

부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포와의 관계에서 마음챙김의 조절효과

홍영근[†]

부산디지털대학교

본 연구에서는 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포와의 관계에서 마음챙김 및 마음챙김의 하위요인인 비자동성, 관찰, 기술, 자각행위, 비판단이 조절효과가 있는지 살펴보았다. 본 연구를 위해 대학생들을 대상으로 사회공포증 척도, 부정적 평가에 대한 두려움 척도, 마음챙김 척도를 이용하여 설문조사하였고, 510명으로부터 수집된 자료를 분석하였다. 자료 분석은 변수 간 관계를 확인하기 위해 상관분석을 실시하였고, 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포와의 관계에서 마음챙김이 조절효과가 있는지 알아보기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포와의 관계에서 마음챙김은 조절효과가 있는 것으로 나타났다. 둘째, 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포와의 관계에서 마음챙김의 하위요인인 비자동성과 기술의 조절효과는 통계적으로 유의하였으나, 관찰, 자각행위, 비판단의 조절효과는 통계적으로 유의하지 않았다. 이 결과를 통해 마음챙김이 조절효과가 있으며, 마음챙김의 하위요소 중 비자동성과 기술이 마음챙김의 다른 하위요인들보다 부정적 평가에 대한 두려움에 대한 조절효과가 있음을 확인할 수 있었다. 마지막으로 본 연구 결과의 상담현장과 연구에서의 시사점을 논의하였다.

주요어 : 부정적 평가에 대한 두려움, 마음챙김, 사회공포

[†] 교신저자 : 홍영근, 부산디지털대학교 상담치료학부, 부산광역시 사상구 주례로 57

Tel : 051-320-1944, E-mail : z9237039@bdu.ac.kr

사회불안장애(사회공포증)는 타인의 평가를 받을 수 있는 사회적 상황이나 수행상황에서 지속적이고 과도한 두려움을 나타내는 것을 특징으로 하는 정신장애이다(American Psychiatric Association, 2013). DSM-V에서는 사회공포증이 초기 및 후기 청소년기에 발병한다고 하였다(APA, 2013). 사회공포의 평생 유병률은 유럽의 경우 13.0% 이상, 미국의 경우는 12.1%로 보고되었고, 일년 유병률은 4.5%, 남성은 3.0%, 여성은 4.6%인 것으로 나타났다(Kessler, Berglund, Demler, Jin, & Walters, 2005). 국내 정신질환실태 역학조사(홍진표, 2017)에 의하면, 사회공포 평생유병률이 1.6%, 남성 1.2%, 여성 2.0%, 일년 유병률은 전체 0.4%, 남성 0.4%, 여성 0.5%였다. 국내의 경우 미국이나 유럽에 비해 유병률의 수준이 낮았으나, 중국보다는 높은 것으로 나타났다(홍진표, 2017). 사회공포증이 있는 사람들은 보통 일상 생활에서 무기력함을 호소하며, 경력, 학벌, 사회적 능력이 부족하고(Katzelnick et al., 2001), 삶의 만족이 낮게 나타났다(Hambrick, Turk, Heimberg, Schneier, & Liebowitz, 2003).

사회공포증을 일으키는 요인들은 다양하게 제시되고 있다. 사회공포증의 원인을 개관한 홍영근, 이경숙(2013)의 연구에서는 사회공포증을 일으키는 심리적 요인을 총 14가지로 분류하였고, 그 중 인지요인이 11가지, 정서요인이 2가지 행동적 요인이 1가지인 것으로 나타났다. 그 중 부정적 평가에 대한 두려움은 사회공포증을 유발하는 중요한 인지요인 중의 하나이다(Clark & Wells, 1995; Haikal & Hong, 2010). 부정적 평가에 대한 두려움은 사회적 상황에서 타인이 자신을 부정적으로 평가할 것이라는 생각에서 유발되는 두려움으로(Clark & Wells, 1995; Rapee & Heimberg, 1997), 사회

불안 및 사회적 상황에 대한 회피와 정적 상관성이 있는 것으로 나타났다(홍영근, 문지혜, 조현재, 2011; Caever & Scheier, 1982). Heimberg와 Hope, Rapee와 Brunch(1988)는 부정적 평가에 대한 두려움의 정도가 사회불안과 강한 정적 상관성이 있다고 보고하였다. Clark와 Wells(1995), Rapee와 Heimberg(1997) 등도 사회불안이 부정적 평가를 받는 것에 대한 두려움에서 유발된다고 하였다. 이들(Clark & Wells, 1995; Rapee & Heimberg, 1997)에 의하면 사회공포증이 있는 사람들은 자신에 대한 부정적 표상을 가지고 있고, 사회적 수행을 할 경우, 타인들이 자신들을 부정적으로 평가할 것이라고 생각하고, 부정적 평가로 인한 재앙적 결과에 대해서 염려하게 된다. 이런 부정적 평가와 결과에 대한 염려는 생리적, 인지적, 행동적 측면에서 불안 증상을 유발하고, 이는 다시 자신의 외모나 행동에 대한 부정적 정신적 표상을 형성하는 악순환을 하게 한다. 이와 같이 부정적 평가와 사회불안은 상호영향을 미치며 악순환하게 된다. 또한, 부정적 평가에 대한 두려움을 변화시키는 치료는 어떤 형태의 치료이든 사회불안 장애의 개선에 효과적이라는 연구결과들이 제시되어 왔다(Clark & Wells, 1995).

최근 상담현장에서 마음챙김을 적용하려는 시도들과 함께, 마음챙김의 효과를 객관적으로 검증하려는 시도들이 증가하고 있다. 마음챙김이란 현재 순간에 주의 집중하고, 몸과 마음에서 일어나는 일들을 관찰하고 경험한 것을 있는 그대로 느끼며, 수용하는 과정(Kabat-Zinn, 1990)이다. 마음챙김의 치료적 효과는 여러 심리·신체적 문제에서 확인되었다. 마음챙김은 만성통증, 우울(Kabat-Zinn, 1990; Teasdale et al., 2000), 부적 정서(Hayes, 1994)

등을 완화하고, 사회공포증에도 긍정적 효과가 있는 것으로 나타났다(김미정, 2008; Gross & Gabrieli, 2001). Brown, Ryan과 Creswell(2007)은 마음챙김이 심리/신체/환경 자극에 대한 주의 민감성을 높여서 자기 조절 기능을 향상시키고, 향상된 자기조절 기능을 통해 사회공포를 낮춘다고 보았다. 이와 같이 마음챙김이 사회공포에 긍정적 영향을 미친다는 여러 연구가 있으나, 마음챙김의 여러 하위요소를 중 어떤 요소들이 부정적 평가에 대한 두려움을 조절하는지를 탐색하는 연구는 부족하다. 따라서 본 연구에서는 마음챙김의 다양한 하위요인 중 어떤 하위 요인들이 부정적 평가에 대한 두려움을 조절하여 사회공포를 낮추는지 그 심리적 기제를 살펴보고자 한다. 이러한 연구는 사회공포를 가지고 있는 사람들에게 대한 상담 및 심리치료 장면에서 마음챙김적 기법을 좀 더 효과적으로 적용할 수 있는 방법을 제시해 줄 수 있을 것으로 보인다.

마음챙김의 하위요인은 다양하게 제시되고 있다(박성현, 2006; Baer, Smith, Hopkins, Krietemeyer, & Toney, 2006; Brown & Ryan, 2003; Dimidjian & Linehan, 2003). 마음챙김의 하위요인들은 마음챙김과 관련된 척도들을 통해 확인할 수 있다. 대표적인 마음챙김 척도에는 프라이버그 마음챙김 진단도구(Freiburg Mindfulness Inventory; Buchheld, Grossman, & Walach, 2001, 이하 FMI), 마음챙김 주의 알아차림 척도(Mindful Attention Awareness Scale; Brown & Ryan, 2003, 이하 MAAS), 켄터키 마음챙김 기술 척도(Kentucky Inventory of Mindfulness Skills; Baer, Smith, & Allen, 2004, 이하 KIMS), 인지 정서 마음챙김 척도(Cognitive and Affective Mindfulness Scale-Revised; CAMS-R; Feldman, Hayes, Kumar, Greeson, & Laurenceau,

2007, 이하 CAMS-R), Southamton 마음챙김 척도(Southamton Mindfulness Questionnaire, SMQ; Chadwick et al., 2008), 박성현(2006)의 마음챙김 척도 등이 있다. 그 외에도 다양한 마음챙김 척도들이 있다. 그 수가 많은 만큼 연구자들 사이에서 마음챙김의 하위 요인에 대한 합의에 이르지 못하고 있다(Baer et al., 2006). 이에 대해 Baer 등(2006)은 기존에 개발된 5가지 마음챙김척도들(FMI, MAAS, KIMS, CAMS-R, SMQ)에서 수집한 112문항을 대학생들을 대상으로 실시하여 수집한 자료를 바탕으로 탐색적 요인분석을 실시하였고, 그 결과 마음챙김의 5가지 하위요인을 도출하였다. 이들이 도출한 5가지 하위요인은 비자동성(nonreactivity), 관찰(observing), 기술(describing), 자각행위(acting with awareness), 비판단(nonjudging of experience)이다. 본 연구에서는 기존의 마음챙김 척도들을 종합 분류하여 현재 개발된 마음챙김 척도들 중 마음챙김의 요인들을 가장 포괄적으로 제시하고 있는 Baer 등(2006)등의 마음챙김 척도의 하위요소들을 중심으로 조절효과를 살펴 보았다.

