

Staðfestandi þáttagreining á foreldraútgáfu Spurninga um styrk og vanda (SDQ) í úrtaki grunnskólabarna

Örnólfur Thorlacius
Háskóli Íslands

Þáttabygging og áreiðanleiki heildartalna matskvarðans Spurningar um styrk og vanda (*the Strengths and Difficulties Questionnaire, SDQ*) var athugaður í almennu úrtaki mæðra ($N = 1532$) 6-12 ára barna um land allt. Sex þáttalíkon voru prófuð með staðfestandi þáttagreiningu og borin saman við upprunalegt fimm þátta líkan SDQ. Það líkan sem féll best að gögnunum var hliðarþáttalíkan (e. *bifactor model*) þar sem tveir breiðir og almennir þættir, Úthverfur vandi og Innhverfur vandi, skýrðu sameiginlega dreifingu atriða þáttanna Hegðunarvandi og Ofvirkni annars vegar og Tilfinningavandi og Samskiptavandi hins vegar. Líkanið innihélt einnig þáttinn Félagshæfni og aðferðarþátt (e. *method factor*) sem gerði grein fyrir áhrifum þess að hluti atriða SDQ er með jákvæðu orðalagi. Niðurstöður gáfu til kynna viðunandi innra samræmi almennu þáttanna Úthverfur vandi og Innhverfur vandi ($\omega_H = 0,62$ og $0,60$; $\alpha = 0,82$ og $0,88$) og báðir þættirnir skýrðu ásættalegt hlutfall dreifingar atriða. Þegar búið var að skilja að sameiginlega skýrða dreifingu almennu þáttanna höfðu aðeins tveir upprunalegir þættir SDQ, Ofvirkni og Tilfinningavandi, nógu góða eiginleika til að réttlæta megi túlkun þeirra. Eiginleikar þáttanna Hegðunarvandi, Samskiptavandi og Félagshæfni voru aftur á móti óviðunandi og er það í samræmi við erlendar rannsóknir. Flest jákvætt orðuð atriði SDQ voru undir meiri áhrifum aðferðarþáttarins en upprunalegra þátta listans og virðist það valda skekkjum í matstækinu. Á grundvelli niðurstaðna rannsóknarinnar er mælt með því að breiðu þættirnir Úthverfur vandi og Innhverfur vandi séu túlkaðir fremur en upprunalegir þættir SDQ þegar foreldraútgáfa listans er lögð fyrir í almennum úrtökum hérlendis.

Efnisorð: SDQ, atferlislistar, börn og unglingar, mat foreldra, staðfestandi þáttagreining.

Spurningar um styrk og vanda (*the Strengths and Difficulties Questionnaire, SDQ*) er mikið notaður atferlislisti í mati á geðrænum vanda hjá börnum á leik- og grunnskólaaldri (Goodman, 1997). Listinn hefur náð töluverðri útbreiðslu og hefur verið þýddur á yfir 80 tungumál. Til eru nokkrar útgáfur af SDQ, meðal annars foreldra- og kennaraútgáfa fyrir börn og ungmenni á aldrinum 4-17 ára og sjálfsmatsútgáfa handa ungmennum á aldrinum 11-17 ára (Goodman, 1997). Við samningu SDQ var tekið mið af einkennum geðgreiningarkerfa DSM-IV (American Psychiatric Association, 1994) og ICD-10 (World Health Organization, 1994). Listinn samanstendur af 25 atriðum sem raðast á fimm þætti sem hver um sig inniheldur fimm atriði. Þættirnir nefnast Tilfinningavandi, Hegðunarvandi, Ofvirkni, Samskiptavandi

og Félagshæfni. Fyrstu fjórir þættirnir eru geðrænir kvarðar sem meta einkenni samkvæmt áðurnefndum geðgreiningarkerfum en sá fimmti á að meta styrkleika barna á sviði félagshæfni. Samkvæmt handbók SDQ eru heildartölur reiknaðar fyrir þættina fimm, auk þess sem reikna má heildartölu á grundvelli stiga úr geðrænu þáttunum fjórum sem lýsir heildarvanda barns (e. *total difficulties score*) (Goodman, 2001).

Fjöldi rannsókna í ólíkum úrtökum og löndum hefur sýnt fram á viðunandi endurprófunar-áreiðanleika, aðgreiningarréttmæti og samleitna fylgni SDQ við aðra geðræna kvarða (Stone

Örnólfur Thorlacius Ph.D. er lektor við Sálfræðideild
Háskóla Íslands, Nýja Garði, Sæmundargötu 12, 102
Reykjavík. Netfang: ort@hi.is

o.fl., 2010; Essau o.fl., 2012). Niðurstöður rannsókna varðandi þáttabyggingu SDQ hafa aftur á móti verið misvísandi. Þrátt fyrir að fyrri réttmætisathuganir hafi almennt stutt upprunalegt þáttalíkan SDQ (Goodman, 2001; Woerner o.fl., 2004; Stone o.fl., 2010) hefur það sætt gagnrýni að í flestum þeirra hafi eingöngu verið byggt á leitandi þáttagreiningu (e. *exploratory factor analysis*), og í sumum tilvikum á meginhluta-greiningu (e. *principal component analysis*) sem hentar illa við greiningu á undirliggjandi breytum (e. *latent variables*) í sálfræði (Caci o.fl., 2015; Widaman, 2007). Jafnframt hafa verið áhyggjur af óviðunandi innra samræmi (e. *internal consistency*) heildartalna SDQ – sérstaklega fyrir heildartölur þáttanna Hegðunarvandi og Samskiptavandi – í foreldra- og kennaraútgáfu listans (sjá til dæmis Stone o.fl., 2010; Muris o.fl., 2003). Athugun hérlendis á foreldraútgáfu listans í úrtaki fimm ára barna leiddi til dæmis í ljós óviðunandi áreiðanleika flestra heildartalna SDQ og aðeins þátturinn Ofvirkni reyndist hafa ásættanlega eiginleika (Agnes Huld Hrafnadóttir, 2006).

Síðari réttmætisathuganir á SDQ hafa í meira mæli stuðst við staðfestandi þáttagreiningu (e. *confirmatory factor analysis*) en aðeins hluti rannsóknanna hefur stutt upprunalegt fimm þátta líkan matstækisins (sjá í Caci o.fl., 2015). Sökum þessa hafa önnur fræðileg líkön verið prófuð fyrir SDQ, þar á meðal líkön sem fela í sér tvo breiða þætti sem snúa að úthverfum vanda (e. *externalizing problems*) og innhverfum vanda (e. *internalizing problems*). Goodman og félagar (2010) prófuðu til að mynda líkan þar sem breiðu þættirnir tveir voru skilgreindir sem yfirþættir (e. *secondary factors*) sem skýrðu tengsl undirþáttanna Ofvirkni og Hegðunarvandi annars vegar og Tilfinningavandi og Samskiptavandi hins vegar. Höfundar komust að þeirri niðurstöðu að eiginleikar yfirþáttanna væru góðir og mæltu með túlkun þeirra í stað upprunalegra þátta SDQ þegar listinn er lagður fyrir í almennum úrtökum þar sem algengi geðraskana er lágt (e. *low-risk samples*) (Goodman o.fl., 2010).

Þá hefur athygli beinst að áhrifum orðalags á þáttabyggingu SDQ en 10 atriði listans

eru jákvætt orðuð á móti 15 atriðum sem hafa neikvætt orðalag og kann það að valda skekkjum í listanum (Goodman, 2001; Dickey og Blumberg, 2004). Samkvæmt höfundu SDQ var jákvætt orðuðum atriðum bætt við listann á sínum tíma til að gera hann ásættanlegra í augum foreldra og annarra sem svara honum (Goodman og Scott, 1999). Það hefur hins vegar sýnt sig að jákvæðu atriðin hafa tilhneigingu til að hópast saman óháð því hvaða þætti þau tilheyra og grunur leikur á að um ákveðin aðferðaráhrif (e. *method effect*) séu að ræða (Goodman, 2001; Dickey og Blumberg, 2004; Palmieri og Smith, 2007). Með öðrum orðum, að rekja megi sameiginlega dreifingu jákvætt orðaðra atriða listans til aðferðarinnar sem er notuð (jákvætt orðalag) fremur en inntaks þeirra. Aðferðaráhrif af þessum toga eru vel þekktar áskoranir í mælinga- og próffræði og geta valdið skekkjum í mati á áreiðanleika og þáttabyggingu matstækja (Vautier og Pohl, 2009; John o.fl., 2019; Lindwall o.fl., 2012). Ýmsar athuganir á SDQ hafa ýtt undir efasemdir um réttmæti þáttarins Félagshæfni sem samanstendur alfarið af jákvætt orðuðum atriðum. Hugsanlega sé ekki um aðskilinn hæfnis- eða styrkleikapátt að ræða heldur geti hann verið afleiða áðurnefndra aðferðaráhrifa (Dickey og Blumberg, 2004; Palmieri og Smith, 2007; Van Roy o.fl., 2008; McAloney-Kocaman og McPherson, 2017).

Meginmarkmið þessarar rannsóknar er að kanna þáttabyggingu og áreiðanleika heildartalna íslenskrar útgáfu foreldralista SDQ í almennum úrtaki mæðra 6-12 ára grunnskólabarna. Frekari skilningur á þáttabyggingu matstækisins er mikilvægur fyrir réttmæta túlkun á heildartölum þess, sérstaklega í ljósi mikillar notkunar listans hérlendis í vinnu með börnum og unglingum og þeirra mikilvægu ákvarðana sem teknar eru á grundvelli niðurstaðna hans.

