

## 상담자의 상담경력이 작업동맹에 미치는 영향: 내담자가 지각한 상담자 특성의 조절효과

조 민 경

장 유 진<sup>†</sup>

한양대학교

본 연구의 목적은 상담자의 상담경력이 작업동맹에 미치는 영향을 확인하고, 이들의 관계에서 내담자가 지각한 상담자 특성의 조절효과를 검증하는 것에 있다. 이를 위해 서울과 경기 지역 대학상담센터와 청소년상담센터에서 개인상담을 하고 있는 133쌍의 상담자-내담자를 대상으로 설문조사를 실시하였다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 상담자의 상담경력은 작업동맹과 유의미한 상관관을 보이지 않아, 상담경력이 작업동맹 형성에 미치는 영향은 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 둘째, 내담자가 상담자의 전문성을 높게 지각한 경우 상담자의 상담경력이 높아지면 내담자가 지각한 전반적인 작업동맹의 수준도 높아지는 것으로 확인되었다. 구체적으로는 내담자가 상담자의 호감도, 전문성, 혹은 신뢰성을 높게 지각한 경우, 상담자의 상담경력이 많을수록 상담과정에서 과제가 합의되었다고 지각하는 정도가 높은 것으로 밝혀졌다. 이와 유사하게, 자신의 상담자를 보다 전문적이거나 신뢰롭게 지각한 내담자들의 경우, 상담자의 상담경력이 많을수록 목표가 합의되었다고 지각하는 정도가 높은 것으로 나타났다. 본 연구는 작업동맹 형성에 영향을 미치는 선행 변인에 대한 실증적 연구로서, 연구결과를 통해 객관적/범상황적 요인으로 간주되는 상담자의 상담경력과 주관적/사례특정적 요인으로 간주되는 내담자가 지각한 상담자 특성 간의 상호작용 양상을 구체적으로 조명한 것에 의의가 있다.

주요어 : 상담자의 상담경력, 작업동맹, 상담자 특성, 호감도, 전문성, 신뢰성

<sup>†</sup> 교신저자(Corresponding Author): 장유진 / 한양대학교 상담심리대학원 / 서울시 성동구 왕십리로 222  
Tel: 02-2220-2614 / E-mail: yoojinjang@hanyang.ac.kr

## 서 론

상담 성과의 극대화는 현장에서 상담을 하고 있는 상담자들과 그 과정을 연구하는 상담학자들의 주 관심사일 것이다. 이에 상담 성과에 영향을 주는 요인을 설명하고자 하는 노력은 지속적으로 이루어지고 있다. 그 결과로서 의학 모델(medical model)에서는 각 상담 이론에서 제시하는 차별적이고 고유한 상담 기법과 같은 특수요인(specific factors)을 치료 요인으로 간주한다(Chambless & Hollon, 1998; Crits-Christoph, 1997; DeRubeis & Crits-Christoph, 1998). 이는 가장 효과적인 이론과 상담 기법을 규명하고자 하는 노력으로 이론 간 상담 효과의 차이에 초점을 맞추어 상담 성과를 설명하고 있다. 반면 맥락 모델(contextual model)에서는 모든 상담 이론들이 공통적으로 가지고 있는 치료적 맥락 요인을 통해 상담 성과를 설명한다(Frank & Frank, 1991; Garfield, 1992; Wampold, 1997, 2000). Wampold(2001, 2007)는 모든 상담 이론이 공통적으로 기반하고 있는 치료적 요인이 있으며, 이러한 공통 요인(common factors)은 특수 요인보다 상담 성과에 더 큰 영향을 미친다고 하였다. 이는 특정 이론과 치료 기법보다는 치료적 맥락이 더 중요하며, 상담 성과를 극대화하기 위해서는 범이론적 공통 요인에 관심을 기울일 필요가 있음을 시사해주고 있다.

상담관계로서의 작업동맹(working alliance)은 맥락 모델에서 제시하는 주요한 치료적 공통 요인이다(Grencavage & Norcross, 1990). Greenson(1967)에 의해 처음 사용된 작업동맹이라는 용어는 상담과정에서 나타나는 내담자와 상담자 간의 협력 관계를 의미하며 치료적 관계(therapeutic relationship) 혹은 치료적 동맹(therapeutic alliance)이라는 용어와 혼용되어 사용되고 있다. 하지만 범이론적 공통요인으로서의 작업동맹의 의미를 가장 명확하게 규

명한 사람은 Bordin(1979)으로 그는 특정 이론이나 치료법에 국한되지 않고 효과적인 치료 작업을 위해 필요한 상담자와 내담자 간의 관계 요소를 ‘치료 목표에 대한 합의’, ‘과제의 합의’ 그리고 ‘인간적 관계로서의 유대감’으로 제안하여, 이 세 가지 요소를 포괄하는 개념으로 작업동맹으로 정의하였다. 맥락 모델의 설명처럼 Bordin(1979)이 정의한 작업동맹과 상담 성과 간의 유의한 관련성은 국내외의 실증적 연구에서 일관되게 확인되고 있다(나현미, 정남운, 2016; 유성경, 손난희, 2010; DeRubeis, Brotman, & Gibbons, 2005; Horvath & Greenberg, 1989; Horvath & Symonds, 1991; Martin, Garske, & Davis, 2000). Klein 등(2003)은 작업동맹이 우울증 환자의 증상 개선에 영향을 준다는 점을 확인하였으며, Barber, Connolly, Crits-Christoph, Gladis, Siqueland(2000)는 작업동맹이 불안장애, 강박적 성격장애, 만성 우울장애 환자들의 증상 변화에 영향을 미쳤음을 보고하였다. 특히 국내연구를 중심으로 작업동맹과 상담성과의 관계에 대한 메타분석을 진행한 유성경 등(2017)은 작업동맹은 상담 성과와 높은 관련성을 가지며, 특히 국외보다 국내의 경우 둘 간 관련성이 비교적 더 크게 나타난다는 점을 확인하였다. 이러한 결과들은 상담 성과를 높이기 위해서 내담자와 상담자 간의 작업동맹을 견고하게 하는 것이 중요함을 보여준다.

맥락 모델에서는 상담자 요인 역시 상담 성과에 영향을 주는 공통 요인으로 간주된다(Kim, Wampold, & Bolt, 2006; Wampold & Brown, 2005). 어떤 상담자가 상담을 진행하느냐는 특정 상담 기법 보다 상담 효과에 더 결정적인 역할을 하며(Ahn & Wampold 2001), 이러한 상담자 요인은 내담자와 상담자의 작업동맹에도 영향을 미친다(Ackerman & Hilsenroth, 2003; Coady & Marziali, 1994; Kivlinghan et al., 1993; Price & Jones, 1998).

작업동맹과 관련 있는 상담자 요인에 대한 선행 연구 결과들을 종합해보면, 상담경력, 수련경험, 발달수준, 공감능력과 같은 전문성 관련 변인과 사회적 지지, 친밀감에 대한 편안함, 상태불안, 자기효능감과 같은 개인적 특성이 작업동맹과 관련이 있음을 알 수 있다(강혜영, 1995; 구정은, 1999; 조영주, 1998; 최명선, 김광웅, 한현주, 2005; 황진희, 2000; 홍수현, 최혜림, 2001; Dunkel & Friedlander, 1996; Hersoug et al., 2001). 하지만, 이들 중 상담경력 변인은 작업동맹에 긍정적인 영향을 미친다는 견해와 특별한 영향을 미치지 못한다는 견해가 혼재되어 있어 두 변인 간의 관계에 대한 보다 정교한 탐색이 필요하다.

Hill 등(2017)은 상담자의 전문성은 상담을 한 경험이 얼마나 많은가로 측정될 수 있다고 하였다. 실제 국내 한국상담학회에서는 전문상담사 1급의 자격취득기준을 720시간 이상의 상담시간 및 교육시간으로 두고 있으며, 유관학회인 한국상담심리학회에서 발급하는 상담심리사 1급 자격증은 400회기 이상의 면접상담횟수를 자격취득기준으로 두고 있다. 이는 상담경험이라는 객관적 지표가 상담자의 전문성을 나타낸다고 간주하기 때문일 것이다. 하지만 이에 대한 실증적 증거는 매우 부족한 실정이다. 국내에서는 최명선, 김광웅, 한현주(2005)의 연구에서 상담자의 상담경력이 많을수록 내담자와의 효과적인 작업동맹을 맺을 가능성이 높은 것으로 나타나, 작업동맹을 견고하게 하기 위해서는 상담자의 상담경력이 중요함을 시사하고 있다. 하지만, 몇몇의 연구들(조영주, 1998; Dunkel & Friedlander, 1996; Kivlighan, Patton, & Foote, 1998)은 상담경력이 많고 적음이 효과적인 작업동맹을 맺는 것에 영향을 미치지 못한다는 상반된 결과를 보여주기도 하였다. 이러한 비일관적인 결과에 대해 심정미(2017)와 강혜영(1995)의 연구는 작업동맹을 내담자가 평정한 것과 상담자

가 평정한 것에 따라 상담경력의 효과 크기에 차이가 존재할 수 있음을 시사하는 연구결과를 제시하였다. 심정미(2017)는 작업동맹에 영향을 미치는 변인에 대해 국내연구를 대상으로 메타분석을 실시한 결과 상담자의 상담경력은 작업동맹에 중간 정도의 효과크기가 있음을 밝혔다. 하지만 이는 작업동맹을 상담자가 평정한 경우에 국한된 결과였으며, 작업동맹을 내담자가 평정한 경우에는 상담경력이 현저히 낮은 효과크기를 보이는 것으로 나타났다. 마찬가지로 강혜영(1995)의 연구에서도 상담자의 상담경력은 상담자가 평정한 작업동맹과는 정적 상관을 보였으나, 내담자가 평정한 작업동맹과는 유의한 관련성이 나타나지 않았다. 이와는 달리, 최명선, 김광웅, 한현주(2005)의 연구에서는 작업동맹을 내담자가 평정했음에도 불구하고 상담자의 상담경력과 작업동맹 간 유의미한 정적 상관을 보였다. Mallinckrodt와 Nelson(1991)의 연구에서도 상담자와 내담자가 모두 작업동맹을 평정하였으며, 평정자와 상관없이 상담자의 상담경력과 작업동맹 간의 긍정적 상관을 보였다. 이와 같은 혼재된 결과는 상담자의 상담경력이 작업동맹에 미치는 효과의 크기를 조절하는 변인이 작용할 수 있음을 추측하게 한다. 또한 상담자가 평정한 작업동맹 수준과 상담경력 간의 관계는 비교적 일관된 결과(정적 상관이 있음)를 보이고 있으나, 내담자가 평정한 작업동맹 수준과 상담경력 간의 관계는 비일관된 결과(정적 상관이 있거나 혹은 유의미한 상관이 없음)를 보이고 있는 것으로 보아, 상담자의 상담경력과 작업동맹 간의 관계를 조절하는 변인은 내담자의 주관적 지각과 관련 있을 것으로 추론해 볼 수 있다.

