

## 내담자의 상담 기대와 실제 상담 성과와의 관계에서 치료동맹의 매개효과

유 성 경<sup>†</sup>

손 난 희

이화여자대학교 심리학과

본 연구는 내담자의 상담에 대한 기대와 실제 상담 성과와의 관계에서 치료적 동맹이 어떤 역할을 하는지 검증하였다. 이를 위해 자발적으로 연구에 참여한 내담자 284명을 대상으로 접수 면접 시에 초기심각도와 상담성가에 대한 기대, 3회기에 치료적 동맹, 종결회기에 상담 성과를 측정하였다. 상담기대와 상담성과의 관계에서 치료적 동맹이 매개하는 모형을 구조방정식모형분석을 사용하여 검증한 결과, 내담자의 상담에 대한 기대는 상담성가에 직접적인 영향을 주지 않고 상담 초기의 치료적 동맹을 통해서만 영향을 미치는 완전 매개 모형이 유의한 모형으로 선택되었다. 이러한 결과는 내담자의 상담에 대한 기대가 실제 상담 성과에 기여하기 위해서는 상담 초기 단계에 강한 치료동맹을 형성하는 것이 필수적임을 보여주어 상담관계의 중요성을 다시 한 번 확인해 주었다. 본 연구는 실제 국내 상담 중단 자료를 분석하여 내담자의 상담 직전, 과정, 종결의 전체 상담 과정 동안의 경험을 구조적으로 분석하였다는 점에서 주요한 의의를 지닌다. 연구 결과에 기초하여 상담실제 및 추후 연구에 대한 시사점을 논의하였다.

주요어 : 상담에 대한 기대, 동맹, 상담성과, 중단연구

<sup>†</sup> 교신저자 : 유성경, 이화여자대학교 심리학과, 서울시 서대문구 대현동 11-1,  
Tel : 02-3277-3911, E-mail : skyoo@ewha.ac.kr

최근 상담 성과 연구들은 상담은 효과가 있으며, 이러한 효과는 상담 이론접근들이 공통적으로 기반하고 있는 공통요인(common factors)들에 의해 좌우된다는 일관된 결론을 내리고 있다(Duncan, Miller, Wampold, & Hubble, 2010; Frank & Frank, 1991; Wampold, 2001). 공통요인은 크게 내담자 변인, 상담자 변인, 그리고 관계변인으로 분류되는데 이 치료요인들 가운데 상담성과에 가장 중요한 영향을 미치는 요인은 내담자 요인이다. Asay와 Lambert(1999)는 선행연구 결과들을 종합한 뒤, 상담성과의 40% 정도가 내담자 및 상담 외적 경험을 통해 설명될 수 있다고 하였다. 또한 Wampold(2001)는 상담성과연구들의 메타분석에서 상담 관련 변인(상담자 변인, 관계 변인, 기법, 위약효과)의 설명량은 13%에 불과하며, 그 외 변량은 내담자 혹은 상담 외적 변인에 의해 설명된다고 하였다.

내담자 변인이 상담 성과에 가장 중요한 영향을 미치는 변인임에도 불구하고 내담자 변인은 이제까지 상담 연구와 이론에서 가장 무시되고 있는 변인이다(Bohart & Tallman, 2010). 그러나 상담을 통한 변화의 주체가 내담자이며, 상담 성과를 구체적으로 확인할 수 있는 사람도 내담자라고 할 때, 상담 전후 그리고 상담과정에 서의 내담자 경험을 구조적으로 분석하는 것은 상담 실제 및 이론 발전에 큰 기여를 할 것이다.

상담성과에 영향을 주는 내담자 변인들 가운데 가장 주된 변인은 상담에 대한 긍정적인 기대와 변화에 대한 희망으로(Frank & Frank, 1991), 상담 이전 단계에서부터 상담 과정 및 성과에 영향을 미치는 요인으로 확인되고 있다(Joyce & Piper, 1998). 상담에 대한 내담자의 긍정적인 기대는 내담자로 하여금 상담을 통

한 변화가능성에 대한 희망을 촉진하는 변인으로, 상담자가 어떤 상담 이론 및 기법을 적용하느냐와 상관없이 대부분의 상담접근에서 성과에 영향을 미치는 주요한 공통요인이다(Orlinsky, Ronnestad & Willutzki, 2004).

Greenberg, Constantino와 Bruce(2006)는 상담에 대한 내담자 기대와 관련된 방대한 연구들을 정리하면서, 내담자의 기대를 크게 “성과에 대한 기대 (expectation of improvement)”와 “치료 과정에 대한 기대(expectation about the process of therapy)”로 분류하였다. 전자는 상담을 통해 자신이 좋아질 것이라는 예후기대(prognostic expectation)인 반면, 후자는 상담자/내담자 역할, 상담의 길이 등 상담 구조와 관련된 기대라고 할 수 있다. 이러한 내담자의 기대에 대한 분류는 일찍이 Goldstein (1962)도 제안한 바 있다(금명자, 이장호, 1990). 이들 중 특히 상담성과에 대한 기대, 즉 상담이 효과가 있을 것이라는 기대는 상담과정 및 성과와 가장 관련이 높을 것으로 예상되어 선행 연구에서 주요하게 취급된 변인이다. 내담자들이 상담이 효과가 있을 것이라고 기대하는 경우 상담에 대해 더 긍정적인 태도를 갖게 되고, 상담과정에도 인내심을 가지고 적극적으로 참여함으로써(Abouguendia, Joyce, Piper & Ogrodniczuk, 2004) 궁극적으로 긍정적인 상담 성과를 얻을 것이라고 예상할 수 있다.

그러나 내담자의 상담성과에 대한 기대와 실제 상담성과를 검증한 선행 연구들에서는 일관된 결과가 나타나지 않았다. 24편의 연구들을 개관한 Arnkoff, Glass, 그리고 Shapiro (2002)는 12개 연구에서 긍정적 관계를, 7개 연구에서 혼재된 결과를, 그리고 나머지 7개 연구에서는 유의미한 관계가 나타나지 않았다고 보고하였다. 또한 Noble, Douglas와 Newman

(2001)은 내담자의 상담기대와 상담성과와 관련된 연구들을 시대적으로 분류한 결과, 초기 연구들에서는 지나치게 높거나 낮은 수준의 상담기대는 낮은 상담성과를, 중간수준의 기대는 긍정적인 성과를 예측하는 것으로 나타났다. 그러나 이후 연구들에서는 비일관적인 결과를 보인다고 보고하였다. 이와같이 내담자의 상담에 대한 기대와 상담성과 간에 비일관적인 결과가 나타나는 이유는 첫째, 상담에 대한 기대의 정의와 측정이 연구마다 다르기 때문이며(금명자, 이장호, 1990),

둘째 이 두 변인 간 관계를 매개하는 다른 변인이 있을 가능성 때문이라고 볼 수 있다. 이에 Joyce와 Piper(1998)는 내담자의 상담에 대한 기대와 최종 상담성과간의 관계를 보다 체계적으로 분석할 필요가 있다고 제안한 바 있다.

