

RESEARCH ARTICLE

The multiple mediation effect of self-efficacy and working alliance between mindfulness and session evaluation: a research on counselors

Kim, Moonjung¹, Yoo, Sungkyung^{2*}

¹Counselor, Trauma Healing Center Social Cooperative Humanhearts

²Professor, Department of Psychology, Ewha Womans' University

마음챙김과 상담회기평가간의 자기효능감과 작업동맹의 다중매개효과: 상담자 조사 중심으로*

김문정¹, 유성경^{2*}

¹트라우마치유센터 사회적협동조합 사람마음 상담사

²이화여자대학교 심리학과 교수

*Corresponding Author: skyoo@ewha.ac.kr



OPEN ACCESS

Citation : Kim, Moonjung, Yoo, Sungkyung. 2022. The multiple mediation effect of self-efficacy and working alliance between mindfulness and session evaluation: a research on counselors. Journal of Meditation based Psychological Counseling.

DOI: <https://doi.org/10.12972/mpca.20220008>

Received: May 10, 2022

Revised: June 24, 2022

Accepted: June 28, 2022

Copyright: © 2022 Meditation based Psychological Counseling Association.



This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium provided the original work is properly cited.

Abstract

The purpose of this study is to examine the multiple mediation effects of counselor's self-efficacy and working alliance in the relationship between counselor's mindfulness and session evaluation. One hundred and twenty five counselors (116 women, and 9 men) participated in the present study. Result of structural equation modeling analysis supported a complete mediation effect of self-efficacy and working alliance on the relation of mindfulness and session evaluation. The result also showed significant therapeutic path; counselor with the greater mindfulness would report the higher self-efficacy, the stronger working alliance and the better session evaluation. Further implications were discussed based on the result of this study.

Keywords: mindfulness, self-efficacy, working alliance, session evaluation

* 본 연구는 1저자의 석사학위논문을 일부 수정한 것임.

I. 서론

상담 성과-과정 연구들에 따르면 일관되게 상담성공에 기여하는 요인들은 다양한 상담 이론접근들이 공통적으로 기반하고 있는 공통요인들(common factors)이라고 제한한다(Yoo & Sohn, 2010). 공통요인은 일반적으로 상담자, 내담자, 상담관계의 세 가지 영역으로 나뉘는데 본 연구에서는 상담자 요인에 주목하고자 한다. 상담자 요인이 상담성공에 영향을 미치는 중요한 변인임에도 치료의 과정과 성과에 영향을 미치는 상담자의 중요성이 경시되었기 때문이다(Beutler, Malik, & Alimohamed, 2004). 상담자 요인에 관한 최근 연구들에 따르면 상담자가 ‘무엇을’ 하느냐 보다는 상담자가 ‘어떠한 사람’인가가 보다 중요하며(Joyce, Wolfaardt, & Sribney, 2006), 기법 사용에 앞서 상담자의 현존(presence)이 상담 기법의 성과를 좌우하는 주요한 치료적 맥락이 된다는 사실에 초점을 맞추고 있다(Kim et al., 2009). 현존의 특성인 현재 순간에 열려있으며 수용적인 상태는 마음챙김의 핵심요소이기도 하다. 마음챙김은 ‘현재 순간에 판단 없이 열려있음’을 바탕으로 외부 자극 또는 내부에서 일어나는 일에 대해 ‘주의집중’하기를 강조하는데, 이 과정에서 상담자는 자동적인 반응을 멈추고 적극적으로 ‘자기 조절’을 할 수 있기 때문이다(Trent, Park, & Bercovitz, 2016). 상담성과와 마음챙김과의 관련성을 연구한 연구들은 마음챙김이 직접 상담성과와 관련을 맺기보다는 다른 변수를 통해 매개 또는 조절되어 상담성과와 관련 맺을 것이라고 본다(Quaglia et al., 2016). 결국 상담 과정에서 상담자의 마음챙김은 상담성공에 직접적으로 관계된 과정 변인들을 촉진하여 궁극적으로 상담성공에 기여할 수 있을 것으로 기대된다.

지금까지 마음챙김 연구들이 주로 명상적 마음챙김 프로그램의 효과성을 검증한 것과 달리 본 연구에서는 Langer(2014)가 제안한 마음챙김에 주목하였다. 이 때의 마음챙김은 ‘현재 순간에 대해 주의를 기울여 새로운 것을 발견’하는 의미를 지니며, 인지 기능을 활용한 단기적, 교육적 개입이 가능한 특징을 가진다(Djikic, Langer, & Fulton-Stapleton, 2008). 이는 특성으로써의 마음챙김 수준을 ‘꾸준히 장기적으로 향상’시키는 것이 목적인 명상적 마음챙김과 구분되는 것이다. 실제 단기간의 다양한 개입을 통해 인지 기능, 심리적 안녕감 등에 긍정적 결과들을 보이고 있으며, 정서적 공감만을 향상시키는 명상적 마음챙김과 달리 인지적, 정서적 공감을 향상시킨다(Trent et al., 2016)고 보고되었다. 따라서 인지적 기능을 활용한 마음챙김을 통해 상담자는 ‘단기간 내에도 마음챙김 특성을 이끌어내어’ 상담성과에 긍정적 기여를 할 수 있을 것으로 기대된다. 또한, 이러한 마음챙김은 일상적인 상황에서 경험하는 외부자극에 대해 몰입을 통한 적극적인 인지적 과정을 강조한다(Trent et al., 2016). 상담은 내담자와 상담자의 상호작용 속에서 끊임없이 변화하는 역동적 작업이다. 이에 몰입을 통해 상담 장면에서 벌어지는 현재 맥락과 외부 자극에 몰입하여 새로움을 끊임없이 알아차리고 유연하게 반응하도록 이끌 수 있다. 인지적 융통성을 바탕으로 현재 순간에 경험하는 맥락에 몰입하여 새로운 것을 발견하고 새로운 범주를 만들어내는 특성을 가진 마음챙김(Langer, 2014)은 다양한 내담자를 접하게 되는 상담자가 편견 없이 상담 장면의 각 맥락에 몰입하고 유연하게 반응하도록 도울 수 있는 것이다. 이는 곧 상담자가 내담자 입장에서 생각하게 함으로써 긍정적 상담회기평가와 관련이 될 것이다(Duncan, Miller, & Wampold, 2010). 그러나 앞서 언급한 바와 같이 마음챙김은 상담성과의 여러 요인이 종합된 상담회기평가에 직접적인 영향을 주기보다는 인지적 과정을 변화시키고 다른 형태의 정신적 훈련에 대한 촉진제로써의 역할을 하기 때문에 상담자의 개인적 특성에 보다 더 직접적인 영향을 줄 것이다.