Baer 등(2006)의 마음챙김 하위요소 중 비자동성은 내적 경험에 의해 압도당하지 않고, 즉각적/반사적으로 반응하지 않는 것이다(Baer et al., 2004). 즉, 내면에서 일어나는 생각이나 느낌에 사로잡히지 않고, 그 생각이나 느낌들이 일어나거나 사라지는 것을 자연스럽게 허용하는 것이다(Baer et al., 2004). Clark와 Wells(1995)에 의하면 사회공포가 있는 사람들은 사회적 상황에서 자신의 행동이 부적절하고 다른 사람에게 수용될 수 없고, 자신의 지위나 가치가 떨어지고, 거부당하고, 절망적 결과를 낳을 거라 두려워하고, 걱정하게 된다. 또 부정적 평가를 감소시키려는 안전행동을

하게 된다(Clark & Wells, 1995). 이러한 상황에서 비자동성은 부정적 평가에 대한 두려움을 떨어뜨리고 안전행동을 감소시킴으로써 사회불안을 낮출 것으로 예측할 수 있다.

관찰은 신체에서 일어나는 감각, 인지, 정서 같은 내적현상이나, 소리나 냄새 같은 외적 자극에 주의하고, 알아차리고, 관찰하는 것이다(Baer et al., 2004). 대부분의 마음챙김에 관한 글에서 신체적 감각, 인지 정서와 같은 내적 자극과 소리나 냄새와 같은 외적 자극에 대한 관찰이나 들여다보기를 중요한 것으로 기술하고 있다(Dimidjian & Linehan, 2003; Kabat-Zinn, 1990; Segal, Williams, & Teasdale, 2002). 관찰을 하는 동안 감각이 일어나는 위치, 강도, 시간 같은 요소에 주의하도록 하고, 소리 같은 경우는 음의 높이, 음량, 음색에 주의하도록 한다(Baer et al., 2004). Watkins와 Teasdale(2004)은 우울증 환자들을 대상으로 한 연구에서 현재 순간에 일어나는 내적 경험을 관찰하고 기술하는 마음챙김 자기초점주의는 자신에 대해 부정적으로 과잉 일반화된 기억을 감소시켜 긍정정서를 유발하지만, 내적 경험의 원인과 의미, 결과를 분석하는 반추적 자기초점주의는 부정 정서를 유발하는 것으로 나타났다. 부정적 평가에 대한 두려움은 원인, 의미, 내적 경험의 결과를 과도하게 보고 그 의미를 부정적으로 평가하는 데서 사회공포가 유발되는 것으로(Clark & Wells, 1995), 관찰을 통해 감각을 있는 그대로 볼 수 있을 때, 사회공포가 낮아진다고 예측할 수 있다.

마음챙김에서는 관찰된 현상에 단어를 붙여서 기술하거나, 명명하도록 한다(Goldstein, 2002; Linehan, 1993, Segal et al., 2002). 즉 기술은 관찰된 현상을 말로 표현하고 기술하고 명명하는 것이다(Baer et al., 2004). 명명하기의

예에는 슬픔, 생각하기, 일에 대해 걱정하기, 나는 화가난다 등이 있다(Segal et al., 2002). Baer 등(2008)은 기술이 정서적 안정 혹은 웰빙을 예측하는 것으로 보았다. Bohlmeijer와 Klooster, Fledderus, Veehof, Baer(2011)는 기술은 우울과 부적상관이 있었고, 긍정적 정서와 정적 상관이 있다고 하였다. 기술과 같이 내적 경험에 이름을 붙이는 것은 반추의 부적응적 특징이라고 할 수 있는 정교화, 반복, 분석적 처리를 막는 경향이 있다(Baer, 2009). 부정적 평가에 대한 두려움이 높은 사람은 신체의 각성이나 정서를 과도하게 해석하는 경향이 있는데(Clark & Wells, 1995) 명확한 기술은 부정적 평가에 대한 두려움을 낮추고, 이와 함께 사회공포를 낮춘다고 예측할 수 있다.

자각행위는 주의를 분산시키지 않고, 자신이 하고 있는 현재 활동에 완전히 참여하는 것이다(Baer et al., 2004). 자신의 현재 행동에 완전히 집중하면서 주의를 분산시키지 않고, 한 번에 하나에 주의초점을 두는 것이다(Hanh, 1976). Linehan(1993)에 의하면, 자각행위는 의식적으로 한 번에 하나에 초점을 맞추는 것을 말한다. 마음챙김 참가자들은 주의를 분산시키지 않고, 양치나 설거지와 같은 일상적 활동을 수행함으로써 이 기술을 연습하기도 한다. Zou와 Hudson, Rapee(2007)의 연구에서는 자기초점주의 조건의 집단과 과제초점주의 조건의 집단의 사회불안을 측정했을 때 자기초점주의 조건 집단의 사회불안이 더 높은 것으로 나타났다. 이를 통해 자신이 경험하고 있는 것이나 자신이 하고 있는 과제에 대해 주의를 집중하는 것은 부정적 평가에 대한 두려움의 변화를 조절하여 사회불안을 낮춘다고 예측할 수 있다.

마음챙김의 비판단적 수용은 좋다 혹은 나

쁘다, 옳다 혹은 그러다, 가치 있다 혹은 가치 없다와 같은 판단을 하지 않는 것이다(Baer et al., 2004). Bohlmeijer 등(2011)은 비판단이 우울 및 불안과 부적상관이 있고, 심리적 안녕과 정적 상관이 있다고 하였다. Herbert와 Cadaciotto(2005)는 일어난 상황에 대한 수용의 정도가 사회불안을 감소시키는 핵심 요인이라고 하였다. 또한 비판단은 일어난 상황에 대한 부정적 반응을 억제하는 것으로 나타났다(Kashdan, Barrios, Forsyth, & Steger, 2006; Roemer et al., 2009). 따라서 자신의 수행에 대해 판단하거나, 부정적으로 평가하거나 해석하지 않고, 비판단적으로 수용하도록 했을 때, 부정적 평가에 대한 두려움이 낮아지고, 사회공포가 낮아진다고 예측할 수 있다.

앞에서 논의된 연구들을 통해 마음챙김 및 마음챙김의 하위요인들이 부정적 평가에 대한 두려움을 조절하여 사회공포를 감소시킨다는 것을 예측할 수 있다. 이에 따라 본 연구에서는 Baer 등(2006)이 분류한 마음챙김의 하위요소인 비자동성, 관찰, 기술, 자각행위, 비판단적 수용이 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포와의 관계를 조절하는지 검증하고자 하였다. 본 연구의 연구모형은 그림 1과 같다.

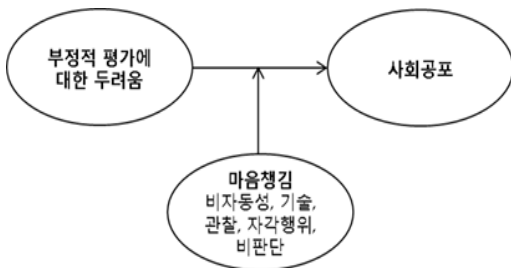


그림 1. 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 마음챙김의 조절효과

방 법

연구대상

연구를 위해 부산 및 경남 지역에 있는 온라인 및 오프라인 대학의 학생들을 대상으로 질문지 검사를 실시하여 임의표집 하였다. 부정적 평가에 대한 두려움 척도, 마음챙김 척도, 사회공포증 척도를 온라인에 탑재하여 학생들이 검사에 참여하도록 하였다. 검사기간은 20일이었고, 총 526명이 설문조사에 참가하였다. 자료 분석 시 타당도 문항(예: ‘일에서 일을 더하면 삼이다.’ ‘동물은 식물을 포함한다’ 등)에서 타당도가 낮게 나온 16명의 자료를 제외하고 총 510명의 자료를 분석하였다. 참가자의 성별 및 연령은 표 1과 같다. 참가자 총 510명 중 남자는 76명, 여자는 434명이었다. 성별 참여 인원의 차이가 커서 성별에 따라 사회공포에 차이가 있는지 알아보기 위해 성별에 따른 사회공포성향의 동질성 검증을 실시하였다. 그 결과 성별에 따른 사회공포의 차이가 유의하지 않은 것으로 나타났다

표 1. 참가자들의 성별 및 연령 분포

구분	세부구분	인원(명)	비율(%)
성별	남	76	14.9
	여	434	85.1
	합계	510	100
연령	20대	73	14.3
	30대	70	13.7
	40대	228	44.7
	50대	126	24.7
	60대	13	2.5
	합계	510	100

($F=3.79$, ns). 참가자들의 평균연령은 38.75세였고, 최소 연령은 20세, 최고 연령은 65세였다. 연령대별로 분류하면, 20대 73명(14.3%), 30대 70명(13.7%), 40대 228명(44.7%), 50대 126명(24.7%), 60대 13명(2.5%)이었다.

