

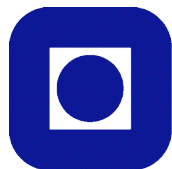
**Jonas Jonassen Hoksnes**

**Positive Beliefs about Rumination Scale (PBRs) og Negative Beliefs about Rumination Scale (NBRs): En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg**

**Hovedoppgave PSYPRO 4100**

**Vår 2013**

NTNU



**NTNU**  
**Norwegian University of**  
**Science and Technology**

## Forord

I denne hovedoppgaven har jeg fått mulighet til å gjennomføre en vitenskapelig studie i sin helhet. Jeg bestemte meg tidlig for å skrive empirisk og i artikkelformat. Empirisk fordi jeg mener det er god forskning som driver psykologifaget fremover og til syvende og sist legger grunnlaget for god behandling av psykiske lidelser. Artikkelformat fordi det virker mest overførbart til realitetens vitenskapsformidling og er mest forberedende til en eventuell fremtid innen forskning. Gjennom arbeidet synes jeg at jeg har fått et godt innblikk i hva det vil si å gjennomføre en vitenskapelig studie.

Datamaterialet tilhører et større forskningsprosjekt ved NTNU om depresjon i regi av Odin Hjemdal og Roger Hagen. Innsamlingen av datamaterialet er gjennomført av en gruppe profesjonsstudenter hvor jeg har deltatt. Vi har administrert tre runder med innsamling av data og en nettbasert spørreundersøkelse. SPSS-filene som er brukt i oppgaven er tilgjengeliggjort av Odin Hjemdal. Problemstillingen er utviklet i samarbeid mellom meg og veiledere Odin Hjemdal og Roger Hagen. Arbeidet med de statistiske analysene og noe modifisering av datamateriale underveis i oppgaven er selvstendig arbeid under veiledning av Odin Hjemdal. Formidling av resultater i tekst er selvstendig arbeid under veiledning av Roger Hagen og Odin Hjemdal.

Jeg ønsker å takke Odin Hjemdal og Roger Hagen for svært god veiledning under hovedoppgaven. Begge har gitt meg mulighet til selvstendig arbeid og samtidig fulgt meg opp der det har vært nødvendig. Odin vil jeg takke spesifikt for eminente veiledningstimer i statistikk, metode og lærerike diskusjoner om psykometri. Roger vil jeg takke spesifikt for å fungere som en levende inkarnasjon av "Occams Razor" ved å kutte ned på og omstrukturere overflødig tekst og utydelig språk.

## Innhold

Sammendrag.....	4
Ruminering, depresjon og metakognisjoner.....	5
- Mål på metakognisjoner, gjennomgang av empiri.....	6
- Evaluering av empiri.....	11
- Problemstilling for denne hovedoppgaven.....	13
- Ulike utvalg.....	13
Metode.....	14
- Deltakere og prosedyre.....	13
- Mål.....	14
- Statistisk programvare.....	16
- Statistiske analyser.....	16
Resultater.....	18
- Bekreftende faktoranalyse.....	18
- Eksplorerende faktoranalyse.....	18
- Modifisering av målene.....	20
- Reliabilitet.....	21
- Begrepsvaliditet.....	21
- Regresjonsanalyser.....	21
Diskusjon.....	23
- Faktoranalyser.....	23
- Testing av PBRS-R og NBRS-R.....	27
- Reliabilitet.....	27
- Begrepsvaliditet.....	27
- Regresjonsanalyser.....	29
- Begrensninger i denne hovedoppgaven.....	30
Konklusjon.....	32
Referanser.....	33
Tabell 1.....	37
Tabell 2.....	38
Tabell 3.....	39
Tabell 4.....	40

PBRS og NBRIS: En undersøkelse av psykometrisk egnheter, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

Tabell 5 .....	41
Tabell 6 .....	42
Tabell 7 .....	43
Appendiks A .....	44
Appendiks B .....	45
Appendiks C .....	46
Appendiks D .....	57

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

### **Sammendrag**

Denne hovedoppgaven hadde som formål å gjennomføre en undersøkelse av de psykometriske egenskapene til Positive Beliefs about Rumination Scale (PBRS) og Negative Beliefs about Rumination Scale (NBRS) i et større norsk utvalg ( $n = 1807$ ). En gjennomgang av tidligere studier viste at de kan kritiseres på grunn av ensartede og lite representative utvalg med små størrelser og mangel på bekreftende faktoranalyser. I denne undersøkelsen viste en bekreftende faktoranalyse en svak «fit» for tidligere faktorstruktur i dette utvalget. Adekvat «fit» ble oppnådd ved å endre begge målene ved hjelp av en eksplorerende faktoranalyse og modifikasjonsindikasjoner fra AMOS. Ved testing utviste de modifiserte målene god reliabilitet og validitet. Implikasjoner av oppgavens funn for målenes psykometriske egenskaper og for fremtidig forskning blir diskutert.

### **Ruminering, depresjon og metakognisjoner**

Ruminering eller depressiv grubling kjennetegnes av en negativ tankegang av svært gjentakende og vedvarende art som oppstår som en respons på ulike hendelser og følelser som skaper ubehag. Det kan forstås som en strategi for å redusere en oppfattet diskrepans hos individet mellom en faktisk tilstand (slik den blir oppfattet) og en ønsket tilstand. Typiske tanker som inngår i grublingen kan for eksempel være *"Hva er galt med meg?"* og *"Hvorfor kommer jeg meg ikke videre?"* og vanligvis består grubling av lange tankerekker med slikt innhold. Depressiv grubling er i den senere tid blitt anerkjent som et sentralt kognitivt fenomen innenfor forståelsen av depressive lidelser. Følgelig er det viktig at man har reliable og valide måleinstrumenter for grubling.

Det finnes ulike definisjoner på fenomenet. Nolen-Hoeksema (1991) definerer grubling som repetitiv og passiv tenking på ens depressive symptomer, mulige årsaker til og konsekvenser av disse, mens Wells (2009) ser på depressiv grubling som tanker omkring personlige problemer som er repetitive og som oppfattes som vanskelige å kontrollere. Begge teoretikerne er enige i at grublingen i hovedsak er fortidsorientert, og er ment å fungere som en mestringsstrategi hvor man bruker mental prosessering i den hensikt å håndtere vanskelige situasjoner og følelser, samt å finne ut av årsakene til disse. Empiriske studier har imidlertid vist at depressiv grubling er en dårlig strategi for å mestre vanskelige tanker og situasjoner. Personer som bruker grubling som mestringsstrategi får et senket stemningsleie og depressive episoder med lengre varighet, uavhengig om de er deprimerte eller ikke. Personer som grubler mye får også en negativ skjevhet i sine tanker, de får en redusert evne til problemløsning og rapporterer også om vansker med redusert oppmerksomhet og konsentrasjon (Lyubomirsky & Tkach, 2004).

Metakognitiv terapi (MCT) er en terapiretning som anerkjenner grubling som et sentralt fenomen i depressive lidelser og som tilbyr en forståelsesramme for hvordan grubling og depressive symptomer henger sammen (Wells, 2009). I MCT forstås grubling som en del av det som man kaller det kognitive oppmerksomhetssyndrom (KOS). KOS kan defineres som en kognitiv stil som består av grubling og bekymring, trusselfokus og bruk av ugunstige mestringsstrategier. KOS-aktivering vedlikeholder personens oppfattelse av fare og ubehag, og personen får begrensede ressurser til å prosessere annen informasjon som kan virke avkrefte

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

på ens dysfunksjonelle holdninger og kognisjoner. Negative emosjoner oppstår også som en konsekvens av lengre varende KOS-aktivering, og følgelig har personer som grubler lett for å bli låst i lengre perioder med repetitiv og negativ tenking som fører til passivitet, økt depressivt symptomtrykk og en redusert evne til problemløsning.

Den metakognitive modellen for depresjon er basert på Wells og Matthews (1996) S-REF modell. Innenfor dette rammeverket for forståelse av emosjonelle lidelser reguleres og opprettholdes KOS av et høyere nivå av mestringsplaner, selvkunnskap og metakognisjoner. Hovedfokuset i S-REF modellen er knyttet til metakognisjoner som best kan forstås som ”tanker om tanker”. Mer spesifikt omhandler disse tankene antakelser om funksjoner og konsekvenser av ulike tankeprosesser, og ved depresjon er prosessen grubling viktig (Wells, 2009). S-REF modellen foreslår at grubling brukes som en mestringsstrategi fordi personen har metakognisjoner om at denne type tankevirksomhet vil bidra til å redusere de depressive symptomene og til å løse problemene som personen opplever. Et eksempel på en slik positiv metakognisjon kan være: *”For å forstå mine depressive følelser, trenger jeg å gruble på mine problemer”*. Når grublingen ikke oppfyller disse forventningene og symptomene tiltar, aktiveres negative metakognisjoner om at grublingen er ukontrollerbar og skadelig for personen. Eksempler på negative metakognisjoner ved depresjon kan være: *”grubling om mine problemer er ukontrollerbart”* eller *”bare svake mennesker grubler”*. Dette fører igjen til en økning i det depressive symptomene som igjen aktiverer positive metakognisjoner. Dermed oppstår en ond sirkel hvor de positive og negative metakognisjoner om grubling bidrar til opprettholdelse av grublingen og følgelig de depressive symptomene (Wells, 2009).

### **Mål på metakognisjoner, gjennomgang av empiri**

For å måle metakognisjoner om grubling har Papageorgiou og Wells (f.eks. 2001a) utviklet målene Positive Beliefs about Rumination Scale (PBRS) og Negative Beliefs about Rumination Scale (NBRS) (se appendiks A og B). Utviklingen av disse målene og de psykometriske egenskapene knyttet til dem er blitt gjort over flere år og beskrevet i ulike studier. Jeg vil her gjennomgå disse studiene grundig med den hensikt å legge grunnlaget for hypotesene i min hovedoppgave.

## PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

En tidlig studie av Papageorgiou og Wells (2001a) undersøkte hvilke metakognisjoner som personer med depressiv lidelse hadde omkring ruminering. Fjorten personer som oppfylte kriteriene for Major Depressive Disorder (MDD), uten en komorbid akse 1-lidelse, ble intervjuet ved hjelp av et kortvarig semistrukturert intervju. Dette intervjuet var en del av et lengre ”metacognitive profiling” intervju utviklet av Matthews og Wells (1996) som omhandlet metakognisjoner om negativ selvprosessering. Resultatene fra studiene viste at alle intervjuobjektene rapporterte både positive metakognisjoner og negative metakognisjoner om depressiv grubling.

Studien beskrevet ovenfor ble etterfulgt av fem småstudier (1-5) med hensikt å utvikle og validere selvrapportskjemaet PBRS (Papageorgiou & Wells, 2001b). Studie 1 rekrutterte 200 engelske studenter (95 menn, 105 kvinner) med en gjennomsnittsalder på 22.1 år ( $SD = 5.9$ ). Disse ble instruert til å svare hvor enige de var med 16 påstander om fordeler ved ruminering på en firepunkts Likertskala fra ”ikke enig” til ”helt enig”. Sju påstander ble droppet etter mislykkede forsøk på normalisering. En prinsippal komponentanalyse (PCA) ble gjennomført på de resterende ni påstandene. Analysen trakk ut en faktor som alle leddene ladet på med en faktorladning på 0.6 eller høyere. Studie 2 var en faktoranalyse (PCA) av PBRS. Utvalget besto av 200 engelske psykologistudenter (90 menn, 110 kvinner) med en gjennomsnittsalder på 21.2 år ( $SD = 5.3$ ) og spredning fra 18 til 53 år. Disse utfylte den nye PBRS som ble utviklet i studie 1 bestående av ni påstander. En PCA ble gjennomført på resultatene. Denne trakk også ut en faktor (eigenverdi = 4.8) som forklarte 53.5 % av variansen. Analyse av intern konsistens viste høy reliabilitet ved Cronbachs  $\alpha = 0.89$ . Studie 3 undersøkte test-retest reliabilitet av PBRS. Utvalget besto av 60 engelske psykologistudenter (23 menn, 37 kvinner) med en gjennomsnittsalder på 23.2 år ( $SD = 6.7$ ). Disse besvarte PBRS to ganger med seks ukers mellomrom. En t-test ved kontinuerlige data viste at de gjennomsnittlige skårene ikke endret seg signifikant over disse seks ukene. Pearsons produktmoment koeffisient indikerte også en god test-retest reliabilitet ( $r = 0.85$ ). Studie 4 undersøkte ulike former for validitet. Utvalget besto av 119 engelske psykologistudenter (42 menn, 77 kvinner) med en gjennomsnittsalder på 20.9 år ( $SD = 2.9$ ). En Pearsons produkt moment korrelasjonsanalyse mellom målene viste at PBRS var positivt og signifikant korrelerte med en rekke konvergerende mål som Meta-Cognitions Questionnaire (MCQ-30; Cartwright-Hatton & Wells, 1997), The short form of the



PBRS og NBRIS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

Rumination Scale (RSS; Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991), The Penn State Worry Questionnaire (PSWQ; Meyer, Miller, Metzger & Borkovec, 1990), The Beck Depression Inventory (BDI; Beck & Steer, 1987) og Revised State-Trait Anxiety Inventory (STAI; Spielberger, Gorsuch & Lushene, 1970). I denne studien ble det også gjort regresjonsanalyser for å undersøke forholdet mellom positive metakognisjoner (PBRS), ruminering (RRS) og depresjon/angst (BDI og STAI). Den første analysen viste at RRS, men ikke PBRS signifikant predikerte skårer på BDI. Den andre analysen viste at RRS, men ikke PBRS, signifikant predikerte skårer på STAI. Den tredje analysen viste at PBRS signifikant predikerte skårer på RRS. Forfatterne konkluderte derfor med at forholdet mellom positive metakognisjoner og tilstands og trekkdepresjon blir mediert av ruminering. Studie 5 undersøkte den diskriminerende validiteten av PBRS. Deltakerne ble delt opp i tre kliniske og en ikke-klinisk gruppe som var likt justert for kjønn og alder. Hver gruppe hadde 12 deltakere (menn = 4, kvinner = 8) med en gjennomsnittsalder på 35.5 år. Personene i de kliniske gruppene møtte henholdsvis kriterier for MDD, panikkklidelse med agorafobi og sosial fobi i henhold til DSM-IV kriteriene. En enveis ANOVA ble brukt for å se på forskjeller mellom gruppene på PBRS-skårer. Deltakere som var diagnostisert med MDD hadde signifikant høyere skårer enn deltakere med panikkklidelse med agorafobi, deltakere med sosial fobi og den ikke-kliniske gruppen

I en replikasjon av Papageorgiou og Wells (2001b) undersøkte Watkins og Moulds (2005) hvorvidt det var ulikheter i PBRS-skårer mellom personer som var deprimerte, personer som hadde vært deprimerte og personer som ikke hadde vært deprimerte. Den ene gruppen besto av 18 kvinner og 14 menn (alder  $M = 41.8$ ) med en diagnostisert depresjon. Den andre besto av 19 kvinner og 14 menn (alder  $M = 31.0$ ) med en tidligere depresjonslidelse. I den siste gruppen var det 18 kvinner og 14 menn som ikke møtte kriteriene for nåværende eller tidligere MDD. Resultatene viste at både de nåværende deprimerte og de tidligere deprimerte hadde signifikant flere positive metaantakelser om ruminering enn kontrollgruppen. Effektstørrelsene var henholdsvis på  $d = 1.09$  og  $d = 0.91$ . Studien undersøkte også korrelasjonene mellom PBRS og RRS. Resultatene viste at PBRS hadde en signifikant positiv korrelasjon med RRS ( $r = .59$ ) for alle deltakerne ( $n = 93$ ).

En studie av Papageorgiou, Wells og Meina (2003) har også forsøkt å utvikle og å validere et mål på negative metaantakelser om ruminering (NBRIS). Resultater

PBRS og NBRIS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

fra denne studien er ikke publisert, men referert i Luminet (2004). I følge Luminet (2004) ble 17 ledd fra Papageorgiou og Wells (2001a) brukt i en faktoranalyse hvor det ble trukket ut en tofaktorløsning bestående av 13 ledd som forklarte 66.4 % av variansen. Disse to faktorene (NBRIS1 og NBRIS2) omhandlet henholdsvis antakelser om ukontrollerbarheten/skade ved ruminering og interpersonlige/sosiale konsekvenser av ruminering. Cronbachs alpha for NBRIS1 og NBRIS2 var henholdsvis  $\alpha = .80$  og  $.83$ . I følge Luminet (2004) var test-retest reliabilitet akseptabel over en periode på tolv uker. Validiteten for de to faktorene ble også undersøkt. Både NBRIS1 og NBRIS2 viste seg å ha en signifikant positiv korrelasjon

( $r = 0.66$  og  $r = 0.38$ ) med en underskala i MCQ-30 som måler negative antakelser om bekymring. Likeledes oppgis det at underskalaene i NBRIS er signifikant positivt korrelert med RRS ( $r = 0.51$  og  $r = 0.39$ ), Inventory to Diagnose Depression (IDD; Zimmerman & Coryell, 1987) ( $r = 0.46$  og  $r = 0.39$ ) og trekkdepresjon ( $r = 0.45$  og  $r = 0.37$ ). Luminet (2004) beskriver også at dataene indikerer at skårer på NBRIS1 og NBRIS2 kan diskriminere personer med depresjon fra personer med panikk lidelse med agorafobi, personer med sosial fobi og personer uten en diagnose.