Aðferð

Þátttakendur

Rannsóknin byggir á gögnum úr tveim rannsóknum (Thorlacius og Gudmundsson, 2015, 2019) þar sem mæður grunnskólabarna úr

öllum landshlutum svöruðu matskvörðum um hegðun og líðan barna sinna, meðal annars SDQ listanum. Aldur elstu barnanna í annarri rannsókninni var 13 ára og voru þau fjarlægð úr gögnunum áður en gagnasöfnin tvö voru sameinuð. Endanlegur fjöldi þátttakenda í samsettu gagnasafni var 1532 mæður. Börnin voru á aldrinum 6-12 ára ($M = 9,33$ ára, $Sf = 1,91$ ár), 743 stúlkur (48,5%) og 789 drengir (51,5%). Flestar mæður voru af íslenskum uppruna (97,9%) og höfðu lokið fyrstu háskólagráðu (svo sem BA, BS eða BEd prófi; 35,2%), diplómanámi að lokinni háskólagráðu (9,2%) eða meistara- eða doktorsprófi við háskóla (25,8%). Nokkur hluti mæðra hafði lokið iðn-, tækni- eða starfstengdu námi á framhaldsskólastigi (10,2%) eða stúdentsprófi eða öðru bóklegu námi á framhaldsskólastigi (10,8%). Meirihluti svarenda var búsettur á höfuðborgarsvæðinu (45,6%), Suðurlandi (26,6%) eða Norðurlandi eystra (14,3%). Þar á eftir Vesturlandi (8,6%), Norðurlandi vestra (2,0%) eða Vestfirðum (0,3%). Upplýsingar um hjúskaparstöðu vantar fyrir um þriðjung þátttakenda (þar sem aðeins var óskað eftir slíkum upplýsingum í annarri rannsókninni) en samkvæmt fyrirliggjandi upplýsingum voru flestar mæður giftar (41,1%) eða í sambúð (17,0%), en annars einstæðar (4,3%) eða fráskildar (3,1%).

Mælitæki

SDQ spurningalistinn (Goodman, 1997) samanstendur af 25 atriðum sem svarað er á þriggja punkta Likert-kvarða (*Ekki rétt* = 0, *Að nokkru rétt* = 1, *Örugglega rétt* = 2). Atriðin raðast á fimm þætti sem hver um sig inniheldur fimm atriði. Þættirnir nefnast Tilfinningavandi, Hegðunarvandi, Ofvirkni, Samskiptavandi og Félagshæfni. Fyrstu fjórir þættirnir meta geðrænan vanda en sá fimmti snýr að hæfni barna í félagslegum samskiptum. Tíu af 25 atriðum SDQ listans eru jákvætt orðuð og tilheyrir helmingur þeirra atriða þættinum Félagshæfni. Hin atriðin fimm raðast á þættina Hegðunarvandi, Ofvirkni og Samskiptavandi og er dreifingu þeirra snúið við áður en heildartölur þessara þátta eru reiknaðar. Heildartala vanda,

sem er breið heildartala og lýsir heildarvanda barns, fæst með því að leggja saman stig atriðanna 20 sem tilheyra geðrænu kvörðunum. SDQ hefur verið þýddur og staðlaður hérlandis (Guðmundur Skarphéðinsson og Páll Magnússon, 2008).

Framkvæmd

Sama fyrirkomulag var á rannsóknunum tveim sem gögnin eru fengin úr. Tilkynnt var um rannsóknirnar til siðanefndar háskólanna um vísindarannsóknir. Í kjölfarið var leitað samþykkis viðeigandi skóla- eða fræðsluskrifstofa fyrir því að haft yrði samband við skóla á þjónustusvæðinu og óskað eftir þátttöku þeirra í rannsókninni. Þegar samþykki skólastjóra lá fyrir sendu skólarnir kynningarbréf til foreldra barna á því aldursbili sem rannsóknin tók til, þar sem óskað var eftir þátttöku foreldra í rafrænni könnun. Foreldrum var tilkynnt sérstaklega að þátttaka þeirra væri með öllu nafnlaus og órekjanleg og að ekki væri skylda að svara öllum spurningunum. Þátttakendur gáfu upplýst samþykki með því að haka við viðeigandi reit á vefsvæði rannsóknar og í kjölfarið birtust nokkrar bakgrunnsspurningar, meðal annars um kyn og aldur barns og menntunarstig foreldris. Loks voru nokkrir matslistar lagðir fyrir og þar á meðal var SDQ listinn.

Tölfræðileg úrvinnsla

Öll tölfræðileg úrvinnsla fór fram í tölfræðiforritinu R (útg. 4.2.1, R Core Team, 2022). Forritapakinn Psych (útg. 2.2.3, Revelle, 2022) var notaður við atriðagreiningu, meðal annars til að reikna skekkju (e. *skewness*) og ris (e. *kurtosis*) atriða. Miðað var við að skekkja $< \pm 2,0$ og ris $< \pm 7,0$ væri innan eðlilegra marka (Tabachnick og Fidell, 2019). Hlutföll hæstu og lægstu gilda atriða voru einnig reiknuð til að skoða hversu oft ýktustu valmöguleikarnir (*Ekki rétt* og *Örugglega rétt*) voru notaðir og hvort um einhver gólf- eða rjáfurhrif var að ræða í atriðunum. Fá brottfallsgildi voru í gögnunum en aðeins 4,9% mæðra slepptu að svara einhverju atriði SDQ; í flestum tilvikum var um eitt brottfallsgildi að ræða ($n = 69$) en annars voru þau tvö ($n = 5$) eða þrjú

($n = 1$). Þegar fá brottfallsgildi eru í gögnum ($< 5\%$) ættu áhrif brottfalls á niðurstöður að vera hverfandi (Tabachnick og Fidell, 2019) og því var ákveðið að fylla í brottfallsgildin með meðaltölum breyta.

Staðfestandi þáttagreining var gerð með Lavaan forritapakkanum (útg. 0.6-15, Rosseel, 2023). Þar sem gögnin voru á raðkvarðafylgnifylki (e. *polychoric correlation matrix*) og atriðin voru með færri en fimm valmöguleika (DiStefano og Morgan, 2014) var stuðst við DWLS úrvinnsluáðferð (e. *diagonal weighted least squares*) í þáttagreiningunni. Við mat á niðurstöðum þáttagreiningar var stuðst við eftirfarandi mátstuðla (e. *model fit indices*): CFI staðfestistuðull (e. *comparative fit index*), TLI viðmið (e. *Tucker-Lewis index*), staðal-skekkja leifar (e. *root mean square error of approximation, RMSEA*), og stöðluð leif (e. *standardized root mean square residual, SRMR*). Miðað var við eftirfarandi viðmið um ásættanleg mátgæði: $CFI \geq 0,95$, $TLI \geq 0,95$, $RMSEA \leq 0,06$, og $SRMR \leq 0,08$ (Hu og Bentler, 1999; Brown, 2015).

Nokkrar tegundir staðfestandi líkana voru skilgreindar, meðal annars yfirþáttalíkan (e. *second order factor model*) og hliðarþáttalíkan (e. *bifactor model*) sem bæði flokkast undir hatt stigskiptra líkana (e. *hierarchical models*). Í yfirþáttalíkani er gert ráð fyrir að öll tengsl undirþátta (e. *first order factors*) skýrist alfarið af yfirþætti (e. *secondary factor*). Sameiginleg dreifing (e. *common variance*) atriðanna skýrist síðan alfarið af þeim undirþætti sem þau tilheyra (Brown, 2015). Í hliðarþáttalíkani er aftur á móti gert ráð fyrir að sameiginleg dreifing atriða skýrist bæði af almennum þætti (e. *general factor*) og þeim sértæka þætti (e. *specific factor*) sem þau tilheyra. Almenni þátturinn skýrir sameiginlega dreifingu allra atriða og sértæku þættirnir skýra síðan alla sérhæfða dreifingu (e. *unique variance*) atriða sem almenni þátturinn skýrir ekki (Reise o.fl., 2013). Við val á milli þessara tveggja aðferða er gjarnan miðað við að yfirþáttalíkan sé viðeigandi þegar sterk rök eru fyrir yfirþætti samkvæmt fræðilegri kenningu (Brown, 2015) en að hliðarþáttalíkan henti betur þegar áhugi er fyrir því að skoða hvort

breiður undirliggjandi þáttur skýri sameiginlega dreifingu atriða betur en þrengri, sértækir þættir (Sellbom og Tellegen, 2018; Chen o.fl., 2012).

Líkon sem prófuð voru

Sjö líkon voru prófuð í rannsókninni (sjá myndræna framsetningu líkana á Mynd 1). Í fyrsta lagi, þriggja þátta líkan sem felur í sér tvo breiða þætti, Úthverfur vandi (inniheldur atriði þáttanna Ofvirkni og Hegðunarvandi) og Innhverfur vandi (samanstendur af atriðum þáttanna Tilfinningavandi og Samskiptavandi), og þáttinn Félags hæfni (líkan 1). Dreifni þátta er fest í einum og fylgni er leyfð milli allra þátta.

Í öðru lagi, upprunalegt fimm þátta líkan SDQ (Goodman, 2001) þar sem atriðin 25 raðast á eftirfarandi þætti: Ofvirkni, Hegðunarvandi, Tilfinningavandi, Samskiptavandi, Félags hæfni (líkan 2). Dreifni þátta er fest í einum og fylgni milli allra þátta er leyfð.

