

## 마음챙김 성향이 정서반응에 미치는 영향

신 우 승<sup>†</sup>

권 석 만

서울대학교 심리학과

마음챙김 수준이 높은 사람들은 정서 자극을 경험하였을 때에 극단적인 정서에 압도되지 않고 온전히 경험할 수 있다고 한다. 선행 연구들에서 마음챙김에 기반한 개입을 통해 정서 자극에 반응하는 방식이 달라질 수 있음을 알 수 있었지만 자기 보고로 측정된 마음챙김 성향과 정서 반응 간의 관계는 명확하지 않다. 본 연구는 101명의 참여자들에게 국제정서 사진체계(IAPS)의 긍정, 중립, 부정 자극을 정서가와 각성 두 가지 차원으로 평가하도록 한 후, 평가 결과가 마음챙김 수준에 따라 달라지는지 살펴보았다. 본 연구 결과, 정서가와 각성에 대한 주효과가 유의하였고 마음챙김 집단 간 주효과는 유의하지 않았다. 정서가의 경우 비판단 요인과의 상호작용 효과가 유의하였고, 각성은 자각행위 및 기술 요인과의 상호작용이 유의한 것으로 나타났다. 즉, 비판단 수준이 높을수록 부정적 자극은 덜 부정적으로 그리고 긍정적 자극은 덜 긍정적으로 평가하였고, 자각행위와 기술 수준이 높은 경우엔 긍정 자극에 대한 각성 수준이 낮았다. 한편 마음챙김 성향은 IAPS 과제 전후로 측정된 기분의 변화에는 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 본 연구의 결과를 통해 자기보고로 측정된 마음챙김 성향이 하위 측면들에 따라 정서 반응의 각 차원에 차별적인 영향을 미치는 것을 알 수 있다.

주요어 : 마음챙김, 정서반응, IAPS, 정서가, 각성

---

<sup>†</sup> 교신저자(Corresponding Author) : 신우승, 서울대학교 사회과학대학 심리학과, (08826) 서울시 관악구 관악로 1 / E-mail : ewulbasa@gmail.com

마음챙김은 불교 명상에서 비롯된 개념으로서 '특정한 방식으로 주의를 기울이는 것: 의도적으로, 현재 순간에, 그리고 비판단적으로'을 통해 일어나는 알아차림으로 정의된다(Kabat-Zinn, 1994). 마음챙김에 기반한 접근법들은 최근 수십년 동안 스트레스와 만성질환 뿐만 아니라 다양한 심리적, 신체적 증상 및 심리적 건강과 성숙에 긍정적 영향을 미치는 것으로 알려져 왔다(Keng, Smoski, & Robins, 2011). 연구자들은 마음챙김을 통해 비판단적으로 경험을 알아차리고(Hayes & Feldman, 2004), 자신의 내적, 외적 경험에 대해 거리를 둘 수 있게 되기에(Bishop et al., 2004), 정서 조절 측면에서 긍정적인 변화를 일으킬 수 있다고 보았다. 즉, 부정적인 정서 자극을 경험하였을 때에 부정적 측면에 과도하게 관여하거나 회피하지 않으면서 순수한 주의를 기울이기 때문에, 극단적인 정서를 경험하지 않고 빨리 회복할 수 있다는 것이다(Chambers, Gullone, & Allen, 2009).

마음챙김과 정서 반응의 관계를 살펴본 선행 연구들을 살펴보면, 마음챙김에 기반한 개입을 통해 우울, 불안, 분노와 같은 부정적 정서를 감소시키는데 상당한 효과가 있는 것으로 확인되었으며(Anderson, Lau, Segal, & Bishop, 2007; Grossman et al., 2010; Grossman, Tiefenthaler-Gilmer, Raysz, & Kesper, 2007; Hofmann, Sawyer, Witt, & Oh, 2010; Hölzel et al., 2013; 배재홍 & 장현갑, 2006), 부정적 자극에 의한 각성 반응이 약화되었다(Ortner, Kilner, & Zelazo, 2007). 실험실 조건에서 15분간 호흡에 주의를 기울이도록 하여 마음챙김 상태를 유도하였을 때, 통제집단에 비해 불편한 감정이나 감각을 견디고자 하는 경향이 증가되었으며, 부정적 자극에 대한 반응 강

도가 약화되었다(Arch & Craske, 2006). 유사한 과제인 마음챙김 주의 훈련(Mindful Attention Training; MAT)을 하루에 20분씩 8주간 지속한 후, 일상적인 비.명상 상태에서 사진 자극을 보도록 하고 fMRI를 촬영하였더니 긍정 자극에 대한 우측 편도체 활성화가 줄어드는 것으로 나타났다(Desbordes et al., 2012). 다른 연구에서는 명상 경험자와 명상 비경험자를 대상으로 fMRI를 촬영하는 동안 마음챙김 상태와 비마음챙김 상태에서 정서 자극을 보도록 하였는데, 마음챙김 상태에서 사진을 볼 때 정서 강도가 약화되었다(Taylor et al., 2011). 종합하면, 마음챙김 상태를 유도하거나 마음챙김에 기반한 개입을 통해서 부정적 정서 자극에 대한 반응이 약화되는 결과를 보였고, 이러한 변화는 정서 조절 능력의 향상과 관련성이 있어 보인다.

한편, 연구자들은 명상이나 마음챙김에 기반한 개입을 경험하지 않은 사람들에게도 마음챙김 수준의 개인차가 있다고 보고 마음챙김 성향을 정의하였으며, 이를 자기 보고를 통해 측정하고자 하였다. 대표적인 예로 FFMQ(Five Facets of Mindfulness Questionnaire; Baer, Smith, Hopkins, Krietemeyer, & Toney, 2006)와 MAAS(Mindfulness Attention and Awareness Scale; Brown & Ryan, 2003)가 있다. Brown과 Ryan(2003)은 현재 일어나는 것에 대한 주의와 자각으로써 마음챙김을 정의하고 주의와 자각이라는 단일 요인으로 구성된 MAAS를 개발하였다. Baer 등(2006)은 MAAS를 비롯한 기존의 마음챙김 질문지들에서 자각행위(Acting with Awareness), 경험에 대한 비자동성(non-reactivity to experience), 비판단(Nonjudging of Inner Experience), 관찰(Observe), 기술(Describe) 등의 5가지 요인 구조를 발견하고

다측면적인 구조를 지지하는 FFMQ를 개발하였다.

이들 질문지를 이용하여 측정된 마음챙김 성향과 자기 보고 방식으로 측정된 정서 변인들 간의 관계는 마음챙김 성향이 정서 반응 및 정서 조절에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다(Keng et al., 2011). 하지만 질문지 이외의 방식으로 측정된 정서 반응과의 관련성에 대한 연구 결과는 다소 혼재되어 있다. 마음챙김 성향과 정서 반응 간에 유의한 관계가 나타난 연구들을 먼저 살펴보면, FFMQ의 자각행위와 비판단 두 측면의 수준이 높을수록 부정적 자극에 대한 정서 반응이 약하게 나타났다(Ostafin, Brooks, & Laitem, 2014). 그리고 MAAS 점수가 높을수록 fMRI 결과에서 정서 자극을 처리하는 동안 전전두엽의 활성화는 증가하고 편도체의 활성화는 감소하는 결과를 보였으며(Creswell, Way, Eisenberger, & Lieberman, 2007), 휴지기의 편도체 활성화 정도가 낮았다(Way, Creswell, Eisenberger, & Lieberman, 2010). 또한 MAAS 점수는 정서 조절과 관련된 뇌 영역의 부피와도 관련이 있는 것으로 나타났다(Friedel et al., 2015; Lu et al., 2014). 반면에 Cho 등(2016)의 연구에서는 MAAS 점수와 부정적 정서 자극에 대한 반응 간의 관련성은 나타나지 않았으며, 또 다른 연구에서는 FFMQ의 자각행위, 비판단, 비자동성 측면과 정서 반응의 관계가 유의하지 않았다(Cosme & Wiens, 2015). 또한 FMI(Freiburg Mindfulness Inventory; Walach et al., 2006)로 측정된 마음챙김 성향과 부정적 자극과 중립 자극에 대한 정서 반응 간에도 유의한 상관성이 나타나지 않았다(Sauer et al., 2011).

