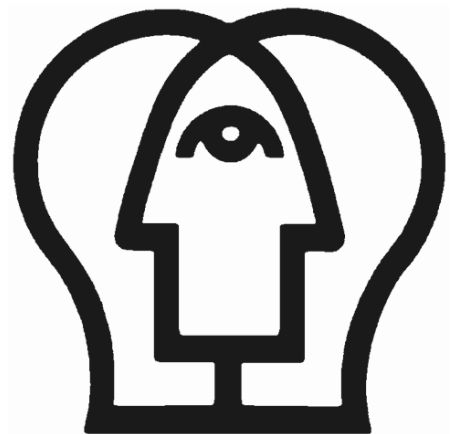


Det perfekta måttet?

En psykometrisk utvärdering av Clinical Perfectionism Questionnaire på svenska

Fredrik Elfving
Marcus Strååt



Handledare: Per Carlbring & Alexander Rozental
PSYKOTERAPEUTPROGRAMMET SPECIALISTINRIKTNING, 15 HÖGSKOLEPOÄNG
VT2018

STOCKHOLMS UNIVERSITET
PSYKOLOGISKA INSTITUTIONEN

Perfektionism är ett transdiagnostiskt fenomen som förekommer vid ett flertal psykiatriska tillstånd. Olika mätinstrument har utvecklats för att kartlägga fenomenet varav ett är självskattningsskalan Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ) vilken utvecklats för att mäta klinisk perfektionism. Skalan är utvärderad och validerad på ett flertal språk och har nyligen översatts till svenska. Föreliggande arbete är det första att undersöka den svenska översättningens faktorstruktur och utvärdera dess psykometriska egenskaper. Data bygger på 223 deltagare i forskningsprojektet Devin som utvärderade internetbehandling för klinisk perfektionism. Data analyserades genom Explorativ Faktoranalys (EFA) och beräkningar av skalans test-retestreliabilitet och dess korrelationer med övriga skattningsformulär i Devin-projektet gjordes. Resultatet visar att den svenska versionen har liknande faktorstruktur som den engelska originalversionen och laddar i två faktorer, vilka vi valt att benämna oro för att misslyckas (OM) och personlig strävan (PS). De psykometriska egenskaperna liknar den engelska originalversionens med en moderat test-retestreliabilitet ($r = .62$ efter åtta veckor) och intern konsistens (Cronbachs $\alpha = .68$). Överlag korrelerade OM måttligt med fem av de övriga utfallsmåtten i Devin (FMPS, DAS-40, GAD-7, PHQ-9, SCS). Instrumentets konstruktvaliditet bedöms vara relativt svag, varför en revision av CPQ eller utformning av nya instrument för att mäta klinisk perfektionism hade varit av godo.

Nyckelord: Klinisk perfektionism, CPQ, faktoranalys, EFA, kognitiv beteendeterapi, transdiagnostisk, psykometriska egenskaper

Tack till

Alexander och Per för ert entusiasmerande engagemang och högkvalitativa handledning.

Ann och Linnea för ursäktandet av vår imperfektionism.

Prevalensen av psykisk ohälsa är hög i västvärlden och fortsätter stadigt att öka (Steel et al., 2014). Detta är något som skapar både stort lidande för individen och betydande kostnader för samhället i stort. Man uppskattar den globala livstidsprevalensen av de vanligaste psykiatriska diagnoserna till mellan 29,2 och 32,6% (Steel et al., 2014). I Sverige har man genom utbyggnaden av första linjens psykiatri samt internetförmedlade psykologiska behandlingar försökt identifiera människors psykiska ohälsa i ett tidigare skede för att minska både lidande och sjukskrivningstal. Första linjens psykiatri har fått uppdraget att erbjuda evidensbaserade psykologiska behandlingar för att på så sätt effektivisera vården. Trots att det finns gott stöd för att ett flertal psykologiska behandlingar fungerar för ett flertal psykiatriska tillstånd har dessa inte visats vara så effektiva som hade varit önskvärt (Cuijpers, Cristea, Karyotaki, Reijnders & Huibers, 2016). Eftersom komorbiditet med annan psykisk ohälsa är mycket vanlig har alltmer forskning inriktats mot identifiering av underliggande gemensamma faktorer för olika sjukdomstillstånd i hopp om att kunna bidra till utvecklingen av mer effektiva transdiagnostiska behandlingsmodeller. Sedan 1990-talet har konstruktet perfektionism varit föremål för sådan forskning och olika forskarlag har på olika sätt sökt kartlägga, definiera och avgränsa konstruktet. Den psykiska ohälsa som hittills visats vara relaterad till perfektionism är ätstörningsproblematik, ångestproblematik, nedstämdhet samt sänkt livskvalitet (Egan et al., 2016; Limburg, Watson, Hagger & Egan, 2017). I Sverige har även utmattningssyndrom och stressrelaterad problematik blivit ett utbrett problem både för individen och samhället. Även om det inte är klarlagt hur väl detta korrelerar med perfektionism finns enligt Clason Van de Leur, forskare på kopplingen mellan stressrelaterad ohälsa och perfektionism, indikationer på att det är rimligt att anta att även denna psykopatologi i någon grad är relaterad till perfektionism (personlig kommunikation, 21 maj 2018). Det finns således goda argument för utvecklingen av effektiva diagnostiska mätinstrument och behandlingsmetoder för perfektionism.

Under den relativt korta tid konceptet perfektionism varit föremål för forskning har det beskrivits på många olika sätt. Karen Horney, en psykoanalytisk teoretiker beskrev tidigt perfektionism som "the tyranny of the should" (Horney, 1950) och såg detta som en neurotisk personlighetsdisposition helt utan positiva sidor. Alfred Adler, en annan samtida psykoanalytisk teoretiker beskrev istället perfektionism som något medfött och som en förutsättning för framåtskridande och livet (refererad i Ansbacher & Ansbacher, 1956). Hamachek som intresserade sig för begreppet under sjuttioalet tyckte istället att begreppet skulle delas i en positiv typ han kallade "positiv perfektionism" och en negativ typ han kallade "neurotisk perfektionism" (1978, refererad i Stoeber, 2018).

I ett försök att hitta ett sätt att objektiva mäta perfektionism skapade Burns (1980, refererad i Stoeber, 2018) *Perfectionism Scale* som var den första självskattningsskalan för perfektionism. Tre år senare lanserades en subskala till *Eating Disorder Inventory* (Garner, Olmstead, & Polivy, 1983) som syftade till att mäta de perfektionistiska komponenterna vid ätstörning. Dessa två skalor utgjorde startskottet för den empiriska forskningen kring perfektionism. Vid den här tidpunkten ansåg man fortfarande att perfektionism var ett endimensionellt konstrukt vilket endast innefattade negativa aspekter. Detta speglade även den allmänna uppfattningen om perfektionism som något psykopatologiskt (Stoeber, 2018).

Forskningen tog ny fart i början av 1990-talet då två forskarlag oberoende av varandra tog fram varsin multidimensionell modell för perfektionism med därtill hörande självskattningsskalor: Multidimensional Perfectionism Questionnaire (HMPS; Hewitt & Flett, 1990; 1991) och Frost Multidimensional Perfectionism Questionnaire (FMPS; Frost, Marten, Lahart, & Rosenblate,

1990). HMPS mäter tre dimensioner av perfektionism; self-oriented perfectionism, other-oriented perfectionism och socially prescribed perfectionism. FMPS mäter sex dimensioner (concern over mistakes, personal standards, parental expectations, parental criticism, doubts about actions och organization) (Frost, Heimberg, Holt, Mattia & Neubauer, 1993).

I syfte att identifiera den psykopatologiska kärnan i perfektionismbegreppet myntade Shafran, Cooper och Fairburn (2002) begreppet klinisk perfektionism vilket de definierar som ”*The overdependence of self-evaluation on the determined pursuit of personally demanding, self-imposed, standards in at least one highly salient domain, despite adverse consequences.*” (sid. 778). De anser således att det är individens subjektiva värdering av den egna prestationen som undermålig som är problematisk och att denna ofta även är områdesspecifik. Då individen inte lever upp till de egna kraven på detta område följer vanligen negativ självvärdering och självkritik, varför individer med klinisk perfektionism kan känna stark rädsla för att underprestera. För att undvika underprestation gör individen ofta sitt yttersta för att nå upp till sina krav även då detta åtföljs av påtagligt negativa konsekvenser, exempelvis ångest, bristande socialt stöd, näringsbrist eller koncentrationssvårigheter (Shafran, Cooper, & Fairburn, 2002). Även då individer med klinisk perfektionism når upp till sina krav tenderar de att uppfatta dessa krav som för låga och höjer därför ofta kraven, varpå risken för misslyckande och självkritik ökar (Shafran, Egan, & Wade, 2010). Shafran med flera (2002) understryker att en viktig del av deras konstrukt är att perfektionism är dysfunktionellt.

År 2003 skapade Fairburn, Cooper och Shafran *Clinical Perfectionism Questionnaire* (CPQ) då de ansåg att de väletablerade skalorna FMPS och HMPS inkluderade även relaterade variabler till perfektionism som exempelvis socialt förskrivna perfektionism som inte mäter det kärnkonstrukt de kallar klinisk perfektionism (Shafran et al., 2002).

De har blivit kritiserade för deras modell då den inte är multidimensionell och många psykometriska studier på CPQ har pekat på att skalan mäter två dimensioner (Dickie, Surgenor, Wilson, & McDowall, 2012; Stoeber & Damian, 2014; Egan et al., 2016). Shafran, Cooper och Fairburn (2003) motsätter sig inte att två dimensioner existerar men anser att dessa i princip är två sidor av samma mynt, nämligen det de kallar klinisk perfektionism.

Idag är de flesta forskare överens om att perfektionism är ett flerdimensionellt konstrukt (Stoeber & Damian, 2014) och flera studier har funnit att det i huvudsak består av två faktorer eller dimensioner (Frost et al., 1993; Bieling et al., 2004; Stairs, Smith, Zapolski, Combs & Settles, 2012). Den ena dimensionen kan sammanfattas som personlig strävan (PS) och den andra som oro över misslyckanden (OM). PS kan under rätt omständigheter vara en tillgång för en individ som har det men har också visat sig i högre grad korrelera med psykopatologi hos individer med klinisk perfektionism jämfört med individer som inte har det (Limburg et al, 2017).

Dimensionerna skiljer sig även åt gällande underliggande orsaker till perfektionistiskt beteende. PS är främst associerat med närmandestrategier medan OM främst är associerat med undvikandestrategier (Stoeber, 2018). Med rätt stöd förefaller individer med PS prestera bättre än individer utan perfektionism. Dessa individer verkar dock vara mer känsliga för livskriser och andra typer av påfrestningar och tenderar att anpassa sig sämre till dessa (Stoeber, 2018).

