

사회부과완벽주의가 사회불안에 미치는 영향: 정서인식명확성과 자기자비의 이중매개효과

한 소 회

김 영 근[†]

인제대학교 상담심리치료학과
박사과정

부교수

본 연구의 목적은 사회부과완벽주의가 사회불안에 미치는 영향을 살펴보고, 그 과정에서 정서인식명확성과 자기자비가 이중매개하는지를 확인하는 것이었다. 이를 위해 총 488명 20대~40대의 성인 남, 녀를 대상으로 사회부과완벽주의 척도, 정서인식명확성 척도, 자기자비 척도, 사회불안 척도로 구성된 온라인 자기보고식 설문을 실시하고 자료를 분석하였다. 이중매개효과를 검증하기 위하여 수집된 자료를 SPSS v.22와 AMOS 22 프로그램을 사용하여 구조방정식 모형으로 설정하고 부트스트래핑을 사용하여 간접효과 유의성을 살펴보았다. 본 연구의 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 사회부과완벽주의와 사회불안, 정서인식명확성과 자기자비는 모두 유의미한 상관관계를 보였다. 둘째, 사회부과완벽주의와 사회불안의 관계에서 정서인식명확성의 매개효과가 유의하였다. 셋째, 사회부과완벽주의와 사회불안의 관계에서 자기자비의 매개효과가 유의하였다. 넷째, 사회부과완벽주의와 사회불안의 관계에서 정서인식명확성과 자기자비가 이중매개하였다. 즉, 사회부과완벽주의가 높을수록 정서 인식이 어렵고, 자기자비의 수준 또한 낮아져 사회불안을 경험하는 것으로 확인되었다. 이러한 결과를 바탕으로 사회불안의 개입에 있어서 정서인식명확성 및 자기자비 증진의 필요성과 본 연구의 의의와 제한점 등을 논의하였다.

주요어 : 사회부과완벽주의, 정서인식명확성, 자기자비, 사회불안, 이중매개효과

[†] 교신저자 : 김영근, 인제대학교 상담심리치료학과, 경남 김해시 인제로 197

Tel: 055-320-4024, E-mail: ykkim@inje.ac.kr



Copyright ©2023, 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.

사회불안은 다른 사람들과 함께 있거나 다른 사람들에게 관찰될 수 있는 사회적 상황 또는 활동에서 과도한 불안이나 공포를 경험하며, 자신의 수행에 대한 부정적인 평가를 두려워하여 특정 상황을 의식적으로 회피하는 것이다(American Psychiatric Association, 2015). 사회불안을 경험하는 사람들은 심장의 두근거림, 떨림, 땀 흘림, 얼굴 붉어짐, 현기증 등과 같은 생리적 반응(Leitenberg, 1990)과 말더듬, 잦은 고개 끄덕임, 시선회피 등과 같은 행동적인 반응이 나타나는데(이은혜, 2011), 이들은 이러한 자신의 반응들을 인지한 이후에 더 높은 불안과 공포, 회피 반응 등의 악순환을 거듭하게 된다.

사회불안은 이른 나이에 발병되며, 치료를 받지 않으면 여러 가지 장애를 동반하며 만성적으로 진행되어(Bruce et al., 2005) 개인이 자신의 삶을 건강하게 영위하는 데 있어서 여러 가지 어려움을 경험하게 하고, 나아가 사회적 문제까지 일으키는 것으로 보인다(Stein & Kean, 2000). 사회불안으로 인한 어려움으로는 대인관계의 문제, 사회 부적응, 취업 실패, 직업기능 손상, 사회관계 손상 등이 있으며, 사회불안이 더욱 심각해질 경우 알코올 중독, 섭식장애, 우울증, 자살 사고, 자살 행동 등으로 이어지기도 한다(Aderka et al., 2012; Harb et al., 2002; Karpyak et al., 2016; Thomas et al., 2003; Wittchen et al., 2000).

2021년 전국 자살사망 분석 보고서에 의하면 우리나라 자살의 주요 원인으로 정신건강 문제가 가장 높은 비중을 차지하였으며(정신건강 문제 36.1%, 경제문제 19.5%, 신체 건강 문제 17.4%), 그중 극단적인 선택을 한 사망자의 약 16%가 불안장애를 겪었던 것으로 보고되었다(한국생명존중희망재단, 2021). 특히 불

안장애의 하위 유형인 사회불안장애의 평생 유병률(2006년 0.3%, 2011년 0.5%, 2021년 0.6%)도 꾸준히 증가하고 있는 추세이다(보건복지부, 2021). 사회불안장애는 13세 전후에 발병하여 59세까지 광범위한 연령에서 경험하고 있다(Kessler et al., 2005). 이를 치료하기 위해 병·의원을 주로 이용하는 환자는 20~40대 성인으로(약 10대 5,600명, 20대 26,100명, 30대 23,300명, 40대 25,400명, 50대 14,100명, 60대 3,100명) 다른 연령대에 비해 상대적으로 높게 나타났다(국민건강보험 질병통계, 2015). 즉, 사회불안은 많은 연령대의 사람들이 경험하고 고통을 받고 있으며, 치료를 받지 않으면 개인의 건강과 삶의 질, 사회적 기능 등에 상당한 장애를 수반하며 개인의 문제를 넘어 사회문제로까지 확대될 가능성이 높은 정신과적 질환이다(보건복지부, 2021; Stein & Kean, 2000). 이에 사회불안을 감소시키기 위한 관심과 조기에 효과적으로 개입할 수 있는 방안들이 필요하다.

선행연구들에서는 사회불안을 유발하는 변인들과 관련하여 인지적인 변인들의 중요성이 강조되고 있으며(Clark & McManus, 2002; Herbert, 1995), 특히 인지적인 변인들 중에 완벽주의는 사회불안과 깊은 관련이 있는 것으로 나타났다(김가현, 김은하, 2020; 이연실, 2017). 완벽주의란 어떤 높은 기준을 세우고 그 수준에 맞는 수행을 기대하며 모든 일에 실수나 실패 없이 상황이 요구하는 것 이상을 추구하는 성격적 특성이다(Hamachek, 1978; Hewitt & Flett, 1991a). 완벽주의가 높은 사람은 지나친 이상적인 자기개념과 비현실적인 기준을 세우기 때문에 실패와 좌절을 경험하는 등의 부적응적인 특성을 가지고 있으나, 완벽해지기 위해 하는 모든 노력과 행동을 부정적으

로만 보는 것에 대해서는 이견이 있다(한정숙 외, 2014). 이에 국내외에서 완벽주의를 다양한 시각으로 바라보는 연구들이 이루어지고 있다. 1978년 Hamachek(1978)이 완벽주의에 대한 구성개념을 최초로 심리학적으로 정의 내림으로써 정상적 완벽주의와 신경증적 완벽주의로 구분하였고, 1990년대 이후에는 완벽주의를 더 다차원적으로 구분하고 이해하려는 연구가 계속되었다(Frost et al., 1990; Hewitt & Flett, 1991a). 그중에서도 Hewitt와 Flett(1991b)은 완벽함을 요구하는 기대의 주체가 향하는 방향에 따라 자기지향적 완벽주의(Self-oriented), 타인지향적 완벽주의(Other-oriented), 사회부과 완벽주의(Socially Prescribed)로 나누었다. 우선, 자기지향적 완벽주의는 자기 스스로에게 결과나 행동에 대해 과도하고 높은 비현실적인 기준을 세운 뒤 자신을 평가하고 비난하며, 완벽하기 위해 스스로에게 동기를 부여하는 것을 말한다(이미화, 류진혜, 2002). 타인지향적 완벽주의는 중요한 타인에게 결과나 행동에 대해 비현실적인 높은 기준을 적용하고 그 기준에 맞춰 완벽하게 행동하길 기대하며, 타인의 결과나 행동을 엄격하게 평가하는 것을 말한다(Hewitt & Flett, 1991b). 사회부과완벽주의는 중요한 타인이 자신의 결과나 행동에 대해 과도하고 비현실적인 기준을 부과하고 성취할 것을 요구한다고 여기며, 그것을 충족시켜야만 사랑과 인정을 받을 수 있다는 비합리적인 신념을 갖고 있거나 지각하는 경향을 말한다(Hewitt & Flett, 1991b). 사회부과완벽주의자들은 완벽한 목표를 추구하지만 그 기준을 자신이 통제하지 못한다고 생각하고, 완벽주의가 주는 이득과 보상 때문에 완벽주의를 포기하기도 어렵다(Flett & Hewitt, 2002; Hewitt & Flett, 1991b; Slaney et al., 2002). 그러므로 사회

부과완벽주의는 다른 차원의 완벽주의보다 더 부적응적이며(김윤희, 서수균, 2008), 정신병리와도 가장 높은 상관이 있어(하정희, 장유진, 2011) 임상적으로 주목할 필요가 있다. 이에 사회불안을 설명하는 요인으로 사회부과완벽주의를 설정하였다.

사회부과완벽주의가 높은 사람은 중요한 타인의 기대와 기준을 충족하지 못하면 사랑과 인정을 받을 수 없다고 지각하며(Flett et al., 2005), 이로 인해 실수에 대한 염려, 통제력 상실에 대한 두려움, 분노, 불안, 강박적 증상 등을 경험한다(김윤희, 서수균, 2008; Blankstein et al., 1993). 또한 타인에게 반응적이기 때문에 자신의 상황을 주도하지 못하고 지연 행동을 하거나 상황을 통제할 수 없다고 자각할 때 죄책감, 수치심, 우울 등을 느끼며, 급기야 수면 장애, 자살 경향, 자살 행동 등 보다 심각한 심리적 부적응을 경험한다(임성문, 강미정, 2006; 홍성권, 강영신, 2018; Azevedo et al., 2010; Flett et al., 2014; Hewitt et al., 1998). 특히 사회부과완벽주의가 높은 사람일수록 사회적 실패에 극심한 두려움을 느끼고(Blankstein et al., 1993), 타인의 비난에 예민하며, 부정적인 평가에 대한 두려움이 상당히 높은 것으로 나타났다(박지연, 양난미 2014; Hewitt & Flett, 1991b). 종합해보면 다음과 같다. 사회부과완벽주의가 높은 사람은 중요한 대상에게 부여 받은 것으로 인지한 높은 성취기준을 달성하려고 시도한다. 그러나 이것을 통제할 수 없다고 느끼게 되면, 불안, 두려움, 수치심, 부정적인 평가에 대한 두려움 등을 보이며 사회불안을 경험하게 되는데, 이러한 현상은 경험적 연구에서도 확인되었다(권영미, 정주리, 2022; 이선진, 박세진, 2020; 이은진 외, 2020; Flett, & Hewitt, 2014; Manova & Khoury, 2023).

