

## 사회비교경향성과 사회불안의 관계: 수치심경향성과 자기자비의 조절된 매개효과\*

차 유 성<sup>1)</sup>      김 영 근<sup>2)†</sup>

<sup>1)</sup>인제대학교 상담심리치료학과 석사, 한국정서변화와성장연구소 연구원


<sup>2)</sup>인제대학교 상담심리치료학과 부교수, 한국정서변화와성장연구소 소장

본 연구에서는 사회비교경향성과 사회불안의 관계에서 수치심경향성이 매개할 때, 자기자비가 조절된 매개효과를 가지는지 알아보았다. 또한 이러한 관계에서 수치심경향성의 정도에 따라 자기자비의 조절효과에 변화가 있는지를 알아보았다. 이를 위해 전국의 대학생 364명을 대상으로 사회비교경향성, 사회불안, 수치심경향성, 자기자비 척도가 포함된 설문 조사를 실행하였으며, SPSS 27, PROCESS Macro 프로그램을 통해 분석하였다. 연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 사회비교경향성, 사회불안, 수치심경향성, 자기자비 간 상관관계는 모두 유의하게 나타났다. 둘째, 사회비교경향성과 사회불안의 관계에서 수치심경향성은 부분매개효과를 나타냈다. 셋째, 사회비교경향성과 수치심경향성의 관계에서 자기자비가 조절효과를 가지는지를 수치심경향성 고집단, 저집단을 나누어 분석하였을 때, 수치심경향성 고집단의 경우 유의하지 않았고, 수치심경향성 저집단의 경우엔 유의하게 나타났다. 넷째, 사회비교경향성과 사회불안의 관계에서 수치심경향성이 매개할 때, 자기자비의 독립변인과 매개변인의 사이에서의 조절효과는 수치심경향성 고집단의 경우엔 유의하지 않고, 수치심경향성 저집단의 경우 유의하게 나타났다. 이러한 결과를 바탕으로 본 연구의 의의와 한계점 및 후속연구를 위한 제언을 제시하였다.

주요어 : 사회비교경향성, 사회불안, 수치심경향성, 자기자비, 조절된 매개효과

\* 본 연구는 차유성(2024)의 인제대학교 석사학위논문을 일부 수정·보완한 것임.

† 교신저자 : 김영근, 인제대학교 상담심리치료학과 부교수, 한국정서변화와성장연구소 소장, 경남 김해시 인제로 197, Tel: 055-320-4024, E-mail: ykkim@inje.ac.kr

 Copyright ©2026, The Korean Counseling Psychological Association  
This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

사회불안이란 다른 사람들에게 관찰될 수 있는 상황 즉, 낯선 사람과 사회적 관계를 맺거나 연설 또는 발표와 같이 다른 사람들 앞에서 수행을 함으로써 다른 사람들에게 부정적으로 평가될 수 있는 상황에 놓이는 것에 대한 지나친 두려움과 불안을 말한다(최명희, 김진숙, 2019). 사회불안은 정도에 따라 수줍음에서부터 다른 사람을 극도로 피하는 등 다양한 형태로 나타나는데(Herbert et al., 2004), DSM-V(Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fifth Edition; American Psychiatric Association [APA], 2013)에서는 과도하고 일상화된 사회불안을 사회공포증이라 부른다. 사회공포증을 가진 사람들은 ‘한 가지 또는 그 이상의 사회적 상황이나 활동 상황에 대한 현저하고 지속적인 두려움, 그에 따라 수치스럽거나 당혹스러운 방식으로 행동할까 봐 두려워하는 증상’을 가진다고 보고 했다. 또한 사회불안이 심한 사람은 사회적 상황에서 다른 사람들에게 노출될 때 자신을 평가한다는 생각으로 인해 긴장, 불안해하며, 과민반응, 우유부단함, 자기비하, 열등감의 특징을 지닌다(APA, 2013).

사회불안은 대학생들에게도 일어나는 현상이다. 보건복지부(2022)에서 발표한 정신질환 실태 역학조사에서는 발표, 취업 등 사회적 상황에 자주 노출되는 18-29세의 연령군이 성별에 상관없이 4.0%의 높은 사회불안 유병률을 보이는 것으로 나타났다(보건복지부, 2022). 대학생 시기는 청소년기를 지나 성인기로 전환되는 과도기로서, 정체감형성, 자율성 확립, 사회적 관계 확대 등 다양한 발달과업을 수행해야 하는 중요한 시기이다(강석기 등, 2011; 이성원, 양난미, 2015). 중·고등학교 시절에 비해 낯선 사람과의 대인 접촉이 급격히 증가

하는 환경 변화에서 사회불안이 보다 쉽게 일어날 수 있는데, 회피 행동이나 부적응적인 대처를 일으켜 발달과업의 수행을 방해할 수 있다(Strahan, 2003). 실제로 사회불안은 학업 수행, 또래 관계 형성, 진로 탐색 등 대학생 시기에 중요한 영역에서 부정적인 영향을 미치며, 방치 될 경우 성인기까지 그 영향이 지속될 수 있다(장은서, 최연실, 2013). 따라서 대학생의 사회불안에 영향을 미치는 변인을 탐색하여 사회불안의 예방과 치료에 기여할 필요가 있다.

사회불안은 사회비교경향성이란 변인의 영향을 받는 것으로 나타났다. 사회비교경향성이란 자신의 수행과 특징을 타인과 자주 비교하는 개인의 성향이라고 할 수 있다(Gibbons & Buunk, 1999). 사회비교경향성이 높은 사람은 사회비교의 결과로 심리적 위축과 불안, 열등감의 증가, 상대적 박탈감과 무능감 등의 부정적 심리상태에 빠지기도 한다(Butzer & Kuiper, 2006). 사회비교경향성이 높은 사람은 타인의 평가나 의견에 민감하게 반응하고, 사회적 상황에서 자신이 부정적으로 평가받을 가능성을 더 높게 인식하는 경향이 있다(Cattarin et al., 2000; Mor & Winquist, 2002). Leary와 Kowalski(1997)는 타인과 자신을 비교하는 과정에서 의견이 다르거나 집단의 의견과 자신의 의견이 다를 때 자기 자신을 부적절하게 여기고 위협감을 느낄 수 있다고 하였다. 이러한 선행연구들은 사회비교를 자주 하는 사람일수록 타인의 시선을 더 의식하며, 타인과 자신의 의견이 다를 경우 이를 사회적 위협으로 인식하여 자기 비난이나 불안정감을 경험할 가능성이 높다는 것을 시사한다. 이들은 의견 불일치 상황을 단순히 의견의 차이가 아닌 부정적 평가로 받아들이기에, 그렇지 않

은 사람들보다 사회적 상황에서 더 자주 불안을 느낄 수 있다. 또한 사회비교경향성이 사회불안과 유의한 관련이 있다는 연구들이 이어지고 있어(김경은, 홍정순, 2019; Kohler et al., 2021), 사회불안은 사회비교경향성의 영향을 받는다고 이해할 수 있다.

사회비교를 자주 하는 경향은 대학생들에게 더 두드러지게 나타난다. 대학생들은 외적인 것을 중요하게 여기는 특징이 있다(김경미, 2016; 최병섭, 이지연, 2019). 이러한 외적 가치들은 비교를 통해 서열 평가를 하기가 쉬워서(Lyubomirsky & Ross, 1997) 대학생들은 더 사회 비교를 자주 하게 될 것이다. 대학생들이 사회비교를 많이 하는 현상은 경쟁사회인 한국에서 더 두드러진다. 사회비교에 대한 한 문화비교 연구에서는 한국 대학생들이 외국 대학생들보다 외적 가치 추구하고 사회비교를 많이 하며, 주관적인 안녕감 또한 낮다고 하였다(구재선, 서은국, 2015). 즉, 대한민국 대학생들은 사회비교를 자주 경험하면서 부정적 평가에 자주 노출되고, 또래 집단과의 차이로 인한 위협을 느껴 사회불안을 자주 경험하게 될 것이다.

이러한 사회비교경향성은 잘 변화하지 않는 성격적 특성이기에 상담장면에서 직접적으로 사회비교경향성에 개입하여 변화를 이끌어내는 것은 어렵다. Buunk와 Gibbons(1999)의 연구에서는 사회비교경향성이 다른 성격유형들과의 연관성을 제시하며 특정 상황에 따라 변하기는 하나 비교적 안정적인 특성이라고 주장하였다. 이는 사회비교경향성을 성격특성으로 주장한 후속연구들과도 같은 결과이다(황혜진, 2005; Schneider & Schupp, 2014) 이런 맥락을 고려하여 사회비교경향성에 개입하여 변화시킬 방법을 찾기보다는 사회비교경향성이 만들

어내는 부적응의 과정에 어떻게 개입할지 살펴보는 것이 중요할 것이다. 이에 본 연구에서는 사회비교경향성이 사회불안에 영향을 줄 때, 어떤 변인들과 관련되어 있는지를 탐구하고자 한다.

본 연구에서는 사회비교경향성과 사회불안 사이에서 매개할 변인으로 수치심을 제안한다. 수치심(shame)은 스스로를 부족하고 결핍되어 있으며 부적절하고 무기력하다고 느끼는 자의식으로부터 생겨난 고통스러운 감정을 의미한다(Tangney et al., 1992). 수치심은 자의식적 정서(self-conscious emotion)의 하나로, 타인의 평가나 시선에 대한 인식이 개입될 때 유발되는 특징이 있다(Tangney & Dearing, 2002). 수치심 정서는 사회비교 상황 중 상향 비교 상황에 일어나며, 자신과 비교대상이 다름을 지각하는 과정에서 낮은 통제감을 느껴 경험될 수 있다(Smith, 2000; Tracy & Robins, 2004). 또한 사회비교경향성이 높은 사람들은 타인의 평가에 민감하여 자기전체에 대한 부정적 평가를 하게되며, 수치심을 경험하게 된다(Buunk & Gibbons, 1999; Tangney & Dearing, 2002). 이런 점을 보아 사회비교경향성은 타인의 평가나 시선을 통해 자기자신이 부족하고 무기력하다고 느끼는 수치심을 유발한다고 할 수 있다.