Perfektionism är i sig själv fortfarande inte någon egen psykiatrisk diagnos. Egan, Wade och Shafran (2011) argumenterar emellertid för att det är ett transdiagnostiskt fenomen då det förekommer i högre utsträckning hos individer med vissa ångestsyndrom, ätstörningar och

depression än hos övriga befolkningen (Limburg et al., 2017). De menar också att det kan finnas ett stort värde i att behandla perfektionism då detta har visat sig reducera symtom inom en rad olika områden (Riley, Lee, Cooper, Fairburn & Shafran, 2007).

Orsakerna till varför individer utvecklar perfektionism är i hög grad okända men den forskning som finns på området pekar på att både biologiska (c.f., Tozzi et al., 2004; Wade & Bulik, 2006) och psykologiska faktorer har betydelse (Egan, Wade & Shafran, 2014). Enligt Maloney, Egan, Kane och Rees (2014) är föräldrarnas påverkan den mest allmänt erkända faktorn för utvecklingen av perfektionism. I en studie där de undersökte detta fann de visst stöd för att kritiskt föräldraskap, neuroticism och grundantaganden är viktiga komponenter i utvecklingen av perfektionism (Maloney et al., 2014). Det vetenskapliga underlaget gällande prevalens av perfektionism är litet. I en ännu opublicerad meta-analys av Curran (2018) har över 40000 studenter i USA, Kanada och Storbritannien fått fylla i FMPS mellan åren 1989 och 2016. Deras slutsats är att prevalensen av perfektionism klart ökat.

Tidigare forskning på CPQ har främst påvisat att instrumentet har två underliggande faktorer (Dickie et al., 2012; Stoeber & Damian, 2014; Egan et al., 2016; Moloodi, Pourshahbaz, Mohammadkhani, Fata & Ghaderi, 2017). Dessa har oftast benämnts OM (engelska: Concern over mistakes) och PS (engelska: personal strivings). Den mängd varians de två faktorerna förklarar har varierat mellan 45,9% och 79% (Dickie et al., 2012; Stoeber & Damian, 2014; Egan et al., 2016).

I olika studier har vissa items stabilt laddat på samma faktor medan andra items både dubbelladdat och varierat mycket mellan att ladda på de två olika faktorerna. Fördelningen dem emellan har varit relativt jämn. Två av dessa item (2 och 8) har varit så kallade reverserade items vilka alltså poängsätts baklänges. Dessa har i tidigare forskning oftast uppvisat spretiga laddningar vilket påverkat de psykometriska egenskaperna negativt (Dickie et al., 2012; Stoeber & Damian., 2014). Med anledning av detta har dessa items i vissa studier exkluderats.

CPQ har uppvisat god intern konsistens i ett flertal tidigare studier (Steele, Oshea, Murdock & Wade, 2010; Chang & Sanna, 2012; Egan et al., 2016) men har i andra endast varit acceptabel ($\alpha = .71$ och $.68$) (Dickie et al., 2012; Hoiles et al., 2016).

CPQ har visats korrelera med andra etablerade mått på perfektionism (Hoiles, Kane, Watson, Rees, & Egan, 2016) och har bland annat uppvisat måttliga korrelationer med delskalorna CM (concern over mistakes) och PS (personal standards) på FMPS (Hoiles et al., 2016; Dickie et al., 2012; Egan et al., 2016; Stoeber & Damian, 2014). CPQ har också visats förklara mer varians i till exempel skattningar med Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) än FMPS (Egan et al., 2016) och förklarat mer varians i skattningar med Beck Depression Inventory (BDI) och Beck Anxiety Inventory (BAI) än HMPS (Chang & Sanna, 2012).

I tidigare forskning saknas framför allt studier på större stickprov på populationer med varierad problematik (Hoiles et al., 2016). Ingen normering med tydliga cut-offpoäng för CPQ har hittills tagits fram (Dickie et al., 2012). Ett flertal EFA är gjorda men hittills har få konfirmatoriska faktoranalyser (KFA) gjorts på CPQ.

Då Shafran med kollegor argumenterat för att skalan mäter det enskilda konstruktet klinisk perfektionism skulle fyndet av två faktorer kunna utgöra ett hot mot instrumentets konstruktvaliditet (Stoeber & Damian, 2014). Ett flertal forskare inom fältet har därför argumenterat för att antingen konstruktet klinisk perfektionism eller CPQ bör revideras om

skalan ska anses vara ett valitt mått på klinisk perfektionism (Stoeber & Damian, 2014; Dickie et al., 2012).

Föreliggande arbete hämtade sin data ifrån forskningsprojektet Devin som utvärderade vägledad internetförmiddad KBT-behandling (iKBT) för klinisk perfektionism hos vuxna. Behandlingsupplägget baserades på Shafran, Egan och Wades (2010) självhjälpsbok *Overcoming Perfectionism*. Behandlingen varade i åtta veckor där deltagarna veckovis fick ta del av psykoedukativt material, svara på frågor och delgavs hemuppgifter. Materialet förmedlades via hemsidan.

Ett flertal studier har författats inom ramen för projektet: Roos och Thelander (2016) undersökte behandlingens effekter på klinisk perfektionism, Kiiskinen och Söderberg (2017) undersökte behandlingens effekter efter sex månader, Landström och Örtenholm (2016) undersökte hur väl ett kunskap- och ett beteendetest mäter behandlingens effekter, Skoglund och Trosell (2016) undersökte prediktorer för förändring vid iKBT för perfektionism och Zetterberg (2016) undersökte om det blev någon skillnad i behandlingseffekt mellan en grupp som fick kontinuerligt behandlarstöd och en grupp som fick behandlarstöd på förfrågan. I Devin användes ett flertal självskattningsskalor för att mäta behandlingsutfallet, däribland CPQ.

Syftet med denna uppsats var att undersöka vissa psykometriska egenskaper hos den svenska versionen av självskattningsskalan Clinical Perfectionism Questionnaire samt undersöka om den korrelerar med övriga formulär som användes i studien, såväl med andra mått på perfektionism som mått på psykisk ohälsa. Att jämföra med andra skalor som mäter perfektionism var intressant för att se hur skalan förhåller sig till andra liknande mått. Att mäta korrelationer med de skalor som mäter annan problematik än klinisk perfektionism ansåg vi vara av intresse då detta kan ge information hur klinisk perfektionism och mer specifikt dess underliggande faktorer fenomen korrelerar med annan typ av psykisk ohälsa.

Frågeställningar för uppsatsen är således:

- Vilken faktorstruktur har instrumentet?
- Har den svenska versionen av CPQ en liknande faktorstruktur som den ursprungliga?
- Hur god intern konsistens har instrumentet?
- Hur är instrumentets test-retest-reliabilitet?
- Hur korrelerar den svenska versionen av CPQ med övriga skattningsskalor i Devin-projektet?

Metod

Deltagare och procedur

Rekryteringen av deltagare gjordes via sociala medier, webbsidan studie.nu och via affischer uppsatta på Linköpings universitet, Stockholms universitet och på ett antal vårdcentraler i Linköping. Ett radioreportage gjordes även i P4 Östergötland och en artikel publicerades i Östgöta Correspondenten. De intresserade kunde anmäla sig via studiens hemsida och fick därefter fylla i självskattningsformulär online i en och samma ordning. Deltagarna fick även genomföra beteende- och kunskapstest online. Inklusionskriterier var att uppvisa klinisk perfektionism utifrån en sammanvägd bedömning av självskattningsformulär, vara över 18 år samt behärska svenska språket. Exklusionskriterier var graviditet, behov av annan eller mer omfattande psykologisk behandling, anorexia nervosa, psykotiska symtom eller förhöjd suicidrisk. Med de kvarvarande sökande genomfördes screening för vanliga psykiatriska tillstånd genom semistrukturerade intervjuer per telefon med verktyget the MINI-International Neuropsychiatric Interview (M.I.N.I.; Sheehan et al., 1998). Intervjuerna gjordes över telefon. Totalt inkluderades 156 deltagare i själva behandlingen, dock ingick 223 deltagare i denna psykometriska studie vilket inkluderar de som fyllde i en komplett förmätning men som senare valde att inte delta eller av olika anledningar exkluderades (se Skoglund & Trosell, 2016 för mer information gällande urval och bortfall).

Totalt ingick alltså 223 personer i vårt stickprov. Majoriteten av dessa var kvinnor (86,5%) med en medelålder på 34 år som levde i ett äktenskap eller med en partner (69,1%). De flesta hade studerat på universitet (72,1%) och hade en anställning (63,2%) eller var studenter (25%). En mindre andel av deltagarna rapporterade att de hade en fastställd psykiatrisk diagnos (10,8%) och något fler att de åt någon typ av psykofarmaka (17,4%). Se tabell 1 för en översikt över deltagarnas demografiska data. Samtliga analyser genomfördes med n=223 förutom undersökningen av instrumentets test-retestreliabilitet där endast deltagarna på väntelistan (n=72) användes.

Tabell 1

Sociodemografiska karakteristika av deltagarna vid förmätningen

Baseline karakteristika	Alla (n = 223)	Behandlings- grupp (n = 78)	Väntelista (n = 78)	Endast förmätning (n = 67)
Kön: n (% kvinnor)	193 (86,5)	64 (82,1)	71 (91,0)	58 (86,6)
Kön: n (% män)	29 (13)	13 (16,7)	7 (9,0)	9 (13,4)
Kön: n (% annat)	1 (0,4)	1 (1,3)	0	0
Ålder (år): M (SD)	34,0 (9,6)	34,0 (8,3)	34,2 (10,0)	34,0 (10,6)
Civilstånd: n (%)				
Singel	63 (28,3)	23 (29,5)	17 (21,8)	23 (34,3)
Gift/Partner	154 (69,1)	52 (66,7)	59 (75,6)	43 (64,2)
Skild/Änka	5 (2,2)	3 (3,8)	2 (2,6)	0
Svar saknas	1 (0,4)	0	0	1 (1,5)
Barn: n (%)				
Ja, hemma	74 (33,2)	22 (28,2)	34 (43,6)	18 (26,9)
Ja, inte hemma	10 (4,5)	3 (3,8)	2 (2,6)	5 (7,5)
Nej	134 (60,1)	51 (65,4)	42 (53,8)	41 (61,2)
Svar saknas	5 (2,2)	2 (2,6)	0	3 (4,5)
Högsta utbildningsnivå: n (%)				
Grundskola	4 (1,8)	0	1 (1,3)	3 (4,5)
Gymnasium	57 (25,6)	16 (20,5)	19 (24,4)	22 (32,8)
Universitet	156 (70)	59 (75,6)	56 (71,8)	41 (61,2)
Forskarutbildning	6 (2,7)	3 (3,8)	2 (2,6)	1 (1,5)
Anställning: n (%)				
Arbetslös	8 (3,6)	2 (2,6)	5 (6,4)	1 (1,5)
Student	57 (25,6)	18 (23,1)	19 (24,4)	20 (29,9)
Anställd	141 (63,2)	55 (70,5)	46 (59,0)	40 (59,7)
Föräldraledig	6 (2,7)	1 (1,3)	3 (3,8)	2 (3,0)
Sjukfrånvaro (> 3 månader)	5 (2,2)	1 (1,3)	2 (2,6)	2 (3,0)
Annat	5 (2,2)	1 (1,3)	3 (3,8)	1 (1,5)
I dagsläget diagnostiserad med psykiatrisk diagnos: n (% ja)	24 (10,8)	4 (5,1)	6 (7,7)	20 (29,9)
Pågående psykologisk behandling: n (% ja)	15 (6,7)	0	4 (5,1)	11 (16,4)
Tar du regelbundet någon psykotropisk medicin: n (% ja)	39 (17,5)	5 (6,4)	14 (17,9)	20 (29,9)
Gravid: n (% ja)	2 (0,9)	0	0	2 (3,0)

