

사회불안수준과 부적 사후반추정도 간의 관계: 상태 자기자비수준의 매개역할[†]

김 경 진

한림대학교 심리학과 석사졸업

조 용 래[‡]

한림대학교 심리학과 교수

본 연구는 사회불안수준이 부적 사후반추정도에 영향을 미치는 과정에서 상태 자기자비수준의 매개역할을 검증하고자 하였다. 이를 위하여 55명의 일반 대학생을 대상으로 사회불안수준을 측정하였으며, 일주일 후 실험실에서 연구 진행자와 비디오카메라 앞에서 3분 동안 즉석 발표를 하도록 하였다. 발표 이후, 참여자들의 상태 자기자비수준을 측정하였으며, 사후반추를 유도하는 절차 이후에 부적 사후반추정도를 측정하였다. 상관분석과, 일련의 회귀분석을 통한 매개효과 분석을 적용하고, 간접효과를 직접 검증하기 위하여 부트스트래핑 분석을 사용하여 다음과 같은 결과를 얻었다. 첫째, 사회불안수준은 상태 자기자비수준과 유의한 부적 상관을, 그리고 부적 사후반추정도와는 유의한 정적 상관을 나타냈으며, 상태 자기자비수준은 부적 사후반추정도와 유의한 부적 상관을 나타냈다. 둘째, 상태 자기자비수준은 사회불안수준과 부적 사후반추정도의 관계에서 완전 매개역할을 하는 것으로 나타났다. 셋째, 사회불안정향이 있는 참여자들만을 대상으로 했을 때에도 이와 동일한 결과 양상을 보였다. 이러한 결과들은 사회불안증상을 호소하는 개인들의 부적 사후반추를 완화하는데 있어 상태 자기자비수준을 높이기 위한 개입이 효과적인 가능성을 뒷받침하는 이론적 기초를 제공한다. 끝으로, 본 연구의 의의, 제한점과 추후 연구를 위한 제언에 관해 논의하였다.

주요어 : 사회불안, 사후반추, 상태 자기자비, 매개역할

[†] 이 논문은 2020년도 한림대학교 교비연구비(HRF-202009-003)에 의하여 연구되었음.

[‡] 교신저자(Corresponding author): 조용래, (24252) 강원도 춘천시 한림대학길 1 한림대학교 심리학과 교수,
Tel: 033-248-1726, E-mail: yrcho@hallym.ac.kr

인간은 사회적인 존재로서 지속적으로 다른 사람들과 상호작용을 하며 살아간다. 하지만 적지 않은 수의 사람들은 사회적인 상황을 두려워하고 불안해하며 그러한 상황을 회피하곤 한다. 이처럼 다른 사람들과 부정적으로 평가받는 것을 지나치게 두려워하여 다른 사람들과 상호작용하거나 남들이 관찰하는 사회적 상황에 대해 두려워하는 현상을 사회불안이라고 하며, 극심한 사회불안증상이나 사회불안 유발 상황을 회피하는 행동으로 인하여 직업이나 학업 등 중요한 적응 영역에서 반복적이고 지속적인 지장을 초래하는 특징을 보이는 장애를 사회불안장애라고 한다 (American Psychiatric Association, 2013). 이러한 사회불안이나 사회불안장애는 실생활에서 인지적, 정서적, 행동적 및 생리적인 증상들로 다양하게 표현될 수 있다.

국내에서 보고된 사회불안장애의 평생 유병률은 약 1.6%(보건복지부, 2016)로서 미국이나 유럽보다는 낮은 수준이다. 일반적으로 집단주의 문화권에 속하는 국가들은 개인주의 문화권에 속한 국가들보다 유병률이 낮게 나타났는데, 여러 연구자들(김현수, 양재원, 2017; Heinrichs et al., 2006; Hofmann, Anu Asnaani, & Hinton, 2010; Rapee et al., 2011)에 의하면, 이러한 차이는 집단주의 문화권에 속하는 국가들이 수줍음을 용인하는 경향이 강하여 사회불안장애를 진단하기 위한 역치가 높았기 때문이라고 하였다. 이러한 점을 감안할 때, 국내에서 사회불안장애로 고통을 받고 있는 사람은 더욱 많을 것으로 추정할 수 있다. 사회불안장애를 가진 사람들은 교우관계, 연애, 취업 등에서 어려움을 겪는 등 일상생활에서 낮은 적응 수준을 보이는 것으로 밝혀졌다(Cuming &

Rapee, 2010; Hart, Turk, Heimberg, & Liebowitz, 1999; Stein, Torgrud, & Walker, 2000). 또한, 이러한 문제는 발병 초기에 적절한 치료적인 개입을 받지 않으면, 만성적인 문제로 발전하여 지속적으로 어려움을 경험할 가능성이 높은 것으로 알려져 있다(Davidson, Hughes, George, & Blazer 1993; Wittchen & Beloch, 1996).

사회불안장애를 설명하는 인지행동이론들 중에서 많은 주목을 받고 있는 Clark과 Wells(1995)의 인지행동모형은 사회불안장애의 만성화에 기여하는 요인으로 '사후반추(post-event rumination)'를 처음 제안하였다. 사후반추란 다른 사람과의 상호작용이나 사회적 수행 이후에 자신의 수행을 반복해서 부정적으로 떠올리는 인지적 과정을 말한다. Clark과 Wells(1995)에 따르면, 사회불안을 가진 개인은 사회적 상황을 인지적으로 처리하는 과정에서 생성된 인지적·정서적 내용을 반추하고 이 과정에서 사회적 상황에 대한 불안함과 부정적인 자기지각에 사로잡힌다. 이후 과거의 실패 경험을 떠올리며, 새로운 사회적 상황에서 얻는 정보를 부정적으로 재해석하는 과정을 통해 두려움과 부정적인 인지를 유지하고 강화하게 된다. 이러한 과정은 시간이 지날수록 더욱 공고해지기 때문에 자신의 수행을 부정적으로 지각하여 사회적 상황에 대한 불안을 지속시키는 양상을 보인다. Rapee와 Heimberg(1997), Hofmann(2007)의 인지행동모형에서도 사회불안장애를 가진 사람들은 사회적 수행을 하는 동안에 인식한 부정적인 정서와 인지내용을 세밀하게 떠올리며 과거에 실패한 사회적 수행과 연관지어 해석하면서 새로운 사회적 상황에서 실패할 것이라는 기대를 갖는

방식으로 사후반추를 한다고 하였다.

사후반추가 사회불안을 지속시키는 요인이라는 이론적인 주장이 제시된 이후 여러 연구들을 통해 사후반추가 사회불안장애의 유지과정에 기여한다는 점이 경험적으로 입증되었다(Abbott & Rapee, 2004; Mellings & Alden, 2000). Mellings와 Alden(2000)은 사회불안 수준이 높았던 사람들이 사회불안 수준이 낮았던 사람들보다 낮은 사람과 상호작용을 하는 과제 이후, 사후반추를 더 자주하고 편향적으로 부정적인 정보를 회상한다는 것을 확인하였다. 즉석 발표과제나 인터뷰 같은 사회적 수행과제를 활용했던 연구들(김기호, 이장한, 2013; Abbott & Rapee, 2004; Dannahy & Stopa, 2007; Edwards, Rapee, & Franklin, 2003)도 사회불안 수준이 높았던 사람들이 자신의 사회적 수행을 부정적으로 평가하고 더 자주 회상했으며, 이로 인한 부정적인 정서와 평가가 시간이 지날수록 더욱 악화되는 것을 확인하였다. 즉, 이러한 선행 연구의 결과들은 사회불안증상과 사후반추가 밀접하게 관련되어 있음을 시사한다. 이와 관련하여, 사회불안증상과 사후반추의 관계를 설명하는 기제로서 자기자비(self-compassion)의 역할에 주목할 필요가 있다.

최근 들어서 정신병리학과 심리치료영역에서 자기자비가 각광을 받고 있다. 자비(慈悲, compassion)란 슬픔(悲)을 사랑하는(慈) 것 혹은 고통(passion)을 함께(com-)하는 것을 의미하며(노상선, 2009), ‘자신과 이웃하는 모든 사람이 고통에서 벗어나 평온하고 행복해지기를 바라는 마음’을 가리키는 말이다(조현주, 2014; 조현주, 노지애, 이현예, 정성진, 현명호, 2014). 따라서 자기자비란 어려움을 겪는 자기 자신에게 따뜻함과 배

려의 마음을 갖는 것이라고 할 수 있다(유승령, 김은하, 2019). Neff(2003a, 2003b)는 자기자비를 건강한 형태의 자기수용으로서 자기 친절 대 자기 판단, 보편적 인간성 대 고립, 마음챙김 대 과잉 동일시라는 세 가지 영역과 여섯 가지 요인으로 구성된 다차원적인 개념으로 소개하였다.