수치심의 자기자신에게 초점을 두는 특징은 심리적인 고통과 사회불안을 가지고 올 수 있다. 수치심을 자주 느끼는 경향이 있는 사람들은 잘못된 행동이나 실수를 했을 때 그 행동에 대한 평가를 내리는 것에 그치지 않고 전반적인 자기 자신에 대한 비난으로 확대시킨다(Lewis, 1971). 또한 타인이 자신을 부정적으로 평가할 것이라 생각해 사회적 상황에서 다른 사람들과 어울리기를 두려워한다(Lewis, 1988). 이렇게 수치심이 높은 사람들은 사회적

상황속에서 더 많은 불안을 경험하게 된다 (Bradshaw, 2002; Cheek & Buss, 1981; Watson & Friend, 1969). Gilbert 등(2000)의 논문에서는 수치심을 느끼면 눈을 마주치지 못하거나, 구부정한 자세를 취하는 등 저자세의 행동을 유발하는데, 이는 사회불안에서도 흔히 나타난다며 둘 사이의 연관성을 강조하였다. 그 외 수치심과 사회불안 사이에 관계가 있음을 보여주는 연구들까지 고려해 보았을 때(양선경, 송원영, 2018; 하태순, 구훈정, 2017; Gilbert & McGuire, 1998), 사회비교경향성이 높은 사람은 비교상황에서 자신을 부적절하게 느껴 수치심을 경험하고 타인에 대한 평가의 두려움으로 인해 사회불안을 일으킨다고 이해할 수 있다.

한편, 본 연구에서는 수치심보다 사회불안을 예측하는데 적합한 개념으로 수치심경향성을 사용하였다. 수치심경향성이란 부정적인 사건에 대한 반응으로 수치심을 경험하는 경향성이며 특정한 사건에서 일시적으로 나타나는 상태 수치심(stare shame)과는 달리 지속적으로 나타나는 정서적 반응 양식이다(Goss et al., 1994; Tangney & Dearing, 2002). 수치심경향성이 높은 사람들은 수치심을 일상적으로 경험하거나 민감하고, 자신의 성격이나 행동에 대해 지속적인 수치심을 느끼는 경향이 있다 (Andrews et al., 2002). 사회불안은 단일 사건보다는 반복적인 부정적 사회경험에서 형성되고 강화되는 경향이 있는데(Clark & Wells, 1995), 이를 고려하면 사회불안을 설명하기 위해서는 상태수치심보다는 수치심경향성이 더 적절한 개념으로 보인다. 이에 본 연구에서는 상태수치심을 포함하는 변인인 수치심이 아닌 수치심경향성을 사회비교경향성과 사회불안의 관계에서의 매개변인으로 선정하였다.

사회비교상황이 수치심경향성을 가져오는

경로를 설명하기 위한 선행연구들은 주로 Weiner(1986)의 귀인이론을 이론적 틀로 사용하였다. 귀인이론에서는 행위자가 자신의 행동 결과에 대한 원인에 대한 사고가 행동의 결과에 대한 인식과 그 후의 행동을 바꾼다고 가정한다. 그런데 귀인이론을 바탕으로 진행된 선행연구들의 결과는 일관되지 않았다. Weiner(1986)는 사회적 상황비교로 인한 실패 상황에서 내적-안정차원(능력)으로 귀인하면 수치심을, 내적-불안정차원(노력)으로 귀인하면 죄책감을 느낀다고 설명하였다. 그러나 박영신(1989)의 연구에서는 능력귀인을 하면 열등감과 수치심, 노력귀인을 하면 죄의식을 느낀다고 보고하였다. 정종진(1992)의 연구에서는 능력귀인은 무능감을, 노력귀인은 수치심을 느낀다고 보고했으며, 송수민(2008)의 연구에서는 사회비교경향성과 수치심의 관계에서 능력귀인이 매개효과를 가진다고 보고하였다. 이처럼 일관되지 않은 연구결과들은 귀인이라는 인지적 변인만으로는 사회비교경향성이 수치심경향성에 다다른 경로를 설명하는 것에 한계가 있음을 의미한다. 또한 동일한 귀인 유형이라 하더라도 조절변인의 영향으로 인해 다른 결과를 보일 수 있음을 의미하기도 한다. 이에 본 연구에서는 사회비교경향성과 수치심경향성 사이 관계를 설명해줄 조절변인을 탐색하고자 하였고 그 변인으로 자기자비를 채택하였다.

자기자비란 자신의 부족함을 인식하거나 어려운 상황에 처해 있을 때 스스로를 비난하는 대신 포용적 태도로 돌보는 것을 의미한다. 자기자비가 높은 사람들은 실패나 갈등과 같은 부정적 경험에 직면했을 때 스스로를 혹독하게 몰아세우거나 비난하지 않고(Neff & Vonk, 2009), 마음챙김적 자각을 통해 균형 잡

한 관점으로 자신의 고통을 대함으로써, 심적 여유를 가지며 자신의 경험을 더 큰 인간 맥락에서 인식한다(Neff, 2003b). 자기자비의 이러한 면은 정서를 인지한 후, 처리하는 과정에서 도움을 준다(문은주, 최해연, 2015).

또한 자기자비는 타인과 비교되어지는 상황에도 강점을 가진다. 자기자비는 자기와 관련한 부정정서를 있는 그대로 인식하고 그러한 마음에 친절함으로 다가가기 때문에 자기평가나 사회적 비교에 자기자비의 수준이 좌우되지 않는다(Neff & Lamb, 2009). 이는 자기자비의 하위요인인 마음챙김이 자신의 자신의 생각과 감정을 한 걸음 떨어져 바라보도록 도와줌으로써, 지나친 자기몰입에서 벗어나고 자기비난을 멈추게 하여 문제를 객관적으로 보게 하기 때문일 것이다(박세란, 2015). 마음챙김은 자기자비가 사회비교상황에서 증가하거나 감소하기보다는 개인이 자신의 경험을 있는 그대로 수용하게 돕는 역할을 할 것으로 보인다. 이는 수치심이 높은 사람들을 대상으로 한 자기자비 개입들이 효과적임을 보고하는 연구들에게 뒷받침된다(유정미 등, 2022; 최인선, 최한나, 2013; Gilbert, 2009; Johnson & O'Brien, 2013).

자기자비의 예상효과는 책임감에서도 나타난다. Leary(2007)의 연구에서 자기자비 처치조건에 참가자들은 다른 조건에 참가자들에 비해 과거에 경험한 부정적 사건에 대한 책임감을 더 많이 인식하면서도 전반적인 부정적 감정은 덜 느낀 것으로 나타났다. Weiner(1986)는 통제가능 요인에 귀인하면 사람들은 책임감을 느끼고, 통제 불가능한 요인에 귀인하면 수치심, 당황, 혐오감을 느낀다고 주장했다. 이러한 관점에서 볼 때 자기자비는 부정적 사건을 있는 그대로 수용하게 하며 동시에 그 사건이

유발한 정서를 회피하지 않고 직면할 수 있게 함으로써 높은 책임감과 낮은 부정정서를 가지게 할 수 있을 것이다(조용래, 노상선, 2011; Leary, 2007). 이런 점들을 고려하여, 본 연구에서는 사회비교경향성이 사회불안에 영향을 줄 때 수치심경향성이 매개효과를 가지고, 사회비교경향성의 뒤에서 자기자비가 조절효과를 가지는지를 살펴보고자 한다.

한편 자기자비가 부정정서를 감소시키지 못한 경우에 대한 선행연구들도 존재하였다. 자기자비는 일반적인 상황에서는 심리적 고통을 줄이고 부정적 정서를 완화하는 도움을 주었지만, 외상이나 만성적인 자기비난을 가진 사람들이 느끼는 강한 감정의 조절은 한계가 있다고 보고하였다(Barnard & Curry, 2011; Gilbert, 2014; Neff et al., 2019). 이는 자기자비의 정서 조절효과가 개인이 가진 수치심경향성의 수준에 따라 달라질 수 있음을 시사한다. 따라서 본 연구에서는 자기자비가 수치심경향성에 영향을 미칠 때, 수치심경향성의 높고 낮음에 따라 조절효과에서 차이를 보이는지를 탐색하고자 하였다. 이를 위해 수치심경향성을 중위값을 산출한 후, 이를 기준으로 고집단과 저집단으로 나누어 분석하였다.

이러한 이론적 배경들을 바탕으로 본 연구에서는 사회비교경향성이 사회불안에 영향을 줄 때 수치심경향성이 각각 매개효과를 가지고, 사회비교경향성의 뒤에서 자기자비가 조절효과를 가지는지를 살펴보고자 한다. 또한 자기자비의 조절효과가 수치심경향성의 정도에 따라 달라지는가를 알아볼 것이다. 이에 따른 연구문제들은 아래와 같다.

첫째, 사회비교경향성이 사회불안에 영향을 미칠 때 수치심경향성의 매개효과가 있는가?

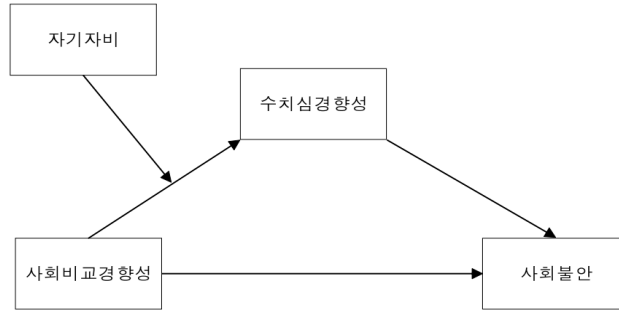


그림 1. 사회비교경향성과 사회불안의 관계에서 자기자비로 조절된 수치심경향성의 매개효과

둘째, 사회비교경향성이 수치심경향성이 미치는 영향에서 자기자비는 조절효과가 있는가?

셋째, 사회비교경향성이 수치심경향성이 미치는 영향에서 자기자비의 조절효과는 수치심경향성의 수준(고/저)에 따라 차이를 보이는가?