마음챙김과 상담자 자기효능감이 긍정적으로 관련되어 있음을 밝힌 연구들(Wei, Tsai, Lannin, & Du, 2015)에 의해 마음챙김 수준이 높은 상담자일수록 내담자 이야기를 경청하고 불안 등의 자신의 상태를 자각함으로써 상담자 자기효능감과 유의한 관계를 맺고 있는 것으로 확인되었다. 그러나 상담자 자기효능감이 상담자 수행을 직접적으로 예언하지 못 한다는 연구들(Sharples & Ridgway, 1993)을 고려하였을 때, 상담자 자기효능감이 직접적으로 상담회기평가와 관련되지는 않을 것이다. Kivlighan과 Schmitz(1992)는 상담자 자기효능감이 높을수록 상담에 유능해 보일 수 있으며 이를 내담자가 긍정적으로 지각함으로써 더욱 좋은 작업동맹을 맺을 수 있다고 보고한다. 또한, Kokotovic과 Tracey(1990)는 상담과정에서 상담자에 대해서 내담자가 더 신뢰롭고, 더 전문적이라고 지각할수록 다음회기의 상담 약속을 잘 이행하고 상담과정 중에 더 많은 영향력을 받는다고 보고하였다. 특히, 작업동맹은 Bordin(1979)에 의하면 ‘상담의 목표와 과제 및 유대관계의 발달에 대한 동의를 바탕으로 한 상담자와 내담자 간의 협력’체계를 구축하는 요인이다. 목표합의, 과제동의 등과 같이 상담자와 내담자 간 합의를 통해 특정 상담 목표와 과제를 성취하는 것과 관련이 되기 때문에 수행과제 성취의 동기를 높여주는 상담자 자기효능감과 정적으로 유의한 관계를 맺을 수 있다. 상담성과는 즉시적 성과와 장기적 성과로 구분된다(Lambert & Hill, 1994). Stiles와 Snow(1984)가 개발한 상담회기평가(SEQ)는 특정 회기가 종료된 후 즉각적인 결과를 측정하기에 적합하며, 상담자와 내담자 평정 간 상담성과를 예측하는데 유의한 차이가 없는 것으로 보고되고 있다(Yoo, Son & Sung, 2017). 이와 같은 특성을 고려하였을 때 상담회기평가는 상담자들의 응답을 활용해 상담 회기 내의 어떤 상호작용과 상담자 특성들이 상담효과에 영향을 주었는지 치료적 경로를 구체적으로 밝히고자 하는 본 연구에 부합할 것으로 보인다.

이에 따라 본 연구는 선행연구들을 바탕으로 상담자의 현존을 촉진하는 마음챙김이 상담자의 개인적 특성인 상담자 자기효능감과 상담관계 요인인 작업동맹을 통해 상담회기평가에 어떻게 영향을 미치는지에 대해 구조모형을 설정하고, 적합도를 확인하고자 하였다. 본 연구의 구조모형은 마음챙김이 상담자 자기효능감을 거쳐 작업동맹을 매개로 하는 다중매개모형이다. 선행연구들에 따르면 마음챙김은 다른 변수를 통해 매개 또는 조절되어 상담성과와 정적 관계를 맺을 것(Quaglia et al., 2016)으로 제안된 바 이러한 구조적 관계를 경험적으로 확인하고자 하였다. 구체적인 연구가설은 다음과 같다. 첫 번째, 마음챙김과 상담회기평가의 관계에서 상담자 자기효능감을 거쳐 작업동맹을 매개로 하는 다중매개모형이 적합할 것이다. 두 번째, 마음챙김이 상담회기평가에 미치는 경로에서 상담자 자기효능감과 작업동맹의 매개효과는 완전매개효과를 나타낼 것이다. 본 연구를 통해 마음챙김과 상담회기평가 간의 유의한 관계가 검증된다면, 상담 및 심리치료에서 상담자가 불안을 낮추고 보다 상담 장면에 몰입하여 내담자와 유의한 상담회기를 가지기 위해 필요한 치료적 경로에 대한 시사점을 얻을 수 있을 것이다.

II. 연구방법

1. 연구 대상 및 절차

한국상담심리학회 상담심리사 2급 또는 한국상담학회 전문상담사 2급 자격증을 소지하고 현재 진행하고 있는 상담 사례가 있는 자발적 참여자를 대상으로 연구를 실시하였다. 온라인 설문조사 사이트 내에서 연구 참여 설명문에 동의한 자발적 참여자들만을 대상으로 총 137명의 2급 상담자들이 온라인 설문문에 응답하였다. 불성실 응답자 11명을 제외하고 이상치(outlier)를 보인 응답자 1명을 제외하여 최종적으로 125명의 응답을 분석에 포함하였다. 분석 대상이 되는 상담자들은 총 125명으로 여성 92.8%, 남성 7.2%이었다. 연령은 만 30세~만 39세가 42.4%로 대부분이었다. 개인상담 실시 사례 수는 21~40사례가 35.2%로 가장 많았고, 수퍼비전 횟수 또한 21~40사례가 29.6%로 가장 많았다. 설문을 끝까지 완료한 참여자에게는 소정의 보상이 제공되었다. 설문지는 상담 전 설문과 상담 직후 설문으로 나누어 각기 다른 온라인 링크로 참여자들에게 전송되어 상담 전과 직후에 응답하도록 안내하였다. 상담 전 설문지는 상담 회기 진행 여부에 따라 설문 반응에 영향을 줄 가능성이 있어 이를 배제할 필요가 있는 마음챙김과 자기효능감을 묻는 설문으로 구성되었다. 응답은 연구 참여자가 상담회기평가에 응답할 대상이 되는 상담 회기를 진행하기 전이라면 언제든지 자유롭게 응답이 가능하였다. 상담 직후 설문지는 상담회기평가의 대상이 되는 상담 회기에 특정된 응답을 요구하는 작업동맹과 상담회기평가 설문으로 구성되었다.

