

## Þýðing, staðfærsla, réttmætisrannsóknir og undirbúningur stöðlunar á RADS-2 skimunarlista fyrir depurð unglunga

Sigurgrímur Skúlason og Freydís J. Freysteinsdóttir

Menntamálastofnun, Háskóli Íslands

Kynntir eru próffræðilegir eiginleikar þýðingar og staðfærslu RADS-2 matslistans. Listinn er hannaður til að skima fyrir depurð hjá unglungum og hefur bandarísk frumgerð hans ágæta eiginleika í því skyni. Listinn er stuttur, samanstendur af 30 atriðum og heildartala hans endurspeglar það hve alvarleg einkenni depurðar eru. Listinn inniheldur fjóra skilgreinda prófhluta: *Depurð* metur helstu einkenni og tilfinningar tengdar depurð, *Áhugaleysi og neikvætt skap* metur áhugaleysi í daglegum athöfnum og tilfinningalega deyfð, *Neikvætt sjálfsmat* metur neikvæð og niðrandi viðhorf í eigin garð og *Líkamleg einkenni* tengist líkamlegum upplifunum og óstöðugleika í skapi. Íslensk þýðing og staðfærsla var unnin með hléum yfir átta ára tímabil þar sem endurtekin gæðaferli, rýni og forprófanir, leiddu til endurskoðunar prófatriða. Gögnum um lokagerð RADS-2 var safnað á höfuðborgarsvæðinu og niðurstaða sýnir að dreifing stiga hentar til að útbúa norm fyrir nemendur á unglingastigi. Áreiðanleiki er góður, 0,93, og tengsl hans við aðra matslista styðja þá túlkun að niðurstöður endurspegli einkenni depurðar og þáttabygging listans falli að fræðilegu líkani að baki frumgerðar hans.

**Efnisorð:** RADS-2, þunglyndi, depurð, skimun, próffræðilegir eiginleikar.

Þunglyndi meðal unglunga er alvarlegur heilbrigðisvandi sem getur haft víðtækar afleiðingar á þroska þeirra (Kovacs, 1990) og líkamlega heilsu (Birmaher o.fl., 1996; Chartier o.fl., 2008). Þunglyndi getur einnig haft áhrif á sálfélagslega aðlögun unglunga og almenna geðræna heilsu og hefur það verið tengt ýmsum vandkvæðum. Má þar nefna lágt sjálfsmat (Esposito og Clum, 1999; PuskarTusaie-Mumford, Sereika og Lamb, 1999), kvíða (Esposito og Clum, 1999), hegðunarvandkvæði, vímuefnanotkun (Esposito og Clum, 1999), erfiðleika með nám (Chartier o.fl., 2008; Esposito og Clum, 1999; World Health Organization, 2003), samskiptaörðugleika (Esposito og Clum, 1999), erfiðleika með félagslega virkni (World Health Organization, 2003) sjálfskaðandi hegðun (Mazza og Reynolds, 1998) og sjálfsvígshættu

(Birmaher o.fl., 1996; Mazza og Reynolds, 1998; World Health Organization, 2003). Auk þess á þunglyndi á fullorðinsárum oft á tíðum rætur að rekja til unglingsára (Birmaher o.fl., 1996; Kessler, Avenevoli og Merikangas, 2001). Tíðni þunglyndis meðal unglunga hefur verið að mælast frá þremur og upp í 10% á mismunandi stöðum í heiminum (Birmaher o.fl., 1996; Cho o.fl., 2001; Reynolds og Mazza, 1998) og hefur reynst vera umtalsvert algengara meðal stúlkna en drengja (Fergusson,

---

Sigurgrímur Skúlason, Ph.D., er próffræðingur og matsfræðingur hjá Menntamálastofnun og aðjunkt við sálfræðideild Háskóla Íslands. Freydís J. Freysteinsdóttir, Ph.D., er dósent í félagsráðgjöf við félagsráðgjafardeild Háskóla Íslands. Fyrirspurnum um greinina skal beina til Sigurgríms Skúlasonar, Víkurharfi 3, 203 Kópavogi (Netfang: sigurgrimur.skulason@mms.is) eða Freydísar J. Freysteinsdóttur, Oddi, Sturlugata, 101 Reykjavík (Netfang: fjf@hi.is).

Horwood, Ridder og Beautrais, 2005; Fonseca-Peterson o.fl., 2010; Hankin og Abramson, 1999; Li, DiGiuseppe og Froh, 2006). En sá munur hefur verið skýrður að hluta með því að stúlkum hætti frekar til að reyna að hafa stjórn á tilfinningum sínum með því að hugsa endurtekið um það sem veldur þeim áhyggjum (Li o.fl., 2006). Hér á landi hefur 2,6% fólks á höfuðborgarsvæðinu mælst með lyndisröskun en þunglyndi er ein tegund lyndisröskunar (Jón G. Stefánsson og Eiríkur Línadal, 2009).

Þar sem þunglyndi telst til innri vandkvæða (e. *internalized disorders*) eru flest einkennin yfirleitt ekki mjög sýnileg (Reynolds, 1994). Þar sem þunglyndi og vandkvæði tengd því geta haft mjög alvarlegar afleiðingar er afar mikilvægt að skima fyrir þunglyndiseinkennum meðal unglunga, svo unnt sé að veita þeim meðferð í framhaldi af því (Fonseca-Pedro, Wells, Paino, Lemos-Giráldez, Garcia, Sierra o.fl., 2010). Það hefur sýnt sig að forvarnir draga verulega úr líkum á þunglyndi meðal unglunga hér á landi (Arnarson og Craighead, 2009). Með því að skima fyrir þunglyndi og bregðast við því getur verið mögulegt að koma í veg fyrir ýmis önnur vandkvæði sem tengjast þunglyndi, jafnvel sjálfsvíg (Brooks og Kutcher, 2001; Carnevale, 2011), snúa við neikvæðri þróun þessarar geðröskunar og auka lífsgæði til muna (Brooks og Kutcher, 2001). Þeir sem eru best til þess fallnir að skima fyrir þunglyndiseinkennum hjá unglungum, eru þær heilbrigðisstéttir sem hafa greiðan aðgang að þeim (Carnevale, 2011). Má þar nefna skólasálfræðinga, skólafélagsráðgjafa (Reynolds, 2002) og skólahjúkrunarfræðinga (Carnevale, 2011).

Mikilvægt er að skólastofnanir hafi aðgang að skimunarlistum sem eru ætlaðir þessum tiltekna aldurshópi (Brooks og Kutcher, 2001). Einnig er mikilvægt að sýnt hafi verið fram á viðunandi áreiðanleika og réttmæti þeirra (Carnevale, 2011), að mælitækin séu staðfærð og að fyrirlögn sé í samræmi við leiðbeiningar (Brooks og Kutcher, 2001). Þar sem kostnaður getur verið mismikill í notkun slíkra lista, ber einnig að líta til þess að

lágmarka hann eins og kostur er (Carnevale, 2011). En þar sem sjálfsvíg meðal unglunga eru mjög sjaldgæf, getur kostnaður við fyrirlögn slíkra skimunarlista valdið því að ekki sé sjálfgefið að þeir séu lagðir fyrir í skólum (Kung, Hoyert, Xu og Murphy, 2008). Það er þó ekki tímafremt að leggja fyrir slíka skimunarlista, en það tekur einungis fimm til tíu mínútur að leggja suma þeirra fyrir eins og til dæmis Reynolds Adolescent Depression Scale eða RADS-2 (Guitierrez og Osman, 2009; Reynolds og Mazza, 1998). Auk þess getur skimun af þessu tagi, komið í veg fyrir frekari neikvæðar afleiðingar þunglyndis sem og minnkað kostnað samfélagsins þegar til lengri tíma er litið (Reynolds, 1994).

Árið 2004 ákvað Námsmatsstofnun að taka til þýðingar/staðfærslu og rannsóknar matslista sem hentaði sálfræðingum til vinnu með unglunga. Að athuguðu máli var ákveðið að velja RADS-2. RADS kom upphaflega út árið 1987 en endurskoðuð útgáfa kom út 2002 (Reynolds, 2002). Matslistinn hefur marga æskilega eiginleika sem henta vel til að skima fyrir depurð. Réttmæti notkunar á niðurstöðum hans við skimun hefur verið stutt með talsverðum gögnum. Innri áreiðanleiki heildartölu hefur reynst um 0,92 fyrir ólíka aldurshópa og endurprófunaráreiðanleiki hans um 0,89. Listinn er stuttur og hentugur fyrir hópskimun. Listinn inniheldur jafnframt atriði sem gefa vísbendingar um yfirvofandi hættu á sjálfskaðandi hegðun. Voru þetta helstu ástæður þess að RADS-2 var valinn til þýðingar og staðfærslu hér á landi, auk þess sem efnislegt innihald atriða og orðalag hans miða við unglunga en ekki fullorðna einstaklinga. RADS-2 hafði áður verið þýddur á átta tungumál, meðal annars kínversku, hebresku, kóreönsku, portúgölsku, spænsku og urudu-mál (Pakistan og Indland) (PAR, e.d.).

RADS-2 skimunarlistinn hefur greint sérlega vel á milli unglunga sem hafa verið með sjálfsvígshugsanir og unglunga sem ekki hafa verið með slíkar hugsanir (Brausch og Decker, 2014; Brausch og Gutierrez, 2010; Guitierrez og Osman, 2009). Þessi eiginleiki listans er

afar mikilvægur, því ef hann gerði það ekki, væri hætt á að einhverjum unglingum væri vísað í nánara mat sem ekki þyrftu á því að halda (e. *false positives*). Slíkt mundi hafa óþarfa kostnað og þjónustu í för með sér. En það sem verra er, einhverjir unglingar sem væru með sjálfsvígshugsanir mundu ekki mælast með þær og væri því ekki vísað í nánara mat og meðferð í kjölfarið (e. *false negatives*). Slíkir unglingar ættu á hættu að fyrirfara sér, þrátt fyrir að hafa farið í skimun fyrir þunglyndi.