넷째, 사회비교경향성이 사회불안에 미치는 영향성에서 수치심경향성을 통한 자기자비의 조절된 매개효과는 수치심경향성의 수준에 따라 차이를 보이는가?

## 방 법

### 연구참여자

본 연구는 생명윤리위원회에 연구 진행을 승인받아 진행되었다. 사회비교경향성, 사회불안, 수치심경향성, 자기자비를 측정하기 위해 전국의 대학교에 재학 중인 20, 30대 남녀를 대상으로 설문조사를 실시하였다.

연구참여자 수는 G\*Power 프로그램을 통해 수행된 사전 검정력 분석 결과 최소 276명의 참가자 표본이 얻어졌다. 또한 사회불안을 중속변인으로 하여 조절된 매개효과를 검증한

선행연구 중, 성인초기의 사회비교경향성과 사회불안의 관계에서 자기격려를 통해 부정적 평가에 대한 두려움이 가지는 조절된 매개효과를 검증한 김경은과 홍정순(2019)의 연구; 청소년의 완벽주의적 자기제시가 사회불안의 관계에서 반추에 대한 자기자비의 조절된 매

표 1. 연구참여자의 인구 통계학적 특성(N=426)

	유형	인원(명)	비율(%)
성별	남	126	34.6
	여	238	65.3
나이	19-20	111	30.4
	21-22	120	32.9
	23-24	86	23.6
	25-26	36	9.1
	26이상	10	2.0
	거주지	서울	22
인천		4	1.0
부산		169	46.4
울산		16	4.3
경기도		8	2.1
경상남도		211	57.9
전라남도		26	7.0
충청남도	4	0.1	

개효과를 검증한 박지혜, 이주영(2018)의 연구; 대학생의 애착외상경험과 사회적 상호작용 불안의 관계에서 사회적 지지를 통한 자기분화의 조절된 매개효과를 검증한 신운석과 이수림(2019)의 연구 등에서는 무선적 표집 선발형식을 통해 수집한 표본수가 최소 355명에서 426명이었기에, 본 연구에서는 400명의 표본을 모으고자 하였다.

연구자료수집을 위한 설문지 배포는 오프라인 설문지와 구글 폼을 활용한 온라인 설문지의 두 가지 방식을 채택하였다. 온라인 설문을 사용하는 과정에서 연구진행자가 설문 종료 버튼을 누른 시점은 표본 434명이었고, 그 중 불성실하게 응답된 설문지 7부를 제외한 427명의 표본이 분석에 사용되었다.

#### 측정도구

##### 사회비교경향성

사회비교경향성 척도(Iowar-Netherlands Comparison Orientation Measure [INCOM])를 Gibbons과 Bunnk(1999)가 개발하고 한덕웅과 장은영(2003)이 번안한 것을 최윤희(2003)가 재타당화한 척도를 사용하였다. 개인의 사회비교경향성을 측정하기 위해 개발되었으며 능력과 의견의 두 가지 하위요인의 11문항으로 구성되어 있다. 능력 차원은 다른 사람과 나의 수행능력을 비교하는 것과 관련있는 6문항으로 구성되어 있으며, 역채점 문항하나를 포함하고 있다. 의견 차원은 다른 사람들과 나의 의견을 비교하는 것과 관련있는 5문항으로 구성되어 있으며, 역채점 문항 한 개를 포함하고 있다. 문항들은 5점 Likert 척도를 사용하였고, 두 가지 하위요인을 합한 것을 통해 사회비교경향성 점수를 산출하였다. 점수가 높을

수록, 타인과 비교하는 사회비교경향성이 높다. 최윤희(2003)의 연구에서 나타난 Cronbach's  $\alpha$ 의 값은 .83, 본 연구에서는 .80이었다.

##### 사회 불안

사회적 상호작용 불안(Social Interaction Anxiety Scale [SIAS])척도는 사회적 상호작용을 요구하는 다양한 상황에서 느끼는 불안을 알아보고자 Mattick와 Clarke(1998)가 개발하고, 국내에서 김향숙(2001)이 번안한 척도이다. 총 19문항으로 구성되어 있으며, '전혀 그렇지 않다(1점)'에서 '매우 그렇다(5점)'의 5점 리커트 척도로 평정된다. 점수가 클수록 사회적 상호작용 과정에서 경험하는 불안이 높음을 의미하며, 김향숙(2001)의 연구에서 확인된 Cronbach'  $\alpha$  는 .92, 본 연구에서는 .86으로 나타났다.

##### 수치심경향성

상태수치심을 제외한 수치심경향성을 측정하기 위해 Tangney 등(2000)이 개발한 자의식적 정서 척도(Test of Self-Conscious Affect [TOSCA-3])를 활용하였다(Tangney et al., 2000). 일상생활에서 만나는 상황이 제시되고, 자의식적 정서를 현상학적으로 나타내는 대안 반응을 측정하고 있다. TOSCA-3는 11개의 부정적인 상황과 5개의 긍정적인 상황을 제시하고 그 상황 안에서 수치심, 죄책감, 외면화, 무관심, 분리, 자부심을 묻는 문항이 함께 제시되며, 각각의 정서를 느끼는 정도를 5점 척도로 표시하게 한다. 점수가 높으면 높을수록 수치심이 심한 것이며, 이를 근거로 개인의 고유한 수치심경향성 점수를 산출한다. TOSCA-3척도는 기존의 TOSCA-2의 문항과 일치하며, 두 개의 상황이 추가 되었고 성별 왜곡이 드러나는 다이어트 상황과 부적절한 죄책감 문항을

제외하였다. 기존에 존재하던 문항들은 심중 온(1999)의 연구에서 사용한 TOSCA-2의 문항을 그대로 사용하였으며, 두개의 추가된 시나리오는 송수민(2008)이 번안한것을 사용하였다. 송수민(2008)의 연구에서 사용한 TOSCA-3의 Cronbach  $\alpha$ 는 .81로 나타났으며, 하위척도인 수치심경향성의 Cronbach  $\alpha$ 는 .78, 본 연구의 경우 수치심경향성의 Cronbach  $\alpha$ 는 .77, 로 나타났다.

### 자기자비

한국판 자기자비 척도(Korean version of the Self-Compassion Scale [K-SCS])는 Neff(2003a)가 개발하고 김경의 등(2008)이 번안하였다. 이 척도는 3개의 하위척도에 서로 반대되는 개념 3개를 추가하여 6개의 요인으로 이루어져 있다. 자기자비의 하위요인은 자기 친절, 보편적 인간성, 마음챙김이다. 자기 친절은 실제 상황이나 고통스러운 상황에서도 자신을 비난하지 않고 수용하며, 자신에게 친절하게 대하는 것을 말한다. 보편적 인간성은 고통과 실패를 따로 분리하기보다는 누구나 경험할 수 있는 보편적인 경험이라 생각하고 수용하는 것을 의미한다. 마음챙김은 자신의 고통스러운 상황에서 부정적인 정서를 알아차리고 수용하는 것이다. 총 26문항이며, 5점 Likent 척도(1점: 전혀 아니다 - 5점: 거의 항상 그렇다)로 구성되어 있다. 송수민(2008)의 연구에서 문항 전체의 Cronbach  $\alpha$ 는 .87이었고, 본 연구의 경우 .84였다.

### 자료분석

본 연구에서 수집한 자료들은 SPSS 27.0, SPSS PROSESS Macro 프로그램을 통해 분석을

실시하였다. 구체적인 분석 절차는 다음과 같다.

첫째, 연구대상자들의 인구통계학적 요인 분포를 확인하기 위해 빈도분석을 실시하고, 연구에서 사용된 척도들의 신뢰도 검증을 위해 Cronbach's  $\alpha$  값을 알아보았다.

둘째, 각 변인 간 관련성과 표본의 정규성 검증을 위해 기술통계 및 상관분석을 실시하였다.

셋째, 사회비교경향성과 사회불안 사이에서 수치심경향성이 매개하는 지를 알아보기 위해 SPSS PROSESS Macro 4번 모델을 활용하여 매개효과를 검증하였다.

넷째, 사회비교경향성과 수치심경향성의 관계를 자기자비가 조절하는지 알아보기 위해 SPSS PROSESS Macro 1번 모델을 활용하여 조절효과를 검증 하였다.

다섯째, 사회비교경향성과 사회불안 사이에서 수치심경향성이 매개할 때, 자기자비가 조절효과를 보이는지 알아보기 위해 SPSS PROSESS Macro 7번 모델을 통해 조절된 매개효과를 검증하였다.

## 결 과

### 주요 변인들의 기술통계

본 연구에서 주요변인인 사회비교경향성, 사회불안, 수치심경향성, 자기자비의 기술통계를 실시하여 최솟값 및 최댓값, 평균, 표준편차를 표 2와 같다. 각 변인의 왜도와 첨도가 절댓값 2와 7을 넘기지 않으므로 정규성 가정을 충족하기 때문에, 변인들이 정규분포를 이루고 있어 분석에 적합한 것으로 확인

표 2. 연구 변인들의 기술통계(N=426)

	M	SD	왜도		첨도	
			Estimate	SE	Estimate	SE
사회 비교 경향성	36.453	7.449	-.289	.128	-.267	.255
사회불안	54.590	13.727	-.089	.128	-.417	.255
수치심경향성	41.173	10.771	-.065	.128	-.390	.255
자기자비	36.453	7.449	-.289	.128	-.267	.255

되었다.

### 주요 변인 간의 상관관계 분석

사회비교경향성, 사회불안, 수치심경향성, 자기자비의 관계를 알아보기 위해 SPSS 통계 프로그램을 통해 Pearson 상관분석을 실시하였고 결과는 표 3과 같다. 사회비교경향성은 사회불안( $r=.439, p<.001$ ), 수치심경향성( $r=.445, p<.001$ )과 정적상관관계를 보였고, 자기자비( $r=-.473, p<.001$ )와는 부적상관관계를 보였다. 사회불안은 수치심경향성( $r=.588, p<.001$ )과는 정적상관관계, 자기자비와는( $r=-.511, p<.001$ ) 부적상관관계를 보였다. 수치심경향성은 자기자비와( $r=-.524, p<.001$ ) 부적상관관계를 보였다.

