

## 초기 부적응 도식이 대인관계 진실성에 미치는 영향에서 마음챙김의 매개효과\*

박 지 현

영남대학교 심리학과 졸업

김 정 모\*\*

영남대학교 심리학과 교수

대인관계 속에서의 진실성은 만족스럽고 성숙한 대인관계를 위해서 필요한 심리적 특성이며 초기 부적응 도식은 개인의 대인관계 속에서 진실성을 형성해 나가는 데 있어서 큰 장애요인이 될 수 있다. 본 연구는 마음챙김이 초기 부적응 도식이 대인관계 진실성에 미치는 영향에서 매개변인으로서의 중재 역할을 함으로 인해, 진실성에 미치는 긍정적인 영향을 검증하고자 하였다. 이를 위하여 본 연구는 120명의 마음챙김 명상 수행 경험자들을 대상으로 한국인의 진정성 척도, 한국판 관계 진실성 척도, 초기 부적응 도식 척도 단축형, 켄터키 마음챙김 척도를 사용하여 설문조사를 실시하였다. 가설검증 및 연구결과 분석을 위해 중다회귀분석과 bootstrapping을 실시하였다. 중다회귀분석의 결과, 마음챙김은 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성 간의 관계에서 유의한 매개효과가 있는 것으로 나타났다. 이 결과는 마음챙김이 대인관계 진실성에 미치는 초기 부적응 도식의 영향에서 자동적으로 활성화되는 부정적 정서를 완화하여 대인관계 진실성을 향상하는 긍정적인 효과를 보여주는 것을 의미한다. 그리고 본 연구에서는 대인관계 진실성 향상을 위한 마음챙김적 개입에 대한 연구의 필요성을 논의하였다.

주요어 : 대인관계 진실성, 초기 부적응 도식, 마음챙김 명상, 마음챙김 요가, 명상 수행자

---

\* 본 연구는 영남대학교 심리학과 졸업생 박지현의 2020년 영남대학교 석사학위논문 중 일부를 수정, 보완한 것임. E-mail: jpark984@gmail.com

\*\* 교신저자(Corresponding author): 김정모, 영남대학교 심리학과 교수, (38541) 경상북도 경산시 대학로 280, 종합강의동 312호, Tel: 053-810-2236, E-mail: jungmo@ynu.ac.kr

진실성(Authenticity)은 방어기제를 내려놓고 자신의 생각, 감정, 행동을 포함하여 자신의 진실한 내적 경험을 받아들이고 이를 거짓 없이 진솔하게 드러낼 수 있는 심리적 특성이다(Kernis & Goldman, 2006). 일반적으로 진실성(authenticity)은 자신의 생각과 행동이 일치하는 대로 거짓되지 않게 행동하는 것을 의미한다(홍정순, 2015). 심리학적 관점에서 설명되는 진실성은 2000년대 이후로 연구되었으며 학자들마다 구성개념의 정의가 다양하나, 주로 자신의 감정과 느낌을 그대로 인식하고 받아들이며 이에 대한 반응으로 일어나는 자신의 욕구를 솔직하게 표현하는 것으로 정의된다(Kernis & Goldman, 2006).

대인관계 속에서의 진실성은 대인관계 경험을 만족스럽게 지각하는데 필요한 심리적 특성이다. 또, 대인관계 진실성은 대인관계에서 문제를 겪더라도 이로 인한 심리적 부적응을 비교적 덜 겪도록 한다(Wickham, Williamson, Beard, Kobayashi, & Hirst, 2016). 대인관계 진실성, 혹은 관계적 측면에서의 진실성에 대한 Neff와 Harter의 연구(2002)를 살펴보면 친밀한 대인관계에서 갈등을 피하고 승인을 추구하는 대인관계 진실성이 낮은 사람들은 자존감이 낮았고 우울 정도가 높은 것으로 나타났다. 사회적 상호작용 속에서 상대방의 승인을 추구하기 위해서 솔직한 자기개방을 회피하는 것이 대인관계에서의 불쾌한 경험을 회피할 수 있다는 단기적인 이득을 얻을 수 있는 안전행동이지만, 장기적으로 보았을 때는 상대적으로 더 파괴적인 대인관계를 형성하게 한다(Kernis & Goldman, 2006). 특히 친구, 연인, 배우자, 가족 등의 친밀한 대인관계에서의 진

실성 부족은 우울, 낮은 자존감 등에 영향을 미치고 주관적 안녕을 유의하게 감소시켰다(Theran & Han, 2013). 또한, 진실성이 낮은 사람들은 대인관계 속에서 자신의 감정을 스스로 수용하지 않고 타인에게도 솔직하게 표현하지 않는 경향이 있었으며 이는 단기적으로는 비승인에 대한 두려움에 대한 회피 기능을 하나, 장기적으로는 파괴적인 대인관계를 유지하게 하고 자존감 역시 마찬가지로 저하시킨다(Kernis & Goldman, 2006). 특히 대인관계에서의 갈등을 피하기 위해서 방어기제로써 진실하지 않은 태도를 견지하는 것은 적절하지 못한 대처 전략이 될 수 있으며(Kernis & Goldman, 2006) 이는 더 높은 우울 정도와 낮은 자존감을 초래할 수 있다(Wood, Linley, Maltby, Baliousis, & Joseph, 2008).

개인내적 진실성 및 대인관계 진실성에 대한 학자들의 견해에는 조금씩 차이가 있으나 그중에서 공통으로 도출되는 정의가 존재한다(박성희, 2002).

Kernis와 Goldman(2006)은 진실성을 ‘한 개인의 일상생활 속에서 진실된 자신이 방해받지 않고 기능하는 것’으로 정의하였고 자기이해, 비편향적 처리, 행동, 상대방에 대한 진솔함의 네 가지 요인으로 구성된 다차원적 구성개념으로 설명하였다. 자기이해는 자신이 무엇을 느끼고 무엇을 원하는지 정확하게 아는 것이며 이것이 진실성의 시작이라고 제안하였다. 비편향적인 처리는 부정적인 경험, 자신에 대해 부정적인 증거들에 대해서 언어적으로 방어하지 않고 자신 혹은 타인을 기만하지 않는 것과 관련이 있다. Kernis와 Goldman(2006)은 비편향적 처리에 대해서 반동형성, 투사, 회피,

부인 등과 같은 방어기제(Vaillant, 1992; Kernis & Goldman, 2006에서 재인용)를 사용하지 않고 자신이 경험하는 것에 대해서 정확하게 묘사하는 것이라고 제안하였다. 이들은 비편향적인 처리가 무조건 자신을 비판하는 것과는 다르며, 자신에 대한 긍정적인 평가와 부정적인 평가를 자신의 경험에 근거하여 편향되지 않게 수행하며 이를 솔직하게 내적, 외적으로 묘사할 수 있는 능력이라고 보았다. 행동은 이는 자신의 핵심 감정과 동기를 알아차리고 이에 일치하는 대로 인생을 살아가는 것을 뜻한다. 상대방에 대한 진실함은 대인관계 속에서 자신 스스로가 되고 타인에게 정직해진다는 것을 의미한다. 특히 Kernis와 Goldman(2006)은 자기이해가 전제되어야 비편향적 처리가 가능하며, 비편향적 처리가 가능해야 행동과 대인관계 속에서도 진실해질 수 있다고 보았다. Wood 등(2008)도 진실성을 심리내적인 개인적 특질이라고 간주하였다. Lopez와 Rice(2006)은 진실성을 대인관계적인 맥락으로 보았고 파트너에게서 승인받지 못하고 관계에서의 불안정을 무릅쓰고 자신의 경험을 파트너와 교환하고자 하는 관계적인 도식으로 정의하였다. 한편 Harter(2002)는 진실성을 개인내적 특질과 관계적 맥락의 조합으로 보았다.

즉, 진실한 자기는 개인내적인 심리적 특질로도 볼 수 있지만, 대인관계적 맥락에서의 참된 자기, 진실한 자기가 어떻게 드러나는지도 중요하다. 또한, 대인관계에서 진실성을 유지하기 위해서 개인내적으로 자신에 대해 얼마나 진실한 견해를 가지고 있는지도 살펴보아야 한다고 할 수 있다. 이를 요약하자면, 대인관계 진실성의 핵심 개념은 '자신의 참된

경험을 이해하고 이를 자신에게 유리하게 해석하거나 혹은 지나치게 비판하지 않고 인식하고 자신의 감정을 왜곡하지 않으며 그에 따라 상대방에게 거짓 없이 표현하는 것'이라고 할 수 있다. 즉, 크게 '자기이해', '비편향적 처리', '상대방에 대한 진실함'으로 수렴한다고 볼 수 있다.

