

## 우울과 불안증상 및 안녕감에서 경험 회피와 마음챙김 주의 자각의 역할

조 용 래<sup>†</sup>

채 숙 희

최 연 숙

한림대학교 심리학과

을지대학교 중독재활복지학과

동남보건대학 간호학과

본 연구는 대학생들의 우울과 불안증상, 심리적 안녕감과 삶의 만족도를 예측하는데 있어 경험 회피와 마음챙김 주의 자각이 미치는 고유효과와 공유효과를 검증하기 위하여 수행되었다. 이를 위하여, 대학생 216명을 대상으로, 경험 회피, 마음챙김 주의 자각, 우울증상, 불안증상, 삶의 만족도, 심리적 안녕감, 그리고 일반적인 긍정적 및 부정적 정서를 각각 측정하는 검사들을 실시하였다. 위계적 중다회귀분석 결과, 경험 회피는, 일반적인 정서경험수준과 마음챙김 주의 자각의 영향을 통제했을 때, 우울증상, 삶의 만족도, 그리고 심리적 안녕감 각각을 예측하는 데에 유의하게 기여하였으며, 불안증상에 대해서는 그 고유한 기여도가 유의한 경향을 보였다. 마음챙김 주의 자각은, 일반적인 정서경험수준과 경험 회피의 영향을 통제했을 때, 삶의 만족도를 제외한 우울증상, 불안증상, 그리고 심리적 안녕감 각각을 예측하는데 유의하게 기여하였다. 일반적인 정서경험의 영향을 넘어서서, 경험 회피와 마음챙김 주의 자각이 함께 기여한 공유 효과는 모든 준거변인들에서 유의하였으며, 그 정도는 심리적 안녕감, 삶의 만족도, 우울수준, 그리고 불안수준 순으로 컸다. 결론적으로, 이 결과들은 더 효과적으로 우울과 불안증상을 개선하고 심리적 안녕감을 증진시키기 위해서는 경험 회피와 마음챙김 주의 자각의 역할을 함께 고려하는 것이 중요하며, 그리고 삶의 만족도를 높이기 위해서는 경험 회피를 중점적으로 다뤄야 할 필요성을 시사한다.

주요어 : 경험 회피, 마음챙김, 우울증상, 불안증상, 안녕감

<sup>†</sup> 교신저자(Corresponding Author) : 조용래 / 한림대학교 심리학과 / 강원도 춘천시 한림대학길 39번지  
Fax : 033-256-3424/ E-mail : yrcho@hallym.ac.kr

경험 회피(experiential avoidance)와 마음챙김(mindfulness)은 최근 들어 심리치료 및 심신건강 관련 분야에서 다수의 연구자들과 임상가들로부터 많은 주목을 받고 있는 구성개념들이다. 경험 회피는 수용-전념치료(acceptance and commitment therapy)의 핵심 개념으로서, 원치 않는 사적인 경험들(예: 정서, 사고, 신체감각, 기억, 심상 등)을 과도하게 부정적으로 평가하고, 그러한 경험들과 접촉하지 않으려 하며, 그러한 경험들을 통제하거나 그것들로부터 도피하려고 의도적으로 노력하는 과정으로 정의된다(S. C. Hayes, Wilson, Gifford, Follette, & Strosahl, 2004).

이 정의를 보면, 경험 회피는 다음 세 가지 요소로 구성되어 있다(김환, 이훈진, 2007; S. C. Hayes et al., 2004). 첫째, 원치 않는 사적 경험들을 과도하게 부정적으로 평가하는 경향, 둘째, 사적 경험들과 기꺼이 접촉하는 것을 꺼림, 그리고 셋째, 사적 경험들을 의도적으로 통제하거나 회피하려는 노력이다.

S. C. Hayes 등(2004)의 견해에 따르면, 원치 않는 사적 경험들의 경우 비록 혐오적이고 불쾌하다고 하더라도 그 자체로는 해롭지 않으나, 이러한 사적 경험들을 과도하게 부정적으로 평가하거나 의도적으로 멀리하고 피하려는 통제노력을 지나치게 기울일수록 그 원치 않는 경험들은 감소하는 것이 아니라 오히려 증가하는 역설적 결과를 낳는다고 한다. 흔히 경험 회피 전략들이 즉각적으로는 원치 않는 내적 경험들을 감소시키기 때문에 사람들은 이러한 회피 전략들이 장기적으로 효과적이지 못하고 오히려 심각한 부작용을 초래할 가능성이 있다는 점을 깨닫지 못한 채 이 전략들을 계속해서 사용하는 경향이 있다(S. C. Hayes et al., 1996). 실제로, 어떤 개인이 혐오적인 사

고나 감정들을 회피하고자 반복적으로 노력하게 되면 그가 피하려고 노력했던 사고나 감정이 오히려 증가하였다는 보고들이 있다(Gold & Wegner, 1995; Gross, 1998; Wegner & Zanakos, 1994).

여기서 주목할 점은 경험 회피가 경직되게 그리고 만성적으로 사용될 경우 일종의 병리적인 과정을 띠게 된다는 것이다. 그럴 경우, 원치 않는 사적 경험들을 통제하거나 그러한 경험들과 싸우는데 과도한 시간, 노력 및 에너지를 투자하게 되고, 이렇게 원치 않는 사적 경험들과 싸우게 되면 삶의 소중한 목표의 달성이 방해받으며, 현재 경험들과의 접촉이 감소하고, 삶의 기능이 손상되기 쉽다. 그리하여 부정적으로 평가된 사적 경험들과 접촉하지 않으려 하는 경향과, 그러한 경험들의 형태와 빈도를 변경하려는 만성적인 시도, 즉 경험 회피는 다양한 정신병리에 대한 일반적인 심리적 취약성의 하나로 간주되고 있다(Kashdan, Barrios, Forsyth, & Steger, 2006; S. C. Hayes, Strosahl, & Wilson, 1999; Salters-Pedneault, Tull, & Roemer, 2004).

실제로, 이러한 견해와 일치되는 다양한 연구 결과들이 계속 보고되고 있다. 요약하면, 경험 회피는 일반적인 정신병리, 여러 종류의 불안증상들과 우울증상, 그리고 다양한 부류의 정신장애들과 정적으로 관련되어 있을 뿐만 아니라 지각된 신체건강, 안녕감, 삶의 만족도와 삶의 질의 저하와는 부적으로 연관되어 있는 것으로 보고되었다(김환, 이훈진, 2007; 윤성민, 신희천, 2007; 이정은, 조용래, 2007; 조용래, 2008; Kashdan, Barrios, Forsyth, & Steger, 2006; Morina, 2007; Roemer, Litz, Orsillo, & Wagner, 2001; Roemer, Salters, Raffa, & Orsillo, 2005; Santanello & Gardner, 2007; S. C.

Hayes et al., 2004; Tull, Gratz, Salters, & Roemer, 2004). 하지만, 이처럼 단순 상관관계수 등에서 일관되게 지지된 결과를 보이는 것과는 달리, 불안증상의 경우 그 증상에 중요하게 기여하는 것으로 알려진 다른 변인(들)의 영향을 통제된 후의 결과 양상은 준거변인이 불안증상 일반인지 또는 특정 유형의 불안증상(예: 외상 후 스트레스 증상)인지에 따라 달랐다. 예를 들어, 복수의 잠재적 외상사건 경험자들을 대상으로 한 연구(Tull et al., 2004)에서 잠재적 외상사건의 수와 전반적인 정신과증상들의 심각도 둘 다의 영향을 통제된 후에 외상 후 스트레스증상에 대한 경험 회피의 효과는 유의하지 않았다. 반면에, 잠재적 외상사건의 수와 외상 후 스트레스증상 둘 다의 영향을 통제된 후에 불안증상 일반에 대한 경험 회피의 효과는 유의한 것으로 밝혀졌다. 높은 수준의 강박증상을 보이는 대학생들을 대상으로 한 또 다른 연구(Abramowitz, Lackey, & Wheaton, 2009)에서 경험 회피는 강박정결행동과 유의한 상관을 보였으나, 우울수준과 여러 유형의 강박신념들의 영향 모두를 통제했을 때 강박정결행동, 강박사고 및 강박수집행동 각각에 대한 경험 회피의 효과는 모두 유의하지 않았다. 이 결과들은 특정 유형의 불안증상들에 대한 경험 회피의 효과가, 이 증상들과 관련된 다른 변인들 또는 이 증상들에 더 특정한 다른 변인의 영향을 넘어서지 못할 정도로, 미약한 데 비해, 불안증상 일반에 대한 경험 회피의 효과는, 다른 관련 변인들의 영향을 넘어설 정도로, 비교적 강함을 시사한다.