본 연구는 사회불안과 사후반추의 관계를 매개할 것으로 가정되는 변인으로 자기자비를 상정하였다. 그 근거를 제시하기 위하여, 사회불안과 자기자비의 관계, 그리고 자기자비와 사후반추의 관계를 다룬 문헌이나 연구결과들을 살펴보겠다. 먼저, 자기자비는 사회불안을 가지고 있는 사람들의 부정적인 자기개념과 밀접한 관련을 가지고 있을 것으로 보인다. Werner 등(2012)의 연구에 따르면, 사회불안이 높은 집단과 그렇지 않은 집단의 자기자비 수준을 비교한 결과, 사회불안이 높았던 집단의 참여자들이 유의하게 자기자비 수준이 낮았다. 또한, 낮은 자기자비는 긍정적 및 부정적 평가에 대한 두려움과 유의한 정적 상관을 보였다. 이에 더해, 자기자비가 우울과 불안증상의 영향을 넘어서 사회불안을 유의하게 예측하는 것으로 보고되었다(Gill, Watson, Williams, & Chan, 2018). 국내에서는 백소영, 하현주, 권석만(2018)이 자기자비가 사회불안과 강한 부적 상관을 나타냈으며, 자기자비와 인지재구성 처치 집단 모두에서 자기자비 수준이 증가하는 경향을 보임을 밝혔다. 이러한 결과들은 모두 사회불안과 자기자비가 밀접하게 연관되어 있음을 시사한다.

다음으로, 자기자비와 사후반추의 관계를 이론, 경험적 연구 및 개입 연구의 측면에서 살펴보면 다음과 같다. 사회불안장애의 인지행동이론에 따르면, 사회불안장애를 가진 사람들은 자신의 능력

이 부족하며 타인의 기대를 맞출 수 없다는 왜곡된 자기상을 가지고 있으며, 이러한 자기상으로 인하여 실제 사회적 상황에서 끊임없이 자신의 수행이나 자신의 상태를 모니터링 할 뿐만 아니라 사회적 수행 이후에도 자신의 수행을 부정적으로 곱씹고 부정적인 자기상을 강화한다(Clark & Wells, 1995; Rapee & Heimberg, 1997). 따라서 자기자비와 같은 자기 자신에 대한 태도가 사회적 상황에 대한 불안과 자기초점적 주의, 나아가 사후반추에까지 주요하게 영향을 미친다고 볼 수 있다. 이러한 점에서 자기자비가 사후반추를 예측하고 변화시키는데 있어 중요한 역할을 할 것으로 추측된다.

자기자비와 사후반추의 관계에 대한 연구는 비교적 최근 들어서 보고되기 시작했다. 사회불안장애에서의 사후반추는 주로 사회적 상황에서 경험한 수치심, 당혹감과 같은 부정적인 정서와 연관되어 있으며(Rachman, Grüter-Andrew, & Shafran, 2000), 사회적 상황에서의 역기능적 인지 및 밀접한 관련이 있다(Kiko et al., 2012). 나아가, 높은 수준의 자기자비는 정서적인 각성의 감소와 불쾌한 피드백에 대한 평정심을 유지할 수 있게 하고(Leary, Tate, Adams, Allen, & Hancock, 2007), 자기자비의 세 가지 요소에 초점을 맞춘 자기자비 처치가 불쾌한 자기관련 사건에 대한 정서반응을 변화시키는데 효과적이라는 연구결과(조용래, 노상선, 2011)로 미루어보아, 자기자비는 사후반추의 정서적 및 인지적 내용에 긍정적으로 작용할 가능성이 있다. 사후반추와 자기자비의 관계를 직접 살펴본 Blackie와 Kocovski(2018a)의 연구는 자기자비가 사후반추의 완충작용을 한다는 것을 확인하였다. 더불어, Blackie와

Kocovski(2019)는 자기자비 수준에 따라 발표과제 이후에 무작위로 좋은 피드백과 나쁜 피드백을 제공했을 때, 사후반추 수준이 어떻게 달라지는지를 연구한 결과, 자기자비 수준이 높았던 사람들은 피드백의 종류에 상관없이 사후반추 수준이 비슷했던 반면, 자기자비 수준이 낮았던 사람들의 경우 피드백이 부정적일 때 사후반추를 더 많이 한다고 하였다.

나아가, 자기자비에 초점을 둔 개입을 통해 사후반추를 낮추고자 했던 연구들이 최근에 소수 보고되었다. 마음챙김-자비 개입을 통해 사후반추를 낮출 수 있는지를 검증하기 위해 박연경(2017)은 사회불안 수준이 높은 대학생들에게 마음챙김-자비 처치를 제공한 결과, 마음챙김-자비 처치조건이 주의분산 처치 조건보다 사후반추 수준이 유의하게 낮아지는 것을 확인하였다. 이와 비슷하게, Blackie와 Kocovski(2018b)의 연구에서도 자기자비의 수준을 높이면 사후반추를 낮출 수 있는지를 검증하기 위해 사회불안 수준이 높은 대학생들을 자기자비와 주의분산 처치, 그리고 무처치 조건에 무선 할당하여 각 처치가 사후반추수준에 미친 효과를 비교하였다. 그 결과, 주의분산 처치 및 무처치 집단과 달리 자기자비 처치 집단에서 사후반추가 유의하게 감소하였으며, 추후에 있을 사회적 상황에도 기꺼이 참여하겠다는 의지가 높아지는 것으로 나타났다.

이상으로 살펴본 내용들을 종합적으로 고려해 볼 때, 사회불안과 사후반추의 관계에서 자기자비가 매개역할을 할 것이라는 가설을 수립할 수 있다. 이와 관련하여, 특질불안과 상태불안의 개념적 구분(Spielberger, Gorsuch, & Lushene, 1968)을 고려할 때, 자기자비는 비교적인 안정적인 성질을

지닌 특질(trait) 자기자비와, 스트레스 상황에 의해 활성화되거나 개입을 통하여 변화 가능한 상태(state) 자기자비로 구분할 수 있다(Breines & Chen, 2013). 본 연구에서는 사회불안수준과 사후반추정도 간의 관계를 설명하는 기제로서 자기자비수준의 매개역할을 더 엄밀하게 검증하기 위하여 참여자들이 즉석발표과제를 수행함으로써 활성화될 것으로 가정되는 상태 자기자비수준을 측정하고자 하였다. 따라서 본 연구는 일반 대학생 표본을 대상으로 사전에 사회불안증상의 수준을 측정한 다음, 즉석 발표과제 이후에 참여자들의 상태 자기자비와 부적 사후반추수준을 순차적으로 측정하는 설계를 사용하여, 사회불안수준과 부적 사후반추정도 간의 관계에서 상태 자기자비수준의 매개역할을 검증하고자 하였다.

방 법

연구대상

본 연구는 지방 소재 4년제 대학교에 재학 중인 대학생을 대상으로 온라인 게시판 홍보 및 포스터와 전단지 등을 활용하여 실험참여자를 모집하였다. 본 연구는 저자들이 속한 기관의 생명윤리 위원회(IRB 승인번호: HIRB-2017-085)로부터 승인을 받은 후 진행하였다. 연구 목적에 관해서 듣고 서면으로 참여를 동의한 69명의 참여자 중 불성실한 응답을 한 참여자(7명)와 각 변수들의 분포 상에서 사분위수 범위의 1.5배를 초과한 이상점(outlier)에 해당되는 지원자(7명)의 자료를 제외하여 총 55명의 자료를 분석에 사용하였다. 본 연구에서 일반 대학생을 대상으로 한 이유는 대학

생 집단이 사회불안장애의 1년 유병률이 가장 높은 연령대인 18세~29세(보건복지부, 2016)에 속하며, 사회불안의 수준이 다양하게 분포되어 있다는 점에 초점을 맞추기 위해서였다. 실제로, 본 연구에 참여한 참여자들의 사회불안 점수 범위는 2점~57점 이었으며, 평균 26.76점(표준편차 14.07)이었다.