Ekki hefur komið fram munur á milli menningarhópa sem svarað hafa RADS-2 listanum (Guitierrez og Osman, 2009). Auk þess hefur RADS-2 listinn reynst vel í að mæla þunglyndi meðal LGBTIQ unglunga (Weber og Terhorst, 2010), en hlutfall unglunga í þeim hópi sem greinast með þunglyndi hefur verið umtalsvert hærra en meðal annarra unglunga (Radowsky og Sigel, 2007).

Markmið þeirrar rannsóknar sem hér er greint frá var að rannsaka próffræðilega eiginleika matslistans RADS-2 og safna gögnum fyrir stöðlun hans á Íslandi. Gagnasöfnun fyrir stöðlun takmarkaðist við höfuðborgarsvæðið. Gögnum vegna réttmætisrannsóknar var safnað til að kanna meðalskor og dreifingu fyrir þróun norma, kanna kynjamun, meta formgerð íslenskrar staðfærslu, tengsl við mælitæki sem meta skyldar hugsmíðar og að kanna atriðabundinn kynjamun. Rannsóknin er framhald forprófana sem unnar voru á árunum 2004 til 2010. Niðurstöður greininga á forprófunum sýndu þá að þýðing og staðfærsla listans hafði góða próffræðilega eiginleika og að öll atriði hans virkuðu sem skyldi (Sigurgrímur Skúlason og Jóhanna Ella Jónsdóttir, 2012).

Þýðing og staðfærsla mælitækja af einu máli eða menningarsvæði á annað er verkefni sem nálgast verður með kerfisbundum aðferðum. Líta má á ferlið sem fimm þrepa ferli sem felst í vali á mælitæki, þýðingu og staðfærslu þess, endurskoðun með kerfisbundum gæðaferlum, stöðlun og réttmætisrannsóknnum (Einar Guðmundsson, 2006; Sigurgrímur Skúlason,

2005). Í þeirri rannsókn sem þessi grein byggir á og fyrri rannsóknum á íslenskri útgáfu RADS-2 var vandað til allra þessara þátta. Listinn var valinn út frá væntanlegu hlutverki hans við skimun og út frá próffræðilegum eiginleikum. Þýðingar- og staðfærsluferli var samkvæmt helstu viðmiðum þar um. Íslensk þýðing var endurskoðuð í endurteknum forprófunum og út frá mati sérfræðinga. Að síðustu var safnað gögnum fyrir stöðlun og til að rannsaka réttmæti hans.

## Aðferð

### Þátttakendur

Gögnum fyrir stöðlun RADS-2 var safnað á höfuðborgarsvæðinu og nágrenni veturinn 2012. Vegna árekstra við önnur rannsóknarverkefni reyndist ekki unnt að ljúka gagnasöfnun á landsbyggðinni á sama tíma. Samanstöð úrtakið af 817 þátttakendum á grunn- og framhaldsskólaaldri, frá 12 ára til 20 ára. Þessi grein byggir á gögnum 541 grunnskólanema á aldrinum 12 til 16 ára sem fylltu út RADS-2 lista. Drengir voru 255 (47,1%) talsins og stúlkur 277 (51,2%) en níu gáfu ekki upp kyn. Meðalaldur var 13,7 ár ( $sf = 1,16$ ), 50,5% barna voru fædd fyrri hluta árs og 49,5% seinni hluta ársins.

### Mælitæki

RADS-2 listinn var þýddur og staðfærður af sérfræðingum Námsmatsstofnunar. Alls komu sex sérfræðingar stofnunarinnar að verkinu á ólíkum tímum. Við þýðingu/staðfærslu var notuð samhliða aðferð, sem felst í því að tvær eða fleiri sjálfstæðar þýðingar/staðfærslur eru gerðar og vinnuhópur sameinar þær með því að velja milli texta eða gera nýja útfærslu af textanum í ljósi þýðinganna (Hambleton, 2005; de Vijver og Poortinga, 2005; Sigurgrímur Skúlason, 2005). Staðfærsluferlinu var fylgt eftir með endurskoðunum sem byggja á kerfisbundnum gæðaferlum, bæði eiginlegum og megindlegum (Sigurgrímur Skúlason, 2005). Markmiðið með þýðingarvinnunni var að málfar hentaði unglingum og atriði

endurspegluðu veruleika íslenskra unglunga. Þýðingin var endurskoðuð á árunum 2005 til 2006 í ljósi forprófanna, athugasemda unglunga og út frá ráðleggingum sérfræðinga með reynslu af vinnu með unglungum. Á árunum 2009 til 2010 var þýðingin/staðfærslan rannsökuð á ný og nokkur atriði endurskoðuð sem áður hafði reynst erfitt að laga að veruleika íslenskra unglunga. Forprófanir sýndi að atriði íslensku þýðingarinnar/staðfærslunnar virkuðu nú almennt vel. Árið 2012 hófst stöðlunarferli þegar tveir nemendur í sálfræði við H.Í. söfnuðu gögnum fyrir stöðlun sem hluta af lokaverkefni sínu (Alda Ósk Smáradóttir og Erla Sif Sveinsdóttir, 2012). Byggt er á þeim gögnum í þessari grein.

**Reynolds Adolescent Depression Scale-2 (RADS-2).** RADS-2 er sjálfsmatskvarði ætlaður börnum og unglungum á aldrinum 11 til 20 ára. Honum er ætlað að skima eftir depurð og þunglyndi. Atriðum RADS-2 er svarað á fjögurra punkta mælistiku og eru svarmöguleikar auðkenndir með 1 (næstum aldrei), 2 (stundum), 3 (oft) og 4 (næstum alltaf). Fyrimæli fela í sér að merkja eigi við þann svarmöguleika sem best á við um líðan undanfarið. Það tekur ungmenni almennt um fimm mínútur að fylla út listann. Listinn samanstendur af 30 staðhæfingum sem falla á fjóra prófhluta sem hver inniheldur sjö eða átta staðhæfingar. Prófhlutinn *Depurð* (e. *dysphoric mood*) inniheldur átta staðhæfingar tengdar sorgartilfinningu, svo sem gráti eða einmanaleika. Prófhlutinn *Áhugaleysi og neikvætt skap* (e. *anhedonia/negative affect*) felur í sér sjö staðhæfingar sem lúta að tilfinningarlegri deyfð og því að njóta ekki daglegra athafna. Prófhlutinn *Neikvætt sjálfsmat* (e. *negative self evaluation*) inniheldur sjö staðhæfingar er lúta að neikvæðum og niðrandi viðhorfum í eigin garð. Prófhlutinn *Líkamleg einkenni* (e. *somatic complaints*) hefur átta staðhæfingar sem tengjast líkamlegum kvörtunum ásamt nokkrum þáttum tengdum reiði og því að leiðast (Reynolds, 2002).

**Reynolds Adolescent Adjustment Screening Inventory (RAASI).** RAASI er

stuttur 32 atriða bandarískur matslisti ætlaður til að skima fyrir geðrænum vandkvæðum hjá unglungum. Atriðum listans er svarað á þriggja punkta stiku og samanstendur hann af fjórum prófhlutum: *Andfélagsleg hegðun*, *Reiði*, *Tilfinningaálag* og *Sjálfsmynd*. Próffræðilegir eiginleikar frumgerðar listans eru ágætir og er talið að hann henti vel til að skima fyrir geðrænum vandkvæðum hjá unglungum (Reynolds, 1998). Niðurstöður rannsókna benda til að íslensk útgáfa hans endurspegli eiginleika frumútgáfu að allnokkru leyti. Innri áreiðanleiki reyndist 0,89 á unglingastigi og fylgni heildartölu við Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CESD) reyndist  $r = 0,65$  og fylgni við prófhlutana *Depurð* og *Reiði* á Becks Youth Inventory reyndist  $r = 0,74$  og  $r = 0,64$ . Þýðing/staðfærsla og gæðaferli við þróun hans voru með sama hætti og RADS-2 og fór fram á sama tíma (Guðrún Birna Einarsdóttir og Sigurgrímur Skúlason, 2012). Prófhlutar hans voru notaðir í þessari rannsókn, *Andfélagsleg hegðun* hefur átta atriði, meðaltal var 10,17, staðalfrávik 2,2 og alfa áreiðanleiki 0,67. *Skapstilling* hefur átta atriði, meðaltal var 11,35, staðalfrávik 2,9 og alfa áreiðanleiki 0,79. *Tilfinningaálag* hefur tíu atriði, meðaltal var 15,62, staðalfrávik 4,1 og alfa áreiðanleiki 0,85. *Jákvæð sjálfsmynd* hefur sex atriði, meðaltal var 7,97, staðalfrávik 2,1 og alfa áreiðanleiki 0,72.

**Multidimensional Anxiety Scale for Children (MASC).** MASC (March, Parker, Sullivan, Stallings og Connors, 1997) er bandarískur matslisti sem ætlað er að meta kvíða hjá börnum og unglungum. Listinn er byggður upp með 39 atriðum sem svarað er á fjögurra punkta stiku. Rannsóknir hafa sýnt að próffræðilegum eiginleikum íslenskrar þýðingar listans svipar til bandarískrar frumgerðar hans og hafa stutt réttmæti hans með tilliti til tengsla við aðra matslista. Réttmæti hans metið með alfa stuðli reyndist 0,89 (Ólason, Sighvatsson og Smári, 2004). Slembiúrtak 52 þátttakenda svöruðu MASC listanum, meðaltal hans í þessu úrtaki var 80,54, staðalfrávik 17,4 og alfa áreiðanleiki

0,91. Við úrvinnslu á MASC var notuð heildartala en ekki einstakir prófhlutar.

**Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CESD).** CESD (Radloff, 1977) er stuttur bandarískur matskvarði ætlaður til faraldsfræðilegra rannsókna á depurð. Matskvarðinn inniheldur 20 atriði sem svarað er á fjögurra punkta stiku. Kvarðinn hefur nokkuð verið notaður til rannsókna á Íslandi og áreiðanleiki hans hér reynst ágætur, um eða yfir 0,90. Gögn styðja að niðurstöður hans henti vel til rannsókna á algengi depurðar (Guðmundur Skarphéðinsson, Daníel Þór Ólason, Hákon Sigursteinsson og Jóhanna V. Haraldsdóttir, 2005–2006). Úrtak þátttakenda sem svöruðu CESD samanstöð af 52 þátttakendum, meðaltal hans í þessu úrtaki var 29,23, staðalfrávik 7,8 og alfa áreiðanleiki 0,89.

**Beck's Youth Inventory (BYI).** BYI eða Sjálfsmatskvarði Becks fyrir börn og unglinga (Beck, Beck og Jolly, 2001) er tiltölulega langur matslisti, 100 atriði, sem metur fimm hugsmíðar tengdar líðan hjá ungmenum. Þær eru *Depurð*, *Kvíði*, *Reiði*, *Andfélagsleg hegðun* og *Sjálfsmynd*. Atriðum matslistans er svarað á fjögurra punkta stiku og eru 20 atriði í hverjum hluta hans. Réttmæti hans á Íslandi hefur verið stutt gögnum um tengsl við aðra matslista. Höfundar íslenskrar staðfærslu listans munu vera Jón Friðrik Sigurðsson, Ásrún Magnúsdóttir, Anna Kristín Newton og Gísli Guðjónsson (Guðmundur Skarphéðinsson o.fl., 2005–2006). Heildartala listans var ekki notuð í þessari rannsókn heldur prófhlutar hans. Úrtak þátttakenda sem svöruðu prófhlutanum *Depurð* úr BYI voru 50 þátttakendur, meðaltal hans í þessu úrtaki var 62,88, staðalfrávik 10,12 og alfa áreiðanleiki 0,91. Prófhlutinn *Kvíði* úr BYI lenti hjá 69 þátttakendum, meðaltal hans í þessu úrtaki var 31,04, staðalfrávik 9,9 og alfa áreiðanleiki 0,93. Úrtak þátttakenda sem prófhlutinn *Reiði* úr BYI lenti hjá var 68, meðaltal hans í þessu úrtaki var 28,09, staðalfrávik 8,6 og alfa áreiðanleiki 0,93. Úrtak þátttakenda sem svöruðu prófhlutanum *Hegðun* úr BYI var 36 þátttakendur, meðaltal hans í þessu úrtaki var

30,00, staðalfrávik 7,3 og alfa áreiðanleiki 0,93. Prófhlutinn *Sjálfsmat* úr BYI lenti í prófgögnum 52 þátttakenda, meðaltal hans í þessu úrtaki var 25,02, staðalfrávik 6,4 og alfa áreiðanleiki 0,83.

### Framkvæmd

Sjö skólar voru valdir af handahófi af höfuðborgarsvæðinu og listinn lagður fyrir nemendur í sjöunda til tíunda bekk sem voru í skóla þann daginn. Flestir nemendur í einum skóla voru 98 og fæstir 55. Enginn grunnskóli hafnaði þátttöku. Rannsóknin var tilkynnt Persónuvernd og óskað var samþykkis foreldra fyrir þátttöku nemenda.

Samhliða gagnasöfnun fyrir RADS-2 var safnað gögnum fyrir annan matslista, *Reynolds Adolescent Adjustment Screening Inventory* (RAASI) (Reynolds, 1998) sem var þýddur og staðfærður af sömu aðilum og RADS-2. Auk þess voru fjórir aðrir matslistar lagðir fyrir hluta af úrtakinu til að kanna tengsl RADS-2 við mælingar á sömu og ólíkum hugsmíðum. Fengin voru slembiúrtök fyrir hvern matslista með því að setja einn matslista í hvert spurningahefti sem dreift var til þátttakenda. Við fyrirlögn svöruðu þátttakendur ýmist RADS og RAASI fyrst, síðan hinum listanum og að lokum einum af réttmætislistunum.

### Niðurstöður

Hér að neðan verða birtar niðurstöður um tölfræðilega og próffræðilega eiginleika RADS-2 á Íslandi. Byrjað er á lýsandi tölfræði listans, síðan fjallað um eiginleika prófatriða, um meðaltöl eftir aldri og kyni, þáttabyggingu listans, tengsl hans við önnur mælitæki og að lokum um atriðabundinn hópamun.

#### Lýsandi tölfræði RADS-2 á Íslandi

Meðaltal þátttakenda á RADS-2 var 46,6 og staðalfrávik 12,9. Meðalskor þátttakenda á heildartölu RADS-2 eftir aldri og kyni þátttakenda má sjá í 1. töflu. Lítilsháttar munur var á meðaltali stúlkna, 47,6 ( $sf = 13,5$ ) og drengja, 45,5 ( $sf = 12,2$ ). Sá munur



**1. tafla.** Meðalskor pílta og stúlkna á grunnskólaaldri á RADS-2 eftir aldri.

	Stúlkur			Drengir			Allir		
	<i>M</i>	Fjöldi	<i>sf</i>	<i>M</i>	Fjöldi	<i>sf</i>	<i>M</i>	Fjöldi	<i>sf</i>
12 – 13 ára	46,3	141	13,2	47,0	101	12,2	46,6	242	12,8
14 ára	49,3	58	13,3	41,7	75	9,1	45,0	133	11,7
15 – 16 ára	48,9	77	14,2	47,2	79	13,9	48,1	156	14,0
Allir	47,6	276	13,5	45,5	255	12,2	46,6	531	12,9

var ekki marktækur við 5% höfnunarmörk, ( $t(531) = 1,916, p = 0,056$ ). Ekki var heldur marktækur munur á meðaltölum eftir aldri þátttakenda á grunnskólaaldri, ( $F(4,532) = 1,184, p = 0,317$ ). Þegar aldur og kyn voru skoðuð saman reyndist ekki marktækur munur á aldursþópum, ( $F(2,525) = 1,496, p = 0,225$ ), en marktækur munur reyndist á meðalskori eftir kyni, ( $F(1,525) = 6,109, p = 0,013$ ). Einnig reynast samvirkniáhrif milli aldurs og kyns marktæk, ( $F(2,525) = 4,519, p = 0,011$ ). Meðal stigafjöldi er ekki línulegur eftir aldri og talsverður munur kemur fram á 14 ára pílum og stúlkum sem skýrir marktæka samvirkni.

Skoðaður var munur á meðaltölum RADS-2 eftir skólum og reyndist  $F$ -gildi benda til þess að marktækur munur væri á a.m.k. tveimur skólum, ( $F(6,534) = 2,153, p = 0,046$ ). Lægsta meðaltal einstaks skóla var 43,0 og hið hæsta 48,7. Eftirfylgnipróf voru gerð bæði með Tukey og Bonferroni aðferðum, en sýndu hinsvegar hvergi marktækan mun milli skóla. Því er litið svo á að niðurstaðan sé höfnunarmistök (e. *Type I error*) og  $F$ -prófið hafi ranglega gefið til kynna marktækan mun (Feldt, 1984; Montgomery, 1991).

Um helmingur eða 272 þátttakendur svöruðu RADS-2 fyrst en hinir 269 svöruðu RAASI fyrst. Ekki var tölfræðilegur munur á meðaltali RADS-2 listans eftir því hvorum listanum þátttakendur svöruðu á undan, (46,0 og 47,1), ( $t(531) = -0,939, p = 0,348$ ).

### Eiginleikar prófatriða

Eftir ítrekaða endurskoðun og forprófanir á prófatriðum RADS-2 eru eiginleikar einstakra

prófatriða almennt góðir eins og sjá má í töflu 2. Meðalþyngd atriða er 1,46 með staðfrávikum 0,26. Meðaltal á einstökum prófatriðum er breytilegt milli prófhluta, hæst 1,79 í kvarðanum *Likamleg einkenni* en lægst 1,37 í kvarðanum *Neikvætt sjálfsmat*. Einungis tvö prófatriði víkja meira en hálfu staðfrávikum frá meðalþyngd kvarðans sem þau tilheyra. Dreifing á prófatriðum er mjög skekkð eins og algengt er með kvarða þar sem prófatriði lúta að einkennum sem eru sjaldgæf í þýði. Tafla 2 sýnir einnig skekkju og ris fyrir dreifingu á prófatriðunum. Til að gefa skýrari sýn á dreifingu á atriðunum er hlutfall þátttakenda með lægsta og hæsta gildi einnig birt. Í einungis sjö tilvikum er hlutfall þátttakenda með lægsta gildi innan við 50%. Jafnframt er einungis eitt atriði þar sem hlutfall þátttakenda með hæsta gildi fer yfir 10%. Fylgni við heildarskor prófhluta er mjög góð fyrir flest atriði listans. Einungis tvö atriði eru með lægri fylgni en 0,30 og er fylgnin yfir 0,50 í rúmum helmingi atriða.

### Áreiðanleiki mælinga með RADS-2

Áreiðanleiki íslenskrar staðfærslu RADS-2 er góður, alfa áreiðanleikastuðull er 0,929 þegar notuð eru prófatriði sem grunneining. Þessi niðurstaða sýnir að góð samleitni er meðal prófatriða listans. Annað sjónarhorn á innri áreiðanleika listans má fá með því að nota prófhlutana sem grunneiningu við áreiðanleikagreiningu, þá reynist alfa áreiðanleiki litlu lægri eða 0,910. Ekki hefur enn reynst unnt að meta endurprófunaráreiðanleika listans.

