

# Psykometrisk evaluering av RRS-BR och BSRI i svensk översättning

Ernst Cronwall

Psykologiska institutionen  
Examensarbete 30 hp  
Psykologi  
Psykologprogrammet (300 hp)  
Vårterminen 2019  
Handledare: Philip Lindner  
English title: Psychometric Evaluation of the RRS-BR  
and BSRI in Swedish Translation



Stockholms  
universitet

## PSYKOMETRISK EVALUERING AV RRS-BR OCH BSRI I SVENSK ÖVERSÄTTNING

Ernst Cronwall

Trots internationellt utbredd användning av självskattningsskalor som mäter depressiv ruminering saknas det psykometriskt validerade skalor för att mäta konstruktet i svenskspråkiga sammanhang. Syftet med det föreliggande arbetet var att undersöka validiteten hos självskattningsskalor av ruminativ disposition (Ruminative Responses Scale – Brooding and Reflection) och pågående ruminering (Brief State Rumination Inventory) i svensk översättning. Skalorna besvarades av psykologistudenter ( $n = 314$ ) tillsammans med mått på depressivitet, ångest, stress samt symtomövergripande psykiska besvär (Depression Anxiety Stress Scales-21) och livstillfredsställelse (Satisfaction With Life Scale). Båda rumineringsskalorna visade acceptabel intern konsistens men bristfällig överensstämmelse med testade faktormodeller. Efter att problematiska item raderats visade skalorna god överensstämmelse med modellerna och bibehållen acceptabel intern konsistens. Starkare korrelationer med symtomövergripande psykiska besvär jämfört med depression, stress eller ångest indikerade att skalorna mäter en generell maladaptiv typ av ruminering, snarare än en depressionsspecifik form.

Ruminering, det vill säga ett tankemässigt ältande (Egidius, u.å.), är en term vars innebörd har skiftat avsevärt inom det psykologiska fältet de senaste decennierna. Detta har resulterat i en uppsjö av parallella definitioner och specificerade undertyper av fenomenet. Begreppet har bland annat använts för att beskriva tvångsmässiga och ofrivilligt återkommande tankar (Anthony & Edelstein, 1975; Bass, 1973; Hallam, 1974; Mills & Solyom, 1974; Rabavilas & Boulougouris, 1974; Rachman, 1971; Semple, Smyth, Burns, Darjee & McIntosh, 2005; Stern, Lipsedge & Marks, 1973) samt upprepande av tankar relaterade till ouppnådda målbilder och personliga standarder (Martin & Tesser, 1996). Vid sidan om den dominerande forskningen om negativt affektladdad ruminering har även ruminering kring positivt laddade ämnen studerats (se till exempel Feldman, Joormann & Johnson, 2008; Johnson, McKenzie, McMurrich, 2008; Li, Starr & Hershenberg, 2017).

Den idag vanligast förekommande definitionen av ruminering härstammar från Susan Nolen-Hoeksemas responsstilsteori om depression. Teorin postulerar att "ruminations is a mode of responding to distress that involves repetitively and passively focusing on symptoms of distress and on the possible causes and consequences of these symptoms" (Nolen-Hoeksema, Wisco, Lyubomirsky, 2008, sid. 400). Således definierar teorin ruminering som en ältande reaktion på olika typer av psykiskt obehag, medan tidigare beskrivningar av teorin endast definierade ruminering i relation till depression, så att: "Ruminative responses involve repetitively focusing on the fact that one is

depressed; on one's symptoms of depression; and on the causes, meanings, and consequences of depressive symptoms” (Nolen-Hoeksema, 1991, sid. 569). Ruminering som nått en kliniskt signifikant nivå kan till exempel ta sig uttryck i att personen ältar tankar om sitt nedsatta mående i sådan utsträckning att hen inte förmår fokusera på och delta i sociala konversationer (Martell, Dimidjian & Herman-Dunn, 2010) eller att grubbleri om den egna situationens hopplöshet upptar så mycket av personens uppmärksamhet att hen inte lyckas utföra vardagssysslor som att handla eller städa (Ramnerö, 2013). Av definitionerna följer att ruminering emellertid inte behöver ha någon påverkan på overta beteenden eller leda till nedsatt förmåga. Sådana mildare former skulle kunna bestå i en sporadisk undran över varför man känner sig så nere just idag, eller en tillfällig distraherande tanke kring upplevelser av nedstämdhet.

Watkins (2008) har inordnat ruminering jämte andra typer av repetitivt tänkande och slår fast att den depressiva ruminering som beskrivs av Nolen-Hoeksema (1991) skiljer sig från andra typer av repetitivt tänkande genom att bestå av abstrakta tankar med negativ valens som utspelar sig i en negativ intrapersonell kontext och har negativa konsekvenser för individen. Eftersom depressiv ruminering således skiljer sig från andra typer av ruminering vad gäller innebörd såväl som praktiska implikationer kommer endast depressiv ruminering behandlas vidare i den föreliggande uppsatsen. Depressiv ruminering kommer också att vara vad som åsyftas när ruminering nämns utan sagda förled.

*Depressiv* ruminering nämns tidigast i litteraturen av Fennell och Teasdale (1984) och börjar studeras systematiskt i början av nittioalet (Lyubomirsky & Nolen-Hoeksema, 1993; Nolen-Hoeksema, 1991; Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991, 1993) efter att Nolen-Hoeksema lagt fram responsstilteorin om depression (1987). Ökad benägenhet att ruminera kring nedstämdhet föreslås i Nolen-Hoeksemas teori som förklaring till högre depressionsprevalens hos kvinnor jämfört med män. Via responsstilteorin har rumineringsbegreppet nått spridning inom kognitiv beteendeterapi som en förklaring bakom uppkomst och vidmakthållande av depression och depressivitet (Nolen-Hoeksema et al., 2008). Så är även fallet inom den svenskspråkiga delen av fältet, där ruminering, ält ältande används som parallella begrepp för engelskans rumination (se till exempel Ramnerö, 2013). I det föreliggande arbetet kommer ruminering användas genomgående som svensk översättning. Utanför akademiska sammanhang kan ältande lämpligen användas synonymt då ruminering antagligen saknar den avsedda betydelsen för de allra flesta.

Allt sedan depressiv ruminering började studeras har området utvecklats parallellt med metoder för att mäta fenomenet. Den första av dessa var Ruminative Responses Scale (RRS) (Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991), från början en subskala i Response Styles Questionnaire (RSQ) som även mäter självdistraktion, problemlösning och riskfyllda beteenden som potentiella responsstilar i närvaro av nedstämdhet. RRS består av 22 item som beskriver ruminativa responser på nedstämdhet, vilka skattas av respondenten i ett fyrgradigt responsformat i fråga om hur ofta de uppvisar beteendet eller tankarna.

I studier där RRS används för att predicera depression och depressivitet har brister i instrumentet dock framkommit. Elva av skalans item har konstaterats beskriva depressiva symtom som tydligt överlappar med symtomskalor för depression (Segerstrom, Tsao, Alden & Craske, 2000). När skalan besvarats av personer diagnosticerade med egentlig

depression har Kasch et al (2001) observerat en korrelation mellan omfattning av depressionssymtom och RRS-poäng över tid, trots varierande grad av depression, något som står i tydlig kontrast till Nolen-Hoeksemas responsstilsteori enligt vilken ruminativ responsstil är en stabil egenskap. Ett sannolikt skäl till detta kan antas vara överlappet mellan RRS:s innehåll och depressionssymtom.

För att åtgärda dessa brister tog Treynor et al. (2003) fram en version av skalan där tolv item som överlappade innehållsmässigt med symtombeskrivningar i Beck's Depression Inventory (BDI) ströks. Principalkomponentanalys av data från ett slumpmässigt populationsrepresentativt amerikanskt stickprov ( $n = 1131$ ) visade stöd för en tvåfaktormodell av ruminering bestående av reflekterande och brooding (grubbleri; depressivt grubblande), där varje faktor mäts av fem item vardera. Exempelvis antas påståendet "Du tänker på något som har skett nyligen och önskar att det hade gått bättre", mäta grubbleri, medan "Du analyserar den senaste tidens händelser för att försöka förstå varför du är deprimerad/nedstämd" antas mäta reflektion. Instrumentet benämns oftast Ruminative Responses Scale – Brooding and Reflection (RRS-BR). Dock förekommer en rad alternativa benämningar som RRS-R, RRS-10, RRS-short form eller breif RRS i litteraturen. Samtliga benämningar avser emellertid samma uppsättning item.

RRS och RRS-BR har sedan skalorna publicerades alltså varit de mest använda metoderna för att mäta depressiv ruminering i forskningssammanhang. Det senaste decenniet har RRS-BR använts i ett stort antal studier av depressivitet (se till exempel Bartoskova, Sevcikova, Durisko, Maslej, Barbic, Preiss, & Andrews, 2018; Desrosiers, Vine, Curtiss & Klemanski, 2014; Forgeard, Corcoran, Beard & Björgvinsson, 2018; Hallford, Austin, Raes & Takano, 2019; Hamilton, Furman, Chang, Thomason, Dennis & Gotlib, 2011; Hasegawa, Koda, Kondo, Hattori & Kawaguchi, 2013; Hasegawa, Kunisato, Morimoto, Nishimura & Matsuda, 2018; Kraft, Jonassen, Ulset, Stiles & Inge, 2018; Mohiyeddini & Opacka-Juffry, 2015). Skalan har också använts inom ett brett spann av andra forskningsområden, bland annat för att studera samband mellan ruminering och verbal begåvning (Penney, Miedema & Mazmanian, 2015), problemlösning (Hasegawa, Nishimura, Mastuda, Kunisato & Adachi, 2016), alkoholism (Caselli, Ferretti, Leoni, Rebecchi, Rovetto & Spada, 2010), menstruationsrelaterade affektiva störningar (Dawson, Peters, Eisenlohr-Moul, Paulson, Rubinow & Girdler, 2018), utbrändhet (Bianchi & Schonfeld, 2016), insomni (Mitchell, Mogg & Bradley, 2012), postpartumdepression (Denis & Luminet, 2018), självskadebeteenden (Selby, Lavonna, Connell & Joiner, 2010), psykisk hälsa hos mödrar till sexuellt utnyttjade barn (Plummer, 2006), socialt nätverkande (Davila, Hershenberg, Feinstein, Gorman, Bhatia & Starr, 2012) målfokusering (Altamirano, Miyake & Whitme, 2010), miljöfaktors inverkan på psykisk hälsa hos sexuella minoriteter (Timmins, Rimes, & Rahman, 2018), övergång till högre utbildning (Kneeland & Dovidio, 2019) samt minnesträning som intervention i psykiatrisk öppenvård (Martens, Barry, Takano, & Raes, 2019).

Under årens gång har det också utvecklats ett antal andra självskattningsskalor för att mäta depressiv ruminering och snarlika begrepp. Ruminative Thought Scale (RTS) mäter benägenhet att ruminera kring nedstämdhet och är utvecklad för att utgöra ett direkt alternativ till RRS (Conway, Csank, Holm & Blake, 2000). Ytterligare ett potentiellt alternativ till RRS utgörs av Ruminative Thought Style Questionnaire (RTS) som mäter generell benägenhet att ruminera kring ämnen med såväl negativ som positiv eller neutral

valens (Brinker & Dozois, 2009). Andra skalor som kan nämnas i sammanhanget inkluderar Self-Rumination Scale (SRuS), vilken mäter benägenhet att ruminera kring negativa aspekter av självet (Elliott & Coker, 2008), Rumination and Reflection Questionnaire (RRQ) som mäter negativ ruminering och neutral reflektion över det egna självet inom ramen för personlighetsteori (Trapnell & Campnell, 1999) samt Analytical Rumination Questionnaire (ARQ) som mäter benägenhet att hänge sig åt adaptiv problemlösande självreflektion som respons på depressivitet (Barbic, Durisko & Andrews, 2014).

Separata skalor har tagits fram för att mäta ruminering hos barn och ungdomar. Children's Response Styles Scale (CRSS) mäter ruminativ respektive självdistraherande responsstil i relation till nedstämdhet hos förpubertala barn (Ziegert & Kristner, 2002), medan Children's Response Styles Questionnaire (CRSQ) även mäter problemlösande responsstil (Abela, Aydin & Auerbach, 2007). Ruminative Thought Style Questionnaire-15 (RTSQ-15) mäter fyra domäner av rumineringsbenägenhet i form av problemfokuserade, kontrafaktiska, repetitiva samt anticipatoriska tankar hos barn 10-18 år (Tanner, Voon, Hasking & Martin, 2013).

Den senast konstruerade skalan för att mäta ruminering är Brief State Rumination Inventory (BSRI) (Marchetti, Mor, Chiorri & Koster, 2018). BSRI skiljer sig från tidigare självskattningsskalor av depressiv ruminering genom att mäta grad av pågående ruminativa processer (state rumination) hos respondenten istället för respondentens ruminativa disposition (trait rumination). Exempel på item från skalan är "Just nu reflekterar jag över min sinnesstämning" och "Just nu är det svårt för mig att stänga av negativa tankar om mig själv". Det är därmed det första instrumentet som mäter ruminering som ett fluktuerande tillstånd snarare än en stabil egenskap.

Trots omfattande konstruktion och användning av självskattningsskalor för ruminering saknas det emellertid psykometriskt validerade skalor för att mäta fenomenet i svenskspråkiga sammanhang. Att begreppet används i svenska beteendekliniska kontexter (se till exempel Linton & Flink, 2011; Nilsson, 2015; Ramnerö, 2013; Tillfors, Flink & Anniko, 2015) utan att kunna mätas på ett tillförlitligt sätt kan innebära vissa problem. I forskningshänseende begränsar det vilka hypoteser som kan prövas och vilka studier som kan replikeras med bibehållen tillförlitlighet i svenska stickprov. I det kliniska sammanhanget består problemet snarare i avgöranden om vad som utgör ruminering, samt öknings- och minskningar därav, lämnas helt åt klinkerns individuella bedömning från fall till fall. Detta kan i sin tur leda till begreppsförvirring och försvåra kunskapsutbyte terapeuter emellan. Det är därför angeläget att svenskspråkiga instrument för att mäta ruminering utvärderas i fråga om psykometrisk validitet.