연구도구

사회공포증 척도

사회공포증 척도(Social Phobia Scale, 이하 SPS)는 Mattick과 Clarke(1998)가 개발한 것으로 사회적 상황에서 타인이 보는 것으로 인해 일어나는 불안과 발표와 같은 수행을 할 때 일어나는 수행불안을 측정하기 위한 척도이다. 본 연구에서는 김향숙(2001)이 번안하고 타당화한 척도를 사용하였다. 본 척도의 문항은 20 문항이며, 5점(1점: 전혀 그렇지 않다~5점: 매우 그렇다)평정척도이고, 가장 낮은 총점 점수는 20점 가장 높은 총점 점수는 100점으로 평정된다. 김향숙(2001)의 연구에서 본 척도의 4주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .91이었고, 내적 합치도는 .89였다. 본 연구에서의 내적 합치도는 .93이었다.

한국판-부정적 평가에 대한 두려움 척도II

본 척도는 타인의 부정적 평가에 대한 두려움을 측정하는 척도로써, Carleton, McCreary, Norton과 Asmundson(2006)이 개발한 Brief Fear of Negative Evaluation Scale-Revised(BFNE-R)을 홍영근, 문지혜, 조현재(2011)가 타당화한 척도이다. 본 척도는 11문항의 긍정문항으로 구성되어 있으며, 5점(1점: 전혀 그렇지 않다~5점: 매우 그렇다)평정척도이고, 가장 낮은 총점 점수는 11점, 가장 높은 총점 점수는 55점으로 평정된다. 홍영근 등(2011)에서 K-BFNE2의 내

적합치도는 .95였고, 본 연구에서의 내적 합치도는 .96이었다.

마음챙김 척도

마음챙김척도는 마음챙김을 측정하기 위해 자기보고식 척도인 5요인 마음챙김 척도(Five-Factor Mindfulness Questionnaire, 이하 FFMQ)를 사용하였다. Baer 등(2006)이 개발한 FFMQ를 원두리와 김교현(2006)이 번안하여 표준화한 것으로 5개의 하위요인으로 구성되어 있고, 각 하위요인은 비자동성 7문항, 관찰 8문항, 기술 8문항, 자각행위 8문항, 비판단 8문항으로 전체 39문항으로 이루어진 7점 Likert 척도이다. 가장 낮은 총점 점수는 39점, 가장 높은 총점 점수는 273점이다. 원두리, 김교현(2006)의 연구에서 마음챙김척도의 내적합치도(Cronbach's α)는 .90이었으며, 하위척도의 내적합치도 값(Cronbach's α)은 비반응 .88, 관찰 .87, 기술 .86, 자각행위 .87, 비판단 .86이었다. 본 연구에서 마음챙김 척도의 내적합치도(Cronbach's α)는 .96이었고, 비반응 .76, 관찰 .78, 기술 .84, 자각행위 .85, 비판단 .81이었다.

자료처리 및 분석

설문조사를 통해 수집한 자료는 SPSS (Statistical Package for Social Science) 18.0으로 분석하였다. 먼저 부정적 평가에 대한 두려움과 마음챙김의 하위요인들과 사회공포 간의 관계를 알아보기 위해 Pearson의 적률상관분석을 실시하였다. 둘째, 연구대상자의 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포간의 관계에서 부정적 평가에 대한 두려움에 대한 마음챙김의 하위요인들(비자동성, 관찰, 기술, 자각행위, 비판단) 각각의 조절효과를 검증하였다. 조절

효과는 SPSS 18.0과 Hayes(2012)의 PROCESS를 이용해 검정하였다. 조절효과 검증에서는 변수들 간의 다중공선성의 문제가 발생할 수 있으므로 변수들을 평균중심화하여 분석하였다.

결 과

본 연구의 가설을 검증하기에 앞서 분석에 사용된 변수들의 평균, 표준편차, 상관관계를 알아보기 위해 기술통계분석과 상관분석을 실시하였으며, 그 결과는 다음과 같다.

부정적 평가에 대한 두려움, 마음챙김의 하위요인과 사회공포의 상관분석

부정적 평가에 대한 두려움과 마음챙김의 하위요인들(비자동성, 관찰, 기술, 자각행위, 비판단)과 사회공포 간의 관계를 파악하기 위해 상관분석을 실시한 결과는 표 2와 같다.

부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포는 정적상관($r=.66, p<.001$)이 있었다. 즉, 부정적 평가에 대한 두려움이 높아질 때, 사회공포도 높아진다고 할 수 있다. 사회공포와 마음챙김 및 마음챙김의 다섯 가지 하위요인들과 상관관계는 다음과 같이 나타났다. 사회공포와 마음챙김($r=-.50, p<.001$) 비자동성($r=-.28, p<.001$), 기술($r=-.33, p<.001$), 자각행위($r=-.49, p<.001$), 비판단($r=-.33, p<.001$)은 부적 상관이 있는 것으로 나타났고, 관찰($r=-.05, ns$)은 상관이 통계적으로 유의하지 않았다. 즉, 마음챙김 및 마음챙김의 하위요소인 비자동성, 기술, 자각행위, 비판단이 높아질 때, 사회공포는 낮아진다고 할 수 있다. 마지막으로 각 변인에 대한 평균과 표준편차를 제시하였다.

부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 마음챙김의 조절효과

부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의

표 2. 부정적 평가에 대한 두려움, 마음챙김 하위요인, 사회공포의 상관관계(N=510)

	1	2	3	3-1	3-2	3-3	3-4	3-5
1 사회공포	1							
2 부정적 평가에 대한 두려움	.66***	1						
3 마음챙김	-.50***	-.43***	1					
3-1 비자동성	-.28***	-.27***	.74***	1				
3-2 관찰	-.05	-.04	.58***	.50***	1			
3-3 기술	-.33***	-.22***	.73***	.54***	.52***	1		
3-4 자각행위	-.49***	-.48***	.60***	.29***	.02	.28***	1	
3-5 비판단	-.33***	-.32***	.29***	-.10*	-.32***	-.13***	.29***	1
평균	2.00	2.51	4.42	4.33	4.13	4.33	5.16	4.39
표준편차	0.63	0.90	0.55	1.00	1.03	1.11	1.09	1.03

주. * $p<.05$, *** $p<.001$

관계에서 마음챙김 및 마음챙김 하위요인들의 조절효과를 알아보았다.

부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 마음챙김의 조절효과

부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 마음챙김이 조절효과가 있는지 확인하기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다. 1 단계에서 사회공포를 준거변수에 투입하고, 부정적 평가에 대한 두려움은 예측변수에 투입하였다. 2단계에서 예측변수에 마음챙김을 추가하였다. 3단계에서 부정적 평가에 대한 두려움과 마음챙김의 상호작용 변수를 예측변수에 투입하여 위계적 회귀분석을 실시하였다. 그 결과, 1단계에서 사회공포에 대한 부정적 평가에 대한 두려움의 영향은 통계적으로 유의하였다($\beta=.66, p<.001$), 2단계에서 사회공포에 대한 마음챙김의 영향은 통계적으로 유의하였다($\beta=-.26, p<.001$). 3단계에서는 부정적 평가에 대한 두려움과 마음챙김의 상호작용

항이 추가되었을 때, 부정적 평가에 대한 두려움과 마음챙김의 상호작용 효과는 통계적으로 유의하였다($\beta=-.12, p<.001$) 즉, 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 마음챙김의 조절효과는 유의한 것으로 나타났다.

단계별로 예측변수의 증분설명력은 1단계에서는 44%($F=393.72, p<.001$), 2단계에서는 5%로 통계적으로 유의($F=53.01, p<.001$)하였고, 3단계에서는 1%로 통계적으로 유의하였다($F=13.42, p<.001$). 이 결과는 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 마음챙김이 조절효과가 있음을 의미한다.

