

Effekten av terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid på utfallet av
kognitiv terapi ved cluster C personlighetsforstyrrelse

Bror M. Ranum

NTNU

Sammendrag

Kognitiv terapi er en effektiv behandling for cluster C personlighetsforstyrrelse, men det vites lite om virkningsmekanismene bak behandlingen. I denne artikkelen blir datamateriale fra en tidligere randomisert kontrollert studie analysert for å undersøke hvorvidt terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid har en unik effekt på behandlingsutfallet utover allianse og agendasetting. 24 pasienter med cluster C personlighetsforstyrrelse fikk 40 ukentlige timer hver med kognitiv atferdsterapi. Pasientenes symptomtrykk, interpersonlige problem og personlighetspatologi ble målt og samlet i en global residualisert komposittskåre. Terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid og agendasetting ble målt med Cognitive Therapy Scale (CTS), og allianse ble målt med Helping Alliance Questionnaire (HAQ). Deretter ble trinnvis regresjonsanalyse brukt for å teste hypotesene. Resultatene viser at terapeutkompetanse har en unik, sterk positiv effekt på utfallet, også når det kontrolleres for initiell symptomlette.

TERAPEUTKOMPETANSE I KOGNITIV TERAPI

Kognitiv terapi (KT) har vist seg å være en effektiv behandling for en rekke akse I lidelser som depresjon og ulike angstlidelser (J. S. Beck & Tompkins, 2007), og har også blitt foreslått å være effektivt i behandling av akse II lidelser som Cluster C personlighetslidelser (Dixon-Gordon, Turner, & Chapman, 2011). I en randomisert kontrollert studie ble KT vist å være en effektiv behandling for cluster C personlighetslidelser generelt (Svartberg, Stiles, & Seltzer, 2004), og en senere randomisert kontrollert studie fant at KT også var effektivt i behandling av unnvikende personlighetsforstyrrelse spesifikt (Emmelkamp et al., 2006). I en meta-analyse (Leichsenring & Leibing, 2003) ble kognitiv atferdsterapi (KAT) vist å være en effektiv behandling for personlighetslidelser generelt. I en studie som sammenlignet effekten av tre ulike behandlingsformer for pasienter med særs komorbide personlighetslidelser, var KAT like effektivt som korttids psykodynamisk terapi og alliansefokustert korttids relasjonsterapi (Muran, Safran, Samstag, & Winston, 2005).

Utfallsstudier er viktige for å identifisere hvilke behandlingsmodeller som er virkningsfulle (Chambless & Hollon, 1998), men gir ikke kunnskap om hvordan, hvorfor eller under hvilke omstendigheter en behandlingsform virker. Derfor trenger vi prosessforskning som søker å avdekke og beskrive de aktive ingrediensene i psykoterapeutisk behandling, samt hvorledes disse interagerer med hverandre. På bakgrunn av funn fra effektforskning generelt, som i hovedsak viser små og ikke-signifikante forskjeller mellom behandlingstilnærminger (Lambert, 2013; Wampold, 2001), har man vært opptatt av å undersøke hvorvidt behandlingseffekt kan tilskrives spesifikke faktorer unike for en bestemt behandlingsform, eller generelle faktorer felles for de ulike behandlingsformene.

Spesifikke faktorer konseptualiseres ofte som målbare spesifikke ingredienser som anses som viktige for endring (Ryum, 2012). Det dreier seg da gjerne om spesifikke teknikker utviklet i trå med teorigrunnet for den bestemte behandlingen, som er ment å gi et unikt bidrag til behandlingsutfallet. Eksempler på dette er in vivo eksponering i atferdsterapi og overføringstolkning i psykodynamisk terapi. Fellesfaktorer derimot, konseptualiseres som de ingrediensene ulike behandlingsformer har til felles, og som man antar har en generell effekt på behandlingsutfallet. Eksempel på slike generiske fellesfaktorer er den terapeutiske alliansen og pasientens positive forventninger til behandlingen. Selv om det generelt

TERAPEUTKOMPETANSE I KOGNITIV TERAPI

er evidens for at kompetent bruk av en rekke forskjellige teknikker og terapeutintervensjoner er relatert til et positivt behandlingsutfall, er det lite evidens for at spesifikke faktorer har en unik effekt på utfall (Benish, Imel, & Wampold, 2008; Lambert & Ogles, 2004; Ryum, 2012). Det mest nevneverdige unntaket er behandlinger som inneholder eksponeringsbaserte intervensjoner, som er vist å ha bedre effekt på angstlidelser som fobi, panikk, generalisert angst og tvangslidelse sammenlignet med andre intervensjoner/behandlinger (Lambert, 2013). Få studier har imidlertid undersøkt betydningen av spesifikke faktorer og fellesfaktorer i ett og samme studie.

Det eksisterer begrenset kunnskap om hva som gjør at KT virker (Addis & Jacobson, 2000; Hollon & Beck, 2004; Kazdin, 2006), og det er derfor viktig å undersøke hvilke ingredienser i KT som kan være relatert til et positivt behandlingsutfall. En substansiell mengde forskning viser at bruk av hjemmeoppgaver har en positiv effekt på behandlingsutfall i kognitiv terapi for en rekke akse I lidelser som for eksempel angst og depresjon (Kazantzis & L'Abate, 2007), som demonstrert i en tidligere metaanalyse (Kazantzis, Deane, & Ronan, 2000). I en replikasjon og utvidelse av denne metaanalysen beregner Kazantzis, Whittington, og Dattilio (2010) at 38 % av klientene blir bedre av KT uten hjemmeoppgaver, mens 62 % av klientene blir bedre av KT med hjemmeoppgaver. Hjemmearbeid bidrar dermed til at klienter oppnår raskere bedring og holder seg friske lengre (Burns & Auerbach, 1992; Edelman & Chambless, 1995; Kazantzis et al., 2000; Whisman, 1999).

Bruk av hjemmeoppgaver ser altså ut til å ha en avgjørende betydning for pasientens behandlingsutbytte i KT generelt. I følge A. T. Beck, Rush, Shaw, og Emery (1979) er terapeutfaktorer som ferdighet i administrering av hjemmearbeid viktig for at klienten skal gjøre hjemmeoppgavene og ha effekt av dette. En svakhet ved de fleste studier som har undersøkt effekten av hjemmearbeid i KT, er imidlertid at de ikke har hatt mål på terapeutens ferdighetsnivå i administrering av hjemmearbeid (Kazantzis et al., 2000). En tidligere studie på KT fant at høyere terapeutkompetanse var relatert til bedre utfall ved behandling av depresjon (Shaw et al., 1999), og Ryum, Stiles, Svartberg, og McCullough (2010) rapporterte samme funn ved KT for cluster C personlighetsforstyrrelser. I tillegg har terapeutkompetanse i å følge opp hjemmeoppgaver blitt funnet å være positivt relatert til hvor ofte pasienten gjennomfører hjemmearbeidet som er gitt (Bryant, Simons, & Thase, 1999).

TERAPEUTKOMPETANSE I KOGNITIV TERAPI

Bedre utfall i KT har også blitt assosiert med spesifikk terapeutatferd som å diskutere hinder for gjennomføring av hjemmeoppgaven og å sette konkrete mål for hjemmeoppgavene (Detweiler-Bedell & Whisman, 2005).

En nyere studie på Maintenance Cognitive Therapy for tilbakevendende depresjon viste at terapeutens kompetanse i å følge opp hjemmearbeidet som pasienten hadde gjort, predikerte kvaliteten på hjemmearbeidet, samt hvorvidt pasienten gjorde hjemmearbeidet eller ikke til den påfølgende timen (Weck, Richtberg, Esch, Höfling, & Stangier, 2013). Det er vist at kvaliteten på hjemmearbeidet korrelerer sterkere med et positivt behandlingsutfall enn det mengden av utført hjemmearbeid gjør (Schmidt & Woolaway-Bickel, 2000).

I sum peker dette i retning av at terapeutens ferdigheter i administrering av hjemmearbeid er av betydning for pasientens motivasjon for å gjennomføre hjemmeoppgavene i KT, og dermed også behandlingsutfallet.

