

치료 동맹의 발달 유형과 상담 성과*

이 정 화[†]

연세대학교 상담센터

연 문 희

성산효대학원대학교

치료 동맹은 전 상담회기에 걸쳐 변화하는 역동적인 개념으로, 상담자와 내담자의 상호작용 양상에 따라 다양한 유형으로 나타날 수 있다. 이 연구의 목적은 치료 동맹의 발달 유형을 확인하고 상담 성과와의 관계를 밝히는 것이다. 이를 위해 매 회기 내담자들이 평정한 치료 동맹 점수의 기울기와 잔차 점수를 사용하여 군집분석을 실시하였고, 치료 동맹의 수준과 상담 성과의 관계는 상관분석을, 치료 동맹의 발달 유형과 상담 성과의 관계는 공분산분석을 통해 살펴보았다. 연구 결과 첫째, 상담 장면에서 치료 동맹의 발달 유형은 3가지로 나타났으며 이를 각각 '상승형', '위기 해결형', '정체형'으로 명명하였다. '상승형'은 치료 동맹이 변동을 겪으면서 증가하는 특성을, '위기 해결형'은 한 시점에서 치료 동맹이 급격하게 하락했다가 다시 회복되는 특성을, '정체형'은 치료 동맹이 큰 변화 없이 비슷하게 유지되지만 평균적으로 회기의 증가에 따라 미묘한 하락을 보이는 특성을 보였다. 둘째, 치료 동맹의 수준과 종결 시 대인 관계 문제의 개선 정도는 중간 정도의 상관성이 있었으나 치료 동맹의 서로 다른 유형 간에 상담 성과의 차이는 발견되지 않았다. 이러한 연구 결과들의 의의와 제한점에 대해 논의하였다.

주요어 : 치료 동맹, 발달 유형, 상담 성과

* 본 연구는 이정화(2007)의 2007년도 연세대학교 박사학위논문 '치료 동맹의 발달 유형과 위기 해결 과정'을 일부 발췌한 것임

† 교신저자 : 이정화, 연세대학교 리더십개발원 상담센터, (120-749) 서울시 서대문구 신촌동 134
Tel : 02-2123-6688, E-mail : nostos@yonsei.ac.kr

상담 과정은 다양한 요소들에 의해 영향을 받는 고도로 복합적인 과정이다. 때문에 상담에 대한 정의와 최종적으로 지향하는 목적, 상담 과정에서 주로 사용하는 기법 등에 대한 시각차를 달리 하는 여러 상담 이론들이 존재하고, 각 이론들은 어떻게 해야 상담의 성과를 높일 수 있는지에 대해 서로 다른 이론적 주장들을 펼친다. 이러한 다양한 이론적 관점은 상담 연구에도 영향을 미쳐, 본격적으로 과학적이고 체계적인 상담 연구가 시작된 1950년대 이후에는 어떤 상담 이론이 다른 상담 이론에 비해 더 효과적이지를 규명하려는 연구들이 다수 수행되었다. 그러나 거듭된 연구 결과 이론적 접근의 차이에 상관없이 상담은 일반적으로 효과적이라는 결론에 도달함에 따라, 많은 연구자들이 상담 성과를 설명할 수 있는 상담 이론들 간의 공통 요인들을 탐구해 오고 있다(Stiles, Shapiro & Elliott, 1986; Lambert & Bergin, 1994; Lambert & Ogles, 2004).

상담 성과에 영향을 미치는 공통 요인들 중에서 대다수의 상담 연구자 및 실무자들이 동의하는 가장 주된 요인은 상담자와 내담자가 상담 과정 중에 맺게 되는 치료적 관계의 질이라고 할 수 있다. 치료적 관계는 치료 동맹, 역전이를 포함하는 전이적 구성 요소, 전이-역전이 관계와는 별개로 상담자와 내담자가 처음 마주치는 그 순간부터 존재하는 개인적 관계를 의미하는 실제 관계와 같은 세 가지 구성 요소로 이루어지는데(Gelso & Carter, 1985, 1994), 그 중에서도 치료 동맹의 개념은 치료 과정에서 상담자와 협력하는 내담자의 능력에 대한 논의를 바탕으로 학자들의 이론적 관점에 따라 자아 동맹(ego alliance: Sterba, 1934), 치료 동맹(therapeutic alliance: Zetzel, 1956), 작업 동맹(working alliance: Greenson, 1967), 조력 동

맹(helping alliance: Luborsky, 1976) 등과 같이 다양한 용어로 정의되어 왔다. 이후 Bordin (1979)은 치료 동맹이 상담자와 내담자 간의 정서적 유대, 상담 목표와 상담 과제에 대한 합의와 같은 요소들로 구성된다고 제안하였고, 그가 제안한 치료 동맹의 개념은 이론적 접근에 상관없이 긍정적인 상담 성과를 설명하는 공통적이고 범 이론적인 요인으로 간주되어 왔다. 상담자와 내담자가 상담 과정에서 맺게 되는 치료 동맹의 질이 긍정적인 치료 성과를 예언하는데 있어서 심리 치료의 유형보다 훨씬 더 중요한 요인이라는 주장(Safran & Muran, 2000b)과, 치료 동맹이 상담의 ‘가장 핵심적인 통합 변수(quintessential integrative variables)’라는 주장(Wolfe & Goldfried, 1988, p.449) 역시 이러한 범 이론적 관심을 뒷받침한다.

치료적 관계를 대표하는 동맹의 질에 대한 관심은 상담 성과와 관련하여 더욱 주목을 받아 왔다. 최근 수년간 치료 동맹은 상담 및 심리치료 연구자들에게 가장 관심을 끄는 주제 중의 하나였는데 그 이유는 치료 동맹의 질이 상담 성과를 예언한다는 일관된 증거 때문이었다(Horvath & Symonds, 1991; Henry, Strupp, Schacht, & Gaston, 1994; Martin, Garske, & Davis, 2000). Horvath와 Symonds(1991)는 1974년에서 1991년 사이에 발표된 24개의 동맹 관련 연구들을 메타 분석적 방법으로 분석한 결과 훌륭한 동맹과 긍정적인 치료 성과 간에는 보통 정도의 신뢰할만한 관련성이 발견되었으며 이는 심리 치료 유형, 치료 기간, 연구 참여자 수 등과는 관계가 없다고 보고하였다. 최근에는 Martin 등(2000)도 동맹과 성과간의 관계를 추적한 79개(58개 발표, 21개 미발표)의 경험적 연구들을 메타 분석적 방법으로 조사한 결과 치료적 동맹과 상담 성과 간에 보

통 정도의 일관되고 신뢰할 만한 관계가 있음을 발견하였고, 이는 해당 연구에 사용된 성과 측정의 유형이나 동맹 측정의 시기, 동맹 평정자의 유형, 제공된 치료의 종류 등과 같은 다양한 중재 변수들에 영향을 받지 않는 것으로 나타났다고 보고하였다.

치료 동맹의 질을 모든 형태의 상담 및 심리 치료 성과에 영향을 미치는 범 이론적인 과정 변수로 간주하는(Horvath & Greenberg, 1994; Orlinsky, Grawe, & Parks, 1994) 관점에서의 대표적인 연구 쟁점 중의 하나는 치료 동맹이 상담 시간의 경과에 따라 어떻게 달라지며 서로 다른 동맹 발달의 유형이 상담 성과와 어떻게 서로 다르게 관련되는지에 관한 것이다. 이는 상담 초기에 형성된 치료 동맹이 상담의 끝까지 일관되게 유지되는 것이 아니라 전체 상담의 과정에서 역동적으로 변화한다는 이론에 기초하고 있는데, Mann(1973) 및 Gelso와 Carter(1985, 1994)의 이론적 제안에서 촉발되어 이를 검증하려는 많은 경험적 연구들을 탄생시켰다. Mann(1973)은 성공적인 단기 역동상담은 상담에 대한 초기 긍정기, 잇따른 좌절과 부정적 반응의 단계, 초기의 지각보다는 보다 현실에 기반한 긍정적인 최종 반응기와 같은 3단계에 걸쳐 관계의 변화가 일어난다고 제안하였고, Gelso와 Carter(1985) 역시 동맹이 “개입의 다양한 단계들에 걸쳐서 증감을 보인다”고 가정하고(p.167), 특히 동맹의 2차 곡선적 유형(초기의 높은 수준이 낮아지다가 점차적으로 처음의 높은 수준을 회복하는)이 효과적인 단기 상담에서 보다 특징적으로 나타날 것이라고 제안하였다. 이들의 이론적 제안에 따라 상담 회기에 걸쳐 달라지는 동맹의 발달 과정에 초점을 맞춘 대표적인 경험적 연구들을 살펴보면 상담 초기의 강한 동맹과 상

담 성과와의 관계를 보고한 연구들(Eaton, Abels, & Gutfreund, 1988; Frieswyk, Allen, Colson, Coyne, Gabbard, Horowitz, & Newsom, 1986; Horvath & Symonds, 1991)과 상담 후기의 강한 동맹과 상담 성과와의 관계를 보고한 연구(Stiles, Agnew-Davis, Hardy, Barkham & Shapiro, 1998)가 있다.

보다 최근에는 상담 회기에 걸친 동맹의 발달 유형을 분류하고 U자 패턴(Kivlighan & Shaughnessy, 2000) 혹은 V자 패턴(Stiles, Glick, Osatuke, Hardy, Shapiro, Agnew-Davis, Rees & Barkham, 2004)과 같은 특정한 패턴을 보이는 내담자 군과 상담 성과 간의 관계를 밝히고자 하는 연구가 수행되었다. Kivlighan과 Shaughnessy(2000)는 상담 과정에 따른 동맹의 변화 추이를 조사한 결과 내담자의 동맹 발달 패턴이 안정적인 동맹 패턴(회기에 걸쳐 거의 변화를 보이지 않는), 선형적인 성장 패턴(회기에 따라 작업동맹의 강도가 커지는), 그리고 2차 곡선적인 성장(quadratic growth) 또는 U자형의 패턴(처음과 끝에는 높지만 중간에는 낮음)과 같은 세 가지 유형으로 구분됨을 발견하였고, 특히 U자형의 패턴을 보인 내담자들은 다른 참여자들에 비해 유의미하게 높은 상담 성과를 보인 것으로 나타났다고 보고하였다. 이는 Gelso와 Carter(1994)가 제안한 동맹 발달의 개념화를 경험적으로 지지하는 결과라고 할 수 있다. 하지만 이들 연구는 비숙련 상담자와 자원 내담자들을 대상으로 4회기만의 동맹 점수를 수집하여 분석한 것이기 때문에 실제 상담 상황에 일반화하기 어려운 한계가 있었다. 이를 보완하여 Stiles 등(2004)은 79명의 우울증 내담자들을 대상으로 한 단기심리치료의 결과를 분석하여 정적 기울기를 보이며 U자형의 반대인 아주 미약한 부적 가

속화 곡선을 그리면서 상대적으로 높은 변이성을 보이는 1군집, 기울기가 거의 없으며 낮은 변이성을 보이는 2군집, 부적 기울기에 정적인 가속화 곡선과 높은 변이성을 보이는 3군집, 정적 기울기에 부적인 가속화 곡선과 낮은 변이성을 보이는 4군집으로 구분되는 4가지의 작업 동맹 발달 패턴을 발견하였다. 이들 중 2가지는 Kivlighan과 Shaughnessy(2000)의 패턴과 일치했으나 그들이 성과와 관련되었다고 제안한 U자 모양의 패턴은 발견되지 않았고 군집 간 상담 성과의 차이도 발견되지 않았다. 이에 연구자들은 해당 자료에 대해 임의적인 위기 해결 기준¹⁾을 적용하여 자료를 추가로 분석한 결과 작업 동맹에서의 위기 해결 과정(단기간의 V자 모양의 기울어짐)을 경험한 17명의 내담자들이 다른 내담자들에 비해 더 치료 성과가 좋았음을 발견하였다.