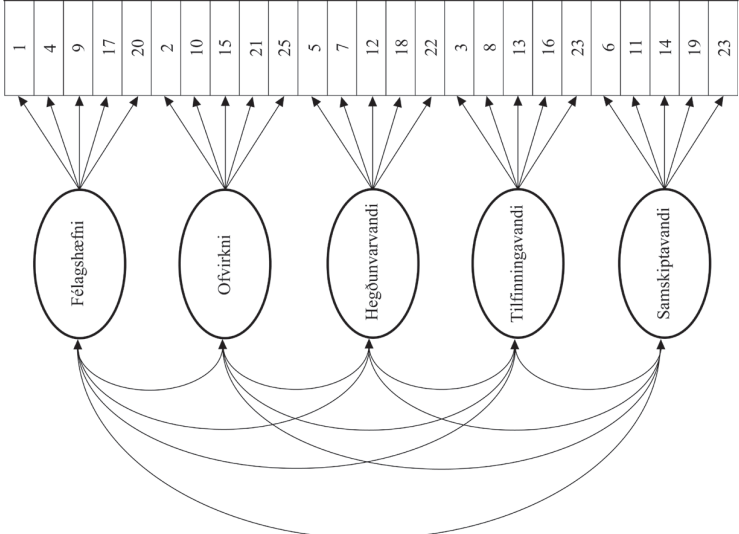
Í þriðja lagi, yfirþáttalíkan sem felur í sér SDQ þættina fimm, ásamt yfirþættinum Heildarvandi sem skýrir sameiginlega dreifingu geðrænu þáttanna Ofvirkni, Hegðunarvandi, Tilfinningavandi og Samskiptavandi (líkan 3) (Goodman o.fl., 2010). Dreifni þátta er fest í núlli og engin fylgni er leyfð milli þátta, nema milli yfirþáttarins og þáttarins Félags hæfni.

Í fjórða lagi, yfirþáttalíkan þar sem tveir yfirþættir, Úthverfur vandi og Innhverfur vandi, skýra sameiginlega dreifingu undirþátta (líkan 4). Úthverfur vandi nær yfir undirþættina Ofvirkni og Hegðunarvandi en Innhverfur vandi þekur undirþættina Tilfinningavandi og Samskiptavandi. Dreifni þátta er fest í núlli og aðeins er leyfð fylgni milli yfirþáttanna tveggja og fylgni þeirra við þáttinn Félags hæfni.

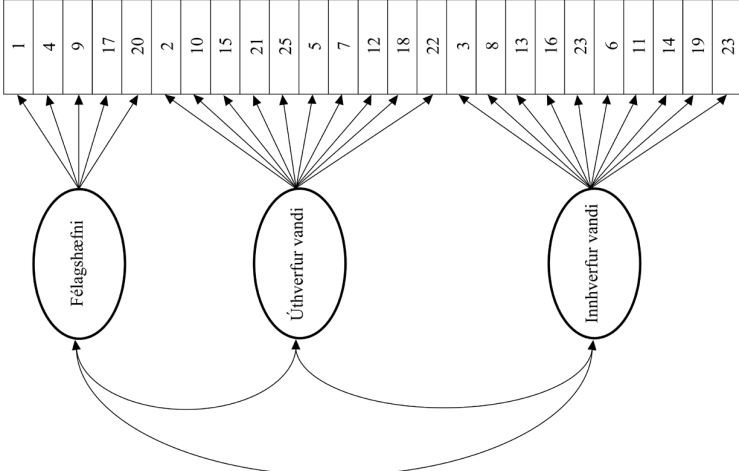
Í fimmta lagi, hliðarþáttalíkan sem inniheldur SDQ þættina fimm og hliðarþáttinn Heildarvandi, sem skýrir sameiginlega dreifingu atriðanna sem tilheyra geðrænu þáttunum fjórum (Caci o.fl., 2015) (líkan 5). Dreifni þátta er fest í núlli og engin fylgni er leyfð milli þátta, nema milli hliðarþáttarins og þáttarins Félags hæfni.

Í sjötta lagi, hliðarþáttalíkan sem inniheldur SDQ þættina fimm, ásamt tveim hliðarþáttum, Úthverfur vandi og Innhverfur vandi (líkan 6). Úthverfur vandi skýrir sameiginlega dreifingu

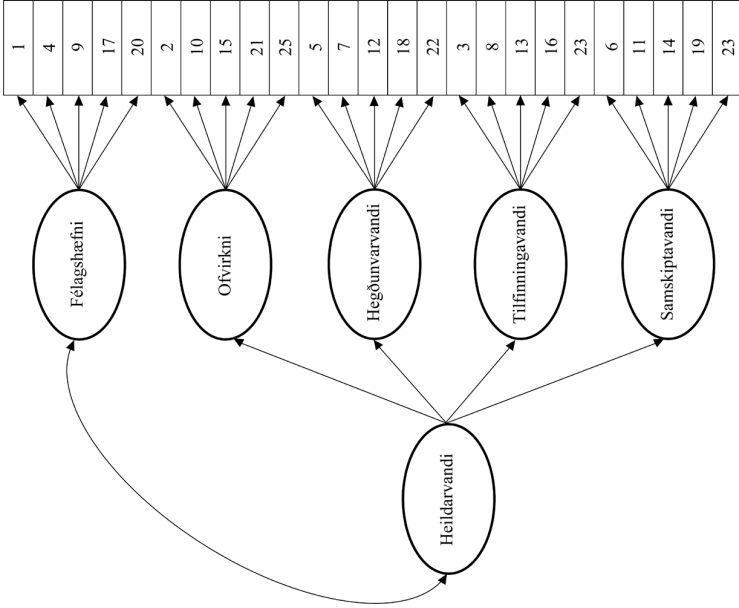
Líkan 1



Líkan 2

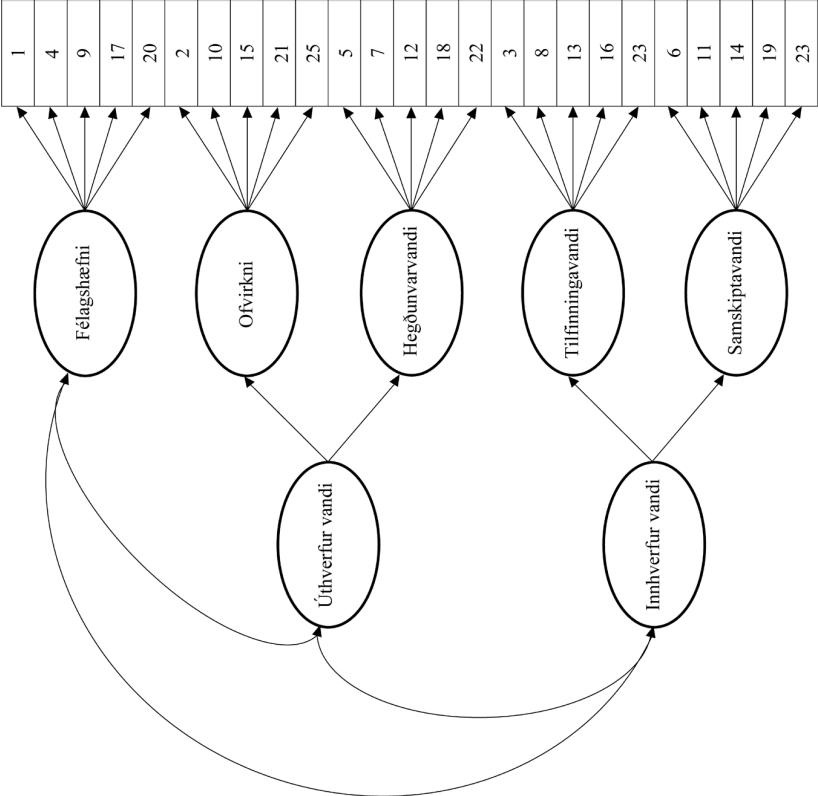


Líkan 3

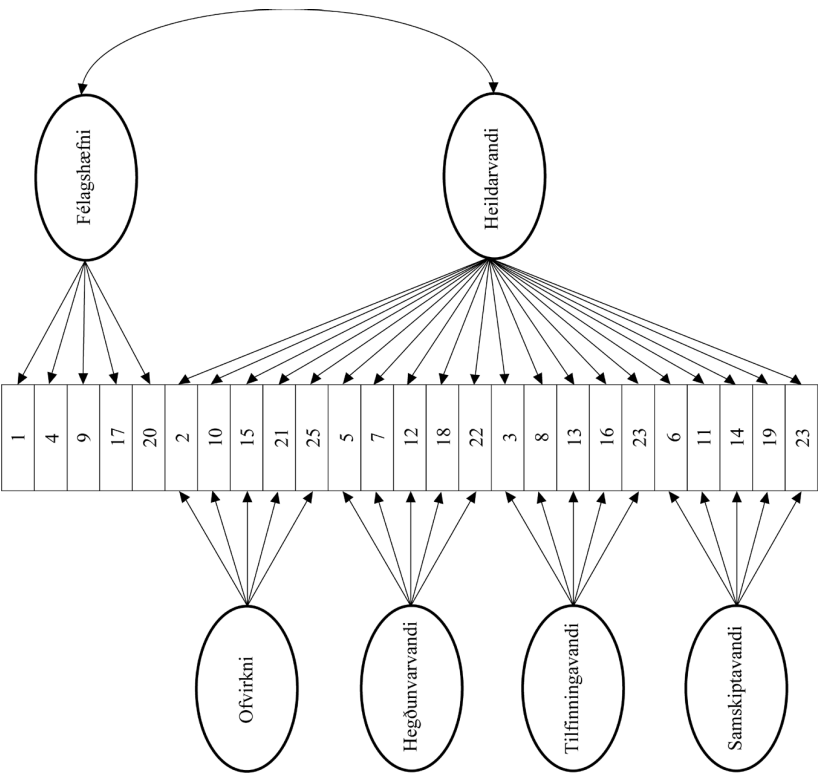


Mynd 1 Myndræn framsetning SDQ líkana sem prófuð voru.