본 연구에서는 위에서 서술한 바와 같이 Kernis와 Goldman(2006)이 정립한 진실성 모델의 개념을 따른다. 단, Kernis와 Goldman(2006)의 정의에 따르면, '행동'은 자신의 가치와 선호에 따라 삶을 살아가는 것을 뜻하므로 본 연구에서 논의하고자 하는 대인관계 진실성의 개념에는 부합하지 않는다. 따라서 본 연구에서는 대인관계 진실성을 '자기이해', '비편향적 처리', '상대방에 대한 진실함'으로 이루어진 구성개념이라고 정의한다.

#### 초기 부적응 도식

초기 부적응 도식이란 자신, 자신을 둘러싸고 있는 환경과 그 환경 속에 존재하는 타인에 대한 사고의 패턴이며 생애 초기에 자신의 인생에서 중요한 부모 등 타인들과의 관계 속에서 형성되고 이는 생애 전체를 걸쳐 공고화된다고(조성호, 2001a). Young 등(2003)에 따르면 초기 부적응 도식이 높은 사람들은 자신보다는 타인을 의식하는 경우가 있고 유기의 고통을 피하려는 노력으로(Masterson, 1988) 자신의 진실한 모습을 감추고자 하며 그에 따라 자기 개방의 정도가 줄어든다고 하였다.

Vreeswijk, Broersen와 Schurink(2014)는 초기 부적응 도식이 활성화되어 사용하는 적절하지

못한 대처로 잦은 거짓말, 즉 개인이 자신의 진실성을 저하한다고 보았다.

Theran과 Han(2013)의 연구에서는 초기 부적응 도식 형성의 원인이 될 수 있는 아동기 학대가 진실성에 통계적으로 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다( $p < 0.05$ ). Thimm(2013)의 연구에서는 초기 부적응 도식 범주 중 손상된 한계 도식 범주에 해당하는 도식들을 제외하고 단절과 거절 도식 범주, 손상된 자율성 및 수행 도식 범주, 타인 지향성 도식 범주에 포함되는 하위 도식들이 모두 대인관계 문제 중 진실하게 자신의 의사를 표현하지 못하는 '비주장성'과 통계적으로 유의미한 상관관계가 나타났다.

초기 부적응 도식은 방어기제 사용과도 그 관련성이 존재한다. 위에서 서술한 것과 같이 진실성의 부족이라는 개념은 미성숙한 방어기제나 신경증적 방어기제의 사용과 비슷한 개념으로 함께 사용된다. 이를 뒷받침하는 Walburg와 Chiamello의 연구(2015)에서 초기 부적응 도식은 성숙한 방어기제를 제외한 신경증적 방어기제와 미성숙한 방어기제와 모두 유의한 상관이 존재하는 것( $p < .05$ )으로 나타났다. 또한 Ameri, Bayar, 그리고 Zohreh(2014)의 연구에 따르면 높은 초기 부적응 도식은 감정표현 불능증과 같이 정서적 자기개방의 축소의 중요한 예측 인자로서 기능하기도 한다.

#### 마음챙김

마음챙김이란, 현재 몸과 마음에서 일어나는 모든 현상에 대해서 있는 그대로 판단하지

않거나 저항하지 않고 그대로 관찰하겠다는 특별한 의도를 가지고 주의집중하는 것(Kabat-Zinn, 1990)을 말한다. 즉, 이는 경험에 대해 분석하고 판단하는 것이 아니라 경험을 있는 그대로 체험하는 것이다(Teasdale, 1999). 따라서 마음챙김은 시시때때로 변화하는 경험의 흐름에 주의를 집중하나, 어떠한 편견도 갖지 않고 비판단적으로 받아들이며 그저 주의를 기울이는 것이라고 할 수 있다.

마음챙김이 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성 간의 관계에 미치는 영향

마음챙김은 초기 부적응 도식과 대인관계 문제 사이를 유의하게 매개하는 것으로 나타났다. 즉, 마음챙김 수준이 낮을 경우 초기 부적응 도식도 높고 대인관계에서도 많은 문제를 경험한다는 것이다(Janovsky, Clark, & Rock, 2019). 반면에 마음챙김이 높은 사람들은 현재에 일어나고 있는 상호작용 상황에서의 자신의 감정을 그대로 알아차리며 대인관계에서의 불안을 완화하며, 이완된 상태로 인해 다른 사람의 말을 주의 깊게 듣고 집중할 수 있다고 알려져 있다(Prolux, 2003). 특히, 마음챙김의 여러 요소 중에서 대인관계적 상황에서 마음에서 일어나는 부정적인 정서에 휘말리지 않고 한 발짝 물러서서 관찰자의 위치로 볼 수 있게 하는 탈중심적인 태도(박성현, 2007)는 대인관계에서의 진실성에 긍정적인 영향을 미친다(Kernis & Goldman, 2006). 위의 연구들을 종합하자면 마음챙김은 대인관계의 질 및 대인관계에서의 진실성을 향상시킨다고 할 수 있다.

Shorey, Brasfield와 Anderson(2015)은 초기 부적응 도식과 마음챙김의 상관관계를 검증하고자 했으며 연구결과에 따르면 초기 부적응 도식과 마음챙김 사이에는 유의한 부적 상관이 있었다. 또한, 한 연구에서는 초기 부적응 도식이 낮은 마음챙김을 예측하는 유의한 변인으로 지목되었다(Yalcin, Kavakli, Kesici, & AK, 2017). 또한 여러 연구에서 초기 부적응 도식과 마음챙김이 유의한 부적 상관이 있는 것으로 도출되었다(Thimm, 2017). 이러한 연구결과에 대해 Thimm(2017)은 낮은 마음챙김적 태도가 초기 부적응 도식으로 인한 결과이기도 하지만 그로 인해 초기 부적응 도식으로 인해 나타나는 여러 가지 심리적인 불편감을 증폭시킨다고 주장한다.

이에 Vreeswijk 등(2014)은 초기 부적응 도식으로 인한 대인관계 진실성의 부정적 경과를 완화하는 데에 내적 경험에 대해 비판단적인 주의를 기울이는 마음챙김적 개입이 도움이 될 수 있다고 보았다. 따라서 마음챙김 심리도식치료의 목적은 꾸준한 마음챙김 훈련이 일상생활 속에서 초기 부적응 도식의 활성화를 막고 그에 따른 부적응적인 대처를 방지하고자 함이다.

위에서 서술한 내용들을 종합하였을 때, 개인의 초기 부적응 도식 수준은 대인관계 진실성을 유의하게 저하할 수 있으며, 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성 간의 관계에서 마음챙김이 매개변인의 역할을 할 수 있음을 시사한다. 즉, 마음챙김은 초기 부적응 도식에도 영향을 미치며, 대인관계에도 긍정적인 영향을 미친다고 할 수 있다. 그러나 마음챙김이 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성 간에서

매개변인의 역할을 하는지에 대한 연구는 아직 미비하다. 한편, 마음챙김 수준이 높을 것으로 기대되는 마음챙김 명상을 수행하는 사람들만을 대상으로 한 진실성 및 대인관계 진실성에 관한 연구가 부족한 실정이다. 이에 본 연구는 마음챙김 명상 경험이 있으며 마음챙김을 꾸준히 수행하는 마음챙김 명상 수련자들의 초기 부적응 도식이 마음챙김을 매개로 대인관계 진실성에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 한편, 마음챙김은 체험적 경험이기 때문에, 체험이 없는 사람들을 대상으로 연구하는 것은 한계가 있다. 많은 경우, 척도 연구에서 실제 마음챙김을 경험하지 않은 사람들도 포함하고 있다. 그러나, 마음챙김은 성격적 특질이며 마음챙김 명상을 하지 않아도 길러질 수 있다는 특성이라는 학자들의 시각(Bergomi, 2013)도 존재하나 Grossman(2011)이 주장하였듯이 마음챙김적 개입의 경험이나 실제 마음챙김 명상 수행 경험이 없는 사람들은 마음챙김적으로 주의를 기울이는 상태와 그렇지 못한 상태를 구분하는 것이 어려울 수 있다. 또한, 마음챙김에 대한 문항의 의미를 잘 이해하지 못할 가능성도 존재한다(Van Dam, Hobkirk, Danoff-Burg, & Earleywine, 2012). 그러므로 마음챙김을 경험하지 않은 사람들을 대상으로 마음챙김에 관한 설문 연구를 하는 것은 마음챙김의 실제 의미를 잘 드러내지 못할 위험성이 있다. 따라서 본 연구에서는 마음챙김을 실제로 경험한 수행자들을 대상으로 하고자 한다.

가설 1: 초기 부적응 도식은 마음챙김에 유의한 영향을 미칠 것이다.

가설 2: 초기 부적응 도식이 대인관계 진실

성에 유의한 영향을 미칠 것이다.

가설 3: 초기 부적응 도식이 대인관계 진실성에 미치는 영향에서 마음챙김의 매개효과가 유의할 것이다.