Agendasetting er også en viktig del av kognitiv terapi, og terapeutkompetanse i agendasetting er å regne som en spesifikk faktor i behandlingen. Agendasetting omhandler at terapeuten og klienten diskuterer, i starten av timen, hva terapitimen skal handle om; hvilke problem terapeut og klient skal prioritere denne timen. Hensikten er å gi struktur på timen, samt gi klienten en mulighet til å spissformulere hva klienten ønsker hjelp til (A. T. Beck, 1979). Selv om agendasetting anses som viktig, eksisterer det ingen forskning på effekten av terapeutkompetanse i agendasetting på behandlingsutfall i kognitiv terapi, som vi kjenner til. Denne studien kan dermed bidra til å kartlegge viktigheten av agendasetting i kognitiv terapi, og om terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid predikerer behandlingsutfall når det kontrolleres for denne spesifikke teknikken.

Av fellesfaktorer har særlig kvaliteten på den terapeutiske alliansen blitt fremhevet som viktig for et positivt behandlingsutfall (Lambert & Ogles, 2009; Wampold, 2001). Flere metastudier har vist at den gjennomsnittlige korrelasjonen mellom allianse og utfall er i området .22 - .26 (Horvath, Del Re, Flückiger, & Symonds, 2011; Martin, Garske, & Davis, 2000). Selv om alliansen predikerer en signifikant del av variansen i behandlingsutfall på tvers av behandlinger og pasientpopulasjoner, er det imidlertid sannsynlig at spesifikke faktorer og fellesfaktorer interagerer med hverandre på en kompleks måte (Safran, 1996). Studier som undersøker effekten av spesifikke faktorer og fellesfaktorer i ett og samme studie

TERAPEUTKOMPETANSE I KOGNITIV TERAPI

er imidlertid en sjeldenhet, men er av stor betydning for å kartlegge deres relative betydning for utfall. Ingen tidligere studier har undersøkt hvorvidt effekten av terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid overskrider effekten av generelle faktorer slik som den terapeutiske alliansen. Likeledes har ingen tidligere studier undersøkt hvorvidt kvaliteten på den terapeutiske alliansen tilfører forklaringsverdi når det kontrolleres for effekten av terapeutkompetanse i hjemmearbeid.

Målsettingen med dette studiet var derfor å undersøke den relative betydningen av terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid og agendasetting, samt kvaliteten på den terapeutiske alliansen, for behandlingsutfall i kognitiv terapi for cluster C personlighetsforstyrrelser. Ettersom det ikke er gjort tidligere forskning på disse spørsmålene, var hypotesene eksplorative og ikke retningsspesifikke. Hypotesene i denne oppgaven blir da: (1) gir terapeutkompetanse i å administrere hjemmeoppgaver et unikt bidrag til behandlingsutfallet utover det som kan forklares av allianse og terapeutkompetanse i agendasetting, (2) vil noe av variasjonen i behandlingsutfall kunne tilskrives kvaliteten på den terapeutiske alliansen når man kontrollerer for effektene av terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid og agendasetting?

Metode

Utvalg

Deltakerne i denne undersøkelsen ble hentet fra en tidligere publisert randomisert kontrollert studie (Svartberg et al., 2004), som undersøkte og sammenlignet effekten av KT og korttids psykodynamisk terapi (STDP) for pasienter med cluster C personlighetsforstyrrelse. Kun deltakere fra KT-gruppen ble inkludert i denne studien (n = 24).

Pasienter

Over fem år ble 127 pasienter henvist fra to store psykiatriske klinikker, familieleger, psykiatere og psykologer i privat praksis. Inklusjonskriteriene var å ha minst en DSM-III-R cluster C personlighetsforstyrrelse og være mellom 18 og 65 år gammel. Alle pasienter ble utredet med et strukturert klinisk intervju for DSM-III-R akse I og II lidelser. Eksklusjonskriterier var å ha komorbid cluster A eller B personlighetsforstyrrelse, nåværende rusmisbruk eller avhengighet, nåværende

TERAPEUTKOMPETANSE I KOGNITIV TERAPI

spiseforstyrrelse, nåværende eller tidligere psykotisk lidelse, aktiv selvmordsatferd, organisk hjernesykdom eller annen alvorlig fysisk sykdom, manglende samtykke for filming av terapitimene eller manglende samtykke til å avslutte andre aktive behandlinger. 50 pasienter ble randomisert til 40 timer med korttids dynamisk psykoterapi (STDP) eller kognitiv terapi (KT). Det var 25 menn og 25 kvinner, med en gjennomsnittsalder på 34 (SD = 8.8). Det var ingen forskjeller mellom behandlingsbetingelsene på demografiske variabler eller grad av akse I og akse II lidelser. Pasientene kunne få mer enn en diagnose på begge aksene, hvor 11 (22 %) av pasientene hadde mer enn en cluster C personlighetsforstyrrelse. Av cluster C diagnoser var det 31 (62 %) unnvikende, 17 (34 %) tvangspreget, 10 (20 %) avhengig, 3 (6 %) selvutslettende og 3 (6 %) passiv-aggressiv personlighetsforstyrrelse. Angstlidelser og depresjonslidelser var de andre hoveddiagnosene i utvalget.

Behandling

A. T. Beck og Freeman (1990) har utviklet en behandlingsmanual for kognitiv terapi ved personlighetsforstyrrelser, som ble brukt i denne studien. Her forstår man personlighetsforstyrrelser som noe som oppstår fra patologiske, grunnleggende antakelser (beliefs) om selvet. Fokuset i begynnelsen av terapien er først på eksisterende akse-I lidelser, senere på det å reorganisere, forstå og evaluere grunnleggende antakelser. Målet med dette er å forsøke å endre disse tankestrukturene til å bli mer adaptive. Det er tre hovedteknikker terapeuten bruker for å oppnå dette: 1) veiledet forestilling der pasienten hjelpes til å forstå og se hvordan tidligere erfaringer har vært med på å utvikle, og opprettholder nåværende tankemønstre; 2) hjemmeoppgaver der det fokuseres på å prøve ut nye adaptive responser, og 3) kognitive, atferdsmessige og emosjonsfokuserede teknikker for å undersøke og erstatte patologiske grunnleggende antakelser og utvikle nye og mer adaptive grunnleggende antakelser. Klientene fikk 40 ukentlige behandlingstimer. Hver time varte 50 minutter.

Terapeuter

Terapeutene bestod av 6 kliniske psykologer som alle var spesialister i klinisk psykologi. Alle var menn og alle unntatt én var i fulltids klinisk praksis. Deres alder varierte fra 37 til 47 år (gjennomsnitt = 42.3, SD = 2.5). Terapeutenes generelle kliniske erfaring var fra 6 til 21 år (gjennomsnitt = 11.2, SD = 4.3), deres erfaring

med KT generelt var fra 1.2 til 9.8 år (gjennomsnitt = 5.9, SD = 2.4) og deres erfaring med KT for personlighetsforstyrrelser var fra 1.2 til 7.5 år (gjennomsnitt = 4.1, SD = 1.8). De fikk også spesifikk trening med tanke på studien. Den bestod av ukentlige veiledningsmøter med kollegaer og årlig veiledningsseminarer der eksperter i kognitiv terapi var til stede (A. Freeman, J. Young, J. Beck). Behandlingsintegritet og evne til å følge manualen til punkt og prikke ble nøye monitorert ved de ukentlige veiledningsmøtene.