다음으로 마음챙김의 수준별로 부정적 평가에 대한 두려움이 사회공포에 미치는 영향을 알아보기 위해, Aiken과 West(1991)의 주장에 따라, 조절변인의 특정 값(평균값 및 평균값 ± 1 표준편차)에서 마음챙김의 조절효과를 PROCESS(Hayes, 2012)를 이용하여 분석하였다. 그 결과 표 4와 같이 마음챙김의 수준이 낮은 경우 부정적 평가에 대한 두려움이 사회

표 3. 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 마음챙김의 조절효과(N=510)

모형	준거변수	예측변수	회귀계수		t	R	R ²	ΔR^2	F
			B	β					
1	사회공포	부정적 평가에 대한 두려움(A)	.46	.66	19.84***	.66	.44	.44***	393.72***
2	사회공포	부정적 평가에 대한 두려움(A)	.38	.55	15.55***	.70	.49	.05***	243.56***
		마음챙김(B)	-.29	-.26	-7.28***				
3	사회공포	부정적 평가에 대한 두려움(A)	.37	.53	14.86***	.71	.50	.01***	170.83***
		마음챙김(B)	-.31	-.28	-7.81***				
		A × B	-.14	-.12	-3.66***				

주. ** $p<.01$, *** $p<.001$

표 4. 마음챙김의 수준에 따른 단순회귀선의 유의성 검증(N=510)

		<i>b</i>	β	S.E	<i>t</i>	LLCI(<i>b</i>)	ULCI(<i>b</i>)
마음챙김	-1SD	2.30	.44	.03	15.06***	2.06	2.54
	평균	1.97	.36	.02	14.85***	1.80	2.14
	+1SD	1.64	.28	.03	8.26***	1.54	1.74

주. *** $p < .001$

공포에 미치는 영향이 통계적으로 유의하였 고($t=15.06, p<.001$), 평균수준에서도 부정적 평가에 대한 두려움이 사회공포에 미치는 영향이 통계적으로 유의하였다($t=14.85, p<.001$). 마음챙김의 수준이 높은 경우에서도 부정적 평가에 대한 두려움이 사회공포에 미치는 영향이 통계적으로 유의하였다($t=8.26, p<.001$). 이는 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포와의 관계는 마음챙김의 수준에 따라 유의하게 달라짐을 의미하며, 마음챙김의 조절효과가 있다고 할 수 있다.

부정적 평가에 대한 두려움과 마음챙김의 상호작용 양상을 확인하기 위해, Aiken과 West (1991)의 방법을 적용하여 상호작용 회귀선을 작성하였다. 그 결과는 그림 2와 같다.

그림 2와 같이 부정적 평가에 대한 두려움의 수준이 낮을 때, 마음챙김의 수준이 낮은 조건에서 사회공포의 평균은 1.64로 나타났고, 마음챙김의 수준이 높은 조건에서 사회공포의 평균은 2.30로 나타났다. 부정적 평가에 대한 두려움의 수준이 높을 때, 마음챙김의 수준이 낮은 집단에서 사회공포의 평균은 2.54로 나타났고, 마음챙김의 수준이 높은 집단에서 사회공포의 평균은 1.74로 나타났다. 결과적으로는 부정적 평가에 대한 두려움의 수준이 높은 집단에서, 마음챙김에 따른 사회공포의 차이가 상대적으로 큰 것으로 나타났고, 마음챙김이 높을 때, 사회공포가 더 낮은 것으로 나타났다.

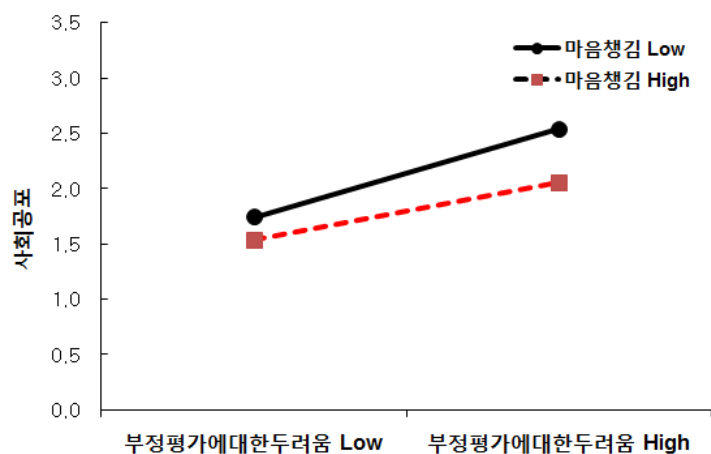


그림 2. 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 마음챙김의 조절효과

부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 마음챙김 비자동성의 조절효과

부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 마음챙김의 하위요인인 비자동성이 부정적 평가에 대한 두려움을 조절하는지 확인하기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다. 1 단계에서 사회공포를 준거변수에 투입하고, 부정적 평가에 대한 두려움은 예측변수에 투입하였다. 2단계에서 예측변수에 비자동성을 추가하였다. 3단계에서 부정적 평가에 대한 두려움과 비자동성의 상호작용 변수를 예측변수에 투입하여 위계적 회귀분석을 실시하였다. 그 결과는 1단계에서 사회공포에 대한 부정적 평가에 대한 두려움의 영향은 통계적으로 유의하였다($\beta=.66, p<.001$), 2단계에서 사회공포에 대한 비자동성의 영향은 통계적으로 유의하였다($\beta=-.11, p<.001$). 3단계에서는 부정적 평가에 대한 두려움과 비자동성의 상호작용 항이 추가되었을 때, 부정적 평가에 대한 두려움과 비자동성의 상호작용 효과는 통계적으로

로 유의하였다($\beta=-.11, p<.01$). 즉, 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 마음챙김의 비자동성의 조절효과는 유의한 것으로 나타났다.

단계별로 예측변수의 증분설명력은 1단계에서는 44%($F=393.72, p<.001$), 2단계에서는 5%로 통계적으로 유의($F=11.16, p<.01$)하였고, 3단계에서는 1%로 통계적으로 유의하였다($F=10.67, p<.01$). 이 결과는 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 비자동성의 조절효과가 있음을 의미한다.

다음으로 비자동성의 수준별로 부정적 평가에 대한 두려움이 사회공포에 미치는 영향을 알아보기 위해, Aiken과 West(1991)의 주장에 따라, 조절변인의 특정 값(평균값 및 평균값 ± 1 표준편차)에서 비자동성의 조절효과를 PROCESS(Hayes, 2012)를 이용하여 분석하였다. 그 결과 표 6과 같이 비자동성의 수준이 낮은 경우 부정적 평가에 대한 두려움이 사회공포에 미치는 영향이 통계적으로 유의하였고

표 5. 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 비자동성의 조절효과($N=510$)

모형	준거변수	예측변수	회귀계수		t	R	R ²	ΔR^2	F
			B	β					
1	사회공포	부정적 평가에 대한 두려움(A)	.46	.66	19.84***	.66	.44	.44***	393.72***
2	사회공포	부정적 평가에 대한 두려움(A)	.44	.63	18.40***	.67	.45	.01**	206.38***
		비자동성(B)	-.07	-.11	-3.34**				
3	사회공포	부정적 평가에 대한 두려움(A)	.43	.62	18.10***	.68	.46	.01**	143.76**
		비자동성(B)	.09	.13	-3.80***				
		A × B	-.07	-.11	-3.27**				

주. ** $p<.01$, *** $p<.001$

표 6. 비자동성의 수준에 따른 단순회귀선의 유의성 검증(N=510)

		<i>b</i>	β	S.E	<i>t</i>	LLCI(<i>b</i>)	ULCI(<i>b</i>)
비자동성	-1SD	2.06	.50	.03	14.99***	1.61	2.51
	평균	1.98	.43	.02	18.46***	1.60	2.37
	+1SD	1.90	.36	.03	10.76***	1.58	2.22

주. *** $p < .001$

($t=14.99, p < .001$), 평균수준에서도 부정적 평가에 대한 두려움이 사회공포에 미치는 영향이 통계적으로 유의하였다($t=18.46, p < .001$). 비자동성의 수준이 높은 경우에서도 부정적 평가에 대한 두려움이 사회공포에 미치는 영향이 통계적으로 유의하였다($t=10.76, p < .001$). 이는 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계는 비자동성의 수준에 따라 유의하게 달라짐을 의미하며, 비자동성의 조절효과가 있다고 할 수 있다.

부정적 평가에 대한 두려움과 마음챙김의 비자동성의 상호작용의 양상을 확인하기 위해, Aiken과 West(1991)의 방법을 적용하여 상호작용 회귀선을 작성하였다. 그 결과는 그림 3과 같다.

그림 3과 같이 부정적 평가에 대한 두려움의 수준이 낮을 때, 비자동성의 수준이 낮은 조건에서 사회공포의 평균은 1.61로 나타났고, 비자동성의 수준이 높은 조건에서 사회공포의 평균은 1.58로 나타났다. 부정적 평가에 대한 두려움의 수준이 높을 때, 비자동성의 수준이 낮은 집단에서 사회공포의 평균은 2.51로 나타났고, 비자동성의 수준이 높은 집단에서 사회공포의 평균은 2.22로 나타났다. 결과적으로는 부정적 평가에 대한 두려움의 수준이 높은 집단에서, 비자동성에 따른 사회공포의 차이가 상대적으로 큰 것으로 나타났고, 비자동성이 높을 때, 사회공포가 더 낮은 것으로 나타났다.