경험 회피와 반대되는 개념 - 건강한 태도 - 은 흔히 심리적 수용(psychological acceptance)으로 불린다. 심리적 수용은 내담자들로 하여금 사적 경험들, 특히 부정적으로 평가되는

사적 경험들을 반드시 바꾸거나 그런 경험으로부터 도피 또는 회피할 필요 없이 그런 경험들과 기꺼이 충분히 접촉하도록 격려하는 과정으로 간주된다(S. C. Hayes et al., 2004). 이러한 점과, 다양한 정신병리들이 경험 회피의 형태를 띤다는 S. C. Hayes 등(1996, 2004)의 견해를 함께 고려할 때, 수용-전념 치료를 비롯한 수용에 기반을 둔 여러 치료법들이 최근 국내외에서 각광을 받고 있는 것은 바람직한 현상으로 생각된다.

경험 회피 또는 수용과 밀접히 관련된 구성 개념으로 마음챙김이 있다. 마음챙김은 원래 불교의 위빠사나 명상(관법, 염처명상)의 핵심으로서, 빠알리어 ‘sati’의 번역어이다(박성현, 2006). Sati는 영어로 ‘noting’, ‘awareness’, ‘attention’, ‘mindfulness’ 등으로 번역되다가, 최근에는 ‘mindfulness’로 정착되었으며, ‘분명한 알아차림’, ‘현재에 대한 주의집중’, ‘충분히 깨어있음’, ‘주의 깊음’, ‘마음챙김’ 등의 의미로 사용된다(김정호, 2004; 박성현, 2006).

마음챙김이 서양에 소개된 이후, 이 용어를 조작적으로 정의하려는 시도들이 많이 있어 왔다. 위빠사나 명상을 마음챙김 명상(mindfulness meditation)이란 이름의 체계적인 훈련 프로그램으로 개발하여 현대 의료 시스템에 도입한 Kabat-Zinn(2003)은 마음챙김을 순간순간 경험하는 것에 의도적으로, 현재의 순간에, 비판단적으로 주의를 집중하는 것으로 정의하였다. Brown과 Ryan(2003)은 마음챙김을 현재의 경험 또는 당면한 현실에 대한 주의와 자각(알아차림)의 증진으로 간주할 수 있다고 하였다. 국내 심리학 분야에 마음챙김 명상을 널리 보급하는데 크게 기여한 것으로 생각되는 장현갑(2006)은 불교의 사념처(四念處) 수행을 위빠사나 명상의 핵심으로 소개하면서, ‘염

처'라는 한자어를 파자하여 마음챙김을 지금(今) 이곳(處)에 마음(心)을 모아 깨어있는 것으로 정의하였다.

또한 마음챙김이란 구성개념에 대한 검증 가능한 조작적 정의를 확립하기 위해 여러 명의 전문가들이 참여했던 패널(Bishop et al., 2004)에서는 두 가지 구성요소를 강조하는 정의에 대해 의견의 일치를 보았다. 첫 번째 구성요소는 현재 순간의 경험에 대해 자각을 증가시키는 주의에 대한 자기 조절에 초점을 맞추며, 두 번째 구성요소는 호기심, 개방성 및 수용과 같은 특별한 지향성을 갖고 현재 순간의 자기 경험들에 접근하는 것이다. 마음챙김에 대한 여러 정의들에 공통되는 요소들로, Feldman, A. M. Hayes, Kumar, Greeson과 Laurenceau(2007)은 주의를 조절하는 능력, 현재 또는 즉각적인 경험에 대한 지향, 경험에 대한 자각, 그리고 경험에 대한 수용적 또는 비판단적 태도를 들었다.

마음챙김은 우울과 불안증상 등 여러 가지 심리적 증상들, 심리적 안녕감, 삶의 만족도, 긍정적 및 부정적 정서경험, 그리고 자기존중감 등과 각각 유의한 관계가 있는 것으로 보고되었다(권선중, 김교현, 2007; 김정모, 2006; 박성현, 2006; 원두리, 김교현, 2006; 전종희, 이우경, 이수정, 이원혜, 2007; 조용래, 2009; Baer, Smith, Hopkins, Krietemeyer, & Toney, 2006; Brown & Ryan, 2003; Feldman et al., 2007; Roemer, Lee, Salters-Pedneault, Erisman, Orsillo, & Mennin, 2009). 특히, 마음챙김은 심리적 증상과 같은 부적응지표들과는 부적 상관을, 그리고 심리적 안녕감이나 삶의 만족도와 같은 적응지표들과는 정적 상관을 보였는데, 이러한 결과는 마음챙김이 심리적 증상이나 정신장애의 발병과 유지과정에서 일종의

보호요인으로 작용할 가능성을 시사한다. 실제로, 자기 초점적 주의와 심리적 안녕감의 관계에서 마음챙김은 중재효과를 보이는 것으로 최근 밝혀졌다(박성현, 성승연, 2008). 즉, 마음챙김 수준이 높을 때에 자기 초점적 주의가 높으면 심리적 안녕감에 도움이 되었는데 비해, 마음챙김 수준이 낮을 때에 자기 초점적 주의가 높으면 심리적 안녕감의 저하를 가져왔다.

이러한 맥락에서 개인의 다양한 심리적 증상들을 완화하고 심리적 안녕감과 삶의 만족도를 증진시키기 위한 효과적인 방안을 모색하기 위해서는 다양한 정신병리에 대한 일반적인 심리적 취약성의 하나로 간주되고 있는 경험 회피와, 여러 심리적 증상들이나 정신장애에 대한 보호요인의 하나로 여겨지는 마음챙김이 서로 어떤 관계가 있으며, 심리적 증상이나 안녕감을 예측하는데 있어 이 두 가지 개인차 변인들이 중요하게 기여하는 지를 살펴볼 필요가 있다. 이 연구문제들과 관련하여, 먼저, 경험 회피와 마음챙김의 관계를 구체적으로 이해하는 데에는 마음챙김의 성질을 정서조절의 맥락에서 명료화한 A. M. Hayes와 Feldman(2004)의 견해가 유용해 보인다. 이들에 따르면, 마음챙김 명상은 개인이 그의 내·외적 경험에 대한 탈중심화된 관계(decentered relationship)를 배양하고, 정서적 반응성을 감소시키며, 그런 반응성 후에 기저선 상태로 신속히 복귀하는데 기여하는 것으로 가정된다. 이러한 마음챙김 명상의 효과는 정서에 대한 회피나 과도한 관여와는 반대되는 현상이다(A. M. Hayes & Feldman, 2004). 즉, 개인차 변인으로서의 마음챙김은 부적응적인 정서조절전략(예: 경험 회피)의 부재 그 이상으로서, 내적 경험에 대한 수용, 정서에 대한 명료성, 자신

의 정서와 기분을 조절하는 능력, 인지적 유연성, 그리고 문제에 대한 건강한 접근을 포함하는 일종의 정서적 균형을 나타낸다. 이러한 견해를 고려할 때, 마음챙김은 경험 회피의 반대되는 측면(예: 경험의 수용)을 일정 부분 포함하는 것과 동시에, 경험 회피와 구분되는 다른 측면들도 또한 포괄하고 있는 것으로 생각된다.

다음으로, 마음챙김을 어떻게 정의하느냐에 따라서 마음챙김과 경험 회피의 관계, 그리고 이 두 가지 개인차 변인들이 심리적 증상이나 안녕감에 기여하는 역할이 다소 달라질 수 있으므로, 마음챙김의 정의를 구체적으로 결정하는 것이 중요하다. 앞서 소개한 마음챙김의 정의에 대한 여러 견해들에서 보듯이, 마음챙김의 기본 요소로 현재 순간의 경험에 대한 주의와 자각을 포함시키는 것에는 이의가 없어 보인다. 하지만, 수용이 마음챙김의 독립된 구성요소인가에 대해서는 논란이 있다. 이 문제와 관련하여, Brown과 Ryan(2003)은 마음챙김을 현재의 경험이나 당면한 현실에 대한 주의와 자각의 증진으로 간주하고, 수용은 그 부산물이라고 주장한다.

