

상담자, 내담자의 상담에 대한 기대와 작업동맹이 상담회기평가에 미치는 영향: 자기효과 및 상대방효과 검증*

하 철 오

신 희 천[†]

아주대학교 심리학과

본 연구는 상담자와 내담자의 상담에 대한 기대와 작업동맹이 상담회기평가에 미치는 영향에서 상담자와 내담자 간에 상호작용을 규명하기 위해 다층 모형을 이용한 자기-상대방 상호의존 모형으로 자료를 분석하였다. 이를 위해 상담자-내담자 112쌍을 대상으로 가장 최근에 진행된 상담 회기를 시작하기 전에 상담에 대한 기대를 측정하고, 해당 상담 회기를 마친 후에 작업동맹, 상담회기평가를 측정하였다. 본 연구 결과, 상담에 대한 기대가 상담회기평가에 미치는 자기효과가 상대방효과보다 더 뚜렷하게 나타났고, 상대방효과는 상담자 전문성 기대, 내담자 역할 기대, 상담 성과 기대에서만 부분적으로 나타났다. 또한, 상담자와 내담자의 상담관계 기대와 상담자 전문성 기대가 상대방의 회기 순조로움에 각각 다른 영향을 줄 수 있다는 것을 발견하였다. 그리고 작업동맹이 상담회기평가에 미치는 자기효과와 상대방효과가 모두 유의한 것으로 나타났는데, 회기 순조로움에 대해서 상담자와 내담자에 따른 차이가 발견되었다. 이러한 연구 결과를 바탕으로 상담에 대한 시사점과 제한점에 관해 논의하였다.

주요어 : 상담에 대한 기대, 작업동맹, 상담회기평가, 자기-상대방 상호의존 모형, 다층 모형

* 본 연구는 하철오(2012)의 석사학위논문을 일부 수정한 것임.

† 교신저자 : 신희천, 아주대학교 심리학과, 경기도 수원시 영통구 원천동 산 5번지

Tel : 031-219-2747, E-mail : hcshin@ajou.ac.kr

상담은 상담자와 내담자가 서로 영향을 주고받는 과정이다. 따라서 상담 성과는 상담자, 내담자, 그리고 둘 간의 상호작용을 통해 이루어지는 결과물이라고 할 수 있다(Marcus, Kashy, & Baldwin, 2009). 이는 상담 성과를 연구하기 위해서는 상담자와 내담자 둘 모두의 관점에서 이해할 필요가 있음을 의미한다. Kivlighan(2007)은 중요한 상담 과정 변인 중 하나인 작업동맹을 예로 들면서 상담자와 내담자 간에 발생하는 작업동맹은 상담자에 대한 내담자의 지각과 내담자에 대한 상담자의 지각으로 이루어지는 상호과정의 함수라고 하였다. 즉, 상담자나 내담자 중 어느 한 쪽의 작업동맹만을 평가한다면, 서로 영향을 끼치는 작업동맹의 상호작용적인 성질을 잃게 되기 때문에 작업동맹을 양자적인(dyadic)현상으로 이해할 필요가 있다고 말하였다.

그러나 대부분의 상담 성과 연구는 상담자와 내담자 중 한 쪽만을 대상으로 하였거나, 상담자와 내담자 모두를 대상으로 하더라도 상담자와 내담자의 상호성을 고려하지 않고, 상담자와 내담자 각각을 관계 내의 개인으로 분석하기 위한 방법과 전략들을 이용해왔다(Marcus et al., 2009). 이러한 방법들은 통계적인 유의미성 검증에 편향을 가져오기 쉬울 뿐만 아니라(Cook & Snyder, 2005), 상담자와 내담자 관계 내에서 어떤 사람이 상대방에 대한 영향력이 더 크지와 같은 중요한 정보들을 얻지 못하게 한다(Cook & Kenny, 2005). 이에 본 연구에서는 상담 성과와 관련되는 중요한 공통 요인이자 관계 변인인 상담에 대한 기대, 작업동맹에 초점을 두면서 상담자와 내담자의 상호성을 고려하였다.

상담 성과에 영향을 주는 공통 요인 중 하나인 상담에 대한 기대는 내담자가 이미 가지

고 있는 변화시키기 힘든 여러 특성들(예: 사회적 지위, 정체성, 성별 등)과는 달리 상담 장면에서 상대적으로 적은 개입을 통해 쉽게 변화시킬 수 있고 즉시적이기 때문에 유용한 변인이다(Patterson, Uhlin, & Timothy, 2008; Tinsley, Bowman, & Barich, 1993). 상담에 대한 기대 연구들은 크게 세 가지 주제로 나눌 수가 있는데, 첫째는 상담에 대한 기대의 개념과 유형을 확인하는 연구들이고 둘째는 상담에 대한 기대와 연관된 내담자의 특성을 확인하는 연구들이다. 마지막으로는 상담에 대한 기대가 상담 과정 및 성과에 미치는 영향을 확인하는 연구들이다. 상담에 대한 기대의 개념과 유형을 확인하는 연구들로는 상담에 대한 기대 개념을 성과와 과정에 대한 기대로 구분한 연구(Constantino, Glass, Arnkoff, Ametrano, & Smith, 2011), 상담에 대한 기대 개념을 희망(Dew & Bickman, 2005), 상담 및 상담자에 대한 선호(Swift, Callahan, & Vollmer, 2011), 치료 동기(Norcross, Krebs, & Prochaska, 2011)와 구분한 연구, 상담에 대한 기대의 요인을 확인한 연구들(Hatchett & Han, 2006; Tinsley, Workman, & Kass, 1980)이 있었다. 상담에 대한 기대와 연관된 내담자의 특성을 확인한 연구들로는 무망감과 낮은 기대의 관계를 확인한 연구(Goldfarb, 2002), 조증 증상과 높은 기대, 물질 남용 및 성격 장애와 낮은 기대의 관계를 확인한 연구(Constantino, Penek, Bernecker, & Overtree, 2014), 공존질환 및 증상의 심각성과 낮은 기대의 관계를 확인한 연구(Safren, Heimberg, & Juster, 1997)들이 있었다.

한편, 상담에 대한 기대가 상담 과정 및 성과에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보기 위한 연구들(김수연, 2010; 유성경, 손난희, 2010;

Al-Darmaki & Kivlighan, 1993; Joyce & Piper, 1998; Joyce, Ogrodniczuk, Piper, & McCallum, 2003; Patterson et al., 2008)은 지속적으로 이루어져 왔는데, 대부분 상담에 대한 기대가 상담 성과를 예측해주는 결과를 보였다. 이와 관련해서 Lambert(1992)는 치료 성과 변량 중 약 15%를 희망, 플라시보 효과를 포함한 기대 요인이 설명해준다고 말하였고, Joyce와 Piper(1998)는 상담에 대한 기대가 상담의 전 과정 및 상담 성과에 영향을 미친다고 하였다. 즉, 상담에 대한 긍정적인 기대가 상담 성과를 높여준다는 것을 알 수 있다. 이들 연구들은 대부분 내담자들을 대상으로 이루어져 왔는데, 상담에 대한 기대는 내담자뿐만 아니라 상담자에게도 중요할 수 있다. 상담에서 상담자와 내담자가 기대하는 것이 다를 수가 있고, 이러한 차이는 상담 성과에 부정적인 영향을 끼칠 수 있기 때문이다(금명자, 2002). 최근 유성경과 손난희(2010)는 내담자들을 대상으로 상담 성과에 대한 기대와 상담 성과와의 관계에서 작업동맹의 매개효과를 검증하였는데, 상담에 대한 기대와 동맹을 내담자의 관점 뿐 아니라 상담자의 관점에서도 측정할 필요가 있음을 제안한 바 있다.

상담자와 내담자 모두를 대상으로 상담에 대한 기대를 연구한 것은 Al-Darmaki와 Kivlighan(1993) 및 Meyer 등(2002)을 예로 들 수 있다. Al-Darmaki와 Kivlighan(1993)은 상담자와 내담자의 상담관계에 대한 기대가 상담자, 내담자 자신의 작업동맹을 높일 뿐만 아니라, 상담자와 내담자의 관계에 대한 기대 일치성이 작업동맹을 높인다고 보고하였다. Meyer 등(2002)은 내담자의 치료에 대한 기대가 작업동맹과 치료성공에 유의한 영향을 미치고, 상담자의 전반적인 기대가 내담자의 작업동맹과

치료성공에 유의한 영향을 미친다고 보고하였다. 그러나 이 연구들은 상담에 대한 기대의 특정 차원만을 측정하였고, 상담자와 내담자의 상호성을 고려하지 않아 상담자와 내담자 각각을 관계 내의 개인으로 분석한 제한점을 가지고 있다.

한편, 상담에 대한 기대를 연구할 때는 다차원적인 특성을 고려할 필요가 있는데, 상담에 대한 기대는 상담과정에 대한 기대, 상담 성과에 대한 기대, 상담자 역할에 대한 기대, 내담자 역할에 대한 기대 및 상담자-내담자 관계에 대한 기대들로 구성되어 있다(금명자, 이장호, 1990). 금명자와 양미진(2001)은 상담에 대한 기대가 상담자의 촉진적 태도를 통한 관계 형성을 기대하는 '상담 관계에 대한 기대', 상담자가 내담자의 변화를 책임지고 보다 주도적으로 상담을 이끌어 나가기를 기대하는 '상담자의 전문성에 대한 기대', 내담자가 상담시간에 경험하게 될, 혹은 내담자의 해야 할 일이나 경험 등에 대한 기대들로 구성된 '내담자의 역할에 대한 기대', 상담이 종료되었을 때 변화된 자신의 모습에 대한 기대들로 구성된 '상담 성과에 대한 기대'의 네 가지 요인들로 구성된 것을 확인한 바 있다. 또한, 유성경과 손난희(2010)는 연구에서 상담에 대한 기대 중 상담 성과에 대한 기대, 즉 상담이 효과가 있을 것이라는 기대만을 측정하면서 상담에 대한 기대 개념이 다양한 것을 고려할 것을 제안한 바 있다. 각각의 상담에 대한 기대 차원은 상담 성과에 미치는 영향이 다를 수가 있고, 상담 성과를 촉진시키는 기대와 방해하는 기대가 있을 것이다. 이와 관련해서 Tinsley, Bowman과 Barich(1993)는 내담자가 자신이 해야 할 일에 대해 높은 기대를 가지고 상담자의 지시에 따르는 것에 대해 낮은 기대

를 가지는 것이 상담에 긍정적인 영향을 준다고 하였다. 따라서 상담에 대한 기대의 하위 차원에 따라 상담 성과에 미치는 영향의 차이를 확인하는 것이 필요할 것이다.