En rimlig utgångspunkt för ett sådant arbete är att undersöka validiteten hos RRS-BR i svensk översättning, sett till att det är det internationellt mest väletablerade instrumentet för att mäta benägenhet att ruminera. Ytterligare ett viktigt tillskott består i att göra detsamma för BSRI, då detta är det enda instrumentet som mäter ruminativt tillstånd. Transkulturell korsvalidering av psykometriska skalor är nödvändig av två övergripande skäl. För det första kan kulturella skillnader, såväl som semantiska skillnader relaterade till översättningen, innebära att respondenter reagerar på ett annorlunda sätt i interaktion med skalan. För det andra kan de latenta konstrukt som mäts variera i både omfattning och funktion mellan olika populationer. Detta kan i sin tur leda till missvisande tolkningar

av skalornas resultat. Eftersom båda omständigheterna är liktydiga med försvagade mätegenskaper behöver dess förekomst utforskas eller uteslutas innan en skala kan anses valid i en viss språklig kontext.

Om båda instrumenten visar sig valida kan de antas komplettera varandra så till vida att de mäter ruminering både som personlighetsegenskap och inre process. Detta bör täcka det huvudsakliga behovet av självskattningsskalor av ruminering i såväl kliniska kontexter som forskningssammanhang. Syftet med den föreliggande uppsatsen kommer därför vara att undersöka validiteten hos de båda skattningsskalorna under svenska förhållanden.

#### *RRS-BR – tidigare forskning*

I ursprungspublikationen av RRS-BR fann Treynor et al. (2003), som tidigare nämnts, stöd för att skalan mätte två olika facetter av ruminering: depressivt grubblande och självreflektion. Studien utgick från insamlade data från en tidigare studie (Nolen-Hoeksema, Larson & Grayson, 1999) där RRS i 22-itemformat besvarats genom intervjuer. När Treynor et al. återanalyserade datan från de tio item som inte bedömdes överlappa innehållsmässigt med depression fann de stöd för sagda tvåfaktorstruktur med fem item på varje faktor. Då svaren gavs i ett fyrgradigt responsformat (1-4) var variationsområdet för varje delskala fem till 20 poäng.

Subskalorna visade acceptabel reliabilitet givet det knappa antalet frågor; för reflektionsskalan var den standardiserade alfakoefficienten .72 och test-retest korrelationen med två års intervall .60. Motsvarande värden för grubbleriskalan var .77 och .62. Medelvärdet för reflektionsskalan var 9.83 ( $SD = 3.11$ ) och 9.40 ( $SD = 2.96$ ) för grubbleriskan. Sambandet mellan de båda skalorna var medelstarkt ( $r = .37$ ). Grubbleriskalan hade en betydligt starkare korrelation med depressionssymtom än reflektionsskalan ( $r_{reflektion} = .12$ ,  $r_{grubbleri} = .44$ ). Högre poäng på grubbleriskalan predicerade en ökning av depressiva symtom efter ett års tid, medan högre poäng på reflektionsskalan predicerade en minskning. Reflektionsskalan kan därmed anses mäta en adaptiv form av depressiv ruminering, medan grubbleriskalan mäter en maladaptiv form.

Instrumentets faktorstruktur har sedan dess varit föremål för en rad studier. Segerstrom et al. (2003) rapporterade stöd för en trefaktorstruktur i 22-itemversionen av RRS för ett studentstickprov, där faktorerna utgjordes av depressiva symtom, självanalys och självförebåelse. Strukturen är lik den som föreslogs av Treynor et al. (2003), så till vida att depressionsfaktorn ungefärligen motsvaras av de item som tagits bort, självanalysfaktorn av reflektion och självförebåelsefaktorn av grubbleri. Stöd för tvåfaktormodellen har också rapporterats av Rude et al (2007) och Armey et al. (2009) i studentstickprov samt av Burwell och Shirk (2007) i ett stickprov bestående av barn 12-15 år där en åldersanpassad version av RRS användes.

Whitmer och Gotlib (2011) har undersökt faktorstrukturen hos RRS-BR i tre stickprov hämtade ur den kaliforniska allmänheten. Dessa bestod av individer som aldrig uppfyllt kriterierna för egentlig depression, tidigare uppfyllt kriterierna för en egentlig depressionsepisod samt individer som befann sig i en egentlig depressionsepisod när studien ägde rum. Stöd för tvåfaktorstrukturen kunde påvisas både i gruppen där respondenterna aldrig varit deprimerade och i gruppen av tidigare deprimerade. Så var dock inte fallet i den deprimerade gruppen, där två reflektionsitem laddade på grubblerifaktorn och ytterligare ett inte laddade på någon av faktorerna. Detta tolkades

som avsaknad av en tydlig distinktion mellan reflektion och grubbleri hos deprimerade individer.

RRS-BR har sedan tidigare översatts till och validerats för användning på kinesiska (Huang, Wu, Wu, Huang, Yeh, Yung & Fang, 2015; Lei et al., 2017), spanska (Hervás, 2008; Ruiz, Suárez Falcón, Sierra, Barreto Montero, García Martín, Bernal & Ramírez, 2017), brasiliansk portugisiska (Lucena-Santos, Pinto-Gouveia, Carvalho & Oliveira, 2018), japanska (Hasegawa, 2013), franska (Parola et al., 2017) turkiska (Erdur-Baker & Bugay, 2010), europeisk portugisiska (Xavier, Cunha & Pinto-Gouveia, 2016) nederländska (Schoofs, Hermans & Raes, 2010) och tjeckiska (Bartoskova et al., 2018). Belägg för tvåfaktorstrukturen har påvisats för alla översättningar i studierna ovan, utom för den tjeckiska där Bartoskova et al. inte kunde visa på en tydlig tvåfaktorstruktur i ett blandat tjeckiskt-kanadensiskt stickprov, utan istället ett mönster av faktorladdningar liknande det som Whitmer och Gotlib (2011) fann för personer med pågående depression. Vidare kunde Griffith och Raes i en senare studie (2015) enbart hittat belägg för grubblerifaktorn, men inte för reflektionsfaktorn i den nederländska versionen.

#### *BSRI – tidigare forskning*

BSRI har tidigare endast använts i originalstudien av Marchetti et al. (2018). Efter psykometrisk utvärdering av en större itempool bestod den slutgiltiga skalan av åtta item. Dessa besvarades på en 100 mm lång visuellanalog skala (VAS) och togs fram i engelska och nederländska versioner. Instrumentets validitet undersöktes i tre stickprov, varav två bestående av nederländsktalande universitetsstudenter i Belgien och ett bestående av amerikaner rekryterade via en webbplats för datainsamling. Konfirmatorisk faktoranalys visade stöd för en endimensionell faktormodell över samtliga stickprov. Cronbachs alfa var .89 för det andra belgiska stickprovet och .91 för det amerikanska. Korrelationerna med RRS-BR var .49 med grubbleriskalan och .37 med reflektionsskalan. För symtommått på psykisk ohälsa utifrån Depression Anxiety Stress Scales-21 (DASS-21) (Lovibond & Lovibond, 1995) var korrelationerna med depression, ångest och stress .54, .41 samt .44. Instrumentet visades också vara känsligt för en experimentell metod för att framkalla ruminering utvecklad av Nolen-Hoeksema och Morrow (1993) där deltagarna ombes fokusera sin uppmärksamhet på känslor- symptom- och självfokuserande fraser som presenteras på en monitor.

#### *Frågeställningar*

Sammanfattningsvis är det angeläget att RRS-BR och BSRI översatts till svenska för att möjliggöra forskning kring ruminering i svenskspråkiga stickprov, samt för att ge kliniker en mer enhetlig uppfattning av vad begreppet består i och hur det kan kvantifieras. Det finns också skäl att anta att svenska översättningar av skalorna skulle kunna skilja sig ifråga om psykometriska egenskaper jämfört med originalversionerna. Rumineringsbegreppet är en abstrakt funktionell kategori bestående av inre responser, medan skalornas item beskriver relativt konkreta beteenden, tankar och känslor. Detta gör det är långt ifrån uppenbart huruvida ett item utgör en del av det avsedda bakomliggande konstruktet efter en översättning. Om skalornas egenskaper inte undersöks finns det således en risk att små språkliga nyanser och kulturella skillnader i tolkningen av dessa försämrar skalornas enlighet och därmed psykometriska validitet i stort.

För att RRS-BR och BSRI i svensk översättning ska betraktas som valida mått på respektive konstrukt krävs i första hand god faktoriell validitet. Detta består i en påvisad överensstämmelse mellan den faktormodell av de bakomliggande dimensionerna som

instrumenten poängsätts efter och faktorstrukturen för hur respondenter interagerar med instrumentet i praktiken. Förutom den vedertagna tvåfaktorstrukturen kommer även en enfaktorstruktur testas då ett fåtal studier inte har kunnat påvisa reflektionsfaktorns existens. För BSRI kommer endast enfaktormodellen som föreslagits i originalstudien att testas.

Ett andra validitetsindicium består i skalornas diskriminativa- och konstruktvaliditet. Då båda skalorna mäter aspekter av depressiv ruminering bör de korrelera positivt både med varandra och med grad av depressivitet. Vidare bör denna korrelation vara starkare än korrelationen med andra typer av psykisk ohälsa för att konstruktet ska kunna betraktas som depressionsspecifikt. Dessutom bör båda skalorna visa en negativ korrelation med upplevd livskvalitet då depressiv ruminering antas vara en maladaptiv aktivitet.

Ett tredje validitetsindicium består i skalornas interna konsistens. För att skalorna ska kunna anses mäta sammanhängande och precisa konstrukt krävs en hög grad av samvariation mellan item, här operationaliserat som en reliabilitetskoefficient högre än .70 i enlighet med Rusts (2012) rekommendation av värdet som en lägsta acceptabel gräns för mått på personlighetsegenskaper. Det föreliggande arbetets frågeställningar består således i att ta reda på skalornas 1) faktoriella validitet i relation till föreslagna faktormodeller, 2) diskriminativa validitet i relation till andra konstrukt, samt 3) interna konsistens.

## Metod

### *Undersökningsdeltagare*

Undersökningsgruppen bestod av psykolog- och psykologistuderande ( $n = 314$ ) vid svenska universitet. Deltagare rekryterades genom att en webbenkät tillsammans med information om studiens syfte spreds till studenter vid Lunds universitet, Uppsala universitet, Linköpings universitet och Linnéuniversitetet via e-postutskick från administratörer på respektive psykologisk institution eller avdelning. Webbenkäten spreds också till psykologstudenter vid Karolinska Institutet genom Psykologstudenternas kårsektions Facebookgrupp PsyKI. Samma enkät distribuerades i pappersform till psykologstudenter vid Stockholms universitet vid sju tillfällen i samband med föreläsningar på psykologprogrammet. Totalt besvarades webbenkäten av 243 personer (77.4%) och pappersenkäten av 71 personer (22.6%). Data om urvalets sammansättning ifråga om lärosäte samlades inte in för webbenkätsrespondenterna då det ansågs ovidkommande för studiens frågeställningar och därmed inte en integritetsmässigt försvarbar uppgift att samla in ur ett forskningsetiskt perspektiv.

Före deltagande lämnade respondenterna sitt informerade samtycke till att delta i studien genom att fylla i en kryssruta. Vid två distributionstillfällen av pappersenkäten lämnade totalt fyra respondenter inte sitt informerade samtycke genom att kryssa i rutan. Eftersom blanketterna där respondenterna angav demografiska uppgifter och informerat samtycke var tryckta på separata ark och samlades in i separata buntar från självskattningsskalorna kasserades allt material från dessa distributionstillfällen då det inte var möjligt att fastställa vilka specifika respondenter som inte kryssat i samtyckesrutan. Respondenterna erbjöds ingen kompensation för deltagande i studien.



## Material

### *Ruminative Responses Scale – Brooding and Reflection*

RRS-BR består av tio beskrivningar av ruminativa kognitiva responser och beteenden som skattas av respondenterna i ett fyrgradigt responsformat avseende hur ofta de ägnar sig åt beteendet när de är nedstämda, ledsna eller deprimerade, där 1 = nästan aldrig, 2 = ibland, 3 = ofta och 4 = nästan alltid. Fem av beskrivningarna antas mäta självreflektion och fem antas mäta grubblande (brooding). Poängen för respektive delskala om fem item adderas till en totalpoäng mellan 5 och 20, där en högre poäng indikerar högre grad av självreflekterande respektive grubblande responsstil (Treyner et al, 2003).

RRS har tidigare översatts i 22-itemformat från engelska till svenska i samband med en psykologexamensuppsats (Kihlström & Wåhlin, 2013). I översättningsarbetet tillämpades tillbakaöversättning (back-translation) genom att skalan först översattes till svenska av en översättningsbyrå, varefter den översatta svenska versionen skickades åter till samma översättningsbyrå för översättning tillbaka till engelska. Därefter korrigerades item som inte bedömdes ha blivit korrekt översatta i den första översättningen av författarna. I den version som använts i den föreliggande studien har samma tolv item som Treyner et al. (2003) strök på grund av överlapp med depression strukits från Kihlström och Wåhlns översättning. Sålunda består skalan av samma tio item som utgör RRS-BR i svensk översättning (se Bilaga 1).

### *Brief State Rumination Inventory*

BSRI består av åtta påståenden som beskriver pågående ruminativa kognitiva responser (till exempel "Right now, I am reflecting about my mood."). Respondenten skattar i vilken grad hen håller med om varje påstående på en 100mm lång VAS, där 0 = completely disagree och 100 = completely agree så att en totalpoäng mellan 0 och 800 kan beräknas (Marchetti et al, 2018).

Inför den föreliggande studien översattes instrumentet från engelska till svenska (se Bilaga 2) genom tillbakaöversättning. Uppsatsförfattaren översatte skalan till svenska, varefter skalan översattes tillbaka till engelska av arbetets handledare. Inget item bedömdes ha blivit felaktigt översatt vid den första översättningen. Dock ändrades kommateringen i samtliga item för att uppnå bättre överensstämmelse med svenska skriftnormer (Karlsson, 2017); jämför originalversionens "Right now, I am reflecting about my mood" med översättningens "Just nu reflekterar jag över min sinnesstämning."