측정도구

사회공포증 검사(Social Phobia Inventory: SPIN). 사회공포증 검사는 지난 1주일 동안 겪은 사회불안증상의 수준을 측정하기 위해 Connor 등(2000)이 개발한 검사로 Cho, Choi, Kim과 Hong(2018)이 번안하고 타당화한 척도를 사용하였다. 총 문항은 17문항이며 각 문항에 대해 Likert 5점 척도(0점: '전혀 그렇지 않다.' ~ '4점: '대단히 그렇다.')로 평정한다. Cho 등(2018)의 연구 결과, 이 검사는 권위적 인물 및 비판에 대한 불안, 사회적 접촉에 대한 불안, 그리고 생리적 변화에 대한 불안 등 세 가지 차원들로 구성되어 있는 것으로 밝혀졌다. 본 연구에서 수집된 자료를 통해 산출된 내적 합치도(Cronbach's α)는 전체 척도 .90, 세 가지 하위척도는 각각 .84, .84, .76이었다.

사후반추 척도(Post-Event Rumination Scale). 사후반추 척도는 사회적 상황 이후 자신의 수행을 돌이켜 생각하는 사후반추의 빈도를 측정하기 위해 Edwards 등(2003)이 개발한 Thought Questionnaire를 Abbott과 Rapee(2004)가 발표 상황에 맞게 수정한 척도로 임선영, 최혜

라, 권석만(2007)이 번안 및 타당화하였다. 총 문항은 24문항이며, 각 문항에 대해 Likert 5점 척도(0점: '전혀 생각하지 않았다.' ~ 4점: '매우 자주 생각했다.')로 평정한다. 사후반추 척도는 '정적반추'와 '부적반추'라는 2개의 하위 척도로 구성되어 있다. 본 연구에서는 정적반추가 사회불안과 관련이 없다는 선행연구들의 결과(이성경, 2015; 임선영 등, 2007; Abott & Rapee, 2004; Shikatani, Antony, Kuo & Cassin, 2014)에 따라 부적반추에 해당하는 15개 문항만 분석에 사용하였다. 원 척도에서의 내적 합치도(Cronbach's α)는 부정반추가 .95, 그리고 본 연구에서 수집된 자료를 통해 산출된 내적 합치도(Cronbach's α)는 .89였다.

단축형 상태 자기자비 척도(State Self-Compassion Scale-Short Form). 단축형 상태 자기자비 척도는 Raes, Pommier, Neff와 Van Gucht(2011)가 만든 단축형 자기자비 척도(Self-Compassion Scale)를 박일(2014)이 상태버전으로 바꾸어 타당화한 것으로 김경의, 이금단, 조용래, 채숙희, 이우경(2008)이 번안한 기존의 자기자비 척도에서 12문항을 선정하여 단축형 척도를 구성함과 동시에 상태버전으로 수정하여 사용하였다. 이 척도는 '지금 나는 내 능력이 부족하다는 느낌에 사로잡혀 있다.', '지금 나는 고통스러운 상황에 대해 균형 잡힌 시각을 가지려고 노력하고 있다.'와 같은 문항들로 구성되어 있다. 본 연구에서는 참여자들이 발표과제를 마친 후에 자기자비적인 상태를 Likert 5점 척도(1점: '전혀 그렇지 않다.' ~ 5점: '매우 그렇다.')에 평정하도록 되어 있다. 기존의 자기자비척도와 동일하게 6가지 하위척도로 구성되어 있다. 원 척도에서의 내적

합치도(Cronbach's α)는 .79, 그리고 본 연구에서 수집된 자료를 통해 산출된 전체 척도의 내적 합치도(Cronbach's α)는 .83이었다.

연구절차

본 연구는 동일 시점에서 모든 변인을 측정하는 것이 아닌 각 변인 간의 시간적 우선성을 고려하여 사회불안, 상태 자기자비 및 부적 사후반추 수준을 순차적으로 측정하였다. 또한, 사회불안과 사후반추의 관계에 대한 선행연구들(이가영, 김은정, 2016; Abott & Rapee, 2004; Edwards et al., 2003; Perini, Abbott, & Rapee, 2006)을 참조하여, 사후반추를 유도하기 위해 즉석발표과제를 사용하였다. 이러한 방법은 참여자들이 맞닥뜨릴 수 있는 사회적 상황 유형을 통제하고 사회적 상황 이후 나타나는 사후반추의 다양한 수준에 대한 표준적인 기준을 제공한다는 점에서 매우 유용한 방법이다(Brozovich & Heimberg, 2008). 본 연구의 구체적인 진행절차는 다음과 같다(그림 1).

우선, 참여자들은 실험에 참여하기 1주일 전에 그들의 사회불안수준을 측정하는 한국판 SPIN을 작성하였으며, 연구진행자와 협의하여 실험실 방문일정을 정하였다. 실험 장소는 작은 회의실로 테이블과 화이트보드 등이 비치되어 있었으며, 참여자들이 최대한 발표에 집중할 수 있는 환경으로 조성되었다. 또한, 참여자들이 발표하는 모습을 녹화할 수 있는 캠코더가 화이트보드 정면으로부터 2m 간격을 두고 설치되었다. 참여자들은 실험 장소에 방문하여 연구진행자로부터 연구와 진행절차에 대해 간단히 설명을 들었다. 선행연구들(오은혜, 조용래 2014; 이성경, 2015; 하경부, 조용래,

2015)에서 사용했던 발표 주제를 참고하여 연구자가 제시한 4가지 사회적 이슈들 중에서 참여자들이 한 가지를 선택하고 해당 주제에 대해 3분 동안 연구 진행자와 카메라 앞에서 즉석 발표를 했다. 발표 시작 전 2분 정도의 준비 시간을 주었으며, 메모를 할 수 있도록 펜과 종이도 제공하였으나, 발표 때는 작성한 메모를 참고할 수 없도록 하였다. 발표를 마친 후에는 참여자들의 상태 자기자비수준이 측정되었으며, 이후에는 선행 연구(이성경, 2015; Morgan & Banerjee, 2008)에 따라 사후반추를 유도하기 위해 3분 동안 자신의 발표를 스스로 평가해 보도록 지시를 제공받았다. 사후반추 유도과정을 마친 후 설문지를 통해 참여자들의 부적 사후반추수준이 측정되었으며, 연구에 대한 디브리핑을 제공한 다음에 모든 절차를 마무리하였다. 연구의 진행은 본 연구의 제 1저자와 보조 진행자 2인이 동일하게 진행하였으며, 모든 과정은 임상심리전문가 자격증을 소지한 임상심리학 교수의 지도감독을 받으며 진행하였다.

분석방법

본 연구의 자료 분석은 SPSS 22 통계 프로그램을 이용하였다. 기술통계분석을 통해 각 변인의 기초 통계량을 알아보았으며, 각 변인들의 관계를 살펴보기 위해 Pearson의 상관분석을 실시하였다.

사회불안과 부적 사후반추의 관계에서 잠정적인 매개변인으로 상정된 상태 자기자비의 매개효과를 검증하기 위해서 Process Macro 3.4.1의 Model 4를 사용하였다. 매개모형에서 간접효과의 크기가 유의한지를 직접 검증하기 위하여, Shrout와 Bolger(2002)가 제시한 부트스트래핑(bootstrapping) 방법을 활용하였다. 이는 원자료에서 5,000개의 표본을 복원 추출하여 간접효과를 추정한 후 95% 신뢰구간의 하한값과 상한값 사이에 0을 포함하지 않은 경우 유의확률 .05수준에서 간접효과가 유의한 것으로 간주한다.

결 과

기초통계량 및 상관관계

주요 변인들의 평균과 표준편차, 변인들의 상관관계를 상관분석 결과를 표 1에 제시하였다. 우선, 사회불안수준은 부적 사후반추정도와 유의한 정적 상관을 나타냈고, $r=.37, p<.01$, 상태자비수준과는 유의한 부적 상관을 나타냈다 $r=-.49, p<.001$. 부적 사후반추정도는 상태자비수준과 유의한 부적 상관을 보였다, $r=-.53, p<.001$.