객관적으로 상담자의 상담경력이 많아도 내담자에게 상담자가 전문성이 있다고 주관적으로 지각되지 못하면 효과적인 작업동맹을 맺거나 상담

성과를 이끌어 내기는 어려울 수 있다. 오충광과 정남운(2007)은 내담자가 지각한 상담자 특성은 작업동맹에 직접적인 영향을 미친다고 하였다. 내담자가 자신의 상담자를 어떻게 느끼고 생각하고 있는지에 따라 상담자의 영향력이 결정되며, 이는 내담자의 변화를 이끌어내는 힘이 된다(Strong, 1968; Strong & Matross, 1973). 상담자 특성에 대한 내담자의 지각이란 내담자가 상담자를 어떻게 느끼고 생각하는가를 의미하는 것(오충광, 정남운, 2007)으로 호감도, 전문성, 신뢰성 차원으로 구별된다(Barak & LaCross, 1975). 호감도(attractiveness)란 상담자에 대한 긍정적 감정으로 상담자를 좋아하고 존경하는 마음, 상담자의 승인을 얻고자 하는 마음, 상담자를 닮고자 하는 마음을 모두 포함한다(Schmidt & Strong, 1971; Strong & Dixon, 1971). 전문성(expertness)이란 상담자가 내담자의 문제를 효과적으로 다루고 명확한 결론에 도달할 수 있는 정보를 가지고 있으며 그 정보를 다룰 수 있는 능력을 보유하고 있는지에 대한 내담자의 믿음이다(Strong & Dixon, 1971). 마지막으로 신뢰성(trustworthiness)이란 상담자의 진실함과 개방성으로, 상담자가 내담자에게 숨김이 없으며 솔직하다고 내담자가 믿는 것이다(오충광, 정남운, 2007; Barak & LaCross, 1975). 이처럼 상담자의 특성(호감도, 전문성, 신뢰성)에 대한 내담자의 지각은 상담자의 전문적인 역량이 상담효과에 영향을 미치는데 기여한다(Barak & LaCross, 1975; Strong & Dixon, 1971).

내담자가 지각한 상담자 특성은 상담 관계에 영향을 주는 요인으로서 그 중요성이 매우 크다. 따라서 효과적인 작업동맹을 형성하기 위해서는 상담자 요인 뿐 아니라 상담자를 내담자가 어떻게 지각하고 있는지에 대한 내담자의 주관적 지각이 미치는 영향 관계를 명확히 밝힐 필요가 있다. 하지만, 그동안의 작업동맹에 관한 연구는 상

담자 요인(Ackerman & Hilsenroth, 2003; Coady & Marziali, 1994; Kivlinghan et al., 1993; Price & Jones, 1998)과 내담자 요인(Satterfield & Lyddon, 1998; Hentschel, Kiessling, & Rudolf, 1997) 각각이 작업동맹에 미치는 영향을 밝히는데 초점을 맞추었을 뿐, 내담자가 지각한 상담자 요인이 작업동맹 형성에 미치는 영향력을 구체적으로 검토한 연구는 충분하지 않다. 다만, 상담자 특성에 대한 내담자의 긍정적 지각은 상담 과정에 긍정적 영향을 미쳐 상담 성과에 기여한다는 연구(Atkinson & Carskadden, 1975; Carter, 1987; Strong, 1968; Strong & Schmidt, 1970)에서 그러한 관련성을 추론할 수 있을 뿐이다. 국내에서는 오충광과 정남운(2007)이 유일하게 상담자 특성에 대한 내담자 지각이 작업동맹에 미치는 영향을 직접적으로 검토하였으며, 그 결과 호감도, 전문성, 신뢰성 모두 작업동맹과 유의미한 상관을 보였다. 즉, 내담자가 상담자에게 인간적인 호감을 많이 느낄수록, 전문적이라고 지각할수록, 신뢰롭게 평가할수록 효과적인 작업동맹 형성 가능성이 높았다. 이러한 선행연구 결과들로 미루어 볼 때, 상담자의 전문적 특성이 라고 볼 수 있는 상담경력(작업동맹 형성에 긍정적인 영향을 미치지만, 이는 내담자가 상담자의 특성을 긍정적으로 지각했을 경우에 그러할 것이라고 추측할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 작업동맹에 영향을 미치는 상담자 요인을 객관적 지표인 상담경력(주관적 지표인 내담자가 지각한 상담자 특성이 상호작용하여 내담자가 지각한 작업동맹에 미치는 영향을 면밀하게 살펴보고자 한다.

이를 위해 본 연구에서는 상담자의 상담경력을 상담자가 경험한 상담 회기수로 평정하였다. 상담경력은 다차원적 구성개념(a multidimensional construct)으로 상담을 경험한 기간, 경험의 강도(intensity, 예를 들어, 상담 회기수), 경험의 다양성

(예를 들어, 다양한 내담자 유형), 슈퍼비전 훈련 경험의 질과 양을 모두 포함한다(Hill et al., 2017; Skovholt, Ronnestad, & Jennings, 1997). 실제로 최근 국내 연구들은 상담경력을 주로 상담경험의 기간을 기준으로 측정하고 있다(김순영, 배성만, 주은선, 2015; 박윤원, 신효정, 2017; 박지영, 김주연, 2016; 송재영, 이윤주, 2014). 하지만 상담경력을 상담기간으로 평정할 경우, 오랜 기간 상담을 했다는 것이 많은 상담을 경험한 것이라고 보기는 어렵다는 문제점이 있다. 가령, 1년의 동일한 상담 경험 기간을 가진 두 명의 상담자가 실제 상담을 경험한 횟수는 매우 다를 수 있기 때문에 이들의 상담경력을 동일한 수준으로 평가할 수는 없다. 따라서 본 연구는 상담경험의 강도(intensity)에 초점을 맞추어 상담을 진행한 회기수를 기준으로 상담경력을 평정하였다. 또한 상담자의 특성과 작업동맹은 내담자의 평정으로 측정하였다. 비록 상담자와 내담자가 함께 상담 장면에서 참여하여 같은 과정을 경험함에도 불구하고, 상담과정에 대한 지각은 서로 차이를 보일 수 있으며(Corsini, 2004; Hill et al., 1993; Jinks, 1999), 상담자들이 자신의 상담에 대해 긍정적으로 지각하고자 하는 경향이 있어 실제 상담성과에 기여하는 상담자 요인을 탐색하기 위해서는 내담자의 지각을 중심으로 한 연구가 필요하다(김창대 외, 2009). 더구나, 본 연구는 상담자의 객관적 특성인 상담자의 상담경력과 내담자가 주관적으로 지각한 상담자의 특성의 상호작용 효과를 확인하는 것에 목적이 있으므로 이러한 변인에 대해서 내담자 평정을 진행하였다.

본 연구는 상담자의 상담경력과 작업동맹 간의 관계양상이 상담자 특성에 대한 내담자의 주관적 지각에 따라 달라지는지를 확인하는데 목적이 있다. 상담경력과 내담자가 지각한 상담자 특성의 상호작용 효과를 확인함으로써 그동안 선행연구

에서 상담경력이 작업동맹 형성에 유의미한 효과를 보인다는 견해와 아무런 영향이 없다는 상반된 견해가 혼재된 이유를 설명하고자 한다. 또한 이제까지 작업동맹은 상담 성과에 대한 강력한 예언변인으로 간주되어 주로 연구되어온 반면 작업동맹에 영향을 주는 선행변인들에 대한 연구는 상대적으로 부족하여 이에 대한 적극적 탐색의 필요성이 제기되어온 바(유성경 외, 2017; 윤정숙, 유성경, 홍세희, 2012), 본 연구를 통해 작업동맹의 선행 변인을 규명하고자 한다.

이를 위해 본 연구에서 상정한 연구문제는 다음과 같다. 첫째, 상담자의 상담경력이 작업동맹에 미치는 영향은 어떠한가? 둘째, 상담자의 상담경력이 작업동맹에 미치는 영향은 내담자가 지각한 상담자 특성에 따라 달라지는가?

## 방 법

### 연구참여자 및 자료수집

본 연구의 자료는 서울과 경기 지역에 소재하는 대학상담센터와 청소년상담센터의 상담자-내담자 쌍을 대상으로 수집되었다. 연구 참여 기준은 (a) 최소 2회기 이상의 개인상담을 진행한 경우, (b) 내담자의 연령이 만 19세 이상인 경우, (c) 내담자가 설문 참여에 대한 자율적인 의사결정을 내릴 수 있고 문항에 응답할 수 있을 정도의 자아인식 능력이 있는 경우였다. 최소 2회기의 기준은 본 연구에서 측정하는 작업동맹이 3회기는 되어야 측정 가능하다는 Suh 등(1986)의 제안을 근거로 한 것이며, 내담자의 자율적 의사결정과 자아인식 능력에 관한 기준의 충족 여부는 상담자가 임상적인 판단에 따라 결정하도록 요청하였다. 각 상담자별로 1명의 내담자만을 설문 대상자로

선정하도록 하였다.

자료수집을 위해 먼저 서울과 경기 지역 25개 대학상담센터와 5개 청소년상담센터의 센터장에게 연구설명서를 첨부한 이메일을 보내 협조를 요청하였다. 센터장은 소속 기관에 근무 중인 상담자들에게 이메일을 전달하였고, 연구 참여 의사가 있는 상담자는 진행 중인 사례 중 참여 기준을 충족시키는 사례의 내담자에게 참여 의사를 타진하였다. 상담자와 내담자 모두 연구 참여에 동의한 경우, 상담자가 자신의 이름과 기관 주소를 연구자에게 이메일로 알려주었다. 연구자는 참여 의사를 보인 상담자에게 우편으로 설문 패키지를 발송하였다. 설문지는 상담자용과 내담자용이 별개의 봉투에 담겨져 보내졌고 각 봉투에는 상담자와 내담자용 연구설명서가 동봉되었다. 내담자의 경우 자신이 작성한 설문지를 봉투에 담아 봉인한 후 상담자에게 건네주었고 상담자는 이를 자신이 작성한 설문지와 함께 동봉하여 회신용 봉투에 담아 연구자에게 우송하였다. 총 151부의 설문지 중 140부의 설문지가 회수(92.7%의 회신율)되었는데, 이 중 7부는 상담자 혹은 내담자의 응답 중 상당 부분이 누락되어 최종 분석에서는 제외되었다.