VAS-responsformatet som tillämpades i skalans originalversion kunde inte användas på grund av bristande tillgång till adekvat mjukvara för att administrera sådana skalor online. Det finns omfattande teoretiskt och empiriskt stöd för att undersökningsrespondenter interagerar olika med skalor med likadana item beroende på vilket responsformat som används för självskattningar (Schwarz, 1999). Mer specifikt har VAS visats resultera i mer omfattande svarsjustering från respondenter jämfört med aritmetiskt graderade responsformat (Funke & Reips, 2012), mindre skillnader mellan analoga och digitala format (Gerich, 2007) samt större osäkerhet kring hur skalorna ska besvaras (Hilbert, Küchenhoff, Sarubin, Nakagawa & Bühner, 2016). VAS och graderade responsformat har dock visat sig likvärdiga i fråga om intern konsistens (Gerich, 2007; Hilbert et al., 2016; Kuhlman, Dantlgraber & Reips, 2017) varmed det i det enskilda fallet mest praktiska formatet är att betrakta som mest fördelaktigt.

Således skattades varje item i ett responsformat med ankarvärdena 0 = instämmer inte alls, respektive 10 = instämmer fullständigt. Respondenterna instruerades att ringa in den siffra som stämde in bäst för i vilken grad de instämde med varje påstående. En totalpoäng mellan 0 och 80 beräknades genom att värdena för alla item adderas, där en högre poäng antas indikera högre grad av pågående ruminering. Antal svarsalternativ bestämdes till elva då skalors interna reliabilitet och faktoriella validitet (Lozano, García-Cueto & Muñiz, 2008; Maydeu-Olivares, Kramp, García-Forero, Gallardo-Pujol & Coffman, 2009) såväl som test-retestreliabilitet (Weng, 2004) har visats öka med ett större antal svarsalternativ, samtidigt som respondenterna behöver kunna diskriminera mellan de olika alternativens innebörd om ökningen inte ska leda till ytterligare mätfel (Lozano, et al., 2008). Dessutom kan ett elvagrådigt responsformat förmodas ge data för enskilda item som bättre approximerar intervalldatanivå (Hodge & Gillespie, 2007) då elvagrådiga skalor har visats ge en fördelning närmare den bakomliggande populationsdistributionen relativt skalor med färre steg (Leung, 2011; Wu & Leung, 2017). Detta kan i sin tur göra jämförelser mellan olika item på individnivå mer försvarbara om skalan skulle komma att användas i ett individualterapeutiskt sammanhang där sådana jämförelser kan bära ett pedagogiskt värde för kommunikationen mellan terapeut och klient. Skalors beräknade totalpoäng bör emellertid alltid behandlas som intervalldata (Carifio & Perla, 2007).

#### *Depression Anxiety Stress Scales-21.*

Depression Anxiety Stress Scales-21 (DASS-21) är ett självskattningsinstrument som avser mäta depression, ångest och stress. Respondenten besvarar sju påståenden i ett fyrgradigt responsformat, där 0 = Stämde inte alls in på mig, 1 = Stämde in på mig till viss del, eller viss del av tiden, 2 = Stämde in på mig i ganska hög grad, eller stor del av tiden och 3 = Stämde in på mig i mycket hög grad, eller nästan hela tiden i fråga om hur väl olika påståenden stämt in på respondenten under den senaste veckan. En totalpoäng mellan 0 och 42 beräknas för varje delskala genom att svaren på alla sju påståenden adderas, varefter summan multipliceras med två, så att en högre poäng indikerar högre grad av respektive tillstånd (Lovibond & Lovibond, 1995). DASS-21 har i svensk översättning (Psychology Foundation of Australia, u.å.) visats vara ett valitt instrument i termer av intern konsistens samt faktoriell- och konvergent validitet för att mäta depression, ångest och i viss mån stress när poäng beräknas för de enskilda delskalorna, såväl som övergripande psykiska besvär när poängen adderas över de tre delskalorna (Alfonsson, Maathz & Wallin, 2017).

#### *Satisfaction With Life Scale*

Satisfaction With Life Scale (SWLS) är en självskattningsskala som avser mäta livstillfredsställelse genom att respondenten skattar hur väl fem påståenden som indikerar tillfredsställelse med livet stämmer överens med dem själva i ett sjugradigt responsformat, där 1 = Instämmer inte alls och 7 = Instämmer helt. Poängen adderas sedan till en totalpoäng mellan 5 och 35, där en högre totalpoäng indikerar en högre grad av livstillfredsställelse (Diener, Emmons, Larsen & Griffin, 1985). I svensk översättning (Diener, u.å.) har skalan visats utgöra ett valitt mått på livstillfredsställelse i termer av intern konsistens och faktoriell validitet (Hultell & Gustavsson, 2008).

#### *Procedur*

Data samlades in genom två webbenkäter konstruerade i Stockholms universitets enkätjänst Artologik Survey&Report (Artisan Global Media, 2018). Enkäterna spreds till deltagarna i ett annonsmedelande som innehöll en beskrivning av studiens övergripande

syfte, en länk till den första enkäten, samt en e-postadress till uppsatsförfattaren dit deltagarna uppmanades höra av sig vid ytterligare frågor kring studien.

I den första enkäten delgav respondenterna informerat samtycke, uppgift om kön (Man / Kvinna / Annat / Vill ej uppge), ålder räknat i hela år samt huvudsaklig sysselsättning (Studier / Arbete / Arbetssökande / Pension / Annat). I syfte att undvika att respondenters självskattningssvar skulle kunna knytas till enskilda personer direktlänkades respondenterna till den andra enkäten när de skickade in den första. Designen med två separata webbenkäter för demografisk- respektive psykometriska data visade sig dock problematisk eftersom den innebar att respondenter kunde skicka in den första enkäten utan att skicka in den andra, särskilt som det inte var möjligt att identifiera vilka respondenter som skickat in persondataenkäten men inte enkäten med de fyra skalorna. Totalt skickade 41 respondenter in persondataenkäten utan att påbörja den andra enkäten, och ytterligare 18 påbörjade den andra enkäten utan att skicka in svar, medan övriga 243 respondenter skickat in båda enkäterna. Eftersom det kan finnas bakomliggande systematiska orsaker till varför vissa personer inte påbörjat eller skickat in den andra enkäten kan den tillgängliga demografiska datan inte antas utgöra väntevärdesriktiga estimat för gruppen som besvarat de psykometriska skalorna. Således kommer den demografiska datan inte rapporteras.

Den andra enkäten bestod av de fyra självskattningsinstrumenten BSRI, DASS-21, SWLS och RRS-BR. BSRI administrerades först då samtliga item sannolikt påverkas av att besvara frågor om mående och psykisk hälsa (se till exempel ”1. Just nu reflekterar jag över min sinnesstämning.”, ”8. Just nu undrar jag varför jag inte kan svara på ett bättre sätt.”). Respondenterna kunde bara välja ett alternativ per item och kunde inte gå vidare till nästa skala eller skicka in svaren förrän samtliga item i det föregående instrumentet besvarats. Vidare kunde enkäten enbart besvaras en gång i samma webbläsare utan att radera dess webbplatsdata. När enkäten öppnades i desktopwebbläsare presenterades varje item följt av responsalternativ i sedvanligt horisontellt format. När enkäten öppnades i en mobilwebbläsare presenterades varje item istället följt av svarsalternativen i vertikalt stigande ordning.

Pappersversionen av enkäten bestod av samma innehåll som webbversionen och spreds efter en kort beskrivning av studiens syfte till studenter på Stockholms universitets psykologprogram under pauser i föreläsningar 4-21/2 2019. Informerat samtycke och demografiska data inhämtades på ett separat ark, och självskattningarna i ett häfte, i syfte att undvika att respondenters självskattningssvar skulle kunna knytas till enskilda personer. Häftet bestod förutom skalorna av ett blankt försättsblad i syfte att bevara deltagarnas anonymitet och en baksida med uppmaning om att höra av sig till uppsatsförfattarens e-postadress vid frågor om studien. Det tog deltagarna cirka fem till tio minuter att fylla i enkäterna.

#### *Hantering av bortfall*

Vad gäller pappersenkäten exkluderades data från fem respondenter på grund av inkompleta svar. Item 1 och 6 i DASS-21 hade inte besvarats av en respondent vardera, och item 3 i DASS-21 liksom item 4 i BSRI hade besvarats med mer än ett alternativ av en respondent vardera. Ytterligare en respondent hade varken besvarat SWLS eller RRS-BR. Det förefaller således inte finnas någon systematik i svarsbortfallen som talar för att andra metoder än radvis exkludering behöver användas i hanteringen av dessa. Andelen

respondenter som lämnat inkompleta svar var också så pass liten (1.6%) att exkluderingen inte kan antas ge upphov till mer än en försumbar effekt på resultatet.

### *Dataanalyser*

För att undersöka rumineringsskalornas faktorstruktur testades tre olika modeller med konfirmatorisk faktoranalys (Brown, 2015). För RRS-BR testades 1) den allmänt vedertagna tvåfaktorstrukturen bestående av de korrelerande faktorerna reflektion och brooding, och 2) en enfaktorstruktur där alla item laddar på samma generella rumineringsfaktor. För BSRI testades endast en enfaktorstruktur där samtliga item laddar på samma faktor. Inga indikatorspecifika feltermen tilläts korrelera i modellerna. De latent variablerna skalbestämdes genom att faktorladdningen hos den första indikatorvariabeln begränsades till 1. Analyserna gjordes med asymptotically distribution-free (ADF)-estimation av modellparametrarna (Browne, 1984), även benämnt weighted least squares (WLS) i annan programvara (Harrington, 2008). ADF bedömdes vara att föredra jämfört med andra tillgängliga estimationsmetoder eftersom data inte kunde antas uppfylla antagandena bakom maximum likelihood-estimering (ML) om multivariat normalfördelning och kontinuerliga indikatorvariabler (Brown, 2015).

Stickprovsstorleken uppfyller med råge allmänt vedertagna rekommendationer för ADF/WLS-estimering givna av Jöreskog och Sörbom (1996, refererat i DiStefano, 2002), som anger formeln  $1.5p(p + 1)$  för att beräkna minsta acceptabla stickprovsstorlek, där  $p$  = antal indikatorvariabler. För den mest komplexa modellen som testades är  $p = 10$ , vilket ger en rekommenderad minsta stickprovsstorleken på 165. Formeln är emellertid avsedd för modeller där  $p > 12$ , vilket innebär att än mindre stickprov möjligen skulle kunna anses acceptabla. Huruvida konventionella gränser för stickprovsstorlek vid faktoranalys är ändamålsenliga har dock ifrågasatts (MacCallum, 2003).

Global model fit (modellpassform; modellöverensstämmelse) bedömdes utifrån fit-indicierna root mean square error of approximation (RMSEA) och standardized root mean square residual (SRMSR) i enlighet med Nye och Drasgows (2010) rekommendation för ADF/WLS-estimerade modeller. SRMSR kan enklast uttolkas som den genomsnittliga skillnaden mellan korrelationerna i den korrelationsmatris som beräknas utifrån data och den som preciseras utifrån den specificerade modellen, och utgör således ett mått på absolut överensstämmelse mellan data och faktormodellen. RMSEA kan istället enklast uttolkas som ett mått på överensstämmelse mellan modellen och data viktat efter modellens komplexitet definierat som antal frihetsgrader. Detta innebär att en enklare modell med färre parametrar ger ett lägre indexvärde jämfört med en mer komplex vid lika hög grad av överensstämmelse med data (Brown, 2015). Indicierna RMR, GFI, NFI, IFI, TLI, CFI, NCP, FMIN, AIC, BCC, BIC, CAIC, MECVI, Hoelter-index och CMIN/df beräknades också och kommer att redovisas för att inte undanhålla information om modellernas egenskaper. De kommer dock inte att användas i bedömningen av model fit då de inte omfattas av Nye och Drasgows rekommendationer.

Nye och Drasgows rekommendation att RMSEA och SRMSR används som indicium av model fit för ADF/WLS-estimerade modeller utgår från deras en studie av diagonally weighted least squares-estimation (DWLS) med olika simulerade stickprov (2010). Ur studien härleder de även en regressionsmodell och formel för respektive index som syftar till att bestämma ett gränsvärde för när ett index anses bekräfta den testade modellen som minimerar sannolikheten för typ-II-fel utifrån önskad alfanivå, stickprovsstorlek,

skewness (skevhet) och kurtosis. För båda index beräknades det optimala gränsvärdet genom sagda formel.

Den önskade alfanivån bestämdes till .10 för både RMSEA och SRMSR, vilket ger en approximativ sannolikhet för typ-I-fel på 10% för respektive index. Dock tillämpades beslutsregeln att båda index behövde visa värden under respektive gränsvärde, vilket innebär att den faktiska risken för typ-I-fel kan antas vara lägre.

För de RRS-BR-modeller som uppnått gränsvärdena granskades expected cross-validation index (ECVI). ECVI kan enklast beskrivas som ett mått på den förväntade diskrepansen mellan model fit för alla möjliga stickprov likvärdiga det som använts för analysen. Indexet kan därför användas för att beskriva i vilken utsträckning modellen kan förväntas kunna replikeras i andra stickprov relativt andra modeller (Browne & Cudeck, 1992). Följaktligen betraktades RRS-BR-modellen med lägst ECVI som mest representativ för skalans faktorstruktur.

I syfte att lokalisera indikatorspecifika felspecifikationer av modellerna inspekterades de standardiserade kovariansresidualerna mellan indikatorvariablerna i respektive modell. I enlighet med de gränsvärden för standardiserade residualer som anges av Brown (2015) ansågs värden som överskred 1.96 indikera en problematisk underskattning av sambandet mellan de två indikatorvariablerna. Likaledes ansågs värden som underskred -1.96 indikera en problematisk överskattning av sambandet mellan variablerna.

