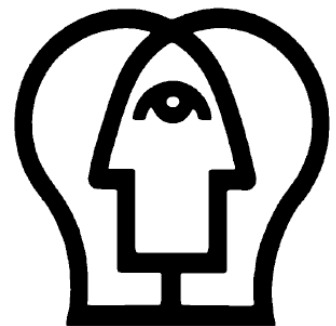


Psykometriska egenskaper hos Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth

Richard Ahlesten

Handledare: Lotta Reuterskiöld och Gunilla Berglund
PSYKOLOGEXAMENSARBETE, 30 HP
PSYKOLOGPROGRAMMET, VÅRTERMINEN 2016

PSYKOLOGISKA INSTITUTIONEN
STOCKHOLMS UNIVERSITET



PSYKOMETRISKA EGENSKAPER HOS AVOIDANCE AND FUSION QUESTIONNAIRE FOR YOUTH*

Richard Ahlesten

Psykologisk inflexibilitet är ett centralt begrepp inom Acceptance and committment therapy (ACT). I enlighet med teorin bakom ACT är människor psykiska lidande starkt sammankopplat med komponenterna som utgör psykologisk inflexibilitet; upplevelsemässigt undvikande och kognitiv fusion. Det psykiska måendet bland barn och ungdomar tenderar att försämrats och behovet av psykologiska vårdinsatser ökar. I det sammanhanget är det viktigt med fungerande skattningsinstrument som möjliggör bedömningar och utvärderingar av vårdbehov och vårdinsatser. I uppsatsen undersöktes psykometriska egenskaper hos självskattningsinstrumentet Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth (AFQ-Y) i en grupp ungdomar som vårdas av Statens institutionsstyrelse. Av resultaten framgick att såväl reliabilitet som validitet var god i de utvalda måtten, faktorstrukturen tolkades som endimensionell. Även graden av psykologisk inflexibilitet i gruppen undersöktes. Bland undersökningsdeltagarna hade flickorna signifikant högre AFQ-Y-resultat jämfört med normpopulationen. Pojkarna avvek inte från normpopulationen.

Inledning

Psykisk ohälsa bland unga i Sverige

Sedan 1990-talet och särskilt under 00-talet har den grupp barn och ungdomar (0-17 år) som rapporterar psykiska besvär ökat i antal. Eftersom det samtidigt har skett en ökning av gruppen barn och ungdomar som vårdats för psykisk sjukdom verkar förklaringen inte finnas i en ökad benägenhet att rapportera symtom. Snarare är ökningen reell. Under 2011 hade omkring 4 procent av pojkarna och 3 procent av flickorna i åldern 0-17 kontakt med vården på grund av psykisk ohälsa eller använde psykofarmaka. Det omfattar totalt ca 68000 barn och ungdomar (Socialstyrelsen, 2013). Begreppet ”psykisk ohälsa” omfattar här såväl diagnosticerade psykiska sjukdomar som mildare självrapporterade psykiska besvär.

Det tycks inte finnas några direkta orsakssamband i form av sämre psykosociala förhållanden som missbruk eller psykisk sjukdom bland föräldrarna. Snarare kan man konstatera att denna del av befolkningen i Sverige mår psykiskt sämre än tidigare och att orsakerna till denna förändring är oklara. De orsaker som hänvisas till är förändringar i skolmiljön och i samhället i stort. En ökad individualisering och högre krav på utbildning och arbetsmarknad har förts fram som tänkbara faktorer. De största ökningarna har skett bland depressionssjukdomar, ångestproblematik och missbruk av alkohol eller droger (Socialstyrelsen, 2013).

Under perioden 1989-2005 tredubblades den andel unga (16-24 år) som uppgav sig lida av ångslan, oro eller ångest. Bland kvinnorna förändrades denna andel från 9 till 30

* Jag vill uttrycka min stora tacksamhet för all hjälp och allt stöd från mina handledare Lotta Reuterskiöld och Gunilla Berglund. Stort tack också till Fredrik Livheim som varit generös nog att dela med sig av både sin erfarenhet och sina undersökningsdata.

procent och för de av manligt kön gick ökningen från 4 till 14 procent (Statens Folkhälsoinstitut, 2013).

En betydande riskfaktor för att unga ska utveckla psykiska besvär är socialgruppstillhörigheten. I en systematisk genomgång av statistisk forskning kring sambanden mellan barn och ungdomars psykiska ohälsa och socialgruppstillhörighet (Bremberg, 2002) går det att utläsa att barn (10-18 år) ur en lägre socialgrupp löpte en 110% större risk att uppvisa vad som studien kallar ”inåtvända” psykiska problem jämfört med barn i högre socialt skikt. De ”inåtvända” psykiska problemen var exempelvis nedstämdhet, ångest, oro, stress och sömnsvårigheter. Uppgifterna rapporterades av barnen själva och ibland av vuxna i deras närhet (föräldrar och lärare). Den sammanfattande rapporten visade även uppgifter om socialgruppstillhörighet relaterat till ”utagerande psykiska problem”. De uppgifterna kom ifrån barnen själva och visade på en 60% högre risk för barnen av lägre socialgrupp att rapportera om ”utagerande psykiska problem” i jämförelse med barn i högre socialgrupp.

Statistik från en mycket omfattande (N>172000) svensk enkätstudie på skolelever i årskurs sex och nio visade att barn som inte bor med någon av sina föräldrar rapporterar om betydligt sämre psykisk hälsa än de barn som bor med båda eller någon av föräldrarna. Dessa barn utgör ca 1% av de som svarade på enkäten. Rapporterade tecken på psykisk ohälsa i denna grupp var bland annat psykosomatiska besvär, nedstämdhet och koncentrationssvårigheter (Statens Folkhälsoinstitut, 2011).

Unga som vårdas hos SiS

Varje år vårdas cirka ettusen barn och ungdomar i åldern 11-21 år på särskilda ungdomshem som drivs av Statens institutionsstyrelse (SiS). Ungdomarna omhändertas med stöd av lagen med särskilda bestämmelser om vård av unga (LVU) eller lagen om verkställighet av sluten ungdomsvård (LSU) i de fall där brott har begåtts. Orsaker till intagning är mestadels kriminalitet, missbruk och socialt nedbrytande beteende (våld, utagerande). Syftet med placeringarna på SiS särskilda ungdomshem är att bryta destruktiva beteenden. (Statens institutionsstyrelse, 2014)

Psykiskt mående i denna grupp

Före vistelsen på SiS institutioner har ungdomarna i de allra flesta fall varit föremål för andra samhällsinsatser i form av öppenvård, kontaktperson på socialkontoret, familjehemsboende eller placering på behandlingsinstitution. År 2012 omfattades 87% av ungdomarna av sådana tidigare insatser (Statens institutionsstyrelse, 2013).

Prevalensen för psykiska besvär rapporterad av ungdomarna själva är; koncentrationssvårigheter (55%), svår oro/spänning (51%), svår depression *ej diagnosticerad* (45%), våldsamt beteende (44%), självmordstankar (25%), suicidförsök (22%), hallucinationer (24%), medicinering (26%) och ätstörningar (6%). 42% av ungdomarna beskriver vid intagningen önskemål om hjälp med ”psykiska eller känslomässiga problem” (Statens institutionsstyrelse, 2013).

Behandlingsmetoder på SiS institutioner

Behandlingarna som utförs på de särskilda ungdomshemmen har sin teoretiska grund i såväl kognitiv beteendeterapi (KBT) som psykodynamisk terapi (PDT) men KBT-behandlingar är vanligast förekommande. Exempel på behandlingsmetoder som SiS

använder sig av är Agression Replacement Training, Community Reinforcement Approach, Dialektisk beteendeterapi, Funktionell Familjeterapi, Komet och Motiverande Samtal. Samtliga av SiS listade behandlingsmetoder utgår ifrån KBT-teori medan man skriver att PDT också tillämpas för ”att klienten ska få ökad självkänedom” (SiS hemsida, 2015).

Den föreliggande studien baseras på förmättningsdata från projektet ”ACT – att leva livet fullt ut”; en interventionsstudie genomförd på SiS institutioner där man introducerade Acceptance and commitment therapy som behandlingsmetod.

ACT och kontextuell KBT

Acceptance and commitment therapy (ACT; Hayes, Strosahl, & Wilson, 1999) är en av flera psykoterapier som ingår i den ”tredje vågens KBT” (Hayes, 2004; Pérez-Alvarez, 2012) tillsammans med bland andra dialektisk beteendeterapi (DBT; Linehan, 1993), Functional Analytic Psychotherapy (FAP; Kohlenberg & Tsai, 1991) och mindfulness-baserad kognitiv terapi (MBCT; Segal, Williams, & Teasdale, 2001). Gemensamt för tredje vågen-terapi är centrala begrepp som acceptans, mindfulness, kognitiv defusion, patientens värderade riktning i livet, relationer och relationen mellan patient och terapeut (Hayes, 2004; Öst, 2008).