## 방 법

### 연구대상

본 연구의 대상자는 마음챙김 수준을 실제로 경험한 마음챙김 명상 수행자들로 구성되었다. 연구대상자들은 모두 마음챙김 명상이나 마음챙김 요가 수련을 목표로 훈련하는 명상 수련 센터, 마음챙김 요가 교육원, 마음챙김 명상 수련회 등의 참가자, 마음챙김 명상이나 요가 실습을 다루는 수업의 수강생들로 설문지는 우편조사와 대면조사로 총 220부가 배포되었다. 설문조사 종료 후 수거한 설문지를 연구자가 점검하여 회수되지 않은 설문지 63부와 불성실하게 응답한 설문지 17부, 연구대상의 조건에 부합하지 않는 설문지 20부를 제외하고 총 120부만 분석에 포함되었다. 연구대상자의 성별을 보면 남성이 29명(24.2%), 여성이 91명(75.8%)로 여성의 비율이 높게 나타났다. 연령별 분포는 20대 12명(10.0%), 30대 20명(16.7%), 40대 38명(31.7%), 50대 38명(31.7%), 60대 12명(10.0%)로 나타났다. 연구대상자의 평균 나이는 46.31세( $SD=11.20$ 세)였다. 결혼 관계별 분포는 미혼 40명(33.3%), 기혼 68명(56.7%), 동거 1명(0.8%), 이혼, 사별, 별거 등 기타 11명(9.2%)이었다.

### 측정도구

#### 대인관계 진실성

본 연구에서 대인관계 진실성은 ‘친밀한 사람과의 일 대 일의 대인관계의 맥락 속에서 경험하는 정서와 동기, 욕구 등에 대해서 정확하게 이해하고 이에 대해 왜곡하지 않게 느끼고 인정하며, 솔직하게 상대방에게 표현할 수 있는 능력’이라고 정의하였다. 따라서 대인관계 진실성은 “자기이해”, “비편향적인 처리”, “상대방에 대한 진솔함”으로 구성된 개념이라고 정의된다.

국내에서 타당화된 척도 중 이러한 개념과 가장 가까운 개념을 측정하고 있는 측정도구는 홍정순(2015)이 개발 및 타당화한 한국인의 진정성 척도이다. 그러나 홍정순(2015)의 연구에서 제안하였듯이, ‘진심어린 태도’는 관계중심적인 집단주의 문화의 맥락 안에서 타인을 배려하는 태도에 더 가깝다.

따라서 본 연구에서는 대인관계 진실성을 심도 있게 측정하고자 본 연구에서 정의한 대인관계 진실성의 세 번째 하위요인 ‘상대방에 대한 진솔함’을 측정하기 위해 Lopez와 Rice (2006)의 척도를 추가적으로 사용하였다.

본 연구의 종속변인이 되는 대인관계 진실성의 ‘자기이해’는 Kernis와 Goldman의 다차원적 진실성 모델(2006)에 의거하여, 자신의 욕구와 감정에 대해 정확하게 이해할 수 있는 능력으로 정의한다. ‘비편향적 처리’는 자신의 진정한 감정, 동기에 대해서 긍정, 부정적으로 편향되지 않게 인식하고 이를 내적, 외적으로 묘사할 수 있는 능력으로 정의한다. 대인관계 진실성의 ‘자기이해’와 ‘비편향적 처리’를 측

정하기 위해서 홍정순의 진정성 척도(2015)의 ‘내적 경험에 대한 비편향적인 자각과 수용’을 사용하였다.

해당 척도는 5점 Likert 척도로 평정하도록 구성되어 있으며, 5점 Likert 척도로 평정하도록 구성되어 있으며, “전혀 그렇지 않다”는 1점, “그렇지 않다”는 2점, “보통이다”는 3점, “그렇다”는 4점, “매우 그렇다”는 5점의 점수를 부여받는다.

홍정순(2015)의 연구에서는 내적 신뢰도가 Cronbach's  $\alpha = .78$ 로 나타났다. 본 연구에서 자기이해의 내적 신뢰도는 Cronbach's  $\alpha = .80$ 로 나타났다. 홍정순(2015)의 연구에서는 내적 신뢰도가 Cronbach's  $\alpha = .80$ 로 나타났다. 본 연구에서 비편향적 처리의 내적 신뢰도는 Cronbach's  $\alpha = .78$ 로 나타났다. 본 연구의 종속변인이 되는 대인관계 진실성의 ‘상대방에 대한 진솔함’은 Kernis와 Goldman의 다차원적 진실성 모델(2006)에 의거하여, ‘일 대 일의 대인관계에서 승인받지 못할 것에 대한 두려움으로 인해 상대방에 대해 거짓말을 하지 않는 솔직함’으로 정의한다. 대인관계 진실성의 ‘상대방에 대한 진솔함’을 측정하기 위해서 Lopez와 Rice의 관계 진솔성 척도(2006)를 곽소영과 이지연(2013)이 번안한 한국판 관계 진솔성 척도의 전체 문항을 하나의 하위요인으로 정의하고 사용하였다. 원칙도는 낭만적 관계에서의 진실성 정도를 측정하나 본 연구에서는 친밀한 일 대 일 대인관계에서 나타나는 진실성의 정도를 측정하기 위해 해당 척도를 사용하였다. 따라서 본 연구에서는 해당 척도를 수정하여 낭만적 관계뿐만 아니라, 가족, 친한 친구, 배우자 등을 포함한 친밀한 대인관계에

서의 진실성을 측정할 수 있도록 원칙도의 문항을 수정하였다.

해당 척도는 본 연구에서 7점 Likert 척도로 평정하도록 구성되어 있으며, “전혀 아니다”는 1점, “아니다”는 2점, “조금 아니다”는 3점, “보통이다”는 4점, “조금 그렇다”는 5점, “그렇다”는 6점, “매우 그렇다”는 7점의 점수를 부여받는다. 점수가 높을수록 상대방에 대한 진솔함의 정도가 높은 것을 의미한다. 곽소영과 이지연(2013)의 연구에서는 전체 내적 신뢰도는 Cronbach's  $\alpha = .86$ 로 나타났다. 본 연구에서 내적 신뢰도는 Cronbach's  $\alpha = .85$ 로 나타났다.

#### 초기 부적응 도식

자신과 타인, 주변 환경에 대한 왜곡된 지각과 사고패턴인 초기 부적응 도식을 측정하기 위해 Young(2005)의 단축형 도식 질문지(YSQ-S3)를 이동우가 번안(김희연, 2006)한 것을 Lee 등(2015)이 타당화한 초기 부적응 도식 (Young Schema Questionnaire Short form: K-YSQ-S3) 척도를 사용하였다.

해당 척도는 6점 Likert 척도로 평정하도록 구성되어 있으며, “전혀 다름”은 1점, “대부분 다름”은 2점, “다소 일치”는 3점, “상당히 일치”는 4점, “대체로 동의함”은 5점, “대부분 일치”는 6점의 점수를 부여받는다. 점수가 높을수록 측정되는 초기 부적응 도식의 정도가 더 높다는 것을 의미한다.

Lee 외(2015)의 연구에서는 전체 내적 신뢰도는 .97, Cronbach's  $\alpha = .59 - .60$ 이었다. 본 연구에서는 내적 신뢰도가 Cronbach's  $\alpha = .96$ 으로 나타났다.

### 마음챙김

현재 경험에 대해 주의를 기울이는 마음챙김 기술을 측정하기 위해 Baer, Smith와 Allen(2004)이 개발한 원척도를 김정모(2006)가 변안한 켄터키 마음챙김 기술 척도(Kentucky Inventory of Mindfulness Skills)를 사용하였다. 해당 척도는 5점 Likert 척도로 평정하도록 구성되어 있으며, “전혀 아니다”는 1점, “약간 아니다”는 2점, “중간이다”는 3점, “약간 그렇다”는 4점, “매우 그렇다”는 5점의 점수를 부여받는다. 점수가 높을수록 마음챙김의 기술의 정도가 높다는 것을 의미한다.

김정모(2006)의 연구에서는 내적 신뢰도가 Cronbach's  $\alpha = .75-.84$ 로 나타났다. 본 연구에서는 현재 순간에 주의집중하며 일어나는 일에 대해 수용하는 능력에 대해 측정하기 때문에 주의집중과 수용을 내용으로 하는 20문항만을 사용한다. 본 연구에서는 내적 신뢰도가 Cronbach's  $\alpha = .83$ 으로 나타났다.

