorilt Nancy Andreasenilt. Esialgu tõlgiti hindamisvahendid eesti keelde psühhiaatri ning kliinilise psühholoogi poolt eraldi, lõppversiooni sõnastus otsustati konsensuslikult. Tagasitõlget kohandamisel ei eeldatud.

Andmekogumine

Uuring on kooskõlastatud Tartu Ülikooli inimuuringute eetika komiteega (load nr 241/M-31, 252/M-18 ja 283/T-30). Antud osa uuringust viidi läbi poolstruktureeritud intervjuu vormis ning hindajateks olid vastava väljaõppe saanud psühhiaatrid, psühhiaatria residendid või kutseaastat läbivad kliinilised psühholoogid. Uuritavatele selgitati protseduuri ning kõik uuritavad andsid kirjaliku nõusoleku uuringus osalemiseks. Vastavalt vajadusele oli võimalik teha pause või viia uuring läbi mitmes osas.

Isiklikuks panuseks magistritöö valmimisel on kirjanduse läbitöötamine, andmete korrastamine, statistiliste meetodite valimine ja läbiviimine ning tulemuste analüüsimine ja tõlgendamine.

Andmeanalüüs

Andmete esialgseks korrastamiseks, kirjeldamiseks ning korrelatsioonanalüüsideks kasutati statistikatarkvara IBM SPSS Statistics (versioon 25.0). Uuriv graafiline analüüs ning kinnitav faktoranalüüs (CFA) viidi läbi tarkvaraga RStudio (versioon 2022.12.0), kasutades pakette „EGAnet“ (Golino & Christensen, 2022) ning „lavaan“ (Rosseel, 2012).

Esmalt vaadati skaalade kirjeldavaid statistikuid, sealhulgas üksiktunnuste, globaalsete tunnuste ning alaskaalade omavahelisi korrelatsioone. Samuti uuriti alaskaalade sisereliaablust Cronbachi α kaudu, mille hindamisel on käesolevas töös aktsepteeritava sisereliaabluse alampiiriks võetud väärtus $\alpha = .70$ (George & Mallery, 2007).

Hindajate vaheline reliaablus arvutati klassisisese korrelatsiooni kaudu (*intraclass correlation coefficient*, edaspidi ICC) koos 95% usaldusintervalliga (CI). Täpsemalt rakendati ICC(1,1) alatüüpi, mis kasutab ühesuunalist juhuslike efektidega mudelit ning hindab absoluutset kokkulangevust spetsialistide hinnangutes (Koo & Li, 2016). ICC(1,1) sobib juhtudel, kui hindajateks on juhuslikult valitud spetsialistide paarid suuremast hindajate grupist (antud uuringu puhul 2 hindajat 6 võimalikust hindajast) (Shrout & Fleiss, 1979). Vaadati üksikmõõtmise (*single measures*) väärtust, kuna hindamise viib reeglina läbi üks spetsialist (Koo & Li, 2016).

Konvergentset valiidsust hinnati SANS-i ja SAPS-i koondskoori ning BPRS koondskoori korrelatsioonanalüüsiga. Normaalkaotuslikkust kontrolliti Shapiro-Wilk testiga, kuna uuritavate arv oli < 2000 (Shapiro & Wilk, 1965). Kuna skooride hajuvus ei vastanud normaaljaotusele, siis kasutati mitteparameetrilist Spearmani korrelatsiooni.

SANS-i ja SAPS-i konstruktivaliidsuse hindamiseks viidi esmalt läbi EGA. Käesolevas töös kasutati automaatse korrelatsioonikordaja funktsiooni (*qgraph* funktsioon

„cor_auto“), mis tuvastab andmete tüübi automaatselt ning valib seejärel kas polükoorilise, polüseriaalse või Pearsoni korrelatsioonikordaja vahel. Vastavalt Golino (2020) soovitudele rakendati nii *lasso* (*graphical least absolute shrinkage and selection operator*) kui ka TMFG (*triangulated maximally filtered graph*) mudelit. Erinevate lahendite ilmnmisel on võimalik neid võrrelda headusnäitajate ehk entroopia sobivusindeksite (*entropy fit indices*) alusel. Selleks valiti täielik entroopia sobivusindeks Von Neummani entroopiaga (*Total Entropy Fit Index using Von Neumann's entropy*, TEFI.vn), kuna see on näidanud kõige suuremat täpsust; madalamad väärtused osutavad sealjuures suhteliselt paremale mudeli sobivusele (Golino et al., 2021). Võrgustiku dimensioonide leidmiseks kasutati klastrite tuvastamise algoritmi *walktrap* (Pons & Latapy, 2005).

Viimaks rakendati EGA *bootstrapi*, mis loob algandmete põhjal n arvu valimeid, võimaldades hinnata dimensioonide stabiilsust ning tunnuste stabiilsust nendes dimensioonides (Christensen & Golino, 2021). *Bootstrap* valimite loomisel kasutati *resampling* meetodit, kuna andmete hajuvus ei ole normaaljaotuslik (Christensen & Golino, 2021). Tuginedes Peralta jt (2020) näitele valiti kordamiste (*iteration*) arvuks 1000.

Seejärel viidi Christensen jt (2019) näitele tuginedes läbi CFA, kasutades analüüsi sisendina EGA-ga tuvastatud mudelit. Rakendati diagonaalselt kaalutud vähimruutude meetodit (*diagonally weighted least squares*, edaspidi DWLS), kuna tegu on järjestusandmetega ning andmete hajuvus ei vasta normaaljaotuslikkusele (Li, 2016). Mudeli sobivust hinnati nii selle sisulise tõlgendatavuse kui sobitusindeksite poolest. Headusnäitajate indeksväärtustena on käesolevas töös lähtutud Hu ja Bentleri (1999) soovitudest: CFI (*Comparative Fit Index*) $\geq .95$, TLI (*Tucker-Lewis Index*) $\geq .94$, SRMR (*Standardized root mean square residual*) $\leq .08$ ja RMSEA (*Root mean square error of approximation*) $\leq .06$.

Tulemused

SANS-i ja SAPS-i kirjeldavad statistikud

Esmalt uuriti mõlema skaala kirjeldavaid statistikuid üksiktunnuste ning alaskaala tasandil, täpsemad andmed on välja toodud lisa (Lisa A). Tabelis A1 on esitatud SANS-i ja tabelis A2 SAPS-i kirjeldavad statistikud, täpsemini üksiktunnuste, alaskaala liitskooride, globaalsete hinnangute, koguskoori ning komposiitskoori keskmised näitajad, standardhälbed ning asümmeetria kordajad. Lisaks on välja toodud nende korrelatsioonid (Spearmani ρ) üldise/globaalse hinnanguga, alaskaala liitskooriga ning skaala komposiitskooriga. Alaskaalade liitskooride ning globaalsete hinnangute omavaheline korrelatsioon jääb

vahemikku .79–.95, mis kinnitab, et globaalsete hinnangute kasutamine selle valimi põhjal edaspidi on sobilik.

Sisereliaabluse hindamiseks kasutati Cronbachi koefitsienti. Alaskaalade sisereliaabluse hindamisel kaasati analüüsi ainult üksiktunnused ning globaalsed hinnangud jäeti välja, tulemused on esitatud tabelis 2. SANS-i sisereliaablus oli väga hea ($\alpha = .89$) ning SAPS-i sisereliaablus rahuldav ($\alpha = .72$). Alaskaaladest jäi alla aktsepteeritava piiri ($\alpha = .70$) kolm alaskaalat: veider käitumine ($\alpha = .45$), tähelepanu ($\alpha = .59$) ja tahteaktiivsuse alanemine–apaatsus ($\alpha = .66$).

Tabel 2.

SANS-i ja SAPS-i sisereliaablus ja hindajate vaheline kokkulangevus hinnangutes

	Cronbachi α	ICC*	95% CI
SANS			
Afekti lamenumine või nüristumine	.95	.87	.81 – .92
Aloogia	.86	.85	.77 – .90
Tahteaktiivsuse alanemine–apaatsus	.66	.82	.74 – .89
Anhedoonia–asotsiaalsus	.87	.85	.77 – .90
Tähelepanu	.59	.78	.67 – .85
Kohatu afekt		.86	.79 – .91
Skaala globaalsed hinnangud/koguskoor	.86	.92	.88 – .95
Skaala üksiktunnuste hinnangud/komposiitskoor	.94	.96	.94 – .98
SAPS			
Hallutsinatsioonid	.79	.97	.96 – .98
Luulumõtted	.85	.86	.78 – .91
Veider käitumine	.45	.84	.76 – .90
Mõttekäigu vormilised häired	.84	.86	.79 – .91
Skaala globaalsed hinnangud/koguskoor	.72	.94	.91 – .96
Skaala üksiktunnuste hinnangud/komposiitskoor	.90	.98	.97 – .99

Märkused: * – kõigi väärtuste puhul $p < .001$

Hindajate vaheline reliaablus

Seejärel uuriti klassisisese korrelatsiooni kaudu spetsialistide hinnangute kokkulangevust, mis oli antud samaaegselt kahe hindaja poolt ühele patsiendile ($n = 77$). Eraldi vaadati globaalseid skoore ning skaalade koguskoore. SANS-i ja SAPS-i globaalsete

skooride puhul jäi hindajate kokkulangevus vahemikku .78–.97, täpsem ülevaade on esitatud tabelis 2. Arvestades head hindajate vahelist kokkulangevust kasutati edasistes analüüsides esimese hindaja poolt antud skooore.