최종분석에 포함된 총 133쌍의 상담자와 내담자의 기본 정보는 다음과 같다. 참여 상담자 중 124명(93.2%)이 여성, 9명(6.8%)이 남성이었고, 연령대는 20대 26명(19.5%), 30대 72명(54.2%), 40대 이상 35명(26.3%)이었다. 121명(91.0%)이 대학상담센터, 12명(9.0%)이 청소년상담센터에서 상담을 진행하고 있었고, 38명(28.6%)이 상담실습생, 44명(33.1%)이 시간제 상담원, 50명(37.6%)이 전일제 상담원이었다. 학력 수준을 보면, 석사과정 29명(21.8%), 석사학위 소지 60명(45.1%), 박사과정 26명(19.5%), 박사학위 소지 18명(13.5%)으로 나타났다. 상담자가 자신의 전체 상담경력 동안 진행한

총 상담 회기수는 개인 간 편차가 크고 점수의 범위가 매우 넓은 것으로 나타났는데, 사분편차(quartile)를 이용하여 분석한 결과 3-80회기 35명(26.5%), 81-300회기 40명(29.9%), 301-725회기 25명(18.8%), 726-5,000회기 33명(24.8%)의 분포로 나타났다. 설문에 함께 참여한 내담자들과 설문조사 시점까지 진행한 상담 회기수는 3-10회기 82명(61.6%)으로 가장 높은 빈도를 보였고, 11-20회기 30명(22.4%), 21-30회기 12명(8.8%), 30회기 이상 9명(7.2%) 순으로 확인되었다.

설문에 참여한 내담자 중 110명(82.71%)이 여성, 23명(17.79%)이 남성이었고, 연령대는 19-20세 8명(6.0%), 21-25세 94명(70.7%), 26-30세 22명(16.5%), 30세 이상 9명(6.8%)으로 확인되었다. 학력 측면에서는 95명(71.4%)이 고교 졸업, 33명(24.8%)이 학사, 5명(3.8%)이 석사학위를 소지하고 있었다. 이전 상담경험이 있는 내담자들이 41명(30.8%)이었고 경험이 없는 내담자들이 92명(69.2%)이었다.

#### 측정도구

##### 상담자와 내담자의 배경 정보

상담자와 내담자의 기본적인 인구통계학적 정보를 알아보기 위해 설문 패키지의 첫 페이지에 나이, 성별, 교육수준 등을 공통적으로 기입하도록 요청하였고, 상담자에게는 현재의 근무기관, 상담자로서의 전체 경력기간 동안 진행한 상담 회기수, 설문을 작성한 내담자와의 상담진행 회기수 등에 대한 정보를 추가적으로 요청하였다. 본 연구에서는 전체 경력기간 동안 상담자가 진행한 상담 회기수를 상담자의 상담경력으로 간주하였다. 설문을 작성한 내담자와 진행한 상담 회기수는 최소 3회기 이상 진행된 사례만을 대상으로 하는 본 연구의 참여기준을 확인하기 위한 목적

으로 수집되었다.

### 내담자가 지각한 상담자 특성

본 연구에서는 내담자가 지각한 상담자의 특성을 측정하기 위해 Corrigan과 Schmidt(1983)가 개발한 단축형 상담자 평정 양식(Counselor Rating Form-Short)을 김수현(1988)이 번안한 척도를 사용하였다. 이 도구는 호감도, 전문성, 신뢰성의 3가지 차원에서 상담자의 특성을 기술한 12개의 항목으로 구성되며, 내담자는 7점 Likert 척도(1=전혀 그렇지 않다; 7=매우 그렇다) 상에서 문항에 평정하였다. 총점이 높을수록 상담자 특성에 대해 내담자가 긍정적으로 지각한다는 것을 의미하며, 각 하위요인의 경우에도 점수가 높을수록 내담자가 상담자의 해당 특성을 높게 지각한다는 것을 의미한다. 본 연구에서 확인된 내적 일치도는 총점 .94, 호감도 .84, 전문성 .85, 신뢰성 .85로 나타나 양호한 신뢰도 수준을 보였다.

### 내담자가 지각한 작업동맹

내담자가 지각한 작업동맹의 수준을 측정하기 위해 Horvath와 Greenberg(1986)이 개발한 작업동맹 질문지-내담자용(The Working Alliance Inventory-Client Form)을 강혜영(1995)이 번안한 척도를 사용하였다. 이 도구는 Bordin(1979)이 제안한 작업동맹의 3가지 하위요인, 즉 정서적 유대, 과제합의, 목표합의를 측정하기 위해 개발된 것으로, 각 요인별 12개 문항들로 구성된 총 36개 문항으로 이루어져 있다. 내담자는 각 문항에 대해 7점 Likert 척도(1=전혀 그렇지 않다; 7=매우 그렇다) 상에서 평정하였다. 높은 총점은 내담자가 자신과 상담자의 치료적 동맹이 잘 형성되었다고 평가하고 있음을 의미하며, 각 하위요인에 대해서도 점수가 높을수록 내담자가 해당 영역의 동맹이 잘 형성되었다고 평가하고 있음을 의미한다. 본 연구에서

확인된 내적 일치도는 총점 .95, 정서적 유대 .87, 과제합의 .86, 목표합의 .85로 나타나 양호한 수준의 신뢰도를 보였다.

### 자료분석

수집된 자료는 SPSS 18.0 통계프로그램을 사용하여 다음과 같은 절차로 분석하였다. 첫째, 본 연구에서 사용된 모든 측정도구에 대해 내적 일치도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )를 산출하여 신뢰도를 확인하였다. 둘째, 평균과 표준편차 등의 기술통계 분석을 통해 상담자의 상담경력, 작업동맹, 내담자가 지각한 상담자 특성의 수준을 구명하였다. 셋째, 주요변인 간의 관계를 확인하기 위해서 상관 분석을 실시하였다. 넷째, 상담자 경력과 작업동맹 간의 관계에서 상담자 특성의 조절효과를 확인하기 위해서 2단계의 위계적 회귀분석을 실시하였다. 상담자의 상담경력을 예언변인으로, 내담자가 지각한 상담자 특성을 조절변인으로, 내담자가 평정한 작업동맹을 준거변인으로 각각 설정하였다. 1단계에서는 예언변인과 조절변인을 투입하였으며, 2단계에서는 상호작용 항을 추가로 투입하여 주효과를 통제한 후 상호작용 효과의 추가적인 설명력을 확인하였다.

## 결 과

### 주요 변인들의 상관 및 기술 통계치

본 연구의 준거변인인 작업동맹과 작업동맹에 영향을 미칠 것으로 예측한 변인인 상담경력 및 내담자가 지각한 상담자 특성 간의 상관관계 그리고 각 변인의 기술 통계치를 확인하여 표 1에 제시하였다. 왜도 지표는 절대값이 2보다 작고,

표 1. 주요 변인 간 상관관계

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. 상담경력	1.00								
2. 지각된 상담자 특성 전체	-.004	1.00							
3. 호감도	-.134	.889**	1.00						
4. 전문성	.102	.916**	.679**	1.00					
5. 신뢰성	.011	.949**	.780**	.833**	1.00				
6. 작업동맹 전체	-.001	.797**	.681**	.731**	.782**	1.00			
7. 과제합의	.022	.703**	.595**	.647**	.693**	.951**	1.00		
8. 목표합의	-.018	.706**	.594**	.663**	.684**	.929**	.848**	1.00	
9. 정서적 유대	-.005	.820**	.715**	.735**	.809**	.921**	.818**	.755**	1.00
평균	60.769	5.822	5.962	5.641	5.864	5.645	5.661	5.615	5.659
표준편차	50.862	.823	.870	.933	.887	.670	.704	.734	.716
왜도	1.033	-.688	-.923	-.408	-.804	-.213	-.374	-.310	-.159
첨도	.025	.298	.523	-.510	.553	-.532	-.422	-.202	-.711

\*\*  $p < .01$

첨도지표는 절대값이 7보다 작을 경우 정규성을 확보하는 것으로 보는 일반적 기준(Curran, West, & Finch, 1996)에 따라, 주요 변인들의 왜도와 첨도 지표를 검토한 결과 단변량 정규성 가정이 충족되는 것을 확인하였다. 또한 상관분석 결과를 보면, 상담경력은 내담자가 지각한 상담자 특성 및 작업동맹과 유의미한 상관을 보이지 않았다. 이는 상담자의 상담경력과 내담자가 지각한 상담자 특성 간의 관련성이 없음을 의미한다. 또한 상담경력과 내담자가 평정한 작업동맹 수준의 관련성 역시 없음을 의미한다. 반면, 내담자가 지각한 상담자 특성은 작업동맹과 유의미한 정적 상관을 보였는데, 이는 내담자가 상담자의 특성을 긍정적으로 지각할수록 상담자와의 작업동맹을 높게 평가함을 의미한다. 상담자 특성의 하위요인(호감도, 전문성, 신뢰성)과 작업동맹의 하위요인(과제합의,

목표합의, 정서적 유대) 간의 관계 역시 각각 통계적으로 유의미한 정적 상관을 보였다. 이는 내담자가 상담자에 대해 인간적인 매력이 있다고 느낄수록, 전문성이 있다고 지각할수록, 그리고 신뢰롭게 평가할수록 작업동맹이 형성되었다고 지각하는 정도가 높아진다는 점을 보여준다.

