

Betydningen av den terapeutiske allianse: En studie av alliansens prediktive validitet

Truls Ryum og Tore C. Stiles

Betydningen av den terapeutiske allianse: En studie av alliansens prediktive validitet

Den terapeutiske alliansen er en vesentlig del av alle former for psykoterapi. Men er alliansen å forstå som en nødvendig forutsetning for terapi, eller som en kurativ faktor i seg selv?

Takk til Kjell Røsdal, Patrick A. Vogel og Bjørnar Engum i forbindelse med innsamling av data ved Klinikk for voksne og eldre, psykologisk institutt, NTNU.

Innledning

To hovedfunn innen effektforskningen er at ulike anerkjente psykoterapeutiske behandlingsmåter i hovedsak gir samme effekt (Hubble, Duncan, & Miller, 1999; Lambert & Ogles, 2004; Stiles, Shapiro, & Elliott, 1986; Wampold et al., 1997), og at kvaliteten på relasjonen mellom terapeut og klient er nær forbundet med denne effekten (Horvath & Symonds, 1991; Lambert & Ogles, 2004; Martin, Garske, & Davis, 2000). En god arbeidsallianse er forbundet med en positiv effekt i psykoterapi, og denne alliansen er å forstå som en fellesfaktor på tvers av terapeutisk-teoretisk orientering. Dette hovedtrekket i psykoterapiforskningen står delvis i kontrast til tanken om at psykoterapeutisk endring hovedsakelig er et resultat av bruken av spesifikke teknikker man finner innen den enkelte behandlingsmåte, men betyr ikke at all behandling virker like godt på alt. For eksempel er det vist at korttids kognitiv atferdsterapi er «treatment of choice» ved en rekke angstlidelser (Lambert, Garfield & Bergin, 2004).

På bakgrunn av disse og lignende funn har man forsøkt å gruppere faktorer som forklarer endring i psykoterapi inn i noen få hovedgrupper. Asay og Lambert (1999) foreslår at faktorer som forklarer endring i psykoterapi kan grupperes inn i følgende hovedkategorier: (1) klienten/ekstraterapeutiske faktorer (få ny jobb, motivasjon, støtte fra ektefelle), (2) faktorer knyttet til det terapeutiske forholdet (allianse), (3) placebo (håp og forventninger) og (4) modell/teknikk-faktorer. Den største nytten ved en slik modell ligger nok i selve konseptualiseringen, og forsøk på å bestemme den relative betydning til de ulike gruppene for effekt i psykoterapi må nødvendigvis være tentativ.

I de siste 20 årene har det vært en stor interesse for allianseforskning. En etter hvert mye sitert og brukt allianseteori er Bordins (Bordin, 1979), hvor alliansen er tenkt bestående av tre gjensidig avhengige faktorer: (1) gjensidig enighet og forståelse av hvilke *mål* man søker i endringsprosessen, (2) *oppgavene* til hver av partene (terapeut/klient) og (3) *båndet* mellom partene, som er nødvendig for å understøtte prosjektet (gjensidig tillit, aksept og fortrolighet). Bordin legger avgjørende vekt på

dialog og forhandling mellom terapeut og klient i forhold til de to første punktene. Den terapeutiske alliansen inngår her som et kurativt aspekt i alle former for psykoterapi, og er slik å forstå som en fellesvariabel. Denne kan ha ulik utforming innen de ulike terapiretningene, da ulike former for terapi vektlegger ulike mål og oppgaver. For eksempel er registrering av negative automatiske tanker mellom timene mye brukt i kognitiv terapi, mens målet er symptomreduksjon. I klassisk psykoanalyse er fri assosiasjon et tradisjonelt verktøy, mens målet er en omstrukturering av personligheten.