Medelvärden och standardavvikelse beräknades för de båda skalorna såväl som enskilda item. Skalornas interna konsistens beräknades genom Cronbachs alfa och McDonalds omega (McDonald, 1999). Skalornas konstruktvaliditet undersöktes genom att Spearmans rangkorrelationskoefficient beräknades för sambandet mellan RRS-BR- och BSRI-skalorna samt vardera skalas samband med SWLS, DASS-21:s tre underskalor samt totalpoäng på DASS-21. Rangkorrelationen bedömdes vara att föredra framför Pearsons produktmomentkorrelation eftersom Pearsonkorrelationens antagande om bivariat normalfördelade variabelpar i populationen (Miles, 2012) inte kunde antas vara uppfyllt. Förekomsten av eventuella tak- och golveffekter undersöktes genom att andelen respondenter som angett det högsta samt lägsta möjliga värdet beräknades för samtliga item och totalpoäng för de båda skalorna.

Faktoranalysen gjordes i IBM SPSS Amos 23.0 (Arbuckle, 2014). I analysen behandlades kovarianser mellan variabler som korrekta estimat av bakomliggande kovarianser i populationen både vid inläsning av kovarianser och vid beräkning av model fit utifrån dessa (Covariances supplied as input = Unbiased, Covariances to be analyzed = Unbiased). För resterande specifikationer av analysen användes Amos standardinställningar. Övriga beräkningar gjordes i R (R Core Team, 2018) via det grafiska användargränssnittet jamovi (jamovi project, 2018), undantaget gränsvärdena för RMSEA och SRMSR som beräknades för hand. Eftersom respondenter som inte svarat på samtliga item eller angett mer än ett värde för något item i pappersversionen av enkäten exkluderades förelåg det ingen saknad eller utebliven data i det analyserade datasetet.

## Resultat

*Deskriptiva mått*

Medelvärden, standardavvikelser, skewness, kurtosis och andel av respondenterna som angett det högsta respektive lägsta möjliga värdet för de undersökta skalorna samt enskilda item redovisas i Tabell 1 och Tabell 2.

Tabell 1. Medelvärden, standardavvikelser, skewness, kurtosis samt andel av respondenterna som angett högsta (Max.) respektive lägsta (Min.) möjliga poängvärde för RRS:s totalpoäng, reflektionsskala (RRS-R), grubbleriskala (RRS-B) och enskilda item.

	Medelvärde	SD	Skewness	Kurtosis	Max. (%)	Min. (%)
RRS-total	21.6	6.49	.26	-.61	0	1.9
RRS-R	10.4	3.44	.42	-.50	0.6	6.1
RRS-R1	1.53	.73	1.31	1.20	1.9	59.6
RRS-R2	2.25	.98	.22	-.99	11.1	27.1
RRS-R3	2.48	.92	.12	-.80	15.6	13.7
RRS-R4	1.85	.97	.82	-.47	7.6	47.5
RRS-R5	2.32	.99	.18	-1.03	13.7	24.8
RRS-B	11.1	3.70	.26	-.76	1.3	5.1
RRS-B1	2.54	.97	-.00	-.97	18.8	15.6
RRS-B2	2.30	1.01	.27	-1.01	15.0	25.2
RRS-B3	1.65	.91	1.22	.41	5.7	59.2
RRS-B4	2.40	1.09	.10	1.28	20.4	26.4
RRS-B5	2.26	.96	.31	-0.83	12.4	23.6

Tabell 2. Medelvärden, standardavvikelser, skewness, kurtosis samt andel av respondenterna som angett högsta (Max.) respektive lägsta (Min.) möjliga poängvärde för BSRI:s totalpoäng och enskilda item.

	Medelvärde	SD	Skewness	Kurtosis	Max. (%)	Min. (%)
BSRI-total	29.1	20.7	.39	-.77	1.6	5.4
BSRI 1	4.93	3.13	-.14	-1.18	7.3	13.1
BSRI 2	3.96	3.27	.31	-1.24	5.7	22.0
BSRI 3	3.45	3.19	.60	-.84	6.1	26.1
BSRI 4	2.68	3.05	.96	-.27	4.5	36.9
BSRI 5	3.78	3.20	.39	-1.10	5.7	22.9
BSRI 6	3.82	3.31	.39	-1.16	6.7	23.6
BSRI 7	3.46	3.25	.60	-.91	6.4	26.1
BSRI 8	3.07	3.23	.72	-.82	5.1	33.4

*Konfirmatorisk faktoranalys*

Skewness ( $S$ ) och kurtosis ( $K$ ) för BSRI-datan och RRS-BR-datan sammanslagen över item beräknades till  $S_{RRS-BR} = .39$ ,  $K_{RRS-BR} = -.98$  och  $S_{BSRI} = .46$ ,  $K_{BSRI} = -1.10$ . Utifrån dessa värden samt alfanivå = .10 och  $n = 314$  beräknades gränsindexvärden för model fit genom Nye och Drasgows formel (2010), vilket gav ett RMSEA-värde av .033 och ett SRMSR-värde av .059 för RRS-BR-modellerna, samt ett SRMSR-värde av .058 för BSRI-modellen. RMSEA-ekvationen för BSRI-modellen saknade dock reella lösningar när alfanivån = .10. Nye och Drasgow föreslår att sannolikheten för typ-I-fel höjs för att hantera dylika fall; således omspecificerades sannolikheten för typ-I-fel till 15%, vilket gav en reell lösning med gränsvärdet .026. Att behöva höja den önskvärda sannolikheten för typ-I-fel är knappast optimalt, men i sammanhanget bör nämnas att det beräknade värdet fortfarande är långt mer konservativt än vad som hade varit fallet om generell vedertagna rekommendationer om gränsvärden för RMSEA använts; se till exempel Browns (2015) rekommendation av .06 som gränsvärde och Klines (2011) rekommendation av ett värde mellan .05 och .10 som indicium på acceptabel model fit.

Model fit-index för de tre olika RRS-BR-modellerna samt enfaktormodellen av BSRI redovisas i Tabell 3.

Tabell 3. Model fit-index för en- och tvåfaktormodellerna av RRS-BR samt enfaktormodellen av BSRI. Aktuella gränsvärden utifrån vald alfanivå inom parentes. Index som använts i prövningen av model fit markerade i fetstil.

	RRS-BR Enfaktormodell	RRS-BR Tvåfaktormodell	BSRI Enfaktormodell
<b>RMSEA</b>	<b>.11 (.033, <math>\alpha = .10</math>)</b>	<b>.10 (.033, <math>\alpha = .10</math>)</b>	<b>.12 (.026, <math>\alpha = .15</math>)</b>
<b>SRMSR</b>	<b>.12 (.059, <math>\alpha = .10</math>)</b>	<b>.10 (.059, <math>\alpha = .10</math>)</b>	<b>.10 (.058, <math>\alpha = .10</math>)</b>
<b>ECVI</b>	<b>.63</b>	<b>.60</b>	<b>.43</b>
$\chi^2$	156.95	144.94	103.89
RMR	.09	.08	1.09
GFI	.91	.92	.92
NFI	.67	.69	.80
IFI	.72	.60	.83
TLI	.64	.66	.76
CFI	.72	.74	.83
NCP	121.95	110.94	83.89
FMIN	.50	.46	.33
AIC	196.95	186.94	135.89
BCC	198.41	188.47	136.84
BIC	271.94	265.68	195.89
CAIC	291.94	286.68	211.89
MECVI	.63	.60	.44
Hoelter .05	100	105	95
Hoelter .01	115	122	114
CMIN/df	4.48, $p = .000$	4.26, $p = .000$	5.19, $p = .000$

Som synes når ingen av de prövade modellerna de beräknade gränsvärdena. Merparten av alla indikatorer visade starka faktorladdningar ( $> .70$ ). Undantagen från detta utgjordes av RRS-R1 (.52), RRS-R3 (.64) och RRS-B3 (.34) i enfaktormodellen, RRS-R3 (.65) och RRS-B3 (.37) i två faktormodellen samt BSRI8 (.59). Av dessa ansågs endast RRS-B3 ha problematiskt låga laddningar. Itemet behölls dock för vidare explorativa analyser.

#### *Explorativa analyser*

För enfaktormodellen av RRS-BR återfanns 13 problematiska kovariansresidualer ( $> \pm 1.96$ ) varav två positiva och elva negativa. Samtliga problematiska residualer kunde elimineras genom att RRS-B2 (Du tänker ”varför reagerar jag alltid på det här sättet?”), RRS-B5 (Du tänker: ”varför kan jag inte hantera saker och ting på ett bättre sätt?”), RRS-R4 (Du analyserar din personlighet för att försöka förstå varför du är deprimerad/nedstämd) och RRS-R5 (Du drar dig undan för att fundera över hur du känner) togs bort från modellen. Förändringen föreföll rimlig eftersom RRS-B2 och RRS-B5 kan sägas innehålla en gemensam komponent av oförmåga att förstå egna beteenden, medan RRS-R4 och RRS-R5 innehåller en liknande gemensam komponent av oförmåga att förstå egna känslor. Utelämnandet av dessa fyra item bör således resultera i en modell där kvarvarande indikatorer har en mer enhetlig konceptuell relation till ruminering.

För tvåfaktormodellen av RRS-BR visade sig samma uppsättning item ge upphov till standardiserade kovarianser under  $-1.96$ . RRS-B5 behövde dock inte tas bort för att eliminera samtliga sex problemkovarianser, men ströks tillsammans med övriga tre problemindikatorer av samma skäl som anförts ovan för enfaktormodellen.

För BSRI-modellen identifierades tio, samtliga negativa, problematiska kovarianser. Alla kunde elimineras genom att BSRI1 och BSRI2 togs bort från modellen. Modellförändringen föreföll rimlig eftersom BSRI1 (Just nu reflekterar jag över min sinnesstämning) och BSRI2 (Just nu undrar jag varför jag reagerar på det sätt jag gör) beskriver en öppet utforskande självreflektion, medan övriga item snarare beskriver självvärderande processer med tydlig negativ valens.

Inga ytterligare datadrivna modifikationer av modellerna gjordes då samtliga modifikationer som föreslagits av AMOS på basis av modifikationindexvärde bedömdes sakna teoretisk och rimlig konceptuell grund. Detta inkluderade tillägg av kovarianser mellan feltermer eftersom icke slumpmässiga mätfel indikerar påverkan av ytterligare latent variabler som inte redogörs för i modellen. Således kan tillägg av kovarianser mellan feltermer antas dölja behovet av en mer verklighetstrogen faktormodell.

Nya gränsvärden för model fit beräknades genom Nye och Drasgows formel (2010) för de reviderade modellerna. För de sex kvarvarande RRS-BR-itemen (RRS-BR-6) gav  $S_{RRS-BR-6} = .41$  och  $K_{RRS-BR-6} = -.99$  ett SRMSR-gränsvärde på .059 för  $\alpha = .10$ . För de åtta kvarvarande BSRI-itemen (BSRI-6) gav  $S_{BSRI-6} = .60$  och  $K_{BSRI-6} = -.92$  ett SRMSR-gränsvärde på .059 för  $\alpha = .10$ . RMSEA-ekvationen saknade reella lösningar för båda skalorna när alfanivån = .10, varmed alfanivån omspecificerades till .15. Detta gav lösningarna .025 för RRS-BR-6 och .027 för BSRI-6. Fit-index för de nya modellerna redovisas i Tabell 4.



Tabell 4. Model fit-index för en- och tvåfaktormodellerna av RRS-BR-6 samt enfaktormodellen av BSRI-6. Aktuella gränsvärden utifrån vald alfanivå inom parentes. De index som använts i den föreliggande prövningen av model fit markerade i fetstil.

	RRS-BR-6 Enfaktormodell	RRS-BR-6 Tvåfaktormodell	BSRI-6 Enfaktormodell
<b>RMSEA</b>	<b>.00 (.025, <math>\alpha = .15</math>)</b>	<b>.00 (.025, <math>\alpha = .15</math>)</b>	<b>.05 (.027, <math>\alpha = .15</math>)</b>
<b>SRMSR</b>	<b>.03 (.059, <math>\alpha = .10</math>)</b>	<b>.03 (.059, <math>\alpha = .10</math>)</b>	<b>.03 (.059, <math>\alpha = .10</math>)</b>
<b>ECVI</b>	<b>.103</b>	<b>.101</b>	<b>.13</b>
$\chi^2$	8.27	5.71	15.98
RMR	.024	.02	.32
GFI	.99	.99	.98
NFI	.96	.97	.94
IFI	1.00	1.00	.97
TLI	1.01	1.02	.95
CFI	1.00	1.00	.97
NCP	.00	.00	6.98
FMIN	.026	.018	.05
AIC	32.27	31.71	39.98
BCC	32.82	32.30	40.52
BIC	77.27	80.45	84.97
CAIC	89.27	93.45	96.97
MECVI	.10	.10	.13
Hoelter .05	641	851	332
Hoelter .01	820	1103	425
CMIN/df	.92, p = .507	.713, p = .680	1.77, p = .067

Som synes når båda RRS-BR-6-modellerna de beräknade gränsvärdena, medan BSRI-6-modellen når gränsvärdet för SRMSR men inte för RMSEA. Svagare laddningar återfanns hos RRS-R1 (.45), RRS-R3 (.62) samt RRS-B3 (.37) i enfaktormodellen och RRS-R1 (.46), RRS-R3 (.62) samt RRS-B3 (.38) i tvåfaktormodellen, medan resterande indikatorer visade starka laddningar (> .70). De standardiserade kovariansresidualerna låg inom spannet -1.45 till .47 för enfaktormodellen och -1.32 till .57 för tvåfaktormodellen. I BSRI-6-modellen visade indikatorerna starka laddningar (> .70), undantaget BSRI6 (.61). De standardiserade kovariansresidualerna låg inom spannet -1.00 till .54. Deskriptiva mått för de reviderade mätmodellerna redovisas i Tabell 5.