Papageorgiou og Wells (2003) har også gjennomført to andre studier som undersøkte forholdet mellom ruminering, depresjon og metakognisjoner. I studie 1 ble 200 personer (149 kvinner og 51 menn) som møtte kravene til MDD ved hjelp av IDD rekruttert. Gjennomsnittsalderen var 43.3 år med en spredning fra 23 til 78 år. Resultatene indikerte at positive metaantakelser om ruminering var sterkt assosiert med en tendens til å ruminere i respons til et depressivt stemningsleie. En SEM-analyse viste også at negative meta-antakelser så ut til å fungere som en mediator mellom ruminering og depressive symptomer hos personer med depresjon. Studie 2 rekrutterte 200 psykologistudenter (41 menn og 159 kvinner) med en gjennomsnittsalder på 21.4 år med et aldersspenn fra 18 til 52 år. Her brukte man samme fremgangsmåte som i studie 1 for å teste hvorvidt modellen for depresjon passet i et ikke-deprimert utvalg. Resultatene fra disse korrelasjonsanalysene viste et annet resultat. Positive meta-antakelser sto også her i sammenheng med rumineringsrespons. Forskjellen var at rumineringsrespons (RRS) sto i relasjon med depresjonsskåre, enten direkte eller indirekte via NBRIS2. Den største forskjellen ser ut til å være at negative antakelser om skade og ukontrollerbarhet (NBRIS1) ikke

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

medierer depresjonssymptomer hos friske personer, men spiller en viktig rolle hos deprimerte.

I en senere studie har Roelofs, Huibers, Peeters, Arntz og van Os (2009) evaluert de psykometriske egenskapene til PBRS og NBRS i tillegg til å teste den metakognitive modellen for depresjon. 179 (75 menn, 102 kvinner) personer som oppfylte kriteriene for MDD ble rekruttert til studien. Gjennomsnittsalderen var 42.0 år. Deltakerne besvarte en rekke psykometriske mål: Inventory of Depressive Symptomatology (IDS; Rush, Gullion, Basco, Jarrett, & Trivedi, 1996), PBRS, NBRS, MCQ-30, RRS og PSWQ. Forfatterne gjennomførte en bekreftende faktoranalyse for å teste enfaktorstrukturen til PBRS og tofaktorstrukturen til NBRS basert på tidligere resultater. Resultatene viste en god «fit» til resultatene for alle disse faktorstrukturene på alle mål bortsett fra ett. For å forsøke å forbedre «fit» undersøkte forfatterne modifikasjonsindikasjonene som ble gitt av programmet. Problemer oppsto med de tre leddene 7, 13 og 11 i NBRS (se appendiks B). Ledd 7 og 13 hadde mye residual korrelasjon, mens 11 bidro mindre til modellen. Forfatterne slettet derfor ledd 11 og tillot at 7 og 13 korrelerte. Den modifiserte tofaktormodellen til NBRS var signifikant bedre enn den opprinnelige og hadde en god til svært god «fit» til dataene. I motsetning til Papageorgiou og Wells (2003) fant Roelofs et al. (2009) at NBRS1 ikke hang sammen med depresjonsskåren hos deprimerte pasienter. For å undersøke validiteten til målene ble Pearsons produktmoment korrelasjoner gjennomført for alle målene. PBRS hadde positive og signifikante ( $p < .01$ ) korrelasjoner med alle målene bortsett fra PSWQ og underskalaen ”cognitive confidence” i MCQ-30. NBRS hadde positive og signifikante ( $p < .01$ ) korrelasjoner med alle målene. En SEM-analyse ble også gjort for å teste om den metakognitive modellen passet til dataene. To modeller basert på Papageorgiou og Wells (2001a; 2001b; 2003) og Papageorgiou et al. (2003) viste seg å ha en svak «fit» til dataene. En siste modell hvor forfatterne fulgte modifikasjonsindikasjonene fra statistikkprogrammet viste imidlertid en god «fit». Forfatterne konkluderte med at selv om de nøyaktige koblingene mellom metakognisjoner, ruminering og depresjonssymptomer varierer mellom studier så støtter resultatene opp under de generelle prediksjonene fra S-REF modellen.

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

### **Evaluering av empiri**

Både PBRS og NBRS har vist gode resultater når det kommer til validitet og reliabilitet. Ènfaktorløsningen i PBRS har vist seg å ha god reliabilitet i flere tester av intern konsistens og i en studie på test-retestreliabilitet. Validitet er også funnet å være god i analyser av samtidig, konvergerende og diskriminerende validitet. Både diskriminerende og konvergerende validitet er blitt testet i kliniske og ikke-kliniske utvalg og på tvers av forskningsgrupper. Validitetstudier av NBRS har vist gode resultater både for målet som helhet og underfaktorene og intern konsistens og test-retest reliabilitet har blitt vurdert til å være god. SEM-analyser av den metakognitive modellen har også vist en god «fit» etter modifikasjoner. De eksplorerende faktoranalysene for PBRS finner begge en faktor, noe som støtter opp under validiteten til dette målet.

Det er imidlertid flere aspekter ved studiene som kan kritiseres og forbedres. Generelt sett er det mangel på replikasjoner av studiene. Videre er hovedandelen av studiene gjennomført av opphavsmennene bak MCT-modellen for depresjon (Papageorgiou & Wells, 2001a). Det er derfor behov for andre uavhengige studier. Studiene bygger på til dels små utvalg. Selv om størrelsen på utvalgene varierer vil de fleste av studiene med små utvalg kunne kritiseres for manglende generaliseringsevne. Det er også en kjønnsmessig skjevfordeling i favør kvinner i studiene, noe som heller ikke bidrar positivt til generalisering av resultatene. Et spesielt viktig punkt er at metakognisjonen i PBRS og NBRS utviklet på bakgrunn av ett semistrukturert intervju av 14 personer med diagnostisert depresjon (Papageorgiou & Wells, 2001a). Dette må sies å være et svært lite utvalg, noe som kan lede til flere problemer med generalisering til deprimerte personer generelt. I tillegg kan det være at informasjon fra 14 personer ikke gir nok informasjon om ulike typer metakognisjoner i befolkningen. Dette poenget understrekes hvis man ser på resultatene i Rafique (2010) hvor et utvalg på sju pakistanske kvinner rapporterer andre negative metakognisjoner (e.g. ”meningsløshet” og ”å være fanget”) enn det man fant i Papageorgiou og Wells (2001a).

Det er flere aspekter som savnes i de eksplorerende faktoranalysene. Den største utvalgsstørrelsen ligger på 200 personer, noe som er akseptabelt, men som ideelt sett kunne de ha vært større. Field (2009) foreslår at 300 eller flere deltakere vil gi en mer robust faktorløsning enn utvalg under 300. Utvalgene kan også kritiseres for

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

å være lite representative for befolkningen. De består av britiske psykologistudenter som hovedsaklig er i de tidlige 20-årene. Ingen av studiene rapporterer hvorvidt det er gjennomført en Kaiser-Meyer-Olkins test (KMO) for å se om utvalget er stort nok for å gjennomføre en PCA. Det er heller ikke oppgitt om det er blitt gjennomført en Bartlett's test for å undersøke om resultatene er forskjellige fra en identitetsmatrise. Dette er et problem fordi en faktoranalyse er avhengig av at variablene som skal undersøkes korrelerer med hverandre. Hvis variablene ikke korrelerer kalles dette en identitetsmatrise og følgelig kan det ikke gjennomføres en faktoranalyse. Hvis det ikke er oppgitt resultater fra en Bartlettstest kan leserne ikke vite noe om det har vært grunnlag for å gjennomføre en faktoranalyse i utgangspunktet. For NBRS er det ikke oppgitt beskrivelser av kjønn og alder i utvalget eller størrelsen på dette. Det mangler også informasjon om rotasjonsmetode, størrelsen på ladninger og eventuelle sideladninger. Når det ikke er oppgitt rotasjonsmetode for NBRS blir det umulig å vite om forfatterne har antatt at variablene er korrelerte eller ikke. Den manglende informasjonen om ladninger og sideladninger gjør det vanskelig å vite hvor tydelig de ulike faktorene kommer frem i analysen. Den bekreftende faktoranalysen som ble gjennomført av Roelofs et al. (2009) gir imidlertid støtte til faktorstrukturene som ble funnet i de eksplorerende analysene. Målenes validitet blir støttet opp av at utvalget er deprimerede personer. Faktorstrukturene til PBRS og NBRS viser en god til svært god «fit» til dataene etter noen modifikasjoner.

For å oppsummere forskningen kan man si at de PBRS og NBRS har vist gode resultater, men at det replikasjoner av studiene i større utvalg er essensielt for målenes empiriske fundament. Replikasjoner bør i stor grad gjennomføres av uavhengige forskningsgrupper for å redusere interessevariabler og i utvalg med annen nasjonalitet for å øke generaliserbarheten. Psykometrisk sett er faktorstrukturen også avhengig av replikasjoner med mer robuste metoder og for å styrke de psykometriske egenskapene. Spesielt indikerer litteraturen et presserende behov for flere bekreftende faktoranalyser for å bedre faktorstrukturens goodness of «fit». Dette er kritisk for NBRS som står svakest i forhold til antall publikasjoner og utviser en svakere «fit» enn PBRS.

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

### **Problemstilling for denne hovedoppgaven**

Denne hovedoppgaven ønsker å bygge på og utvide resultatene fra tidligere forskning ved å undersøke de psykometriske egenskapene til PBRS og NBRS i form av reliabilitet og validitet i et større norsk ikke-klinisk utvalg. De psykometriske egenskapene vil bli undersøkt basert på følgende fremgangsmåte. Først vil de psykometriske egenskaper undersøkes ved å teste original faktorstruktur for NBRS og PBRS med en bekreftende faktoranalyse i hele utvalget. Dersom faktorstrukturen er akseptabel gjøres ingen videre analyser. Dersom replikasjonen ikke resulterer i gode «fit» indikatorer vil utvalget deretter deles i to tilfeldige utvalg med lik størrelse. I den ene delen av utvalget vil man utføre en PCA for å undersøke faktorstrukturen. I samme utvalg vil en bekreftende faktoranalyse benyttes for å undersøke og eventuelt videreutvikle faktorstrukturen. Deretter vil den andre delen av utvalget brukes til å teste den nye faktormodellen med en bekreftende faktoranalyse. Reliabiliteten til både PBRS og NBRS undersøkes i det totale utvalget ved en analyse av intern konsistens. Basert på tidligere studier er prediksjonen at begge målene vil utvise god reliabilitet. Til slutt vil begrepsvaliditet for PBRS og NBRS undersøkes ved bruk av korrelasjons- og regresjonsanalyser. Basert på tidligere studier er prediksjonen at begge målene vil ha utvise en god validitet.

### **Ulike utvalg**

Oppgaven opererer med fire utvalg (A, B, C og D) med ulik størrelse. Utvalg A ( $n = 1802$ ) blir brukt i korrelasjonsanalysen, regresjonsanalysen og reliabilitetsanalysen. AMOS tolererer ikke uferdige svars skjema, så et mindre utvalg B ( $n = 1474$ ) ble laget ved å fjerne de deltakerne som hadde manglende verdier i sine skjemaer. Siden problemstillingen inneholder en modifisering av faktorstrukturer i AMOS blir det nødvendig å ta i bruk to ulike tilfeldige utvalg til denne analysen. Dette er fordi det ikke er hensiktsmessig å bruke samme utvalg til utvikling og testing av faktormodeller. Utvalg B ble derfor delt i to (utvalg C og D) med samme størrelse ( $n = 737$ ) og fordeling av kjønn. Utvalg C brukes til utvikling av målene og utvalg D brukes til testing av de modifiserte målene.

## Metode

### Deltakere og prosedyre

Totalt 1802 deltakere ble rekruttert til den hovedoppgaven. Utvalget var norsk, gjennomsnittsalderen på deltakerne var 25 år med en spredning fra 15- 60 år, hvor 71 % var kvinner og 29 % menn.

Deltakerne deltok i et større prosjekt ved Psykologisk Institutt ved Norges Teknisk-Naturvitenskapelige Universitet (NTNU) som ønsket å se på sammenhenger mellom tanker og humør. Dataene består av svar på en større nettbasert spørreskjemapakke som inneholdt ulike etablerte måleinstrumenter knyttet til ulike depresjonsrelaterte variabler. Deltakerne var et bekvemmelighetsutvalg som ble rekruttert via e-post og sosiale medier. Det ferdige spørreskjemaet og prosedyren for innsamling ble godkjent av Regionale komitéer for medisinsk og helsefaglig forskningsetikk (REK) før administrering ble gjennomført. Sju selvrapportskjemaer med gode psykometriske egenskaper i form av reliabilitet og validitet ble satt sammen til en nettbasert spørreundersøkelse kalt "Spørreskjema om tanker om humør". De ulike måleinstrumentene som ble brukt er beskrevet nedenfor.

Spørreskjemapakken ble delt ut ved tre anledninger over et tidsrom på ca. 15 mnd. Utvalget i denne hovedoppgaven var et tverrsnittutvalg av førstegangsrespondenter fra de ulike måletidspunktene. Deltakerne ble informert om at deltakelse var frivillig og at undersøkelsen var anonymisert. Invitasjonen ligger vedlagt i appendiks D.

### Mål

*Positive Beliefs About Rumination Scale* (PBRS; Papageorgiou & Wells, 2001b), består av ni spørsmål som utforsker personens positive metakognisjoner omkring ruminering. Personene markerer hvor enig de er i påstandene på en skala fra en (ikke enig) til fire (veldig enig). Sumskåren kan variere mellom 9 og 36. Høyere skåre betyr at man har flere positive metaantakelser. PBRS har vist gode psykometriske egenskaper (Luminet, 2004). Se appendiks A.

*Negative Beliefs About Rumination Scale* (NBRS; Papageorgiou et al., 2001), består av 13 spørsmål som utforsker personens negative metakognisjoner omkring ruminering. Personene markerer hvor enig de er i disse påstandene på en skala fra en (ikke enig) til fire (veldig enig). Sumskåren kan variere mellom 13 og 52. Høyere

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

skåre betyr at man har flere negative metakognisjoner. NBRS har vist gode psykometriske egenskaper (Luminet, 2004). Se appendiks B.

*Beck's Depression Inventory* (BDI; Beck & Steer, 1987), er inndelt i 21 utsagn hvor svaralternativene er gradert fra 0 til 3. Målet gir en indikasjon på alvorligheten av depressiv symptomatologi. Respondentene skal krysse av hvilken gradering som passer best for hvordan de har følt seg den siste uken. Sumskåren strekker seg fra 0 til 62. Høyere skåre innebærer mer depressive symptomer. BDI har gode psykometriske egenskaper (Osman, Kopper, Barrios, Gutierrez & Bagge, 2004).

*Automatic Thoughts Questionnaire* (ATQ; Hollon & Kendall, 1980), består av 15 setninger som representerer ulike depresjonsrelaterte tanker. Respondentene skal indikere hvor ofte de har tenkt disse tankene i løpet av den siste uken. Dette gjøres ved å krysse av på en fempunktsskala fra en (ikke i det hele tatt) til fem (hele tiden). Sumskåren kan variere mellom 15 til 75. Høyere skåre betyr større tilstedeværelse av slike tanker i løpet av en uke. ATQ har gode psykometriske egenskaper (Dobson & Breiter, 1983).

*Ruminative Response Scale of The Response Style Questionnaire* (RRS; Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991), består av 22 spørsmål som utforsker personens tendens til å bruke ruminering som respons på et deprimert stemningsleie. Dette måles på en skala fra en (nesten aldri) til fire (nesten alltid) Sumskåren kan variere mellom 22 - 88. Høyere skåre betyr mer ruminering. RRS har gode psykometriske egenskaper (Luminet, 2004).