1) 연구자들은 첫째, 해당 회기의 동맹 점수는 각 내담자의 동맹 점수로 계산한 2차 회귀 방정식에서 예측된 동맹 점수에서 잔치의 두 배를 뺀 것보다는 낮아야 한다는 것(정상시와 다른 낮은 점수가 동맹 와해의 첫 신호가 된다는 이론을 반영하기 위한 기준), 둘째, 이것이 첫 회기나 마지막 회기에 나타난 것이어서는 안 된다는 것(동맹의 위기는 적어도 한 번의 높은 동맹 점수와 그 이후의 하락을 의미한다는 이론을 반영하기 위한 기준), 셋째, 전반적인 경사도는 부적이어서는 안 된다는 것(위기가 완전히 해결되지 않고 이후 점차 동맹 점수가 하락하는 내담자를 제외하기 위한 기준), 넷째, 해당 회기의 동맹 점수는 이전 점수보다 낮아야 하고 7점 척도에서 6점보다 낮아야 한다는 것(프로파일의 강하게 정적 기울기 기울기를 보이기 때문에 예측된 점수보다 낮게 나온 경우 및 점수가 매우 높고 변이성이 거의 없는 프로파일로서 기준 1을 만족시키는 가벼운 하향 곡선을 제외하기 위한 기준)과 같은 네 가지 통계적 기준을 적용하였다.

이러한 결과는 집중적 사례 분석에서도 확인된 바 있는데 성공적인 성과를 거둔 것으로 확인된 사례 내에서 내담자가 평정한 치료 동맹의 점수는 치료 동맹은 고-저-고 패턴을 보이는 것으로 분석되었다(Agnew, Harper, Shapiro & Barkham, 1994). 이는 성공적인 상담 성과를 보인 사례라 할지라도 상담의 전 과정에 걸쳐 치료 동맹의 위기가 적어도 한 번 이상 발생하게 되므로 상담자가 동맹의 위기를 초기에 일찍 알아차리고 이를 해결하는 것이 성공적인 상담을 위해 반드시 필요하다는 이론적 논의(Safran et al., 1990)를 뒷받침하는 결과이다.

위에서 살펴본 바와 같이 이론적 제안과 경험적 연구 결과들에 따라 치료 동맹은 한 번 형성되고 그대로 유지되는 정적인 개념이 아니라 상담 회기(시간)에 걸쳐 변화하는 역동적인 개념임이 밝혀지고 있다. 그러나 전 상담 과정에서 역동적으로 변화하는 치료 동맹의 질을 민감하게 측정하는 것은 어려운 일이다. 따라서 현재까지 대부분의 국내 연구들은 임의적으로 구분한 상담의 어느 한 시점(전기, 중기, 말기)에서의 치료 동맹 점수가 상담 성과에 기여하는 상담자나 내담자의 특성과 어떤 관계가 있는지를 살펴보거나(김지은, 이장호, 1994; 신희천, 이장호, 1998; 이정화, 2000), 전체 상담 중 몇 회기에 걸쳐 측정된 치료 동맹의 평균 점수를 가지고 상담 성과와의 관계를 살펴본 연구들이 대부분이다(신희천, 2002; 김정옥, 2003; 정은미, 이소희, 2004). 하지만 이러한 방법으로는 치료 동맹이 전체 상담 과정에서 변화하는 양상을 파악하기 어렵다. 따라서 먼저 전체 상담 과정에서 내담자들이 지각하는 치료 동맹의 발달 양상이 서로 다르게 나타나는지를 살펴보고, 발달 유형별 상담 성과의 차이가 있는지를 살펴보고자 하였다.

상담 과정에서 나타나는 치료 동맹의 발달 유형에 대한 연구가 축적되면 이들 연구 결과들을 토대로 특정한 치료 동맹의 발달 유형을 초래하는 상담 내 사건들이 무엇인지를 구체적으로 확인하는 연구도 활발하게 수행될 수 있을 것이다. 구체적인 연구 문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 치료 동맹에서 서로 다른 유형을 보이는 내담자 군이 존재하는가?

연구문제 2. 서로 다른 유형을 보이는 내담자 군들 간에 상담 성과의 차이가 있는가?

방 법

연구대상

연구 대상은 서울과 수도권의 8개 대학 상담실에 자발적으로 찾아와 상담을 받은 대학생 내담자들이다. 총 71개의 설문지를 배부하여 29개의 설문지를 회수하였고, 총 29명의 내담자 중 남자는 8명, 여자는 21명이었으며 내담자 나이의 평균은 23.5세였다. 29개의 사례 중 2개의 사례를 제공한 상담자가 2명, 3개의 사례를 제공한 상담자가 1명, 4개의 사례를 제공한 상담자가 1명이었고, 나머지는 모두 1개씩의 사례를 제공하였다. 따라서 총 상담자 수는 24명으로 이 중 남자 상담자는 1명이었고 나머지는 모두 여자 상담자였으며, 이들의 평균 나이는 35.2세, 평균 상담 개월 수는 63.4개월인 것으로 나타났다. 29개 사례들의 평균 종결 회기는 10.4회기였다.

자료수집절차

2006년 8월 말부터 9월 초에 걸쳐 각 대학 상담실에 상담자용 설문지 1매와 내담자용 설문지 16매, 연구개요 및 설문지 실시 방법에 대한 안내문 1매가 포함된 총 79개의 설문지 세트를 배부하였다. 대학 상담실의 상담이 16주의 한 학기 단위로 진행됨을 참고하여 각 상담자들에게 최소한 5회 이상의 지속적인 상담이 가능한 상담 사례들을 선정하여 첫 상담부터 종결 시까지 매 회기가 끝날 때마다 각 회기에 해당하는 설문지를 실시해 달라고 부탁하였다. 연구자가 먼저 상담자들에게 연구에 대한 동의를 구하고, 연구에 동의한 상담자들이 각자 자신의 내담자들에게 동의를 얻어 설문지를 작성하였다. 자료는 2006년 8월 말부터 2007년 3월 초까지 약 7개월에 걸쳐 수집되었다. 최종적으로 30개의 설문지 세트가 회수되었으나 응답이 불성실한 1개를 제외한 29개의 설문지 세트를 최종 분석에 사용하였다. 각 사례별 종결 회기 수는 5회에서 18회로 다양하게 나타났다. 회기가 16회기보다 더 길게 진행된 사례의 경우에는 연구자가 자료 수집 중에 새로운 설문지를 추가로 제공하였다.

측정도구

대인관계질문지(Inventory of Interpersonal Problems-Circumplex Scale, IIP-C)

대인관계질문지(IIP-C)는 Horowitz 등(1988)이 Leary(1957)의 대인관계이론에 기초하여 개발한 총 127문항의 척도를 Alden 등(1990)이 통계적 절차를 통해 8개 하위 차원의 64문항으로 재구성한 것이다. 8개의 하위 차원은 지배성, 보

복성, 냉담성, 사회적 회피성, 비주장성, 피착취성, 헌신성, 간섭성이며 각 차원마다 8개의 문항씩, 총 64문항으로 구성되어 있다. '나는 좀처럼 ~ 하기가 어렵다'와 '나는 지나치게 ~한 면이 있다'의 질문에 대하여 5점 Likert 척도에 응답을 하게 되어 있고 각 영역의 높은 점수는 그 영역에서 대인관계 문제를 겪을 수 있음을 의미한다. 이 연구에서는 김정옥, 권석만, 정남운(2000)이 IIP를 번안하여 타당화한 한국판 대인관계문제 척도(K-IIP)의 문항을 IIP-C의 원문 및 IIP-C를 번안하여 사용한 기존 국내 연구들(권보연, 1999; 윤현수, 2000)과 비교, 수정하여 사용하였다. Alden 등(1990)이 보고한 각 하위 척도의 신뢰도는 .72~.85 사이였고, 이 연구에서는 전체 검사의 신뢰도는 .94, 각 하위 척도의 신뢰도는 .67~.88 사이인 것으로 나타났다.

정신건강질문지(Symptom Checklist 90 Revision, SCL-90-R)

SCL-90-R은 미국의 Derogatis(1977)와 그의 동료들이 개발한 자기 보고식 다차원 증상목록으로 김재환과 김광일(1984)이 한국 실정에 맞게 표준화한 검사이다. 검사는 신체화, 강박증, 대인 예민성, 우울, 불안, 적대감, 공포불안, 편집증, 정신증의 9개 영역의 증상을 측정하는 문항 83개와 9개의 증상 차원에 포함되지는 않지만 임상적으로 중요한 7개의 문항으로 이루어져 있으며 피검사자의 전반적인 심리적 어려움을 나타내는 전체 심도 지수로 구성되어 있다. 이 연구에서는 9개 하위 영역의 증상을 측정하는 83개의 문항을 사용하였다. 응답자들은 지난 일주일 동안 자신이 경험한 증상의 정도에 따라 '전혀 없다(0점)'에서 '아주 심하다(4점)'까지 5점 Likert 척도 상에서 응답하

게 되어 있다. 각 하위 척도상에서의 응답 점수가 낮을수록 정신건강이 양호함을 나타낸다. 확인적 요인 분석 방법으로 SCL-90-R의 요인 구조를 확인한 임규혁(1997)이 보고한 각 하위 척도의 신뢰도는 .73~.86 사이였고, 이 연구에서는 전체 검사의 신뢰도는 .98, 각 하위 척도의 신뢰도는 .78~.95 사이인 것으로 나타났다.