사회부과완벽주의자들은 타인이 부과했다고 믿는 완벽한 목표를 추구하고자 하며(Flett & Hewitt, 2002), 완벽함이 주는 만족감으로 인해 완벽주의적 성향을 내려놓지 못하는 경향이 있다(Slancy et al., 2002). 부적응적인 완벽주의는 치료적 개입에서도 변화가 유의미하지 않거나 치료 후에도 완벽주의 수준이 상대적으로 높게 나타나기도 하며, 변화가 있어도 일시적이어서 이후에 다시 상승하는 경우도 있다(김정은, 손정락, 2012; 최슬기, 2017; Hewitt et al., 2008). 이처럼 완벽주의는 변화하기 어려운 특성이 있어 긍정적인 변화를 일으키고 그 변화를 유지할 수 있는 요인들을 탐색하는 것이 필요하다.

본 연구에서는 사회부과완벽주의와 함께 사회불안을 예측하는 요인으로서, 상담이론에서 치료의 핵심 차원으로 인식되기 시작한 정서 처리과정의 핵심변인인 정서인식명확성에 주목하였다(김영근, 김창대, 2015). 정서인식명확성이란 자신과 타인의 정서를 구체적이고 명확하게 인식하고 이해하며, 여러 가지 정서를 구분할 수 있는 능력으로, 부적응적인 정서를 경험할 때에 적절히 반응할 수 있는 전략으로서 정서정보처리과정의 첫 단계에 속하는 과정이라 할 수 있다(이수정, 이훈구, 1997; Salovey & Mayer, 1990; Salovey et al., 1995). 정서인식명확성은 여러 가지 심리적 문제를 예방하고 부적응적인 정서를 빠르게 회복시키는 요인으로도 밝혀졌다(Salovey et al., 1995; Thompson et al., 2015). 높은 정서인식명확성은 자신의 정서 상태를 인식하고 이해하여 부적응적 정서를 적응적으로 조절할 수 있어, 불안이나 우울, 신경증, 사회불안 같은 정서를 경험할 때 쉽게 극복하는 것으로 나타났다(한소희, 박영순, 2022; Salovey et al., 1995;

Swinkels & Giuliano, 1995; Thompson et al., 2015). 반면 정서인식명확성이 낮으면 자신의 정서를 인식하고 이해하는 것이 부족하여 부적응적으로 대처하거나 불확실성에 대한 인내력 부족은 불안 수준을 급격히 증가시키고, 정서조절의 어려움으로 스트레스, 우울, 사회불안 등을 경험하는 것으로 나타났다(신수진, 홍혜영, 2014; Fernandez-Berrocal, et al., 2006; Salovey et al., 1995; Vine & Aldao, 2014). 즉, 정서인식명확성이 높을수록 사회부과완벽주의로 인한 부정적인 정서를 정확히 인식하고 이해하며 정서를 적절히 처리하여 사회불안을 덜 경험할 것으로 예측할 수 있다.

선행연구에서 정서인식명확성은 사회부과완벽주의와도 관련이 있는 것으로 나타났다(김아름, 이지연, 2011; 정유진, 김영희, 2019; 허예원, 2020; Slancy et al., 2000). 사회부과완벽주의가 높은 사람은 타인이 부과했다고 믿는 높은 기준에 자신을 맞추기 위해 끊임없이 점검하고 냉정하게 평가하며(Flett et al., 1991), 자신이 타인에게 어떠한 평가를 받고 인정받는지에만 초점을 두어(김아름, 이지연, 2011) 정작 자신의 정서를 명확하게 인식하지 못하게 된다(Slancy et al., 2000). 또한 사회부과완벽주의자는 자신의 정서를 진솔하게 표현하는 것을 갈등하거나 억압하여 지금-여기에서 자신의 정서 경험에 머물지 못한다(정유진, 김영희, 2019). 따라서 사회부과완벽주의가 높은 사람은 타인의 평가에만 초점을 두어 자신의 내적인 느낌과 정서의 의미에 주의를 기울이지 못하여(정유진, 김영희, 2019) 정서인식명확성 수준이 낮을 것으로 예상된다.

사회부과완벽주의로 인해 경험하게 되는 부정적인 정서 개선을 위한 전략으로 최근 정신건강과 관련해 중요한 개념으로 떠오르는 자

자기자비를 제안한다. 자기자비는 타인보다 자기 자신에게 초점을 두고, 자신이 고통 속에 있을 때나 부적절감을 경험할 때 그 고통을 회피하거나 그런 경험 속에 있는 자신을 비난하지 않고, 친절함과 수용적인 태도로 자신의 한계를 온전히 받아들이며 자신을 돌보는 온화하고 친절한 태도이다(Neff, 2003a). 자기자비는 정서조절 기제로 역할을 하는데, 긍정적 감정조절과 부정적 감정조절을 통해 정서적 균형을 이루게 하고(홍성목 외, 2017; Neff, & Germer, 2013), 자존감 저하, 우울, 불안, 스트레스 등의 부정적인 영향에서 벗어나 정서적 웰빙을 돕는 것으로 검증되었다(이소정 외, 2015; Marshall et al., 2015).

자기자비는 사회부과완벽주의가 높은 사람의 개입에 있어서도 효과가 있는 것으로 연구되었다(김진호, 장성숙, 2018; 방정원, 정은정, 2019). 사회부과완벽주의가 높으면 타인의 평가에 대해 지나치게 예민하며 자신을 타인의 기준으로 가혹하게 평가하여 늘 부족하다고 느낀다(손은정, 2013). 이로 인한 수치심은 대인관계에서 고립, 위축, 단절을 경험하게 하고, 자기판단과 자기비난을 하며 자기자비 수준이 낮아진다(유희정, 2019; 이은진 외, 2020). 또한 사회부과완벽주의자는 자존감이 낮고(김지윤, 이동기, 2013), 자신을 끊임없이 의심하는(한기연, 1993) 특징을 가지고 있어 자기 자신에게 자비심을 베푸는 것이 어려울 수 있다. 따라서 사회부과완벽주의가 높은 사람들에게는 자기자비를 향상시켜 타인보다 자신에게 초점을 두고 자신의 실패나 부족함을 회피하거나 외면하지 않고, 자신에게 친절하고 수용적인 태도를 취할 수 있도록 하는 상담적 개입이 필요할 것이다(이수민, 양난미, 2018; Neff, 2003b). 이러한 자기자비 향상의 상담적 개입

은 사회부과완벽주의로 인한 수치심, 위축감, 낮은 자존감, 자기 의심, 우울, 불안, 무기력 같은 부정적인 정서로부터 벗어나 심리적 건강을 도모하는 데에 충분히 기능할 것으로 예상된다.

자기자비는 또한 사회불안과도 관련이 있다. 자기자비 수준이 높은 사람들은 자신의 수행 결과나 타인의 기대와는 관계없이 자기 자신을 긍정적으로 평가하였으며, 다양한 수행 상황에서 숙달감을 나타냈다(Neff et al., 2005). 또한 부정적 평가에 대한 두려움이 일어나는 상황에서도 자기자비 수준이 높으면 사회불안을 덜 경험하는 것으로 나타났다(홍영근, 2018). 자기자비와 사회불안에 대한 선행연구를 살펴보면, 사회부과완벽주의가 직접적으로 사회불안을 유발할 수도 있지만, 김진호와 장성숙(2018)의 연구에서는 자기자비 수준이 낮아 사회불안을 경험하는 것으로 확인되었다. 또한 방정원과 정은정(2019)의 연구에서 사회부과완벽주의가 이상섭식 행동에 직접적으로 영향을 미치기보다 낮은 자기자비 성향이 이상섭식 행동을 하게 한다고 하였다. 정현주와 김영근(2020)은 평가염려 완벽주의와 사회불안의 관계에서 자기자비와 외적 자기가치감 수반성의 병렬 매개효과를 검증하여, 평가염려 완벽주의가 높을수록 자기자비가 낮다는 선행연구(Dunkley et al., 2006)를 지지하였다. 이러한 선행연구의 경험적 근거를 고려하면, 자기자비 수준은 사회불안에 영향을 미칠 것으로 예측할 수 있다.

본 연구에서는 사회부과완벽주의와 사회불안 관계에서 정서인식명확성과 자기자비가 미치는 영향을 정서정보처리과정을 통해 설명하고자 한다. 정서정보처리과정이란 정서를 인식하고 이해하며, 평가하고 활용하는 과정이

다(Salovey & Mayer, 1990). Salovey 등(1995)은 연구에서 정서지능(emotional intelligence)의 개념을 제안하고 이를 측정하기 위해 특질상위 기분 척도(Trait Meta-Mood Scale; TMMS)를 개발하였다. Salovey 등의(1995) 연구에서 특질상위 기분 척도의 하위요인을 정서인식, 정서표현, 정서 조절(정서 개선에 대한 기대)로 구분하였고 이때, 정서조절능력을 측정하기 위해 자기자비(self-compassion) 개념을 사용하였다(Salovey & Mayer, 1990). 이를 통해 정서조절에 있어서 정서인식이 선행되어야 하며 자기자비가 정서조절능력과 서로 밀접한 관계가 있는 중요한 요인임을 유추할 수 있다. 또한 국내 경험적 연구에서 정서인식명확성은 자기자비와 유의한 정적 상관이 있으며 정서인식명확성이 높을수록 자기자비가 높은 것이 확인되었다(김진주, 2020; 문은주, 최해연, 2015; 윤자영, 정남운, 2020; 한상아, 유나현, 2021). 문은주와 최해연(2015)은 연구에서 명료한 정서인식이 정신건강에 주요한 요인이며 정서를 명확히 인식한 이후에 적응적인 정서조절방향을 선택할 수 있으므로 정서인식명확성이 자기자비에 선행되어야 한다고 하였다. Greenberg(2002)는 정서를 인식한 후에 부정정서를 긍정정서로 변화시키기 위한 노력이 없다면 정서 개선이 어려울 수 있다고 주장하였고, 이수정과 이훈구(1997)도 정서인식 후에 그 정서를 적절하게 처리하지 못한다면 정서 개선이 되지 않는다고 하였다. 이는 부정적 정서일수록 인식한 정서를 회피하지 않고 적절하게 처리하는 것이 중요한데, 이때 인식한 정서를 있는 그대로 수용할 수 있는 정서적인 처리기제도 필요함을 의미한다(김진주, 2020). 종합하자면 정서 처리과정에서 정서인식명확성이 자기자비에 선행되며, 자신이 경험한 정서에 주의를 기울

여 인식한 후에 정서를 이해하고 평가하며 자기자비를 통해 더 효과적으로 정서를 조절하는 것이 가능할 것이다.