*Dysfunctional Attitude Scale* (DAS; Weissman, 1979), er selvrapportskjema som er ment å måle ulike rigide, perfeksjonistiske og negative holdninger, som er antatt å henge sammen med depressive symptomer. Skjemaet er satt opp med 40 påstander hvor respondentene besvarer de ulike ledd på en skala fra en (helt enig) til sju (helt uenig). Sumskåren kan variere mellom 40 til 280. Høyere skåre indikerer flere dysfunksjonelle holdninger. DAS har gode psykometriske egenskaper (Dobson & Breiter, 1983).

*Resilience Scale for Adults* (RSA; Friberg, Barlaug, Martinussen, Rosenvinge, & Hjemdal, 2005). Dette skjemaet måler tilstedeværelsen av beskyttende faktorer assosiert med resiliens hos voksne. Det bruker en sjupunktssemantisk differensialskala med 33 ledd. Hvert ledd har en positiv og en negativ egenskap på hver ende hvor ytterste negative siden har verdi 1 og den ytterste positive siden har



PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

verdi 7. Respondentene krysser av på den siden av skalaen som reflekterer deres holdning til leddet. Resiliens antas å være en beskyttende faktor mot en rekke psykiske lidelser, deriblant depresjon. Høyere skåre indikerer høyere tilstedeværelse av beskyttende faktorer assosiert med resiliens. RSA har gode psykometriske egenskaper (Hjemdal, Friberg, Rosenvinge & Martinussen, 2006).

### **Statistisk programvare**

Programvaren som blir brukt i de statistiske analysene er SPSS versjon 20 og SPSS AMOS 20.

### **Statistiske analyser**

**Bekreftende faktoranalyse.** En bekreftende faktoranalyse vil bli gjennomført i AMOS for å teste faktorstruktur i utvalg B basert på tidligere forskning. En enfaktorstruktur blir antatt å gjelde for PBRS. For NBRS blir en tofaktorstruktur antatt å være gjeldende. Tofaktorstrukturen i NBRS består av NBRS1 og NBRS2. NBRS1 inneholder påstander om ukontrollerbarhet og skadevirkninger av grubling (ledd 1-3, 6-7, 9, 11 og 13). NBRS2 består av påstander omkring de interpersonlige og sosiale konsekvensene av grubling (ledd 4-5, 8, 10 og 12). Goodness of «fit» til modellene blir kalkulert i AMOS. Vi ber her om mål på «fit» og relativ «fit». Chi-kvadrat ble brukt for helhetlig «fit». For relativ «fit» ble rmsea (Root Mean Square Error of Approximation) og CFI (Comparative Fit Index) brukt. Adekvat passform for faktormodellen er satt til  $RMSEA > 0.08$  og  $CFI < 0.90$  i tråd med Hu og Bentler (1995; 1999).

**Eksplorerende faktoranalyse.** Dersom man ikke finner at den bekreftende faktoranalysen gir god «fit», vil man utføre en eksplorerende faktoranalyse i form av en prinsipiell komponentanalyse (PCA). Denne vil bli gjennomført for både PBRS og NBRS i SPSS i utvalg C. Kaiser-Meyer-Olkin mål blir gjennomført for å verifisere hvorvidt størrelsen på utvalget er stort nok for analysen. Videre blir det gjennomført en Bartlett's test of sphericity for å undersøke om variablene i testen korrelerer eller ikke. Terskel for uttrekking av faktorer blir satt til Kaisers kriterie = 1. En oblique faktorrotasjon blir valgt gjennomført siden vi ikke kunne anta at faktorene er uavhengige av hverandre. Den spesifikke rotasjonen i SPSS er "direct oblimin".

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

**Modifisering av målene.** Ved en eventuell svak «fit» i en bekreftende faktoranalyse er det vanlig prosedyre å undersøke om modifisering av faktorstruktur og antall ledd kan bidra til å bedre en slik «fit». Gitt at en «fit» er for svak må det utvikles en ny modell. Utviklingen av denne modellen skjer i utvalg C. Der blir det tatt utgangspunkt i resultatene fra den eksplorerende faktoranalysen og modifikasjonsindikasjonene fra AMOS for å forbedre «fit». Dette vil bli gjort ved å fjerne de ledd som fører til mest uforklart delt varians. AMOS gir et anslag for hvor mye passformen vil bedres dersom dette leddet fjernes. I tillegg til Chi-kvadrat gis det relative mål på passform i form av RMSEA og CFI. Når resultatene i utvalg C tilfredsstillende disse kravene blir modellen testet i utvalg D.

**Reliabilitetsanalyse.** Intern konsistens blir målt ved en reliabilitetsanalyse (Cronbachs  $\alpha$ ) for PBRS og NBRS i SPSS. Både PBRS-R og NBRS-R blir analysert både i sin helhet. Eventuelle underfaktorer i målene vil også bli målt. Her blir utvalg A brukt.

**Analyse av konvergerende validitet.** For å se på konvergerende begrepsvaliditet hos PBRS og NBRS blir det gjennomført en korrelasjonsanalyse (Pearsons  $r$ ) mellom disse målene og RRS, BDI, ATQ, DAS og RSA. Det blir predikert at PBRS og NBRS vil være positivt korrelert med RRS og BDI da disse måler henholdsvis tendens til å gruble og depresjonsdybde. Korrelasjonene bør også være positive med ATQ og DAS da disse måler automatiske tanker og dysfunksjonelle holdninger som relatert til depresjon. Videre bør det være negativt korrelert med mål på resiliens (RSA) da resiliens er et mål på beskyttende faktorer og ressurser, og høy grad av resiliens skal virke forebyggende mot depresjon, og tidligere studier har vist negativ korrelasjon mellom RSA og depressive symptomer (Hjemdal, Friberg, Stiles, Rosenvinge, & Martinussen, 2006). Her blir utvalg A brukt.

**Regresjonsanalyser.** Regresjonsanalyser blir utført for å teste prediksjoner fra den metakognitive modellen for depresjon. Tre ulike hypoteser blir testet. 1) Hypotese en tester hvorvidt metakognisjoner om depressiv grubling signifikant kan predikere skårer på depressiv grubling. Her blir RRS brukt som avhengig variabel. PBRS og NBRS blir brukt som uavhengige variabler. Alle tre målene blir brukt i samme

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

analyse. 2) Hypotese to er at ruminering vil predikere depresjon i større grad enn metakognisjoner. Her blir BDI brukt som avhengig variabel. PBRS, NBRS og RRS blir brukt som uavhengige variabler. Alle målene blir brukt i samme analyse. 3) Hypotese tre er at de ulike typene negative metakognisjoner signifikant predikerer depressiv ruminering. Det finnes ikke forskningsmessig grunnlag for å anta at det finnes ulikheter mellom underfaktorene når det kommer til prediksjonsevne. Hypotesen er dermed at det ikke finnes en forskjell. Her også blir alle målene brukt i samme analyse. Disse analysene blir gjort i utvalg A.

## Resultater

### Bekreftende faktoranalyse

**PBRS.** I den innledende bekreftende faktoranalysen ble det antatt en enfaktorstruktur for PBRS (Figur 1). Denne strukturen ble testet i utvalg B ( $n = 1474$ ). Resultatet for denne faktorløsningen ga  $\chi^2(27) = 706.73$ ,  $p < .01$ , RMSEA = .131 og CFI = .906. Denne passformen var for svak i forhold til de kriteriene som ble satt innledningsvis. Det ble derfor bestemt å bruke resultatene fra den eksplorerende faktoranalysen og modifikasjonsindikasjonene fra AMOS for å se om en bedre passform kunne oppnås.

**NBRS.** I den bekreftende faktoranalysen for NBRS ble det tatt utgangspunkt i en tofaktorløsning: NBRS1 og NBRS2 (Figur 2). Analysen ble gjort i samme utvalg som for PBRS. Denne analysen viste en  $\chi^2(64) = 1486.50$  RMSEA = .12 og CFI = .79. Også her var passformen for svak i forhold de bestemte kriteriene. Også her ble det besluttet å ta utgangspunkt i den eksplorerende faktoranalysen samt modifikasjonsindikasjonene fra AMOS for å se om vi kunne få til en bedre tilpasning.

### Eksplorerende faktoranalyse

**PBRS.** En prinsipiell komponentanalyse (PCA) ble gjennomført i Utvalg C på de 9 leddene i PBRS (Tabell 1). Kaiser-Meyer-Olkin målet (KMO) verifiserte at størrelsen på utvalget ( $n = 737$ ) var adekvat for analysen, KMO = .92. Bartlett's sphericitytest  $\chi^2(36) = 3935,76$ ,  $p < .01$ , viste at korrelasjonene mellom spørsmålene var store nok for å gjennomføre en PCA. Det ble gjennomført en analyse for å finne eigenverdier for hvert komponent i datamaterialet. En dimensjon hadde eigenverdi

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

over Kaisers kriterium på 1. Denne dimensjonen forklarte 59.10 % av variansen. Screeplottet viste et tydelig knekkpunkt på en dimensjon. Siden det bare ble trukket ut en dimensjon var det ikke mulig å rotere resultatet. En enfaktormodell med ni ledd ble tatt med videre til modifieringsforsøkene.

Tabell 1 her.

**NBRS.** En PCA ble gjennomført i utvalg C på de 13 leddene i NBRS. KMO verifiserte at størrelsen på utvalget ( $n = 737$ ) var adekvat for analysen,  $KMO = .86$ . Bartlett's sphericitytest  $\chi^2 (78) = 3669.27, p < .01$ , viste at korrelasjonene mellom spørsmålene var store nok til å kunne gjennomføre en PCA. Det ble gjennomført en analyse for å finne eigenverdier for hver komponent i datamaterialet. Fire komponenter (F.1, F.2, F.3 og F.4) hadde eigenverdier over Kaisers kriterie på 1 og forklarte til sammen 67.40 % av variansen. Screeplottet var litt tvetydig. Det viste tydelige knekkpunkt på to komponenter og et litt mindre tydelig på fire komponenter. Tabell 2 viser faktorladningene etter rotasjon. Den nye faktorløsningen ble omdøpt til Negative Beliefs about Rumination-Revidert (NBRS-R). Den besto av faktorene F.1 (ledd 4, 5, 8, 10 og 12), F.2 (ledd 1,2 og 3), F.3 (ledd 6,9 og 11) og F4 (ledd 7 og 13). Disse ble omdøpt til henholdsvis NBRS-R1, NBRS-R2, NBRS-R3 og NBRS-R4. NBRS-R1 inneholder metakognisjoner som er relatert til interpersonlige og personlige konsekvenser av ruminering. NBRS-R2 består av metakognisjoner omkring hvordan grubling fører til passivitet, fysisk sykdom og mangel på kontroll. NBRS-R3 inneholder metakognisjoner om grubleprosessens ukontrollerbarhet. NBRS-R4 inneholder metakognisjoner om selvskading og selvmord. Denne faktoren inneholdt bare to ledd (7 og 13). For å få en pålitelig måling av et latent begrep bør en faktor inneholde tre til fire spørsmål. Sett i lys av dette ble faktor 4 vurdert til å være for svak og ble fjernet. En trefaktorløsning ble dermed tatt med videre til modellutvikling.

Tabell 2 her.

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

### **Modifisering av målene**

**PBRS.** Da den eksplorerende faktoranalysen også viste en enfaktorløsning ble det tatt utgangspunkt i denne da modifisering i AMOS ble forsøkt (figur 3 i appendiks C). Den innledende analysen i utvalg C viste at  $\chi^2(27) = 407.21$ ,  $p < .01$ ,  $RMSEA = .14$  og  $CFI = .90$ . Modifikasjonsindikasjonene (M.I) viste at ledd 5 bidro med mest uforklart delt varians med verdier fra 103 – 11. Ledd 5 ble derfor fjernet og analysen gjort på nytt. Andre runde (figur 4 i appendiks C) viste at  $\chi^2(20) = 222.71$ ,  $p < .01$ ,  $RMSEA = .12$  og  $CFI = .94$ . M.I. viste at ledd 8 bidro i fem ledd med uforklart delt varians med verdier fra 56 – 8. Ledd 8 ble derfor fjernet og analysen gjort på nytt. Runde tre (figur 5 i appendiks C) viste at  $\chi^2(14) = 100.10$ ,  $p < .01$ ,  $RMSEA = .09$  og  $CFI = .97$ . M.I. viste nå at ledd 7 bidro i tre ledd med uforklart delt varians med verdier fra 28 - 4. Ledd 7 ble derfor fjernet og analysen gjort på nytt. Runde fire (figur 6 i appendiks C) viste at  $\chi^2(9) = 50.13$ ,  $p < .01$ ,  $RMSEA = .079$  og  $CFI = .99$ . Resultatene fra denne analysen oppfylte kriteriene som ble satt innledningsvis. Den nye faktorløsningen som besto av seks ledd i en enfaktorløsning og denne ble omdøpt til PBRS-R. Den nye faktorløsningen ble deretter testet i utvalg D. Analysen (figur 7 i appendiks C) viste at  $\chi^2(9) = 50.61$ ,  $p < .01$ ,  $RMSEA = .071$  og  $CFI = .99$ . Testen i utvalg D oppfylte dermed kravene som ble satt innledningsvis.

**NBRS.** En trefaktorløsning (figur 8 i appendiks C) ble modellert i AMOS med data fra utvalg C. Denne besto av F1, F2 og F3. Dette gav følgende resultater:  $\chi^2(41) = 304.37$ ,  $p < .01$ ,  $RMSEA = .09$  og  $CFI = .91$ . M.I. viste at ledd 10 bidro til størst uforklart delt varians fordelt på seks ledd. Verdiene var fra 70 – 5. Ledd 10 ble derfor fjernet. Den påfølgende analysen (figur 9 i appendiks C) viste deretter at  $\chi^2(32) = 190.61$ ,  $p < .01$ ,  $RMSEA = .08$  og  $CFI = .94$ . M.I. viste at ledd 8 bidro til mest uforklart delt varians i seks ledd. Verdiene spente fra 40 – 5. Ledd 8 ble derfor fjernet. Resultatet fra den påfølgende analysen (figur 10 i appendiks C) viste at  $\chi^2(24) = 107.70$ ,  $p < .01$ ,  $RMSEA = .07$  og  $CFI = .97$ . Resultatene fra denne analysen oppfylte dermed kriteriene som ble satt innledningsvis.

NBRS-R ble deretter testet i utvalg D. Resultatet (figur 11 i appendiks C) viste  $\chi^2(24) = 106$ .  $p < .01$ ,  $RMSEA = .07$  og  $CFI = .97$ . Analysen i testgruppen oppfylte dermed kriteriene som ble satt innledningsvis.

PBRs og NBRs: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

### **Reliabilitet**

Cronbachs  $\alpha$  for PBRs-R og NBRs-R samt underfaktorene NBRs-R1, NBRs-R2 og NBRs-R3 ble beregnet i SPSS med data fra utvalg A. Antallet personer i utvalget varierte mellom målene grunnet manglende verdier i besvarelsene. Resultatene er vist i Tabell 3. Alle testene viste akseptabel reliabilitet.

Tabell 3 her.

### **Begrepsvaliditet**

Pearsons produkt-moment korrelasjonsanalyse ble gjennomført for å se på sammenhengen mellom PBRs, NBRs, NBRs-R1, NBRs-R2, NBRs-R3 og de konvergerende målene RRS, BDI, ATQ, DAS og RSA. Utvalg A ble brukt i disse analysene. Tabell 4 viser resultatene av disse analysene. PBRs viste signifikante korrelasjoner ( $p < .01$ ) med alle målene. Korrelasjonene var positive for alle målene bortsett fra RSA hvor den var negativ. NBRs-R viste signifikante korrelasjoner ( $p < .01$ ) med alle målene. Alle korrelasjonene var positive bortsett fra RSA som var negativ. NBRs-R1, NBRs-R2 og NBRs-R3 viste også signifikante korrelasjoner ( $p < .01$ ) med alle målene. Også her var alle korrelasjonene positive bortsett fra RSA hvor den var negativ.

Tabell 4 her.

### **Regresjonsanalyser**

Den første regresjonsanalysen (Tabell 5) viste at både PBRs-R og NBRs-R signifikant predikerte skårer i RRS. NBRs-R hadde større prediksjonsverdi enn PBRs-R. Begge målene forklarte også en signifikant del av variansen i RRS.

Tabell 5 her.

Den andre analysen (Tabell 6) viste at RRS og NBRs-R hadde signifikant prediksjonsverdi i BDI og at RRS hadde størst prediksjonsverdi. PBRs-R hadde ikke signifikant prediksjonsverdi på skårer i BDI. Disse tre målene forklarte også en signifikant del av variansen i depresjonsskårene.

Tabell 6 her.

Den tredje analysen (Tabell 7) viste at alle underfaktorene i NBRS-R har signifikant prediksjonsverdi i RRS. NBRS-R3 hadde størst prediksjonsverdi, etterfulgt av NBRS-R2 og NBRS-R1. Alle regresjonsanalysene ble testet i utvalg A.