Konvergentne valiidsus

Konvergentse valiidsuse hindamiseks viidi läbi korrelatsioonanalüüs BPRS koondhinnangu ning SANS-i ja SAPS-i kokkuliidetud koguskooridega. Skaalade koondskooride vahel tuvastati tugev positiivne korrelatsioon $\rho = .77$ ($p < .001$).

Konstruktivaliidsus

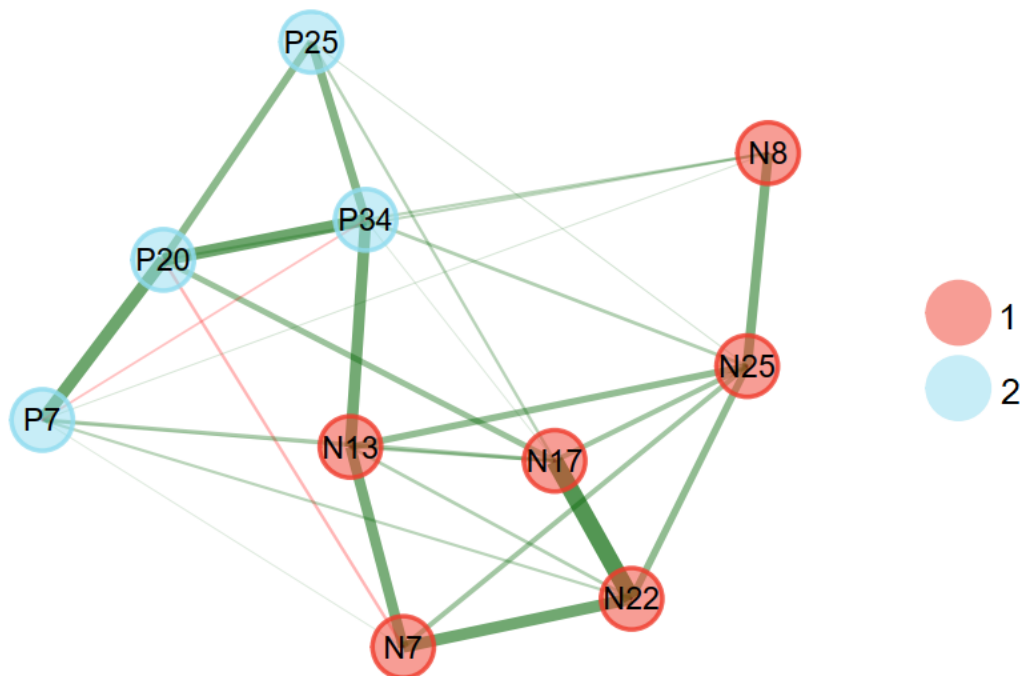
Konstruktivaliidsuse hindamiseks viidi läbi EGA ning vastavalt eelpool kirjeldatule testiti nii *glasso* ja kui TMFG meetodit. Mõlema meetodiga tuvastati 2 dimensiooni, mida võib nimetada positiivse ja negatiivse sümptomaatika dimensioonideks. Samas erines mudelite puhul tunnuste kuuluvus dimensiooni: *glasso* meetodi puhul kuulusid kohatu afekti ja tahteaktiivsuse alanemise–apaatsuse tunnused negatiivse sümptomaatika dimensiooni, samas kui TMFG meetodi puhul olid need teises, positiivse sümptomaatika dimensioonis. Mudeleid võrreldi headusnäitajate põhjal ning *glasso* meetodil loodud mudeli puhul oli see suhteliselt parem (TEFI.vn = –5.35) võrreldes TMFG meetodiga (TEFI.vn = –5.18), mistõttu otsustati jääda esimese mudeli juurde (joonis 2).

Kogu võrgustiku peale esines tugevaim seos negatiivse sümptomaatika tunnuste tahteaktiivsuse alanemine–apaatsus ja anhedoonia–asotsiaalsus vahel. Positiivse sümptomaatika dimensioonis olid tugevaimad seosed hallutsinatsioonide ja luulumõtete tunnuste ning luulumõtete ja mõttekäigu vormilise häire tunnuste vahel. Dimensioonide vaheliselt esines kõige tugevam seos positiivse sümptomaatika alla kuuluva mõttekäigu vormilise häire tunnuse ning negatiivse sümptomaatikaga seotud aloogia tunnuse vahel. Kohatu afekt omas tugevaimat seost negatiivse sümptomaatika alla kuuluva tähelepanu tunnusega, lisaks esines nõrgemaid seoseid kolme positiivse sümptomaatika tunnusega (hallutsinatsioonid, luulumõtted ja mõttekäigu vormilised häired).

Järgnevalt viidi läbi EGA *bootstrap* analüüs, et hinnata dimensioonide stabiilsust ja üksiktunnuste stabiilsust dimensioonides. Kasutati *resampling* meetodit, mis loob algandmete põhjal n arvu allvalimeid. Kordamiste (*iteration*) arvuks valiti 1000. Mediaanina tuvastatud dimensioonide arv oli 2 (SE = 0.68, CI 95% [0.65, 3.34]). Tabelis 3 on välja toodud, kui sageli tuvastati 1000 iteratsiooni korral erinev arv dimensioone. Kahedimensiooniline mudel replitseeriti 61% kordadest.

Joonis 2.

EGA kasutades automaatse korrelatsioonikordaja funktsioonil põhinevat korrelatsioonimaatriksit, glasso mudelit ja walktrap algoritmi.



Märkused: 1 – negatiivne sümptomaatika, 2 – positiivne sümptomaatika, N7 – afekti lamenumine, N8 – kohatu afekt, N13 – alogia, N17 – tahteaktiivsuse alanemine–apaatus, N22 – anhedoonia/asotsiaalsus, N25 – tähelepanu, P7 – hallutsinatsioonid, P20 – luulumõtted, P25 – veider käitumine, P34 – mõttekäigu vormilised häired.

Seejärel vaadati tuvastatud dimensioonide stabiilsust ehk seda, kui sageli replitseeriti antud dimensioonid *bootstrap* valimites täpselt sellise ülesehitusega, nagu eelnevalt leitud empiirilises mudelis. Negatiivsete sümptomite dimensioon *bootstrap* valimites replitseeriti täpselt sellisena 33% kordadest ning positiivsete sümptomite dimensioon 67% kordadest. See osutab, et tuvastatud negatiivse sümptomaatika dimensioon sellisel kujul on suhteliselt ebastabiilne.

Järgnevalt analüüsiti tunnuste stabiilsust ehk seda, kui sageli replitseeriti iga tunnus *bootstrap* valimites empiirilise mudeliga samas dimensioonis. Tulemused on esitatud joonisel 3, kus X-teljel on märgitud tunnuse replitseerimise sagedus antud dimensioonis 1000 iteratsiooni korral. *Glasso* mudeli ning *resampling* meetodi puhul on optimaalne lõikepunkt .65, millest madalamaid väärtuseid ei saa pidada stabiilseks (Christensen & Golino, 2021). Alla usaldusväärse piiri jääb ainsana tunnus kohatu afekt, mida replitseeriti negatiivse

sümptomaatika dimensioonis 50% kordadest. Ülejäänud tunnuseid replitseeriti õigetes dimensioonides 78%–95% kordadest, mistõttu võib neid pidada stabiilseteks.

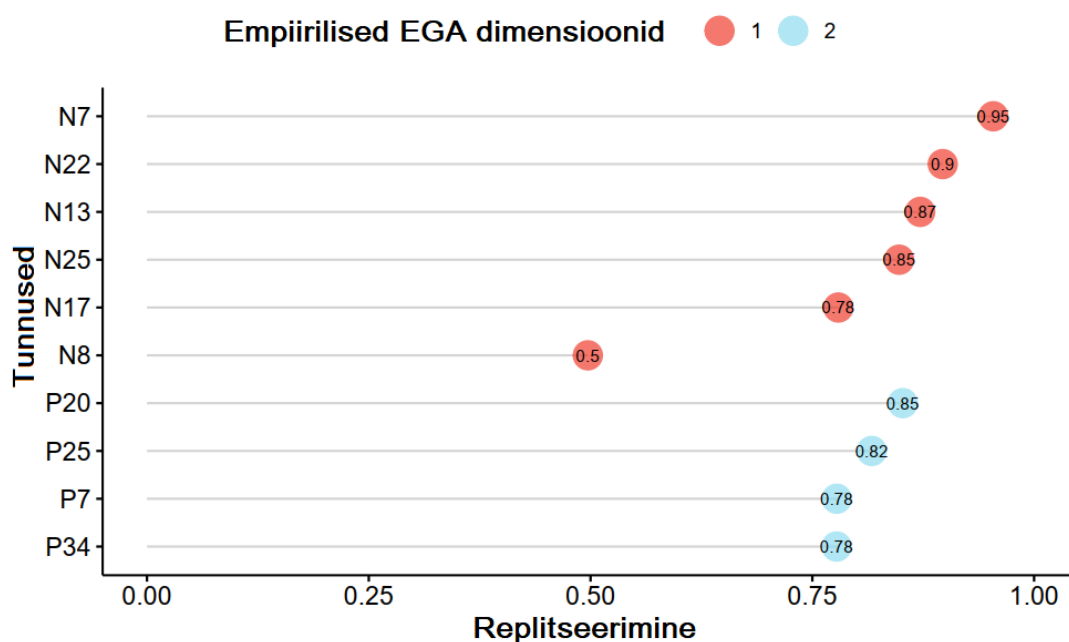
Tabel 3.