Den terapeutiske alliansen utgjør altså en ramme som kan fylles med ulikt innhold, avhengig av terapeutens preferanser (teoretisk orientering) og klientens ønsker og behov. Det er også mulig å tenke seg variasjon i terapeuters evne til å bli enig med klienten om mål for terapi, bruk av teknikker og evne til å ivareta de mer relasjonelle sidene ved alliansen. For eksempel vil en som terapeut kunne være god i målsetting og teknikkbruk, men samtidig mindre god til å ivareta de relasjonelle sidene ved alliansen. Alternativt vil en kunne tenke seg at en opplevelse hos terapeuten av å være mindre dyktig på målsetting og teknikkbruk fører til en økt vektlegging av de emosjonelle sidene ved alliansen. I sin opprinnelige artikkel teoretiserer for øvrig Bordin (1979) omkring sannsynligheten for at styrken i den terapeutiske alliansen vil være avhengig av «goodness of fit» mellom terapeut og pasient, hvor mer personlighetsmessige kvaliteter både hos terapeut og pasient vil være sentrale. Det fins nå en omfattende litteratur som omhandler forhold både ved pasient, terapeut og terapeutisk prosess som har vist seg å påvirke alliansen, og det vises til oppsummeringer andre steder for den interesserte leser (Bachelor & Horvath, 1999; Orlinsky, Rønnestad, & Willutzki, 2004).

Alliansemål sett fra pasientens side har klart best prediktiv verdi

Bordins allianseteori springer ut av en psykodynamisk tenkning, og selv om han selv mente å ha formulert en transteoretisk modell, har det opp gjennom årene vært debatt omkring alliansens plass og betydning innen ulike psykoterapeutiske modeller. En særlig interessant teoretisk problemstilling har vært, og er fremdeles, hvorvidt en skal betrakte alliansen som en nødvendig forutsetning for terapi (uten å være virksom i seg selv), som delaktig for endring i terapi (i kombinasjon med bruk av andre tekniske intervensjoner) eller som kurativ i seg selv (alliansen produserer endring) (Gaston, Goldfried, Greenberg, & Horvath, 1995). Tradisjonelt og noe overforenklet kan man si at det er de mer psykodynamiske modellene som i hovedsak har betraktet alliansen som en kurativ faktor i seg selv. Kognitive og atferdsorienterte modeller har i hovedsak betraktet alliansen som en nødvendig forutsetning for terapi, mens humanistisk/eksperimentell terapi tradisjonelt har befunnet seg i en slags mellomposisjon.

Mål på allianse tatt tidlig i terapi har vist seg å være en variabel som har stor prediktiv verdi for senere effekt i psykoterapi (Gaston, 1990). Metastudier har funnet en korrelasjon mellom terapeutisk allianse og effektmål i størrelsesorden 0.22–0.26 (Horvath & Symonds, 1991; Martin et al., 2000). Alliansemål sett fra pasientens side har klart best prediktiv verdi, mens beregninger basert på terapeuts eller observatørs vurdering av alliansen har lavere prediktiv verdi (Horvath & Symonds, 1991). Vanligvis finner en også i studier av den terapeutiske alliansen at de tre delskalaene mål, oppgaver og bånd er høyt korrelert med hverandre, slik at en kun bruker den generelle faktoren (Horvath & Greenberg, 1994). Faktoranalyser gir imidlertid holdepunkter for at en tonivå-struktur, med en generell alliansefaktor som primærfaktor og tre sekundære spesifikke faktorer, best forklarer empiriske data (Tracey & Kokotovic, 1989).

Det er en gjennomgående svakhet ved mange tidligere studier at de ikke har kontrollert godt nok for bedring som har funnet sted *før* mål på allianse blir tatt, noe som setter spørsmålsteget ved den prediktive validiteten til alliansebegrepet (Barber, Connolly, Crits-Cristoph, Gladis, & Siqueland, 2000). De studiene som har reist spørsmål ved hvorvidt alliansen kan predikere endring i terapi når man har kontrollert for symptomatisk endring som har funnet sted før mål på allianse har blitt tatt, har hovedsakelig funnet at alliansen *ikke* predikerer senere endring (Barber, Crits-Christoph, & Luborsky, 1996; DeRubeis & Feeley, 1990; Feeley, DeRubeis, & Gelfand, 1999; Gaston, Marmar, Gallagher, & Thompson, 1991). Kun to studier har funnet at mål på allianse predikerer påfølgende endring i terapi (Barber et al., 2000; Klein et al., 2003). Noe av dette skyldes sannsynligvis at studiene bestod av små utvalg og slik ikke hadde nok statistisk styrke til å oppdage signifikante forskjeller (Barber et al., 2000).