### 사회비교경향성이 사회불안에 미치는 영향에서 수치심경향성의 매개효과 검증

사회비교경향성과 사회불안 사이에서 수치심경향성의 매개효과를 알아보기 위해 Process Macro의 Model 4를 사용하여 단순 매개분석을 실시하였고 그 결과는 표 4과 같다. 결과를 보면 사회비교경향성이 수치심경향성에 정적으로 유의한 상관을 보이는 것으로 나타났다( $B=.644, p<.001$ ). 수치심경향성은 사회불안에 정적으로 유의한 상관을 보이는 것으로 나타났다( $B=.623, p<.001$ ). 또한 사회비교경향성이 사회불안에 미치는 총효과가 유의하였다( $B=.809, p<.001$ ). 매개변수인 수치심경향성이 투입 될 경우 사회비교경향성과 수치심경향성 간의 경로의 직접효과 또한 유의한 것으로 나타나( $B=.408, p<.001$ ), 수치심경향성은

표 3. 연구 변인 간의 상관관계

	1	2	3	4
1. 사회비교경향성	1			
2. 사회불안	.439***	1		
3. 수치심경향성	.445***	.588***	1	
4. 자기자비	-.473***	-.511***	-.524***	1

주. \*\*\*  $p<.001$

표 4. 사회비교경향성과 사회불안의 관계에서 수치심경향성의 매개효과

	종속변수 : 수치심경향성				
	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>
사회비교경향성	.644	.068	9.464***	12.720	22.676
	종속변수 : 사회불안				
	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>
사회비교경향성	.408	.085	4.807***	.241	.575
수치심경향성	.623	.058	10.605***	.507	.738
사회비교경향성(총효과)	.809	.087	9.307***	.638	.980

주. \*\*\*  $p < .001$

표 5. 부트스트래핑을 통한 수치심경향성의 매개효과 유의성 검증

변수	Effect	Boot SE	95% 신뢰구간	
			<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>
우울	.401	.063	.286	.531

부분매개효과를 가지는 것으로 나타났다. 수치심경향성의 간접효과가 유의한지 알아보기 위해 부트스트래핑 검증을 실시하였고 그 결과는 표 5과 같다. 사회비교경향성이 수치심경향성을 통해 사회불안에 이르는 경로에서 부트스트래핑으로 5,000번 반복추출한 결과, 95% 신뢰구간에서 하한값과 상한값의 사이에 0이 포함되지 않아 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

#### 수치심경향성 정도에 따른 사회비교경향성과 수치심경향성의 관계에서 자기자비의 조절 효과 검증

사회비교경향성과 수치심경향성의 관계에서 자기자비의 조절효과가 있는지 확인하기 위해 PROCESS Macro 모델 1번을 사용하여 사회비

교경향성과 수치심경향성의 관계에서 자기자비의 조절효과를 분석하였으며 결과는 표 6과 같다. 결과를 보면 사회비교경향성이 높을수록 수치심이 증가하는 것으로 나타났다( $B = .372, p < .001$ ). 자기자비가 낮을수록 수치심은 증가하는 것으로 나타났다( $B = -.265, p < .001$ ). 그러나 사회비교경향성과 수치심의 관계에서 자기자비의 상호작용 효과는 유의하지 않은 것으로 나타났다( $B = .003, p < .ns$ ).

전체 표본을 대상으로 한 분석에서 사회비교경향성과 수치심경향성 간의 관계에서 자기자비의 조절효과는 통계적으로 유의하지 않았다. 이에 따라 중위값 기준의 수치심경향성의 높고 낮음에 따라 조절효과가 달라질 가능성을 고려하여 수치심경향성 고집단, 수치심경향성 저집단을 나누어 분석하였다. 고집단은 203명, 저집단은 209명으로 나누어졌다. 그다

표 6. 사회비교경향성과 수치심의 관계에서 자기자비의 조절효과

	종속변수 : 수치심경향성					
	B	SE	t	R <sup>2</sup>	95% CI	
					LLCI	ULCI
사회비교경향성	.372	.071	5.227 <sup>***</sup>		.231	.512
자기자비	-.265	.032	-8.152 <sup>***</sup>	.570	-.329	-.201
사회비교경향성×자기자비	.003	.003	.794		-.004	.009

주. <sup>\*\*\*</sup>  $p < .001$

표 7. 사회비교경향성과 수치심경향성의 관계에서 자기자비의 조절효과(수치심경향성 고집단)

	종속변수 : 수치심경향성					
	B	SE	t	R <sup>2</sup>	95% CI	
					LLCI	ULCI
사회비교경향성	.161	.065	2.489 <sup>*</sup>		.033	.288
자기자비	-.130	.028	-4.698 <sup>***</sup>	.570	-.185	-.075
사회비교경향성×자기자비	-.003	.003	-.976		-.010	.003

주. <sup>\*</sup>  $p < .05$ , <sup>\*\*\*</sup>  $p < .001$

음 PROCESS Macro 모델 1번을 사용하여 사회비교경향성과 고집단 수치심경향성의 관계에서 자기자비의 조절효과를 분석하였으며 결과는 표 7과 같다. 결과를 보면, 사회비교경향성이 높을수록 수치심경향성이 증가하는 것으로 나타났다( $B = .161$ ,  $p < .05$ ). 자기자비가 낮을수록 수치심경향성은 증가하는 것으로 나타났다( $B = -.130$ ,  $p < .001$ ). 그러나 사회비교경향성과 수치심경향성의 관계에서 자기자비의 상호작용 효과는 유의하지 않은 것으로 나타났다( $B = -.003$ ,  $p < .ns$ ).

사회비교경향성과 저집단 수치심경향성의 관계에서 자기자비의 조절효과를 분석하기 위해 PROCESS Macro 모델 1번을 사용하였으며 결과는 표 8과 같다. 결과를 보면, 사회비교경

향성이 높을수록 수치심경향성이 증가하는 것으로 나타났다( $B = .197$ ,  $p < .001$ ). 자기자비는 낮을수록 수치심경향성이 증가하는 것으로 나타났다( $B = -.091$ ,  $p < .01$ ). 사회비교경향성과 자기자비의 상호작용 효과는 수치심경향성에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다( $B = .012$ ,  $p < .001$ ). 조절변인의 어떤 조건에서 상호작용 효과가 나타나는지 알아보기 위해 PROCESS Macro를 이용해 단순 기울기 분석을 실시하였으며, 그 결과는 표 9와 같다. 자기자비가 평균, 평균보다 1 표준편차가 높은 경우 하한값과 상한값의 사이에 0을 포함하지 않아 유의한 것으로 나타났다. 그러나 자기자비가 1 표준편차 낮은 경우 하한값과 상한값의 사이에 0을 포함하여 유의하지 않은 것으로 나타났다.

표 8. 사회비교경향성과 수치심경향성의 관계에서 자기자비의 조절효과(수치심경향성 저집단)

	종속변수 : 수치심경향성					
	B	SE	t	R <sup>2</sup>	95% CI	
					LLCI	ULCI
사회비교경향성	.197	.061	3.224***		.077	.317
자기자비	-.091	.030	-3.007**	.413***	-.151	-.031
사회비교경향성×자기자비	.012	.004	3.375***		.005	.019

주. \*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .001$

표 9. 부트스트래핑을 통한 자기자비의 조절효과 유의성 검증(수치심경향성 저집단)

자기자비	Effect	SE	LLCI	ULCI
-1 SD	.021	.077	-.130	.172
M	.191	.061	.071	.312
+1 SD	.399	.089	.222	.575

주. \*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .001$

이는 자기자비가 낮을 때는 사회비교경향성이 수치심경향성에 미치는 영향을 조절하지 못하나, 어느 수준 이상일 때는 수치심경향성을 감소 시켜주는 조절효과를 가진다고 해석할 수 있다.

사회비교경향성과 사회불안의 관계에서 수치심경향성과 자기자비의 조절된 매개효과 검증

사회비교경향성이 수치심을 매개로 하여 사회불안에 영향을 줄 때, 자기자비의 조절된 매개효과를 확인하기 위해 SPSS PROCESS Macro 7번 모형을 이용하여 자기자비의 조절된 매개효과를 분석하였고, 그 결과를 표 10에 제시하였다. 결과를 보면, 사회비교경향성이 높을수록 수치심이 증가하였으며( $B = .372$ ,  $p < .001$ ), 자기자비가 낮을수록 수치심이 증가

하였다( $B = -.265$ ,  $p < .001$ ). 또한 수치심이 높을수록 사회불안이 증가하였다( $B = .623$ ,  $p < .001$ ). 그러나 사회비교경향성과 자기자비의 상호작용 효과는 수치심에 유의미한 영향을 주지 못하였다( $B = .003$ , *ns*).

다음으로 사회비교경향성이 수치심경향성을 매개로 하여 사회불안에 영향을 줄 때, 수치심경향성의 수준에 따라 자기자비의 조절된 매개효과가 달라지는지 확인하기 위해 SPSS PROCESS Macro 7번 모형을 이용하여 수치심경향성 고집단일 경우의 자기자비의 조절된 매개효과를 분석하였고, 결과를 표 11에 제시했다. 결과를 보면 사회비교경향성이 높을수록 수치심경향성이 증가하였으며( $B = .161$ ,  $p < .05$ ), 자기자비가 높을수록 수치심경향성이 감소하였다( $B = -.130$ ,  $p < .001$ ). 그러나 사회비교경향성과 자기자비의 상호작용 효과는 수치

표 10. 사회비교경향성과 사회불안의 사이에서 자기자비로 조절된 수치심경향성의 매개효과

	종속변수 : 수치심				
	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>
사회비교경향성	.371	.071	5.227 <sup>***</sup>	.232	.512
자기자비	-.265	.032	-8.152 <sup>***</sup>	-.329	-.201
사회비교경향성×자기자비	.003	.003	.794	-.004	.009
	종속변수 : 사회불안				
	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>
사회비교경향성	.408	.085	4.807 <sup>***</sup>	.241	.575
수치심	.623	.058	10.605 <sup>***</sup>	.507	.738

표 11. 사회비교경향성과 사회불안의 사이에서 자기자비로 조절된 수치심경향성의 매개효과(수치심경향성 고집단)

	종속변수 : 수치심경향성				
	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>
사회비교경향성	.161	.065	2.489 <sup>*</sup>	.033	.288
자기자비	-.130	.028	-4.698 <sup>***</sup>	-.185	-.075
사회비교경향성×자기자비	-.003	.003	-.976	-.010	.003
	종속변수 : 사회불안				
	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>
사회비교경향성	.315	.132	2.386 <sup>*</sup>	.055	.575
수치심경향성	.413	.144	2.862 <sup>**</sup>	.128	.697

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

심경향성에 유의한 영향을 미치지 않았다( $B = -.003$ ,  $n.s.$ ). 수치심경향성의 경우 높을수록 사회불안이 증가하였다( $B = .413$ ,  $p < .01$ ). 즉 수치심경향성 고집단에서 사회비교경향성이 수치심경향성을 통해 사회불안에 영향을 줄 때 자기자비는 이를 유의하게 조절하지 않았다.