Líkan 4

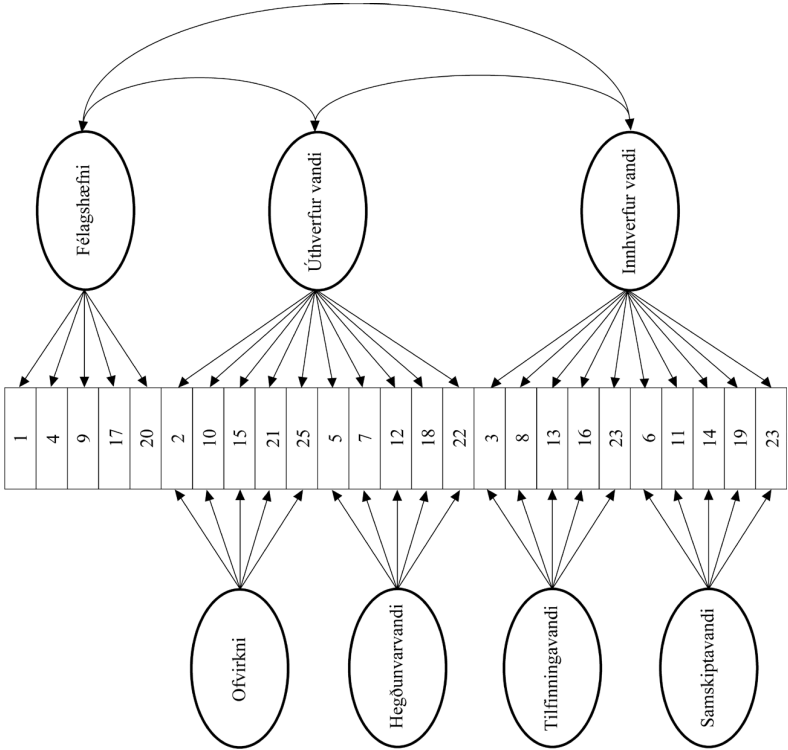


Líkan 5

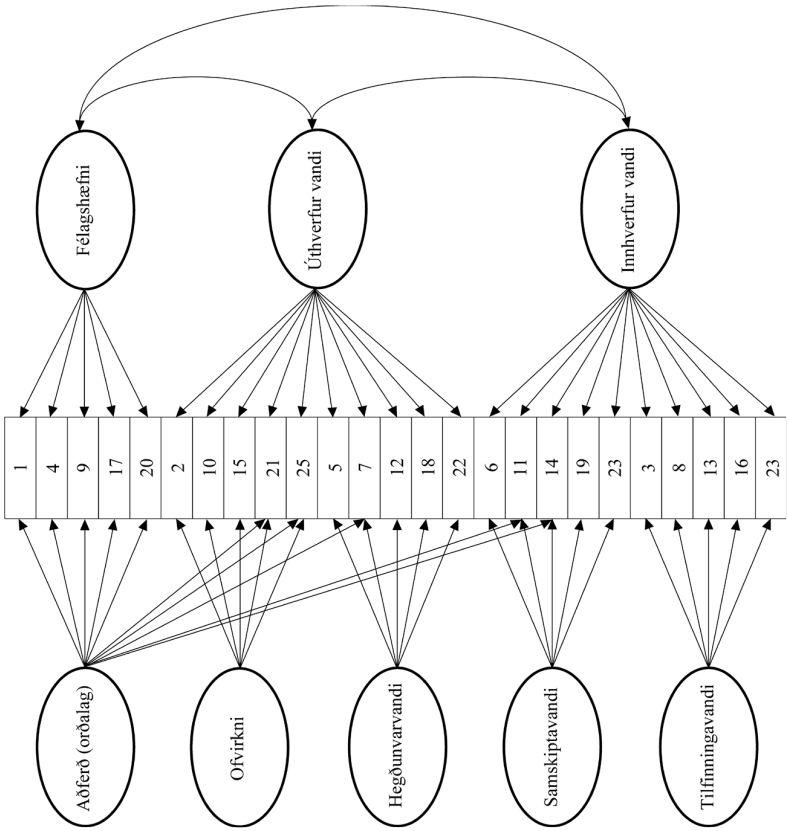


Mynd 1 (framhald) Myndræn framsetning SDQ líkana sem prófuð voru.

Líkan 6



Líkan 7



Mynd 1 (framhald) Myndræn framsetning SDQ líkana sem prófuð voru.

atriðanna sem tilheyra sértæku þáttunum Ofvirkni og Hegðunarvandi, en Innhverfur vandi skýrir sameiginlega dreifingu atriða þáttanna Tilfinningavandi og Samskiptavandi (Caci o.fl., 2015). Dreifni þátta er fest í núlli og aðeins er leyfð fylgni milli hliðarþáttanna tveggja og fylgni þeirra við þáttinn Félags hæfni.

Í sjöunda lagi, líkan 6 að viðbættum hornréttum (e. *orthogonal*) aðferðarþætti sem skýrir áhrif orðalags atriða (líkan 7). Jákvætt orðuðu atriðin 10 raðast á sömu þætti og áður en er einnig leyft að hlaða á aðferðarþáttinn. Eins og áður er dreifni þátta fest í núlli og aðeins leyfð fylgni milli hliðarþáttanna tveggja og fylgni þeirra við þáttinn Félags hæfni.

Áreiðanleiki heildartalna

Innra samræmi heildartalna þess líkans sem sýndi bestu mátgæðin var metið með omega-áreiðanleika (e. *omega reliability*, ω , McDonald, 1999) en til að auðvelda samanburð við niðurstöður fyrri rannsókna eru alfa-áreiðanleikastuðlar einnig gefnir upp. Rannsóknir hafa sýnt að fyrir matstæki sem byggja á raðkvarðafylgnifylki gefur omega raunhæfara mat á áreiðanleika samanborið við alfa (sjá til dæmis í Flora, 2020). Omega gefur auk þess kost á því að meta áreiðanleika heildartalna í stigskiptum líkönum, það er bæði fyrir heildartölur yfirþátta (e. *omega hierarchical*, ω_H) og undirþátta (e. *omega hierarchical subscale*, ω_{HS}) (Reise o.fl., 2013). Áreiðanleikastuðlar voru reiknaðir með forritapökkunum Psych (útg. 2.2.3, Revelle, 2022) og Bifactorindicescalculator (útg. 0.2.2, Dueber, 2022). Lágmarksviðmið fyrir omega er 0,50 en stuðull $> 0,70$ þykir ákjósanlegur (Reise o.fl., 2013; Rodriguez o.fl., 2016). Þegar ω_H er hátt (til dæmis $> 0,70$) og ω_{HS} er lágt (til dæmis $< 0,50$) eru það rök fyrir að túlka eigi almenna þáttinn fremur en þann sértæka (Rodriguez o.fl., 2016). Fyrir alfa-áreiðanleika er lágmarksviðmiðið $> 0,70$ og þykir almennt ekki ráðlegt að túlka heildartölur þátta þegar innra samræmi er fyrir neðan þessi viðmið (Nunnally og Bernstein, 1994).

Til að fá sem besta mynd af framlagi og túlkunleika þátta voru tveir stuðlar, ECV stuðull og H stuðull, sömuleiðis reiknaðir. ECV stuðull

gefur upplýsingar um sameiginlega skýrða dreifingu (e. *explained common variance*) og er mælikarði á það hvort þáttur skýri nægilega mikið af dreifingu atriða til að túlka megí hann sem sjálfstæðan og einvíðan (e. *unidimensional*) þátt (Reise o.fl., 2010; Ten Berge og Sočan, 2004). H stuðull er mælikvarði á það hversu vel undirliggjandi breyta (þáttur) er skilgreind og á líkindi þess að hún haldist stöðug milli óháðra úrtaka (e. *construct replicability*, H; Hancock og Mueller, 2001). Báðir stuðlarnir voru reiknaðir með forritapakkanum Bifactorindicescalculator (útg. 0.2.2, Dueber, 2022). Um ECV gildir almennt að því hærri sem stuðullinn er (til dæmis $> 0,70$) því meira nálgast mat á þáttahleðslum það sem búast má við í einvíðu þáttalíkani (Rodriguez o.fl., 2016). Fyrir H stuðul var miðað við að gildi $> 0,70$ væri viðunandi (Hancock og Mueller, 2001).

Niðurstöður

Eiginleikar prófatriða

Yfirlit yfir eiginleika prófatriða í úrtakinu er að finna í Töflu 1. Atriðin eru flokkuð eftir þeim prófhlutum sem þau tilheyra samkvæmt upprunalegu þáttalíkani SDQ. Meðaltöl atriða sem tilheyra geðrænu kvörðunum Ofvirkni, Tilfinningavandi, Hegðunarvandi og Samskiptavandi eru á bilinu 0,05 til 0,81. Meðaltölin eru hæst fyrir atriði þáttanna Ofvirkni ($M = 0,61$) og Tilfinningavandi ($M = 0,49$) en lægst fyrir atriði þáttanna Hegðunarvandi ($M = 0,23$) og Samskiptavandi ($M = 0,30$). Nokkuð ber á skekkju í dreifingu sumra atriða SDQ. Dreifing þriggja atriða prófhlutans Hegðunarvandi (atriði 12, 18 og 22) er til að mynda verulega skekkt en um er að ræða atriði sem lýsa geðrænum einkennum sem eru sjaldgæf í almennu þýði. Þegar hlutföll lægstu og hæstu gilda atriða eru skoðuð sést að vægasti valmöguleikinn (*Ekki rétt*) er oftast notaður, eða í 96% tilvika, en sá ýktasti (*Örugglega rétt*) sjaldnast, eða í 1-2% tilvika. Bendir það til rjáfurhrifa í þessum atriðum. Svipað gildir um atriði 11 sem tilheyrir prófhlutanum Samskiptavandi en dreifing þess er nokkuð skekkt. Vægasti valmöguleikinn er

Tafla 1 Eiginleikar atriða SDQ í úrtaki mæðra 6-12 ára barna (N= 1532).