치료관계질문지(Agnew's Relationship Measure; ARM)

이 연구에서는 Agnew's Relationship Measure (ARM)를 사용하여 상담자와 내담자의 치료 동맹 관계를 측정하였다(Agnew-Davis et al., 1998). 치료관계질문지는 내담자가 7점 척도 상에서 28개의 문항에 응답하도록 되어 있는 자기 보고형 질문지이다. 유대, 협력 관계, 신뢰, 개방성, 내담자 주도성과 같은 다섯 개의 하위 척도로 구성되어 있고 상담자용과 내담자용이 있다. 선행 연구 결과 다섯 개의 하위 척도 중 치료적 관계의 핵심을 측정하는 것으로 밝혀진(Stiles et al., 2002) 유대, 협력관계, 신뢰의 세 하위 척도로 구성된 내담자용 총 17문항을 연구자가 직접 번안하여 사용하였다. 연구자가 1차로 번역하고, 2중 언어자인 2인(상담 관련 박사 학위 소지자 1인과 상담 관련 박사 과정 1인)의 검토를 거쳐 2차로 문항을 수정하는 과정을 거쳤다. 선행 연구 결과 치료관계질문지의 유대, 협력관계, 신뢰 세 하위척도는 높은 상관성이 있는 것으로 나타났기 때문에(내담자 자료의 경우 $.84 \leq r \leq .87$, in Agnew-Davis et al., 1998) 세 하위척도의 점수를 합친 전체 점수를 사용하였다. Stiles 등(2004)이 보고한 치료관계질문지 척도의 전체 신뢰도는 .93이었고, 이 연구에서 전체 검사의 신뢰도는 .90인 것으로 나타났다.

자료분석방법

자료분석은 그림 1의 순서로 진행하였다. 우선 이 연구에 사용된 설문지 3종의 전체 신뢰도, 각 하위 척도별 신뢰도를 알아보기 위하여 Cronbach's α 계수를 산출하여 내적 일관성을 검토하였다. 치료관계질문지에 대한 확인적 요인 분석 결과 세 요인 간의 상관 관계가 .71에서 .81사이로 지나치게 높게 나타나, 세 하위 척도가 치료 동맹 관계 내의 서로 다른 하위 요인들을 잘 대표하지 못한다고 판단되어 이 연구에서는 세 하위 척도들의 총점으로 치료 동맹 관계를 측정하였다. 또한 이 연구에서는 29명의 서로 다른 내담자들이, 서로 다른 상담 종결 회기 수만큼 실시한 치료 동맹 설문지의 점수를 토대로 각 내담자들이 갖

는 전체 상담에서의 치료 동맹 발달 유형을 분석하고자 하였으므로, 군집 분석 전에 먼저 분석에 사용할 변수를 선정하는 과정을 거쳤다.

두 개의 선행 연구(Kivlighan & Shayghnessy, 2000; Stiles et al., 2004)를 검토한 결과 이 연구에서는 29명의 각 내담자 별로 치료관계질문지 종단 자료에 대한 회귀 방정식을 계산하고($ARM = intercept + slope \cdot (CS) + curve \cdot (CS^2) + residual$) 표준화한 '기울기'와 '잔차' 점수를 군집 분석을 위한 최종 변수로 선정하였다. 회귀식에서 'intercept(절편)'는 중심화 후 상담 중간 시점에서의 치료 동맹 수준을 나타내는 상수이며, 'slope(기울기)'는 회귀선의 경사도를 의미하는 1차 계수, 'curve(곡선도)'는 경사의 방향이나 정도를 의미하는 2차 계수, 'residual

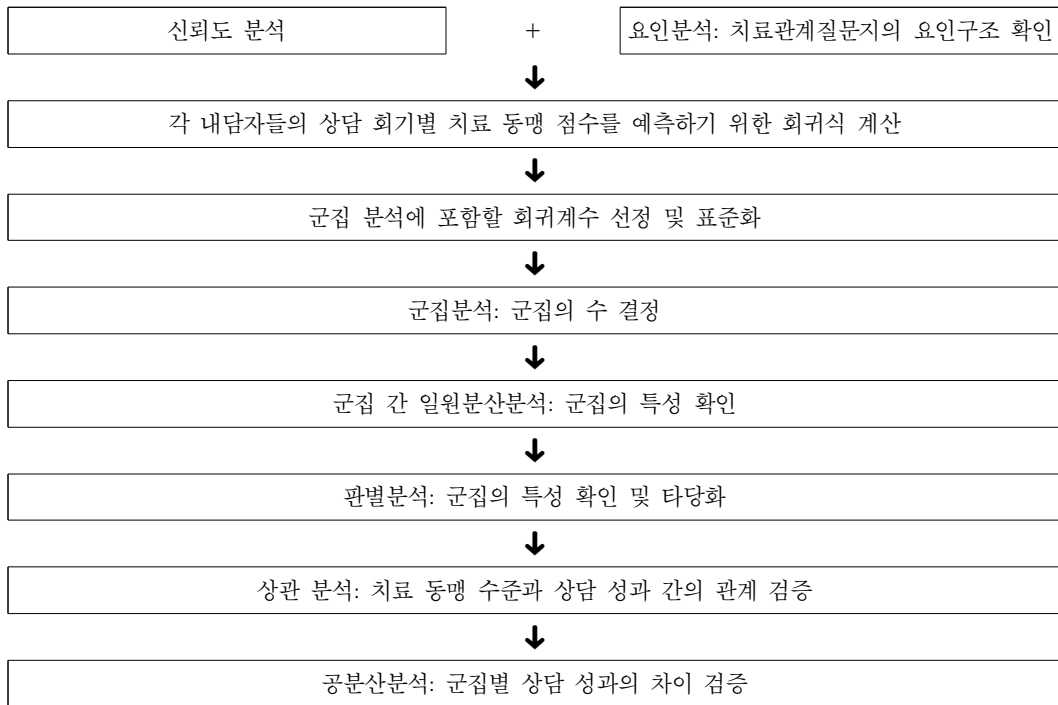


그림 1. 자료 분석 과정

(잔차)'은 각 회기의 치료 동맹 원점수가 회기 선으로부터 떨어져 있는 정도를 의미하는 '잔차(root mean square error: RMSE)'로 1차나 2차 요인들에 의해 포착되지 않는 부가적인 변이성의 양을 의미한다.²⁾ 'CS'는 중심화 한 회기수(centering session)를 나타낸다. Stiles 등(2004)은 모든 내담자들의 회귀방정식을 2차에 맞추어 계수를 산출했지만, 이 연구에서는 자료 검토 결과 2차 곡선 모형보다 1차 선형 모형에 더 적합한 자료들이 다수 발견되어 이들 자료에서는 1차 선형 모형에서 산출된 계수들을 군집 분석을 위한 변수로 사용하였다.³⁾ 군

2) 잔차 점수는 각 회기의 치료 동맹 원점수가 예측된 회귀선으로부터 떨어져 있는 정도를 의미하므로 전 상담 회기에 걸쳐 일정하게 유지되는 것이 아니라 역동적으로 변화하는 치료 동맹의 발달 패턴을 밝히기 위해서는 반드시 포함시켜야 할 중요한 변수인 것으로 판단하였다. 특히 회기 간 치료 동맹에 큰 변화가 있을 경우, 그러한 변화를 가장 잘 파악할 수 있는 변수로 잔차 점수를 선택하였다.

3) Stiles 등(2004)의 연구에서는 총 79명의 내담자 중 39명은 8회기의 상담을, 40명은 16회기의 상담을 받았기 때문에 각 사례의 평균 회기 수가 0이 되도록 회기수를 중심화한 다음, 2차 회귀 방정식에서 추출한 '기울기', '곡선도', '잔차' 점수를 군집 분석을 위한 변수로 사용하였고, 세 척도의 잠재적인 중요도를 평균화하기 위해 0에서 1까지의 간격을 갖도록 Z점수로 표준화하는 과정을 거쳤다. 반면, 이 연구에서는 총 29명의 상담 종결 회기가 5회기에서 18회기로 모두 달랐기 때문에 내담자들의 치료관계질문지 종단 자료를 그래프 상에서 검토한 결과 2차 계수인 '곡선도'의 경우 서로 다른 회기 수와 종결 시점의 영향을 가장 많이 받을 것으로 판단되었다. 따라서 '곡선도'를 제외하고 1차 선형 모형에서 '기울기'와 '잔차'의 두 가지 설명 변수를 선택하였고 분석 전에 두 개의 설명 변수의 상대적

집합 방법으로는 계층적 군집 분석(hierarchical cluster analysis)을 사용하였고, 두 연구 대상 간의 거리는 유클리디안 제곱 거리(squared euclidean distance)로, 두 군집간의 거리는 집단 간 평균 연결법(between average linkage method)을 사용하여 계산하였다. 군집의 수는 수직 고드름표(vertical icicle plot)와 덴드로그램(dendrogram)에 대한 시각적 검토 및 군집화일 정표에서 나타나는 유사성 거리 계수를 종합적으로 검토하여 결정하였다. 군집들의 특성을 확인하기 위하여 확인된 군집을 독립변수로, 군집 분석의 변수로 사용한 회귀 방정식의 기울기와 잔차를 종속변수로 하여 군집 간 일원분산분석(ANOVA)을 실시하였고, 사후 분석은 scheffé 방법을 사용하였다.

군집 구분의 타당성을 확인하기 위해서는 판별 분석을 실시하였다. 판별분석은 집단을 구분하는 데 영향을 미치는 중요한 독립변수가 무엇인지를 알려주고, 그 변수의 집단 간 차별성을 밝혀주며, 더 나아가 이들 독립변수를 토대로 하여 차별성을 가진 각 집단을 구분할 수 있으며, 또한 어떤 대상이 어떤 집단에 속하게 될 것인가를 구분할 수 있게 하는 통계분석 기법이다(최평길 외, 2000). 따라서 판별 분석은 집단 구분에 도움을 주는 독립변수의 선정, 선정된 독립 변수를 이용한 판별식의 도출, 판별능력에 있어서의 독립 변수들의 상대적 중요도 평가, 판별식의 판별능력 평가, 새로운 판별 대상에 대한 예측력의 평가를 주목적으로 한다(채서일 외, 2005). 이 연구에서 판별 분석을 실시한 목적은 두 가지이다. 첫째는 군집 분석에 사용한 각 내담자들의 회귀식의 기울기와 잔차가 세 집단을 구분

중요도를 동일하게 만들기 위해 선행 연구와 마찬가지로 Z점수로 표준화하는 과정을 거쳤다.