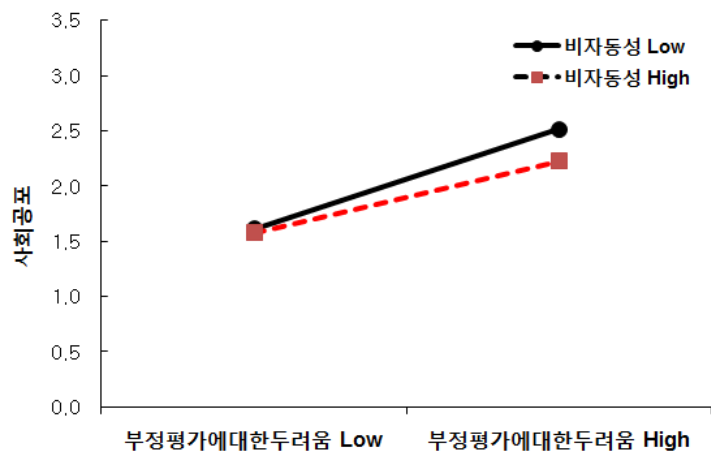


그림 3. 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 비자동성의 조절효과

부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 관찰의 조절효과

부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 관찰의 조절효과를 알아보기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다. 이를 위해 1 단계에서 사회공포를 준거변수에 투입하고, 부정적 평가에 대한 두려움을 예측변수에 투입하였다. 2단계에서 예측변수에 관찰을 추가하였다. 3단계에서 부정적 평가에 대한 두려움과 관찰의 상호작용 변수를 예측변수에 투입하여 위계적 회귀분석을 실시하였다. 그 결과, 1단계에서 사회공포에 대한 부정적 평가에 대한 두려움의 영향은 통계적으로 유의한 것으로 나타났다($\beta=.66, p<.001$), 2단계에서 사회공포에 대한 관찰의 영향은 통계적으로 유의하지 않았다($\beta=-.02, ns$). 3단계에서는 부정적 평가에 대한 두려움과 관찰의 상호작용 항이 추가되었을 때, 부정적 평가에 대한 두려움과 관찰의 상호작용 효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다($\beta=-.06, ns$). 즉, 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포와의 관계에서 관찰의 조절효과는 유의하지 않았다.

부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 기술의 조절효과

부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 기술이 부정적 평가에 대한 두려움을 조절하는지 알아보기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다. 이를 위해 1단계에서 사회공포를 준거변수에 투입하고, 부정적 평가에 대한 두려움을 예측변수에 투입하였다. 2단계에서 예측변수에 기술을 추가하였다. 3단계에서 부정적 평가에 대한 두려움과 기술의 상호작용 변수를 예측변수에 투입하여 위계적 회귀분석을 실시하였다. 그 결과는 표 8과 같다. 1단계에서 부정적 평가에 대한 두려움이 사회공포에 미치는 영향은 통계적으로 유의하였으며($\beta=.66, p<.001$), 2단계에서 기술이 사회공포에 미치는 영향도 통계적으로 유의하였다($\beta=-.20, p<.001$). 3단계에서 부정적 평가에 대한 두려움과 기술의 상호작용 항이 추가되었을 때, 부정적 평가에 대한 두려움과 기술의 상호작용 효과가 통계적으로 유의하였다($\beta=-.09, p<.01$).

단계별로 예측변수의 증분설명력은 1단계에서는 44%($F=393.72, p<.001$), 2단계에서는 4%

표 7. 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 관찰의 조절효과(N=510)

모형	준거변수	예측변수	회귀계수		t	R	R ²	ΔR^2	F
			B	β					
1	사회공포	부정평가(A)	.46	.66	19.84***	.66	.44	.44***	393.72***
		관찰(B)	-.01	-.02	-0.70	.66	.44	.00	196.91***
2	사회공포	부정평가(A)	.46	.66	19.79***	.66	.44	.00	196.91***
		관찰(B)	-.01	-.02	-0.70	.66	.44	.00	196.91***
3	사회공포	부정평가(A)	.46	.66	19.86***	.66	.44	.00	133.00***
		관찰(B)	-.02	-.04	-1.09	.66	.44	.00	133.00***
		A × B	-.04	-.06	-1.80				

주. *** $p<.001$

표 8. 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 기술의 조절효과(N=510)

모형	준거변수	예측변수	회귀계수		t	R	R ²	ΔR ²	F
			B	β					
1	사회공포	부정평가(A)	.46	.66	19.84***	.66	.44	.44***	393.72***
2	사회공포	부정평가(A)	.43	.62	18.73***	.69	.47	.04**	227.95***
		기술(B)	-.11	-.20	-5.96***				
3	사회공포	부정평가(A)	.41	.59	16.71***	.69	.48	.01**	156.34***
		기술(B)	-.12	-.21	-6.33***				
		A × B	-.05	-.09	-2.72**				

주. ** $p < .01$, *** $p < .001$

로 통계적으로 유의($F=35.46, p < .001$)하였고, 3단계에서는 1%로 통계적으로 유의하였다($F=7.38, p < .01$). 이 결과는 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 마음챙김의 하위요소인 기술이 조절효과가 있음을 의미한다.

다음으로 조절변수인 기술의 각 수준에서 부정적 평가에 대한 두려움이 사회공포에 미치는 영향을 설명하기 위해, Aiken과 West(1991)의 논리에 따라, 조절변인의 특정 값(평균값 및 평균값 ± 1 표준편차)에서의 조절효과를 PROCESS(Hayes, 2012)를 이용하여 분석하였다. 그 결과 표 9와 같이 기술의 수준이 낮은 경우 부정적 평가에 대한 두려움이 사회공포에 미치는 영향이 통계적으로 유의하였고

($t=15.74, p < .001$), 평균수준에서도 부정적 평가에 대한 두려움이 사회공포에 미치는 영향이 통계적으로 유의하였다($t=19.62, p < .001$). 기술의 수준이 높은 경우에서도 부정적 평가에 대한 두려움이 사회공포에 미치는 영향이 통계적으로 유의하였다($t=13.75, p < .001$). 이는 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포와의 관계는 기술의 수준에 따라 유의하게 달라짐을 의미하며, 기술의 조절효과가 있다고 할 수 있다.

마지막으로 부정적 평가에 대한 두려움과 기술의 상호작용의 양상을 확인하기 위해, Aiken과 West(1991)의 방법을 적용하여 상호작용 회귀선을 작성하였다. 그 결과는 그림 4와 같다.

표 9. 기술의 수준에 따른 단순회귀선의 유의성 검증(N=510)

		b	β	S.E	t	LLCI(b)	ULCI(b)
기술	-1SD	2.12	.45	.03	15.74***	1.69	2.55
	평균	1.99	.43	.02	19.62***	1.61	2.37
	+1SD	1.87	.41	.03	13.75***	1.53	2.19

주. *** $p < .001$

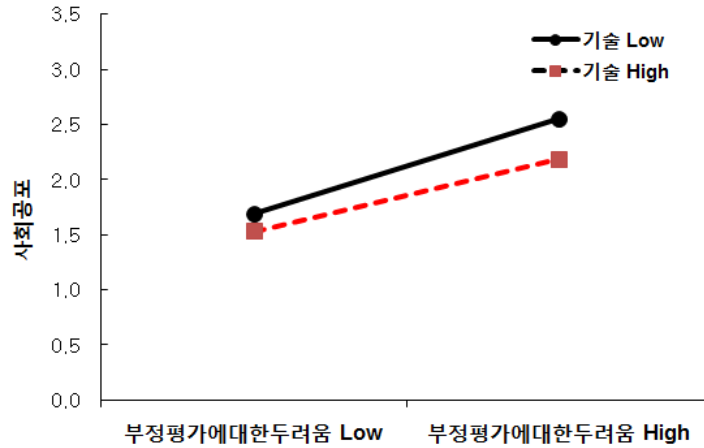


그림 4. 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 기술의 조절효과

그림 4에 나타난 바와 같이 부정적 평가에 대한 두려움이 낮은 집단에서, 기술의 수준이 낮을 때, 사회공포의 평균은 1.69, 기술의 수준이 높을 때, 사회공포의 평균은 1.53, 부정적 평가에 대한 두려움이 높은 집단에서 기술의 수준이 낮은 집단의 평균은 2.55, 기술의 수준이 높은 집단에서 사회공포의 평균은 2.19로 나타났다. 결과적으로 부정적 평가에 대한 두려움이 높은 집단에서 기술에 따른 사회공포의 차이가 상대적으로 큰 것으로 나타났고,

기술이 높을 경우 사회공포가 더 낮은 것으로 나타났다.