Tabell 7 her.

## Diskusjon

Denne hovedoppgaven ønsket å undersøke de psykometriske egenskapene til Positive Beliefs about Rumination Scale (PBRS; Papageorgiou & Wells, 2001b) og Negative Beliefs about Rumination Scale (NBRS; Papageorgiou & Wells, 2001a) i et større ikke-klinisk norsk utvalg. Dette ble gjort ved å teste faktorstrukturen ved både en bekreftende og en eksplorerende faktoranalyse samt å forbedre en eventuell svak «fit» i tillegg til å undersøke reliabilitet og ulike typer validitet for skalaene.

### Faktoranalyser

Den bekreftende faktoranalysen viste en svak «fit» for en enfaktorsstruktur for PBRS i dette utvalget. Dette støtter ikke opp under tidligere funn (Roelofs et al. 2009). De eksplorerende faktoranalysene (PCA) trakk ut en faktor for PBRS. Resultatene fra PCA-analysen støtter dermed opp under faktorstrukturen som er funnet i tidligere studier (Papageorgiou & Wells, 2001b). Tre ledd måtte fjernes fra den originale modellen for å oppnå en god «fit» i utviklingsfilen. Ved utprøving i testfilen utviste den modifiserte modellen god «fit». Dette er dermed den første studien som har hatt et behov for å modifisere PBRS. Det kan derfor være viktig å diskutere flere årsaker til at enkelte ledd skapte problemer i denne studien, men ikke i f. eks Roelofs et al. (2009).

Leddene som skaper problemer har ulike domener for grubling. All den tid leddene skiller seg ut kan det være en mulighet at respondentene ikke kjenner seg igjen i grublingen relatert til disse domenene og at svarene blir farget av dette. I PBRS er ledd sju det eneste leddet som har ”følelse” og ledd åtte er det eneste leddet som har ”depresjonen min” som et grubledomene. I tillegg kan man tolke det dit hen at ledd åtte impliserer at man har en depresjon. I og med at dette ikke er et klinisk utvalg kan en slik påstand ha vært lite treffende for respondentene. Dette kan støttes opp av Roelofs et al. (2009) som fant en god «fit» for PBRS ved bruk av en bekreftende faktoranalyse i et deprimert utvalg. Det kan være at disse temaene generelt sett gjenspeiles bedre i et utvalg med deprimerte personer. En slik fortolkning kan også støttes opp av at mer fellesmenneskelige tema ikke utviser problemer. Eksempel på dette kan være å ha ”problemer” eller å ha opplevd noe i ”fortiden” som kan ha vært ”fælt”. En annen mulighet er at språket i leddene kan ha ført til problemer. En



PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

fellestrekk ved to av disse leddene er ordet ”mistak”, som kan for mange være et uvanlig ord i norsk dagligtale. Hvis respondentene ble i tvil over betydningen av ordet kunne dette ha ført til inkonsistente svar og støy i data. Dette blir imidlertid bare en hypotese da det ikke finnes data på om disse leddene skapte problemer i Roelofs et al. (2009) sin studie. En annen hypotese kan dannes med bakgrunn i at denne undersøkelsen bruker et mye større utvalg enn tidligere studier. Gitt at leddene ikke er offer for spesifikke kjennetegn ved denne undersøkelsen (Norsk språk og ikke-klinisk utvalg) kan det tenkes at leddene har problemer, men at utvalgsstørrelsen i tidligere studiene er for små til å vise dem. Små utvalg er mindre lik populasjonen, noe som gjør at nyanser i populasjonen ikke nødvendigvis kommer frem. For å videre utrede hva som har skapt problemer er det behov for flere bekreftende faktoranalyser i store utvalg.

Den bekreftende faktoranalysen som testet ut en tofaktorstruktur for NBRS viste at denne passet dårlig til resultatene. PCA-analysen trakk ut fire faktorer for NBRS. Disse resultatene støtter ikke opp under tidligere forskning på faktorstrukturen til NBRS som hadde funnet en tofaktorstruktur (Papageorgiou et al., 2003) som utviste god «fit» etter modifikasjoner (Roelofs et al., 2009). En ny trefaktormodell ble utviklet og testet. Til sammen måtte fire ledd fjernes før en god «fit» ble oppnådd. Ved testing utviste modellen en god «fit» i testutvalget, noe som støtter opp under den nye faktorløsningen. Dette er den første studien som har modellert en trefaktorløsning for NBRS.

Resultatene indikerer problemer med flere ledd som ikke har vært avdekket i tidligere studier, noe som kan skyldes som beskrevet tidligere aspekter ved utvalget og hvordan studien har blitt gjennomført. Det er imidlertid verdt å merke seg at problemer med de to leddene som inngår i NBRS-R4 ble også opplevd av Roelofs et al. (2009), noe som indikerer at disse leddene er problematiske på tvers av studier og i kliniske og ikke kliniske utvalg. En mulig forklaring på dette er at de representerer tema som er mindre prevalente og er vesensforskjellig fra de andre ved at det er snakk om aktiv selvskading eller suicid. I denne studien ble det valgt å bruke en elimineringsstrategi for problematiske ledd, mens Roelofs et al. (2009) tillot residual korrelasjon mellom dem. Det er mulig at denne studien også ville ha oppnådd en adekvat «fit» ved å gjøre dette. Gitt at disse leddene representerer et viktig tema i negative metakognisjoner ville en videreutvikling av NBRS gavne på å generere nye

PBRS og NBRIS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

ledd innenfor samme tema for så å teste om de skiller seg ut som en egen faktor. Ved å gjøre dette kan man undersøke hvorvidt man kan oppnå en bedre måling av begrepet og således få en bedre «fit». De to andre leddene som ble fjernet skiller seg fra de andre leddene i NBRIS-R1. En forklaring på at de skiller seg ut kan være at de er antakelser om hva grubling vil ”gjøre med personen” heller enn antakelser om hvordan ”andre vil reagere på at personen grubler” eller generelle ”antakelser om mennesker som grubler”. De to siste temaene er antakelser om ”andre”, mens det første er antakelser om ”meg”. De fjernede leddene er altså ikke utpreget ”sosiale”, men heller ”personlige” sammenlignet med de andre leddene. Til forveksling kan leddene ligne på leddene som er gruppert under NBRIS-R2 som omhandler antakelser om hva grubling vil ”gjøre med meg”. Dermed kan det være en mulighet at disse leddene hører til under en større felles kategori som omhandler dette temaet. En eventuell videreutvikling av NBRIS bør ta slike vurderinger med i betraktning.

Temaene i de fire faktorene fra PCA-analysen gjenspeilet delvis resultatene fra tidligere studier. NBRIS-R1 inneholdt metakognisjoner om interpersonlige og sosiale konsekvenser av ruminering. Dette er ekvivalent til faktoren NBRIS2 som ble funnet av Papageorgiou et al. (2003). NBRIS-R2 består av metakognisjoner omkring hvordan grubling fører til passivitet, fysisk sykdom og mangel på kontroll. NBRIS-R3 inneholder metakognisjoner om grubleprosessens ukontrollerbarhet og NBRIS-R4 inneholdt metakognisjoner om selvskading og selvmord. I tidligere studier har disse vært integrert i faktoren NBRIS1, men i denne analysen ble de funnet som separate faktorer. Det ser dermed ut til å være nyanser innad i den gamle NBRIS1 hvor deltakere fra ikke kliniske utvalg skiller mellom beskrivelse av grubleprosessen (den er ukontrollerbar), hva grubleprosessen kan ”gjøre med meg” (passivisere, gjøre meg fysisk syk og få meg til å miste kontroll) samt hva grubleprosessen kan få personen til å gjøre mot seg selv (selvskading og selvmord). Negative metakognisjoner kan se ut til å dekke et bredere felt enn positive metakognisjoner og disse nyansene må tas hensikt til i en eventuell videreutvikling av NBRIS. Her er det også nødvendig å poengtere at den opprinnelige studien som hentet ut metakognisjonene (Papageorgiou & Wells, 2001a) ble gjennomført med 14 deltakere og at den ikke er blitt replikert. Det er lett å se for seg at det kan finnes flere negative metakognisjoner i befolkningen enn det som disse 14 personene hadde. Det kan dermed tenkes at den uryddige faktorstrukturen i NBRIS kan derfor komme som følge av at metakognisjonene i målet

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

ikke er dekkende for negative metakognisjoner som som konsept. Følgelig vil det være nødvendig med en større replikasjon av (Papageorgiou & Wells, 2001a) for å rydde opp i noen av disse problemene.

Psykometrisk status presens for NBRS er at den originale tofaktorstrukturen i ikke kan replikeres i undersøkelser med andre utvalg og mer rigide metoder. Både Roelofs et al. (2009) og denne hovedoppgaven har funnet at modifikasjoner er nødvendige for å oppnå en god «fit». Undersøkelsene har brukt to ulike løsninger som begge har gitt tilstrekkelig «fit» i de respektive utvalgene. Det kan være forskjellige årsaker til at ulike løsninger fungerer. Det kan for eksempel tenkes at en tofaktorstruktur med modifikasjoner er tilstrekkelig i mindre utvalg, men at denne effekten forsvinner når størrelsen på utvalget øker. Roelofs et al. (2009) hadde et utvalg med neste 200 deprimerte personer, mens denne oppgaven brukte et normalutvalg på  $n = 1474$  for å teste den gamle faktorløsningen og to utvalg på  $n = 737$  under utviklingen og testingen av den nye faktorstrukturen. En annen mulighet er at man kan finne ulik faktorstruktur i utvalg med deprimerte i motsetning til normalutvalg. I følge Roelofs et al. (2009) har faktorløsningen til NBRS kun blitt testet i utvalg med deprimerte, henholdsvis med en eksplorerende og en bekreftende faktoranalyse. Denne hovedoppgaven er dermed den første testen av faktorstrukturen i et større normalutvalg. Resultatene tatt i betraktning er det ønskelig med flere tester i både store normalutvalg og i deprimerte utvalg. Fortrinnsvis må det gjennomføres flere bekreftende faktoranalyser med modifikasjoner av en eventuell svak «fit». Disse kan teste løsningsforslagene som Roelofs et al. (2009) og denne hovedoppgaven opp mot den originale tofaktorstrukturen for å se hvilken løsning som gir best «fit».

De nye faktorløsningene til PBRS og NBRS står sterkere psykometrisk etter disse modifikasjonene i det utvalget her benyttet. Et viktig poeng er imidlertid om modifikasjonene har praktiske implikasjoner. En måte å teste dette er å bruke de nye målene med underfaktorer i regresjonsanalyser og t-tester for å se om de predikerer signifikant mer varians i mål på ruminering og depressive symptomer enn de gamle målene. Hvis dette viser seg å være tilfelle kan det være en indikasjon på at de originale målene bør revideres, kanskje i tråd med funnene i denne oppgaven. Et annet moment er at de ulike domenene for negative metakognisjoner som har blitt avdekket i denne hovedoppgaven kan ha en heuristisk verdi for metakognitiv terapi. Gitt at negative metakognisjoner bidrar til opprettholdelse av grubleprosessen vil det

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

være fordelaktig å få hentet ut negative metakognisjoner innenfor alle disse domene for å ha en bredest mulig dekning av begrepet og dermed få en størst behandlingseffekt. Hvis de psykometriske forbedringene viser seg ikke å ha en praktisk betydning vil det da være en vurderingssak hvorvidt en eventuell utbytting av de gamle målene vil være hensiktsmessig. Det er mulig at det vil være viktigere å kunne sammenlikne resultater på tvers av ulike studier, enn å revidere målene i seg selv. Dette vil være tema for fremtidig forskning.

### **Testing av PBRS-R og NBRS-R**

Videre analyser i denne hovedoppgaven brukte de forbedrede målene PBRS-R og NBRS-R. Det er derfor viktig å presisere at muligheten for sammenligning med tidligere studier vil derfor være begrenset. Dette vil selvfølgelig være en svakhet ved denne hovedoppgaven, men samtidig er det liten nytte i å forbedre psykometrikken i et mål hvis man ikke skal bruke dette målet senere. Et viktig poeng er at det ikke er introdusert nye ledd i de utviklede målene slik at et delvis sammenligningsgrunnlag er vedlikeholdt.

### **Reliabilitet**

PBRS-R og NBRS-R viste begge en god reliabilitet ved intern konsistens. Underfaktorene NBRS-R1, NBRS-R2 og NBRS-R3 viste også en god intern konsistens. Dette er i tråd med tidligere reliabilitetsanalyser av PBRS og NBRS (Papageorgiou & Wells, 2001b; Papageorgiou et al., 2003; Roelofs et al., 2009) og i tråd med hypotesen for denne hovedoppgaven. Det store testutvalget i denne hovedoppgaven gjør at målenes reliabilitet står sterkere enn tidligere. Resultatene for NBRS-R1, NBRS-R2 og NBRS-R3 etablerer reliabiliteten til disse faktorene. Test-retest reliabilitet ble ikke undersøkt i denne hovedoppgaven og er kun rapportert i to tidligere studier (Papageorgiou & Wells, 2001b; Papageorgiou et al., 2003). Et mål for fremtidig forskning kan dermed være å undersøke test-retest reliabilitet i større og uavhengige utvalg enn det som har blitt gjort tidligere.

### **Begrepsvaliditet**

Korrelasjonsanalysen viste at PBRS-R hadde signifikante og positive korrelasjoner med alle målene bortsett fra RSA, hvor korrelasjonen var negativ. Disse

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

resultatene er i tråd med hypotesene for denne hovedoppgaven. De positive korrelasjonene mellom PBRS-R og BDI og RRS gir støtte til tidligere forskning (Papageorgiou & Wells, 2001b; Watkins & Moulds, 2005; Roelofs et al., 2009).

Korrelasjonsanalysene med DAS, ATQ og RSA er ikke gjennomført tidligere. De signifikante korrelasjonene støtter opp under hypotesene for denne oppgaven og gir også utvidet støtte til begrepsvaliditeten til PBRS-R.

Det er imidlertid viktig å ta med i betraktningen at korrelasjonsstyrken mellom PBRS-R og de øvrige målene spenner fra  $r = .14$  til  $.42$ . I følge Salkind (2003) kan disse styrkene beskrives språklig fra ”veldig svak” til ”svak”, til tross for at resultatene er signifikante ved  $p = .01$ . Et kjent fenomen ved korrelasjonsanalyser er at sjansen for å få en signifikant korrelasjon øker med størrelsen på utvalget. Dette reiser spørsmålet om korrelasjonene mellom resultatene i denne hovedoppgaven representerer meningsfulle sammenhenger eller om de er et produkt av små sammenhenger i et stort utvalg og derfor ikke har store praktiske konsekvenser. En måte å besvare dette spørsmålet på er å regne ut determinasjonskoeffisienten. Denne lar oss vite hvor mye av variansen i en variabel som kan forklares av variansen i en annen variabel og følgelig hvor mye varians som ikke forklares. Som eksempel blir determinasjonskoeffisienten for relasjonen mellom PBRS-R og RRS ( $r_{xy}^2$ )  $.383^2 = .146$ , noe som betyr at 85.4 % av variansen er uforklart av denne relasjonen. Hvis man skal være streng kan man si at relasjonen mellom variablene ikke ser ut til å være spesielt meningsfull. Et motargument kan imidlertid være at flere uavhengige studier har funnet signifikante korrelasjoner mellom PBRS, NBRS og konvergerende mål i utvalg som er vesentlig mindre enn utvalget i denne studien (Papageorgiou & Wells, 2001b; Watkins & Moulds, 2005; Roelofs et al., 2009). Til tross for den store uforklarte variansen ser dermed korrelasjonen til å eksistere stabilt ved uavhengige replikasjoner, noe som støtter opp under at sammenhengen er reell og meningsfull.