Prófhloti/atriði	M	Sf	Skekkja	Ris	Hlutfall með lægsta gildi	Hlutfall með hæsta gildi
<i>Oðfyrirni</i>						
2. Eirðarlaus, ofvirk/ur, getur ekki verið kyrr lengi	0,40	0,65	1,36	0,61	0,69	0,09
10. Stöðugt með fikt, eða á iði	0,46	0,69	1,19	0,03	0,66	0,12
15. Auðvelt að stela athygli hans/hennar, einbeiting á flakki	0,79	0,75	0,37	-1,16	0,41	0,20
21. Hugsar áður en hún/hann framkvæmir*	0,82	0,61	0,11	-0,45	0,29	0,11
25. Fylgir verkefnum eftir til enda, heldur góðri athygli*	0,81	0,69	0,28	-0,93	0,36	0,16
Meðalgildi:	0,61	0,69	0,56	-0,34	0,48	0,14
<i>Tilfinningavandi</i>						
3. Kvartar oft um höfuðverk, magaverk eða flökurleika	0,51	0,69	1,00	-0,30	0,60	0,12
8. Áhyggjur af mörgu, virðist oft áhyggjufull/ur	0,56	0,70	0,85	-0,55	0,56	0,12
13. Oft óhamingjusamur/söm, langt niðri eða tárast	0,32	0,58	1,69	1,74	0,75	0,06
16. Órugg/ur, hangir í foreldrum við óunnar aðst., missir sjálfstraust	0,48	0,65	1,03	-0,09	0,61	0,09
24. Óttast margt, verður auðveldlega hrædd/ur	0,47	0,66	1,10	-0,01	0,63	0,10
Meðalgildi:	0,49	0,67	1,08	0,02	0,62	0,10
<i>Hegðunarvandi</i>						
5. Fær oft skapofsaköst, eða er heitt í hamsi	0,42	0,65	1,26	0,35	0,67	0,09
7. Almennt hlýðin/n, gerir yfirleitt eins og fullorðnir óska*	0,53	0,61	0,73	-0,45	0,54	0,06
12. Flýgst oft á eða leggur börn í einelti	0,04	0,23	5,73	35,56	0,96	0,05
18. Lýgur oft eða svindlar	0,18	0,43	2,42	5,29	0,84	0,02
22. Stelur heima, eða í skóla eða annars staðar	0,06	0,28	5,31	29,56	0,96	0,01
Meðalgildi:	0,23	0,43	3,18	14,90	0,80	0,04
<i>Samskiptavandi</i>						
6. Frekar einræn/n, leikur sér oft ein/n	0,41	0,63	1,25	0,42	0,66	0,07
11. Á að minnsta kosti einn góðan vin*	0,23	0,54	2,27	4,04	0,83	0,06
14. Almennt vel þokkaður/pokkuð af öðrum börnum*	0,32	0,55	1,50	1,29	0,72	0,04
19. Verður fyrir stríðni eða einelti af hálfu annarra barna	0,27	0,53	1,83	2,44	0,77	0,04
23. Semur betur við fullorðna en önnur börn	0,32	0,57	1,62	1,59	0,74	0,05
Meðalgildi:	0,30	0,54	1,71	2,16	0,75	0,05
<i>Félagsþæfni</i>						
1. Tekur tillit til tilfinninga annarra	1,58	0,54	-0,79	-0,51	0,02	0,61
4. Deilir greiðlega með öðrum börnum (nammi, dót, blýöntum o.s.frv.)	1,66	0,53	-1,29	0,67	0,03	0,70
9. Hjálpsamur/söm ef einhver meiðir sig, er í uppnámi eða líður illa	1,70	0,50	-1,37	0,85	0,02	0,72
17. Góð/ur við yngri	1,86	0,38	-2,77	7,32	0,01	0,88
20. Býðst oft til að hjálpa öðrum (foreldrum, kennurum, öðrum börnum)	1,43	0,60	-0,55	-0,61	0,06	0,49
Meðalgildi:	1,65	0,51	-1,40	1,68	0,03	0,68

Aths. * Dreifingu atriðis var snúið við.

Tafla 2 Samanburður á líkönum SDQ í úrtaki mæðra 6-12 ára barna ($N = 1532$).

Líkan	Kí-kvaðrat	<i>df</i>	CFI	TLI	RMSEA (90% ÖB)	SRMR
1. Þrír þættir	2513,360	272	0,875	0,862	0,073 (0,071-0,076)	0,097
2. Fimm þættir	1618,118	265	0,925	0,915	0,058 (0,055-0,060)	0,076
3. Fimm þættir + einn yfirþáttur	1890,514	270	0,910	0,900	0,063 (0,060-0,065)	0,085
4. Fimm þættir + tveir yfirþættir	2608,308	269	0,870	0,854	0,075 (0,073-0,078)	0,102
5. Fimm þættir + einn hliðarþáttur	1550,063	254	0,928	0,915	0,058 (0,055-0,061)	0,076
6. Fimm þættir + tveir hliðarþættir	1292,497	252	0,942	0,931	0,052 (0,049-0,055)	0,068
7. Fimm þættir + tveir hliðarþættir + aðferðarþáttur	916,953	242	0,972	0,965	0,037 (0,034-0,040)	0,051

Aths. *df* = frigráður; ÖB = öryggisbil.

oftast notaður, eða í 85% tilvika, en sá ýktasti aðeins í 3% tilvika.

Eins og við er að búast eru meðaltöl atriða þáttarins Félags hæfni hæst ($M = 1,65$) en um er að ræða atriði með jákvæðu orðalagi. Dreifing atriðis 17 er neikvætt skekkt og hlutföll hæsta og lægsta gildis sýna að ýktasti valmöguleikinn er oftast notaður, eða í 85% tilvika, en sá vægasti aðeins í 1% tilvika, og bendir það til gólfhrifa í þessu atriði.

Staðfestandi þáttagreining

Niðurstöður staðfestandi þáttagreiningar eru í Töflu 2. Þriggja þátta líkanið (líkan 1) sem felur í sér tvo breiða þætti, Úthverfur vandi og Innhverfur vandi, og þriðja þáttinn Félags-hæfni, fellur illa að gögnunum ($CFI = 0,875$, $TLI = 0,862$, $RMSEA = 0,073$, $SRMR = 0,097$). Upprunalegt fimm þátta líkan SDQ (líkan 2) fellur sömuleiðis ekki nægilega vel að gögnunum; $CFI (0,925)$ og $TLI (0,915)$ mátstuðlar eru óviðunandi og $RMSEA (0,058)$ og $SRMR (0,076)$ eru á mörkum þess að vera ásættanlegir.

Mátstuðlar fyrir yfirþáttalíkonin (líkan 3 og 4) eru einnig óviðunandi og sýna að þau falla illa að gögnunum. Hliðarþáttalíkonin (líkan 5, 6 og 7) gefa aftur á móti hagstæðari niðurstöður, sérstaklega líkan 6 og 7. $RMSEA (0,052)$ og $SRMR (0,068)$ stuðlarnir fyrir líkan 6 eru innan viðunandi marka og $CFI (0,942)$

og $TLI (0,931)$ nálgast viðunandi mörk. Þegar hornréttum aðferðarþætti er bætt við líkanið dregur það enn frekar úr álagi á líkanið, eins og sést á mátstuðlum líkans 7 ($CFI = 0,972$, $TLI = 0,965$, $RMSEA = 0,037$, $SRMR = 0,051$) sem allir eru viðunandi. Samræmist það niðurstöðum erlendra rannsókna sem sýnt hafa fram á ávinning þess að skilgreina sérstakan aðferðarþátt í líkönum SDQ sem gerir grein fyrir áhrifum jákvæðs orðalags á þáttabyggingu matstækisins (McCrary og Layte, 2012; Palmieri og Smith, 2007; McAloney-Kocaman og McPherson, 2017). Af mátstuðlum líkans 7 að dæma fellur það best að gögnunum og miðast eftirfarandi umfjöllun því við það líkan.

Líkanið sem best lýsir þáttabyggingu SDQ

Upplýsingar um eiginleika líkans 7 eru að finna í Töflu 3.

Úthverfur vandi

Breiði og almenni þátturinn Úthverfur vandi er vel skilgreindur. Þáttahleðslur allra atriða eru marktækar og viðunandi ($\lambda = 0,481-0,829$, $M = 0,646$) og áreiðanleiki heildartölu er innan ásættanlegra marka ($\omega_H = 0,62$, $\alpha = 0,82$). ECV stuðull gefur til kynna að þátturinn skýri 63% af sameiginlegri dreifingu atriða og H stuðull er sömuleiðis viðunandi (0,89). Bendir það til þess að túlka megi heildartölu fyrir almenna þáttinn Úthverfur vandi.

Tafla 3 Eiginleikar líkansins sem best lýsir þáttabyggingu SDQ (N = 1532).