다음으로 수치심경향성 저집단에서 사회비

교경향성이 수치심경향성을 매개로 하여 사회불안에 영향을 줄 때, 자기자비의 조절된 매개효과가 달라지는지 확인하기 위해 SPSS PROCESS Macro 7번 모형을 이용하여 자기자비의 조절된 매개효과를 분석하였고, 결과를 표 12에 제시했다. 결과를 보면 사회비교경향성이 높을수록 수치심경향성이 증가하였으며 ( $B = .197$ ,  $p < .001$ ), 자기자비가 높을수록 수치

표 12. 사회비교경향성과 사회불안의 사이에서 자기자비로 조절된 수치심경향성의 매개효과(수치심경향성 저집단)

	종속변수 : 수치심경향성				
	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>
사회비교경향성	.197	.061	3.224***	.077	.317
자기자비	-.091	.030	-3.007**	-.151	-.031
사회비교경향성×자기자비	.012	.004	.3.375***	.005	.019
	종속변수 : 사회불안				
	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>
사회비교경향성	.459	.098	4.674***	.266	.653
수치심경향성	.618	.111	5.577***	.399	.836

주. \*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .001$

표 13. 부트스트래핑을 통한 자기자비의 조절된 매개효과 유의성 검증(수치심경향성 저집단)

자기자비	Effect	<i>SE</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>
-1 <i>SD</i>	.013	.060	-.118	.119
<i>M</i>	.191	.061	.027	.211
+1 <i>SD</i>	.399	.089	.115	.393

심경향성이 감소하였다( $B = -.091, p < .01$ ). 사회비교경향성과 자기자비의 상호작용 효과는 수치심경향성에 유의한 영향을 주었다( $B = .012, p < .001$ ). 수치심경향성이 높을수록 사회불안

이 증가하였다( $B = -.618, p < .001$ ). 즉 수치심경향성 저집단에서 사회비교경향성이 수치심경향성을 통해 사회불안에 영향을 줄 때 자기자비는 이를 조절하고 있었다. 다음으로 조절변

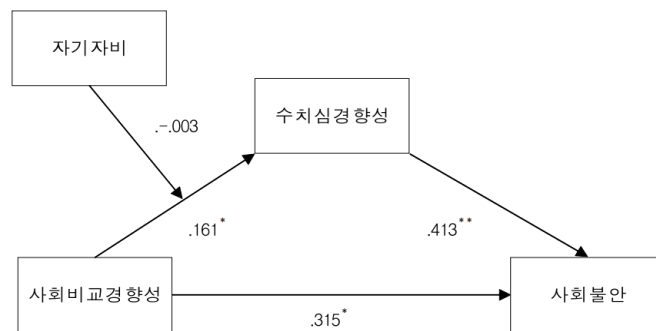


그림 2. 사회비교경향성과 사회불안의 관계에서 자기자비로 조절된 수치심경향성의 매개효과 (수치심경향성 고집단)

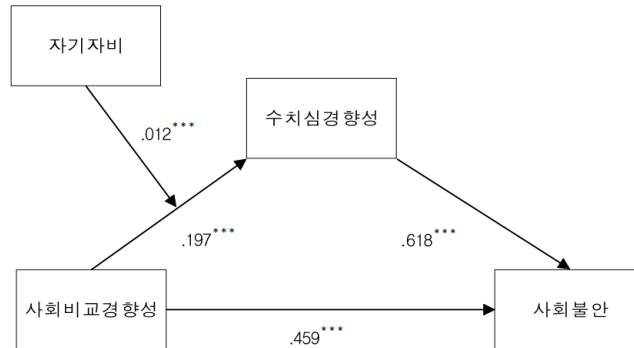


그림 3. 사회비교경향성과 사회불안의 관계에서 자기자비로 조절된 수치심경향성의 매개효과 (수치심경향성 저집단)

인인 자기자비의 평균값과 평균  $\pm 1$  SD 수준에서 조절된 매개의 간접효과에 대한 통계적 유의성을 표 13에 제시하였다. 자기자비는 -1 SD인 경우 신뢰구간 하한값과 상한값의 사이에 0을 포함하고 있어 간접효과가 유의하지 않았다. 자기자비의 값이 평균이거나 +1 SD인 경우 신뢰구간 하한값과 상한값의 사이에 0을 포함하지 않아 간접효과가 유의한 것으로 나타났다. 이는 수치심경향성의 정도가 낮고, 자기자비의 수준이 높거나 평균인 경우 사회비교경향성과 사회불안의 관계에서 수치심경향성의 매개효과를 자기자비가 조절하였으나, 자기자비의 수준이 낮은 경우 수치심경향성의 매개효과를 자기자비가 조절하지 못했다고 해석할 수 있다.

## 논 의

본 연구에서 알아보고자 하였던 점은 다음과 같다. 첫째, 대학생의 사회비교경향성이 사회불안에 영향을 미칠 때 수치심경향성이 매개효과를 가지는지 알아보고자 하였다. 둘째, 사회비교경향성과 수치심경향성의 관계에서

자기자비의 조절효과가 수치심경향성의 수준에 따라 달라지는지를 알아보고자 하였다. 셋째, 수치심경향성이 매개효과를 가질 때, 사회비교경향성과 수치심경향성의 사이에서 자기자비가 조절효과를 가지는지 알아보고자 하였다. 이에 본 연구의 주요 결과들은 다음과 같다.

첫째, 사회비교경향성, 사회불안, 수치심경향성, 자기자비의 관계를 알아보기 위해 상관분석을 실시하였다. 그 결과 분석에 사용된 변인들은 유의한 상관관계를 가지고 있었다. 사회비교경향성은 사회불안, 수치심경향성과는 정적 상관, 자기자비와는 부적 상관을 보였다. 이는 사회불안이 사회비교경향성의 영향을 받는다고 보고한 연구(김나래, 이기학, 2012; Cattarin, et al., 2000; Gastion et al, 1997; Mor & Winquist, 2002), 사회비교경향성이 높은 사람들이 수치심경향성이 더 높게 나타난 연구(박영신, 1989; Buunk et al., 2005; Smith, 2000), 사회비교를 하는 상황에서 자기자비의 수준이 좌우되지 않는다고 밝힌 연구(Neff & Lamb, 2009)와 같은 맥락이다. 사회불안은 수치심경향성과는 정적 상관을, 자기자비와는 부적 상관을 보였다. 이는 수치심경향성이 높

은 사람들이 사회적 상황 속에서 더 많은 불안을 경험한다는 연구들(나하영, 신대섭, 2016; Bradshaw, 2002; Cheek & Buss, 1981; Watson & Friend, 1969)과 자기자비 치료가 사회불안을 감소시켰다고 보고한 연구(양나은, 김향숙, 2022)와 일치하는 결과이다. 수치심경향성은 자기자비와는 부적 상관을 보였다. 이는 자기자비가 사회불안에 영향을 준다는 연구(유승령, 김은하, 2019; 한소희, 김영근, 2023), 그리고 자기자비 개입들이 수치심경향성이 높은 사람들에게 효과적이었음을 보고한 연구들과 같다(유정미, 등, 2022; 최인선, 최한나, 2013; Gilbert, 2009; Johnson & O'Brien, 2013).

둘째, 사회비교경향성과 사회불안의 관계에서 수치심경향성의 매개효과를 검증하였다. 그 결과, 수치심경향성은 사회비교경향성과 사회불안 사이에서 매개효과를 가졌다. 먼저 사회비교경향성과 사회불안의 관계에 대해 살펴보면 사회비교경향성이 수치심경향성을 거쳐 사회불안에 영향을 주었다. 이는 사회비교경향성을 가진 사람들이 잦은 사회비교로 인해 자기 자신이 부족함을 느끼며 수치심경향성이 높아지고, 자신의 부족한 모습이 사회로부터 부정적인 피드백을 받는다 여겨 사회불안이 일어난다고 해석할 수 있다. 수치심경향성과 불안에 대한 메타분석연구(Cândea & Szentágotai-Táttar, 2018)에서 외부적수치심은 사회불안증상과 관련이 더 크게 나타났다. 이는 사회비교경향성이 높은 사람이 타인과의 비교를 하는 과정에서 외부적 수치심을 느낄 가능성이 높기에 이러한 결과가 더 뚜렷하게 나타났을 수 있다.