다음으로 상담 성과를 결정하는 중요한 요인으로 알려진 작업동맹에 대해 살펴보고자 한다. 상담자와 내담자의 협력 관계를 뜻하는 작업동맹은 효과적인 상담이 진행되기 위한 가장 근본적인 요소로 내담자의 변화와 관련된 특정 이론적 접근에 국한되지 않는다는 장점이 있다(최한나, 2010). Horvath(2001)는 많은 연구에서 상담자와 내담자의 상담 성과와 작업동맹의 질이 연결되어 있음을 밝히면서, 상담 성과에 영향을 미치는 작업동맹의 중요성을 언급하였다. 그는 작업동맹과 상담 성과 간의 연구들을 메타 분석한 결과, 작업동맹과 상담 성과 간의 관계의 크기와 강도가 상담자, 내담자, 관찰자의 관점에 따라 다르다는 것을 밝혔다. 이는 상담자와 내담자의 작업동맹이 상담 성과에 미치는 영향이 다를 수 있음을 의미한다. 대부분의 작업동맹 연구들은 상담자와 내담자 모두를 연구대상으로 해서 각자가 지각하는 작업동맹을 고려하였지만(김은하, 박승민, 2011), 상담자와 내담자 간에 상호성을 고려하지 않은 제한점을 가지고 있다.

상담자와 내담자를 대상으로 작업동맹과 상담 성과 간의 상호성을 살펴 본 연구로는 Kivlighan(2007)의 연구를 들 수가 있다. 그는 상담자와 내담자의 상호성을 고려한 자료 분석을 통해 작업동맹과 상담회기평가의 관계를 살펴보았다. 그 결과, 회기 깊이에 대해서 내담자의 작업동맹이 상담자에게 미치는 영향보다 상담자의 작업동맹이 내담자에게 미치는 영향이 더 큰 것으로 나타났고, 회기 순조로움에 대한 작업동맹의 자기효과가 유의미하게

나타났다. 그러나 그는 대부분이 백인으로 이루어진 비교적 적은 수의 상담자와 내담자(53 쌍)를 대상으로 하였고, 대학 상담 센터에서만 자료를 수집하였기 때문에 연구결과를 일반화하는 데는 어려움이 있다는 제한점을 언급하였다. 이에 본 연구에서는 다양한 상담 장면에서 다수의 상담자와 내담자 쌍을 대상으로 하면서 Kivlighan(2007)이 언급한 제한점들을 보완하였을 때 그의 연구결과가 국내에서도 나타나는지 확인하고자 한다. 김은하와 박승민(2011)은 다양한 연구방법론을 통해 작업동맹의 개념 정립 및 특성을 확인할 필요가 있음을 제안한 바 있는데, 작업동맹의 중요성을 고려하였을 때 상담 성과 간의 관계를 검증하는 반복적인 노력이 필요할 것이다.

본 연구에서는 상담자와 내담자의 상담에 대한 기대와 작업동맹이 상담 성과에 어떠한 영향을 미치는지 알아보하고자 한다. 자료 분석은 상담자와 내담자의 상호성을 고려하지 않은 기존 연구들의 한계점을 극복할 수 있는 자기-상대방 상호의존 모형(Actor-Partner Interdependence Model; Kashy & Kenny, 2000)을 이용하였고, 상담 성과는 상담회기 직후 상담으로 인해 발생하는 내담자의 변화를 확인할 수 있는 상담회기평가로 측정하였다(이상희, 김계현, 1993). Actor-Partner Interdependence Model(APIM)은 상담자-내담자와 같은 상호의존적인 관계를 연구할 때 중요한 정보를 제공할 수 있는 방법으로, 자신의 어떤 측면이나 행동이 원인이 되어서 자신에게 영향을 미치는 효과(자기효과)와 자신의 어떤 측면이나 행동이 상대방에게 영향을 미치는 효과(상대방 효과)를 알 수 있게 해준다(Kenny & Ledermann, 2010). 예를 들어, 상담자의 작업동맹이 상담자 자신의 상담 성과에 영향을 미친다면 자기

효과가 되고, 상담자의 작업동맹이 내담자의 상담 성과에 영향을 미친다면 상대방효과가 된다. 이때 상대방효과가 있다는 것은 상담자와 내담자 관계 내에 상호의존성이 있음을 뜻한다.

이에 본 연구에서는 APIM 분석을 통해 상담자와 내담자의 상담에 대한 기대와 작업동맹이 상담회기평가에 미치는 자기효과와 상대방효과를 살펴보고, 나아가 이러한 효과에 대한 상담자와 내담자의 차이를 통해 상담회기평가에 대한 개인 내 영향과 대인 간 영향에 관한 탐색을 시도해 보았다. 또한, 금명자와 양미진(2001)이 상담에 대한 기대 척도(Expectations About Counseling Questionnaire; Tinsely et al., 1980)를 요인분석해서 얻은 상담관계, 상담자의 전문성, 내담자 역할, 상담성과의 네 가지 요인을 이용해서 각각의 기대들이 상담회기평가에 미치는 영향들의 차이를 밝혀내고자 하였다.

본 연구의 연구 문제를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 상담자와 내담자의 상담에 대한 기대와 그 하위 차원(상담관계, 상담자의 전문성, 내담자 역할, 상담성과)이 상담 성과(상담회기평가)에 미치는 자기효과와 상대방효과는 어떠한가? 둘째, 상담자와 내담자의 작업동맹이 상담 성과(상담회기평가)에 미치는 자기효과와 상대방효과는 어떠한가?

방 법

참가자

본 연구의 대상은 상담자-내담자 112쌍으로 수도권에 있는 대학교 학생상담센터, 청소년

상담센터, 병원, 사설 유료상담 기관, 시민단체에서 근무하는 상담자 112명과 그들에게 현재 상담을 받고 있는 고등학생 이상의 내담자 112명이었다. 설문지를 실시할 당시의 회기는 최소 1회기에서 최대 125회기로 평균 15.67회기(SD = 22.38)였다. 상담자의 성별은 남자가 11명(9.8%), 여자가 101명(90.2%)이었고, 연령은 최소 23세에서 최대 54세로 평균 34.88세(SD = 7.39)였다. 상담경력은 최소 5개월에서 최대 209개월로 평균 49.43개월(SD = 41.16), 지금까지 상담한 사례 수는 최소 2사례에서 최대 750사례로 평균 99.90사례(SD = 138.29)였다. 상담자들의 학력은 석사과정 20명(17.9%), 석사 수료 17명(15.2%), 석사 졸업 65명(58.0%), 박사 수료 4명(3.6%), 박사과정 3명(2.7%), 박사 졸업 3명(2.7%)이었다. 상담관련 자격에 있어서는 1급 자격증(상담심리전문가, 임상심리전문가, 청소년상담사 1급)이 19명(17.0%), 2급 자격증(상담심리사 2급, 임상심리사 2급, 청소년상담사 2급)이 45명(40.2%), 청소년상담사 3급이 6명(5.4%), 기타 자격증이 18명(16.1%), 자격 미취득자는 24명(21.4%)이었다.

내담자의 성별은 남자가 42명(37.5%), 여자가 70명(62.5%)이었고, 연령은 최소 17세에서 최대 60세로 평균 21.51세(SD = 6.88)였다. 학력은 고등학생 37명(33.0%), 고등학교 졸업 10명(8.9%), 대학생 49명(43.8%), 대학교 졸업 7명(6.3%), 기타 7명(6.3%), 대학원생 2명(1.8%)이었다. 내담자들의 호소문제는 복수응답으로 총 308건이었으며, 대인관계문제 64건(20.8%), 정서문제 55건(17.9%), 학업 및 진로문제 51건(16.6%), 가족문제 43건(14.0%), 성격문제 36건(11.7%), 행동 및 습관문제 31건(10.1%), 생활적응문제 27건(8.8%), 기타 1건(0.3%)이었다.

측정도구

상담에 대한 기대

상담에 대한 기대를 측정하기 위해 Tinsley 등(1980)이 개발한 Expectations About Counseling (EAC)을 이장호와 금명자(1991)가 번안한 것을 금명자와 양미진(2001)이 수정한 질문지를 사용하였다. 상담에 대한 기대는 66문항으로 구성되어 있으나 현실성(reality) 척도(13문항)는 상담 환경에 영향을 받기 때문에 이를 제외한 53문항을 사용하였다. 또한 금명자와 양미진(2001)이 분석하여 얻은 4개의 요인들(상담관계, 상담자의 전문성, 내담자 역할, 상담 성과)을 분석에 이용하였다.

이 척도는 내담자를 대상으로 개발이 되었는데, 상담자의 상담에 대한 기대를 측정하기 위하여, 상담자용은 본 연구자가 EAC를 수정 보완한 후 심리학과 상담 전공 교수 1인의 검토를 거쳐 사용하였다. 예를 들어 내담자용 9번 문항의 '나는 자신과 다른 사람에 대해 더 잘 이해하게 될 것이라고 기대한다.'를 상담자용에서는 '내담자는 자신과 다른 사람에 대해 더 잘 이해하게 될 것이라고 기대한다.'로 수정하여 사용하였다. 금명자와 양미진(2001)의 연구에서 내적 신뢰도는 .97이었다. 본 연구에서 상담자용의 내적 신뢰도는 상담관계 .92, 상담자의 전문성 .90, 내담자 역할 .89, 상담 성과 .91, 내담자용의 내적 신뢰도는 상담관계 .94, 상담자의 전문성 .89, 내담자 역할 .89, 상담 성과 .90이었다.