2. 측정 도구

가. 마음챙김

Bodner와 Langer(2001)가 개발한 마음챙김 척도(The Mindfulness/Mindlessness Scale: MMS)를 Kim(2010)이 번안하고 타당화한 한국판 개인관점척도(K-MMS)를 사용하였다. 이 척도에서 마음챙김은 현재에 주의를 기울이면서 새로운 것에 열려있으며, 맥락적 변화에 깨어있어 다양한 관점을 고려하는 상태라고 정의된다. 총 21문항으로 하위요인은 융통성(Flexibility), 독창성(Novelty Producing), 몰입성(Engagement), 탐구성(Novelty Seeking)으로 나뉜다. 융통성은 여러 관점으로 경험을 보고 이에 따라 행동을 조절하려는 경향성을 뜻하며, 예시문항으로 ‘나는 일을 하는 새로운 방식에 항상 관심을 가진다’가 있다. 독창성은 새로운 의미나 경험을 구성할 수 있는 능력을 뜻하며, 예시문항에는 ‘나는 새로운 아이디어를 거의 만들지 못한다’가 있다. 몰입성은 환경에서 벌어지는 변화에 대해 알아차리는 것을 뜻하며, 예시문항에는 ‘나는 내가 하는 모든 일에 충분히 주의를 기울인다’가 있다. 탐구성은 한 개인의 환경에 대한 열려있음과 호기심을 뜻하며, 예시문항에는 ‘나는 사물을 탐구하는 것을 좋아한다’가 있다. 7점 Likert척도로 평정되며(1=전혀 동의하지 않음, 7=매우 동의함) 합계 점수가 높을수록 마음챙김 경향성이 높음을 의미한다. 고등학생, 대학생, 성인을 대상으로 한 Kim(2010)의 연구에서 전체문항에 대한 내적 합치도(Cronbach's α)는 .90으로, 각 하위요인 별로 융통성은 .80, 독창성은 .89, 몰입성은 .79, 탐구성은 .83으로 나타났다. 본 연구에서의 내적 합치도는 전체 문항에 대해 .915, 각 하위요인 별로 융통성은 .730, 독창성은 .910, 몰입성은 .616, 탐구성은 .725였다.

나. 상담회기평가

Stiles와 Snow(1989)가 상담의 즉시적 성과를 측정하기 위해 개발하고 개정한 상담회기평가 질문지(Session Evaluation Questionnaire Form 4; SEQ Form 4)를 Lee와 Kim(1993)이 변안 및 타당화한 척도를 사용하였다. 양극의 형용사 쌍으로 구성된 총 19 문항으로 7점 척도로 평정된다. 하위 요인은 상담회기의 특징에 대해 평가하는 깊이, 순조로움 요인과 상담회기 직후의 정서적 상태를 평가하는 긍정적 정서, 각성도 요인으로 나뉜다. 깊이는 내담자가 상담회기에서 중요한 주제를 다룸으로써 움직여진 정도를 뜻한다. 순조로움은 상담이 얼마나 편안하게 느껴졌는지를 의미하고 내담자의 고통수준을 반영한다. 긍정적 정서는 확신과 명확한 느낌과 더불어 두려움이나 분노가 없는 기쁜 느낌을 뜻한다. 한편 각성도란 조용하고 침잠된 느낌과는 대조적으로 활동적이고 흥분된 느낌을 말하는데(Stiles & Snow, 1984), 상담직후 정서요인은 평정자에 따라 불안정한 결과를 보이며, 연구마다 일관된 요인 구조를 나타내고 있지 못해 폭넓게 이용되고 있지 않다(Lee & Kim, 1993). 이에 본 연구에서도 상담에 긍정적인지 부정적인지 해석하기 어려운 형용사 쌍으로 이루어진 각성도 요인을 제외한 깊이, 순조로움, 긍정적 정서 요인만 분석에 이용하였다. 각 하위요인에 대한 예시문항에는 '깊이 있었다 대 피상적이었다', '편했다 대 긴장되었다', '기쁘다 대 슬프다' 등이 있다. Lee와 Kim(1993)의 연구에서 상담자가 보고한 상담회기평가의 내적 합치도(Cronbach's α)는 깊이 .88, 순조로움 .85, 긍정적 정서 .78이었다. 본 연구에서는 전체 문항에 대해 .871, 깊이 .799, 순조로움 .814, 긍정적 정서 .841이었다.