EGA bootstrap analüüs resampling meetodil, kordamiste arv = 1000

Dimensioonide arv	Sagedus
1	.129
2	.609
3	.227
4	.035

Joonis 3.

EGA tunnuste stabiilsus empiirilistes dimensioonides



Märkused: 1 – negatiivne sümptomaatika, 2 – positiivne sümptomaatika, N7 – afekti lamenumine, N13 – alogia, N17 – tahteaktiivsuse alanemine–apaatus, N22 – anhedoonia/asotsiaalsus, N25 – tähelepanu, N8 – kohatu afekt, P7 – hallutsinatsioonid, P20 – luulumõtted, P25 – veider käitumine, P34 – mõttekäigu vormilised häired.

Edasi uuriti tunnuste stabiilsust täpsemalt. Tabelis 4 on välja toodud, kui sageli replitseeriti tunnuseid erinevates dimensioonides. Väärtused > .50 on rõhutatud paksus kirjas,

et lihtsustada tõlgendamist. Nagu näha, replitseeriti tunnus kohatu afekt lisaks selle algsele negatiivse sümptomaatika dimensioonile ka teises ja kolmandas dimensioonis.

Lisaks replitseeriti vähemalt kahes dimensioonis üle 10% kordadest kõiki SAPS-i tunnuseid, kuid nende puhul oli esinemise sagedus selgemini ühe dimensiooni poole kaldu. Negatiivse sümptomaatika alla kuuluv tahteaktiivsuse alanemise–apaatsuse tunnus replitseeriti lisaks ka teises ja kolmandas dimensioonis, kuid selle puhul jäi erinevates dimensioonides ilmnemise suhe väiksemaks.

Tabel 4.

Tunnuse stabiilsus kõigis bootstrap valimites.

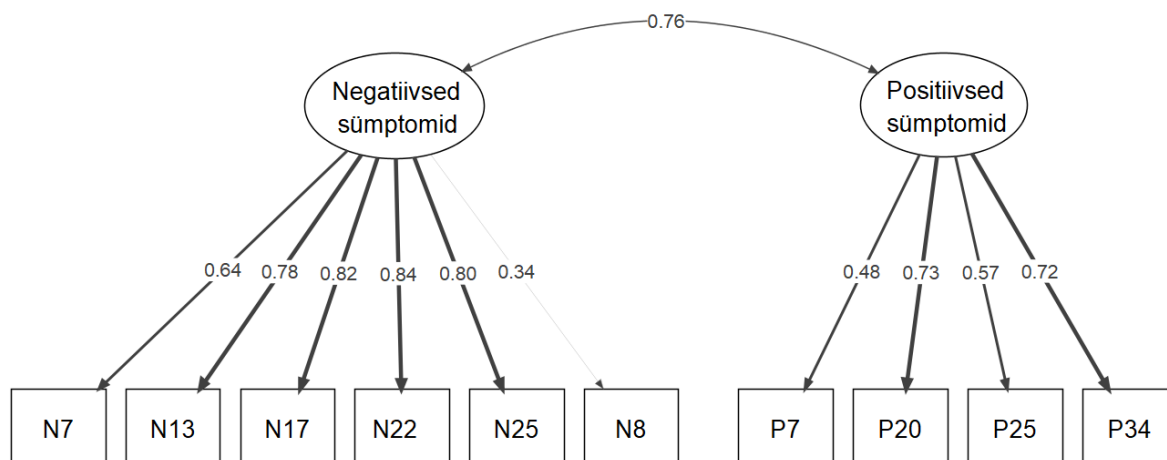
Tunnus	Dimensioon			
	1	2	3	4
N7	.954	.006	.037	.003
N22	.897	.011	.089	.003
N13	.872	.056	.069	.003
N25	.848	.039	.099	.014
N17	.779	.110	.107	.003
N8	.497	.344	.142	.016
P20	.136	.852	.012	.000
P25	.139	.817	.031	.013
P7	.175	.778	.045	.002
P34	.161	.777	.048	.013

Märkused: N7 – afekti lamemine, N13 – aloogia, N17 – tahteaktiivsuse alanemine–apaatsus, N22 – anhedoonia/asotsiaalsus, N25 – tähelepanu, N8 – kohatu afekt, P7 – hallutsinatsioonid, P20 – luulumõtted, P25 – veider käitumine, P34 – mõttekäigu vormilised häired.

EGA tuvastatud mudelit testiti järgnevalt kinnitava faktoranalüüsiga, kasutades DWLS meetodit. Faktorlahend standardiseeritud kaaludega on välja toodud joonisel 4. Mudeli headusnäitajad jäid sobivuse piiridesse: $\chi^2(34) = 46.64$ ($p = .073$), CFI = .988, TLI = .984, SRMR = .077, RMSEA = .054.

Joonis 4.

Kinnitav faktoranalüüs DWLS meetodil: diagramm standardiseeritud faktorikaaludega



Märkused: N7 – afekti lamenumine, N13 – aloogia, N17 – tahteaktiivsuse alanemine–apaatus, N22 – anhedoonia/asotsiaalsus, N25 – tähelepanu, N8 – kohatu afekt, P7 – hallutsinatsioonid, P20 – luulumõtted, P25 – veider käitumine, P34 – mõttekäigu vormilised häired.

Kuna tunnus kohatu afekt oli väga ebastabiilne, otsustati läbi viia täiendavad analüüsid ilma nimetatud tunnusega. EGA viidi sel korral läbi vaid *glasso* mudeliga. Analüüsi tuvastatud võrgustiku dimensioonid jäid samaks: SANS-i tunnused langesid negatiivse sümptomaatika dimensiooni ning SAPS-i tunnused positiivse sümptomaatika dimensiooni. Entropia sobitusindeks oli pisut kõrgem, $TEFI.vn = -4.74$. EGA *bootstrap* analüüs osutas, et taoline lahend on näitajate poolest stabiilsem. 1000 kordamise korral tuvastatud dimensioonide mediaan oli taaskord 2, kuid usalduspiirid mõnevõrra kitsamad (CI 95% [0.81 – 3.13]). Kahedimensiooniline lahend replitseeriti *bootstrap* valimites 69% kordadest, ühe dimensiooniga lahend 19% kordadest ning kolme dimensiooniga lahend 12% kordadest. Empiiriliste dimensioonide stabiilsust uurides selgus, et negatiivse sümptomaatika dimensioon muutus oluliselt stabiilsemaks; sellise ülesehitusega replitseeriti see *bootstrap* valimites 75% kordadest. Positiivse sümptomaatika dimensioon replitseeriti sellisel kujul 65% kordadest.

Lisaks viidi läbi CFA ilma kohatu afekti tunnusega. Headusnäitajad olid järgnevad: $\chi^2(26) = 38.69$ ($p = .052$), CFI = .987, TLI = .982, SRMR = .078, RMSEA = .062.

Arutelu ja järeldused

Käesoleva töö eesmärgiks oli uurida SANS-i ja SAPS-i psühhomeetrilisi omadusi skisofreeniaspektri häirega patsientide valimil. Selleks hinnati skaalade sisereliaablust, hindajate vaheliste hinnangute kokkulangevust, konvergentset valiidsust ning skaalade faktorstruktuuri. Teema on oluline, et pakkuda tõenduspõhiseid mõõdikuid skisofreeniaspektri häiretele omaste sümptomite hindamiseks kliinilises praktikas.

Esmalt uuriti mõlema skaala sisereliaablust. SANS-i sisereliaablus hinnatuna globaalsete tunnuste kaudu oli $\alpha = .86$, mis on sarnane või veidi parem varasemate uuringute tulemustest (Andreasen, 1982; Schulberg et al., 1990). SAPS-il oli see vastavalt $\alpha = .72$, mida võib pidada rahuldavaks sisemiseks kooskõlaks. See on kõrgem varasemalt kirjeldatud sisereliaabluse koefitsiendist, mis on SAPS-i puhul jäänud tüüpiliselt .40–.60 lähedale (Andreasen & Grove, 1986; Schulberg et al., 1990). Erinevused võivad olla osaliselt tingitud asjaolust, et valimid erinevad nii suuruse poolest kui ka uuritavate profiili poolest. Samas ei ole tulemused üllatavad, kuna varasemalt on positiivsete sümptomite puhul kirjeldatud suurt heterogeensust, mis on kooskõlas kliinilise kogemusega: kui negatiivsed sümptomid esinevad sageli koos, siis positiivsete sümptomite puhul pole see ilmingimata nii – näiteks patsientidel, kellel on esinevad luulumõtted, ei pruugi alati kaasneda hallutsinatsioonid või veider käitumine (Andreasen et al., 1991). Sellele osutab ka asjaolu, et sarnaselt varasemale kirjandusele oli ka käesolevas töös SAPS-i sisereliaablus SANS-i omast madalam.