최근 연구들은 상담에 대한 기대와 실제 상담 성과 간의 직접적인 관계검증뿐 아니라, 이 두 변수 사이를 매개할 것으로 예상되는 상담 과정 변인에 관심을 보이고 있는데, 그 중 가장 주목을 받는 변인은 치료적 동맹이다(Greenberg, 등 2006). 동맹이 내담자의 상담에 대한 기대와 최종 상담성과와의 관계를 매개할 것이라고 가정하는 근거는 기대와 동맹 간의 정적인 관계를 보고한 연구들(Constantino, Arnow, Blasey & Agras, 2005; Dearing, Barrick, Dermen, & Walitzer, 2005; Patterson, Uhlin, & Anderson, 2008)과 동맹과 최종 상담성과 간의 정적인 관계를 보고한 연구들(Horvath & Symonds, 1991; Martin, Garske, & Davis, 2000)에 근거하고 있다.

먼저 치료적 동맹과 상담성과와의 관계를 살펴보면, 동맹은 “상담 과정에서 내담자와 상담자 협력 관계의 질과 강도”를 나타내는 것

으로(Horvath & Bedi, 2002, p.41) 상담과정의 핵심이며 변화의 필수요건으로 알려져 있다(Horvath & Luborsky, 1993; Horvath & Symonds, 1991). 동맹의 질은 긍정적인 성과를 예언하는데 있어서 상담 유형보다 훨씬 더 중요한 요인이라는 주장(Safran & Muran, 2000)과 동맹이 “상담의 가장 핵심적인 통합변수(quintessential integrative variable)”라는 주장(Wolfe & Goldfried, 1988, p.449, 이정화, 연문희, 2009에서 재인용)은 동맹이 긍정적인 상담성과를 예측하는 핵심적 변인임을 강하게 시사한다. 실제 경험연구를 통해 치료적 동맹과 상담성과 간의 이러한 정적인 관련성을 확인한 Horvath와 Symonds(1991)는 15년간 이루어진 동맹 연구들을 메타 분석한 결과, 각 연구에서 사용한 동맹의 개념적 차이 및 측정 방법의 차이에도 불구하고 동맹은 상담성과를 일관되게 예측하는 강력한 변인임을 밝혔다. 또한, Martin, Garske와 Davis(2000)도 동맹과 상담성과에 대한 79개 연구들을 메타 분석하여, 측정도구, 측정시기, 측정자와 상관없이 치료적 동맹은 상담성과를 유의하게 예측하는 변인임을 재차 확인하였다. 국내 연구에서도 동맹은 상담 성과를 유의하게 예측하는 변인으로, 동맹이 높을수록 내담자의 저항은 감소하고(조성호, 이장호, 1997), 긍정적인 전이가 나타나고(신희천, 2002), 대인관계 문제의 개선을 보였고(이정화, 연문희, 2009), 동맹 수준에 따라 개입의 효과가 다르게 나타난다고 보고하였다(오충광, 2009; 신희천, 2002).

다음으로 내담자의 상담에 대한 기대와 동맹과의 관계를 이론적으로 살펴보면, 내담자가 상담에 대해 높은 기대를 할 때, 상담과정에 더 관여(engagement)하게 되고, 변화를 위해 지속적으로 노력(persistence)하게 됨으로써 동

맹을 높일 것이라고 예상할 수 있다(Dearing, Barrick, Dermen, & Walitzer, 2005). 이러한 내담자의 상담에 대한 기대와 동맹 간의 관계는 다음 연구들에 의해 경험적으로 검증된 바 있다. Patterson, Uhlin과 Anderson(2008)은 상담 전에 측정된 내담자의 상담에 대한 기대와 3회기 직후 측정된 동맹 간의 관계를 분석한 결과 상담 과정에서의 역할에 대한 내담자의 높은 기대는 치료적 동맹의 3차원(정서적 연대감, 목표협력, 과업협력) 모두에 유의하게 기여한다고 보고하였다. 또한 Connolly Gibbons, Cris-Christoph, de la Cruz, Barber, Siqueland, 그리고 Gladis(2003)은 상담초기에 내담자의 상담에 대한 기대를 측정하고 2회기, 12회기 동맹과의 관계를 분석한 결과 초기 동맹과 상담에 대한 기대가 유의미한 관련성을 나타낸다고 보고하였다. 비슷하게 Constantino, Arnow, Blasey와 Agras(2005)도 내담자의 상담에 대한 기대와 초기, 중기 동맹 간에 유의한 정적 관계가 있음을 지지하였으며, Al-Darmaki와 Kivlighan(1993)도 내담자와 상담자의 상담에 대한 기대가 내담자, 상담자 각각의 치료적 동맹과 유의한 관련성을 보일 뿐 아니라, 내담자와 상담자의 상담에 대한 기대가 일치할수록 치료적 동맹의 모든 차원도 긍정적임을 보고하였다. 국내에서는 일찍이 금명자와 이장호(1990)가 상담자에 대한 내담자의 기대와 관련된 선행연구들을 개관하면서 내담자의 상담에 대한 기대가 내담자의 조력추구행동, 상담과정, 상담성파에 미치는 영향에 대한 체계적인 연구가 필요하다고 제안한 바 있으나, 이러한 관계를 경험적으로 분석한 연구는 거의 찾아보기 어렵다.

이상의 선행연구에 따라 내담자의 상담에 대한 기대, 동맹, 그리고 상담성파와의 관계를

요약해 보면, 기대와 상담성파와의 관계는 일정치 않은 관계패턴을 보이는 반면, 상담자 기대와 동맹, 그리고 동맹과 상담성파는 각각 일관되게 정적인 관계를 나타내고 있다. 이러한 세 변인간의 관계는 내담자의 상담에 대한 기대와 상담성파와의 관계를 동맹이 매개할 것이라는 가정을 이론적으로 뒷받침한다. 뿐만 아니라, 최근 선행 연구들에서는 내담자의 상담에 대한 기대가 성과에 미치는 영향을 동맹이 매개한다는 가설을 직접적으로 검증해 나가는 추세이다. Joyce, Ogrodniczuk, Piper와 McCallum(2003)은 63명의 정신과 진료를 받는 내담자들을 대상으로 위계적 회귀분석을 실시하여 내담자의 상담에 대한 기대가 상담성파를 유의하게 예측하는지를 분석하였다. 그 결과 상담에 대한 기대는 동맹과 상담성파 모두와 유의한 관계가 있는 것으로 나타났고, 상담성파에서 동맹의 영향력을 통제한 후에도 상담에 대한 기대가 상담성파에 미치는 영향력은 작지만 유의미하게 나타났다. Joyce, 등(2003)은 논의에서 기대가 상담성파를 예측하는 유용한 변인이지만, 상담성파에 보다 강력한 영향을 미치는 것으로 보이는 동맹을 통해서 상담성파에 영향을 미치는 것으로 세 변인간의 방향성을 제안한 바 있다.