**2. tafla.** Upplýsingar um eiginleika prófatriða.

Kvarði /Atriði	<i>M</i>	<i>sf</i>	Skekkja	Ris	Hlutfall með hæsta gildi	Hlutfall með lægsta gildi	Fylgni við kvarða
<b>Depurð</b>							
2	1,66	0,80	1,12	0,72	0,51	0,04	0,48
3	1,36	0,71	2,11	4,02	0,74	0,03	0,48
6	1,54	0,76	1,20	0,43	0,61	0,02	0,25
7	1,50	0,70	1,47	2,21	0,59	0,02	0,67
8	1,42	0,67	1,62	2,36	0,67	0,02	0,55
16	1,37	0,64	1,87	3,58	0,70	0,02	0,60
21	1,32	0,56	1,92	4,28	0,72	0,01	0,37
26	1,78	0,87	1,05	0,48	0,44	0,07	0,60
<i>Meðalgildi</i>	1,50	0,72	1,54	2,26	0,62	0,03	0,50
<b>Áhugaleysi</b>							
1	1,56	0,73	1,12	0,62	0,57	0,02	0,61
5	1,94	0,93	0,61	-0,66	0,40	0,07	0,54
10	1,83	0,92	0,86	-0,23	0,45	0,07	0,56
12	1,62	0,82	1,18	0,57	0,57	0,03	0,61
23	1,26	0,63	2,82	8,03	0,82	0,03	0,36
25	1,38	0,71	2,04	3,80	0,73	0,03	0,30
29	1,52	0,80	1,57	1,80	0,64	0,04	0,29
<i>Meðalgildi</i>	1,59	0,79	1,46	1,99	0,60	0,04	0,47
<b>Líkamleg einkenni</b>							
11	1,49	0,71	1,48	2,02	0,61	0,02	0,51
17	1,97	0,86	0,56	-0,38	0,33	0,05	0,49
18	2,26	0,90	0,47	-0,49	0,19	0,12	0,38
22	1,57	0,73	1,31	1,58	0,55	0,03	0,53
24	1,73	0,94	1,15	0,30	0,53	0,08	0,50
27	1,67	0,84	1,19	0,77	0,53	0,05	0,48
28	1,86	0,82	0,84	0,37	0,36	0,05	0,49
<i>Meðalgildi</i>	1,79	0,83	1,00	0,60	0,44	0,06	0,48
<b>Neikvætt sjálfsmat</b>							
4	1,20	0,54	3,16	10,55	0,86	0,01	0,42
9	1,36	0,67	2,06	4,13	0,73	0,02	0,62
13	1,53	0,80	1,58	1,93	0,62	0,05	0,61
14	1,20	0,54	3,11	9,87	0,86	0,01	0,57
15	1,87	0,86	0,76	-0,15	0,40	0,05	0,44
19	1,27	0,56	2,41	6,35	0,78	0,01	0,60
20	1,28	0,60	2,39	5,76	0,79	0,01	0,65
30	1,30	0,66	2,39	5,53	0,78	0,02	0,64
<i>Meðalgildi</i>	1,37	0,65	2,23	5,50	0,73	0,02	0,57

### Staðfestandi þáttgreining

Notuð var vegin fervika úrvinnsluáðferð með vigtun á hornlínufylki (e. *WLSMV estimator*) sem tekur tillit til þess að gögnin eru á fjögurra punkta svarkvörðum fremur en samfelldum breytum og að skekkja er talsverð (Muthen og Muthen, 1998-2015). Reynolds og rannsóknir benda til að þessi úrvinnsluáðferð henti best til að vinna með gögn sem þessi (Beauducel og Herzberg, 2006; DiStefano og Morgan, 2014; Edwards, Writh, Houts og Xi, 2014). Dreifitölur prófhluta í líkaninu voru stilltar af með því að festa dreifitölur undirliggjandi breyta (e. *latent variables*) á tölugildið 1,00 fremur en að velja dreifitölur ákveðinna prófatriða til að stilla líkanið af.

Við mat á mátgæðum voru notaðir tveir mátstuðlar sem gefa beint mat á mátgæðum (e. *absolute fit index*) og tveir mátstuðlar sem styðjast við bakgrunnslíkan (e. *relative fit index*). Stuðlar af fyrri gerðinni voru RMSEA (e. *root mean square error of approximation*) og SRMR (e. *standardized root-mean-square residual*). Stuðlar af síðari gerðinni voru CFI (e. *comparative fit index*) og TLI (e. *Tucker-Lewis index*). Stuðlar af fyrri gerðinni meta

misræmi milli samdreifingarfylkis sem líkanið felur í sér og samdreifingarfylkis fyrir úrtak (Bollen, 1989; Brown, 2015). Einnig var litið til WRMR (Yu, 2002) sem sérstaklega var þróaður fyrir flokkabreytur. Stuðlar af síðari gerðinni meta hvort og að hvaða marki líkan sem rannsakað er fellur betur að gögnum en bakgrunnslíkan (Brown, 1985; West, Taylor og Wu, 2014). Viðmið um hvað teljast ásættanleg mátgæði hafa verið á reiki, en hér verður stuðst við að RMSEA þurfi að falla nærri eða neðan við 0,06, SRMR neðan við 0,08, og að CFI og TLI þurfið að vera 0,95 eða hærri (Brown, 1985; West, Taylor og Wu, 2014).

Staðfestandi þáttgreining (e. *confirmatory factor analysis*) var framkvæmd þar sem kannað var hvort íslensk staðfærsla hefði sömu þáttbyggingu og bandarísk frumgerð RADS-2. Í fyrstu voru borin saman tvö líkön, bakgrunnslíkan sem ekki gerði ráð fyrir prófhlutum (líkan 1) og líkan sem fylgdi uppbyggingu frumgerðar sem fól í sér fjóra prófhluta sem allir hlóðu á annars stigs þátt sem endurspeglar heildartölu (líkan 2) (Reynolds, 2002). Í töflu 3 er að finna lýsingu á þeim líkönum sem prófuð voru.

### 3. tafla. Lýsing á líkönum sem unnið var með í staðfestandi þáttgreiningu.

Líkan	Lýsing á líkani
Líkan 1:	Gert er ráð fyrir að öll prófatriði hlaði á einn almennan þátt og að prófhlutar sem skilgreindir voru við gerð RADS-2 séu ekki til staðar.
Líkan 2:	Gert er ráð fyrir prófhlutum sem skilgreindir voru við gerð RADS-2 og að hvert prófatriði hlaði einungis á viðkomandi prófhluta. Allir fjórir prófhlutar hlaða á almennan þátt. Átta atriði hlaða á prófhlutana Depurð og Neikvætt sjálfsmat og sjö atriði hlaða á Áhugaleysi og Líkamleg ein-kenni.
Líkan 3:	Líkan 2 að því viðbættu að leyfð eru tengsl milli leifa prófatriða innan saman prófhluta ef innihald atriða laut að svipaðri hegðun eða orðalag var áþekkt, álag tengslanna á kí-kvaðrat líkansins eru yfir 15 og fylgni milli leifa reynist yfir 0,15. Þrjú þör leifa stóðust þetta viðmið.
Líkan 4:	Líkan 3 að því viðbættu að tengsl milli leifa prófatriða innan ólíkra prófhluta voru einnig leyfð. Sömu viðmið um þör atriða voru notuð og koma fram í líkani 3. Fjögur þör atriða stóðust viðmið.



4. tafla. Mátstuðlar fyrir líkön 1 til 4.

	Frjálsir stíkar	Kí-kvaðrat	df	SRMR	CFI	TLI	WRMR	RMSEA	Neðri ör- yggismörk	Efri ör- yggismörk	Líkur á að RMSEA $\leq$ 0,05	$\Delta$ kí- kvaðrat	$\Delta$ df
Líkan 1 <sup>a</sup>	30	1201,732**	405	0,068	0,934	0,929	1,503	0,061	0,057	0,065	0,000		
Líkan 2 <sup>a</sup>	34	1162,331**	401	0,067	0,937	0,931	1,469	0,060	0,056	0,064	0,000	39,401*	4
Líkan 3 <sup>a</sup>	37	1083,634**	398	0,065	0,943	0,938	1,404	0,057	0,053	0,061	0,002	78,697*	3
Líkan 4 <sup>a</sup>	41	918,096**	394	0,060	0,957	0,952	1,265	0,050	0,064	0,054	0,471	165,538*	4

\*  $p < 0,01$ ; <sup>a</sup>Líkönum er lýst í 3. töflu

**5. tafla.** Yfirlit um eiginleika staðfestandi þáttalíkans sem best lýsti byggingu RADS-2 á Íslandi: Líkan með prófhlutum og tengslum milli leifa bæði innan og milli prófhluta.