Sisereliaabluse näitajad olid SANS-i ja SAPS-i alaskaalade puhul reeglina heal tasemel. Alla aktsepteeritava piiri ($\alpha < .70$) jäi tahteaktiivsuse alanemise–apaatsuse, tähelepanu ja veidra käitumise alaskaalade sisereliaablus. Varasemalt on Schulberg ja teised (1990) kirjeldanud samuti tähelepanu alaskaala madalat sisereliaablust, teiste alaskaalade sisereliaablus on uuringutes jäänud aktsepteeritava või hea kooskõla piirile (Andreasen, 1982; Andreasen & Grove, 1986; Schulberg et al., 1990). Käesoleva töö tulemusi võib osaliselt seletada alaskaalade väike tunnuste arv (tähelepanu alaskaala koosneb kahest, tahteaktiivsuse alanemine–apaatsus kolmest ning veider käitumine neljast üksiktunnusest), mis vähendab Cronbachi alfa väärtust (DeVellis & Thorpe, 2017). Samuti tuleb Cronbachi koefitsiendi puhul arvestada selle piiranguid: see eeldab, et tunnustel on võrdne kaal konstrukti kujunemisel, kuid reaalsuses kirjeldavad mõned tunnused nähtust täpsemalt kui teised (DeVellis & Thorpe, 2017). Lisaks tuleb märkida, et mõne sümptomi esinemise sagedus võib olla väike ning vastuste vähene varieeruvus võib vähendada üleüldist Cronbachi alfa väärtust.

Praktikas võivad need sümptomid anda aga olulist infot, mistõttu nende eemaldamine pelgalt statistilistel kaalutlustel ei pruugi olla põhjendatud.

Esimene hüpotees käsitles erinevate spetsialistide poolt antud hinnangute vahelist reliaablust, mille kohaselt oleks ootuspärane kokkulangevus vahemikus .70–.90. Hüpotees leidis kinnitust skaalade koguskooride, komposiitskooride ning kõikide globaalsete hinnangute puhul. Kokkulangevus jäi vahemikku .78–.94, mida võib (Koo & Li, 2016) järgi pidada heaks. Sarnaselt varasematele uuringutele (Andreasen & Grove, 1986; Norman et al., 1996) oli hindajate vaheline reliaablus pisut kõrgem SAPS-i skoorides. Seda võib selgitada asjaolu, et SAPS-i hinnangud antakse eelkõige vastuste sisu põhjal ning SANS-i hinnangute aluseks on suuresti jälgitav käitumine. Tasub märkida, et kuna hindajad osalesid samal intervjuul (st üks spetsialist oli intervjuu läbiviija ning teine jälgija), siis hindajate vaheline reliaablus selle töö kontekstis osutab kokkulangevusele skoorimisel, mis on tehtud ühe intervjuu jooksul ühe patsiendi kohta samaaegselt erinevate hindajate poolt. Uuritavate vastused võivad aga sõltuda paljuski sellest, kuidas ja milliseid küsimusi spetsialist esitab. Kuna tegu on poolstruktureeritud intervjuuga, siis võib selle täpne sisu spetsialistide vahel varieeruda ning seda antud uuringu raames pole käsitletud.

Konstruktivaliidsuse ühe osana hinnati konvergentset valiidsust, mille kohaselt võiks sarnaseid konstrukte hindavad mõõdikud olla omavahel korreleeritud; mida suurem on teoreetiline kattuvus konstruktide vahel, seda tugevam võiks olla seos. Sellest lähtuvalt püstitati hüpotees, et SANS-i/SAPS-i ning BPRS-i koondskoorid on omavahel tugevas positiivses seoses. Hüpotees leidis kinnitust ning nimetatud skooride vahel tuvastati väga tugev positiivne korrelatsioon ($\rho = .77$, $p < .001$). Mulle teadaolevalt ei ole nende skaalade seoseid sellisel kujul varem uuritud, kuid tulemused on mõõdikute teoreetilist raamistikku arvestades ootuspärased, kuna nii SANS/SAPS kui ka BPRS hindavad positiivse ja negatiivse sümptomaatika esinemist. Siinkohal tuleb arvestada, et BPRS ei ole ametlikult Eestis valideeritud ning selle konstrukti käsitus tuleb eelkõige teoreetilisest alusest ning mujal maailmas läbiviidud empiirilistest uuringutest (Overall, 1967; Shafer, 2005).

Viimaks uuriti SANS-i ja SAPS-i struktuuri uuriva graafilise analüüsi ja kinnitava faktoranalüüsiga, et tuvastada optimaalne faktorlahend mõõdikute kirjeldamiseks. Antud magistr töö tulemused toetavad mõõdikute kahedimensioonilist struktuuri. EGA tuvastas negatiivse ja positiivse sümptomaatika dimensioonid, mis on kooskõlas varasemates uuringutes kirjeldatud kahefaktorilise struktuuriga (Emsley et al., 2001; Toomey et al., 1997). Empiiriline lahend peegeldab ka otseselt skaalade ülesehitust: negatiivsete sümptomite dimensioon sisaldas kõiki SANS-i tunnuseid ning positiivsete sümptomite dimensioon

vastavalt SAPS-i tunnuseid. Kinnitav faktoranalüüs osutas samuti selle mudeli heale sobivusele.

Dimensioonide ja tunnuste stabiilsuse näitajaid silmas pidades tuleb märkida, et tõenäoliselt ei ole tegu „ainuõige“ lahendiga; sellele osutab ka varasem kirjandus, kus on kirjeldatud mitmeid erinevaid faktorstruktuure (Arndt et al., 1991; Klimidis et al., 1993; Vázquez-Barquero et al., 1996). Antud töös oli selgelt kõige ebastabiilsem tunnus kohatu afekt, mis empiirilises lahendis seostus negatiivse sümptomaatika dimensiooniga, kuid *bootstrap* valimites jäi selle replitseerimine nimetatud dimensioonis oluliselt alla usaldusväärse piiri (Christensen & Golino, 2021). Samuti replitseeriti seda teiste tunnustega võrreldes sagedamini erinevates dimensioonides, mis osutab selle konstrukti multidimensionaalsusele. See ei ole üllatav, kui arvestada kohatu afekti varasemalt kirjeldatud seoseid nii negatiivse, positiivse kui desorganiseerituse faktoritega (John et al., 2003; Miller et al., 1993). Kohatu afekti nõrgale seosele negatiivse sümptomaatika dimensiooniga osutas ka kinnitav faktoranalüüs, kus selle faktorkaal oli vaid .34. Lisaks tunnuse multidimensionaalsele olemusele võib kohatu afekti puhul rolli mängida ka asjaolu, et see on teiste tunnustega võrreldes suhteliselt harvaesinev, mistõttu sellise valimi puhul võib madal reliaablus kujuneda pelgalt väheste vaatluste tõttu. Tunnuse eemaldamisel analüüsist muutus negatiivse sümptomaatika dimensiooni stabiilsus märgatavalt, tõustes 33% pealt 75%-ni. Samas on huvitav, et CFA headusnäitajad olid esialgse mudeli puhul paremad; tunnuse eemaldamisel vastasid CFI, TLI ja SRMR endiselt hea sobivuse kriteeriumitele, kuid RMSEA (= .062) ei jäänud enam sobivuse piiresse. Seda arvestades otsustati kohatu afekti tunnuse vähesest stabiilsusest hoolimata jääda esialgse mudeli juurde.

Ülejäänud tunnuseid võib EGA *bootstrap* analüüsi põhjal pidada suhteliselt stabiilseks. SANS-i tunnuste puhul (v.a kohatu afekt) jäi nende replitseerimine vahemikku 78%–95% ning SAPS-i tunnuste puhul vahemikku 78%–85%. Kuigi suuri erinevusi kahe skaala vahel ei esine, olid SANS-i tunnused antud uuringus pisut stabiilsemad. See on kooskõlas Andreaseni ja kolleegide (1991) tähelepanekutega, et positiivsed sümptomid on oma avaldumiselt heterogeensemad ning nende avaldumine on ka haiguse kulus muutlikum.

Kirjanduses võib mõnevõrra levinumaks pidada kolmefaktorilist lahendit, kus kolmanda faktorina kirjeldatakse desorganiseerituse sümptomeid. Põhjuseid, miks taoline lahend selles töös ei ilmnenu, võib olla mitmeid. Kindlasti on oluliseks teguriks väike valim, mis seab piirid nii statistiliste analüüsides usaldusväärsusele kui ka tuvastatud mudeli üldistusvõimele. Lisaks tuleb arvestada asjaolu, et valimi näol oli tegemist heterogeense uuritavate grupiga. Kui varasemad uuringud on sageli kaasanud kas ainult skisofreenia

diagnoosiga patsiente või veel rangemalt akuutses haiguse faasis patsiente, siis selles uuringus oli kaasatud ka prodroomi grupp ning haiguse faas (akuutne või remissioon) ei olnud eristatud. Maziade ja teised (1995) uurisid neid gruppe eraldi ning tõid välja, et tunnuste laadumine kolmele faktoritele oli kõige selgem just haiguse akuutses faasis. Remissioonis patsientidega ei eristunud positiivsed ja negatiivsed sümptomid nii selgelt (positiivsed ja negatiivsed tunnused laadusid osaliselt samale faktorile), samuti ei eristunud desorganiseerituse faktor. Osaliselt võib selle tingida ka asjaolu, et sümptomeid esineb remissioonis vähem ning väga harva esinevad tunnused võivad korreleeruda nende sarnase hajuvuse tõttu (Schmitt et al., 2018). EGA meetodit rakendades leidis ka Peralta kolleegidega (2020) erinevaid afektiivse psühhoosi häiregruppe võrreldes, et sümptomite võrgustiku struktuur erineb häiregruppide vahel mitte ainult tunnuste omavaheliste seoste, vaid ka tuvastatud dimensioonide arvu poolest.