자기 보고로 측정된 마음챙김 성향과 정서 반응 간의 관계에 대한 연구 결과가 일관되지

않은 이유는 무엇일까. 우선 자기 보고로 측정된 마음챙김 성향이 응답자의 실제 마음챙김 수준을 제대로 반영하지 못했기 때문일 수 있는데, 명상을 통해 길러지는 마음챙김과 자기보고를 통해 측정되는 마음챙김 성향은 별개의 것이며, 자기보고 방식으로 마음챙김 수준을 측정하는 것이 타당하지 않다는 것이다(Grossman & Van Dam, 2011; Mrazek, Smallwood, & Schooler, 2012). 하지만 마음챙김 성향이 자기 보고 방식은 물론 생리측정치, fMRI 등 다양한 방식으로 측정된 정서 관련 변인들과 관련성을 보이는 연구 결과들을 무시하긴 어렵다(Brown, Weinstein, & Creswell, 2012; Bullis, Boe, Asnaani, & Hofmann, 2014). 명상 경험이 없는 사람들을 대상으로 측정된 마음챙김 성향과 정서 반응 간의 관계를 살펴보고, 이를 명상이나 마음챙김에 기반한 개입을 통해 나타나는 정서 반응과 비교해본다면 양자 간의 관계를 이해하는데 도움이 될 수 있을 것이다. 다른 이유로 기존 연구들에서 마음챙김 성향의 일부 측면만을 고려하였기 때문일 수 있다. 마음챙김 성향을 측정하는 질문지들은 FFMQ의 다섯 측면 외에도 자기 수용, 기꺼이 경험하기, 통찰하기, 탈중심화 등 다양한 측면을 다루고 있다(Bergomi, Tschacher, & Kupper, 2013). 사용한 척도에 따라, 즉 어떤 측면에 초점을 맞추었는지에 따라 결과가 달라질 수도 있는데, 각 측면들이 정서 반응과 어떠한 차별적 관계를 맺고 있는지 명확하지 않다. 또 다른 이유로 기존 연구들에서는 정서 반응 측정시 주로 각성 측면에 초점을 맞추거나 차원을 구분하지 않았기 때문일 수 있다(Arch & Craske, 2006; Cho et al., 2016; Ortner et al., 2007; Taylor et al., 2011; 배재홍 & 장현갑, 2006). 정서는 ‘우울’, ‘불안’과 같은 범

주적 관점 뿐만 아니라 각성(arousal), '정서가(pleasantness, valence)'와 같은 차원적인 관점에서 접근할 수 있다(Barrett & Russell, 1999; Lang, Bradley, & Cuthbert, 2005; Watson & Tellegen, 1985). 정서 반응을 측정하는 대표적인 도구로 정서 연구분야에서 널리 사용되어 온 국제 정서 사진 체계(The International Affective Picture System, IAPS; Lang, Bradley, & Cuthbert, 1997)가 있는데, IAPS 자극에 의해 유발된 정서는 정서가(쾌-불쾌)와 각성(안정-흥분) 차원에서 평정하도록 되어 있다(Bradley & Lang, 1994). 정서가는 동기 체계의 방향(긍정적이고/즐겁고/원하는 vs. 부정적이고/혐오스럽고/방어적인)에 의해 결정되며, 각성은 동기가 부여되는 강도를 반영한다고 한다(Lang & Bradley, 2010). 생리적 측정치인 근전도, 심박변이도, 피부전도도, 놀람 반응 등은 주관적으로 평정한 정서가 및 각성 결과와 높은 상관을 보인다고 한다(Lang, Bradley, & Cuthbert, 1990; Lang, Greenwald, Bradley, & Hamm, 1993). 마음챙김 수준에 따른 정서 반응을 차원적 관점에서 살펴본다면 마음챙김 수준과 정서 반응의 관계를 좀 더 자세히 알 수 있을 것으로 기대할 수 있다. 한편, 정서 반응은 자극이 제시되었을 때의 초기 반응과 자극이 사라진 후의 회복 반응으로 구분할 수 있는데(Schuyler et al., 2014), 초기 반응에서 마음챙김 수준에 따른 차이가 없더라도 회복 단계에서 차이가 나타날 수 있다(Cho et al., 2016). 자극에 대한 초기 정서 반응에서 차이가 유의하지 않았지만 자극이 사라진 이후의 기분에서 차이가 나타난다면 회복 반응에서의 차이를 고려해 볼 수 있을 것이다.

본 연구는 마음챙김 성향의 다양한 측면들이 마음챙김의 정의에 부합하는 방식으로 정

서 반응에 영향을 미치는지 여부를 확인하려는 목적을 가지고 있다. 이를 위해 명상 경험이 없는 일반 대학생을 대상으로 자기 보고 질문지를 이용하여 마음챙김 성향의 다양한 측면들을 측정하였고, 각 측면의 점수를 기준으로 고저 집단을 구분하였다. 그리고 참여자로 하여금 IAPS의 긍정, 중립 부정 사진 자극에 대해 정서가와 각성 두 가지 차원에서 정서 반응을 평정하도록 한 후, 집단에 따른 정서 반응 및 IAPS 과제 실시 전후의 기분 변화를 살펴보았다.

## 연구방법

### 참여자

A대학의 심리학 관련 수업을 듣는 학부생 중 과거에 명상이나 마음챙김 관련 프로그램 참여 경험이 없고 자발적 참여 의사를 밝힌 101명을 대상으로 연구를 진행하였다. 높은 수준의 우울이나 불안을 경험하고 있거나, 설문지나 IAPS 응답이 불성실하다고 판단되는 경우에는 분석에서 제외하여 최종적으로 76명의 자료를 사용하였다. 본 연구는 서울대학교 연구윤리심의 위원회의 승인 하에 2014년 5월부터 7월까지 진행되었고 참여자들은 참여 대가로 course credit을 제공 받았다. 본 연구는 서울대학교 연구 윤리 위원회의 승인 하에 진행되었다<sup>1)</sup>

### 도구

#### 한국판 5요인 마음챙김 질문지(Five Facet

1) IRB No : 1402/002-002

**Mindfulness Questionnaire, FFMQ)**

Baer 등(2006)이 개발한 척도를 원두리와 김교현(2006)이 번안, 타당화한 한국판 5요인 마음챙김 척도를 사용하였다. 5요인 중 자각행위는 현재 활동에 완전하게 주의를 기울이는 것, 경험에 대한 비자동성은 내적 경험이 일어날 때 자동적으로 반응하지 않는 것, 비판단은 자신의 내적 경험과 자극에 대한 평가를 내리지 않는 것, 관찰은 내적 자극과 외적 자극을 바라보는 것, 그리고 기술은 언어를 사용하여 내적 경험을 알아차리고 표현하는 것을 의미한다(R. A. Baer et al., 2006; 원두리 & 김교현, 2006). 총 39문항이며, 1점(전혀 그렇지 않다)에서 5점(항상 그렇다)까지 응답하게 되어 있다. 본 연구에서 전체 척도의 신뢰도는  $\alpha = .79$ , 비자동성은  $\alpha = .79$ , 관찰은  $\alpha = .77$ , 자각행위는  $\alpha = .89$ , 기술은  $\alpha = .79$ , 비판단은  $\alpha = .84$ 로 나타났다. 비판단적 경험 영역에서 1명, 관찰, 비자동성, 기술 영역에서 2명 등 총 7명이 한 문항씩 응답하지 않은 경우가 있어서 각 영역별 평균값을 사용하였다.

**한국판 유행병 연구센터 우울 척도(Center for Epidemiological Studies- Depression, CES-D; 최상진 등, 2001)**

우울증 역학 연구에 널리 활용되는 Radloff(1977)의 20문항 척도이다. 본 연구는 최상진 등(2001)이 번안 타당화한 것을 활용하였다. 본 연구에서 내적 합치도는 .89로 나타났다.

**상태-기질 불안 척도(State-Trait Anxiety Inventory, STAI)**

상태 불안(20문항)과 특성 불안(20문항)을 측정하기 위해 Spielberger(1970)가 개발한 자기 보고형 질문지이다. 응답자는 1점(전혀 아니

다)에서 4점(매우 그렇다)까지 응답하게 되어 있다. 국내에서는 김정택, 신동균(1978)이 번안하였다. 본 연구에서는 특성 불안 문항을 사용하였으며, 내적 합치도는 .91이었다.

**한국판 정적 정서 및 부적 정서 척도**

**(Positive and Negative Affect Schedule, PANAS)**

긍정적 정서상태와 부정적 정서상태에 해당되는 형용사로 구성된 20문항으로 이루어진 척도로서 응답자들은 각각의 문항에 대하여 1점(전혀 그렇지 않다)에서 5점(매우 많이 그렇다)까지 응답하게 되어 있다(David Watson, Clark, & Tellegen, 1988). 국내에서는 이현희, 김은정, 이민규(2003)가 번안하였다. 본 연구에서의 내적 합치도는 .87로 나타났다.