Kontextuell funktionalism

ACT bygger på den filosofiska inriktningen funktionell kontextualism där grundeneheten för analys är den pågående händelsen i sin kontext (Hayes et al., 1999). Det grundläggande innehållet i kontextualism beskriver författarna som ”(1) fokus på hela händelsen, (2) lyhördhet för kontextens betydelse för att förstå händelsens natur och funktion, och (3) en stark förankring i ett pragmatiskt sanningskriterium”. Vad som är sant kan enligt detta synsätt variera beroende på vem det gäller och i vilken situation. I ACT är det som fungerar det som är sant. Och för att kunna bedöma vad som fungerar behövs uppsättandet av tydliga mål. I ACT-terapi är det patientens egna värden och målsättningar som utgör dessa mål (Hayes et al., 1999).

ACT som terapiform är kontextuell i den meningen att den försöker förändra den sociala och verbala kontexten för ett kliniskt relevant beteende snarare än att försöka ändra på formen eller innehållet i detsamma (Hayes et al., 1999).

Psykologisk inflexibilitet

I den kliniska modell som ACT utgör står psykologisk inflexibilitet som avgörande för hur mänskligt lidande kan utvecklas och förvärras. Detta begrepp föreslås bestå av två sammankopplade processer; kognitiv fusion och upplevelsemässigt undvikande (Greco, Lambert, & Baer, 2008). Kognitiv fusion skall förstås som beteenden som i för hög grad påverkas och styrs av tankar. Människor kommer inte i kontakt med de direkta konsekvenserna för sitt beteende när tankarna uppfattas som bokstavliga sanningar och annan möjlig reglering av beteenden uteblir. Som operationaliserat begrepp innebär kognitiv fusion också upplevelser som domineras av kognitivt innehåll, svårigheter att se på tankeinnehåll ur andra perspektiv, känslomässiga reaktioner på tankeinnehåll, stark tro på tankars bokstavliga sanningsvärde, försök att kontrollera tankarna, överanalyserande och dömande kring eget tankestoff. Motsatsen, kognitiv defusion, öppnar upp för fler alternativ för agerande genom aktiva val (Gillanders et al., 2014).

Upplevelsemässigt undvikande omfattar försök att hålla vissa tankar, minnen, känslor och fysiska sensationer på avstånd och att därigenom undvika upplevelsen av dessa. Det kan handla om beteenden som syftar till att minska frekvensen av eller förändra formen för aversiva upplevelser och kontexten i vilken dessa uppstår (Hayes, Wilson, Gifford, Follette, & Strosahl, 1996). Sådana försök leder inte sällan till att det som man försöker undvika istället ökar i omfattning, som till exempel i fallet med paniksyndrom. En del försök till upplevelsemässigt undvikande har kortsiktiga vinster men leder i ett längre perspektiv till negativa konsekvenser socialt, fysiskt eller psykologiskt. Dessa konsekvenser gör att lösningsförsöken i själva verket utgör problemet.

Undvikande av detta slag kan också resultera i att man inte kommer i kontakt med viktig information om det egna fungerandet, vilket är nödvändigt för att fatta informerade beslut kring sitt handlande (Hayes & Gifford, 1997). En betydande del av psykopatologiska syndrom har det gemensamt att upplevelsemässigt undvikande ingår som viktig faktor i uppkomst och vidmakthållande (Hayes et al., 1996). Som centralt mål i ACT-behandling står att öka den psykologiska flexibiliteten och att möjliggöra att leva ett liv i enlighet med personliga värderingar oavsett vilka känslor och tankar som uppstår (Greco et al., 2008).

Relational frame theory

ACT bygger på Relational frame theory (RFT) vilken sammanfattar ett program av beteendeanalytisk grundforskning kring kognition och språk. En huvudtes i RFT är att människors kognition och språk bygger på vår möjlighet att lära oss att relatera skeenden under arbiträr kontextuell kontroll, så kallad relationsinramning. De godtyckliga relationsinramningarna för exempelvis tankar, känslor och minnen är också enligt RFT anledningen till att inläring av problematiska beteenden som kognitiv fusion och upplevelsemässigt undvikande sker (Hayes, 2004). Vår förmåga till verbal problemlösning och resonemang innehåller, enligt RFT, samma kognitiva processer som kan ge upphov till psykisk problematik. De kognitiva nätverk som har skapats i en inlärningsfas är därför inte praktiskt möjligt att direkt manipulera. Resultatet kan bli det motsatta till vad som eftersträvas, istället för att minska ökar istället frekvensen av exempelvis oönskade tankar när försök görs att eliminera dem. Negativa kognitioner kontrolleras av kontexten vilket gör att form och innehåll för dessa kognitioner inte är fokus i en klinisk ACT-behandling. RFT anger istället att ett kliniskt fokus bör finnas kring vilken funktion kognitionen fyller vid uppkomst och vidmakthållande av psykopatologi (Hayes, Luoma, Bond, Masuda, & Lillis, 2006).

ACT och kognitiva processer

Bland de som arbetar med ACT som forskningsfält ser man med skepsis på användandet av kognitiva modeller för specifika psykiska sjukdomar där särskilda tekniker används för att ändra på dysfunktionella antaganden och felaktigheter i informationsprocesser, typiska för den aktuella sjukdomsbilden. Inte heller anser man det nödvändigt att identifiera förvrängda kognitioner och sedan utsätta dessa för logiska analyser och empiriskt hypotesprövning i syfte att patientens tankar ska bli mer i linje med verkligheten (Hayes, Levin, Plumb-Villardaga, Villatte, & Pistorello, 2013).

I en ACT-terapi är inte själva innehållet i obehagliga eller problematiska tankar och känslor målet för förändring, meningen är istället att söka förändra den funktion som de har för patienten. Därför uppmuntras patienterna till ett accepterande förhållningssätt till tankar och känslor (Hayes et al., 1999; Hofmann & Asmundson, 2008).

ACT-studier

Vid en genomgång av behandlingsforskning som genomförts inom området för ACT menade Hayes et al. (2006) att ACT fungerar genom processer som är skilda från andra behandlingsmetoder, som exempelvis KBT. De effektstyrkor som kunde konstateras från 20-talet ACT-studier var i viktat medeltal 0.66 (Cohens d , $N=704$) vid behandlingens slut och 0.66 ($N=519$) vid uppföljning. Effektstyrkorna var medelstora efter Cohens styrkemåttsuppdelning (Cohen, 1977). Behandlingarna avsåg problematik ur ett brett spektra (till exempel social fobi, depression, kronisk smärta, rökning och epilepsi). Författarna ansåg sig ha för lite kontrollerade studier att utgå ifrån för att kunna hävda att ACT var mer effektiv än andra behandlingsformer men resultaten betraktades som ”lovande” (Hayes et al., 2006).

En metaanalys och utvärdering av tredje vågens terapiformer genomförd av Öst (2008) kunde också visa på medelstor övergripande effektstyrka (Hedges $g=0.68$) för ACT-behandlingarna (13 RCT; randomiserade kontrollerade studier). Ställt mot väntelista var effektstyrkan stor för ACT-behandlingarna ($g=0.96$). För fyra av de 13 behandlingarna (psykotiska symtom, stress och smärta, borderline personlighetsstörning, diabetes) kunde man visa att ACT var signifikant bättre än annan aktiv behandling som erbjöds jämförelsegruppen. Sex av ACT-behandlingarna var jämbördiga med annan aktiv behandling och två var signifikant bättre än medicinsk eller psykoterapeutisk placebo. Öst (2008) fann flertalet metodologiska brister bland ACT-studierna och menade att ingen av dem uppfyllde kriterierna för empiriskt underbyggda behandlingar. Även vid sin uppföljning konstaterade Öst (2014) metodologiska svagheter i de nu till antalet 60 stycken ACT-RCT:s som analyserades. Den övergripande effektstyrkan var minskad ($g=0.42$) jämfört med den tidigare studien. Detsamma gällde effektstyrka i relation till väntelista ($g=0.63$). Som behandlingsmetod, menade Öst, har ACT troligtvis effekt (efficacy) vid kronisk smärta och tinnitus. För depression, Obsessive Compulsive Disorder (OCD), psykotiska symtom, blandad ångest, missbruk av droger och stress på jobbet kunde ACT-behandling möjligen ha effekt.

Division 12 of the American Psychological Association gör bedömningar av evidensläget för psykologiska behandlingsmetoder. De listade ACT som troligtvis effektiv behandlingsmetod (*modest research support*) för depression, blandad ångest, OCD och psykotiska symtom. För kronisk smärta gjordes bedömningen att ACT-behandling har stark evidens (Div. 12 hemsida, 2016).