Erinevused tulemustes võivad olla tingitud ka statistilisest meetodist. Varasemates töödes on peamiselt kasutatud uurivat faktoranalüüsi või peakomponentide meetodit, mille rakendamisel peab uurija tegema hulga erinevaid otsuseid, alates eraldavate faktorite arvust kuni meetodi valiku ja faktorite pööramiseni. Varasemates uuringutes kasutati faktorite eraldamiseks enamasti omaväärtuste graafikut (Cattell, 1966) ning Kaiser-Guttmani omaväärtus >1 kriteeriumit (Guttman, 1954; Kaiser, 1960), millest viimast on kritiseeritud ebatäpsuse tõttu, kuna see kipub ülehindama faktorite arvu (Zwick & Velicer, 1982). Peralta (2001) toob välja, et mitmes uuringus on omaväärtuste graafiku põhjal eraldatud faktorite arv olnud ligi poole väiksem võrreldes Kaiser-Guttmani kriteeriumiga. Nagu öeldud, rakendas suur osa uuringutest peakomponentide analüüsi, mis on problemaatiline, kui nende tulemuste pinnalt teha järeldusi latentsete tunnuste kohta (Widaman, 2007). Mõned uurijad testisid samadel andmetel erinevaid statistilisi meetodeid ning nende tulemused aitavad neid erinevusi seletada. Toomey kolleegidega (1997) raporteeris, et peakomponentide analüüs globaalsete skooridega osutas kolmele komponendile, samas kui uuriv faktoranalüüs tuvastas kaks faktorit. Tibber ja teised (2018) olulisi erinevusi peakomponentide analüüsi ning uuriva faktoranalüüsi tulemuste vahel ei kirjeldanud, kuid oluline erinevus ilmnis faktorite eraldamise meetodite vahel. Seega statistiline meetod ei ole pelgalt vahend, et uurida nähtuse „tõelist“ struktuuri, vaid ka seda struktuuri mõjutav tegur.

Oluline on rõhutada, et töö eesmärgiks ei olnud uurida skisofreeniaspektri häirete sümptomite dimensioone laiemalt, vaid konkreetselt antud mõõdikute jaoks parimat lahendit Eesti kontekstis. Seetõttu ei saa selle töö põhjal järeldusi teha häiregrupi sümptomite faktorstruktuuri kui sellise kohta. Faktorlahendi tuvastamise mõte väljendub praktikas

eelkõige skoorimisel: üksiktunnuste või globaalsete tunnuste kasutamine võimaldab küll sümptomaatikat terviklikumalt kirjeldada, kuid muutujate suure arvu tõttu on nende skooride kasutamine keerukam. Praktikas võib see väljenduda näiteks olukorras, kui soovime hinnata ravi efektiivsust sümptomite esinemisele, kasutades mõõdikuid enne ja pärast ravi alustamist. Selle asemel, et kõrvutada kõiki globaalsete hinnanguid, saame hinnata muutust näiteks SAPS-i koguskooris. Psühholoogiliste nähtuste kirjeldamisel püüeldakse enamasti mudeli poole, mis oleks ühest küljest võimalikult lihtne ning samas piisavalt hea kirjeldusvõimega (Fabrigar et al., 1999). Üksiktunnuste või globaalsete tunnuste skooride kõrval võib koguskoor olla sisukas indikaator näiteks häire dünaamika hindamisel, raviannuse määramisel või ravi tulemuslikkuse hindamisel. Kuna käesolevas töös tuvastatud faktorstruktuur on kooskõlas originaalskaalade ülesehitusega, siis võib skaalade koguskooride kasutamist pidada üldjuhul sobivaks.

Tasub ka märkida, et üldiselt peetakse heaks tavaks uuriva ja kinnitava analüüsi kasutamist erinevatel valimitel, kuna vastasel juhul võib suurenda statistilise vea oht ning viia tulemusteni, mida valimist väljapoole tegelikult üldistada ei saa (Hurley et al., 1997). Schmitt kolleegidega (2018) toob aga faktoranalüüsi kontekstis välja, et kuigi eraldi valimite kasutamine on üldjuhul soovituslik, siis uuriva ja kinnitava lähenemise kasutamine samadel andmetel võib olla igati põhjendatud skaala paremaks mõistmiseks. Antud töö eesmärgiks on justnimelt mõõdikute uurimine ja optimaalseima faktorstruktuuri leidmine, mistõttu valisin sellise lähenemise. Mõlema meetodi kasutamise toetuseks räägib veel asjaolu, et EGA näol on tegemist suhteliselt uue ning seetõttu vähem rakendust leidnud analüüsimeetodiga. Kuna Eestis seda minu andmetel skaalade valideerimisel varasemalt ei ole kasutatud, siis annab see hea võimaluse EGA tuvastatud lahendi valideerimiseks oluliselt levinuma, kinnitava faktoranalüüsi meetodiga.

Käesoleval magistritööl on mitmeid piiranguid. Esimese olulise kitsaskohana võib välja tuua valimi suuruse. Uuriva graafilise analüüsi puhul pole küll vaatluste miinimumpiiri kirjeldatud, kuid sarnaselt teistele analüüsimeetoditele on väiksema valimi puhul tulemused mõnevõrra ebastabiilsemad (Golino et al., 2020). Valimi puhul tasub veel silmas pidada, et uuringusse kaasati nii patsiendid, kellel oli uuringu hetkel psühhootilise häire diagnoos olemas, kui ka kõrgenenud riskiga isikud, kellel sel hetkel diagnoos puudus. Diagnoosiga patsientide puhul ei arvestatud ka haiguse kestust või faasi, mis võib samuti tulemusi mõjutada (Maziade et al., 1995). Lisaks võib piiranguna välja tuua asjaolu, et antud töös kasutati dimensioonide uurimisel globaalsete tunnuseid. Ühest küljest võimaldab see hinnata

tulemusi varasemate uuringutega, kuid teisalt ei saa antud analüüsi põhjal hinnata skaala valiidsust üksiktunnuste tasandil.

Edaspidi võiks olla sisukas skaalade valiidsuse ja reliaabluse hindamine suuremal valimil, mis võimaldaks uurida häiregruppe eraldi ning vaadata faktorstruktuuri invariantisust erinevates diagnoosi gruppides. Samuti võiks olla arvestatud patsiendi hetkeseisu (akuutne vs remissioon) ning haiguse kestust. Suurem valim võimaldaks ka analüüse rakendada üksiktunnuste tasandil, mis annaks täiendava pildi sümptomite omavahelistest seostest. Kuna skaalade puhul on võimalik eristada komposiitskoore, siis võiks olla huvitav ka uurida, kuidas kujuneksid tulemused neid kasutades.

Kokkuvõttes keskendus uurimus SANS-i ja SAPS-i valideerimisele skisofreeniaspektri häirega patsientide valimil Eestis. Tulemused osutavad, et skaalaid võib pidada usaldusväärseteks mõõdikuteks positiivse ja negatiivse sümptomaatika hindamisel ning sümptomite kirjeldamiseks paistab kõige optimaalsemana kahefaktoriline struktuur. Käesolev magistr töö on oluline samm, et võimaldada skaalade kasutusele võtmist kliinilises praktikas ning seeläbi parandada skisofreeniaspektri häirete tõenduspõhist hindamist.

Tänuavaldused

Soovin tänada oma juhendajaid Liina Haringut ning Kätlin Annit, kes leidsid alati aega aruteludeks, suunasid edasi mõtlema ning kelle kannatlikkus ja järjepidevus tegi võimalikuks selle töö valmimise.