**국제 정서 사진 체계(International Affective**

**Picture System, IAPS)**

IAPS는 정서와 주의 연구에 사용할 수 있는 표준화된 자료를 제공하기 위해 개발되었다. 국제적으로 통용될 수 있고 일상생활에서 접할 수 있고 정서를 유발하는 1182장의 컬러 사진으로 구성되어 있으며, 다양한 범주의 내용을 SAM(self-assessment manikin)을 이용하여 정서가, 각성, 지배 차원에서 각각 평가하도록 되어 있다(Lang et al., 1997, 2005). 본 연구에서는 총 59장의 사진으로 구성된 IAPS 20번 세트에 대해 피험자로 하여금 정서가와 각성 두 차원에서 정서 반응을 평가하도록 하였다. 다음 본 연구의 결과와 Lang 등(1997)의 연구의 정서가 평균을 기준으로 긍정 자극(>6), 중립자극(>4 & <6), 부정자극(<4)으로 구분하였다. 20번 세트는 긍정, 중립, 부정 자극으로 구분했을 때 각 영역에 해당되는 자극의 수가 비교적 유사하고, 남녀 간 정서 반응 차이가

큰 성적인 내용의 자극이 상대적으로 적은 특징이 있다. 마지막으로 내적합치도를 저해하는 자극을 배제하여 긍정 자극 14장( $\alpha=.80$ ), 중립 자극 14장( $\alpha=.59$ ), 부정 자극 17장( $\alpha=.90$ )의 평가 결과를 사용하였다.<sup>2)</sup>

### 절차

참여자 는 온라인 사전 설문으로 FFMQ, CES-D, STAI를 작성한 후 3일에서 7일 이내에 실험실에 방문하였다. 실험실에 방문하면 우선 실험 절차와 IAPS 자극 평가 방식인 SAM에 대해 안내를 받은 후 PANAS를 작성하고 2분간 휴식을 취하였다. 그 다음엔 IAPS 연습 시행을 4회 실시한 후 약 15분간 지속되는 IAPS 본 시행에 들어갔다. IAPS 과제가 끝나면 2분간 휴식을 취하고 PANAS를 작성한 후 사후 면담을 진행하였다. 실험실의 크기는 약 3m<sup>2</sup>였고, 외부의 소음이 차단된 상태였다. 실내 조도를 일정하게 유지하기 위해 창문은 롤스크린으로 가린 상태에서 진행하였다.

### 자극 제시

IAPS 자극의 제시 순서는 무선적이거나 모든 피험자에게 동일하게 적용되었다. 각 IAPS 자극이 제시되기에 앞서 우선 자극 제시를 알리는 안내문이 2초간 제시되었고 1초간 빈 화면

이 제시된 후 6초간 IAPS 자극이 제시되었다. 자극이 사라지면 SAM을 이용하여 정서가와 각성 차원에 대해 각 3초 동안 평가하도록 하였다(그림 1 참고). 자극은 삼성 21인치 모니터를 통해 제시되었으며, 모니터 암을 이용하여 화면이 참여자의 눈높이에 오도록 조절하였고 참여자와 화면과의 거리는 약 40cm정도가 되도록 하였다. 자극 제시 및 자료 수집을 위한 프로그램은 PHP와 java script를 이용하여 웹 기반으로 제작하였고, 네트워크 상태의 영향을 받지 않도록 하기 위해 데스크탑 컴퓨터에 설치된 로컬 서버에서 실행시켰다.

### 분석

본 연구에서는 부정적 정서 상태가 정서 자극에 반응에 미치는 영향을 최소화하고자, CES-D 점수( $N=100$ ,  $m = 14.65$   $sd = 8.66$ )가 임상적 우울 기준인 25점 이상인 경우, 그리고 STAI로 측정된 불안 점수( $N=99$ ,  $m = 49.07$ ,  $sd = 14.10$ )가 2 표준편차 이상인 경우엔 분석에서 제외하였다. 그리고 IAPS 결과에서 각 자극에 대한 정서가와 각성의 점수가 -3 표준편차 이하이거나 3 표준편차 이상인 경우 결측치로 처리하였고, 결측치가 5회 이상 나타나면 분석에서 제외하였다.

마음챙김 수준에 따른 정서 반응의 차이를 살펴보기 위하여 마음챙김 수준을 피험자간 변인으로, IAPS 자극에 대한 정서가와 각성 평가 결과를 피험자내 변인으로 설정하고 반복측정 공분산분석을 실시하였다. 마음챙김 수준은 FFMQ의 총점과 5가지 하위 요인 별로 상위 33%ile, 하위 33%ile에 해당하는 점수를 기준으로 고-저 집단을 구분하였고 각 집단 별로 인구통계학적 변인과 사전 측정치에서

2) IAPS 사진 번호: 긍정자극 - 1630, 1659, 2075, 2155, 2158, 2347, 4597, 4668, 4698, 5199, 5215, 7405, 7515, 8163; 중립자극 - 2018, 2032, 2107, 2384, 2400, 2521, 7018, 7021, 7092, 7136, 7137, 7512, 7650, 9422; 부정자극 - 1202, 3059, 3195, 3213, 6563, 7023, 7078, 9187, 9322, 9332, 9445, 9491, 9599, 9905, 9908, 9922, 9940

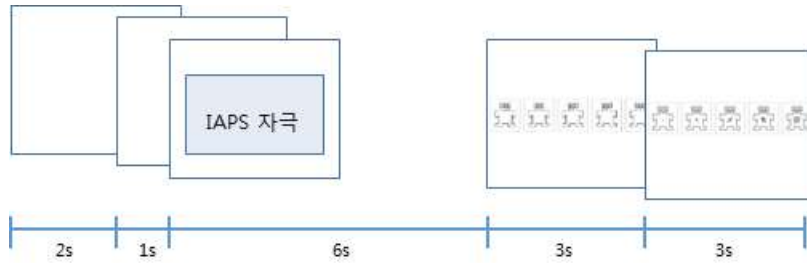


그림 1. IAPS 자극 제시 및 평가

차이가 유의한지 알아보기 위하여 독립표본 t-검증, 카이제곱 검증을 수행하였다. 집단 간 차이가 유의한 변인은 반복측정 공분산분석 시행시 공변량으로 처리하였다. 구형성 가정이 위배되는 경우, Greenhouse-Geisser epsilon을 기준으로 0.75보다 작으면 Greenhouse-Geisser 수정치를 사용하였고 0.75보다 큰 경우엔 Huynh-Feldt 수정치를 사용하였다. 피험자내 주효과를 검증할 시에는 Bonferroni 검증을 이용하였다. 마음챙김 수준과 각 정서가 영역의 상호작용이 유의한 경우, 집단 간 분석을 위해 t-검증과 공분산 분석을 실시하였다. IAPS 과제 전후의 기분 변화에 대한 마음챙김 성향의 영향을 확인하기 위해 사전 정서 측정치 및 기저선에서 평균 차이를 보였던 변인들을 공변량으로 하여 공분산 분석을 실시하였다. 분석에는 SPSS 23을 사용하였다.

## 결 과

### 집단 간 기저선 비교

FFMQ 총점 및 다섯 하위 요인들의 평균 점수를 기준으로 상하위 집단으로 나누어 각각 집단 간 사전 동질성을 검증하였다(표 1). 분

석 결과, 자각행위와 관찰 요인에서는 집단 간에 유의한 차이가 나타나지 않았으나 FFMQ 총점의 경우 우울 수준 및 PANAS로 측정된 긍정 정서와 부정 정서 수준에서 유의한 차이가 나타났다(표 4),  $t(53)=2.69, p<.05$ ;  $t(52) = -2.31, p<.05$ ;  $t(53) = -2.32, p<.05$ . 비자동성과 비판단 요인에서는 성비에서 차이가 나타났고,  $\chi^2(1, N = 41) = 7.15, p<.05$ ;  $\chi^2(1, N = 55) = 4.20, p<.05$ . 기술 요인에서는 나이에서 집단 간 차이가 유의하였다,  $t(55) = -2.67, p < .05$ .

### 마음챙김 성향과 정서반응의 관계

#### 정서가와 각성

FFMQ 총점 및 5 요인 별 마음챙김 수준을 피험자간 변인으로, 정서 반응을 피험자내 변인으로, 그리고 기저선에서 유의한 차이를 보인 변인들은 공변량으로 설정하여 집단(2: 고, 저) X 정서 반응(3: 부정, 중립, 긍정) 반복측정 공분산분석을 실시하였다(표 3). 종속변인인 정서가와 각성에 대한 기술 통계치는 표 2에 제시하였다.