Tabell 5. Medelvärden, standardavvikelser, skewness, kurtosis samt andel av respondenterna som angett högsta (Max.) respektive lägsta (Min.) möjliga poängvärde för RRS-BR-6, dess reflektionsskala (RRS-R-3) och grubbleriskala (RRS-B-3), samt BSRI-6.

	Medelvärde	SD	Skewness	Kurtosis	Max. (%)	Min. (%)
RRS-BR-6	12.8	3.84	.23	-.71	0.3	1.9
RRS-R-3	6.25	2.00	.29	-.55	1.0	8.0
RRS-B-3	6.59	2.26	.26	-.70	1.9	8.0
BSRI-6	20.9	15.9	.51	-.73	1.6	9.2

Särskild uppmärksamhet bör emellertid riktas mot att de explorativa modifieringarna av modellerna löper risk att utgöra överanpassningar till det föreliggande datasetet; detta eftersom observerade mönster av kovariansresidualer helt eller delvis skulle ha kunnat orsakas av slumpen istället för av populationsövergripande mönster i respondenters interaktion med respektive instrument. De explorativa modellerna som presenterats (RRS-BR-6, RRS-R-3 och RRS-B-3 samt BSRI-6) kan därför inte tas i bruk förrän de bekräftats i ett oberoende stickprov.

#### *Interkorrelationer*

Interkorrelationsmått beräknades även för de mätmodeller som visats faktormässigt suboptimala då fullständig information beträffande deras validitet kan vara av intresse vid eventualiteten att de tas i bruk trots sämre faktoriell validitet. Korrelationer mellan de tre ursprungliga RRS-BR-skalorna och övriga mått redovisas i Tabell 6.

Tabell 6. Spearmans rangkorrelationskoefficient beräknad mellan totalpoäng på RRS-BR, RRS-R, RRS-B, och DASS-21:s depressionsskala (DASS-D), ångestskala (DASS-Å), stresskala (DASS-S), totalpoäng (DASS-T) samt SWLS.

	RRS-BR	RRS-R	RRS-B
RRS-R	.90	–	.66
RRS-B	.92	.66	–
DASS-D	.54	.57	.44
DASS-Å	.55	.57	.46
DASS-S	.60	.63	.49
DASS-T	.64	.68	.53
SWLS	-.40	-.44	-.31

Korrelationer mellan de tre reviderade RRS-BR-skalorna och övriga mått redovisas i Tabell 7.

Tabell 7. Spearmans rangkorrelationskoefficient beräknad mellan totalpoäng på RRS-BR-6, RRS-R-3, RRS-B-3, och DASS-21:s depressionsskala (DASS-D), ångestskala (DASS-Å), stresskala (DASS-S), totalpoäng (DASS-T) samt SWLS.

	RRS-BR-6	RRS-R-3	RRS-B-3
RRS-R-3	.88	–	.63
RRS-B-3	.92	.63	–
DASS-D	.48	.49	.40
DASS-Å	.41	.57	.41
DASS-S	.47	.62	.47
DASS-T	.49	.62	.49
SWLS	-.27	-.39	-.27

Korrelationer mellan de två BSRI-skalorna och de sex RRS-skalorna samt övriga mått redovisas i Tabell 8.

Tabell 8. Spearmans rangkorrelationskoefficient beräknad mellan totalpoäng på BSRI och BSRI-6, RRS-skalorna (-BR, -R, -B, BR-6, R-3, B-3) och DASS-21:s depressionsskala (DASS-D), ångestskala (DASS-Å), stresskala (DASS-S), totalpoäng (DASS-T) samt SWLS.

	BSRI	BSRI-6
RRS-BR	.57	.58
RRS-R	.57	.60
RRS-B	.47	.46
RRS-BR-6	.53	.53
RRS-R-3	.52	.54
RRS-B-3	.45	.43
DASS-D	.54	.56
DASS-Å	.50	.53
DASS-S	.57	.57
DASS-T	.62	.63
SWLS	-.33	-.36

#### *Intern konsistens*

Mått på samtliga skalors interna konsistens redovisas i Tabell 9.

Tabell 9. Cronbachs alfa ( $\alpha$ ) och McDonalds omega ( $\omega$ ) beräknat för RRS-BR, RRS-R, RRS-B, RRS-BR-6, RRS-R-3, RRS-B-3, BSRI och BSRI-6.

	$\alpha$	$\omega$
RRS-BR	.87	.87
RRS-R	.80	.80
RRS-B	.80	.81
RRS-BR-6	.77	.78
RRS-R-3	.63	.65
RRS-B-3	.64	.66
BSRI	.92	.93
BSRI-6	.91	.91

Som synes når samtliga skalor utom RRS-R-3 och RRS-B-3 den stipulerade gränsen för acceptabel intern konsistens (.70).

## Diskussion

### *Tolkning av resultaten*

#### *Tak- och golveffekter*

Samtliga skalor visar små takeffekter, undantaget RRS-BR:s ursprungliga totalskala där ingen respondent angett maximal poäng för alla item. Betydligt större golveffekter erhöles för samtliga skalor, vilket är förväntat i ett icke-kliniskt stickprov. Det går dock inte att bortse från att både max- och minimumvärden kan innebära att det bakomliggande konstruktets värde inte preciserats korrekt för den aktuella respondenten. För RRS:s ursprungliga totalskala uppgick sådana svar till totalt 1.9%, 6.7% för RRS-R och 6.4% för RRS-B. För de reviderade RRS-skalorna var andelen 2.2% för RRS-BR-6, 9.0% för RRS-R-3 och 9.9% för RRS-B-3. För BSRI-skalorna uppgick andelen till 7.0% för ursprungsskalan och 10.8% för den reviderade skalan.

I inget av dessa fall bedöms andelen respondenter utanför skalornas räckvidd vara så hög att skalan renderas praktiskt oanvändbar, även om tak- och golvvärden aldrig kan tolkas som annat än undre- respektive övre gränser för det faktiska värdet hos en respondent. Eftersom golvvärden står för lejonparten av problemet bör problem relaterade till räckvidd vara mindre frekventa i kliniska sammanhang där snittpoängerna kan förväntas vara högre.

#### *Faktorstrukturer*

I fråga om skalornas faktoriella validitet når endast de reviderade RRS-modellerna de gränsvärden som beräknats för model fit, medan den reviderade BSRI-modellen når gränsvärdet för SRMSR men inte för RMSEA. De ursprungliga modellerna når inte någotdera. En strikt tillämpning av Nye och Drasgows beslutsmetod (2010) skulle innebära att de reviderade RRS-modellernas faktoriella validitet bekräftas eftersom de presterar på samma nivå som förväntas av perfekt specificerade modeller, medan övriga

modeller förkastas. Ett marginellt lägre ECVI tyder på att tvåfaktorstrukturen är den bättre av de båda modellerna.

Skalornas faktoriella validitet bör dock även diskuteras utifrån den syn på faktoranalytiska modeller som anförs av MacCallum (2003). MacCallum påpekar att matematiska modeller aldrig till fullo kan motsvara den komplexa verklighet de är tänkta att modellera, utan endast pragmatiska förenklingar av densamma. Detta får implikationer för synen på model fit eftersom det perspektiv som anläggs av flertalet författare till simuleringsstudier av konfirmatorisk faktoranalys, däribland Nye och Drasgow (2010), utgår från att syftet med undersökningarna är att skilja mellan korrekt och inkorrekt specificerade modeller. MacCallum menar istället att en praktiskt användbar modell erhålls när grova felspecificationer elimineras, varefter den bäst passande modellen kan väljas utifrån globala fit-index. Att RRS-BR-6-modellerna, till skillnad från övriga modeller, når de beräknade gränsvärdena innebär således att de med en hög grad av säkerhet kan sägas prestera i linje med vad som kan förväntas av perfekta modeller. Med hänsyn till modellens definitionsmässigt ofullkomliga beskaffenhet kan de emellertid inte vara perfekta, vilket innebär att gränsvärdena är av knapphändig betydelse för modellernas praktiska tillämpning.

För RRS-modellerna kan samtliga grova felspecificationer sägas ha eliminerats när B2, B5, R4 och R5 ströks. Tvåfaktorstrukturen av den reviderade skalan kan utifrån ett marginellt lägre ECVI anses vara den bäst passande modellen, men skillnaden är så pass liten att den knappast kan leda till några väsentliga fördelar i fråga om praktisk användbarhet. Med utgångspunkt i att Whitmer och Gotlib (2011) inte kunde hitta belägg för en tydlig tvåfaktorstruktur av ruminering hos personer med pågående egentlig depression kan enfaktorstrukturen av RRS-BR-6 tillsvidare rekommenderas vid poängsättning av kliniskt deprimerade personers svar.

RRS-B3:s svaga laddning i båda modellerna är mer besvärande för skalans validitet eftersom ytterligare gallring endast lämnar två indikatorer på grubbleriskalan. Eftersom två indikatorer inte alltid är tillräckligt för parameterestimering av endogena variabler (Kline, 2011) bör detta undvikas, i synnerhet för psykometriska modeller där nya item kan prövas ut.

Likaledes kan BSRI-modellens grova felspecificationer sägas ha eliminerats genom utelämnandet av BSRI1 och BSRI2. Eftersom det saknas alternativa tänkbara modeller, då dessa två indikatorer av samma skäl som beskrivits ovan inte bör placeras som ensamma indikatorer av en ny faktor, bör BSRI6 vara den mest praktiskt användbara modellen i fråga om faktoriell validitet.

Detta betyder dock inte att instrumenten kan behandlas som perfekta ifråga om faktoriell validitet; analysen har visat en diskrepans mellan samtliga föreslagna mätmodeller och erhållna data, och endast för RRS-BR-6-modellerna kan den sägas vara försumbar. Även fast skalorna i samtliga fall bör vara praktiskt användbara visar skillnaden att skalorna utgör approximativa, snarare än perfekta, mått på de bakomliggande konstrukten; en skillnad som bör hållas i åtanke vid tolkning av erhållna resultat. Sålunda finns det sannolikt ett förbättringsutrymme i fråga om faktoriell validitet beträffande utveckling av instrument för mätning av konstrukten hos svenskspråkiga individer.

Om de nya modellerna (RRS-BR-6 och BSRI6) ska användas i praktiken behöver faktorstrukturen dessutom replikeras i ett oberoende stickprov eftersom de erhållits

genom datadrivna modifieringar för att passa den föreliggande studiens stickprov. Detta kan lämpligen göras med stickprov från de sammanhang där instrumenten används i praktiken.

#### *Interkorrelationer*

Samtliga skalor visar förväntade positiva korrelationer med övriga rumineringsmått. Samtliga skalor visar också förväntade negativa korrelationer med livstillfredsställelse. Skillnaderna mellan de ursprungliga och de reviderade skalorna är negligerbara i båda dessa avseenden. Sammantaget kan detta tolkas som stöd för att båda skalorna mäter separata, men besläktade aspekter av maladaptiv ruminering.

Skalorna visar dock ett oväntat korrelationsmönster med måtten av psykisk ohälsa. Alla skalor visar förväntade positiva korrelationer med depression, men enbart RRS-BR-6 visar en högre korrelation med depression än med stress eller ångest. Överlag är det små skillnader mellan korrelationerna med de olika typerna av psykisk ohälsa, och för de skalor där det finns en tydlig skillnad mellan dessa (RRS-R-3 och RRS-B-3) består den i en något högre korrelation med stress jämfört med depression. Dessutom korrelerar samtliga skalor starkast med totalpoängen för psykisk ohälsa.

Sådana korrelationsmönster talar starkt mot skalornas konstruktvaliditet som ett mått på depressiv ruminering eftersom ett sådant mått bör vara depressionsspecifikt. De förhållandevis likvärdiga korrelationerna med de olika typerna av psykisk ohälsa talar snarare för att skalorna kan antas mäta en symptomöverskridande form av maladaptiv ruminering. I vilken mån ett sådant antagande kan generaliseras utöver de tillstånd som mäts av DASS-21:s skalor är osäkert, men generaliserbarheten bör vara hög med tanke på den betydelse både ångest och stress kan antas spela i merparten av icke-organiska psykopatologiska tillstånd.

Slutsatser beträffande den svenskspråkiga RRS-BR:s bristande depressionsspecificitet ligger i linje med vissa fynd som gjorts med skalan i andra översättningar. Ett liknande korrelationsmönster mellan RRS-BR:s totalskala och DASS-D samt DASS-S har rapporterats av Mezo och Baker (2011). I Marchetti et al.:s studie (2018) visade sig grubbleri- och reflektionsskalorna depressionsspecifika relativt ångest utifrån DASS-21:s skalor i ett nederländsktalande belgiskt studentstickprov, men inte i ett stickprov rekryterat ur den engelskspråkiga amerikanska allmänheten. För ett stickprov bestående av enbart kvinnor har Lucena-Santos et al. (2018) rapporterat högre korrelationer mellan RRS-BR:s totalskala och DASS-21:s depressionsskala än ångest- och stressskalor, men lägre depression- än stresskorrelation för både reflektions- och grubbleriskalan. Desrosiers et al. (2014) har för ett kliniskt stickprov bestående av depressions- och ångestpatienter rapporterat en högre korrelation mellan grubbleriskalan och ångest än mellan grubbleriskalan och depression mätt genom The Mood and Anxiety Symptom Questionnaire (MASQ). Armey et al. (2009) redovisar i sin tur korrelationer för reflektionsskalan utan tydlig skillnad mellan MASQ:s ångest- samt depressionsskalor samt depression mätt genom BDI.

Likväl finns det studier av skalan i andra översättningar som stödjer dess depressionsspecificitet. Extremera och Fernández-Berrocal (2006) rapporterar betydligt starkare korrelationer mellan de båda delskalorna och BDI än mellan skalorna och traitmässig ångest mätt genom State-Trait Anxiety Inventory (STAI), och Parlola et al. (2017) redogör i en studie av patienter med egentlig depression för en högre korrelation

mellan RRS-BR:s totalskala och BDI än för totalskalan med ångestillstånd mätt genom STAI. Segerstrom et al (2000) har i en studie där samma tio item samt ytterligare ett från originalskalan om 22-item användes påvisat starkare korrelation med BDI än Beck's Anxiety Inventory (BAI), samt starkare korrelation med depressivt tankeinhåll än ångestrelaterat tankeinhåll mätt genom Cognitive Checklist (CCL) hos både studenter och ett kliniskt stickprov. Slutligen har Bianchi och Schonfeld (2016) visat på en högre korrelation mellan totalskalan och BDI än mellan totalskalan och utbrändhet mätt genom Shirom–Melamed Burnout Measure (SMBM).