본 연구의 연구모형을 Gross(2002)의 인지-적응적 정서조절전략으로 이해해 볼 수 있다. 사회부과완벽주의는 자기 자신에 대한 엄격한 기준을 가지고 다른 사람들의 평가를 과도하게 중요시하여 자신의 인지적 사고과정에서 왜곡된 정서인식과 부정적인 정서를 가질 것이다. 이때, 인지적 정서조절전략 중 하나인 정서인식명확성은 사회부과완벽주의와 사회불안관계에서 매개변수로 작용할 수 있다. 또한 자기자비는 자신을 수용하고 이해하는 정서적인 과정이므로, 사회부과완벽주의와 사회불안관계에서 또 다른 매개변수로 작용할 수 있을 것이다. 따라서 본 연구는 사회부과완벽주의가 사회불안으로 가는 관계에서 정서인식명확성과 자기자비가 순차적으로 이중매개할 것이라고 가설을 세우고 이를 경험적으로 탐색하고자 한다.

사회부과완벽주의와 사회불안의 관계를 연구한 선행연구들은 주로 부정적으로 영향을 미치는 요인들에 초점을 맞추었다. 예를 들어, 우울(김병직 외, 2012), 정서표현갈등(한정숙 외, 2014), 부정적 평가에 대한 두려움(박지연, 양난미, 2014), 자기초점적 주의와 자기비난(김슬기, 이동귀, 2018), 정서표현양가성(이주연 외, 2020) 등이다. 반면 긍정적인 영향을 미치는 치료적 제안으로는 자기자비의 효과를 검증한 연구뿐이다(김진호, 장성숙, 2018; 서지선, 2022; Manova & Khoury, 2023). 본 연구는 이러한 선행연구들의 한계를 보완하기 위해, 사회불안에 취약한 20~40대 성인을 대상으로, 부정적인 정서를 경험할 때 상호보완할 수 있는 정서인식명확성과 자기자비의 효과와 정서정

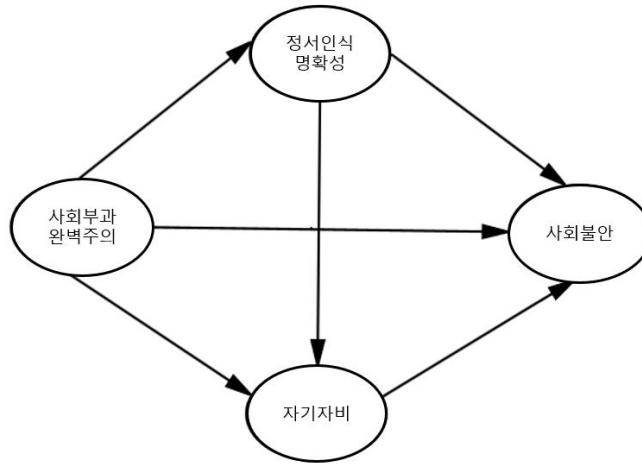


그림 1. 연구모형

보처리과정에서 두 변인의 역할을 탐색하여 상담심리치료의 개입에 있어서 시사점을 제공하고자 한다. 이에 따른 연구모형은 그림 1과 같고 연구가설은 다음과 같다.

첫째, 사회부과완벽주의는 정서인식명확성과 자기자비에 각각 부적 상관이, 사회불안에는 정적 상관이, 정서인식명확성은 자기자비에 정적 상관이 있을 것이다.

둘째, 사회부과완벽주의는 정서인식명확성을 부적으로 매개하여 사회불안에 영향을 미칠 것이다.

셋째, 사회부과완벽주의는 자기자비를 부적으로 매개하여 사회불안에 영향을 미칠 것이다.

넷째, 사회부과완벽주의는 정서인식명확성과 자기자비를 부적으로 이중매개하여 사회불안에 영향을 미칠 것이다.

연구대상 및 절차

본 연구의 연구대상자는 전국 만20세부터 49세의 성인이었다. 연구자는 연구를 위해 Google Forms으로 온라인 설문지를 제작하고 인터넷 카페 게시판과 SNS를 통해 연구목적을 설명하고, 연구 참여에 대한 동의를 받은 후에 설문을 진행하였다. 온라인 설문 조사는 2021년 4월 1일에 시작하여 4월 30일까지 실시하였고 참여자들에게 3천 원 상당의 온라인 쿠폰을 지급하였다. 설문은 총 503명이 참여하였고 무선으로 응답한 15명의 자료를 제외하고 488명의 자료를 사용하여 분석하였다. 연구참여자의 연령대는 20대가 212명(43%), 30대가 129명(26%), 40대가 147명(30%)이며 성별은 남자 123명(25%), 여자 365명(75%)으로 구성되었다.

측정 도구

사회부과완벽주의

사회부과완벽주의를 측정하기 위해 Hewitt

방 법

와 Flett(1991b)가 개발한 척도를 사용하였다. 이 척도는 한기연(1993), 홍혜영(1995), 김연수(1998)에 의해 번안되고 이미화(2001)가 보완한 뒤, 정승아(2013)가 수정하고 보완하여 타당화한 척도를 사용하였다. 이 척도는 총 45개의 문항으로 구성되어 있으며, 3가지 하위요인으로 구성되어 있다. 각 하위요인으로는 자기지향-완벽주의 15문항, 타인지향-완벽주의 15문항, 사회부과-완벽주의 15문항으로 되어있으며 본 연구에서는 사회부과완벽주의를 측정하기 위해 사회부과-완벽주의 15문항만을 사용하였다. 이 척도는 5점 Likert 척도로 “1점:전혀 그렇지 않다. ~ 5점:매우 그렇다.” 등으로 평정되며, 문항 질문은 “나는 나에 대한 다른 사람들의 기대에 맞추기가 어렵다.” 등이며 역채점 문항이(8, 10) 포함되어 있다. 척도의 신뢰도 Cronbach's α 는 정승아(2013)의 연구에서 .80으로 나타났고, 본 연구에서는 .84로 나타났다.

사회불안

사회불안을 측정하기 위해 1998년에 Mattick과 Clarke가 개발한 사회적 상호작용불안척도(Social Interaction Anxiety Scale; SIAS)와 사회공포증척도(Social Phobia Scale; SPS)를 2011년에 김향숙이 번안하고 타당화한 것을 합산하여 사용하였다. 이 두 척도는 사회불안을 임상적으로 진단하기 위해 합산하여 사용되도록 설계되었으며, 사회불안을 측정하기 위해 가장 많이 사용된다(Mattick & Clarke, 1998). 사회적 상호작용불안척도는 개인이 사회적 상호작용 과정에서 경험하는 불안이나 두려움을 측정하는 총 19문항을 사용하였다. 이 척도는 5점 Likert 척도로 “1점:전혀 그렇지 않다. ~ 5점:매우 그렇다.” 등으로 평정되며 문항질문은 “여러 사람들과 어울리는 것이 불편하다.” 등

이며 역채점 문항이(8, 10) 포함되어 있다. 척도의 신뢰도 Cronbach's α 는 김향숙(2001)의 연구에서 .92로 나타났고, 본 연구에서는 .94로 나타났다. 사회공포증은 사회적으로 다양하게 주시 되거나 수행하는 상황에서 경험하는 두려움이나 불안을 측정하는 총 20문항으로 구성되어 있다. 이 척도는 5점 Likert 척도로 “1점:전혀 그렇지 않다. ~ 5점:매우 그렇다.” 등으로 평정되며, 문항 질문은 “사람들이 내 행동을 이상하게 생각할까 봐 걱정된다.” 등이며 역채점 문항은 없다. 척도의 신뢰도 Cronbach's α 는 계수는 김향숙(2001)의 연구에서 .87로 나타났고, 본 연구에서는 .95로 나타났다.

정서인식명확성

정서인식명확성을 측정하기 위해 1995년에 Salovey와 Mayer 등에 의해 개발된 특질상위 구분척도(Trait Meta-Mood Scale; TMMS)를 1997년에 이수정과 이훈구가 번안하고 타당화한 척도를 사용하였다. 이 척도는 총 21문항으로 구성되어 있으며, 3가지 하위요인으로 구성되어 있다. 각 하위요인으로는 정서인식명확성 11문항, 정서에 대한 주의 5문항, 정서 개선에 대한 기대 5문항으로 되어있으며 본 연구에서는 정서인식명확성을 측정하기 위해 정서인식명확성 11문항만을 사용하였다. 이 척도는 5점 Likert 척도로 “1점:전혀 그렇지 않다. ~ 5점:매우 그렇다.” 등으로 평정되며, 문항 질문은 “나는 쉽게 감정을 느낀다.” 등이며 역채점 문항이(1, 2, 4, 7, 11) 포함되어 있다. 척도의 신뢰도 Cronbach's α 는 이수정, 이훈구(1997)의 연구에서 .84로 나타났고, 본 연구에서는 .83으로 나타났다.

자기자비

자기자비를 측정하기 위해 2003년 Neff가 개발한 자기자비척도(Self-Compassion Scale; SCS)를 2008년에 김경의 등이 번안하고 타당화한 한국판-자기자비척도(K-SCS)를 사용하였다. 이 척도는 총 26문항으로 구성되어 있으며, 6가지 하위요인으로 구성되어 있다. 각 하위요인으로는 긍정적 요인인 자기친절(“나는 정말로 힘든 시기를 겪을 때, 내게 필요한 돌봄과 부드러움으로 나를 대한다.”) 5문항, 보편적 인간성(“나는 뭔가 부족한 느낌이 들면, 대부분의 다른 사람들도 그러한 부족감을 느낄 거라는 생각을 떠올리려고 애를 쓴다.”) 4문항, 마음챙김(“나는 기분이 처질 때면, 호기심과 열린 마음을 갖고 내 감정에 다가가려고 노력한다.”) 4문항, 부정적 요인인 자기판단(“나는 내 성격 중에서 마음에 들지 않는 점을 견디거나 참기가 어렵다.”) 5문항, 고립(“나는 중요한 어떤 일에서 실패하면, 나 혼자만 실패한 기분이 든다.”) 4문항으로 되어있다. 이 척도는 5점 Likert 척도로 “1점:전혀 그렇지 않다. ~ 5점:매우 그렇다.” 등으로 평정되며, 부정요인의 문항들은 역채점하여 점수가 높을수록 자기자비 수준이 높은 것으로 해석된다. 본 연구에서는 대립 쌍을 이루고 있는 자기친절과 자기판단, 보편적 인간성과 고립, 마음챙김과 과잉동일시 등을 세 요인으로 묶어 사용하였다. 척도의 신뢰도 Cronbach's α 는 김경의 등(2008)의 연구에서 전체 내적신뢰도 .90, 하위구성요인인 자기친절 .78, 자기비난 .80, 보편적 인간성 .74, 고립 .81, 마음챙김 .79, 과잉동일시 .79로 나타났고, 본 연구에서의 전체 내적신뢰도는 .91, 하위구성요인인 자기친절 .80, 자기비난 .81, 보편적 인간성 .73, 고립 .84, 마음챙김 .74, 과잉동일시 .75로 나타났다.