ACT skattningsskalor

De instrument som har utvecklats för att mäta psykologisk inflexibilitet har i första hand varit utformade för vuxna. Acceptance and action questionnaire (AAQ; Hayes et al., 2004) utvärderades i en metastudie omfattande 27 studier och visade prediktiva egenskaper för ett stort antal mått på livskvalitet. Bland dessa mått återfanns till exempel depression, ångest, allmän psykisk hälsa och jobbtillfredsställelse (Hayes et al., 2006). AAQ visade dock vid upprepade tillfällen på brister i intern konsistens och en något instabil faktorstruktur vilket föranledde arbetet med AAQ-II (Bond et al., 2011).

När AAQ-II presenterades av Bond och kollegor (2011) kunde man efter borttagande av några items visa på en endimensionell faktorstruktur och starkare reliabilitet för testet. Medelvärde för Cronbachs alpha (α) över sex populationer var 0.84 (0.78-0.88). Nivån för α bör uppnå åtminstone 0.80 för att påvisa adekvat reliabilitet (Clark & Watson, 1995). Man fann också att högre grad av psykologisk inflexibilitet enligt AAQ-II var kopplat till förhöjd grad av depressivitet, ångest, stress och sämre psykologiskt

allmäntillstånd. Författarna menade att denna koppling stämde väl överens med teori bakom konstruktet (Bond et al., 2011). I en senare studie som gjordes på en population med depressiva symtom (N=376) presenterades empiriskt stöd för att AAQ-II i huvudsak bygger på en faktor (Fledderus, Oude Voshaar, ten Klooster, & Bohlmeijer, 2012).

Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth (AFQ-Y) togs fram som mätverktyg för att uppskatta psykologisk inflexibilitet hos barn och ungdomar. AFQ-Y utvecklades i flera steg med grupper av deltagare där snittåldern var ca 12-13 år, skalan är ej testad på barn under 10 år. Mätinstrumentet bygger på tidigare arbeten med AAQ men har ett språkinnehåll särskilt anpassat för yngre personer. I sin kortversion (åtta items) uppvisade AFQ-Y en endimensionell faktorstruktur medan fullversionen (17 items) inte hade en tydligt endimensionell faktorstruktur. Båda versionerna av AFQ-Y bedömdes ha god reliabilitet. Fullversionen hade dock bättre intern konsistens (Greco et al., 2008; $\alpha=0.90$ respektive $\alpha=0.83$) vilket gav anledning för författarna att föreslå användning av fullversionen för individuella bedömningar och kortversionen vid gruppstudier.

Man kunde också visa på en positiv korrelation mellan resultat på AFQ-Y och teoretiskt knutna faktorer som ångest ($r=0.58$, $p<.001$), somatiska besvär ($r=0.37$, $p<.001$; $r=0.45$, $p<0.001$) och problembeteenden ($r=-0.11$, $p<.05$). En negativ korrelation påvisades också för AFQ-Y och allmän livskvalitet ($r=-0.30$, $p<0.001$; $r=-0.39$, $p<0.001$; Greco et al., 2008). Korrelationerna ger ingen prediktiv förklaring utan visar på upptäckta samband mellan resultat på skattningsinstrumentet och för ACT-teori viktiga variabler.

I en senare studie av AFQ-Y tillämpad på två vuxenpopulationer (N=387+115) presenterades resultat till stöd för en enfaktorlösning för AFQ-Y med 17 items (Fergus et al., 2012). Författarna föreslog även att AFQ-Y skulle utnyttjas i vuxenpopulationer då skalan i deras beräkningar överträffade AAQ-II när det gällde reliabilitet och validitet.

Beck ungdomsskalor

Beck ungdomsskalor (BUS) är utvecklat för att mäta känslomässig och psykisk problematik inom fem dimensioner; ångest, depression, ilska, normbrytande beteende och självbild. Testet kan användas både för att upptäcka specifika problemområden och komorbiditet hos barn och ungdomar. Den interna konsistensen för de fem olika delarna i BUS varierade från $\alpha=0.89$ till $\alpha=0.94$ vid den svenska normeringen (Beck, Beck, & Jolly, 2004). Reliabiliteten efter Cronbachs alpha bedömdes som tillfredsställande. Även så resultaten från test-restest-mätningar vilka visade på en koefficient (r_{tt}) som varierade från 0.82 till 0.90.

Konfirmatoriska faktoranalyser gav stöd för att de fem dimensionerna som mäts i BUS utgörs av fem enskilda faktorer. Författarna menar att den samvarians som uppvisas mellan faktorerna beror på komorbiditet och ej en enskild bakomliggande faktor. Samtidig validitet bedömdes som god med signifikanta resultat för samtliga dimensioner. Validering av BUS gentemot en klinisk population har också genomförts med goda resultat (Beck et al., 2004).

Syfte och frågeställning

I detta arbete undersöks möjligheterna att tillämpa skalan AFQ-Y på en grupp ungdomar, i åldern 15 till 20 år, som blivit placerade på särskilda ungdomshem och för vilka SiS innehar vårdansvaret. Studiens design är explorativ och utnyttjar

förmättningsdata som samlats in före behandling. Skattningsskalan AFQ-Y är avsedd att mäta psykologisk inflexibilitet vilket är ett centralt koncept inom ACT, såväl teoretiskt som i tillämpad behandling (Hayes et al., 2013). Det har tidigare inte gjorts mätningar med detta instrument på populationer liknande den här aktuella, varken i Sverige eller i andra länder. Därför borde både mätresultat som psykometriska egenskaper för AFQ-Y vara intressanta.

Syftet med detta arbete är sammanfattningsvis att undersöka de psykometriska egenskaperna för AFQ-Y i samband med mätning i den aktuella gruppen ungdomar. Uppsatsen syftar också till att ta reda på hur gruppens mätvärden för AFQ-Y förhåller sig till en normpopulation. Det vill säga, svara på frågan om ungdomarna i denna mätning skiljer sig åt vad gäller konstruktet psykologisk inflexibilitet.

Detta är frågeställningarna:

1. Vilken reliabilitet (intern konsistens) uppnås med skalan AFQ-Y?
2. Vilken faktorstruktur återfinns i AFQ-Y?
3. Vilken samtidig validitet har AFQ-Y?
4. Vilken diskriminativ validitet finns för AFQ-Y?
5. Hur ser den psykologiska inflexibiliteten ut i aktuell population mätt med AFQ-Y i jämförelse med normdata?

Metod

Uppgifterna som ligger till grund för detta arbete kommer från forskning kring ACT som manualbaserad gruppintervention för ungdomar på SiS, under namnet ”ACT – att leva livet fullt ut”. Projektet leds av Fredrik Livheim på FORUM, Centrum för psykiatrforskning, Karolinska institutet med Anders Tengström som ansvarig forskare.

Deltagare och bortfall

Ungdomarna i studien var vid tiden för mätningarna (2011-2013) inskrivna på åtta olika SiS- institutioner. Det var 169 ungdomar i åldersspannet 15 till 20 år som tackade ja till att delta. Av dessa ungdomar var det 156 som fyllde i de aktuella skalorna. Bland de 13 deltagare som inte genomförde mätningarna var det två som flyttade från institutionen, en som tyckte att enkäterna var för omfattande och därför inte orkade fullfölja sitt åtagande, och för de övriga tio saknas uppgifter om orsak till bortfallet. Sammansättningen av deltagande institutioner och ungdomar har gjorts med bekvämlighetsurval. Eftersom ursprungsprojektet är en ACT-behandlingsstudie valdes först de institutioner ut som hade intresse av att utbilda personal i att leda interventionen. Därefter tillfrågades andra SiS-institutioner om att delta som kontroll (TAU; treatment as usual). Behandlare och personal på institutionerna valde sedan efter eget omdöme ut vilka ungdomar som skulle tillfrågas om deltagande i studien. Föreliggande studie utnyttjar ett urval av de självskattningsinstrument som ingick i den ursprungliga studien. Uppgifter från såväl interventionsdeltagare som kontrollgrupp har använts.

Etiska överväganden

Projektet ”ACT – att leva livet fullt ut”, varifrån data har hämtats, har prövats och godkänts i etikprövningsnämnden (Diarienummer: 2011/1140-31/3). Deltagandet var

helt frivilligt och det gick bra att hoppa av studien närsomhelst utan några konsekvenser för de enskilda. En ekonomisk ersättning utgick till de som tackade ja, vilken betalades ut efterhand som deltagarna lämnade in ifyllda skattningsformulär. Totalt kunde deltagarna få 1000 kronor om de deltog i alla sex mätningar (föreliggande studie omfattar endast det första mättillfället). Samtliga ungdomar i studien har signerat ett informerat samtycke till deltagande. Det krävdes inte att någon förälder till de som inte fyllt 18 år undertecknade vilket sannolikt hade drabbat ungdomar med dåliga hemförhållanden. I dokumentet informerades om sekretessen kring personuppgifter och studiens syfte och upplägg. Där fanns även möjlighet att ta ställning till om forskarna fick ta del av annan deltagarinformation, till exempel det som står i patientregistret och belastningsregistret. Inga sådana uppgifter har funnits med i föreliggande studie. Datan från projektet har avidentifierats och sedan bearbetats på gruppnivå.