### 절차

영남대학교 생명윤리위원회(IRB)에서 연구승인(YU 2019-07-008-003)을 받은 후, 2019년 8월 중순부터 9월 중순까지 전국의 마음챙김 명상이나 마음챙김 요가 수련을 목표로 훈련하는 명상 수련 센터, 마음챙김 요가 교육원, 마음챙김 명상 수련회 등의 참가자, 마음챙김 명상과 마음챙김 요가 실습을 다루는 수업의 수강생들 대상으로 설문지를 자기기입법으로 실시하였다. 응답에 소요되는 시간은 개인에 따라 약 30-60분 정도인 것으로 나타났으며 설문 실시 전에 앞서 연구에 대해 안내를 실

시한 뒤, 연구 참여에 동의하는 연구대상자에 한해서 대면 조사로는 94부를 배포하였고, 우편 조사로는 126부를 배포하여, 총 220부가 배부되었다. 배포 후 즉시 응답이 완료되면 회수하거나, 대표자에게서 설문지를 전달받는 방식으로 회수하였다. 대면 조사로 배부한 설문지 중에는 총 65부가 회수되었고, 우편 조사로는 92부가 회수되었다. 설문조사 종료 후 수거된 설문지 157부를 연구자가 점검하여 불성실하게 응답한 설문지 17부, 연구대상의 조건에 부합하지 않는 설문지 20부를 제외하고 총 120부만 분석에 포함되었다.

### 가설검정

가설검정을 위해 SPSS Win 25.0를 사용하였다. 우선, 연구대상자들의 인구통계학적 특성과 연구에 사용된 중요 변인들의 특성을 파악하기 위해서 기술통계분석 및 빈도분석과 상관분석을 실시하였다. 그리고 마음챙김이 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성 간의 관계에서 매개역할을 하는지 검증하고자 하였다. 이를 위해, Baron과 Kenny(1986)가 제안한 매개효과 검증을 위한 3단계 회귀분석을 시행하였다. 이 회귀분석에서 도출된 마음챙김 매개효과 유의성 검증을 위해 Hayes(2013)의 SPSS Macro Process의 모형 4번을 사용하여 부트스트래핑을 시행하였다.

### 결 과



## 상관의 비교

표 1에서 각 변인 간의 평균, 표준편차, 내적일치도 및 상관분석 결과를 제시하였다. 분석 결과, 대인관계 진실성과 초기 부적응 도식은 부적 상관관계( $r = -.65, p < .01$ )를 보였다. 초기 부적응 도식과 마음챙김도 부적 상관관계( $r = -.53, p < .01$ )를 보였고, 마음챙김의 하위요인인 주의집중( $r = -.25, p < .01$ ), 수용( $r = -.48, p < .01$ )의 순서로 각각 초기 부적응 도식과 부적 상관관계가 나타났다.

마음챙김과 대인관계 진실성과의 상관관계를 살펴본 결과는 다음과 같다. 마음챙김과 대인관계 진실성은 정적 상관관계( $r = .55, p < .01$ )를 보였고, 마음챙김의 하위요인인 주의집중( $r = .30, p < .01$ ), 수용( $r = .48, p < .01$ )은 각각 대인관계 진실성과 정적 상관관계가 나타났다. 마음챙김의 각 하위요인과 대인관계 진실성의 각 하위요인들의 상관을 살펴 보았을 때, 주의집중과 상대방에 대한 진솔함을 제외하고 변인 간에는 모두 정적 상관이

나타났다. 대인관계 진실성의 하위요인은 자기이해( $r = .78, p < .01$ ), 비편향적 처리( $r = .79, p < .01$ ), 상대방에 대한 진솔함( $r = .71, p < .01$ ) 순서로 각각 전체 대인관계 진실성과 정적 상관관계를 보였다. 마음챙김의 하위요인 주의집중( $r = .65, p < .01$ ), 수용( $r = .79, p < .01$ )의 순서대로 전체 마음챙김과 정적 상관관계를 보였다. 그러나 마음챙김의 하위요인인 주의집중과 수용 사이에는 상관관계가 유의하지 않은 것으로 나타났다.

## 매개효과

본 연구는 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성 간의 관계에서 마음챙김이 매개하는지 파악하고 그 매개효과를 검증하고자 하였다. 이를 위해 Baron과 Kenny(1986)가 제안한 절차에 따라 3단계 회귀분석을 실시한 결과를 표 2에 제시하였다.

가장 먼저 1단계에서 초기 부적응 도식을 독립변인으로, 대인관계 진실성을 종속변인으로

표 1. 변인 간의 상관

변인	1	2	3	4	5	6	7	8
1. 대인관계 진실성 전체								
2. 자기이해	.78**							
3. 비편향적 처리	.79**	.39**						
4. 상대방에 대한 진솔함	.71**	.43**	.31**					
5. 초기 부적응 도식 전체	-.65**	-.45**	-.59**	-.44**				
6. 마음챙김 전체	.55**	.43**	.44**	.40**	-.53**			
7. 주의집중	.30**	.36**	.21*	.05	-.25**	.65**		
8. 수용	.48**	.27**	.37**	.48**	-.48**	.78**	.04	

주. \*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$ ,

표 2. 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성의 관계에서 마음챙김의 중다회귀분석 결과

독립변인	종속변인	B	SE	$\beta$	통계량	
					F	R <sup>2</sup>
1단계						
초기 부적응 도식	대인관계 진실성	-.65	-.07	-.65***	87.28***	.42
2단계						
초기 부적응 도식	마음챙김	-.63	.09	-.53***	47.03***	.28
3단계						
초기 부적응 도식	대인관계 진실성	-.50	.08	-.50***	54.75***	.48
마음챙김	대인관계 진실성	.24	.07	.28***		
		Effect	Boot S. E.	95% 신뢰구간		
				Boot. LLCL(하한)	Boot. ULCL(상한)	
마음챙김의 총효과		-.65	.07	-.79	-.51	
마음챙김의 직접효과		-.50	.08	-.66	-.34	
마음챙김의 간접효과		-.15	.08	-.26	-.06	

주. \*\*\*p < 0.001.

로 회귀분석을 실시하였다. 다음 2단계에서 초기 부적응 도식을 독립변인으로, 마음챙김을 종속변인으로 회귀분석을 실시하였다. 마지막 3단계에서 초기 부적응 도식과 마음챙김을 독립변인으로 동시에 투입하고, 대인관계 진실성을 종속변인으로 회귀분석을 실시하였다.

초기 부적응 도식과 대인관계 진실성 간의 관계에서 마음챙김의 매개효과를 살펴보면, 초기 부적응 도식이 대인관계 진실성에 유의한 영향( $\beta = -.65$ ,  $p < .001$ )을 미치는 것으로 나타났으며, 첫 번째 조건을 충족시킨다. 초기

부적응 도식이 마음챙김에 유의한 영향( $\beta = -.53$ ,  $p < .001$ )을 미치는 것으로 나타났으며, 두 번째 조건을 충족시킨다.

마지막으로 초기 부적응 도식과 마음챙김을 동시에 투입하였을 때 마음챙김은 대인관계 진실성에 유의한 영향( $\beta = .24$ ,  $p < .001$ )을 미치는 것으로 나타났으며, 동시에 초기 부적응 도식이 대인관계 진실성에 미치는 영향이 감소하였다( $\beta = -.50$ ,  $p < .001$ ). 공선성 진단 결과, 공차는 .72, VIF 값은 1.40으로 도출되었으므로 다중공선성은 없는 것으로 나타났다. 따라서 마음챙김은 초기 부적응 도식과 대인

관계 진실성의 관계를 부분 매개하는 것으로 나타났다.

매개효과의 유의성과 초기 부적응 도식이 대인관계 진실성에 영향을 미치는 모형에서 마음챙김이 매개하는 간접효과를 검증하기 위해 신뢰구간을 사용하여 매개효과의 유의성을 통계적으로 검증하는 부트스트래핑(bootstrapping) 절차를 실시하였다.

부트스트래핑 방법은 사례수와 동일한 크기의 표본을 반복적으로 추출하여 이 표본에서 매개효과의 회귀계수와 표준오차(Boot S. E.)를 도출하는 것이다. 이후, 이렇게 도출된 회귀계수들의 분포에서 95% 유의수준의 신뢰구간을 확인하고 이 신뢰구간 안에서 얻어진 회귀계수, 이 구간 안에 0의 값이 포함되는지 여부를 확인하여 매개효과의 통계적 유의성이 존재하는지 확인하는 방식이다(이상균, 2007).

독립변인 초기 부적응 도식이 종속변인 대인관계 진실성에 미치는 영향에서 마음챙김의 매개효과를 검증하기 위해 Hayes Macro Process v3.4의 매개효과를 분석하는 model 4를 사용하여 총효과(total Effect) 및 직접효과(direct effect) 그리고 간접효과(indirect effect)를 도출하여 표 2에 함께 제시하였다. 본 연구에서 부트스트래핑을 위하여 재추출한 표본 수는 5,000개였고, 신뢰구간의 하한 값은 -.25였으며 상한 값은 -.06이었다. 따라서 간접효과가 존재하며, 마음챙김의 매개효과는 통계적으로 유의한 것으로 나타난다.