자료분석

본 연구에서는 자료를 분석하기 위해 SPSS v.22과 AMOS 22 프로그램을 사용하여 분석하였고 분석 절차는 다음과 같다. 첫째, 연구참여자의 일반적인 연구통계학적 특성을 파악하기 위해 SPSS 프로그램을 사용한 빈도분석을 실시하였다. 둘째, 본 연구에서 사용된 측정도구의 신뢰도를 확인하기 위하여 Cronbach α 를 산출하였다. 셋째, 주요변인들 간의 특성과 연관성을 파악하기 위해 기술통계와 상관분석을 실시하고, 표본의 정규성을 검정하였다. 넷째, 변수의 타당성을 확인하기 위해 탐색적 요인 분석을 실시하였다. 다섯째, AMOS 22 프로그램을 사용한 확인적 요인분석을 통해 사회부과완벽주의, 정서인식명확성, 자기자비, 사회불안이 측정하고자 하는 구성개념들을 타당하게 측정하고 있는지를 확인하고 측정모형을 검증하였다. 여섯째, AMOS 22 프로그램을 사용하여 변인들 간의 구조적 관계를 확인하고 연구모형을 선정하였다. 마지막으로 연구모형의 각 변인들 매개효과를 확인하기 위해 Phantom 변수를 사용한 Bootstrapping을 실시하여 유의성과 안정성을 확인하였다.

결 과

기술통계 및 상관관계

본 연구에서는 자료의 정규성을 확인하기 위하여 다음과 같이 분석하였다. 먼저, 사회부과완벽주의, 정서인식명확성, 자기자비와 사회불안 등의 특성을 알아보기 위해 변수들의 최솟값과 최댓값, 평균과 표준편차, 왜도와 첨도

표 1. 주요 변인의 상관관계

N=488

	1	2	3	4
1. 사회부과완벽주의	1			
2. 정서인식명확성	-.45 ***	1		
3. 자기자비	-.53 ***	.58 ***	1	
4. 사회불안	.63 ***	-.50 ***	-.51 ***	1
전체 최솟값 / 최댓값	1.09 / 4.82	1.00 / 5.00	1.19 / 4.73	1.00 / 4.92
전체 평균 / 표준편차	2.7 / .71	3.59 / .80	3.11 / .61	2.55 / .79
왜도	.30	-.36	-.27	.40
첨도	-.24	.50	.19	-.41

주. ** $p < .01$, *** $p < .001$

를 산출하고 각 변수 간의 상관분석을 실시하였다. 그 결과는 표 1과 같이 나타났다. 각각의 변수들의 왜도와 첨도의 절댓값이 “2”이하로 나타나 측정변인들의 왜도가 2, 첨도가 7을 넘지 않아야 한다는 정규분포의 조건을 충족하였다(Curran et al., 1996). 또한 각 변수 간의 Durbin-Watson 지수는 1.918로 2에 가깝게 나타나 자기 상관에 문제가 없는 것으로 볼 수 있으며(Wooldridge, 2015), 모든 변수들의 분산팽창계수(VIF) 값이 1.46~1.76으로 10을 넘지 않아 다중 공선성의 문제도 없는 것으로 확인되었다(Kutne et al., 2004).

측정모형 검증

본 연구에서는 연구모형 검증을 위해 먼저, 측정도구가 단일 변인으로 구성되어 있는 사회부과완벽주의와 정서인식명확성에 대해 탐색적 요인분석을 통해 문항묶음을 제작하였다(Russell et al., 1998). 단일 변인에 문항묶음을 사용할 경우, 개별 문항을 사용하는 것보다 정규성을 만족할 수 있지만 문항묶음을 임의

로 선택할 경우 척도의 신뢰도에 부정적인 영향을 줄 수 있다는 점을 고려하였다(이지현, 김수영, 2016). 따라서, 요인추출방법인 최대우도분석과 직접 오블리민 방법을 선택하여 구조행렬 값이 제시하는 요인부하량의 크기를 기준으로 문항 삭제 없이 문항묶음을 제작하였다(노경섭, 2019). 다음으로 확인적 요인분석을 통해 측정모형의 적합도를 평가하였다. 분석한 결과는 표 2와 같다. 측정모형의 분석결과, 모형의 적합성을 나타내는 RMSEA 값이 .069, NFI 값은 .964, CFI 값은 .974, TLI 값은 .963로 분석되었다. NFI와 CFI, TLI가 0과 1 사이의 값을 가지고, 1에 가까울수록 더 좋은 모형이며(노경섭, 2019; Bentler, 1990), 측정변수의 RMSEA의 값이 .10 이하이면 자료가 어느 정도 적합하다고 할 수 있다(Steiger, 1990). 따라서, 본 연구의 측정모형은 적합하다고 판단되며, 이후 구조모형 검증을 통해 잠재변수 간 구조적 관계 검증이 가능함을 확인할 수 있었다.

측정모형의 타당도를 분석하기 위해 잠재변수들의 수렴타당도를 확인하였다. 측정모형

표 2. 측정모형의 적합도 지수 N=488

	χ^2	df	NFI	TLI	CFI	RMSEA
측정모형	125.472***	38	.964	.963	.974	.069

주. *** $p < .001$

표 3. 측정모형의 모수 추정치 N=488

잠재변수	경로	측정변수	B	β	S.E	C.R
사회부과완벽주의	→	사회부과완벽주의1	1	.85		
	→	사회부과완벽주의2	1.10	.85	.05	22.53***
	→	사회부과완벽주의3	1.17	.87	.05	23.21***
정서인식명확성	→	정서인식명확성1	1	.91		
	→	정서인식명확성2	.66	.75	.03	19.29***
	→	정서인식명확성3	.74	.83	.03	21.93***
자기자비	→	자기친절	1	.82		
	→	보편적인간성	1	.83	.05	19.80***
	→	마음챙김	.95	.85	.05	20.27***
사회불안	→	상호작용불안	1	.88		
	→	공포증	1.07	.87	.05	19.99***

주. *** $p < .001$

분석의 구체적인 요인계수의 추정값과 유의도 검증 결과는 표 3에 제시하였다. 측정 항목들과 각 개념 간의 비표준화 요인 부하 값은 Bollen(2014)이 제안한 것과 같이 잠재변수와 측정변수의 관계에 대한 모수 추정치는 모두 0보다 크게 나타났다. 또한 이들 추정치에 대한 C.R 값도 모두 2를 초과하였고, 표준화된 요인 적재치의 경우에는 변수에서 .5 이상의 적합한 설명력을 보였다. 본 연구에서는 사회부과완벽주의를 측정한 요인인 사회부과완벽주의1 .85, 사회부과완벽주의2 .85, 사회부과완벽주의3 .87, 정서인식명확성을 측정한 요인인 정서인식명확성1 .91, 정서인식명확성2 .75, 정

서인식명확성3 .83, 자기자비의 하위요인인 자기친절 .82, 보편적인간성 .83, 마음챙김 .85, 사회불안의 하위요인인 상호작용불안 .88, 공포증 .87로 나타나 모든 값이 .5이상의 적합한 설명력을 보이고 있다.

연구모형 검증

성인의 사회부과완벽주의가 사회불안으로 가는 직접경로와, 정서인식명확성과 자기자비의 부분매개모형, 그리고 사회부과완벽주의가 정서인식명확성과 자기자비를 매개하여 사회불안으로 가는 이중매개모형을 구조방정식 모

표 4. 연구모형의 모수 추정치 N=488

잠재변수	경로	측정변수	B	β	S.E	C.R
사회부과완벽주의	→	정서인식명확성	-.58	-.44	.06	-9.08***
	→	자기자비	-.40	-.41	.05	-8.58***
	→	사회불안	.61	.51	.07	9.32***
정서인식명확성	→	자기자비	.32	.43	.04	8.97***
	→	사회불안	-.16	-.18	.05	-3.43***
자기자비	→	사회불안	-.22	-.18	.08	-2.81**

주. ** $p < .01$, *** $p < .001$

형으로 분석하였다. 연구모형의 개별 경로의 추정치를 살펴보면, 사회부과완벽주의는 정서인식명확성($\beta = -.44, p < .001$)과 자기자비($\beta = -.41, p < .001$)에 부적으로 영향을 미치며, 사회불안($\beta = .51, p < .001$)에는 정적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 정서인식명확성은 자기자비($\beta = .43, p < .001$)에 정적으로 영향을 미치고, 사회불안($\beta = -.18, p < .001$)에는 부적으로 영향을 미치는 것으로 나타났고, 자기자비는 사회불안($\beta = -.18, p < .01$)에 부적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이에 대한 연구모형의 모수 추정치와 연구모형 경로계수는 표 4에 제시하였다.

매개효과 검증

최종모형의 측정 변인의 구조적 관계를 검증 위하여 직접효과, 간접효과, 총효과를 분석하였고, 통계적 유의성을 확인하기 위해 부트스트래핑(Bootstrapping)을 실시하였다. 그 결과는 표 5와 같다.

매개효과 검증 결과, 사회부과완벽주의가 정서인식명확성으로 가는 경로($\beta = -.44, p < .001$)와 정서인식명확성이 사회불안으로 가는

경로($\beta = -.18, p < .001$)가 유의미하였으며, 사회부과완벽주의가 자기자비로 가는 경로($\beta = -.41, p < .001$)와 자기자비가 사회불안으로 가는 경로($\beta = -.18, p < .01$)가 유의미하게 나타나 각각의 매개 경로가 확인되었다. 또한 사회부과완벽주의와 정서인식명확성으로 가는 경로($\beta = -.44, p < .001$)와 정서인식명확성이 자기자비로 가는 경로($\beta = .43, p < .001$), 자기자비가 사회불안으로 가는 경로($\beta = -.18, p < .01$)가 유의미하여 순차적으로 이중매개하는 것으로 나타났다. 또한 개별 매개효과를 검증하기 위하여 팬텀변수를 활용하였고 그 결과는 표 6과 같다. 검증 결과, 사회부과완벽주의가 정서인식명확성을 매개로 하여 사회불안에 미치는 경로($\beta = .095, p < .001$)가 유의하였으며, 사회부과완벽주의가 자기자비를 매개로 하여 사회불안에 미치는 경로($\beta = .077, p < .05$)도 유의하였다. 또한 사회부과완벽주의에서 정서인식명확성과 자기자비를 순차적으로 이중매개하여 사회불안에 영향을 미치는 경로($\beta = .087, p < .01$)가 유의미하게 나타났다. 이 모든 경로의 개별 매개효과는 95%의 신뢰구간에서 0을 포함하지 않아 모든 경로의 간접효과가 유의함을 검증하였다. 본 연구의 최종모형은 그림 2와 같다.