Material - Utfallsmått som användes i Devinprojektet

Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ)

CPQ är en självskattningsskala utformad av Shafran et al. (2003) i syfte att mäta klinisk perfektionism. Skalan omfattar tolv påståenden vilka respondenterna graderar på en fyragradig Likertskala (1 - "Inte alls" till 4 - "Hela tiden") gällande hur väl dessa stämmer de sista 28 dagarna (Egan et al., 2016). Summan av poängen på samtliga påståenden ger totalpoängen där högre poäng indikerar högre grad av klinisk perfektionism. Item 2 och 8 poängsätts baklänges (reverserade items). Originalversionen av skalan korrelerar väl med andra vanliga mått på perfektionism (Hoiles et al., 2016; Egan et al., 2016; Stoeber & Damian, 2014). För kliniska populationer har skalan uppvisat acceptabla nivåer av intern konsistens, Cronbachs $\alpha = .82$ respektive $\alpha = .83$ (Egan et al., 2016; Chang & Sanna, 2012) samt diskriminativ och inkrementell validitet (Egan et al., 2016; Chang & Sanna, 2012).

Frost Multidimensional Perfectionism Scale (FMPS)

FMPS är en självskattningsskala skapad för att mäta perfektionism på olika dimensioner (Frost et al., 1990). Skalan mäter sex dimensioner (concern over mistakes (CM), personal standards (PS), parental expectations (PE), parental criticism (PC), doubts about actions (DA) och organization (O) där rädsla för att misslyckas är den mest framträdande (Frost et al., 1993). Instrumentet omfattar 35 påståenden vilka respondenterna får gradera på en femgradig Likertskala (1 - "Stämmer inte alls" till 5 - "Stämmer precis" (Frost et al., 1990). Originalen har uppvisat god reliabilitet och validitet (Frost et al., 1990). I ett flertal studier har faktorstrukturen i FMPS undersökts och flera har funnit att vissa av faktorerna kan anses överflödiga, exempelvis organization (Egan et al., 2014; Hawkins, Watt, & Sinclair, 2006). Den svenska versionen är översatt och validerad av Fredrik Saboonchi och har uppvisat god intern konsistens för de olika delskalorna (CM $\alpha = .87$, PS $\alpha = .78$, PE $\alpha = .87$, PC $\alpha = .87$, DA $\alpha = .76$, and O $\alpha = .86$; Lundh, Saboonchi & Wångby, 2007).

Dysfunctional Attitude Scale, (DAS-40) och subskalan för perfektionism

DAS-40 är en självskattningsskala som utvecklades för att mäta individers negativa attityder gentemot sig själva utifrån Aaron Becks teori om kognitiv dysfunktion vid depression (Weissman & Beck, 1978). Formuläret består av 40 påståenden där den svarande får ta ställning till hur väl varje påstående stämmer in på en sjugradig Likertskala från 1 - "Stämmer fullständigt" till 7 - "Stämmer inte alls". Skalan har visats ha goda psykometriska egenskaper med god validitet och reliabilitet, hög intern konsistens och den korrelerar även väl med andra skalor för depression (Weissman & Beck, 1978). Genom faktoranalys har två faktorer identifierats (Cane, Oliver, Gotlieb, & Kuiper, 1986). Utifrån dessa har två delskalor utformats varav den ena består av femton av frågorna i DAS-40 och visats mäta de självkritiska aspekterna av perfektionismkonstrukten (Dunkley, Sanislow, Grilo, & McGlashan, 2004). Den svenska översättningen av skalan har översatts och validerats av en grupp psykiatriker och psykologer på avdelningen för psykiatri på Linköpings Universitetssjukhus (Ohrt & Thorell, 1998). Den svenska versionen uppvisar liknande psykometriska egenskaper som originalet (Ohrt & Thorell, 1998).

Generalized Anxiety Disorder 7-item scale (GAD-7)

GAD-7 är en självskattningsskala framtagen för att fungera som ett snabbt sätt att identifiera sannolika fall av generaliserat ångestsyndrom (Spitzer, Kroenke, Williams, & Löwe, 2006). Skalan omfattar sju svårigheter vars frekvens den svarande får uppskatta gällande de sista två veckorna på en fyragradig Likertskala från 0 - "Inte alls" till 3 - "Så gott som dagligen"

(Spitzer et al., 2006). Skalan har uppvisat god validitet och test-retestvaliditet samt mycket bra intern konsistens (Spitzer et al., 2006). Enligt Beard och Björqvinnsson (2014) fungerar skalan väl för att mäta ångestsymtom, men inte som screeninginstrument för generaliserat ångestsyndrom. Skalan är översatt av Christer Allgulander (Stockholms läns landsting, 2018) men är såvitt författarna känner till inte validerad på svenska.

Patient Health Questionnaire (PHQ-9).

PHQ är en självadministrerad version av instrumentet PRIME-MD som används för att diagnostisera psykisk ohälsa (Kroenke, Spitzer, & Williams, 2001). PHQ-9 är instrumentets depressionsmodul vilken omfattar frågor om de nio kriterier för depression som finns i diagnosmanualen DSM-IV. Frågorna gäller hur respondenterna skattar graden av symtom de haft det de sista två veckorna och svaren ges på en Likertskala från 0 - "Inte alls" till 3 - "Nästan varje dag" (Kroenke et al., 2001). Den engelska versionen är troligen översatt till svenska av Mats Adler (Carlbring, 2018). Den svenska versionen uppvisar god validitet och reliabilitet samt hög intern konsistens (Adler, Hetta & Isacson, 2012; Hansson, Chotai, Nordström, & Bodlund, 2009).

Brunnsviken Brief Quality of Life Inventory (BBQ).

BBQ är ett självskattningsformulär för mätning av subjektiv upplevelse av livskvalitet (Lindner et al., 2016). Formuläret togs fram genom statistisk analys av de påståenden som finns i det längre formuläret Quality of Life Inventory (Frisch, Cornell, Villaneueva, & Retzlaff, 1992) i syfte att skapa ett kortare och mer lättillgängligt formulär med empiriskt stöd (Lindner et al., 2016). BBQ omfattar sex olika områden: fritid, syn på livet, kreativitet, lärande, vänner och vänskap samt mig själv som individ. För varje område efterfrågas hur nöjd individen är med utvecklingen på området och hur viktigt denne tycker att området är. Svaren ges på en Likertskala från 0 - "instämmer inte alls" till 4 - "instämmer fullständigt". För att räkna ut ett mått på livskvalitet multipliceras de två aspekterna för varje livsområde och summeras därefter till ett mått. Instrumentet har uppvisat hög validitet och hög test-retest-reliabilitet. Den interna konsistensen ligger på en acceptabel om än inte god nivå, $h\alpha = .76$ (Lindner et al., 2016).

Self-Compassion Scale- Short Form (SCS-SF).

SCS-SF är en förkortad version av självskattningsskalan Self-Compassion Scale (SCS) som är skapad för att mäta självmedkänsla (Neff, 2003). Enligt Kristin Neff (2011) som utformat skalan avser självmedkänsla förmågan att bemöta sig själv med medkänsla då en individ upplever att den misslyckas, är otillräcklig eller lider. Formuläret omfattar tolv items där respondenten på en femgradig Likertskala får ta ställning till hur ofta vissa beteenden förekommer 1 - "Nästan alltid" till 5 - "Nästan aldrig". Kortversionen av originalskalan har i en studie uppvisat god validitet och reliabilitet och den korrelerar även mycket väl med originalversionen av skalan (Raes, Pommier, Neff, & van Gucht, 2011) vilken i flera studier uppvisar goda psykometriska egenskaper (c.f., Cunha, Xavier, & Castilho, 2016; Neff & Pommier, 2013). SCS-SF är översatt till svenska av Isabella Ermstål (Ermstål, 2015) och har i hennes studie uppvisat god intern konsistens Cronbachs's $\alpha = .82$. Författarna till föreliggande studie känner inte till någon studie som validerat den svenska versionen av skalan.

Etiska överväganden

Föreliggande arbete kan anses utgöra en del av den forskning som är nödvändig för utvecklingen av metoder för att avhjälpa psykisk ohälsa och därmed för samhället och dess medborgare i stort. Emot detta måste emellertid eventuella etiska risker vägas och då framför allt gentemot de försöksdeltagare som medverkat i studien. Genomgående är största möjliga

grad av öppenhet, tydlighet, konfidentialitet och frivillighet av stor betydelse. Självklart får inte heller individer utsättas för risk för psykisk eller fysisk skada, förödmjukelse eller kränkning (Vetenskapsrådet, 2002). I Devin-projektet har nedanstående steg vidtagits för att så långt som möjligt ta hänsyn till etiska aspekter.

Deltagarna blev via en hemsida informerade om studiens utformning med behandlings- och kontrollgrupp samt om att likvärdig behandling erbjöds efter studiens slut. På studiens hemsida fanns även information om att deltagandet i studien var frivilligt, att det var möjligt att när som helst avbryta sitt deltagande samt om hanteringen av personuppgifter. De som valde att delta i studien fick även skriva under en samtyckesblankett där de godkände att deras personuppgifter behandlas i enlighet med personuppgiftslagen (SFS 1998:204).