다. 자기효능감

Lee, Suh와 Kim(2007)이 변안하고 타당화한 Lent, Hill과 Hoffman(2003)의 상담자 활동 자기효능감 척도(Counselor Activity Self-Efficacy Scales: CASES)를 사용한다. 이 척도에서 상담자 자기효능감은 상담 경험과 발달 수준을 바탕으로 내담자를 효과적으로 상담할 수 있다 믿음으로 정의된다. 조력기술, 회기관리, 상담난제로 크게 3가지 하위 요인들로 구성되어 있다. 조력기술은 상담에서 필요한 기본적인 조력기술을 수행하는 능력에 대한 믿음을 뜻하며, 다시 탐색기술, 통찰기술, 회기관리 세 개의 효능감으로 나뉜다. 각 하위 요인에 대한 예시문항에 먼저 조력기술 중 탐색기술로 '경청하기(내담자가 전하는 메시지를 포착하고 이해한다)', 통찰기술로 '내담자의 통찰을 위한 상담자 자기 개방(개인적인 통찰을 얻었던 상담자 자신의 과거 경험에 대해 털어놓는다)', 회기관리로 '정보제공(자료, 의견, 사실, 자원 또는 질문에 대한 답변 등을 내담자에게 제시하거나 가르친다)' 등이 있다. 회기관리는 기본적인 조력기술들을 통합하여 회기관리와 관련된 상담 회기 과제들을 처리하는 상담자의 지각된 능력을 뜻하며, 예시문항으로 '내담자가 말한 다음에 무엇을 말해야 할지 또는 어떻게 해야 할지 안다'가 있다. 상담난제는 비교적 숙련을 요하는 어려운 상담상황에 대처할 수 있는 지각된 능력을 뜻하며, 예시문항으로 '심각한 사고 혼란의 징후를 보이는' 등의 내담자들을 얼마나 효과적으로 다룰 수 있는지 묻는 문항으로 구성된다. 문항은 총 41문항으로 10점 Likert척도로 평정되며(0=전혀 확신하지 않는다, 9=완전히 확신한다), 점수가 높을수록 하위 요인과 관련된 효능감이 높음을 의미한다. 상담자 대상의 Lee 등(2007)의 연구에서 내적 합치도(Cronbach's α)는 .79에서 .96까지 분포하는 것으로 보고되었다. 본 연구에서는 전체 문항에 대해 .948, 각 하위요인 별로 조력기술 .874 (탐색기술 .818, 통찰기술 .782, 회기관리 .733), 회기관리 .920, 상담난제 .917이었다.

라. 작업동맹

Bordin의 범이론적 관점에 따라 Horvath와 Greenberg (1989)가 개발한 Working Alliance Inventory(WAI)의 축약형 WAI-S(Tracy & Kokotovic, 1989)를 사용하였다. 본 연구에서는 Lee (2008)이 한국판 작업동맹척도에서 WAI-S의 12문항과 동일한 문항을 선별한 것을 사용하였다. 이 척도에서 작업동맹은 상담자-내담자 간 유대, 목표 및 전략에 대한 상호 협력을 의미한다. 하위요인은 목표합의, 과제합의, 유대로 구성된다. 목표합의는 상담목표에 대한 상담자와 내담자 간의 일치정도를 뜻하며, 예시문항에는 '나는 상담에서 우리가 무엇을 얻으려 하는지 모르겠다'가 있다. 과제합의는 표 달성을 위한 과제에 동의하는 정도를 뜻하며, 예시문항에는 '내담자 문제를 개선하는데 도움이 되도록 상담에서 내가 해야 할 일들에 대해 내담자와 나는 의견이 같다'가 있다. 유대는 상담자와 내담자 간의 애착, 신뢰, 정서적 유대를 뜻하며, 예시문항에는 '나는 내담자를 하나의 인격체로 존중한다'가 있다. 문항은 7점 Likert척도로 평정되며(1=전혀 그렇지 않다, 7=항상 그렇다) 합계 점수가 높을수록 작업동맹 수준이 높음을 의미한다. Lee (2008)의 연구에서 상담자가 응답한 WAI-S의 전체문항에 대한 내적 합치도(Cronbach's α)는 .87이었다. 본 연구에서는 전체 문항에 대해 .917, 각 하위요인 별로 목표합의 .761, 과제동의 .794, 유대 .817이었다.

3. 자료 분석

본 연구는 수집된 자료에 대한 기술통계와 상관분석, 내적 합치도(Cronbach's α)는 통계 프로그램 SPSS 18.0을 이용하였다. 다중 매개 효과 검증을 위한 구조모형검증을 위해 Mplus 7.0을 이용하였다. 구체적인 절차는 아래와 같다. 첫째, 연구 참여자의 인구통계학적 특성과 주요변수에 대한 다변량 정규성을 확인하기 위해 기술 통계분석을 실시하고, 각 측정도구들의 신뢰도 검증을 위하여 Cronbach's α 를 확인하였다. 또한, 각 주요변수 및 하위요인들 간의 관계를 살펴보기 위해 Pearson 적률상관분석을 실시하였다. 둘째, 상담자의 마음챙김에서 상담자의 상담회기평가로 가는 구조적 관계를 알아보기 이전에 자료의 측정변수들이 잠재변수를 잘 측정하는지 알아보기 위해 측정모형을 검증하였다. 셋째, 다중 매개효과 검증을 위한 구조모형검증을 위해 Bootstrapping을 적용하였다. 이를 통해 경로의 효과성을 분석하고 매개효과와 유의성을 확인하였다.

III. 연구결과

연구 변인들의 이상값 및 정규성을 확인하였다. 그 결과 z 점수로 변환한 각 측정변수들 중 절대값이 3.29보다 큰 값을 가진 1사례를 이상값으로 판단하여 제거하였다. 각 변인들의 왜도 및 첨도의 절대값은 각각 3과 10을 넘지 않아 다변량 정규성 가정을 충족함을 확인하였다(Kline, 2011). 구조모형 검증에 앞서 연구 변인들의 평균, 표준편차, 변인 간 Pearson 상관계수를 구하였다(표 1 참조). 상담자의 사회인지적 마음챙김, 자기효능감, 작업동맹 그리고 상담회기평가 간의 상관관계 분석 결과 모두 유의한 정적 관계를 나타냈다. 구체적으로 상담자의 마음챙김은 상담자 자기효능감($r=.503, p<.01$)과는 비교적 강한 정적 관계를, 작업동맹($r=.324, p<.01$) 및 상담자의 상담회기평가($r=.211, p<.05$)와는 유의미한 정적 관계를 보였다. 상담자 자기효능감의 경우 작업동맹($r=.578, p<.01$)과 비교적 강한 정적 관계를 나타냈고, 상담회기평가($r=.374, p<.01$)와 유의한 정적 상관을 보였다. 마지막으로 작업동맹의 경우 상담회기평가($r=.703, p<.01$)와 강한 정적 관계를 보였다(Rea & Parker, 2005).