Korrelasjonene mellom NBRS-R, BDI og RRS støtter opp under tidligere forskning (Papageorgiou et al., 2003; Roelofs et al., 2009) og hypotesene for denne hovedoppgaven. De resterende korrelasjonene er også i tråd med hypotesene og gir samtidig en utvidet støtte til konstruktvaliditeten til NBRS-R ved å teste korrelasjonene med DAS, ATQ og RSA, som ikke er blitt gjennomført tidligere. Korrelasjonene mellom underfaktorene i NBRS-R og de andre målene var signifikante og positive, sett bort fra RSA hvor den var signifikant og negativ. Disse

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

resultatene etablerer dermed konstruktvaliditeten til de tre nye faktorene. Styrken på korrelasjonene mellom alle målene spenner fra  $r = .52$  til  $.83$ . Salkind (2003) beskriver dette spennet som å spenne fra ”moderat” til ”veldig sterkt”. De sterkeste korrelasjonene er naturlig nok mellom NBRS-R og underfaktorene i NBRS-R, men korrelasjonene mellom NBRS-R og RRS, BDI, ATQ, DAS og RSA spenner likevel fra ”moderat” til ”sterk”. Det kommer dermed tydelig frem fra resultatene at NBRS-R henger sterkere sammen med relaterte mål enn det PBRS-R gjør. Dette støtter opp under Wells (2009) beskrivelser av at negative metakognisjoner er viktigere enn positive metakognisjoner i behandling av depresjon. Det er imidlertid viktig å huske at korrelasjoner ikke nødvendigvis forteller oss noe om kausalitet. Følgelig vil ikke en korrelasjonsanalyse fortelle oss hvorvidt fjerning av positive og negative metakognisjoner vil føre til at de andre variablene reduseres. Samlet sett viser korrelasjonsanalysene at graden av rumineringsrespons, depresjonsdybde, negative automatiske tanker og dysfunksjonelle holdninger samvarierer med graden av positive og negative metakognisjoner omkring ruminering. Dette støtter opp under de generelle prediksjonene fra den metakognitive modellen for depresjon.

### **Regresjonsanalyser**

Tre ulike regresjonsanalyser ble gjennomført. Den første analysen viste at metakognisjoner (PBRS-R og NBRS-R) signifikant predikerte grubling (RRS) i dette utvalget. Dette gir støtte til tidligere forskning (Papageorgiou & Wells, 2001b; 2003; Roelofs et al., 2009) og til den metakognitive modellen for depresjon (Wells, 2009). Metakognisjoner forklarte i nesten halvparten av variansen i grublerespons, noe som må regnes som en sterk prediktor. Den andre regresjonsanalysen viste at ruminering (RRS) predikerte depresjonsdybde (BDI) bedre enn metakognisjoner (PBRS-R og NBRS-R). Både ruminering og negative metakognisjoner predikerte signifikant depresjonsdybde, mens positive metakognisjoner ikke gjorde det. Dette gir støtte til tidligere forskning og hypotesene for denne hovedoppgaven. Den tredje regresjonsanalysen viste at de tre underfaktorene NBRS-R1, NBRS-R2 og NBRS-R3 signifikant predikerte varians i rumineringskårer. Metakognisjoner som omhandler ukontrollerbarheten av grubling (NBRS-R3) predikerte mest varians. Metakognisjoner om at man blir passivisert, syk eller mister kontroll av å gruble (NBRS-R2) predikerte mindre varians og metakognisjoner om interpersonlige og

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

sosiale konsekvenser av grubling predikerte minst varians (NBRS-R1). Resultatene gir støtte til tidligere forskning (Papageorgiou & Wells, 2003; Roelofs et al. 2009), men tilfører samtidig nye nyanser, spesielt når det kommer til hvilke type negative metakognisjoner som bidrar mest til grubling. Samlet sett gir resultatene fra disse regresjonsanalysene støtte til PBRS-R og NBRS-R sin validitet. Dette gir også støtte til PBRS og NBRS, selv om sammenligningsgraden ikke er optimal. Her må man også ta i betraktning at analysene er gjort i et tverrsnittsutvalg. Dette gjør at resultatene er korrelasjonelle og ikke forteller oss noe om kausalitet over tid. Til nå er det ikke gjennomført longitudinelle studier for å undersøke prediksjonsevnen til disse målene over tid. For videre å teste PBRS og NBRS anbefales det at dette gjøres i fremtiden.

Resultatene fra denne studien indikerer at metakognisjoner ser ut til å ha en stor påvirkningskraft på personers tendens til å gruble. Et fokus på å redusere grubletendensen ved å fjerne metakognisjoner ser dermed fornuftig ut i behandling av en depressiv lidelse, slik det er foreslått i metakognitiv terapi (Wells, 2009). I tillegg ser det ut til at metakognisjoner omkring grublingens ukontrollerbarhet ser ut til å spille en svært viktig rolle. Dette er analogt til studier på metakognisjoner om bekymring som er en sentral prosess i generalisert angstlidelse. Studier som har sett på metakognisjoner relatert til bekymring har også funnet at metakognisjoner om ukontrollerbarheten av bekymring ser ut til å forklare mest varians i bekymringstendensen hos denne pasientgruppen (Wells, 2009). I og med at denne typen metakognisjoner spiller en viktig rolle både i depresjon og GAD kan det derfor reises spørsmål om hvorvidt metakognisjoner omkring tankeprosessers ukontrollerbarhet kan være en generell risikofaktor for utvikling av psykopatologi.

### **Begrensninger i denne hovedoppgaven**

Fremgangsmåten i denne hovedoppgaven legger flere begrensninger på muligheten til generalisering av resultatene. Utvalget som ble brukt i denne hovedoppgaven ble rekruttert ved bruk av en bekvemmelighetsstrategi. Dette er en ikke-tilfeldig samplingstrategi hvor deltakerne ikke blir tilfeldig rekruttert til studien. Sjansen for å bli rekruttert fra populasjonen er heller ikke likt fordelt for alle og følgelig er utvalget ikke så representativt som det kunne ha vært. Dette gjør det vanskeligere å generalisere resultatene fra utvalget til populasjonen i sin helhet. Et

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

annet problem er at rekrutteringen i hovedsak ble gjort gjennom sosiale medier relatert til psykologistudiet og sentrale e-postkataloger ved NTNU. Dette vil si at majoriteten av respondentene antageligvis var universitetsstudenter eller universitetsansatte som hadde tilgang eller sjekket disse mediene jevnlig. Et slikt utvalg vil være preget av flere karakteristikk som ikke nødvendigvis er generaliserbare til populasjonen og som kan ha påvirket resultatene. En vanlig kritikk er for eksempel at universitetsstudenter er skoleinteresserte, samfunnsengasjerte og nok har et høyere evnenivå enn befolkningen generelt. I populasjonen vil slike egenskaper være normalfordelt, men i dette utvalget kan man ikke anta det. Derfor kan vi ikke utelukke at slike faktorer kan ha påvirket resultatene. Psykologistudenter kan også ha hatt kjennskap til målene og teoriene bak dem og følgelig ha fått påvirket svarene sine av dette. I tillegg kan det ha vært aspekter av sosial ønskverdighet i svarmønstrene til disse studentene. Utvalget i denne hovedoppgaven er imidlertid såpass stort at å anta en slik intensjon hos respondentene blir mindre sannsynlig.

Flere karakteristika ved utvalget svekker også generalisering. Utvalget som ble brukt i denne målingen er et tverrsnittsutvalg. Dette betyr at man ikke har grunnlag å trekke slutninger om kausalitet mellom de ulike variablene på grunn av dataenes korrelasjonelle natur. Målinger på ett tidspunkt er offer for å måle noe som kan være tilfeldige variasjoner i skårer. Samvariasjonene man ser kan være fluktuerende og variere over tid, og det er derfor svært viktig å teste resultatene i studier med et longitudinelt design. Gjennomsnittsalderen i utvalget er 25 år. Dette er en gjennomsnittsalder som nok er preget av at det er mange studenter som er rekruttert. Problemet er at den er lite representativ for gjennomsnittsalderen i befolkningen. Det at aldersspredningen er såpass stor gjør at generaliserbarheten styrkes litt. Det er imidlertid en viss mulighet for at ytterpunktene på 15 og 60 år er uteliggere i statistisk forstand og at fordelingen egentlig har en mindre varians. En tredje begrensning ved studien er at utvalget er preget av en skjev kjønnsfordeling hvor 71 % ( $n = 1279$ ) er kvinner og 29 % ( $n = 522$ ) er menn. Dette utvalget er lite representativt når det kommer til kjønnsfordeling. Til tross for dette så er det viktig å huske at denne kritikken er viktigst når det er snakk om små utvalg. Representativiteten i utvalget øker med antallet personer som er inkludert og når denne hovedoppgaven bruker et såpass stort utvalg så kan man generalisere mer enn man ville fra et lite utvalg.



### **Konklusjon**

Denne hovedoppgaven har undersøkt de psykometriske egenskapene til de metakognitive målene PBRS og NBRS. Til tross for enkelte metodiske begrensinger styrker oppgaven den samlede forskningen på flere måter. For det første er analysene gjennomført av en uavhengig instans i et norsk utvalg som er det største utvalget hvor disse målene har blitt testet i til nå. Dette er i kontrast til tidligere forskning som har i stor grad har brukt engelske deltakere og små utvalg. I tillegg har de fleste av studiene vært utført av opphavsmennene til den metakognitive modellen for depresjon. For det andre styrker resultatene forskningen ved å fungere som replikasjoner av tidligere studier samt å bruke mer rigorøse tester av faktorstrukturen. Resultatene viser i kontrast til tidligere forskning at begge målene har behov for endring i faktorstrukturen. PBRS beholdte en enfaktorstruktur, men måtte redusere antall ledd. NBRS måtte endres fra en tofaktorstruktur til en trefaktorstruktur. De endrede målene utviste en god reliabilitet. Analysene av validitet støttet opp under og utvidet validiteten til målene. Dermed står forskningen i en posisjon hvor de PBRS og NBRS har en faktorstruktur som ikke kan replikeres med mer rigorøse metoder, men som utviser gode psykometriske egenskaper i samtlige studier. For å rette opp i dette foreslås det at fremtidig forskning både bør replikere de tidligste studiene i større utvalg, samt utføre flere bekreftende faktoranalyser for å forbedre faktorstrukturen.

## Referanser

- Beck, A. T., Freeman, A., & Davis, D. D. (2004) *Cognitive Therapy of Personality Disorders* (2 ed.). London: The Guilford Press.
- Beck, A. T., & Steer, R. A. (1987). *BDI, Beck depression inventory: manual*. New York, NY: Psychological Corporation.
- Cartwright-Hatton, S., & Wells, A. (1997). Beliefs about worry and intrusions: The Meta-Cognitions Questionnaire and its correlates. *Journal of anxiety disorders, 11*(3), 279-296, doi: 10.1016/S0887-6185(97)00011-X
- Dobson, K. S., & Breiter, H. J. (1983). Cognitive assessment of depression: Reliability and validity of three measures. *Journal of Abnormal Psychology, 92*(1), 107.
- Field, A. (2009). *Discovering statistics using SPSS*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications Limited.
- Friborg, O., Barlaug, D., Martinussen, M., Rosenvinge, J.H., & Hjemdal, O. (2005). Resilience in relation to personality and intelligence. *International Journal of Methods in Psychiatric Research, 14*, 29–40.
- Gabbard, G. O. (2005) Major modalities: psychoanalytic/psychodynamic. I Gabbard, G. O., Beck, J. S., & Holmes J. (Eds.) *Oxford Textbook of Psychotherapy* (s. 3 – 13). New York, NY: Oxford University Press.
- Hjemdal, O., Friborg, O., Stiles, T. C., Rosenvinge, J. H., & Martinussen, M. (2006). Resilience predicting psychiatric symptoms: A prospective study of protective factors and their role in adjustment to stressful life events. *Clinical Psychology & Psychotherapy, 13*(3), 194-201, doi: 10.1002/cpp.488

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

Hollon, S. D., & Kendall, P. C. (1980). Cognitive self-statements in depression: Development of an automatic thoughts questionnaire. *Cognitive therapy and research*, 4(4), 383-395, doi: 10.1007/BF01186280

Hu, L., & Bentler, P.M. (1995). Evaluating model fit. In R.H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modelling. Concepts, issues, and applications* (s. 76–99). Thousands Oaks, CA: Sage.

Hu, L., & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fitindexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.

Meyer, T. J., Miller, M. L., Metzger, R. L., & Borkovec, T. D. (1990). Development and validation of the Penn State worry questionnaire. *Behaviour research and therapy*, 28(6), 487-495, doi: 10.1016/0005-7967(90)90135-6

Nolen-Hoeksema, S. (1991) Responses to Depression and Their Effects on the Duration of Depressive Episodes. *Journal of Abnormal Psychology*, Vol. 100, No. 4, 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.

Osman, A., Kopper, B. A., Barrios, F., Gutierrez, P. M., & Bagge, C. L. (2004). Reliability and validity of the Beck depression inventory--II with adolescent psychiatric inpatients. *Psychological assessment*, 16(2), 120, doi: 10.1037/1040-3590.16.2.120

Papageorgiou, C. & Wells, A. (2001a) Metacognitive beliefs about rumination in recurrent major depression. *Cognitive and Behavioral Practice*, 8, 160 – 164.

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

Papageorgiou, C. & Wells, A. (2001b) Positive beliefs about depressive rumination: Development and preliminary validation of a self-report scale. *Behavior Therapy*, 32, 13 – 26.

Papageorgiou, C. & Wells, A. (2003) An empirical test of a clinical metacognitive modell of rumination and depression. *Cognitive Therapy and Research*, 27, 261 – 273.

Papageorgiou, C. & Wells, A. (2009) A Prospective test of the Clinical Metacognitive Modell of Rumination and Depression (Abstract). *International Journal of Cognitive Therapy*, 2(2), 123-131, doi: 10.1521/ijct.2009.2.2.123

Papageorgiou, C., Wells, A., & Meina, L. J. (2003) Development and preliminary validation of the Negative Beliefs about Rumination Scale. Upublisert manuskript. I Luminet, O. (2004) Measurement of Depressive Rumination and Associated Constructs. I Papageorgiou, C. & Wells, A. (Eds.) *Depressive Rumination – Nature, Theory and Treatment* (187- 215), West Sussex: John Wiley & Sons Ltd.

Rafique, Z. (2010) An exploration of the presence and content of metacognitive beliefs about depressive rumination in Pakistani women. *British Journal of Psychology*, 49, 387 – 411, doi: 10.1348/014466509X472020

Roelofs, J., Huibers, M., Peeters, F., Arntz, A., & van Os, J. (2009) Positive and Negative Beliefs About Depressive Ruminaton: A Psychometric Evaluation of Two Self-Report Scales and a Test of a Clinical Metacognitive Modell of Rumination and Depression. *Cognitive Therapy Research*, 34, 196 – 205, doi: 10.1007/s10608-009-9244-z

Rush, A. J., Gullion, C. M., Basco, M. R., Jarrett, R. B., & Trivedi, M. H. (1996). The inventory of depressive symptomatology (IDS): psychometric properties. *Psychological medicine*, 26(3), 477-486, doi: 10.1017/S0033291700035558

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

Salkind, N. J. (2006) *Exploring Research* (6th ed.). New Jersey, NJ: Pearson Education Inc.

Spielberger, C. D., Gorsuch, R.L., and Lushene. R.E., (1970). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.

Lyubomirsky, S. & Tkach, C. (2004) The Consequences of Depressive Rumination. I Papageorgiou, C. & Wells, A. (Eds.) *Depressive Rumination – Nature, Theory and Treatment* (187- 215), West Sussex: John Wiley & Sons Ltd.

Luminet, O. (2004) Measurement of Depressive Rumination and Associated Constructs. I Papageorgiou, C. & Wells, A. (Eds.) *Depressive Rumination – Nature, Theory and Treatment* (187- 215), West Sussex: John Wiley & Sons Ltd.

Watkins, E. & Moulds, M. (2005) Positive beliefs about rumination in depression – a replication and extension. *Personality and Individual Differences*, 39, 73 – 82, doi: 10.1016/j.paid.2004.12.006

Weissman, A. (1979). Dysfunctional Attitude Scale (DAS). *Acceptance and Commitment Therapy. Measures Package*, 54.

Wells, A. & Matthews, G. (1996) Modelling Cognition in Emotional Disorder: The S-REF Modell. *Behaviour Research and Therapy*, 34(11-12), 881 – 888, doi: 10.1016/S0005-7967(96)00050-2

Wells, A. (2009). *Metacognitive therapy for anxiety and depression*. New York, NY: The Guilford Press.

Zimmerman, M., & Coryell, W. (1987). The Inventory to Diagnose Depression (IDD): A self-report scale to diagnose major depressive disorder. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 55(1), 55-59.

## PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

Tabell 1.

*Prinsipiell komponentanalyse for PBRS med faktorladninger og kommunaliteter.*

<i>Item</i>	F.1	Kommunaliteter
1. For å forstå mine depressive følelser, trenger jeg å gruble på mine problemer.	0.792	0.628
2. Jeg trenger å gruble på de fæle tingene som har skjedd i fortiden for å forstå dem.	0.758	0.574
3. Jeg trenger å gruble på mine problemer for å finne årsaken til min depresjon.	0.836	0.698
4. Grubling på mine problemer hjelper meg til å fokusere på de viktige tingene.	0.592	0.350
5. Grubling på fortiden hjelper meg å forhindre fremtidige mistak og feil.	0.689	0.475
6. Jeg trenger å gruble på mine problemer for å finne svar på hvorfor jeg er deprimert.	0.837	0.700
7. Grubling på mine følelser hjelper meg til å gjenkjenne utløserne for depresjonen min.	0.765	0.585
8. Grubling på depresjonen min hjelper meg til å forstå tidligere mistak og feil.	0.798	0.637
9. Grubling på fortiden hjelper meg til å finne ut av hvordan ting kunne ha blitt gjort bedre.	0.691	0.477

*Note.* Rotering av faktoren kunne ikke gjennomføres da det bare ble funnet en faktor. PBRS: Positive Beliefs about Rumination Scale.