본 연구에서는 마음챙김의 정의에 대한 다양한 견해들에서 공통된 요소인 ‘지금 이 순간의 경험에 대한 주의와 자각’을 마음챙김의 요체로 강조하는 Brown과 Ryan(2003)의 정의를 받아들여, 마음챙김 주의 자각과<sup>1)</sup> 경험 회피의 관계와, 심리적 증상과 안녕감에 대한 이러한 각 개인차 변인들의 고유효과와 공유효과에 관해 검증해 보고자 하였다. 앞서 살펴본 내용들을 종합적으로 고려할 때, 마음챙

김 주의 자각은 경험 회피와 (반대되는 방향에서) 어느 정도 중복되는 측면도 있지만 서로 독립적인 측면도 있어 보인다. 특히, 이 두 구성개념들은 성질상 경험의 수용과의 관계가 서로 다르다고 할 수 있다. 즉, 경험 회피는 경험의 수용과 반대되는 개념인데 비해(S. C. Hayes et al., 2004), 마음챙김 주의 자각이라는 구성개념에는 수용이라는 태도적 요소가 명시적으로는 포함되어 있지 않다고 하겠다(Brown & Ryan, 2003). 이러한 개념적 차이를 고려할 때, 경험 회피와 마음챙김 주의 자각은 각 구성개념의 영향과는 별도로 심리적 증상들과 안녕감을 각각 예측하는데 있어 고유하게 기여할 것으로 기대된다. 이러한 고유효과를 각 종속측정치별로 더 구체적으로 검증하기 위하여, 위계적 중다회귀분석을 사용함으로써 각 종속측정치와 일반적인 정서경험과의 중복된 관계를 사전에 통제하고자 하였다(예: Salters-Pedneault, Roemer, Tull, Rucker, & Mennin, 2006). 즉, 각 종속측정치들의 정서가(valence)를 고려하여, 우울이나 불안증상에 대해서는 일반적인 부정적 정서경험수준의 영향을, 그리고 심리적 안녕감이나 삶의 만족도에 대해서는 일반적인 긍정적 정서경험수준의 영향을 사전에 통제하였다.

앞서 소개한 내용들을 종합적으로 고려하여, 본 연구에서 검증하고자 하는 구체적인 가설을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 경험 회피와 마음챙김 주의 자각은 서로 유의한 부적 상관을 보일 것이다. 둘째, 경험 회피는 우울 증상 및 불안증상 일반 각각을 예측하는데 있어 일반적인 부정적 정서경험과 마음챙김 주의 자각의 영향을 통제한 후에도 고유하게 정적인 방향으로 기여하며, 심리적 안녕감과 삶의 만족도 각각을 예측하는데 있어 일반적인

1) 일반적으로 통용되는 마음챙김이라는 용어와 구분하기 위해, Brown과 Ryan(2003)의 정의에 따르는 마음챙김을 ‘마음챙김 주의 자각’으로 부른다.

긍정적 정서경험과 마음챙김 주의 자각의 영향을 통제 한 후에도 고유하게 부적인 방향으로 기여할 것이다. 셋째, 마음챙김 주의 자각은 우울증상과 불안증상 각각을 예측하는데 있어 일반적인 부정적 정서경험과 경험 회피의 영향을 통제 한 후에도 고유하게 부적인 방향으로 기여하며, 심리적 안녕감과 삶의 만족도 각각을 예측하는데 있어 일반적인 긍정적 정서경험과 경험 회피의 영향을 통제 한 후에도 고유하게 정적인 방향으로 기여할 것이다.

이에 더해, 일반적인 정서경험의 영향을 통제 한 후에도, 경험 회피와 마음챙김 주의 자각은 함께, 우울증상, 불안증상, 심리적 안녕감 및 삶의 만족도를 각각 예측하는데 있어 유의한 영향을 미칠 것으로 기대된다. 이러한 공유효과의 정도가 각 종속측정치에 따라 어떻게 다른 지를 탐색해 보고자 하였다.

## 방 법

### 연구 대상

지방 소재 대학교에서 심리학 관련 과목을 수강하고 있는 대학생 216명(남자 90명, 여자 126명)이 본 연구에 참여하였다. 이들의 평균 연령은 20.42세(표준편차 2.27세, 범위: 18 ~ 33세)였다.

### 측정도구

#### 수용과 행위 질문지(Acceptance and Action Questionnaire, AAQ)

이 척도는 경험 회피와 통제, 내적 경험에

대한 부정적 평가, 정서적 고통에도 불구하고 적절한 행동을 취하려는 경향을 측정하기 위하여 Hayes 등(2004)이 개발한 9개 문항의 자기 보고형 검사이다. 각 문항별로 평소 자신의 모습을 가장 잘 나타내거나 자신의 평소 생각과 일치하는 정도를 7점 Likert형의 척도(1점: 전혀 그렇지 않다, 4점: 때때로 그렇다, 7점: 항상 그렇다)에 평정하도록 되어 있다. 본 연구에서는 이정은과 조용래(2007)가 우리나라 말로 번역하여 내적 일치도와 요인타당도를 확인한 한국판 검사를 사용하였다. 본 연구에 참여한 대학생들의 자료로 산출한 한국판 AAQ의 내적 일치도는 Cronbach's  $\alpha = .64$ 였다.

#### 마음챙김 주의 자각척도(Mindful Attention Awareness Scale, MAAS)

이 척도는 개인이 현재 경험하는 것에 대한 주의와 자각의 정도를 측정하기 위하여 Brown과 Ryan(2003)이 개발한 총 15개 문항의 자기 보고형 검사이다. 본 연구에서는 전중희, 이우경, 이수정, 이원혜(2007)가 우리나라 말로 번역하여 내적 일치도와 요인타당도 및 공존타당도를 확인한 한국판 검사를 사용하였다. 각 문항에 해당되는 경험을 현재 어느 정도 하고 있는지 그 빈도를 6점 Likert형의 척도(1점: 거의 그렇지 않다 ~ 6점: 거의 항상 그렇다)상에 평정하게 하였으며, 15개 문항 모두 역채점을 함으로써 원판에서 제시한 방향대로 검사 결과가 해석될 수 있도록 하였다. 즉, 한국판 MAAS의 점수가 높을수록 마음챙김 주의 자각의 수준이 높음을 나타낸다. 본 연구에 참여한 대학생들의 자료로 산출한 한국판 MAAS의 내적 일치도는 Cronbach's  $\alpha = .84$ 였다.

**Beck 우울척도(Beck Depression Inventory, BDI)**

이 척도는 Beck 등이 정서적, 인지적, 동기적 및 생리적 영역을 포괄한 우울증상을 측정하기 위해 개발한 총 21개 문항의 자기 보고형 검사이다(Beck, Ward, Mendelson, Mock, & Erbaugh, 1961; Beck, Rush, Shaw, & Emery, 1979). 본 연구에서는 이영호와 송종용(1991)에 의해 우리나라 말로 번역된 한국판 Beck 우울척도를 사용했다. 이 검사는 각 항목마다 우울증상의 심한 정도를 기술하는 네 문장 중 지난 1주일 동안의 피검사자의 경험에 적합한 문장을 선택하도록 되어 있으며, 점수가 높을수록 더 심한 우울을 보이는 것으로 해석된다. 본 연구에 참여한 대학생들의 자료로 산출한 한국판 BAI의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .88이었다.

**Beck 불안척도(Beck Anxiety Inventory, BAI)**

이 척도는 불안증상의 정도를 측정하기 위해 Beck, Epstein, Brown과 Steer(1988)가 개발한 총 21개 문항의 자기 보고형 검사이며, 지난 1주일 동안 각 문항에서 기술하는 증상으로 인해 불편하게 느낀 정도를 0점에서 3점까지 Likert 척도상에 평정하도록 되어 있다. Kwon(1992)에 의해 우리나라 말로 번역된 척도에서 일부 문항의 번역을 조용래와 김은정(2004)이 수정한 한국판 BAI를 본 연구에서 사용하였다. 본 연구에 참여한 대학생들의 자료를 사용하여 분석한 한국판 BAI의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .92였다.

**심리적 안녕감 척도(Psychological Well-Being Scale, PWBS)**

이 척도는 개인의 삶의 질을 구성한다고 여

겨지는 심리적 측면들의 합으로 간주되는 심리적 안녕감의 정도를 측정하기 위해 Ryff 등(Ryff, 1989; Ryff & Keyes, 1995)이 개발한 18개 문항으로 된 자기 보고형 척도이다. 이 척도는 자기 수용, 긍정적 대인관계, 자율성, 환경에 대한 숙달감, 삶의 목적 및 개인적 성장 등 6개의 차원들로 이루어져 있다. 본 연구에서는 김명소, 김혜원, 차경호(2001)가 우리나라 말로 번역하여 문항분석과 요인분석 후 최종 선정한 46개 문항에서 Ryff와 Keyes(1995)가 각 차원별로 추천했던 3개의 문항들을 뽑아 구성한 총 18개 문항의 척도를 사용하였다. 본 연구에 참여한 대학생들의 자료로 산출한 전체 척도의 내적 일치도는 Cronbach's  $\alpha = .81$ 이었다.