Samlet er det så langt lite empirisk data som støtter opp under teorien om at den terapeutiske alliansen har en kurativ effekt i seg selv i terapi, selv om dette delvis skyldes at tidligere studier ikke har hatt adekvate metoder til å kunne nærme seg problemstillingen. Dette er imidlertid en alvorlig begrensning som også nevnes i den nylige oppsummeringen til Task Force 29 On empirically supported therapy relationships: «A central limitation of our research base is the failure to convincingly demonstrate causal, as opposed to correlational, link-eage between relationship elements and treatment outcome» (Norcross, 2001). I denne studien var derfor ønsket å forfølge problemstillingen om hvorvidt den terapeutiske alliansen kun er forbundet med senere psykoterapeutisk endring, eller om den også er i stand til å produsere endring. Ettersom studien foregikk ved en universitetsklinikk, var det også interessant å analysere delskalaene til Working

Alliance Inventory (WAI) (Horvath, 1981) hver for seg som prediktorer for endring. Svært lite av utdanning og videreutdanning av psykologer har tradisjonelt vektlagt opplæring i spesifikke teknikker og metoder. Derfor var antakelsen at studenter vil kompensere for noe av sin manglende kunnskap om teknikker og metode gjennom å vektlegge det emosjonelle båndet til sine klienter (mye empati, støtte, bekrefting etc.). Samlet var derfor målene med studien følgende:

- 1) gjennom å kontrollere for tidlig symptomatisk endring i terapi før mål på allianse tas, teste ut hypotesen om den terapeutiske alliansen som kurativ i seg selv i psykoterapi
- 2) undersøke hvorvidt bånddimensjonen i terapeutisk allianse klarer å predikere senere endring i psykoterapi bedre enn mål og oppgaver

Metode

I utgangspunktet var 31 datasett med avsluttede terapier gjort av viderekomne psykologistudenter ved NTNU tilgjengelige for denne studien. To av disse måtte forkastes som følge av et frafall og en terapi med manglende data. Av de gjenværende datasett (N = 29) måtte 18 forkastes på grunn av manglende data eller ufullstendige registreringer på en eller flere variabler. Det endelige datasettet ble derfor 11 (N = 11). En medvirkende årsak til at så mange datasett måtte forkastes, var at alle terapier på tidspunktet for denne undersøkelsen enda ikke var lagt inn i det nasjonale Multisenterdatabaseprosjektet. Dataene til denne studien er hentet fra dette prosjektet. Samlet har vi en svarprosent på 35 %. Gjennomsnittsalderen for utvalget var 37.6 år ($SD = 8.2$, med spredning 23–49), og bestod av to menn og ni kvinner. Før behandling var pasientene inne til et inntaksintervju for kartlegging av sykdomshistorie og diagnostisering i henhold til DSM-IV. Vurdering av akse I-diagnose ble innhentet ved bruk av Det Strukturerte Kliniske Intervju for DSM IV, symptomdiagnose (SCID-I) (First, Spitzer, Gibbon, & Williams, 1996). Pasienter ble ekskludert dersom de hadde en livshistorie med psykotiske lidelser, alkohol eller stoffavhengighet. Vurdering av akse II-diagnose ble innhentet ved bruk av Det Strukturerte Kliniske Intervju for DSM IV, personlighetsforstyrrelser (SCID-II) (First, Spitzer, Gibbon, & Williams, 1997). En samlet framstilling av diagnostiske data for utvalget er presentert i Tabell 1.

Tabell 1. Diagnostiske variabler for utvalget ved inntak (N = 11).

	N	%
Akse I		
Markant depressiv forstyrrelse	2	18
Panikkforstyrrelse	3	27
Sosial fobi	3	27
Agorafobi	1	9
Spesifikk fobi	1	9
Akse II		
Unnvikende	3	27
Tvangspreget	2	18
Depressiv	2	18
Borderline	1	9
Ingen diagnose	4	36

Ved gjennomføring av SCID-I- og II-intervjuene kunne hver pasient få tildelt mer enn en diagnose per akse, slik at det samlede antall diagnoser er høyere enn antall klienter. I alt 45 % av pasientene i utvalget tilfredsstilte kriteriene for minst én akse I-lidelse, mens 55 % tilfredsstilte kriteriene for minst én akse II-lidelse.