부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 자각행위의 조절효과

부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 마음챙김의 하위요인인 자각행위의 조절효과를 알아보기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다. 이를 위해 1단계에서 사회공포를 준거변수에 투입하고, 부정적 평가에 대한 두

표 10. 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 자각행위의 조절효과(N=510)

모형	준거변수	예측변수	회귀계수		t	R	R ²	ΔR ²	F
			B	β					
1	사회공포	부정평가(A)	.46	.66	19.84***	.66	.44	.44***	393.72***
2	사회공포	부정평가(A)	.38	.55	15.05***	.69	.48	.04**	230.44***
		자각행위(B)	-.13	-.23	-6.19***				
3	사회공포	부정평가(A)	.39	.56	14.14***	.69	.48	.00	153.45***
		자각행위(B)	-.13	-.23	-6.06				
		A × B	-.01	-.02	-0.45				

주. ** p<.01, *** p<.001

려움을 예측변수에 투입하였다. 2단계에서 예측변수에 자각행위를 추가하였다. 3단계에서 부정적 평가에 대한 두려움과 자각행위의 상호작용 변수를 예측변수에 투입하여 위계적 회귀분석을 실시하였다. 그 결과, 1단계에서 사회공포에 대한 부정적 평가에 대한 두려움의 영향은 통계적으로 유의한 것으로 나타났다($\beta=.66, p<.001$), 2단계에서 사회공포에 대한 자각행위의 영향도 통계적으로 유의한 것으로 나타났다($\beta=-.23, p<.001$). 그러나 3단계에서는 부정적 평가에 대한 두려움과 자각행위의 상호작용 항이 추가되었을 때, 부정적 평가에 대한 두려움과 자각행위의 상호작용 효과가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다($\beta=-.02, ns$). 즉, 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포와의 관계에서 마음챙김의 자각행위 요인의 조절효과는 유의하지 않았다.

부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 비판단의 조절효과

부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 마음챙김의 하위요인인 비판단의 조

절효과를 알아보기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다. 이를 위해 1단계에서 사회공포를 준거변수에 투입하고, 부정적 평가에 대한 두려움을 예측변수에 투입하였다. 2단계에서 예측변수에 비판단을 추가하였다. 3단계에서 부정적 평가에 대한 두려움과 비판단의 상호작용 변수를 예측변수에 투입하여 위계적 회귀 분석을 실시하였다. 그 결과, 1단계에서 사회공포에 대한 부정적 평가에 대한 두려움의 영향은 통계적으로 유의한 것으로 나타났다($\beta=.66, p<.001$), 2단계에서 사회공포에 대한 비판단의 영향도 통계적으로 유의한 것으로 나타났다($\beta=-.03, ns$). 그러나 3단계에서는 부정적 평가에 대한 두려움과 비판단의 상호작용 항이 추가되었을 때, 부정적 평가에 대한 두려움과 비판단의 상호작용 효과가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다($\beta=-.10, p=.55$). 즉, 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포와의 관계에서 마음챙김의 비판단의 조절효과는 유의하지 않았다.

표 11. 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 비판단의 조절효과(N=510)

모형	준거변수	예측변수	회귀계수		t	R	R ²	ΔR ²	F
			B	β					
1	사회공포	부정평가(A)	.46	.66	19.84***	.66	.44	.44***	393.72***
		비판단(B)	-.08	-.13	-3.84***	.67	.45	.01**	209.56***
3	사회공포	부정평가(A)	.43	.61	17.45***	.67	.45	.00	139.79***
		비판단(B)	-.08	-.14	-3.9***				
		A × B	-.02	-.03	-0.77				

주. ** $p<.01$, *** $p<.001$

결론 및 제언

본 연구에서는 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 마음챙김 및 마음챙김의 하위요인들이 조절효과가 있는지 살펴보았다. 먼저 부정적 평가에 대한 두려움, 마음챙김, 사회공포의 상관분석 결과 부정적 평가에 대한 두려움은 사회공포와 정적 관계가 있는 것으로 나타났다. 즉, 부정적 평가에 대한 두려움이 높을 때, 사회공포가 높아진다고 볼 수 있다. 이 결과는 부정적 평가에 대한 두려움이 사회공포와 관련이 있다는 Clark와 Wells(1995)의 사회공포의 인지모형 및 Rapee와 Heimberg(1997)의 사회공포의 인지모형과 일치하는 연구결과라 할 수 있다. 부정적 평가에 대한 두려움과 마음챙김 하위요인의 상관관계에 대한 분석에서 비자동성, 기술, 자각행위, 비판단은 부적상관이 있는 것으로 나타났고, 관찰은 상관이 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 부정적 평가에 대한 두려움이 높을 때, 마음챙김의 하위요인 중 비자동성, 기술, 자각행위, 비판단이 낮게 나타나거나, 부정적 평가에 대한 두려움이 낮을 때, 비자동성, 기술, 자각행위, 비판단이 높게 나타난다고 볼 수 있다.

부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포와의 관계에서 마음챙김의 조절효과를 살펴본 결과는 다음과 같다. 먼저, 마음챙김의 조절효과는 유의한 것으로 나타났다. 부정적 평가에 대한 두려움이 높은 집단에서 마음챙김의 수준이 높은 사람들의 사회공포가 더 낮은 것으로 나타났다. 이는 부정적 평가에 대한 두려움이 높은 경우 마음챙김을 높게 함으로써 사회공포를 낮출 수 있다는 것을 시사한다. 이러한 결과는 마음챙김이 사회공포를 낮춘다는 연구

(김미정, 2008; Gross & Gabrieli, 2001)와 일치하는 결과라 할 수 있다. 또한, 마음챙김이 역기능적 초점주의를 조절하여 사회불안을 낮춘다는 이가영(2012)의 연구 결과 및 마음챙김 명상집단이 여대생의 사회불안을 완화한다는 이선호(2017)의 연구결과와 일치하는 연구결과라 할 수 있다. 이러한 결과에 따라, 마음챙김의 조절효과가 어떤 하위요인으로 인해 일어났는지 살펴보기 위해 하위 요인들에 대한 조절효과분석을 실시하였다.

첫째, 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 마음챙김의 비자동성의 조절효과는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, 부정적 평가에 대한 두려움이 낮은 집단과 높은 집단 모두에서 비자동성이 높을 때 사회공포가 더 낮게 나타났다. 그러나 부정적 평가에 대한 두려움의 수준이 낮은 집단보다 높은 집단에서, 비자동성에 따른 사회공포의 차이가 상대적으로 크게 나타났다. 이 결과는 부정적 사회적 단서에 대한 과각성이 사회공포를 유발하고, 마음챙김이 과각성을 감소시켜 사회공포를 낮춘다는 Bogels와 Mansell(2004)의 연구와 일치하는 결과라 할 수 있고, 마음챙김의 하위요소인 비반응적 사고가 부정적 반응을 억제하여 사회공포를 경감시킨다는 연구(Kashdan et al., 2006; Roemer et al., 2009)들과 일치하는 연구결과라 할 수 있다. 즉, 부정적 평가가 높은 집단에서 비자동성이 높은 집단의 사회공포가 더 낮은 것으로 나타났다. 이 연구 결과를 통해 부정적 평가에 대한 두려움이 높은 집단에서 마음챙김의 비자동성이 부정적 평가에 대한 두려움을 조절하여 사회공포를 낮춘다고 할 수 있다. 또한, 사회적 상황에서 부정적 평가에 대한 두려움이 일어날 때, 그 두려움에 대해서 즉각적 반사적으로 반응

하지 않고, 두려운 생각이나 느낌을 자연스럽게 받아들이고, 사라지도록 두는 것이 사회공포를 감소시키는 데 효과적이라는 것을 보여 준다.

둘째, 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포와의 관계에서 관찰의 조절효과는 유의하지 않았다. 이러한 결과는 신경학적으로 자기-관찰이 이전에 학습된 경로에서 벗어나게 하고, 새로운 경로를 형성하여 심리적 안정을 갖게 한다는 Siegel(2007)의 주장과는 불일치하는 연구결과이다. 본 연구에서 마음챙김의 기술에서 조절효과가 나타난 것과 함께, 현재 순간에 일어나는 내적 경험을 관찰하고 기술하는 것이 부정 정서를 감소시키고 긍정 정서를 증가시킨다는 연구 결과(Watkins & Teasdale, 2004)를 바탕으로 보면, 관찰한 것에 기술이 더해졌을 때 부정적 평가에 대한 두려움의 변화가 일어나지 않는지 추측해 볼 수 있다. 추후 연구에서는 관찰이나 주의를 주요변인으로 하는 다른 척도를 사용하거나, 주의 관찰을 유도하는 실험연구를 통해 관찰과 사회공포의 관련성을 재확인 할 필요가 있을 것으로 보인다.