<표 1> 주요변인의 상관과 기술통계 (N=125)

	마음챙김	자기효능감	작업동맹	회기평가
마음챙김	1			
자기효능감	.503**	1		
작업동맹	.324**	.578**	1	
회기평가	.211*	.374**	.703**	1
평균	102.16	224.83	63.08	68.93
표준편차	15.83	38.24	9.24	10.64
왜도	-.213	.007	-.287	.091
첨도	-.461	-.070	-.282	.043

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

1. 경로측정모형 검증

연구 자료의 적합성을 확인함으로써 측정변수들이 네 개의 잠재변수(마음챙김, 자기효능감, 작업동맹, 상담회기평가)를 잘 측정하는지 알아보기 위해 측정모형 검증을 실시하였다. 이를 위해 네 개의 잠재변수 간 상관을 허락하고 확인적 요인분석을 실시하였다. 먼저 모형 적합도를 분석한 결과 $\chi^2=107.101(df=59, p<.001)$, CFI=.948, TLI=.931, RMSEA=.081(90% 신뢰구간 .056~.105), SRMR=.070으로 전반적인 적합도가 양호한 것으로 나타나 본 연구에서 설정한 측정모형이 적합함을 확인하였다. 또한, 측정모형의 표준화된 요인부하 추정치의 경우 $p<.001$ 수준에서 최소값이 .551, 최대값이 .893으로 모두 유의한 것으로 나타나 절대크기가 .70 이상이면 수렴타당도가 매우 우수하며, 최소 .40 이상이면 수용 가능하다(Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1992)는 기준을 충족한다. 이에 하나의 특성을 측정하는 다른 방법들 간 서로 높은 상관이 있어야 한다는 수렴타당도를 확보하였다. 표준화된 잠재변수 간의 상관계수는 최소값이 .277($p<.01$)이고 최대값이 .817($p<.001$)이므로 잠재변수 간 상관이 .90 이하면 수용가능하다는 변별타당도 기준(Kline, 2011)을 충족한다. 따라서 다른 특성을 측정하는 값들은 서로 낮은 상관이 있어야 한다는 변별타당도를 확보하였다. 결국 13개의 측정변수들과 4개의 잠재변수들이 이론적으로 정의한 대로 잘 연관되어 있음이 검증되었다(그림 1 참조).

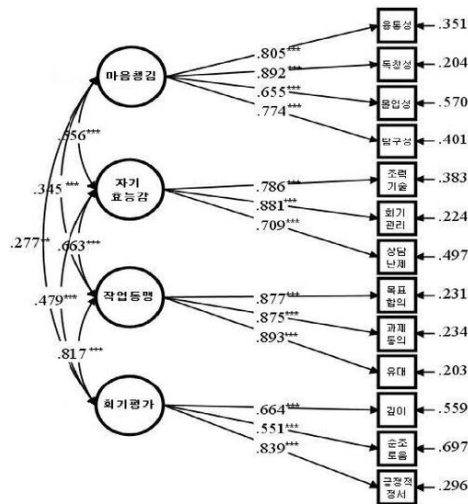


그림 1. 연구모형의 요인 간 상관과 추정치 각 추정치는 표준화계수.

*** $p < .001$ ** $p < .01$

2. 다중 매개효과 검증

자기효능감과 작업동맹의 매개효과를 검증하기 위해 먼저 구조모형의 적합성을 검증하였다. 그 결과 연구모형은 측정모형과 동치모형으로 동일하게 전반적으로 적절한 적합도를 보였다($\chi^2=107.101$, $df=59$, $CFI=.948$, $TLI=.931$, $RMSEA=.081$, $SRMR=.070$). 그 다음 작은 표본에서 매개효과와 분포는 정규분포를 따르지 않고 대칭적이지 않으므로(Lockwood & MacKinnon, 1998) 본 연구에서는 측정변인의 분포에 대한 가정이 필요 없는 Bootstrapping을 적용하여 분석하고(Preacher & Hayes, 2004), 그 결과인 신뢰구간으로 매개효과 유의성을 검정하였다. 그림 2에서 보이는 바와 같이 세 경로가 $p < .001$ 수준에서 유의했다.

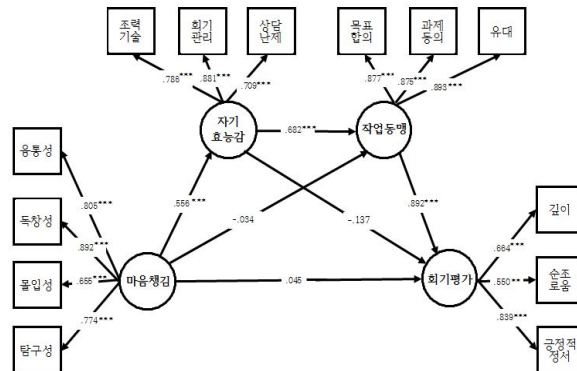


그림 2. 연구모형의 경로계수오차항 생략. 각 경로계수는 표준화 계수.