**삶의 만족도 척도(Satisfaction with Life Scale, SWLS)**

이 척도는 삶에 대한 만족의 정도를 평가하기 위하여 Diener, Emmons, Larsen과 Griffin(1985)이 개발한 자기 보고형 검사이다. 이 척도는 총 5개 문항으로 구성되어 있으며, 각 문항별로 7점 Likert 척도(1점: 전혀 그렇지 않다 ~ 7점: 매우 그렇다)상에 평정하도록 되어 있다. 본 연구에서는 박정현과 서은국(2005)이 우리나라 말로 번역한 한국판 SWLS를 사용하였으며, 본 연구에 참여한 대학생들의 자료로 산출한 한국판 SWLS의 내적 일치도는 Cronbach's  $\alpha = .84$ 였다.

**정적 및 부적 정서 척도(Positive and Negative Affect Schedule, PANAS)**

이 척도는 개인의 정적 정서와 부적 정서의 정도를 측정하기 위하여, Watson, Clark과 Tellegen(1988)에 의해 개발되었으며, 정적 정서

와 부적 정서에 각각 해당되는 형용사 10개씩 총 20개의 문항으로 이루어져 있다. 이현희, 김은정, 이민규(2003)가 우리나라 말로 번역한 척도에 포함되어 있는 ‘기민한 (alert)’이라는 문항 뒤에 조용래(2007)가 ‘정신을 바짝 차린’이라는 내용을 추가한 한국판 척도를 사용하였다. 이렇게 문항 뒤에 번역을 일부 보충한 한국판 척도에 대한 요인분석 결과, 원판과 동일한 결과 패턴을 보였다는 점을 고려하였다. 본 연구에 참여한 대학생들의 자료로 산출한 한국판 PANAS의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 정적 정서차원 .88, 부적 정서차원 .85로 나왔다.

### 결 과

#### 측정변인들 간의 상관관계

각 변인들 간의 구체적인 상관계수들, 그리고 각 변인의 평균과 표준편차는 표 1에 제시되어 있다. 먼저, 경험 회피와 마음챙김 주의 자각은 중간 수준의 부적 상관을 보였다. 또한, 경험 회피는 심리적 안녕감과 가장 높은 부적 상관을 보였으며, 우울수준, 삶의 만족도, 일반적인 긍정적 정서경험, 불안수준 및 일반적인 부정적 정서경험과도 각각 중간 수준 또는 그 이상의 상관을 보였다. 마음챙김 주의 자각은 우울수준, 불안수준, 일반적인 부정적 정서경험, 삶의 만족도 각각과 중간 수준 또는 그 이상의 상관을 보였으며, 삶의 만족도와도 비교적 낮지만 유의한 상관을 보였다. 하지만, 마음챙김 주의 자각과 일반적인 긍정적 정서경험의 상관은 유의하지 않았다.

표 1. 한국판 AAQ 및 MAAS와 다른 척도들 간의 상관 및 각 척도들의 평균과 표준편차

척도	1	2	3	4	5	6	7	8
1. AAQ	--							
2. MAAS	-.46***	--						
3. BDI	.57***	-.51***	--					
4. BAI	.41***	-.48***	.68***	--				
5. PWBS	-.63***	.44***	-.57***	-.35***	--			
6. SWLS	-.55***	.27***	-.43***	-.19**	.61***	--		
7. PANAS-P	-.42***	.10	-.32***	-.10	.47***	.38***	--	
8. PANAS-N	.41***	-.45***	.70***	.67***	-.32***	-.20**	-.08	--
평균	35.48	61.52	9.82	8.30	76.38	19.01	16.15	11.90
표준편차	6.53	10.44	7.74	9.00	9.94	5.90	8.17	7.48

주.  $N = 216$ . AAQ = 수용과 행위질문지; MAAS = 마음챙김 주의 자각 척도; BDI = Beck 우울척도; BAI = Beck 불안척도; PWBS = 심리적 안녕감척도; SWLS = 삶의 만족도 척도; PANAS-P = 정적 및 부정적 정서 척도-정적 정서; PANAS-N = 정적 및 부정적 정서 척도-부정적 정서.

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



심리적 증상과 안녕감에 대한 경험 회피와 마음챙김 주의 자각의 고유효과

경험 회피의 고유효과를 검증하기 위하여, 우울증상, 불안증상, 심리적 안녕감 및 삶의 만족도 각각을 준거변인으로 하여 위계적 중다회귀분석을 수행하였다. 이를 위하여, 우울증상과 불안증상을 각 준거변인으로 할 경우, 일반적인 부정적 정서경험을 각 회귀방정식의 첫 번째 예측변인으로, 마음챙김 주의 자각을 두 번째 예측변인으로, 그리고 경험 회피를 세 번째 예측변인으로 투입하였다. 그 결과는 표 2에 제시되어 있다. 위계적 중다회귀분석 결과, 이 모든 예측변인들은 우울증상의 총 변량 중 60.5%를 설명하였다. 일반적인 부정적 정서경험과 마음챙김 주의 자각 둘 다의 영향을 통제한 후에도, 경험 회피는 우울증상을 예측하는데 있어 정적인 방향으로 유의하게 기여하였다,  $\Delta R^2=.062$ ,  $\beta=.291$ ,  $p=.000$ .

일반적인 부정적 정서경험, 마음챙김 주의 자각 및 경험 회피는 불안증상의 총 변량 중 49.3%를 설명하였다. 경험 회피는, 일반적인 부정적 정서경험과 마음챙김 주의 자각 둘 다의 영향을 통제했을 때, 불안증상을 예측하는데 있어 유의하게 기여하는 경향을 보였다,  $\Delta R^2=.008$ ,  $\beta=.103$ ,  $p=.074$ .

심리적 안녕감과 삶의 만족도 각각을 준거변인으로 한 위계적 중다회귀분석에서는 일반적인 긍정적 정서경험을 첫 번째 예측변인으로, 마음챙김 주의 자각을 두 번째 예측변인으로, 그리고 경험 회피를 세 번째 예측변인으로 투입하였다. 그 결과는 표 2에 제시되어 있다. 그 결과, 이 모든 예측변인들은 심리적 안녕감의 총 변량 중 48.4%를, 그리고 삶의 만족도의 총 변량 중 33.2%를 설명하는 것으로 밝혀졌다. 경험 회피의 고유효과를 검토하기 위해, 일반적인 긍정적 정서경험과 마음챙김 주의 자각 둘 다의 영향을 통제했을 때,

표 2. 심리적 증상과 안녕감에 대한 경험 회피의 독립적 기여도를 검증하기 위한 위계적 중다회귀분석 결과

예측변인	우울수준		불안수준		심리적 안녕감		삶의 만족도	
	$\beta$	$\Delta R^2$	$\beta$	$\Delta R^2$	$\beta$	$\Delta R^2$	$\beta$	$\Delta R^2$
1단계 일반적 정서 <sup>a</sup>	.70***	.495***	.69***	.447***	.47***	.218***	.38***	.144***
2단계 일반적 정서	.59***	.048***	.57***	.039***	.43***	.153***	.36***	.053***
마음챙김 주의자각	-.25***		-.22***		.39***		.23***	
3단계 일반적 정서	.52***	.062***	.54***	.008	.27***	.112***	.18**	.134***
마음챙김 주의 자각	-.14**		-.19**		.22***		.04	
경험 회피	.29***		.10 <sup>†</sup>		-.42***		-.46***	

주. <sup>a</sup>준거변인이 우울수준이나 불안수준일 경우 일반적인 부정적 정서를, 준거변인이 심리적 안녕감이나 삶의 만족도일 경우 일반적인 긍정적 정서를 예측변인으로 투입하였음.

<sup>†</sup> $p < .10$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ .

경험 회피는 심리적 안녕감과 삶의 만족도 각각을 예측하는데 있어 부적인 방향으로 유의하게 기여하였다,  $\Delta R^2=.112$ ,  $\beta=-.418$ ,  $p=.000$ ;  $\Delta R^2=.134$ ,  $\beta=-.456$ ,  $p=.000$ .