표 5. 매개효과 검증 결과

N=488

경로		직접효과	간접효과	총효과
사회부과 완벽주의	→ 정서인식명확성	-.44***		-.44**
	→ 자기자비	-.41***	-.19***	-.60**
	→ 사회불안	.51***	.19**	.69**
정서인식명확성	→ 자기자비	.43***	-	.43**
	→ 사회불안	-.18***	-.08*	-.26**
자기자비	→ 사회불안	-.18**	-	-.18*

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

표 6. 팬텀변수를 통한 개별매개효과의 유의성검증

N=488

경로	간접효과	Bootstrapping 95% 신뢰구간	
		Lower	Upper
사회부과완벽주의 → 정서인식명확성 → 사회불안	.095***	.040	.165
사회부과완벽주의 → 자기자비 → 사회불안	.077*	.021	.137
사회부과완벽주의 → 정서인식명확성 → 자기자비 → 사회불안	.087**	.040	.167

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

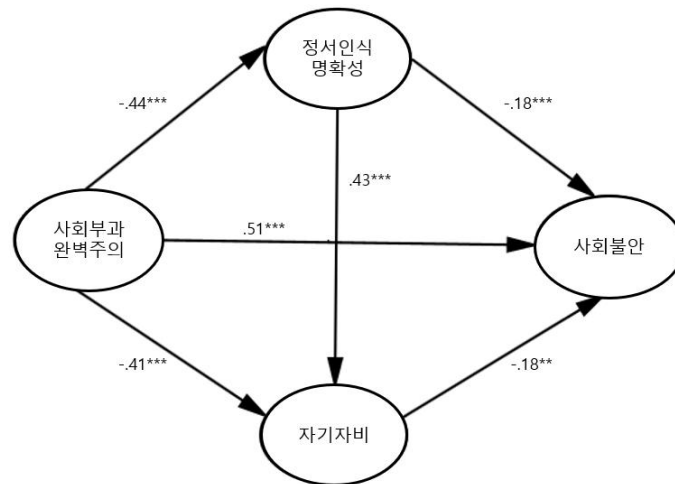


그림 2. 최종모형

논 의

본 연구는 만 20세부터 49세의 성인들에게 사회불안을 일으키는 다양한 변인 중에서 사회부과완벽주의가 사회불안에 미치는 영향과 사회부과완벽주의와 사회불안의 관계에서 정서인식명확성과 자기자비의 영향을 알아보고, 정서처리과정에서 정서인식명확성과 자기자비의 역할을 살펴보고자 하였다. 본 연구의 결과는 다음과 같다.

첫째, 사회부과완벽주의와 정서인식명확성, 자기자비, 사회불안은 모두 유의미한 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 자세히 살펴보면 사회부과완벽주의가 높은 성인일수록 정서인식명확성과 자기자비가 낮으며, 사회불안이 높은 것으로 나타났다. 이는 사회부과완벽주의가 사회불안에 유의미한 정적 상관이 있다는 연구(권영미, 정주리, 2022; 이은진 외, 2020)와 사회부과완벽주의가 정서인식명확성에 부적 상관이 있다는 연구(정유진, 김영희, 2019; 허예원, 2020)와 맥을 같이한다. 또한 정서인식명확성이 자기자비에 정적 상관이 있다는 연구(윤자영, 정남운, 2020; 한상아, 유나현, 2021)와 정서인식명확성이 사회불안에 부적 상관이 있다는 연구(김유빈, 이영순, 2021; 한소희, 박영순, 2022), 자기자비가 사회불안에 부적 상관이 있다는 연구(정현주, 김영근, 2020; 정철상, 2021)와 일치하는 결과이다. 이는, 사회부과완벽주의가 높은 사람은 타인의 시선과 기준, 완벽에만 초점을 맞춰 자신의 정서 인식이 어려워지고, 자신이 완벽하지 못하다고 비난하고 의심하며, 자기 자신을 자비롭게 대하지 않는 경향이 있어 사회불안이 증가할 수 있다는 것을 보여준 결과라고 할 수 있다.

둘째, 사회부과완벽주의가 사회불안에 미치는 직접효과가 유의미한 것으로 나타났다. 이는 사회부과완벽주의가 높은 사람은 사회불안을 더 많이 경험하는 것을 의미하며, 이러한 결과는 사회부과완벽주의가 높을수록 사회불안이 높아진다는 선행연구와 일치한다(권영미, 정주리, 2022; 김진호, 장성숙, 2018; 박지연, 양난미, 2014; 이선영 외, 2018; 이선진, 박재진, 2020; 이은진 외, 2020; 한정숙 외, 2014). 사회부과완벽주의가 높은 사람은 자신의 행동이 사회적으로 평가되는 것에 대해 과도한 걱정과 불안을 느끼며(김윤희, 서수균, 2008; Blankstein et al., 1993), 이러한 경험을 피하기 위해 더 완벽해지려고 애를 쓰고 자신의 완벽함을 제시하고자 한다(이은진 외, 2020). 그러나 이 노력이 뜻대로 되지 않을 때 실패에 대한 두려움, 부정적인 평가에 대한 두려움을 경험하며(김송연, 홍혜영, 2018), 수행불안이나 사회적 상황에서 위축, 불안과 두려움을 느끼고 이를 회피하려고 한다. 사회부과완벽주의로 인한 부정적인 정서의 의도적 회피 반응은 사회불안을 더욱 가중시키는 것으로 이해된다(American Psychiatric Association, 2015).

셋째, 사회부과완벽주의와 사회불안의 관계에서 정서인식명확성이 부분매개 역할을 하는 것으로 나타났다. 이는 사회부과완벽주의가 사회불안에 직접적인 영향을 미치기도 하고 동시에 정서인식명확성을 낮추며 사회불안에 간접적인 영향을 미치는 것을 의미한다. 이러한 결과는 사회부과완벽주의가 높을수록 자신의 정서를 구체화하지 못해 정서인식명확성 수준이 낮아지고, 낮아진 정서인식명확성은 부정적 정서를 원활히 처리하지 못해 사회불안이 증가한다는 선행연구와 맥을 같이 한다(김유빈, 이영순, 2021; 정유진, 김영희, 2019;

한소희, 박영순, 2022; 허예원, 2020). 사회부과 완벽주의가 높은 사람은 타인에게 자신의 완벽함을 보여주기 위해 타인에게 부과받았다고 지각한 수준에 도달하고자 자신의 결점을 숨기고 완벽해 보이려는 부적절한 시도를 한다(이미화, 류진혜, 2002; 정유진, 김영희, 2019). 이러한 부적절한 시도는 타인의 평가에만 관심을 기울여 자신의 내면에서 일어나는 정서를 인식하고 이해하지 못해 정서인식명확성 수준이 낮아진다(Gohm & Clore, 2002). 또한 사회부과 완벽주의자의 특성인 인지적 편향과 파국적 사고 및 파국적 해석은(권석만 외, 2001; 정유진, 김영희, 2019) 자신의 정서에 더욱 주의를 기울이지 못하게 하여 사회불안을 더욱 증가시키는 것으로 보인다. 이렇듯 사회부과 완벽주의자는 자신이 완벽하게 보이지 않을 것이라고 예상되는 상황에서 정서인식명확성 수준이 낮아져 더욱 높은 사회불안을 경험하는 것으로 이해된다.

넷째, 사회부과 완벽주의와 사회불안의 관계에서 자기자비가 부분매개 역할을 하는 것으로 나타났다. 이는 사회부과 완벽주의가 사회불안에 직접적인 영향을 미치기도 하고 동시에 자기자비를 낮추며 사회불안에 간접적인 영향을 미치는 것을 의미한다. 이러한 결과는 사회부과 완벽주의 수준이 높은 성인이 타인에게 인정받기 위해 비현실적인 목표를 설정하고 이를 달성하지 못하거나 못할지도 모른다고 생각되는 상황에서 자신을 비난하여 자기자비가 되지 않아 사회불안이 증가한다는 선행연구와 맥을 같이 한다(김진호, 장성숙, 2018; 방정원, 정은정, 2019). 사회부과 완벽주의자는 타인이 자신에게 비현실적인 요구를 한다고 지각하여 불안이나 실패, 화나 우울 등의 심리적 어려움을 경험하며(Hewitt & Flett,

1991b), 자신을 있는 그대로 바라보기보다는 스스로를 비난하고 고립감을 느끼며 자신에게 자비롭지 못하게 된다(김진호, 장성숙, 2018). 또한 사회부과 완벽주의자들은 사회비교 경향이 높아 타인과 자신을 끊임없이 비교하며 자신의 능력에 대해 의심하고 비난하게 된다(김나라, 이기학, 2012). 이러한 자기 의심과 비난은 자신을 있는 그대로 수용할 수 없게 하여 자신의 결점이나 부족함을 감추는 것에 집중하고(Slancy et al., 2000), 비현실적인 목표 성취에만 집중하여 자기자비를 못할 가능성이 높다. 이렇듯 사회부과 완벽주의자는 타인의 기준을 맞추기 위해 자신을 철저하게 평가하고 점검하느라 있는 그대로의 자신을 수용하지 못하고, 자신에 대한 비난과 의심으로 자기자비 수준이 낮아지며 높은 사회불안을 경험하는 것으로 이해된다.

다섯째, 사회부과 완벽주의와 사회불안 관계에서 정서인식명확성과 자기자비가 이중매개하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 사회부과 완벽주의가 높을수록 정서인식명확성 수준이 낮고(김아름, 이지연, 2011; 정유진, 김영희, 2019; 허예원, 2020), 낮은 정서인식명확성으로 인해 자기자비적 태도를 취하지 못해 사회불안을 경험한다는(김진주, 2020; 윤자영, 정남운, 2020; 한상아, 유나현, 2021; 정현주, 김영근, 2020; 정철상, 2021) 선행연구들과 맥을 같이 한다. 특히 윤자영과 정남운(2020), 한상아와 유나현(2021) 등의 연구에서 정서인식명확성과 자기자비가 변인들과의 관계에서 순차적으로 이중매개하는 것보다 일치하는 결과이다. 이러한 결과는 정서정보처리과정으로 이해해 볼 수 있다. 정서정보처리과정은 자신이 현재 느끼는 기분이나 정서에 주의를 기울이게 되면, 정서의 내용이나 강도에 대해 구체적으로 파

악하고, 그 정서를 이해하고 조절하게 한다 (Mayer, & Gaschke, 1988). 정서는 유기체가 적응하도록 하는 행동 경향성과 동기화 기능이 있다(김영근, 김창대, 2015). 이러한 메커니즘은 부정적인 정서를 경험할 때 정서인식명확성이 정서를 인식하고, 자기자비가 그 정서를 이해하고 평가하며 정서를 조절하거나 변화하게 하는 것으로 보인다. 종합해보면, 사회부과완벽주의자들은 타인이 자신에게 부과했다고 믿는 기준을(Flett et al., 1991) 완벽함이라고 생각하고, 완벽해 보이기 위해 자신의 결점을 숨긴다(Slaney et al., 2000). 또한 자신이 어떻게 평가되고 수용될 수 있는지에 관심의 초점을 두어(김아름, 이지연, 2011) 자신의 정서에 주의를 기울이고 인식하고 이해하지 못하여 (Slaney et al., 2000) 정서인식명확성 수준이 낮고, 낮은 수준의 정서인식은 자신의 경험을 이해하고 수용하는 자기자비적 태도로 이어지지 않아서 더욱 사회불안을 경험하는 것으로 이해할 수 있다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 사회부과완벽주의와 사회불안의 관계에서 긍정적인 영향을 미치는 정서인식명확성과 자기자비에 초점을 맞춰 정서정보처리과정을 새로운 하나의 모형으로 검증하였다. 이는 성인의 사회불안을 일으키는 원인을 탐색하고 그 과정에서 높은 정서인식명확성이 자기자비를 촉진하여 부정적인 정서를 조절하여 사회불안을 낮추는데 상호보완적인 역할을 한다는 것이다. 이를 통해 정서정보처리과정에 대한 이해를 넓히며, 개인이 부정적인 정서를 경험할 때 그 경험을 인식하고 이해하여 수용할 수 있는 자기자비적 태도를 취할 수 있다는(Mayer & Stevens, 1994; Neff, 2003b) 세부적 메커니즘을 검증하였다.