Måleinstrumenter

Utfallsmål. Symptomtrykk ble målt med selvrapporteringsmålet Symptom Checklist-90-Revised (SCL-90-R) (Derogatis, 1986), hvor det kalkuleres en generell symptomskåre (GSI). Gjennomsnittsskårene av 127-item versjonen av Inventory of Interpersonal Problems (IIP) (Horowitz, Rosenberg, Baer, Ureño, & Villaseñor, 1988) ble brukt for å måle interpersonlige problem hos klientene. Personlighetspatologi ble målt med Millon Clinical Multiaxial Inventory (MCMI) (Millon, 1984), hvor patologi relatert til cluster C personlighetsforstyrrelser deles inn i kategoriene: unnvikende, avhengig, tvangspreget og passiv-aggressiv. Alle disse utfallsmålene har vist seg å ha gode psykometriske egenskaper (Bech et al., 1992; Horowitz et al., 1988; Millon, 1984). En klient fylte ikke ut MCMI og ble derfor ekskludert fra dataanalysene. Den opprinnelige utfallsstudien til Svartberg et al (2004) rapporterte funn for hvert enkelt utfallsmål (SCL-90-R, IIP, MCMI), men for å redusere antall analyser, på bakgrunn av et lite pasientutvalg (n = 24), ble det regnet ut en global, residualisert komposittskåre i den aktuelle studien. Ved å begrense antall analyser på denne måten, reduseres faren for falske positive funn. Dette ble gjort gjennom først å regne ut separate residuals-kårer (pre-post) for hvert av utfallsmålene (SCL-90-R, IIP, MCMI), som deretter ble addert. En slik framgangsmåte kontrollerer også for pasientens inngangsverdier ved første måling.

Prosessmål.

Kompetanse i kognitiv terapi. Terapeutens ferdigheter i administrering (tildele, monitorere og følge opp) av hjemmearbeid ble målt med subskalaen for hjemmearbeid i Cognitive Therapy Scale (CTS) (Jeffrey Young & Beck, 1980). Ferdighet måles her på en 7-punkts likertskala der 0 er lav ferdighet, og der 7 er høy ferdighet. Dette baseres på en ekspertobservasjon av i hvilken grad terapeuten (a) gjennomgår tidligere gitt hjemmearbeid, påpeker grad av fremgang og trekker

TERAPEUTKOMPETANSE I KOGNITIV TERAPI

konklusjoner fra øvelsen, (b) gir et godt rasjonale for hjemmeoppgaven, (c) gir skreddersydde oppgaver, (d) diskuterer mulige reaksjoner og hindringer i forbindelse med hjemmeoppgaven.

Terapeutens ferdigheter i å sette agenda i starten av timen ble også målt med CTS. Vurderinger av terapeutens ferdighet rangeres her etter i hvilken grad terapeuten klarte å etablere en passende agenda der spesifikke problemer relevante for klienten ble prioritert. Vurderingene tok høyde for at agendaen passet med tidsrammene og i hvilken grad terapeuten klarte å følge agendaen.

CTS har vist seg å ha gode psykometriske egenskaper (Vallis, Shaw, & Dobson, 1986). Den har dog visse problemer med interrater reliabilitet, som gjør at noen trekker validiteten til målet i tvil. Se (Kazantzis, 2003) for en gjennomgang. Klientenes gjennomføringsrate av hjemmearbeidet og terapeutens ferdigheter i å administrere hjemmeoppgaver synes å være konfundert i målet. Det har blitt gjort revisjoner av CTS i et forsøk på å bedre dette. Cognitive Therapy Adherence and Competance Scale (Liese, Barber, & Beck, 1985) er en slik revisjon som har vist akseptable psykometriske egenskaper (Barber, Liese, & Abrams, 2003). Den høye korrelasjonen mellom klientens gjennomføringsrate av hjemmearbeid og terapeutens ferdigheter i å administrere hjemmearbeid ($r = .96$) illustrerer problemene med å skille disse begrepene fra hverandre.

Terapeutisk allianse. Kvaliteten på den terapeutiske alliansen ble målt med Helping Alliance Questionnaire (HAQ) (Alexander & Luborsky, 1986). HAQ er et selvrapporteringskjema på 11 ledd som klienten fyller ut, og måler i hvilken grad klienten opplever at terapeuten og behandlingen hjelper. Hvert ledd består av en påstand klienten skal ta stilling til ved å fylle ut en tilhørende likertskala som går fra 1 til 6, der 1 er ”svært enig” og 6 er ”svært uenig”. HAQ er brukt i stor utstrekning i forbindelse med forskning på den terapeutiske relasjonen (De Weert-Van Oene, De Jong, Jörg, & Schrijvers, 1999; Hatcher & Barends, 1996).

Observatører.

To uavhengige observatører med 2- og 4-års klinisk erfaring som allerede var kjent med KT og STDP, ble brukt til å vurdere videoopptakene ($n = 50$). De så på en tidlig behandlingstime, typisk den sjette, og satte en global skåre på hvert av kompetansemålene for hver behandlingskasus. Observatørene visste ikke noe om utfallet av terapien. Både terapeutens ferdighet i å administrere hjemmearbeid og i å

TERAPEUTKOMPETANSE I KOGNITIV TERAPI

sette agenda ble målt reliabelt i studien til Svartberg et al. (2004). Målene var henholdsvis $r = .74$ og $r = .77$ (Pearson korrelasjon) for hele utvalget ($n = 50$).

Rasjonale for å måle terapeutferdigheter i en relativt tidlig behandlingstime (time 6 for det meste), var at dette var det beste tidspunktet for å unngå følgende; i de aller første timene i KT er fokuset som regel på å presentere behandlingsrationalet, utforme kaskonseptualisering og etablere tillit mellom klient og terapeut. Derfor vil ikke de første timene være representative for en typisk KT time i den mer aktive fasen av behandlingen. I senere behandlingstimer derimot er det mer sannsynlig at målene påvirkes av effektene av forbedring. Derfor ble dette tidspunktet for måling valgt.

Resultat

Deskriptive analyser

Først ble gjennomsnitt, standardavvik og interkorrelasjoner mellom de ulike variablene (prediktorer og utfallsmål) undersøkt ved hjelp av deskriptiv statistikk og bivariat korrelasjon. Resultatene av dette er presentert i tabell 1.

Tabell 1 inn omtrent her

Resultatene viser statistisk signifikante korrelasjoner mellom terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid og utfall ($r = -.66$), og terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid og terapeutkompetanse i agendasetting ($r = .71$). Det var ingen statistisk signifikant korrelasjon mellom terapeutkompetansemålene og kvaliteten på alliansen.

For å undersøke om den høye korrelasjonen mellom de to terapeutkompetansemålene ville være problematisk for videre analyser (problem med multikollinearitet), ble toleransenivået regnet ut. Dette er en statistisk metode for å gjøre en vurdering av multikollinearitet med følgende utregning: toleransenivå (TOL) $= 1 - R_f^2$, der R_f^2 representerer hvor mye varians i avhengig variabel som forklares av uavhengig variabel. Toleransenivået for regresjonsanalysene var henholdsvis: TOL =

1- .37 = .57 = **.63** for analyse 1 og TOL = 1- .43 = **.57** for analyse 2, noe som er godt over grenseverdien på .20. Dersom toleransenivået faller under .20, tyder det på at korrelasjonen mellom de uavhengige variablene i modellen er for høy, noe som begrenser slutningene man kan trekke av analysene (O'brien, 2007). For høy multikollinearitet var altså ikke et problem for videre analyser i denne studien.

Hovedanalyser

To separate hierarkisk multiple regresjonsanalyser ble kjørt for å undersøke de ulike prediktorenes betydning for behandlingsutfall. For å undersøke om terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid predikerer utfall ut over agenda og allianse, ble variablene entret på følgende vis i den første analysen: kvaliteten på den terapeutiske alliansen i trinn 1, terapeutkompetanse i agendasetting i trinn 2, og terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid i trinn 3. Resultatene av denne analysen er presentert i tabell 2.

Tabell 2 inn omtrent her

Høyere terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid var relatert til en statistisk signifikant bedring hos klientene, selv når det ble kontrollert for effekten av både allianse og terapeutkompetanse i agendasetting.

For å undersøke om kvaliteten på den terapeutiske allianse predikerte utfall ut over effekten av terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid og agendasetting, ble variablene entret på følgende vis i den andre analysen: terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid ble entret i trinn 1, terapeutkompetanse i agendasetting i trinn 2, og kvaliteten på den terapeutiske alliansen i trinn 3. Resultatene er presentert i tabell 3.

Tabell 3 inn omtrent her

Kvaliteten på den terapeutiske alliansen predikerte ikke utfall når det ble kontrollert for både terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid og agendasetting.