보다 직접적으로 치료적 동맹의 매개 효과를 검증한 연구로는 Meyer, Pilkonis, Krupnick, Egan, Simmens와 Sotsky(2002)와 Abouguendia, Joyce, Piper와 Ogrodniczuk(2004)의 연구를 들 수 있다. 이들은 각각 개인상담 및 집단상담 셋팅에서 치료적 동맹이 상담에 대한 기대와 상담성파 사이에서 매개 역할을 할 것이라는 가설을 Baron과 Kenny(1986) 절차에 따라 검증하였다. 그 결과, 내담자의 상담에 대한 기대가 상담성파에 미치는 영향에서 동맹이 부

분배개역할을 한다는 즉, 내담자의 상담에 대한 기대는 부분적으로 치료동맹을 통해서 상담성과에 유의한 영향을 미친다고 보고하였다. 그러나 이 연구들은 특정 문제를 지닌 내담자들을 대상으로 하였거나(Meyer 등, 2002) 참여 상담자 수가 매우 적어(Abouguendia, 등, 2004) 연구결과를 일반화하는데 어려움이 있다.

따라서 본 연구는 선행연구들의 이론적, 경험적 제언에 따라 “상담성과에 대한 기대가 상담성과에 미치는 영향을 치료적 동맹이 매개할 것이다”는 연구가설을 설정하고, 이를 현장 상담성과 종단자료를 사용하여 검증하였다. 매개효과는 독립변수가 종속변수에 왜(Why) 혹은 어떻게(How) 영향을 주는지를 설명하므로(Baron & Kenny, 1986; Frazier, Tix, & Barron, 2004), 이 연구의 결과는 주요한 치료적 공통요인으로 주목받는 내담자의 상담에 대한 기대가 왜 상담성과를 높이는지를 치료적 동맹이라는 변수를 사용하여 검증함으로써 치료요인 및 상담성과에 대한 이해를 높일 수 있을 것이라고 기대한다.

## 방 법

### 참여자

18세 이상 성인 내담자 284명(여자 215, 남자 63, 무응답 6)과 상담자 44명(여자 39, 남자 5)이 연구에 자발적으로 참여하였다. 내담자들의 평균나이는 26.67(SD = 8.22, 범위 = 18-53)세이고, 학력은 고졸 5.8%, 대학생 58.5%, 대학원 17.6%, 대학원졸업이 15.1% 이었다. 내담자들의 호소문제는 학업/일 문제

5.3%, 가족문제 15.5%, 대인관계문제 17.3%, 성/연애문제, 섭식문제 0.4%, 인터넷/음주문제 0.7%, 진로 8.8%, 그리고 복수응답이 45.8%였다. 유료로 상담을 받는 내담자는 68%였으며, 이전 상담경험이 있는 내담자는 1명뿐이었다. 이들의 평균상담회기는 14.87회기(SD = 9.80, 범위 = 2-60)였다. 상담자들은 상담심리학회 또는 상담학회의 상담사 자격증이 있는 상담자가 95%이고, 대학상담기관의 훈련생이 5%였다. 상담자들의 평균경력은 8.90년 (SD = 6.49, 범위 = 2-30)이며, 평균나이는 38.73 세 (SD = 8.27, 범위 = 26-57)였다. 학력은 대학원 재학 중 5%, 석사졸업 61%, 박사졸업이 34% 이었고, 선호이론은 정신역동 20%, 인본주의 7%, 인지-행동 5%, 계슈탈트 2%, 통합적 접근이 66%였다.

### 도구

#### 상담 성과 도구

상담성과를 측정하기 위하여 Outcome Questionnaire-30(OQ-30: Vermeersch, Lambert, Burlingame, 2000)을 사용하였다. OQ-30은 상담 성과도구로 가장 널리 사용되는 도구 중 하나인 OQ-45의 신뢰도와 타당도 그리고 내담자의 변화에 대한 민감도를 그대로 유지하면서도 응답시간을 줄이기 위해 고안된 자기보고식 성과도구이다(Ellsworth, Lambert, Johnson, 2006; Hatfield & Ogles, 2004). OQ-30 은 내담자가 최근 2주 이내에 다음 3영역에서 경험하였던 증상의 수준을 측정한다: (a) 주관적 불편감(예. “두렵다”); (b) 대인관계(예. “다른 사람들과의 관계에 만족한다”); 그리고 (c) 사회적 역할수행(예. “예전만큼 일이나 공부를 잘 하지 못한다”). 각 문항은 5점 리커트 척도(0

= 전혀 그렇지 않다, 4 = 거의 항상 그렇다) 상에 반응하도록 되어 있고, 총점 범위는 0-120점 사이이다. 점수가 높을수록 내담자의 고통과 병리가 더 높음을 반영한다. 영어로 개발된 30문항을 상담전공 교수 1인과 박사 1인이 함께 번역하고 이를 다시 영어와 한국어를 이중언어로 사용하는 심리치료전공 교수 1인이 영어로 다시 번안하였다. 번안된 문항이 원래의 영어문항과 얼마나 같은지를 교육학 박사과정에 있는 이중언어 사용자가 4점 리커트 척도(0 = 완전히 다르다, 4 = 거의 똑같다) 상에 평정하고, 4점 미만의 평정을 할 경우, 두 문항이 어떤 점에서 다른지에 대해 검토하였다. 모든 문항이 최종 4점의 평정이 나올 때까지 수정작업을 하였다. 그리고 나서 상담전공 교수 2인, 박사과정 2인, 석사과정 2인에게 최종 문항에 대한 난이도, 길이, 문화적 적합성 등에 대해 평가한 결과, 더 이상 수정해야 할 문항은 없었다. 연구 참여자 284명을 대상으로 실시한 도구의 내적 합치도는 점수면접의 OQ-30(pre-OQ)이 .94였고, 주관적 불편감 .93, 대인관계 .54, 사회적 역할수행 .76이었다. 종결시 OQ-30(post-OQ)는 전체문항이 .95로 주관적 불편감 .94, 대인관계 .60, 사회적 역할수행이 .76이었다. OQ-30은 Symptom Checklist 90, Beck Depression Inventory, Inventory of Interpersonal Problems, 그리고 Social Adjustment Scale 등과의 상관패턴을 통해 동시타당도가 지지된 바 있다(Lambert, Hatfield, Vermeersch, Burlingame, Reisinger, & Brown, 2001). 본 연구에서는 Bagozzi와 Edward(1998)의 제언에 따라, 잠재변수 pre-OQ와 post-OQ 각각의 3 측정변수로 각 OQ-30의 3 하위요인별로 묶은 점수를 사용하였다.