둘째, 사회부과완벽주의는 완벽주의 중에서도 가장 병리적이고 쉽게 바뀌지 않는 성격특질로 개입이 쉽지 않다(하정희, 장유진, 2011). 그러나 정서인식명확성과 자기자비는 사회부과완벽주의보다 상대적으로 단시간에 개입이 가능하다. 선행연구에 따르면 정서인식명확성은 정서중심 집단상담 프로그램(김주연, 이영순, 2023)에서 10회기 만에, 체계적 정서조절 방략 프로그램(이지영, 권석만, 2010)에서는 8회기 만에 유의미하게 향상되었다. 또한 자기자비는 자기자비 증진 심상활용 집단상담(박종철, 2020)에서 8회기 만에, 자기자비 증진 프로그램(박세란, 이훈진, 2015)에서는 6회기 만에 효과가 있는 것으로 확인되었다. 이에 사회부과완벽주의로 인한 사회불안을 낮추기 위해서는 성격적 차원인 사회부과완벽주의에 직접 개입하기보다 정서인식명확성을 증진시켜 자신을 온전히 수용할 수 있는 자기자비적 태도를 높이는 것과 자기자비를 직접 향상하는 것을 제안함으로써 상담심리치료에서 개입의 시사점을 제공하였다.

본 연구의 결과에 따라 사회부과완벽주의가 높은 사람의 사회불안에 대한 개입에 있어 정서에 주의를 기울이고, 정서를 수용하며 자기자비를 증진시키는 실천적 방안은 다음과 같다. 첫째, 사회불안을 겪는 사회부과완벽주의자의 치료에 있어서 정서중심치료를 제안한다. 정서중심치료는 자신의 정서 경험을 인식하고 이해하며, 그 정서 안에 담긴 의미를 발견하고 자각하여 자신의 경험에 대한 책임감을 높이며 정서 자체로 사람의 변화를 일으키는 것이다(Greenberg et al., 2002). 일부 선행연구에서는 정서를 인식하고 수용하는 과정에서 부정적인 정서가 증가한다는 연구결과도 있으나(Davis & Gross, 2011; Kross et al., 2011), 반

복적인 정서의 재경험과 정서 수용은 민감화된 정서를 둔감화하고 장기적으로는 적응을 이끌어 낼 수 있게 된다는 연구들도 있다 (Perlman et al., 2010; Tabibnia et al., 2008). 이러한 결과들은 고통스러운 정서를 수용해 나가는 과정에서 단 한 번의 정서 체험은 정서의 각성만 일어나 치료적이지 않을 수도 있지만, 반복적인 정서의 재경험과 수용은 사람의 적응을 이끌어 낼 수 있다는 것을 의미한다 (김영근, 김창대, 2015; Schauer et al., 2011). 정서중심치료는 사회부과완벽주의자에게 반복적인 정서의 재경험과 수용의 과정을 제공하며 자신의 핵심 정서와 또 이와 연결된 자신의 욕구와 소망을 알게 하고, 이를 통해 진정한 자기(self)를 발견하고 촉진적인 변화를 이룰 수 있게 할 것이다(김창대, 2009; Paivio, 2013).

둘째, 사회부과완벽주의로 인한 사회불안 감소를 위해 자기자비 증진을 제안한다. 자기자비 향상 방안으로 개인상담, 심상활용 프로그램(박종철, 2020), 자비심 훈련(Compassionate Mind Training: CMT) 프로그램(Gilbert, & Procter, 2006) 등이 있다. 예를 들어 개인상담에서 내담자의 부정적인 감정을 타당화하고 자신을 공감하게 하고 자기자비적 태도를 갖게 할 수 있다. 또한 심상활용 프로그램으로 부정적 상상과 부정적 감정에 대해 다루고 긍정적 상상 연습을 하여 자기자비를 향상하도록(박종철, 2020) 하거나, 자비심 훈련 프로그램(Gilbert & Procter, 2006)으로 자기자비와 자기이해를 촉진하여 자기자비적 태도를 유지하고 증진하도록 할 수 있다. 이러한 개입은 사회부과완벽주의로 인한 인지적 왜곡을 해소하고 타인을 향하는 자신의 시선을 자신 내부에 집중하며 자기수용과 자기이해를 통해 사회불안을 다룰 수 있을 것이다(Sirois & Molnar,

2016).

마지막으로, 본 연구의 제한점과 후속연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 국내의 선행연구들을 살펴보면 사회부과완벽주의와 사회불안의 관계에 있어서 성차에 따라 다른 결과들이 보고되고 있다. 권영미와 정주리(2022)의 국내연구에서는 남녀 간 차이가 있었으나, 그 외 다른 국내연구에서는(이선영 외, 2018; 이선진, 박재진, 2020) 차이가 없는 것으로 나타났다. 또한 Lim과 Jang(2019)이 20~70대 성인을 대상으로 한 국외연구에서는 연령과 성별에 따라 사회부과완벽주의, 인지적 위협, 사회불안과의 관계에 유의미한 차이가 있는 것으로 나타났다. 본 연구를 위해 수집된 자료는 만 20~49세의 성인남녀의 자료로, 연령대별로 20대 43.4%, 30대 26.4%, 40대 30.1%이며, 성별로는 남자가 25.2%, 여자가 74.8%로 균형적으로 표집 되지 않았으므로 이들의 연구에 경험적 근거를 더 하는 데는 한계가 있다. 따라서 후속연구에서는 일반화가 가능하나 다차원적인 대상의 충분한 표집이 필요하다.

둘째, 본 연구의 결과는 사회부과 완벽주의와 사회불안의 관계에서 정서인식명확성과 자기자비가 매개로 역할을 하였다. 그러나 이소연 등(2021)과 김나래, 이기학(2016)의 연구에서는 정서인식명확성이 거부민감성과 자기개념 명확성, 정서표현억제와 사회불안 관계에서 조절역할을 하는 것으로 나타났다. 또한 박지혜, 이주영(2018)과 홍영근(2019)의 연구에서는 자기자비가 완벽주의적 자기제시와 반추, 사후반추와 사회공포와의 관계를 조절하는 것으로 나타났다. 즉 정서인식명확성과 자기자비는 매개로도 기능하지만, 조절로도 기능한다는 것이다. 이 연구들을 통해 사회부과 완벽주의로 사회불안을 겪는 사람, 거부민감성

으로 자기개념이 부정확한 사람, 인정욕구로 정서표현을 억제하는 사람, 완벽주의적 자기 제시로 반추를 하는 사람, 사후반추로 사회공포를 느끼는 사람 등의 부적응적인 문제를 정서인식명확성이나 자기자비 개입을 통해 도울 수 있음을 알 수 있다. 하지만 어떤 변인들 사이에서 정서인식명확성과 자기자비가 조절이나 매개로 기능하는지에 대해서는 추가적인 경험적 연구를 통해 심도 있게 살펴볼 필요가 있을 것이다.

셋째, 본 연구에서는 사회부과완벽주의와 사회불안 관계에서 정서인식명확성과 자기자비의 유의한 이중매개효과를 검증하여 효과적인 개입방법을 마련하였다. 그러나 사회부과완벽주의가 사회불안에 미치는 영향력이 상대적으로 크고, 정서인식명확성과 자기자비가 사회불안에는 다소 원거리의 변인이므로 향후 연구들에서 사회불안에 더욱 영향을 미치는 변인들을 찾아볼 필요가 있을 것이다.

넷째, 본 연구는 온라인 자기보고식 설문을 통한 양적연구로 사회부과완벽주의로 인한 사회불안에 대한 경로를 분석하고자 하였다. 양적연구는 개인의 고유한 내적특성과 환경적 상황을 심층적으로 측정하는 데에는 한계가 있다. 후속연구에서는 내러티브나 사례연구와 같은 질적연구를 통해 사회불안을 겪는 사람들의 심리적 현상에 대한 깊이 있는 탐색과 개입을 통한 변화도 심도 있게 살펴볼 필요가 있을 것이다.

참고문헌

국민건강보험 질병통계 (2015). 주상병 4단 성별/연령 10세 구간별 현황.

<https://nhiss.nhis.or.kr/bd/ad/bdada037cv.do>

권석만, 유성진, 정지현 (2001). 걱정이 많은 사람의 인지적 특성: 위협평가와 위협대처에서의 인지적 편향과 파국적 사고경향. 한국임상심리학회지, 20(3), 467-487.

권영미, 정주리 (2022). 사회부과 완벽주의와 사회불안의 관계: 자기개념 명확성과 자기격려의 다중매개효과. 아시아교육연구, 23(1), 97-120.

김가현, 김은하 (2020). 완벽주의와 사회불안의 관계에 대한 메타분석. 상담학연구 21(5), 145-168.

김경의, 이금단, 조용래, 채숙희, 이우경 (2008). 한국판 자기-자비 척도의 타당화 연구: 대학생을 중심으로. 한국심리학회지: 건강, 13(4), 1023-1044.

김나래, 이기학 (2012). 대학생의 사회비교 경향성과 진로미결정의 관계: 자아존중감과 부정적 평가에 대한 두려움의 매개효과 검증. 한국심리학회지: 학교, 9(2), 175-191.

김나래, 이기학 (2016). 대학생의 인정욕구와 사회불안의 관계: 정서표현억제를 통한 정서인식명확성의 조절된 매개효과 검증. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 28(4), 1217-1236.