하는 데 있어 유의미한 독립 변수인지를 확인한 후 이 두 변수를 이용하여 판별식을 도출하는 것이고, 둘째는 이렇게 도출된 판별식을 통해 군집 분석 결과 각 군집에 포함된 개별 사례들이 타당하게 구분되었는지를 확인하는 것이다.

군집 분석을 통해 구분된 서로 다른 치료 동맹의 발달 유형 간에 상담 성과의 차이가 있는지를 분석하기 위해서는 각 내담자의 사전 점수와 진행 회기수에 의해 기대되는 사후 점수와 실제 사후 점수의 차이를 성과 측정치로 계산하고, 이렇게 계산된 대인관계질문지와 SCL-90-R의 잔차를 성과 점수로 간주하여 두 개의 성과 점수를 종속변인으로, 각 내담자의 평균 치료 동맹 점수를 공변인으로 하여 3군집에 대한 공분산분석(ANCOVA)을 실시하였다. 동맹의 수준이나 강도가 내담자들마다 다르므로 동맹의 수준이나 강도가 아닌 유형이 성과에 미치는 영향을 보다 민감하게 검증하기 위해 전체 회기에서의 각 내담자 동맹 평균 점수를 공변인으로 사용하였다.

를 검토한 결과 ‘단계 26’과 ‘단계 27’ 사이에서 계수값이 상당히 크게 증가하고, ‘단계 27’과 ‘단계 28’ 사이에서 계수값 또한 크게 증가했으므로, ‘단계 26’에서 군집의 형성을 종료하여 결과적으로 3개의 군집을 채택하였다. 덴드로그램은 군집화 단계에서 공통성을 보이는 사례들의 집단을 시각적으로 검토할 수 있게 해 주는데, 검토 결과 묶여진 군집 간의 거리를 고려할 때 군집화 일정표에 의한 3개의 군집 채택이 타당함을 확인할 수 있었다. 종합하면, 이 연구에서는 3개의 군집이 확인되었고, 6번에서 18번 사이의 사례는 군집 1에, 16번에서 22번 사이의 사례는 군집 2에, 7번에서 15번 사이의 사례는 군집 3에 할당되었다. 각 군집별로 유형화된 사례 수는 표 1과 같다.

총 29명의 사례 중 군집 1에 15개의 사례가 포함되었으며 이는 전체의 51.7%를 차지하였다. 군집 2에는 전체의 17.2%에 해당하는 5개의 사례가, 군집 3에는 전체의 31.1%에 해당하는 9개의 사례가 각각 포함되었다.

결 과

군집의 수

29명의 내담자들에게서 수집한 치료관계질문지 종단 자료에 대한 회귀 방정식의 회귀 계수들 중 표준화된 기울기와 잔차 점수를 사용하여 군집 분석을 실시하고 군집의 수를 결정하기 위해 군집화 일정표에 나타난 유사성 거리 계수에 대한 검토와 덴드로그램에 대한 시각적 검토를 수행하였다. 먼저 군집화 일정표에 나타난 군집화 단계별 유사성 거리계수

표 1. 군집별 사례 수

	군집	n	%	유효 %	누적 %
유효	1	15	51.7	51.7	51.7
	2	5	17.2	17.2	69.0
	3	9	31.0	31.0	100.0
	합계	29	100.0	100.0	

군집의 특성

확인된 3개의 군집에 대해 군집 분석에 사용된 잔차와 기울기의 평균 및 표준편차를 구하고, 3개의 군집을 독립변수로, 잔차와 기울

표 2. 군집별 기울기와 잔차의 평균 및 표준편차

	군집1 ^b		군집2		군집3	
	M	SD	M	SD	M	SD
기울기	0.78	0.12	0.03	0.25	-0.14	0.34
잔차(RMSE ^a)	22.85	17.85	73.95	14.47	18.40	11.12

주. ^a RMSE(root mean square error): 예측된 회귀식과 실제 관찰값 간 차이의 표준편차

^b 1군집 n=15, 2군집 n=5, 3군집 n=9; 군집별 치료관계질문지 원점수의 평균, 표준편차, 범위는 군집 1, 104.26(SD=7.05, 최소값 90.71, 최대값 115.60), 군집2, 97.83(SD=9.76, 최소값 82.88, 최대값 109.62), 군집 3, 98.40(SD=10.93, 최소값 81.38, 최대값=113.00)과 같다.

기를 종속변수로 하여 군집 간 일원분산분석을 실시하였다. 잔차와 기울기의 평균 및 표준편차는 표 2와 같다. 군집 1은 기울기의 평균이 0.78로 세 군집 중에서 기울기가 가장 크게 나타났으며 잔차는 22.85로 두 번째로 큰 값을 나타냈다. 군집 2의 기울기는 0.03으로 거의 '0'에 가까운 값을 나타내는 반면, 잔차의 평균은 73.95로 세 군집 중에서 가장 크게 나타났다. 군집 3의 기울기는 -0.14로 군집 2에 비해 절대값은 크지만 마찬가지로 '0'에 가까운 값을 나타내고, 잔차의 평균은 18.40으

로 세 군집 중 가장 낮게 나타났다.

이들 기울기와 잔차에 대한 군집 간 분산분석 결과는 표 3과 같다.

일원분산분석 결과 기울기와 잔차 모두 유의수준 .001에서 매우 유의한 것으로 나타났다. 따라서 군집 분석에 따라 구분된 세 집단은 잔차와 기울기에 대해 매우 유의한 차이를 보이는 것으로 판단할 수 있다. Scheffé 방법으로 사후 분석을 실시한 결과 기울기의 경우 1군집은 동일 집단으로 나타난 2군집 및 3군집과 뚜렷이 구분되는 집단인 것으로 나타났으

표 3. 기울기와 잔차에 대한 군집 간 일원분산분석 결과

	제공합	자유도	평균제공	F	사후분석 ^b	
					(p<.05)	
기울기	집단간	5.50	2	2.75	50.67***	1 > 2=3
	집단내	1.41	26	0.05		
	합계	6.91	28			
잔차(RMSE ^a)	집단간	11632.28	2	5816.14	24.06***	2 > 1=3
	집단내	6285.91	26	241.77		
	합계	17918.19	28			

주. ^a RMSE(root mean square error): 예측된 회귀식과 실제 관찰값 간 차이의 표준편차

^b 1군집 n=15, 2군집 n=5, 3군집 n=9

*** p<.001

며, 잔차의 경우 1군집과 3군집이 동일한 집단으로 나타났고 2군집은 이들 두 집단과 뚜렷이 구분되는 잔차를 갖는 집단으로 확인되었다. 즉, 1군집은 기울기의 측면에서, 2군집은 잔차의 측면에서 뚜렷한 특성을 갖는 집단인 것으로 나타났다.

판별분석

확인된 3개의 군집에 대해 각 내담자들의 회귀식의 기울기와 잔차를 판별변수로 사용하여 판별분석을 한 결과는 다음과 같다. 먼저 집단 평균의 동질성에 대한 검정 및 공분산행렬의 동일성에 대한 검정을 수행하였다. 세 군집에 대한 잔차와 기울기의 평균 및 표준편차는 위의 표 2에 제시하였고, 집단 평균의 동질성에 대한 검정 결과는 표 4와 같다.

Wilks's λ 값을 보면 잔차와 기울기의 경우 각각 .351과 .204로 '1'보다 '0'에 가까운 값을 나타내며, 이 값은 유의수준 .001 내에서 유의한 결과를 보여준다. 즉, 군집 분석에 의한 1,2,3 군집은 잔차와 기울기에 의해 유의한 평

균 차이를 나타내는 것으로 볼 수 있으며 잔차와 기울기는 각 집단을 구분하는 유의한 독립 변수로 작용함을 알 수 있다. 다음으로, 집단 간 공분산 행렬의 동일성 가정을 검정하였다. 검정 결과 Box's M 통계량은 13.914이고 유의확률이 .067로 유의수준 .05에서 유의하지 않는 것으로 나타났다. 즉, 세 군집들의 공분산 행렬이 동일하다는 영가설을 기각할 수 없으므로 집단 간 공분산 행렬의 동일성 가정을 만족하는 것으로 볼 수 있다.

다음으로 판별함수의 유의도를 살펴보았다. 이 연구에서는 집단의 수는 3이고, 판별변수의 수는 2개이므로 2개의 판별함수를 도출하였고, 단계별로 투입한 잔차와 기울기에 의해 도출된 두 개의 판별함수는 모두 통계적으로 유의하였다. 결과는 표 5와 같다. 첫 번째 판별함수의 고유값은 3.939로 총 분산의 69.5%를 설명하는 것으로 나타났으며 정준 상관은 .893으로 높은 판별력을 갖는 것으로 나타났다. 두 번째 함수의 고유값은 1.727로 분산의 30.5%를 설명하는 것으로 나타났고 정준 상관은 .796으로 산출되었다. 두 함수에 대한 유의

표 4. 집단 평균의 동질성에 대한 검정 결과

	Wilks's λ	F	자유도1	자유도2	유의확률
기울기	0.204	50.669	2	26	.000***
잔차	0.351	24.057	2	26	.000***

주. *** $p < .001$

표 5. 판별함수의 유의도

함수	고유값	분산의 %	누적 %	정준 상관	유의확률
1	3.939	69.5	69.5	0.893	.000***
2	1.727	30.5	100	0.796	.000***

주. *** $p < .001$

표 6. 표준화된 정준판별함수의 계수 및 총 구조계수

	표준화된 판별함수 계수		총 구조계수	
	함수 1	함수 2	함수 1	함수 2
기울기	0.977	0.238	0.991*	0.137
잔차	-0.138	0.996	-0.237	0.972*

주. * 각 변수와 임의의 판별함수 간의 가장 큰 절대 상관행렬

성 검정 결과 Wilk's λ 값은 각각 .074와 .367, χ^2 값은 각각 66.31과 25.58이었으며, 이 값은 .001 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 두 함수 모두 집단 간 판별점수의 차이를 유의하게 반영하는 것으로 나타났다.

다음으로 표준화된 정준판별함수의 계수와 총 구조계수(total structure coefficient), 함수별 집단 중심점(group centroid) 분석을 통해 두 개의 판별 변수가 각 집단의 구분에 상대적으로 기여한 바를 밝히고자 하였다. 표준화된 정준판별함수의 계수 및 총구조계수는 표 6에 제시하였다. 분석 결과, 함수1의 경우 기울기의 판별력이 더 크게 나타났으며, 함수 2의 경우 잔차의 판별력이 더 큰 것으로 나타났다. 이는 판별함수와 변수들간의 상관관계를 나타내는 총 구조계수에서 다시 살펴볼 수 있다. 구조계수를 보았을 때 함수1에서는 기울기의 상관이 .991로 높게 나타났기 때문에 판별함수에 영향을 가장 크게 미치는 것으로 나타났으며, 함수2에서는 잔차의 상관이 .972로 높게 나타났기 때문에 판별함수에 영향을 가장 크게 미치는 것으로 나타났다.