Material

Skattningsinstrumenten som används i detta arbete är: Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth (AFQ-Y; Greco et al., 2008), Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II; Bond et al., 2011) och Beck Ungdomsskalor (BUS; Beck et al., 2004).

AFQ-Y.

Självskattningsinstrumentet AFQ-Y består av 17 påståenden som deltagaren responderar på efter en femgradig skala som går från 0="Inte alls sant" till 4="Helt sant". Påståendena är konstruerade för att överensstämma med ACT-teori för psykologisk inflexibilitet och finns i två kategorier; kognitiv fusion (exempel: "De dåliga saker jag tänker om mig själv måste vara sanna") och upplevelsemässigt undvikande (exempel: "Jag trycker undan tankar och känslor som jag inte tycker om"). Psykologisk inflexibilitet ökar, enligt AFQ-Y, med högre totalpoäng (maximalt 68 poäng). Intern konsistens för skalan uppmättes till $\alpha=0.90$ och validiteten bedömdes som god efter att flertalet konfirmatoriska beräkningar genomförts gentemot både etablerade psykologiska skattningsinstrument och en annan ACT-skala (Greco et al., 2008).

I samband med projektet att utveckla AFQ-Y användes den slutliga versionen för att mäta psykologisk inflexibilitet i en grupp om 1188 skolelever. Deltagarna rekryterades från fyra kommunala skolor i delstaten Tennessee, USA, Eleverna som var i åldern 10 - 16 år fyllde i skattningskalan i på sin skola och av de som tillfrågades tackade 86% ja till att delta (Greco et al., 2008). Denna data används i föreliggande studie som norm.

Den svenska översättningen av AFQ-Y (se bilaga 1) har gjorts av två ACT-forskare varpå en tredje, tvåspråkig person med engelska som förstaspråk, gjorde en översättning tillbaka till engelska enligt Fredrik Livheim (personlig kommunikation, 25 maj 2016).

AAQ-II.

AAQ-II är utvecklat för att mäta konstruktet psykologisk inflexibilitet och består av sex påståenden som deltagaren håller med om eller motsätter sig på en sjugradig skala. Exempelvis påståendet "Jag är rädd för mina känslor" kan besvaras från 1="Aldrig sant" till 7="Alltid sant". AAQ-II är en självskattningskala. Högre resultat (maximalt 49 poäng) motsvarar större mått av psykologisk inflexibilitet hos deltagaren (Bond et al., 2011).

Den svenska version av AAQ-II som har använts i föreliggande studie är översatt och

utvecklad av Lundgren och Parling (2010). Versionen har sex items medan originalet använder sig av sju. Det innebär att genomförda mätningar på skalan inte har kunnat jämföras direkt mot amerikansk normdata.

BUS.

Beck ungdomsskalor är ett självskattningsinstrument där deltagaren förhåller sig till 20 påståenden för var och en av de fem dimensionerna i BUS (ångest, depression, ilska, normbrytande beteende, självbild). Skalan har fyra grader och svarsalternativen går från 0="aldrig" till 3="alltid" (exempel från delskalan ångest: "Jag blir nervös"). Maximal poäng för varje dimension av BUS är 60. Högre poäng är förenat med fler markörer av det som delskalans rubrik anger (till exempel ångest), dock representerar högre poäng på delskalan självbild bättre självbild (Beck et al., 2004).

Procedur

Personal på SiS-institutioner med utbildning för ändamålet har administrerat skattningsformulären som därefter samlats in och registrerats av forskargruppen på FORUM.

Dataanalys

Databearbetningen skedde i programmet SPSS, version 21 (IBM Corporation, 2012) och för t-testerna användes onlineresursen QuickCalcs (GraphPad QuickCalcs, 2016).

För att besvara frågeställningen genomfördes tester av:

1. reliabilitet (intern konsistens) med beräkning av Cronbachs alpha och genomsnittlig interitemkorrelation.
2. faktorstruktur genom faktoranalys med metoden principal komponentanalys och varimaxrotation. Kriterium för faktorladdning är 0.40.
3. samtidig validitet genom korrelationsberäkning av skalorna AFQ-Y och AAQ-II efter Spearmans rangkorrelationskoefficient.
4. diskriminativ validitet genom korrelationsberäkning av skalorna AFQ-Y och delskalan normbrytande beteende i Becks ungdomsskalor efter Spearmans rangkorrelationskoefficient.
5. psykologisk inflexibilitet genom t-test av skalan AFQ-Y gentemot normdata med uppdelning efter kön. Och korrelationsberäkning för ålder mot AFQ-Y efter Spearmans rangkorrelations-koefficient.

Resultat

Demografiska data

Tabellen nedan ger en översikt av deltagarnas demografiska variabler.

Tabell 1.

Demografiska uppgifter

Deltagare	N (%)	Genomsnittsålder	SD	Åldersspann
Pojkar	90 (57.7)	17.52	1.17	15-20
Flickor	66 (42.3)	16.77	1.39	15-20
Totalt	156 (100)	17.21	1.32	15-20

Som tabell 1 visar så var det en tydlig skillnad på andelen pojkar och flickor i undersökningen. Beräkningar med t-test visade att skillnaden var signifikant, vilket också gällde skillnaden på genomsnittsålder för respektive kön.

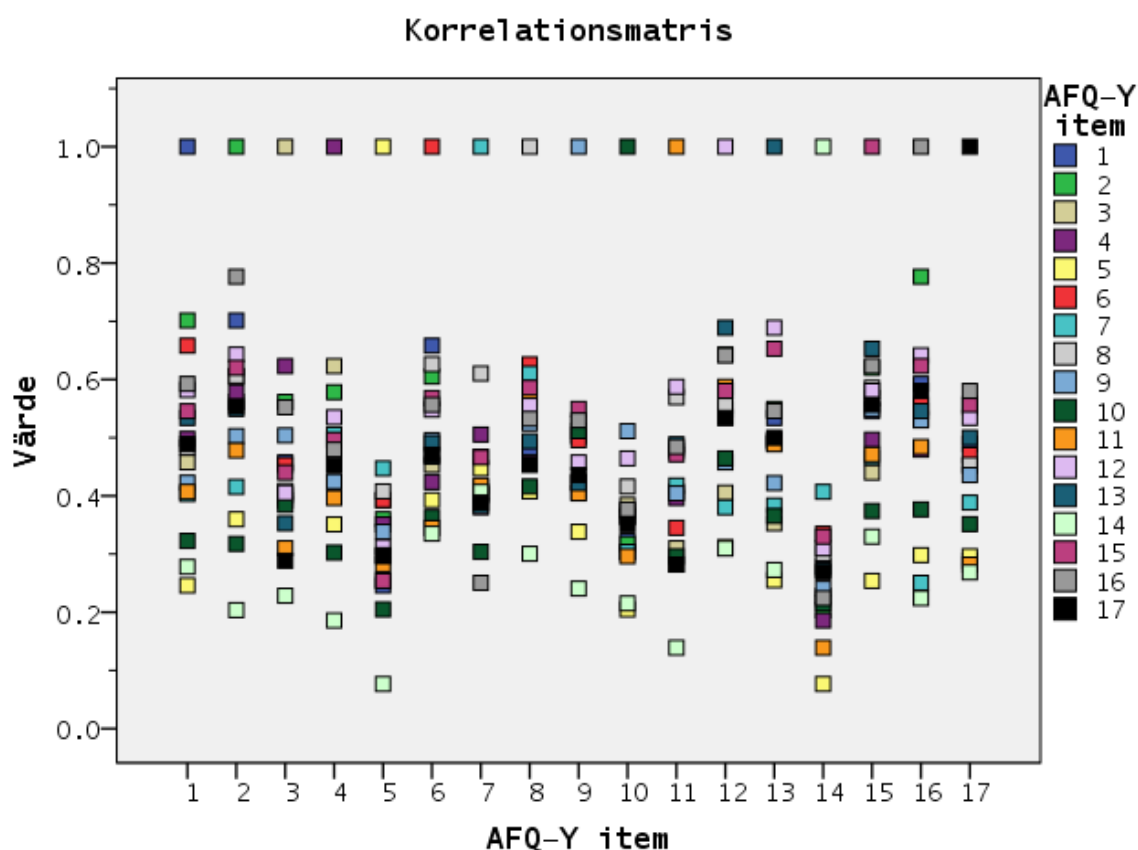
Reliabilitet

För skalan AFQ-Y beräknades Cronbachs alpha vara 0.93. Måttet anger i vilken grad skalans items korrelerar med varandra enligt begreppet intern konsistens. Riktlinjen för Cronbachs alpha enligt Clark och Watson (1995) är 0.80 eller högre. I bedömningen av ett tests interna konsistens föreslår författarna också beräkning av genomsnittlig interitemkorrelation. Detta mått bör ligga mellan 0.15 och 0.50 beroende på hur brett konstruktet som ligger till grund för den aktuella skattningsskalan är. Högre värden förväntas för smalare konstrukt. I den aktuella mätningen var genomsnittlig interitemkorrelation 0.44 (min.=0.08, max.=0.78).