Personuppgifter hanterades endast via den krypterade behandlingsplattformen och andra säkra system. I syfte att avidentifiera deltagarna i behandlingen blev de tilldelade anonyma studiekoder vilka även användes vid bearbetning av data. All hantering av data gjordes endast i forskningssyfte. Information om detta samt om personuppgiftsansvarig och kontaktuppgifter till denne tillhandahölls deltagarna på hemsidan. Data skapades på individnivå men tolkades enbart på gruppnivå varför inte enskilda individers profiler gick att utläsa, redovisa eller tolka. I föreliggande arbete har endast avidentifierad information bearbetats. Devin-projektet är godkänt av regionala etikprövningsnämnden i Linköping (Dnr: 2015/419-31) vilket innebär att studien av nämnden bedöms uppfylla de krav som enligt lag (SFS 2003:460) finns gällande forskning på människor.

Föreliggande arbete är inte finansiellt eller på andra sätt beroende av någon organisation eller person.

Analys

Syftet med denna uppsats var att undersöka den svenska versionen av CPQ:s psykometriska egenskaper samt undersöka hur denna korrelerar med andra instrument. Vi valde faktoranalys som metod då denna lämpar sig väl för att summera data så att relationer och mönster enkelt kan tolkas och förstås (Yong & Pearce, 2013). Metoden lämpar sig även väl för att hitta underliggande konstrukt i en datamängd och ta reda på hur dessa konstrukt kan se ut samt avgöra om de hör samman som en del av samma skala eller subskala (Fabrigar & Wegener, 2012). Faktoranalys ger också värdefull information om psykometriska egenskaper hos enskilda items och möjliggör jämförelser med andra instrument.

I en faktoranalys mäts korrelationer mellan olika mått och kluster av dessa identifieras för att identifiera hypotetiska underliggande variabler som orsakar dessa korrelationer (Field, 2013). Dessa kluster kallas common factors och faktoranalys baseras på den matematiska modellen för dessa (Fabrigar & Wegener, 2012).

De två vanligaste varianterna av faktoranalys är EFA och KFA. EFA används för att söka åskådliggöra komplexa mönster i datamaterialet genom att undersöka detta och KFA används för att bekräfta hypoteser om mönster i datamaterialet (Yong & Pearce, 2013). EFA innefattar således till skillnad från KFA inte en förutfattad mening om hur faktorstrukturen ser ut. Då det fortfarande råder oklarheter kring hur många dimensioner CPQ mäter och någon EFA inte är gjord på den version som är översatt till svenska fann vi EFA lämplig som metod framför exempelvis KFA. Vi valde dessutom bort Principal Component Analysis då denna metod av

många inte anses vara en riktig faktoranalys (för ett ingående resonemang se Fabrigar & Wegener, 2012).

Samtliga statistiska data var samlade i en datafil och den statistiska analysen genomfördes i programmet IBM SPSS Statistics, version 24.0. För att undersöka om datamaterialet var lämpligt för faktoranalys genomfördes Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy och Bartlett's Test of Sphericity vilka båda pekade på att datamaterialet var lämpligt för analys.

Vi gjorde en första EFA (Principal Axis Factoring) med oblique rotation med direkt oblimin och tio iterationer. Oblique rotation bedömdes vara särskilt lämplig då den tillåter faktorer att vara korrelerade med varandra, underlättar tolkning och genererar mer information än andra vanliga rotationslösningar som exempelvis Verimax, vilket är en ortogonal rotation (Fabrigar & Wegener, 2012). Denna EFA var kalibrerad till att identifiera så många common factors som möjligt. I syfte att undersöka hur många faktorer som var lämpliga att behålla i den slutgiltiga faktorlösningen gjordes en granskning av vilka faktorer som hade Eigenvalues som var större än ett enligt Kaiser-kriteriet (Fabrigar & Wegener, 2012) samt en visuell granskning av ett scree plot.

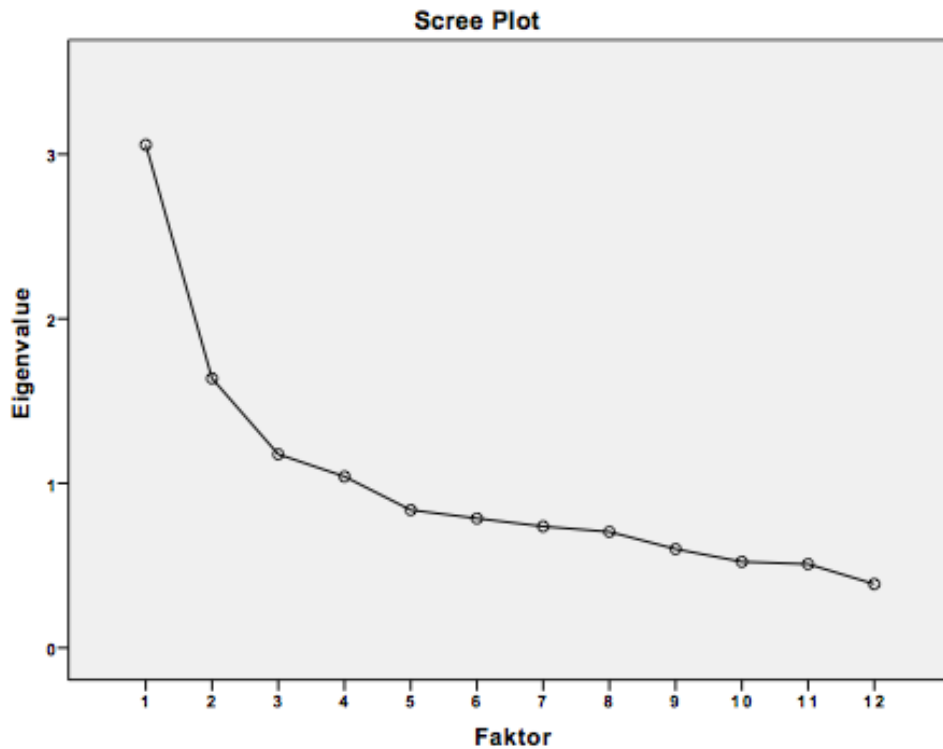
Således gjorde vi en andra faktoranalys (Principal Axis Factoring) inställd på två faktorer. Även i denna använde vi oss av en oblique rotation med direkt oblimin. Inom samhällsvetenskaper är det också mer rimligt att anta att faktorer korrelerar med varandra varför oblique rotation sannolikt ger en mer representativ bild av datas underliggande konstrukt. För att kontrollera om det var lämpligt att använda en tvåfaktorlösning kontrollerade vi detta i efterhand genom att göra en parallellanalys med ett simulerat randomiserat stickprov, så kallat parallellanalys (O'Connor, 2000).

För att undersöka test-retestreliabiliteten för instrumentet fick deltagarna på väntelistan fylla i CPQ en gång till efter åtta veckor ($n = 78$ innan, $n = 72$ efter). Vi genomförde korrelationsanalyser med de övriga utfallsmåtten i stickproven med Pearson r . För att utvärdera CPQ:s interna konsistens beräknades α .

Resultat

Vår preliminära mätning gav ett värde på Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy på .73 medan Bartlett's Test of Sphericity var signifikant vilket indikerade att det fanns ett mönster i datamaterialet och att det var lämpligt för EFA. De individuella diagonala elementen var över .90 och determinanten hade ett värde på .13 vilket även det indikerade att datamaterialet var lämpligt för EFA. Inga av de icke-diagonala värdena hade ett korrelationsvärde över .90 vilket indikerade att någon risk för multikollinearitet inte förelåg. De flesta items hade emellertid ett stort antal korrelationskoefficienter under .30 vilket kan vara en indikation på brist på sambandsmönster (Yong & Pearce, 2013). Då övriga preliminära test ändå indikerade att univariat normalitet fanns inom data gick vi vidare med att genomföra en EFA.

För att bestämma antalet faktorer i faktorlösningen undersöktes först antalet Eigenvalues enligt Kaiserkriteriet vilket pekade på att fyra faktorer var lämpliga för vidare analys. Vi gjorde även en visuell granskning. Våra resultat liksom tidigare forskning indikerar att majoriteten av innehållet i CPQ speglar faktorn OM och att faktorn PS är sekundärt till detta. av ett Scree plot (se figur 1) vilket i studier med simulerad data visat sig fungera förhållandevis bra då starka common factors finns i data (Cattell & Vogelmann, 1977; Hakstian, Rogers & Cattell, 1982; Tucker, Koopman & Linn, 1969). Resultatet av denna indikerade att en tvåfaktorlösning var mest lämplig.



Figur 1. Scree plot

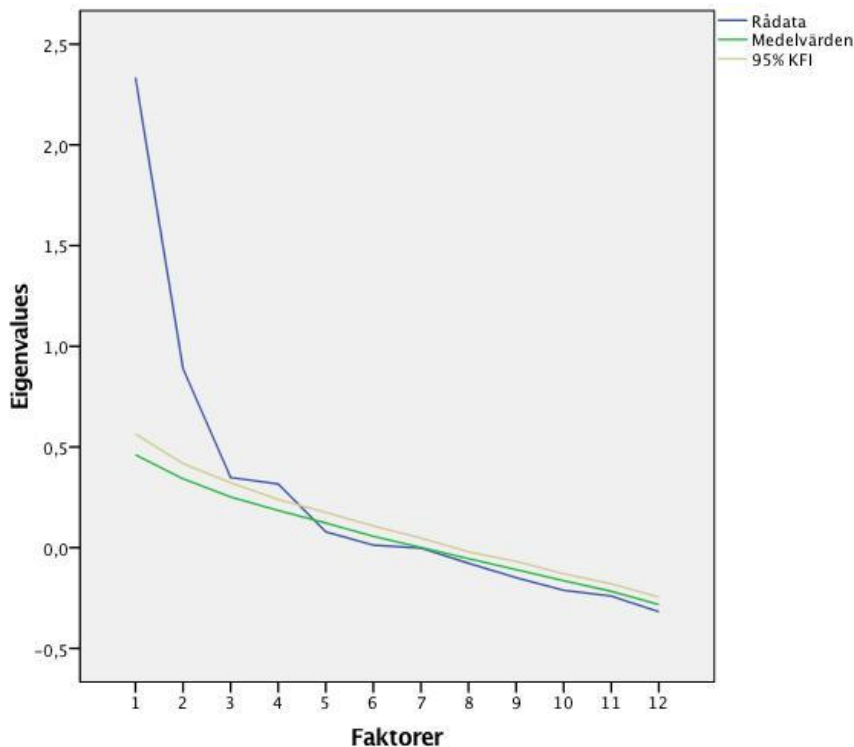
Den slutgiltiga faktorlösningen omfattade två faktorer och inkluderade samtliga tolv items. I denna använde vi oss av en oblique rotation med direkt oblimin med delta satt till noll och antalet iterationer satt till 25. Den starkaste av de två faktorerna laddade på sex items med samtliga värden över .40. Denna laddade på items som “Har du känt dig misslyckad som person för att du inte lyckats nå dina mål?” (Item 4), “Har du varit rädd för att inte lyckas nå upp till dina krav” (Item 11) och “Har du undvikit situationer där dina prestationer ska bedömas för att du varit rädd för att misslyckas?” (Item 12). Denna faktor bedömde vi främst återspeglade en rädsla för att misslyckas varför vi döpte denna faktor till “Oro över att misslyckas”. Den andra faktorn laddade på fem items, fyra av dessa över .40 och den femte strax under (.39). Denna laddade på items som “Har du pressat dig själv riktigt hårt för att nå dina mål?” (Item 1), “Har du fortsatt att sträva mot att leva upp till dina krav, även om det har inneburit att du missat andra saker i livet?” (Item 11) och “Har du fått höra av andra att du ställer för höga krav på dig själv?” (Item 3). Det gemensamma för dessa items bedömde vi vara en envis strävan trots negativa konsekvenser varför vi valde att döpa den till “Personlig strävan”. Item 2 laddade inte på någon av faktorerna varför den exkluderades ur faktorlösningen. Inga korsladdningar fanns i den slutgiltiga faktorlösningen. För en överblick över tvåfaktorlösningen, specifika items och deras korrelationer se tabell 2.