잔차와 기울기의 상대적인 판별 기여도는 세 군집의 집단 중심값에서도 살펴볼 수 있다. 표 7은 각 판별함수에서 세 군집의 집단 중심을 보여주는 것으로 이에 근접한 값을 가질수록 해당 집단에 소속됨을 의미한다. 분석 결

표 7. 세 군집에 대한 함수의 집단 중심점(표준화하지 않은 상태)

군집	함수 1	함수 2
1	1.814	-0.05
2	-1.793	2.454
3	-2.027	-1.28

과 함수 1에서는 세 군집의 집단 중심점은 거의 비슷하게 나타나지만 함수 2에서는 군집 2의 집단 중심이 다른 군집의 집단 중심과 뚜렷한 차이를 보여주고 있다. 따라서 함수 2는 주로 잔차의 기준에 따라 각 군집을 판별하고 있다고 볼 수 있으며 특히 군집 2는 잔차가 가장 큰 대상들이 하나의 군집을 형성하고 있음을 알 수 있다.

마지막으로 앞서 도출한 판별함수에 의하여 실제로 얼마나 정확하게 군집을 판별할 수 있는지를 검토하였다. 결과는 표 8과 같다.

2군집과 3군집의 경우, 판별함수에 의해 예측된 집단과 군집 분석에 의한 실제 집단이 모두 일치하여 분류 정확률이 100%인 것으로 나타났으며, 1군집의 경우 군집 분석 결과로는 1군집에 속해 있는 사례 하나가 판별함수에 의해서는 3집단으로 예측되어 분류 정확률이 93.3%인 것으로 나타났다. 세 군집에 대한 전체적인 분류 정확률은 96.6%였다.

표 8. 실제 군집과 판별함수에 의한 예측 결과에 따른 분류 비교

군집	예측 소속 집단			전체
	1	2	3	
1	14 (93.3)	0 (0.0)	1 (6.7)	15 (100)
2	0 (0.0)	5 (100)	0 (0.0)	5 (100)
3	0 (0.0)	0 (0.0)	9 (100)	9 (100)

군집의 명명

이상의 분석 결과를 종합하여 세 군집에 명칭을 부여한 결과는 다음과 같다.

먼저 군집 1은 세 군집 중 기울기가 가장 크면서 그 값이 양의 값을 가지고 세 군집 중 두 번째로 큰 잔차를 보이고 있으므로 치료 동맹의 값이 회기 간에 어느 정도의 변동을 겪으면서 전반적으로 증가하는 추세를 보이는 사례들로 구성되어 있음을 알 수 있다. 실제로, 군집 1에 속한 15개 사례들의 회기별 치료 동맹 점수의 변화를 개별적으로 분석한 결과 이들 사례들은 전체 상담 과정 동안 몇 번

의 부침을 겪으면서도 전체적인 점수는 회기의 증가에 따라 상승하는 경향을 보였다. 따라서 군집 1은 ‘상승형’으로 명명하였다. 군집 1에 속한 사례들의 특성을 그래프로 표시하면 그림 2와 같다. 그림에서 실선은 1 군집에 속한 사례들의 기울기 평균으로 작성된 그래프이며 점선은 1군집에 포함된 사례들의 잔차 평균으로, 평균에 대해 ±1 표준 편차 만큼의 거리를 시각적으로 보여준다.

군집 2는 거의 ‘0’에 가까운 양적 기울기와 가장 큰 잔차를 보이는 집단으로 치료 동맹 값의 평균은 크게 변화가 없으나 측정의 어느 시점에서 크게 떨어지거나 크게 증가하는 값

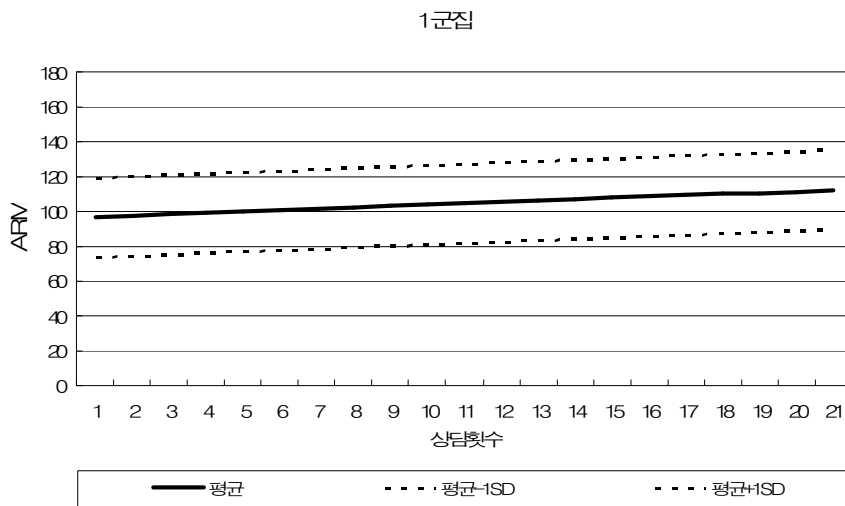


그림 2. 군집 1: 회기별 치료 동맹 점수의 기울기 및 잔차 평균

표 9. 군집 2에 속한 5사례의 위기 기준 분석 결과

ID	위기 time	회귀에 의한 예측값	residual	실제 관찰값	예측값 -관찰값	(예측값-관찰값) residual
2	1.5	101.750	7.904	90	11.750	1.487
16	-0.5	96.546	8.167	82	14.546	1.781
19	-1.5	82.462	7.801	69	13.462	1.726
22	4	110.077	9.429	86	24.077	2.554
26	1	98.352	8.074	82	16.352	2.025

을 가지기 때문에 잔차의 평균은 매우 크게 나타나는 특성을 갖는 집단으로 파악할 수 있다. 실제로, 군집 2에 속한 5개의 사례들의 회기별 치료 동맹 점수의 변화를 개별적으로 분석한 결과 5개의 사례 모두에서 상담 과정의 어느 한 시점에서 치료 동맹 점수가 급격하게 하락했다가 다시 회복된 것으로 나타나 이러한 급격한 하락 때문에 잔차의 평균이 매우 크게 나타났음을 확인할 수 있었다. 군집 2에 속한 5개의 사례 각각의 위기 발생 시점 및

회귀 방정식에 의한 예측값과 실제 관찰값 사이의 차이를 통계적으로 분석한 결과는 표 9와 같다.

위기(time)은 중심화한 회기 수를 의미하며, 이를 각 사례의 총 진행 사례수에 적용하면 ID 2는 총 6회기 중 5회기에, ID 16은 총 6회기 중 3회기에, ID 19는 총 16회기 중 7회기에, ID 22는 총 13회기 중 11회기에, ID 26은 총 9회기 중 6회기에 위기가 발생한 것으로 나타났다. 또한 해당 회기의 실제 동맹 점수

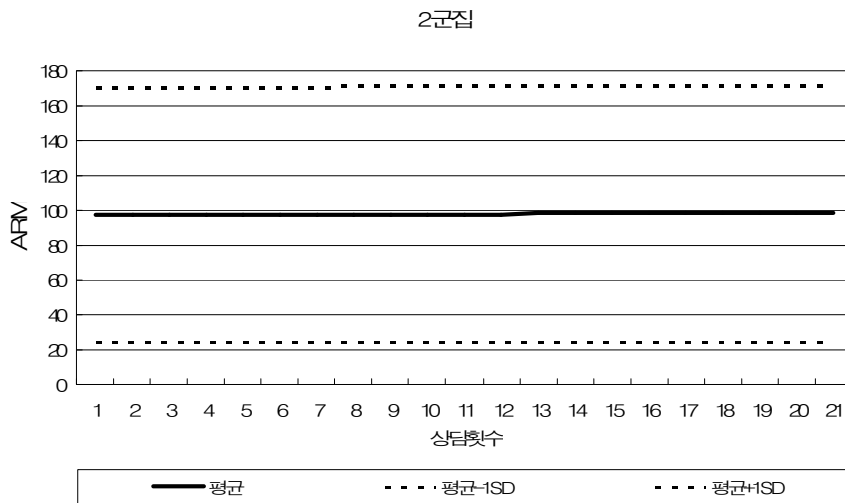


그림 3. 군집 2: 회기별 치료 동맹 점수의 기울기 및 잔차 평균

는 각 내담자의 회귀 방정식으로 예측한 예측 값에 비추어 볼 때 작게는 1.49배(ID 2)에서 많게는 2.55배(ID 22)까지 하락한 것으로 나타났다. 군집 2에 속한 사례들의 특성을 그래프로 표시하면 그림 3과 같다. 실선은 2군집에 속한 사례들의 기울기 평균으로 작성된 그래프이며 점선은 2군집에 포함된 사례들의 잔차 평균으로, 평균에 대해 ± 1 표준 편차 만큼의 거리를 시각적으로 보여준다. 군집 1에 비해 잔차 평균의 변동 폭이 매우 큰 것을 알 수 있다.

마지막으로 군집 3은 세 군집 중 유일하게 부적인 기울기를 나타내는 집단으로 잔차의 평균 역시 세 군집 중 가장 낮게 나타났다. 즉, 전체 상담 과정에서 치료 동맹의 점수가 큰 변화 없이 비슷하게 유지되지만 평균적으로 볼 때 회기의 증가에 따라 미묘한 하락 폭을 보이는 사례들로 구성되어 있음을 알 수

있다. 실제로 군집 3에 속한 9개의 개별 사례들의 회기별 치료 동맹 점수의 변화 추이를 그래프로 분석한 결과 다른 두 집단에 비해 회기 간 변동 폭이 크지 않으면서 몇 회기에 걸쳐 지속적인 하락 추세를 보이는 회기들이 포함된 사례들과, 변동폭이 하락했다가 다시 평균 수준으로 회복하는 모양을 몇 번 반복하지만 그 변동폭이 군집 2에 포함된 사례들만큼 크지는 않은 사례들이 포함되어 있음을 확인할 수 있었다. 따라서 군집 3의 경우 ‘정체형’으로 명명하였다. 군집 3에 속한 사례들의 특성을 그래프로 표시하면 그림 4와 같다. 마찬가지로 실선은 2군집에 속한 사례들의 기울기 평균으로 작성된 그래프이며 점선은 2군집에 포함된 사례들의 잔차 평균으로, 평균에 대해 ± 1 표준 편차 만큼의 거리를 시각적으로 보여준다. 따라서 3군집은 군집 1에 비해 부적인 기울기를, 군집 2에 비해 작은 편차를 가진 집단임을 확인할 수 있다.