### 치료 동맹 도구

Bordin(1979)이 제안한 치료 동맹 개념을 측정하기 위해 개발된 WAI(Horvath & Greenberg, 1989)의 축약형인 Working Alliance Inventory-Short Form(WAI-S; Tracey & Kokotovic, 1989)을 사용하였다. WAI와 마찬가지로 12문항의 WAI-S는 치료적 관계의 다음 3가지 측면을 측정한다: (a) 유대(예. “상담자가 나를 도울 능력이 있다고 확신한다”); (b) 과제에 대한 동의(예. “내 문제를 개선하는데 도움이 될, 상담에서 내가 해야 할 일들에 대해 상담자와 나는 의견이 같다”); 그리고 (c) 목표에 대한 동의(예. “상담자와 나는 서로 합의한 목표를 향해 노력하고 있다”). 각 문항은 7점 리커트 척도(1 = 전혀 그렇지 않다, 7 = 항상 그렇다) 상에 응답하도록 되어 있으며, 점수범위는 12-84점이고, 점수가 높을수록 더 강한 동맹을 반영한다. 이 연구의 참여자 284명을 대상으로 한 도구의 내적 합치도는 전체문항이 .93이고 하위 요인별로는 유대가 .77, 과제에 대한 동의 .90, 그리고 목표에 대한 동의가 .89였다. Bussari와 Tyler(2003)는 WAI와 WAI-S의 총점과 하위요인점수들을 비교하여 높은 일치도를 보고하였으며, Horvath와 Symonds(1991)는 다른 관계 및 성과도구들과의 관계를 검토함으로써 동시 타당도를 확보하였다. 본 연구에서는 WAI-S의 3하위요인별 점수를 동맹 잠재변수의 3 측정변수로 사용하였다.

### 상담 성과에 대한 기대도구

Fisher, Jome, 그리고 Atkinson(1998)의 정의에 기초하여 Kim, Ng, 그리고 Ahn(2005)의 연구에서 사용한 Expectation for Counseling Success(ECS)를 사용하였다(예. “상담이 유익하다고 믿는다”). 5 문항으로 구성된 ECS는 4점 리커트 척

도상(1 = 전혀 그렇지 않다, 4 = 매우 그렇다)에 응답하도록 되어 있으며, 점수범위는 0점에서 20점 사이이다. 점수가 높을수록 상담 성과에 대한 내담자의 높은 기대를 반영한다. Kim 등(2005)에서 보고한 내적합치도는 .84였으며, 이 연구에서 참여자 284명을 대상으로 한 내적합치도는 .82였다. 이 연구에서는 ECS 5문항의 각 값을 기대 잠재변수의 5 측정변수로 사용하였다.

절차

2007년 9월부터 2010년 3월 사이에, 현장에 서 상담을 하는 연구 참여 상담자들과 이들에게 상담을 받기 위해 찾아온 내담자들에게 절차를 알려주고 참여 동의서를 받았다. 상담자와 내담자들 모두에게 연구목적은 알리지 않았으며, 연구에 참여하는 대가를 제공하였다. 연구기간 동안 참여 상담자를 찾아왔으나 연구에 참여하지 않은 내담자는 전체의 11.29%였으며, 연구에 참여하지 않은 이유는 상담자들이 이 내담자들을 위기이거나 조기종결 가능성이 높다고 판단하였기 때문이다. 내담자들은 접수면접을 하기 전에 인구통계학적 질문과 OQ-30, ECS로 구성된 설문지를 작성하였으며, 3회기 후에는 WAIS를, 그리고 종결회기에는 OQ-30을 다시 작성하였다. 치료동맹은

치료초기 즉, 3-5회기에 주로 형성되며 이때의 동맹이 성과와 가장 관련이 높다는 주장과 (Horvath, 2000), 많은 선행연구들(e.g., Patterson, 등, 2008)을 참고하여 3회기 후에 WAI를 실시하였다. 연구시작과 더불어 참여내담자들에게 모두 코드 번호를 부여하고 이 번호로만 자료를 처리하였다. 총 350명의 자료 중 종결시 OQ-30(post-OQ)을 작성하지 않은 66명(18.86%)의 자료를 제외한 최종 284명의 자료가 분석에 포함되었다.

모형설정

내담자들의 상담전 증상 심각도를 나타내는 pre-OQ를 통제변수로 사용하고, 기대와 성과(post-OQ) 사이를 동맹이 매개하는 모형을 설정하였다. 그림 1에 제시한 바와 같이 부분매개효과를 나타내는 원모형과, 기대에서 post-OQ로 가는 경로 “a”를 0으로 고정된 대안모형을 비교하였다.

결 과

기술적 통계

분석에 포함된 14개 측정변수들의 결측치

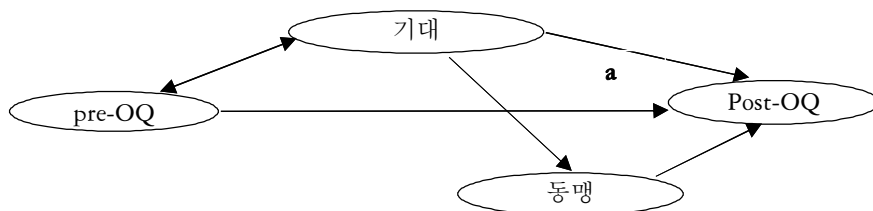


그림 1. 동맹의 매개효과모형.

주. 경로 ‘a’는 완전매개모형 검증시 삭제.

비율은 0~5.3%였다. 매개모형을 검증하기 위해 사용한 AMOS 5.0에서 결측 자료를 효과적으로 다루는 full information maximum likelihood (FIML) 절차를 사용하였다(Schlomer, Bauman, & Card, 2010). 그리고 매개효과의 유의도 검증을 위한 부트스트래핑(bootstrapping) 절차에서는, SPSS 15.0에서 Expectation-maximization(EM) 방법을 사용하여 결측치를 해결한 자료를 사용하였다. EM자료와 결측치가 있는 원자료간의 상관은 모든 측정변수에서 1.00이었으며, 평균과 표준편차도 동일하게 나타났다. 14개 측정변수들의 평균, 표준편차, 그리고 상관을 표 1에

제시하였다. pre-OQ와 동맹의 측정변수 간 상관을 제외한 대부분의 측정변수들 간의 상관이 유의미하였다. 모든 측정변수들의 우도와 첨도가 각각 2와 7을 넘지 않았으므로 최대우도절차를 사용하기 위한 정상성 가정에 위배되지 않는 것으로 파악되었다(West, Finch, & Curran, 1995).