Tabell 2. Principal Axis Factoring för en tvåfaktorlösning med oblique rotation ($n = 223$)

	Faktor 1: OM	Faktor 2: PS
Initialt eigenvalue	3.06	1.64
% förklarad varians	19.8	7.7
1. Har du pressat dig själv riktigt hårt för att nå dina mål?		.62
2. Har du haft en tendens till att fokusera på det du uppnått snarare än det du inte uppnått?		
3. Har du fått höra av andra att du ställer för höga krav på dig själv?		.46
4. Har du känt dig misslyckad som person för att du inte lyckats nå dina mål?	.64	
5. Har du varit rädd för att inte lyckas leva upp till dina krav?	.54	
6. Har du höjt kraven på dig själv på grund av att du tycker att de har varit för lätta att nå?	.45	
7. Har du dömt dig själv utifrån hur väl du lyckas att nå dina höga krav?	.54	
8. Har du gjort precis bara det som krävs för att klara dig?		.39
9. Har du vid upprepade tillfällen kontrollerat hur väl du har klarat att leva upp till dina krav (exempelvis genom att jämföra din prestation med andras)?	.54	
10. Tror du att andra personer har tänkt att du är en ”perfektionist”?		.42
11. Har du fortsatt att sträva mot att leva upp till dina krav, även om det har inneburit att du har missat andra saker i livet?		.53
12. Har du undvikit situationer där dina prestationer ska bedömas för att du har varit rädd för att misslyckas?	.55	

Faktorladdningar > .40 är i fet stil

I syfte att validera faktorlösningen genomfördes en parallellanalys (se figur 2. Den blå linjen representerar vårt stickprov och de andra två linjerna de randomiserade stickproven) där 100 randomiserade dataset med samma antal deltagare och variabler som originaldatasetet. Ingen av de två faktorernas Eigenvalues låg under medelvärdet för något av de randomiserade datasetens Eigenvalues som rapporterades med 95% konfidensintervall. Detta liksom en visuell granskning av resultat av parallellanalysen pekade på att den valda tvåfaktorlösningen var lämplig och inte bara beror på slumpen.



Figur 2. Parallellanalys

OM svarade för 19,8 % av variansen och PS för 7,7 %. Således svarade faktorerna tillsammans för 27,5 % av variansen i data.

Test-retestreliabiliteten mättes genom att deltagarna på väntelistan åter fick fylla i CPQ efter åtta veckor och låg då på $r = .62$. Den interna konsistensen för helskalan mättes med α och låg på $.68$. Utan de två reverserade items låg den på $.74$.

Överlag korrelerade OM måttligt med sex av de övriga utfallsmåtten i Devin (se tabell 3 för detaljerad information om korrelationerna med övriga utfallsmått). Starkast var korrelationen med hela skalan DAS-40, subskalan DAS-40 SC, hela FMPS och subskalan FMPS Concern over Mistakes. PS korrelerade endast högre än OM med subskalan FMPS Personal Standards. Korrelationen med PS var dock endast marginellt högre än med OM och CPQ helskala korrelerade signifikant högre med denna subskala. PS hade i övrigt genomgående svaga korrelationer med de övriga utfallsmåtten. Med undtag för FMPS personal standards korrelerade helskalan endast bättre med FMPS organization.

Tabell 3

Korrelationer mellan CPQ helskala, de två faktorerna och de övriga utfallsmåtten beräknat med Pearson r

	CPQ helskala	Faktor 1 (OM)	Faktor 2 (PS)
BBQ	-.20	-.25	-.02
FMPS	.49	-.54	.25
FMPS Concern over mistakes	.46	.56	.16
FMPS Doubt over actions	.33	.36	.15
FMPS Parental expectations	.16	.21	.07
FMPS Parental Criticism	.23	.30	.08
FMPS Personal Standards	.48	.38	.41
FMPS Organisation	.26	.09	.36
CPQ		.80	.75
SCS	-.38	-.41	-.13
DAS-40	.47	.56	.18
DAS-40 SC	.44	.57	.14
PHQ-9	.34	.39	.14
GAD-7	.41	.42	.22
Faktor 1 (OM)			.25

Våra resultat liksom tidigare forskning indikerar att majoriteten av innehållet i CPQ speglar faktorn OM och att faktorn PS är sekundärt till detta. Som framgår av Tabell 4 är den svenska versionens faktorstruktur lik originalets. Majoriteten av items uppvisar ett liknande mönster som övriga faktoranalyser. Ett tydligt undatag är dock item 6 (se tabell 4).

Tabell 4

Sammanställning av faktoranalyser på CPQ med liknande design

Faktor	Föreliggande uppsats		Dickie et al., 2012		Egan et al., 2016				Stoeber et al., 2016		Moloodi et al., 2017			
	PS	OM	PS	OM	PS	CM	PS	CM	PS	CM	PS	CM	PS	CM
Design faktoranalys	EFA PAF*		EFA PCA**		EFA PAF				EFA PAF		KFA			
Karakteristika population	Anser sig själv vara perfektionist		Studenter universitet 18-30 år		Icke klinisk population		Ätstörn.		Studenter universitet		Klinisk population		Ickeklinisk population	
<i>N</i>	276	276	491	491	226	226	129	321	322	322	152	153	384	384
Item 1	.62		.67		.63		.81		.73		.27			.47
Item 2				.64		-.36		-.43	.22	-.36		.54	.98	
Item 3	.46		.57		.38		.41		.55		.64			
Item 4		.64		.77		.67		.75		.79		.82		.30
Item 5		.54		.71		.71		.70		.65		.51		.33
Item 6		.45	.52		.36		.35		.32		.58		.59	
Item 7		.54			.51		.40	.35	.34	.46	.28		.49	
Item 8	.38				-.37	.43	-.58	.45	-.35	.50				
Item 9		.54	.53		.58		.38	.44	.52		.18		.51	
Item 10	.42		.71		.54		.55		.66		.56		.52	
Item 11	.53		.68		.63		.64		.71		.42		.50	
Item 12		.55		.71		.39		.65		.37		.38		.24

Fetstiltade värden = De värden som i hög grad överensstämmer med resultatet av övriga studier i tabellen.

Kursiverade värden = Värden som påtagligt avviker ifrån resultat av övriga studier i tabellen.

* Principal Axis Factoring

** Principal Component Analysis

Diskussion

Syftet med föreliggande uppsats har varit att kartlägga de psykometriska egenskaperna hos den svenska versionen av CPQ samt undersöka hur instrumentet korrelerar med övriga självskattningsskalor i Devinprojektet. Specifikt har vi försökt svara på hur instrumentets faktorstruktur ser ut samt om denna liknade originalversionen, hur god intern konsistens och reliabilitet den svenska versionen av CPQ har samt hur väl skalan korrelerar med övriga utfallsmått i Devinprojektet. Författarna bedömde utifrån tidigare forskning samt litteratur om metoden att den tillgängliga datan var lämplig för EFA. Liksom tidigare faktoranalyser på andra språk visat fann vi att den svenska versionen av CPQ består av två underliggande faktorer: en vi valt att benämna oro för att misslyckas och en personlig strävan. Att skalan tycks mäta två faktorer är ett påtagligt hot mot instrumentets konstruktvaliditet då upphovsmakarna argumenterat för att instrumentet mäter ett enhetligt konstrukt de kallar klinisk perfektionism (även om de inte motsätter sig att instrumentet laddar på två faktorer). Huruvida detta stämmer eller inte är fortsatt ovisst, men klart är att otydligheten kring vad detta instrument egentligen mäter är markant. Det är möjligt att klinisk perfektionism kan urskiljas från andra typer av perfektionism, men det är utifrån befintlig forskning svårt att påstå att instrumentet CPQ fångar in detta på ett enhetligt och diskret sätt. Samtidigt är det också fortsatt oklart hur användbara de två faktorerna var för sig är i kliniska sammanhang. Mycket tyder emellertid på att OM har en tydlig klinisk relevans.

Det är mycket möjligt att rädsla för att misslyckas tillsammans med att sätta väldigt höga mål är kärnan i den mest maladaptiva formen av perfektionism. Detta kommer man dock inte att förstå mer av genom att använda CPQ så som det är utformat idag. Vid en granskning av de items som är reverserade kan ingen systematik i faktorladdningarna skönjas (se tabell 4; Moloodi et al., 2017; Egan et al., 2016; Stoeber & Damian, 2014; Dickie et al., 2012). Det kan diskuteras om de bör fortsätta vara reverserade eller om de helt ska exkluderas.

Att deltagarna i behandlingsgruppen uppvisade relativt höga värden på andra validerade skalor för perfektionism indikerar emellertid att stickprovet utgör en grupp med klinisk perfektionism samt att instrumentet lyckas fånga detta.

Korrelationen mellan faktorerna är svag ($r=.25$) vilket tyder på att det rör sig om två olika konstrukt. Å andra sidan bör de ha en viss korrelation annars skulle de spegla två helt orelaterade konstrukt. Tidigare forskning på andra översättningar av CPQ (se tabell 4) har upprepade gånger visat att faktorerna har en svag korrelation. Hade de uppvisat en starkare korrelation med varandra hade det varit mer rimligt att anta att de speglade endast ett konstrukt. Hade de å andra sidan uppvisat en svagare korrelation hade man kunnat misstänka att dessa inte alls var relaterade.

Eftersom OM och PS tillsammans endast svarar för 27,5 % av den totala variansen innebär det att en väldigt stor del av variansen inte förklaras utifrån dessa två konstrukt. Detta skiljer sig påtagligt ifrån tidigare forskning på andra översättningar av skalan.

OM förefaller hänga bättre ihop med depressivitet och ångest samtidigt som PS tycks mer kopplat till ätstörningar och eventuellt också utmattning.