Studentterapeutene

Terapiene ble utført av viderekomne studenter (N = 11) ved profesjonsstudiet i psykologi ved NTNU (2. avdeling). Behandlingen har foregått ved *Klinikk for voksne og eldre*, som en del av den obligatoriske, intern-kliniske praksis. Tre til fire studenter har til sammen utgjort et behandlingmessig team under veiledning av en erfaren psykolog, hvor hver student selv har utført behandlingen av sin pasient. Veilederen har vært faglig ansvarlig for behandlingen, og også gitt veiledning i gruppe til den enkelte student i omfanget en time per uke per student. Under samtalene mellom studentterapeut og pasient har resten av teamet observert timene gjennom et enveisspeil, og opptak av enten video- eller båndopptak var standard prosedyre.

Terapiform

Det har ikke vært noen krav om at terapiene skulle være manualiserte i henhold til bestemte terapimodeller. Behandlingen har for utvalget vært individualterapi én behandlingstime per uke

(50 min) inntil 40 timer. Ettersom studentene som stod for behandlingen, i hovedsak ikke hadde klinisk erfaring, synes det rimelig å vurdere terapiformen som eklektisk orientert. Aktuelle veileders orientering var i hovedsak kognitiv. Det gjennomsnittlige antall behandlingstimer var 17,8, med spredning 7–30.

Prosess- og effektmåling

Som mål på terapeutisk allianse ble kortversjonen av Working Alliance Inventory (WAI) (Horvath, 1981) brukt. Dette er et spørreskjema på 12 ledd som omhandler grad av opplevd samarbeid, støtte og fremgang i terapisisuasjonen. Pasienten skal rangere 12 utsagn på en syvpunkts Likert-skala, fra 1 (aldri) til 7 (alltid). For hver av de tre faktorene til WAI skåres fire ledd knyttet til:

- *oppgaver* («Terapeuten og jeg er enige om hva jeg må gjøre i behandlingen for å bedre situasjonen min; Det jeg gjør i behandlingen, gir meg nye måter å se problemet mitt på; Vi er enige om hva som er viktig for meg å arbeide med; Jeg tror at den måten vi arbeider med problemet mitt på, er riktig»)
- *mål* («Terapeuten forstår ikke hva jeg prøver å oppnå i behandlingen; Terapeuten og jeg arbeider mot de mål vi er blitt enige om; Terapeuten og jeg har forskjellige oppfatninger av mine problemer; Vi har kommet til en god felles forståelse av hva slags forandringer som vil være til hjelp for meg»)
- *bånd* («Jeg tror terapeuten liker meg; Jeg har tillit til at terapeuten er i stand til å hjelpe meg; Vi er enige om hva som er viktig for meg å arbeide med; Terapeuten og jeg stoler på hverandre»)

Skjemaet er fylt ut av pasientene etter tredje time, og ble administrert av den enkelte student. WAI er basert på den teoretiske alliansemodellen til Bordin, og måleinstrumentet er utviklet for å fange opp de antatte aktive aspektene ved alliansen. Dette betyr at en i utviklingen av instrumentet har lagt vekt på innholdsvaliditet, i et forsøk på å validere innholdet i Bordins teori (Horvath & Greenberg, 1994). Reliabilitet for WAI er god, med en test-retest index på .83 for hele instrumentet (Horvath & Greenberg, 1994). Norsk oversettelse ved Martin Svartberg og Hal Saxton, 1994.

Effekt av terapi ble innhentet ved hjelp av to måleinstrumenter. Symptom Checklist 90-Revised (SCL-90-R) (Derogatis, 1983) gir informasjon om ti symptomområder, samt tre indekser for generell symptombelastning. Pasienten skal krysse av 90 spørsmål som rangeres på en Likert-skala fra 0 (ikke i det hele tatt) til 4 (veldig mye). Norsk utgave ved Nielsen og Vassend (1994). I tillegg

ble Inventory of Interpersonal Problems (IIP64) (Horowitz, Rosenberg, Baer, & Ureno, 1988) brukt, som gir informasjon om interpersonlige problemer og fungering. Pasienten skal krysse av spørsmål på en Likert-skala som rangeres fra 0 (ikke i det hele tatt) til 4 (veldig mye). Forkortet til 64 ledd. Norsk utgave Stiles og Høgland (1994). SCL-90-R og IIP64 ble fylt ut av klient ved inntak, etter tredje time og ved avslutning.