Diskusjon

Hovedmålsettingen med denne studien var å undersøke (1) hvorvidt terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid har en unik effekt på behandlingsutfallet i KT for cluster C personlighetslidelse når det kontrolleres for kvaliteten på den terapeutiske alliansen og terapeutkompetanse i agendasetting, samt (2) hvorvidt kvaliteten på den terapeutiske alliansen har en unik effekt på behandlingsutfallet i KT for cluster C personlighetslidelse når det kontrolleres for effekten av terapeutkompetanse i både administrering av hjemmearbeid og agendasetting. Dette gir en unik mulighet for å undersøke effekter av spesifikke og generelle faktorer for utfall i KT for cluster C personlighetsforstyrrelser. Overordnet gir resultatene sterk støtte for at terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid har en unik og betydelig effekt på hvorvidt klientene blir bedre av KT eller ikke, mens effekten av den terapeutiske alliansen er langt svakere ($d = .60$ og $p = .06$). Resultatene har viktige kliniske implikasjoner, og diskuteres mer i detalj i det følgende.

Terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid ble funnet å predikere utfall selv når det ble kontrollert for både effekten av terapeutisk allianse og agenda setting. Det at administrering av hjemmearbeid hadde så stor effekt på behandlingsutfallet og forklarte 37 % av variansen i utfallet, kan gi en viktig ledetråd med tanke på å besvare spørsmålet om hvorfor og hvordan KT virker. Man kan se dette funnet i sammenheng med empiri som viser at klientenes gjennomføringsrate av hjemmearbeid er positivt relatert til utfall for flere ulike psykiske lidelser (Kazantzis et al., 2000; Kazantzis et al., 2010; Mausbach, Moore, Roesch, Cardenas, & Patterson, 2010). Terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid påvirker sannsynligvis kvaliteten på hjemmearbeidet som klienten gjennomfører, samt hvor mye av hjemmearbeidet klienten gjennomfører i KT for cluster C personlighetsforstyrrelse, på lignende måte som Bryant et al. (1999) har vist at terapeutens ferdigheter påvirker

TERAPEUTKOMPETANSE I KOGNITIV TERAPI

behandlingsutfall via hjemmearbeid i KT for depresjon. Studien av Maintenance Cognitive Therapy for tilbakevendende depresjon (Weck et al., 2013), som viste at terapeutkompetanse i gjennomgang av hjemmearbeid var assosiert med både kvaliteten på utførelsen av hjemmearbeidet og i hvilken grad klientene gjorde hjemmearbeidet til den påfølgende timen, underbygger denne antakelsen.

Terapeuter som bruker hjemmearbeid regelmessig har også klienter som gjennomfører hjemmearbeid hyppigere (Bryant et al., 1999). Det foreligger indikasjoner på at kvaliteten på hjemmearbeid predikerer utfall bedre enn kvantiteten av hjemmearbeid i KT for panikk lidelse (Schmidt & Woolaway-Bickel, 2000). Det at klientene gjør hjemmearbeidet på en god måte fører sannsynligvis til at de lærer nye mestringsmetoder og strategier. Dette medfører at de legger fra seg uheldig atferd, samtidig som de lærer ny og mer fleksibel atferd. Dette utvikler seg til en positiv spiral av mestring og positiv tilbakemelding fra viktige andre, slik som beskrevet i sosial læringsteori (Bandura, 1977). Klienten opplever da færre symptomer. Denne teoretiske vinklingen er det mulig å teste empirisk ved å undersøke sammenhengen mellom terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid og i hvilken grad klientene forstår og benytter seg av teknikkene i KT. Strunk, DeRubeis, Chiu, og Alvarez (2007) har utarbeidet et instrument for å måle hvor godt klientene forstår og benytter seg av teknikkene i KT, som kan brukes til dette.

En annen mulig faktor som kan forklare hvorfor pasienter i ulik grad benytter seg av KT teknikker utenfor terapirommet, er terapeutens evne til å sosialisere klienten til behandlingen. Dette er en mulig virkningsmekanisme som kan forklare hvorfor inklusjon av terapeutkompetanse i agendasetting øker den prediktive verdien til analysemodellene. Det er rimelig å anta at dersom terapeuten klarer å overbevise klienten om at behandlingen er virkningsfull, og at det å gjøre hjemmearbeid er viktig for å høste effektene av behandlingen, vil dette øke klientens motivasjon for å følge behandlingsopplegget og gjøre hjemmearbeidet. Dermed blir behandlingen også mer effektiv.

En annen teoretisk vinkling som kan forklare effekten av hjemmearbeid, er at det hovedsakelig er klientens kognisjoner som endrer seg. Ved å utføre hjemmearbeidet på en god måte, vil klienten kunne teste ut sine negative holdninger og antakelser. Dermed skapes det rom for at gamle, maladaptive holdninger og antakelser endres. Endringen av visse holdninger og antakelser fører med seg endring

for klienten. Hvorvidt endringen skjer via innl ring av nye ferdigheter, endring av kognisjoner eller begge deler, forblir et empirisk sp rsm l. I begge tilfeller vil uansett hjemmearbeid v re en viktig del av behandlingen.

Tradisjonell regresjonsanalyse baserer seg p  en antagelse om at det er en line r sammenheng mellom avhengig og uavhengig variabel; alts  for eksempel at utbytte av behandlingen  ker line rt som f lge av  kende terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid. Det er imidlertid ikke gitt at denne antagelsen er gyldig n r det gjelder prosessforskning, og en alternativ hypotese er derfor at det vil v re en gitt terskelverdi som representerer ”tilstrekkelig terapeutkompetanse”. Dette ble unders kt i en eksplorativ post-hoc analyse, i form av en visuell inspeksjon av et spredningsdiagram over korrelasjonen mellom terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid og behandlingsutfall. Denne indikerte at en kurvline r sammenheng passet noe bedre enn en line r sammenheng for   beskrive korrelasjonen mellom terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid og behandlingsutfall, men en dataanalyse avsl rte kun en ikke-signifikant trend. Derfor er det behov for en studie med st rre utvalg og sterkere statistisk styrke for   kunne p vise eller avkrefte en slik sammenheng med st rre sikkerhet. Det er imidlertid mulig at et visst niv  av terapeutkompetanse representerer en ”tilstrekkelig god kompetanse”, og at kompetanseheving utover dette vil gi svak eller ingen effekt p  behandlingsutfall.

Samlet gir resultatene  kt styrke for hypotesen om at terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid er en spesifikk og sentral intervensjon i KT for cluster C personlighetsforstyrrelser. Dette er i samsvar med studien til DeRubeis og Feeley (1990), som viste at i hvilken grad terapeutene brukte spesifikke KT-teknikker predikerte utfall. Resultatet samsvarer ogs  med studien til Kuyken og Tsivrikos (2008), som finner at 15 % av variansen i utfall kan tilskrives variasjon i terapeutkompetanse ved KT for depresjon, og at dette forholdet ikke modereres av komorbiditet. Terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid kan s ledes v re en av brikkene Webb et al. (2012) ettersp r med tanke p    forklare hvorfor klienter i ulik grad benytter seg av KT teknikker etter og mellom behandlingstimene.

Den andre hypotesen hadde til hensikt   unders ke om kvaliteten p  den terapeutiske allianse hadde effekt p  behandlingsutfall n r det ble kontrollert for terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid og agendasetting. Kvaliteten p  den terapeutiske alliansen oppn dde ikke statistisk signifikant effekt ($p = .06$) n r

det ble kontrollert for effekten av terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid og agendasetting. Til tross for et ikke-signifikant funn kan det argumenteres for at alliansen er av klinisk betydning, ettersom effektstørrelsen var medium ($d = .60$). Sett i lys av at allianse er den mest undersøkte prosessvariabelen i psykoteraforskning (Kazdin, 2006), og viser en robust sammenheng med utfall ($r = .22 - .26$), er det rimelig å anta at denne effekten ikke skyldes statistiske tilfeldigheter, siden regresjonskoeffisienten til allianse i denne studien ($r = .30$) legger seg på omtrent samme nivå som i andre studier. Det er mer sannsynlig at grunnen til at det ikke ble avdekket en statistisk signifikant sammenheng i denne studien, er det lave antallet deltakere i vårt utvalg. Den observerte effekten av allianse ser altså ikke ut til å modereres av spesifikke teknikker.