다음으로, 마음챙김 주의 자각의 고유효과를 검증하기 위하여, 우울증상, 불안증상, 심리적 안녕감 및 삶의 만족도 각각을 준거변인으로 하여 위계적 중다회귀분석을 수행하였다. 이를 위하여, 우울증상과 불안증상을 각 준거변인으로 할 경우, 일반적인 부정적 정서경험을 각 회귀방식의 첫 번째 예측변인으로, 경험 회피를 두 번째 예측변인으로, 그리고 마음챙김 주의 자각을 세 번째 예측변인으로 투입하였다. 그 결과는 표 3에 제시되어 있다.

위계적 중다회귀분석 결과, 일반적인 부정적 정서경험과 경험 회피 둘 다의 영향을 통제된 후에도, 마음챙김 주의 자각은 우울증상을 예측하는데 있어 부적인 방향으로 유의하

게 기여하였다,  $\Delta R^2=.015$ ,  $\beta=-.143$ ,  $p=.006$ . 또한 마음챙김 주의 자각은, 일반적인 부정적 정서경험과 경험 회피 둘 다의 영향을 통제했을 때, 불안증상을 예측하는데 있어 부적인 방향으로 유의하게 기여하였다,  $\Delta R^2=.024$ ,  $\beta=-.185$ ,  $p=.002$ .

심리적 안녕감과 삶의 만족도 각각을 준거변인으로 한 위계적 중다회귀분석에서는 일반적인 긍정적 정서경험을 첫 번째 예측변인으로, 마음챙김 주의 자각을 두 번째 예측변인으로, 그리고 경험 회피를 세 번째 예측변인으로 투입하였다. 그 결과는 표 3에 제시되어 있다. 마음챙김 주의 자각의 고유효과를 검토하기 위해, 일반적인 긍정적 정서경험과 경험 회피 둘 다의 영향을 통제했을 때, 마음챙김 주의 자각은 심리적 안녕감을 예측하는데 있어 정적인 방향으로 유의하게 기여하였다,  $\Delta R^2=.036$ ,  $\beta=.217$ ,  $p=.000$ . 하지만, 삶의 만족도

표 3. 심리적 증상과 안녕감에 대한 마음챙김 주의 자각의 독립적 기여도를 검증하기 위한 위계적 중다회귀분석 결과

예측변인	우울수준		불안수준		심리적 안녕감		삶의 만족도	
	$\beta$	$\Delta R^2$	$\beta$	$\Delta R^2$	$\beta$	$\Delta R^2$	$\beta$	$\Delta R^2$
1단계 일반적 정서 <sup>a</sup>	.70***	.495***	.69***	.447***	.47***	.218***	.38***	.144***
2단계 일반적 정서	.56***	.096***	.60***	.023**	.25***	.229***	.18**	.186***
경험 회피	.34***		.17**		-.53***		-.48***	
3단계		.015**		.024**		.036***		.001
일반적 정서	.52***		.54***		.27***		.18**	
경험 회피	.29***		.10 <sup>†</sup>		-.42***		-.46***	
마음챙김 주의 자각	-.14**		-.19**		.22***		.04	

주. <sup>a</sup>준거변인이 우울수준이나 불안수준일 경우 일반적인 부정적 정서를, 준거변인이 심리적 안녕감이나 삶의 만족도일 경우 일반적인 긍정적 정서를 예측변인으로 투입하였음.

<sup>†</sup> $p < .10$ , \*\* $p < .01$ . \*\*\* $p < .001$ .

에 대한 마음챙김 주의 자각의 고유효과는 유의하지 않았다,  $\Delta R^2 = .001$ ,  $\beta = .038$ , ns.

### 심리적 증상과 안녕감에 대한 경험 회피와 마음챙김 주의 자각의 공유효과

경험 회피와 마음챙김 주의 자각이 우울증상, 불안증상, 심리적 안녕감 및 삶의 만족도를 각각 예측하는데 있어 함께 기여하는 정도인 공유효과를 검토해 보았다. 이를 위하여, 각 준거변인에 대해, 일반적 정서경험을 회귀방정식의 첫 번째 예측변인으로, 그리고 경험 회피와 마음챙김 주의 자각을 두 번째 예측변인으로 투입한 위계적 중다회귀분석을 수행하였다. 그 결과, 경험 회피와 마음챙김 주의 자각은, 일반적인 정서경험의 영향을 넘어서서, 우울수준의 총 변량 중 11.0% [ $F(2,212) = 29.581$ ,  $p = .000$ ], 불안수준의 총 변량 중 4.7% [ $F(2,212) = 9.783$ ,  $p = .000$ ], 심리적 안녕감의 총 변량 중 26.6% [ $F(2,212) = 54.555$ ,  $p = .000$ ], 그리고 삶의 만족도의 총 변량 중 18.7% [ $F(2,212) = 29.698$ ,  $p = .000$ ]를 추가로 설명하는 것으로 밝혀졌다.

## 논 의

본 연구에서는 최근 들어 정신병리와 심신의 건강 및 안녕감과 관련하여 주목을 받고 있는 일종의 개인차 변인들인 경험 회피와 마음챙김의 관계 및 이 두 변인의 고유 및 공유효과를 검증하고자 하였다. 상관분석 결과, 예상대로, 경험 회피와 마음챙김 주의 자각은 중간 수준의 부적 상관( $r = -.46$ )을 보였으며, 이 두 변인 모두 우울과 불안증상, 삶의 만족도,

그리고 심리적 안녕감과 각각 유의한 상관을 보였다.

다음으로, 경험 회피의 고유효과와 관련하여, 예상대로, 경험 회피는 일반적인 정서경험과 마음챙김 주의 자각의 영향을 통제했을 때 우울증상, 심리적 안녕감 및 삶의 만족도 각각을 예측하는데 유의하게 기여하였다. 그 중에서도 삶의 만족도와 심리적 안녕감 각각에 대한 경험 회피의 고유효과가 우울수준에 대한 고유효과보다 상대적으로 더 큰 편이었다. 이 결과들과 비슷하게, 단순상관관계 결과이기도 하지만, 외국의 선행 연구(S. C. Hayes et al., 2004)에서도 경험 회피는 삶의 질과 삶의 만족도, 지각된 신체건강 및 일과 관련된 안녕감 각각과 부적 상관을 보였을 뿐 아니라, 우울수준 및 일반적인 정신건강문제와 각각 정적인 상관을 보였다. 또한 만성적인 정서 회피는 어떤 활동에 충분히 몰입하는 즐거움을 방해하며, 그리하여 긍정적인 사건을 더 적게 경험하고 긍정적인 정서경험의 정도 역시 저하되는 양상을 가져왔다(Gross & John, 2003; Kashdan & Steger, 2006).

본 연구에서 불안증상 일반에 대한 경험 회피의 고유효과는 유의한 경향을 보였다. 이와 관련하여, 외래 환자들을 대상으로 수행된 최근의 한 연구(Boelen & Reijntjes, 2008)에서 경험 회피는 증상 체크리스트(Symptom Checklist-90, SCL-90)의 불안척도와 높은 단순상관( $r = .57$ ,  $p < .001$ )을 보였는데 비해, Eysenck 성격검사(Eysenck Personality Questionnaire, EPQ) 단축형으로 측정된 신경증성(경험 회피와  $r = .68$ ,  $p < .001$ )의 영향을 통제했을 때에 산출된 불안수준과의 부분상관은 유의하기는 했지만 많이 낮아졌다( $r_p = .26$ ,  $p < .05$ ). 표본의 유형이 본 연구와 다르고 통제된 변인이 다소 상이한 점을

감안하더라도, Boelen과 Reijntjes(2008)의 결과와 함께 본 연구의 결과는, 일반적인 부정적 정서경험(또는 신경증성)과 마음챙김 주의 자각 양자 모두의 영향이 통제되었을 때 경험 회피가 불안증상 일반을 예측하는 데에 고유하게 기여하기는 하지만 그 정도는 우울증상에 대한 영향력에 비해 절반 이상 떨어짐을 나타낸다.