Resultater

Det ble først kjørt deskriptiv statistikk for å finne gjennomsnittsskårer og standardavvik for måleinstrumentene ved inntak, tredje time og avslutning. Resultatene for prosessmålet WAI er presentert i Tabell 2.

Tabell 2. Gjennomsnitt og standardavvik for delakslaene til WAI ved tredje time (N = 11).

WAI delskalaer	M	(SD)
band	5.70	0.94
oppgaver	5.43	1.22
mål	5.52	0.96

Tabell 2 viser at gjennomsnittsskårene for delskalene til WAI er forholdsvis høye og ganske samsvarende.

Resultatene for effektmålene SCL90R og IIP64 er presentert i Tabell 3.

Tabell 3 viser en generell fallende tendens på gjennomsnittsskårer på både SCL-90-R og IIP64 utover behandlingsforløpet.

Tabell 3. Gjennomsnittsskårer og standard avvik for effektmålene ved inntak, tredje time og avslutning (N = 11).

Variabel	M	(SD)
IIP64		
inntak	1.35	0.42
tredje time	1.15	0.43
avslutning	1.08	0.41
SCL-90-R		

Variabel	M	(SD)
inntak	1.30	0.53
tredje time	0.97	0.56
avslutning	0.75	0.44

For å undersøke tidseffekten av behandlingen ble det kjørt avhengige t-tester for utvalget mellom inntak og tredje time, inntak og avslutning og tredje time og avslutning for henholdsvis SCL-90-R og IIP64. Resultatene er framstilt i Tabell 4.

Tabell 4. Avhengige t-tester på IIP64 og SCL-90-R for de ulike måletidspunktene for å undersøke tidseffekten av behandlingen (N = 11).

Måletidspunkt	Måleinstrument IIP64		Avhengige t-tester	
	M	M	t	P
Inntak – tredje time	1.35	1.15	2.43	0.04*
Inntak – avslutning	1.35	1.08	2.91	0.02*
Tredje time – avslutning	1.15	1.08	0.57	0.60*

Måletidspunkt	Måleinstrument SCL-90-R		Avhengige t-tester	
	M	M	t	P
Inntak – tredje time	1.30	0.97	2.27	0.047*
Inntak – avslutning	1.30	0.75	3.12	0.011*
Tredje time – avslutning	0.97	0.75	2.72	0.022*

Det ble funnet en statistisk signifikant endring for utvalget på SCL-90-R fra inntak og til avslutning ($t(10) = 3.12, p < .05$, tohalet). Det ble også funnet en statistisk signifikant endring på IIP64 fra inntak og til avslutning ($t(10) = 2.91, p < .05$, tohalet). I tillegg ble det funnet statistisk signifikante endringer for SCL-90-R mellom inntak og tredje time ($t(10) = 2.27, p < .05$, tohalet), og mellom tredje time og avslutning ($t(10) = 2.72, p < .05$, tohalet). For IIP64 ble det funnet en statistisk signifikant endring mellom inntak og tredje time ($t(10) = 2.43, p < .05$, tohalet), men ingen statistisk signifikant endring mellom tredje time og avslutning.

For å undersøke effekten av de ulike delskalaene til WAI målt ved tredje time for lidelsestrykk ved avslutning, ble det foretatt separate hierarkiske multiple regresjonsanalyser med

IIP64 og SCL-90-R ved avslutning som avhengige variabler. I første trinn ble symptombelastning ved inntak entret, og i trinn to ble symptomtrykk ved tredje time entret. Deretter ble hver av delskalaene til WAI entret som tredje trinn for henholdsvis IIP64 og SCL-90-R. Resultatene av dette er samlet framstilt i Tabell 5.

Tabell 5. Separate multiple hierarkiske regresjonsanalyser 1 for effektmålene ved avslutning (N = 11).