Atriði	Úthverfur vandi	Imhverfur vandi	Hegðunar-vandi	Ofvirkni	Samskipta-vandi	Tilfinninga-vandi	Félags-hæfni	Aðferð (orðalag)
5. Fer oft skapofsaköst, eða er heitt í hamsi	0,829		-0,171 ^a					
7. Almennt hlýðin/n, gerir yfirleitt eins og fullorðnir óska*	0,574		0,010 ^a					-0,396
12. Flýgst oft á eða leggur börm í einelti	0,689		0,115 ^a					
18. Lýgur oft eða svindlar	0,754		0,483					
22. Stelur heima, eða í skóla eða annars staðar	0,633		0,486					
2. Eirðarlausa, ofvirk/ur, getur ekki verið kyrr lengi	0,650			0,634				
10. Stöðugt með fíkt, eða á iði	0,669			0,590				
15. Auðvelt að stela athygli hans/hennar, einbeiting á flakki	0,560			0,676				
21. Hugsar áður en hún/hann framkvæmir*	0,481			0,253				-0,240
25. Fylgir verkefnum eftir til enda, heldur góðri athygli*	0,537			0,606				-0,196
6. Frekar einræn/n, leikur sér oft ein/n		0,384			0,555			
11. Á að minnsta kosti einn góðan vini*		0,535			0,415			-0,340
14. Almennt vel þokkaður/pokkuð af öðrum börnum*		0,636			0,181			-0,438
19. Verður fyrir stríðni eða einelti af hálfu annarra barna		0,677			0,276			
23. Semur betur við fullorðna en önnur börn		0,489			0,475			
3. Kvartar oft um höfuðverk, magaverk eða flökurleika		0,483				0,283		
8. Áhyggjur af mörgu, virðist oft áhyggjufull/ur		0,526				0,659		
13. Oft óhamingjúsamur/söm, langt niðri eða tárast		0,797				0,264		
16. Óörugg/ur, hangir í foreldrunum við ókunnar aðstæður, missir sjálfstraust		0,378				0,428		
24. Óttast margt, verður auðveldlega hrædd/ur		0,504				0,681		
1. Tekur tillit til tilfinninga annarra							0,675	0,493
4. Deilir greiðlega með öðrum börnum (nammi, dót, blýöntum o.s.frv.)							0,347	0,453
9. Hjálpsamur/söm ef einhver meidir sig, er í uppnámi eða líður illa							0,238	0,769
17. Góð/ur við yngri							0,348	0,483
20. Býðst oft til að hjálpa öðrum (foreldrum, kennurum, öðrum börnum)							0,288	0,636
Omega áreiðanleiki (ω)	0,62	0,60	0,07	0,38	0,21	0,30	0,21	-
Alfa áreiðanleiki (α)	0,82	0,88	0,59	0,83	0,66	0,74	0,68	-
Sameiginleg skýrð dreifing (ECV)	0,61	0,57	0,16	0,48	0,31	0,44	0,33	0,43
Stöðugleikagildi (H)	0,89	0,84	0,40	0,73	0,51	0,67	0,56	-

Aths. * Dreifingu atriðis var snúið við, ^a Þáttahleðsla ómarktæk (> 0,05).

Sértæki þátturinn Hegðunarvandi er illa skilgreindur en þáttahleðslur eru annað hvort óviðunandi eða lágar ($\lambda = -0,171-0,486$, $M = 0,361$). Þrjú af fimm atriðum hafa ómarktæka hleðslu á þáttinn (atriði 5, 7 og 12) en afgerandi hleðslu á almenna þáttinn Úthverfur vandi. Einu atriðin tvö sem hlaða marktækt á þáttinn Heildarvandi (atriði 18 og 22) hafa hærri hleðslu á almenna þáttinn samanborið við á þann sértæka. Eins og við er að búast er áreiðanleiki heildartölu þáttarins Hegðunarvandi slakur ($\omega_{HS} = 0,07$, $\alpha = 0,59$) og skýrir þátturinn aðeins 16% af sameiginlegri dreifingu atriða þegar búið er að gera grein fyrir sameiginlegri skýrðri dreifingu almenna þáttarins Úthverfur vandi. Atriðin fimm sem snúa að hegðunarvanda eru því undir töluvert meiri áhrifum almenna þáttarins Úthverfur vandi en sértæka þáttarins og eru það rök fyrir því að túlka eigi heildartölu almenna þáttarins fremur en þess sértæka. Þegar litið er til sértæka þáttarins Ofvirkni er hann vel skilgreindur. Þáttahleðslur atriða eru marktækar og í flestum tilvikum viðunandi ($\lambda = 0,253-0,679$, $M = 0,512$) og svipað háar og þær hleðslur sem atriðin hafa á almenna þáttinn Úthverfur vandi ($\lambda = 0,481-0,669$, $M = 0,562$). Áreiðanleiki heildartölu þáttarins Ofvirkni er einnig viðunandi ($\omega_{HS} = 0,38$, $\alpha = 0,83$) og hann skýrir töluvert af dreifingu atriða (48%) eftir að búið er að skilja að sameiginlega skýrða dreifingu almenna þáttarins Úthverfur vandi. Niðurstöðurnar benda til þess að óhætt sé að túlka heildartölu fyrir þáttinn Ofvirkni.

Innhverfur vandi

Breiði og almenni þátturinn Innhverfur vandi er vel skilgreindur. Öll atriðin hafa marktækar og viðunandi hleðslur á þáttinn ($\lambda = 0,384-0,797$, $M = 0,541$) og áreiðanleiki heildartölu er viðunandi ($\omega_H = 0,59$, $\alpha = 0,88$). ECV stuðull sýnir að þátturinn skýrir meira en helming af dreifingu atriðanna tíu sem tilheyra honum, eða 57%, og H stuðull er sömuleiðis viðunandi (0,84). Niðurstöðurnar benda til þess að túlka megi heildartölu fyrir almenna þáttinn Innhverfur vandi.

Þegar litið er til sértæka þáttarins Samskiptavandi er hann ekki nægilega vel skilgreindur.

Þrátt fyrir að þáttahleðslur atriðanna fimm séu allar marktækar ($\lambda = 0,181-0,555$, $M = 0,380$) eru þær í lægri kantinum og tvær þeirra eru óviðunandi lágar ($< 0,30$), nánar tiltekið fyrir atriði 14 og 19. Áreiðanleiki heildartölu þáttarins er óviðunandi ($\omega_{HS} = 0,21$, $\alpha = 0,66$) og hann skýrir aðeins 31% af dreifingu atriða þegar búið er að gera grein fyrir sameiginlegri skýrðri dreifingu almenna þáttarins Innhverfur vandi. Atriðin sem tilheyra þættinum hlaða að meðaltali herra á almenna þáttinn Innhverfur vandi ($\lambda = 0,384-0,677$, $M = 0,544$) og eru því meira undir áhrifum hans en þáttarins Samskiptavandi. Eru það rök fyrir því að túlka eigi heildartölu almenna þáttarins fremur en þess sértæka.

Sértæki þátturinn Tilfinningavandi er á mörkum þess að vera nægilega vel skilgreindur. Þáttahleðslur atriðanna eru marktækar ($\lambda = 0,264-0,681$, $M = 0,472$) en tvær þeirra eru óviðunandi lágar ($< 0,30$), það er fyrir atriði 3 og 13. Ef miðað er við omega-áreiðanleikastuðul er áreiðanleiki heildartölu þáttarins rétt innan viðunandi marka ($\omega_{HS} = 0,30$, $\alpha = 0,74$). Þátturinn skýrir 44% af dreifingu atriða eftir að búið er að skilja að sameiginlega skýrða dreifingu almenna þáttarins Innhverfur vandi. Atriðin fimm hlaða að meðaltali herra á almenna þáttinn Innhverfur vandi ($\lambda = 0,378-0,797$, $M = 0,534$) en á þáttinn sjálfan og gefur það til kynna að þau séu í meira mæli undir áhrifum almenna þáttarins en þess sértæka. Niðurstöðurnar gefa til kynna að túlka megi heildartölu þáttarins Tilfinningavandi, en annars heildartölu almenna þáttarins Innhverfur vandi.

Félagshæfni

Þátturinn Félagshæfni er illa skilgreindur. Þáttahleðslur atriðanna sem tilheyra þættinum eru marktækar en í lægri kantinum ($\lambda = 0,238-0,675$, $M = 0,379$). Fjórar af fimm þáttahleðslum eru lægri en 0,40 og tvær þeirra eru óviðunandi lágar ($< 0,30$). Þegar þáttahleðslur á aðferðarþáttinn eru skoðaðar sést að atriði þáttarins Félagshæfni hlaða að meðaltali herra á aðferðarþáttinn ($\lambda = 0,453-0,769$, $M = 0,567$) en á þáttinn sjálfan. Áreiðanleiki heildartölu þáttar er óviðunandi

($\omega_{HS} = 0,21$, $\alpha = 0,68$) og hann skýrir aðeins 33% af sameiginlegri dreifingu atriða eftir að búið er að skilja að þá sameiginlega dreifingu atriða sem aðferðarþátturinn skýrir.

Aðferðarþáttur

Öll jákvætt orðuð atriði listans hlaða marktækt á aðferðarþáttinn ($\lambda = -0,196-0,769$). ECV stuðull sýnir að aðferðarþátturinn skýrir 43% af sameiginlegri dreifingu atriða. Af atriðunum tíu hafa 8 atriði svipaða eða hærri hleðslu á aðferðarþáttinn en á upprunalega þætti SDQ. Af þessum niðurstöðum að dæma eru jákvætt atriði SDQ undir nokkrum áhrifum aðferðarþáttarins. Gildir það sérstaklega um atriði þáttarins Félagshæfni, en eins og áður hefur komið fram hafa flest þeirra hærri hleðslu á aðferðarþáttinn en á þáttinn sjálfan. Nokkur áhrifa gætir einnig í atriðunum fimm sem tilheyra geðrænu þáttum SDQ; atriði 7 og 14 hafa hærri þáttahleðslur á aðferðarþáttinn en á þættina sem þau tilheyra (Hegðunarvandi og Samskiptavandi) og atriði 11 hefur svipaða hleðslu á aðferðarþáttinn og þáttinn Samskiptavandi.