Kasutatud kirjandus

- Andreasen, N. C. (1982). Negative Symptoms in Schizophrenia: Definition and Reliability. *Archives of General Psychiatry*, 39(7), 784.
<https://doi.org/10.1001/archpsyc.1982.04290070020005>
- Andreasen, N. C. (1983). *Scale for the assessment of negative symptoms (SANS)*. University of Iowa.
- Andreasen, N. C. (1984). *Scale for the assessment of positive symptoms (SAPS)*. University of Iowa.
- Andreasen, N. C. (1989). The Scale for the Assessment of Negative Symptoms (SANS): Conceptual and theoretical foundations. *The British Journal of Psychiatry. Supplement*, 7, 49–58.
- Andreasen, N. C. (1992). The Comprehensive Assessment of Symptoms and History (CASH): An Instrument for Assessing Diagnosis and Psychopathology. *Archives of General Psychiatry*, 49(8), 615.
<https://doi.org/10.1001/archpsyc.1992.01820080023004>
- Andreasen, N. C. (1995). Symptoms of Schizophrenia: Methods, Meanings, and Mechanisms. *Archives of General Psychiatry*, 52(5), 341.
<https://doi.org/10.1001/archpsyc.1995.03950170015003>
- Andreasen, N. C., Arndt, S., Del Miller, D., Flaum, M., & Nopoulos, P. (1995). Correlational Studies of the Scale for the Assessment of Negative Symptoms and the Scale for the Assessment of Positive Symptoms: An Overview and Update. *Psychopathology*, 28(1), 7–17. <https://doi.org/10.1159/000284894>
- Andreasen, N. C., Flaum, M., Arndt, S., Alliger, R., & Swayze, V. W. (1991). Positive and Negative Symptoms: Assessment and Validity. In A. Marneros, N. C. Andreasen, & M. T. Tsuang (Eds.), *Negative Versus Positive Schizophrenia* (pp. 28–51). Springer Berlin Heidelberg. https://doi.org/10.1007/978-3-642-76841-5_3
- Andreasen, N. C., & Grove, W. M. (1986). Evaluation of positive and negative symptoms in schizophrenia. *Psychiatry and Psychobiology*, 1(2), 108–122.
<https://doi.org/10.1017/S0767399X00003199>
- Andreasen, N. C., & Olsen, S. (1982). Negative v positive schizophrenia. Definition and validation. *Archives of General Psychiatry*, 39(7), 789–794.
<https://doi.org/10.1001/archpsyc.1982.04290070025006>

- Arndt, S., Alliger, R. J., & Andreasen, N. C. (1991). The Distinction of Positive and Negative Symptoms: The Failure of a Two-Dimensional Model. *British Journal of Psychiatry*, *158*(3), 317–322. <https://doi.org/10.1192/bjp.158.3.317>
- Bell, R. C., Low, L. H., Jackson, H. J., Dudgeon, P. L., Copolov, D. L., & Singh, B. S. (1994). Latent trait modelling of symptoms of schizophrenia. *Psychological Medicine*, *24*(2), 335–345. <https://doi.org/10.1017/S0033291700027318>
- Bleuler, E. (1950). *Dementia praecox or the group of schizophrenias*. International Universities Press.
- Borsboom, D. (2008). Psychometric perspectives on diagnostic systems. *Journal of Clinical Psychology*, *64*(9), 1089–1108. <https://doi.org/10.1002/jclp.20503>
- Borsboom, D., & Cramer, A. O. J. (2013). Network Analysis: An Integrative Approach to the Structure of Psychopathology. *Annual Review of Clinical Psychology*, *9*(1), 91–121. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-050212-185608>
- Borsboom, D., Cramer, A. O. J., Schmittmann, V. D., Epskamp, S., & Waldorp, L. J. (2011). The Small World of Psychopathology. *PLoS ONE*, *6*(11), e27407. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0027407>
- Cattell, R. B. (1966). The Scree Test For The Number Of Factors. *Multivariate Behavioral Research*, *1*(2), 245–276. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr0102_10
- Christensen, A. P., & Golino, H. (2021). Estimating the Stability of Psychological Dimensions via Bootstrap Exploratory Graph Analysis: A Monte Carlo Simulation and Tutorial. *Psych*, *3*(3), 479–500. <https://doi.org/10.3390/psych3030032>
- Christensen, A. P., Gross, G. M., Golino, H. F., Silvia, P. J., & Kwapil, T. R. (2019). Exploratory Graph Analysis of the Multidimensional Schizotypy Scale. *Schizophrenia Research*, *206*, 43–51. <https://doi.org/10.1016/j.schres.2018.12.018>
- Christensen, M. K., Lim, C. C. W., Saha, S., Plana-Ripoll, O., Cannon, D., Presley, F., Weye, N., Momen, N. C., Whiteford, H. A., Iburg, K. M., & McGrath, J. J. (2020). The cost of mental disorders: A systematic review. *Epidemiology and Psychiatric Sciences*, *29*, e161. <https://doi.org/10.1017/S204579602000075X>
- Cooper, H. M., & American Psychological Association (Eds.). (2012). *APA handbook of research methods in psychology* (1st ed). American Psychological Association.
- Dazzi, F., Shafer, A., & Lauriola, M. (2016). Meta-analysis of the Brief Psychiatric Rating Scale – Expanded (BPRS-E) structure and arguments for a new version. *Journal of Psychiatric Research*, *81*, 140–151. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2016.07.001>

- DeVellis, R. F., & Thorpe, C. T. (2017). *Scale development: Theory and applications* (Fifth edition). SAGE Publications, Inc.
- Emsley, R. A., Niehaus, D. J. H., Mbangwa, N. I., Oosthuizen, P. P., Stein, D. J., Maritz, J. S., Pimstone, S. N., Hayden, M. R., Laurent, C., Deleuze, J.-F., & Mallet, J. (2001). The factor structure for positive and negative symptoms in South African Xhosa patients with schizophrenia. *Schizophrenia Research*, *47*(2–3), 149–157.
[https://doi.org/10.1016/S0920-9964\(00\)00010-4](https://doi.org/10.1016/S0920-9964(00)00010-4)
- 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. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272>
- George, D., & Mallery, P. (2007). *SPPS[sic] for Windows step by step: A simple guide and reference : 14.0 update* (7th ed). Pearson A and B.
- Golino, H., & Christensen, A. P. (2022). *EGAnet: Exploratory Graph Analysis – A framework for estimating the number of dimensions in multivariate data using network psychometrics* (R package version 1.1.1).
- Golino, H. F., & Demetriou, A. (2017). Estimating the dimensionality of intelligence like data using Exploratory Graph Analysis. *Intelligence*, *62*, 54–70.
<https://doi.org/10.1016/j.intell.2017.02.007>
- Golino, H. F., & Epskamp, S. (2016). *Exploratory graph analysis: A new approach for estimating the number of dimensions in psychological research*.
<https://doi.org/10.48550/ARXIV.1605.02231>
- Golino, H. F., & Epskamp, S. (2017). Exploratory graph analysis: A new approach for estimating the number of dimensions in psychological research. *PLOS ONE*, *12*(6), e0174035. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0174035>
- Golino, H., Shi, D., Christensen, A. P., Garrido, L. E., Nieto, M. D., Sadana, R., Thiyagarajan, J. A., & Martinez-Molina, A. (2020). Investigating the performance of exploratory graph analysis and traditional techniques to identify the number of latent factors: A simulation and tutorial. *Psychological Methods*, *25*(3), 292–320.
<https://doi.org/10.1037/met0000255>
- Guttman, L. (1954). Some necessary conditions for common-factor analysis. *Psychometrika*, *19*(2), 149–161. <https://doi.org/10.1007/BF02289162>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *6*(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>

- Hughlings-Jackson, J. (1931). *Selected Writings, ed. J. Taylor*. Hodder & Stoughton.
- Hurley, A. E., Scandura, T. A., Schriesheim, C. A., Brannick, M. T., Seers, A., Vandenberg, R. J., & Williams, L. J. (1997). Exploratory and confirmatory factor analysis: Guidelines, issues, and alternatives. *Journal of Organizational Behavior, 18*(6), 667–683. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1379\(199711\)18:6<667::AID-JOB874>3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1379(199711)18:6<667::AID-JOB874>3.0.CO;2-T)
- John, J. P., Khanna, S., Thennarasu, K., & Reddy, S. (2003). Exploration of dimensions of psychopathology in neuroleptic-naïve patients with recent-onset schizophrenia/schizophreniform disorder. *Psychiatry Research, 121*(1), 11–20. [https://doi.org/10.1016/S0165-1781\(03\)00199-9](https://doi.org/10.1016/S0165-1781(03)00199-9)
- Kaiser, H. F. (1960). The Application of Electronic Computers to Factor Analysis. *Educational and Psychological Measurement, 20*(1), 141–151. <https://doi.org/10.1177/001316446002000116>
- Kay, S. R., Fiszbein, A., & Opler, L. A. (1987). The Positive and Negative Syndrome Scale (PANSS) for Schizophrenia. *Schizophrenia Bulletin, 13*(2), 261–276. <https://doi.org/10.1093/schbul/13.2.261>
- Klimidis, S., Stuart, G. W., Minas, I. H., Copolov, D. L., & Singh, B. S. (1993). Positive and negative symptoms in the psychoses. *Schizophrenia Research, 9*(1), 11–18. [https://doi.org/10.1016/0920-9964\(93\)90003-2](https://doi.org/10.1016/0920-9964(93)90003-2)
- Koo, T. K., & Li, M. Y. (2016). A Guideline of Selecting and Reporting Intraclass Correlation Coefficients for Reliability Research. *Journal of Chiropractic Medicine, 15*(2), 155–163. <https://doi.org/10.1016/j.jcm.2016.02.012>
- Kraepelin, E. (1919). Dementia praecox and paraphrenia. In *Textbook of Psychiatry, 8th Edition*.
- Lambert, M., Karow, A., Leucht, S., Schimmelmann, B. G., & Naber, D. (2010). Remission in schizophrenia: Validity, frequency, predictors, and patients' perspective 5 years later. *Dialogues in Clinical Neuroscience, 12*(3), 393–407. <https://doi.org/10.31887/DCNS.2010.12.3/mlambert>
- Li, C.-H. (2016). The performance of ML, DWLS, and ULS estimation with robust corrections in structural equation models with ordinal variables. *Psychological Methods, 21*(3), 369–387. <https://doi.org/10.1037/met0000093>
- Lichtermann, D., Karbe, E., & Maier, W. (2000). The genetic epidemiology of schizophrenia and of schizophrenia spectrum disorders. *European Archives of Psychiatry and Clinical Neuroscience, 250*(6), 304–310. <https://doi.org/10.1007/s004060070005>