Det er tidligere foreslått to mulige måter allianse påvirker behandlingsutfallet på. Den ene er at en god allianse i seg selv fasiliterer positiv endring, og slik er forbundet med en vellykket behandling (Horwitz, 1974; Rogers, 1957). Den andre er at allianse er en nødvendig, men ikke tilstrekkelig faktor for positiv endring (Bordin, 1979). Resultatet fra analysene støtter hypotesen om at allianse er en viktig, om ikke tilstrekkelig faktor for positiv endring. En god terapeutisk allianse kan virke helbredende i seg selv, men ved å tilføre andre faktorer som for eksempel spesifikk terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid, kan behandlingen optimaliseres vesentlig. Selv om sammenhengen mellom den terapeutiske alliansen og symptomendring har blitt undersøkt i flere studier, har ikke hypotesen om at spesifikke teknikker fungerer best i konteksten av en sterk allianse, blitt grundig testet ut (Webb et al., 2012). Dette diskuteres nærmere i sammenheng med interaksjonseffekter nedenfor.

Tidligere forskning har vist at den terapeutiske alliansen og allianserelatert terapeutatferd kan ha ulik virkning i ulike terapiformer. Ulvenes et al. (2012) viste at det emosjonelle båndet mellom klient og terapeut, en fasett av alliansen, samt terapeutatferd i sammenheng med dette, var ulikt relatert til utfall i KT og korttids psykodynamisk terapi for cluster C personlighetsforstyrrelse. Unngåelse av affekter hadde positiv virkning både på det emosjonelle båndet og symptomreduksjon i KT, mens det motsatte var tilfellet i korttids psykodynamisk terapi, der unngåelse av affekt påvirket symptomreduksjon negativt, samt dempet det emosjonelle båndets betydning for symptomreduksjon. Dette indikerer at alliansen kan virke ulikt på utfall i ulike

behandlinger. Det indikerer også at ulike deler av alliansen er av ulik viktighet i ulike terapier.

Tidligere forskning har vist at enighet om mål og oppgaver predikerer utfall i KT for depresjon, mens det emosjonelle båndet mellom terapeut og klient ikke gjør det (Webb et al., 2011). Derfor kan effekten av allianse på utfall vaskes ut i analysene ved at alliansemålet inneholder noen deler som er relatert til utfall og andre deler som ikke er relatert til utfall. For eksempel kan det tenkes at leddene relatert til enighet om mål og oppgaver i alliansemålet i vårt studie var positivt relatert til behandlingsutfall, mens leddene relatert til det emosjonelle båndet ikke var relatert til behandlingsutfall. I et slikt scenario ville den faktiske effekten av allianse på behandlingsutfall, ikke komme til syne like kraftig i analysene.

Et uventet og interessant funn var at terapeutkompetanse i agendasetting (heretter: agendasetting) endrer retning og viser negativ korrelasjon med bedring når terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid (heretter: hjemmearbeid) er med i regresjonsmodellen (se tabell 2 og 3). Det vil si at agendasetting oppfører seg som en klassisk repressor, ettersom hjemmearbeid øker sin prediktive verdi når agendasetting tas med i beregningen. Ettersom disse to kompetansemålene er sterkt positivt korrelert med hverandre, er en tolkning at den delen av variansen i terapeutkompetanse i agendasetting som ikke er relatert til hjemmearbeid, er negativt forbundet med utfall. Dette vil si at en terapeut som er god til å strukturere arbeidet med hjemmeoppgaver i terapi, ikke har utbytte av å strukturere behandlingstimen utover dette. For mye struktur på behandlingstimene, utover det som er direkte relatert til hjemmeoppgaver, kan tvert i mot ha en negativ effekt på behandlingen.

En nærliggende antakelse er at spesifikk terapeutkompetanse og allianse påvirker hverandre. For eksempel kan en god allianse være en nødvendig forutsetning for å høste den fulle effekten av kliniske intervensjoner og terapeutens kompetanse. Det kan også være at terapeutens spesifikke kompetanse bidrar til å styrke alliansen. Dersom behandlingen umiddelbart gir positive forventninger, håp og rask bedring, vil også alliansen oppleves som svært god. For å undersøke hvorvidt det var indikasjoner for interaksjonseffekter i data, ble det gjennomført en post-hoc analyse etter samme framgangsmåte som beskrevet tidligere. Her ble interaksjonen mellom terapeutkompetanse i hjemmearbeid og terapeutisk allianse entret i trinn 3 i regresjonsanalysen (dvs. etter at hovedeffektene av henholdsvis allianse og

terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid var entret). Vi kunne ikke finne en interaksjonseffekt mellom allianse og terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid.

Resultatet styrker antakelsen om at spesifikk terapeutkompetanse og allianse hver for seg gir unike bidrag til behandlingen. Dette er i samsvar med Svartberg og Stiles (1994), som finner unike effekter av terapeutkompetanse og allianse, men ikke interaksjonseffekter i angstinduserende psykodynamisk korttidsbehandling. Funnet er også i samsvar med Webb et al. (2012), som finner at det ikke er interaksjonseffekter mellom allianse og spesifikke teknikker i KT for depresjon, men at hver faktor har et unikt bidrag. Denne studien hadde god nok statistisk styrke til å kunne avdekke interaksjonseffekter.

Trepka, Rees, Shapiro, Hardy og Barkham (2004) finner også støtte for at terapeutkompetanse og allianse gir unike bidrag til utfall i en studie på KT for depresjon. Idéen om at både spesifikke- og fellesfaktorer påvirker utfall i KT via ulike virkningsmekanismer støttes også av andre funn innenfor depresjonsbehandling; Addis og Jacobson (2000) finner at klienters gjennomføringsrate av hjemmearbeid og klienters akseptering av behandlingsrasjonale har unike bidrag på utfall; Burns og Nolen-Hoeksema (1992) finner at terapeutens empati og klientens gjennomføringsrate av hjemmearbeid gir unike bidrag til utfallet. Dette utelukker ikke at spesifikke faktorer og fellesfaktorer kan virke på hverandre og gi en interaksjonseffekt i andre behandlingsformer eller for andre lidelser, men støtter opp om hypotesen om at de bidrar unikt til behandlingsutfallet.

Ryum (2012) argumenterer for at det å skille mellom spesifikke faktorer og fellesfaktorer er problematisk. For det første har mange fellesfaktorer blitt operasjonalisert slik at de nå kan måles med psykometrisk gode måleinstrumenter. Derfor kan det hevdes at fellesfaktorer egentlig er spesifikke ved at deres effekt på prosess og utfall er veletablert, selv om effekten er generell. Videre er det vanskelig å se for seg hvordan fellesfaktorer kan beskrives som virksomme i behandling uten å referere til spesifikke faktorer. For eksempel så vil klientens opplevelse av terapeuten som empatisk (fellesfaktor), være avhengig av hvordan terapeuten ter seg (spesifikk faktor). Dette er forhold som kompliserer studiet av hvordan disse faktorene virker i psykoterapi, og gjør dette til et komplisert forskningsfelt.

TERAPEUTKOMPETANSE I KOGNITIV TERAPI

For å undersøke hvorvidt effektene i studien kunne forklares bedre av en tidlig symptomlette ble tidlig symptomlette målt etter 4. behandlingstime med Helping Alliance Questionnaire (HAQ) (Luborsky, Crits-Christoph, Alexander, Margolis, & Cohen, 1983). Tidligere analyser har vist at leddene 6,7,8,9 og 10 i dette instrumentet måler tidlig symptomlette (Barber & Crits-Christoph, 1996), selv om instrumentet ikke er utformet spesielt for dette. Gjennomsnittet av disse leddene ble derfor brukt i post-hoc analyser. Hovedanalysene ble kjørt ad-hoc med symptomkontroll og viste samme resultat.

Det meste av tidligere prosessforskning har unnlatt å kontrollere for rekkefølgeeffekter (Webb, DeRubeis, & Barber, 2010). En styrke ved vår studie er dermed at det ble kontrollert for en mulig rekkefølgeeffekt ved å statistisk kontrollere for tidlig symptomlette. Dette styrker antakelsen om at effektene av terapeutkompetanse forårsaket symptomlette.