#### 작업동맹에 대한 상담자의 상담경력과 내담자가 지각한 상담자 특성의 영향

상담경력과 작업동맹의 관계가 내담자가 지각한 상담자 특성에 따라 달라지는지 확인하기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다. 회귀분석은 작업동맹 전체를 준거변인으로 하고, 상담경력을 예언변인, 그리고 상담자 특성 전체와 상담자 특성 하위변인(호감도, 전문성, 신뢰성)을 각각 조절변

표 2. 상담경력과 작업동맹 전체의 관계에서 내담자가 지각한 상담자 특성의 조절효과

단계	예언변인	$\beta$	$t$	$R^2$	$\Delta R^2$	$\Delta F$
1	상담경력	.001	.034	.641	.641	101.735***
	지각된 상담자 특성 전체	.545	14.264***			
2	상담경력	.021	.551	.650	.009	3.001
	지각된 상담자 특성 전체	.547	14.436***			
	상담경력×지각된 상담자 특성 전체	.076	1.732			
1	상담경력	.061	1.323	.467	.467	49.999***
	호감도	.471	10.000***			
2	상담경력	.102	1.881	.477	.009	2.018
	호감도	.468	9.962***			
	상담경력×호감도	.059	1.421			
1	상담경력	-.051	-1.223	.550	.550	69.701***
	전문성	.498	11.807***			
2	상담경력	-.067	-1.599	.571	.021	5.484*
	전문성	.516	12.261***			
	상담경력×전문성	.143	2.342*			
1	상담경력	-.006	-.159	.599	.599	85.197***
	신뢰성	.526	13.053***			
2	상담경력	.010	.243	.612	.013	3.891
	신뢰성	.535	13.355***			
	상담경력×신뢰성	.101	1.973			

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

(준거변인: 작업동맹 전체)

인으로 하여 실시하였다. 분석과정에서 예언변인과 조절변인을 1단계에 투입하여 주효과를 먼저 검토한 후, 상호작용 항을 2단계에 투입하여 주효과를 통제된 후에도 상호작용 효과가 유의한지 살펴보았으며, 분석 결과는 표 2에 제시하였다. 다중공선성을 고려하여 예언변인과 조절변인은 표준화 값(Z)을 분석에 사용하였으며, 분산팽창요인(VIF)과 공차한계(Tolerance)를 확인한 결과 분산

팽창요인은 모두 10이하이고 공차한계는 모두 .10 이상으로 나타나 분산팽창요인이 10이상이거나 공차한계가 .10이하이면 공선성이 존재한다는 기준(이학식, 임지운, 2017)에서 볼 때 다중공선성은 없는 것으로 판단하였다.

표 2에 제시된 결과를 살펴보면, 1단계 분석결과 상담경력의 주효과는 유의하지 않았으나 상담자 특성 및 상담자 특성의 하위변인(호감도, 전문

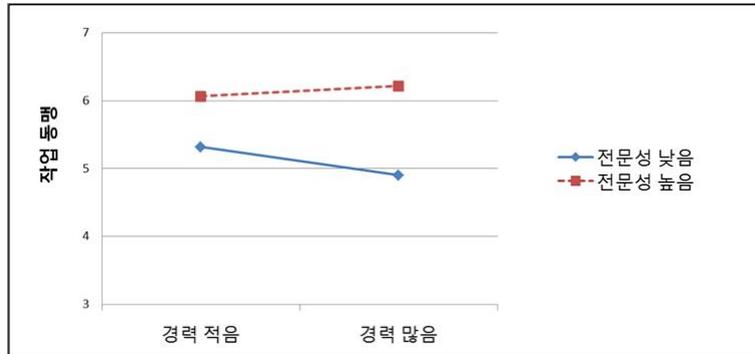


그림 1. 상담경력과 작업동맹 전체의 관계에서 전문성의 조절효과

성, 신뢰성)의 주효과는 유의한 것으로 나타났다. 2단계에서는 예언변인과 조절변인의 상호작용 항을 투입하여 준거변인인 작업동맹의 설명 변량을 유의미하게 증가시키는지 살펴보았다. 그 결과 상담자의 상담경력과 내담자가 지각한 상담자 전문성의 상호작용 항이 투입되었을 때  $R^2$  변화량이 유의미하게 증가하는 것으로 나타났다( $\Delta R^2=.021$ ,  $p=.021$ ). 반면, 상담경력과 내담자가 지각한 상담자의 호감도 및 신뢰성의 상호작용 효과는 통계적으로 유의미하게 나타나지 않았다. 이는 상담경력이 작업동맹에 미치는 효과는 내담자가 지각하는 상담자의 전문성에 따라 달라진다는 것을 의미한다. 이를 보다 구체적으로 살펴보기 위하여, Aiken과 West(1991)이 제시한 절차에 따라 상호작용의 양상을 그림 1과 같이 도식화하여 제시하였다.

그림 1을 보면, 내담자가 상담자의 전문성이 높다고 지각하는 집단의 경우 상담경력이 작업동맹에 미치는 영향이 정적으로 나타났다. 반면, 내담자가 상담자의 전문성이 낮다고 지각할 경우에는 상담경력이 많을수록 작업동맹에 미치는 영향이 오히려 부적으로 나타났다. 즉, 상담자의 상담경력이 작업동맹에 미치는 영향은 내담자가 지각하는 상담자의 전문성에 따라 그 방향을 달리하

였다.

#### 작업동맹 하위요인에 대한 상담경력과 내담자가 지각한 상담자 특성의 영향

작업동맹의 하위요인인 과제합의, 목표합의, 정서적 유대에 대한 상담경력의 영향이 내담자가 지각한 상담자 특성에 따라 달라지는지 확인하기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다. 예언변인과 조절변인을 1단계에 투입하여 주효과를 먼저 검토한 후, 상호작용 항을 2단계에 투입하여 주효과를 통제된 후에도 상호작용 효과가 유의한지를 확인하는 과정으로 진행되었다. 또한 표준화 값( $Z$ )을 분석에 사용하였으며, 분산팽창요인(VIF)과 공차한계(Tolerance)를 확인하여, 다중공선성 문제가 없음을 확인하였다.

작업동맹의 하위요인은 3가지로 이 중 먼저 과제합의를 준거변인으로 하고, 내담자가 지각한 상담자 특성 전체 및 하위요인(호감도, 전문성, 신뢰성)을 조절변인으로 설정하여 분석을 실시하였다. 이에 대한 결과는 표 3에 제시하였다.

표 3에 제시된 바와 같이, 1단계에서 주효과를 살펴본 결과, 상담자 경력의 주효과는 유의하지 않았으나 내담자가 지각한 상담자 특성 및 하위

표 3. 상담경력과 과제합의의 관계에서 내담자가 지각한 상담자 특성의 조절효과

단계	예언변인	$\beta$	$t$	$R^2$	$\Delta R^2$	$\Delta F$
1	상담경력	.017	.024	.473	.473	51.208***
	지각된 상담자 특성 전체	.493	10.115***			
2	상담경력	.047	.959	.492	.019	4.222***
	지각된 상담자 특성 전체	.496	10.316***			
	상담경력×지각된 상담자 특성 전체	.114	2.055*			
1	상담경력	.070	1.295	.335	.335	28.701***
	호감도	.420	7.571***			
2	상담경력	.138	2.183*	.358	.023	4.056*
	호감도	.414	7.562***			
	상담경력×호감도	.098	2.014*			
1	상담경력	-.031	-.615	.414	.414	40.257***
	전문성	.455	8.968***			
2	상담경력	-.049	-.963	.438	.024	4.844*
	전문성	.474	9.363***			
	상담경력×전문성	.161	2.201*			
1	상담경력	.010	.207	.445	.445	45.759***
	신뢰성	.477	9.561***			
2	상담경력	.032	.640	.467	.021	4.553*
	신뢰성	.489	9.886***			
	상담경력×신뢰성	.134	2.134*			

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

(준거변인: 과제합의)

요인(호감도, 전문성, 신뢰성)이 과제합의에 미치는 주효과는 모두 유의미한 수준으로 나타났다. 2 단계에서는 예언변인과 조절변인의 상호작용 항을 투입하여 준거변인인 과제합의의 설명 변량을 유의미하게 증가시키는지 살펴보았다. 그 결과 과제합의에 대한 상호작용 효과는 모두 통계적으로 유의미하게 나타났다. 먼저 상담자의 상담경력과 내담자가 지각한 상담자 특성(전체)의 상호작용

항이 투입되었을 때  $R^2$ 는 .019 증가하였으며 이때 유의도 수준은 .042로 나타났다. 이는 상담경력이 과제합의에 미치는 영향은 내담자가 지각한 상담자 특성에 따라 달라진다는 것을 의미한다. 또한 상담자 경력과 내담자가 지각한 상담자 특성의 하위변인인 호감도의 상호작용 항이 투입되었을 때  $R^2$ 는 .023 증가하였으며 이때 유의도 수준은 .046으로 나타났다. 이는 상담경력이 과제합의에

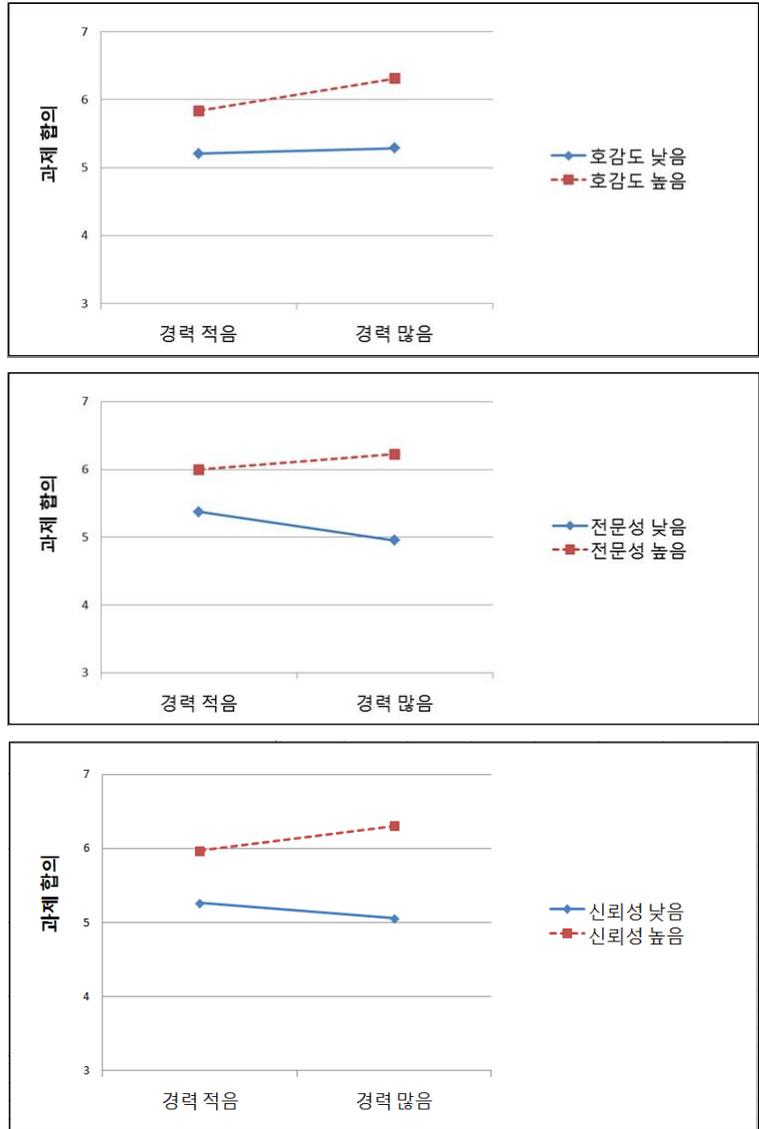


그림 2. 상담경력과 과제합의의 관계에서 내담자가 지각한 상담자 특성의 조절효과

미치는 영향이 내담자가 지각한 상담자의 호감도에 따라 달라짐을 의미한다. 더불어 상담경력과 전문성의 상호작용 항이 투입되었을 때  $R^2$ 는 .024 증가하였으며 이때 유의도 수준은 .030으로 나타났다. 이는 상담자의 상담경력이 과제합의에 미치는 영향은 내담자가 상담자의 전문성을 지각하는

정도에 따라 달라진다는 것을 의미한다. 마지막으로 상담경력 and 신뢰성의 상호작용 항이 투입되었을 때  $R^2$ 는 .021 증가하였으며 이때 유의도 수준은 .035로 나타났다. 이는 상담경력이 과제합의에 미치는 영향은 내담자가 상담자를 신뢰롭게 지각하는 정도에 따라 달라짐을 의미한다. 이러한 결

과에서 나타난 변인 간 상호작용의 양상을 보다 구체적으로 살펴보기 위하여, 그림 2에 도식화하여 제시하였다.