작업동맹

작업동맹을 측정하기 위해 Bordin(1979)의 이론을 바탕으로 Horvath와 Greenberg(1989)가 개발한 작업동맹척도(Working Alliance

Inventory)의 단축형 질문지(Tracy & Kokotovic, 1989)를 사용하였다. 총 12문항으로, '내담자의 문제를 개선하는데 도움이 될 상담에서 내가 해야 할 일들에 대해 내담자와 나는 의견이 같다.', '나는 내가 내담자를 도울 능력이 있다고 확신한다.'와 같은 문항이 포함되어 있다. 각 문항은 '전혀 그렇지 않다(1점)'에서 '매우 그렇다(7점)'까지 7점 Likert 척도 상에서 응답하도록 되어 있다. 본 연구에서는 강혜영(1995)이 번안한 것을 이수림(2008)이 단축형에 맞게 선택한 문항을 사용하였다. 이수림(2008)의 연구에서 내담자용과 상담자용의 내적 신뢰도는 모두 .87이었다. 본 연구에서 상담자용과 내담자용의 내적 신뢰도는 모두 .90이었다.

상담회기평가

상담회기의 성과를 측정하기 위하여 Stiles(1989)가 개발한 상담회기 평가 질문지(Session Evaluation Questionnaire: SEQ)를 이상희와 김계현(1993)이 번안하고 타당화한 것을 사용하였다. 이 척도는 상담회기가 참여자에게 미친 즉시적 영향을 측정하는 도구로, 상담시간 자체를 평가하는 '깊이', '순조로움', 상담 후 정서 상태를 평가하는 '긍정적 정서', '각성'으로 구성되어 있다. 본 연구에서는 상담자와 내담자 모두 사용이 가능한 요인으로 알려진 깊이와 순조로움(한소영, 신희천, 2010)의 10문항을 사용하였다. 이상희와 김계현(1993)의 연구에서 상담자용의 내적 신뢰도는 깊이 .88, 순조로움 .85, 내담자용의 내적 신뢰도는 깊이 .84, 순조로움 .90이었다. 본 연구에서 상담자용의 내적 신뢰도는 깊이 .77, 순조로움 .82, 내담자용의 내적 신뢰도는 깊이 .78, 순조로움 .79이었다.

절차

본 연구의 질문지는 대학상담기관, 청소년 상담실, 사설상담실, 병원 등에 개별적인 협조를 통해 배부되었다. 상담자와 내담자 설문지에는 모두 상담에 대한 기대 척도, 작업동맹 척도, 상담회기평가 척도, 상담의 일반적 사항 질문지가 포함되어 있었다. 상담자와 내담자 모두 상담 회기를 시작하기 전에 상담에 대한 기대 척도를 응답하였고, 상담 회기 직후 작업동맹 척도, 상담회기평가 척도, 상담의 일반적 사항 질문지를 응답하였다. 설문 시간은 상담자와 내담자 모두 상담 회기를 시작하기 전에 약 5분, 상담 회기 직후 약 5분이 소요되었고, 내담자는 설문을 완성한 후 밀봉하여 상담자에게 제출하였다. 설문에 응하는 상담자와 내담자에게는 소정의 상품을 제공하였다.

자료분석

본 연구에서는 상담자와 내담자의 상담에 대한 기대와 작업동맹이 상담회기평가에 미치는 영향을 APIM 분석하기 위해 HLM 6(Raudenbush, Bryk, Cheong, & Congdon, 2004)를 사용하였다. APIM을 이용하여 자료를 분석하는 방법으로는 중다회귀분석, 구조방정식 모형, 다층 모형(multilevel modeling: MLM)이 활용될 수 있다. Campbell과 Kashy(2002)는 중다회귀분석은 복잡한 모형을 검증하는데 제한적이고, 구조방정식 모형은 상호작용효과를 검증하는데 효과적이지 않다는 제한점을 가진다고 하면서 다층 모형을 이용할 것을 제안하였다. 다층 모형은 모든 추정치들을 하나의 회귀식으로 추정할 수 있고, 측정

오차로 인한 피험자 내 분산을 설명할 수 있는 장점이 있다(Cook & Kenny, 2005). 또한 상담자-내담자와 같은 쌍 구성원들은 2명으로 이루어진 집단 속에 내재된(nested) 개인들이기 때문에 집단을 상위수준, 그 집단 안에 속한 개인을 하위수준으로 포함할 수 있는 다층 모형 분석이 적절할 수 있다(Newsom & Nishishiba, 2002). 따라서 본 연구에서는 APIM 분석을 하기 위해 다층 모형을 활용하였다.

우선, 자료를 하위 수준(1수준)인 상담자-내담자 쌍 내 모형, 상위 수준(2수준)인 상담자-내담자 쌍 간 모형의 다층으로 나눈 후, 1수준에서 상담자와 내담자의 역할이 구분되기 때문에 역할(내담자 = 1, 상담자 = -1)변수를 만들었다. 또한 역할에 따른 자기효과와 상대방효과를 알아보기 위해 두 개의 상호작용 항(자기점수 X 역할, 상대방점수 X 역할)을 만들었다. 따라서 1수준의 예측변수는 역할, 자기점수, 상대방점수, 자기점수 X 역할, 상대방점수 X 역할이 되고 2수준에서는 예측변수를 투입하지 않았다.

상담에 대한 기대가 상담회기평가에 미치는 영향을 알아보기 위한 APIM 분석을 위해 회기 평가(총점), 회기 깊이, 회기 순조로움 각각을 종속변인으로 하는 세 가지 모형을 검증하였고, 작업동맹이 상담회기평가에 미치는 영향을 알아보기 위한 APIM 분석을 위해 회기 평가(총점), 회기 깊이, 회기 순조로움 각각을 종속변인으로 하는 세 가지 모형을 검증하였다.

상담에 대한 기대가 상담회기평가에 미치는 영향을 검증하기 위한 다층모형을 예로 들면 다음과 같다.

1수준(상담자-내담자 쌍 내 모형):

$$Y_{(상담회기평가)} = \beta_0 + \beta_1(\text{역할, 상담자 or 내담자}) + \beta_2(\text{자기 상담기대}) + \beta_3(\text{상대방 상담기대}) + \beta_4(\text{자기 상담기대} \times \text{역할}) + \beta_5(\text{상대방 상담기대} \times \text{역할}) + r.$$

2수준(상담자-내담자 쌍 간 모형):

$$\begin{aligned} \beta_0 &= \gamma_{00} + \mu_0, \\ \beta_1 &= \gamma_{10}, \\ \beta_2 &= \gamma_{20}, \\ \beta_3 &= \gamma_{30}, \\ \beta_4 &= \gamma_{40}, \\ \beta_5 &= \gamma_{50}. \end{aligned}$$

위 식에서 Y는 참가자의 상담회기평가 점수, β_0 는 참가자가 속한 상담자-내담자 쌍의 상담회기평가 점수 평균을 나타내고, β_1 은 역할(상담자 또는 내담자) 기울기로 상담자와 내담자의 역할이 상담회기평가에 미치는 영향을 확인할 수 있다. β_2 는 자신의 상담기대 기울기로 상담에 대한 기대의 자기효과를 확인할 수 있고, β_3 는 상대방의 상담기대 기울기로 상담에 대한 기대의 상대방효과를 확인할 수 있다. β_4 는 자신의 상담기대와 역할 간의 상호작용 기울기로 상담에 대한 기대의 자기효과와 역할 간의 상호작용을 확인할 수 있다. β_5 는 상대방의 상담기대와 역할 간의 상호작용 기울기로 상담에 대한 기대의 상대방효과와 역할 간의 상호작용을 확인할 수 있다. r은 참가자의 고유효과를 나타낸다.

또한, γ_{00} , γ_{10} , γ_{20} , γ_{30} , γ_{40} , γ_{50} 은 각각 상담회기평가, 역할, 자신의 상담기대, 상대방의 상담기대, 자신의 상담기대와 역할 간의 상호작용, 상대방의 상담기대와 역할 간의 상

호작용 효과의 전체 평균을 의미한다. 그리고 μ_0 은 상담자-내담자 쌍의 고유효과를 나타낸다.

결 과

기술통계 분석

본 연구에서 사용한 변수들의 평균 및 표준편차, 상관계수를 표 1에 제시하였다. 대체적으로 변수들 간에 유의한 상관이 존재하는 것으로 나타났으나, 상담자와 내담자 모두 자신이 측정한 변수와 상대방이 측정한 변수 간에 상관은 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 같은 변수에 대한 상담자보고와 내담자보고의 상관을 살펴보면, 상담기대 총점, 상담관계기대, 작업동맹, 상담회기평가, 회기 깊이, 회기 순조로움에서는 상담자와 내담자 간에 유의미한 정적 상관이 나타났으나, 상담자전문성기대, 내담자역활기대, 상담성과기대에서는 상관이 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 상담자가 측정한 변수와 내담자가 측정한 변수 간에 상관이 가장 큰 것은 상담자가 지각한 작업동맹과 내담자의 상담회기평가 간의 상관이었다. 한편, 내담자의 상담기대총점과 작업동맹, 상담기대총점과 상담회기평가 간의 상관은 상담자의 상담기대총점과 작업동맹, 상담기대총점과 상담회기평가 간의 상관보다 상대적으로 큰 것으로 나타났고, 내담자의 작업동맹과 상담회기평가 간의 상관은 상담자의 작업동맹과 상담회기평가 간의 상관보다 상대적으로 작은 것으로 나타났다.