셋째, 사회비교경향성과 수치심경향성의 관계에서 자기자비의 조절효과를 검증하였다. 이때 수치심경향성이 강한 경우 부정정서를

감소시키는 데에 한계가 있는 자기자비의 특성을 고려하여(Barnard & Curry, 2011; Gilbert, 2014; Neff et al., 2019), 수치심경향성의 증및 값을 기준으로 수치심경향성 고집단, 수치심경향성 저집단을 나누어 분석하였다. 이를 통해 수치심경향성의 정도에 따라 조절효과가 달라지는지를 알아보려고 하였다. 그 결과, 수치심경향성 저집단만 사회비교경향성과 수치심경향성의 관계에서의 자기자비의 조절효과가 유의한 것으로 나타났고, 수치심경향성 고집단의 경우 자기자비의 조절효과가 유의하게 나타나지 않았다. 먼저 수치심경향성 고집단인 경우, 사회비교경향성이 수치심경향성에 정적인 영향을, 자기자비가 수치심경향성에 부적적인 영향을 주었지만, 사회비교경향성과 자기자비의 상호작용효과는 수치심경향성에 유의한 영향을 주지 못했다. 수치심경향성 저집단인 경우 사회비교경향성이 수치심경향성에는 정적인 영향을, 자기자비가 수치심경향성에 부적 영향을 미쳤다. 사회비교경향성과 자기자비의 상호작용 효과는 수치심경향성에 유의한 영향을 주었다. 구체적으로는 사회비교경향성이 단독으로 수치심경향성에 미치는 영향보다 상호작용항이 미치는 영향의 수치가 떨어져, 자기자비가 사회비교경향성이 수치심경향성에 미치는 영향을 줄여주고 있음을 알 수 있다.

자기자비가 수치심경향성에 조절효과를 가진 이유는 자기자비가 자기비판을 완화하고 타인과의 단절감을 줄여주기 때문이다. 자기자비의 하위요인 중 하나인 자기친절이 높은 사람들은 자기비판적인 생각을 덜 경험하고, 수치스러운 상황에서도 자신을 비난하기보다는 자신을 격려하는 경향이 있다(Neff, 2003a). Barnard와 Curry(2011)도 자기친절이 수치심경

향성을 줄이는 것에 있어 핵심적인 역할을 한다고 보고하였다. 자기자비의 또 다른 하위요인인 인간적 보편성도 수치심경향성에 도움을 준다고 하였다. Neff(2003b)에 따르면 수치심경향성이 높은 사람들은 자신이 타인과 단절되어 있음을 느끼는데, 보편적 인간성은 다른 사람들도 비슷한 경험을 할 수 있음을 알게 하고 경험을 수용하게 하는데 도움을 주어 이러한 단절감이 주는 고통을 줄여줄 수 있다. 이런 점들을 고려하면, 수치심경향성으로 인해 자신을 부적절한 존재로 인식하게 하고 타인과의 단절감을 경험하게 하는 정서가 유발될 때, 자기자비의 하위요인들인 자기친절이 자기비판을 완화하고, 인간적 보편성이 고통감에서 벗어날 수 있게 도와줌으로써 수치심경향성이 줄어들었다고 이해할 수 있다.

수치심경향성이 낮은 집단만 자기자비의 조절효과가 나타난 이유는, 자기자비가 심각하거나 만성적인 경우에는 부정정서를 조절하는 것에는 한계가 있기 때문이다(Gilbert, 2010; Neff et al., 2019). Gilbert(2010)의 연구에서는 자기자비가 수치심을 다루는 데는 유용한 변인이지만, 수치심이 많이 깊고 만성화된 경우에는 자기자비가 적절한 대응을 하지 못할 수 있다고 주장했다. Neff 등(2019)의 연구에 따르면 자기자비는 후회성 반추(Brooding)나 수치심을 줄임으로써 불안, 우울 등의 부정 정서를 감소시켰다. 그러나 후회성 반추나 수치심이 만성화된 경우 자기자비의 조절기능이 약화되어 영향력이 감소되었다. 수치심이 만성화되어 있는 경우란 수치심을 느끼는 경향, 즉 수치심경향성이 높은 상태를 의미하기에 본 연구에서도 수치심경향성이 높은 경우 자기자비가 수치심경향성을 조절하는 효과가 유의하지 않게 나타났을 것이다. 본 연구에서도 수치심

이 만성화된 참여자들은 수치심경향성이 높게 측정되었을 것이며, 이런 맥락에서 자기자비의 조절효과가 통계적으로 유의하지 않게 나타난 것으로 해석된다.

사회비교경향성이 높은 사람들은 반복되는 상향비교로 인해 자기자신이 상대적으로 부족하게 느껴지는 경험을 지속적으로 경험하게 된다(Gibbons & Buunk, 1999). 반복적 상향비교는 자기비판적 사고를 강화시켜 강한 수치심경향성을 가지게 할 것이며, 자기친절의 태도를 보이기 어렵게 할 것이다. 즉 잦은 사회비교상황은 자기자비의 하위요인 중 하나인 자기친절이 일어나기 어렵게 하기에 자기자비가 수치심경향성을 감소시켜 사회불안을 감소시키는 것에 한계가 있을 것이다. 또한 다른 하위요인인 보편적 인간성 또한 사회비교경향성을 가진 사람들의 특징 때문에 수치심경향성을 중재하지 못했을 수 있다. 사회비교경향성이 높은 사람들은 타인과의 상향비교로 인해 타인과 자신이 다르다는 경험을 자주하게 될 것이다. 이러한 경험이 반복되면 모든 사람들이 나와 같은 상황을 겪을 수 있다는 보편적 인간성의 태도를 가지기 어려울 것이며, 자기자비가 수치심경향성을 감소시켜 사회불안을 감소시키지 못하게 될 것이다. 이는 강한 수치심경향성을 느끼는 상황에서 자기자비의 하위요인인 보편적 인간성이나 자기친절이 제대로 작동되지 않았다는 선행연구와 일치하는 결과이다(박도현, 김완석, 2017; Barnard & Curry, 2011).

넷째, 사회비교경향성이 수치심경향성을 매개하여 사회불안에 영향을 미칠 때의 자기자비의 조절효과를 검증하였다. 그 결과 수치심경향성이 낮은 경우에만 자기자비의 조절된 매개효과가 유의한 것으로 나타났다. 이는 사

회비교경향성이 있는 사람들이 타인과의 비교를 자주 경험하며 자신 그 자체가 부적절하다는 수치심을 느끼고 그로 인해 사회불안을 느낄 때, 수치심경향성이 너무 강하지 않다면 자기자비가 중재 효과를 가질 수 있다는 것이다. 이는 자기자비가 잦은 사회비교로 인해 수치심경향성이 높아져 사회불안으로 이어질 때 적절한 개입법이 될 수 있음을 시사한다. 자기자비의 하위요인인 마음챙김은 고정된 실체가 없음을 깨닫게 함으로써 자기중심성에서 벗어나 자기비난을 멈추게 하고 문제를 객관적으로 보게 하는데(박세란, 이훈진, 2015), 이는 비교를 자주 경험하는 사회비교경향성이 높은 사람들에게 자기비난을 멈춤으로써 자기 자신이 형편없다는 느낌인 수치심을 덜어 수치심경향성이 낮아지게 할 것이다. 또한 이는 사회불안을 줄이는 것으로 이어질 것이다(김진호, 장성숙, 2018; 백소영 등, 2018; 양나은, 김향숙, 2022).

따라서 사회불안에 개입하기 위해 자기자비의 수준을 증진 시킬 수 있는 자기자비 글쓰기 프로그램(양나은, 김향숙, 2022), 자기자비 집단상담 등의 치료방법을 사용할 수 있을 것이다. 특히 자기자비 집단은 자신이 부적절함이 인간이라는 감각을 집단 내에서 비판 없이 수용받으며, 인간이라면 누구나 경험할 수 있는 경험임을 인식하게 도와 고립감을 감소시키는 것에 강점을 가진다(Petrocchi et al., 2022; Werner et al., 2012). 그러나 높은 수준의 수치심경향성을 가진 경우, 자기자비가 수치심경향성을 감소시킬 수 없어 사회불안이 해결되지 않을 수 있다. 프로그램을 활용하는 치료자들은 이 점에 유의하여 수치심경향성이 너무 높은 치료대상자들을 대상으로는 개인상담을 통해 수치심경향성의 정도를 낮출 필요가

있을 것이다. 또한 치료대상자가 수치심경향성이 높다면, 개인상담을 통해 수치심경향성을 감소시킨 뒤 자기자비 개입을 활용하는 조치를 취하는 것이 적합할 것이다. 예를 들어 정서중심치료의 경우 내담자가 수치심을 느낀 괴로운 경험을 반복적으로 체험할 수 있게 하여 경험을 새로운 방식으로 처리할 수 있게 도울 수 있다(Greenberg, 2010).

지금까지 논의한 내용을 바탕으로 정리하면, 본 연구가 가지는 의의는 다음과 같다. 첫째, 사회비교경향성이 높은 사람이 수치심경향성을 느껴 사회불안을 느낄 수 있음을 밝혀내었다. Buunk와 Gibbons(1999)의 연구에 따르면 사회비교경향성은 외향성, 완벽주의 같은 성격요인들과 유사한 패턴을 보였다. 이는 사회비교경향성이 안정적인 성격적 특성에 가깝고, 단기간의 개입을 통해 변화를 일으키기 어렵다는 의미이다. 따라서 사회비교경향성 자체를 변화시키기보다는 사회비교경향성이 사회불안에 영향을 미치는 과정요인에 개입하는 것이 효과적일 수 있다. 이에 본 연구에서는 두 변인 사이에서 수치심경향성의 역할을 알아보기 위해 매개효과를 검증했다. 그 결과 사회비교경향성이 수치심경향성을 거쳐 사회불안에 영향을 미치는 경로는 유의했다. 이를 보아 사회불안을 해결하기 위해서는 수치심경향성을 감소시키는 개입이 유의미할 것으로 보인다.

둘째, 사회비교경향성과 수치심경향성의 관계에서 자기자비의 조절효과를 알아보았다. 수치심경향성 고집단 표본에서는 자기자비의 조절효과가 유의하지 않았고, 저집단 표본에서만 자기자비의 조절효과가 유의하게 나타났다. 이는 자기자비가 수치심경향성이 높은 경우 사회비교경향성으로 인해 수치심경향성이

높아지는 경향을 감소시키기 어려움을 의미한다. 따라서 높은 수준의 수치심경향성에는 바로 자기자비 개입을 실시하기 보다는, 개인상담을 통해 수치심경향성을 어느 정도 감소시킨 후 활용하는 것이 적합할 것으로 보인다.