측정 모형 검증

구조모형을 검증하기 전에 확인적 요인분석을 사용한 측정모형을 검증하였다(Anderson

표 1. 각 측정변수 간 상관계수, 평균 및 표준편차

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
Pre-OQ														
1. 대인관계		.72***	.64***	.02	-.13*	-.17**	-.27***	-.20**	-.14*	-.08	-.11	.42***	.50***	.36***
2. 주관적 불편감			.82***	.04	-.18**	-.17**	-.31***	-.27***	-.19**	-.13*	-.19**	.53***	.43***	.44***
3. 사회적 역할 기대				.06	-.15*	-.11	-.22***	-.22***	-.12*	-.05	-.11	.40***	.35***	.43***
4. 문항 1					.49***	.49***	.34***	.30***	.15*	.16**	.10	-.01	-.02	-.03
5. 문항 2						.74***	.51***	.43***	.23***	.30***	.30***	-.21**	-.16**	-.19**
6. 문항 3							.51***	.41***	.27***	.34***	.36***	-.23***	-.19**	-.22***
7. 문항 4								.57***	.37***	.29***	.31***	-.28***	-.24***	-.27***
8. 문항 5									.31***	.19**	.20**	-.28***	-.26***	-.27***
동맹														
9. 목표										.71***	.68***	-.31***	-.31***	-.28***
10. 과제											.82***	-.28***	-.27***	-.25***
11. 유대												-.32***	-.26***	-.28***
Post-OQ														
12. 주관적 불편감													.83***	.85***
13. 대인관계														.73***
14. 사회적 역할														
M	16.79	57.40	15.35	3.78	3.55	3.48	3.59	3.53	22.58	22.38	21.87	39.32	12.40	11.26
SD	4.27	14.78	3.88	.42	.55	.62	.59	.59	3.74	4.05	4.15	13.83	3.94	3.62

주. N=284. \*p < .05. \*\*p < .01. \*\*\*p < .001.



& Gerbing, 1988). 모형의 적합도는 comparative approximation(RMSEA), 그리고 Standardized root-fit Index(CFI), root-mean square error of mean-square residual(SRMR)을 사용하였다. CFI는

표 2. 측정모형의 요인계수

	B	SE	Z	B
Pre-OQ				
1. 대인관계	1.00			0.75
2. 주관적불편감	4.46	0.27	16.54***	0.96
3. 사회적 역할	1.04	0.07	15.52***	0.85
기대				
4. 문항 1	1.00			0.56
5. 문항 2	2.01	0.22	9.37***	0.85
6. 문항 3	2.26	0.24	9.40***	0.85
7. 문항 4	1.63	0.20	8.06***	0.64
8. 문항 5	1.38	0.19	7.26***	0.55
동맹				
9. 목표	1.00			0.77
10. 과제	1.29	0.08	16.20***	0.92
11. 유대	1.28	0.08	15.92***	0.89
Post-OQ				
12. 주관적불편감	1.00			0.98
13. 대인관계	0.24	0.01	23.11***	0.88
14. 사회적 역할	0.24	0.01	24.74***	0.84

주. N = 284. \*\*\*p < .001.

표 3. 측정모형의 잠재변수들간 상관

잠재변수	1	2	3	4
1. Pre-OQ	—	-.23**	-.17*	.52***
2. 기대		—	.42***	-.30***
3. 동맹			—	-.36***
4. Post-OQ				—

주. N=284. \*p < .05. \*\*p < .01. \*\*\*p < .001.

.95이상, SRMR은 .06이하, 그리고 RMSEA는 .06 이하이면 좋은 모형 적합도를 나타내는 것으로 본다(Hu & Bentler, 1999). 분석결과, 측정모형은  $\chi^2(68, N = 284) = 144.67, p < .001, CFI = 1.00, RMSEA = .06(95\% \text{ confidence interval}[CI]: .05, .08), SRMR = .07$ 로 좋은 적합도를 나타내어 모형이 수용되었다.

측정 모형의 요인계수와 잠재변수들 간의 상관관계를 표 2와 표 3에 제시하였다. 같은 척도가 다른 시기에 사용되었기 때문에 OQ-30에 대한 측정모형의 동일성을 검증한 결과, 측정모형의 동일성이 지지되었다( $\chi^2(73, N = 284) = 151.59, p < .001, CFI = 1.00, RMSEA = .062, TLI = .99$ ). 따라서 pre와 post-OQ의 요인계수를 같게 고정하였다. 측정변수들의 요인계수가 모두 통계적으로 유의미하였고( $p < .001$ ), 잠재변수들 간의 상관도  $a = .01$ 수준에서 유의미하였다. 따라서 post-OQ, 기대, 동맹, 그리고 통제변수인 pre-OQ의 잠재변수들은 각 측정변수들에 의해 잘 측정되었다고 볼 수 있다.

매개효과 검증을 위한 구조모형

그림 1의 동맹이 기대와 성과 사이를 부분 매개하는 모형을 검증한 결과, 원모형은 매우 좋은 적합도를 나타내었다( $\chi^2(71, N = 284)$

$= 149.59, p < .001, CFI = 1.00, RMSEA = .06(95\% \text{ confidence interval}[CI]:.05, .08), SRMR = .07$ ). 그러나 그림 1에서 상담 성과에 대한 기대에서 post-OQ로 가는 경로 “a”의 계수는 통계적으로 유의미하지 않았다. 한편, 경로 “a”를 0으로 고정한 대안모형인 완전매개모형 역시 매우 좋은 적합도를 나타내었다( $\chi^2(72, N = 284) = 151.59, p < .001, CFI = 1.00, RMSEA = .06(95\% \text{ confidence interval}[CI]:.05, .08), SRMR = .07$ ). 원모형과 경로 ‘a’를 삭제한 대안모형을 비교하기 위한 카이제곱 차이 검증결과,  $\Delta\chi^2(1, N = 284) = 2.00, p > .05$ 로 두 모형의 차이는 통계적으로 유의미하지 않았으므로 대안모형인 경로 ‘a’를 삭제한 완전매개모형을 수용하였다. 즉, 상담에 대한 기대에서 post-OQ로 가는 직접경로는 모형에 유의미한 공헌을 하지 못함을 의미한다.

곱셈변수인 매개효과는 정상성을 따르지 않으므로 매개효과의 유의도를 평가하기 위해 Shrout 와 Bolger(2002)가 추천한 부트레핑 절차를 사용하였다. 표본자료를 이용한 1000개의 경험적 분포에서 얻어진 평균 매개효과는 -.12였으며 95% 신뢰구간에서 -12.34 에서 -2.95의 범위로 0을 포함하지 않으므로, .05수준에서 매개효과가 통계적으로 유의미하였다. 최종 모형과 결과를 그림 2에 제시하였다.