Umræða

Þáttabygging og áreiðanleiki íslenskrar útgáfu foreldralista SDQ var athugaður í almennu úrtaki mæðra grunnskólabarna um land allt. Sex líkön voru prófuð með staðfestandi þáttagreiningu og borin saman við upprunalegt þáttalíkan SDQ. Það líkan sem féll best að gögnunum var hliðarþáttalíkan sem innhélt fimm upprunalega þætti SDQ og tvo breiða og almenna þætti, Úthverfur vandi og Innhverfur vandi. Almennu þættirnir skýrðu sameiginlega dreifingu atriða SDQ þáttanna Hegðunarvandi og Ofvirkni annars vegar og Tilfinningavandi og Samskiptavandi hins vegar. Líkanið innihélt einnig þáttinn Félagshæfni og sérstakan aðferðarþátt sem gerði grein fyrir áhrifum þess að hluti atriða SDQ er með jákvæðu orðalagi.

Áreiðanleiki heildartalna almennu þáttanna var viðunandi bæði samkvæmt ómega- ($\omega_H = 0,62$ og $0,60$) og alfa-stuðlum ($\alpha = 0,82$ og $0,88$). Þættirnir tveir skýrðu hærri hlutfall af sameiginlegri dreifingu atriða (57% og 63%)

en upprunalegu SDQ þættirnir Hegðunarvandi (16%), Samskiptavandi (31%) og Félagshæfni (33%), og áreiðanleiki heildartalna þessara þátta var óviðunandi ($\omega_{HS} = 0,07-0,21$; $\alpha = 0,59-0,68$). Á grundvelli þessara niðurstöðna er ekki mælt með túlkun þáttanna Hegðunarvandi, Samskiptavandi og Félagshæfni þegar foreldralisti SDQ er lagður fyrir í almennum úrtökum hérlandis. Í staðinn má túlka heildartölur breiðu og almennu þáttanna Úthverfur vandi og Innhverfur vandi.

Aðeins tveir upprunalegir þættir SDQ, Ofvirkni og Tilfinningavandi, höfðu nægilega góða eiginleika til að réttlæta megi túlkun þeirra. Báðir þættirnir skýrðu um helming af dreifingu atriða (48% og 44%) eftir að búið var að skilja að sameiginlega dreifingu almennu þáttanna sem tengdust þeim. Áreiðanleiki heildartölu þáttarins Ofvirkni reyndist viðunandi ($\omega_{HS} = 0,38$, $\alpha = 0,83$) en var á mörkum þess að vera ásættanlegur fyrir heildartölu þáttarins Tilfinningavandi: $\omega_{HS} = 0,30$, $\alpha = 0,74$). Flest atriði þáttarins hlóðu hæst á almenna þáttinn Innhverfur vandi og tvö atriðanna („Kvartar oft um höfuðverk, magaverk eða flökurleika“ og „Oft óhamingjusamur/söm, langt niðri eða tárast“) höfðu óviðunandi lága hleðslu ($< 0,30$) á þáttinn sjálfan. Í ljósi þessa er mælt með því að heildartala þáttarins Tilfinningavandi sé túlkuð með nokkurri varfærni og að almenni þátturinn Innhverfur vandi sé frekar túlkaður.

Niðurstöður rannsóknarinnar eru í samræmi við fjölda erlendra rannsókna sem benda til óásættanlegs innra samkvæmis heildartalna SDQ (Goodman, 2001; Stone o.fl., 2010; McCrory og Layte 2012). Nokkrar mögulegar skýringar eru á lágum áreiðanleika heildartalnanna. Í fyrsta lagi er það vel þekkt að skekkja í dreifingu atriða hefur áhrif til lækkunar á áreiðanleikastuðlum. Eftir því sem dreifing atriða er minni því lægri er áreiðanleiki heildartölnnar (Greer o.fl., 2006; Lakes og Hoyt, 2009; DeCoster o.fl., 2009). Nokkuð bar á skekkju í dreifingu atriða SDQ í rannsókninni og var skekkjan áberandi hæst í atriðum þáttarins Hegðunarvandi er lýsa einkennum hegðunarvanda sem eru sjaldgæf í þýði, svo sem svindla, stela eða slást. Í öðru lagi kann fjöldi atriða að skýra lágan áreiðanleika

heildartalna en áreiðanleikastuðlar eru jafnan hærri eftir því sem atriði prófs eru fleiri (Cortina, 1993). Þar sem aðeins fimm atriði eru í hverjum prófhluta SDQ er rökrétt að álykta að það geti haft áhrif til lækkunar á áreiðanleika; sérstaklega ef prófhluti inniheldur eitt eða fleiri atriði sem hafa verulega skekkta dreifingu, eins og raun ber vitni í þessari rannsókn.

Í þriðja lagi kann að vera að mismunandi orðalag atriða hafi áhrif á áreiðanleika. Rannsóknir hafa sýnt að fylgni milli atriða er lægri þegar bæði jákvætt og neikvætt orðuð atriði eru notuð en þegar aðeins er stuðst við annað hvort orðalag (DiStefano og Motl, 2006; Carlson o.fl., 2011) og getur það valdið skekkjum í mati á áreiðanleika og þáttabyggingu matstækja (Vautier og Pohl, 2009; John o.fl., 2019; Lindwall o.fl., 2012). Er það ein hugsanleg skýring á lágum áreiðanleika heildartalna þáttanna Hegðunarvandi og Samskiptavandi (Muris o.fl., 2003) en báðir þættirnir fela í sér jákvætt orðuð atriði í bland við atriði með neikvæðu orðalagi.

Niðurstöðurnar eru einnig í samræmi við erlendar rannsóknir sem benda til þess að þátturinn Félagshæfni endurspegli aðferðaráhrif vegna orðalags fremur en aðskilinn styrkleika-eða hæfnisþátt (sjá til dæmis í Palmieri og Smith, 2007; Van Roy o.fl., 2008; McAloney-Kocaman og McPherson, 2017). Líkt og í áðurnefndum athugunum skilaði það betri mátgæðum í þessari rannsókn þegar sérstökum aðferðarþætti var bætt við í mælilíkan SDQ sem gerði grein fyrir áhrifum orðalags á þáttabyggingu matstækisins. Í ljósi þessa er mælt með því að aðferðarþáttur sé skilgreindur í mælilíkan SDQ þegar unnið er með gögn úr SDQ og stuðst er við formgerðargreiningu (e. *structural equation modeling*; SEM). Þá ber að árétta að aðferðaráhrif eins og þau sem fjallað er um hér eru ekki bundin við jákvætt orðalag atriða. Það hefur sýnt sig að bæði jákvætt og neikvætt orðalag getur valdið áhrifum af þessum toga og tilheyrandi skekkjum í matstækjum (John o.fl., 2019).

Þær niðurstöður sem kynntar hafa verið hér hafa þýðingu fyrir rannsakendur og starfandi sálfræðinga. Í rannsóknum sem byggja á almennum úrtökum, eða úrtökum þar sem tíðni

geðraskana er í lægri kantinum, er mælt með því að þættirnir Úthverfur vandi og Innhverfur vandi séu túlkaðir fremur en upprunalegir þættir SDQ. Á það sérstaklega við um rannsóknir sem snúa að hegðunarvanda barna en eiginleikar breiða þáttarins Úthverfur vandi eru töluvert betri en þeir sem hingað til hafa fengist fyrir þáttinn Hegðunarvandi. Auk þess geta breiðu þættirnir tveir reynst gagnlegir við greiningu og skimun á hegðunar- og tilfinningavanda hjá grunnskólabörnum, en áður en það getur orðið að veruleika þarf að útbúa sérstök norm fyrir listann sem taka mið af þessari formgerð SDQ. Þá er ástæða til að rannsaka nánar þáttabyggingu SDQ á leikskólaaldri og í úrtökum feðra og kennara.

Túlka má tvo breiða þætti, Úthverfur vandi og Innhverfur vandi, þegar íslensk útgáfa SDQ er lögð fyrir foreldra grunnskólabarna, auk þess sem túlka má heildartölur þáttanna Ofvirkni og Tilfinningavandi. Sökum slakra eiginleika þáttanna Hegðunarvandi, Samskiptavandi og Félagshæfni er ekki ráðlegt að túlka þá þegar foreldralisti SDQ er notaður í almennum úrtökum hérlendis.

Confirmatory factor analysis of the parent Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ) in the general population of Icelandic school children

The factor structure and reliability of the scale scores of the Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ) was examined in a community sample of mothers (N=1532) of 6-12-year-old children across Iceland. Six structural models were evaluated with confirmatory factor analysis and compared to the original five-factor structure of the SDQ. A bifactor model with the five factors grouped by two global broadband factors, Externalizing problems and Internalizing problems, along with the original Prosocial factor, provided the best fit to the data. The model also included a method factor that accounted for the effects of item wording. The scale scores of the Externalizing and Internalizing problems factors evidenced adequate internal consistency ($\omega_H = .62$ and $.60$; $\alpha = .82$ and $.88$) and accounted for an acceptable proportion of the common variance. Out of the five SDQ factors, only Hyperactivity and Emotional problems had sufficient psychometric properties to justify their use. In line with previous research, the Conduct problems, Peer problems and Prosocial behavior evidenced inadequate properties. Most of the positively worded items of the SDQ were more influenced by the method factor compared to the original SDQ scales. Based on the study results, it is recommended that the broad factors of Externalizing problems and Internalizing problems are interpreted instead of the original SDQ factors when the parent version of the SDQ is used in the general population in Iceland.