또한 본 연구는 다음과 같은 한계점을 가진다. 첫째, 자기자비의 하위요인에 따른 차이점을 확인하지 못하였다. Neff(2003a)는 자기자비의 마음챙김, 보편적 인간성, 자기친절이 서로 상호작용을 하는 관계라고 말했다. 하지만 연구들이 이어지면서 하위요인들을 독립적으로 연구해 볼 필요성이 강조되고 있다(Muris et al., 2018). 또한 본 연구의 논의에서도 사회비교경향성과 수치심경향성의 관계에서 자기자비가 조절효과를 설명하며 마음챙김과 보편적 인간성의 역할에 대해 설명하였지만, 실제 분석에서 하위요인 별 조절효과를 검증하지는 못하였다.

둘째, 본 연구에서는 수치심경향성을 중위값 기준으로 이분화하여 고집단과 저집단으로 나누고 조절효과를 검증하였다. 이러한 중위값 기준의 이분법은 전체 표본을 최대한 활용하면서 두 집단의 균형된 분포를 확인할 수 있어 조절효과 분석에서 자주 활용되는 방법이다(Fitzmaurice et al., 2011). 그러나 중위값 기준 이분법은 중위값 근처에 위치한 표본들도 고집단, 저집단에 포함됨으로써, 실제로 차이가 작음에도 불구하고 통계적으로 집단 차이가 있는 것처럼 해석되었을 수 있다. 향후 연구에서는 이런 한계점을 개선하기 위해 분위별 구분 또는 잠재집단 분석 등을 통해 보다 정교한 집단 구분 및 조절 효과 분석이 필요할 것이다.

셋째, 수치심경향성의 수준이 어느 정도 높아야 자기자비가 수치심경향성을 조절하지 못

하는지 기준을 구체적으로 제시하지 못하였다. 본 연구는 자기자비의 조절효과가 유의하지 않게 되는 수치심경향성 수준을 상담실무 현장에서 사용되는 수치심 척도나 임상적으로 의미 있는 수준의 기준값을 제시하지 못했다. 향후 연구에서는 상담자들이 개입 방법을 결정하는 데 도움이 될 기준점을 도출하여 자기자비의 효과를 분석할 필요가 있다. 또한 수치심경향성이 높은 집단 내에서 자기자비의 하위요인 중 어떤 요소가 특히 비효과적인지에 대한 정교한 탐색이 이어질 수 있다면, 실무 현장에서 더 구체적이고 차별화된 개입 방안을 마련함에 기여할 수 있을 것이다.

넷째, 본 연구의 표본은 전국의 대학생들 대상으로 하였으나, 주로 경남 지역의 대학생들을 중심으로 구성되어 지역적으로 편중된 표집이라는 한계가 있다. 이는 연구 결과의 일반화에 한계가 있게 한다. 향후 연구에서는 보다 다양한 지역의 표본을 포함하여 결과의 대표성과 외적 타당도를 높일 필요가 있다.

## 참고문헌

- 강석기, 고수현, 한상훈 (2011). 대학생의 사회불안, 내현적 자기애, 부정적 정서와 우울의 관계에서 내면화된 수치심의 매개효과 검증. *교육연구논총*, 32(2), 1-27.
- 구재선, 서은국 (2015). 왜 한국 대학생이 미국 대학생보다 불행한가? 상대적 외적 가치, 사회적 지원, 사회비교의 영향. *한국심리학회지: 사회및성격*, 29(4), 63-83.
- 김경미 (2016). 사회비교경향성과 주관적 안녕감 및 우울의 관계-자기통제의 조절효과. *한국청소년학회*, 23(10), 235-257.

- 김정은, 홍정순 (2019). 성인초기의 사회비교경향성과 사회불안의 관계: 자기격려를 통한 부정적 평가에 대한 두려움의 조절된 매개효과. *학습자중심교과교육연구*, 19(18), 731-757.
- 김경의, 이금단, 조용래, 채숙희, 이우경 (2008). 한국판 자기-자비 척도의 타당화 연구: 대학생을 중심으로. *한국심리학회지: 건강*, 13(4), 1023-1044.
- 김나래, 이기학 (2012). 불확실성에 대한 인내력 부족과 지각된 진로불안과의 관계: 사회비교경향성과 부정적 평가에 대한 두려움의 매개효과. *한국직업교육학회*, 31(4), 111-134.
- 김진호, 장성숙 (2018). 사회부과적 완벽주의와 사회불안의 관계: 자기자비의 매개효과. *인간이해*, 39(2), 109-125.
- 김향숙 (2001). 사회공포증 하위 유형의 기역 편향. 서울대학교 대학원 박사학위논문.
- 나하영, 신태섭 (2016). 대학생의 내현적 자기애와 사회적 상호작용 불안의 관계: 내면화된 수치심과 자기제시 동기-기대 차이의 매개효과를 중심으로. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 28(3), 695-717.
- 문은주, 최혜연 (2015). 정서처리과정에서 자기자비의 역할: 정서인식명료성의 효과를 중심으로. *한국심리학회지: 건강*, 20(1), 1-16.
- 박도현, 김완석 (2017). 수치심이 자비명상에 대한 저항감에 미치는 영향: 자비 대상(자기 vs. 타인)의 조절효과. *한국심리학회지: 문화 및 사회문제*, 23(2), 131-157.
- 박세란, 이훈진 (2015). 자기자비 증진 프로그램 개발 및 효과 검증. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 27(3), 583-611.
- 박영신 (1989). 한국 학생이 지각한 학업에 대한 성패귀인과 학습동기화과정에 관한 연구. 숙명여자대학교 대학원 박사학위논문.
- 박지혜, 이주영 (2018). 청소년의 완벽주의적 자기제시가 사회불안에 미치는 영향: 반추에 대한 자기자비의 조절된 매개효과. *상담학연구*, 19(4), 87-107.
- 백소영, 하현주, 권석만 (2018). 자기자비가 사회불안에 미치는 영향: 사회불안수용의 매개효과 및 자기자비 처치효과 탐색. *한국심리학회지: 임상심리 연구와 실제*, 4(3), 337-357.
- 보건복지부 (2022). 2022 정신질환실태 역학조사. [https://kostat.go.kr/board.es?mid=a10409070000&bid=12030&tag=&act=view&list\\_no=422670&ref\\_bid=](https://kostat.go.kr/board.es?mid=a10409070000&bid=12030&tag=&act=view&list_no=422670&ref_bid=)
- 송수민 (2008). 수치심경향성과 죄책감경향성의 심리적 특성 비교. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 20(1), 125-144.
- 신운석, 이수림 (2019). 대학생의 애착외상경험이 사회적 상호작용 불안에 미치는 영향: 사회적 지지를 통한 자기분화의 조절된 매개효과. *한국사회과학연구*, 45(2), 33-68.
- 심종운 (1999). 수치심경향성, 죄책감경향성 및 사건귀인이 우울에 미치는 영향. 가톨릭대학교 대학원 석사학위논문.
- 양나은, 김향숙 (2022). 자기자비 글쓰기 프로그램이 대학생의 사회불안에 미치는 영향: 자기비난, 자기개념 명확성, 사회비교 경향성을 중심으로. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 34(4), 1003-1038.
- 양선경, 송원영 (2018). 남자고등학생의 내면화된 수치심이 사회불안에 미치는 영향: 완벽주의적 자기제시의 매개효과. *한국융합학회논문지*, 9(2), 277-287.

- 유승령, 김은하 (2019). 내현적 자기에와 사회 불안의 관계에서 자기자비로 조절된 자의식의 매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 31(1), 243-261.
- 유정미, 양지선, 박기환 (2022). 수치심 경향성이 대학생에게 자기자비 글쓰기가 자기자비, 수치심, 정서반응의 변화에 미치는 영향: 주의분산 글쓰기와 비교. *학습자중심교과교육연구*, 22(8), 159-172.
- 이성원, 양난미 (2015). 대학생의 평가염려 완벽주의와 사회불안의 관계에서 내면화된 수치심과 정서표현 양가성의 매개효과. *상담학연구*, 16(4), 225-244.
- 장은서, 최연실 (2013). 초등학생이 지각한 어머니의 자녀에 대한 완벽주의가 사회불안에 미치는 영향: 자기수용의 매개효과. *정서·행동장애 연구*, 29(1), 373-394.
- 정종진 (1992). 학교학습과 동기: 귀인론적 접근. *초등교육연구논총*, 4, 35-51.
- 조용래, 노상선 (2011). 자기자비 대 주의분산 처치와 특질 자기자비가 불쾌한 자기관련 사건에 대한 정서반응에 미치는 효과. *한국심리학회지: 일반*, 30(3), 707-726.
- 최명희, 김진숙 (2019). 대학생 사회불안 척도 개발과 타당화. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 31(2), 645-670.
- 최병섭, 이지연 (2019). 대학생의 물질주의, 외모주의, 사회비교, 외모만족도, 우울의 구조적 관계분석. *아시아교육연구*, 20(4), 1039-1063.
- 최윤희 (2003). 스트레스, 통제소재 및 사회비교경향성이 우울정도에 미치는 영향. 가톨릭대학교 대학원 석사학위논문.
- 최인선, 최한나 (2013). 내현적 자기에가 사회 불안에 미치는 영향: 내면화된 수치심과 사회적 자기효능감의 매개효과. *상담학연구*, 14(5), 2799-2815.
- 하태순, 구훈정 (2017). 내면화된 수치심과 사회불안의 관계에서 탈중심화, 사후반추와 자기자비의 조절된 매개효과. *인지행동치료*, 17(3), 365-391.
- 한덕웅, 장은영 (2003). 사회비교가 분노경험, 주관안녕 및 건강지각에 미치는 영향. *한국심리학회지: 건강*, 8(1), 85-112.
- 한소희, 김영근 (2023). 사회부과완벽주의가 사회불안에 미치는 영향: 정서인식명확성과 자기자비의 이중매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 35(3), 1129-1155.
- 황혜진 (2005). 사회비교 빈도와 주관적 안녕의 관계에 대한 연구. 연세대학교 대학원 석사학위논문.
- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5 ed.).
- Andrews, B., Qian, M., & Valentine, J. D. (2002). Predicting depressive symptoms with a new measure of shame: The Experience of Shame Scale. *British Journal of Clinical Psychology*, 41(1), 29-42.
- Barnard, L. K., & Curry, J. F. (2011). Self-compassion: Conceptualizations, correlates, & interventions. *Review of General Psychology*, 15(4), 289-303.
- Bradshaw, J. (2002). *Healing the shame that binds you* (Rev. ed.). Health Communications.
- Butzer, B., & Kuiper, N. A. (2006). Relationships between the frequency of social comparisons and self-concept clarity, intolerance of uncertainty, anxiety, and depression. *Personality and Individual Differences*, 41(1), 1-17.
- Buunk, A. P., & Gibbons, F. X. (1999). Individual