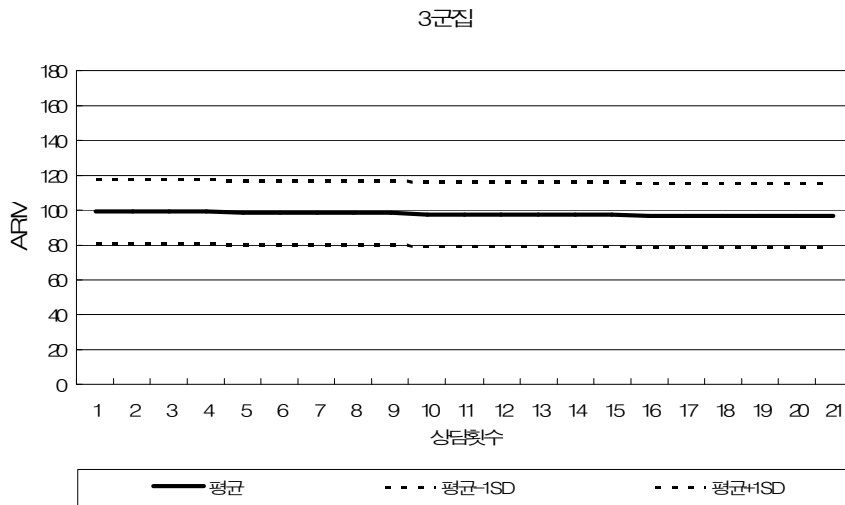


그림 4. 군집 3: 회기별 치료 동맹 점수의 기울기 및 잔차 평균

치료 동맹의 수준과 상담 성과

치료 동맹의 평균 수준과 상담 성과의 관계를 알아보기 위하여 상관 분석을 실시하였다. 치료 동맹의 평균 수준은 각 내담자들의 치료 관계질문지 평균 점수를 사용하였다. 상담 성과는 각 내담자가 작성한 두 개의 성과 질문지(대인관계질문지와 SCL-90-R)에 대해 사후 점수를 종속변수로, 사전 점수와 상담 회기를 독립변수로 하여 회귀 예측값을 산출한 후, 회귀 예측값과 실제 관찰 사후점수의 차이 즉, 잔차를 계산하여 이를 성과 점수로 사용하였다. 분석 결과 치료관계질문지의 평균 점수와 대인관계질문지 잔차 점수 간의 상관은 유의 확률 .05 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났으나($r=.40, n=26, p=.046$), 치료관계질문지의 평균 점수와 SCL-90-R 잔차 점수 간의 상관은 통계적으로 유의하지 않았다. 즉, 치료 동맹의 평균 점수와 상담 종결 후 내담자들의 대인 관계 문제의 개선 정도는 정적인 상관이 있는 것으로 나타났다.

치료 동맹의 발달 유형과 상담 성과

다음으로 서로 다른 치료 동맹의 발달 유형

을 보이는 군집들 간에 상담 성과의 차이가 있는지를 살펴보았다. 먼저, 각 내담자가 작성한 두 개의 성과 질문지(대인관계질문지와 SCL-90-R)에 대해 사후 점수를 종속변수로, 사전 점수와 상담 회기를 독립변수로 하여 회귀 예측값을 산출하였다. 다음으로 계산한 회귀 예측값과 실제 관찰 사후점수의 차이를 계산하였다. 군집을 독립 변수로, 산출된 회귀 예측값과 실제 관찰 사후점수의 차를 종속변수로 하고 각 내담자의 평균 치료 동맹 점수를 공변인으로 하여 공분산분석(ANCOVA)을 실시하였다. 분석 결과 군집 간 상담 성과의 차이는 발견되지 않았다. 즉, F 값은 유의수준 .05에서 유의하지 않았다. 군집별 성과 척도의 잔차에 대한 기술 통계량은 표 10과 같다.

논 의

이 연구에서는 먼저, 상담의 전 과정에 걸쳐 내담자가 지각한 치료 동맹의 발달 유형이 몇 가지로 구분되는지를 살펴보았다. 내담자가 지각한 치료 동맹의 발달 유형은 ‘상승형’, ‘위기 해결형’, ‘정체형’과 같은 세 가지 유형으로 구분되었다. ‘상승형’은 치료 동맹의 값

표 10. 군집 간 상담 성과 비교

	군집 1		군집 2		군집 3		F
사례 수 ^a	13		4		9		
잔차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	
IIP-C	0.119	0.965	-0.463	0.743	0.034	1.179	0.506
SCL-90-R	0.087	0.951	-0.185	0.822	-0.043	1.218	0.117

주. ^a 군집 분석에서의 사례 수와 차이가 나는 것은 사후 설문지를 완성하지 않은 3개의 사례를 제외했기 때문이다.

이 몇 번의 부침을 겪으면서도 전반적으로 증가하는 추세를 보이는 내담자들로 구성되었고, ‘위기 해결형’은 전체 상담 과정에 걸쳐 치료 동맹 값의 평균은 크게 변화가 없으나 어느 한 시점에서 급격히 하락했다가 다시 회복된 내담자들로 구성되었으며, ‘정체형’은 치료 동맹의 점수가 큰 변화 없이 비슷하게 유지되지만 회기가 진행될수록 미묘한 하락을 보이는 내담자들로 구성되었다. 이 연구의 ‘상승형’은 Kivlighan과 Shaughnessy(2000)의 연구에서 나타난 ‘선형적 동맹(linear alliance)’ 및 Stiles 등(2004)의 연구에서 나타난 ‘1군집’과 비슷한 특성을 가진 유형으로 볼 수 있다. 이들 군집에 속한 내담자들은 회기가 진행됨에 따라 치료 동맹 점수가 점차 높아지는 특성을 갖고 있으며 세 연구 모두에서 가장 많은 수의 내담자들이 포함된 것으로 나타났다. 다만, 이 연구와 후자의 연구에서는 회기 간 큰 변동의 폭을 보이며 증가하는 것으로 나타난 반면, 전자의 연구에서는 회기별 증감 없이 계속 증가하는 것으로 나타난 점이 다른데 이는 이들의 연구가 본 연구나 후자의 연구와는 달리 4회기의 짧은 상담 기간만을 대상으로 자료를 수집했기 때문인 것으로 보인다.

이 연구의 ‘위기 해결형’은 Kivlighan과 Shaughnessy(2000)의 연구에서 나타난 ‘2차 곡선형 동맹(quadratic alliance)’ 및 Stiles 등(2004)의 두 번째 연구에서 나타난 ‘V자 모양’의 발달 패턴을 보이는 내담자 집단과 비슷한 유형으로 상담의 어느 한 시점에서 급격한 하락 폭을 보였다가 회복되는 모습을 보인 내담자들로 구성되었다. 전자의 연구에 나타난 발달 패턴이 점진적 하락과 점진적 회복을 보이는 ‘U자 모양’에 가깝다면 후자의 연구에서 나타난 발달 패턴은 상담의 어느 시점에서, 내담

자별로 서로 다른 회기에 급격하게 하락했다가 곧바로 이전 혹은 이전보다 더 높은 수준으로 재빠른 회복을 보이는 ‘V자 모양’에 가까운 것이 특징인데, 이 연구에서 ‘위기 해결형’에는 변형된 ‘U자 모양’을 보이는 경우와(2회기에 걸친 점진적 하락 이후의 급격한 회복), 전형적인 ‘V자 모양’을 보이는 경우(1회기의 급격한 하락과 다음 회기에서의 급격한 회복)가 모두 포함되었다.

한편 위기가 발생하는 시기와 관련하여, 이 연구의 ‘위기 해결형’에는 모두 5명의 내담자가 포함되었는데, 위기가 나타난 시기는 내담자마다 다른 것으로 나타났다(13회기 중 11회기, 6회기 중 5회기, 9회기 중 6회기, 16회기 중 7회기, 6회기 중 3회기). 하지만 5사례 모두 회기 진행의 44%가 넘는 시점에서 위기가 나타났음을 고려하면 엄격한 기준에 따라 상담의 초기, 중기, 말기를 구분하는 것은 불가능하다 하더라도 모두 상담의 중기 이후에 위기가 나타난 것으로 해석할 수 있다. Stiles 등(2004)의 연구에서는 연구자들이 임의로 정한 위기 해결 기준을 만족시키는 18개의 위기 사건 중 2개를 제외한 16개가 1회에서 8회 사이의 상담 초반에 일어난 것으로 나타났는데 연구자들은 이러한 결과가 임의적인 위기 해결 기준을 적용했기 때문에 나타난 현상인지, 위기 해결 과정의 실질적인 특징인지는 분명하지 않다고 논의한 바 있다. 또한 상담 초반에 강력한 치료 동맹을 형성하는 것이 중요하다는 이론적 제안(Gelso와 Carter, 1994)을 검증하는 다수의 경험적 연구들(Eaton et al., 1988; Frieswyk et al., 1986; Horvath & Symonds, 1991; Piper et al., 1991)에 비추어 볼 때 초기에 강한 동맹을 형성하는 것이 중요하다는 점에 대해서는 어느 정도의 합의가 이루어지고 있는 것

같으나 위기의 시기에 대해서는 합의에 이를 만한 경험적 연구들이 부족하다. 더불어 동맹이 특히 상담 중기에 불안정하다는 가정을 지지한 사례 내 종단적 연구들(Horvath & Marx, 1990; Safran et al., 1990)도 있으므로 위기 발생의 시기를 밝히기 위해서는 동일한 종결 시점을 가진 다수의 장기 상담 사례들을 대상으로 한 집중적인 후속 연구들이 필요할 것으로 보인다.

이 연구의 ‘정체형’은 선행 연구의 결과들과 일치하지 않는 새로운 군집 유형으로 볼 수 있다. Kivlighan과 Shaughnessy(2000)의 연구에서 나타난 ‘안정적인 동맹(stable alliance)’ 및 Stiles 등(2004)의 연구에서 나타난 ‘2군집’과 비슷한 특성을 갖고 있지만 전체적인 기울기가 부적이기 때문에 잘 형성된 치료 동맹이 전체 회기에 걸쳐 비슷하게 유지됨을 의미하는 ‘안정적’이라는 용어를 쓰는 것은 적합하지 않다. 또한 치료 동맹의 점수가 점차 하락한다는 점에서는 후자의 연구에서 나타난 ‘3군집’과 유사한 것처럼 보이지만 선행 연구에서의 ‘3군집’이 회기 간 큰 폭의 진동을 보이면서 점차 저하되는 데 비해 이 연구에서는 회기 간 하락의 폭이 미미하기 때문에 기울기가 부적이라 하여 ‘하락형’으로 명명하는 것에도 무리가 따른다. 따라서 이 연구에서는 이들 군집에 속한 내담자들의 치료 동맹 발달 유형을 ‘정체형’으로 명명하였다.