표 1. 상담자와 내담자의 상담에 대한 기대, 작업동맹, 상담회기평가 간 상관관계

	1	1-1	1-2	1-3	1-4	2	3	3-1	3-2	4	4-1	4-2	4-3	4-4	5	6	6-1	6-2
1. 상담기대총점(상)	—																	
1-1. 상담관계(상)	.92**	—																
1-2. 상담자전문성(상)	.94**	.81**	—															
1-3. 내담자역할(상)	.88**	.68**	.78**	—														
1-4. 상담성과기대(상)	.84**	.62**	.74**	.83**	—													
2. 작업동맹(상)	.62**	.59**	.59**	.53**	.47**	—												
3. 상담회기평가(상)	.34**	.31**	.34**	.28**	.31**	.64**	—											
3-1. 깊이(상)	.23*	.22*	.25**	.16	.19*	.54**	.86**	—										
3-2. 순조로움(상)	.35**	.31**	.32**	.32**	.34**	.54**	.82**	.42**	—									
4. 상담기대총점(내)	.19*	.23*	.12	.14	.11	.26**	.13	.02	.21*	—								
4-1. 상담관계(내)	.18	.23*	.11	.16	.09	.23*	.10	-.02	.20*	.94**	—							
4-2. 상담자전문성(내)	.12	.20*	.04	.07	.06	.16	.02	-.06	.10	.92**	.81**	—						
4-3. 내담자역할(내)	.21*	.22*	.17	.18	.15	.34**	.23*	.13	.26**	.91**	.78**	.79**	—					
4-4. 상담성과기대(내)	.16	.16	.15	.11	.13	.23*	.16	.07	.22*	.86**	.71**	.74**	.85**	—				
5. 작업동맹(내)	.24*	.22*	.16	.29**	.23*	.36**	.26**	.18	.26**	.75**	.70**	.65**	.74**	.67**	—			
6. 상담회기평가(내)	.22*	.24*	.20*	.14	.15	.37**	.31**	.29**	.23*	.49**	.44**	.50**	.48**	.44**	.60**	—		
6-1. 깊이(내)	.22*	.26**	.22*	.11	.12	.34**	.25**	.28**	.13	.33**	.31**	.32**	.30**	.26**	.39**	.85**	—	
6-2. 순조로움(내)	.14	.14	.11	.13	.13	.27**	.27**	.20*	.27**	.50**	.42**	.46**	.52**	.48**	.62**	.82**	.39**	—
M	5.39	5.49	5.26	5.38	5.41	5.24	4.73	4.84	4.62	5.41	5.25	5.51	5.52	5.55	5.42	4.96	5.04	4.87
SD	.56	.60	.63	.65	.66	.74	.79	.88	.99	.76	.84	.75	.90	.86	.89	.88	1.01	1.10

주. N = 112. (상) = 상담자, (내) = 내담자. * $p < .05$, ** $p < .01$.

상담에 대한 기대, 작업동맹, 상담회기평가의 급내 상관(ICC)

전체 분산에서 상담자-내담자 쌍 수준으로 설명되는 부분을 확인하기 위해 상담자-내담자 쌍 수준에서 주요 변수들의 급내 상관(intraclass correlation: ICC)을 구하였고, 그 결과는 표 2와 같다. 상담자-내담자 쌍은 상담자와 내담자의 상담기대를 18%(ICC = .18, $p < .01$), 상담관계기대를 19%(ICC = .19, $p < .01$), 내담자의 역할기대를 17%(ICC = .17, $p < .01$), 상담성과기대를 12%(ICC = .12, $p < .05$), 작업동

맹을 34%(ICC = .34, $p < .001$), 상담회기평가를 29%(ICC = .29, $p < .001$), 회기 깊이를 25%(ICC = .25, $p < .001$), 회기 순조로움을 27%(ICC = .27, $p < .001$) 설명해주는 것으로 나타났다. 따라서, 상담자와 내담자 간에 이러한 상호의존성을 적절히 다루기 위해 다층 모형(MLM)분석이 적합함을 알 수 있다.

상담에 대한 기대가 상담회기평가에 미치는 자기효과 및 상대방효과

상담에 대한 기대가 상담회기평가에 미치는

표 2. 상담자-내담자 쌍의 금내 상관(ICC)

변인	ICC	<i>p</i>
상담기대	.18	.002
상담관계기대	.19	.001
상담자의 전문성기대	.01	.40
내담자의 역할기대	.17	.004
상담성과기대	.12	.03
작업동맹	.34	<.001
상담회기평가	.29	<.001
회기 깊이	.25	<.001
회기 순조로움	.27	<.001

자기효과와 상대방효과를 알아보기 위해 다층 모형(MLM) 분석을 실시하였고, 그 결과는 표 3과 같다.

표 3에서 볼 수 있듯이, 상담회기평가에 대한 상담기대의 자기효과($\gamma_{20} = 0.50, p < .001$)가 유의미한 것으로 나타났다. 즉, 자신이 상담에 대한 기대를 많이 할수록 자신의 상담회기성과를 높게 지각한다는 것을 알 수 있다. 그리고 상대방효과($\gamma_{30} = 0.13, p < .10$)는 유의미한 경향성을 보이는 것으로 나타났다. 즉, 상대방이 상담에 대한 기대를 많이 할수록 자신의 상담회기성과를 높게 지각하는 경향이 있

다는 것을 알 수 있다. 한편, 상담회기평가에 대한 역할 효과, 자기 상담기대 X 역할의 상호작용 효과, 상대방 상담기대 X 역할의 상호작용 효과는 유의미하지 않았다. 회기 깊이, 회기 순조로움에 대해서는 상담기대의 자기효과($\gamma_{20} = 0.58, p < .001$; $\gamma_{20} = 0.42, p < .001$)만이 유의미한 것으로 나타났다. 즉, 자신이 상담에 대한 기대를 많이 할수록 자신의 회기 깊이, 회기 순조로움을 높게 지각한다는 것을 알 수 있다. 한편, 회기 깊이, 회기 순조로움에 대한 역할 효과, 상대방효과, 자기 상담기대 X 역할의 상호작용 효과, 상대방 상담기대 X 역할의 상호작용 효과는 유의미하지 않았다.

상담에 대한 기대의 하위요인이 상담회기평가에 미치는 자기효과 및 상대방효과

상담에 대한 기대의 하위요인이 상담회기평가에 미치는 자기효과와 상대방효과를 알아보기 위해 다층 모형(MLM) 분석을 실시하였고, 그 결과는 표 4와 같다.

우선, 상담관계 기대가 상담회기평가에 미치는 영향을 살펴보면, 상담회기평가, 회기 깊이에 대해서 상담관계 기대의 자기효과($\gamma_{20} = 0.41, p < .001$; $\gamma_{20} = 0.45, p < .001$)만이

표 3. 상담에 대한 기대가 상담회기평가에 미치는 자기효과와 상대방효과

변인	회기 평가(총점)		회기 깊이		회기 순조로움	
	계수	SE	계수	SE	계수	SE
역할(γ_{10})	-0.46	0.48	-0.06	0.57	-0.88	0.64
자기 상담기대(γ_{20})	0.50 ^{***}	0.08	0.58 ^{***}	0.09	0.42 ^{***}	0.10
상대방 상담기대(γ_{30})	0.13 ⁺	0.08	0.13	0.09	0.14	0.11
자기 상담기대 X 역할(γ_{40})	0.04	0.08	0.06	0.09	0.01	0.11
상대방 상담기대 X 역할(γ_{50})	0.07	0.08	-0.04	0.09	0.17	0.11

주. 역할(내담자=1, 상담자=-1). ⁺ $p < .10$, ^{***} $p < .001$.

유의미한 것으로 나타났다. 즉, 자신이 상담관계에 대한 기대를 많이 할수록 자신의 상담회기평가, 회기 깊이를 높게 지각한다는 것을 알 수 있다. 회기 순조로움에 대해서는 상담관계 기대의 자기효과($\gamma_{20} = 0.37, p < .001$)와 상대방 상담관계 기대 X 역할의 상호작용효과($\gamma_{50} = 0.22, p < .05$)가 유의미한 것으로 나타났다. 즉, 자신이 상담관계에 대한 기대를 많이 할수록 자신의 회기 순조로움을 높게 지각하고, 상담자와 내담자에 따라서 회기 순조

표 4. 상담에 대한 기대의 하위요인이 상담회기평가에 미치는 자기효과와 상대방효과

변인	회기 평가(총점)		회기 깊이		회기 순조로움	
	계수	SE	계수	SE	계수	SE
상담관계 기대						
역할(γ_{10})	-0.41	0.45	0.12	0.54	-0.96	0.58
자기 관계기대(γ_{20})	0.41***	0.07	0.45***	0.09	0.37***	0.10
상대방 관계기대(γ_{30})	0.12	0.07	0.11	0.09	0.14	0.10
자기 관계기대 X 역할(γ_{40})	0.01	0.08	0.04	0.09	-0.02	0.10
상대방 관계기대 X 역할(γ_{50})	0.09	0.08	-0.03	0.09	0.22*	0.10
상담자 전문성 기대						
역할(γ_{10})	-0.91	0.47	-0.52	0.56	-1.30	0.62
자기 전문성기대(γ_{20})	0.47***	0.07	0.52***	0.09	0.42***	0.10
상대방 전문성기대(γ_{30})	0.13 ⁺	0.07	0.13	0.09	0.14	0.10
자기 전문성기대 X 역할(γ_{40})	0.05	0.08	0.08	0.09	0.02	0.10
상대방 전문성기대 X 역할(γ_{50})	0.13 ⁺	0.08	0.02	0.09	0.23*	0.10
내담자 역할 기대						
역할(γ_{10})	-0.13	0.43	-0.04	0.50	-0.23	0.56
자기 내담자역할기대(γ_{20})	0.38***	0.07	0.48***	0.08	0.28**	0.09
상대방 내담자역할기대(γ_{30})	0.12 ⁺	0.07	0.13 ⁺	0.08	0.11	0.09
자기 내담자역할기대 X 역할(γ_{40})	0.08	0.07	0.10	0.08	0.07	0.10
상대방 내담자역할기대 X 역할(γ_{50})	-0.04	0.07	-0.08	0.08	-0.01	0.10
상담 성과 기대						
역할(γ_{10})	-0.15	0.44	-0.04	0.52	-0.28	0.58
자기 상담성과기대(γ_{20})	0.39***	0.07	0.49***	0.08	0.30**	0.09
상대방 상담성과기대(γ_{30})	0.12 ⁺	0.07	0.14 ⁺	0.08	0.10	0.09
자기 상담성과기대 X 역할(γ_{40})	0.04	0.07	0.06	0.08	0.02	0.09
상대방 상담성과기대 X 역할(γ_{50})	0.00	0.07	-0.04	0.08	0.05	0.09

주. 역할(내담자=1, 상담자=-1). ⁺ $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

로움에 대한 상담관계 기대의 상대방효과가 다르다는 것을 알 수 있다.