Att skalan eventuellt inte mäter en depressionsspecifik form av ruminering har dessutom en rimlig förklaring i att Treynor et al. (2003) raderat samtliga item där innehållet ansågs överlappa med depressiva symtom. Flertalet författare har senare antagit att även den reviderade skalan mäter *depressiv* ruminering, något som varken beläggs eller nämns i originalpublikationen. Att skalan mäter generell snarare än depressionsspecifik ruminering stämmer dessutom väl överens med responsstilteorins omkonceptualisering av begreppet från en reaktion på depression till en reaktion på olika typer av psykiskt obehag (jämför definitionen i Nolen-Hoeksema, 1991 med den i Nolen-Hoeksema et al., 2008). De olikartade fynden över språklig och klinisk kontext antyder dock behovet av metaanalytiska studier för att komma underfund med i vilken mån och i vilka sammanhang RRS-BR kan antas mäta depressionsspecifik ruminering. För den svenska översättningen talar data emellertid starkt mot att så är fallet.

Vad gäller BSRI speglade Marchetti et al.:s resultat (2018) de författarna erhöll för RRS-BR; måttet visade sig depressionsspecifikt relativt DASS-21:s stress- och ångestskalor i ett nederländsktalande belgiskt studentstickprov, men inte i ett amerikanskt engelsktalande stickprov där depression- och ångestkorrelationerna var lika starka, medan stresskorrelationen var något starkare. De olika resultaten mellan de svenska, belgiska och amerikanska stickproven kan således eventuellt förklaras av språk- och kulturskillnader.

#### *Intern konsistens*

Eftersom Cronbachs alfa utgör en underskattning av skalornas reliabilitet i populationen när indikatorvariablerna har olika laddningar (Hilbert et al. 2016; McDonald, 1999) kommer endast värdena för McDonalds omega tolkas här. Undantaget RRS-R-3 och RRS-B-3 visar samtliga skalor acceptabel intern konsistens ( $> .70$ ). Den drastiska försämringen relativt övriga RRS-modeller är förväntad givet att det endast återstår tre indikatorvariabler på varje skala. Detta till trots uppfyller RRS-R-3 och RRS-B-3 inte de krav som ställts i fråga om intern konsistens.

#### *Studiens begränsningar*

##### *Design*

En första begränsning består i att ingen av skalorna har studerats över flera mättillfällen. I synnerhet RRS-BR:s konstruktvaliditet hade kunnat stärkas ytterligare om hög stabilitet över tid och situation kunnat påvisats då skalan är tänkt att mäta en stabil egenskap. Svårigheterna att bevara respondenternas anonymitet i en sådan design, i kombination med att deltagarna rekryterades ur en så pass liten grupp som svenska psykologistudenter, innebar att fördelarna inte bedömdes uppväga de integritetsmässiga nackdelarna med flera mättillfällen; särskilt som instrumentets stabilitet redan påvisats av Treynor et al. (2003).

För BSRI, som är tänkt att mäta grad av ruminativt tillstånd, skulle konstruktvaliditeten snarare stärkas av påvisad känslighet för experimentella manipulationer av ruminering, till exempel genom att replikera den experimentella rumineringsmanipulationen som utförts av Marchetti et al. (2018). En så pass omfattande datainsamling bedömdes dock inte vara rimlig inom ramarna för det föreliggande arbetet, särskilt som instrumentets känslighet för experimentella manipulationer av ruminering redan påvisats av Marchetti et al.

En annan begränsning består i att ett bekvämlighetsurval av psykologistudenter använts istället för ett populationsrepresentativt urval. Psykologistudenter är med största säkerhet både yngre och längre utbildade än populationen i stort. Då syftet med studien har varit att undersöka skalornas psykometriska egenskaper snarare än att ta fram normdata för den svenska populationen förefaller det dock osannolikt att de slutsatser som dragits inte skulle visa sig generaliserbara till populationen i stort. Ett sådant antagande är emellertid av rent spekulativ karaktär. Tillsvärdare är det därför säkrare att anta att slutsatsernas generaliserbarhet till populationen och andra grupper än den undersökta kan vara begränsad, om än osäkert i vilken mån. När skalorna används i andra delar av befolkningen bör här presenterade medelvärden och standardavvikelser endast användas som normvärden med försiktighet och kliniskt omdöme utifrån en medvetenhet om att det kan finnas systematiska skillnader mellan det föreliggande stickprovet och andra grupper.

Dessutom gör frånvaron av demografiska data för stickprovet det än svårare att dra slutsatser om generaliserbarhet. En diskussion av faktorstrukturernas generaliserbarhet över olika grupper skulle dock behöva föregås av att detta undersöktes genom konfirmatorisk faktoranalys med multipla grupper. Detta skulle i sin tur kräva att demografiska data hanterades tillsammans med data från skalorna, vilket inte bedömdes lämpligt inom ramen för det aktuella arbetet av samma skäl som anförts ovan med hänsyn till respondenternas integritet.

Några ytterligare begränsningar är relaterade till proceduren som använts för datainsamling. Att data samlats in från både online- och pappersenkäter kan anses som en brist då de skilda formaten skulle kunna leda till systemiska skillnader beträffande svarsbeteende. Psykometriska självskattningsskalor har dock i allmänhet visats vara stabila mellan pappers- och onlineformat (Alfonsson, Maathz, & Hursti, 2014; Carlbring, Brunt, Bohman, Austin, Richards, Öst & Andersson, 2007). Eftersom webbenkäten kunde besvaras mer än en gång i samma webbläsare efter att dess webbplatsdata raderats var det även tekniskt möjligt för respondenter att besvara enkäten flera gånger. Att så skulle ha skett är dock osannolikt med tanke på att det inte utgick någon kompensation för deltagande.

#### *Analysmetoder*

Andra begränsningar kan kopplas till de analysmetoder som använts. Stickprovets storlek är givetvis hämmande för hur säkra slutsatser som kan dras, i synnerhet i fråga om skalornas faktoriella validitet sett till att ADF-estimationens stabilitet är känslig för små stickprovsstorlekar (Schermelleh-Engel, Moosbrugger & Müller, 2003). Estimatorns höga känslighet för låg  $n$  har också inneburit att det inte bedömts lämpligt att dela upp stickprovet i två halvor för att kunna basera explorativa modifieringar på den ena och bekräfta dessa i den andra. Problemet skulle kunna undvikas genom att använda en robust ML-estimator så som MLM eller MLR istället för ADF (Brown, 2015), men detta skulle



i sin tur innebära en betydande investering i programvara eller att analysen genomfördes i R-lavaan (Rosseel, 2012) där författaren löper stor risk att begå oupptäckta fel. Uteslutning av annan programvara har således lett arbetet till Amos, inom vilket ADF är den föredragna metoden sett till att ML skulle innebära en felspecification av de ekvationer som estimerar de latent variablerna (Browne, 1984).

MacCallum (2003) redogör också för empiriskt stöd för att olika faktoranalytiska estimationsmetoder inte estimerar fixerade parametervärden i populationen, utan snarare en uppsättning populationsparametervärden specifika för den estimator som används. Detta resulterar i skillnader mellan erhållna estimat, och följaktligen model fit, som endast kan attribueras till den använda estimationsmetoden. Då alla andra studier av skalorna har använt sig av Weighted Least Squares Means and Variance adjusted (WLSMV) eller varianter av ML-estimering är därmed oklart huruvida jämförelser mellan den föreliggande studien och den övriga forskningen egentligen kan föras bortom konstaterandet att studierna gjorts med olika estimationsmetoder, särskilt sett till att liknande resultat inte har erhållits när skalan använts på andra språk.

Det är också möjligt att en bifaktormodell av RRS-BR, där varje indikator laddar på både en generell rumineringsfaktor och en av de två specifika faktorerna, skulle kunna testas (se Alfonsson et al, 2017; Kajonius, Persson, Rosenberg & Garcia, 2016 för exempel på dylika modeller). Analysen av en sådan modell resulterade trots en till synes korrekt specificering och positivt antal frihetsgrader dock i ett felmeddelande om att modellen var oidentifierad. Skälen bakom detta har inte kunnat klarläggas.

#### *Skalorna*

Det finns också begränsningar relaterade till utformningen av skalorna som undersökts. För RRS-BR består ett övergripande problem i att skalan ber respondenten skatta förekomst av specifika tankar och beteenden utan att något av alternativen täcker in möjligheten att dessa aldrig förekommer hos personen (1 = *nästan* aldrig). Detta, tillsammans med ett litet antal skalsteg, kan bidra till att skalan misslyckas att fånga konstruktets fördelning i den undersökta populationen och följaktligen till den golveffekt som observerats. En förbättring skulle kunna bestå i att varje item, av samma skäl som angetts för BSRI, istället skattades i ett tiogradigt responsformat, där 0 = *aldrig*.

För BSRI handlar den huvudsakliga begränsningen istället om översättningen. Trots att det inte råder några tydligt motiverade tvivel om dess tillförlitlighet kan det fortfarande anses som en brist att översättningen inte gjordes av en professionell översättare, utan endast så noga som var möjligt inom ramen för studien.

#### *Implikationer för framtida forskning*

Efter den konceptuella korrigeringen från ett mått på depressiv ruminering till generell maladaptiv ruminering visar de reviderade skalorna acceptabel psykometrisk validitet, med reservation för att de reviderade modellerna behöver bekräftas i ett oberoende stickprov för att utesluta överanpassning till den föreliggande studiens data. Det finns dock tydliga brister som kan åtgärdas genom ytterligare forskning. För det första har instrumentens faktoriella invarians över olika grupper inte kontrollerats. Med anledning av den annorlunda faktorstruktur Whitmer och Gotlib (2011) påvisat hos RRS-BR för deprimerade är det i första hand av intresse att undersöka eventuella skillnader mellan icke-kliniska och olika kliniska grupper, snarare än skillnader mellan demografiska grupper. De reviderade skalorna har dessutom färre item än vad som är önskvärt för

psykometriska skalor (Cronbach, Gleser, Nanda & Rajaratnam, 1974, refererat i Carifio & Perla, 2007). Det är därför tillrådligt att framtida studier prövar ut ytterligare item tills varje skala består av minst åtta konvergerande item. Vad gäller RRS-BR skulle en alternativ strategi kunna bestå i att översätta och undersöka alternativa skalor, i första hand Ruminations Sadness Scale (Conway et al., 2000).

Andra egenskaper som är intressanta att undersöka ur validitetssynpunkt är stabilitet över tid och relaterade former av konstruktvaliditet. Sådana studier kan med fördel undersöka huruvida RRS-BR predicerar generell såväl som specifika former av psykopatologi, samt i vilken grad den svenska översättningen av BSRI är känslig för samma experimentella manipulation av ruminering som genomförts av Marchetti et al. (2018). I longitudinella valideringsstudier skulle det även vara relevant att undersöka huruvida rumineringsbenägenhet predicerar ruminativt tillstånd vid flera efterföljande mättillfällen under olika betingelser.

Studien är emellertid den första att studera rumineringsskalors depressionsspecificitet i relation till ett mått på diagnosöverskridande psykopatologi. Att skalorna har ett starkare samband med ett sådant mått väcker frågeställningar om rumineringens roll inom ramen för andra tillstånd än depression; i synnerhet stress och stressrelaterade syndrom då stressskalan visade starkare samband med ruminering än både ångest och depression. Skulle liknande resultat replikeras med RRS-BR i andra översättningar, i synnerhet den engelska, kan resultaten också medföra en ny tolkning av tidigare forskning där skalan använts.

En förklaring till den bristande överensstämmelsen mellan resultaten och responsstilsteorin skulle kunna bestå i att ruminering är specifikt relaterat till depressivitet hos kliniskt eller höggradigt deprimerade, men inte hos populationen i stort. En sådan hypotes bör dock testas i kliniska stickprov eftersom andelen höggradigt deprimerade i det föreliggande stickprovet är otillräcklig för att säkra slutsatser ska kunna dras i frågan.

#### *Resultatsammanfattning och slutsats*

För RRS-BR är de reviderade skalorna att föredra framför originalskalorna i termer av faktoriell validitet. Den reviderade tvåfaktorlösningen presterar marginellt bättre än enfaktorlösningen, men skillnaden är sannolikt försumbar i fråga om praktisk tillämpning. I ljuset av tidigare forskning kan tvåfaktormodellen inte rekommenderas för poängsättning av deprimerade respondenters svar. Varken originalskalorna eller de reviderade skalorna visar adekvat konstruktvaliditet som mått på depressiv rumineringsbenägenhet. Resultaten tyder istället på att skalorna utgör valida mått på ett mer generellt maladaptivt rumineringskonstrukt. I fråga om intern konsistens presterar enfaktormodellen av originalskalet bäst, därefter tvåfaktormodellen av originalskalet, enfaktormodellen av den reviderade skalan och tvåfaktormodellen av den reviderade skalan i fallande ordning. Endast tvåfaktormodellen av den reviderade skalan understiger de krav som ställts för acceptabel intern konsistens.

Valet av mätmodell innebär således en avvägning mellan faktoriell validitet och reliabilitet. För de allra flesta eventualiteter kan enfaktormodellen av den reviderade skalan (RRS-BR-6) rekommenderas då den uppnår acceptabel intern konsistens samtidigt som försämringen av model fit relativt tvåfaktorstrukturen är ytterst marginell. Dessutom kan modellen användas utan specifika betänkligheter för deprimerade individers svar.

För BSRI är den reviderade skalan att föredra i termer av faktoriell validitet. Precis som för RRS-BR tycks båda skalor mäta ett generellt maladaptivt rumineringskonstrukt snarare än depressionsspecifik ruminering. Den reviderade skalan presterar marginellt sämre i fråga om intern konsistens, men skillnaden är så pass liten att den fortfarande kan rekommenderas utifrån en avsevärd förbättring av model fit.