치료 동맹의 발달 과정에서 위기 해결을 경험한 내담자들이 상담 성과가 더 좋을 것이라는 이론적 제안(Bordin, 1979; Gelso & Carter, 1985)과 선행 연구 결과들(Horvath & Marx, 1990; Kivlighan & Saughnessy, 2000; Stiles et al., 2004; Tracey, 1989)은 확인되지 않았다. 이 연구에서는 치료 동맹의 발달 유형을 ‘상승형’,

‘위기 해결형’, ‘정체형’과 같이 크게 3가지로 분류하고 이들 유형 간에 상담 성과의 차이가 있는지를 살펴보았으나 분석 결과 ‘위기 해결형’이 상담 성과가 더 좋다는 증거를 발견하지 못했다. 이러한 결과는 크게 세 가지로 논의할 수 있다.

먼저, 성과 분석에 포함된 적은 사례 수가 이러한 결과에 영향을 미쳤을 수 있다. 이 연구의 군집화에 포함된 사례 수는 총 29개였으나 그 중에서 종결 설문지의 누락으로 성과 분석에 포함된 사례 수는 총 26개로 줄었고 각 군집에 포함된 사례 수도 ‘상승형’ 15명, ‘위기 해결형’ 5명, ‘정체형’ 9명으로 차이가 있었다. ‘안정적인 동맹’, ‘선형적 동맹’, ‘2차 곡선형 동맹’과 같은 세 군집의 동맹 발달 유형을 구분하고 이 중 2차 곡선형의 동맹 발달 유형을 보인 내담자 집단이 다른 집단에 비해 상담 성과가 좋았다고 보고한 Kivlighan과 Shaughnessy(2000)의 연구에서도 군집 분석에 포함한 전체 사례 수는 38명으로 크게 많지 않았으나 각 유형별 사례수는 각각 16명, 12명, 13명으로 비슷했기 때문에 각 유형별 사례 수의 차이가 이러한 결과에 영향을 미쳤을 수 있다. 적은 사례 수 및 유형별 사례 수의 차이에서 오는 통계적 단점을 보완하기 위하여 단순한 집단 간 평균 비교법 대신 각 사례별로 회기 예측값과 실제 사후 점수의 차를 계산하여 성과 분석에 사용했음에도 불구하고 통계적 검증을 통해 유형간 성과 차이를 발견하는 데는 무리가 있었을 수 있다. Stiles 등(2004)은 그들의 첫 번째 연구에서 성과와 분명하게 관련된 군집이 발견되지 못한 데 대해 ‘위기 해결형’이 상담 성과가 더 좋다는 이론적 전제나 선행 연구 결과들이 잘못된 것이라기보다는 반복 검증에 대한 실패라고 보는 것

이 더 적당하다는 논의를 한 바 있다. 이 연구의 결과 역시 치료 동맹 관계에서의 위기 해결 경험이 상담 성과에 긍정적인 영향을 미친다는 이론적 전제 및 경험적 결과들의 반대 증거로 해석하기 보다는 검증 실패로 해석하는 것이 더 적절할 것이다.

둘째, Henry 등(1994)은 치료 동맹의 본질을 밝히려는 시도를 할 경우, 동맹과 관련되지 않은 세부적 요인들에도 동일한 주의를 기울일 필요가 있다고 지적하였다. 예를 들어, 내담자의 사회 인구학적 특성이나 교육 수준, 사회적 바람직성, 상담 전 증상의 수준, 심리적 스트레스 등이 그것이다. 그와 함께 동맹과 직접적인 관련이 있는 것으로 밝혀진 내담자의 상담 전 증상의 수준(Gaston et al., 1988)이나 심리적 스트레스(Eaton et al., 1988; Moras & Strupp, 1982), 상담 전 대상관계 수준(Piper et al., 1991), 대인관계 양식(Kiesler & Watkins, 1989), 방어성숙도(김정옥, 2003) 등도 중요하게 고려되어야 한다. 또한 친밀한 관계를 유지하는 능력(Stiles et al., 2004) 역시 치료 동맹의 형성 및 상담 성과에 영향을 미치는 주요 변인이 될 수 있다. 따라서 이 연구에서 내담자들의 이러한 개인적인 특성 변인들을 고려하지 못한 점이 연구 결과에 영향을 미쳤을 수 있다. 하지만 내담자의 대상관계가 상담 관계에 영향을 미칠 수는 있으나 그 영향력은 시간이 지남에 따라 감소하는 경향이 있고, 더 적극적으로는 상담자의 도전적 탐색에 의해 치료적 방식으로 분석됨으로써 동맹 형성에 유리하게 작용할 수 있다는 것과 동맹이 잘 형성된 사례의 경우 내담자 증상의 심각도 역시 동맹 강화를 통해 어느 정도 보강될 수 있다는 Horvath(2000)의 논의는 내담자들의 개인적 특성의 차이가 치료 동맹의 위기 해결

과정 자체에 큰 영향을 미치지 않을 수도 있음을 보여준다. 이는 집중적인 후속 연구를 통해 보다 분명하게 밝혀질 수 있을 것이다.

셋째, 성과 측정상의 어려움과 관련한 논의이다. 우선, 이 연구에서 사용한 두 개의 성과 설문지가 이 연구에 참여한 내담자들의 상담 성과를 측정하는 데 적절하지 않은 도구였을 수 있다. 특히 정신건강질문지(SCL-90-R)의 경우 내담자가 9개 차원의 '증상'에 대해 지난 일주일간의 상태를 응답하게 되어 있는데 이는 실제로 겹으로 드러나는 증상의 문제를 가진 내담자들의 상담 성과를 측정하는 데는 유용할 수 있으나 뚜렷한 증상은 없지만 만성적인 심리적 적응상의 불편을 겪고 있는 내담자들의 상담 성과를 측정하기에는 적절하지 않았을 수 있다. 다음으로 설문지가 적절했다고 하더라도 설문지에 반응하는 내담자의 태도가 상담 전과 상담 후에 달라졌을 가능성도 있을 수 있다. 이 연구에 포함된 내담자들은 모두 대학생들로 심리 내적인 어려움에는 개인차가 있겠지만 일상적인 기능에는 큰 문제가 없는 내담자들이었다. 따라서 상담 시작 전에는 자신이 큰 문제없이 잘 지내고 있다는 생각에서 큰 고민 없이 '좋다' 혹은 '괜찮다'는 응답을 했을 수 있다. 그러나 상담의 과정에서 자신이 잘 지내고 있는 부분도 있지만 미처 알지 못했던 부적응적인 모습도 있다는 것을 객관적으로 알게 되고 그 결과 종결 설문지에 일관되게 좋아졌다는 반응을 하지 못한 것일 수도 있다.

종합하면, 후속 연구에서는 연구 대상들의 특성에 맞는 성과 설문지를 선별하거나 설문지의 작성 과정에 영향을 미칠 수 있는 내담자들의 응답 경향성에 대한 예비 조사를 통해 그러한 영향을 통제하며, 설문지로 측정하기

는 어렵지만 내담자들이 분명한 변화라고 느끼는 상담 성과 측면들을 어떻게 연구에 반영할 것인지에 대한 고민들이 연구 설계 과정에서 함께 이루어져야 할 것이다. 이 연구에서도 치료 동맹의 평균 수준과 종결 시 대인 관계 문제의 개선 정도는 .40의 상관이 있는 것으로 나타났으나 정신건강질문지가 측정하는 신체적, 심리적 문제의 개선 정도와는 유의한 상관이 발견되지 않았다. 이는 동맹 점수가 종결 때의 대인 관계 기능과 .39의 상관이 있는 것으로 보고한 선행 연구와 동일한 결과이다(Marmer, Gaston et al., 1989). 김계현(2000) 역시 성과 측정 도구와 관련하여 상담의 이유나 목적이 복합적이고 애매했던 경우에는 특정 증상에 대한 척도를 사용하는 것이 적합하지 못할 수 있으나 문제나 증상이 분명하게 정의되고 그것에 해당되는 구체적인 척도가 있는 경우에는 증상 척도를 활용하는 것이 바람직하다는 제안을 한 바 있다. 또한 선행 연구 결과들에서 나타난 위기 해결 경험과 상담 성과의 관계를 인과적인 것으로 받아들이기 보다는 ‘어떤 이유에서든 상담 성과가 좋은 내담자들은 동맹에서의 위기를 더 잘 회복한다’와 같은 대안적 가설들을 설정할 수 있는 근거로 삼아 이러한 가설들을 집중적인 질적 연구들을 통해 밝혀 나가는 것도 중요할 것이다.

마지막으로 치료 동맹 및 상담 성과의 평정과 관련하여, 이 연구에서는 내담자와 상담자들은 동맹의 질과 강도를 서로 다르게 이해하고(Bachelor, 1995; Horvath & Marx, 1990), 동맹의 강도에 대한 내담자들의 판단은 상담자들의 판단보다 긍정적인 상담 성과를 더 잘 예측하며(Horvath & Bedi, 2002; Horvath & Symonds, 1991), 상담자들은 그들의 특정한 이론적 배경에 따라 동맹의 개념을 다르게 해석

할 여지가 큰 반면 내담자들의 이해는 보다 동질적이며 이는 상담자들의 이론적 배경에 대해서 상대적으로 독립적이라는 점(Horvath, 2000)을 근거로 내담자들의 시각만을 포함시켰으나 후속 연구에서는 내담자의 시각을 측정하더라도 설문지 뿐 아니라 질적인 자료도 포함시키는 등 상담 과정에서 일어나는 치료 동맹의 발달 과정을 보다 세밀하게 밝힐 수 있고, 임상적으로도 유의미한 부가적인 자료들을 얻는 것이 필요할 것이다.