Terapeutene i denne studien fikk generelt lave kompetanseskårer målt med CTS. Dette rapporteres også av Shaw et al. (1999). Det er interessant at overraskende lave kompetanseskårer relativt til terapeutenes formelle utdanning og erfaring, har blitt observert selv om terapeutene er omhyggelig selektert, gitt trening og oppfølging. Dette i seg selv er et argument for bruk av kompetansemål for å sikre kvalitet ved klinikker, selv om det ikke her helt klart empirisk hva som gjør en god terapeut. En implikasjon for kognitiv terapi er at terapeuter innenfor KT bør trenes på administrering av hjemmearbeid spesifikt. I utdanning av psykologer og andre som skal drive med kognitiv terapi for cluster C personlighetslidelser, bør det legges vekt på denne spesifikke terapeutkompetansen. Videre er administrering av hjemmearbeid den klart kraftigste predikatoren i denne studien, som kan tyde på at et fokus på agendasetting og allianse ikke er like fruktbart i denne sammenhengen.

Det er også mulig at terapeutene i vår studie undervurderte viktigheten av å administrere hjemmeoppgaver, siden hovedmålet med terapien var å endre personlighetspatologi eller maladaptive kjerneantakelser. Det ville vært interessant å undersøke om terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid hadde den samme positive effekten senere i behandlingen. Senere i behandlingen kan det tenkes at terapeutene i større grad vil vektlegge hjemmearbeid, da det å direkte utfordre kjerneantakelsene blir en større del av behandlingen.

TERAPEUTKOMPETANSE I KOGNITIV TERAPI

Terapeutene forsøkte å følge manualen nøye. Dette kan jevne ut variasjonen i terapeutkompetanse ved at terapeutenes atferd i prinsippet blir mer lik. Allikevel ble det funnet en sterk sammenheng mellom terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid og behandlingsutfall. Ekspertobservatørene ble instruert til å fokusere på terapeutens atferd når de foretok sine vurderinger av terapeutkompetanse. Fordelen med dette er at målingene er nærmere terapeutens kompetanse heller enn et mål på samspillet i dyaden terapeut-klient. Vi kan allikevel ikke utelukke at terapeutatferden påvirkes av klientens oppførsel. Terapeutresponsivitet er et begrep som beskriver hvordan en terapeut ikke bare gir en viss ”dose” behandling til hver klient, men også justerer sin atferd avhengig av kontekst og da særlig klientens atferd (Stiles, Honos-Webb, & Surko, 1998). Terapeutresponsivitet kan påvirke terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid på tre måter. En mulighet er at terapeuten øker fokus på hjemmearbeidet dersom klient/behandlingen arter seg som vanskelig i et forsøk på å skape endring hos pasienten, og får dermed en høyere kompetanseskåre av observatørene. Det kan også være motsatt; terapeuten virker mindre kompetent på observatørene i samspill med en spesielt utfordrende klient/behandling. Det kan også være at det er lettere for en terapeut å vise sin kompetanse for observatørene dersom behandlingsforløpet går bra og klienten er eksemplarisk. Det er en viktig metodisk utfordring å klare å skille disse effektene fra hverandre. Dette er noe senere studier bør adressere.

Styrker og svakheter

Hvorvidt en observatør oppfatter en terapeut som kompetent avhenger i stor grad av samspillet mellom terapeuten og klienten. Derfor vil en forvente en betydelig variasjon i terapeutkompetanse hos hver terapeut mellom dens ulike klienter. Terapeutkompetanse slik det er målt i denne studien vil også kunne variere fra behandlingstime til behandlingstime. Dette er begrensninger det er vanskelig å komme utenom. Senere studier kan ha nytte av å måle terapeutkompetanse for hver time og gi hver terapeut mange klienter for å ta høyde for denne variasjonen. To studier som undersøkte terapeutenes innbyrdes variasjon i kompetanse, fant nettopp at terapeutkompetansen varierte fra behandlingstime til behandlingstime (Barber et al., 2006; Barber et al., 2008).

Vår studie tar høyde for noen mulige tredjevariabler som kan ha påvirket resultatet, ved å kontrollere for allianse og terapeutkompetanse i agendasetting når vi

TERAPEUTKOMPETANSE I KOGNITIV TERAPI

undersøkte effekten av terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid på behandlingsutfallet.. Dette er sjelden vare i lignende studier.

Måleinstrumentet CTS inneholder kun ett ledd for terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid. Dette kan føre til at effektene av nyansene i terapeutkompetanse som å gi, monitorere og gjennomgå hjemmearbeid i etterkant, ikke avdekkes i denne studien. Det ble ikke benyttet mål på klientenes gjennomføringsrate av hjemmearbeid. Derfor er effekten av dette på både observert terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid og utfall ukjent.

Det er også viktig å bemerke at det å bruke HAQ som mål for tidlig symptomlette ikke er grundig utprøvd. Derfor må forsøket på å kontrollere for tidlig symptomlette tolkes med forsiktighet.

Det må nevnes at terapeutenes alder og erfaringsnivå kan ha påvirket behandlingsutfallet (Strupp, 1973). Dette ble det ikke kontrollert for.

Konklusjon

Denne studien gir sterk støtte for at terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid har en sterk positiv effekt på behandlingsutfallet ved KT for cluster C personlighetslidelser, selv når man kontrollerer for allianse og terapeutkompetanse i agendasetting. Resultatene fra denne studien er også forenelig med hypotesen om at kvaliteten på den terapeutiske alliansen har en unik positiv effekt på behandlingsutfallet ved KT for cluster C personlighetslidelse.

Referanser

- Addis, M. E., & Jacobson, N. S. (2000). A Closer Look at the Treatment Rationale and Homework Compliance in Cognitive-Behavioral Therapy for Depression. *Cognitive Therapy and Research, 24*(3), 313-326. doi: 10.1023/A:1005563304265
- Alexander, L. B., & Luborsky, L. (1986). The Penn Helping Alliance Scales. In L. S. G. W. M. Pinsof (Ed.), *The psychotherapeutic process: A research handbook* (pp. 325-366). New York, NY, US: Guilford Press.
- Bandura, A. (1977). *Social learning theory*. Englewood Cliffs, N.J.: Prentice Hall.
- Barber, J. P., & Critis-Christoph, P. (1996). Development of a therapist adherence/competence rating scale for supportive-expressive dynamic psychotherapy: a preliminary report. *Psychotherapy Research, 6*(2), 81-94.
- Barber, Jacques P., Gallop, R., Crits-Christoph, P., Frank, A., Thase, M. E., Weiss, R. D., & Gibbons, M. B. C. (2006). The role of therapist adherence, therapist competence, and alliance in predicting outcome of individual drug counseling: Results from the National Institute Drug Abuse Collaborative Cocaine Treatment Study. *Psychotherapy Research, 16*(2), 229-240. doi: 10.1080/10503300500288951
- Barber, Jacques P., Gallop, R., Crits-Christoph, P., Barrett, M. S., Klostermann, S., McCarthy, Kevin S., & Sharpless, B. A. (2008). The role of the alliance and techniques in predicting outcome of supportive-expressive dynamic therapy for cocaine dependence. *Psychoanalytic Psychology, 25*(3), 461-482. doi: 10.1037/0736-9735.25.3.461
- Barber, Jacques P., Liese, Bruce S., & Abrams, M. J. (2003). Development of the Cognitive Therapy Adherence and Competence scale. *Psychotherapy Research, 13*(2), 205-221. doi: 10.1093/ptr/kpg019
- Bech, P., Allerup, P., Maier, W., Albus, M., Lavori, P., & Ayuso, J. L. (1992). The Hamilton scales and the Hopkins Symptom Checklist (SCL-90). A cross-national validity study in patients with panic disorders. *The British Journal of Psychiatry, 160*(2), 206-211.
- Beck, A. T. (1979). *Cognitive therapy of depression*. New York: Guilford Press.
- Beck, A. T., & Freeman, A. (1990). *Cognitive therapy of personality disorders*. New York: Guilford Press.