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

Tabell 2.

*Prinsipal komponentanalyse og direct obliminrotasjon for NBRS. Faktorladninger og kommunaliteter.*

<i>Item</i>	F. 1	F. 2	F. 3	F. 4	Kommunaliteter
1. Grubling gjør meg fysisk syk.	-.108	.029	<b>.821</b>	.140	0.686
2. Når jeg grubler, kan jeg ikke gjøre noe annet.	-.018	-.142	<b>.789</b>	.003	0.722
3. Grubling betyr at jeg er uten kontroll.	.208	.208	<b>.768</b>	-.124	0.719
4. Alle vil forlate meg dersom de visste hvor mye jeg grubler om meg selv.	<b>.662</b>	-.238	-.026	.010	0.588
5. Folk vil avvise meg dersom jeg grubler.	<b>.715</b>	-.127	.064	-.044	0.605
6. Grubling om mine problemer er ukontrollerbart.	.075	<b>-.694</b>	.122	.077	0.657
7. Grubling om min depresjon kan føre til at jeg tar livet av meg.	-.107	.051	.002	<b>.856</b>	0.787
8. Grubling vil gjøre meg til en taper.	<b>.658</b>	.104	.189	.102	0.576
9. Jeg kan ikke stoppe meg selv fra å gruble.	-.006	<b>-.871</b>	.005	-.009	0.755
10. Grubling betyr at jeg er et dårlig menneske.	<b>.787</b>	.008	-.074	.058	0.612
11. Det er umulig å ikke gruble på de fæle tingene som har hendt i fortiden.	.000	<b>-.808</b>	-.007	.027	0.661
12. Bare svake mennesker grubler.	<b>.757</b>	.076	-.017	.012	0.538
13. Grubling kan føre til at jeg skader meg.	-.031	-.109	.012	<b>.854</b>	0.781

Uttrekningsmetode: Prinsipal komponentanalyse Roteringsmetode: Oblimin med Kaisernormalisering.  
*Note.* Faktorladninger <.40 er uthevet. NBRS: Negative Beliefs about Rumination Scale.

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

Tabell 3.

*Cronbachs  $\alpha$  for PBRS, NBRS, NBRS-R1, NBRS-R2 og NBRS-R3.*

<i>Mål</i>	Cronbachs $\alpha$
PBRS-R <sup>a</sup>	.863
NBRS-R <sup>b</sup>	.826
NBRS-R1 <sup>c</sup>	.721
NBRS-R2 <sup>d</sup>	.770
NBRS-R3 <sup>e</sup>	.779

<sup>a</sup> Positive Beliefs about Rumination Scale – Revidert,  $n = 1573$ . <sup>b</sup> Negative Beliefs about Rumination Scale – Revidert,  $n = 1474$ . <sup>c</sup> Negative Beliefs about Rumination Scale – Revidert faktor 1,  $n=1555$ . <sup>d</sup> Negative Beliefs about Rumination Scale – Revidert faktor 2,  $n=1557$ . <sup>e</sup> Negative Beliefs about Rumination Scale – Revidert faktor 3,  $n=1555$ .



PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

Tabell 4.

*Pearsons produkt-moment korrelasjonskoeffisienter for PBRS-R, NBRS-R, NBRS-R1, NBRS-R2, NBRS-R3 og konvergerende mål.*

Mål	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.
1. PBRS-R <sup>a</sup>	1									
2. NBRS-R <sup>b</sup>	.317*	1								
3. NBRS-R1 <sup>c</sup>	.148*	.686*	1							
4. NBRS-R2 <sup>d</sup>	.143*	.831*	.424*	1						
5. NBRS-R3 <sup>e</sup>	.422*	.841*	.424*	.487*	1					
6. RRS <sup>f</sup>	.383*	.627*	.417*	.473*	.584*	1				
7. BDI <sup>g</sup>	.289*	.612*	.492*	.425*	.557*	.653*	1			
8. ATQ <sup>h</sup>	.250*	.629*	.551*	.399*	.568*	.699*	.836*	1		
9. DAS <sup>i</sup>	.242*	.522*	.442*	.354	.472*	.544*	.564*	.579*	1	
10. RSA <sup>j</sup>	-.183*	-.520*	-.411*	-.359	-.485	-.560*	-.657*	-.683*	-.570	1

Note. \*  $p < 0.01$

<sup>a</sup> Positive Beliefs about Rumination Scale – Revidert,  $n = 1590$ . <sup>b</sup> Negative Beliefs about Rumination Scale- Revidert,  $n = 1515$ . <sup>c</sup> Negative Beliefs about Rumination Scale – Revidert faktor 1,  $n = 1535$ . <sup>d</sup> Negative Beliefs about Rumination Scale – Revidert faktor 2,  $n = 1534$ . <sup>e</sup> Negative Beliefs about Rumination Scale – Revidert faktor 3,  $n = 1535$ . <sup>f</sup> Rumination Responsiveness Scale,  $n = 1508$ . <sup>g</sup> Becks Depression Inventory,  $n = 1570$ . <sup>h</sup> Automatic Thoughts Questionnaire,  $n = 644$ . <sup>i</sup> Dysfunctional Attitude Scale,  $n = 1459$ . <sup>j</sup> Resilience Scale for Adults,  $n = 1445$

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

Tabell 5.

*Regresjonskoeffisienter og t-verdier når RRS er avhengig variabel og PBRS-R og NBRS-R er uavhengige variabler.*

	$\beta$	$t$
<i>RRS<sup>a</sup></i>		
PBRS-R <sup>b</sup>	.205	9.89
NBRS-R <sup>c</sup>	.561	27.04

*Note.*  $R^2=.428$ ,  $F(1475) = 551.483$ ,  $p < 0.01$ . Avhengig variabel er skrevet i kursiv. <sup>a</sup> Rumination Responsiveness Scale, <sup>b</sup>Positive Beliefs about Rumination Scale – Revidert, <sup>c</sup>Negative Beliefs about Rumination Scale – Revidert.

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

Tabell 6.

Regresjonskoeffisienter og *t*-verdier når BDI er avhengig variabel og PBRS-R NBRS-R og RRS er uavhengige variabler.

	$\beta$	<i>t</i>
<i>BDI</i> <sup>a</sup>		
PBRS-R <sup>b</sup>	.018	.914*
NBRS-R <sup>c</sup>	.331	13.85**
RRS <sup>d</sup>	.438	17.83**

Note.  $R^2 = .493$ ,  $F(1473) = 476.086$ , \* $p > 0.05$ , \*\* $p < 0.01$ . Avhengig variabel er skrevet i kursiv.

<sup>a</sup>Becks Depression Inventory, <sup>b</sup>Positive Beliefs about Rumination Scale - Revidert, <sup>c</sup>Negative Beliefs about Rumination Scale – Revidert, <sup>d</sup>Rumination Responsiveness Scale.

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

Tabell 7.

Regresjonskoeffisienter og *t*-verdier når RRS er avhengig variabel og NBRS-R1, NBRS-R2 og NBRS-R3 er uavhengige variabler.

	$\beta$	<i>t</i>
<i>RRS</i> <sup>a</sup>		
NBRS-R1 <sup>b</sup>	.146	6.3
NBRS-R2 <sup>c</sup>	.208	8.74
NBRS-R3 <sup>d</sup>	.421	17.69

Note.  $R^2 = .400$ ,  $F(1530) = 339.008$ ,  $p < 0.01$ . Avhengig variabel er skrevet i kursiv. <sup>a</sup>Rumination Responsiveness Scale, <sup>b</sup>Negative Beliefs about Rumination Scale – Revidert faktor 1, <sup>c</sup>Negative Beliefs about Rumination Scale – Revidert faktor 2, <sup>d</sup>Negative Beliefs about Rumination Scale – Revidert faktor 3.

## Appendiks A

### POSITIVE ANTAGELSER OM GRUBLING: PBRS

**Instruksjoner:** De fleste opplever depressive tanker av og til. Når depressiv tenkning vedvarer og er repetitiv kalles det *grubling*. Dette spørreskjemaet omhandler antagelser folk har om grubling. Nedenfor er det listet opp en hel del av slike antagelser. Vennligst les hver antagelse nøye og indiker hvor mye du *vanligvis* er enig med hver enkelt. Vennligst sett en ring rundt det nummeret som best beskriver ditt svar. Vennligst besvar alle utsagn.

	Uenig	Litt enig	Ganske enig	Veldig enig
1. For å forstå mine depressive følelser, trenger jeg å gruble på mine problemer	1	2	3	4
2. Jeg trenger å gruble på de føle tingene som har skjedd i fortiden for å forstå dem	1	2	3	4
3. Jeg trenger å gruble på mine problemer for å finne årsakene til min depresjon	1	2	3	4
4. Grubling på mine problemer hjelper meg til å fokusere på de viktigste tingene	1	2	3	4
5. Grubling på fortiden hjelper meg å forhindre fremtidige mistak og feil	1	2	3	4
6. Jeg trenger å gruble på mine problemer for å finne svar på hvorfor jeg er deprimer	1	2	3	4
7. Grubling på mine følelser hjelper meg til å gjenkjenne utløserne for min depresjon	1	2	3	4
8. Grubling på min depresjon hjelper meg til å forstå tidligere mistak og feil	1	2	3	4
9. Grubling på fortiden hjelper meg å finne ut av hvordan ting kunne ha blitt gjort bedre	1	2	3	4

## Appendiks B

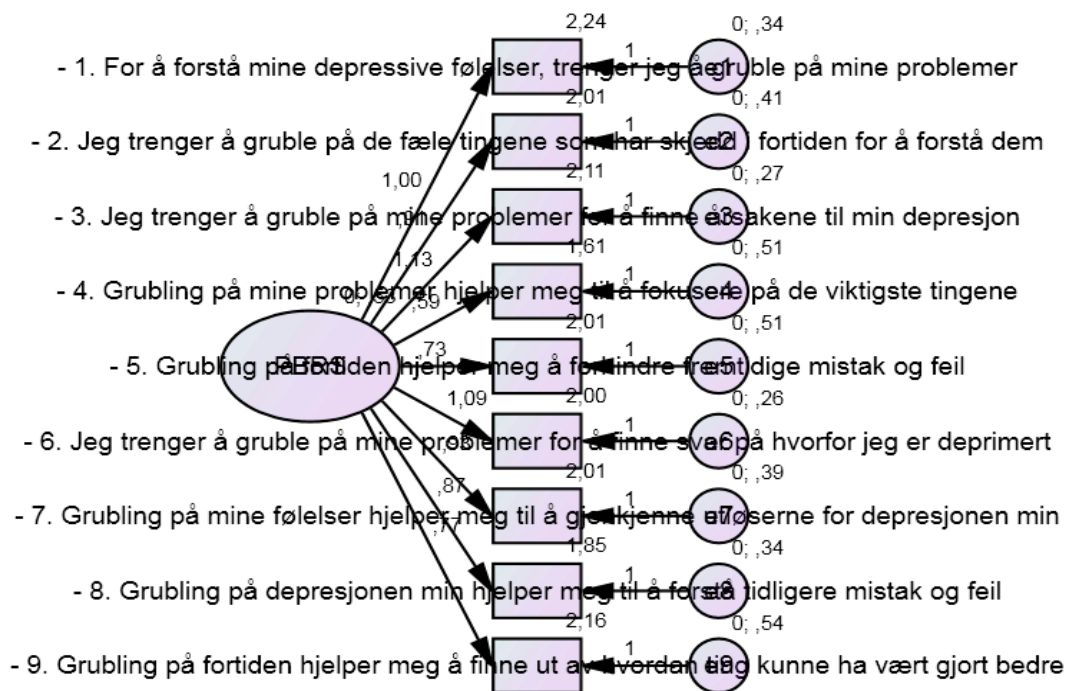
### NEGATIVE ANTAGELSER OM GRUBLING: NBRIS

Instruksjoner: De fleste opplever depressive tanker av og til. Når depressiv tenkning vedvarer og er repetitiv kalles det *grubling*. Dette spørreskjemaet omhandler antagelser folk har om grubling. Nedenfor er det listet opp en hel del av slike antagelser. Vennligst les hver antagelse nøye og indiker hvor mye du *vanligvis* er enig med hver enkelt. Vennligst sett en ring rundt det nummeret som best beskriver ditt svar. Vennligst besvar alle utsagn.

	Uenig	Litt enig	Ganske enig	Veldig enig
1. Grubling gjør meg fysisk syk	1	2	3	4
2. Når jeg grubler, kan jeg ikke gjøre noe annet	1	2	3	4
3. Grubling betyr at jeg er uten kontroll	1	2	3	4
4. Alle vil forlate meg dersom de visste hvor mye jeg grubler om meg selv	1	2	3	4
5. Folk vil avvise meg dersom jeg grubler	1	2	3	4
6. Grubling om mine problemer er ukontrollerbart	1	2	3	4
7. Grubling om min depresjon kan føre til at jeg tar livet av meg	1	2	3	4
8. Grubling vil gjøre meg til en taper	1	2	3	4
9. Jeg kan ikke stoppe meg selv fra å gruble	1	2	3	4
10. Grubling betyr at jeg er et dårlig menneske	1	2	3	4
11. Det er umulig ikke å gruble på de fæle tingene som har hendt i fortiden	1	2	3	4
12. Bare svake mennesker grubler	1	2	3	4
13. Grubling kan føre til at jeg skader meg selv	1	2	3	4

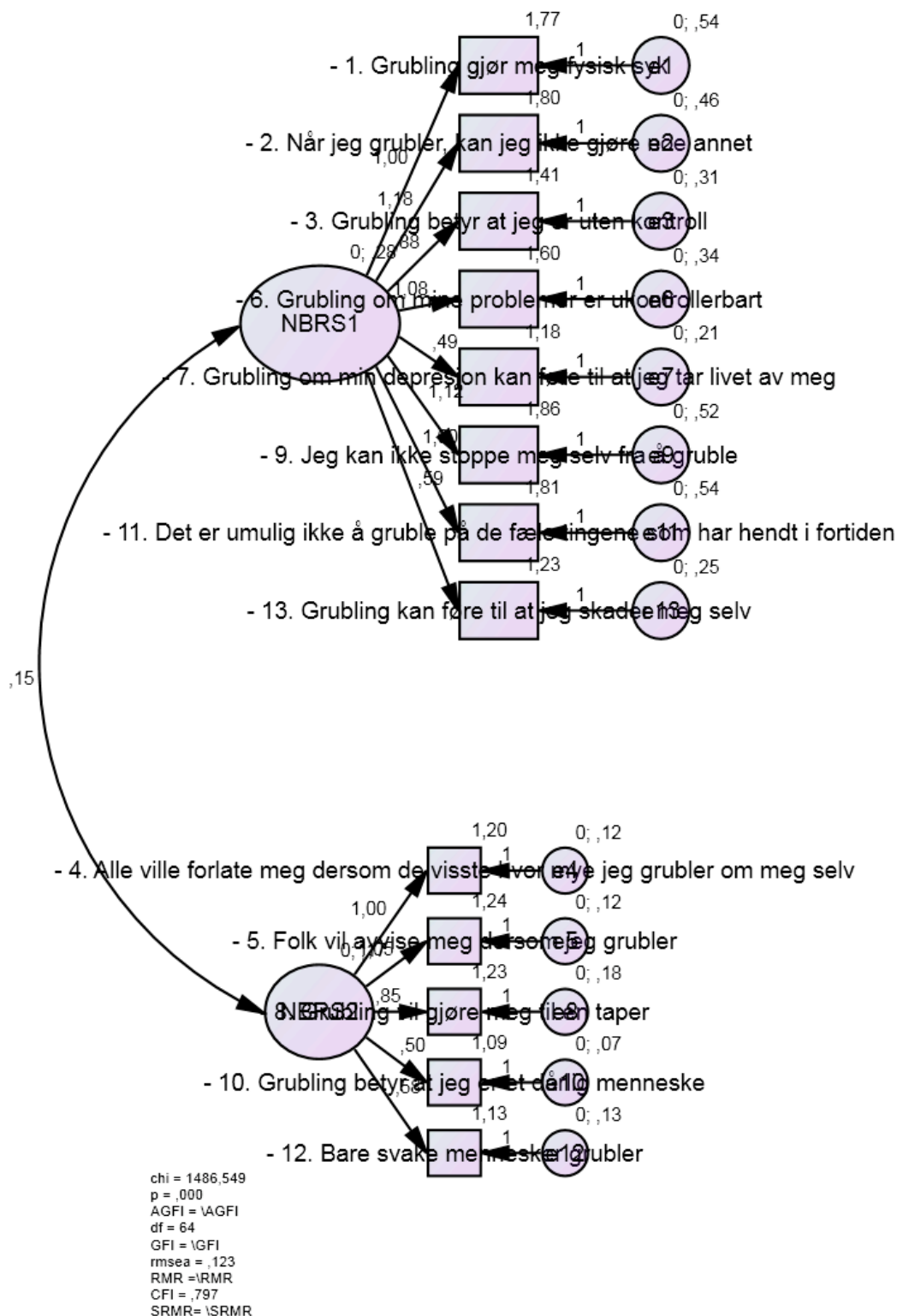
### Appendiks C

Figur 1. Bekreftende faktoranalyse av PBRS med original faktorstruktur.