그림 1에 회기 순조로움에 대한 상대방 상담관계 기대와 역할 간의 상호작용 효과가 제시되어 있다. 그림 1에서 보듯이, 내담자의 경우 상대방(상담자)의 상담관계 기대가 회기 순조로움에 정적인 영향을 주지만($B = .47, p < .01$), 상담자의 경우 상대방(내담자)의 상담관계 기대와 회기 순조로움의 관계는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다($B = -.02, p > .05$). 즉, 내담자의 회기 순조로움은 상담자가 상담관계 기대를 많이 할수록 높아지는 반면, 상담자의 회기 순조로움은 내담자의 상담관계 기대와 관련이 없다는 것을 알 수 있다.

상담자 전문성 기대가 상담회기평가에 미치는 영향을 살펴보면, 상담회기평가에 대한 상담자 전문성 기대의 자기효과($\gamma_{20} = 0.47, p < .001$)가 유의미한 것으로 나타났다. 즉, 자신이 상담자의 전문성에 대한 기대를 많이 할수록 자신의 상담회기성과를 높게 지각한다는 것을 알 수 있다. 그리고 상대방효과($\gamma_{30} = 0.13, p < .10$)와 상대방 상담자 전문성 기대 X 역할의 상호작용 효과($\gamma_{50} = 0.13, p < .10$)가 유의미한 경향성을 보이는 것으로 나타났

다. 즉, 상대방이 상담자의 전문성에 대한 기대를 많이 할수록 자신의 상담회기성과를 높게 지각하는 경향이 있고, 상담자와 내담자에 따라서 상담자 전문성 기대의 상대방효과에 차이가 나는 경향이 있다는 것을 알 수 있다. 회기 깊이에 대해서는 상담자 전문성 기대의 자기효과($\gamma_{20} = 0.52, p < .001$)만이 유의미한 것으로 나타났다. 즉, 자신이 상담자의 전문성에 대한 기대를 많이 할수록 자신의 회기 깊이를 높게 지각한다는 것을 알 수 있다. 회기 순조로움에 대해서는 상담자 전문성 기대의 자기효과($\gamma_{20} = 0.42, p < .001$)와 상대방 상담자 전문성 기대 X 역할의 상호작용 효과($\gamma_{50} = 0.23, p < .05$)가 유의미한 것으로 나타났다. 즉, 자신이 상담자의 전문성에 대한 기대를 많이 할수록 자신의 회기 순조로움을 높게 지각하고, 상담자와 내담자에 따라서 회기 순조로움에 대한 상담자 전문성 기대의 상대방효과가 다르다는 것을 알 수 있다.

그림 2에 회기 순조로움에 대한 상대방 상담자 전문성 기대와 역할 간의 상호작용 효과가 제시되어 있다. 그림 2에서 보듯이, 내담자의 경우 상대방(상담자)의 상담자 전문성 기대가 회기 순조로움에 정적인 영향을 주지만($B = .39, p < .01$), 상담자의 경우 상대방(내담

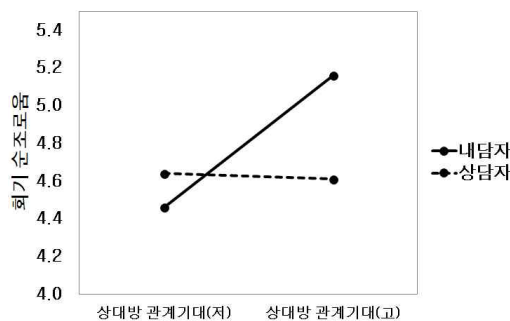


그림 1. 회기 순조로움에 대한 상대방 상담관계 기대와 역할 간의 상호작용

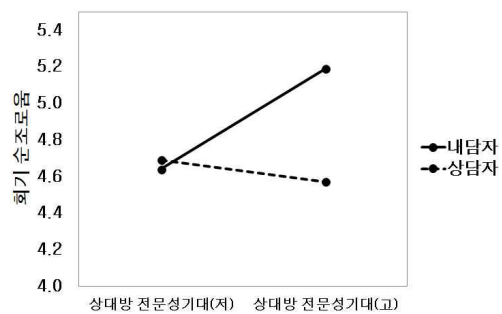


그림 2. 회기 순조로움에 대한 상대방 상담자 전문성 기대와 역할 간의 상호작용

자)의 상담자 전문성 기대와 회기 순조로움의 관계는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다($B = -.08, p > .05$). 즉, 내담자의 회기 순조로움은 상담자가 상담자 전문성 기대를 많이 할수록 높아지는 반면, 상담자의 회기 순조로움은 내담자의 상담자 전문성 기대와 관련이 없다는 것을 알 수 있다.

내담자 역할 기대가 상담회기평가에 미치는 영향을 살펴보면, 상담회기평가, 회기 깊이에 대해서 내담자 역할 기대의 자기효과($\gamma_{20} = 0.38, p < .001; \gamma_{20} = 0.48, p < .001$)가 유의미한 것으로 나타났다. 즉, 자신이 내담자 역할에 대한 기대를 많이 할수록 자신의 상담회기성과, 회기 깊이를 높게 지각한다는 것을 알 수 있다. 그리고 상대방효과($\gamma_{30} = 0.12, p < .10; \gamma_{30} = 0.13, p < .10$)는 유의미한 경향성을 보이는 것으로 나타났다. 즉, 상대방이 내담자 역할에 대한 기대를 많이 할수록 자신의 상담회기성과, 회기 깊이를 높게 지각하는 경향이 있다는 것을 알 수 있다. 회기 순조로움에 대해서는 내담자 역할 기대의 자기효과($\gamma_{20} = 0.28, p < .01$)만이 유의미한 것으로 나타났다. 즉, 자신이 내담자 역할에 대한 기대를 많이 할수록 자신의 회기 순조로움을 높게 지각한다는 것을 알 수 있다.

상담 성과 기대가 상담회기평가에 미치는 영향을 살펴보면, 상담회기평가, 회기 깊이에 대해서 상담 성과 기대의 자기효과($\gamma_{20} = 0.39, p < .001; \gamma_{20} = 0.49, p < .001$)가 유의미한 것으로 나타났다. 즉, 자신이 상담 성과에 대한 기대를 많이 할수록 자신의 상담회기성과, 회기 깊이를 높게 지각한다는 것을 알 수 있다. 그리고 상대방효과($\gamma_{30} = 0.12, p < .10; \gamma_{30} = 0.14, p < .10$)는 유의미한 경향성을 보이는 것으로 나타났다. 즉, 상대방이 상

담 성과에 대한 기대를 많이 할수록 자신의 상담회기성과, 회기 깊이를 높게 지각하는 경향이 있다는 것을 알 수 있다. 회기 순조로움에 대해서는 상담 성과 기대의 자기효과($\gamma_{20} = 0.30, p < .01$)만이 유의미한 것으로 나타났다. 즉, 자신이 상담 성과에 대한 기대를 많이 할수록 자신의 회기 순조로움을 높게 지각한다는 것을 알 수 있다.

작업동맹이 상담회기평가에 미치는 자기효과 및 상대방효과

작업동맹이 상담회기평가에 미치는 자기효과와 상대방효과를 알아보기 위해 다층 모형(MLM) 분석을 실시하였다. 표 5에서 볼 수 있듯이, 상담회기평가에 대한 작업동맹의 자기효과($\gamma_{20} = 0.61, p < .001$)와 상대방효과($\gamma_{30} = 0.11, p < .05$)가 모두 유의미한 것으로 나타났다. 즉, 자신과 상대방의 작업동맹을 높게 지각할수록 자신의 상담회기성과를 높게 지각한다는 것을 알 수 있다. 한편, 상담회기평가에 대한 역할 효과, 자기 작업동맹 X 역할의 상호작용 효과, 상대방 작업동맹 X 역할의 상호작용 효과는 유의미하지 않았다. 회기 깊이에 대해서는 작업동맹의 자기효과($\gamma_{20} = 0.65, p < .001$)만이 유의미한 것으로 나타났다. 즉, 자신의 작업동맹을 높게 지각할수록 자신의 회기 깊이를 높게 지각한다는 것을 알 수 있다. 회기 순조로움에 대해서는 작업동맹의 자기효과($\gamma_{20} = 0.56, p < .001$), 자기 작업동맹 X 역할의 상호작용 효과($\gamma_{40} = -0.17, p < .05$), 상대방 작업동맹 X 역할의 상호작용 효과($\gamma_{50} = 0.18, p < .05$)가 유의미한 것으로 나타났다. 그리고 상대방효과($\gamma_{30} = 0.15, p < .10$)는 유의미한 경향성을 보이는 것으로 나타

표 5. 작업동맹이 상담회기평가에 미치는 자기효과와 상대방효과

변인	회기 평가(총점)		회기 깊이		회기 순조로움	
	계수	SE	계수	SE	계수	SE
역할(γ_{10})	-0.05	0.33	-0.16	0.39	0.06	0.46
자기 작업동맹(γ_{20})	0.61 ^{***}	0.06	0.65 ^{***}	0.07	0.56 ^{***}	0.08
상대방 작업동맹(γ_{30})	0.11 [*]	0.06	0.08	0.07	0.15 ⁺	0.08
자기 작업동맹 X 역할(γ_{40})	-0.07	0.06	0.04	0.07	-0.17 [*]	0.08
상대방 작업동맹 X 역할(γ_{50})	0.09	0.06	-0.00	0.07	0.18 [*]	0.08

주. 역할(내담자=1, 상담자=-1). ⁺ $p < .10$, ^{*} $p < .05$, ^{***} $p < .001$.