총효과와 직접효과 및 간접효과를 살펴보았을 때 독립변인인 초기 부적응 도식이 종속변인인 대인관계 진실성에 영향을 미치는 모형에서 총효과는 -.65으로, 직접효과는 -.50으로,

간접효과는 -.16인 것으로 도출되었다.

대인관계 진실성 하위요인에서 마음챙김 매개효과

본 연구의 경우, 종속변수인 대인관계 진실성의 하위요인을 중심으로 '대인관계 진실성'이라는 종속변수를 구성하였다. 따라서 대인관계 진실성의 하위요인별로 초기 부적응 도식 간의 관계에서 마음챙김이 매개효과를 가지는지 검증하기 위해서 회귀분석 절차를 사용하여 통계적으로 검증한 결과를 표 3에 제시하였다.

먼저, 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성의 하위요인 자기이해 간의 관계에서 마음챙김의 매개효과를 검증하기 위해 전술한 것과 같은 3단계 회귀분석을 실시하였을 때, 1단계에서 3단계를 모두 만족하였다. 공선성 진단 결과, 공차는 .72, VIF 값은 1.40으로 도출되었으므로 다중공선성은 없는 것으로 나타났다. 따라서 마음챙김은 초기 부적응 도식과 자기이해 간의 관계를 부분적으로 매개하는 것으로 나타났다.

마찬가지로 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성의 하위요인 비편향적 처리 간의 관계에서 마음챙김의 매개효과를 중다회귀분석을 통해 검증하였다. 초기 부적응 도식과 비편향적 처리 간의 관계에서도 마음챙김은 유의한 매개변인의 역할을 하는 것으로 나타났다. 공선성 진단 결과, 공차는 .72, VIF 값은 1.40으로 도출되었으므로 다중공선성은 없는 것으로 나타났다. 따라서 마음챙김은 초기 부적응 도식과 비편향적 처리의 관계도 부분적으로 매

표 3. 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성의 각 하위요인 간의 관계에서 마음챙김의 중다회귀분석 결과

독립변인	종속변인	B	SE	$\beta$	통계량	
					$F$	$\Delta R^2$
1단계						
초기 부적응 도식	자기이해	-.57	.11	-.45***	29.40***	.19
2단계						
초기 부적응 도식	마음챙김	-.63	.09	-.53***	47.04***	.28
3단계						
초기 부적응 도식	자기이해	-.39	.12	-.31**	21.80***	.34
마음챙김	자기이해	.28	.10	.26**		
1단계						
초기 부적응 도식	비편향적 처리	-.90	.12	-.59***	61.45	.34
2단계						
초기 부적응 도식	마음챙김	-.63	.09	-.53***	47.04	.28
3단계						
초기 부적응 도식	비편향적 처리	-.75	.13	-.49***	33.58	.35
마음챙김	비편향적 처리	.23	.11	.18*		
1단계						
초기 부적응 도식	상대방에 대한 진솔함	-.73	.14	-.44***	28.25***	.16
2단계						
초기 부적응 도식	마음챙김	-.63	.09	-.53***	47.03***	.28
3단계						
초기 부적응 도식	상대방에 대한 진솔함	-.53	.16	-.32**	17.37***	.22
마음챙김	상대방에 대한 진솔함	.32	.14	.22*		

주. \*\*\*p < 0.001, \*\*p < 0.01, \*p < 0.05.

개하는 것으로 나타났다. 마지막으로, 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성의 하위요인 상대방에 대한 진솔함 간의 관계에서 마음챙김의 매개효과를 중다회귀분석으로 검증하였다.

분석 결과, 앞에서 서술한 것과 같은 3단계를 모두 충족하고 공선성 진단 결과, 공차는 .72, VIF 값은 1.40으로 도출되었으므로 다중공선성은 없다. 따라서 마음챙김은 초기 부적응 도

식과 상대방에 대한 진솔함의 관계 역시 부분적으로 매개하는 것으로 나타났다. 최종적으로 대인관계 진실성의 하위변인으로 구성된 자기이해, 비편향적 처리, 상대방에 대한 진솔함과 초기 부적응 도식 간의 관계에서 마음챙김은 모두 매개변인인 것으로 나타났다. 한편, 상관분석에서 주의집중과 수용의 상관이 나타나지 않았기 때문에, 본 연구에서는 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성 간의 관계에서 마음챙김의 하위요인들의 역할이 어떻게 상이하게 나타나는지에 대해 추가적으로 분석하였다. 먼저, 마음챙김의 하위요인 중 주의집중이 대인관계 진실성에 미치는 효과를 3단계 회귀

분석으로 검증하였다. 마찬가지로, 마음챙김의 하위요인 수용이 대인관계 진실성에 미치는 영향을 같은 통계 분석 방법으로 검증하여 그 결과를 표 4에 제시하였다.

통계적 분석 결과, 마음챙김의 하위요인인 주의집중이 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성에 미치는 영향을 검증하는 3단계 회귀분석 중 1-2단계는 유의하였으나, 마지막 3단계에서 주의집중이 대인관계 진실성에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않은 것( $p = 0.06$ )으로 나타났다. 반면, 마음챙김의 하위요인 중 수용이 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성에 미치는 효과는 3단계 회귀분석의

표 4. 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성의 관계에서 마음챙김의 하위요인(주의집중/수용)의 중다회귀분석 결과

독립변인	종속변인	B	SE	$\beta$	통계량 $F$	$R^2$
<b>1단계</b>						
초기 부적응 도식	대인관계 진실성	-.65	.07	-.65***	87.28***	.42
<b>2단계</b>						
초기 부적응 도식	주의집중	-.37	.12	-.28**	9.66**	.07
<b>3단계</b>						
초기 부적응 도식	대인관계 진실성	-.62	.07	-.62***	46.35***	.43
주의집중	대인관계 진실성	.10	.05	.14		
<b>1단계</b>						
초기 부적응 도식	대인관계 진실성	-.65	.07	-.65***	87.28***	.42
<b>2단계</b>						
초기 부적응 도식	수용	-.96	.16	-.48***	35.18***	.22
<b>3단계</b>						
초기 부적응 도식	대인관계 진실성	-.55	.08	-.55***	50.12***	.45
수용	대인관계 진실성	.11	.04	.22**		

주. \*\*\* $p < 0.001$ , \*\* $p < 0.01$ .

1-3단계를 모두 만족하였다. 공선성 진단 결과에서도 공차는 .77, VIF는 1.30으로 도출되어, 공선성은 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성 사이의 관계에서 주의집중은 매개하지 않았으나, 수용은 부분매개의 역할을 하는 것으로 나타났다.

## 논 의

본 연구의 목적은 마음챙김 명상 수행자들을 대상으로 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성, 마음챙김 간에 어떤 관계가 있는지 조사하고 마음챙김이 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성 사이에서 매개효과가 존재하는지 검증하는 것이었다. 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성 간의 하위요인에서 본 연구에서 수집한 자료를 통해 분석한 결과는 다음과 같다.

첫째, 가설 1을 검증한 결과 초기 부적응 도식이 마음챙김에 부적인 영향을 미치는 것으로 나타났고 가설 1은 지지되었다. 이는 마음챙김과 초기 부적응 도식의 부적인 관련성을 보고한 선행연구(Thimm, 2017, Flink, Sinkallio, Kuittinen, Karkkola, & Honkalampi, 2017)의 결과와 일치한다. 이는 초기 부적응 도식과 마음챙김의 하위요인 중 주의집중의 부적 상관은 초기 부적응 도식이 높을수록 자신, 타인, 세상에 대한 왜곡된 생각에 사로잡혀 있기 때문에 현재 있는 그대로 현재를 바라보지 못하고 자동적으로 부정적 사고가 쉽게 활성화된다는 Young 등(2003)의 이론을 뒷

받침한다. 더불어 이러한 결과는 초기 부적응 도식이 높은 개인의 경우에는 판단이나 해석, 추론, 예측이 개입되지 않는 순수한 주의집중(Thera, 2001)의 기술이 다소 미흡할 수 있음을 시사한다. 이와 더불어 초기 부적응 도식과 마음챙김의 하위요인 중 수용의 관련성은 초기 부적응 도식이 마음챙김의 하위요인 중 수용에 미치는 영향을 다룬 Janovsky 등(2019)의 연구결과와 일치한다. 이것은 초기 부적응 도식의 정도가 높으면 마음챙김의 수준이 낮다는 것으로 해석할 수 있다. 반면에 마음챙김은 대인관계 진실성에 정적인 효과를 미치는 것으로 조사되었다. 이러한 결과는 초기 부적응 도식이 높은 사람들은 마음챙김 수준이 낮아지고 그로 인해, 대인관계에서도 자기주장의 부족 등 문제를 경험한다는 Janovsky 등(2019)의 연구결과와 그 맥락을 같이 하고 있다. 즉, 초기 부적응 도식이 낮을수록 마음챙김의 수준이 높고, 높은 마음챙김으로 인해 대인관계 상호작용 속에서 일어나는 문제들에 즉각적으로 반응(react)하지 않고 그 순간순간마다 발생하고 사라지고 변화하는 감정, 생각들을 마음챙김한 다음, 상대방에게 자신이 느낀 것을 숨기지 않고 그대로 표현하는 경향이 높다고 해석할 수 있다. 반면에 초기 부적응 도식이 높으면 왜곡된 생각, 감정, 행동의 습관이 되풀이되면서 현재 순간에 주의집중하고 그 순간에 느끼는 경험을 그대로 판단이나 해석 없이 받아들이는 마음챙김의 기술이 부족해지며 이로 인해 대인관계 진실성이 낮아진다는 것으로 볼 수 있다.