chi = 706,730  
 p = ,000  
 AGFI = \AGFI  
 df = 27  
 GFI = \GFI  
 rmsea = ,131  
 RMR = \RMR  
 CFI = ,906  
 SRMR = \SRMR

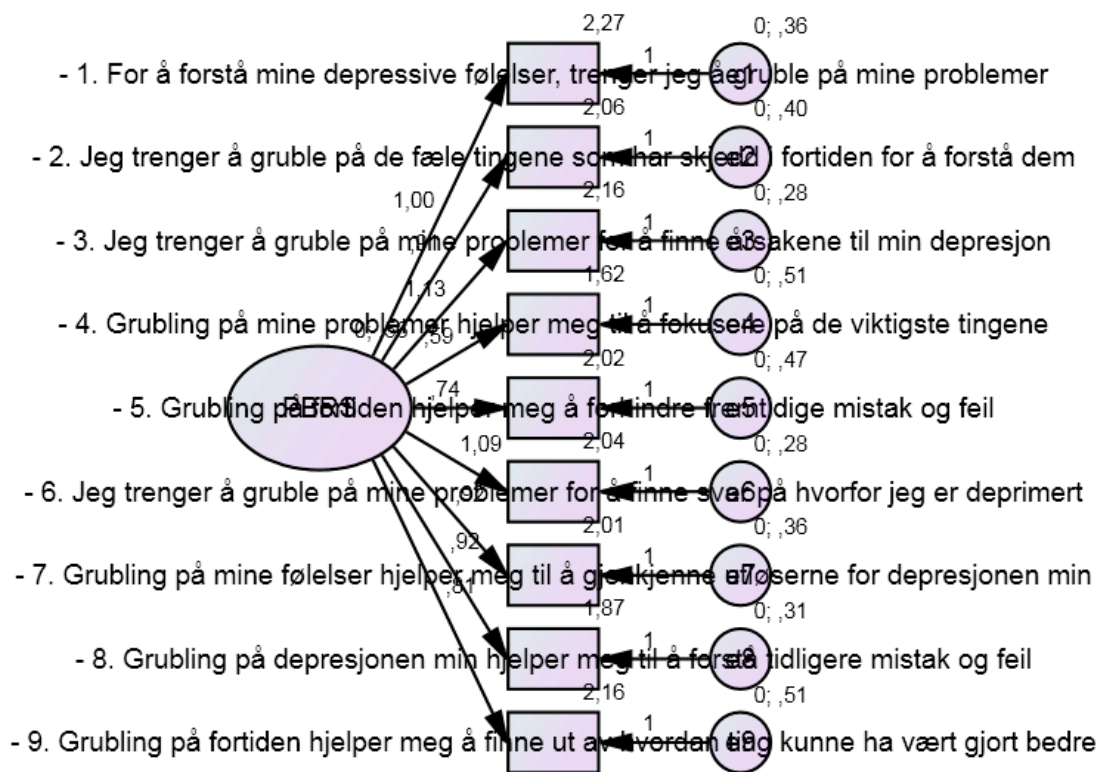
Figur 2. Bekreftende faktoranalyse av NBR med original faktorstruktur.





PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

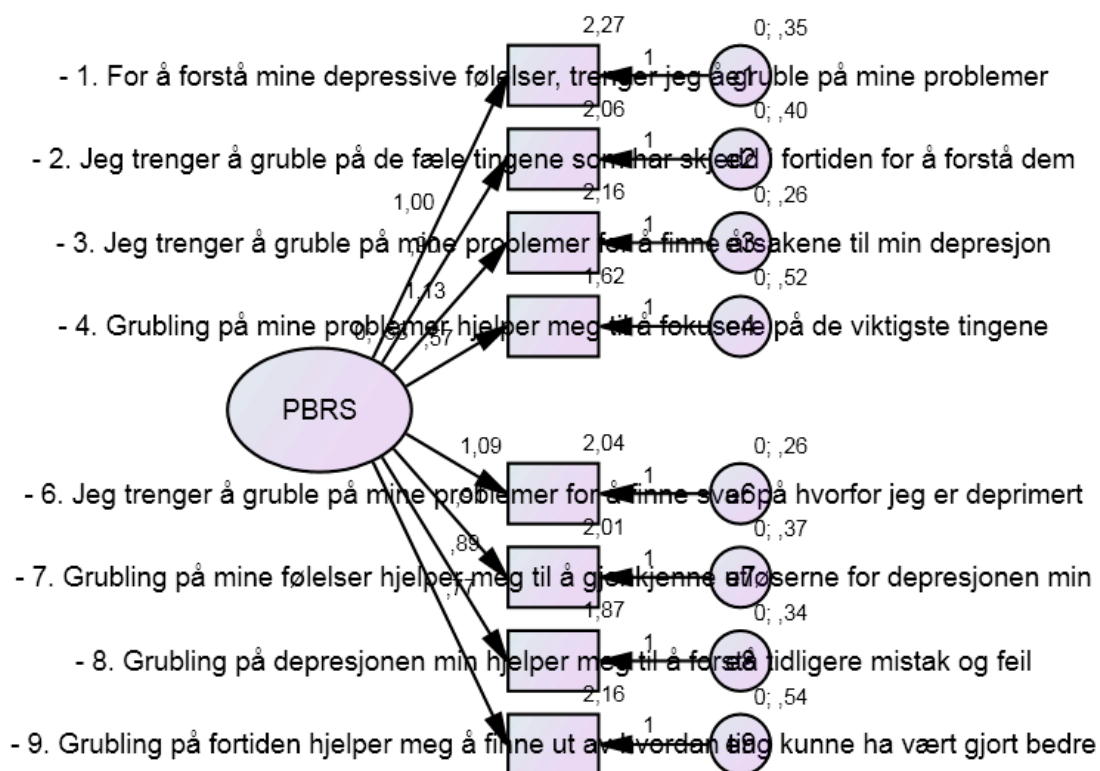
Figur 3. Modifisering av PBRS 9 ledd.



chi = 407,264  
 p = ,000  
 AGFI = \AGFI  
 df = 27  
 GFI = \GFI  
 rmsea = ,138  
 RMR = \RMR  
 CFI = ,902  
 SRMR = \SRMR

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

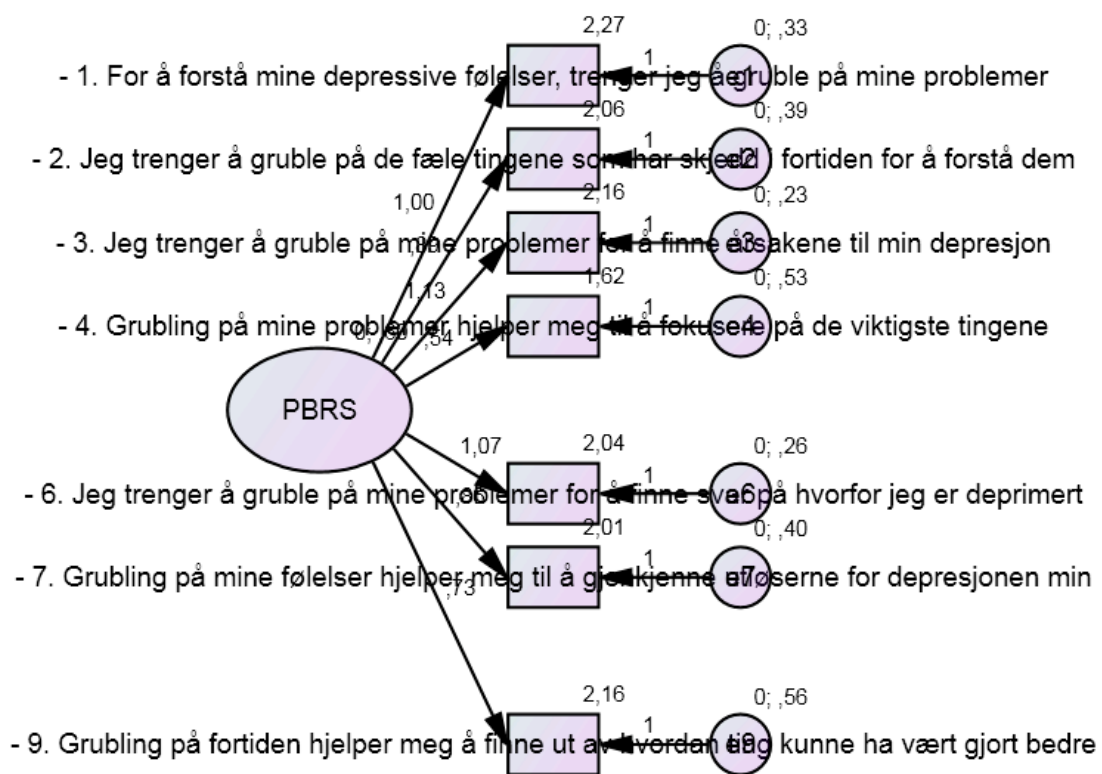
Figur 4. Modifisering av PBRS 8 ledd. Ledd nr. 5 fjernet.



chi = 222,710  
 p = ,000  
 AGFI = \AGFI  
 df = 20  
 GFI = \GFI  
 rmsea = ,117  
 RMR = \RMR  
 CFI = ,940  
 SRMR = \SRMR

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

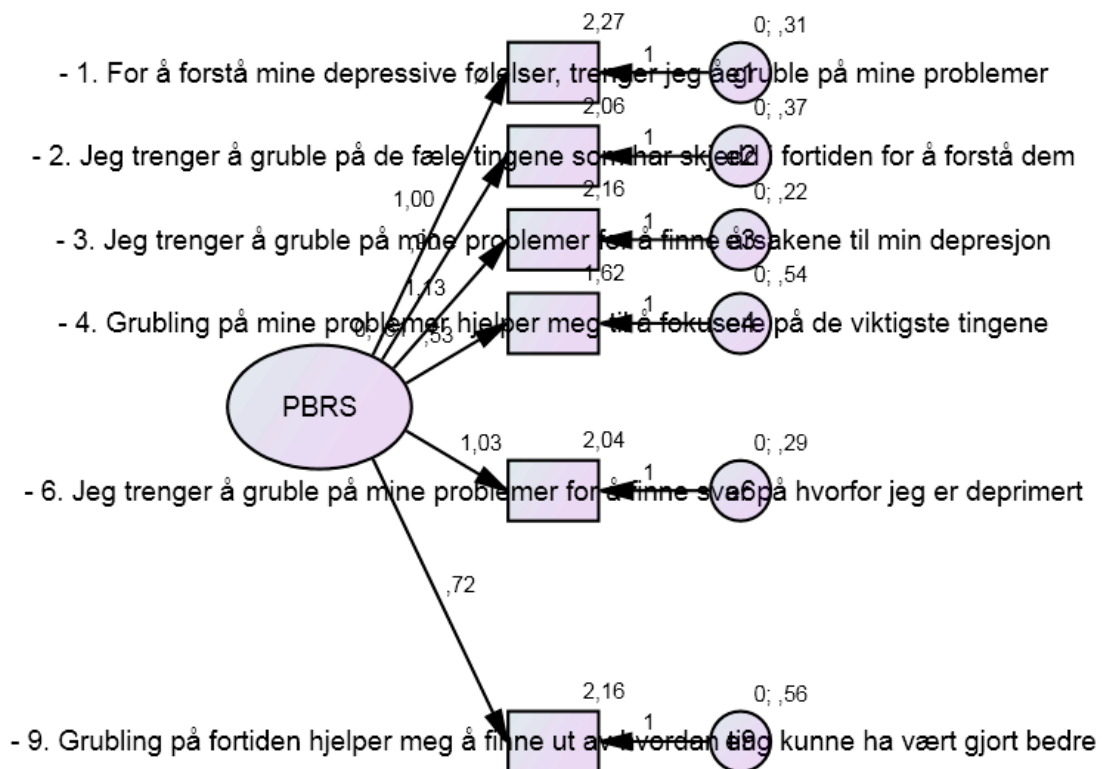
Figur 5. Modifisering av PBRS 7 ledd. Ledd nr. 5 og 8 fjernet.



chi = 100,073  
 p = ,000  
 AGFI = \AGFI  
 df = 14  
 GFI = \GFI  
 rmsea = ,091  
 RMR = \RMR  
 CFI = ,968  
 SRMR = \SRMR

PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

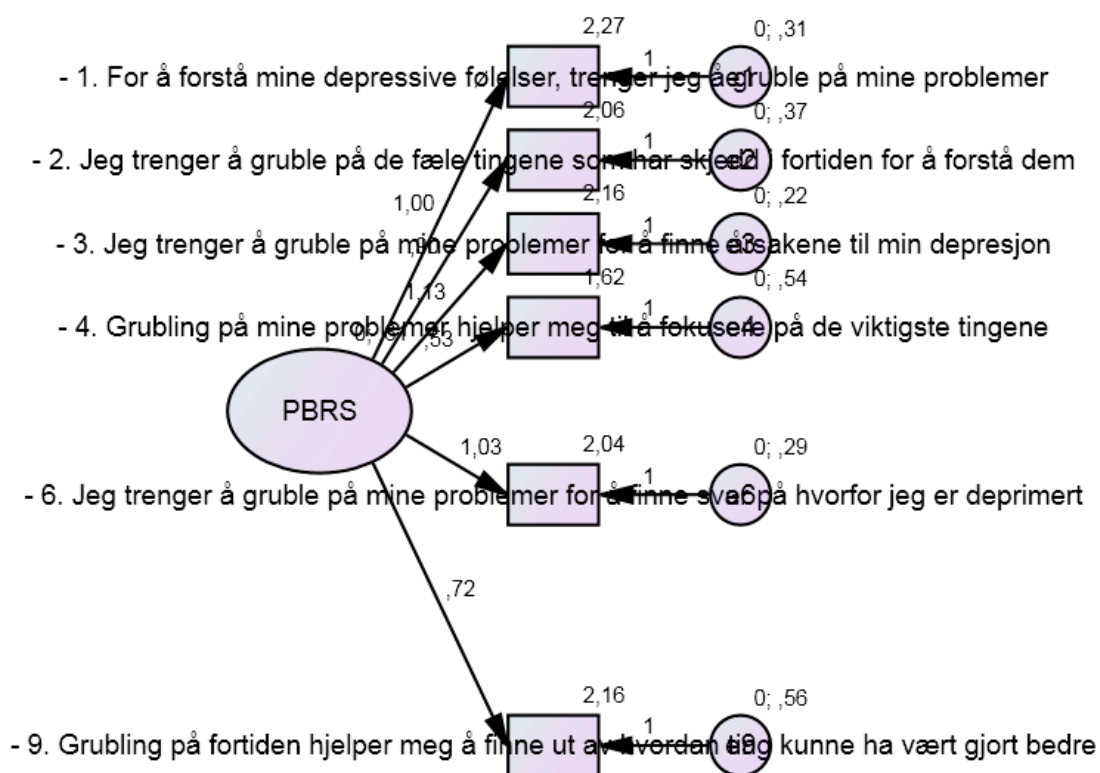
Figur 6. Modifisering av PBRS 6 ledd. Ledd nr. 5, 8 og 7 fjernet.



chi = 50,130  
 p = ,000  
 AGFI = \AGFI  
 df = 9  
 GFI = \GFI  
 rmsea = ,079  
 RMR = \RMR  
 CFI = ,981  
 SRMR = \SRMR