났다. 즉, 자신이 작업동맹을 높게 지각할수록 자신의 회기 순조로움을 높게 지각하고, 상담자와 내담자에 따라서 회기 순조로움에 대한 작업동맹의 자기효과와 상대방효과가 다르다는 것을 알 수 있다. 그리고 상대방이 작업동맹을 높게 지각할수록 자신의 회기 순조로움을 높게 지각하는 경향이 있다는 것을 알 수 있다.

그림 3을 통해 회기 순조로움에 대한 자기 작업동맹과 역할 간의 상호작용 효과를 살펴보면, 상담자의 자기 작업동맹과 회기 순조로움의 정적 관련성이($B = .73, p < .001$), 내담자의 자기 작업동맹과 회기 순조로움의 정적 관련성($B = .49, p < .001$)보다 더 강한 것을 볼 수 있다. 즉, 자신의 작업동맹이 자신의 회기 순조로움에 미치는 영향은 내담자보다 상담자가 더 크다는 것을 알 수 있다. 그림 4에서 회기 순조로움에 대한 상대방 작업동맹과 역할 간의 상호작용 효과를 살펴보면, 내담자의 상대방(상담자) 작업동맹과 회기 순조로움 간에 정적 관련성이($B = .50, p < .001$), 상담자의 상대방(내담자) 작업동맹과 회기 순조로움 간에 정적 관련성($B = .20, p < .05$)보다 더 크다는 것을 알 수 있다. 즉, 내담자의 작

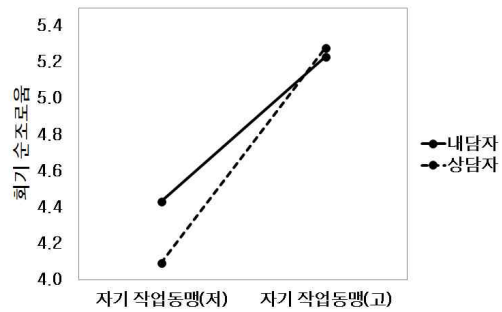


그림 3. 회기 순조로움에 대한 자기 작업동맹과 역할 간의 상호작용

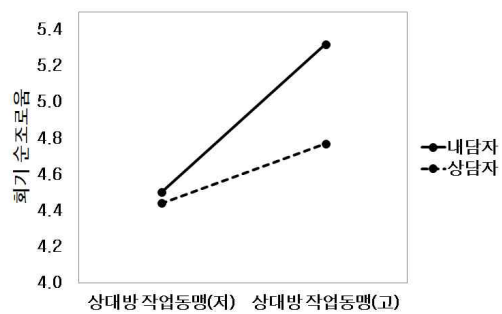


그림 4. 회기 순조로움에 대한 상대방 작업동맹과 역할 간의 상호작용

업동맹이 상담자의 회기 순조로움에 미치는 영향보다 상담자의 작업동맹이 내담자의 회기 순조로움에 미치는 영향이 더 크다는 것을 알 수 있다.

논 의

본 연구에서는 다층모형을 이용한 상담자-내담자 쌍 자료 분석을 통해, 상담에 대한 기대와 작업동맹이 상담회기평가에 미치는 자기효과와 상대방효과를 살펴보고, 나아가 이러한 효과에 대한 상담자와 내담자의 차이를 통해 상담자-내담자 관계 내에서 일어나는 개인 내 영향과 대인 간 영향에 관한 탐색을 시도해 보았다.

연구결과를 토대로 종합적인 논의를 제시하면 다음과 같다.

첫째, 상담에 대한 기대가 상담회기평가에 미치는 자기효과와 상대방효과를 검증한 결과, 자기효과가 유의미하였고 상대방효과는 유의미한 경향성을 보였다. 즉, 상담에 대한 기대를 많이 할수록 자신의 상담회기평가를 높게 지각하고, 상대방이 상담에 대한 기대를 많이 할수록 자신의 상담회기평가를 높게 지각하는 경향이 있다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 주로 내담자들을 대상으로 상담에 대한 기대가 상담 성과에 미치는 자기효과를 확인한 선행 연구결과(김수연, 2010; 유성경, 손난희, 2010; Joyce & Piper, 1998; Joyce et al., 2003)가 상담자들에게도 적용될 수 있다는 점에서 의의가 있다. 한편, 상담에 대한 기대가 상담회기평가에 미치는 영향에서 자기효과가 상대방효과보다 더 뚜렷하게 나타났는데, 이러한 결과는 자신의 상담회기평가가 상대방의 상담에

대한 기대보다 자신의 상담에 대한 기대에 의해 더 많이 달라진다는 것을 의미한다. 이는 상담회기를 긍정적으로 지각하는 것은 상대방의 상담에 대한 기대에 좌우되기보다는 자신의 상담에 대한 기대에 따라 달라질 수 있다는 것을 시사한다. 따라서 상담 장면에서 상담자와 내담자 모두 상담에 대해 긍정적인 기대를 하는 것이 자신의 상담회기를 긍정적으로 지각하게 하고, 동시에 상대방의 상담회기에도 영향을 미칠 수 있다는 점에서 상담에 대한 기대가 중요한 관계 변인임을 알 수 있다.

둘째, 상담에 대한 기대의 하위요인에 따라서는, 상담관계 기대·상담자 전문성 기대·내담자 역할 기대·상담 성과 기대의 모든 하위요인에서 상담회기평가에 미치는 자기효과가 유의미하였고, 상담관계 기대를 제외한 상담자 전문성 기대·내담자 역할 기대·상담 성과 기대가 상담회기평가에 미치는 상대방효과가 유의미한 경향성을 보였다. 이는 상담에 대한 기대가 자신의 상담회기평가에 미치는 자기효과는 상담에 대한 기대의 네 가지 차원 모두에서 나타나지만, 상대방의 상담에 대한 기대가 자신의 상담회기평가에 미치는 상대방효과는 상담자 전문성 기대·내담자 역할 기대·상담 성과 기대에서만 나타난다는 것을 의미한다. 이는 상담에 대한 기대의 하위요인 중에서 특히 상담자의 전문성, 내담자의 역할, 상담 성과에 대한 긍정적인 기대가 상대방의 상담회기에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다는 점을 시사한다. 따라서 상담 장면에서 상담자와 내담자 모두 상담자의 전문성, 내담자의 역할, 상담 성과에 대해서 얼마나 기대를 하고 있는지 파악하고, 이러한 기대가 상대방의 상담회기평가에 긍정

적인 영향을 미칠 수 있음을 인식하는 것이 중요할 것이다.

상담에 대한 기대의 하위요인 중에서 상담관계 기대의 상대방효과가 유의하지 않게 나온 결과에 대해서는 다음과 같은 점을 고려해 볼 수 있다. 우선, 상담자와 내담자에 따라서 상대방의 상담회기평가에 미치는 영향이 서로 다르다는 점이다. 상관관계에서 상담자의 상담관계 기대와 내담자의 상담회기평가 간에는 유의미한 정적 상관이 나타났지만($r = .24, p < .01$), 내담자의 상담관계 기대와 상담자의 상담회기평가 간에는 정적 상관이 나타나지 않았다($r = .10, p > .05$). 따라서 상담자의 상담관계 기대가 내담자에게 미치는 상대방효과는 나타나지만, 내담자의 상담관계 기대가 상담자에게 미치는 상대방효과는 나타나지 않아서 전체적인 상대방효과가 나타나지 않았을 가능성이 있다. 비록 유의미한 경향성을 보이지는 않았지만 다른 상담에 대한 기대의 하위요인들이 상담회기평가에 미치는 상대방효과와 상담관계 기대가 상담회기평가에 미치는 상대방효과가 큰 차이를 보이지 않았기 때문에 조심스럽게 해석할 필요가 있다($r_{30} = 0.12, p = .103$). 따라서 후속 연구에서 상담에 대한 기대의 하위요인이 상담회기평가에 미치는 상대방효과를 반복해서 검증해볼 필요가 있겠다.

한편, 상담관계 기대와 상담자 전문성 기대에 있어서, 상담자와 내담자에 따라서 회기 순조로움에 대한 상대방효과가 다른 것으로 나타났다. 즉, 상담자가 상담관계 기대와 상담자 전문성 기대를 많이 할수록 내담자는 회기 순조로움을 높게 지각하는 반면, 내담자가 상담관계 기대와 상담자 전문성 기대를 지각하는 것과 상담자의 회기 순조로움 간에는 관련

이 없는 것으로 나타났다. 이는 상담자가 상담관계 기대와 상담자 전문성 기대를 많이 하는 것이 내담자들로 하여금 정서적인 차원에서 상담 회기를 긍정적으로 지각하도록 돕지만, 내담자가 상담관계 기대와 상담자 전문성 기대를 많이 하는 것이 상담자의 회기 순조로움에는 영향을 주지 않는다는 것을 의미한다. 이러한 결과가 나타난 것에 대해 다음과 같은 점을 고려해 볼 수 있다. 상담에 대한 기대 척도는 상담자의 기대(예: '나<상담자>는 어떤 치료 계획이 가장 좋은 지를 결정할 것이라고 기대한다.')와 내담자의 기대(예: '나<내담자>는 가능한 한 나의 느낌을 표현하고 그 느낌에 대한 이야기를 나누게 될 것이라고 기대한다.')를 묻는 문항들로 구성되어 있다. 상담에 대한 기대의 하위요인 중에서 상담관계, 상담자의 전문성에 대한 기대 요인은 주로 상담자의 행동과 태도에 대한 기대를 묻는 문항들로 이루어졌고, 내담자 역할, 상담 성과에 대한 기대 요인은 주로 내담자의 행동과 태도에 대한 기대를 묻는 문항들로 이루어졌다. 이는 상담자가 어떤 행동과 태도를 보일 것이라고 내담자가 기대하는 것이 상담자의 회기 순조로움에 영향을 주지는 않지만, 상담자가 상담 장면에서 자신이 어떠한 행동과 태도를 보일 것이라고 기대하는 것이 내담자의 회기 순조로움에 긍정적인 영향을 줄 수 있다는 점을 시사한다. 따라서 상담자는 내담자가 정서적인 차원에서 상담 회기를 긍정적으로 지각하는 것을 돕기 위해 상담자 자신의 역할에 대한 긍정적인 기대를 가지는 것에 초점을 두는 것이 중요할 것이다.