FFMQ 총점 및 하위 요인들의 수준을 기준으로 집단을 구분하여 정서 반응을 살펴본 결과, 피험자간 주효과는 유의하지 않았고, 피험

표 1. 집단 간 기저선 비교

		FFMQ											
		Total		AW		NR		NJ		OB		DE	
		low	high	low	high	low	high	low	high	low	high	low	high
sex	N	28	27	25	26	22	19	27	28	24	27	27	30
	Male(N)	12	12	12	10	7	14	14	7	11	14	13	12
	$\chi^2$	0.01		0.47		7.15*		4.20*		0.32		0.38	
age	N	28	27	25	26	22	19	27	28	24	27	27	30
	M	20.06	20.78	20.41	20.63	20.32	20.41	20.01	20.48	20.10	20.69	19.68	20.68
	SD	1.54	1.59	1.62	1.79	1.78	1.42	1.17	1.92	1.66	1.40	1.28	1.52
	t	-1.71		-0.46		-0.18		-1.12		-1.39		-2.67*	
CESD	N	28	27	25	26	22	19	27	28	24	27	27	30
	M	14.82	10.59	13.88	11.23	14.50	11.95	14.67	12.00	12.58	12.96	13.22	11.80
	SD	6.15	5.49	5.87	4.97	6.15	5.74	5.28	5.62	5.51	6.45	6.20	5.83
	t	2.69*		1.74		1.37		1.81		-0.224		0.89	
STAI	N	28	27	25	26	21	19	27	27	23	27	27	29
	M	48.46	43.30	48.04	45.69	49.52	48.42	49.44	46.63	46.87	49.04	46.78	45.48
	SD	13.72	12.42	12.04	13.22	14.16	10.57	12.39	11.65	12.20	13.87	9.94	13.37
	t	1.46		0.66		0.28		0.86		-0.58		0.41	

주. Total = FFMQ 총점, AW = 자각행위, NJ = 비판단적 경험, OB = 관찰, NR = 비자동성, DE = 기술, sex = 성별, age = 나이, CESD = 한국판 유병률 연구센터 우울척도, STAI = 기질 불안 척도

\*  $p < .05$

참고. PANAS 사전 측정치는 표 4에 제시하였다.

자내 변인인 정서가와 각성의 주효과는 기술을 제외한 FFMQ 총점 및 네 가지 하위 측면에서 유의하였다(표 3). 기술의 경우, 각성의 주효과가 유의하지 않았는데,  $F(1.92, 101.72) = 2.70, p = .07, \text{partial } \eta^2 = 0.05$ , 이는 공변량으로 투입된 나이 변인 때문으로서 나이를 공변량으로 투입하지 않았을 때는 주효과가 유의하게 나타났다,  $F(1.87, 101.07) = 137.81, p < .001, \eta^2 = 0.72$ . 종합하면, 참여자들은 긍

정자극, 중립자극 부정자극 순으로 긍정적이라고 평가하였고, 부정자극, 긍정자극, 중립자극 순으로 각성된다고 평가한 것으로 볼 수 있다.

정서가와 집단 간 상호작용이 유의미하게 나타난 것은 비판단에서였다,  $F(1.32, 67.43) = 6.03, p < .01, \text{partial } \eta^2 = 0.11$ . 집단 간 분석 결과, 비판단 고집단이 긍정 자극을 덜 긍정적으로 평가하였으며,  $F(1, 52) = 5.63, p < .05$ ,



표 2. IAPS 정서 반응 기술통계치

		FFMQ											
		Total		AW		NR		NJ		OB		DE	
		low	high	low	high	Low	high	low	high	low	high	low	high
Valence													
Neg	N	28	27	25	26	22	19	27	28	24	27	27	30
	M	2.24	2.40	2.45	2.49	2.28	2.48	2.16	2.49	2.56	2.31	2.50	2.36
	SD	0.57	0.73	0.65	0.64	0.41	0.72	0.60	0.73	0.64	0.66	0.60	0.76
Pos	N	28	27	25	26	22	19	27	28	24	27	27	30
	M	6.94	6.87	6.75	6.76	6.81	6.97	7.16	6.71	6.70	6.95	6.75	6.81
	SD	0.70	0.63	0.66	0.65	0.74	0.52	0.55	0.70	0.63	0.68	0.63	0.70
Neu	N	28	27	25	26	22	19	27	28	24	27	27	30
	M	5.09	5.06	5.14	5.05	5.00	5.22	5.11	5.05	5.06	5.07	5.15	5.09
	SD	0.31	0.34	0.33	0.36	0.30	0.44	0.32	0.41	0.32	0.36	0.35	0.38
Arousal													
Neg	N	28	27	25	26	22	19	27	28	24	27	27	30
	M	6.63	6.34	6.31	6.16	6.37	6.54	6.77	6.42	6.37	6.36	6.49	6.33
	SD	0.89	1.07	0.94	1.09	0.96	1.02	0.86	1.01	0.94	0.91	0.92	1.15
Pos	N	28	27	25	26	22	19	27	28	24	27	27	30
	M	5.20	4.42	5.16	4.38	4.69	4.97	5.23	4.78	4.94	4.56	5.28	4.57
	SD	1.09	1.00	0.88	1.19	1.48	0.70	0.98	1.02	1.07	1.16	0.93	1.04
Neu	N	28	27	25	26	22	19	27	28	24	27	27	30
	M	4.41	4.17	4.60	4.06	4.05	4.73	4.50	4.45	4.55	3.98	4.79	4.11
	SD	1.10	1.12	0.96	1.30	1.32	0.91	0.99	1.18	1.12	1.05	0.95	1.07

주. Total = FFMQ 총점, AW = 자각행위, NJ = 비판단적 경험, OB = 관찰, NR = 비자동성, DE = 기술, Valence = 정서가, Arousal = 각성, Neg = 부정 사진 자극, Pos = 긍정 사진 자극, Neu = 중립 사진 자극  
참고. 정서가와 각성은 0에서 9까지 평가하도록 되어 있다. 정서가의 점수가 낮을수록 자극이 불쾌했음을 의미하며 점수가 높을수록 자극에 대해 긍정적인 기분을 경험했음을 나타낸다. 각성의 낮은 점수는 보다 고요하고 안정된 상태를 나타내며, 점수가 높아질수록 보다 각성되고 흥분됨을 의미한다.

partial  $\eta^2 = 0.01$ , 부정자극에 대해서는 비판단 고집단이 저집단에 비해 덜 부정적으로 평가하였다,  $F(1, 52) = 6.46, p < .05$ , partial  $\eta^2 = 0.11$ . 중립자극에서는 집단간 차이가 유

의하지 않았다,  $F(1, 52) = 0.00, p = 0.96$ , partial  $\eta^2 = 0.00$ .

각성의 경우, 자각행위와의 상호작용 효과가 유의한 것으로 나타났다,  $F(1.81, 88.62) =$

표 3. 마음 챙김 및 하위 요인별 정서반응

		Valence				Arousal					
		Group	Valence	G X V	Effect size	Group	Arousal	G X A	Effect size		
		F	F	F	partial $\eta^2$	F	F	F	partial $\eta^2$		
FFMQ	Tot	GG	0.27	18.17***	0.66	0.01	SP	2.78	4.29*	1.52	0.03
	AW	GG	0.02	769.18***	0.18	0.00	HF	3.45	137.14***	3.45*	0.07
	NR	GG	2.41	57.83***	0.10	0.00	HF	1.65	13.18***	2.07	0.04
	NJ	GG	0.11	56.77***	6.03**	0.11	SP	1.10	4.98**	2.64	0.05
	OB	GG	0.00	688.32***	2.21	0.04	SP	1.61	159.55***	2.73	0.05
	DE	GG	0.64	6.91**	0.53	0.01	HF	1.91	2.70	4.13*	0.07

주. Tot = FFMQ 총점, AW = 자각행위, NJ = 비판단적 경험, OB = 관찰, NR = 비자동성, DE = 기술, Valence = 정서가, Arousal = 각성, SP = 구형성 가정, GG = Greenhouse-Geiser correction, HF = Huynh-Feldt correction

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

3.45,  $p < .05$ ; partial  $\eta^2 = 0.07$ . 집단 간 분석 결과에서 자각행위 고집단이 긍정 자극에 대한 각성을 낮게 평가한 것으로 나타났으며,  $t(49) = 2.65$ ,  $p < .05$ , cohen's  $d = 0.76$ , 중립 자극과 부정 자극에 대해서는 유의한 차이가 나타나지 않았다,  $t(49) = 1.71$ ,  $p = 0.09$ , cohen's  $d = 0.49$ ;  $t(49) = 0.53$ ,  $p = 0.60$ , cohen's  $d = 0.15$ . 즉, 자각행위 수준에 따라 정서 반응이 달라지며, 자각행위 수준이 높은 경우에 긍정적인 자극에 대해 낮은 각성을 경험한다고 볼 수 있다. 그리고 기술 요인에서도 집단과 각성의 상호작용이 유의하였다,  $F(1.92, 101.72) = 4.13$ ,  $p < .05$ , partial  $\eta^2 = 0.72$ . 나이를 공변량으로 하여 집단 간 분석을 시행한 결과에서 부정 자극에 대한 각성은 집단 간 차이가 나타나지 않았다,  $F(1, 54) = 0.13$ ,  $p = 0.72$ , partial  $\eta^2 = 0.00$ . 그리고 중립 자극에서는 유

의하지는 않았으나 경향성을 보였고, 긍정자극에서는 유의미한 차이가 나타났다,  $F(1, 54) = 3.60$ ,  $p = 0.63$ , partial  $\eta^2 = 0.06$ ;  $F(1, 54) = 4.13$ ,  $p < .05$ , partial  $\eta^2 = 0.07$ . 자각행위의 경우와 마찬가지로 기술 수준이 높을 때, 긍정적 자극에 대한 각성을 덜 경험한다고 볼 수 있다.