둘째, 가설 2를 검증한 결과 초기 부적응 도식이 대인관계 진실성에 유의한 부적 영향

을 미치는 것으로 나타났고 가설 2는 지지되었다. 초기 부적응 도식과 도식의 하위 범주가 대인관계 진실성에 미치는 영향을 알아보았다. 연구 결과, 초기 부적응 도식과 초기 부적응 도식의 모든 하위범주가 대인관계 진실성에 부적인 영향을 미치며, 대인관계 진실성의 하위요인인 자기이해, 비편향적 처리, 상대방에 대한 진솔함에도 부적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 연구에서 나타난 초기 부적응 도식과 자기이해의 부적 상관관계는 초기 부적응 도식이 높으면 정서에 대한 알아차림과 개인이 경험하는 부정적인 정서에 대한 수용 정도가 낮아진다는 결과(Dadomo et al., 2016; Fassbinder et al., 2016)의 연구의 결과와 초기 부적응 도식에 대한 개입인 심리도식 치료를 적용한 집단에서 유의미하게 내적인 자기이해가 증진되었다고 보고한 Danaeisi, Manshaee, 그리고 Nadi(2018)의 연구와 상통한다. 초기 부적응 도식과 비편향적 처리의 부적 상관관계는 초기 부적응 도식이 높으면 어떤 경험에 대해서 선입견을 갖지 않고 그대로 인식하는 능력이 부족하다고 본 Vresswijk 등(2014)의 이론과 일치한다. 그리고 초기 부적응 도식과 상대방에 대한 진솔함의 부적 관련성은 유기 도식과 비슷한 개념인 유기에 대한 불안과 낮은 자기개방과의 관련성을 탐색한 Feeney(1995)의 연구와 맥을 같이 한다. 즉, 초기 부적응 도식이 높을 경우 자신이 느끼는 경험에 대한 이해의 폭이 좁아지고 그 경험을 방어기제의 개입 없이 솔직하게 인식하는 것이 어려워지며, 상대방에게 거짓 없이 표현하는 것도 두려워하게 된다고 할 수 있다.

셋째, 가설 3을 검증한 결과 마음챙김은 초

기 부적응 도식과 대인관계 진실성 간의 관계를 부분적으로 매개하는 것으로 나타났고 가설 3은 지지되었다. 이는 초기 부적응 도식이 대인관계 진실성에 직접적인 영향을 미치면서도, 마음챙김을 매개한 간접적인 영향도 미친다는 것을 의미한다. 초기 부적응 도식은 전반적인 대인관계 진실성에도 영향을 미치면서도 자기이해, 비편향적 처리, 상대방에 대한 진솔함으로 구성된 대인관계 진실성에 통계적으로 유의미한 영향을 미쳤고 마음챙김은 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성 전체, 그리고 대인관계 진실성의 하위요인들의 관계를 부분적으로 매개하였다. 이러한 결과는 초기 부적응 도식이 높은 사람들은 대인관계에서 불안, 분노, 우울 등의 부정적인 정서를 느낄 때 회피, 수동공격, 거짓말, 꾸미는 말과 같은 언어적 방어 등의 부적응적인 대처 전략을 사용하여 파괴적인 대인관계를 형성하거나 낭만적인 관계를 오래 지속할 수 없다는 Young 등(2003)의 심리도식치료 이론을 지지하는 결과이다. 또한, 초기 부적응 도식이 높으면 대인관계에서 회피 등의 부적응적인 대처 전략을 사용하여 대인관계에 부정적 영향을 끼친다는 국내 선행연구들의 결과와 일치한다(조성호, 2001b, 최나운, 이영호, 2018, 안하얀, 서영석, 2011). 또한, 본 연구에서는 마음챙김이 초기 부적응 도식과 본 연구에서 조작적으로 정의한 대인관계 진실성의 각 하위요인인 자기이해, 비편향적 처리, 상대방에 대한 진솔함 각각의 관계에서 매개하는지 검증하였다. 마음챙김은 자기이해, 비편향적 처리, 상대방에 대한 진솔함과 초기 부적응 도식 간의 관계를 각각 부분적으로 매개하는 것으로 나타났다.

이는 초기 부적응 도식이 낮으면 마음챙김이 높고 이로 인해 대인관계 속에서 내적 알아차림과 대인관계에서의 부정적 경험에 대한 편향되지 않은 인식과 묘사, 상대방에 대한 진솔함 역시 높다는 것으로 해석할 수 있다.

한편, 초기 부적응 도식과 대인관계 진실성에 미치는 영향에 대해서 마음챙김의 하위요인 각각을 대상으로 매개효과를 조사하였을 때, 수용의 매개효과만 유의한 것으로 나타났다. 이는 선행연구들(Lakey, 2008; Tsur, Berkovitz, & Ginzburg, 2015)과는 불일치하는 결과이다. 이를 고찰해 보자면, Hayes, Follette와 Linehan(2004)은 대인관계 속에서 정확하고 솔직한 자기개방을 위해서는 온전한 수용이 필요하다고 본 반면, 대인관계 속에서의 주의집중은 자신의 즉각적 반응에 대한 이해에 더욱 직결되는 능력이라고 본 것과 통하는 의미라고 할 수 있다. 위와 같이, 여러 학자들이 주장하는 것처럼 마음챙김에서 주의를 기울이는 능력과 현재 일어나는 경험에 대해서 수용하는 것은 서로 다른 성격의 능력이라고 할 수 있다(Bishop, Lau, Shapiro, Carlsn, Anderson, Carmody, Segal, Abbey, Spec, Velting, & Devls, 2004). 따라서, 마음챙김은 대인관계 진실성을 증진시키나, 대인관계 속에서 주의집중할 수 있는 기술(skill)보다는 판단하지 않고 그대로 받아들이는 능력인 수용이 대인관계에 임하는 태도로써 관계지향적 진실성에 직접적으로 더 관련이 있다는 결과일 수 있다.

앞에서 나열한 연구결과를 요약했을 때, 본 연구의 의의는 다음과 같다.

첫 번째, 마음챙김은 매순간 자신이 경험하는 것에서 느끼는 동기 및 정서에 대한 자각

을 향상시킨다. 이는 초기 부적응 도식으로 인해 자동적으로 활성화되는 부정적인 정서를 완화하고, 자극과 그 자극에 대한 반응을 유연하게 하는 긍정적 영향을 이끈다는 결론을 도출했다는 점에서 의의가 있다.

두 번째, 긍정적인 대인관계는 인격적 성숙을 위해 중요한 특성(Sullivan, 1953)이며, 진실성은 만족스러운 대인관계를 위해 필요한 심리적 특성이다(Wickham, Williamson, Beard, Kobayashi, & Hirst, 2016). 그러나 이때까지 진실성에 대한 연구는 학자들 간의 정의가 일치하지 않아 다소 미흡한 점이 있었다(홍정순, 2015). Martens(2005)나 Kernis와 Goldman(2006), Wood 등(2008)은 진실성을 개인내적 변인으로 보았다면 Mitchell(1992), Lopez와 Rice(2006)는 개인의 심리내적 변인들이 관계적인 맥락 속에서 상호작용하며 개인의 진실성을 나타낸다고 주장하였다. 한편, Harter(2002)는 진실성을 개인내적 특질과 관계적 맥락의 조합으로 여겼다. 이와 같이 진실성에 대한 심리학적 관점에서의 연구는 다소 부족한 편이라 할 수 있다. 또한, 진실하지 않고 방어기제를 사용하는 것도 현실적으로 유용한 심리적 대처 기능으로 작용한다는 점(Vaillant, 1992)에서 진실성에 대한 연구는 다소 등한시되었다. 그러나 진실성에 대한 긍정적인 면이 최근 연구되면서 마음챙김이 진실성을 높여서 좀 더 양질의 대인관계를 형성할 수 있다면 결국에는 대인관계 진실성이 중요한 심리적 특성이라는 점을 시사한다. 이는 이제까지 잘 연구되지 않았던 긍정적인 심리적 특성인 대인관계 진실성에 대해서 실증적으로 연구하였다는 데에서 의의가 있다고 할 수 있다.