## Referenser

- Abela, J. R. Z., Aydin, C. M., & Auerbach, R. P. (2007). Responses to depression in children: Reconceptualizing the relation among response styles. *Journal of Abnormal Child Psychology*, *35*(6), 913–927.
- Alfonsson S., Maathz P., & Hursti T. (2014) Interformat reliability of digital psychiatric self-report questionnaires: a systematic review. *Journal of Medical Internet Research* *16*(12), e268. Hämtad 1 maj 2019, från <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC4275488/>
- Alfonsson, S., Maathz, P., & Wallin, E. (2017). Factor structure and validity of the Depression, Anxiety and Stress Scale-21 in Swedish translation, *Journal of Psychiatric and Mental Health Nursing*, *24*, 154–162.
- Altamirano, L. J., Miyake, A., & Whithmer, A. J. (2010) When Mental Inflexibility Facilitates Executive Control: Beneficial Side Effects of Ruminative Tendencies on Goal Maintenance. *Psychological Science*. *21*(10): 1377-1382.
- Anthony, J., & Edelstein, B. A. (1975). Thought-stopping treatment of anxiety attacks due to seizure-related obsessive ruminations. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, *6*(4), 343-344.
- Arbuckle, J. L. (2014). *Amos* (Version 23.0) [Programvara]. Chicago, IL: IBM SPSS.
- Armey, M. F., Fresco, D. M., Moore, M. T., Mennin, D. S., Turk, C. L., Heimberg, R. G., . . . & Alloy, L. B. (2009). Brooding and pondering: Isolating the active ingredients of depressive rumination with exploratory factor analysis and structural equation modeling. *Assessment*, *16*(4), 315–327.
- Artisan Global Media. (2018). *Manual Artologik Survey&Report Version 4.3*. Växjö, Sverige: Artisan Global Media.
- Barbic, S. P., Durisko, Z., & Andrews, P. W. (2014). Measuring the Bright Side of Being Blue : A New Tool for Assessing Analytical Rumination in Depression, *PLoS ONE* *9*(11), e112077. Hämtad 1 maj 2019, från <https://journals.plos.org/plosone/article?id=10.1371/journal.pone.0112077>
- Bartoskova, M., Sevcikova, M., Durisko, Z., Maslej, M. M., Barbic, S. P., Preiss, M., & Andrews, P. W. (2018). The form and function of depressive rumination. *Evolution and Human Behavior*, *39*(3), 277–289.
- Bass, B. A. (1973). An unusual behavioral technique for treating obsessive ruminations. *Psychotherapy: Theory, Research & Practice*, *10*(2), 191-192.
- Bianchi, R., & Schonfeld, I. S. (2016). Burnout is associated with a depressive cognitive style. *Personality and Individual Differences*, *100*, 1–5.
- Brinker, J. K., & Dozois, D. J. A. (2009). Ruminative Thought Style and Depressed Mood, *Journal of Clinical Psychology*, *65*(1), 1–19.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2. uppl.). New York, NY: The Guilford Press.
- Browne, M. W. (1984). Asymptotically distribution-free methods for the analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, *37*(1), 62-83.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative Ways of Assessing Model Fit. *Sociological Methods & Research*, *21*(2), 230–258.

- Burwell, R. A., & Shirk, S. R. (2007). Subtypes of rumination in adolescence: Associations between brooding, reflection, depressive symptoms, and coping. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology, 36*(1), 56-65.
- Carifio, J., & Perla, R. J. (2007). Ten Common Misunderstandings, Misconceptions, Persistent Myths and Urban Legends about Likert Scales and Likert Response Formats and their Antidotes. *Journal of Social Sciences, 3*(3), 106-116.
- Carlbring, P., Brunt, S., Bohman, S., Austin, D., Richards, J., Öst, L.-G., & Andersson, G. (2007). Internet vs. paper and pencil administration of questionnaires commonly used in panic/agoraphobia research. *Computers in Human Behavior (3)*, 1421-1434.
- Caselli, G., Ferretti, C., Leoni, M., Rebecchi, D., Rovetto, F., & Spada, M. M. (2010). Rumination as a predictor of drinking behaviour in alcohol abusers: A prospective study. *Addiction, 105*(6), 1041-1048.
- Conway, M., Csank, P. A. R., Holm, S. L., & Blake, C. K. (2000). On assessing individual differences in rumination on sadness. *Journal of Personality Assessment, 75*(3), 404-425.
- Davila, J., Hershenberg, R., Feinstein, B. A., Gorman, K., Bhatia, V., & Starr, L. R. (2012). Frequency and quality of social networking among young adults: Associations with depressive symptoms, rumination, and corumination. *Psychology of Popular Media Culture, 1*(2), 72-86.
- Dawson, D. N., Eisenlohr-Moul, T. A., Paulson, J. L., Peters, J. R., Rubinow, D. R., & Girdler, S. S. (2018). Emotion-related impulsivity and rumination predict the perimenstrual severity and trajectory of symptoms in women with a menstrually related mood disorder. *Journal of Clinical Psychology, 74*(4), 579-593.
- Denis, A., & Luminet, O. (2018). Cognitive factors and post-partum depression: What is the influence of general personality traits, rumination, maternal self-esteem, and alexithymia? *Clinical Psychology and Psychotherapy, 25*(2), 359-367.
- Desrosiers, A., Vine, V., Curtiss, J., & Klemanski, D. H. (2014). Observing nonreactively: A conditional process model linking mindfulness facets, cognitive emotion regulation strategies, and depression and anxiety symptoms. *Journal of Affective Disorders, 165*, 31-37.
- Diener, E. (u.å.). *Satisfaction With Life Scale (SWLS)*. Besökt 9 november 2019, på <http://labs.psychology.illinois.edu/~ediener/SWLS.html>
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment, 49*(1), 71-75.
- DiStefano, C. (2002). The impact of categorization with confirmatory factor analysis. *Structural Equation Modeling, 9*(3), 327-346.
- Egidius, H. (u. å.). Ruminering. I *Natur & Kulturs Psykologilexikon*. Besökt 1 maj 2019, på <https://www.psykologiguiden.se/psykologilexikon/?Lookup=ruminering>
- Elliott, I., & Coker, S. (2008). Independent self-construal, self-reflection, and self-rumination: A path model for predicting happiness. *Australian Journal of Psychology, 60*(3), 127-134.
- Erdur-Baker, Ö., & Bugaya, A. (2010). The short version of ruminative response scale: Reliability, validity and its relation to psychological symptoms. *Procedia - Social and Behavioral Sciences, 5*, 2178-2181.
- Extremera, N., & Fernández-Berrocal, P. (2006). Validity and reliability of Spanish versions of the Ruminative Responses Scale-Short Form and the Distraction Responses Scale in a sample of Spanish high school and college students. *Psychological Reports, 98*, 141-150.

- Feldman, G. C., Joormann, J., & Johnson, S. L. (2008). Responses to Positive Affect: A Self-Report Measure of Rumination and Dampening. *Cognitive Therapy and Research*, 32, 507–525.
- Fennell, M. J., & Teasdale, J. D. (1984). Effects of distraction on thinking and affect in depressed patients. *British Journal of Clinical Psychology*, 23(1), 65-66.
- Forgeard, M., Corcoran, E., Beard, C., & Björgvinsson, T. (2018). Relationships between depression, self-reflection, brooding, and creative thinking in a psychiatric sample. *Psychology of Aesthetics, Creativity, and the Arts*, 1-9.
- Funke, F., & Reips, U. (2012). Why Semantic Differentials in Should Be Made from Visual Analogue Scales and Not from 5-Point Scales. *Field Methods*, 24(3), 310-327.
- Gerich, J. (2007). Visual analogue scales for mode-independent measurement in self-administered questionnaires. *Behavior Research Methods*, 39(4), 985-992.
- Griffith, J. W., & Raes, F. (2015). Factor structure of the Ruminative Responses Scale: A community-sample study. *European Journal of Psychological Assessment*, 31(4), 247–253.
- Hallam, R. S. (1974). Extinction of ruminations: A case study. *Behavior Therapy*, 5(4), 565-568.
- Hallford, D.J., Austin, D.W., Raes, F., & Takano, K. (2019). Computerised memory specificity training (c-MeST) for the treatment of major depression: a study protocol for a randomised controlled trial. *BMJ Open* 2019;9:e024508. Hämtad 1 maj 2019, från <https://bmjopen.bmj.com/content/9/2/e024508>
- Hamilton, J. P., Furman, D. J., Chang, C., Thomason, M. E., Dennis, E., & Gotlib, I. H. (2011). Default-mode and task-positive network activity in major depressive disorder: Implications for adaptive and maladaptive rumination. *Biological Psychiatry*, 70(4), 327-333.
- Harrington, D. (2008). *Confirmatory Factor Analysis*. Oxford, England: Oxford University Press.
- Hasegawa, A. (2013). Translation and Initial Validation of the Japanese Version of the Ruminative Responses Scale. *Psychological Reports*, 112(3), 716–726.
- Hasegawa, A., Koda, M., Kondo, T., Hattori, Y., & Kawaguchi, J. (2013). Longitudinal Predictions of the Brooding and Reflection Subscales of the Japanese Ruminative Responses Scale for Depression. *Psychological Reports*, 113(2), 566–585.
- Hasegawa, A., Kunisato, Y., Morimoto, H., Nishimura, H., & Matsuda, Y. (2018). Depressive rumination and urgency have mutually enhancing relationships but both predict unique variance in future depression: A longitudinal study. *Cogent Psychology*, 5(1). Hämtad 1 maj 2019, från <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/23311908.2018.1450919>
- Hasegawa, A., Nishimura, H., Mastuda, Y., Kunisato, Y., Morimoto, H., & Adachi, M. (2016). Is Trait Rumination Associated with the Ability to Generate Effective Problem Solving Strategies? Utilizing Two Versions of the Means-Ends Problem-Solving Test. *Journal of Rational - Emotive and Cognitive - Behavior Therapy*, 34(1), 14–30.
- Hervás, G. (2008). Adaptacion al castellano de un instrumento para evaluar el estilo rumiativo: La escala de respuestas rumiativas. *Revista De Psicopatología y Psicología Clínica*, 13(2), 111–121.
- Hilbert, S., Küchenhoff, H., Sarubin, N., Nakagawa, T. T., & Bühner, M. (2016). The influence of the response format in a personality questionnaire: An analysis of a dichotomous, a likert-type, and a visual analogue scale. *TPM*, 23(1), 3–24.

- Hodge, D. R., & Gillespie, D. F. (2007). Phrase Completion Scales: A Better Measurement Approach than Likert Scales?, *Journal of Social Service Research*, 33(4), 1–13.
- Huang, L.-J., Wu, C., Wu, C.-H., Huang, P.-S., Yeh, H.-H., Yang, Y.-H., & Fang, Y.-C. (2015). Validation of the Ruminative Response Scale-Chinese Version (RRS-C) for Persons with Depression in Taiwan. *Taiwanese Journal of Psychiatry*, 29(2), 119–131.
- Hultell, D., & Gustavsson, J. P. (2008). A psychometric evaluation of the satisfaction with life scale in a Swedish nationwide sample of university students. *Personality and Individual Differences*, 44(5), 1070–1079.
- jamovi project (2018). *jamovi* (Version 0.9) [Programvara].
- Johnson, S. L., McKenzie, G., & McMurrich, S. (2008). Ruminative Responses to Negative and Positive Affect Among Students Diagnosed with Bipolar Disorder and Major Depressive Disorder. *Cognitive Therapy and Research*, 32, 702–713.
- Kajonius, P. J., Persson, B. N., Rosenberg, P., & Garcia, D. (2016). The (mis)measurement of the Dark Triad Dirty Dozen: exploitation at the core of the scale. *PeerJ*, 4, e1748. Hämtad 1 maj 2019, från <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/26966673>
- Karlsson, O. (Red.) (2017). *Svenska skrivregler*. Stockholm, Sverige: Liber.
- Kasch, K. L., Klein, D. N., & Lara, M. E. (2001). A Construct Validation Study of the Response Styles Questionnaire Rumination Scale in Participants With a Recent-Onset Major Depressive Episode. *Psychological Assessment*, 13(3), 375–383.
- Kihlström, M. & Wåhlin, S. (2013). *Tidsperspektiv i relation till ångest, depression, oro, åltande och inhibering*. (Psykologexamensuppsats). Umeå universitet. Hämtad 23 oktober 2018, från <https://www.diva-portal.org/smash/get/diva2:626060/FULLTEXT01.pdf>
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3. uppl.). New York, NY: The Guilford Press.
- Kneeland, E. T., & Dovidio, J. F. (2019). Emotion malleability beliefs and coping with the college transition. *Emotion*, 1-10.
- Kraft, B., Jonassen, R., Ulset, V., Stiles, T., & Landrø, N. I. (2018). A prospective test of the metacognitive model of depression in previously depressed individuals. *Cognitive Therapy and Research*. Hämtad 15 mars 2019, från <https://link-springer-com.ezp.sub.su.se/article/10.1007/s10608-018-9972-z>
- Kuhlmann, T., Dantlgraber, M., & Reips, U. (2017). Investigating measurement equivalence of visual analogue scales and Likert-type scales in Internet-based personality questionnaires, *Behavior Research Methods*, 49, 2173–2181.
- Lei, X., Zhong, M., Liu, Y., Xi, C., Ling, Y., Zhu, X., ... Yi, J. (2017). Psychometric properties of the 10-item ruminative response scale in Chinese university students. *BMC Psychiatry*, 17(1). Hämtad 1 maj 2019, från <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC5410038/>
- Leung, S. (2011). A Comparison of Psychometric Properties and Normality in 4-, 5-, 6-, and 11-Point Likert Scales, *Journal of Social Service Research*, 37, 412–421.
- Li, Y. I., Starr, L. R., & Hershenberg, R. (2017). Responses to Positive Affect in Daily Life: Positive Rumination and Dampening Moderate the Association Between Daily Events and Depressive Symptoms. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 39, 412–425.