OM korrelerade bättre med alla andra utfallsmått än CPQ helskala vilken endast korrelerade bättre med FMPS Personal standards och FMPS Organization. Då de andra skalorna mäter psykisk ohälsa torde detta innebära att OM i högre grad än helskalan fångar in det patologiska

än resterande items. Eventuellt skulle alltså en skala som enbart mäter OM tydligare avgränsat fånga in det patologiska. Subskalan Concern over Mistakes i FMPS mäter just detta vilket skulle vara ett mer renodlat alternativ till CPQ för att mäta just OM.

Resultaten i vår faktoranalys liknar på många sätt resultaten i utländska studier på originalet och en persisk översättning av instrumentet (se tabell 4).

Enligt Chang och Sanna (2012) kan det finnas ett värde i att använda CPQ framför andra etablerade skalor då CPQ visats förklara mer varians än dessa. Med andra ord kan man säga att CPQ har en viss inkrementell validitet om syftet är att mäta klinisk perfektionism även om ett bättre instrument sannolikt skulle gå att konstruera. Är syftet istället att mäta OM så skulle dock subskalan FMPS-CM sannolikt fungera bättre. Detta är en mer renodlad subskala för OM (engelska: Concern over Mistakes) som visats ha hög intern konsistens (Frost et al., 1990). Subskalan handlar om att anstränga sig för att undvika att misslyckas av rädsla för att känna sig misslyckad som person. Att graden av intern konsistens i föreliggande uppsats inte är högre går också i linje med att instrumentet inte tydligt laddar på endast en faktor.

CPQ korrelerar ganska väl positivt med subskalorna för OM och PS på FMPS och måttligt negativt med BBQ. Detta tyder på att skalan har en någorlunda god divergent och konvergent validitet. Det skulle i praktiken betyda att om man får höga poäng på CPQ så kommer man sannolikt att skatta sin livskvalitet som lägre. Detsamma gäller det omvända; får man höga poäng på livskvalitet så är det troligt att man får lägre poäng på CPQ och övriga mått på perfektionism.

Då CPQ till viss del korrelerar med övriga utfallsmått stödjer det antagandet om att klinisk perfektionism är ett transdiagnostiskt fenomen, detta trots att ätstörningar som tidigare visat sig korrelera högt med konstruktet exkluderades i studien.

Då inga studier tidigare gjorts på den svenska versionen av instrumentet gjordes bedömningen att EFA var ett lämpligt metodval. Även om det är rimligt att misstänka att instrumentets faktorstruktur och psykometriska egenskaper skulle se liknande ut de som gjorts på andra språk gjorde vi bedömningen att detta inte var fullgott för att genomföra en KFA. Vår förhoppning är emellertid att resultatet av vår studie har gjort detta mer lämpligt som ett nästa steg, även om skillnaderna mellan dessa två varianter av faktoranalys är förhållandevis små (Fabrigar & Wegener, 2012). Då de communalities som vår faktorlösning genererade var relativt svaga var vårt stickprov lite i det minsta laget. Önskvärt hade varit ett stickprov med åtminstone tio deltagare per item vilket alltså skulle ha varit ett minimum av 240 deltagare. Mest önskvärt hade naturligtvis varit ett väldigt stort stickprov, vilket även hade möjliggjort att göra en EFA med hälften av deltagarna och en KFA med den andra halvan.

Att rekryteringen av deltagare var designad så att individer som själva upplevde sig vara perfektionister uppmuntrades söka försvårar i viss grad generaliserbarheten av fynden i föreliggande studie. Att enligt definitionen av klinisk perfektionism fortsätta sträva efter mål trots signifikanta negativa konsekvenser är sannolikt något som dessa individer inte alltid är medvetna om eller identifierar sig med. För att öka generaliserbarheten hade det därför varit önskvärt att även studera andra kliniska populationer där perfektionism visat sig ha relevans. Det var också en betydande majoritet kvinnor som var med i studien. Att fler kvinnor än män söker psykologisk behandling är känt sedan tidigare (Addis & Mahalik, 2003) liksom att det också är vanligare att kvinnor är villiga att delta i vetenskapliga studier än män. Det är inget som pekar på att resultatet skulle ha blivit annorlunda av en jämnare könsfördelning, men skevheten utgör likväl ett hot mot den externa validiteten. Gällande stickprovet förekom viss

homogenitet då inklusionskriterierna bland annat inkluderade egenuppfattade perfektionistiska besvär samt att dessa skulle skatta högt på de olika utfallsmåtten för perfektionism. Samtidigt fanns det tillräcklig spridning i stickprovet för att göra en faktoranalys (Yong & Pearce, 2013).

Shafran med flera (2003) tycker att dessa två faktorer speglar samma underliggande konstrukt vilket de kallar klinisk perfektionism. Med detta konstrukt tycks de avse såväl OM som PS samt rigida tankemönster. Även om de kritiserats flitigt av andra forskare inom fältet vidhåller Shafran et al. (2003) att de aldrig påstått att konstruktet skulle vara endimensionellt. De avfärdar emellertid kritiken och menar att CPQ besitter hög ekologisk validitet då det framgångsrikt mäter graden av klinisk perfektionism samt förändringen av denna. Detta kan ställas emot argumentet gällande faktorvaliditet vilket avser ett instruments förmåga att uppvisa samma dimensioner i en faktoranalys som det teoribaserade konstruktet (Cicchetti, 1994).

En inlärningspsykologisk hypotes gällande skillnaderna mellan OM och PS är att den förra i högre grad skulle kunna vara negativt förstärkt medan den senare i högre grad innefattar regelstyrda beteenden. PS skulle således kunna vara adaptivt under rätt omständigheter, men bli maladaptivt i det fall reglerna inte kan frångås vid behov (för ett utvecklat resonemang gällande detta se Stoeber, 2018). Detta skulle således också kunna innebära att svårigheterna bör behandlas med olika interventioner för optimalt behandlingsutfall.

Resultatet av den upprepade testningen med väntelistan blev inte så högt som hade varit önskvärt ($r = .68$), att jämföra med den välbeforskade självskattningsskalan för social ångest Liebowitz Social Anxiety Scale - Self Reported ($r = .83$; Baker, Heinrichs, Kim, & Hofmann, 2002). En anledning till detta kan ha varit att tiden mellan dessa tillfällen (åtta veckor) var relativt lång vilket medförde att sannolikheten för påverkan som ändrade deltagarnas upplevelse av perfektionism ökade, exempelvis mätningen av sina egenuppfattade besvär och motivationen att påbörja en behandling. Denna omständighet till trots indikerar resultatet att instrumentets träffsäkerhet gällande att mäta klinisk perfektionism inte är särskilt bra.

Det item som inte laddade på någon faktor och det item med svagast laddning är båda inverterade items. Då vi provade att exkludera dessa vid den upprepade mätningen visade resultatet ett bättre mått på α (.74 istället för .68) Det är sedan tidigare känt att inverterade items är problematiska vilket då förefaller stämma även i denna studie.

Resultaten från såväl föreliggande studie samt andra pekar på en rad begränsningar med CPQ. I denna studie fann vi att många items korrelerade lågt (under .30) med de underliggande hypotetiska konstrukten. Detta kan bero på en mängd orsaker, närmast till hands är dock att frågorna inte riktigt fångar det man avser att mäta. Det skulle också kunna bero på att vissa items kan vara något felaktigt översatta. Även om de kan ha en någorlunda korrekt formell översättning kan de sakna idiomatisk korrekthet. En viktig begränsning som gör att resultaten i denna studie måste tolkas med stor försiktighet är att översättningen inte är gjord enligt gängse praxis. CPQ är bara översatt till svenska men inte som brukligt är sedan tillbaka till engelska. Det går alltså inte att säga hur nära den svenska översättningen är det engelska originalet då man av tidsbrist hoppat över detta sista led. Exempelvis kan item 11 vara något av en felöversättning: Begreppet "to miss out" har sannolikt en kvalitet av att bortprioritera, försaka eller undanhållas något. Den svenska översättningen "...missat något" fångar inte riktigt den engelska kausala betydelsen.

Item 6 (“Har du höjt kraven på dig själv på grund av att du tycker att de har varit för lätta att nå?”) laddade i vår faktorlösning på OM. I samtliga av de studier på CPQ på andra språk laddade istället detta item på PS. Eventuellt skulle detta kunna ha att göra med översättningen och kanske specifikt på ordvalet “kraven” istället för det engelska “standards” där det förra i högre utsträckning kan tyckas spegla en yttre (eng: extrinsic) motivation och det senare i högre grad kan tolkas som inre (eng: intrinsic) motivation (för en utförlig diskussion kring olika typer av motivation kopplat till perfektionism se Stoeber (2017)fm).

Även formuleringen av item 7 (“Har du dömt dig själv utifrån hur du lyckas med att nå dina höga krav?”) går att spekulera kring. Det hade varit intressant att se om resultatet blivit ett annat om formuleringen “höga krav” istället löd “höga ambitioner” eller kanske till och med “höjt ribban”.

Item 9 varierar mycket mellan olika studier gällande vilken faktor den laddar på. Vid en granskning av formuleringen är det svårt att argumentera för att det bara skulle kunna ladda på den ena och inte den andra faktorn. Detta är enligt Fabrigar och Wegener (2012) problematiskt då ett item inte bör reflektera flera teman om det på ett trovärdigt sätt skall reflektera det hypotiserade konstruktet. Shafran et al (2003) argumenterar dock för deras ekologiska ansats till problematiken och att deras konstrukt klinisk perfektionism är ett och samma, alltså att de två dimensionerna av perfektionism hänger ihop. Detta skulle i så fall göra det svårare att urskilja olika faktorer.

Det verkar som att fler skolungdomar mår dåligt och det kan nog bero på ökade krav och att man behöver vara högpresterande ständigt. Det är viktigt att forska på hur man mäter perfektionism, särskilt då den svenska skolan i högre grad inriktats på resultat, mätning och prestation. Curran (2018) drar också slutsatsen att den ökade prevalensen av perfektionism beror på att samhället blivit mer individualistiskt, materialistiskt och socialt antagonistiskt där unga idag i allt högre grad befinner sig i mer tävlingsinriktade miljöer och orealistiska förväntningar samt att de har mer ängsliga och kontrollerande föräldrar än tidigare generationer.

I Sverige är utmattning ett växande problem. Det finns naturligtvis många olika orsaker till att människor blir utmattade men det är mycket troligt att en särskild subgrupp uppvisar många perfektionistiska beteenden (Jakob Clason Van de Leur, personlig kommunikation, 21 maj 2018). Om man ständigt strävar efter att göra bättre ifrån sig eller skaffar sig mer ansvar genom att bilda familj, köpa hus samt söka göra karriär ligger det nära till hands att kraven till slut överstiger resurserna med stressproblematik eller utmattning som följd. Man kan också spekulera kring att hög grad av klinisk perfektionism borde vara en prediktor för stressrelaterad ohälsa. Dock finns forskning som pekar på att PS kan vara en skyddsfaktor mot stressrelaterad ohälsa medan OM ökar risken för detsamma (Gnilka, McLaulin, Ashby & Allen, 2017).