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

구체적으로 마음챙김과 자기효능감의 표준화된 경로계수는 .556로 마음챙김 수준이 높을수록 상담자의 자기효능감이 높아질 수 있음을 뜻한다. 자기효능감과 작업동맹의 표준화 계수는 .682로 자기효능감이 높으면 작업동맹 수준 또한 높아질 수 있을 것이다. 작업동맹과 상담 회기평가의 표준화 계수는 .892로 상담자와 내담자의 작업동맹 수준이 강할수록 상담자는 상담회기평가를 긍정적으로 할 가능성이 높다고 볼 수 있다. 이러한 결과는 연구모형이 완전매개 될 가능성을 시사한다. 연구모형의 다중매개효과를 살펴보면, 마음챙김에서 상담회기평가

로 가는 모든 경로의 추정치는 .342이고 95% 신뢰구간에서 0을 포함하지 않는 .045 ~ .497 사이에 있으므로 $p < .05$ 수준에서 정적으로 유의하다. 즉, 마음챙김→상담회기평가 경로의 전체효과를 보았을 때, 상담자의 마음챙김 수준이 높을수록 상담회기평가 또한 유의하게 높게 평가된다고 볼 수 있다. 그러나 마음챙김→상담회기평가 경로의 직접효과는 마음챙김→상담회기평가 경로의 전체효과에서 마음챙김→상담회기평가 경로의 전체매개효과를 뺀 .033이며, 95% 신뢰구간에서 -.142과 .209 사이이다. 이 값은 0을 포함하지 않으므로 직접 효과는 유의하지 않다. 반면, 마음챙김→상담회기평가의 전체매개효과와 추정치는 .171로 95% 신뢰구간에서 0을 포함하지 않는 .007 ~ .335 사이에 있으므로 유의도 .05 수준에서 정적으로 유의하다. 따라서 전체효과가 유의미하고 전체매개효과가 유의미하며, 직접효과가 유의하지 않으므로 마음챙김에서 상담회기평가로 가는 경로는 자기효능감과 작업동맹에 의해 매개 되었다고 할 수 있다. 이에 사회인지적 마음챙김에서 상담회기평가로 가는 간접경로들을 구체적으로 살펴보면, 먼저 간접경로의 전체 매개효과는 자기효능감의 매개효과와 작업동맹의 매개효과, 그리고 자기효능감과 작업동맹의 이중 매개효과가 합쳐진 것이다. 마음챙김→상담회기평가의 전체 매개효과와 추정치는 앞서 언급한 바와 같이 정적으로 유의하다. 그러나 각각의 매개효과를 살펴보면, 마음챙김→자기효능감→작업동맹→상담회기평가 경로만이 자기효능감과 작업동맹의 이중 매개효과 추정치 .250으로 95% 신뢰구간에서 0을 포함하지 않는 .090 ~ .410 사이에 있어 $p < .01$ 수준에서 정적으로 유의하다. 결론적으로, 마음챙김과 상담회기평가의 관계에서 상담자의 자기효능감을 거쳐 작업동맹을 매개로 하는 다중매개모형이 완전매개로 적합함이 검증되었다(표 2. 참조).

〈표 2〉 연구모형의 매개효과

		경로	비표준화	표준오차	표준화	95% 신뢰구간 (Bootstrap with Bias-Corrected)
마음챙김→상담회기 평가on Evaluation(SE)	전체효과	마음챙김→상담회기평가	.342*	.138	.277	.045 ~ .497
		전체매개효과	.171*	.084	.231	.007 ~ .335
	매개효과	마음챙김→ 자기효능감→상담회기평가	-.056	.064	-.076	-.181 ~ .069
		마음챙김→작업동맹→상담회기평가	-.022	.075	-.030	-.169 ~ .124
		마음챙김→ 자기효능감→ 작업동맹→상담회기평가	.250**	.082	.556	.090 ~ .410
	직접효과	마음챙김→상담회기평가	.033	.089	.556	-.142 ~ .209

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

IV. 논의

본 연구는 마음챙김과 상담자의 상담회기평가 간의 관계에서 자기효능감과 작업동맹의 다중매개효과를 검증하고자 하였다. 한국상담심리학회 심리상담사 2급 또는 한국상담학회 전문상담사 2급 자격증 소지한 상담사 125명을 대상으로 상담자 자기효능감과 작업동맹의 다중매개효과를 검증한 결과, 완전매개모형이 지지되었다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 마음챙김이 상담자 요인인 자기효능감을 거쳐 상담관계 요인인 작업동맹의 완전매개효과를 통해 상담회기평가와 관련을 맺음을 검증함으로써 마음챙김이 상담성과의 공통요인들과 어떤 구조적 관계를 가지고 상담회기평가에 영향을 미치는지 경험적으로 입증하였다. 결국 마음챙김은 상담자의 인간적 자질을 향상시킬 수 있는 자기효능감 향상 훈련과 같은 다른 형태의 정신적 훈련에 대한 촉진제로써 상담성과의 치료적 경로에서 주요한 역할을 하는 변수로 고려될 수 있을 것이다. 둘째, 본 연구는 명상적

마음챙김이 아닌 Langer(2014)가 제시한 사회인지적 개입을 통한 마음챙김이 상담회기평가와 구체적으로 어떤 관계를 맺는지 밝힌다는 것에 의의가 있다. 명상적 마음챙김의 경우 초인지를 통해 현재 상황에 거리를 두고 비 판단적으로 상담 내에 머물러 있게 함으로써 상담자 소진을 줄이고 상담성과와 긍정적 관계를 맺는다(Baldini et al., 2014). 반면, 사회인지적 마음챙김은 상담자가 상담 내에 적극적으로 ‘몰입’함으로써 지금-여기에 능동적으로 참여하게 하고 모호함을 견디게 돕는다(Ie, Haller, & Langer, 2012). 따라서 상담자의 사회인지적 훈련을 통한 마음챙김 상태는 상담자가 지금-여기에 몰입하여 상담 진행 중 자기중심적인 상태에서 벗어나 인지적으로 유연하고 직관적인 통찰을 할 수 있도록 도움으로써(Langer, 2014) 상담자 자기효능감을 촉진할 뿐만 아니라 상담자가 내담자와 긍정적인 관계를 맺을 수 있게 도와 긍정적 상담회기평가와 관계 맺을 수 있음을 시사한다. 셋째, 본 연구는 상담자 발달을 촉진시키기 위한 상담자 교육에 있어 마음챙김의 교육적 특성이 줄 수 있는 시사점을 밝혔다. 초심 상담자는 불안이 높아 정해진 규칙에 따라서 상담을 하고 전체적 맥락을 볼 수 있는 여유가 없는 경향이 있다(Dreyfus & Dreyfus, 1986). 그러나 마음챙김은 초심 상담자가 규칙을 고수하려는 경향을 낮추고 보다 나은 상담성과를 보이도록 돕는다는 선행연구(Stanley, Reitzel, & Wingate, 2006)와 유사한 결과가 본 연구에 의해 지지되었다. 상담자가 만약 마음챙김 수준을 높일 수 있다면 보다 효율적으로 상담자가 경험할 수 있는 발달적 어려움에 대처하고 긍정적 상담회기평가를 경험할 확률이 높아진다. 이는 곧 상담자가 상담 내에서 ‘현존’할 수 있도록 상담자의 인간적 자질을 발달시키는 훈련 과정에서 기본적 훈련으로써 마음챙김 훈련이 적극적으로 차용될 수 있음을 시사한다. 특히 사회인지적 개입을 통한 마음챙김은 간단한 인지적 개입을 통해 단기간에도 마음챙김 특성을 향상시킬 수 있다(Carson & Langer, 2006)는 강점을 지니므로 실제 상담자 훈련 현장에서 충분히 활용할 수 있을 것으로 보인다.