Faktorstruktur

Uppgifterna för vilken minsta stickprovsstorlek som är tillräcklig för faktoranalys varierar. Comrey och Lee (1992, refererad i Tabachnick och Fidell, 2007) menar att om antalet deltagare är 50 så är det mycket dåligt, 100 är dåligt, 200 är godkänt, 300 är bra, 500 är mycket bra och 1000 är utomordentligt. Samtidigt uttrycker Tabachnick och Fidell att stickprovsstorleken kan vara mindre när det råder starka korrelationer och antalet faktorer är lågt. Korrelationsmatrisen för AFQ-Y visade itemkorrelationer som i de allra flesta fall översteg 0.3 (se figur 1).

Figur 1. Korrelationsmatris för samtliga items i AFQ-Y



Lämpligheten för faktoranalys av skalan AFQ-Y kontrollerades vidare med Bartletts test för sfäricitet ($\chi^2_{(df=136)} = 1528.81, p=0.00$) och Kaiser-Meyer-Olkins mått för "sample adequacy" (0.91). Bartletts sfäricitetsindex uppvisade i detta fall statistisk signifikans och Kaiser-Meyer-Olkins mått var högre än rekommenderad lägsta nivå på 0.6. Båda resultaten talar för korrelationsmatrisens lämplighet i en faktoranalys (Tabachnick & Fidell, 2007).

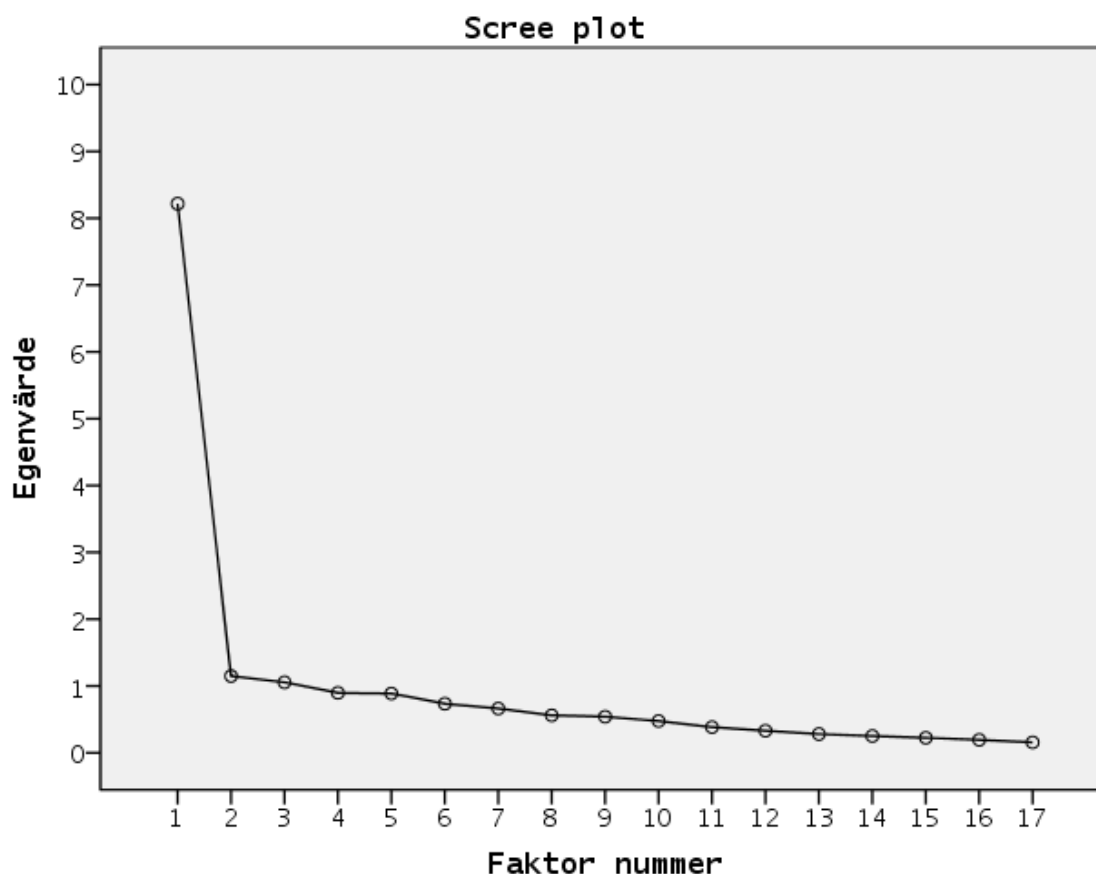
Principal komponentanalys (PCA) resulterade i tre faktorer med egenvärden (eigenvalues) som översteg 1. Den första förklarar 48.34% av variansen och de övriga två 6.76% respektive 6.21% (se tabell 2).

Tabell 2. Förklarad varians

<i>Initiala egenvärden</i>			
Faktor	Total	% av Varians	Kumulativ %
1	8,218	48,340	48,340
2	1,149	6,757	55,097
3	1,056	6,209	61,306
4	,896	5,273	66,579
5	,888	5,221	71,800
6	,735	4,322	76,122
7	,663	3,897	80,019
8	,560	3,296	83,314
9	,541	3,183	86,498
10	,475	2,794	89,292
11	,384	2,256	91,548
12	,330	1,939	93,488
13	,280	1,648	95,136
14	,251	1,478	96,614
15	,225	1,325	97,939
16	,194	1,143	99,081
17	,156	,919	100,000

För att uttyda resultaten av PCA utnyttjades en scree plot över extraherade faktorer (se figur 2). Principen för att genomföra ett scree-test är att granska var på den grafiska linjen, som leder genom punkterna, det uppstår ett brott. Beroende på hur faktorerna förhåller sig till varandra avseende mått på egenvärde görs bedömningen kring faktorlösningen (Catell, 1966 refererad i Tabachnick & Fidell, 2007). I detta fall var brottets placering direkt efter den första faktorn, med en tydlig vinkel gentemot resterande faktorerens linje, vilket tyder på en lösning innehållande endast denna faktor.

Figur 2. Scree plot över extraherade faktorer



Samtidig validitet

Den samtidiga validiteten för AFQ-Y bedömdes med korrelationsberäkning gentemot AAQ-II eftersom skalorna är tänkta att mäta samma psykologiska konstrukt; psykologisk inflexibilitet. Analyser genomfördes för att säkerställa antaganden om datans normalitet, linearitet och homoscedasticitet. Korrelationen som mättes med Spearmans rangkorrelationskoefficient ($r=0.80$, $p<0.01$) är att betrakta som stark ($r>0.5$) enligt Cohens riktlinjer (1977). De båda skalorna har följaktligen en delad varians på 64% ($r^2 \times 100$).

Diskriminativ validitet

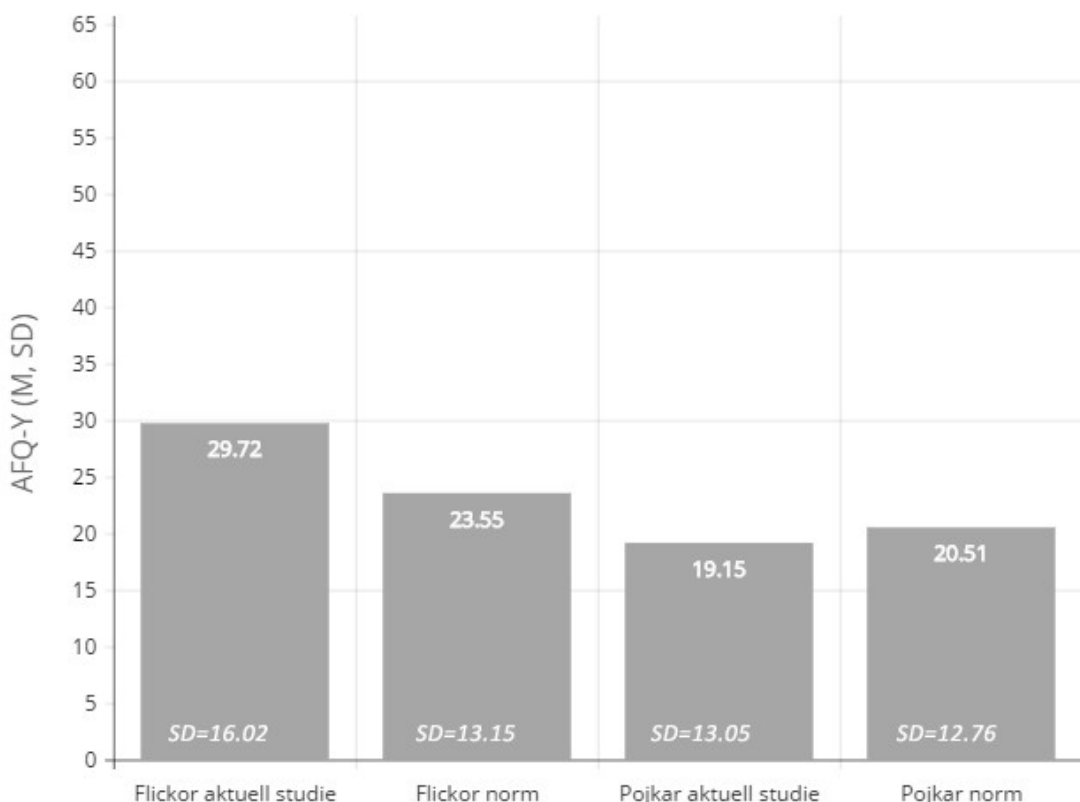
Skalan som används för att göra en bedömning av AFQ-Y:s diskriminativa validitet är en delskala ur BUS; normbrytande beteende. Konstruktet bakom skalan är väl skilt ifrån konstruktet psykologisk inflexibilitet. Delskalan normbrytande beteende är tänkt att mäta "attityder och beteenden som associeras med uppförandestörning och trotssyndrom" (Beck et al., 2004).