추가적으로, 사회공포증검사(SPIN)의 세 가지 차원에 기초하여 산출된 세 가지 하위척도 점수(차원)들과 다른 관련 변인 간의 상관관계를 분석

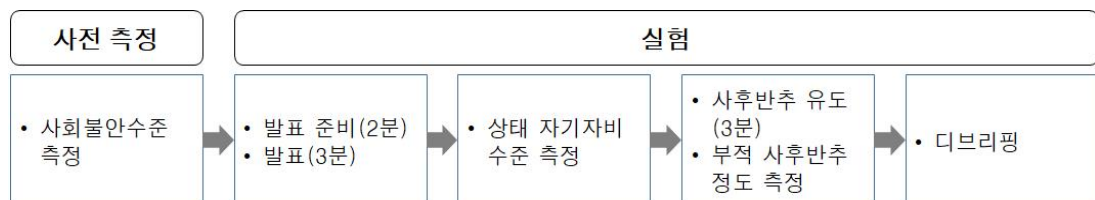


그림 1. 연구 절차 요약

한 결과, 사회불안의 차원 1(권위적 인물 및 비판에 대한 불안)은 상태 자기자비수준과 유의한 부적 상관을 나타냈고, $r=-.44$, $p<.001$, 부적 사후반추정도와는 유의한 정적 상관을 나타냈다, $r=.39$, $p<.01$. 사회불안의 차원 2(사회적 접촉에 대한 불안)는 상태 자기자비수준과 유의한 부적 상관을 나타냈고, $r=-.41$, $p<.01$, 부적 사후반추정도와는 유의한 정적 상관을 나타냈다, $r=.29$, $p<.05$. 사회불안의 차원 3(생리적 변화에 대한 불안)은 상태 자기자비수준과 유의한 부적 상관을 나타냈으나, $r=-.38$, $p<.01$, 부적 사후반추와는 유의한 상관관계를 나타내지 않았다, $r=.23$, ns .

매개효과 검증

사회불안수준이 부적 사후반추정도에 영향을 미치는 관계에서 상태 자기자비수준이 매개효과를 미치는지 검증하기 위해, 먼저 단순 회귀분석을 사용하였다. 그 결과, 사회불안수준은 상태 자기자비수준에 유의한 영향을 미쳤으며, $\beta=-.49$, $p<.001$, 부적 사후반추정도에도 유의한 영향을 주었다, $\beta=.37$, $p<.01$ (표 2).

다음으로, 사회불안수준을 독립변인으로 부적 사후반추를 종속변인으로 투입하였으며 상태 자기자비수준을 매개변인으로 투입하여 일련의 회귀분석을 시행한 결과, 상태 자기자비수준은 부적 사후반추를 유의하게 예측하였으나, $\beta=-.46$, $p<.01$, 사회불안수준은 부적 사후반추정도를 예측하는데 있어 유의하게 기여하지 못하였다, $\beta=.15$, ns . 이러한 결과들은 상태 자기자비수준이 사회불안수준과 부적 사후반추정도의 관계를 완전 매개함을 나타낸다(그림 2).

사회불안수준이 부적 사후반추정도에 영향을 미치는데 있어 상태 자기자비수준을 통한 간접효과를 직접 검증하기 위해서 Bootstrapping 방법을 적용한 결과, 95% 신뢰구간 사이에 0을 포함하지 않아 간접효과가 유의하였다(표 3).

SPIN으로 측정한 사회불안의 세 가지 차원에 대하여 위와 동일한 방법으로 매개효과 분석을 실시하였다. 먼저, 사회불안의 차원 1은 상태 자기자비와 부적 사후반추에 각각 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다(표 4), $\beta=-.44$, $p<.001$, $\beta=.39$, $p<.01$. 사회불안의 차원 1을 독립변인, 부적 사후반추를 종속변인으로 투입한 후 상태 자기자비를 매개변인으로 투입하여 분석한 결과, 상태 자기자비는 부적 사후반추를 유의하게 예측했으나, $\beta=-.45$, $p<.01$, 사회불안의 차원 1은 부적 사후반추를 더 이상 유의하게 예측하지 못하였다, $\beta=.19$, ns . 이러한 결과는 상태 자기자비가 사회불안의 차원 1과 부적 사후반추의 관계를 완전 매개함을 나타낸다. 또한, 간접효과를 검증하기 위해 Bootstrapping 방법을 적용한 결과, 사회불안의 차원 1의 간접효과는 .31이었으며, 95% 신뢰구간이 0을 포함하지 않아 간접효과가 유의하였다(표 4).

다음으로, 사회불안의 차원 2는 상태 자기자비와 부적 사후반추에 각각 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다(표 4), $\beta=-.41$, $p<.01$, $\beta=.29$, $p<.05$. 사회불안의 차원 2를 독립변인, 부적 사후반추를 종속변인으로 투입한 후 상태 자기자비를 매개변인으로 투입하여 분석한 결과, 상태 자기자비는 부적 사후반추를 유의하게 예측했으나, $\beta=-.49$, $p<.01$, 사회불안의 차원 2는 부적 사후반추를 더 이상 유의하게 예측하지 못하였다, $\beta=.09$, ns . 이러한 결과는 상태 자기자비가 사회불안의

표 1. 주요 변인 간 상관관계 및 기초통계량

| 변인 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|-------|---------|---------|--------|--------|---------|-------|
| 1 | - | | | | | |
| 2 | .95*** | - | | | | |
| 3 | .84*** | .72*** | - | | | |
| 4 | .67*** | .58*** | .24 | - | | |
| 5 | -.49*** | -.44*** | -.41** | -.38** | - | |
| 6 | .37** | .39** | .29* | .23 | -.53*** | - |
| 평균 | 26.76 | 12.04 | 9.91 | 4.82 | 38.62 | 25.89 |
| 표준 편차 | 14.07 | 6.66 | 5.96 | 4.13 | 8.39 | 10.44 |

주. 1=사회불안수준(SPIN); 2=사회불안 차원1; 3=사회불안 차원2; 4=사회불안 차원3; 5=상태 자기자비수준; 6=부정 사후반추정도

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

표 2. 상태 자기자비수준의 매개효과 검증을 위한 일련의 회귀분석 결과 요약

| 단계 | 경로 | β | t | 95% CI | | F | R^2 |
|----|-----------------------|---------|----------|--------|------|----------|-------|
| | | | | LL | UL | | |
| 1 | 사회불안수준 → 부정 사후반추정도 | .37 | 2.92** | .09 | .47 | 8.52** | .14 |
| 2 | 사회불안수준 → 상태 자기자비수준 | -.49 | -4.14*** | -.44 | -.15 | 17.16*** | .24 |
| 3 | 상태 자기자비수준 → 부정 사후반추수준 | -.46 | -3.42** | -.90 | -.24 | 10.98*** | .30 |
| | 사회불안수준 → 부정 사후반추수준 | .15 | 1.09 | -.09 | .31 | | |

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

표 3. 상태 자기자비수준을 통한 간접효과에 대한 부트스트래핑 결과

| 매개 변인 | 직접효과[95% C.I.] | 간접효과[95% C.I.] | 총 효과[95% C.I.] |
|-----------|----------------|----------------|----------------|
| 상태 자기자비수준 | .11[-.09, .31] | .17[.07, .26] | .28[.09, .47] |

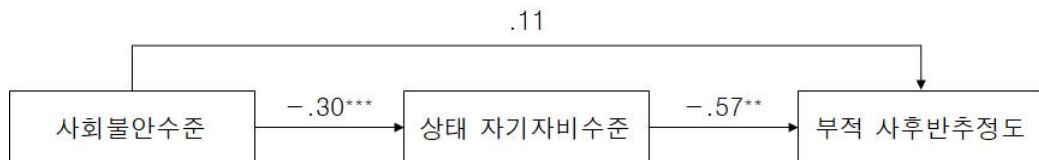


그림 2. 사회불안수준이 부정 사후반추정도에 미치는 영향에서 상태 자기자비수준의 완전매개 효과

표 4. 사회불안의 차원별 상태 자기자비수준의 매개효과 및 간접효과에 대한 부트스트핑 결과

| 차원 | 경로 | β | 직접효과 [95% C.I.] | 간접효과 [95% C.I.] | 총 효과 [95% C.I.] |
|------------------|-----------------------|---------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 사회 불안 차원 1 | 사회불안 차원 1 → 부정 사후반추정도 | .39** | | | |
| | 사회불안 차원 1 → 상태 자기자비수준 | -.44*** | .30 | .31 | .60 |
| | 상태 자기자비수준 → 부정 사후반추정도 | -.45** | [-.11, .70] | [.12, .50] | [.21, 1.00] |
| | 사회불안 차원 1 → | .19 | | | |
| 사회 불안 차원 2 | 사회불안 차원 2 → 부정 사후반추정도 | .29* | | | |
| | 사회불안 차원 2 → 상태 자기자비수준 | -.41** | .15 | .36 | .51 |
| | 상태 자기자비수준 → 부정 사후반추정도 | -.49** | [-.30, .60] | [.14, .60] | [.05, .97] |
| | 사회불안 차원 2 → | .09 | | | |
| 사회 불안 차원 3 | 사회불안 차원 3 → 부정 사후반추정도 | .23 | | | |
| | 사회불안 차원 3 → 상태 자기자비수준 | -.38** | .08 | .49 | .57 |
| | 상태 자기자비수준 → 부정 사후반추정도 | -.52*** | [-.56, .72] | [.18, .90] | [-.10, 1.25] |
| | 사회불안 차원 3 → | .08 | | | |

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

차원 2와 부정 사후반추의 관계를 완전 매개함을 나타낸다. 또한, 간접효과를 검증하기 위해 Bootstrapping 방법을 적용한 결과, 사회불안의 차원 2의 간접효과는 .36이었으며, 95% 신뢰구간에 0을 포함하지 않아 간접효과가 유의하였다(표 4).