TERAPEUTKOMPETANSE I KOGNITIV TERAPI

- Beck, A. T., Rush, J. A., Shaw, B. F., & Emery, G. (1979). *Cognitive therapy of depression*. New York: Guilford Press.
- Beck, J. S., & Tompkins, M. A. (2007). Cognitive therapy. In N. Kazantzis & L. L'Abate (Eds.), *Handbook of homework assignments in psychotherapy: Research, practice, prevention* (pp. xviii, 464). New York, NY, US: Springer Science + Business Media.
- Benish, S. G., Imel, Z. E., & Wampold, B. E. (2008). The relative efficacy of bona fide psychotherapies for treating post-traumatic stress disorder: a meta-analysis of direct comparisons. *Clinical Psychology Review, 28*(5), 746-758.
- Bordin, E. S. (1979). The generalizability of the psychoanalytic concept of the working alliance. *Psychotherapy: Theory, Research & Practice, 16*(3), 252-260. doi: 10.1037/h0085885
- Bryant, M. J., Simons, A. D., & Thase, M. E. (1999). Therapist skill and patient variables in homework compliance: Controlling an uncontrolled variable in cognitive therapy outcome research. *Cognitive Therapy and Research, 23*(4), 381-399. doi: 10.1023/A:1018703901116
- Burns, D. D., & Auerbach, A. H. (1992). Does homework compliance enhance recovery from depression? *Psychiatric Annals, 22*(9), 464-469.
- Burns, D. D., & Nolen-Hoeksema, S. (1992). Therapeutic empathy and recovery from depression in cognitive-behavioral therapy: A structural equation model. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 60*(3), 441-449. doi: 10.1037/0022-006X.60.3.441
- Chambless, D. L., & Hollon, S. D. (1998). Defining empirically supported therapies. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 66*(1), 7.
- De Weert-Van Oene, G. H., De Jong, C. A., Jörg, F., & Schrijvers, G. J. (1999). Measurements, Instruments, Scales, and Tests: The Helping Alliance Questionnaire: Psychometric Properties in Patients with Substance Dependence. *Substance use & misuse, 34*(11), 1549-1569.
- Derogatis, L.R. (1986). *SCL 90 R Administration, Scoring and Procedures Manual II for the Revised Version and Other Instruments of the Psychopathology Rating Scale Series*: Clinical Psychometric Research.

- DeRubeis, R. J., & Feeley, M. (1990). Determinants of change in cognitive therapy for depression. *Cognitive Therapy and Research, 14*(5), 469-482. doi: 10.1007/BF01172968
- Detweiler-Bedell, J. B., & Whisman, M. A. (2005). A Lesson in Assigning Homework: Therapist, Client, and Task Characteristics in Cognitive Therapy for Depression. *Professional Psychology: Research and Practice, 36*(2), 219-223. doi: 10.1037/0735-7028.36.2.219
- Dixon-Gordon, K. L., Turner, B. J., & Chapman, A. L. (2011). Psychotherapy for personality disorders. *International Review of Psychiatry, 23*(3), 282-302. doi: 10.3109/09540261.2011.586992
- Edelman, R. E., & Chambless, D. L. (1995). Adherence during sessions and homework in cognitive-behavioral group treatment of social phobia. *Behavior Therapy, 33*(5), 573-577.
- Emmelkamp, P. M. G., Benner, A., Kuipers, A., Feiertag, G. A., Koster, H. C., & van Apeldoorn, F. J. (2006). Comparison of brief dynamic and cognitive-behavioural therapies in avoidant personality disorder. *The British Journal of Psychiatry, 189*(1), 60-64. doi: 10.1192/bjp.bp.105.012153
- Hatcher, R. L., & Barends, A. W. (1996). Patients' view of the alliance in psychotherapy: Exploratory factor analysis of three alliance measures. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 64*(6), 1326.
- Hollon, S. D., & Beck, A. T. (2004). Cognitive and cognitive behavioral therapies. *Bergin and Garfield's handbook of psychotherapy and behavior change, 5*, 447-492.
- Horowitz, L. M., Rosenberg, S. E., Baer, B. A., Ureño, G., & Villaseñor, V. S. (1988). Inventory of interpersonal problems: psychometric properties and clinical applications. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 56*(6), 885.
- Horvath, A. O., Del Re, A. C., Flückiger, C., & Symonds, D. (2011). Alliance in individual psychotherapy. *Psychotherapy, 48*(1), 9-16. doi: 10.1037/a0022186
- Horwitz, L. (1974). *Clinical prediction in psychotherapy*. New York: J. Aronson.
- Kazantzis, N. (2003). Therapist competence in cognitive-behavioural therapies: Review of the contemporary empirical evidence. *Behaviour Change, 20*(1), 1-12. doi: 10.1375/behc.20.1.1.24845

TERAPEUTKOMPETANSE I KOGNITIV TERAPI

- Kazantzis, N., Deane, F. P., & Ronan, K. R. (2000). Homework assignments in cognitive and behavioral therapy: A meta-analysis. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 7(2), 189-202. doi: 10.1093/clipsy/7.2.189
- Kazantzis, N., & L'Abate, L. (2007). *Handbook of homework assignments in psychotherapy: Research, practice, prevention*. New York, NY, US: Springer Science + Business Media.
- Kazantzis, N., Whittington, C., & Dattilio, F.. (2010). Meta-analysis of homework effects in cognitive and behavioral therapy: A replication and extension. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 17(2), 144-156. doi: 10.1111/j.1468-2850.2010.01204.x
- Kazdin, A. E. (2006). Mechanisms of Change in Psychotherapy: Advances, Breakthroughs, and Cutting-Edge Research (Do Not Yet Exist).
- Kuyken, W., & Tsivrikos, D. (2008). Therapist competence, comorbidity and cognitive-behavioral therapy for depression. *Psychotherapy and psychosomatics*, 78(1), 42-48.
- Lambert, M. J. (2013). The efficacy and effectiveness of psychotherapy. In M. J. Lambert (Ed.), *Bergins and Garfield's Handbook of Psychotherapy and Behavior Change* (6 ed., pp. 169-218). New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Lambert, M. J., & Ogles, B. M. (2004). The efficacy and effectiveness of psychotherapy. In M. J. Lambert (Ed.), *Bergins and Garfield's Handbook of Psychotherapy and Behavior Change* (5 ed., pp. 139-193). New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Lambert, M. J., & Ogles, B. M. (2009). Using clinical significance in psychotherapy outcome research: The need for a common procedure and validity data. *Psychotherapy Research*, 19(4-5), 493-501.
- Leichsenring, F., & Leibling, E. (2003). The effectiveness of psychodynamic therapy and cognitive behavior therapy in the treatment of personality disorders: a meta-analysis. *American Journal of Psychiatry*, 160(7), 1223-1232.
- Liese, B.S., Barber, J. P., & Beck, A. T. (1985). *The Cognitive Therapy Adherence and Competence Scale*. Unpublished Instrument. University of Kansas Medical Centre. Kasas City, Kansas.

TERAPEUTKOMPETANSE I KOGNITIV TERAPI

- 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*(3), 438.
- Mausbach, B. T., Moore, R., Roesch, S., Cardenas, V., & Patterson, T. L. (2010). The relationship between homework compliance and therapy outcomes: An updated meta-analysis. *Cognitive Therapy and Research, 34*(5), 429-438. doi: 10.1007/s10608-010-9297-z
- Millon, T. (1984). *Millon Clinical Multiaxial Inventory* (3 ed.). Minneapolis: National Computer Service.
- Muran, J. C., Safran, J. D., Samstag, L. W., & Winston, A. (2005). Evaluating an alliance-focused treatment for personality disorders. *Psychotherapy: Theory, Research, Practice, Training, 42*(4), 532-545. doi: 10.1037/0033-3204.42.4.532
- O'Brien, R. M. (2007). A Caution Regarding Rules of Thumb for Variance Inflation Factors. *Quality & Quantity, 41*(5), 673-690. doi: 10.1007/s11135-006-9018-6
- Rogers, C. R. (1957). The necessary and sufficient conditions of therapeutic personality change. *Journal of Consulting Psychology, 21*(2), 95-103. doi: 10.1037/h0045357
- Ryum, T. (2012). *Contribution of the therapeutic bond, therapist interventions and their interaction to outcome in psychotherapy*. Norwegian University of Science and Technology.
- Ryum, T., Stiles, T. C., Svartberg, M., & McCullough, L. (2010). The effects of therapist competence in assigning homework in cognitive therapy with cluster C personality disorders: Results from a randomized controlled trial. *Cognitive and Behavioral Practice, 17*(3), 283-289. doi: 10.1016/j.cbpra.2009.10.005
- Safran, J. (1996). *Interpersonal process in cognitive therapy*: Jason Aronson.
- Schmidt, N. B., & Woolaway-Bickel, K. (2000). The effects of treatment compliance on outcome in cognitive-behavioral therapy for panic disorder: Quality versus quantity. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 68*(1), 13-18. doi: 10.1037/0022-006X.68.1.13
- Shaw, B. F., Elkin, I., Yamaguchi, J., Olmsted, M., Vallis, T. M., Dobson, K. S., & Imber, S. D. (1999). Therapist competence ratings in relation to clinical