- Liddle, P. F. (1987). The Symptoms of Chronic Schizophrenia: A Re-examination of the Positive-Negative Dichotomy. *British Journal of Psychiatry*, *151*(2), 145–151. <https://doi.org/10.1192/bjp.151.2.145>
- Maziade, M., Roy, M.-A., Martinez, M., Cliche, M., Fournier, J.-P., Garneau, Y., Nicole, L., Montgrain, N., Dion, C., Ponton, A.-M., Potvin, A., Lavallee, J.-C., Bouchard, S., Boutin, P., Brisebois, F., & Merette, C. (1995). Negative, psychoticism, and disorganized dimensions in patients with familial schizophrenia or bipolar disorder: Continuity and discontinuity between the major psychoses. *American Journal of Psychiatry*, *152*(10), 1458–1463. <https://doi.org/10.1176/ajp.152.10.1458>
- McCutcheon, R. A., Reis Marques, T., & Howes, O. D. (2020). Schizophrenia—An Overview. *JAMA Psychiatry*, *77*(2), 201. <https://doi.org/10.1001/jamapsychiatry.2019.3360>
- McGlashan, T. H. (1992). The Positive-Negative Distinction in Schizophrenia: Review of Natural History Validators. *Archives of General Psychiatry*, *49*(1), 63. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.1992.01820010063008>
- Miller, D. D., Arndt, S., & Andreasen, N. C. (1993). Alogia, attentional impairment, and inappropriate affect: Their status in the dimensions of schizophrenia. *Comprehensive Psychiatry*, *34*(4), 221–226. [https://doi.org/10.1016/0010-440X\(93\)90002-L](https://doi.org/10.1016/0010-440X(93)90002-L)
- Minas, I., Stuart, G., Klimidis, S., Jackson, H., Singh, B., & Copolov, D. (1992). Positive and negative symptoms in the psychoses: Multidimensional scaling of SAPS and SANS items. *Schizophrenia Research*, *8*(2), 143–156. [https://doi.org/10.1016/0920-9964\(92\)90031-Y](https://doi.org/10.1016/0920-9964(92)90031-Y)
- Norman, R. M. G., Malla, A. K., Cortese, L., & Diaz, F. (1996). A study of the interrelationship between and comparative interrater reliability of the SAPS, SANS and PANSS. *Schizophrenia Research*, *19*(1), 73–85. [https://doi.org/10.1016/0920-9964\(95\)00055-0](https://doi.org/10.1016/0920-9964(95)00055-0)
- Overall, J. E. (1967). Major Psychiatric Disorders: A Four-Dimensional Model. *Archives of General Psychiatry*, *16*(2), 146. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.1967.01730200014003>
- Overall, J. E., & Gorham, D. R. (1962). The Brief Psychiatric Rating Scale. *Psychological Reports*, *10*(3), 799–812. <https://doi.org/10.2466/pr0.1962.10.3.799>
- Peralta, V., & Cuesta, M. J. (1999). Dimensional structure of psychotic symptoms: An item-level analysis of SAPS and SANS symptoms in psychotic disorders. *Schizophrenia Research*, *38*(1), 13–26. [https://doi.org/10.1016/S0920-9964\(99\)00003-1](https://doi.org/10.1016/S0920-9964(99)00003-1)

- Peralta, V., & Cuesta, M. J. (2001). How many and which are the psychopathological dimensions in schizophrenia? Issues influencing their ascertainment. *Schizophrenia Research*, *49*(3), 269–285. [https://doi.org/10.1016/S0920-9964\(00\)00071-2](https://doi.org/10.1016/S0920-9964(00)00071-2)
- Peralta, V., Cuesta, M. J., & de Leon, J. (1994). An empirical analysis of latent structures underlying schizophrenic symptoms: A four-syndrome model. *Biological Psychiatry*, *36*(11), 726–736. [https://doi.org/10.1016/0006-3223\(94\)90083-3](https://doi.org/10.1016/0006-3223(94)90083-3)
- Peralta, V., Gil-Berrozpe, G. J., Sánchez-Torres, A., & Cuesta, M. J. (2020). The network and dimensionality structure of affective psychoses: An exploratory graph analysis approach. *Journal of Affective Disorders*, *277*, 182–191. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.08.008>
- Reininghaus, U., Böhnke, J. R., Chavez-Baldini, U., Gibbons, R., Ivleva, E., Clementz, B. A., Pearlson, G. D., Keshavan, M. S., Sweeney, J. A., & Tamminga, C. A. (2019). Transdiagnostic dimensions of psychosis in the Bipolar-Schizophrenia Network on Intermediate Phenotypes (B-SNIP). *World Psychiatry*, *18*(1), 67–76. <https://doi.org/10.1002/wps.20607>
- Rosseel, Y. (2012). **lavaan**: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, *48*(2). <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Santiago, P. H. R., Manzini Macedo, D., Haag, D., Roberts, R., Smithers, L., Hedges, J., & Jamieson, L. (2021). Exploratory Graph Analysis of the Strengths and Difficulties Questionnaire for Aboriginal and/or Torres Strait Islander Children. *Frontiers in Psychology*, *12*, 573825. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.573825>
- Schmitt, T. A., Sass, D. A., Chappelle, W., & Thompson, W. (2018). Selecting the “Best” Factor Structure and Moving Measurement Validation Forward: An Illustration. *Journal of Personality Assessment*, *100*(4), 345–362. <https://doi.org/10.1080/00223891.2018.1449116>
- Schmittmann, V. D., Cramer, A. O. J., Waldorp, L. J., Epskamp, S., Kievit, R. A., & Borsboom, D. (2013). Deconstructing the construct: A network perspective on psychological phenomena. *New Ideas in Psychology*, *31*(1), 43–53. <https://doi.org/10.1016/j.newideapsych.2011.02.007>
- Schulberg, D., Quinlan, D. M., Morgenstern, H., & Glazer, W. (1990). Positive and negative symptoms in chronic psychiatric outpatients: Reliability, stability, and factor structure. *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *2*(3), 262–268. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.2.3.262>

- Selten, J.-P. C. J., Sijben, N. E. S., van den Bosch, R. J., Omloo-Visser, J., & Warmerdam, H. (1993). The Subjective Experience of Negative Symptoms: A self-rating scale. *Comprehensive Psychiatry*, *34*(3), 192–197. [https://doi.org/10.1016/0010-440X\(93\)90047-8](https://doi.org/10.1016/0010-440X(93)90047-8)
- Shafer, A. (2005). Meta-analysis of the Brief Psychiatric Rating Scale factor structure. *Psychological Assessment*, *17*(3), 324–335. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.17.3.324>
- Shapiro, S. S., & Wilk, M. B. (1965). An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, *52*(3–4), 591–611. <https://doi.org/10.1093/biomet/52.3-4.591>
- Shrout, P. E., & Fleiss, J. L. (1979). Intraclass correlations: Uses in assessing rater reliability. *Psychological Bulletin*, *86*(2), 420–428. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.86.2.420>
- Smith, D. A., Mar, C. M., & Turoff, B. K. (1998). The structure of schizophrenic symptoms: A meta-analytic confirmatory factor analysis. *Schizophrenia Research*, *31*(1), 57–70. [https://doi.org/10.1016/S0920-9964\(98\)00009-7](https://doi.org/10.1016/S0920-9964(98)00009-7)
- Tibber, M. S., Kirkbride, J. B., Joyce, E. M., Mutsatsa, S., Harrison, I., Barnes, T. R. E., & Huddy, V. (2018). The component structure of the scales for the assessment of positive and negative symptoms in first-episode psychosis and its dependence on variations in analytic methods. *Psychiatry Research*, *270*, 869–879. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2018.10.046>
- Toomey, R., Kremen, W. S., Simpson, J. S., Samson, J. A., Seidman, L. J., Lyons, M. J., Faraone, S. V., & Tsuang, M. T. (1997). Revisiting the factor structure for positive and negative symptoms: Evidence from a large heterogeneous group of psychiatric patients. *American Journal of Psychiatry*, *154*(3), 371–377. <https://doi.org/10.1176/ajp.154.3.371>
- Vázquez-Barquero, J. L., Lastra, I., Nuñez, M. J. C., Castanedo, S. H., & Dunn, G. (1996). Patterns of Positive and Negative Symptoms in First Episode Schizophrenia. *British Journal of Psychiatry*, *168*(6), 693–701. <https://doi.org/10.1192/bjp.168.6.693>
- White, T., Anjum, A., & Schulz, S. C. (2006). The Schizophrenia Prodrome. *American Journal of Psychiatry*, *163*(3), 376–380. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.163.3.376>
- Widaman, K. F. (2007). Common factors versus components: Principals and principles, errors and misconceptions. In *Factor analysis at 100: Historical developments and future directions*. (pp. 177–203). Lawrence Erlbaum Associates Publishers.