그림 2를 살펴보면, 첫째, 내담자가 지각하는 상담자의 호감도가 높은 집단의 경우 상담경력이 과제합의에 미치는 영향이 정적으로 나타났다. 반면, 상담자의 호감도가 낮은 집단의 경우에는 상담경력의 차이가 과제합의에 미치는 영향이 미미

하였다. 즉, 상담자의 상담경력이 과제합의에 미치는 영향은 내담자가 지각하는 상담자의 호감도에 따라 그 방향을 달리하였다. 둘째, 내담자가 지각한 상담자의 전문성 역시 조절효과를 보였다. 내담자가 상담자의 전문성을 높다고 지각하는 경우 상담경력이 과제합의에 미치는 영향이 정적으로 나타났다. 반면, 상담자의 전문성을 낮게 지각하는 경우에는 상담경력이 많을수록 과제합의에

표 4. 상담경력과 목표합의의 관계에서 내담자가 지각한 상담자 특성의 조절효과

단계	예언변인	$\beta$	$t$	$R^2$	$\Delta R^2$	$\Delta F$
1	상담경력	-.011	.344	.508	.508	58.743***
	지각된 상담자 특성 전체	.526	10.835***			
2	상담경력	.017	.344	.523	.016	3.723
	지각된 상담자 특성 전체	.529	11.019***			
상담경력×지각된 상담자 특성 전체		.106	1.929			
1	상담경력	.046	.838	.365	.365	32.801***
	호감도	.451	8.096***			
2	상담경력	.092	1.444	.376	.010	1.893
	호감도	.448	8.049***			
	상담경력×호감도	.068	1.376			
1	상담경력	-.063	-1.256	.452	.452	47.103***
	전문성	.490	9.702***			
2	상담경력	-.085	-1.722	.457	.036	7.974**
	전문성	.514	10.336***			
	상담경력×전문성	.203	2.824**			
1	상담경력	-.019	-.376	.461	.461	48.842***
	신뢰성	.500	9.880***			
2	상담경력	.003	.067	.483	.022	4.717*
	신뢰성	.512	10.219***			
	상담경력×신뢰성	.139	2.171*			

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

(준거변인: 목표합의)

미치는 영향이 다소 부적으로 나타났다. 마지막으로 신뢰성 변인을 살펴보면, 내담자가 상담자의 신뢰성을 높게 지각하는 경우에 상담경력이 과제합의에 미치는 영향이 정적으로 나타났다. 반면, 상담자의 신뢰성을 낮게 지각하는 경우에는 상담경력이 많을수록 과제합의에 미치는 영향이 다소 부적으로 나타났다. 종합적으로 볼 때 이러한 결과는 상담자의 상담경력이 과제합의에 미치는 영향은 내담자가 지각하는 상담자의 특성에 따라 그 방향을 달리 한다는 점을 의미한다.

다음으로는 작업동맹의 하위요인 중 목표합의를 준거변인으로 하고, 상담자 특성 전체 및 상담자 특성의 하위요인(호감도, 전문성, 신뢰성)을 예언변인으로 각각 설정하여 분석을 실시하였다. 이에 대한 결과는 표 4와 같다. 1단계에서 주효과를

살펴본 결과, 상담경력의 주효과는 없으나 내담자가 지각한 상담자 특성 및 하위요인(호감도, 전문성, 신뢰성)이 목표합의에 미치는 주효과는 모두 유의미한 수준으로 나타났다. 이어 2단계에서는 예언변인과 조절변인의 상호작용 항을 투입하여 준거변인인 목표합의의 설명 변량을 유의미하게 증가시키는지 살펴보았다. 그 결과 상담경력과 전문성의 상호작용 항이 투입되었을 때  $R^2$  변화량이 유의미하게 증가하는 것으로 나타났다( $\Delta R^2=.036, p=.006$ ). 또한 상담경력과 신뢰성의 상호작용 항이 투입되었을 경우에도  $R^2$  변화량이 유의미하게 증가하였다( $\Delta R^2=.022, p=.035$ ). 이는 상담경력이 목표합의에 미치는 영향은 내담자가 상담자를 신뢰롭게 지각하는 정도 혹은 전문성이 높다고 지각하는 정도에 따라 달라질 수 있음을

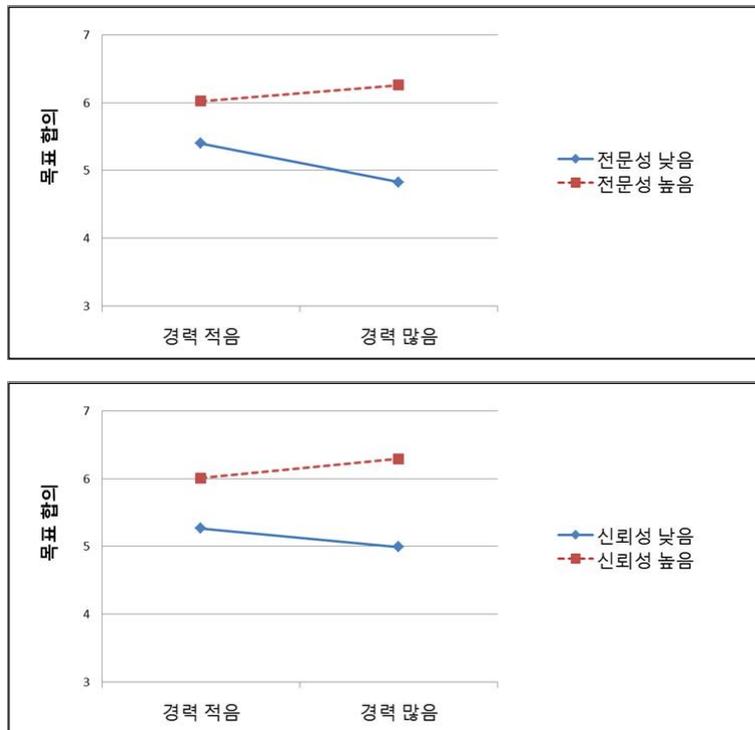


그림 3. 상담경력과 목표합의의 관계에서 내담자가 지각한 상담자 특성의 조절효과

의미한다. 이를 보다 구체적으로 살펴보기 위하여, 상호작용의 양상을 도식화하여 그림 3에 각각 제시하였다.

그림 3의 결과는, 첫째, 상담자의 전문성을 높게 지각하는 내담자 집단의 경우 상담경력이 목표합의에 미치는 영향이 정적으로 나타났다. 반면, 내담자가 상담자의 전문성이 낮다고 지각할 경우에는 상담경력이 많을수록 작업동맹에 미치

는 영향이 오히려 부적으로 나타났다. 둘째, 신뢰성 측면에서는, 내담자가 상담자의 신뢰성이 높다고 지각하는 집단의 경우 상담경력이 목표합의에 미치는 영향이 정적으로 나타났다. 반면, 내담자가 상담자의 신뢰성이 낮다고 지각할 경우에는 상담경력이 많을수록 작업동맹에 미치는 영향이 오히려 부적으로 나타났다. 이 결과는 상담자의 상담경력이 과제합의에 미치는 영향은 내담자가

표 5. 상담경력과 정서적 유대 관계에서 내담자가 지각한 상담자 특성의 조절효과

단계	예언변인	$\beta$	$t$	$R^2$	$\Delta R^2$	$\Delta F$
1	상담경력	-.002	-.044	.687	.687	125.122***
	지각된 상담자 특성 전체	.617	15.819***			
2	상담경력	.000	.000	.687	.000	.021
	지각된 상담자 특성 전체	.617	15.748			
		상담경력×지각된 상담자 특성 전체	.006	.008		
1	상담경력	.067	1.401	.519	.519	61.401***
	호감도	.543	11.009***			
2	상담경력	.075	1.326	.519	.000	.074
	호감도	.542	11.009***			
		상담경력×호감도	.012	.273		
1	상담경력	-.060	-1.322	.562	.562	73.173***
	전문성	.551	12.097***			
2	상담경력	-.091	-1.452	.565	.003	.877
	전문성	.760	12.066***			
		상담경력×전문성	.085	.937		
1	상담경력	-.010	-.257	.654	.654	107.798***
	신뢰성	.601	14.683***			
2	상담경력	-.006	-.140	.655	.001	.298
	신뢰성	.603	14.608***			
		상담경력×신뢰성	.029	.546		

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

(준거변인: 정서적 유대)

지각하는 상담자의 전문성과 신뢰성에 따라 그 방향을 달리 한다는 점을 의미한다.

이어서 작업동맹의 하위요인 중 정서적 유대를 준거변인으로 하고, 내담자가 지각한 상담자 특성 전체 및 하위요인(호감도, 전문성, 신뢰성)을 조절변인으로 설정하여 분석을 실시하였다. 이에 대한 결과를 표 5에 제시하였다.

표 5를 살펴보면, 정서적 유대에 대한 상담경력의 주효과는 나타나지 않은 반면 내담자가 지각한 상담자 특성의 주효과는 정적으로 유의미하게 나타났다. 2단계에서 상호작용 효과를 살펴본 결과, 첫 번째 단계에서의  $R^2$ 와 비교하여 두 번째 단계에서의  $R^2$ 가 변화하는 정도는 통계적으로 유의미하지 않게 나타났다. 이 결과는 상담자의 상담경력이 정서적 유대에 미치는 과정에서 내담자가 지각한 상담자 특성의 조절효과는 유의하지 않음을 보여준다.