김병직, 이동귀, 이희경 (2012). 사회부과 완벽주의 및 자기지향 완벽주의와 우울간의 매개변인 탐색: 사회불안과 반추. 상담학연구, 13(2), 417-436.

김송연, 홍혜영 (2018). 대학생의 평가염려 완벽주의와 사회불안의 관계에서 자기자비와 수치심의 매개효과. 청소년학연구, 25(9), 49-76.

김슬기, 이동귀 (2018). 인문계 고등학생의 사회부과 완벽주의가 우울과 사회불안에 미

- 치는 영향: 자기초점적 주의와 자기비난의 매개효과. *한국심리학회지: 학교*, 15(2), 243-264.
- 김아름, 이지연 (2011). 완벽주의와 정서강도, 정서 인식 명확성에 따른 하위집단과 정신건강. *열린교육연구*, 19(1), 197-218.
- 김연수 (1998). 성취관련 스트레스 경험 후 완벽주의와 자존감이 우울발생 및 지속에 미치는 영향. *가톨릭대학교 석사학위논문*.
- 김영근, 김창대 (2015). 상담과정에서 정서의 활성화 및 반복적 수용의 역할에 관한 이론적 고찰. *상담학연구*, 16(6), 1-23.
- 김유빈, 이영순 (2021). 대학생이 지각한 부모의 심리적 통제와 사회불안의 관계: 무조건적 자기수용과 정서인식 명확성의 매개효과. *재활심리연구* 28(2), 41-58.
- 김윤희, 서수균 (2008). 완벽주의에 대한 고찰: 평가와 치료. *한국심리학회: 상담 및 심리치료*, 20(3), 581-613.
- 김정은, 손정락 (2012). 수용전념치료가 평가염려 완벽주의적 대학생들의 평가염려 완벽주의, 부정적 평가에 대한 두려움, 경험 회피 및 자기효능감에 미치는 효과. *한국임상심리학회*, 31(3), 749-771.
- 김주연, 이영순 (2023). 초심상담자의 정서적 어려움 극복을 위한 정서중심 집단상담 프로그램 개발 및 효과. *한국심리학회지 상담 및 심리치료* 35(1), 33-61.
- 김지윤, 이동귀 (2013). 대학생의 사회부과 완벽주의와 주관적 안녕감의 관계에서 무조건적 자기수용과 자기개념 명확성의 매개효과 검증. *상담학연구* 14(1), 63-82.
- 김진주 (2020). 성인애착이 연인관계 만족도에 미치는 영향: 정서인식 명확성과 자기자비의 순차적 매개효과. *연세대학교 교육대학원 석사학위논문*.
- 김진호, 장성숙 (2018). 사회부과적 완벽주의와 사회불안의 관계: 자기자비의 매개효과. *인간이해*, 39(2), 109-125.
- 김창대 (2009). 인간변화를 촉진하는 다섯 가지 조건에 관한 가설: 상담이론의 관점에서. *인간이해*, 30(2), 21-43.
- 김향숙 (2001). 사회공포증 하위 유형의 기억 편향. *서울대학교 석사학위논문*.
- 노경섭 (2019). 제대로 알고 쓰는 논문 통계분석: SPSS & AMOS. 서울: 한빛아카데미.
- 문은주, 최해연 (2015). 정서처리과정에서 자기자비의 역할: 정서인식명료성의 효과를 중심으로. *한국심리학회지: 건강*, 20(1), 1-16.
- 박세란, 이훈진 (2015). 자기자비 증진 프로그램 개발 및 효과 검증. *한국심리학회지 상담 및 심리치료* 27(3), 583-611.
- 박종철 (2020). 중학생의 자기자비 증진을 위한 심상활용 집단상담 프로그램 개발. *공주대학교 박사학위논문*.
- 박지연, 양난미 (2014). 대학생의 사회부과적 완벽주의와 사회불안의 관계: 사회적 지지와 부정적 평가에 대한 두려움의 매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 26(2), 363-386.
- 박지혜, 이주영 (2018). 청소년의 완벽주의적 자기체시가 사회불안에 미치는 영향: 반추에 대한 자기자비의 조절된 매개효과. *상담학연구*, 19(4), 87-107.
- 방정원, 정은정 (2019). 사회부과 완벽주의와 이상섭식행동 간의 관계에서 자기자비와 신체수치심의 매개효과: 비만클리닉을 내원하는 20~30대 여성을 대상으로. *한국콘*

- 텐츠학회논문지, 19(5), 588-601.
- 보건복지부 (2021). 2021년도 정신질환실태 역학조사.
- 서지선 (2022). 사회부과완벽주의가 사회불안에 미치는 영향: 자기자비와 자기비난의 순차적 매개효과. 단국대학교 석사학위논문.
- 손은정 (2013). 여대생의 사회적으로 부과된 완벽주의와 폭식행동 간의 관계에서 대인관계 불일치, 지각된 사회적 지지, 우울의 매개효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 25(2), 309-330.
- 신수진, 홍혜영 (2014). 대학생의 불확실성에 대한 인내력 부족과 불안의 관계: 정서인식명확성과 자기개념명확성의 조절효과. 미래청소년학회지, 11(4), 95-116.
- 유희정 (2019). 대학생의 사회부과적 완벽주의와 대인관계 유능성의 관계에서 내면화된 수치심과 무조건적 자기수용의 매개효과. 한국데이터정보과학회지, 30(6), 1351-1373.
- 윤자영, 정남운 (2020). 부적응적 완벽주의가 분노표현양식에 미치는 영향: 정서인식명확성과 자기자비의 매개효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 32(4), 1769-1789.
- 이미화 (2001). 완벽주의 성향의 순기능과 역기능: 성취목표, 스트레스, 심리적 안녕감, 우울과 관련하여. 한양대학교 대학원 석사학위논문.
- 이미화, 류진혜 (2002). 완벽주의 성향의 순기능과 역기능: 성취목표, 스트레스, 심리적 안녕감, 우울과 관련하여. 청소년학연구, 9(3), 293-316.
- 이선영, 김민정, 안유진 (2018). 대학생의 사회부과완벽주의가 사회불안에 미치는 영향: 자아존중감과 사회적 지지의 매개효과. 한국심리학회지: 건강, 23(2), 435-452.
- 이선진, 박재진 (2020). 대학생의 사회부과완벽주의가 사회불안에 미치는 영향: 자기효능감의 조절효과. 한국심리학회지: 건강 25(3), 369-388.
- 이소연, 김규연, 이민지, 김영근 (2021). 대학생의 거부민감성과 사회불안의 관계: 정서인식명확성으로 조절된 자기개념 명확성의 매개효과. 상담학연구, 22(5), 299-321.
- 이소정, 심재근, 김영민 (2015). 대학생의 자기자비와 정서적 웰빙의 관계: 인지유연성과 긍정심리자본의 매개효과. 한국심리학회지: 일반, 34(4), 489-512.
- 이수민, 양난미 (2018). 자기자비가 부적응적 완벽주의와 삶의 만족, 우울간의 관계에 미치는 영향. 청소년상담연구, 26(1), 343-363.
- 이수정, 이훈구 (1997). Trait Meta-Mood Scale의 타당화에 관한 연구: 정서지능의 하위요인에 대한 탐색. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 11(1), 95-116.
- 이연실 (2017). 대학생의 완벽주의적 성향과 사회불안간의 관계에 대한 내면화된 수치심의 매개효과. 학교사회복지, 0(40), 173-194.
- 이은진, 원성두, 김은정 (2020). 사회부과 완벽주의와 사회불안 간의 관계에서 자기비난과 완벽주의적 자기제시의 매개효과. 한국심리학회지: 임상심리 연구와 실제, 6(1), 49-67.
- 이은혜 (2011). 사회공포증에 대한 이해와 성격적 상담. 총신대학교 상담대학원 석사학위논문.
- 이주연, 유숙경, 장성화 (2020). 대학생의 사회부과 완벽주의가 사회불안에 미치는 영향: 정서표현 양가성의 매개효과. 한국웰니스

- 학회지 15(4), 527-537.
- 이지영, 권석만 (2010). 체험적 정서조절방략의 효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 22(1), 95-116.
- 이지현, 김수영 (2016). 문항묶음: 원리의 이해와 적용. *한국심리학회지: 일반*, 35(2), 327-353.
- 임성문, 강미정 (2006). 완벽주의가 지연행동에 미치는 영향. *사회과학연구*, 23(1), 119-136.
- 정승아 (2013). 대학생의 사회적으로 부과된 완벽주의와 자기구실 만들기 전략의 관계에서 수치심 및 부정적 인지대처의 매개효과. *이화여자대학교 대학원 석사학위논문*.
- 정유진, 김영희 (2019). 초기 청소년의 사회부과 완벽주의와 자기구실 만들기와의 관계에서 정서인식 명확성의 매개효과. *학습자 중심교과교육연구*, 19(5), 517-544.
- 정철상 (2021). 대학생의 내현적 자기에와 사회불안의 관계에서 자기자비에 대한 매개효과 연구. *인문사회* 21, 12(5), 593-608.
- 정현주, 김영근 (2020). 대학생의 평가염려 완벽주의와 사회불안의 관계: 자기자비와 외적 자기가치감 수반성의 매개효과. *재활심리연구*, 27(1), 115-134.
- 최슬기 (2017). 여고생의 완벽주의가 시험불안에 미치는 영향에서 마음챙김의 조절효과. *한국심리학회지: 학교*, 14(2), 129-147.
- 하정희, 장유진 (2011). 대학생들의 완벽주의 성향과 주관적 행복감 및 사회적 지지제공의 관계: 사회적 지지수혜의 매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 23(2), 427-449.
- 한국생명존중희망재단 (2021). 5개년(2013~2017) 자살사망 분석 결과보고서.
- 한기연 (1993). 다차원적 완벽성: 개념, 측정 및 부적응과의 관련성. *고려대학교 박사학위논문*.
- 한상아, 유나현 (2021). 부모화 경험이 대학생 우울에 미치는 영향: 정서인식명확성과 자기자비의 매개효과. *청소년상담연구* 29(2), 193-212.
- 한소희, 박영순 (2022). 성인의 인정욕구와 사회불안의 관계. *학습자중심교과교육연구* 22(11), 525-538.
- 한정숙, 한승원, 김미리혜 (2014). 사회부과 완벽주의 및 자기지향 완벽주의와 사회불안의 관계: 자의식과 정서표현갈등의 매개효과 - 여대생을 대상으로. *한국심리학회지: 건강*, 19(3), 791-812.
- 허예원 (2020). 사회초년생의 사회부과 완벽주의와 정서표현양가성의 관계. *서울여자대학교 석사학위논문*.
- 홍성권, 강영신 (2018). 대학생의 사회부과 완벽주의와 진로결정 자기효능감의 관계에서 문화적 역량의 매개효과. *진로교육연구*, 31(1), 81-101.
- 홍성목, 박찬웅, 정윤석 (2017). 대학생의 자기자비가 긍정적 감정조절과 부정적 감정조절에 미치는 영향. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 29(3), 819-841.
- 홍영근 (2018). 부정적 평가에 대한 두려움과 사회공포와의 관계에서 자기자비의 매개효과. *정서·행동장애연구*, 34(2), 195-212.
- 홍영근 (2019). 사후반추와 사회공포와의 관계에서 자기자비의 조절효과. *정서·행동장애연구*, 35(2), 197-215.
- 홍혜영 (1995). 완벽주의 성향, 자기효능감, 우울과의 관계연구. *이화여자대학교 석사학위논문*.
- Aderka IM, Hofmann SG, Nickerson A et al.