마지막으로, 사회불안의 차원 3은 상태 자기자비에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으나, $\beta = -.38$, $p < .01$, 부정 사후반추에는 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다, $\beta = .23$, ns . 이는 매개효과 분석의 기본 가정을 충족시키지 못하는 결과로 상태 자기자비는 사회불안의 차원 3과 부정 사후반추의 관계를 매개하지 않는 것으로 나타났다(표 4).

사회불안 성향 집단을 대상으로 한 상태자기자비수준의 매개효과

본 연구의 결과가 사회불안 성향을 가진 집단

에서도 동일하게 나타나는지를 살펴보기 위해 추가분석을 시행하였다. 이를 위해 Connor 등(2000)의 연구를 참고하여 SPIN점수가 15점 이상인 참여자 42명의 자료를 이용하여 상관분석을 실시하였다(표 5). 사회불안수준은 상태 자기자비수준과 부정 상관을 나타냈으며, $r = -.55$, $p < .01$, 부정 사후반추정도와는 유의한 정적 상관을 나타냈다, $r = .38$, $p < .05$ 상태 자기자비수준은 부정 사후반추 정도와 유의한 부정 상관을 보였다, $r = -.46$, $p < .01$.

사회불안수준이 부정 사후반추정도에 영향을 미치는 관계에서 상태 자기자비수준이 매개효과를 미치는지 검증하기 위해, 먼저 단순 회귀분석을 사용하였다(표 6). 그 결과, 사회불안수준은 상태 자기자비수준에 유의한 영향을 미쳤으며, $\beta = -.55$, $p < .001$, 부정 사후반추정도에도 유의한 영향을 미쳤다, $\beta = .37$, $p < .01$. 다음으로, 사회불안수준을 독립변인, 부정 사후반추정도를 종속변인으로 투입하고 상태 자기자비수준을 매개변인으로

표 5. 사회불안 성향 집단의 주요 변인 간 상관관계 및 기초통계량

| 변인 | 사회불안수준 | 상태 자기자비수준 | 부적 사후반추정도 |
|-----------|--------|-----------|-----------|
| 사회불안수준 | - | | |
| 상태 자기자비수준 | -.55** | - | |
| 부적 사후반추정도 | .38* | -.46** | - |
| 평균 | 32.64 | 37.50 | 27.14 |
| 표준 편차 | 10.30 | 8.00 | 8.69 |

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

표 6. 사회불안 성향 집단에 대한 상태 자기자비수준의 매개효과 검증 결과 요약

| 단계 | 경로 | β | t | 95% CI | | F | R^2 |
|----|-----------------------|---------|----------|--------|------|----------|-------|
| | | | | LL | UL | | |
| 1 | 사회불안수준 → 부적 사후반추정도 | .38 | 2.57* | .07 | .57 | 6.61* | .14 |
| 2 | 사회불안수준 → 상태 자기자비수준 | -.55 | -4.14*** | -.63 | -.22 | 17.16*** | .30 |
| 3 | 상태 자기자비수준 → 부적 사후반추정도 | -.36 | -2.18* | -.76 | -.03 | 5.99** | .24 |
| | 사회불안수준 → | .18 | 1.06 | -.14 | .43 | | |

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

표 7. 사회불안 성향 집단에서의 상태 자기자비수준을 통한 간접효과에 대한 부트스트래핑 결과

| 매개 변인 | 직접효과[95% C.I.] | 간접효과[95% C.I.] | 총 효과[95% C.I.] |
|-----------|----------------|----------------|----------------|
| 상태 자기자비수준 | .15[-.14, .43] | .17[.01, .36] | .32[.07, .57] |

투입한 일련의 회귀분석을 수행하였다. 그 결과, 상태 자기자비수준은 부적 사후반추정도를 유의하게 예측했으나, $\beta = -.36$, $p < .05$, 사회불안수준은 부적 사후반추정도를 더 이상 유의하게 예측하지 못하였다, $\beta = .18$, ns . 이러한 결과는 사회불안 성향의 참여자 조건에서도 상태 자기자비수준이 사회불안수준과 부적 사후반추정도 간의 관계를 완전 매개함을 나타낸다. 또한, 간접효과를 검증하기 위해 Bootstrapping 방법을 적용한 결과, 간접효과는 .17이었으며, 95% 신뢰구간에 0을 포함하지 않아 간접효과가 유의하였다(표 7).

논 의

본 연구는 사회불안을 지속시키는 주요한 변인으로 알려진 사후반추정도에 대해 사회불안수준이 영향을 미치는 과정을 설명하는 기제 중 하나로서 상태 자기자비수준의 매개역할을 상정하고 그 역할을 검증하고자 수행되었다. 이를 위해 일반 대학생 표본을 대상으로 사전에 그들의 사회불안수준을 측정하였고 1주일 후에 즉석 발표에 참여하도록 안내하였다. 즉석 발표 직후에 참여자들의 상태 자기자비수준을 측정하였으며, 그 다음에 사후반추 유도절차 후에 그들의 부적인 사후

반추를 측정하였다. 이렇게 수집된 자료들을 사용하여 사회불안수준과 부적 사후반추정도 간의 관계에서 상태 자기자비수준의 매개역할을 검증하기 위하여 Pearson의 상관분석, 일련의 회귀분석과 간접효과 분석을 적용하였다. 본 연구의 주요 결과들을 다음과 같이 요약하고 선행연구들과 비교하며 그 의미에 관하여 논의하였다.

먼저, 예상대로, 사회불안과 부적 사후반추, 상태 자기자비 수준 간에 유의한 상관관계가 나타났다. 사회불안수준이 부적 사후반추정도와 유의한 정적 상관을 보인 결과는 사회불안수준이 높은 사람들이 부적인 사후반추를 많이 한다는 선행연구(Abbott & Rapee, 2004)와 일치하는 것이다. 또한, 사회불안수준은 상태 자기자비수준과 유의한 부적 상관을 나타내었으며, 상태 자기자비수준은 부적 사후반추정도와 유의한 부적 상관을 나타내었다. 상태 자기자비수준과 사회불안수준 및 부적 사후반추정도의 관계를 한꺼번에 직접 검증한 연구는 지금까지 없었으나, 본 연구의 결과는 사회불안이 있는 사람들은 특질 자기자비수준이 낮다는 보고(백소영 등, 2018; Werner et al., 2012; Blackie & Kocovski, 2018a)와 특질 자기자비수준과 부적 사후반추정도가 유의한 상관을 보인다는 발견들(이수연, 박경, 2019; 하태순, 구훈정, 2017; Blackie & Kocovski, 2019)과 일맥상통하는 것으로 이해할 수 있다.