Prófhluti /Atriði	Hleðsla <sup>a</sup>	Staðalvilla	<i>t</i> -gildi	<i>p</i> -gildi	Skýrð dreifing	
<b>Depurð</b>						
	2	0,110	0,037	2,980	0,003	0,352
	3	0,126	0,042	2,998	0,003	0,462
	6	0,081	0,028	2,895	0,004	0,193
	7	0,156	0,052	2,999	0,003	0,712
	8	0,130	0,043	3,013	0,003	0,492
	16	0,145	0,049	2,986	0,003	0,617
	21	0,105	0,036	2,941	0,003	0,323
	26	0,139	0,047	2,979	0,003	0,567
<b>Áhugaleysi</b>						
	1	0,311	0,033	9,450	0,000	0,707
	5	0,250	0,026	9,631	0,000	0,456
	10	0,249	0,026	9,512	0,000	0,453
	12	0,254	0,026	9,850	0,000	0,471
	23	0,235	0,028	8,278	0,000	0,403
	25	0,142	0,023	6,237	0,000	0,148
	29	0,213	0,028	7,731	0,000	0,333
<b>Líkamleg einkenni</b>						
	11	0,176	0,066	2,690	0,007	0,743
	17	0,119	0,043	2,775	0,006	0,335
	18	0,074	0,028	2,665	0,008	0,132
	22	0,137	0,049	2,780	0,005	0,447
	24	0,113	0,041	2,792	0,005	0,307
	27	0,124	0,045	2,764	0,006	0,366
	28	0,125	0,045	2,748	0,006	0,372
<b>Neikvætt sjálfsmat</b>						
	4	0,114	0,031	3,634	0,000	0,379
	9	0,150	0,041	3,635	0,000	0,661
	13	0,140	0,038	3,647	0,000	0,575
	14	0,144	0,039	3,688	0,000	0,607
	15	0,115	0,032	3,628	0,000	0,389
	19	0,141	0,038	3,667	0,000	0,583
	20	0,151	0,041	3,676	0,000	0,665
	30	0,153	0,042	3,635	0,000	0,682
<b>Heild</b>						
	Depurð	5,310	1,824	2,911	0,004	0,966
	Áhugaleysi	2,513	0,288	8,729	0,000	0,863
	Líkamleg einkenni	4,779	1,794	2,663	0,008	0,958
	Neikvætt sjálfsmat	5,323	1,490	3,573	0,000	0,966
<b>Fylgni atriða innan prófhluta</b>						
	Atriði 10 og 12	0,163	0,029	5,538	0,000	
	Atriði 18 og 24	0,236	0,041	5,783	0,000	
	Atriði 19 og 20	0,190	0,040	4,736	0,000	
<b>Fylgni atriða milli prófhluta</b>						
	Atriði 15 og 10	0,283	0,030	9,472	0,000	
	Atriði 15 og 12	0,246	0,030	8,271	0,000	
	Atriði 6 og 25	0,216	0,050	4,335	0,000	
	Atriði 27 og 29	0,183	0,042	4,395	0,000	

<sup>a</sup>Hleðslur eru óstaðlaðar.

Samanburður á líkani eitt og líkani tvö (sjá töflu 4), sýndi að líkan tvö féll marktækt betur að gögnum. Mátstuðlar sýndu betri mátgæði fyrir líkan tvö. Mátstuðlar eru ákjósanlegri, RMSEA, SRMR og WRMR ívið lægri, CFI og TLI ívið hærri og  $\Delta$ -kí-kvaðrat er marktækt,  $\Delta\chi^2 = 39,401$ ,  $df = 4$ ,  $p = 0,000$ . Eiginleikar líkans tvö voru góðir, allar hleðslur marktækar og skýrð dreifing einungis í tveimur tilvikum undir  $R^2 = 0,30$ . Niðurstaða höfunda var því að líkan tvö, sem gerir ráð fyrir prófhlutum sem skilgreindir eru í frumútgáfu, falli betur að gögnum en líkan eitt sem er án þeirra.

Við athugun á breytistuðlum sýndi kí-kvaðrat álag á líkanið sem skapast af því að tengsl eru milli leifa (e. *residuals*) prófatriða, t.d. atriða sem lúta að svipaðri líðan eða hegðun. Því voru könnuð tvö líkön til viðbótar sem voru skilgreind með því að heimila tengsl milli leifa, annars vegar einungis innan prófhluta (líkan 3) og hinsvegar bæði innan og milli prófhluta (líkan 4).

Samanburður á kí-kvaðrati líkananna og  $\Delta$ -kí-kvaðrat fyrir líkan tvö og þrjú annars vegar og líkan þrjú og fjögur hins vegar staðfesta að tengsl leifa draga markvert úr frávikum líkansins frá gögnum. Í líkani þrjú reyndust hleðslur og staðalvilla þriggja prófhluta eðlilegar en hleðslur atriða á *Neikvæðu sjálfsmati* höfðu mjög lágar og tölfræðilega ómarktækar hleðslur. Þetta virtist tengjast óstöðugleika vegna tengsla milli leifa prófatriða. Líkan þrjú var því talið ótækt.

Allir mátstuðlar sem stuðst var við bentu á líkan fjögur sem það líkan er best félli að gögnum (sjá töflu 4). Líkan þrjú hafði betri mátgæði en líkan tvö og líkan fjögur hafði betri mátgæði en líkan þrjú. Í líkani fjögur voru hleðslur og staðalvillur eðlilegar, öll prófatriði hlóðu marktækt á viðeigandi prófhluta og skýrð dreifing var í flestum tilvikum góð. Í mesta lagi tvær hleðslur í hverjum prófhluta viku meira en einu staðalfráviki frá meðal hleðslu prófhluta. Breytileiki var í hleðslum

**6. tafla.** Tengsl RADS-2 við nokkra matskvarða fyrir unglínga.

	RADS-2									
	Heild		Depurð		Áhugaleysi		Neikvætt sjálfsmat		Líkamleg einkenni	
	<i>r</i>	Fjöldi	<i>r</i>	Fjöldi	<i>r</i>	Fjöldi	<i>r</i>	Fjöldi	<i>r</i>	Fjöldi
MASC <sup>a</sup>	0,58**	52	0,56**	51	0,46**	51	0,53**	51	0,56**	51
CESD <sup>a</sup>	0,89**	52	0,84**	52	0,72**	52	0,81**	52	0,77**	52
RAASI										
Heild	0,78**	537	0,69**	537	0,63**	537	0,70**	537	0,77**	537
Andfélagsleg hegðun	0,39**	537	0,28**	537	0,30**	537	0,34**	537	0,44**	537
Skapstilling	0,52**	537	0,43**	537	0,38**	537	0,46**	537	0,54**	537
Tilfinningaálag	0,80**	537	0,76**	537	0,61**	537	0,70**	537	0,78**	537
Jákvæð sjálfsmynd	0,64**	537	0,55**	537	0,63**	537	0,58**	537	0,49**	537
BYI										
Depurð	-0,72**	50	-0,59**	50	-0,79**	50	-0,65**	50	-0,60**	50
Kvíði	0,85**	69	0,83**	69	0,59**	69	0,75**	69	0,81**	69
Reiði	0,84**	68	0,74**	68	0,68**	68	0,80**	68	0,77**	68
Andfélagsleg hegðun	0,55**	36	0,40*	36	0,28	36	0,34*	36	0,70**	36
Sjálfsmat	0,52**	52	0,32*	51	0,46**	51	0,47**	51	0,61**	51

\*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; <sup>a</sup>Heildartala notuð en ekki prófhlutar; MASC = Multidimensional Anxiety Scale for Children; CESD = The Center for Epidemiologic Studies Depression Scale; RAASI = Reynolds Adolescent Adjustment Inventory; BYI = Beck's Youth inventory.

prófhlyta á almenna þáttinn. *Áhugaleysi* skar sig úr með lægri meðalhleðslur en hinir þrír prófhlytarnir. Skýrð dreifing allra undirprófa var mjög há, að meðaltali 0,93, þar sem *Áhugaleysi* hafði minnsta skýrða dreifingu 0,86, en aðrir hlutar 0,96 til 0,97.

Líkan fjögur var af höfundum talið sterkasta líkanið vegna þess að mátstuðlar þess reyndust ákjósanlegastir.  $\Delta$ -kí-kvaðrat sýndi marktækan ávinning af því að gera ráð fyrir fylgni milli leifa, hleðslur bæði atriða og prófhlyta voru marktækar á viðeigandi þætti og skýrð dreifing góð, sjá frekar í töflu 5.

### Fylgni við skyldar mælingar

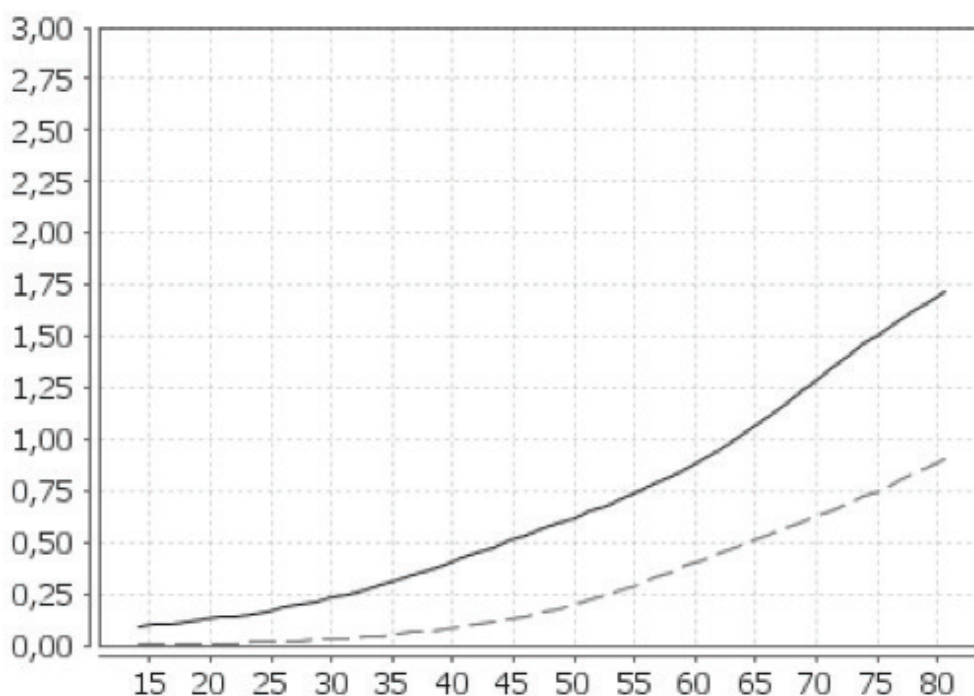
Samhliða söfnun gagna fyrir RADS-2 var safnað gögnum um RAASI matslistann. Að auki svaraði hver þátttakandi einum af matslistunum sem ætlaðir voru til réttmætisrannsókna eða einum prófhlyta slíks lista. Hér verður fjallað um tengsl RADS-2 við RAASI og þá lista sem áður hefur verið fjallað um íslenska þýðingu/staðfærslu á, CES-D, MASC og BYI (Guðmundur Skarphéðinsson, Daníel Þór Ólason, Hákon Sigursteinsson og Jóhanna V. Haraldsdóttir, 2005–2006; Guðrún Birna Einarsdóttir og Sigurgrímur Skúlason, 2012; Ólason, Sighvatsson og Smári, 2004). Fylgni RADS-2 og prófhlyta hans við þessa lista er sýnd í töflu 6. Sterkust tengsl eru jafnan milli RADS-2 og matslita eða prófhlyta þeirra sem meta depurð eða kvíða. Má þar nefna CESD, heildartölu og *Tilfinningaálag* á RAASI og *Depurð*, *Kvíða* og *Reiði* á BYI. Á hinn bóginn eru það MASC ásamt *Sjálfsmynd* og *Andfélagslegri hegðun* á BYI sem hafa veikust tengsl við heildarskor og prófhlyta RADS-2.