셋째, 작업동맹이 상담회기평가에 미치는 자기효과와 상대방효과를 검증한 결과, 자기효과와 상대방효과 모두 유의미한 것으로 나

타났다. 즉, 작업동맹을 높게 지각할수록 자신의 상담회기평가를 높게 지각하게 될 뿐만 아니라 상대방도 상담회기평가를 높게 지각하게 된다는 것을 알 수 있다. 이러한 자기효과는 Kivlighan(2007)의 연구결과와 유사하다.

한편, 상담자와 내담자에 따라서 회기 순조로움에 대한 작업동맹의 자기효과와 상대방효과는 다른 것으로 나타났다. 자기효과에 있어서는 상담자가 내담자보다 자기 작업동맹과 회기 순조로움의 정적 관련성이 더 강한 것으로 나타났고, 상대방효과에 있어서는 내담자의 상대방(상담자) 작업동맹과 회기 순조로움 간에 정적 관련성이 상담자의 상대방(내담자) 작업동맹과 회기 순조로움 간에 정적 관련성보다 더 큰 것으로 나타났다. 이는 자신의 작업동맹이 자신의 회기 순조로움에 미치는 자기효과는 상담자가 내담자보다 더 크고, 상담자의 작업동맹이 내담자의 회기 순조로움에 미치는 상대방효과가 내담자의 작업동맹이 상담자의 회기 순조로움에 미치는 상대방효과보다 더 크다는 것을 의미한다. 상담자와 내담자 간에 나타나는 상대방효과의 차이는 Brossart, Wilson, Pattion, Kivilighan과 Multion (1998) 및 Kivlighan(2007)의 연구 결과와 유사하다. 이러한 결과는 상담 장면에서 상담자가 내담자와의 긍정적인 협력을 지각하는 것이 자신 뿐 아니라 내담자의 회기 순조로움을 극대화시켜 줄 수 있다는 것을 의미한다. 이는 상담 실제에서 상담자가 내담자의 작업동맹 수준과 회기 순조로움을 확인하기 어려울 때 상담자 자신의 작업동맹 수준을 통해 내담자의 회기 순조로움을 예측해볼 수 있다는 점에서 의미가 있다. 따라서 상담자는 내담자가 정서적인 차원에서 상담 회기를 긍정적으로

지각하는 것을 돕기 위해 상담자 자신이 지각하는 작업동맹 수준을 높일 필요가 있고, 이를 상담 장면에서 활용하기 위해 자신의 작업동맹 수준이 어느 정도 되는지 확인하는 것이 중요할 것이다.

한편, Kivlighan(2007)의 연구에서는 회기 순조로움에 대한 상대방효과와 역할 간의 상호작용은 발견되지 않았고 회기 깊이에 대한 상대방효과와 역할 간의 상호작용이 발견되었다는 점에서 본 연구 결과와 차이가 있었다. Kivlighan(2007)의 연구에서는 상담자의 작업동맹이 내담자의 회기 깊이에는 영향을 끼치지 않지만, 내담자의 작업동맹이 상담자의 회기 깊이에는 영향을 미치지 않았다. 이는 상담자가 지각한 내담자와의 긍정적인 협력관계가 미국의 내담자들에게는 과제 차원에서 상담 회기를 긍정적으로 지각하게 하지만, 우리나라 내담자들에게는 정서적인 차원에서 상담 회기를 긍정적으로 지각하게 한다는 점에서 의미가 있겠다. 하지만, Kivlighan(2007)의 연구와 본 연구의 대상이 다르기 때문에 조심스럽게 해석할 필요가 있고, 추후 연구에서 작업동맹과 상담회기평가의 관계에서 나타난 문화 차이를 구체적으로 확인해 볼 필요가 있겠다.

본 연구가 가지는 한계점과 추후 연구를 위한 제언은 다음과 같다.

첫째, 내담자들의 기대와 상담자들의 기대의 하위차원들이 다를 수 있기 때문에, 본 연구에서 분석된 상담자들의 상담에 대한 기대는 이러한 점을 고려해서 해석될 필요가 있다. Meyer 등(2002)은 상담자가 다른 상담 접근법을 가지고 개입을 하기 때문에 상담자의 상담에 대한 기대 개념을 분명히 할 필요가 있음을 제안하였다. 추후 연구에서 상담자들의 상담에 대한 기대 개념을 분명히 함과 동시에

상담자와 내담자들의 상담에 대한 기대의 하위 차원이 어떻게 다른지 확인해볼 필요가 있겠다.

둘째, 상담회기를 고려할 필요가 있다. Horvath(1994)는 3~4회기 때 측정된 작업동맹이 상담 성과를 가장 잘 예측해준다고 하였다. 이는 측정 시점에 따라 결과에 차이가 나타날 수 있음을 의미한다. 이와 같이 상담에 대한 기대와 작업동맹은 일관되게 유지되는 것이 아니라 상담 과정에서 변화하는 개념이기 때문에(이정화, 연문희, 2009) 추후 연구에서는 상담회기에 따라서 상담에 대한 기대와 작업동맹이 상담회기평가에 미치는 영향이 어떻게 달라지는지 확인해볼 필요가 있다.

셋째, 연구대상이 비교적 상담관계가 좋은 상담자-내담자 쌍에 편중되었을 가능성이 있다. 본 연구에서는 한 상담자가 여러 명의 내담자들 중에서 무선적으로 한명의 내담자와 설문을 하도록 안내를 하였지만, 설문에 협조적이고 상담관계가 잘 이루어진 내담자들에게 설문을 요청했을 가능성이 있다. 본 연구에서 상담자와 내담자의 상담에 대한 기대 차이를 비교한 결과, 상담관계에 대한 기대를 제외하고 상담에 대한 기대 점수가 상담자보다 내담자가 더 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 금명자(2002)의 연구에서 내담자보다 상담자의 상담에 대한 기대가 더 높았던 것과는 다른 결과로 본 연구에 참여한 내담자들이 비교적 자발적이고 상담관계가 좋기 때문에 상담에 대한 기대가 높은 것으로 해석될 수 있다. 따라서 추후 연구에서는 내담자의 자발성, 상담관계의 질 등을 고려할 필요가 있겠다. 이러한 변인들의 영향을 확인하기 위해서 다층 모형을 다양한 방식으로 설계하는 것이 유용할 수 있겠다. 예를 들어 상담자를 상위수

준, 그 상담자가 상담을 하는 여러 내담자들을 하위수준으로 하는 다층 모형을 설계한다면 다양한 내담자와 상담자 변인들의 영향을 확인해 볼 수 있을 것이다.

넷째, 상담회기평가를 자기보고식으로 측정하였다. 따라서 사회적으로 바람직하다고 생각되는 방식으로 설문에 응답했을 가능성이 있고, 실제적인 내담자의 변화 정도나 기능수준을 반영하지 못하였다. 추후에는 사회적 바람직성을 통제하면서, 내담자의 실제적인 변화 정도나 기능 수준을 측정할 수 있는 상담회기평가 도구를 이용할 필요가 있겠다. 예를 들어 김정욱(2003)의 연구에서 사용된 GAF(전반적 기능수준)와 같은 도구를 사용한다면 상담의 성과변인으로 가장 중요하게 고려되어야 할 내담자의 실제적인 변화 정도나 기능 수준의 향상을 측정할 수 있을 것이다(김은하, 박승민, 2011).

마지막으로, 문화적 차이가 있을 수 있기 때문에 이를 고려할 필요가 있다. 김은희와 주은선(2001)은 미국의 내담자들은 상담에 대한 참여를 우선적으로 기대하고 있는 반면에, 우리나라의 내담자들은 상담자의 인격적인 자질과 전문성에 대해 우선적으로 기대한다고 하였다. 즉, 미국의 내담자들은 상담에 대하여 능동적인 반면, 한국의 내담자들은 수동적이고 의존적인 자세로 상담에 임한다고 언급하면서 수동적으로 임하는 우리나라 내담자들의 특성을 고려할 필요가 있음을 제안하였다. 이는 상담에 대한 기대가 상담 성과에 미치는 영향이 문화적으로 다를 수 있음을 의미하는 것으로, 우리나라 내담자들을 대상으로 하였을 때와 미국의 내담자들을 대상으로 했을 때 상담에 대한 기대가 상담 성과에 미치는 영향의 차이를 확인해 볼 필요가 있겠다.