## 논 의

본 연구에서는 상담자 요인과 상담관계가 상담 성과에 미치는 영향에 주목한 맥락 모델(Frank & Frank, 1991)을 이론적 틀로 하여 상담자의 상담경력이 내담자가 평가한 작업동맹에 미치는 영향을 살펴보고, 내담자가 지각한 상담자 특성에 따라 두 변인 간의 관계가 달라지는지를 검토하였다. 주요 연구결과들을 중심으로 논의를 진행하면 다음과 같다.

먼저, 상담자의 상담경력은 내담자가 지각한 작업동맹에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 내담자가 평정한 작업동맹에 미치는 상담경력의 영향이 상담자가 평정한 작업동맹에 미치는 영향과 비교할 때 미미한 수준이라고 보고한 심정미(2017)의 메타분석 결과와 맥을 같

이 한다. 또한 상담자의 경력이 상담자의 작업동맹 평정치와는 유의한 상관관이 있었으나 내담자의 평정치와는 유의한 상관을 보이지 않았음을 보고한 강혜영(1995)의 연구와도 일치한다. 하지만 반대로 상담자의 경력이 높을수록 내담자가 지각한 작업동맹의 수준이 높아진다고 보고한 조영주(1998)와 Mallinckrodt와 Nelson(1991)의 연구결과와는 상반된 결과이다. 대부분의 선행연구들이 상담자 경력을 상담을 수행해 온 총 기간으로 정의하였으나 본 연구에서는 총 상담 회기수로 측정하였다는 점에서 차이가 있기 때문에 직접적인 비교는 어렵지만 상담 회기수로 상담경력을 정의한 본 연구에서 상담자의 상담경력에 따라 내담자의 작업동맹에 대한 지각이 달라지지 않음을 확인한 점은 주목할 만하다. 이러한 결과는 Hill 등(2017)이 지적한 바와 같이 단순히 상담자 경력을 전문성(expertise)의 기준으로 삼는 것은 문제가 있다는 점을 확인해 준다.

다음으로 상담자의 상담경력과 내담자가 지각한 작업동맹의 관계에서 상담자 특성에 대한 내담자의 지각이 갖는 조절효과의 유의성 여부는 변인들에 따라 다른 것으로 확인되었다. 우선, 유의한 조절효과를 보인 결과들을 살펴보면, 전반적인 작업동맹의 수준에서는 내담자가 지각한 상담자 특성 중 전문성이 유일하게 유의한 조절효과를 보여주었다. 이는 내담자가 상담자의 전문성을 높게 지각하는 경우, 상담자의 상담경력이 높을수록 내담자가 지각하는 전반적인 작업동맹의 수준이 높아진다는 점을 의미한다. 이러한 결과는 상담자의 상담경력과 내담자가 평정한 작업동맹 수준 간의 관계를 검토한 선행연구들(강혜영, 1995; 심정미, 2017; 조영주, 1998; Mallinckrodt & Nelson, 1991)의 불일치된 보고들이 내담자가 지각하는 상담자의 전문성이라는 새로운 변인을 고려함으로써 설명될 수 있음을 시사한다. 작업동맹의 하위

요인별로 조절효과를 분석한 결과에서는 특히 과제함의 측면의 동맹에 대해서 상담자 특성에 대한 내담자의 전반적인 수준에서의 지각은 물론 하위요인인 호감도, 전문성, 신뢰성의 조절효과도 유의한 것으로 나타났다. 상호작용의 구체적인 양상을 살펴보면, 내담자가 상담자의 특성을 긍정적으로 지각하는 경우 상담자의 상담경력이 높아질수록 내담자는 상담자와의 과제함의 차원에서의 작업동맹 정도를 높게 평가하였다. 이는 상담자의 상담경력이 상담과정에서 내담자와 치료적 과업 측면에서 협력하는 작업을 수월하게 하는 긍정적인 영향으로 이어지기 위해서는 상담자의 개인적 특성에 대한 내담자의 긍정적인 지각이라는 조건이 필요함을 시사해 준다. 목표함의 측면에서는 상담자 특성 중 전문성과 신뢰성만이 상담자의 상담경력과 유의한 상호작용 효과를 보여주었는데, 이러한 결과를 통해 내담자가 상담자를 전문적이고 신뢰롭게 지각할 경우, 상담자의 상담경력이 높을수록 상담목표 측면에서 내담자가 합의가 형성된 것으로 지각하는 정도가 높아짐을 알 수 있다.

상호작용 효과의 양상에서 주목할 만한 발견은 내담자가 상담자 특성 중 전문성을 낮게 지각할 경우 상담자의 상담경력이 높을수록 오히려 전반적인 작업동맹 수준이 낮아진다는 점이다. 마찬가지로, 작업동맹의 하위요인별로 보더라도 내담자가 상담자의 전문성이나 신뢰성을 낮게 지각할 경우에는 상담자의 상담경력이 높을수록 오히려 내담자가 과제 및 목표에서 합의가 이루어졌다고 지각하는 정도가 낮아지는 것으로 드러났다. 이러한 결과는 상담자가 전문가로서의 역량과 태도를 내담자에게 보여주지 못하거나 전문가로서의 신뢰를 얻지 못하면 상담경력이 많다는 점이 오히려 내담자와 작업동맹을 형성하는 데 방해가 될 수 있다는 의미로 해석될 수 있는데, 향후 연구에

서 그 원인을 탐색해 본다면 작업동맹의 선행요인에 대한 이해의 폭이 한층 넓어질 것이다. 예를 들어, 내담자가 자신이 상담을 받는 상담자가 오랜 기간 상담을 해 온 경험이 있다는 사실을 알고 있을 경우 높은 수준의 기대를 가질 수 있는데, 만약 상담과정에서 내담자가 자신의 기대와는 달리 상담자가 전문적이거나 신뢰롭지 못하다고 지각한다면 좌절감과 실망감으로 인해 협력을 요하는 작업에 더 소극적이거나 냉소적인 태도를 보일 수 있을 것이다.

유의한 조절효과를 보여주는 전술한 결과와는 달리, 내담자가 지각하는 상담자의 호감도는 과제함의 제외된 전체 작업동맹 점수, 목표함의, 정서적 유대감을 준거변인으로 상정한 경우에서 모두 유의한 조절효과를 보이지 않았다. 이는 내담자에게 비취지는 상담자의 인간적인 매력이 상담자의 상담경력과 내담자가 지각하는 전반적인 작업동맹의 수준, 상담목표 설정에 있어서의 협력의 정도 및 정서적 유대감 수준과의 관계를 변화시키지 않음을 의미한다. 아울러, 과제와 목표함에서의 작업동맹과는 달리 정서적 유대라는 측면에서는 상담자의 상담경력과 내담자가 지각한 상담자 특성의 상호작용 효과는 모두 유의미하지 않았다. 이는 상담자 경력이 작업동맹 중 정서적 유대감과 유의한 관련성이 없다고 보고한 선행연구(강혜영, 1995; Mallinckrodt & Nelson, 1991; Orlinsky & Howard, 1986)와 일치하는 결과로, 이러한 두 변인 간의 유의하지 않은 관계가 내담자가 지각하는 상담자의 특성에 따라 달라지지 않음을 시사해 준다. 공감이나 진정성, 따뜻함과 같은 상담자의 촉진적인 태도는 비교적 쉽게 구현될 수 있지만 명료한 사례개념화를 토대로 이루어지는 치료적 초점은 상당한 훈련이 필요하다는 점(Teyber & Teyber, 2017)을 고려해 보면, 내담자와 함께 목표를 설정하거나 변화를 위한 개입전

략을 구체적인 과업으로 전환시키는 작업은 정서적으로 교감을 나누는 것과는 질적으로 다른 과정일 수 있을 것이다.

회귀분석에서 발견된 한 가지 부수적인 결과는 상담자 호감도에 대한 내담자의 지각 요인을 통제된 상태에서는 상담자의 상담경력이 내담자가 평가한 과제합의와 관련된 작업동맹에 유의미한 영향을 미쳤다는 점이다. 이는 상담자 특성에 대한 내담자의 지각과의 공변량(covariance)을 고려할 때 상담자 경력이 내담자가 지각한 작업동맹을 유의미하게 설명하지 못한 나머지 결과들과는 상반된 것이다. 상호작용 효과와 함께 고려해 볼 때 이러한 결과는 상담자의 호감도가 상담경력이 과제합의 측면에서의 작업동맹에 기여하도록 돕는 역할을 하기도 하지만, 상담자의 호감도 수준과는 관련 없이 상담경력 자체만으로도 과제합의 측면의 동맹을 촉진시킬 수 있다는 점을 시사해준다. 이렇듯 상담자의 호감도에 대한 내담자의 지각을 상수(constant)로 설정한 상태에서 상담자 경력이 내담자의 과제합의 정도에 대한 고유한 설명력을 갖는 것은 상담경력이 많은 상담자일수록 내담자와 목표나 과제를 합의하는 과정에서 보다 높은 기술적인 역량(technical skills)을 가질 수 있기 때문(Mallinckrodt & Nelson, 1991; Orlinsky & Howard, 1986)일 수 있다. 아울러, 상담자의 개인적인 특성 중 호감도는 전문적인 역량에 대한 지각을 강조하는 전문성이나 신뢰성에 비해 상담자의 발달수준과 직접적인 관련성이 약한 점(Horvath & Bedi, 2002)도 이러한 결과를 설명하는 논리가 될 수 있다.

이상에서 살펴본 바와 같이, 내담자가 지각한 상담자의 특성이 상담자의 상담경력과 내담자가 평정한 작업동맹 간의 관계에 미치는 영향은 조절변인과 준거변인의 하위요인에 따라 상이한 것으로 분석되었다. 작은 표집 크기(sample size)를 고

려할 때 조절효과를 검증한 각각의 분석결과는 결론적(conclusive)으로 해석하기보다는 예비적인(preliminary) 것으로 해석하는 것이 바람직하다. 사실상 많은 학자들(Frazier et al., 2004; Pedhazur & Schmelkin, 1991; Wampold & Freund, 1987)은 비실험적인(nonexperimental) 사회과학 연구에서 상호작용의 전형적인 효과 크기는 1~3%로 매우 작은 편이어서 탐지하기가 쉽지 않다는 점을 지적한 바 있는데, 본 연구에서도 유의한 상호작용 효과의 크기가 1.9~3.6%로 나타나 이들의 주장을 뒷받침해 주고 있다. 더구나, 독립변인인 상담자의 상담경력과 준거변인인 작업동맹 간의 상관이 유의하지 않은 점도 상호작용 효과의 크기가 작게 나타나는 데 기여한 것으로 추측된다(Chaplin, 1991). 따라서 상담자의 상담경력과 내담자가 보고한 작업동맹 수준 간의 관계가 내담자가 지각한 상담자의 특성에 따라 달라지는지에 대한 확증적인 결론은 향후 대단위 표집이나 실험설계를 사용한 연구에서 내려져야 할 것이다.