- outcome in cognitive therapy of depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 67(6), 837-846. doi: 10.1037/0022-006X.67.6.837
- Stiles, W. B., Honos-Webb, L., & Surko, M. (1998). Responsiveness in Psychotherapy. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 5(4), 439-458. doi: 10.1111/j.1468-2850.1998.tb00166.x
- Strunk, D. R., DeRubeis, R. J., Chiu, A. W., & Alvarez, J. (2007). Patients' competence in and performance of cognitive therapy skills: Relation to the reduction of relapse risk following treatment for depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 75(4), 523-530. doi: 10.1037/0022-006X.75.4.523
- Strupp, H. H., (1973). The therapist's performance: B. A. comparison of two professional groups. *Psychotherapy: Clinical, research, and theoretical issues* (pp. 287-306). Lanham, MD, US: Jason Aronson.
- Svartberg, M., & Stiles, T. C. (1994). Therapeutic Alliance, Therapist Competence, and Client Change in Short-Term Anxiety-Provoking Psychotherapy. *Psychotherapy Research*, 4(1), 20-33. doi: 10.1080/10503309412331333872
- Svartberg, M., Stiles, T. C., & Seltzer, M. H. (2004). Randomized, Controlled Trial of the Effectiveness of Short-Term Dynamic Psychotherapy and Cognitive Therapy for Cluster C Personality Disorders. *The American Journal of Psychiatry*, 161(5), 810-817. doi: 10.1176/appi.ajp.161.5.810
- Trepka, C., Rees, A., Shapiro, D. A., Hardy, G. E., & Barkham, M. (2004). Therapist competence and outcome of cognitive therapy for depression. *Cognitive Therapy and Research*, 28(2), 143-157.
- Ulvenes, P. G., Berggraf, L., Hoffart, A., Stiles, T. C., Svartberg, M., McCullough, L., & Wampold, B. E. (2012). Different Processes for Different Therapies: Therapist Actions, Therapeutic Bond, and Outcome. *Psychotherapy*, 49(3), 291-302. doi: 10.1037/a0027895
- Vallis, T. M., Shaw, B. F., & Dobson, K. S. (1986). The Cognitive Therapy Scale: Psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 54(3), 381-385. doi: 10.1037/0022-006X.54.3.381
- Wampold, B. E. (2001). *The great psychotherapy debate: Models, methods, and findings*: Routledge.

TERAPEUTKOMPETANSE I KOGNITIV TERAPI

- Webb, C. A., DeRubeis, R. J., Amsterdam, J. D., Shelton, R. C., Hollon, S. D., & Dimidjian, S. (2011). Two aspects of the therapeutic alliance: Differential relations with depressive symptom change. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 79*(3), 279-283. doi: 10.1037/a0023252
- Webb, C. A., DeRubeis, R. J., & Barber, J. P. (2010). Therapist adherence/competence and treatment outcome: A meta-analytic review. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 78*(2), 200-211. doi: 10.1037/a0018912
- Webb, C. A., DeRubeis, R. J., Dimidjian, S., Hollon, S. D., Amsterdam, J. D., & Shelton, R. C. (2012). Predictors of Patient Cognitive Therapy Skills and Symptom Change in Two Randomized Clinical Trials: The Role of Therapist Adherence and the Therapeutic Alliance. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 80*(3), 373-381. doi: 10.1037/a0027663
- Weck, F., Richtberg, S., Esch, S., Höfling, V., & Stangier, U. (2013). The relationship between therapist competence and homework compliance in maintenance cognitive therapy for recurrent depression: Secondary analysis of a randomized trial. *Behavior Therapy, 44*(1), 162-172. doi: 10.1016/j.beth.2012.09.004
- Whisman, M. A. (1999). The Importance of the Cognitive Theory of Change in Cognitive Therapy of Depression. *Clinical Psychology: Science and Practice, 6*(3), 300-304. doi: 10.1111/j.1468-2850.1999.tb00207.x
- Young, J., & Beck, A. T. (1980). *Cognitive Therapy Scale: Rating manual*. Philadelphia, PA: Center for Cognitive Therapy.

TERAPEUTKOMPETANSE I KOGNITIV TERAPI

Tabell 1. Korrelasjoner mellom variablene (n =24)

	RCCS	Hjemmearbeid	Agendasetting	Allianse
RCCS	1	-.66**	-.28	-.30
Hjemmearbeid	--	1	.71**	-.07
Agendasetting	--	--	1	-.19
Allianse	--	--	--	1

Merknad: RCCS = Residualisert komposittskåre; Hjemmearbeid = terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid; Agendasetting = terapeutkompetanse i agendasetting; Allianse = kvaliteten på den terapeutiske allianse; ** $p < .01$

TERAPEUTKOMPETANSE I KOGNITIV TERAPI

Tabell 2. Betydningen av terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid for behandlingsutfall når det kontrolleres for kvaliteten på den terapeutiske allianse og agendasetting.

Trinn	Variabel	B	S.E	b	95% konfidensintervall for B		ΔR^2	ΔF	<u>d</u>	Avhengig variabel
					Lav	Høy				
										RCCS
1	Allianse	-.26	.18	-.30	-.63	.11	.09	2.15 †	.60	
2	Allianse	-.33	.17	-.38	-.69	.03				
	Agendasetting	-.20	.11	-.37	-.42	.02	.13	3.45 †	.78	
3	Allianse	-.26	.13	-.30	-.53	.01				
	Agendasetting	.15	.11	.28	-.09	.39				
	Hjemmearbeid	-.45	.11	-.88	-.67	-.23	.37	17.57*	1.79	

Merknad: RCCS = Residualisert komposittskåre; Hjemmearbeid =

terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid; Agendasetting =

terapeutkompetanse i agendasetting; Allianse = kvaliteten på den terapeutiske

allianse; d = Cohen's d ($d = 2t/\sqrt{df}$)($d > .50$ = medium effektstørrelse, $d > .80$ = stor effektstørrelse).

* $p < .05$

† $p < .10$

Tabell 3. Betydningen av kvaliteten på den terapeutiske allianse for behandlingsutfall når det kontrolleres for terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid og agendasetting.

Trinn	Variabel	B	S.E	b	95% konfidensintervall for B		ΔR^2	ΔF	\underline{d}	Avhengig variabel
					Lav	Høy				
										RCCS
1	Hjemmearbeid	-.33	.08	-.66	-.50	-.16	.43	16.49*	1.66	
2	Hjemmearbeid	-.48	.11	-.93	-.71	-.24				
	Agendasetting	.21	.12	.39	-.04	.45	.07	3.08 †	.73	
3	Hjemmearbeid	-.45	.11	-.88	-.67	-.23				
	Agendasetting	.15	.11	.28	-.09	.39				
	Allianse	-.26	.13	-.30	-.53	.01	.08	3.94 †	.85	

Merknad: RCCS = Residualisert komposittskåre; Hjemmearbeid = terapeutkompetanse i administrering av hjemmearbeid; Agendasetting = terapeutkompetanse i agendasetting; Allianse = kvaliteten på den terapeutiske allianse; d = Cohen's d ($d = 2t/\sqrt{df}$)($d > .50$ = medium effektstørrelse, $d > .80$ = stor effektstørrelse).

* $p < .05$

† $p < .10$