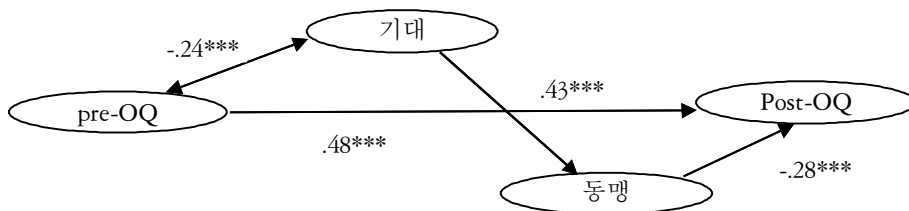


그림 2. 최종모형 결과.

주. N=284. \*\*\*p < .001

## 논 의

본 연구는 내담자의 상담성과에 대한 기대와 상담성과와의 관계에서 내담자가 지각한 치료적 동맹이 매개 역할을 할 것이라는 가설을 국내 상담 중단성과자료에 구조방정식모형 분석을 적용하여 검증하였다. 내담자 284명을 대상으로 상담 전 상담성과에 대한 기대와 3회기 직후의 동맹, 그리고 초기 심각도를 통제된 상담성과를 사용하여 치료적 동맹의 매개효과를 검증한 결과, 완전매개모형이 지지되었다. 즉, 상담에 대한 기대는 동맹을 매개해서만 상담 성과에 영향을 미치며 직접적으로 상담성과를 설명하지는 못하는 것으로 나타났다. 다시 말해, 기대가 성과에 미치는 영향은 동맹을 높이기 때문이라고 해석할 수 있다. 이러한 결과는 치료적 동맹의 매개효과를 검증하였던 국외 선행연구들(Abouguendia, Joyce, Piper, & Ogrodniczuk, 2004; Joyce, Ogrodniczuk, Piper, & McCallum, 2003; Meyer, Pionis, Krupnick, Egan, Simmens, & Sotsky, 2002)과 유사한 결과로, 서구 내담자들 뿐 만 아니라 우리나라 내담자들도 상담에 대한 기대가 상담자와의 관계를 높임으로써 상담 성과에 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 그러나 서구 연구들에서는 대부분 치료적 동맹이 부분매개효과를 나타냈던 반면 본 연구에서는 완전매개효과를 나타냈다는 점에서는 차이가 있었다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 내담자의 상담에 대한 기대, 상담자와 내담자 간의 치료적 동맹은 상담 성과에 주요하게 기여하는 범이론적 치료적 공통요인으로 많은 상담 성과 연구자들(Duncan, Miller, Wampold, & Hubble, 2010; Wampold, 2001)이 주목하는 변인들이다. 이러한 공통요인들이 어떤 관계구

조를 가지고 실제 상담 성과에 영향을 미치고 있는지를 경험적으로 입증하였다는 데서 본 연구의 중요한 의의가 있다. 상담 및 심리치료가 절대적으로 효과(absolute efficacy)가 있다는 사실이 밝혀진 이후 상담 성과에 상대적인 효과(relative efficacy)를 낳는 치료적 요인들에 대한 관심이 커지고 있다. 이러한 치료적 요인들의 상대적 효과 크기를 비교하는 것 뿐 아니라, 이 요인들이 상담성과와 어떤 관련성을 맺고 있는지를 구조적으로 보여주는 것은 상담 실제 및 이론 발달에 중요한 기여를 할 것이다.

둘째, 본 연구의 결과는 우리나라 실제 상담현장의 중단 성과자료를 분석하여 얻어졌는데서 의미를 찾을 수 있다. 상담현장의 중단성과자료는 수집하기가 현실적으로 매우 어려운 만큼 자료를 통해 얻게 되는 시사점은 그만큼 크다. 치료 직전, 치료 과정, 치료 종결 시의 중단 자료를 확보함으로써 상담의 각 단계에서 주요하게 다루어야 할 변인들을 중심으로 상담 전과정의 모델을 그려볼 수 있었다는 점에서 의의가 있다.

셋째, 본 연구의 결과는 상담에 대한 높은 기대와 강한 치료적 동맹의 중요성을 확인해 주었다. 이러한 결과에 기초하여 상담 현장에서는 상담에 들어가기에 앞서 내담자가 상담에 대해 보다 호의적이고 긍정적인 기대를 가질 수 있도록 상담전 교육 및 구조화를 철저히 하는 것이 도움이 될 것이다. 내담자가 자신의 문제를 본격적으로 다루기 이전에 이러한 교육을 통하여 상담에 대해 긍정적인 기대를 갖게 될 수록 상담 과정과 상담 성과에 훨씬 긍정적인 영향을 미치게 될 것이다.

마지막으로, 치료적 동맹의 완전 매개 효과는 아무리 상담에 대해 높은 기대를 가졌던

내담자일지라도 이러한 기대가 동맹으로 연결되지 않으면 상담성과에 기여하지 못한다는 사실을 보여줌으로써, 상담성과에 있어서 상담관계의 중요성을 다시 한 번 확인해주었다. 특히 초기의 치료적 동맹은 내담자의 상담기대가 상담성과로 이어질 수 있도록 교량역할을 하는 주요 연결점임을 보여준다. 그러므로 상담자들은 내담자의 상담에 대한 긍정적인 기대를 확인하고 이것이 상담에서의 협력관계로 녹아들도록 함으로써 궁극적으로 성과를 높일 수 있다는 것을 염두에 두어야 할 것이다.

본 연구가 지니고 있는 제한점들은 다음과 같다.

첫째, 우리나라 내담자들에게 서구에서 개발된 척도들을 사용하여 각 변수들을 측정하였다. 따라서, 서구 내담자들을 대상으로 한 서구 문화권의 선행 연구와 다소 차이가 나타난 점에 대해 문화비교적 관점으로 해석하는데에는 어려움이 있다. 문화 간 비교연구에서 한 문화에서 개발된 척도들의 문항을 단지 번안-역번안하여 다른 문화권에서 사용할 때 문항이 동일한 의미를 갖지 못하며, 편견의 문제가 발생할 수 있음을 Aegisdóttir, Gerstein과 Çinarbas(2008)이 지적한 바 있다. 그러므로 추후 연구에서는 사용된 도구들에 대해 보다 엄격한 문화적 타당도를 확보할 필요가 있다. 또한, 우리나라 내담자들의 상담에 대한 기대, 치료적 동맹 및 상담 성과를 타당하게 측정할 수 있는 문화적으로 민감한 도구를 개발하여 연구를 진행하는 것도 큰 의미가 있을 것이다.