세 번째, 본 연구에서 주의집중과 수용의 유의하지 않은 상관관계 및 매개분석에서의 상이한 결과는 대인관계 진실성에서 주의집중과 수용이 서로 다른 역할을 하고 있음을 시사한다. 이는 대인관계 진실성의 향상을 위해 주의집중과 수용의 능력을 골고루 개발하는 마음챙김 명상 훈련이 마음챙김에 기반한 심리치료 프로그램 속에 포함되어야 한다고 해석할 수 있다는 점에서 의의가 있다.

네 번째, 본 연구의 대상자들은 모두 자발적으로 마음챙김 명상을 경험한 수행자들이었다. 연구대상자는 모두 마음챙김 명상 센터, 마음챙김 요가 센터에 자발적으로 등록하고 마음챙김 명상 수련회에 참가하여 명상을 수행하였다. 본 연구에서 '마음챙김 명상 수행자'로 규정한 최소 조건은 다음과 같다. 첫째, 마음챙김 훈련 프로그램 1회 이상 수료 혹은 연구 참여 당시 마음챙김 훈련 프로그램에 참석 중이라면 추후 수료로 인정될 수 있는 기준인 6주 이상 참석했을 경우, 둘째, 마음챙김 명상/요가 실습 수업을 수강 중일 경우 첫 수업 이후로 6주가 경과한 경우이다. 이는 Van Dam 등(2012)이 지적한 것과 같이, 기존의 마음챙김 척도를 사용한 연구에서 마음챙김을 실제로 경험하지 않은 사람들이 마음챙김에 관련한 문항의 의미를 이해하지 못한 채로 응답하여 연구의 타당도를 저해할 가능성을 배제했다는 것에서 의의가 있다.

다섯 번째, 본 연구에서는 초기 부적응 도식이 대인관계 진실성과의 관계에서 마음챙김이 부분적으로 매개한다는 역할을 밝혔다. 이는 대인관계적 문제를 해결하기 위해 내담자에게 제공되는 마음챙김 기반의 심리치료

개입의 근거가 될 수 있다는 점에서 의의가 있다.

본 연구의 한계 및 제한점은 다음과 같다. 첫째, 변인들은 모두 자기보고식 설문지로 측정되었으므로 응답의 경향에 사회적 바람직성이 개입되었을 가능성이 있다. 마음챙김의 경우 Grossman(2011)이 지적하였듯이 마음챙김에 대한 주관적인 자기보고 척도들이 실제 마음챙김의 수준에 대해서 객관적으로 측정할 수 있는 지표라고는 할 수 없다. 그러나 대인관계 진실성의 경우 자신이 남을 속이고 있는지 그렇지 않은지는 자신만이 알기 때문에 진실성의 경우 자기보고식 설문지로 측정하는 것이 적절하다는 Harter(2002)의 입장을 고려하여, 자기보고식 설문지와 더불어 행동 실험, 행동 측정 등의 다양한 측정 방법을 함께 사용하여 본 연구의 결과를 반복적으로 검증해 볼 수 있다.

둘째, 본 연구에서 대인관계 진실성을 측정하기 위해 사용한 척도 중 '한국판 관계진솔성 척도'의 경우 국내에서는 이성관계, 부부만족 등에 미치는 영향만 연구되었다. 해외에서는 관계진솔성이 자존감에 미치는 긍정적 영향에 대해 연구된 바가 있으나(Impett, Sorsoli, Henson, & Tolman, 2008) 관계적 진실성이 일상생활에 미치는 긍정적 영향에 대해서 이론적으로 논의된 바에 비하면 실증적 연구는 다소 부족한 실정이다. 한국인의 진정성 척도 역시 해당 척도 개발 및 타당화 후 진정성이 다른 심리적 특성에 미치는 긍정적인 영향에 대해서 연구된 바가 부족하다. Kernis와 Goldman(2006)이 언급한 것처럼 개인이 방어기제는 어느 정도의 긍정적 기능을 가지고 있기

때문에, 일상생활 속에서 진실성을 고수하려는 태도는 관계에서의 융통성 없는 모습으로 오히려 단점이 될 수도 있다. 그러므로 본 연구의 결과를 외적으로 타당화하고 대인관계 진실성의 긍정적 기능을 파악하기 위해서는 대인관계 진실성뿐만 아니라 다양한 심리적 특성과 그 관계성, 존재할 수 있는 단점 등을 검증하는 다양한 후속 연구가 필요할 것으로 보인다.

셋째, 위에서 언급한 것처럼 진실성의 개념에 따라 진실성은 개인내적인 변인이라고 볼 수도 있고, 개인외적 즉 관계적인 변인이라고 볼 수도 있다. 그러나 본 연구에서는 그 두 가지를 통합해서 조작적 정의를 하였다. 따라서, 후속 연구에서는 진실성에 대해서 한 가지 측면에 집중해서 연구를 수행할 수 있다.

넷째, 본 연구는 한 시점에서만 변인들을 측정하는 횡단연구의 설계로 진행되었다. 따라서 대인관계의 과정 중에서 나타날 수 있는 즉각적인 상호작용에 관한 연구는 아니었다. 그러므로 마음챙김 수행자가 대인관계 상호작용 속에서 어떠한 심리적 특성의 변화 혹은 생리적인 변화가 나타나는지에 대해서는 파악이 어렵다. 따라서, 후속연구에서는 종단연구 설계나 추적연구를 통하여 개인의 마음챙김 명상 수련 기간이나 대인관계의 양상에 따라서 측정 시기별로 어떠한 의미 있는 변화가 일어날 것인지 검증해 볼 수 있다.

## 참고문헌

곽소영, 이지연 (2013). 한국판 관계 진실성 척

- 도의 타당화. 상담학연구, 14(4), 2213-2232.
- 김정모 (2006). 한국판 켄터키 마음챙김기술 척도의 타당화 연구. Korean Journal of Clinical Psychology, 25(4), 1123-1139.
- 김희연 (2006). 심리도식 가족응집성-적응성 스트레스 취약성과 자살생각의 관련성. 성신여자대학교 대학원 석사학위청구논문.
- 박성현. (2007). 위빠싸나 명상, 마음챙김, 그리고 마음챙김을 근거로 한 심리치료. 인지행동치료, 7(2), 83-105.
- 박성희 (2002). 진정성. 서울: 이너북스.
- 이상균 (2007). 사회복지연구에서의 매개효과 검증: 예방프로그램의 효과성검증을 중심으로. 사회복지리뷰, 12, 19-36.
- 안하얀, 서영석 (2011). 성인애착과 Young의 단절 및 거절 도식에 따른 집단 분류와 우울, 불안 및 대인관계 문제에 대한 집단간 차이. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 23(4), 943-969.
- 조성호 (2001a). 초기 부적응 도식과 방어유형 및 대인관계 특성과의 관계. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 13(3), 39-54.
- 조성호 (2001b). 한국판 도식질문지의 요인구조. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 13(1), 177-192.
- 최나윤, 이영호 (2018). 아동기 외상이 초기 성인기 대인관계 문제에 미치는 영향. 청소년학연구, 25(2), 137-166.
- 홍정순. (2015). 진정성 척도 개발 및 상담자의 진정성과 작업동맹간의 관계 모형 검증. 가톨릭대학교 대학원 박사학위청구논문.
- Ameri, F., Bayat, B. & Zohreh, K.. (2014). Comparison of early maladaptive schemas and