Trinn	Avhengig variable	Uavhengig variable	Fcha	R 2 cha
1		SCL-90-R inntak	0.69	0.07
2		SCL-90-R tredje time	54.93***	0.81
3		WAI bånd tredje time	2.18	0.03
3		WAI oppgaver tredje time	1.47	0.02
3		WAI mål tredje time	2.17	0.03
IIP64 avslutning				
1		IIP64 inntak	10.88**	0.55
2		IIP64 tredje time	0.03	0.00
3		WAI bånd tredje time	7.59*	0.24
3		WAI oppgaver tredje time	6.99*	0.23
3		WAI mål tredje time	0.11	0.01

Resultatene viste at styrken i delskalaene bånd og oppgaver til WAI hadde statistisk signifikant effekt for status på IIP64 ved avslutning når det var kontrollert for lidelsestrykk både ved inntak og tredje time. Ingen av delskalaene til WAI hadde noen statistisk signifikant effekt for status til SCL-90-R ved avslutning når det var kontrollert for lidelsestrykk både ved inntak og tredje time.

Diskusjon

Den første hypotesen var å undersøke hvorvidt det fantes holdepunkter for at den terapeutiske alliansen kunne være kurativ i seg selv. Den teoretiske idéen er at oppbygningen i alliansen tidlig i psykoterapi går forut for, og er årsaken til, senere endring i terapi. Etter å ha kontrollert for lidelsestrykk både ved inntak og ved tredje time (slik at alliansemålene ved tredje time skulle være

uavhengige av tidlig bedring), ble det funnet at delskalaene bånd og oppgaver forklarte henholdsvis 24% og 23% av variansen på IIP64 ved avslutning. Ingen av delskalaene til WAI kunne forklare statistisk signifikant endring ved avslutning på SCL-90-R, som i denne studien i hovedsak skyldtes at det meste av reduksjonen i symptomtrykk hadde skjedd allerede ved tredje time.

Resultatene innebærer at alliansen i seg selv er en endringsagent og terapeutisk intervensjon

I forhold til den andre hypotesen ble det ikke gjort funn som indikerte at bånd-dimensjonen ved alliansen var nærmere forbundet med effekt av terapi enn oppgaver og mål. Resultatene viste at både bånd og oppgaver var statistisk signifikant forbundet med effekt, og forklarte henholdsvis 24% og 23% av variansen ved avslutning for IIP64. Ingen av delskalaene hadde noen signifikant prediktiv verdi for SCL-90-R. At bånd var statistisk signifikant forbundet med bedring på IIP64, var i tråd med hypotesen om at studentene er gode til å ivareta den emosjonelle siden ved relasjonen. Det var vanskeligere å forklare at også oppgaver, men ikke mål, var statistisk signifikant forbundet med bedring på IIP64. For å undersøke hvorvidt dette kunne skyldes at bånd og oppgaver ladet en felles faktor, ble det gjort to ekstra separate multiple hierarkiske regresjonsanalyser. For begge analysene ble symptomtrykk ved inntak entret som trinn en, og status ved tredje time entret som trinn to. Deretter ble bånd entret som tredje trinn og oppgaver entret som fjerde trinn i den første analysen. I den andre analysen ble oppgaver entret som tredje trinn og bånd som fjerde trinn. Det viste seg at verken bånd eller oppgaver entret som fjerde trinn hadde noen statistisk signifikant prediktiv verdi for IIP64. Dette indikerer at bånd og oppgaver har en høy korrelasjon og lader en felles faktor, noe som for så vidt er i tråd med tidligere studier.

Samlet gir studien nye holdepunkter for at endring i terapi i alle fall delvis kan komme sekundært som følge av en god terapeutisk allianse. Dette innebærer at alliansen ikke bare er en nødvendig forutsetning for tekniske intervensjoner eller produkt av tidlig terapeutisk endring, men i seg selv en endringsagent og terapeutisk intervensjon (Bachelor & Horvath, 1999). Den naturlige, kliniske implikasjon av dette er at en som terapeut gjør klokt i å ha en kontinuerlig og systematisk kartlegging av alliansen i løpet av behandlingskontakten. At det ofte rapporteres om en lav korrelasjon mellom terapeutens og pasientens vurdering av alliansen (Tichenor & Hill, 1989), reiser naturligvis spørsmål om hvorvidt klinisk skjønn eller magesfølelse er noe godt mål på alliansen. En skriftlig tilbakemelding fra pasienten fra time til time, for eksempel i form av WAI (eller annet alliansemål), øker sjansene for at terapeuten kan fange opp eventuelle problemer i alliansen på et tidlig tidspunkt.