다음으로, 매개효과 분석 결과, 가설과 일치되게, 사회불안수준이 부적 사후반추정도에 영향을 미치는 과정에서 상태 자기자비수준이 완전 매개역할을 하는 것으로 나타났다. 사회불안수준과 사후반추정도의 관계에서 자기자비수준의 매개효과를 직접 검증한 연구는 아직까지 없으나, 선행연구

의 결과들을 종합적으로 개관함으로써 상태 자기자비수준의 매개역할을 상정한 가설을 설정할 수 있었다. 사후반추에 관한 선행 연구와 문헌들(Clark & Wells, 1995; Edwards et al., 2003; Rapee & Heimberg, 1997)에 따르면, 사회불안을 가진 사람들은 사회적 수행 이후 자신의 수행을 부정적으로 평가하고 스스로를 비난하며 자신의 수행을 부정적으로 곱씹어 생각하는 경향을 보였다. 이들이 사회적 수행을 마친 이후에 자기 자신이나 자신의 수행을 부정적으로 평가하고 비난하며, 그러한 문제에 몰두하는 것은 낮은 수준의 자기자비와 관련되어 있다고 추론할 수 있다. 실제로, Werner 등(2012)은 경험적 연구를 통하여 사회불안이 높은 집단이 유의하게 낮은 자기자비수준을 보인다는 점을 확인하였다. 또한 자기자비는 사회적 자기효능감 및 자신감과는 정적인 관계(박세란, 이훈진, 2013; 정주리, 김은영, 2020; Leary et al., 2007)를, 병리적인 자기몰입과는 부적인 관계를 보였다(하현주, 권석만, 2019). 나아가, 자기자비 수준의 변화가 사후반추 수준의 변화를 이끌어내며 자기자비가 사후반추를 유의하게 예측함을 시사하는 연구들(박연경, 2017; Blackie & Kocovski, 2018b; Blackie & Kocovski, 2019)도 보고되었다. 이와 같은 연구들을 토대로 본 연구는 자기자비수준이 사회불안수준과 사후반추정도 간의 관계를 매개할 것이라는 가설을 세울 수 있었다.

이러한 가설을 지지한 본 연구의 결과는 사회불안증상을 호소하는 개인들이 즉석 발표과제와 같은 사회적 수행과제에 참여하는 과정에서 상태 자기자비수준이 낮아짐으로써 부적인 사후반추를 심하게 겪게 될 가능성을 시사한다. 이러한 가능

성을, 사회불안장애에 대한 대표적인 인지행동모형들(Clark & Wells, 1995; Rapee & Heimberg, 1997)에서 강조하는 내용을 응용하여, 좀 더 자세히 설명할 수 있다. 즉, 사회불안증상을 호소하는 사람들은 사회적 수행상황에서 자신을 친절하게 대하기보다 비판하고, 그러한 상황에서 나타날 수 있는 자신의 실수나 불안증상을 대부분의 다른 사람들도 경험하는 것으로 이해하기보다 자기 혼자만 보인다고 믿으며, 그러한 실수나 증상을 객관적으로 바라보기보다는 자기 자신과 과잉동일시하며 문제에 몰입하게 됨으로써 사회적 수행 이후에도 자신의 수행을 부정적으로 곱씹는 사후반추양상이 더 심화되는 것으로 이해할 수 있다.

본 연구는 이론적, 방법론적 및 임상 실제의 측면에서 여러 가지 의의가 있다. 첫째, 본 연구결과는 사회불안증상을 호소하는 개인들이 사회적 수행과제를 실행한 후에 부정적인 사후반추를 보이는 과정을 설명하는 기제 중 하나로 상태 자기자비의 매개역할을 지지하는 경험적 증거를 처음으로 제공하였다. 나아가, 이러한 발견은 바로 다음에 소개하는 부정 사후반추를 효과적으로 완화하기 위한 개입의 하나로 상태 자기자비수준을 함양하는 개입을 추천하는 입장의 이론적 기초를 제공하는 것으로 볼 수 있다.

둘째, 상태 자기자비수준이 사회불안수준과 부정 사후반추정도 간의 관계를 매개한다는 결과는 사회불안장애에 대한 치료 프로그램에서 자기자비에 초점을 둔 개입이 임상적으로 효과적일 가능성을 시사한다. 앞서 살펴보았듯이, 사후반추는 사회불안장애를 설명하는 여러 인지행동모형(Clark & Wells, 1995; Hofmann, 2007; Rapee & Heimberg, 1997)에서 강조하는 사회불안장애의

주요한 유지요인으로 알려져 있다. 특히, 사후반추는 사회불안을 가진 개인들이 사회적 상황에서 이전에 겪었던 부정적인 사회적 경험을 떠올리게 하고, 앞으로 당면하게 될 사회적 상황이나 과제에 대해 예기불안을 갖게 함으로써, 사회적 상황을 회피하고 심한 불안을 유지하는데 기여한다(Cassin & Rector, 2011). 따라서 사회불안을 가진 개인에게 자기자비 요소를 활용한 개입을 제공함으로써 그들의 부정 사후반추수준과 앞으로 다가올 발표 상황에 대한 예기불안수준을 낮추게 되면, 이것은 사회불안증상을 완화하는데 크게 도움이 될 것이다.

구체적으로, 사후반추를 다루기 위해서는 다음과 같이 자기자비의 세 가지 요소에 초점을 맞춘 개입의 적용을 추천한다. 먼저, 자기자비의 마음챙김 요소를 활용하여 사회적 수행 이후 그 순간에 자신의 수행에 대해 떠오르는 부정적인 심상, 생각, 감정 및 신체감각에 주의집중하고 이러한 경험을 비판단적인 태도로 알아차릴 수 있도록 돕는다. 다음으로, 보편적 인간성 요소를 활용하여 사회적 수행 동안에 보였다고 여겨지는 자신의 실수와 부족한 점은 다른 사람들도 일반적으로 보이는 공통된 특징이라는 점을 깨달을 수 있도록 한다. 끝으로, 자기친절의 요소를 활용하여 자신의 수행에 대해 스스로 위로하고 더 나은 수행을 할 수 있도록 격려하는 태도를 함양하는 훈련을 가이드 해 준다. 이와 같은 방법으로 국내외에서 자기자비적인 요소를 활용한 단 회기의 자기자비 처치가 사후반추를 낮추는 데 성공적이었다는 결과들(박연경, 2017; Blackie & Kocovski, 2018b)이 보고되어 있다.

셋째, 연구 방법론적 측면에서 독립변인, 매개

변인과 종속변인의 관계를 확인하기 위하여 각 변인들을 측정할 때 시간적인 순서를 적극 고려하였다는 점에서 의의가 있다. 즉 본 연구에서는 사회불안이 부적 사후반추에 영향을 미칠 것이라는 점을 반영하기 위하여, 1주일 먼저 대학생 참여자들의 사회불안 수준을 측정하였으며, 그 후에 실험실을 방문한 참여자들로 하여금 즉석 발표과제 수행한 다음에 일정 시간 동안에 사후반추를 유도하는 과정을 거침으로써 참여자들의 부적 사후반추 수준을 측정하였다. 뿐만 아니라, 이러한 두 변인을 각각 측정하는 시기의 중간에 즉석발표과제 수행으로 활성화된 상태 자기자비수준(매개변인)을 측정함으로써 매개효과를 검증하기 위한 기존의 여러 연구들에서 주로 사용했던 횡단적인 조사연구에 비해서 각 변인들 간의 관계를 더욱 명확하게 규명할 수 있는 여건을 제공하게 되었다.

위와 같은 의의에도 불구하고 본 연구에는 추후 연구를 위해 보완되어야 하는 몇 가지 제한점이 있다. 첫째, 본 연구는 사회불안수준이 다양하게 분포된 일반 대학생표본을 대상으로 하였으므로, 연구 결과를 일반화하는데 제한이 있다. 이러한 제한점을 부분적으로 보완하기 위한 방안으로, 사회불안 성향을 가진 참여자들만을 대상으로 동일한 분석을 적용했을 때에도 비슷한 결과가 나타나는지를 탐색해 보았다. 이를 위해 Connor 등(2000)의 연구에서 제안된 SPIN의 절단점을 사용하여 전체 참여자들 중에서 사회불안 성향이 있는 참여자들만을 대상으로 추가 분석한 결과를 보완하여 제시하였다. 하지만, 이 절단점은 국내 참여자들을 대상으로 하여 제시된 기준이 아니기 때문에 실제 사회불안 성향을 가진 국내 참여자들을 정확하게 분류하는데 한계가 있다고 할 수

있다. 따라서 후속 연구에서는 사회불안장애로 진단된 환자표본이나 국내 참여자들을 대상으로 제안된 절단점을 사용하여 분류된 사회불안 성향자들을 대상으로 본 연구와 동일한 절차와 도구를 사용함으로써 본 연구의 결과를 재검증할 필요가 있다.