Kontroller av datans normalitet, linearitet och homoscedasticitet genomfördes. Korrelationen skalorna emellan mättes med Spearmans rangkorrelationskoefficient ($r=0.18$, $p<0.05$). Sambandet mellan AFQ-Y och BUS normbrytande beteende är svagt ($0.1<r<0.29$) med hänvisning till redan nämnda riktlinjer (Cohen, 1977).

Psykologisk inflexibilitet i deltagargruppen

Oberoende t-test gjordes för att ta reda på om deltagarna i studien hade resultat på AFQ-Y som skilde sig från de normresultat som Greco et al. presenterade (2008). Normdatan togs fram i en grupp (N=1188) amerikanska skolungdomar i åldern 10 till 16 år. Beräkningarna (se figur 3) visade på en icke-signifikant skillnad mellan AFQ-Y-resultaten för pojkarna i den aktuella studien och pojkarna i normgruppen ($t_{591}=0.93$, $p=0.355$). Däremot skilde sig flickornas resultat i den aktuella studien signifikant mot flickorna i normgruppen ($t_{749}=3.56$, $p<0.001$).

Figur 3. Stapeldiagram över gruppmedelvärden



En korrelationsberäkning genomfördes för att undersöka eventuella samband mellan resultat på AFQ-Y och deltagares ålder. Spearmans rangkorrelationskoefficient ($r=0.08$, $p=0.33$) visade på en icke-signifikant, svag korrelation under de gränsvärden ($r<0.1$) som Cohen (1977) rekommenderar. Det fanns alltså inget samband mellan deltagarålder och AFQ-Y-resultat.

Diskussion

Syftet med denna studie var att undersöka de psykometriska egenskaperna för AFQ-Y i samband med mätning i den aktuella gruppen ungdomar. Samt att ta reda på hur gruppens mätvärden för AFQ-Y förhåller sig till en normpopulation. I resultaten framgick att utvalda psykometriska mått talar för god reliabilitet och validitet för AFQ-

Y i den aktuella kontexten. Resultatet från PCA tolkades som att AFQ-Y hade en endimensionell faktorstruktur. I jämförelse med en normpopulation var flickornas genomsnittresultat på AFQ-Y högre medan pojkarna inte alls avvek från normpopulationen avseende detta mått. Ålder visade sig inte vara en påverkande variabel för deltagarnas resultat på AFQ-Y. Bedömningarna kring självskattningsskalan motiveras och fördjupas under följande rubriker:

Reliabiliteten

Ett mätinstruments reliabilitet anger hur precist och konsekvent ett instrument mäter och i vilken mån mätfel spelar in vid användningen under ett givet tillfälle (Urbina, 2004). För att besvara frågan om AFQ-Y:s reliabilitet i den aktuella studien användes måttet Cronbachs alpha vilket uppgick till 0.93. Måttet (intern konsistens) talar om i vilken grad skalans items interkorrelerar. Alpha-nivån i det här fallet gör det möjligt att påstå att den interna konsistensen för AFQ-Y är god. Vid utvecklandet av skattningsskalan är det önskvärt att nå upp till en alpha-nivå av $\alpha > 0.80$ men det finns inget skäl att därefter försöka höja det, anser Clark och Watson (1995). Beräkningen av Cronbachs alpha tar hänsyn till antalet items i skalan. I själva verket kan ett stort antal items i sig leda till höga värden för Cronbachs alpha. Om antalet items överstiger 40 blir måttet i princip oanvändbart (Clark & Watson, 1995). För AFQ-Y är antalet items 17 och bör därför kunna ge ett tillförlitligt alpha-mått.

Ett ytterligare mått på intern konsistens togs fram i beräkningarna av skalans genomsnittliga interitemkorrelation. Genom detta förfarande gick det att se om AFQ-Y befann sig inom rekommenderade gränsvärden ($0.15 < r < 0.50$) för genomsnittlig interitemkorrelation och studera enskilda interitemkorrelationer. Resultatet för genomsnittlig interitemkorrelation (0.44) var inom gränsvärdena. För de enskilda interitemkorrelationerna gäller att det stora flertalet bör vara måttliga i storlek (Clark & Watson, 1995). Vid granskning av interitemkorrelations-matrisen (se figur 1) konstaterades att 43 av 136 interitemkorrelationer var starka ($r > 0.50$) medan endast 2 av 136 interitemkorrelationer var svaga ($r < 0.15$). Sammantaget stödjer uppgifterna uppfattningen om att reliabiliteten för AFQ-Y var god vid denna mätning.

Faktorstrukturen

Måttet på den interna konsistensen talar inte om hur skalans homogenitet är beskaffad eller om den är en- eller flerdimensionell. För att få veta om AFQ-Y kan ge mått på konstruktet psykologisk inflexibilitet behövs bland annat information om faktorstrukturen för skalan, vilken är en del av valideringsunderlaget. Faktorer utgörs av variabler som korrelerar och på så sätt hänger samman i undergrupper vilka är relativt oberoende av varandra. Dessa faktorer, föreställer man sig, speglar de underliggande processer som gör att variablerna korrelerar (Tabachnick & Fidell, 2007).

En skillnad mellan den genomförda analysen (PCA) och en faktoranalys (FA) är rent teoretiskt att FA resulterar i faktorer som kan sägas ge upphov till variablerna, medan PCA resulterar i faktorer som "orsakas" av variablerna. I en PCA representerar därför inte resultatet nödvändigtvis de underliggande processerna i konstruktet. Tabachnick och Fidell (2007) anvisar därför PCA till studier av mer empirisk karaktär medan FA lämpar sig bättre för teoretiska analyser. Av dessa skäl är resultatet här; med en endimensionell faktorstruktur för AFQ-Y, inte detsamma som att påstå att det är en faktor som utgör den underliggande processen. Enfaktorlösningen är i linje med slutsatserna som dragits i tidigare studier (Greco et al., 2008, Fergus et al., 2012). Dock

bör noteras att enfaktorlösningens förklarade varians om 48.34% är något lågt. Litteraturen kring faktoranalys har skiftande rekommendationer för andel förklarad varians. Det finns de som accepterar 50%, vilket aktuell studie inte riktigt uppnår, men de flesta rekommenderar att den uppgår till 75-90% (Beavers et al., 2013).

Den samtidiga och den diskriminativa validiteten

Testdatans validitet är beroende av en rad bedömningar som görs i ett visst syfte i en viss kontext. Validiteten avgör om det går att dra korrekta slutsatser utifrån insamlad data (Urbina, 2004). Beräkningar som gjordes för att se om deltagarna svarade liknande på skalorna AFQ-Y och AAQ-II visade att svarsbeteendet i hög grad överensstämde ($r=0.80$, $p<0.01$) mellan de båda skalorna. Att korrelationen är såpass hög kan ses som stöd för AFQ-Y:s samtidiga validitet. Dock finns det några skäl till eftertanke i tolkningen. En korrelation av denna styrka väcker frågan kring huruvida skalorna verkligen kompletterar varandra eller om de i själva verket är utbytbara. Det ligger utanför ramen för den aktuella studien att undersöka detta. Men argument för att prioritera AFQ-Y även bland vuxna har, som tidigare nämnts, framförts av Fergus et al. (2012).