Det er flere begrensninger ved denne studien. For det første kan det stilles spørsmål ved resultatenes generaliserbarhetsgrad tatt i betraktning at studien er gjort ved en universitetsklinikk. Pasienter som kommer dit, utgjør en forhåndsselektert gruppe og har sannsynligvis generelt en noe høyere fungering og mindre symptombelastning enn pasienter ved en vanlig poliklinikk innen psykisk helsevern. Fire av pasientene tilfredsstilte ingen ordinær diagnose. Til en viss grad har man justert og kontrollert for dette gjennom valg av statistiske analysemetoder. For det andre er utvalget lite ($N = 11$), noe som igjen reiser spørsmål ved generaliserbarhet. Når resultatene likevel er såpass klare som de er med dette utvalget og lav grad av statistisk kraft, er det mulig at man med et større utvalg vil kunne få enda mer statistisk signifikante funn. En tredje begrensning er at denne studien ikke har kontrollert for frafall i analysene. Det kan føre til at resultatene blir noe bedre enn med analyser som tar dette i betraktning («intention to treat»). En fjerde begrensning er at selv om delskalaene bånd og oppgaver målt ved tredje time viste seg å være viktige terapeutiske prediktorer for effekt av behandlingen målt ved avslutning, så utelukker ikke denne studien andre faktorer som også er av betydning. En kan slik heller ikke utelukke eventuelle tredjefaktorer som både er forbundet med alliansen og effekt av psykoterapi. For eksempel er det mulig å tenke seg at symptomlette tidlig i terapi bidrar til å bekrefte klientens positive forventninger til terapi og styrke arbeidsalliansen, noe som i sin tur bidrar til reduksjon i interpersonlige problemer lenger ute i terapien.

Framtidig allianseforskning bør ta hensyn til Barbers påpekning av nødvendigheten av å skille tidlig symptomatisk bedring og allianse fra hverandre (Barber et al., 2000). Bare på den måten er det mulig å nærme seg et svar på spørsmålet om hvorvidt terapeutisk allianse kan sies å ha en uavhengig og direkte effekt i psykoterapi.

Truls Ryum

NTNU

7491 Trondheim

E-post truls.ryum@svt.ntnu.no

Referanser

- Asay, T. P., & Lambert, M. J. (1999). The empirical case for the common factors in therapy: Quantitative findings. I M. A. Hubble, B. L. Duncan & S. D. Miller (Eds.), *The heart and soul of change: What works in therapy* (ss. 23–55). Washington, DC: American Psychological Association.
- Bachelor, A., & Horvath, A. O. (1999). The therapeutic relationship. I M. A. Hubble, B. L. Duncan & S. D. Miller (Eds.), *The heart and soul of change: What works in therapy* (ss. 133–178). Washington, DC: American Psychological Association.
- Barber, J. P., Connolly, M. B., Crits-Cristoph, P., Gladis, L., & Siqueland, L. (2000). Alliance predicts patient's outcome beyond in-treatment change in symptoms. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 68*, 1027–1032.
- Barber, J. P., Crits Christoph, P., & Luborsky, L. (1996). Effects of therapist adherence and competence on patient outcome in brief dynamic therapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 64*, 619–622.
- Bordin, E. S. (1979). The generalizability of the psychoanalytic concept of the working alliance. *Psychotherapy: Theory, Research and Practice, 16*, 252–260.
- Derogatis, L. R. (1983). *SCL-90-R: Administration, Scoring, and Procedures Manual*, (2nd ed.). Towson, MD, Clinical Psychometric Research.
- DeRubeis, R. J., & Feeley, M. (1990). Determinants of change in cognitive therapy for depression. *Cognitive Therapy and Research, 14*, 469–482.
- Feeley, M., DeRubeis, R. J., & Gelfand, L. A. (1999). The temporal relation of adherence and alliance to symptom change in cognitive therapy for depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 67*, 578–582.
- First, M. B., Spitzer, R. L., Gibbon, M., & Williams, J. B. W. (1996). *Structured Clinical Interview for DSM-IV Axis I Disorders, Clinical Version (SCID-CV)*. New York: American Psychiatric Press.
- First, M. B., Spitzer, R. L., Gibbon, M., & Williams, J. B. W. (1997). *Structured Clinical Interview for DSM-IV Personality Disorders, (SCID-II)*. New York: American Psychiatric Press.
- Gaston, L. (1990). The concept of the alliance and its role in psychotherapy: Theoretical and empirical considerations. *Psychotherapy: Theory, Research, Practice, Training, 27*, 143–153.