둘째, 변인들을 다양한 방식으로 측정할 필요가 있다. 예를 들어, 내담자의 상담에 대한 기대와 치료적 동맹은 내담자의 관점 뿐 아니라 상담자의 관점에서도 측정하여 분석해

볼 필요가 있다. Meyer 와 동료들의 연구(2002)에서 기대와 치료적 동맹을 내담자와 상담자 모두에게 측정하여 모형을 검증한 결과, 상담자가 지각한 치료적 동맹과 내담자가 지각한 치료적 동맹이 각기 다른 역할을 한다는 것을 발견하였다. 또한 치료적 동맹의 경우 초기 3회 내에 나타나는 치료적 동맹, 이후 단계에서 나타나는 치료적 동맹, 혹은 전회기의 치료적 동맹의 평균값을 사용하였을 때 나타나는 치료적 동맹의 의미가 각각 다를 수 있다는 것이 제안된 바 있다(Kramer, Roten, Beretta, Michel, & Despland, 2008). 더불어, 상담에 대한 기대 개념이 다양한 것도 고려해야 할 문제이다. 그동안 성과에 대한 기대가 가장 많이 연구되어 온 것이 사실이나, Dearing 과 동료들(2005)은 내담자들이 상담과정에서 자신의 역할과 관련하여 기대하는 바도 상담성과와 유의한 관련이 있음을 밝히면서 내담자의 자기 효능감을 반영하는 기대감이 상담 성과 예측에 중요한 역할을 한다고 제안한 바 있다. 연구 변인들이 다양한 조작적 정의 및 방법에 측정될 수 있으며 이에 따라 그 결과가 달라질 수 있음을 고려하여 본 연구 결과를 신중하게 해석할 필요가 있다.

마지막으로 연구에 참여한 내담자들은 자발적으로 연구 참여에 동의하였던 내담자들로, 이러한 특성이 본 연구의 결과를 일반화하는데 제한점이 될 수 있다. 연구에 자발적으로 참여하지 않은 내담자들의 경우 문제가 상대적으로 더 심각하거나 자기 은폐 성향이 강하여 상담에 대한 기대가 상대적으로 낮고 이러한 낮은 기대가 상담과정의 참여를 어렵게 할 가능성이 있다. 이러한 내담자 집단이 상담을 통한 도움이 오히려 더 절실할 수 있음에도 불구하고 본 연구에서는 제외되었음을 고려할

필요가 있을 것이다.

이와 같은 의의와 제한점을 고려하여 추후 연구에서는 상담에 대한 기대와 상담성과와의 관계에서 치료적 동맹의 조절변수 역할을 검증해 보는 것이 중요할 것이다. 기대와 상담 성과 간에 불일치하는 선행 연구 결과는 치료 동맹의 조절효과의 가능성도 시사한다. 즉, 치료동맹의 수준에 따라 상담기대와 상담성과와의 관계 패턴이 다를 수 있어서 상담에 대해 낮은 기대를 가졌던 내담자들이 강한 치료동맹을 경험하게 되고 상담에 점차 적극적으로 참여하면서 예상보다 높은 상담 성과를 보일 수도 있다는 것이다. 그러므로 추후 연구에서는 상담기대, 치료동맹, 상담성과의 매개효과와 더불어 이러한 조절효과의 가능성을 검토하는 것이 치료요인에 대한 우리의 이해를 더욱 높일 수 있을 것이다.

### 참고문헌

김명자, 이장호. (1990). 상담자에 대한 내담자의 기대. *한국심리학회지: 상담과 심리치료*, 3, 23-43.

신희천. (2002). 핵심 갈등관계에 대한 해석의 적절성과 회기평가의 변화과정. *상담학연구*, 3, 529-548.

오충광. (2009). 초기 작업동맹과 상담 불만족에 대한 개입이 후기 작업동맹에 미치는 영향. *상담학연구*, 10, 1472-1486.

이정화, 연문희. (2009). 치료 동맹의 발달 유형과 상담 성과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 21, 1-24.

조성호, 이장호. (1997). 내담자 저항과 내담자 반발성, 상담자 개입 특성 및 작업동맹과

의 관계. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 9, 101-127.

Abouguendia, M., Joyce, A. S., Piper, W. E., & Ogrodnick, J. S. (2004). Alliance as a mediator of expectancy effects in short-term group psychotherapy. *Group Dynamics: Theory, Research, and Practice*, 8, 3-12.

Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103, 411-423.

Al-Darmaki, F., & Kivlighan, Jr., D. M. (1993). Congruence in client-counselor expectations for relationship and the working alliance. *Journal of Counseling Psychology*, 40, 379-384.

Arnkoff, D. B., Glass, C. R., & Shapiro, S. J. (2002). Expectations and preferences. (In J. C. Norcross Ed.), *Psychotherapy relationships that work* (pp.335-356). New York: Oxford University Press.

Asay, T. P., & Lambert, M. J. (1999). The empirical case for the common factors in therapy: Quantitative findings: In M. A. Hubble, B. L. Duncan, & S. D. Miller (Eds.), *The heart and soul of change: What works in therapy* (pp. 33-56). American Psychological association: Washington, DC.

Bagozzi, R. P. & Edward, J. R. (1998). A general approach for representing constructs in organizational research. *Organizational Research Methods*, 1, 45-87.

Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal*

- of Personality and Social Psychology*, 51, 1173-1182.
- Bordin, E. S. (1979). The generalizability of the psychoanalytic concept of the working alliance. *Psychotherapy: Theory, Research, and Practice*, 16, 252-260.
- Bohart, A.C., & Tallman, K. (2010). Clients: The neglected common factor in Psychology. In M. A. Hubble, B. L. Duncan, & S. D. Miller (Eds.), *The heart and soul of change: Delivering what works in therapy* (pp.33-56). American Psychological association: Washington, DC.
- Busseri, M. A., & Tyler, J. D. (2003). Interchangeability of the Working Alliance Inventory and Working Alliance Inventory, Short Form. *Psychological Assessment*, 15, 193-197.
- Connolly Gibbons, M. B., Cris-Christoph, P., de la Cruz, C., Barber, J. P., Siqueland, L., & Gladis, M. (2003). Pretreatment expectations, interpersonal functioning, and symptoms in the prediction of the therapeutic alliance across supportive expressive psychotherapy and cognitive therapy. *Psychotherapy Research*, 13, 59-76.
- Constantino, M. J., Arnow, B. A., Blasey, C., & Agras, W. S. (2005). The association between patient characteristics and the therapeutic alliance in cognitive-behavioral and interpersonal therapy for bulimia nervosa. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 73, 203-211.
- Dearing, R. L., Barrick, C., Dermen, K. H., & Walitzer, K. S. (2005). Indicators of client engagement: Influences on alcohol treatment satisfaction and outcomes. *Psychology of Addictive behaviors*, 19, 71-78.
- Duncan, B. L., Miller, S. D., Wampold, B. E., & Hubble, M. A. (2010). *The heart and soul of change* (2nd ed.). Washington, DC: American Psychological Association.
- Ægisdóttir, S., Gerstein L., & Çinarbas, D. C. (2008). Methodological issues in cross-cultural counseling research: Equivalence, bias, and translations. *The Counseling Psychologist*, 36, 188-219.
- Ellsworth, J. R., Lambert, M. J., Johnson, J. (2006). A comparison of the Outcome Questionnaire-45 and Outcome Questionnaire-30 in classification and prediction of treatment outcome. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 13, 380 - 391.
- Fisher, A. R., Jome, L. M., & Atkinson, D. R. (1998). Reconceptualizing multicultural counseling: Universal healing conditions in a culturally specific context. *The Counseling Psychologist*, 25, 525-588.
- Frank, J. D., & Frank, J. B. (1991). *Persuasion and healing: A comparative study of psychotherapy* (3rd ed.). Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Frazier, P. A., Tix, A. P., & Barron, K. E. (2004). Testing moderator and mediator effects in counseling psychology research. *Journal of Counseling Psychology*, 51, 115-134.
- Goldstein, A. P. (1962). *Therapist-patient expectancies in psychotherapy*. New York: Macmillan.
- Greenberg, R. P., Constantino, M. J., & Bruce, N. (2006). Are patient expectations still relevant for psychotherapy process and outcome? *Clinical Psychology Review*, 26, 657-678.