### 과제 전후의 정서 변화

IAPS 과제 실시 전후로 긍정 정서는 감소하고 부정정서는 증가하였으나,  $t(68) = 2.018$ ,  $p < .05$ ;  $t(68) = -3.73$ ,  $p < .001$ , 마음챙김 성향은 이러한 기분 변화에 유의한 영향을 미치지 않았다(표 5). 비자동성의 경우 고집단이 저집단에 비해 부정 정서가 덜 증가되는 경향성을 보였을 뿐, 유의하지는 않았다,  $F(3, 33) = 3.24$ ,  $p = 0.08$ , partial  $\eta^2 = 0.09$ .

표 4. 과제 실시 전후의 정서 변화 기술통계치

		FFMQ											
		Total		AW		NR		NJ		OB		DE	
		low	high	low	high	Low	high	low	high	low	high	low	high
POS													
Pre	N	28	27	25	23	21	18	26	27	22	26	26	29
	M	20.79	24.35	22.32	23.26	20.48	23.94	22.58	21.52	20.72	23.58	21.77	23.00
	SD	5.93	5.34	6.77	6.30	5.56	6.15	5.91	6.75	5.57	6.09	5.08	5.35
	t	-2.51*		-0.50		-1.85		0.61		-1.68		-0.87	
Post	N	28	27	25	26	25	27	26	28	25	27	27	29
	M	20.68	22.15	21.92	20.23	19.36	22.85	21.65	20.46	19.36	22.44	20.70	21.31
	SD	6.14	6.19	6.81	6.42	4.59	7.07	5.90	6.62	6.01	5.88	5.93	5.44
NEG													
Pre	N	28	27	25	25	22	18	26	28	23	27	27	30
	M	16.04	18.96	17.08	17.76	18.05	19.50	18.31	18.07	16.83	19.26	16.85	19.43
	SD	3.84	5.41	4.17	6.17	6.11	5.17	5.13	5.52	4.81	5.93	4.65	5.08
	t	-2.32*		-0.46		-0.80		0.16		-1.57		-1.99	
Post	N	27	27	24	26	24	27	26	28	24	27	26	29
	M	20.74	21.52	19.65	21.17	22.58	19.63	20.31	19.93	20.17	22.59	20.70	21.31
	SD	4.78	8.86	5.05	7.65	7.03	6.92	4.94	7.44	6.29	8.44	5.93	5.44

주. Total = FFMQ 총점, AW = 자각행위, NJ = 비판단적 경험, OB = 관찰, NR = 비자동성, DE = 기술, POS = PANAS 정적 정서, NEG = PANAS 부정 정서

표 5. 사전-사후 정서 변화

		NEG			POS		
		F	P value	partial $\eta^2$	F	P value	partial $\eta^2$
FFMQ	Tot	1.49	0.23	0.03	0.00	0.99	0.00
	AW	0.20	0.66	0.00	1.92	0.17	0.04
	NR	3.24	0.08	0.09	1.46	0.23	0.04
	NJ	2.44	0.12	0.05	0.06	0.81	0.00
	OB	0.02	0.90	0.00	1.15	0.29	0.03
	DE	0.36	0.55	0.01	0.00	0.98	0.00

주. Tot = FFMQ 총점, AW = 자각행위, NJ = 비판단적 경험, OB = 관찰, NR = 비자동성, DE = 기술, NEG = PANAS 부정 정서, POS = PANAS 정적 정서

## 논 의

본 연구에서는 자기 보고로 측정된 마음챙김 성향이 정서 유발 자극에 대한 반응에 영향을 미치는지 알아보고자 하였다. 그 결과, 마음챙김 성향의 하위 요인 별로 정서 반응의 정서가와 각성 차원에 차별적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 과제 전후로 긍정 정서는 감소하고 부정정서는 증가하였으나 마음챙김 성향은 이러한 기분 변화에 유의한 영향을 미치지 못하였다.

마음챙김 성향 중 유일하게 비판단 측면이 정서가에 대한 조절 효과가 있는 것으로 나타났는데, 비판단 수준이 높은 사람들은 부정적 자극에 대해 덜 부정적으로, 긍정적인 자극에 대해 덜 긍정적으로 평가하였다. 긍정적인 정서가는 자극에 접근하려는 동기와 관련되고 부정적 정서가는 자극을 회피하고 멀어지려는 동기와 관련된다(Lang & Bradley, 2010). 따라서 비판단 수준이 높은 사람들의 경우 자극에 대한 접근 또는 회피 동기가 약하게 작용한다고 볼 수 있다. 즉 비판단 수준이 높을수록 자신의 경험에 대해 적정한 거리를 둘 수 있고(Bishop et al., 2004; Hayes & Feldman, 2004), 자극에 대해 판단하지 않고 개방적이고 수용적인 태도를 취할 수 있는 것으로 해석할 수 있다(Bishop et al., 2004; Kabat-Zinn, 1994).

각성에 유의한 영향을 미친 마음챙김 성향은 자각행위와 기술 측면이었으며, 두 측면 모두 긍정 자극에 대한 각성을 낮추는 것으로 나타났다. 부정 정서를 감소시키고 긍정 정서를 유지하거나 증가시키는 것이 정서 조절의 목표가 되기도 하지만, 정서 조절은 긍정 정서를 감소시키고 멈추는 것을 포함한다(Gross, 1998). 특히 마음챙김에서는 긍정 정서와 부정

정서 모두에 과도하게 관여하는 것을 지양하는데(Hayes & Feldman, 2004), 본 연구의 결과는 마음챙김을 통한 정서 조절의 지향점과 맥을 같이하는 결과라고 할 수 있다. 관련 연구에서 마음챙김에 기반한 개입을 하거나 마음챙김 상태를 유도함으로써 긍정적 자극에 대해 각성의 지표가 되는 편도체의 활성화가 감소하였고(Desbordes et al., 2012; Taylor et al., 2011), 자각행위 문항에 해당되는 MAAS를 이용하여 측정된 마음챙김 성향이 증가할수록 약화된 정서 강도를 나타낸다는 결과와 일치한다(R. A. Baer et al., 2006; Brown, Goodman, & Inzlicht, 2013). Baer 등(2011, 2006)은 언어적 표현 능력이 경험을 주시하고 명명하는 능력을 반영하므로 기술 요인이 명상이나 마음챙김과 관련이 있는 것으로 보았으며, 기술 측면은 정서지능과는 높은 정적 상관을, 감정표현 불능증과 높은 부적 상관을 보였다(R. A. Baer et al., 2006). 자신의 심리적 현상을 명명하고 기술하는 능력은 정서 조절 측면에서 중요한 요소임은 분명하지만, 기술 측면과 마음챙김의 관계에 대해서는 의문을 제기하는 연구자들도 있다. 마음챙김에 기반한 개입들이 기술 측면을 공통적으로 강조하지 않으며(Ruth A. Baer, 2011; Grossman & Van Dam, 2011), 언어적 명명이 마음챙김이나 명상에서 지향하는 필수적인 요소가 아니라는 것이다(Grossman & Van Dam, 2011). 그리고 선불교 승려를 대상으로 FFMQ에 대한 의견을 구한 결과 다수가 기술 측면이 마음챙김의 필수적인 측면이 아니라고 보았다(Christopher, Woodrich, & Tiernan, 2014). 마음챙김 수준은 높지만 적절한 어휘를 몰라 감정을 표현하는데 어려움이 있을 수 있고, 말주변이 뛰어난 사람이라도 그들 주변에서 일어나고 있는 상황에 완벽히 조화되어 있

을 수 있다는 것이다(Christopher et al., 2014). 이러한 점들을 고려하면 임상 장면에서 마음챙김에 기반한 개입을 활용할 때, 주된 목표가 정서 조절 능력 증진인지 아니면 마음챙김 수준 향상인지에 따라서 자각행위만을 강조할지 아니면 기술 측면을 함께 강조할지 여부를 결정할 수 있을 것이다.

마음챙김 성향이 부정적인 자극에 대한 각성 반응에는 유의한 영향을 미치지 못하였는데, 높은 마음챙김 성향을 보이거나 마음챙김에 기반한 처치를 통해 부정적 자극에 대한 정서반응이 약화되는 것으로 나타난 선행 연구들의 결과와는 차이가 있다(Brown et al., 2013; Creswell et al., 2007; Ortner et al., 2007). 이는 본 연구에서는 고각성을 유발하는 부정 자극에 대하여 9점 척도 SAM을 이용하여 정서 반응을 측정하였기 때문에, 천장 효과(ceiling effect)로 인해 개인차가 충분히 반영되지 않았을 가능성을 생각해 볼 수 있다. 그런데 IAPS 부정 자극에 대해 100점 척도를 이용하여 현재 기분 상태를 답하도록 한 선행 연구에서도 마음챙김 성향이 부정 자극에 대한 정서 반응에 유의한 영향을 미치지 못했던 것을 보면(Cho et al., 2016), 마음챙김 성향이 부정 자극에 대한 즉각적인 각성 반응에 미치는 영향이 미미하기 때문일 수도 있다.