- differences in social comparison: Development of a scale of social comparison orientation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76(1), 129-142.
- Buunk, B. P., Kuyper, H., & van der Zee, Y. G. (2005). Affective response to social comparison in the classroom. *Basic and Applied Social Psychology*, 27(3), 229-237.
- Candea, D. M., & Szentagotai-Tătar, A. (2018). Shame-proneness, guilt-proneness and anxiety symptoms: A meta-analysis. *Journal of Anxiety Disorders*, 58, 78-106.
- Cattarin, J., Thompson, K., Thomas, C., & Williams, R. (2000). Body Image, Mood, and Televised Images of Attractiveness: The Role of Social Comparison. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 19(2), 220-239.
- Check, J. M., & Buss, A. H. (1981). Shyness and sociability. *Journal of personality and social psychology*, 41(2), 330-339.
- 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). Guilford Press.
- Fitzmaurice, G. M., Laird, N. M., & Ware, J. H. (2011). *Applied longitudinal analysis* (2nd ed.). Wiley.
- Gaston, J. E., Lyubomirsky, S., & Ross, L. (1997). Hedonic consequences of social comparison: a contrast of happy and unhappy people. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 1141-1157.
- Gibbons, F. X., & Buunk, B. P. (1999). Individual differences in social comparison: development of a scale of social comparison orientation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76, 129-142.
- Gilbert, P. (2009). Introducing compassion-focused therapy. *Advances in Psychiatric Treatment*, 15(3), 199-208.
- Gilbert, P. (2000). The relationship of shame, social anxiety and depression: The role of the evaluation of social rank. *Clinical Psychology & Psychotherapy: An International Journal of Theory & Practice*, 7(3), 174-189.
- Gilbert, P. (2010a). An introduction to compassion focused therapy in cognitive behavior therapy. *International journal of cognitive therapy*, 3(2), 97-112.
- Gilbert, P. (2010b). *Compassion focused therapy: Distinctive features*. Routledge.
- Gilbert, P. (2014). The origins and nature of compassion focused therapy. *British Journal of Clinical Psychology*, 53(1), 6-41.
- Gilbert, P., & McGuire, M. T. (1998). Shame, status, and social anxiety in individuals with social phobia. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 5(3), 173-189.
- Goss, K., Gilbert, P., & Allan, S. (1994). An exploration of shame measures-I: The other as Shamer scale. *Personality and Individual Differences*, 17(5), 713-717.
- Greenberg, L. S. (2010). *Emotion-focused therapy: Theory and practice*. American Psychological Association.
- Johnson, E. A., & O'Brien, K. A. (2013). Self-compassion soothes the savage ego-threat system: Effects on negative affect, shame,

- rumination, and depressive symptoms. *Journal of social and Clinical Psychology*, 32(9), 939-963.
- Karen, R. (1992). Shame. *The Atlantic Monthly*, 269(2), 40-70.
- Kohler, M. T., Turner, I. N., & Webster, G. D. (2021). Social comparison and state-trait dynamics: Viewing image conscious Instagram accounts affects college students' mood and anxiety. *Psychology of Popular Media*, 10(3), 349-349.
- Leary, M. R., & Kowalski, R. M. (1997). *Social anxiety*. Guilford Press.
- Leary, M. R., Tate, E. B., Adams, C. E., Batts Allen, A., & Hancock, J. (2007). Selfcompassion and reactions to unpleasant selfrelevant events: The implications of treating oneself kindly. *Journal of Personality and Social Psychology*, 92(5), 887-904.
- Lewis, H. B. (1971). Shame and guilt in neurosis. *Psychoanalytic review*, 58(3), 419-438.
- Lewis, H. B. (1988). The role of shame in symptom formation. In M. Clynes & J. Panksepp (Eds.), *Emotions and psychopathology* (pp. 95-106). Springer US.
- Lyubomirsky, S., & Ross, L. (1997). Hedonic consequences of social comparison: a contrast of happy and unhappy people. *Journal of personality and social psychology*, 73(6), 1141-1157.
- 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.
- Muris, P., Otgaar, H., & Petrocchi, N. (2018). Protection as the mirror image of psychopathology: Further critical notes on the Self Compassion Scale. *Mindfulness*, 9(6), 1881-1892.
- Mor, N., & Winquist, J. (2002). Self-focused attention and negative affect: a meta-analysis. *Psychological bulletin*, 128(4), 638-662
- Neff, K. (2003a). Self-compassion: An alternative conceptualization of a healthy attitude toward oneself. *Self and Identity*, 2(2), 85-101.
- Neff, K. D. (2003b). The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and identity*, 2(3), 223-250.
- Neff, K. D., Rude, S. S., & Kirkpatrick, K. (2007). An examination of self-compassion in relation to positive psychological functioning and personality traits. *Journal of Research in Personality*, 41(1), 139-154.
- Neff, K. D., & Lamb, L. M. (2009). Self-compassion. In S. Lopez (Ed.), *The Encyclopedia of Positive Psychology* (pp. 864-867). Wiley Blackwell.
- Neff, K. D., Tóth-Király, I., Yarnell, L. M., Arimitsu, K., Castilho, P., Ghorbani, N., Guo, H., Hirsch, J. K., Hupfeld, J., Hutz, C., Kotsou, I., Lee, W. K., Montero-Marin, J., Sirois, F. M., de Souza, L. K., Svendsen, J. L., Wilkinson, R. B., M., & Mantzios, M. (2019). Examining the factor structure of the Self-Compassion Scale in 20 diverse samples: Support for use of a total score and six subscale scores. *Psychological assessment*, 31(1), 27-45.
- Neff, K. D., & Vonk, R. (2009). Self-compassion

- versus global self-esteem: Two different ways of relating to oneself. *Journal of Personality*, 77(1), 23-50.
- Petrocchi, N., Cosentino, T., Pellegrini, V., Femia, G., D'Innocenzo, A., & Mancini, F. (2022). Evaluating the efficacy of common humanity-enhanced exposure for socially anxious young adults. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 74, 101735.
- Schneider, S. M., & Schupp, J. (2014). Individual differences in social comparison and its consequences for life satisfaction: introducing a short scale of the Iowa-Netherlands Comparison Orientation Measure. *Social Indicators Research*, 115(2), 767-789.
- Smith, R. H. (2000). Assimilative and contrastive emotional reactions to upward and downward social comparisons. In J. Suls, L. Wheller (Eds.), *Handbook of social comparison: Theory and research* (pp.173-200). Springer
- Strahan, E. Y. (2003). The effects of social anxiety and social skills on academic performance. *Personality and individual differences*, 34(2), 347-366.
- Tangney, J. P., Dearing, R. L., Wagner, P. E., & Gramzow, R. (2000). *The Test of Self-Conscious Affect-3 (TOSCA-3)*. George Mason University.
- Tangney, J. P., & Dearing, R. L. (2002). Gender differences in morality. In R. F. Bornstein & J. M. Masling (Eds.), *The psychodynamics of gender and gender role* (Vol. 10, pp. 251-269). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/10450-007>
- Tangney, J. P., Stuewig, J., & Mashek, D. J. (2007). Moral emotions and moral behavior. *Annual Review of Psychology*, 58(1), 345-372.
- Tangney, J. P., Wagner, P., & Gramzow, R. (1992). Proneness to shame, proneness to guilt, and psychopathology. *Journal of abnormal psychology*, 101(3), 469-478.
- Tracy, J. L., & Robins, R. W. (2004). Putting the self into self-conscious emotions: A theoretical model. *Psychological Inquiry*, 15(2), 103-125.
- Watson, D. & Friend, R. (1969). Measurement of social-evaluative anxiety. *Journal of consulting and clinical psychology*, 33(4), 448-457.
- 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, & Coping*, 25(5), 543-558.
- Weiner, B. (1986). *An attributional theory of motivation and emotion*. Springer-Verlag.

원 고 접 수 일 : 2025. 02. 11  
수정원고접수일 : 2025. 05. 12  
게 재 결 정 일 : 2025. 08. 04

## The Relationship between Social Comparison Tendency and Social Anxiety: Moderated Mediating Effects of Shame Tendency and Self-Compassion

Yuseong Cha<sup>1)</sup>

Youngkeun Kim<sup>2)</sup>

<sup>1)</sup>Master, Department of Counseling and Psychotherapy, Inje University &  
Researcher, Korean Institute for Emotional Transformation and Growth

<sup>2)</sup>Associate Professor, Department of Counseling and Psychotherapy,  
Inje University & Director, Korean Institute for Emotional Transformation and Growth

This study investigated whether self-compassion moderates the mediating effect of shame proneness in the relationship between social comparison orientation and social anxiety. A total of 364 Korean university students participated in a survey assessing social comparison orientation, shame proneness, self-compassion, and social anxiety. Data were analyzed using SPSS 27 and the PROCESS macro. The findings were as follows: First, all variables-social comparison orientation, social anxiety, shame proneness, and self-compassion-were significantly correlated. Second, shame proneness partially mediated the relationship between social comparison orientation and social anxiety. Third, the moderating effect of self-compassion on the association between social comparison orientation and shame proneness was significant only in the low-shame group. Fourth, the moderated mediation model revealed that self-compassion moderated the path from the independent variable to the mediator exclusively in the low-shame group. Based on these findings, the study discusses its implications, limitations, and suggestions for future research.

*Key words* : social anxiety, social comparison tendency, shame tendency, self-compassion, moderated mediation effect