본 연구가 지니고 있는 제한점과 후속연구를 위한 제언들은 다음과 같다. 첫째, 상담성과를 측정하는 방법에 있어서 상담회기평가를 활용하였다. 상담회기평가는 상담의 즉시적 성과를 측정함으로써 상담 회기 내의 상호작용과 상담자의 기술 및 특성이 구체적으로 상담효과에 어떤 영향을 주었는지 밝힐 수 있다는 장점이 있다(Kang, 2007). 그러나 상담성과에는 상담회기의 결과가 누적된 장기적 성과 또한 존재하므로 장기적 성과를 측정할 필요가 있다. 둘째, 작업동맹과 상담회기평가 설문 두 설문지는 일반적으로 내담자의 보고가 더 정확하다고 알려졌다(Horvath & Symonds, 1991), 최근의 작업동맹과 상담성과에 관한 메타분석 연구들(Yoo et al., 2017)에 의하면 상담자와 내담자 평정 간 유의한 차이가 없는 것으로 보고되나, 본 연구는 설문 참여의 용이성을 고려하여 상담자 보고를 활용하였다. 향후 연구에서는 내담자의 보고 또한 활용하여 보다 정확한 결과를 측정해볼 필요가 있다. 셋째, 본 연구는 각 주요변인간의 구조적 관계를 밝히는 것에 보다 주목하였다. 각각의 매개변인의 매개효과에 대한 부분을 확인할 수 없다는 한계와 주요변인의 하위요인들이 관계를 확인할 수 없는 한계를 지닌다. 넷째, 본 연구는 연구가설을 검증하기 위해 자기보고식 설문지를 사용하여 자료를 수집하고 분석하였다. 상담자들의 자기보고를 통해 상담회기평가를 측정하는 함으로써 상담자들이 바라는 상담효과에 따라 응답했을 가능성을 배제할 수 없다. 따라서 후속 연구에서 자기보고식 설문 이외의 방법론을 사용하여 마음챙김과 상담성과 간의 관계에 대한 연구를 실시한다면 보다 신뢰로운 결과를 얻을 수 있을 것이다.

국문초록

본 연구는 상담자의 마음챙김과 상담자의 상담회기평가의 관계에서 상담자의 자기효능감과 작업동맹의 매개효과를 검증하였다. 구조모형검증을 통해 상담자의 마음챙김과 상담회기평가의 관계에서 자기효능감과 작업동맹의 다중매개 효과를 검증한 결과, 마음챙김은 자기효능감에서 작업동맹을 거쳐 가는 완전매개를 통해 상담회기평가와 관계 맺는 것으로 나타났다. 마음챙김 정도가 높으면 상담자는 더 높은 자기효능감을 느끼게 됨으로써 내담자와 효과적인 작업동맹을 맺고 궁극적으로 더 긍정적인 상담회기 성과를 낼 수 있음을 확인했다. 연구 결과에 기초하여 상담자 교육 및 추후 연구에 대한 시사점을 논의하였다.

주제어

마음챙김, 자기효능감, 작업동맹, 상담회기평가

References

- Anderson, W. T. (2012). Mindful listening instruction: does it make a difference. *Contributions to Music Education*, 13-30.
- Baldini L. L., Parker S. C., & Nelson B. W. (2014). The clinician as neuroarchitect: The importance of mindfulness and presence in clinical practice. *Clinical social work Journal*, 42(3), 218-227.