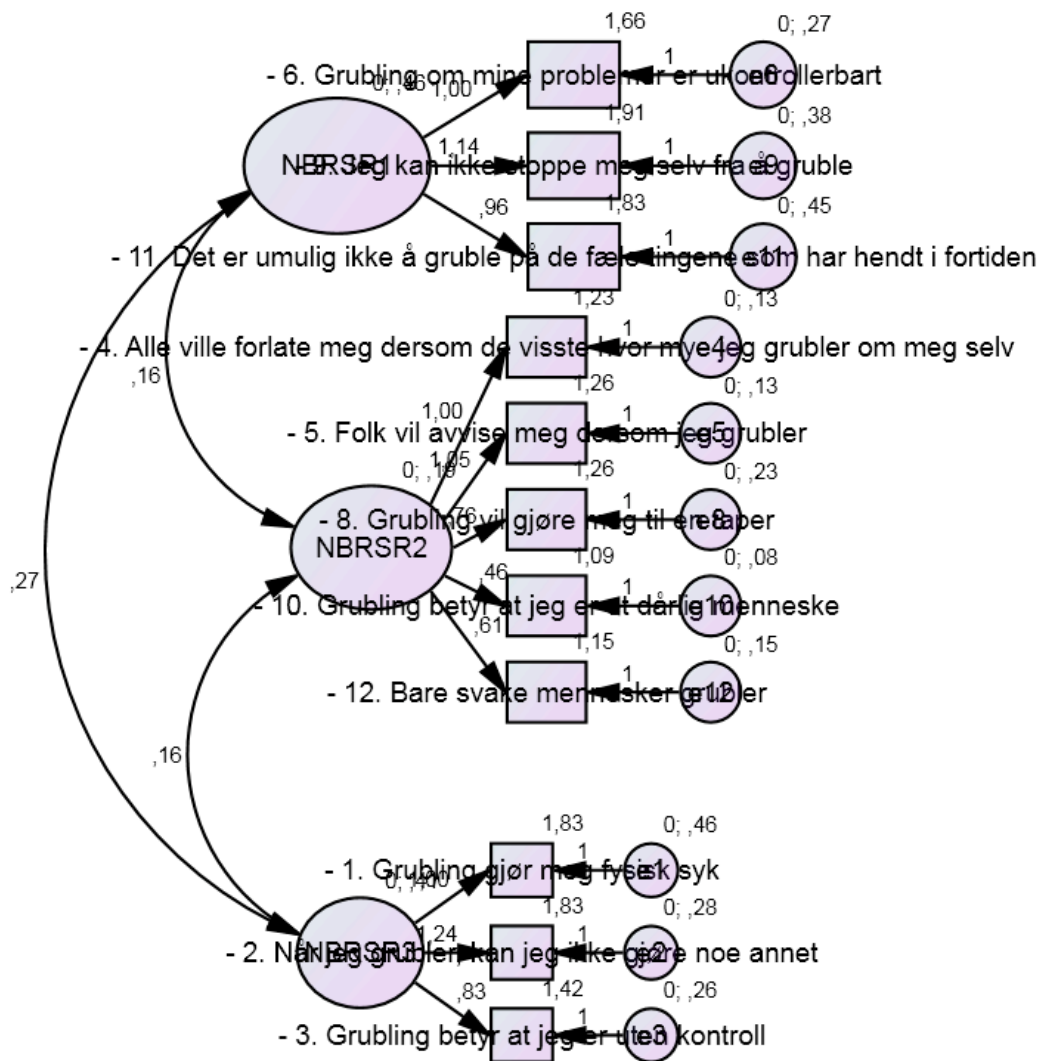
PBRS og NBRS: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

Figur 7. Modifisering av PBRS 7 ledd. Ledd 5, 7 og 8 fjernet. Test av ny faktorstruktur.



chi = 50,611  
 p = ,000  
 AGFI = \AGFI  
 df = 9  
 GFI = \GFI  
 rmsea = ,079  
 RMR = \RMR  
 CFI = ,981  
 SRMR = \SRMR

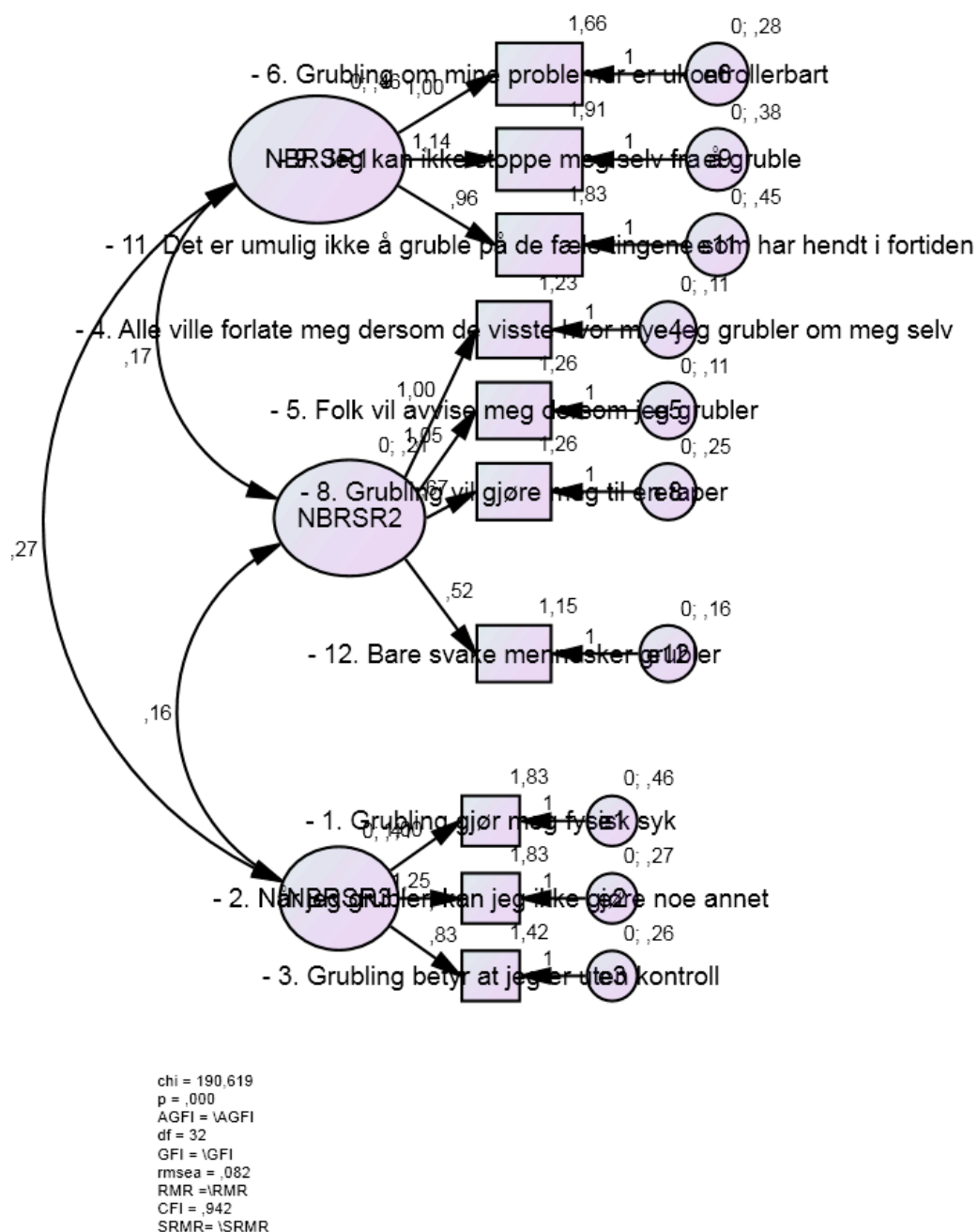
Figur 8. Modifisering av NBR med tre faktorer. Første analyse.



chi = 304,373  
 p = ,000  
 AGFI = \AGFI  
 df = 41  
 GFI = \GFI  
 rmsea = ,093  
 RMR = \RMR  
 CFI = ,914  
 SRMR = \SRMR

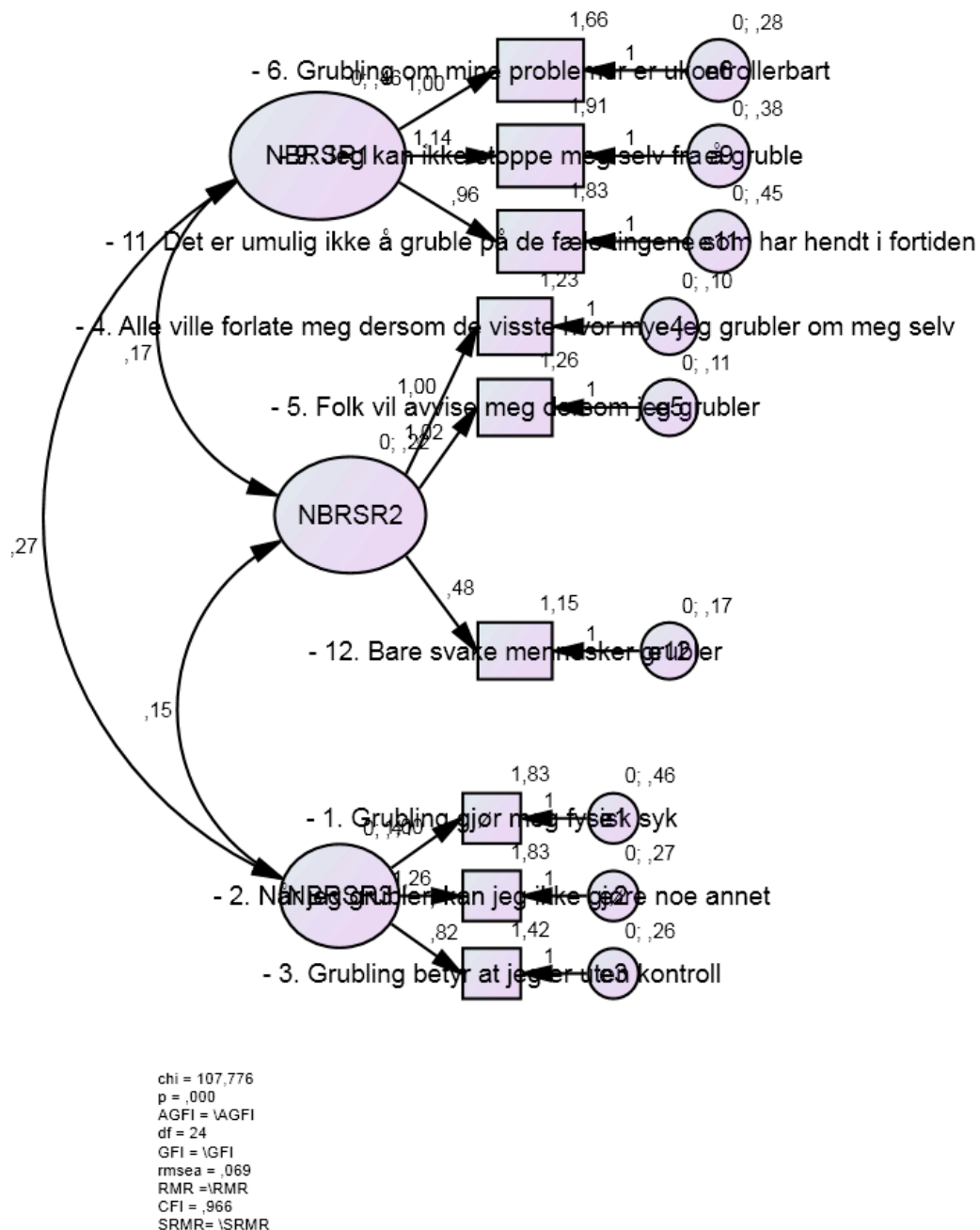
PBRS og NBR: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

Figur 9. Modifisering av NBR med tre faktorer. Ledd 10 fjernet.



PBRS og NBR: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

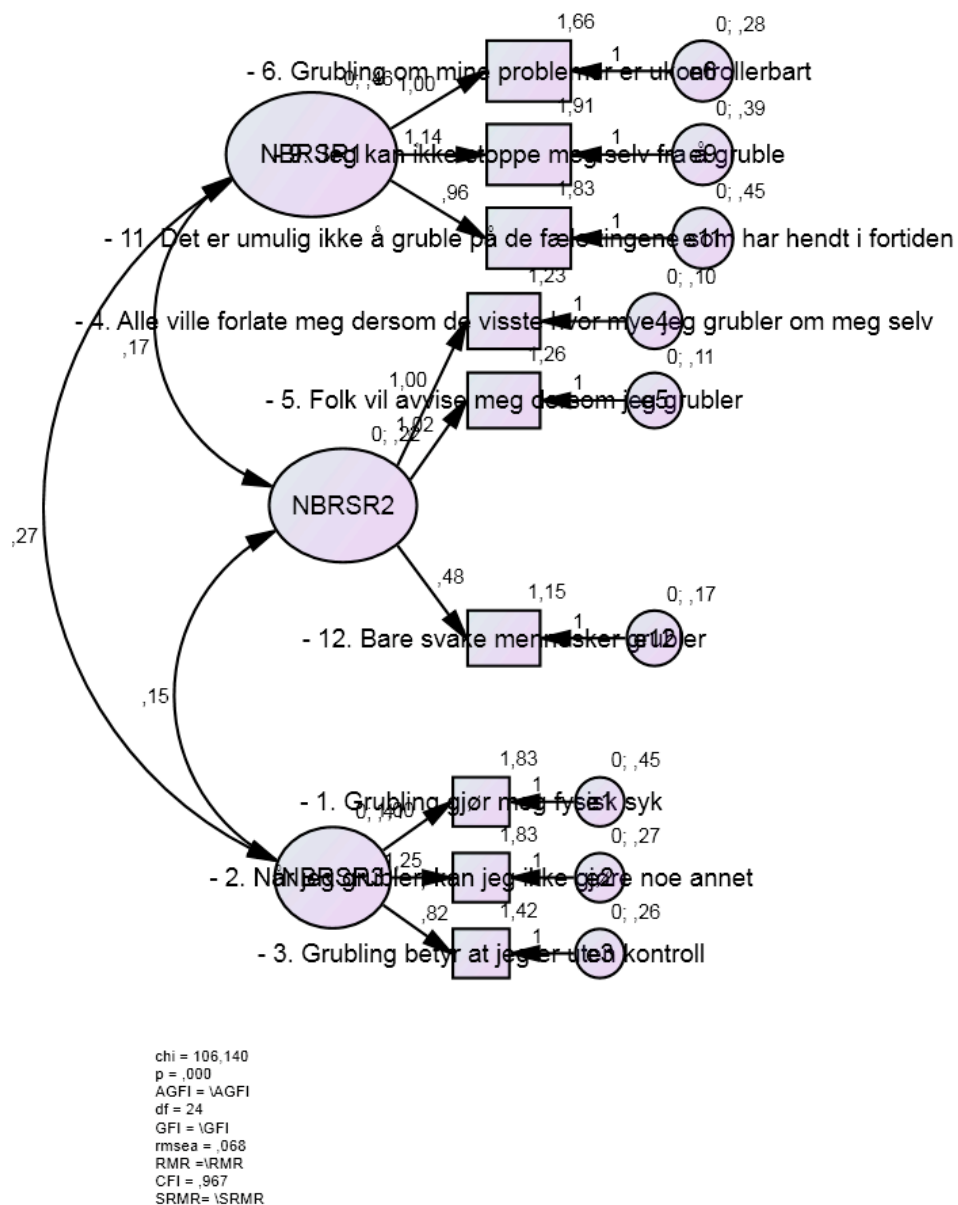
Figur 10. Modifisering av NBR med tre faktorer. Ledd 10 og 8 fjernet.





PBRS og NBR: En undersøkelse av psykometriske egenskaper, reliabilitet og validitet i et større norsk utvalg

Figur 11. Modifisering av NBR med tre faktorer. Ledd 10 og 8 fjernet. Test av ny faktorstruktur.



## Appendiks D

### Invitasjon til å delta i studie

“Bidra til psykologisk forskning og bli med i trekningen av gavekort!  
Psykologisk Institutt, NTNU er i gang med et større forskningsprosjekt for å øke forståelsen av hvordan vårt humør blir påvirket av ulike tanker og livshendelser. Vi ønsker derfor at så mange som mulig svarer på en internettbasert spørreundersøkelse som omhandler ulike spørsmål knyttet til dette. Vi trenger derfor din hjelp til dette, og ditt bidrag vil være viktig for å forstå hvordan vi kan forstå og forebygge stemningslidelser. Studien har blitt godkjent i Regional komité for medisinsk og helsefaglig forskningsetikk, Midt Norge. Linken til spørreundersøkelsen vil sendes ut til de samme personene 3 ganger, i løpet av ett år. De som fullfører undersøkelsen i første runde er med i trekningen av et gavekort på 1000 kr, de som gjennomfører spørreundersøkelsen to ganger, vil være med i trekningen av et gavekort på kroner 2000 kr. Vi vil også trekke ut et gavekort på kroner 3000 kr til de som er med og fyller ut spørreskjemaene ved alle tre måletidspunktene.”