본 연구에서 우울증상, 심리적 안녕감 및 삶의 만족도 각각에 대한 경험 회피의 고유효과가 뚜렷했다는 점을 고려할 때, 경험의 회피와 반대되는 개념인 심리적 수용을 증진시키기 위해 개발된 여러 치료기법들이 우울증상을 완화시키고, 심리적 안녕감과 삶의 만족도를 증진시키는 데에도 역시 효과적일 것으로 기대된다. 이와 관련하여, 수용-전념치료의 수용 기법이 주목받을 만하다. 이 기법은 내담자들로 하여금 경험 회피의 대안으로서 그들이 원치 않는 사고 또는 감정(예: 불안, 통증, 죄책감 등)과 적극적으로 접촉하고 그런 경험들을 꺼안도록 격려하는 것이며, 원치 않는 사고와 감정들을 의도적으로 변화시키거나 제거하려는 시도를 하지 않은 채 그런 경험들과의 싸움을 끝내는데 목표를 두고 있다(Hayes et al., 1996).

그 다음으로, 마음챙김 주의 자각의 고유효과와 관련하여, 예상대로, 마음챙김 주의 자각은, 일반적인 부정적 정서경험과 경험 회피의 영향을 통제했을 때, 우울증상과 불안증상을 각각 예측하는데 유의하게 기여하였다. 뿐만 아니라, 마음챙김 주의 자각은, 일반적인 긍정적 정서경험과 경험 회피의 영향을 통제했을 때, 심리적 안녕감을 예측하는 데에도 역시 유의하게 기여하였다. 이와 관련하여, 국내의 다른 연구(권선중, 김교현, 2007)에서도 마음챙

김 주의 자각은, 선행 연구들에서 안녕감을 예측하는 것으로 알려진 자기 존중감, 낙관성, 삶의 의미와 감사성향 모두의 영향을 통제한 후에도, 심리적 안녕감에 유의하게 기여하였으며, 심리적 안녕감의 전체 변량 중 8.1%를 추가로 설명하는 것으로 보고되었다.

마음챙김 주의 자각이 안녕감에 영향을 미치는 과정을 설명하기 위하여, Brown과 Ryan(2003)은 자기 결정이론(self-determination theory; Ryan & Deci, 2000)을 활용하였다. 이 이론은 개인의 욕구, 가치 및 관심사와 일치된 행동들의 선택을 촉진하는데 있어 개방적인 자각(open awareness)이 특히 가치로울 수 있다고 가정하고 있다. 이러한 의미에서, 마음챙김 주의 자각은 자기 조절적인 활동과, 자율성, 역량 및 관계성에 대한 기본적인 심리적 욕구들의 충족을 통하여 안녕감을 촉진시킬 가능성이 있다고 추론할 수 있다. 더 나아가, 마음챙김 주의 자각의 효과를 지지하는 가장 직접적인 증거는 마음챙김 명상이 긍정적인 심리적 및 신체적 성과들과 관련되어 있음을 보여주는 연구들(예: 배재홍, 2007; 이우경, 2008; 장현갑, 2006; Brown & Ryan, 2003; Kabat-Zinn, 2003)이라 할 수 있다.

하지만, 삶의 만족도와 관련하여, 마음챙김 주의 자각은 유의한 상관을 보이며, 일반적인 긍정적 정서경험의 영향만을 통제했을 때에는 그 효과가 유의하였으나(표 2), 경험 회피의 영향을 추가로 통제했을 때에 마음챙김 주의 자각의 고유 효과는 유의하지 않았다(표 3). 전자는 마음챙김 주의 자각이 삶의 만족도와 유의한 상관( $r=.39$ )을 보였다는 결과(권선중, 김교현, 2007)와, 원판 MAAS로 측정된 마음챙김 주의 자각이 삶의 만족도와 유의한 상관(대학생 표본  $r=.26$ , 지역사회 표본  $r=.37$ )을

보였다는 Brown과 Ryan(2003)의 연구 결과와 일치한다. 이와 유사하게, 대학생 표본을 대상으로 한 연구(Baer, Smith, & Allen, 2004)에서 켄터키 마음챙김 기술 척도(Kentucky Inventory of Mindfulness Skills)의 하위 차원들 중, 본 연구에서 사용된 MAAS의 문항들과 비슷한 내용들로 측정되는, ‘자각하며 행동하기’ 차원은 삶의 만족도와와의 상관( $r=.21$ )로 유의한 경향을 보였다. 후자는 본 연구에서 삶의 만족도가 마음챙김 주의 자각과의 상관( $r = .27$ )에 비해 경험 회피와의 상관( $r=-.55$ )이 2배 이상 높았다는 점과, 마음챙김 주의 자각과 경험 회피 간에 중간 수준의 상관( $r=-.46$ )을 보였다는 결과를 함께 고려할 때 이해될 수 있다. 삶의 만족도에 대한 본 연구의 결과들을 종합해 보면, 경험 회피는 삶의 만족도를 예측하는데 있어 고유하게 기여하는 반면에, 마음챙김 주의 자각의 경우 삶의 만족도를 예측하는데 있어 그 고유효과는 일반적인 긍정적 정서 경험과 경험 회피 둘 모두의 영향력을 넘어서지 못할 정도로 미미하다고 결론내릴 수 있다.

이에 더해, 우울증상, 불안증상, 심리적 안녕감 및 삶의 만족도를 예측하는데 있어 일반적 정서경험의 영향을 넘어서서 경험 회피와 마음챙김 주의 자각의 공유효과를 검토해 보았다. 그 결과, 예상대로, 우울 및 불안증상, 심리적 안녕감과 삶의 만족도 각각에 대한 공유효과는 모두 유의한 것으로 밝혀졌다. 그 크기의 순서를 살펴보면, 심리적 안녕감에 대한 효과가 가장 컸고, 그 다음으로, 삶의 만족도와 우울수준 순이었으며, 불안수준에 대한 공유효과가 가장 작았다. 이 결과들은 수용이나 마음챙김에 기반을 둔 치료법들, 예컨대, 스트레스 감소를 위한 마음챙김 명상(장현갑, 2006; Kabat-Zinn, 2003), 마음챙김 명상에 기

반을 둔 인지치료(Segal, Williams, & Teasdale, 2002), 다이어렉티컬 행동치료(Linehan, 1993), 수용-전념치료(S. C. Hayes et al., 1996), 수용에 기반을 둔 행동치료(Roemer & Orsillo, 2007) 등이 불안수준을 개선하는데 보다는 심리적 안녕감과 삶의 만족도를 증진시키거나 우울수준을 개선하는 데에 더 효과적인 가능성을 시사한다. 이런 추론을 지지하는 증거들은 최근 마음챙김 명상에 기반을 둔 치료법의 효과를 보고한 여러 연구들(예: 김정모, 전미애, 2009; 배재홍, 2007; 이우경, 2008; 조용래, 2009)에서 발견된다.

본 연구에서 경험 회피와 마음챙김 주의 자각이 중간 수준의 부적 상관을 보이고, 이 두 변인들이 심리적 증상이나 안녕감에 대해 일정한 고유효과와 공유효과를 보인다는 결과들은 마음챙김의 다차원적 요소들을 강조한 견해들(박성현, 2006; 안승준, 1993; Bishop et al., 2004; Baer et al., 2006, 2008; Feldman et al., 2007)을 지지하는 증거로 해석할 수 있다. 이 견해들에는 마음챙김이 현재 순간의 경험에 기울이는 주의에 대한 자기 조절과 그런 경험에 대한 수용적인 태도로 구성되어 있다는 견해(Bishop et al., 2004), 주의를 조절하는 능력, 현재 경험에 대한 지향, 그런 경험에 대한 자각, 그리고 경험에 대한 수용적 또는 비판단적 태도라는 하위요인들이 마음챙김이라는 상위요인에 부하된다는 견해(조용래, 2009; Feldman et al., 2007), 그리고 마음챙김이 관찰하기, 기술하기, 자각하며 행동하기, 내적 경험에 대한 비판단 및 내적 경험에 대한 비반응성(비자동성)으로 구성되어 있다는 견해(윈두리, 김교현, 2006; Baer et al., 2006, 2008) 등이 해당된다.