- Gaston, L., Goldfried, M. R., Greenberg, L. S., & Horvath, A. O. (1995). The therapeutic alliance in psychodynamic, cognitive-behavioral, and experiential therapies. *Journal of Psychotherapy Integration, 5*, 1–26.
- Gaston, L., Marmar, C. R., Gallagher, D., & Thompson, L. W. (1991). Alliance prediction of outcome beyond in-treatment symptomatic change as psychotherapy processes. *Psychotherapy Research, 1*, 104–112.
- Horowitz, L. M., Rosenberg, S. E., Baer, B. A., & Ureno, G. (1988). Inventory of interpersonal problems: Psychometric properties and clinical applications. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 56*, 885–892.
- Horvath, A. O. (1981). An exploratory study of the working alliance: Its measurement and relationship to therapy outcome. *Dissertation Abstracts International, 42* (6-A), 2503.
- Horvath, A. O., & Greenberg, L. S. (Eds.). (1994). *The working alliance: Theory, research, and practice*. Oxford, England: John Wiley and Sons.
- Horvath, A. O., & Symonds, B. D. (1991). Relation between working alliance and outcome in psychotherapy: A meta-analysis. *Journal of Counseling Psychology, 38*, 139–149.
- Hubble, M. A., Duncan, B. L., & Miller, S. D. (1999). *The heart and soul of change. What works in therapy*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Klein, D. N., Schwartz, J. E., Santiago, N. J., Vivian, D., Vocisano, C., & Castonguay, L. G. (2003). Therapeutic alliance in depression treatment: Controlling for prior change and patient characteristics. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 71*, 997–1006.
- Lambert, M. J., Garfield, S. L., & Bergin, A. E. (2004). Overview, trends and future directions. I M. J. Lambert (Ed.), *Bergin and Garfield's Handbook of psychotherapy and behavior change* (5th ed.; ss. 805–821). New York: John Wiley & Sons.
- Lambert, M. J., & Ogles, B. M. (2004). The efficacy and effectiveness of psychotherapy. I M. J. Lambert (Ed.), *Bergin and Garfield's Handbook of psychotherapy and behavior change* (5th ed.; ss. 139–193). New York: John Wiley & Sons.
- Martin, D. J., Garske, J. P., & Davis, M. K. (2000). Relation of the therapeutic alliance with outcome and other variables: A meta-analytic review. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 68*, 438–450.
- Norcross, J. C. (2001). Purposes, processes, and products of the task force on empirically supported therapy relationships. *Psychotherapy: Theory, Research, Practice, Training, 38*, 345–356.

- Orlinsky, D. E., Rønnestad, M. H., & Willutzki, U. (2004). Fifty years of psychotherapy process-outcome research: Continuity and change. I M. J. Lambert (Ed.), *Bergin and Garfield's Handbook of psychotherapy and behavior change* (5th ed.; ss. 307–389). New York: John Wiley & Sons.
- Stiles, W. B., Shapiro, D. A., & Elliott, R. (1986). «Are all psychotherapies equivalent?» *American Psychologist*, *41*, 165–180.
- Tichenor, V., & Hill, C. E. (1989). A comparison of six measures of working alliance. *Psychotherapy*, *26*, 195–199.
- Tracey, T. J., & Kokotovic, A. M. (1989). Factor structure of the working alliance inventory. *Psychological Assessment*, *1*, 207–210.
- Wampold, B. E., Mondin, G. W., Moody, M., Stich, F., Benson, K., & Ahn, H. N. (1997). A meta-analysis of outcome studies comparing bona fide psychotherapies: Empirically, «all must have prizes». *Psychological Bulletin*, *122*, 203–215.