### Atriðabundinn kynjamunur

Til að meta atriðabundinn kynjamun (e. *Differential item functioning*) var notað Mantel-Hanzel (MH) kí-kvaðrat sem þróað var til að meta hvort munur væri á tíðnidreifingu tveggja hópa yfir dreifingu á stigbundinni

breytu (Dorans og Holland, 1993; Millsap, 2011). MH kí-kvaðrat metur hvort marktækur munur er á tíðnidreifingu tveggja hópa eftir stigvaxandi gildum einhvers eiginleika, til dæmis stigafjölda eftir kyni eða hjartaáföll eftir aldri. Við útreikning MH kí-kvaðrats er fundið frávik í fjölda einstaklinga frá jafndreifilíkani á hverju þrepi stigakvarðans. Summa kí-kvaðrat gilda allra stigaprepa segir til um hvort breytileiki í dreifingu eftir kyni sé meiri en svo að slembiferli skýri muninn. Forritið JMetrik, útgáfa 4.0.3 var notað við úrvinnslu.

Niðurstöður DIF greiningar voru að aðeins eitt atriði, atriði átta í prófhlytanum *Depurð*, var með MH kí-kvaðrat sem féll í flokk atriða með markverðan atriðabundinn kynjamun. Inntak atriðisins lýtur að því hvort þátttakandi hafi upplifað löngun til að gráta og er svarferill pilta og stúlkna við þessu atriði sýndur á mynd 1. Sést þar að mismunur á kynjum eykst eftir því sem stigafjöldi á heildartölu eykst. Þetta er það prófatriði sem líklegast hefði þótt fyrirfram til að sýna mismun tengdan kyni þar sem innihald prófatriðisins tengist hegðun sem stúlkur sýna almennt í ríkari mæli en piltar á unglingsárunum og síðar (Sigrún Sveinbjörnsdóttir, 2010). Algengt er að atriði sem þetta sýni mismun tengdan kyni (Millsap, 2011). Kí-kvaðrat fjögurra atriða féllu í flokk veiks atriðabundins mismunar, tvö vilhöll drengjum og tvö vilhöll stúlkum. Þessi atriði lúta að áhyggjum, magaverkjum, tilfinningum annarra til próftaka og því hvernig próftaka líður við að hitta annað fólk. Í fyrri tveimur atriðum er mismunur milli pilta og stúlkna með mikil einkenni depurðar en mismunurinn er almennari í síðari tveimur atriðunum. Tvö atriði í prófhlytanum *Depurð* eru með veikan atriðabundinn kynjamun, eitt í *Áhugaleysi* og eitt í *Líkamlegum einkennum*. Atriðabundinn kynjamunur gæti einna helst ógnað réttmæti niðurstaðna á prófhlytanum *Depurð*. Þar er eitt prófatriði með sterkan atriðabundinn kynjamun vilhallt stúlkum og tvö prófatriði með veikan mun vilhallan drengjum.



**1. mynd.** Meðaltal pilta (brotalína) og stúlkna (samfelld lína) á svarkvarða prófatriðis (0 til 3) eftir heildarskori á RADS-2 þar sem markverður atriðabundinn munur kom fram milli kynja.

## Umraeda

Niðurstöður þeirra rannsókna sem greint hefur verið frá hér benda til að próffræðilegir eiginleikar íslenskrar þýðingar og staðfærslu RADS-2 séu með þeim hætti að listinn henti til notkunar meðal unglunga hér á landi.

Talsverð vinna var lögð í að staðfæra innihald prófatriða að aðstæðum íslenskra unglunga og innihaldi atriða breytt til að ná því markmiði. Sum atriði bandarískrar frumgerðar vísa í hegðun eða aðstæður sem eiga sér takmarkaða samsvörun í íslenskri menningu. Nauðsynlegt reyndist að laga innihald þessara atriða að veruleika íslenskra unglunga til að ná fram æskilegum próffræðilegum eiginleikum á þeim. Niðurstöður sem birtar eru hér sýna að öll atriði RADS-2 virka vel fyrir íslenska unglunga. Hvert prófatriði í lista eins og RADS-2 gegnir hlutverki við að tengja ákveðinn flöt

á undirliggjandi hugsmíð, líðan eða hegðun í tilteknum aðstæðum, við heildarskor listans og undirbyggja þannig túlkun á niðurstöðunum hans (Kane 2006). Við þýðingu og staðfærslu RADS-2 hefur tekist að ná fram æskilegum próffræðilegum eiginleikum allra atriða listans til að tryggja eðlilegan grunn fyrir túlkun hans. Þetta þýðir að allar þær aðstæður eða tilfinningar sem atriði hans snertir á hafa áhrif á niðurstöðurnar. Á fyrri stigum vinnu með listann voru alla jafna einhver atriði sem ekki virkuðu sem skyldi og skiluðu því litlum sem engum upplýsingum. En með því að endurskoða inntak þessara atriða og laga að íslenskum veruleika tókst að bæta þar úr.

Meðaltöl og dreifing á niðurstöðum listans er með þeim hætti að unnt er að útbúa norm til notkunar hér á landi. Meðaltöl eru að mestu svipuð milli helstu hópa sem máli skiptir, þó kom fram samvirkni milli kyns og



aldurs þar sem munur var á meðaltölum 14 ára drengja og stúlkna. Einnig gefur dreifing stiga svigrúm til að einkenni depurðar skeri sig úr almennum niðurstöðum. Niðurstöður greiningar á atriðabundnum kynjamun gefa ekki ástæðu til að ætla að inntak einstakra prófatriða ýti undir misræmi í niðurstöðum RADS-2 milli kynja. Einungis fá atriði hafa ólíka virkni milli kynja og í einungis einu tilviki er um sterk áhrif að ræða.

Áreiðanleiki listans er góður, yfir 0,90, hvort sem prófatriði eða prófhlutar eru notaðir sem grunneining og er fullnægjandi fyrir mælitæki sem ætlað er til notkunar með einstaklingum. Aðferðirnar við mat á áreiðanleika gefa ólíka mynd að því leyti að sú fyrri lítur til allra prófatriða sem hvert um sig meta ólíkan flöt á hugsmíðinni sem listinn metur en sú síðari lítur einungis til fjögurra meginþátta eða þema í mælingunni (Feldt og Brennan, 1989).

Niðurstöður um tengsl RADS-2 við önnur mælitæki sem leggja mat á depurð hjá unglingum benda til að íslensk þýðing og staðfærsla listans henti vel til notkunar hér á landi. Ein af helstu röksemdum fyrir túlkun á niðurstöðum mælitækja er að tengsl þeirra séu kerfisbundið sterkari við mælingar á sömu eða skyldum hugsmíðum en ólíkum (Messick, 1989). Tengsl RADS-2 við aðra matslista eða prófhluta þeirra sem meta depurð voru í öllum tilvikum sterk, oftast sterkari en tengsl við aðrar mælingar. Þó eru sterk tengsl við prófhluta sem meta kvíða og prófhlutann *Reiði* á *BYI*. Tengsl RADS-2 við prófhluta er mæla kvíða má skýra út frá fræðilíkönun þess efnis að sum einkenni eru sameiginleg bæði depurð og kvíða, einkum einkenni sem tengjast tilfinningalegu álagi og vanlíðan almennt. Einkenni sem afmarkast að mestu við depurð eru lítil ánægja af daglegum athöfnum og takmörkuð tilfinningaleg viðbrögð en kvíði einkennist sérstaklega af líkamlegum einkennum og af virkni (Clark og Watson, 1991). Það eru þá sameiginlegu einkennin sem skýra samslátt prófhluta er meta depurð og kvíða, sterk tengsl og erfiðleika með að greina milli hugsmíðanna, einkum meðal barna og unglunga. Þetta hefur fengið allnokkurn

stuðning í rannsóknum þó frekari rannsókna sé þörf (Anderson og Hope, 2008). Þetta skýrir ekki tengsl RADS-2 og prófhlutans *Reiði* á *BYI*. Í þessari rannsókn svaraði hver þátttakandi einungis einum af listunum sem ætlaðir voru til réttmætisrannsókna og því ekki unnt að skoða innbyrðis tengsl *BYI* prófhlutanna, en erlendar rannsóknir hafa sýnt að tengsl prófhlutanna *Reiði* og *Depurð* innan *BYI* séu sterk (Steer, Kumar, Beck og Beck, 2005; Thastum, Ravn, Sommer og Trillingsgaard, 2009). Prófhlutinn *Reiði* reyndist hafa tvær víddir, önnur þeirra tilfinningaleg og getur það skýrt skörun við depurð og kvíða bæði þar og hér. Í ljósi þessa telja höfundar að það mynstur sem fram kemur í tengslum RADS-2 og prófhluta hans við önnur próf og prófhluta sem meta depurð, kvíða, reiði og fleiri hugsmíðar styðji að túlka megi niðurstöður hans með tilliti til depurðareinkenna.