셋째, 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 마음챙김의 기술의 조절효과는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, 부정적 평가에 대한 두려움이 낮은 집단과 높은 집단에서 마음챙김의 기술이 높을 때 사회공포가 더 낮은 것으로 나타났다. 그러나 부정적 평가에 대한 두려움의 수준이 낮은 집단보다 높은 집단에서, 기술에 따른 사회공포의 차이가 상대적으로 크게 나타났다. 이 연구결과는 발표불안을 가지고 있는 사람들을 대상으로 정서에 대해 말하게 한 Niles와 Craske, Lieberman, Hur(2015)의 연구결과와 일치하고,

자신의 정서에 대해서 표현하는 정서명명이 사회불안 성향 대학생의 발표불안을 감소시킨다는 안다영(2017)의 연구와 일치하는 결과이다. 이 결과를 통해 부정적 평가에 대한 두려움이 낮은 집단보다 높은 집단에서 마음챙김의 기술이 부정적 평가에 대한 두려움을 조절하여 사회공포를 낮추는 데 더 큰 영향을 미친다고 할 수 있다. 이 결과는 사회적 상황에서 부정적 평가에 대한 두려움이 일어날 때, 어떤 생각이나 느낌이 나타나고 있는지 알아차리고 그것을 단순히 기술하는 것만으로도 부정적 평가에 대한 두려움이 낮아지고 사회공포가 감소한다는 것을 함의한다.

넷째, 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포의 관계에서 자각행위의 조절효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. Zou 등(2007)의 연구에 의하면, 자기초점주의 보다 과제초점주의에서 사회불안이 낮아지는 것으로 나타났고, 이는 사회불안이 있는 사람들이 자신이 하고 있는 일에 초점을 집중하여 일할 경우, 사회불안이 낮아진다고 볼 수 있다. 그러나 본 연구의 결과는 Zou 등(2007)의 연구결과와는 일치하지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 Zou 등(2007)의 연구가 실험연구인 것과 달리, 본 연구는 자기보고식 설문조사 연구이므로 자신의 행동에 완전히 참여하는 자각행위에 대한 자료의 타당성에 문제가 있을 것으로 보이며, 추후 연구에서는 자각행위와 관련된 다른 척도를 사용하거나, 자신의 행동에 완전히 참여하도록 하는 실험을 통해 자각행위의 영향을 검증해 볼 필요가 있을 것으로 보인다.

다섯째, 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포와의 관계에서 비판단의 조절효과는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 부정적 평가

에 대한 두려움이 높은 사람들에게서 비판단의 효과가 더 높게 나타나지 않았다는 것을 보여준다. 이는 마음챙김의 하위요소에 속하는 비판단, 수용은 부정적 반추를 억제하여 사회공포를 낮춘다는 연구(Kashdan et al., 2006; Roemer et al., 2009)와 사회공포에 대한 마음챙김과 수용기반 관점에 대한 연구에서 비판단이 사회공포를 낮춘다는 Herbert와 Cardaciotto (2005)의 연구결과와는 다른 결과라 할 수 있다. 이러한 결과는 Herbert와 Cardaciotto(2005)의 연구나 Kashdan 등(2006)의 연구와 달리 본 연구가 자기보고식 설문조사 연구이므로 자신의 행동이나 생각, 느낌에 대해서 가치판단하지 않는 비판단에 대한 자료의 타당성의 문제를 고려해 볼 필요가 있을 것으로 보이며, 추후 연구에서는 비판단을 하위요인으로 하는 다른 척도를 사용하거나, 비판단을 유도하는 실험 연구를 통해 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포, 비판단의 관계를 검증해 볼 필요가 있을 것으로 보인다.

본 연구의 결과는 마음챙김은 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포와의 관계에서 조절효과가 있고, 특히 마음챙김의 하위요인 중 비자동성과 기술이 조절효과가 있는 것으로 나타났다. 본 연구는 상담장면에서 사회공포 성향이 있는 사람들을 상담을 구성할 경우, 마음챙김의 비자동성과 기술에 초점을 두어 개입하는 것이 사회공포를 완화하는 데 효과적이라는 것을 시사한다. 비자동성은 일어나는 생각이나 느낌에 즉각적 혹은 반사적으로 반응하지 않고, 그 생각이나 느낌이 일어나고 사라지는 것을 자연스럽게 두는 것을 말한다(Baer et al., 2006). 사회공포증이 있는 사람들은 자신에 대한 부정적 표상과 타인의 부정적 평가에 대한 염려를 늘 가지고 있고, 사회적

상황에서 타인의 부정적 평가와 그로 인한 부정적 결과에 대해 염려한다. 또 그 생각과 느낌을 두려워하는 경향이 있다. 따라서 일어나는 생각과 느낌에 대해 즉각적 반사적 두려움을 가지는 것이 아니라, 자연스럽게 들어오고 사라지는 것임을 인식하게 함으로써 사회공포를 낮출 수 있을 것이다. 또한 기술한다는 것은 사회적 상황에서 일어나는 느낌이나 생각을 말로 표현하거나 이름을 붙이는 것이다(Baer et al., 2006). 이렇게 내적 경험에 이름을 붙이는 것은 반추의 부적응적 특징이라고 할 수 있는 정교화, 반복, 분석적 처리를 막는 경향이 있다(Baer, 2009). 사회공포는 사후 반추가 큰 영향을 미치므로, 기술을 통해 사후 반추를 막음으로써 사회공포의 증상을 낮출 수 있을 것으로 보인다. 또한, 사회공포증이 있는 사람들은 사람은 신체의 각성이나 정서를 과도하게 해석하는 경향이 있으므로(Clark & Wells, 1995) 명확한 기술을 통해 부정적 평가에 대한 두려움을 낮추고, 사회공포를 완화하도록 할 수 있을 것이다.

마지막으로, 본 연구의 제한점 및 본 연구의 주제와 관련 있는 연구를 위한 제안점은 다음과 같다. 우선 연구대상이 부산 및 경남 지역에 위치하고 있는 학생들이어서 본 연구의 결과를 국내의 모집단에 일반화하는 데는 한계가 있을 것으로 보인다. 둘째, 사회공포증 환자를 대상으로 한 것이 아니라, 일반대학생들을 연구 대상으로 하였기 때문에, 사회공포증 환자들에게 본 연구의 결과를 일반화하는 것에는 한계가 있는 것으로 보인다. 추후 연구에서는 사회공포증이 있는 사람들을 연구 대상으로 동일한 연구방법을 적용하여 그 결과를 확인해 볼 필요가 있을 것으로 보인다. 셋째, 본 연구에서는 20대에서 60대를 대상으

로 연구를 하였고, 각 연령대별로 살펴보지 않았다. 추후 연구에서는 연령별로 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포와의 관계에서 마음챙김의 조절효과가 어떻게 나타나는지 검증해 볼 필요가 있을 것이다. 넷째, 연구 대상자가 성실하게 질문지에 답했는지 확인하기 위해 타당도 문항을 추가하여 적합하지 않은 자료를 결과분석에서 제외하긴 했지만, 자기보고식 설문조사를 통해 수집된 자료는 연구 대상자의 주관성이 개입될 수 있으므로, 추후 연구에서는 주관성을 배제할 수 있는 연구설계를 통해 변수 간 관계를 검증해 볼 필요가 있다. 다섯째, 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포와의 관계에서 마음챙김의 조절효과가 있었고, 마음챙김의 하위요인인 비자동성과 기술의 조절효과가 있었지만, 추가적 설명력이 매우 적게 나타나 추후 연구에서 척도를 선택할 때 이런 결과를 고려할 필요가 있을 것으로 보인다. 조절효과가 마지막으로 조절변수인 마음챙김의 하위 요인을 Baer 등(2006)이 분류한 하위요인 외의 다른 하위요인을 선정하여 그 조절효과를 확인해 볼 필요가 있을 것으로 보인다.

참고문헌

김미정 (2008). 한국형 마음챙김 명상에 기반한 스트레스 감소 프로그램이 대학생의 발표불안에 미치는 영향. 영남대학교 석사학위논문.
김향숙 (2001). 사회공포증 하위유형의 기억편향. 서울대학교 석사학위논문.
박성현 (2006). 마음챙김 척도 개발. 가톨릭대학교 박사학위논문.