- Wing, J. K., Cooper, J. E., & Sartorius, N. (1974). *Measurement and classification of psychiatric symptoms: An instruction manual for the PSE and Catego Program*. Cambridge University Press.
- Zwick, W. R., & Velicer, W. F. (1982). Factors Influencing Four Rules For Determining The Number Of Components To Retain. *Multivariate Behavioral Research*, 17(2), 253–269. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr1702_5

LISA A

Tabel A1. Negatiivsete sümptomite hindamise skaala (SANS) kirjeldavad statistikud

	M	SD	As	Korrelatsioon (r_s)		
				Üld	Liit	Kogu
Afekti lamenumine või nüristumine						
Näoväljenduste muutumatus	1.95	1.52	0.29	.90	.93	.81
Spontaansete liigutuste vähesus	1.02	1.22	0.91	.74	.83	.64
Väljenduslike žestide vähesus	1.31	1.46	0.90	.79	.87	.71
Pilkkontakti vähesus	1.12	1.33	0.84	.73	.75	.68
Afektiivne mittevastamine	1.23	1.53	0.82	.84	.88	.82
Vokaalsete reageeringute puudumine	1.12	1.52	1.09	.77	.83	.77
Üldine hinnang afekti lamenumisele	1.68	1.33	0.44	1	.94	.85
Alaskaala liitskoor	7.75	7.63	0.85	.85	1	.85
Kohatu afekt	0.75	1.12	1.74	-	-	.51
Aloogia						
Kõne vaesumine	1.10	1.41	0.94	.61	.76	.70
Kõne sisu vaesumine	1.36	1.68	0.91	.89	.80	.68
Blokeerumine	0.65	1.10	1.94	.53	.65	.57
Vastamise latentsuse aja pikenemine	0.84	1.11	1.08	.61	.75	.72
Üldine hinnang aloogia esinemisele	1.39	1.41	0.65	1	.87	.76
Alaskaala liitskoor	4.70	4.68	0.96	.87	1	.86
Tahteaktiivsuse alanemine, apaatus						
Enesehooldus ja hügieen	0.92	1.19	1.30	.49	.69	.55
Raskused kooli- või töökohustuste täitmisel	3.02	1.61	-0.43	.91	.87	.68
Füüsilise energia puudus	0.98	1.11	0.89	.44	.74	.66
Üldine hinnang tahteaktiivsuse alanemisele-apaatsusele	2.38	1.37	0.05	1	.85	.69
Alaskaala liitskoor	4.93	3.06	0.34	.85	1	.81
Anhedoonia-asotsiaalsus						
Vabaaja tegevused ja huvi nende vastu	1.97	1.53	0.34	.86	.89	.84
Seksuaalne aktiivsus	1.31	1.41	1.11	.56	.72	.53
Võime tunda intiimsust ja lähedust	1.39	1.48	0.93	.76	.86	.78
Suhted eakaaslaste ja sõpradega	2.22	1.74	0.12	.88	.87	.74
Üldine hinnang anhedoonia-asotsiaalsusele	2.16	1.46	0.24	1	.93	.85
Alaskaala liitskoor	6.88	5.26	0.61	.93	1	.87
Tähelepanu						
Tähelepanematus sotsiaalsetes situatsioonides	1.51	1.39	0.34	.83	.86	.81
Tähelepanu hajumine testi sooritamise ajal	1.20	1.42	1.00	.71	.83	.49
Üldine hinnang tähelepanule	1.58	1.28	0.19	1	.93	.76
Alaskaala liitskoor	2.71	2.36	0.47	.93	1	.76

	M	SD	As	Korrelatsioon (r_s)		
				Üld	Liit	Kogu
Skaala koguskoor	9.20	5.68	.30	-	-	1
Skaala komposiitskoor	26.97	19.40	0.59	-	-	.94

Märkused: As – asümmeetria, Üld – alaskaala üldine/globaalne hinnang, Liit – alaskaala liitskoor, Kogu – skaala koguskoor

Tabel A2. Positiivsete sümptomite hindamise skaala (SAPS) kirjeldavad statistikud

	M	SD	As	Korrelatsioon (ρ)		
				Üld	Liit	Kogu
Hallutsinatsioonid						
Kuulmishallutsinatsioonid	1.17	1.57	1.21	.80	.88	.68
Kommenteerivad hääled	0.75	1.39	1.89	.67	.77	.57
Vestlevad hääled	0.48	1.09	2.80	.54	.68	.56
Somaatilised ja taktilised hallutsinatsioonid	0.75	1.11	1.41	.65	.67	.58
Olfaktoorsed hallutsinatsioonid	0.37	0.78	2.34	.38	.48	.48
Visuaalsed hallutsinatsioonid	0.58	1.16	2.20	.58	.62	.44
Üldine hinnang hallutsinatsioonide esinemisele	1.38	1.52	0.84	1	.95	.69
Alaskaala liitskoor	4.12	5.04	1.31	.95	1	.76
Luulumõtted						
Tagakiusamislul	1.46	1.54	0.73	.56	.63	.65
Armukadeduslul, kiivuslul	0.43	0.80	1.96	.22	.37	.31
Patu- ja süülul	0.50	0.88	1.99	.31	.47	.41
Suuruslul	0.90	1.40	1.53	.50	.60	.56
Religioosne lul	0.59	1.30	2.18	.39	.51	.49
Somaatilised luulumõtted	0.46	0.93	2.24	.12	.28	.30
Tähendusluulumõtted	2.01	1.70	0.30	.63	.76	.66
Luulumõtted kontrollist	0.89	1.37	1.33	.41	.67	.60
Luulumõtted mõtete lugemisest	0.95	1.30	1.29	.52	.68	.64
Mõtete edastamine	0.54	1.14	2.11	.50	.63	.56
Mõtete sisestamine	0.72	1.31	1.76	.41	.64	.58
Mõtete äravõtmine	0.28	0.81	3.59	.29	.41	.41
Üldine hinnang luulumõtete raskusastmele	2.28	1.51	0.07	1	.79	.76
Alaskaala liitskoor	9.73	9.11	1.40	.79	1	.91
Veider käitumine						
Riietumine ja väljanägemine	0.44	0.84	1.94	.45	.62	.41
Sotsiaalne ja seksuaalne käitumine	0.12	0.43	3.61	.30	.35	.22
Agressiivne ja agiteeritud käitumine	0.51	0.90	2.12	.55	.59	.52
Korduvad või stereotüüpsed tegevused	0.65	1.12	1.81	.63	.67	.38

	M	SD	As	Korrelatsioon (ρ)		
				Üld	Liit	Kogu
Üldine hinnang veidrale käitumisele	0.93	1.09	1.17	1	.90	.58
Alaskaala liitskoor	1.72	2.11	1.85	.90	1	.67
Positiivsed mõttekäigu vormilised häired						
Seoslikkuse kadumine	0.75	1.28	1.62	.65	.77	.59
Vastamisest kõrvale kaldumine	1.12	1.62	1.16	.74	.74	.47
Inkoherentsus	0.32	0.86	3.17	.52	.57	.40
Ebaloogilisus	0.78	1.31	1.89	.76	.79	.58
Üksikašjalikkus	0.78	1.40	1.72	.57	.71	.47
Kõne rohkus	0.42	0.97	2.46	.50	.56	.41
Kõnes avalduv mõtete kõrvalejuhitavus	0.63	1.01	1.71	.53	.60	.46
Kõnemuster, milles laused koosnevad sõnadest, mis omavad sarnast häälduskõla või on riimuvad	0.06	0.48	9.25	.15	.22	.22
Üldine hinnang positiivsetele mõttekäiguhäiretele	1.35	1.44	0.81	1	.93	.65
Alaskaala liitskoor	4.87	6.39	1.48	.93	1	.71
Skaala koguskoor	5.94	4.10	0.32	-	-	1
Skaala komposiitskoor	20.43	17.74	1.21	-	-	.93

Märkused: As – asümmeetria, Üld – alaskaala üldine/globalne hinnang, Liit – alaskaala liitskoor, Kogu – skaala koguskoor

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja üldsusele kättesaadavaks tegemiseks

Mina, Johanna Hark

1. annan Tartu Ülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) minu loodud teose „Negatiivsete sümptomite hindamise skaala (SANS) ja positiivsete sümptomite hindamise skaala (SAPS) valideerimine skisofreeniaspektri häirega patsientide valimil“, mille juhendajad on Kätlin Anni ja Liina Haring, reprodutseerimiseks eesmärgiga seda säilitada, sealhulgas lisada digitaalarhiivi DSpace kuni autoriõiguse kehtivuse lõppemiseni.
2. Annan Tartu Ülikoolile loa teha punktis 1 nimetatud teos üldsusele kättesaadavaks Tartu Ülikooli veebikeskkonna, sealhulgas digitaalarhiivi DSpace kaudu Creative Commons'i litsentsiga CC BY NC ND 4.0, mis lubab autorile viidates teost reprodutseerida, levitada ja üldsusele suunata ning keelab luua tuletatud teost ja kasutada teost ärieesmärgil, kuni autoriõiguse kehtivuse lõppemiseni.
3. Olen teadlik, et punktides 1 ja 2 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.
4. Kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei riku ma teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse õigusaktidest tulenevaid õigusi.

Johanna Hark

15.05.2023