Då vårt resultat stödjer att den svenska versionen av CPQ i stort sett har samma faktorstruktur och psykometriska egenskaper som originalskalan kan ett lämpligt nästa steg vara att göra en KFA med hypotesen att instrumentet består av två faktorer. Då CPQ togs fram för att bättre kunna identifiera individer som lider av klinisk perfektionism och genom det även annan förmodad komorbid psykisk ohälsa är det dock kanske bättre att framtida forskning koncentreras på att vidareutveckla instrumentet snarare än att åter visa att det mäter två olika saker. När det gäller svenska förhållanden skulle man också önska att CPQ beforskas även i icke-kliniska sammanhang för att bättre kunna normera skalan och ta fram gränsvärden för patienter med svårare problem med perfektionism. En av grundidéerna med

självskattningsformulär är ju att de så snabbt och enkelt som möjligt ska ge en bild av symtomen hos en individ för att sedan kunna planera lämpliga interventioner utifrån det.

Att försöka utforma påståenden som på ett mer avgränsat sätt fångar in dessa konstrukt hade varit intressant. Det hade också varit intressant att dela upp dessa två aspekter av klinisk perfektionism tydligare och utforma mer diskriminativa instrument som exempelvis semistrukturerade intervjuer vilka även skulle kunna ge indikationer om behandlingsupplägg.

Mer forskning behövs för att tydliggöra konstruktet klinisk perfektionism och tydligare koppla detta till den psykometriska forskningen. Shafran et als upplägg med klinisk perfektionism är både rimlig och kliniskt användbar. Dock är det önskvärt att ett nytt instrument utformas eller att det befintliga revideras. Ett instrument som tydligare mäter det det är avsett att mäta blir mer användbart, i synnerhet som diagnostisk hjälp. Det skulle också vara lättare att hitta lämpliga normeringar och cut-offvärden. Som det ser ut idag är det svårt att säga något om vilken poäng som skulle vara ett medeltal i totalpopulationen.

Ett område som sannolikt är intressant för vidare forskning i Sverige i synnerhet är kopplingen mellan perfektionism och stressrelaterad ohälsa vilket eventuellt skulle kunna identifiera individer i behov av preventiva åtgärder. Då stressrelaterad ohälsa är ett växande problem, kanske rent av en folksjukdom i Sverige, skulle det vara mycket intressant att forska vidare på kopplingen perfektionism och utmattning. Klinisk perfektionism passar teoretiskt bra in på hur vi i Sverige ser på etiologin till stress/utmattning/utbrändhet.

Föreliggande faktoranalys visade att det är rimligt att anta att den svenska versionen av CPQ besitter liknande psykometriska egenskaper som den engelska versionen. Skalan mäter troligtvis två faktorer varav den vi liksom många andra benämner oro för att misslyckas (eller liknande) är den tydligaste. Vår faktoranalys samt tidigare forskning visar även på att denna faktor i högre grad är associerad med psykisk ohälsa. Att instrumentet laddar på två faktorer är dock problematiskt och det hade varit önskvärt att modifiera skalan till att spegla ett mer enhetligt konstrukt, dela upp den i subskalor eller utveckla nya instrument för att på ett mer rättvisande sätt mäta klinisk perfektionism.

I stora drag ger vår faktoranalys liknande resultat som de gjorda på översättningar på andra språk. Vissa skillnader finns dock och en hypotes är att dessa kan bero på betydelsebärande språkliga skillnader mellan den svenska översättningen och det engelska originalet.

Resultatet av föreliggande faktoranalys ger inte något starkare stöd för CPQ:s validitet avseende att mäta klinisk perfektionism som ett endimensionellt konstrukt. Liksom i tidigare forskning laddar formuläret på två faktorer. Instrumentets konstruktvaliditet bedömer vi vara fortsatt svag då den förklaring upphovsmännen givit till dess uppbyggnad och utformning inte stämmer särskilt väl överens med vad som framkommit i denna och tidigare faktoranalyser på instrumentet. Då OM förefaller vara mest kliniskt relevant föreslår författarna att ett nytt eller en reviderad variant av CPQ tas fram vilket enbart avser mäta OM.

Referenser

- Addis, M. E., & Mahalik, J. R. (2003). Men, masculinity, and the contexts of help seeking. *American Psychologist*, 58 (1), 5-14.
- Adler, M., Hetta, J., Isacsson, G., & Brodin, U. (2012). An item response theory evaluation of three depression assessment instruments in a clinical sample. *BMC Medical Research Methodology*, 12: 84.
- Ansbacher, H. L., & Ansbacher, R. R. (Eds.). (1956). *The individual psychology of Alfred Adler: A systematic presentation in selections from his writings*. New York: Basic Books.
- Baker, S. L., Heinrichs, N., Kim, H., & Hofmann, S. G. (2002). The Liebowitz social anxiety scale as a self-report instrument: A preliminary psychometric analysis. *Behaviour Research and Therapy*, 40(6), 701-715.
- Bieling, P. J., Israeli, A. L., & Antony, M. M. (2004). Is perfectionism good, bad, or both? Examining models of the perfectionism construct. *Personality and individual differences*, 36(6), 1373-1385.
- Beard, C., Björgvinsson, T. (2014). Beyond generalized anxiety disorder: Psychometric properties of the GAD-7 in a heterogeneous psychiatric sample. *Journal of Anxiety Disorders* 28, 547-522.
- Cane, D. B., Olinger, L. J., Gotlib, I. H., & Kuiper, N. A. (1986). Factor structure of the dysfunctional attitude scale in a student population. *Journal of Clinical Psychology*, 42(2), 307-309.
- Carlbring, (2018). *Patient Health Questionnaire PHQ-9*. Besökt 31 augusti 2018 på <http://www.fbanken.se/form/96/patient-health-questionnaire>.
- Cattell, R. B., & Vogelmann, S. (1977). A Comprehensive Trial Of The Scree And Kg Criteria For Determining The Number Of Factors. *Multivariate Behavioral Research*, 12(3), 289-325.
- Chang, E. C., & Sanna, L. J. (2012). Evidence for the Validity of the Clinical Perfectionism Questionnaire in a Nonclinical Population: More Than Just Negative Affectivity. *Journal of Personality Assessment*, 94(1), 102-108.
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6(4), 284-290.
- Cuijpers, P., Cristea, I. A., Karyotaki, E., Reijnders, M., & Huibers, M. J. (2016). How effective are cognitive behavior therapies for major depression and anxiety disorders? A meta-analytic update of the evidence. *World Psychiatry*, 15(3), 245-258.
- Cunha, M., Xavier, A., & Castilho, P. (2016). Understanding self-compassion in adolescents: Validation study of the Self-Compassion Scale. *Personality and Individual Differences*, 93, 56-62.
- Curran, T. (2018). *Is perfectionism rising over time? A meta-analysis of birth cohort differences from 1989 to 2016*. Opublicerat manuskript. Hämtad från <https://psyarxiv.com/pkvxa/> 21 april 2018
- Dickie, L., Surgenor, L. J., Wilson, M., & Mcdowall, J. (2012). The structure and reliability of the Clinical Perfectionism Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 52(8), 865-869.
- Dunkley, D. M., Sanislow, C. A., Grilo, C. M., & Mcglashan, T. H. (2004). Validity of DAS perfectionism and need for approval in relation to the five-factor model of personality. *Personality and Individual Differences*, 37(7), 1391-1400.
- Egan, S. J., Shafran, R., Lee, M., Fairburn, C. G., Cooper, Z., Doll, H. A., Palmer, R. L. & Watson, H. J. (2016). The reliability and validity of the clinical perfectionism questionnaire in eating disorder and community samples. *Behavioural and cognitive psychotherapy*, 44(1), 79-91.
- Egan, S., Wade, T., & Shafran, R. (2011). Perfection as a transdiagnostic process: a clinical review. *Clinical psychology review*, 31, 203-212

Egan, S., Wade, T., Shafran, R., & Antony, M. M. (2014). *Cognitive-behavioral treatment of perfectionism*. New York: The Guilford Press.

Ernstål, I. (2015). *Perfektionism och self-compassion - En experimentell studie om hur perfectionism och self-compassion påverkar uppsatsskrivande och korrekturläsning i olika affektiva situationer*. Masteruppsats, Linköpings Universitet, Institutionen för beteendevetenskap och lärande.

Fabrigar, L. R., & Wegener, D. T. (2012). *Exploratory factor analysis*. New York: Oxford University Press.

Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics: (and sex and drugs and rock n roll) / Andy Field*. London: Sage.

Gnilka, P. B., Mclaulin, S. E., Ashby, J. S., & Allen, M. C. (2017). Coping resources as mediators of multidimensional perfectionism and burnout. *Consulting Psychology Journal: Practice and Research*, 69(3), 209-222.

Hansson, M., Chotai, J., Nordstöm, A., & Bodlund, O. (2009). Comparison of two self-rating scales to detect depression: HADS and PHQ-9. *British Journal of General Practice*, 59(566).

Hoiles, K. J., Kane, R. T., Watson, H. J., Rees, C. S., & Egan, S. J. (2016). Preliminary Investigation of the Reliability and Validity of the Clinical Perfectionism Questionnaire in a Clinical Sample. *Behaviour Change*, 33(03), 127-135.

Fairburn, C. G., Cooper, Z., & Shafran, R. (2003). *Clinical Perfectionism Questionnaire*. United Kingdom: Department of Psychiatry, University of Oxford.

Frisch, M. B., Cornell, J., Villanueva, M., & Retzlaff, P. J. (1992). Clinical validation of the quality of life inventory. A measure of life satisfaction for use in treatment planning and outcome assessment. *Psychological Assessment*, 4, 92-101

Frost, R. O., Heimberg, R. G., Holt, C. S., Mattia, J. I., & Neubauer, A. L. (1993). A comparison of two measures of perfectionism. *Personality and individual differences*, 14(1), 119-126.

Frost, R. O., Marten, P., Lahart, C., & Rosenblate, R. (1990). The dimensions of perfectionism. *Cognitive Therapy and Research*, 14, 449-468.

Garner, D. M., Olmstead, M. P., & Polivy, J. (1983). Development and validation of a multidimensional eating disorder inventory for anorexia nervosa and bulimia. *International Journal of Eating Disorders*, 2, 15-34.