Skimun fyrir andlegri vanlíðan í skólum er forsenda þess að unnt sé að bregðast tímanlega við og hjálpa börnum og unglingum að takast á við vanda sinn með inngripi. Því er mikilvægt að skólafólk hafi aðgang að skimunarlistum með vel þekkta eiginleika eins og RADS-2. Mikilvægt er jafnframt að gera frekari rannsóknir á RADS-2. Notagildi einstakra prófhluta til skimunar fyrir sértækari vanda hefur ekki verið skoðað enn. Rannsóknir hingað til hafa beinst að heildartölu listans. Slíkar rannsóknir væri æskilegt að gera í bæði klínísku samhengi og í almennum úrtökum skólabarna og skoða hvort ákveðin mynstur prófhluta geti gefið vísbendingar fyrir frekari greiningu. Ekki hefur heldur verið unnið að rannsóknum á notagildi vísbendinga um yfirvofandi hættu á sjálfskaða, eiginleika RADS-2 sem gerir matslistann fýsilegan kost til almennrar skimunar (Reynolds, 2002). Þessi eiginleiki listans var eitt af þeim atriðum sem höfðu áhrif á val hans til staðfærslu á íslensku, það væri æskilegt að rannsaka listann nánar með klínísku úrtaki og meðal nemenda í grunnskólum. Einnig er þörf á að safna gögnum af landsbyggðinni til að unnt verði að ljúka við gerð aldursviðmiða.

## Ályktanir

Þýðing og staðfærsla á RADS-2 á íslensku og endurskoðun hennar hefur heppnast ágætlega. Matslistinn hentar vel til að skima fyrir depurð meðal íslenskra unglunga. Matslistinn er stuttur og tekur því skamman tíma í fyrirlögn. Skimun af þessu tagi er mikilvæg svo snemmtæk íhlutun geti átt sér stað til að fyrirbyggja alvarlegra þunglyndi og jafnvel sjálfsvíg (Brooks og Kutcher, 2001; Carnevale, 2011).

Þegar lagt var af stað með aðlögun RADS-2 á íslensku var ætlunin að hann kæmi út á vegum Námsmatsstofnunar. Úr því varð ekki, upphaflega vegna fjárhagslegra þrengsla hjá stofnuninni og síðar vegna stefnubreytingar í útgáfumálum. Eftir stendur staðfærsla sem hentar vel til notkunar á Íslandi, því sem næst tilbúin til notkunar. Tilgangur þessarar greinar er að kynna stöðu á þeirri vinnu sem lokið er við þróun íslenskrar þýðingar og staðfærslu RADS-2 þegar hún er tilbúin til notkunar meðal íslenskra unglunga.

### **Icelandic translation, adaptation validity research and preparation of standardization of the RADS-2 depression screening for teenagers**

The Icelandic translation/adaptation of the RADS-2 scale designed for screening of depressive symptoms among teenagers is reported. The RADS-2 is a short instrument designed with teenagers as target group and its original US version has good measurement qualities. The Icelandic translation/adaptation was developed over an eight-year period with repeated rounds of revisions and empirical tryouts as well as expert review. Data on the final Icelandic translation/adaptation were collected in the Reykjavik area in 2012 and showed that the distribution of the total score could be used for constructing norms. Internal reliability was shown to be 0.93, correlations with other measures of related constructs supported the validity of RADS-2 interpretation as a measure of potential depressive symptoms, and confirmatory factor analysis indicated that its structure was similar to the original US version. The RADS-2 is evaluated as having potential as a group screening instrument for use in Iceland.

**Keywords:** RADS-2, depression, depressive symptoms, screening, psychometric properties.

## Heimildir

- Alda Ósk Smáradóttir og Erla Sif Sveinsdóttir (2012). *Áreiðanleiki og réttmæti íslenskrar útgáfu RADS-2*. Óbirt BS-ritgerð: Háskóli Íslands, Heilbrigðissvið.
- Anderson, E.R. og Hope, D. A. (2008). A review of the tripartite model for understanding the link between anxiety and depression in youth. *Clinical Psychology Review*, 28(2), 275-287. <https://dx.doi.org/10.1016/j.cpr.2007.05.004>
- Arnarson, E. Ö., Smári, J., Einarsdóttir, H. og Jónasdóttir, E. (1994). The prevalence of depressive symptoms in pre-adolescent school children in Iceland. *Cognitive Behaviour Therapy*, 23(3-4), 121-130.
- Arnarson, E.Ö. og Craighead, W.E. (2009). Prevention of depression among Icelandic adolescents. *Behavior Research and Therapy*, 47, 577-585. <https://dx.doi.org/10.1016/j.brat.2009.03.011>
- Beck, J. S., Beck, A. T. og Jolly, J. (2001). *Beck youth inventories of emotional and social impairment manual*. San Antonio: Psychological Corporation.
- Beauducel, A. og Herzberg, P. Y. (2006). On the performance of maximum likelihood versus means and variance adjusted weighted least squares estimation in CFA. *Structural Equation Modeling: An Interdisciplinary Journal*, 13(2), 186-203. [https://dx.doi.org/10.1207/s15328007sem1302\\_2](https://dx.doi.org/10.1207/s15328007sem1302_2)
- Birmaher, B., Ryan, N.D., Williamson, D.E., Brent, D.A., Kaufman, J., Dahl, R.E., ... Nelson, B. (1996). Childhood and adolescent depression: A review of the past 10 years, Part 1. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 35, 1427-1439. <https://dx.doi.org/10.1097/00004583-199611000-00011>
- Brausch, A. M. og Decker, K. M. (2014). Self-esteem and social support as moderators of depression, body image, and disordered eating for suicidal ideation in adolescents. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 42, 779-789. <https://dx.doi.org/10.1007/s10802-013-9822-0>
- Brausch, A. M. og Gutierrez, P. M. (2010). Differences in non-suicidal self-injury and suicide attempts in adolescents. *Journal of Youth and Adolescence*, 39, 233-242. <https://dx.doi.org/10.1007/s10964-009-9482-0>

Sigurgrímur Skúlason, Ph.D., is a psychometrician at the Icelandic Directorate of Education and an adjunct at the University of Iceland, Department of Psychology. Freydfís J. Freysteinsdóttir, Ph.D., is an associate professor at the University of Iceland, Department of Social work.

- Brooks, S.J. og Kutcher, S. (2001). Diagnostic and measurement of adolescent depression: A review of commonly utilized instruments. *Journal of Child and Adolescent Psychopharmacology*, 11(4), 341-376. <https://dx.doi.org/10.1089/10445601317261546>
- Brown, T. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2. útgáfa). New York: Guildford.
- Carnevale, T. (2011). An integrative review of adolescent depression screening instrument: Applicability for use by school nurses. *Journal of Child and Adolescent Psychiatric Nursing*, 24, 51-57. <https://dx.doi.org/10.1111/j.1744-6171.2010.00256.x>
- Chartier, M., Stoep, A.V., McCauley, E., Herting, J.R., Tracy, M. og Lypm, J. (2008). Passive versus active parental permission: Implications for the ability of school-based depression screening to reach youth at risk. *Journal of School Health*, 78(3), 157-164. <https://dx.doi.org/10.1111/j.1746-1561.2007.00278.x>
- Cho, S., Jeon, H., Kim, M., Kim, J., Kim, U., Lyoo, L. og Cho, M. J. (2001). Prevalence and correlates of depressive symptoms among the adolescents in an urban area in Korea. *Journal of Korean Neuropsychiatric Association*, 40, 627-639. <https://dx.doi.org/10.5124/kjma.2001.44.11.1146>
- Clark, L. A. og Watson, D. (1991). Tripartite model of anxiety and depression: psychometric evidence and taxonomic implications. *Journal of Abnormal Psychology*, 100(3), 316-336. <https://dx.doi.org/10.1037/0021-843X.100.3.316>
- 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, 425-438. <https://dx.doi.org/10.1080/10705511.2014.915373>
- Dorans, N. J. og Holland, P. W. (1993). DIF Detection and Description: Mantel-Haenszel and Standardization. Í P. W. Holland og H. Wainer (ritstjórar), *Differential item functioning* (bls. 35-66). Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Edwards, M. C., Writh, R. J., Houts C. R. og Xi, N. (2014). Categorical data in the structural equation modeling framework. Í R. H. Hoyle (ritstjórar) *Handbook for structural equation modeling* (bls. 195-208). New York: Guilford.
- Einar Guðmundsson (2006). Þýðing og staðfærsla sálfræðilegra prófa. *Sálfræðiritið – Tímarit sálfræðingafélags Íslands*, 10-11, 23-40.
- Esposito, C.L. og Clum, G.A. (1999). Specificity of depressive symptoms and suicidality in a juvenile delinquent population. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 7, 171-176. <https://dx.doi.org/10.1023/A:1022112606978>
- Feldt, L. S. og Brennan, R. L. (1989). Reliability. Í R. L. Linn (ritstjóri) *Educational measurement* (3. útgáfa, bls. 105-146). Phoenix, AZ: American Council on Education, Oryx Press.
- Feldt, L. (1984). *Analysis of variance*. Iowa City: University of Iowa.
- Fergusson, D.M., Horwood, J., Ridder, E.M. og Beautrais, A.L. (2005). Subthreshold depression in adolescence and mental health outcomes in adulthood. *Archives of General Psychiatry*, 62, 66-72. <https://dx.doi.org/10.1001/archpsyc.62.1.66>
- Fonseca-Pedrero, E., Wells, C., Paino, M., Lemos-Giráldez, S., Villazón-García, Ú., Sierra, S., ... Muniz, J. (2010). Measurement invariance of the Reynolds depression adolescent scale across gender and age. *International Journal of Testing*, 10, 133-148. <https://dx.doi.org/10.1080/15305050903580822>
- Guðmundur Skarphéðinsson, Daníel Þór Ólason, Hákon Sigursteinsson og Jóhanna V. Haraldsdóttir (2005–2006). Forprófun á íslenskri útgáfu Sjálfsmatskvarða Becks fyrir börn og unglinga. *Sálfræðiritið - Tímarit Sálfræðingafélags Íslands*, 11, 59–70.
- Guðrún Birna Einarsdóttir og Sigurgrímur Skúlason. (2012, október). *Réttmæti og áreiðanleiki skimunarkvarðans Reynolds aðlögun unglinga (RAASI)*. Erindi flutt á Ráðstefnunni Menntakviku 2012, Háskóla Íslands, Reykjavík.
- Guitierrez, P.M. og Osman, A. (2009). Getting the best return on your screening investment: An analysis of the suicidal ideation questionnaire and Reynolds adolescent depression scale. *School Psychology Review*, 38(2), 200-217.
- Hambleton, R. (2005). Issues, designs and technical guidelines for adapting tests into multiples languages and cultures. Í R.Hambleton, P.F.Merenda og C.D.Spielberger (ritstjórar) *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (bls. 5-38). Mahwa: Earlbau.
- Hankin, B.L. og McArdle, J.J. (1999). Development of gender differences in depression: Description and possible explanations. *Psychological Medicine*, 28, 372-379.
- Jón G. Stefánsson og Eiríkur Líndal. (2009). *Algengi geðraskana á Stór-Reykjavíkursvæðinu. Læknablaðið*, 9(95), 559-566.