둘째, 본 연구는 사회불안과 사후반추(Abbott & Rapee, 2004; Edwards, Rapee, & Franklin, 2003), 자기자비와 사후반추의 관계(박연경, 2017; Blackie & Kocovski, 2018b; Blackie & Kocovski, 2019)에 대한 선행연구들의 결과에 따라 사회불안 수준이 부적 사후반추정도에 영향을 미치며, 이 관계를 매개하는 변인으로 상태 자기자비수준을 상정하였으나, 이러한 관계에 영향을 미칠 수 있는 다른 변인들(예: 우울, 특성 불안, 자기초점적 주의 등)을 통제하지 못하였다. 따라서 후속 연구에서는 이러한 변수들을 추가로 통제하여 자기자비의 매개효과를 더 엄격하게 검증할 필요가 있다. 또한, 부적 사후반추정도에 영향을 미칠 수 있는 변인으로 알려진 다차원적 완벽주의, 특히 실수에 대한 염려, 행동에 대한 의심 및 부모의 비난차원(임선영 외, 2007), 평가염려 완벽주의와 불확실성에 대한 인내력 부족(엄시율, 박기환, 2021), 완벽주의적 자기제시(송영주, 장현아, 2016), 그리고 무조건적 자기수용(김경미, 최승원, 정인철, 2014) 등의 변인들을 추가하여 사후반추에 대한 연구를 확장하거나 더 정교화 할 필요가 있다.

셋째, 본 연구에서는 참여자들의 부적 사후반추 정도를 측정하기 위해 Edwards 등(2003)이 개발하고 Abbott과 Rapee(2004)가 수정한 Post-event Rumination Scale를 사용하였다. 하지만, 이 척도는 부적 사후반추의 빈도만을 측정하기 때문에

사회불안이 상태 자기자비를 통해 사후반추의 내용이나 강도에 미치는 영향을 적절하게 파악하는데는 한계가 있다. 따라서 후속 연구에서는 Blackie와 Kocovski(2017)가 개발한 Post-Event Processing Inventory나 김영주(2009)가 개발한 Post-Event Rumination Questionnaire와 같이 사후반추의 다양한 특성이 반영된 척도를 활용하여 상태 자기자비가 부적 사후반추의 내용이나 강도 등 다양한 특성에도 영향을 미칠 수 있는지 알아볼 필요가 있다.

넷째, 본 연구에서는 사회적 수행 이후 상대적 자기자비수준이 사회불안수준과 사후반추정도의 관계를 매개하는 것으로 나타났으나, 사회적 수행 이전에 측정된 특질적인 자기자비수준과의 관련성을 살펴보지 못하였다. 따라서 추후 연구에서는 사회적 수행 이전에 개인이 가진 특질 자기자비수준을 측정하여 연구의 결과를 더 명확하게 밝힐 필요가 있다.

참 고 문 헌

- 김경미, 최승원, 정인철 (2014) 중학생의 사후반추사고와 사회불안의 관계에서 무조건적 자기수용의 매개효과. *Korean Journal of Clinical Psychology, 33*(4), 659-673.
- 김경의, 이금단, 조용래, 채숙희, 이우경 (2008). 한국판 자기-자비 척도의 타당화 연구: 대학생을 중심으로. *한국심리학회지: 건강, 13*(4), 1023-1044.
- 김기호, 이장한 (2013). 사회불안이 사후반추사고 및 생리적 각성에 미치는 영향. *Korean Journal of Clinical Psychology, 32*(1), 1-12.
- 김영주 (2009). 사회불안의 사후반추 질문지 개발 및 타당화 연구. 가톨릭대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 김현수, 양재원 (2017). 사회불안장애의 근거기반치료. *Korean Journal of Clinical Psychology, 36*(4), 470-493.
- 노상선 (2009). 경계선 성격장애 성향자를 위한 자기자비 함양 프로그램의 개발과 사례 연구를 통한 효과 검증. 한림대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 박세란, 이훈진 (2013) 자존감, 자기자비와 심리적 부적응 및 안녕감의 관계. *The Korean Journal of Clinical Psychology, 32*(1), 123-139.
- 박연경 (2017). 마음챙김-자비 훈련이 사회불안과 사후반추사고에 미치는 효과. 영남대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 박일 (2014). 영화를 통한 자기자비 처치가 상태 자기자비, 상태불안 및 정서반응에 미치는 효과: 발표불안이 있는 대학생을 대상으로. 가톨릭대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 백소영, 하현주, 권석만 (2018). 자기자비가 사회불안에 미치는 영향: 사회불안수용의 매개효과 및 자기자비 처치효과 탐색. *한국심리학회지: 임상심리 연구와 실제, 4*(3), 337-357.
- 보건복지부 (2016). 2016년도 정신질환실태 역학조사. 서울: 보건복지부.
- 송영주, 장현아 (2016). 완벽주의적 자기제시와 발표불안과의 관계에서 사후반추사고의 매개효과. *한국교육치료학회, 8*(3), 351-368.
- 엄시울, 박기환 (2021) 평가염려 완벽주의와 불확실성에 대한 인내력 부족이 사회불안에 미치는 영향: 사후반추사고의 매개효과. *한국심리학회지: 건강, 26*(2), 277-298.
- 오은혜, 조용래 (2014). 인지적 탈융합 처치와 심리적 유연성이 대학생의 발표불안 반응 및 주의 편향 감소에 미치는 효과. *Korean Journal of Clinical Psychology, 33*(2), 341-364.
- 유승령, 김은하 (2019). 내현적 자기애와 사회불안의 관계에서 자기자비로 조절된 자의식의 매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 31*(1), 243-261.
- 이가영, 김은정 (2016). 마음챙김 지시가 사회불안 성향이 있는 대학생들의 불안과 사후반추에 미치는 영향.

- Korean Journal of Clinical Psychology*, 33(1), 165-193.
- 이성경 (2015). 마음챙김에 기반을 둔 처치가 대학생의 발표불안 반응과 사후반추 연관 요인에 미치는 효과. *한림대학교 대학원 석사학위 청구논문*.
- 이수연, 박경 (2019). 외상경험과 사후반추사고가 사회불안에 미치는 영향: 자기자비의 매개효과. *스트레스연구*, 27(1), 74-81.
- 임선영, 최혜라, 권석만 (2007). 사후반추사고가 사회적 자기효능감 및 예기불안에 미치는 영향. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 28(1), 39-56.
- 정주리, 김은영 (2020). 대학생의 자기자비와 스마트폰 중독 경향성의 관계에서 외로움을 통한 사회적 자기효능감의 조절된 매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 32(2), 799-819.
- 조용래, 노상선 (2011). 자기자비 대 주의분산 처치와 특질 자기자비가 불쾌한 자기관련 사건에 대한 정서반응에 미치는 효과. *한국심리학회지: 일반*, 30(3), 707-726.
- 조현주 (2014). 자비 및 자애명상의 심리치료적 함의. *인지행동치료*, 14(1), 123-143.
- 조현주, 노지애, 이현예, 정성진, 현명호 (2014). 초보 상담자들의 자기 성장을 위한 마음챙김 자비 프로그램 개발 및 효과. *청소년학연구*, 21(12), 25-47.
- 하경부, 조용래 (2015). 수용치치와 특질발표불안이 발표 상황에 대한 불안반응에 미치는 효과. *인지행동치료*, 15(2), 291-312.
- 하태순, 구훈정 (2017). 내면화된 수치심과 사회불안의 관계에서 탈중심화, 사후반추와 자기자비의 조절된 매개효과. *인지행동치료*, 17(3), 365-391.
- 하현주, 권석만 (2019) 정서전염과 자비의 관계에서 마음챙김과 자기몰입의 매개효과. *한국심리학회지: 건강*, 24(4), 829-852.
- Abbott, M. J., & Rapee, R. M. (2004). Post-event rumination and negative self-appraisal in social phobia before and after treatment. *Journal of Abnormal Psychology*, 113(1), 136-144.
- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of mental disorders (5th ed.)*. Arlington, VA: American Psychiatric Association.
- Blackie, R. A., & Kocovski, N. L. (2017). Development and validation of the trait and state versions of the post-event processing inventory. *Anxiety, Stress and Coping*, 30(2), 202-218.
- Blackie, R. A., & Kocovski, N. L. (2018a). Examining the relationships among self-compassion, social anxiety, and post-event processing. *Psychological Reports*, 121(4), 669-689.
- Blackie, R. A., & Kocovski, N. L. (2018b). Forgive and let go: Effect of self-compassion on post-event processing in social anxiety. *Mindfulness*, 9(2), 654-663.
- Blackie, R. A., & Kocovski, N. L. (2019). Trait self-compassion as a buffer against post-event processing following performance feedback. *Mindfulness*, 10(5), 923-932.
- Breines, J. G., & Chen, S. (2013). Activating the inner caregiver: The role of support-giving schemas in increasing state self-compassion. *Journal of Experimental Social Psychology*, 49(1), 58-64.
- Brozovich, F., & Heimberg, R. G. (2008). An analysis of post-event processing in social anxiety disorder. *Clinical Psychology Review*, 28(6), 891-903.
- Cassin, S. E., & Rector, N. A. (2011). Mindfulness and the attenuation of post-event processing in social phobia: An experimental investigation. *Cognitive Behaviour Therapy*, 40(4), 267-278.
- Cho, Y., Choi, Y., Kim, S., & Hong, S. (2018). Factor structure and other psychometric properties of the Social Phobia Inventory in Korean samples. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 51(4), 263-280.
- Clark, D. M., & Wells, A. (1995). A cognitive model of social phobia. In R. G. Heimberg, M. R. Liebowitz, D. A. Hope, & F. R. Schneier (Eds.), *Social phobia*:

- Diagnosis, assessment, and treatment* (pp. 69-93). New York: Guilford Press.
- Connor, K. M., Davidson, J. R., Churchill, L. E., Sherwood, A., Weisler, R. H., & Foa, E. (2000). Psychometric properties of the Social Phobia Inventory (SPIN). *The British Journal of Psychiatry, 176*(4), 379-386.
- Cuming, S., & Rapee, R. M. (2010). Social anxiety and self-protective communication style in close relationships. *Behaviour Research and Therapy, 48*(2), 87-96.
- Dannahy, L., & Stopa, L. (2007). Post-event processing in social anxiety. *Behaviour Research and Therapy, 45*(6), 1207-1219.
- Davidson, J. R., Hughes, D. L., George, L. K., & Blazer, D. G. (1993). The epidemiology of social phobia: Findings from the Duke Epidemiological Catchment Area Study. *Psychological Medicine, 23*(3), 709-718.
- Edwards, S. L., Rapee, R. M., & Franklin, J. (2003). Post-event rumination and recall bias for a social performance event in high and low socially anxious individuals. *Cognitive Therapy and Research, 27*(6), 607-617.
- Gill, C., Watson, L., Williams, C., & Chan, S. W. Y. (2018). Social anxiety and self-compassion in adolescents. *Journal of Adolescence, 69*, 163-174.
- Hart, T. A., Turk, C. L., Heimberg, R. G., & Liebowitz, M. R. (1999). Relation of marital status to social phobia severity. *Depression and Anxiety, 10*(1), 28-32.
- Heinrichs, N., Rapee, R. M., Alden, L. A., Bögels, S., Hofmann, S. G., Oh, K. J., & Sakano, Y. (2006). Cultural differences in perceived social norms and social anxiety. *Behaviour Research and Therapy, 44*(8), 1187-1197.
- Hofmann, S. G. (2007). Cognitive factors that maintain social anxiety disorder: A comprehensive model and its treatment implications. *Cognitive Behaviour Therapy, 34*(4), 193-209.
- Hofmann, S. G., Anu Asnaani, M. A., & Hinton, D. E. (2010). Cultural aspects in social anxiety and social anxiety disorder. *Depression and Anxiety, 27*(12), 1117-1127.
- Kiko, S., Stevens, S., Mall, A. K., Steil, R., Bohus, M., & Hermann, C. (2012). Predicting post-event processing in social anxiety disorder following two prototypical social situations: State variables and dispositional determinants. *Behaviour Research and Therapy, 50*(10), 617-626.
- Leary, M. R., Tate, E. B., Adams, C. E., Allen, A., & Hancock, J. (2007). Self-compassion and reactions to unpleasant self-relevant events: the implications of treating oneself kindly. *Journal of Personality and Social Psychology, 92*(5), 887-904.
- Mellings, T. M. B., & Alden, L. E. (2000). Cognitive processes in social anxiety: The effects of self-focus, rumination and anticipatory processing. *Behaviour Research and Therapy, 38*(3), 243-257.
- Morgan, J., & Banerjee, R. (2008). Post-event processing and autobiographical memory in social anxiety: The influence of negative feedback and rumination. *Journal of Anxiety Disorders, 22*(7), 1190-1204.
- Neff, K. D. (2003a). Self-compassion: an alternative conceptualization of a healthy attitude toward oneself. *Self and Identity, 2*(2), 85-102.
- Neff, K. D. (2003b). The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity, 2*(3), 223-250.
- Perini, S. J., Abbott, M. J., & Rapee, R. M. (2006). Perception of performance as a mediator in the relationship between social anxiety and negative post-event rumination. *Cognitive Therapy and Research, 30*(5), 645-659.
- Rachman, S., Grüter-Andrew, J., & Shafran, R. (2000).

- Post-event processing in social anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, 38(6), 611-617.
- Raes, F., Pommier, E., Neff, K. D., & Van Gucht, D. (2011). Construction and factorial validation of a short form of the Self-Compassion Scale. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 18, 250-255.
- Rapee, R. M., & Heimberg, R. G. (1997). A cognitive-behavioral model of anxiety in social phobia. *Behaviour Research and Therapy*, 35(8), 741-756.
- Rapee, R. M., Kim, J., Wang, J., Liu, X., Hofmann, S. G., Chen, J., Oh, K. Y., Bogels, S. M., Arman, S., Heinrichs, N., & Alden, L. E. (2011). Perceived impact of socially anxious behaviors on individuals' lives in Western and East Asian countries. *Behavior Therapy*, 42(3), 485-492.
- Shikatani, B., Antony, M. M., Kuo, J. R., & Cassin, S. E. (2014). The impact of cognitive restructuring and mindfulness strategies on post-event processing and affect in social anxiety disorder. *Journal of Anxiety Disorders*, 28(6), 570-579.
- Shrout, P. E., & Bolger, N. (2002). Mediation in experimental and nonexperimental studies: new procedures and recommendations. *Psychological Methods*, 7(4), 422-445.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., & Lushene, R. E. (1968). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory*. Tallahassee, Florida: Florida State University.
- Stein, M. B., Torgrud, L. J., & Walker, J. R. (2000). Social phobia symptoms, subtypes, and severity: findings from a community survey. *Archives of General Psychiatry*, 57(11), 1046-1052.
- Werner, K. H., Jazaieri, H., Goldin, P. R., Ziv, M., Heimberg, R. G., & Gross, J. J. (2012). Self-compassion and social anxiety disorder. *Anxiety, Stress and Coping*, 25(5), 543-558.
- Wittchen, H. U., & Beloch, E. (1996). The impact of social phobia on quality of life. *International Clinical Psychopharmacology*, 11(3), 15-23.

원고접수일: 2021년 1월 30일
 논문심사일: 2021년 2월 6일
 게재결정일: 2021년 9월 24일

한국심리학회지: 건강

The Korean Journal of Health Psychology

2021. Vol. 26, No. 6, 1005 - 1023

The Relationship Between Social Anxiety Level and Negative Post-Event Rumination: The Mediating Role of the Level of State Self-Compassion

Kyungjin kim

Yongrae Cho

Department of Psychology, Hallym University

This study examined the mediating role of the level of state self-compassion in the relationship between social anxiety level and negative post-event rumination. Fifty-five nonclinical undergraduate students first completed a self-report inventory of social anxiety. One week later, they made an impromptu speech in front of a video camera and a researcher. Following their speech, their levels of state self-compassion were measured, and then their levels of negative post-event rumination were assessed after a procedure to induce post-event rumination. The level of social anxiety was significantly correlated with both the levels of state self-compassion and negative post-event rumination. The level of state self-compassion was significantly correlated with the level of negative post-event rumination in the expected direction. Moreover, the level of state self-compassion fully mediated the relationship between social anxiety level and negative post-event rumination. The same results were also found when only participants with social anxiety were targeted. These results provide a theoretical basis to support the possibility that intervention to raise the level of state self-compassion will be effective in alleviating negative post-event rumination of individuals with social anxiety symptoms. Finally, implications and limitations of this study are discussed.

Keywords: social anxiety, post-event rumination, state self-compassion, mediating role