- Linton, S. J., & Flink, F. (2011). *12 verktyg i KBT: Från teori till färdighet*. Stockholm, Sverige: Natur & Kultur.
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the depression anxiety stress scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behaviour Research and Therapy*, *33*(3), 335-343.
- Lozano, L. M., García-cueto, E., & Muñoz, J. (2008). Effect of the Number of Response Categories on the Reliability and Validity of Rating Scales, *Methodology*, *4*(2), 73–79.
- Lucena-Santos, P., Pinto-Gouveia, J., Carvalho, S. A., & Oliveira, M. da S. (2018). Is the widely used two-factor structure of the Ruminative Responses Scale invariant across different samples of women? *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, *91*(3), 398–416.
- Lyubomirsky, S., & Nolen-Hoeksema, S. (1993). Self-perpetuating properties of dysphoric rumination. *Journal of Personality and Social Psychology*, *65*(2), 339-349.
- MacCallum, R. C. (2003). Working with imperfect models. *Multivariate Behavioral Research*, *38*(1), 113-139.
- Marchetti, I., Mor, N., Chiorri, C., & Koster, E. H. W. (2018). The brief state rumination inventory (BSRI): Validation and psychometric evaluation. *Cognitive Therapy and Research*, *42*(4), 447-460.
- Martell, C. R., Dimidjian, S., & Herman-Dunn, R. (2010). *Behavioral Activation for Depression: A Clinician's Guide*. New York, NY: The Guilford Press.
- Martens, K., Barry, T. J., Takano, K., & Raes, F. (2019). The transportability of Memory Specificity Training (MeST): adapting an intervention derived from experimental psychology to routine clinical practices. *BMC Psychology*, *7*(5). Hämtad 15 mars 2019, från <https://bmcpyschology.biomedcentral.com/articles/10.1186/s40359-019-0279-y>
- Martin, L. L., & Tesser, A. (1996). Some ruminative thoughts. I R. Wyer Jr. (Red.), *Ruminative thoughts: Advances in social cognition, Volume IX* (sid. 1–47). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Maydeu-Olivares, A., Kramp, U., García-Forero, C., Gallardo-Pujol, D., & Coffman, D. (2009). The effect of varying the number of response alternatives in rating scales: Experimental evidence from intra-individual effects. *Behavior Research Methods*, *41*(2), 295-308.
- McDonald, R. P. (1999). *Test Theory: A Unified Treatment*. New York, NY: Routledge.
- Mezo, P. G., & Baker, R. M. (2012). The moderating effects of stress and rumination on depressive symptoms in women and men. *Stress and Health*, *28*(4), 333–339.
- Miles, J. (2012). Correlation and Regression. I G. M. Breakwell, J. A. Smith, & D. B. Wright (Red.), *Research Methods in Psychology* (4. uppl.) (sid.243–277). London, England: SAGE Publications Ltd.
- Mills, G. K., & Solyom, L. (1974). Biofeedback of EEG alpha in the treatment of obsessive ruminations: An exploration. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, *5*(1), 37-41.
- Mitchell, L., Mogg, K., & Bradley, B. P. (2012). Relationships between insomnia, negative emotionality and attention control. *Sleep and Biological Rhythms*, *10*(3), 237–243.
- Mohiyeddini, C., & Opacka-Juffry, J. (2015). Disentangling the link between depressive symptoms and plasma oxytocin in men: The role of brooding rumination. *Hormones and Behavior*, *75*, 142–149.



- Nilsson, E. (2015). *Repetitivt negativt tänkande*. Hämtad 20 mars 2019, från <http://verksampsykologi.com/metoder/repetitivt-negativt-tankande-en-transdiagnostik-undvikandestrategi/>
- Nolen-Hoeksema, S. (1987). Sex differences in unipolar depression: Evidence and theory. *Psychological Bulletin*, *101*(2), 259-282.
- Nolen-Hoeksema, S. (1991). Responses to depression and their effects on the duration of depressive episodes. *Journal of Abnormal Psychology*, *100*, 569-582.
- Nolen-Hoeksema, S., & Morrow, J. (1991). A prospective study of depression and posttraumatic stress symptoms after a natural disaster: The 1989 loma prieta earthquake. *Journal of Personality and Social Psychology*, *61*(1), 115-121.
- Nolen-Hoeksema, S., & Morrow, J. (1993). Effects of rumination and distraction on naturally occurring depressed mood. *Cognition and Emotion*, *7*(6), 561-570.
- Nolen-Hoeksema, S., Larson, J., & Grayson, C. (1999). Explaining the Gender Difference in Depressive Symptoms, *Journal of Personality and Social Psychology*, *77*(5), 1061-1072.
- Nolen-Hoeksema, S., Wisco, B. E., & Lyubomirsky S. (2008). Rethinking Rumination. *Perspectives on Psychological Science*, *3*, 400-424.
- Nye, C. D., & Drasgow, F. (2010). Assessing Goodness of Fit: Simple Rules of Thumb Simply Do Not Work. *Organizational Research Methods*, *14*(3), 548-570.
- Parola, N., Zendjidjian, X. Y., Baumstarck, K., Loundou, A., Fond, G., Berna, F., ... & Boyer, L. (2017). Psychometric properties of the Ruminative Response Scale-short form in a clinical sample of patients with major depressive disorder. *Patient Preference and Adherence*, *11*, 929-937.
- Penney, A. M., Miedema, V. C., & Mazmanian, D. (2015). Intelligence and emotional disorders: Is the worrying and ruminating mind a more intelligent mind? *Personality and Individual Differences*, *74*, 90-93.
- Plummer, C. A. (2006). Non-Abusive Mothers of Sexually Abused Children: The Role of Rumination in Maternal Outcomes. *Journal of Child Sexual Abuse*, *15*(2), 103-122.
- Psychology Foundation of Australia (u.å.). *Swedish translation of the DASS21*. Hämtad 24 januari 2019, från <http://www2.psy.unsw.edu.au/dass/Swedish/Swedish%20Alfonsson.htm>
- R Core Team (2018). *R: A language and environment for statistical computing* [Programspråk]. Wien, Österrike: R Foundation for Statistical Computing.
- Rabavilas, A. D., & Boulougouris, J. C. (1974). Physiological accompaniments of ruminations, flooding and thought-stopping in obsessive patients. *Behaviour Research and Therapy*, *12*(3), 239-243.
- Rachman, S. (1971). Obsessional ruminations. *Behaviour Research and Therapy*, *9*(3), 229-235.
- Ramnerö, J. (2013). Depression. I L-G. Öst (Red.) *KBT inom psykiatrin* (sid. 193-210). Stockholm, Sverige: Natur & Kultur.
- Rosseel, Y. (2012). *lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling*. *Journal of Statistical Software*, *48*(2), 1-36.
- Rude, S. S., Maestas, K. L., & Neff, K. (2007). Paying attention to distress: What's wrong with rumination? *Cognition and Emotion*, *21*(4), 843-864.

Ruiz, F. J., Suárez Falcón, J. C., Sierra, M. A., Barreto Montero, K., García Martín, M. B., Bernal, P. A., & Ramírez, E. S. (2017). Psychometric Properties and Factor Structure of the Ruminative Responses Scale-Short Form in Colombia. *International Journal of Psychology & Psychological Therapy*, *17*(2), 199-208.

Rust, J. (2012). Psychometrics. I G. M. Breakwell, J. A. Smith, & D. B. Wright (Red.), *Research Methods in Psychology* (4. uppl.) (sid.141–161). London, England: SAGE Publications Ltd.

Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research*, *8*(2), 23-74.

Schoofs, H., Hermans, D., & Raes, F. (2010). Brooding and Reflection as Subtypes of Rumination: Evidence from Confirmatory Factor Analysis in Nonclinical Samples using the Dutch Ruminative Response Scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, *32*(4), 609-617.

Schwarz, N. (1999). How the Questions Shape the Answers. *American Psychologist* *54*(2), 93-105.

Seegerstrom, S. C., Stanton, A. L., Alden, L. E., & Shortridge, B. E. (2003). A Multidimensional Structure for Repetitive Thought: What's on Your Mind, and How, and How Much? *Journal of Personality and Social Psychology*, *85*(5), 909–921.

Seegerstrom, S. C., Tsao, J. C. I., Alden, L. E., & Craske, M. G. (2000). Worry and rumination: Repetitive thought as a concomitant and predictor of negative mood. *Cognitive Therapy and Research*, *24*, 671–688.

Selby, E. A., Connell, L. D., & Joiner, T. E. (2010). The pernicious blend of rumination and fearlessness in non-suicidal self-injury. *Cognitive Therapy and Research*, *34*(5), 421–428.

Semple, D., Smyth, R., Burns, J., Darjee, R., & McIntosh, A. (2005). *Oxford Handbook of Psychiatry*. New York, NY: Oxford University Press.

Stern, R. S., Lipsedge, M. S., & Marks, I. M. (1973). Obsessive ruminations: A controlled trial of thought-stopping technique. *Behaviour Research and Therapy*, *11*(4), 659-662.

Tanner, A., Voon, D., Hasking, P., & Martin, G. (2013). Underlying structure of ruminative thinking: Factor analysis of the ruminative thought style questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, *37*(3), 633-646.

Tillfors, M., Flink, I., & Anniko, M. (2015, 6 november). Emotionsreglering viktig faktor vid ohälsa. *Psykologtidningen*, sid. 26-29.

Timmins, L., Rimes, K. A., & Rahman, Q. (2017). Minority stressors, rumination, and psychological distress in monozygotic twins discordant for sexual minority status. *Psychological Medicine*, *48*, 1705–1712.

Trapnell, P. D., & Campbell, J. D. (1999). Private Self-Consciousness and the Five-Factor Model of Personality: Distinguishing Rumination From Reflection. *Journal of Personality and Social Psychology*, *76*(2), 284–304.

Treynor, W., Gonzalez, R., & Nolen-Hoeksema, S. (2003). Rumination Reconsidered: A Psychometric Analysis. *Cognitive Therapy and Research*, *27*(3), 247–259.

Watkins, E. R. (2008). Constructive and Unconstructive Repetitive Thought. *Psychological Bulletin*, *134*(2), 163–206.

Weng, L. (2004). Impact of the number of response categories and anchor labels on coefficient alpha and test-retest reliability. *Educational and Psychological Measurement*, *64*(6), 956-972.

Whitmer, A., & Gotlib, I. H. (2011). Brooding and reflection reconsidered: A factor analytic examination of rumination in currently depressed, formerly depressed, and never depressed individuals. *Cognitive Therapy and Research*, 35(2), 99–107.

Wu, H., & Leung, S. (2017). Can Likert Scales be Treated as Interval Scales? — A Simulation Study, *Journal of Social Service Research*, 43(4), 527–532.

Xavier, A., Cunha, M., & Pinto-Gouveia, J. (2016). Rumination in adolescence: The distinctive impact of brooding and reflection on psychopathology. *The Spanish Journal of Psychology*, 19, 1–11.

Ziegert, D. I., & Kistner, J. A. (2002). Response styles theory: Downward extension to children. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 31(3), 325-334.

Bilaga 1. Ruminative Responses Scale – Brooding and Rumination (RRS-BR) efter Kihlström och Wåhlins översättning (2013).

### Ruminative Responses Scale (RRS-BR)

Människor tänker och gör många olika saker när de känner sig deprimerade. Läs igenom följande påståenden och ange om vart och ett nästan aldrig, ibland, ofta eller nästan alltid stämmer in på vad du tänker och gör när du känner dig nedstämd, ledsen eller deprimerad. Ange vad du vanligtvis gör, inte vad du tror att du borde göra.

Var vänlig markera ditt svar genom att ringa in en siffra för varje fråga.

	Nästan aldrig	Ibland	Ofta	Nästan alltid
1. Du tänker: ”vad är det jag gör för att förtjäna det här?”	1	2	3	4
2. Du analyserar den senaste tidens händelser för att försöka förstå varför du är deprimerad/nedstämd	1	2	3	4
3. Du tänker ”varför reagerar jag alltid på det här sättet?”	1	2	3	4
4. Du drar dig undan och funderar över varför du känner på det här sättet	1	2	3	4
5. Du skriver ner dina tankar och analyserar dem	1	2	3	4
6. Du tänker på något som har skett nyligen och önskar att det hade gått bättre	1	2	3	4
7. Du tänker ”varför har jag problem som andra människor inte har?”	1	2	3	4
8. Du tänker: ”varför kan jag inte hantera saker och ting på ett bättre sätt?”	1	2	3	4
9. Du analyserar din personlighet för att försöka förstå varför du är deprimerad/nedstämd	1	2	3	4
10. Du drar dig undan för att fundera över hur du känner	1	2	3	4

[Grubblerskala: item 1, 3, 6, 7 och 8.

Reflektionsskala: item 2, 4, 5, 9 och 10.]

Bilaga 2. Brief State Rumination Inventory (BSRI) (Marchetti et al., 2018) i svensk översättning.

### Brief State Rumination Inventory (BSRI-SV)

Instruktioner: Besvara följande påståenden utifrån hur du känner eller tänker *just nu*. Ringa in den siffra som stämmer bäst överens med hur mycket du instämmer eller inte instämmer i varje påstående, där 0 = *instämmer inte alls*, och 10 = *instämmer fullständigt*.

	Instämmer inte alls										Instämmer fullständigt
1. Just nu reflekterar jag över min sinnesstämning.	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2. Just nu undrar jag varför jag reagerar på det sätt jag gör.	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
3. Just nu undrar jag varför jag alltid känner så som jag gör.	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
4. Just nu tänker jag: "varför har jag problem som andra människor inte har?"	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
5. Just nu återupprepar jag i tanken sådant jag nyligen har sagt eller gjort.	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
6. Just nu tänker jag "varför kan jag inte hantera saker och ting bättre?"	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
7. Just nu är det svårt för mig att stänga av negativa tankar om mig själv.	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
8. Just nu undrar jag varför jag inte kan svara på ett bättre sätt.	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10