- defense styles in asthmatic, alexithymic and normal subjects. *Iranian Journal of Practice in Clinical Psychology*, 2, 88-93.
- Baer, R. A., Smith, G. T., & Allen, K. B. (2004). Assessment of Mindfulness by Self-Report. *Assessment of Mindfulness*, 11(3), 191-206.
- Baron, R. M. & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 6, 1173-1182.
- Bergomi, C., Tschacher, W., & Kupper, Z. (2013). The assessment of mindfulness with self-report measures: existing Scales and open issues. *Mindfulness*, 4, 191-202.
- Bishop, S. R., Lau, M., Sharpiro, S., Carlson, L., Anderson, N. D., Carmody, J., Segal, Z. V., Abbey, S., Speca, M., Velting, D., & Devins, G. (2004). Mindfulness: a proposed operational definition. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 3, 230-241.
- Dadomo, H., Grecucci, A., Glardini, I., Ugolini, E., Carmelita, A., & Panzen, M. (2016). Schema therapy for emotion dysregulation: Theroretical implication and clinical applications. *Front in Psychology*. 7. doi: 10.3389/fpsyg.2016.01987
- Danaeij, Z., Manshaee, G., & Nadi, M. (2018). The effects of schema therapy on emotional self-awareness, vulnerability, and obsessive symptoms among patients with obsessive-compulsive disorder, *Modern Care Journal*, 15, doi: 10.5812/modernc.69656.
- Fassbinder, E. Schweiger, U., Martius, D., Brande-de-Wilde, O., & Armatz, A. (2016). emotion regulation in schema therapy and dialectical behavior therapy. *Frontiers in Psychology*, 14, doi: 10.3389/fpsyg. 2016. 01373.
- Feeney, J. A. (1995). Adult attachment and emotion control, *Personal Relationships*, 2(2), 143-159.
- Flink, N., Sinikallio, S., Kuittinen, M., Karkkola, P., & Honkalampi, K. (2017). Associations between early maladaptive schemas and mindful attention-awareness. *Mindfulness*, 9, 1216-1223.
- Grossman, P. (2011). Defining mindfulness by how poorly I think I pay attention during everyday awareness and other intractable problems for psychology's (Re)Invention of Mindfulness: Comment on Brown et al. (2011). *Psychological Assessment*, 23, 1034-1030.
- Harter, S. (2002). Authenticity. In S, J, Lopez, C, R, Snyder. (Ed), *Handbook of Positive Psychology*. (pp. 381-392). USA: Oxford University Press.
- Hayes, S. C., Follette., Linehan, M. M. (2004). *Mindfulness and Acceptance: Expanding the Cognitive-Behavioral Tradition..* New York: Guilford Press.(알아차림과 수용. 고진하 역. 2010. 서울: 목우선원 명상상담연구원.)
- Impett, E. A., Sorsoli, L., Schooler, D., Henson, J. M., & Tolman, D. L. (2008). Girls' relationship authenticity and self-esteem across adolescence. *Developmental Psychology*, 44(3),

- 722-733.
- Janovsky, T., Clark, G. & Rock, A. (2019). Trait mindfulness mediates the relationship between early maladaptive schema and interpersonal problems. *Australian Psychologist. Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56, 885-892.
- Kabat-Zinn, J. (1990). *Full catastrophe living: Using the wisdom of your body and mind to face stress, pain, and illness*. New York: Delta. (명상과 자기치유 (상, 하). 장현갑, 김교현 공역. 1998. 서울: 학지사.).
- Kernis. M. H, Goldman, B, M. (2006). A Multicomponent conceptualization of authenticity: Theory and research, *Advances in Experimental Social Psychology*, 38, 283-357.
- Lakey, C., Kernis, M., Heppner, W. & Lance, C. (2008). Individual differences in authenticity and mindfulness as predictors of verbal defensiveness. *Journal of research in Personality*, 42, 230-238.
- Lee SJ, Choi YH, Rim HD, Won SH, Lee DW. (2015). Reliability and validity of the Korean Young Schema Questionnaire-short form-3 in medical students. *Psychiatry Investigation*. 12, 295-304.
- Lopez, F. & Rice, K. (2006). Preliminary development and validation of a measure of relationship authenticity. *Journal of Counseling Psychology*, 53, 362-371.
- Martens, W. (2005). A theoretical model of fragile authenticity structure. *International Journal of Philosophical Practice*, 2, 1-18.
- Masterson, J, F. (1988). *Search For The Real Self: Unmasking The Personality Disorders Of Our Age*. New York: Simon and Schuster. (참 자기-심리치료 과정에서 마음의 병을 치료해가는 사람들에 관한 이야기-. 임혜련 역. 2000. 서울: 한국심리치료연구소.)
- Mitchell, S, A. (1992). True Selves, False Selves, and the Ambiguity of Authenticity. In N, J., Skolnick., S, C, Warshaw. (Ed.), *Relational Perspectives in Psychoanalysis*. (pp. 37-57). New York: Routledge.
- Neff, K & Harter, S. (2002). The authenticity of conflict resolutions among adult couples: Does women's other-oriented behavior reflect their true selves?. *Sex Roles*. 47, 403-417.
- Prolux, K. (2003). Integrating mindfulness-based stress reduction. *Holistic Nursing Practice*. 17, 201-208.
- Shorey, R, C. .& Brasfield, H., Anderson, S. & Stuart, G. (2013). Mindfulness deficits in a sample of substance abuse treatment seeking adults: A descriptive investigation. *Journal of Substance Use*. 19, 194-198.
- Shorey, R, C., Brasfield, H., Anderson, S. & Stuart, G.. (2015). The relation between trait mindfulness and early maladaptive schemas in men seeking substance sse Treatment. *Mindfulness* 6, 348-355.
- Sullivan, H. S. (1953). *The Interpersonal Theory of Psychiatry*. (p.53), New York: Norton.
- Teasdale, J. D. (1999). Metacognition, mindfulness and the modification of mood disorders. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 6, 146-155.
- Thera, N. (2001). *The Power of Mindfulness*. (pp.

- 1-5). Rangoon: The Light of Dhamma.
- Theran, S & Han, SH. (2013). Authenticity as a mediator of the relation between child maltreatment and negative outcomes for college women. *Journal of Aggression Maltreatment & Trauma*, 22, 1096-1116.
- Thimm, J. (2013). International Journal of Psychology & Psychological Therapy, 13(1), 113-124.
- Thimm, J. (2017). Relationships between early maladaptive schemas, mindfulness, self-compassion, and psychological distress. *International Journal of Psychology and psychological Therapy*, 17, 3-17.
- Tsur, N., Berkovitz, N. & Ginzburg, K. (2015). Body Awareness, emotional clarity, and authentic behavior: The moderating role of mindfulness. *Journal of Happiness Studies*, 17, 3-17.
- Vaillant, G. (1992). *Ego Mechanisms of Defense: A Guide For Clinicians and Researchers*. (p 140). Washington, DC: American University Press.
- Van Dam, N, T., Hobkirk, A, L., Danoff-Burg, S., & Earleywine, M. (2012). Mind your words: positive and negative items create method effects on the Five Facet Mindfulness Questionnaire. *Assessment*, 19, 198-204.
- Vreeswijk, V, M., Broersen, J, Schurink, G. (2014). *Mindfulness and Schema Therapy*. New Jersey: Willey Blackwell.
- Walburg, V. & Chiamarello, S. (2015). Link between early maladaptive schemas and defense mechanisms. *European Review of Applied Psychology / Revue Européenne de Psychologie Appliquée*, 65, 221-226.
- Wickham, R. E., Williamson, R. E., Beard, C. L., Kobayashi, C. L. B., & Hirst, T. W. (2016). Authenticity attenuates the negative effects of interpersonal conflict on daily well-being. *Journal of Research in Personality*, 60, 56-62.
- Wood, A., Linley, P., Maltby, J., Baliousis, M. & Joseph, S. (2008). The authentic personality: A theoretical and empirical conceptualization and the development of the authenticity scale. *Journal of Counseling Psychology*, 55, 385-399.
- Yalcin, S. B., Kavakli, M., Kecici, S., & AK, M. (2017). University students' early maladaptive schemas' prediction of their mindfulness Levels. *Journal of Education and Practice*, 8, 174-181.
- Young, J, E, Klosko, J, S. & Weishaar, M, E. (2003). *Schema Therapy: A Practitioner's guide*. (pp. 7-22), New York: The Guilford Publication.
- Young J. E. (2005). *Young Schema Questionnaire-Short Form 3 (YSQ-S3)*. New York: Schema Therapy Institute.

투고일자 : 2020. 4. 27.

수정원고접수 : 2020. 8. 28.

최종 게재확정일자 : 2020. 8. 28.

## The Mediate Effects of Mindfulness in the effects of the Early Maladaptive Schemas on Interpersonal Authenticity

Ji-Hyun Park

Jung-mo Kim

Yeungnam University

Authenticity in interpersonal relationships is a psychological feature necessary for satisfactory and mature interpersonal relationships. Early Maladaptive Schemas can be a major obstacle to the formation of Authenticity in Interpersonal Relationships. This study aimed to verify the positive effect on interpersonal Authenticity because Mindfulness plays an intermediary role as a mediate variable in the effect of Early Maladaptive Schemas on Interpersonal Authenticity. The survey was conducted using the version of Kentucky Inventory Mindfulness Skills(KIMS), Korean Authenticity scales, Korean version of Authenticity in Relationships Scale(K-AIRS), Young Schema Questionnaire Short Form(K-YSQ-S3) to 120 Mindfulness Meditation and Mindfulness Yoga practitioners. Multiple regression analysis and bootstrapping were performed to test the hypothesis and analyze the results. As a result of multiple regression analysis, Mindfulness has a significant mediating effect on the relationship between Early Maladaptive Schemas and Interpersonal Authenticity. This result suggests that positive effects of improving by mitigating negative emotions that are automatically activated under the influence of Early Maladaptive Schemas on Mindfulness on Interpersonal Authenticity. This study also discusses the need for research on mindful interventions to improve Interpersonal Authenticity.

*Key words : Interpersonal Authenticity, Early Maladaptive Schemas, Mindfulness Meditation, Mindfulness Yoga, Meditation practitioners*