- Kane, M. K. (2006). Validation. Í R. L. Brennan (ritstjóri) *Educational measurement* (4. útgáfa, bls. 17-64). Westport, CT: American Council on Education, Prager Press.
- Kovacs, M. (1990). Comorbid anxiety disorders in childhood-onset depression. Í J.D. Maser og C.R. Cloninger (ritstjórar), *Comorbidity of mood and anxiety disorders* (bls. 271-281). Washington: American Psychiatric Press.
- Kressler, R., Avenevoli, S. og Merikangas, K. (2001). Mood disorders in children and adolescents: An epidemiologic perspective. *Biological Psychiatry*, *49*, 1002-1014.
- Kung, H.S., Hoyert, D.L., Xu, J. og Murphy, S.L. (2008). Deaths: Final data for 2005. *National Vital Statistics Reports*, *56*(10), 1-124.
- Li, C.E., DiGiuseppe, R. og Froh, J. (2006). The roles of sex, gender, and coping in adolescent depression. *Adolescence*, *41*(163), 409-414.
- Li, C-H. (2014). *The performance of MLR, USLMV, and WLSMV estimation in structural regression models with ordinal variables*. Óbirt doktorsverkefni: Michigan State University.
- March, J., Parker, J., Sullivan, K., Stallings, P. og Conners, C. (1997). The Multidimensional Anxiety Scale for Children (MASC): Factor structure, reliability and validity. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, *36*, 554-565. <http://dx.doi.org/10.1097/00004583-199704000-00019>
- Mazza, J. J. og Reynolds, W.W. (1998). A longitudinal investigation of depression, hopelessness, social support, major and minor life events and their relation to suicidal ideation in adolescents. *Suicide and Life Threatening Behaviors*, *28*, 358-374.
- Messick, S. (1989). Validity. Í R. L. Linn (ritstjóri), *Educational measurement* (3. útgáfa, bls. 13-103). Phoenix, AZ: American Council on Education, Oryx Press.
- Meyer, P. (2014). *Applied Measurement with jMetrik*. New York: Routledge.
- Millsap, R. E. (2011). *Statistical approaches to measurement invariance*. New York: Routledge.
- Montgomery, D. T. (1991). *Design and analysis of experiments* (3. útgáfa) New York: Wiley.
- Muthén, L.K. og Muthén, B.O. (1998-2015). *Mplus User's Guide* (7. útgáfa.). Los Angeles: Muthén & Muthén.
- Ólason, D. T., Sighvatsson, M. B. og Smári, J. (2004). Psychometric properties of the Multidimensional Anxiety Scale for Children (MASC) among Icelandic schoolchildren. *Scandinavian Journal of Psychology*, *45*(5), 429-36. <https://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9450.2004.00424.x>
- PAR (e.d.). *Reynolds Adolescent Depression Scale* (2. útgáfa). Sótt 18. mars, 2017 af <http://www4.parinc.com/Products/PermsLicensing.aspx?id=24>
- Puskar, K.R., Tusaie-Mumford, K., Sereika, S.M. og Lamb, J. (1999). Screening and predicting adolescent depressive symptoms in rural settings. *Archives of Psychiatric Nursing*, *13*, 3-11. [https://dx.doi.org/10.1016/S0883-9417\(99\)80012-0](https://dx.doi.org/10.1016/S0883-9417(99)80012-0)
- Radkowsky, M. og Siegel, L.J. (2007). The gay adolescent: Stressors, adaptations, and psychosocial intervention. *Clinical Psychology Review*, *17*, 191-216.
- Reynolds, W. M. (1998). *Reynolds Adolescent Adjustment Screening Scale: Professional manual*. Lutz: Psychological Assessment Resources, Inc.
- Reynolds, W. M. (2002). *Reynolds Adolescent Depression Scale-2nd edition: Professional manual*. Odessa: Psychological Assessment Resources, Inc.
- Reynolds, W.W. (1994). Depression in adolescents: Contemporary issues and perspectives. Í T. H. Ollendick og R. J. Prinz (ritstjórar), *Advances in clinical child psychology* (16. bindi, bls. 261-316). New York: Plenum Press.
- Reynolds, W.W. og Mazza, J.J. (1998). Reliability and validity of the Reynolds adolescent depression scale with young adolescents. *Journal of School Psychology*, *36*(3), 295-312. [https://dx.doi.org/10.1016/S0022-405\(98\)00010-7](https://dx.doi.org/10.1016/S0022-405(98)00010-7)
- Sigrún Sveinbjörnsdóttir. (2010). Spjörun unglunga - kynbundnar leiðir. Í Helga Ólafs og Hulda Proppé (ritstjórar), *Þjóðarspeggil: Rannsóknir í félagsvísindum XI*. Reykjavík: Félagsvísindastofnun Háskóla Íslands.
- Sigurgrímur Skúlason og Jóhanna Ella Jónsdóttir. (2012, maí). *Kynning á Íslenskri þýðingu og staðfærslu á RADS-2*. Erindi flutt á Sálfræðipingi 2012: Fjórðu ráðstefnu Sálfræðingafélags Íslands og Sálfræðideildar Háskóla Íslands, Reykjavík.
- Sigurgrímur Skúlason. (2005). Hvernig mæla á hugsmíðar með erlendum mælitækjum. *Tímarit um Menntarannsóknir*, *2*, 69-81.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurements*, *1*, 385-401. <https://dx.doi.org/10.1177/014662167700100306>
- Steer, R.A., Kumar, G., Beck, A. T. og Beck, J. S. (2005). Dimensionality of the Beck Youth Inventories with child psychiatric outpatients. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, *27*, 123-131. <https://dx.doi.org/10.1007/s10862-005-5386-9>

- Thastum, M., Ravn, K., Sommer, S. og Trillingsgaard, A. (2009). Reliability, validity and normative data for the Danish Beck Youth Inventories. *Scandinavian Journal of Psychology*, 50(1), 47-54. <https://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9450.2008.00690.x>
- Van de Vijver, F. J. R. og Poortinga, Y. H. (2005). Conceptual and methodological issues in adapting tests. Í R. Hambleton, P. F. Merenda og C. D. Spielberger (ritstjórar), *Adapting Educational and Psychological Tests for Cross-Cultural Assessment* (bls. 39-63). Mahwa: Earlbaum.
- Weber, S. og Terhorst, L. (2010). Does the currently accepted RADS-2 factor structure apply to LGBTIQ youth? *Journal of Psychiatric and Mental Health Nursing*, 17, 621-627. <https://dx.doi.org/10.1111/J.1365-2850.2010.01563.X>
- West, S. G., Taylor, A. B. og Wu, W. (2014). Model fit and model selection in structural equation modeling. Í R. H. Hoyle (ritstjóri), *Handbook for Structural Equation Modeling* (bls. 232-246). New York: Guilford.
- World Health Organization. (2003). Caring for children and adolescents with mental disorders. *Setting WHO directions*. Genova: World Health Organization.
- Yu, C-Y. (2002). *Evaluating Cutoff Criteria of Model Fit Indices for Latent Variable Models with Binary and Continuous Outcomes*. Óbirt doktorsritgerð: University of Los Angeles.

---

Eftirfarandi starfsmenn Námsmatsstofnunar komu að þýðingu RADS: Sigurgrímur Skúlason, Soffía Salvarsdóttir, Finnboði Gunnarsson, Guðmundur Skarphéðinsdóttir, Karl Fannar Gunnarsson og Jóhanna Ella Jónsdóttir,