본 연구는 내담자가 지각한 상담자의 특성에 따라 상담경력이 작업동맹에 미치는 영향이 달라질 수 있음을 보여줌으로써 상담자 요인과 내담자 요인이 상담과정에서 형성되는 치료적 동맹에 영향을 미친다는 점을 확인한 선행연구들의 발견을 부분적으로 정교화하였다는 데 그 의의를 찾을 수 있다. 상담자 요인에 대한 Beutler 등(1994)의 분류에 의하면 상담자의 호감도, 전문성, 신뢰성과 같은 개인적 특성은 내담자의 지각에 따라 달라질 수 있는 주관적, 사례특정적 상담자 요인이라 할 수 있고, 상담자의 상담경력은 내담자나 상담사례에 따라 달라지지 않는 객관적, 범상황적 요인이라 할 수 있다. 따라서 본 연구는 단순히 상담자 요인과 작업동맹의 관련성을 검토한 기존 연구의 범위를 넘어 객관적인 상담자 요인과 주관적인 상담자 요인의 상호작용을 검토함으로써

작업동맹에 영향을 미치는 상담자 요인들의 보다 복잡한 역동을 이해하는 데 도움을 주었다고 평가해 볼 수 있다.

아울러, 본 연구의 결과는 내담자가 상담자의 개인적 특성을 긍정적으로 바라보는 것이 상담자의 상담경력이 내담자가 지각하는 탄탄한 치료적 동맹으로 이어지는 데 중요한 요인으로 작용할 수 있다는 점을 밝힘으로써 치료적 도구(a therapeutic tool)로서의 상담자 자신의 성장이 얼마나 중요한지를 보여주었다. 상담 성과에 영향을 미치는 내담자가 지각하는 상담자 요인에 대한 선행연구의 결과들은 어떻게 내담자에 대한 상담자의 긍정적인 인식을 이끌어 낼 수 있는지에 관한 단서를 제공해 준다. 예를 들어, 긍정적인 상담 경험을 가진 18명의 내담자들을 대상으로 수행된 김영근(2013)의 개념도 연구와 상담 경험을 한 상담전공 내담자 9명을 대상으로 실시된 김창대 등(2009)의 연구에서는 상담자의 태도적인 측면, 즉 내담자를 따뜻하게 대하고 존중하며 수용하는 태도가 내담자들에게 매우 중요한 요인으로 인식되고 있다는 점이 발견되었다. 따라서 내담자의 내적 경험을 있는 그대로 받아들이고 내담자를 하나의 인격체로 존중해 주는 상담자의 자세는 내담자의 상담자에 대한 지각을 결정하는 주요 요인으로 작용할 가능성이 높다. 이러한 측면을 고려할 때, 상담자 교육 및 훈련 과정에서 Rogers(1957)가 강조한 무조건적 긍정적 존중, 공감적 이해, 일치성을 함양시키려는 노력이 치료적 도구로서의 상담자를 성장시키는 데 필수적인 요소임을 알 수 있다.

본 연구의 제한점과 향후 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 상담자의 상담 경력을 상담 회기수로 정의하여 측정하였는데, 사실상 경력은 다차원적 구성개념(a multidimensional construct)이므로 한 가지 지표로 측정하는 것은 한

계가 있다. Skovholt 등(1997)의 제언대로 상담자의 경력은 몇 해 동안 상담을 했는지, 매년 평균적으로 몇 시간 정도 상담을 했는지, 얼마나 다양한 종류의 내담자를 만났는지, 어떤 종류의 훈련을 받았는지, 어느 정도의 수퍼비전과 자율적인 독서를 통한 학습이 이루어졌는지 등을 종합적으로 고려해서 지표화 될 필요가 있다. 둘째, 본 연구에서는 상담자 특성에 대한 내담자의 지각과 내담자가 평가한 작업동맹이 특정한 시점에서 한번만 측정되었는데, 이러한 변인들의 측정치는 시간에 따라 유동적으로 변화할 수 있는 속성(Gaston & Marmar, 1994)을 지니기 때문에 상담회기의 진행에 따라 변화하는 내담자의 지각을 추적하여 보다 역동적인 변인 간의 상호작용 양상을 파악할 필요가 있다. 셋째, 본 연구에 참여한 상담자는 연령과 학력 측면에서는 고른 분포를 보였지만, 대부분 여성이었고 대학상담센터 근무자였다. 결과의 일반화를 위해서는 보다 대단위의 표집을 통해 통계적 검증력(statistical power)을 높이고 성별과 상담장면의 측면에서도 비교 가능할 정도의 표본수가 요구된다. 넷째, 본 연구에서는 상담자 1명 당 내담자 1명으로 하여 쌍 자료를 수집하였는데, 상담자 효과를 제외한, 순수한 내담자 효과를 확인하기 위해 향후 연구에서는 복수의 내담자들이 상담자에게 내재되는(nested) 위계적인 자료 설계를 통해 다층모형(multi-level modeling) 분석이 수행될 필요가 있다. 마지막으로, 상담자의 특성에 대한 내담자의 지각은 특정한 단계, 이를테면 중반기나 후반기에 비해 초기 상담단계에서 작업동맹에 미치는 영향력이 더 클 수 있다(Dunkle & Friedlander, 1996). 따라서 상담단계가 또다른 조절변인으로 작용할 가능성이 있기 때문에 향후 연구에서는 단계별 변인 간 상호작용의 양상을 비교해 볼 필요가 있을 것으로 보인다.

참고문헌

- 강혜영 (1995). 상담자 경력에 따른 상담협력관계의 차이분석. 석사학위논문, 서울대학교.
- 구정은 (1999). 내담자의 애착유형과 상담자의 발달 수준이 작업동맹에 미치는 영향. 석사학위논문, 가톨릭대학교.
- 김수현 (1988). 상담자의 언어반응과 내담자의 친애 욕구가 상담의 과정변인에 미치는 영향. 박사학위논문, 서울대학교.
- 김순영, 배성만, 주은선 (2015). 상담자의 상담경력에 따른 상위인지 자각과 포커싱적 태도가 역전이 관리능력에 미치는 영향. 상담학연구, 16(2), 157-178.
- 김영근 (2013). 치료적 요인으로서의 상담자 요인에 대한 내담자의 인식 차원. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 25(2), 203-226.
- 김창대, 한영주, 손난희, 권경인 (2009). 상담전공 내담자가 지각한 효과적인 상담자 요인. 상담학연구, 10(1), 83-107.
- 나현미, 정남운 (2016). 상담자의 성인애착, 상담자 발달수준 및 공감과 상담 초기 내담자가 지각한 작업동맹 및 상담성과의 관계. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 28(2), 339-369.
- 박윤원, 신호정 (2017). 전문상담교사의 상담 경력, 슈퍼비전 경험에 따른 사례개념화 능력 및 역전이 관리 능력의 차이. 한국심리학회지: 학교, 14(1), 89-103.
- 박지영, 김주연 (2016). 상담자의 애착유형과 공감 능력: 초심상담자와 경력상담자와의 비교를 통해서. 상담학연구, 17(2), 47-60.
- 송재영, 이윤주 (2014). 초심상담자와 경력상담자의 공감유형의 차이 분석. 상담학연구, 15(1), 125-144.
- 심정미 (2017). 작업동맹에 영향을 미치는 상담자, 내담자 변인에 대한 국내연구 메타분석. 석사학위논문, 한국상담대학원대학교.
- 오충광, 정남운 (2007). 정서표현갈등과 상담자 지각이 작업동맹에 미치는 영향. 한국심리학회지: 문화 및 사회문제, 13(1), 115-136.
- 유성경, 손난희 (2010). 내담자의 상담기대와 실제 상담 성과와의 관계에서 치료동맹의 매개효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 22(4), 931-947.
- 유성경, 손은영, 하 은, 김문정 (2017). 작업동맹과 상담성과의 관계에 대한 메타분석: 1993년-2016년 국내연구를 중심으로. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 29(3), 527-552.
- 윤정숙, 유성경, 홍세희 (2012). 상담 초기 작업동맹과 상담성과 사이의 자기회귀 교차지연 효과 검증. 상담학연구, 12(4), 1903-1919.
- 이학식, 임지훈 (2017). 구조방정식 모형분석과 AMOS 24. 서울: 집현재.
- 조영주 (1998). 내담자의 초기애착과 상담자의 상담 경력이 작업동맹에 미치는 영향. 석사학위논문, 연세대학교.
- 최명선, 김광웅, 한현주 (2005). 치료자의 전문적 경험과 공감능력이 내담아동이 지각한 치료 관계에 미치는 영향. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 17(3), 503-521.
- 홍수현, 최혜림 (2001). 상담초기단계에서 상담자의 자기효능감 및 상태불안이 상담협력관계에 미치는 영향. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 13(1), 31-49.
- 황진희 (2000). 작업동맹에 대한 내담자 지각: 질적 분석. 석사학위논문, 가톨릭대학교.
- Ackerman, S. J., & Hilsenroth, M. J. (2003). A review of therapist characteristics and techniques positively impacting the therapeutic alliance. *Clinical Psychology Review, 23*(1), 1-33.