본 연구에서 한 가지 예상치 못한 결과는

경험 회피가 일반적인 긍정적 및 부정적 정서 경험 양자 모두와 유의한 상관을 보였는데 비해, 마음챙김 주의 자각의 경우 일반적인 부정적 정서경험과는 유의한 상관을 보였으나, 일반적인 긍정적 정서경험과는 유의한 상관을 보이지 않았다는 것이다. 이 결과는 원판 MAAS가 긍정적 정서경험보다 부정적 정서경험과 약간 더 강한 상관을 보이기는 했지만 둘 다와 유의한 상관을 보였다는 Brown과 Ryan(2003)의 연구와는 일치하지 않는 결과이다. 또한 본 연구에서 사용된 것과 상이한 버전의 한국판 MAAS(권선중, 김교현, 2007)를 사용한 연구에서 마음챙김 주의 자각은 긍정적 정서경험( $r = .29, p < .01$ )보다 부정적 정서경험과의 상관( $r = -.48, p < .001$ )이 더 높았으나 둘 모두 유의한 상관을 보였다는(권선중, 김교현, 2007). 국내의 이 두 가지 연구들에서 일반적인 긍정적인 정서경험의 정도를 측정하기 위해 사용된 PANAS-P는 참가자들로 하여금 지난 1주간의 정서경험을 평정하도록 되어 있는데, 이렇게 상관의 결과가 두 연구에서 상이하게 나온 이유는 각 연구에 사용된 한국판 MAAS의 버전이 다르기 때문이거나 또는 조사 전 1주일 동안 참가자들의 긍정적인 정서경험 정도에 차이가 있었기 때문일 가능성이 있다. 이 중 어느 해석이 맞는 지에 관해서는 향후 연구를 더 진행할 필요가 있겠다.

본 연구에는 몇 가지 제한점과 앞으로의 연구를 통해 보완해야 할 점이 있다. 첫째, 본 연구의 참가자들이 대학생 집단에 국한되어 있어 연구 결과를 다른 집단에 일반화할 때 주의를 요한다. 따라서 향후 지역사회 성인표본, 명상 유경험자집단, 또는 우울장애나 불안장애와 같은 임상환자 집단을 대상으로 했을 때에도 심리적 증상과 안녕감에 대한 경험 회

피와 마음챙김 주의 자각의 효과에 관한 본 연구의 결과와 동일한 양상을 보이는 지를 확인해 볼 필요가 있다.

둘째, 본 연구는 예측변인과 준거변인들이 동시에 측정된 횡단적 조사연구 패러다임을 사용했다는 점에서 이 결과만으로는 여러 변인들 간의 인과관계를 분명하게 주장하기는 어렵다. 따라서 경험 회피나 마음챙김 주의 자각이 심리적 증상들과 안녕감에 고유한 영향을 미친다는 결론을 더욱 분명하게 내리기 위해서는 변인들 간의 시간적 우선성을 고려한 종단적인 전향적 조사연구 패러다임 또는 경험 표집설계(experience-sampling design)를 활용하는 방안(예: Brown & Ryan, 2003; Kashdan et al., 2006), 그리고 경험 회피와 마음챙김 주의 자각의 변화에 초점을 맞춘 처치조건(예: 수용처치)을 다른 종류의 처치조건(예: 억제 또는 주의분산처치)과 그 효과 면에서 비교하는 실험 연구를 시행하는 방안(예: Liverant, Brown, Barlow, & Roemer, 2008; Singer & Dobson, 2007)을 고려할 필요가 있다.

이러한 몇 가지 제한점에도 불구하고, 본 연구는, 우울증상과 불안증상, 그리고 심리적 안녕감과 삶의 만족도 각각을 예측하는데 있어 경험 회피와 마음챙김 주의 자각이 제각기 고유하게 기여하는 지를 검증한 최초의 연구로 알고 있다. 나아가, 본 연구의 결과들은 우울증상과 불안증상을 더 효과적으로 완화시키고 심리적 안녕감을 더 의미있게 증진시키기 위해서는 경험 회피와 마음챙김 주의 자각 중 한 가지에만 초점을 맞추기 보다는 이 두 변인의 역할을 함께 고려한 예방적 및 치료적 개입이 필요하며, 삶의 만족도를 높이기 위해서는 경험 회피를 중점적으로 다루어주는 개입이 특히 중요하다는 점을 시사한다.

## 참고문헌

- 권선중, 김교헌 (2007). 한국판 마음챙김 주의 알아차림 척도(K-MAAS)의 타당화 연구. 한국심리학회지: 건강, 12, 269-287.
- 김명소, 김혜원, 차경호 (2001). 심리적 안녕감의 구성개념 분석: 한국 성인 남녀를 대상으로. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 15, 19-39.
- 김정모 (2006). 한국판 켄터키 마음챙김기술 척도의 타당화 연구. 한국심리학회지: 임상, 25, 1123-1139.
- 김정모, 전미애 (2009). 마음챙김에 기초한 인지치료가 일반 대학생의 정서조절에 미치는 효과. 한국심리학회지: 임상, 28, 741-759.
- 김정호 (2004). 마음챙김이란 무엇인가? 마음챙김의 임상적 및 일상적 적용을 위한 제언. 한국심리학회지: 건강, 9, 511-538.
- 김 환, 이훈진 (2007). 경험적 회피(Experiential Avoidance)와 회피적 반응의 관계: 행동적 회피, 감추기 및 거리두기를 중심으로. 한국심리학회지: 임상, 26, 225-243.
- 박성현 (2006). 마음챙김 척도 개발. 가톨릭대학교 일반대학원 박사학위 청구논문.
- 박성현, 성승연 (2008). 자기-초점적 주의와 심리적 안녕감 간의 관계에서 마음챙김의 조절효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 20, 1127-1147.
- 박정현, 서은국 (2005). 사람의 내-외적인 모습에 두는 상대적 비중과 행복관과의 관계. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 19, 19-31.
- 배재홍 (2007). 한국형 마음챙김 명상에 기반한 스트레스 감소 프로그램이 대학생의 정서 반응성에 미치는 영향. 영남대학교 일반대학원 박사학위 청구논문.
- 안승준 (1993). 대념처경 수행체계와 교리체계 연구. 동국대학교 일반대학원 석사학위 청구논문.
- 원두리, 김교헌 (2006). 한국판 5요인 마음챙김 척도의 타당화 연구. 한국심리학회지: 건강, 11, 871-886.
- 윤성민, 신희천 (2007). 내현적 자기애가 사회적 상호작용 불안에 미치는 영향: 경험회피의 매개효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 19, 967-982.
- 이영호, 송종용 (1991). BDI, SDS, MMPI-D 척도의 신뢰도 및 타당도에 대한 연구. 한국심리학회지: 임상, 10, 98-113.
- 이우경 (2008). 중년기 여성의 스트레스, 마음챙김, 자기-자애, 정서적 안녕감 간의 관계 구조분석과 마음챙김 증진 프로그램의 효과 연구. 이화여자대학교 일반대학원 박사학위 청구논문.
- 이정은, 조용래 (2007). 걱정에 대한 부정적 신념과 일반화된 불안증상간의 관계에서 경험적 회피의 매개효과. 한국심리학회지: 임상, 26, 939-961.
- 이현희, 김은정, 이민규 (2003). 한국판 정적 정서 및 부적 정서 척도(Positive Affect and Negative Affect Schedule; PANAS)의 타당화 연구. 한국심리학회지: 임상, 22, 935-946.
- 장현갑 (2006). 마음챙김 명상. 2006년 한국임상심리학회 동계연수회 자료집 1, 서울.
- 전종희, 이우경, 이수정, 이원혜 (2007). 한국판 마음챙김 주의 자각 척도의 신뢰도와 타당도 예비 연구. 한국심리학회지: 임상, 26, 201-212.
- 조용래 (2007). 정서조절곤란의 평가: 한국판 척도의 심리측정적 속성. 한국심리학회지:

- 임상, 26, 1015-1038.
- 조용래 (2008). 걱정의 통제 불능성/위험에 대한 부정적 신념과 시험불안의 관계: 경험 회피의 매개효과. 한국심리학회지: 임상, 27, 891-909.
- 조용래 (2009). 한국판 개정된 인지적 및 정서적 마음챙김 척도의 신뢰도와 타당도. 한국심리학회지: 임상, 28, 667-693.
- 조용래, 김은정 (2004). 한국판 불안통제질문지의 심리측정적 속성. 한국심리학회지: 임상, 23, 503-519.
- Abramowitz, J. S., Lackey, G. R., & Wheaton, M. G. (2009). Obsessive - compulsive symptoms: The contribution of obsessional beliefs and experiential avoidance. *Journal of Anxiety Disorders, 23*, 160-166.
- Baer, R. A., Smith, G. T., & Allen, K. B. (2004). Assessment of mindfulness by self-report - The Kentucky Inventory of Mindfulness Skills. *Assessment, 11*, 191-206.
- Baer, R. A., Smith, G. T., Hopkins, J., Krietemeyer, J., & Toney, L. (2006). Using self-report assessment methods to explore facets of mindfulness. *Assessment, 13*, 27-45.
- Baer, R. A., Smith, G. T., Lykins, E., Button, D., Krietemeyer, J., Sauer, S., Walsh, E., Duggan, D., & Williams, J. M. G. (2006). Construct validity of the Five Facet Mindfulness Questionnaire in mediating and nonmediating samples. *Assessment, 15*, 329-342.
- Beck, A. T., Epstein, N., Brown, G., & Steer, R. A. (1988). An Inventory for measuring clinical anxiety: Psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 56*, 893-897.
- Beck, A. T., Rush, A. J., Shaw, B. F., & Emery, G. (1979). *Cognitive therapy of depression*. New York: Guilford Press.
- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., & Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry, 4*, 561-571.
- Bishop, S. R., Lau, M., Shapiro, 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, 11*, 230-240.
- Boelen, P. A., & Reijntjes, A. (2008). Measuring experiential avoidance: Reliability and validity of the Dutch 9-item Acceptance and Action Questionnaire (AAQ). *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, in press.
- Brown, K. W., & Ryan, R. M. (2003). The benefits of being present: Mindfulness and its role in psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology, 84*, 822-848.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment, 49*, 71-75.
- Feldman, G., Hayes, A. M., Kumar, S., Greeson, J., & Laurenceau, J. (2007). Mindfulness and emotion regulation: The development and initial validation of the Cognitive and Affective Mindfulness Scale-Revised(CAMS-R). *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 29*, 177-190.
- Gold, D. B., & Wegner, D. M. (1995). Origins



- of ruminative thought: Trauma, incompleteness, nondisclosure, and suppression. *Journal of Applied Social Psychology*, 25, 1245-1261.
- Gross, J. J. (1998). The emerging field of emotion regulation: An integrative review. *Review of General Psychology*, 2, 271-299.
- Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, 348-362.
- Hayes, A. M., & Feldman, G. (2004). Clarifying the construct of mindfulness in the context of emotion regulation and the process of change in therapy. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 11, 255-262.
- Hayes, S. C., Wilson, K. G., Gifford, E. V., Follette, V. M., & Strosahl, K. D. (1996). Experiential avoidance and behavioral disorders: A functional dimensional approach to diagnosis and treatments. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 64, 1152-1168.
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (2004). *Acceptance and commitment therapy: An experiential approach to behavior change*. New York: Guilford Press.
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., Wilson, K. G., Bissett, R. T., Pistorello, J., Tomarino, D., Polusny, M. A., Dystra, T. A., Batten, S. V., Bergan, J., Stewart, S. H., Zvolensky, M. J., Eifert, G. H., Bond, F. W., Forsyth, J. P., Karekla, M., & McCurry, S. M. (2004). Measuring experiential avoidance: A preliminary test of a working model. *The Psychological Record*, 54, 553-578.
- Kabat-Zinn, J. (2003). Mindfulness-based interventions in context: Past, present, and future. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 10, 144-156.
- Kashdan, T. B., Barrios, V., Forsyth, J. P., & Steger, M. (2006). Experiential avoidance as a generalized psychological vulnerability: Comparisons with coping and emotion regulation strategies. *Behaviour Research and Therapy*, 44, 1301-1320.
- Kashdan, T. B., & Steger, M. (2006). Expanding the topography of social anxiety: An experience sampling assessment of positive emotions and events, and emotion suppression. *Psychological Science*, 17, 120-128.
- Kwon, S. (1992). *Differential roles of dysfunctional attitudes and automatic thoughts in depression: An integrated cognitive model of depression*. Unpublished doctoral dissertation, Queensland University, Australia.
- Liverant, G. I., Brown, T. A., Barlow, D. H., & Roemer, L. (2008). Emotion regulation in unipolar depression: The effects of acceptance and suppression of subjective emotional experience on the intensity and duration of sadness and negative affect. *Behaviour Research and Therapy*, 46, 1201-1209.
- Linehan, M. M. (1993). *Cognitive-behavioral treatment for borderline personality disorder*. New York: Guilford Press.
- Morina, N. (2007). The role of experiential avoidance in psychological functioning after war-related stress in Kosovar civilians. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 195,

- 697-700.
- Roemer, L., Lee, J. K., Salters-Pedneault, K., Erisman, S. M., Orsillo, S. M., & Mennin, D. S. (2009). Mindfulness and emotion regulation difficulties in generalized anxiety disorder: Preliminary evidence for independent and overlapping contributions. *Behavior Therapy, 40*, 142-154.
- Roemer, L., Litz, B. T., Orsillo, S. M., & Wagner, A. W. (2001). A preliminary investigation of the role of strategic withholding of emotions in PTSD. *Journal of Traumatic Stress, 14*, 143-150.
- Roemer, L., & Orsillo, S. M. (2007). An open trial of an acceptance-based behavior therapy for generalized anxiety disorder. *Behavior Therapy, 38*, 72-85.
- Roemer, L., Salters, K., Raffa, S., & Orsillo, S. M. (2005). Fear and avoidance of internal experiences in GAD: Preliminary tests of a conceptual model. *Cognitive Therapy and Research, 29*, 71-88.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist, 55*, 68-78.
- Ryff, C. D. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology, 57*, 1069-1081.
- Ryff, C. D., & Keyes, C. L. M. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology, 73*, 549-559.
- Santanello, A. W., & Gardner, F. L. (2007). The role of experiential avoidance in the relationship between maladaptive perfectionism and worry. *Cognitive Therapy and Research, 31*, 319-332.
- Salters-Pedneault, K., Tull, M. T., & Roemer, L. (2004). The role of avoidance of emotional material in the anxiety disorders. *Applied and Preventive Psychology, 11*, 95-114.
- Salters-Pedneault, K., Roemer, L., Tull, M. T., Rucker, L., & Mennin, D. S. (2006). Evidence of broad deficits in emotion regulation associated with chronic worry and generalized anxiety disorder. *Cognitive Therapy and Research, 30*, 469-480.
- Segal, Z. V., Williams, J. M., & Teasdale, J. D. (2002). *Mindfulness-based cognitive therapy for depression: A new approach to preventing relapse*. New York: Guilford Press.
- Singer, A. R., Dobson, K. S. (2007). An experimental investigation of the cognitive vulnerability to depression. *Behaviour Research and Therapy, 45*, 563-575.
- Tull, M. T., Gratz, K. L., Salters, K., & Roemer, L. (2004). The role of experiential avoidance in posttraumatic stress symptoms and symptoms of depression, anxiety, and somatization. *The Journal of Nervous and Mental Disease, 192*, 754-761.
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measure of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology, 54*, 1063-1070.
- Wegner, D. M., & Zanakos, S. (1994). Chronic

thought suppression. *Journal of Personality*, 62,  
615-640.

원고접수일 : 2009. 8. 8.

수정원고접수일 : 2009. 9. 4.

게재결정일 : 2009. 9. 22.

## **The Roles of Experiential Avoidance and Mindful Attention Awareness in Depressive and Anxiety Symptoms and in Well-Being**

**Yongrae Cho**

Hallym University

**Sukhi Chai**

Eulji University

**Yeonsook Choi**

Dongnam Health University

The purpose of this research was to examine the independent and shared contributions of experiential avoidance and mindful attention awareness to the prediction of depressive symptoms, anxiety symptoms, psychological well-being, and life satisfaction. Participants were 216 university students, who completed self-report inventories measuring experiential avoidance, mindful attention awareness, depressive and anxiety symptoms, life satisfaction, psychological well-being, and general affect(positive and negative). Hierarchical multiple regression analyses revealed that experiential avoidance was a significant predictor of depressive symptoms, life satisfaction, and psychological well-being, and a marginally significant predictor of anxiety symptoms, when controlling for general affect and mindful attention awareness. Mindful attention awareness was a significant predictor of depressive symptoms, anxiety symptoms, and psychological well-being, but not of life satisfaction, when controlling for general affect and experiential avoidance. Experiential avoidance and mindful attention awareness together significantly predicted all of the dependent variables examined, above and beyond general affect. The degree of their shared contribution was the greatest to psychological well-being, followed by life satisfaction, depressive symptoms, and anxiety symptoms in descending order. In conclusion, these findings suggest it is important to consider the roles of both experiential avoidance and mindful attention awareness, in order to help clients improve their depressive and anxiety symptoms and to help them enhance their psychological well-being. This research also suggests clinicians should focus on experiential avoidance in order to increase clients' life satisfaction.

*Key words : experiential avoidance, mindfulness, depressive symptoms, anxiety symptoms, well-being*