마음챙김 성향의 각 측면이 관련 변인들에 차별적인 영향을 미치는 결과는 다른 연구들에서도 확인할 수 있다. 일반인을 대상으로 한 연구에서 자각행위와 비판단 측면이 우울과 부적 상관을 보였고(Cash & Whittingham, 2010), 여성 흡연자를 대상으로 섭식 장애 증상과 마음챙김 성향의 관계를 살펴본 연구에서 자각행위, 기술, 관찰 측면은 섭식 장애 증상들과 부적 상관을 보인 반면, 관찰은 정적

인 상관을 나타냈다(Adams et al., 2012). 그리고 기술과 비판단 측면은 심리적 스트레스가 스트레스 관련 생리적 변화를 일으키는 정도를 완화하였다(Daubenmier, Hayden, Chang, & Epel, 2014). 이러한 결과는 명상 경험이 없는 사람들을 대상으로 할 때 나타나는 일반적인 현상이라 할 수 있다. FFMQ로 측정된 마음챙김 성향은 명상 경험 여부나 마음챙김 수준에 따라 문항에 대한 해석과 반응이 달라지는 것으로 보인다(R. A. Baer et al., 2008; Cebolla, Luciano, DeMarzo, Navarro-Gil, & Campayo, 2013; Van Dam, Earleywine, & Danoff-Burg, 2009; Veehof, Ten Klooster, Taal, Westerhof, & Bohlmeijer, 2011). 명상 경험자를 대상으로 할 경우엔 하위 요인들 간에 상관이 높고 '마음챙김'이라는 하나의 상위 요인 구조가 나타나지만, 명상 경험이 많지 않은 사람들을 대상으로 할 때에는 단일 요인 구조를 지지하지 않는 결과를 보인다(R. A. Baer et al., 2008; Van Dam, Hobkirk, Danoff-Burg, & Earleywine, 2012). 따라서 명상 경험이 없거나 마음챙김 수준이 낮은 사람들을 대상으로 연구를 진행할 경우엔 마음챙김 단일 요인보다는 각 하위 요인 별로 나누어 살펴볼 필요가 있겠다. 본 연구에서 마음챙김의 하위 요인 별로 정서반응에 미치는 영향에 차이를 보인 것은 이러한 관점을 지지하는 결과라 할 수 있다.

한편, 본 연구에서 관찰, 비자동성 요인은 정서반응에 영향을 미치지 않았다. 관찰 측면은 명상 경험이 없는 사람들의 경우엔 전반적인 마음챙김과 관련성이 떨어지며 심리적 적응과 관련된 변인들과 관련이 없거나 오히려 부적 관계를 보였다(R. A. Baer et al., 2008). 명상 경험이 없거나 마음챙김 수준이 낮은 사람들은 관찰 점수가 높을수록 위협적이거나 부

정적인 자극에 선택적으로 주의가 향할 수 있기 때문에 오히려 불안, 반추, 섭식장애 등의 부정적인 결과로 이어질 수 있다는 것이다(R. A. Baer et al., 2008; Tran, Gluck, & Nader, 2013). 국내에서 대학생을 대상으로 진행된 연구를 보면 관찰 요인은 비판단 요인과 상관을 보이지 않거나(원두리 & 김교현, 2006) 부적 상관을 보였고(김환, 2010; 김효정, 2015), 자각 행위의는 낮은 상관을 보이거나(김환, 2010), 부적 상관을 보이는 경우도 있었다(김효정, 2015). 비자동성은 낮은 문항변별도를 보였고 구성개념과 이질적인 문항내용으로 인해 심리측정적 속성 및 타당도가 좋지 못하며 대부분의 관련 변인들과 낮은 상관을 보였다(R. A. Baer et al., 2006; Tran et al., 2013). 그리고 몇몇 문항은 정서 억제와 상관을 보여 명상 경험이 없는 사람들은 척도가 의도하는 바와 다르게 받아들일 수 있다고 한다(Tran et al., 2013).

본 연구에서는 횡단적으로 마음챙김 수준이 정서 반응에 미치는 영향을 살펴본 것이기에 거꾸로 정서 반응 측면의 개인차가 마음챙김 성향에 영향을 미쳤을 가능성도 고려해 볼 수 있다. 정서가는 자극에 대하여 접근하거나 회피하려는 동기의 방향과 관련되고, 각성은 동기의 강도와 관련된다(Lang & Bradley, 2010). 정서 자극에 대해 동일한 각성을 경험하더라도 덜 극단적으로 평가하거나, 긍정적 또는 부정적 평가를 내리더라도 각성을 약하게 경험한다면 정서 자극에 압도되거나 즉각적으로 반응하지 않고 충분히 주의를 기울이는 것이 가능할 것이다. 정서 조절 전략은 관련 자극에 주의를 유지한 상태에서 이를 처리하는 접근 전략(engagement strategies)과 주의전환과 같이 정서를 유발하는 자극으로부터 다른 자극

으로 주의를 돌리는 이탈 전략(disengagement strategies)로 나눌 수 있다(Sheppes, Scheibe, Suri, & Gross, 2011). 이탈 전략은 높은 정서적 각성 상태에서 보다 유리하며, 접근 전략은 정서적 각성이 낮거나 중간 정도일 때에만 효과적이라고 한다(Sheppes & Gross, 2011). 마음챙김의 경우 기본적으로 접근 전략에 속한다고 할 수 있으며, Fitzpatrick과 Kuo(2016)에 의하면 일반인 집단에서는 높은 각성 수준을 보일 때 마음챙김의 효과가 저하되는 것으로 나타났다. 때문에 정서 자극에 대해 상대적으로 낮은 각성을 경험하는 사람들은 마음챙김의 방식을 취할 가능성이 있으나 반대로 정서적 각성이 높은 사람들은 주의전환과 같은 이탈 전략을 선호할 가능성이 있다. 마음챙김에서 강조하는 비판단적이고 수용적인 태도로 자극을 받아들이는 노력과 함께 각성 수준을 조절할 수 있는 명상이나 이완 훈련 등을 함께 병행한다면 마음챙김에서 강조하는 방식으로 정서를 경험하는데 도움이 될 수 있을 것이다.

본 연구는 몇 가지 제한점을 가지고 있다. 첫째, 참여자들의 나이가 대부분 10대 후반에서 20대 초반에 해당된다. 마음챙김 성향과 정서 반응은 나이에 따라 달라질 수 있기 때문에(R. A. Baer et al., 2008; Branstrom, Duncan, & Moskowitz, 2011; van Reekum et al., 2011), 다른 연령대의 피험자에게 본 연구의 결과를 일반화 시키는 것이 어려울 수 있다. 둘째, 본 연구에서는 정서 상태의 영향을 최소화하고 마음챙김 성향에 초점을 맞추고자 우울이나 불안 증상이 심한 참여자를 배제하였다. 마음챙김 성향과 정서 반응은 정서 상태의 영향을 받는데, 예를 들어 우울한 사람들은 낮은 마음챙김 성향을 보고하였고(R. A. Baer et al., 2006), 긍정적인 이미지를 보다 부정적으로 평

가하는 결과를 보인다(Gollan et al., 2016). 결과적으로 심리 장애를 가지고 있는 피험자에게 동일한 결과가 나타날 것이라 확신하기는 어렵다. 추후 연구에서 이를 확인해 볼 필요가 있겠다. 셋째, 본 연구의 목적은 명상 경험이 없는 일반 대학생을 대상으로 측정한 마음챙김 성향과 정서 반응 간의 관계를 살펴보는 것이었다. 앞서 언급되었듯이 명상 경험에 따라 마음챙김 문항에 대해 달리 해석할 수 있기 때문에, 명상 경험이 있는 사람들을 대상으로 동일한 연구를 진행했을 때의 결과와 차이가 있을 수 있다. 또한 명상을 통해 길러지는 기질 수준의 변화와 자기 보고로 측정된 마음챙김 성향과의 관계는 유의하지 않거나 매우 약한 관련성을 보이기 때문에(Grossman & Van Dam, 2011), 오랜 기간 명상을 해온 사람들이나 명상 프로그램을 경험한 사람들의 정서 반응에 대해 본 연구의 결과를 일반화하는데 한계가 있다. 추후 명상 집단을 대상으로 연구를 진행할 필요가 있겠다. 넷째, FFMQ 자체의 심리측정적 속성이나 타당도로 인한 제한점을 들 수 있다. 국내에서 FFMQ를 사용한 연구들을 살펴보면 일반인을 대상으로 하더라도 연구마다 요인 간 상관 관계가 달라지는 것으로 나타났다(김환, 2010; 김효정, 2015; 원두리 & 김교현, 2006; 최성열, 2015). 이는 아마도 앞서 언급된 명상 경험이나 마음챙김 수준 이외에도 문항 반응에 영향을 미치는 변인이 존재하기 때문일 수 있다. 해당 변인을 확인, 통제하지 않은 상태에서는 본 연구의 결과를 반복검증하거나 일반화하는데 어려움이 있을 것으로 생각된다. 마지막으로 IAPS 자극에 대한 반응은 문화에 따라 달라질 수 있다. 가령 유럽계 미국인들은 중국인들에 비해 긍정-고각성 자극을 좀더 긍정적으로 평가

하고, 긍정-저각성 자극은 덜 긍정적으로 평가하였다(Tsai, 2007). 그리고 한국과 미국의 IAPS 결과를 비교한 결과, 정서가 측면에서 한국인은 미국인에 비해 덜 극단적인 정서 반응을 보였고, 각성 평가 결과는 미국인에 비해 높게 나타났다(박태진 & 박선희, 2009). 따라서 다른 문화권에 본 연구의 결과를 일반화시키기 어려울 수 있으며, 동일한 문화적 배경이 전제된 상태에서 정서 반응을 살펴야 할 것이다.