En delförklaring till stark korrelation är att skalorna delar ett item ordagrant ("Jag är rädd för mina känslor"). Och det faktum att AAQ-II saknar ett item i den svenska versionen av skalan minskar sannolikt precisionen i beräkningen. Det sagt ser det ändå ut som att de båda skalorna här mäter samma sak; vilket i teorin skulle motsvaras av konstruktet psykologisk inflexibilitet.

I syfte att kontrollera att AFQ-Y här inte mäter samma sak som ett annat test gjordes korrelationsberäkning gentemot BUS normbrytande beteende. Resultatet gav att sambandet, skalorna emellan, här var svagt ($r=0.18$, $p<0.05$). Slutsatsen av den svaga korrelationen är att AFQ-Y här har förmåga att diskriminera mot en annan skattningsskala, med en annan bakomliggande teori. Den diskriminativa validiteten bedöms således vara god vilket tillsammans med övriga bedömningar av validitet talar för att AFQ-Y här kan användas för skattning av psykologisk inflexibilitet på det sätt som avsetts av författarna (Greco et al., 2008).

Den psykologiska inflexibiliteten bland deltagarna

Något förvånande så visade jämförelser med normdata att flickorna i den aktuella studien hade statistiskt signifikant högre medelresultat för AFQ-Y ($t_{749}=3.56$, $p<0.001$) medan pojkarnas medelresultat inte skilde sig från normgruppens ($t_{591}=0.93$, $p=0.355$). Under antagandet att stickprovet i undersökningen representerade de ungdomar som vårdades på SiS och att den tidigare nämnda prevalensen av psykiska besvär också "följde med" i stickprovet, borde, enligt teorin bakom psykologisk inflexibilitet, detta ha återspeglats i resultaten från AFQ-Y. Psykologisk inflexibilitet är ju i ACT-studier korrelerat med exempelvis ångest och problembeteende (Greco et al., 2008). Dock kunde detta endast observeras i samband med flickornas respons på skattningsskalan i form av en högre grad av psykologisk inflexibilitet, vilket är svårt att förklara. Det är plausibelt att detta är en återspeglning av att ungefär dubbelt så många flickor (i åldern 16–24) rapporterade psykisk problematik jämfört med pojkar (Statens Folkhälsoinstitut, 2013). Men denna könsskillnad var rimligen också representerad i normdatan där flickorna hade högre medelpoäng på AFQ-Y än pojkarna. Andra tänkbara skäl till skillnaderna är att den amerikanska normdatan kanske inte skulle vara jämförbar med en hypotetisk svensk sådan. Eller att det skulle finnas en skillnad i problematiken som ligger till grund för att ungdomar kommer till SiS institutioner. Och att den skillnaden i

så fall skulle befinna sig på könsnivå. Det är redan känt att könsskillnader återfinns i normdatan, flickor har ett högre medelresultat på AFQ-Y än pojkar. Det kan också handla om problem i själva översättningen av skalan. Naturligtvis går det heller inte att utesluta att stickprovet avviker från totalpopulationen i den aktuella studien.

Vid undersökning av eventuella samband mellan ålder på deltagare och resultat på AFQ-Y kunde inga sådana samband upptäckas. Detta är också det väntade resultatet beroende på att åldersspannet är så smalt (5 år).

Resultaten i relation till tidigare studier

I arbetet med att utveckla AFQ-Y kunde Greco et al. (2008) visa upp en endimensionell faktorstruktur för versionen med åtta items. Däremot uttryckte man sin slutsats kring endimensionalitet för 17-items-versionen av AFQ-Y med viss reservation. Detta på grund av att passformen vid konfirmatorisk FA inte var tillräckligt god. Även Fergus et al. (2012) argumenterade för att deras FA i allt väsentligt utmynnade i en enfaktorlösning för skalan. En direkt jämförelse mellan FA och PCA är inte möjlig eftersom beräkningarna sker under olika betingelser, FA analyserar kovarians medan PCA analyserar varians (Tabachnick & Fidell, 2007). Av det skälet är det snarare slutsatserna av beräkningarna som kan jämföras. Och föreliggande studie drar samma slutsats; PCA resulterar i en endimensionell faktorlösning.

En notering är att både måttet för Cronbachs alpha (0.93) och den genomsnittliga interitemkorrelationen (0.44) var precis desamma i föreliggande arbete som den var i första delen av studien (N=387) som genomfördes av Fergus et al. (2012). En skillnad i mot den studien var att deras mått på korrelation mellan AFQ-Y och AAQ-II ($r=0.70$) var lägre än den i föreliggande studie ($r=0.80$). Dock bör nämnas att Fergus et al. beräknade den som Pearsons r. I ursprungsstudien av Greco et al. (2008) var Cronbachs alpha 0.90. Sammantaget var de jämförbara måtten från de tre beskrivna studierna mycket konsekventa.

Begränsningar i studien

De aspekter av validitet för AFQ-Y som här har bearbetats är de som har varit tillgängliga för statistiska beräkningar. Därför saknas analyser av exempelvis *face validity*, *content validity* och *predictive validity*, vilket får till följd att den aktuella validitetsbedömningen begränsas i sin omfattning.

Möjligheten att generalisera utifrån vad som framkommit i detta arbete till andra populationer är liten på grund av att den grupp som mätningarna utförts på är unik i sin sammansättning. Datan är insamlad vid endast ett tillfälle per deltagare vilket gör att det inte går att säga något om stabilitet över tid för resultaten. Det faktum att personal på SiS själva fattat beslut om vilka ungdomar som skulle tillfrågas om deltagande ökade dessutom risken för att personlig bias skulle påverka stickprovsurvalet.

Ett bekymmer med PCA är att stickprovsstorleken (N=156) befinner sig i gränslandet mellan dåligt och godkänt (Tabachnick & Fidell, 2007). Under förutsättning att man kan utgå ifrån att antalet faktorer är lågt, vilket tidigare studier påvisat, borde dock inte det relativt låga antalet deltagare diskvalificera genomförd PCA på grund av de starka korrelationerna bland variablerna. Vidare står det klart i efterhand att FA hade varit att föredra i valet mellan PCA och FA eftersom den senare metoden är bättre skaffad för teoretiska studier och ger mer konservativa faktorlösningar (Tabachnick & Fidell, 2007). Detta hade dock krävt att den mer explorativa ansatsen i den aktuella studien

hade reviderats.

Den diskriminativa validiteten för AAQ-II har ifrågasatts i en studie (Wolgast, 2014) som kunde visa att items i AAQ-II laddade på samma faktor som en rad items rörande allmänna psykiska besvär. Eftersom AFQ-Y är baserad på samma konstrukt innebär det möjligen att den skalan också har svårt att diskriminera mot denna typ av items.

Slutsats

Anledningen till att göra en studie av det här slaget är att få bättre kännedom kring om en skattningsskala kan användas till det den är avsedd för. I det här fallet; att bestämma psykologisk inflexibilitet bland grupper och individer så att rätt bedömningar kan göras och rätt insatser i form av behandling kan sättas in. Slutsatserna som denna studie har kommit fram till, angående de psykometriska egenskaperna för AFQ-Y, stödjer tidigare forskningsresultat kring reliabilitet, validitet och faktorstruktur men är otillräckliga för att på något sätt avgöra skattningsskalans funktionalitet. Därför efterlyses vidare studier av reliabilitet och validitet för AFQ-Y på större grupper av ungdomar, både i kliniska och icke-kliniska populationer. Gärna med flera mättillfällen och i kombination med andra skattningssinstrument.