- Baldwin, S. A., Wampold, B. E., & Imel, Z. E. (2007). Untangling the alliance-outcome correlation: Exploring the relative importance of therapist and patient variability in the alliance. *Journal of consulting and clinical psychology*, 75(6), 842-852.
- Beutler, L. E., Malik, M., & Alimohamed, S. (2004). Therapist variables. In A. E. Bergin, & S. L. Garfield (Eds.), *Handbook of psychotherapy and behavior change* (pp.227-306). NY: Wiley.
- Bodner, T. E., & Langer, E. J. (2001). Individual differences in mindfulness: the mindfulness/mindlessness scale. In Poster presented at the 13th annual American Psychological Society Convention, Toronto, Ontario, Canada.
- Bordin, E. (1979). The generalizability of the psychoanalytic concept of the working alliance. *Psychotherapy: Theory, research & practice*, 16(3), 252-260.
- Carson, S. H., & Langer, E. J. (2006). Mindfulness and self-acceptance. *Journal of rational-emotive and cognitive-behavior therapy*, 24(1), 29-43.
- Djikic, M., Langer, E. J., & Fulton-Stapleton, S. (2008). Reducing stereotyping through mindfulness: Effects on automatic stereotype-activated behaviors. *Journal of Adult Development*, 15, 106-111.
- Dreyfus, H. L. & Dreyfus, S. E. (1986). *Mind over machine: The power of human intuition and expertise in the age of the computer*. Oxford: Basil Blackwell.
- Duncan, B. L., Miller, S. D., & Wampold, B. E. (2010). *The heart and soul of change: Delivering what works in therapy*. VA: American Psychological Association.
- Elfenbein, H. A., & Eisenkraft, N. (2010). The relationship between displaying and perceiving nonverbal cues of affect: A meta-analysis to solve an old mystery. *Journal of personality and social psychology*, 98(2), 301-318.
- Hair, J., Anderson, R. E., & Tatham, L. (1992). *Multivariate data analysis with regarding*. Multivariate data analysis with regarding, 6(1), 1-15.
- Horvath, A. O., & Greenberg, L. S. (1989). Development and validation of the Working Alliance Inventory. *Journal of Counseling Psychology*, 36(2), 223-233.
- 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.
- Ie, A., Haller, C. S., & Langer, E. J. (2012). Mindful multitasking: The relationship between mindful flexibility and media multitasking. *Computers in Human Behavior*, 28(4), 1526-1532.
- Joyce, A. S., Wolfaardt, U., & Sribney, C. (2006). Psychotherapy research at the start of the 21st century: The persistence of the art versus science controversy. *Canadian Journal of Psychiatry*, 51(3), 797-809.
- Kang, S. Y. (2007). *Counselor's Self-efficacy and Counseling Outcomes: The Mediating Roles of Counselor's Countertransference and Client's Working Alliance*. Unpublished doctoral dissertation, Dankook University, Yongin.
- Kim, B. S. (2010). Validation of the Korean Version of the Mindfulness/Mindlessness Scale. *Korea Journal of Counseling*, 11(4), 1581-1598.
- Kivlighan, D. M., & Schmitz, P. J. (1992). Counselor technical activity in cases with improving working alliances and continuing-poor working alliances. *Journal of Counseling Psychology*, 39(1), 32-38.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. NY: Guilford Press.
- Kokotovic, A. M., & Tracey, T. J. (1990). Working alliance in the early phase of counseling. *Journal of counseling psychology*, 37(1), 16-21.
- Lambert, M. J., & Hill, C. E. (1994). Assessing psychotherapy outcomes and processes. In A. E. Bergin & S. L. Garfield (Eds.), *Handbook of psychotherapy and behavior change*. NY: Wiley.
- Langer, E. J. (2014). *Mindfulness*. PA: Da Capo Press.
- Lee, S. H., & Kim, G. H. (1993). A Validation Study of the Session Evaluation Questionnaire (SEQ). *Korean Journal Of Counseling And Psychotherapy*, 5(1), 30-47.
- Lee, S. L. (2008). *Counselor's wisdom, counseling processes, and outcomes*. Unpublished doctoral dissertation, Catholic University, Seoul.
- Lee, S. H., Suh, Y. S., & Kim, D. M. (2007). Validation of the Counselor Activity Self-Efficacy Scales. *Korean Journal Of Counseling And Psychotherapy*, 19(3), 655-673.

- Lent, R. W., Hill, C. E., & Hoffman, M. A. (2003). Development and validation of the Counselor Activity Self-Efficacy Scales. *Journal of Counseling Psychology*, 50(1), 97-108.
- Lockwood, C. M., & MacKinnon, D. P. (1998). Bootstrapping the standard error of the mediated effect. In *Proceedings of the 23rd annual meeting of SAS Users Group International*, 997-1002.
- Potenza, M. (1990). The impact of experience, supervision and educational agree on counselor perceptions of self-efficacy. Unpublished master's thesis, University of Nebraska, Lincoln.
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2004). SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in simple mediation models. *Behavior research methods*, 36(4), 717-731.
- Quaglia, J. T., Braun, S. E., & Freeman, S. P. (2016). Meta-analytic evidence for effects of mindfulness training on dimensions of self-reported dispositional mindfulness. *Psychological Assessment*, 28(7), 803-818.
- Rea, L. M., & Parker, R. A. (2005). *Designing and conducting survey research: A comprehensive guide* (3rd Ed). CA: Jossey-Bass.
- Seo, Y. S., Cho, H. J., Cho, M., et al. (2012). The Effects of Counselor Immediacy on Session Evaluation and Working Alliance Perceived by Clients: Testing Session-Client-Counselor 3-level Hierarchical Linear and Nonlinear Models. *Korean Journal Of Counseling And Psychotherapy*, 24(4), 753-780.
- Sharpley, C. F., & Ridgway, I. R. (1993). An evaluation of the effectiveness of self-efficacy as a predictor of trainees' counselling skills performance. *British Journal of Guidance & Counselling*, 21(1), 73-81.
- Stanley, S., Reitzel, L. R., & Wingate, L. R. (2006). Mindfulness: a primrose path for therapists using manualized treatments?. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 20(3), 327-335.
- Stiles, W. B., & Snow, J. S. (1984). Counseling session impact as viewed by novice counselors and their clients. *Journal of Counseling Psychology*, 31(1), 3-12.
- Stiles, W. B., & Snow, J. S. (1989). Use of the session evaluation questionnaire. Manuscript, Miami University.
- Tracy, 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.
- Trent, N. L., Park, C., Bercovitz, K., & Chapman, I. M. (2016). Trait Socio-Cognitive Mindfulness is Related to Affective and Cognitive Empathy. *Journal of Adult Development*, 23(1), 62-67.
- Wei, M., Tsai, P. C., & Lannin, D. G. (2015). Mindfulness, Psychological Flexibility, and Counseling Self-Efficacy Hindering Self-Focused Attention as a Mediator. *The Counseling Psychologist*, 43(1), 39-63.
- Yoo, S. K., & Sohn, N. H. (2010). Mediating Effect of Working Alliance in the relationship of Client' s Counseling Expectation and Counseling Outcome. *Korean Journal Of Counseling And Psychotherapy*, 22(4), 931-947.
- Yoo, S. K., Son, E. Y., Sung, H. E., et al. (2017). A Meta Analytic Review on the Relationship between Working Alliance and Counseling Outcome (1993-2016). *Korean Journal Of Counseling And Psychotherapy*, 29(3), 527-552.