## 결론

본 연구의 결과를 통해 자기 보고 방식으로 측정된 마음챙김 성향의 하위 측면들에 따라 정서반응의 정서가와 각성 차원에 차별적인 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다. 그리고 마음챙김에 기반한 개입을 통해 정서 반응에 영향을 주고자 한다면 비판단, 자각행위, 기술 측면에 초점을 맞추고, 여기에 더해 각성 수준을 낮춰줄 수 있는 기법을 함께 활용한다면 보다 효과적일 수 있을 것이다.

## 참고문헌

- 김정택, & 신동균 (1978). STAI의 한국 표준화에 의한 연구. *최선의학*, 21(11), 69-75.
- 김 환 (2010). 자기초점의 역기능적 속성이 반추와 우울에 미치는 영향. *서울대학교심리학박사학위논문*.
- 김효정 (2015). 마음챙김이 주의조절에 미치는 영향. *서울대학교심리학석사학위논문*.
- 박태진, & 박선희 (2009). IAPS 자극에 대한 한

- 국 대학생의 정서평가. *인지과학*, 20(2), 183-195.
- 배재홍, & 장현갑 (2006). 한국형마음챙김명상에 기반한 스트레스 감소 프로그램이 대학생의 정서반응에 미치는 영향. *한국심리학회지: 건강*, 11(4), 16.
- 원두리, & 김교현 (2006). 한국판 5요인 마음챙김 척도의 타당화 연구. *한국심리학회지: 건강*, 11(4), 871-886.
- 이현희, 김은정, & 이민규 (2003). 한국판 정적 정서 및 부적정서 척도(Positive Affect and Negative Affect Schedule; PANAS)의 타당화 연구. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 22(4), 935- 944.
- 최상진, 전경구, & 양병창 (2001). 통합적 한국판 CES-D 개발. *한국심리학회지: 건강*, 6(1), 59-76.
- 최성열 (2015). 마음챙김 명상 프로그램 전후 측정도구로써 5요인 마음챙김 척도(FFMQ)의 신뢰성과 타당성 연구. *Journal of Oriental Neuropsychiatry*, 26(2), 191-199.
- Adams, C. E., McVay, M. A., Kinsaul, J., Benitez, L., Vinci, C., Stewart, D. W., & Copeland, A. L. (2012). Unique relationships between facets of mindfulness and eating pathology among female smokers. *Eating Behaviors*, 13(4), 390-393.
- Anderson, N. D., Lau, M. A., Segal, Z. V., & Bishop, S. R. (2007). Mindfulness-based stress reduction and attentional control. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 14(6), 449-463.
- Arch, J. J., & Craske, M. G. (2006). Mechanisms of mindfulness: emotion regulation following a focused breathing induction. *Behav Res Ther*, 44(12), 1849-1858.
- Baer, R. A. (2011). Measuring mindfulness. *Contemporary Buddhism: An Interdisciplinary Journal*, 12(1), 21.
- Baer, R. A., Samuel, D. B., & Lykins, E. L. (2011). Differential item functioning on the Five Facet Mindfulness Questionnaire is minimal in demographically matched meditators and nonmeditators. *Assessment*, 18(1), 3-10.
- 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(1), 27-45.
- Baer, R. A., Smith, G. T., Lykins, E., Button, D., Krietemeyer, J., Sauer, S., . . . Williams, J. M. (2008). Construct validity of the five facet mindfulness questionnaire in meditating and nonmeditating samples. *Assessment*, 15(3), 329-342.
- Barrett, L. F., & Russell, A. A. (1999). The structure of current affect: Controversies and emerging consensus. *Current Directions in Psychological Science*, 8(1), 10-14.
- Bergomi, C., Tschacher, W., & Kupper, Z. (2013). The Assessment of Mindfulness with Self-Report Measures: Existing Scales and Open Issues. *Mindfulness*, 4(3), 191-202.
- Bishop, S. R., Lau, M., Shapiro, S., Carlson, L., Anderson, N. D., Carmody, J., . . . Devins, G. (2004). Mindfulness: A Proposed Operational Definition. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 11(3), 12.
- Bradley, M. M., & Lang, P. J. (1994). Measuring emotion: the Self-Assessment Manikin and the



- Semantic Differential. *J Behav Ther Exp Psychiatry*, 25(1), 49-59.
- Branstrom, R., Duncan, L. G., & Moskowitz, J. T. (2011). The association between dispositional mindfulness, psychological well-being, and perceived health in a Swedish population-based sample. *Br J Health Psychol*, 16(Pt 2), 300-316.
- Brown, K. W., Goodman, R. J., & Inzlicht, M. (2013). Dispositional mindfulness and the attenuation of neural responses to emotional stimuli. *Soc Cogn Affect Neurosci*, 8(1), 93-99.
- Brown, K. W., Weinstein, N., & Creswell, J. D. (2012). Trait mindfulness modulates neuroendocrine and affective responses to social evaluative threat. *Psychoneuroendocrinology*, 37(12), 2037-2041.
- Bullis, J. R., Boe, H. J., Asnaani, A., & Hofmann, S. G. (2014). The benefits of being mindful: trait mindfulness predicts less stress reactivity to suppression. *J Behav Ther Exp Psychiatry*, 45(1), 57-66.
- Cash, M., & Whittingham, K. (2010). What Facets of Mindfulness Contribute to Psychological Well-being and Depressive, Anxious, and Stress-related Symptomatology? *Mindfulness*, 1(3), 177-182.
- Cebolla, A., Luciano, J. V., DeMarzo, M. P., Navarro-Gil, M., & Campayo, J. G. (2013). Psychometric properties of the Spanish version of the Mindful Attention Awareness Scale (MAAS) in patients with fibromyalgia. *Health Qual Life Outcomes*, 11, 6.
- Chambers, R., Gullone, E., & Allen, N. B. (2009). Mindful emotion regulation: An integrative review. *Clinical Psychology Review*, 29(6), 560-572.
- Cho, S., Lee, H., Oh, K. J., & Soto, J. A. (2016). Mindful attention predicts greater recovery from negative emotions, but not reduced reactivity. *Cognition and Emotion*, 1-8.
- Christopher, M. S., Woodrich, L. E., & Tiernan, K. A. (2014). Using Cognitive Interviews to Assess the Cultural Validity of State and Trait Measures of Mindfulness among Zen Buddhists. *Mindfulness (N Y)*, 5(2), 145-160.
- Cosme, D., & Wiens, S. (2015). Self-reported trait mindfulness and affective reactivity: a motivational approach using multiple psychophysiological measures. *PLoS One*, 10(3), e0119466.
- Creswell, J. D., Way, B. M., Eisenberger, N. I., & Lieberman, M. D. (2007). Neural correlates of dispositional mindfulness during affect labeling. *Psychosom Med*, 69(6), 560-565.
- Daubenmier, J., Hayden, D., Chang, V., & Epel, E. (2014). It's not what you think, it's how you relate to it: Dispositional mindfulness moderates the relationship between psychological distress and the cortisol awakening response. *Psychoneuroendocrinology*, 48, 11-18.
- Desbordes, G., Negi, L. T., Pace, T. W., Wallace, B. A., Raison, C. L., & Schwartz, E. L. (2012). Effects of mindful-attention and compassion meditation training on amygdala response to emotional stimuli in an ordinary, non-meditative state. *Front Hum Neurosci*, 6, 292.
- Fitzpatrick, S., & Kuo, J. R. (2016). The impact