Hakstian, A. R., Rogers, W. T., & Cattell, R. B. (1982). The Behavior Of Number-Of-Factors Rules With Simulated Data. *Multivariate Behavioral Research*, 17(2), 193-219.

Hewitt, P. L., & Flett, G. L. (1990). Perfectionism and depression: A multidimensional analysis. *Journal of Social Behavior and Personality*, 5, 423-438.

Hewitt, P. L., & Flett, G. L. (1991). Perfectionism in the self and social contexts: Conceptualization, assessment, and association with psychopathology. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60, 456-470.

Hawkins, C. C., Watt, H. M., & Sinclair, K. E. (2006). Psychometric Properties of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale With Australian Adolescent Girls. *Educational and Psychological Measurement*, 66(6), 1001-1022.

Horney, K. (1950). *Neurosis and human growth*. New York: Norton.

Kiiskinen, J. & Söderberg, A-K. (2017). *Helt perfekt. - Uppföljning av en behandlingsstudie som undersöker internetförmeddad KBT vid perfektionism*. Specialistarbete för psykologer.. Stockholms universitet, psykologiska institutionen.

Kroenke, K., Spitzer, R. L., & Williams, J. B. (2001). The PHQ-9. *Journal of General Internal Medicine*, 16(9), 606-613.

- Landström, A., & Örtenholm, A. (2016). *När självskattningar inte räcker till*. (Opublicerad masteruppsats). Linköpings Universitet, Institutionen för beteendevetenskap och lärande.
- Limburg, K., Watson, H. J., Hagger, M. S., & Egan, S. J. (2017). The relationship between perfectionism and psychopathology: A meta-analysis. *Journal of clinical psychology*, 73(10), 1301-1326.
- Lindner, P., Frykheden, O., Forsström, D., Andersson, E., Ljótsson, B., Hedman, E., & Carlbring, P. (2016). The Brunnsviken Brief Quality of life scale (BBQ): Development and psychometric evaluation. *Cognitive behaviour therapy*, 45(3), 182-195.
- Lundh, L., Saboonchi, F., & Wångby, M. (2007). The Role of Personal Standards in Clinically Significant Perfectionism. A Person-Oriented Approach to the Study of Patterns of Perfectionism. *Cognitive Therapy and Research*, 32(3), 333-350.
- Maloney, G. K., Egan, S. J., Kane, R. T., & Rees, C. S. (2014). An Etiological Model of Perfectionism. *PLoS ONE*, 9(5).
- Moloodi, R., Pourshahbaz, A., Mohammadkhani, P., Fata, L., & Ghaderi, A. (2017). Psychometric properties of the Persian version of Clinical Perfectionism Questionnaire: Findings from a clinical and non-clinical sample in Iran. *Personality and Individual Differences*, 119, 141-146.
- Neff, K. D. (2003). The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity*, 2(3), 223-250.
- Neff, K. D. (2011). Self-compassion, self-esteem, and well-being. *Social and Personality Psychology Compass*, 5(1), 1-1.
- Neff, K. D., & Pommier, E. (2013). The Relationship between Self-compassion and Other-focused Concern among College Undergraduates, Community Adults, and Practicing Meditators. *Self and Identity*, 12(2), 160-176.
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 32(3), 396-402.
- Ohrt, T., & Thorell, L. (1998). Dysfunctional Attitude Scale (DAS). Psychometrics and Norms of the Swedish Version. *Scandinavian Journal of Behaviour Therapy*, 27(3), 105-113.
- Raes, F., Pommier, E., Neff, K. D., & Gucht, D. V. (2010). Construction and factorial validation of a short form of the Self-Compassion Scale. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 18(3)
- Riley, C., Lee, M., Cooper, Z., Fairburn, C., & Shafran, R. (2007). *A randomised controlled trial of cognitive-behaviour therapy for clinical perfectionism: A preliminary study*. *Behaviour Research and Therapy*, 45, 2221–2231.
- Roos, S., & Thelander, E., (2016). *Devin – Internetförmiddlad kognitiv beteendeterapi mot klinisk perfektionism som transdiagnostiskt fenomen*. Linköpings Universitet, Institutionen för beteendevetenskap och lärande.
- Shafran, R., Egan, S., & Wade, T. (2010). *Overcoming perfectionism: a self-help guide using cognitive behavioral techniques*. London: Robinson.
- Shafran, R., Cooper, Z., & Fairburn, C. (2002). Clinical perfectionism: a cognitive-behavioural analysis. *Behaviour research and therapy*, 40, 773-791
- Shafran, R., Cooper, Z., & Fairburn, C. (2003). "Clinical perfectionism" is not "multidimensional perfectionism": A reply to Hewitt, Flett, Besser, Sherry & McGee. *Behaviour Research and Therapy*, 41(10), 1217-1220.
- Sheehan, D., Lecrubier, Y., Sheehan, K. H., Sheehan, K., Amorim, P., Janavs, J., et al. (1998). Diagnostic Psychiatric Interview for DSM-IV and ICD-10. *The Journal of Clinical Psychiatry*, 59, 22-33.

Skoglund, M., & Trosell, L. (2016). *Hur perfekt får en vara?- Prediktorer för förändring vid internetbaserad kognitiv beteendeterapi för perfektionism*. (Opublicerad masteruppsats). Linköpings Universitet, Institutionen för beteendevetenskap och lärande.

SFS 1998:204. Personuppgiftslagen. Stockholm: Justitiedepartementet. Hämtad 30 augusti, 2018 från: https://www.riksdagen.se/sv/dokument-lagar/dokument/svensk-forfattningssamling/personuppgiftslag-1998204_sfs-1998-204

SFS 2003:460. Lag om etikprövning av forskning som avser människor. Stockholm: Utbildningsdepartementet. Hämtad 3 september, 2018 från: https://www.riksdagen.se/sv/dokument-lagar/dokument/svensk-forfattningssamling/lag-2003460-om-etikprovning-av-forskning-som_sfs-2003-460

Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B., & Löwe, B. (2006). A Brief Measure for Assessing Generalized Anxiety Disorder. *Archives of Internal Medicine*, 166(10), 1092.

Stairs, A. M., Smith, G. T., Zapolski, T. C., Combs, J. L., & Settles, R. E. (2012). Clarifying the construct of perfectionism. *Assessment*, 19(2), 146-166.

Steel, Z., Marnane, C., Iranpour, C., Chey, T., Jackson, J. W., Patel, V., & Silove, D. (2014). The global prevalence of common mental disorders: A systematic review and meta-analysis 1980–2013. *International Journal of Epidemiology*, 43(2), 476-493.

Steele, A. L., Oshea, A., Murdock, A., & Wade, T. D. (2010). Perfectionism and its relation to overevaluation of weight and shape and depression in an eating disorder sample. *International Journal of Eating Disorders*, 44(5), 459-464.

Stockholms läns landsting. GAD-7 självskattningsfrågor. Besökt 31 augusti 2018 på http://www1.psykiatristod.se/Global/Psykiatristod/Bilagor/angestsyndrom%20o%20OCD/GAD-7_svenska.pdf

Stoeber, J. (2018). *The Psychology of Perfectionism - Theory, Research, Applications*. New York: Routledge.

Stoeber, J., & Damian, L. E. (2014). The Clinical Perfectionism Questionnaire: Further evidence for two factors capturing perfectionistic strivings and concerns. *Personality and Individual Differences*, 61-62, 38-42.

Tozzi, F., Aggen, S. H., Neale, B. M., Anderson, C. B., Mazzeo, S. E., Neale, M. C., & Bulik, C. M. (2004). The Structure of Perfectionism: A Twin Study. *Behavior Genetics*, 34(5), 483-494.

Tucker, L. R., Koopman, R. F., & Linn, R. L. (1969). Evaluation of factor analytic research procedures by means of simulated correlation matrices. *Psychometrika*, 34, 421-459.

Vetenskapsrådet. (2002). *Forskningsetiska principer inom humanistisk-samhällsvetenskaplig forskning*. ISBN:91-7307-008-4. Tryck: Elanders Gotab

Wade, T. D., & Bulik, C. M. (2006). Shared genetic and environmental risk factors between undue influence of body shape and weight on self-evaluation and dimensions of perfectionism. *Psychological Medicine*, 37(05), 635.

Weissman, A. N., & Beck, A. T. (1978). *Development and Validation of the Dysfunctional Attitude Scale: A Preliminary Investigation*. Paper presented at the 86th Annual Convention of the American Psychological Association, Toronto, Canada.

Yong, A. G., & Pearce, S. (2013). A Beginner's Guide to Factor Analysis: Focusing on Exploratory Factor Analysis. *Tutorials in Quantitative Methods for Psychology*, 9(2), 79-94.

Zetterberg, M. (2016). *Internet-Based Treatment of Perfectionism: A Randomized Controlled Trial Comparing Two Types of Self-help*. Stockholms universitet, psykologiska institutionen.

Bilaga 1

Original och översatt version av CPQ

Item	Svensk version	Engelsk version
1.	Har du pressat dig själv riktigt hårt för att nå dina mål?	Have you pushed yourself really hard to meet your goals?
2.	Har du haft en tendens till att fokusera på det du uppnått snarare än det du inte uppnått?	Have you tended to focus on what you have achieved, rather than on what you have not achieved? (R)
3.	Har du fått höra av andra att du ställer för höga krav på dig själv?	Have you been told that your standards are too high?
4.	Har du känt dig misslyckad som person för att du inte lyckats nå dina mål?	Have you felt a failure as a person because you have not succeeded at meeting your goals?
5.	Har du varit rädd för att inte lyckas leva upp till dina krav?	Have you been afraid that you might not reach your standards?
6.	Har du höjt kraven på dig själv på grund av att du tycker att de har varit för lätta att nå?	Have you raised your standards because you thought they were too easy?
7.	Har du dömt dig själv utifrån hur väl du lyckas att nå dina höga krav?	Have you judged yourself on the basis of your ability to achieve high standards?
8.	Har du gjort precis bara det som krävs för att klara dig?	Have you done just enough to get by? (R)
9.	Har du vid upprepade tillfällen kontrollerat hur väl du har klarat att leva upp till dina krav (exempelvis genom att jämföra din prestation med andras)?	Have you repeatedly checked how well you are doing at meeting your standards (for example, by comparing your performance with that of others)?
10.	Tror du att andra personer har tänkt att du är en ”perfektionist”?	Do you think that other people would have thought of you as a “perfectionist”?
11.	Har du fortsatt att sträva mot att leva upp till dina krav, även om det har inneburit att du har missat andra saker i livet?	Have you kept trying to meet your standards, even if this has meant that you have missed out on things?
12.	Har du undvikit situationer där dina prestationer ska bedömas för att du har varit rädd för att misslyckas?	Have you avoided any tests of your performance (at meeting your goals) in case you failed?