- Ahn, H., & Wampold, B. E. (2001). Where oh where are the specific ingredients? A meta-analysis of compoment studies in counseling and psychotherapy. *Journal of Counseling Psychology, 48*(3), 251-257.
- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Newbury Park, London, Sage.
- Atkinson, D. R., & Carskadden, G. (1975). A prestigious introduction, psychological jargon, and perceived counselor credibility. *Journal of Counseling Psychology, 22*(3), 180-186.
- Barak, A., & LaCrosse, M. B. (1975). Multidimensional perception of counselor behavior. *Journal of Counseling Psychology, 22*(6), 471-476.
- Barber, J. P., Connolly, M. B., Crits-Christoph, P., Gladis, L., & Siqueland, L. (2000). Alliance predicts patients' outcome beyond in-treatment change in symptoms. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 68*(6), 1027-1032.
- Beutler, L. E., Machado, P. P. P., & Neufeldt, S. A. (1994). Therapist variables. In A. E. Bergin & S. L. Garfield (Eds.), *Handbook of psychotherapy and behavior change*. Oxford, England: John Wiley & Sons.
- Bordin, E. S. (1979). The generalizability of the psychoanalytic concept of the working alliance. *Psychotherapy: Theory, Research and Practice, 16*(3), 252-260.
- Carter, J. A. (1978). Impression of counselor as a function of counselor physical attractiveness. *Journal of Counseling Psychology, 25*(1), 28-34.
- Chambless, D. L., & Hollon, S. D. (1998). Defining empirically supported therapies. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 66*(1), 7-18.
- Chaplin, W. F. (1991). The next generation in moderation research in personality psychology. *Journal of Personality, 59*(2), 143-178.
- Coady, N. F., & Marziali, E. (1994). The association between global and specific measures of the therapeutic relationship. *Psychotherapy, 31*(1), 17-27.
- Corrigan, J. D., & Schmidt, L. D. (1983). Development and validation of revisions in the Counselor Rating Form. *Journal of Counseling Psychology, 30*(1), 64-75.
- Corsini, R. J. (2004). 현대 심리치료 [*Current Psychotherapies*]. (김정희 역). 서울: 학지사(원전은 2000에 출판).
- Crits-Christoph, P. (1997). Limitations of the dodo bird verdict and the role of clinical trials in psychotherapy research: Comment on Wampold et al.(1997). *Psychological Bulletin, 122*, 216-220.
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to non normality and specification error in confirmatory actor analysis. *Psychological Method, 1*(1), 16-29.
- DeRubeis, R. J., Brotman, M. A., & Gibbons, C. J. (2005). A conceptual and methodological analysis of the nonspecifics argument. *Clinical Psychology: Science and Practice, 12*(2), 174-183.
- DeRubeis, R. J., & Crits-Christoph, P. (1998). Empirically supported individual and group psychological treatments for mental disorders. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 66*(1), 37-52.
- Dunkle, J. H., & Friedlander, M. L. (1996). Contribution of therapist experience and personal characteristics to the working alliance. *Journal of Counseling Psychology, 43*(4), 456-460.
- 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*(1), 115-134.
- Garfield, S. L. (1992). Eclectic psychotherapy: A common factors approach. In J. C. Norcross & M. R. Goldfried (Eds.), *Handbook of psychotherapy integration* (pp. 169-201). New York, NY, US: Basic Books.
- Gaston, L., & Marmar, C. R. (1994). The California psychotherapy alliance scales. In A. O. Horvath, & L. S. Greenberg (Eds.), *The working alliance: Theory, research, and practice* (pp. 85-108). John Wiley & Sons: Oxford.
- Greenson, R. R. (1967). *The technique and practice of psychoanalysis*. New York: International Universities Press.
- Grencavage, L. M., & Norcross, J. C. (1990). Where are the commonalities among the therapeutic common factors? *Professional Psychology: Research and Practice, 21*(5), 372-378.
- Hentschel, U., Kiessling, M., & Rudolf, G. (1997). Therapeutic alliance and transference: An exploratory study on their empirical relationship. *Journal of Nervous and Mental Disease, 185*(4), 254-262.
- Hersoug, A. G., Hoglend, P., Monsen, J. T., & Havik, O. E. (2001). Quality of working alliance in psychotherapy: therapist variables and patient/therapist similarity as predictors. *Journal of Psychotherapy Research, 10*(4), 205-216.
- Hill, C. E., Spiegel, S. B., Hoffman, M. A., Kivlighan, D. M., & Gelso, C. J. (2017). Therapist Experience in Psychotherapy Revisited. *The Counseling Psychologist, 45*(1), 7-53.
- Hill, C. E., Thompson, B. J., Cogar, M. C., & Denman, D. W. (1993). Beneath the surface of long-term therapy: Therapist and client report of their own and each other's covert processes. *Journal of Counseling Psychology, 40*(3), 278-287.
- 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). Oxford University Press: New York.
- Horvath, A. O., & Greenberg, L. S. (1989). Development and validation of the Working Alliance Inventory. *Journal of Counseling Psychology, 36*(2), 223.
- Horvath, A. O., & Symonds, B. D. (1991). Relation between working alliance and outcome in psychotherapy: A meta-analysis. *Journal of Counseling Psychology, 38*(2), 139-149.
- Jinks, G. H. (1999). Intentionality and awareness: A qualitative study of clients' perceptions of change during longer term counselling. *Counselling Psychology Quarterly, 12*(1), 57-71.
- Kim, D., Wampold, B. E., & Bolt, D. M. (2006). Therapist effects in psychotherapy: A random effects modeling of the NIMH TDCRP data. *Psychotherapy Research, 16*(2), 161-172.
- Kivlighan, D. M., Clements, L., Blake, C., Amez, A., & Brady, L. (1993). Counselor sex role orientation, flexibility and working alliance formation. *Journal of Consulting and Development, 72*(1), 95-100.
- Kivlighan, D. M., Patton, M. J., & Foote, D. (1998). Moderating effects of client attachment on the

- counselor experience-working alliance relationship. *Journal of Counseling Psychology*, 45(3), 274-278.
- Klein, D. N., Schwartz, J. E., Santiago, N. J., Vivian, D., Vocisano, C., & Castronguay, L. G., (2003). Therapeutic alliance in depression treatment: Controlling for prior change and patient characteristics. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 71(6), 997-1006.
- Mallinckrodt, B., & Nelson, M. L. (1991). Counselor training level and the formation of the psychotherapeutic working alliance. *Journal of Counseling Psychology*, 38(2), 133-138.
- Martin, D. J., Garske, J. P., & Davis, M. K. (2000). Relation of the therapeutic alliance with outcome and other variables: a meta-analytic review. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 68(3), 438-450.
- Orlinsky, D. E., & Howard, K. I. (1986). Process and outcome in psychotherapy. In S. L. Gafield & A. E. Bergin (Eds.), *Handbook of psychotherapy and behavior change* (3rd ed., pp. 311-381). New York: Wiley.
- Pedhazur, E. J., & Schmelkin, L. P. (1991). *Measurement, design, and analysis: An integrated approach*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Price, P. B., & Jones, E. E. (1998). Examining the alliance using the psychology process Q-set. *Psychotherapy*, 25(3), 392-404.
- Rogers, C. R. (1957). The necessary and sufficient conditions of therapeutic personality change. *Journal of Counseling Psychology*, 21(2), 95-103.
- Satterfield, W. A., & Lyddon, W. J. (1998). Client attachment and the working alliance. *Counseling Psychology Quarterly*, 11(4), 407-415.
- Schmidt, L. D., & Strong, S. R. (1971). Attractiveness and influence in counseling. *Journal of Counseling Psychology*, 18(4), 348-351.
- Skovholt, T. M., Ronnestad, M. H., & Jennings, L. (1997). Searching for expertise in counseling, psychotherapy, and professional psychology. *Educational Psychology Review*, 9(4), 361-369.
- Strong, S. R. (1968). Counseling: An interpersonal influence process. *Journal of Counseling Psychology*, 15(3), 215-224.
- Strong, S. R., & Dixon, D. N. (1971). Expertness, Attractiveness, and Influence In Counseling. *Journal of Counseling Psychology*, 18(6), 562-570.
- Strong, S. R., & Matross, R. P. (1973). Change process in counseling and psychotherapy. *Journal of Counseling Psychology*, 20(1), 25-37.
- Strong, S. R., & Schmidt, L. D. (1970). Expertness and influence in counseling. *Journal of Counseling Psychology*, 17(1), 81-87.
- Suh, C. S., Strupp, H. H., & O'Malley, S. S. (1986). The Vanderbilt process measures: The psychotherapy process scale (VPPS) and the negative indicators scale (VNIS). *The psychotherapeutic process: A research handbook* (pp. 285-323). New York: Guilford Press.
- Teyber, E., & Teyber, F. H. (2017). *Interpersonal process in therapy: An integrative model* (7th ed.). Cengage Learning. Boston: MA.
- Wampold, B. E. (1997). Methodological problems in identifying efficacious psychotherapies. *Psychotherapy Research*, 7(1), 21-43.
- Wampold, B. E. (2000). Outcomes of individual counseling and psychotherapy: Empirical evidence addressing two fundamental questions. In S. D. Brown & R. W. Lent (Eds.), *Handbook of counseling psychology* (4th ed., pp. 711-739). New

- York: Wiley.
- Wampold, B. E. (2001). *The great psychotherapy debate: Models, methods, and findings*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates Publisher.
- Wampold, B. E. (2007). Psychotherapy: The humanistic (and effective) treatment. *American Psychologist*, 62(8), 857-873.
- Wampold, B. E., & Brown, G. S. (2005). Estimating variability in outcomes attribute to therapists: A naturalistic study of outcomes in managed care. *Journal of Counseling and Clinical Psychology*, 73(5), 914-923.
- Wampold, B. E., & Freund, R. D. (1987). Use of multiple regression in counseling psychology research: A flexible data-analytic strategy. *Journal of Counseling Psychology*, 34(4), 372-382.

원고 접수일 : 2018. 06. 15.  
수정원고 접수일 : 2018. 11. 19.  
게재 결정일 : 2018. 12. 11.

## **The Influence of Counselor Experience on the Working Alliance: The Moderating Effects of Client-Perceived Counselor Characteristics**

Jo, Min-Kyung

Jang, Yoojin

Hanyang University

The purpose of this study was to examine the relationship between counselor experience and client-rated working alliance and the moderating effects of counselor characteristics perceived by clients. The survey was conducted for 133 counselor-client dyads who had engaged in individual counseling at a university counseling center or a youth counseling institute located in Seoul and Gyeong-gi. The main findings were as follows. First, counselor experience did not have a significant influence on the client-perceived working alliance. Second, when the client is highly aware of the counselor's expertise, a higher level of counselor experience was associated with higher ratings of overall working alliance. Specifically, for the clients who perceived their counselor as more attractive, more expert, or trust-worthy, counselor experience was positively related to their perceptions of agreement on tasks. Likewise, for the client group who saw the counselor more expert or trust-worthy, counselor experience was positively correlated with client ratings of agreement on counseling goals. This study is meaningful to shed light on dynamic interactions of factors affecting the counselor-client working alliance, particularly the interplay between counselor experience, categorized as one of objective/cross-situational traits, and client-perceived counselor characteristics, as one of subjective/therapy-specific states.

*Key words* : counselor experience, working alliance, counselor characteristics, attractiveness, expertness, trustworthiness