- of stimulus arousal level on emotion regulation effectiveness in borderline personality disorder. *Psychiatry Res*, 241, 242-248.
- Friedel, S., Whittle, S. L., Vijayakumar, N., Simmons, J. G., Byrne, M. L., Schwartz, O. S., & Allen, N. B. (2015). Dispositional mindfulness is predicted by structural development of the insula during late adolescence. *Developmental Cognitive Neuroscience*, 14, 62-70.
- Gollan, J. K., Hoxha, D., Hunnicutt-Ferguson, K., Norris, C. J., Rosebrock, L., Sankin, L., & Cacioppo, J. (2016). Twice the negativity bias and half the positivity offset: Evaluative responses to emotional information in depression. *J Behav Ther Exp Psychiatry*, 52, 166-170.
- Gross, J. J. (1998). The Emerging Field of Emotion Regulation: An Integrative Review. *Review of General Psychology*, 2(3), 29.
- Grossman, P., Kappos, L., Gensicke, H., D'Souza, M., Mohr, D. C., Penner, I. K., & Steiner, C. (2010). MS quality of life, depression, and fatigue improve after mindfulness training: a randomized trial. *Neurology*, 75(13), 1141-1149.
- Grossman, P., Tiefenthaler-Gilmer, U., Raysz, A., & Kesper, U. (2007). Mindfulness training as an intervention for fibromyalgia: evidence of postintervention and 3-year follow-up benefits in well-being. *Psychother Psychosom*, 76(4), 226-233.
- Grossman, P., & Van Dam, N. T. (2011). Mindfulness, Mindfulness, by any other name: Trials and tribulations of sati in western psychology and science. *Contemporary Buddhism*, 12(1), 21.
- 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(3), 255-262.
- Hofmann, S. G., Sawyer, A. T., Witt, A. A., & Oh, D. (2010). The effect of mindfulness-based therapy on anxiety and depression: A meta-analytic review. *J Consult Clin Psychol*, 78(2), 169-183.
- Hölzel, B. K., Hoge, E. A., Greve, D. N., Gard, T., Creswell, J. D., Brown, K. W., . . . Lazar, S. W. (2013). Neural mechanisms of symptom improvements in generalized anxiety disorder following mindfulness training. *Neuroimage Clin*, 2, 448-458.
- Kabat-Zinn, J. (1994). *Wherever you go there you are: Mindfulness meditation in everyday life*. New York: NY: Hyperion.
- Keng, S.-L., Smoski, M. J., & Robins, C. J. (2011). Effect of mindfulness on psychological health: A review of empirical studies. *Clinical Psychology Review*, 31, 16.
- Lang, P. J., & Bradley, M. M. (2010). Emotion and the motivational brain. *Biol Psychol*, 84(3), 437-450.
- Lang, P. J., Bradley, M. M., & Cuthbert, B. B. (1997). *International Affective Picture System (IAPS): Technical manual and affective ratings*.: NIMH Center for the Study of Emotion and Attention.
- Lang, P. J., Bradley, M. M., & Cuthbert, B. B. (2005). International Affective Picture System(IAPS): Affective ratings of Pictures and

- instruction manual. *Technical Report A-6*.
- Lang, P. J., Bradley, M. M., & Cuthbert, B. N. (1990). Emotion, attention, and the startle reflex. *Psychological Review*, 97(3), 377-395.
- Lang, P. J., Greenwald, M. K., Bradley, M. M., & Hamm, A. O. (1993). Looking at Pictures - Affective, Facial, Visceral, and Behavioral Reactions. *Psychophysiology*, 30(3), 261-273.
- Lu, H., Song, Y., Xu, M., Wang, X., Li, X., & Liu, J. (2014). The brain structure correlates of individual differences in trait mindfulness: A voxel-based morphometry study. *Neuroscience*, 272, 21-28.
- Mrazek, M. D., Smallwood, J., & Schooler, J. W. (2012). Mindfulness and mind-wandering: finding convergence through opposing constructs. *Emotion*, 12(3), 442-448.
- Ortner, C. N. M., Kilner, S. J., & Zelazo, P. D. (2007). Mindfulness meditation and reduced emotional interference on a cognitive task. *Motivation and Emotion*, 31(4), 13.
- Ostafin, B. D., Brooks, J. J., & Laitem, M. (2014). Affective Reactivity Mediates an Inverse Relation Between Mindfulness and Anxiety. *Mindfulness*, 5(5), 520-528.
- Sauer, S., Walach, H., Schmidt, S., Hinterberger, T., Horan, M., & Kohls, N. (2011). Implicit and explicit emotional behavior and mindfulness. *Conscious Cogn*, 20(4), 1558-1569.
- Schuyler, B. S., Kral, T. R., Jacquart, J., Burghy, C. A., Weng, H. Y., Perlman, D. M., . . . Davidson, R. J. (2014). Temporal dynamics of emotional responding: amygdala recovery predicts emotional traits. *Soc Cogn Affect Neurosci*, 9(2), 176-181.
- Sheppes, G., & Gross, J. J. (2011). Is timing everything? Temporal considerations in emotion regulation. *Pers Soc Psychol Rev*, 15(4), 319-331.
- Sheppes, G., Scheibe, S., Suri, G., & Gross, J. J. (2011). Emotion-regulation choice. *Psychol Sci*, 22(11), 1391-1396.
- Taylor, V. A., Grant, J., Daneault, V., Scavone, G., Breton, E., Roffe-Vidal, S., . . . Bearegard, M. (2011). Impact of mindfulness on the neural responses to emotional pictures in experienced and beginner meditators. *Neuroimage*, 57(4), 1524-1533.
- Tran, U. S., Gluck, T. M., & Nader, I. W. (2013). Investigating the Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ): construction of a short form and evidence of a two-factor higher order structure of mindfulness. *J Clin Psychol*, 69(9), 951-965.
- Tsai, J. L. (2007). Ideal Affect: Cultural Causes and Behavioral Consequences. *Perspect Psychol Sci*, 2(3), 242-259.
- Van Dam, N. T., Earleywine, M., & Danoff-Burg, S. (2009). Differential item functioning across meditators and nonmeditators on the five facet mindfulness questionnaire. *PERSONALITY AND INDIVIDUAL DIFFERENCES*, 47, 6.
- 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(2), 198-204.
- van Reekum, C. M., Schaefer, S. M., Lapate, R. C., Norris, C. J., Greischar, L. L., & Davidson, R. J. (2011). Aging is associated

- with positive responding to neutral information but reduced recovery from negative information. *Soc Cogn Affect Neurosci*, 6(2), 177-185.
- Veehof, M. M., Ten Klooster, P. M., Taal, E., Westerhof, G. J., & Bohlmeijer, E. T. (2011). Psychometric properties of the Dutch Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ) in patients with fibromyalgia. *Clin Rheumatol*, 30(8), 1045-1054.
- Walach, H., Buchheld, N., Buttenmüller, V., Kleinknecht, N., & Schmidt, S. (2006). Measuring mindfulness-the Freiburg Mindfulness Inventory (FMI). *PERSONALITY AND INDIVIDUAL DIFFERENCES*, 40(8), 1543-1555.
- Watson, D., & Tellegen, A. (1985). Toward a Consensual Structure of Mood. *Psychological Bulletin*, 98(2), 219-235. Toward a Consensual Structure of Mood. *Psychological Bulletin*, 98(2), 219-235.
- Way, B. M., Creswell, J. D., Eisenberger, N. I., & Lieberman, M. D. (2010). Dispositional mindfulness and depressive symptomatology: correlations with limbic and self-referential neural activity during rest. *Emotion*, 10(1), 12-24.
- 원고접수일 : 2017. 08. 14.  
수정원고접수일 : 2017. 09. 01.  
게재결정일 : 2017. 09. 07.

## The Effect of Dispositional Mindfulness on Emotional Valence and Arousal

Wooseung Shin

Seok-Man Kwon

Department of Psychology Seoul National University

Mindfulness is paying attention to the present moment nonjudgmentally, so one who is mindful can aware entirely without feeling overwhelmed. If so, we can hypothesize a person with higher mindfulness responds to emotional stimuli differently. This study aims to investigate the effect of various facets of self-reported dispositional mindfulness on emotional response to emotional pictures. A total of 101 participants completed self-reported measurements of mindfulness and viewed positive, negative and neutral pictures from International Affective Picture System(IAPS), rating affective valence and arousal for each picture. Next, we examined whether emotional response is affected by dispositional mindfulness facets. The results show the following; a main effect for arousal and valence, no main effect for groups(mindfulness facets), interactions between valence and nonjudgmental facet, arousal and acting with awareness, describing. Participants with a higher nonjudgmental level view negative stimuli less negatively and positive stimuli less positively. Groups with higher acting with awareness and describe facets level experience lower arousal for positive stimuli. Negative affect increased and positive affect decreased after IAPS task; however, mindfulness facets did not moderate these effect. The finding suggest that emotional response is affected by dispositional mindfulness differently by each facet.

*Key words : mindfulness, dispositional mindfulness, emotional response, IAPS, valence, arousal*