- Hatfield, D. R., & Ogles, B. M. (2004). The use of outcome measures by psychologists in clinical practice. *Professional Psychology: Research and Practice, 35*, 485-491.
- Horvath, A. O. (2000). The therapeutic relationship: From transference to alliance. *Journal of Clinical Psychology/In Session: Psychotherapy in Practice, 56*, 163-173.
- Horvath, A. O., & Bedi, R. P. (2002). The alliance. In J. C. Norcross (Ed.), *Psychotherapy relationships that work: Therapists contributions and responsiveness to patients* (pp.37-69). New York: Oxford University Press.
- Horvath, A. O., & Greenberg, L. (1989). Development and validation of the Working Alliance Inventory. *Journal of Counseling Psychology, 36*, 223 - 232.
- Horvath, A. O., & Luborsky, L. (1993). The role of the therapeutic alliance in psychotherapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 61*, 561-573.
- Horvath, A. O., & Symonds, B. D. (1991). Relation between working alliance and outcome in psychotherapy: A meta-analysis. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 38*, 139-149.
- Hu, L. T., & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55.
- Joyce, A. S., Ogradniczuk, J. S., Piper, W. E., & McCallum, M. (2003). The alliance as mediator of expectancy effects in short-term individual therapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 71*, 672-679.
- Joyce, A. S., & Piper, W. E. (1998). Expectancy, the therapeutic alliance, and treatment outcome in short-term individual psychotherapy. *Journal of Psychotherapy Practice and Research, 7*, 236-248.
- Kim, B. S. K., Ng, G. F., & Ahn, A. J. (2005). Effects of client expectation for counseling success, client-counselor worldview match and client adherence to Asian and European American cultural values on counseling process with Asian Americans. *Journal of Counseling Psychology, 52*, 67-76.
- Lambert, M. J., Hatfield, D. R., Vermeersch, D. A., Burlingame, G. M., Reisinger, C. W., & Brown, G. S. (2001). *Administration and scoring manual for the Life Status Questionnaire*. Stevenson, Maryland: American Professional Credentialing Services LLC.
- 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.
- Meyer, B., Pilkonis, P. A., Krupnick, J. L., Egan, M. K., Simmens, S. J., & Sotsky, S. M. (2002). Treatment expectancies, patient alliance and outcome: Further analyses from the National Institute of Mental Health Treatment of Depression Collaborative Research Program. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 70*, 1051-1055.
- Noble, L. M., Douglass, B. C., & Newman, S. P. (2001). What do patients expect of psychiatric services? A systematic and critical review of empirical studies. *Social Science and Medicine, 52*, 103-115.

- 52, 985-998.
- Orlinsky, D. E., Rønnestad, M. H., & Willutzki, U. (2004). Fifty years of psychotherapy process-outcome research: Continuity and change. In M. J. Lambert (Ed.), *Bergin and Garfield's handbook of psychotherapy and behavior change* (5th ed., pp.307-390). New York: Wiley.
- Patterson, C. L., Uhlin, B., Anderson, T. (2008). Clients' pretreatment counseling expectations as predictors of the working alliance. *Journal of Counseling Psychology, 55*, 528-534.
- Safran, J. D., & Muran, J. C. (2000). Negotiating the therapeutic alliance: A relational treatment guide. New York: The Guildford Press.
- Schlomer, G. L., Bauman, S., & Card, N. A. (2010). Best practices for missing data management in counseling psychology. *Journal of Counseling Psychology, 57*, 1-10.
- Shrout, P. E., & Bolger, N. (2002). Mediation in experimental and nonexperimental studies: New procedures and recommendations. *Psychological Methods, 7*, 422-445.
- Tracey, T. J., & Kokotovic, A. M. (1989). Factor structure of the Working Alliance Inventory. *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology, 1*, 207-210.
- Vermeersch, D. A., Lambert, M. J., & Burlingame, G. M. (2000). Outcome Questionnaire 45: Item sensitivity to change. *Journal of Personality Assessment, 74*, 242 - 261.
- Wampold, B. E. (2001). *The great psychotherapy debate: Models, method, and findings*. New Jersey: Lawrence Erlbaum.
- West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with non-normal variables: problems and remedies. In R. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues and application* (pp.56-75). Newbury Park, CA: Sage.

원 고 접수 일 : 2010. 9. 14

수정원고접수일 : 2010. 10. 16

게 재 결 정 일 : 2010. 11. 20



## **Mediating Effect of Working Alliance in the relationship of Client's Counseling Expectation and Counseling Outcome**

**Sung-Kyung Yoo**

Department of Psychology

**Nan-Hee Sohn**

Ewha Woman's University

The purpose of the present study was to examine the mediating effect of working alliance on the relation of client's counseling expectation and counseling outcome using counseling longitudinal data from 284 clients and 44 counselors in Korea. Client's counseling expectation was measured at pre-treatment, working alliance at the third session and the counseling outcome at pre- and post-treatment. Result of structural equation modeling analysis supported a complete mediating effect of working alliance on the relation of client's counseling expectation and counseling outcome. Furthermore, results showed the importance of collaborative counseling relationship in the early phase of counseling process as a therapeutic context leading counseling expectation into positive counseling outcome. The implication for future studies and counseling practice are discussed based on the result of the present study.

*Key words* : *Counseling expectation, Therapeutic Alliance, Counseling Outcome, Longitudinal Study*