안다영 (2017). 정서명명(Affect labeling)이 사회불안 성향 대학생의 발표불안 감소에 미치는 효과. 전남대학교 석사학위논문.
원두리, 김교헌 (2006). 한국판 5요인 마음챙김 척도의 타당화 연구. 한국심리학회지: 건강, 11(4), 871-886.
이가영 (2012). 마음챙김이 사회불안과 사후반추에 미치는 영향. 아주대학교 석사학위논문.
이선호 (2017). 마음챙김 명상이 여대생의 사회불안에 미치는 영향. 덕성여자대학교 석사학위논문.
홍영근, 문지혜, 조현재 (2011). 한국판-부정적 평가에 대한 두려움 척도Ⅱ 타당화 연구. 한국심리학회지: 일반, 30(1), 117-134.
홍영근, 이경숙 (2013). 사회공포 및 사회불안 관련 변인에 관한 메타분석: 2011년에서 2013년 연구를 중심으로. 정서·행동장애 연구, 29(4), 295-310.
홍진표 (2017). 2016년도 정신질환실태 역학조사. 삼성서울병원.
Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*(pp. 50-52). Thousand Oaks, CA: Sage.
American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (5th ed.)*(pp. 202-207). Washington, DC: Author.
Baer, R. A. (2009). Self-focused attention and mechanisms of change in mindfulness-based treatment, *Cognitive Behaviour Therapy*, 38(1), 15-20.
Baer, R. A., Smith, G. T., & Allen, K. B. (2004). Assessment of mindfulness by self-report: The kentucky inventor of mindfulness skills. *Assessment*, 13(1), 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*(1), 27-45.
- Baer, R. A., Smith, G. T., Lykins, E., Button, D., Krietemeyer, J., Sauer, S., & Williams, J. M. G. (2008). Construct validity of the five facet mindfulness questionnaire in meditating and nonmeditating samples. *Assessment, 15*(3), 329-342.
- Bogels, S. M., & Mansell, W. (2004). Attention processes in the maintenance and treatment of social phobia: Hypervigilance, avoidance and self-focused attention. *Clinical Psychology Review, 24*(7), 827-856.
- Bohlmeijer, E., ten Klooster, P. M., Fledderus, M., Veehof, M., & Baer, R. (2011). Psychometric properties of the five facet mindfulness questionnaire in depressed adults and development of a short form. *Assessment, 18*(3), 308-320.
- 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*(4), 822-848.
- Brown, K. W., Ryan, R. M., & Creswell, J. D. (2007). Mindfulness: Theoretical foundations and evidence for its salutary effects. *Psychological Inquiry, 18*(4), 211-237
- Buchheld, N., Grossman, P., & Walach, H. (2001). Measuring mindfulness in insight meditation and meditation-based psychotherapy: The development of the freiburg mindfulness inventory (FMI). *Journal for Meditation and Meditation Research, 1*(1), 11-34.
- Carleton, R. N., McCreary, D., Norton, P. J., & Asmundson, G. J. G. (2006). *The Brief Fear of Negative Evaluation Scale, Revised. Depression & Anxiety, 23*(5), 297-303.
- Carver, C. S., & Scheier, M. F. (1982). Control theory: A useful conceptual framework for personality-social, clinical, and health psychology. *Psychological Bulletin, 92*(1), 11-135.
- Chadwick, P., Hember, M., Symes, J., Peters, E., Kuipers, E., & Dagnan, D. (2008). Responding mindfully to unpleasant thoughts and images: reliability and validity of the Southampton mindfulness questionnaire(SMQ). *British Journal of Clinical Psychology, 47*(4), 451-455.
- Clark, B. M., & Wells, A. (1995). A cognitive model of social phobia. In R. G. Heimberg, M. R. Liebowitz, D. A. Hope, & F. F. Schneier(Eds.), *Social phobia: Diagnosis, assessment and treatment*(pp. 69-93). New York, London: The Guilford Press.
- Dimidjian, S., & Linehan, M. M. (2003). Defining and agenda for future research on the clinical application of mindfulness practice. *Clinical Psychology: Science and Practice, 10*(2), 166-171.
- Feldman, G. C., Hayes, A. M., Kumar, S. M., Greeson, J. M., & Laurenceau, J. P. (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*(3), 177-190
- Goldstein, L. (2002). *One Dharma: The emerging western buddhism*. San Francisco: Harper Collins.
- Gross, J., & Gabrieli, J. (2001). Mindfulness

- meditation research findings. <http://www-psych.stanford.edu/~pgoldin/Buddhism/MindfulnessMeditationSummary.Doc>
- Haikal, M., Hong, R. Y. (2010). The effects of social evaluation and looming threat on self-attentional biases and social anxiety. *Journal of Anxiety Disorders, 24*(3), 345-352.
- Hambrick, J., Turk, C., Heimberg, R., Schneier, F., & Liebowitz, M. (2003). The experience of disability and quality of life in social anxiety disorder. *Depression and Anxiety, 18*(1), 46-50.
- Hanh, T. N. (1976). *Miracle of mindfulness*. Boston: Beacon.
- Hayes, A. F. (2012). *Process: A versatile computational tool for observed variable mediation, moderation, and conditional process modeling*. Retrieved from <http://www.afhayes.com/public/process2012.pdf> (2013.9.1. download).
- Heimberg, R. G., Hope, D. A., Rapee, R. M., & Brunch, M. A. (1988). The validity of the social avoidance and distress scale and the fear of negative evaluation scale with social phobic patients. *Behaviour Research and Therapy, 26*(5), 407-410.
- Hayes, S. C. (1994). *Content, context, and types of psychological acceptance*. In S. C. Hayes, N. S. Jacobson, V. M. Follette, & M. J. Dougher (Eds.), *Acceptance and change: Content and context in psychotherapy* (pp. 13-32). Reno, NV: Context Press.
- Herbert, J. D., & Cardaciotto, L. (2005). *An acceptance and mindfulness-based perspective on social anxiety disorder*. In S. M. Orsillo & L. Roemer (Eds.), *Acceptance and mindfulness based approaches to anxiety: Conceptualization and treatment* (pp. 189-212). New York: Springer.
- Kabat-Zinn, J. (1990). *Full catastrophe living: Using the wisdom of your body and mind to stress, pain and illness* (pp. 61-72). Delacourt, New York: Delacorte Press.
- Kashdan, T. B., Barrios, V., Forsyth, J. P., & Steger, M. F. (2006). Experiential avoidance as a generalized psychological vulnerability: Comparisons with coping and emotion regulation strategies. *Behaviour Research and Therapy, 44*(9), 1301-1320.
- Katzelnick, D. J., Kobak, K. A., DeLeire, T., Henk, H. J., Greist, J. H., Davidson, J., Schneier, F. R., Stein, M. B., & Helstad, C. P. (2001). Impact of generalized social anxiety disorder in managed care. *The American Journal of Psychiatry, 158*(12), 1999-2007.
- Kessler, R. C., Berglund, P., Demler, O., Jin, R., & Walters, E. E. (2005). Lifetime prevalence and age-of-onset distributions of DSM-IV disorders in the national comorbidity survey replication. *Archives of General Psychiatry, 62*(6), 593-602.
- Linehan, M. M. (1993). *Cognitive behavioral treatment of borderline personality disorders*. New York: Guilford.
- Mattick, R. P., & Clarke, J. C. (1998). Development and validation of measures of social phobia scrutiny fear and social interaction anxiety. *Behaviour Research and Therapy, 36*(4), 455-470.
- Niles, A. D., Craske, M. G., Lieberman, M. D., & Hur, C. (2015). Affect labeling enhances exposure effectiveness for public speaking.

- Behaviour Research and Therapy*, 68, 27-36.
- Rapee, R. M., & Heimberg, R. G. (1997). A cognitive-behavioral model of anxiety in social phobia. *Behavior Research and Therapy*, 35(8), 741-756.
- Roemer, L., Lee, L., Salters-Pedneault, K., Erisman, S., Mennin, B. S., & Orsillo, S. M. (2009). Mindfulness and emotion regulation difficulties in generalized anxiety disorder: Preliminary evidence for independent and overlapping contributions. *Behavior Therapy*, 40(2), 142-154.
- Segal, Z. V., Williams, J. M. G., & Teasdale, J. D. (2002). *Mindfulness based cognitive therapy for depression: A new approach to preventing relapse*. New York: Guilford.
- Siegel, D. J. (2007). Mindfulness training and neural integration: Differentiation of distinct streams of awareness and the cultivation of wellbeing. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, 2(4), 259-263.
- Teasdale, J. D., Williams, J. M., Soulsby, J. M., Segal, Z. V., Ridgeway, V. A., & Lau, M. A. (2000). Prevention of relapse/recurrence in major depression by mindfulness-based cognitive therapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 68(4), 615-523.
- Watkins, E. R., & Teasdale, J. D. (2004). Adaptive and maladaptive self-focus in depression. *Journal of Affective Disorders*, 82(1), 1-8.
- Zou, J. B., Hudson, J. L., & Rapee, R. M. (2007). The effect of attentional focus on social anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, 45(10), 2326-2333.

원 고 접 수 일 : 2017. 06. 22

수정원고접수일 : 2017. 07. 07

게 재 결 정 일 : 2017. 07. 26

The Relationship between Fear of Negative Evaluations and Social Phobia: Influence of Mindfulness

Young Keun Hong

Busan Digital University

This study examined the effect of fear associated with negative evaluation on social phobia. It further investigated whether mindfulness moderated the relationship between fear of negative evaluation and social phobia. Participants included 510 twenty-sixty year old students recruited from two universities in the Pusan and Kyungnam provinces. Participants completed online questionnaires on fear of negative evaluation, mindfulness and social phobia. Pearson's product moment correlation analysis and hierarchical regression analysis were utilized. Results revealed the following: first, moderating effect of fear of negative evaluation on social phobia. Non-reactivity and sub factor descriptions of mindfulness moderated the effect of fear of negative evaluation on social phobia, but observing, acting with awareness and non-judging of experience did not moderate the effect of fear of negative evaluation on social phobia. Implications and limitations are discussed.

Key words : fear of negative evaluation, mindfulness, social phobia