그러나 이러한 제한점에도 불구하고 본 연구는 상담자-내담자 쌍 자료를 가지고 다층모형을 이용한 APIM 분석을 통해 상담자-내담자 관계 내에서 일어나는 개인 내 영향과 대인간 영향에 관한 탐색을 시도해 보았다는 점에서 의의가 있다. 이는 대부분의 상담 연구에서 상담자와 내담자의 상호성을 고려하지 않아서 생기는 통계적인 유의미성 검증의 편향으로 1종 오류나 2종 오류의 위험이 증가되는 것(Cook & Snyder, 2005), 그리고 상담자와 내담자 관계 내에서 어떤 사람이 상대방에 대한 영향력이 더 크지와 같은 중요한 정보들을 얻지 못하게 되는 것(Cook & Kenny, 2005)에 대한 한계점을 보완하였다는 점에서 의미가 있겠다.

참고문헌

강혜영 (1995). 상담자 경력에 따른 상담협력관계의 차이 분석. 서울대학교 석사학위논문.
 금명자 (2002). 청소년 내담자와 상담자의 상담에 대한 기대 차이 및 문화적 특성과의 관계. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 14(3), 529-546.
 금명자, 양미진 (2001). 청소년과 부모의 내외 통제성에 따른 상담에 대한 기대 차이, 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 13(3), 75-94.
 금명자, 이장호 (1990). 상담에 대한 내담자의 기대, 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 3(1), 23-45.
 김수연 (2010). 청소년 내담자의 상담기대가 상담 성과에 미치는 영향. 중앙대학교 석사학위논문.

김은하, 박승민 (2011). 작업동맹(working alliance)에 관한 국내 연구의 동향. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 23(1), 1-25.
 김은희, 주은선 (2001). 내담자 변인과 상담형태에 따른 내담자의 상담에 대한 기대감 연구- 중학생과 고등학생을 중심으로. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 13(1), 51-77.
 김정옥 (2003). 방어 성숙도와 상담자 개입이 심리증상 및 작업동맹에 미치는 영향. 서울대학교 박사학위논문.
 유성경, 손난희 (2010). 내담자의 상담 기대와 실제 상담 성과와의 관계에서 치료동맹의 매개효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 22(4), 931-947.
 이상희, 김계현 (1993). 상담회기 평가질문지의 타당화 연구. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 5(1), 30-47.
 이수림 (2008). 상담자의 지혜와 상담과정 및 성과에 관한 연구. 가톨릭대학교 박사학위논문.
 이장호, 금명자 (1991). 우리나라 대학생의 상담에 대한 기대. 학생연구, 26(1), 1-18.
 이정화, 연문희 (2009). 치료 동맹의 발달 유형과 상담 성과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 21(1), 1-24.
 최한나 (2010). 상담관계의 두 가지 측면: 작업동맹과 실제관계. 인간이해, 31(2), 85-101.
 한소영, 신희천 (2010). 상담 장면에서 내담자의 기본 심리적 욕구 만족 척도의 개발과 타당화. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 22(4), 993-1021.
 Al-Darmaki, F., & Kivlighan, D. M. (1993). Congruence in client-counselor expectations for relationship and the working alliance. *Journal*

- of *Counseling Psychology*, 40(4), 379-384.
- Bordin, E. S. (1979). The generalizability of the psychoanalytic concept of the working alliance. *Psychotherapy: Theory, research & practice*, 16(3), 252-260.
- Brossart, D. F., Willson, V. L., Patton, M. J., Kivlighan Jr, D. M., & Multon, K. D. (1998). A time series model of the working alliance: A key process in short-term psychoanalytic counseling. *Psychotherapy: Theory, Research, Practice, Training*, 35(2), 197-205.
- Campbell, L., & Kashy, D. A. (2002). Estimating actor, partner, and interaction effects for dyadic data using PROC MIXED and HLM: A user-friendly guide. *Personal Relationships*, 9(3), 327-342.
- Constantino, M. J., Glass, C. R., Arnkoff, D. B., Ametrano, R. M., & Smith, J. Z. (2011). Expectations. In J. C. Norcross (Ed.), *Psychotherapy relationships that work: Evidence-based responsiveness* (2nd ed., pp. 354-376). New York, NY: Oxford University Press, Inc.
- Constantino, M. J., Penek, S., Bernecker, S. L., & Overtree, C. E. (2014). A Preliminary Examination of Participant Characteristics in Relation to Patients' Treatment Beliefs in Psychotherapy in a Training Clinic. *Journal of Psychotherapy Integration*, 24(3), 238-250.
- Cook, W. L., & Kenny, D. A. (2005). The actor-partner interdependence model: A model of bidirectional effects in developmental studies. *International Journal of Behavioral Development*, 29(2), 101-109.
- Cook, W. L., & Snyder, D. K. (2005). Analyzing nonindependent outcomes in couple therapy using the actor-partner interdependence model. *Journal of Family Psychology*, 19(1), 133-141.
- Dew, S. E., & Bickman, L. (2005). Client expectancies about therapy. *Mental Health Services Research*, 7(1), 21-33.
- Goldfarb, D. E. (2002). College Counseling Center Clients' Expectations About Counseling: How They Relate to Depression, Hopelessness, and Actual Ideal Self Discrepancies. *Journal of College Counseling*, 5(2), 142-152.
- Hatchett, G. T., & Han, K. (2006). Development and evaluation of new factor scales for the expectations about counseling inventory in a college sample. *Journal of clinical psychology*, 62(10), 1303-1318.
- Horvath, A. O. (1994). Empirical Validation of Bordin's Pantheoretical Model of the Alliance: The Working Alliance Inventory Perspective. *The working alliance*, 109-128.
- Horvath, A. O. (2001). The alliance. *Psychotherapy: Theory, research, practice, training*, 38(4), 365-372.
- Horvath, A. O., & Greenberg, L. S. (1989). Development and validation of the Working Alliance Inventory. *Journal of counseling psychology*, 36(2), 223-232.
- 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(4), 672-679.
- Joyce, A. S., & Piper, W. E. (1998). Expectancy, the therapeutic alliance, and treatment outcome in short-term individual

- psychotherapy. *The Journal of psychotherapy practice and research*, 7(3), 236-248.
- Kashy, D. A., & Kenny, D. A. (2000). The analysis of data from dyads and groups. *Handbook of research methods in social and personality psychology*, 451-477.
- Kenny, D. A., & Ledermann, T. (2010). Detecting, measuring, and testing dyadic patterns in the actor-partner interdependence model. *Journal of Family Psychology*, 24(3), 359-366.
- Kivlighan Jr, D. M. (2007). Where is the relationship in research on the alliance? Two methods for analyzing dyadic data. *Journal of Counseling Psychology*, 54(4), 423-433.
- Lambert, M. J. (1992). Implications of outcome research for psychotherapy integration. In A. E. Bergin & S. L. Garfield (Eds.), *Handbook of psychotherapy and behavior change* (4th ed., pp.72-113). New York: Wiley.
- Marcus, D. K., Kashy, D. A., & Baldwin, S. A. (2009). Studying psychotherapy using the one-with-many design: The therapeutic alliance as an exemplar. *Journal of Counseling Psychology*, 56(4), 537-548.
- 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(4), 1051-1055.
- Newsom, J. T., & Nishishiba, M. (2002). *Nonconvergence and sample bias in hierarchical linear modeling of dyadic data*. Unpublished manuscript, Portland State University.
- Norcross, J. C., Krebs, P. M., & Prochaska, J. O. (2011). Stages of change. *Journal of clinical psychology*, 67(2), 143-154.
- Patterson, C. L., Uhlin, B., & Anderson, T. (2008). Client's pretreatment counseling expectation as predictors of the working alliance. *Journal of Counseling Psychology*, 55(4), 528-534.
- Raudenbush, S., Bryk, A., Cheong, Y. F., & Congdon, R. (2004). HLM 6: Hierarchical and Nonlinear Modeling [Computer software]. *Lincolnwood, IL: Scientific Software International*.
- Safren, S. A., Heimberg, R. G., & Juster, H. R. (1997). Clients' expectancies and their relationship to pretreatment symptomatology and outcome of cognitive-behavioral group treatment for social phobia. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 65(4), 694-698.
- Stiles, W. B. (1989). *Use of the session evaluation questionnaire*, Manuscript, Miami University.
- Swift, J. K., Callahan, J. L., & Vollmer, B. M. (2011). Preferences. *Journal of Clinical Psychology*, 67(2), 155-165.
- Tinsley, H. E., Bowman, S. L., & Barich, A. W. (1993). Counseling psychologists' perceptions of the occurrence and effects of unrealistic expectations about counseling and psychotherapy among their clients. *Journal of Counseling Psychology*, 40(1), 46-52.
- Tinsley, H. E., Workman, K. R., & Kass, R. A. (1980). Factor analysis of the domain of client expectancies about counseling. *Journal of Counseling Psychology*, 27(6), 561-570.

한국심리학회지: 상담 및 심리치료

Tracey, T. J., & Kokotovic, A. M. (1989). Factor structure of the Working Alliance Inventory. *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 1(3), 207-210.

원 고 접 수 일 : 2014. 08. 15

수정원고접수일 : 2014. 10. 23

게 재 결 정 일 : 2014. 10. 31

The Effects of Counselor's and Client's Counseling Expectation and Working Alliance on Session Evaluation: Testing Actor and Partner Effects

Chul-Oh Ha

Hee-Cheon Shin

Ajou University

This study analyzed the data through APIM based on MLM to investigate the interaction of counselor and client in the effects of counseling expectation and working alliance on session evaluation. For this purpose, counseling expectation was measured before starting the most recent session and working alliance, session evaluation were measured after the session. Participants for the study were 112 counselor-client dyads. Results of the study showed that actor effects of counseling expectation on session evaluation were more clear than partner effects. Partner effects were partly shown in expectations for counselor's expertness, client's role and counseling outcome. Additionally, results found that counselor's and client's counseling expectation could show different effects on partner's session smoothness. Furthermore, actor and partner effects of working alliance on session evaluation were significant, but moderating effects of the counselor and client roles on session smoothness were indicated. Finally, implications and limitations of the present study are discussed.

Key words : *Counseling Expectation, Working Alliance, Session Evaluation, Actor-Partner Interdependence Model, Multilevel Modeling*