참고문헌

- 김계현 (2000). 상담심리학 연구 -주제론과 방법론-. 서울: 학지사.
- 김재환, 김광일 (1984). 간이정신진단검사(SCL-90-R)의 한국판 표준화 연구 III. 정신건강연구, 2, 278-311.
- 김정옥 (2003). 방어 성숙도와 상담자 개입이 심리증상 및 작업동맹에 미치는 영향. 미간행 박사학위 논문. 서울대학교.
- 김정옥, 권석만, 정남운 (2000). 한국판 대인관계 문제 척도(K-IIP)의 개발: 요인구조 및 심리측정적 특성. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 12, 153-175.
- 김지은, 이장호 (1994). 초기상담에서 상담자와 내담자의 언어적 상보성과 작업동맹과의 관계. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 6, 99-118.
- 신희천 (2002). 내담자의 핵심적 갈등관계에 대한 해석과 작업동맹이 상담성장에 미치는 영향. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 14, 285-299.
- 신희천, 이장호 (1998). 내담자의 방어성에 따

- 른 상담 상호작용 형태와 작업동맹. 한국 심리학회지: 상담 및 심리치료, 10, 63-81.
- 이정화 (2000). 내담자의 애착유형과 작업동맹에 관한 연구. 미간행 석사학위논문. 연세대학교.
- 임규혁 (1997). 간이정신진단검사(SCL-90-R)의 심리측정학적 재조명: 확인적 요인분석을 중심으로. 교육심리연구, 11, 157-189.
- 정은미, 이소희 (2004). 상담회기평가에 영향을 미치는 내담자의 작업동맹특성 분석. 청소년복지연구, 6, 89-102.
- 채서일, 김선철, 최수호(2005). SPSS WIN을 이용한 통계분석. 서울: 비앤엠북스.
- 최평길 외(2000). 사례중심 다변량분석론. 서울: 나남출판.
- Alden, L. E., Wiggins, J. S., & Pincus, A. L. (1990). Construction of circumplex scales for inventory of interpersonal problems. *Journal of Personality Assessment*, 55, 521-536.
- Agnew, R. M., Harper, H., Shapiro, D. A., & Barkham, M. (1994). Resolving a challenge to the therapeutic relationship: A single-case study. *British Journal of Medical Psychology*, 67, 155-170.
- Agnew-Davis, R., Stiles, W. B., Hardy, G. E., Barkham, M., & Shapiro, D. A. (1998). Alliance structure assessed by the Agnew Relationship Measure (ARM). *British Journal of Clinical Psychology*, 37, 155-172.
- Bachelor, A. (1995). Clients' perception of the therapeutic alliance: a qualitative analysis. *Journal of Counseling Psychology*, 42, 323-337.
- Bordin, E. S. (1979). The generalizability of the psychoanalytic concept of the working alliance. *Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 3, 252-260.
- Eaton, T. T., Abels, N., & Gutfreund, M. J. (1988). Therapeutic alliance and outcome: Impact of treatment length and pretreatment symptomatology. *Psychotherapy*, 25, 536-542.
- Frieswyk, S. H., Allen, J. G., Colson, D. B., Coyne, L., Gabbard, G. O., Horowitz, L., & Newsom, G. (1986). Therapeutic alliance: Its place as a process and outcome variable in dynamic psychotherapy research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 54, 32-38.
- Gaston, L., Marmar, C. R., Thompson, L. W., & Gallagher, D. (1988). Relation of patient pretreatment characteristics to the therapeutic alliance in diverse psychotherapies. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56, 483-489.
- Gelso, C. J., & Carter, J. A. (1985). The relationship in counseling and psychotherapy: Components, consequences, and theoretical antecedents. *The Counseling Psychologist*, 13, 155-244.
- Gelso, C. J., & Carter, J. A. (1994). Components of the psychotherapy relationship: Their interaction and unfolding during treatment. *Journal of Counseling Psychology*, 41, 296-306.
- Greenson, R. R. (1967). *The technique and practice of psychoanalysis*. (Vol. 1). Madison, CT: International Universities Press. 이만홍, 현용호 공역(2001). 정통 정신분석의 기법과 실제 1. 서울: 하나의학사.
- Henry, W. P., Strupp, H. H., Schacht, T. E., & Gaston, L. (1994). Psychodynamic approaches. In A. E. Bergin & S. L. Garfield. (Eds.), *Handbook of Psychotherapy and Behavior Change* (4th ed., pp.467-508). New York: Wiley.

- 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*, 885-892.
- Horvath, A. O. (2000). The therapeutic relationship: from transference to alliance. *Journal of Clinical Psychology, 56*, 163-173.
- Horvath, A. O., & Greenberg, L. S. (1989). Development and validation of the Working Alliance Inventory. *Journal of Counseling Psychology, 36*, 223-233.
- Horvath, A. O., & Bedi, R. P. (2002). The alliance. In J. C. Norcross (Ed.), *Psychotherapy relationships that work: Therapist contributions and responsiveness to patients* (pp.37-69). New York: Oxford University Press.
- Horvath, A. O., & Greenberg, L. S. (Eds.). (1994). *The working alliance: Theory, research, and practice*. New York: Wiley.
- Horvath, A. O., & Marx, R. W. (1990). The development and decay of the working alliance during time-limited counselling. *Canadian Journal of Counselling, 24*, 240-259.
- 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.
- Kiesler, D. J., & Watkins, L. M. (1989). Interpersonal complementarity and the therapeutic alliance: A study of relationship in psychotherapy. *Psychotherapy, 26*, 183-194.
- Kivlighan, D. M., & Shaughnessy, P. (2000). Patterns of working alliance development: A typology of working alliance ratings. *Journal of Counseling Psychology, 47*, 362-371.
- Lambert, M. J., & Ogles, B. M. (2004). The efficacy and effectiveness of psychotherapy. In A. E. Bergin & S. L. Garfield (Eds.), *Handbook of Psychotherapy and Behavior Change* (5th ed., pp.139-193). New York: Wiley.
- Lambert, M. J., & Bergin, A. E. (1994). The effectiveness of psychotherapy. In A. E. Bergin & S. L. Garfield (Eds.), *Handbook of Psychotherapy and Behavior Change* (4th ed., pp. 143-189). New York: Wiley.
- Luborsky, L. (1976). Helping alliances in psychotherapy: The groundwork for a study of their relationship to its outcome. In J. L. Claghorn (Ed.), *Successful psychotherapy* (pp. 92-116). New York: Brunner/Mazel.
- Mann, J. (1973). *Time-limited psychotherapy*. Cambridge, MA: Harvard University Press. 박영숙, 이근후 공역(1993). 12회 면담 한시적 정신치료. 서울: 하나의학사.
- Marmar, C. R., Gaston, L., Gallagher, D., & Thompson, L. W. (1989). Alliance and outcome in late-life depression. *Journal of Nervous and Mental Disease, 177*, 464-472.
- 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.
- Moras, K., & Strupp, H. H. (1982). Pretherapy interpersonal relations, patients' alliance, and outcome in brief therapy. *Archives of General Psychology, 39*, 405-409.
- Orlinsky, D. E., Grawe, K., & Parks, B. K.

- (1994). Process and outcome in psychotherapy: Noch einmal. In A. E. Bergin & S. L. Garfield (Eds.), *Handbook of Psychotherapy and Behavior Change* (4th ed., pp.270-376). New York: Wiley.
- Piper, W. E., Azim, H. F., Joyce, A. S., McCallum, M., Nixon, G. W. H., & Segal, P. S. (1991). Quality of object relations vs. international functioning as predictors of therapeutic alliance and psychotherapy outcome. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 179, 432-438.
- Piper, W. E., Azim, H. F. A., McCallum, M., & Joyce, A. S. (1990). Patient suitability and outcome in short-term individual psychotherapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 58, 475-481.
- Safran, J. D., Crocker, P., McMain, S., & Murray, P. (1990). Therapeutic alliance rupture as therapy event for empirical investigation. *Psychotherapy*, 27, 154-165.
- Safran, J. D., & Muran, J. C. (2000a). *Negotiating the therapeutic alliance*. New York: The Guilford Press.
- Safran, J. D., & Muran, J. C. (2000b). Resolving therapeutic alliance ruptures: Diversity and integration. *Journal of Clinical Psychology*, 56, 233-243.
- Sterba, R. F. (1934). The fate of the ego in analytic therapy. *International Journal of Psychoanalysis*, 115, 117-126.
- Stiles, W. B., Agnew-Davis, R., Hardy, G. E., Barkham, M., & Shapiro, D. A. (1998). Relation of the alliance with psychotherapy outcome: findings in the Second Sheffield Psychotherapy Project. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 66, 791-802.
- Stiles, W. B., Agnew-Davis, R., Barkham, M., Culverwell, A., Goldfried, M. R., Halstead, J., Hardy, G. E., Raue, P. J., Rees, A., & Shapiro, D. A. (2002). Convergent validity of the Agnew Relationship Measure and the Working Alliance Inventory. *Psychological Assessment*, 14, 209-220.
- Stiles, W. B., Glick, M. J., Osatuke, K., Hardy, G. E., Shapiro, D. A., Agnew-Davis, R., Rees, A., & Barkham, M. (2004). Patterns of alliance development and the rupture-repair hypothesis: are productive relationships U-shaped or V-shaped?. *Journal of Counseling Psychology*, 51, 81-92.
- Stiles, W. B., Shapiro, D. A., & Elliott, R. (1986). "Are all psychotherapies equivalent?" *American Psychologist*, 41, 165-180.
- Tracey, T. J. (1989). Client and therapist session satisfaction over the course of psychotherapy. *Psychotherapy*, 26, 177-182.
- Wolfe, B. E., & Goldfried, M. R. (1988). Research on psychotherapy integration: Recommendations and conclusions from an NIMH workshop. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56, 448-451.
- Zetzel, E. (1956). Current concepts of transference. *International Journal of Psychoanalysis*, 37, 369-375.

원고접수일 : 2008. 10. 9

수정원고접수일 : 2008. 1. 6

게재결정일 : 2009. 2. 9

Developmental Patterns of Therapeutic Alliance and Counseling Outcomes

Jeong-Hwa Lee

Yonsei Counseling Center

Moon-Hee Yon

Sungsan Hyo Graduate School of Korea

The objective of this study is to identify the development pattern of the therapeutic alliance and to discover its relation with counseling outcomes. Through the application of cluster analysis, three developmental patterns were identified. The 'ascending pattern' is that the therapeutic alliance score increases overall although it shows some slight changes. In 'crisis resolution pattern', the therapeutic alliance score rapidly plunged at a certain point, then recovered. In 'stagnant pattern', therapeutic alliance score is maintained with little changes, but it displays slight decline as the number of sessions increases. After counseling, clients showed improvements in their interpersonal attitudes. However, different patterns of therapeutic alliance showed little difference in counseling outcomes. Implications and limitations of this study were discussed.

Key words : therapeutic alliance, developmental pattern, counseling outcomes