Referenser

- Beavers, A. S., Lounsbury, J. W., Richards, J. K., Huck, S. W., Skolits, G. J., & Esquivel, S. L. (2013). Practical Considerations for Using Exploratory Factor Analysis in Educational Research. *Practical Assessment, Research & Evaluation, 18*(6).
- Beck, J. S., Beck, A. T., & Jolly, J. B. (2004). *Beck Ungdomsskalor Manual*. Stockholm: Psykologiförlaget AB.
- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., . . . Zettle, R. D. (2011). Preliminary psychometric properties of the acceptance and action Questionnaire–II: A revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. *Behavior Therapy, 42*(4), 676-688. doi:http://dx.doi.org/10.1016/j.beth.2011.03.007
- Bremberg, S. (2002). Sociala skillnader i ohälsa bland barn och unga i Sverige. Hämtad 30 maj 2016, från <https://www.folkhalsomyndigheten.se/pagefiles/12440/2002-13-sociala-skillnader-i-ohalsa.pdf>
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment, 7*(3), 309-319. doi:http://dx.doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.309
- Cohen, J. (1977). *Statistical power analysis for the behavioral sciences (rev. ed.)* Lawrence Erlbaum Associates, Inc, Hillsdale, NJ.
- Fergus, T. A., Valentiner, D. P., Gillen, M. J., Hiraoka, R., Twohig, M. P., Abramowitz, J. S., & McGrath, P. B. (2012). Assessing psychological inflexibility: The psychometric properties of the avoidance and fusion questionnaire for youth in two adult samples. *Psychological Assessment, 24*(2), 402-408. doi:http://dx.doi.org.ezp.sub.su.se/10.1037/a0025776
- Fledderus, M., Oude Voshaar, Martijn A. H., ten Klooster, P. M., & Bohlmeijer, E. T. (2012). Further evaluation of the psychometric properties of the acceptance and action Questionnaire–II. *Psychological Assessment, 24*(4), 925-936. doi:http://dx.doi.org.ezp.sub.su.se/10.1037/a0028200
- Gillanders, D. T., Bolderston, H., Bond, F. W., Dempster, M., Flaxman, P. E., Campbell, L., . . . Remington, B. (2014). The development and initial validation of the cognitive fusion questionnaire. *Behavior Therapy, 45*(1), 83-101. doi:http://dx.doi.org/10.1016/j.beth.2013.09.001
- GraphPad QuickCalcs: T test calculator. (n.d.). Hämtad 18 maj 2016, från <http://graphpad.com/quickcalcs/ttest1/?Format=SD>
- Greco, L. A., Lambert, W., & Baer, R. A. (2008). Psychological inflexibility in childhood and adolescence: Development and evaluation of the avoidance and fusion questionnaire for youth. *Psychological Assessment, 20*(2), 93-102. doi:http://dx.doi.org/10.1037/1040-3590.20.2.93
- Hayes, S. C. (2004). Acceptance and commitment therapy, relational frame theory, and the third wave of behavioral and cognitive therapies. *Behavior Therapy, 35*(4), 639-665. doi:http://dx.doi.org/10.1016/S0005-7894(04)80013-3
- Hayes, S. C., & Gifford, E. V. (1997). The trouble with language: Experiential avoidance, rules, and the nature of verbal events. *Psychological Science, 8*(3), 170-173.
- Hayes, S. C., Levin, M. E., Plumb-Villardaga, J., Villatte, J. L., & Pistorello, J. (2013). Acceptance and commitment therapy and contextual behavioral science: Examining the progress of a distinctive model of behavioral and cognitive therapy. *Behavior Therapy, 44*(2), 180-198. doi:http://dx.doi.org/10.1016/j.beth.2009.08.002
- Hayes, S. C., Luoma, J. B., Bond, F. W., Masuda, A., & Lillis, J. (2006). Acceptance and commitment therapy: Model, processes and outcomes. *Behaviour Research and Therapy, 44*(1), 1-25. doi:http://dx.doi.org/10.1016/j.brat.2005.06.006
- Hayes, S.C., Strosahl, K. & Wilson, K.G. (1999). *Acceptance and commitment therapy: an experiential approach to behavior change*. New York: Guilford Press.
- Hayes, S. C., Strosahl, K., Wilson, K. G., Bissett, R. T., Pistorello, J., Toarmino, D., . . . McCurry, S. M. (2004). Measuring experiential avoidance: A preliminary test of a working model. *The Psychological Record, 54*(4), 553-578.
- Hayes, S. C., Wilson, K. G., Gifford, E. V., Follette, V. M., & Strosahl, K. (1996). Experiential avoidance and behavioral disorders: A functional dimensional approach to diagnosis and treatment. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 64*(6), 1152-1168. doi:http://dx.doi.org/10.1037/0022-

006X.64.6.1152

Hofmann, S. G., & Asmundson, G. J. G. (2008). Acceptance and mindfulness-based therapy: New wave or old hat? *Clinical Psychology Review*, 28(1), 1-16. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.cpr.2007.09.003>

IBM Corporation (2012). IBM SPSS Statistics for Windows, Version 21.0. Armonk, NY: IBM Corp.

Kohlenberg, R. J., & Tsai, M. (1991). *Functional analytic psychotherapy: Creating intense and curative therapeutic relationships*. Plenum Press, New York, NY.

Linehan, M. M. (1993). *Cognitive-behavioral treatment of borderline personality disorder*. Guilford Press, New York, NY.

Lundgren, T., & Parling, T. (2010). *Acceptance and action questionnaire, AAQ-II*. Opublicerad artikel, Uppsala universitet, Institutionen för psykologi.

Pérez-Alvarez, M. (2012). Third-generation therapies: Achievements and challenges. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 12(2), 291-310.

Psychological Treatments. (2016). Hämtad 18 juni 2016, från <http://www.div12.org/psychological-treatments/treatments/>

Segal, Z. V., Williams, J. M. G., & Teasdale, J. T. (2001). *Mindfulness-based cognitive therapy for depression: A new approach to preventing relapse*. New York: Guilford Press.

Socialstyrelsen (2013). Psykisk ohälsa bland unga. Underlagsrapport till Barns och ungas hälsa, vård och omsorg 2013. [Elektronisk version]. Stockholm: Socialstyrelsen. Hämtad 26 februari 2014, från <http://www.socialstyrelsen.se/Lists/Artikelkatalog/Attachments/19109/2013-5-43.pdf>

Statens folkhälsoinstitut (2013). Barn och unga 2013: utvecklingen av faktorer som påverkar hälsan och genomförda åtgärder. [Elektronisk version]. Östersund: Statens folkhälsoinstitut. Hämtad 26 februari 2014, från <http://folkhalsomyndigheten.se/pagefiles/12824/R2013-02-Barn-och-unga-2013.pdf>

Statens folkhälsoinstitut (2011). Kartläggning av psykisk hälsa bland barn och unga. [Elektronisk version]. Östersund: Statens folkhälsoinstitut. Hämtad 30 maj 2016, från <https://www.folkhalsomyndigheten.se/pagefiles/12645/R2011-9-Kartlaggning-av-psykisk-halsa-bland-barn-och-unga-2.pdf>

Statens institutionsstyrelse (2013). Ungdomar intagna på SiS särskilda ungdomshem 2012. En tabellsammanställning av ADAD inskrivningsintervju. Stockholm: Statens institutionsstyrelse [Elektronisk version]. Hämtad 26 mars 2015, från <http://www.stat-inst.se/pagefiles/7359/4-2013-ungdomar-intagna-pa-sis-sarskilda-ungdomshem-2012.pdf>

Statens institutionsstyrelse (2014). SiS i korthet 2013. Stockholm: Statens institutionsstyrelse [Elektronisk version]. Hämtad 26 mars 2015, från <http://www.stat-inst.se/documents/statistik/rapporter-arlig-statistik/sis-i-korthet-2013.pdf>

Statens institutionsstyrelsens hemsida (2015). Hämtad 26 mars 2015, från <http://www.stat-inst.se/faktabank/metoder-inom-var-d-och-behandling/>

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics (5th ed.)*. Allyn & Bacon/Pearson Education, Boston, MA.

Urbina, S. (2004). *Essentials of psychological testing*. John Wiley & Sons Inc, Hoboken, NJ.

Wolgast, M. (2014). What does the acceptance and action questionnaire (AAQ-II) really measure? *Behavior Therapy*, 45(6), 831-839. doi:<http://dx.doi.org.ezp.sub.su.se/10.1016/j.beth.2014.07.002>

Öst, L. (2008). Efficacy of the third wave of behavioral therapies: A systematic review and meta-analysis. *Behaviour Research and Therapy*, 46(3), 296-321. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.brat.2007.12.005>

Öst, L. (2014). The efficacy of acceptance and commitment therapy: An updated systematic review and meta-analysis. *Behaviour Research and Therapy*, 61, 105-121. doi:<http://dx.doi.org.ezp.sub.su.se/10.1016/j.brat.2014.07.018>

Bilaga 1. AFQ-Y items

1. Mitt liv kommer inte att vara bra förrän jag känner mig lycklig.
2. Mina tankar och känslor trasslar till mitt liv.
3. Om jag känner mig ledsen eller rädd så måste något vara fel på mig.
4. De dåliga saker jag tänker om mig själv måste vara sanna.
5. Jag prövar inte på nya saker om jag är rädd att trassla till det.
6. Jag måste bli av med mina bekymmer och rädslor så att jag kan ha ett bra liv.
7. Jag gör allt jag kan för att vara säker på att jag inte verkar dum inför andra människor.
8. Jag anstränger mig mycket för att radera smärtsamma minnen från mitt medvetande.
9. Jag står inte ut med att känna smärta eller ha ont i kroppen.
10. Om mitt hjärta slår snabbt måste något vara fel på mig.
11. Jag trycker undan tankar och känslor som jag inte tycker om.
12. Jag slutar göra saker som är viktiga för mig när än jag mår dåligt.
13. Det går sämre för mig på arbetet/ i skolan när jag har tankar som gör mig ledsen.
14. Jag säger saker som får mig att verka cool.
15. Jag önskar jag kunde vifta med en trollstav så all min sorgsenhet försvann.
16. Jag är rädd för mina känslor.
17. Jag kan inte vara en bra vän när jag känner mig upprörd.