Keywords: SDQ, behavioral rating scales, children and adolescents, parent-reports, confirmatory factor analysis.

Heimildir

- Agnes Huld Hrafnadóttir (2006). Athugun á próffræðilegum eiginleikum Spurninga um styrk og vanda í hópi 5 ára barna á Íslandi. *Sálfræðiritið – Tímarit Sálfræðingafélags Íslands*, 11, 71-82.
- American Psychiatric Association (1994). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (2. útgáfa). Washington: Höfundur.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2. útgáfa). New York, NY: Guilford Publications.
- Caci, H., Morin, A. J. og Tran, A. (2015). Investigation of a bifactor model of the Strengths and Difficulties Questionnaire. *European Child og Adolescent Psychiatry*, 24(10), 1291–1301. <https://doi.org/10.1007/s00787-015-0679-3>
- Carlson, M., Wilcox, R., Chou, C. P., Chang, M., Yang, F., Blanchard, J., Marterella, A., Kuo, A. og Clark, F. (2011). Psychometric properties of reverse-scored items on the CES-D in a sample of ethnically diverse older adults. *Psychological Assessment*, 23(2), 558. <https://doi.org/10.1037/a0022484>
- Chen F. F., Hayes A., Carver C. S., Laurenceau J.-P. og Zhang Z. (2012). Modeling general and specific variance in multifaceted constructs: a comparison of the bifactor model to other approaches. *Journal of Personality*, 80(1), 219–251. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2011.00739.x>
- Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78(1), 98–104. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.78.1.98>
- DeCoster, J., Iselin, A.-M. R. og Gallucci, M. (2009). A conceptual and empirical examination of justifications for dichotomization. *Psychological Methods*, 14(4), 349–366. <https://doi.org/10.1037/a0016956>
- Dickey, W. C. og Blumberg, S. J. (2004). Revisiting the factor structure of the Strengths and difficulties questionnaire: United States, 2001. *Journal of the American Academy of Child og Adolescent Psychiatry*, 43(9), 1159–1167. <https://doi.org/10.1097/01.chi.0000132808.36708.a9>
- DiStefano, C. og Motl, R. W. (2006). Further Investigating Method Effects Associated With Negatively Worded Items on Self-Report Surveys. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 13(3), 440–464. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1303_6

- DiStefano, C. og Morgan, G. B. (2014). A comparison of diagonal weighted least squares robust estimation techniques for ordinal data. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(3), 425-438. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.915373>
- Dueber, D. (2022). *Bifactorindicescalculator*. Forrit (R).
- Greer, T., Dunlap, W. P., Hunter, S. T. og Berman, M. E. (2006). Skew and internal consistency. *Journal of Applied Psychology*, 91(6), 1351-1358. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.91.6.1351>
- Essau, C. A., Olaya, B., Anastassiou-Hadjicharalambous, X., Pauli, G., Gilvarry, C., Bray, D., O'Callaghan, J. og Ollendick, T. H. (2012). Psychometric properties of the Strength and Difficulties Questionnaire from five European countries. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 21(3), 232-245.
- Flora, D. B. (2020). Your coefficient alpha is probably wrong, but which coefficient omega is right? A tutorial on using R to obtain better reliability estimates. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, 3(4), 484-501. <https://doi.org/10.1177/2515245920951747>
- Goodman, R. (1997). The Strengths and Difficulties Questionnaire: A research note. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 38(5), 581-586. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.1997.tb01545.x>
- Goodman, R. og Scott, S. (1999). Comparing the Strengths and Difficulties Questionnaire and the Child Behavior Checklist: Is small beautiful? *Journal of Abnormal Child Psychology*, 27(1), 17-24. <https://doi.org/10.1023/A:1022658222914>
- Goodman, R. (2001). Psychometric properties of the strengths and difficulties questionnaire. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 40(11), 1337-1345. <https://doi.org/10.1097/00004583-200111000-00015>
- Goodman, A., Lamping, D. L. og Ploubidis, G. B. (2010). When to Use Broader Internalizing and Externalizing Subscales Instead of the Hypothesized Five Subscales on the Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ): Data from British Parents, Teachers and Children. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 38, 1179-1191. <http://dx.doi.org/10.1007/s10802-010-9434-x>
- Guðmundur Skarphéðinsson og Páll Magnússon (2008). *Spurningar um styrk og vanda: Strengths and Difficulties Questionnaire* (1. útgáfa). Reykjavík: Atorka ehf.
- Hancock, G. R. og Mueller, R. O. (2001). Rethinking Construct Reliability within Latent Variable Systems. Í R. Cudeck, S. D. Toit og D. Soerbom (Ritstjórar), *Structural Equation Modeling: Present and Future—A Festschrift in Honor of Karl Joreskog* (bls. 195-216). Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- Hu, L.-T. og Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- John, T., Kulas, O., Rachael, K. og Lindsey, K. (2019). Confound it!: Social desirability and the “reverse-scoring” method effect. *European Journal of Psychological Assessment*, 35, 855-867. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000459>
- Lakes, K. D. og Hoyt, W. T. (2009). Applications of Generalizability Theory to Clinical Child and Adolescent Psychology Research. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 38(1), 144-165. <https://doi.org/10.1080/15374410802575461>
- Lindwall, M., Barkoukis, V., Grano, C., Lucidi, F., Raudsepp, L., Liukkonen, J. og Thøgersen-Ntoumani, C. (2012). Method effects: The problem with negatively versus positively keyed items. *Journal of Personality Assessment*, 94(2), 196-204. <https://doi.org/10.1080/00223891.2011.645936>
- McAloney-Kocaman, K. og McPherson, K. (2017). Factor structure and reliability of the parent-informant strengths and difficulties questionnaire in a Scottish preschool sample. *Early Education and Development*, 28(3), 368-376. <https://doi.org/10.1080/10409289.2017.1228367>
- McCorry, C. og Layte, R. (2012). Testing competing models of the Strengths and Difficulties Questionnaire's (SDQ's) factor structure for the parent-informant instrument. *Personality and Individual Differences*, 52(8), 882-887. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.02.011>
- McDonald, R.P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Hillsdale: Erlbaum.
- Muris, P., Meesters, C., og van den Berg, F. (2003). The Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ) further evidence for its reliability and validity in a community sample of Dutch children and adolescents. *European child & adolescent psychiatry*, 12, 1-8. <https://doi.org/10.1007/s00787-003-0298-2>
- Nunnally, B. og Bernstein, I. (1994). *Psychometric Theory* (3. Útgáfa). New York: McGraw-Hill.
- Palmieri, P. A. og Smith, G. C. (2007). Examining the structural validity of the Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ) in a U.S. sample of custodial grandmothers. *Psychological Assessment*, 19(2), 189-198. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.19.2.189>
- R Core Team (2022). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vín, Austurríki.
- Revelle, W. R. (2022). *psych: Procedures for personality and psychological research*. Forrit (R).

- Reise, S. P., Moore, T. M. og Haviland, M. G. (2010). Bifactor models and rotations: Exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. *Journal of Personality Assessment*, 92(6), 544-559. <https://doi.org/10.1080/00223891.2010.496477>
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F. og Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5-26. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1177/0013164412449831>
- Rodriguez, A., Reise, S. P. og Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137-150. <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Rosseel, Y. (2023). *Lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling*. Forrit (R).
- Sellbom, M. og Tellegen, A. (2019). Factor analysis in psychological assessment research: Common pitfalls and recommendations. *Psychological Assessment*, 31(12), 1428-1441. <https://doi.org/10.1037/pas0000623>
- Stone, L. L., Otten, R., Engels, R. C., Vermulst, A. A. og Janssens, J. M. (2010). Psychometric properties of the parent and teacher versions of the strengths and difficulties questionnaire for 4-to 12-year-olds: A review. *Clinical Child and Family Psychology Review*, 13(3), 254-274. <https://doi.org/10.1007/s10567-010-0071-2>
- Tabachnick, B. G. og Fidell, L. S. (2019). *Using multivariate statistics* (7. útgáfa). Boston, MA: Pearson.
- Ten Berge, J. M. og Sočan, G. (2004). The greatest lower bound to the reliability of a test and the hypothesis of unidimensionality. *Psychometrika*, 69, 613-625. <https://doi.org/10.1007/BF02289858>
- Thorlacius, Ö. og Gudmundsson, E. (2015). Assessment of children's emotional adjustment: Construction and validation of a new instrument. *Child: care, health and development*, 41(5), 762-771. <https://doi.org/10.1111/cch.12214>
- Thorlacius, Ö. og Gudmundsson, E. (2019). The effectiveness of the children's emotional adjustment scale (CEAS) in screening for mental health problems in middle childhood. *School Mental Health*, 11(3), 400-412. <https://doi.org/10.1007/s12310-018-9296-x>
- Van Roy, B., Veenstra, M. og Clench-Aas, J. (2008). Construct validity of the five-factor Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ) in pre-, early, and late adolescence. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 49(12), 1304-1312. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.2008.01942.x>
- Vautier, S. og Pohl, S. (2009). Do balanced scales assess bipolar constructs? The case of the STAI scales. *Psychological Assessment*, 21(2), 187. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/a0015312>
- Widaman, K. F. (2007). Common factors versus components: Principals and principles, errors and misconceptions. Í R. Cudeck & R. C. MacCallum (Ritstjórar), *Factor Analysis at 100: Historical developments and future directions* (bls. 177-203). Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Woerner, W., Becker, A. og Rothenberger, A. (2004). Normative data and scale properties of the German parent SDQ. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 13 Suppl 2:II3-10. <https://doi.org/10.1007/s00787-004-2002-6>
- World Health Organization (1994). *The ICD-10 classification of mental and behavioural disorders: Diagnostic criteria for research*. Genf: Höfundur.