- (2012) Functional impairment in social anxiety disorder. *Journal of Anxiety Disorders*, 26(3): 393-400.
- American Psychiatric Association (2015). Diagnostic and statistical manual of mental disorders (5th ed.). 권준수, 김재진, 남궁기, 박원명 역 (2015). 정신질환의 진단 및 통계편람 DSM-5. 서울: 학지사.
- Azevedo, M. H., Bos, S. C., Soares, M. J., Marques, M., Pereira, A. T., Maia, B., ... & Macedo, A. (2010). Longitudinal study on perfectionism and sleep disturbance. *The World Journal of Biological Psychiatry*, 11(2-2), 476-485.
- Bentler, P. M. (1990). Fit indexes, Lagrange multipliers, constraint changes and incomplete data in structural models. *Multivariate behavioral research*, 25(2), 163-172.
- Blankstein, K. R., Flett, G. L., Hewitt, P. L., & Eng, A. (1993). Dimensions of perfectionism and irrational fears: An examination with the fear survey schedule. *Personality and Individual Differences*, 15(3), 323-328.
- Bollen, K. A. (2014). *Structural equations with latent variables*. New York: John Wiley & Sons.
- Bruce, S. E., Yonkers, K. A., Otto, M. W., Eisen, J. L., Weisberg, R. B., Pagano, M., ... & Keller, M. B. (2005). Influence of psychiatric comorbidity on recovery and recurrence in generalized anxiety disorder, social phobia, and panic disorder: a 12-year prospective study. *American Journal of Psychiatry*, 162(6), 1179-1187.
- Clark, D. M., & McManus, F. (2002). Information processing in social phobia. *Biological Psychiatry*, 51 (1), 92-100.
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1(1), 16-29
- Davis, J. I., & Gross, J. J. (2011). Psychological distance and emotional experience: What you see is what you get. *Emotion*, 11(2), 438-444.
- Dunkley, D. M., Blankstein, K. R., Masheb, R. M., & Grilo, C. M. (2006). Personal standards and evaluative concerns dimensions of "clinical" perfectionism: A reply to Shafran et al.(2002, 2003) and Hewitt et al.(2003). *Behaviour Research and Therapy*, 44(1), 63-84.
- Fernandez-Berrocal, P., Alcaide, R., Extremera, N., & Pizarro, D. (2006). The role of emotional intelligence in anxiety and depression among adolescents. *Individual Differences Research*, 4(1), 16-27.
- Flett, G. L., & Hewitt, P. L. (2002). Perfectionism and maladjustment: An overview of theoretical, definitional, and treatment issues. In G. L. Flett & P. L. Hewitt (Eds.), *Perfectionism: Theory, research, and treatment* (pp. 5-31). American Psychological Association.
- Flett, G. L., & Hewitt, P. L. (2014). Perfectionism and perfectionistic self-presentation in social anxiety: Implications for assessment and treatment. In *Social Anxiety* (pp. 159-187). American Psychological Association.
- Flett, G. L., Besser, A., & Hewitt, P. L. (2005). Perfectionism, ego defense styles, and depression: A comparison of self reports versus informant ratings. *Journal of Personality*,

- 73(5), 1355-1396.
- Flett, G. L., Hewitt, P. L., & Heisel, M. J. (2014). The destructiveness of perfectionism revisited: Implications for the assessment of suicide risk and the prevention of suicide. *Review of General Psychology, 18*(3), 156-172.
- Flett, G. L., Hewitt, P. L., Blankstein, K., & O'Brien, S. (1991). Perfectionism and learned resourcefulness in depression and self-esteem. *Personality and Individual Differences, 12*(1), 61-68.
- Frost, R. O., Marten, P., Lahart, C., & Rosenblate, R. (1990). The dimensions of perfectionism. *Cognitive Therapy and Research, 14*(5), 449-468.
- Gilbert, P., & Procter, S. (2006). Compassionate mind training for people with high shame and self-criticism: overview and pilot study of a group therapy approach. *Clinical Psychology and Psychotherapy, 13*(6), 353-379.
- Gohm, C. L., & Clore, G. L. (2002). Four latent traits of emotional experience and their involvement in well-being, coping, and attributional style. *Cognition & Emotion, 16*(4), 495-518.
- Greenberg, L. S. (2002). *Emotion-focused therapy: Coaching clients to work through their feelings*. Washington DC: American Psychological Association.
- Greenberg, L. S., Korman, L. M., & Paivio, S. C. (2002). Emotion in humanistic therapy. In D. Cain, & J. Seeman (Eds), *Handbook of humanistic psychotherapy* (pp. 499-530). Washington, DC: American Psychological Association.
- Gross, J. J. (2002). Emotion regulation: Affective, cognitive, and social consequences. *Psychophysiology, 39*(3), 281-291.
- Hamachek, D. E. (1978). Psychodynamics of normal and neurotic perfectionism. *Psychology: A Journal of Human Behavior, 15*(1), 27 - 33.
- Harb, G. C., Heimberg, R. G., Fresco, D. M., Schneier, F. R., & Liebowitz, M. R. (2002). The psychometric properties of the Interpersonal Sensitivity Measure in social anxiety disorder. *Behaviour Research and Therapy, 40*(8), 961-979.
- Herbert, J. D. (1995). An overview of the current status of social phobia. *Applied and Preventive Psychology, 4*(1), 39-51.
- Hewitt, P. L., & Flett, G. L. (1991a). Dimensions of perfectionism in unipolar depression. *Journal of Abnormal Psychology, 100*(1), 98-101.
- Hewitt, P. L., & Flett, G. L. (1991b). Perfectionism in the self and social contexts: conceptualization, assessment, and association with psychopathology. *Journal of Personality and Social Psychology, 60*(3), 456-470.
- Hewitt, P. L., Flett, G. L., Ediger, E., Norton, G. R., & Flynn, C. A. (1998). Perfectionism in chronic and state symptoms of depression. *Canadian Journal of Behavioural Science/Revue Canadienne Des Sciences du Comportement, 30*(4), 234.
- Hewitt, P. L., Habke, A. M., Lee-Baggley, D. L., Sherry, S. B., & Flett, G. L. (2008). The impact of perfectionistic self-presentation on the cognitive, affective, and physiological experience of a clinical interview. *Psychiatry, 71*(2), 93-122.
- Karpyak, V. M., Biernacka, J. M., Geske, J. R.,

- Abulseoud, O. A., Brunner, M. D., Chauhan, M., ... & Mrazek, D. A. (2016). Gender specific effects of comorbid depression and anxiety on the propensity to drink in negative emotional states. *Addiction, 111*(8), 1366-1375.
- Kessler, R. C., Berglund, P., Demler, O., Jin, R., Merikangas, K. 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.
- Kross, E., Duckworth, A., Ayduk, O., Tsukayama, E., & Mischel, W. (2011). The effect of self-distancing on adaptive versus maladaptive self-reflection in children. *Emotion, 11*(5), 1032.
- Kutner, M. H., Nachtsheim, C. J., Neter, J., & Li, W. (2004). *Applied linear statistical models* (5th ed.). McGraw-Hill.
- Leitenberg, H. (1990). *Handbook of social and evaluation anxiety*. New York:Plenum.
- Lim, L., & Jang, S. J. (2019). The Relationship between Social Dominance Orientation, Perceived Threat, and Social Anxiety: A Study of Different Age Groups. *Journal of Social Psychology, 159*(2), 244-256.
- Manova, V., & Khoury, B. (2023). Interpersonal perfectionism and social anxiety: The mediational role of mindfulness. *Canadian Journal of Behavioural Science/Revue canadienne des sciences du comportement*.
- Marshall, S. L., Parker, P. D., Ciarrochi, J., Sahdra, B., Jackson, C. J., & Heaven, P. C. (2015). Reprint of Self-compassion protects against the negative effects of low self-esteem: A longitudinal study in a large adolescent sample. *Personality and individual differences, 81*, 201-206.
- 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.
- Mayer, J. D. & Stevens A.(1994). An emerging understanding of the reflective (meta-) experience of mood: *Journal of Research in Personality, 28*(3), 351-373.
- Mayer, J. D., & Gaschke, Y. N. (1988). The experience and meta-experience of mood. *Journal of personality and social psychology, 55*(1), 102.
- 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., & Germer, C. K. (2013). A pilot study and randomized controlled trial of the mindful self-compassion program. *Journal of Clinical Psychology, 69*(1), 28-44.
- Neff, K. D., Hsieh, Y. P., & Dejitterat, K. (2005). Self-compassion, achievement goals, and coping with academic failure. *Self and Identity, 4*(3), 263-287.
- Paivio, S. C. (2013). Essential processes in emotion-focused therapy. *Psychotherapy, 50*(3), 341.
- Perlman, D. M., Salomons, T. V., Davidson, R. J., & Lutz, A. (2010). Differential effects on pain intensity and unpleasantness of two meditation

- practices. *Emotion*, 10(1), 65.
- Russell, D. W., Kahn, J. H., Spoth, R., & Altmaier, E. M. (1998). Analyzing data from experimental studies: A latent variable structural equation modeling approach. *Journal of Counseling Psychology*, 45(1), 18-29.
- Salovey, P., & Mayer, J. D. (1990). Emotional intelligence. *Imagination, Cognition and Personality*, 9(3), 185-211.
- Salovey, P., Mayer, J. D., Goldman, S. L., Turvey, C., & Palfai, T. P. (1995). Emotional attention, clarity, and repair: Exploring emotional intelligence using the Trait Meta-Mood Scale. In J. W. Pennebaker (Ed.), *Emotion, disclosure, and health* (pp. 125-154). Washington, DC: American Psychological Association.
- Schauer, M., Neuner, F., & Elbert, T. (2011). Narrative exposure therapy; *A short-term treatment for traumatic stress disorders* (2nd ed.). Cambridge, MA: Hogrefe Publishing.
- Sirois, F. M., & Molnar, D. S. (2016). Self-compassion and psychological distress in adolescents—a meta-analysis. *Mindfulness*, 7(5), 1045-1053.
- Slaney, R. B., Chadha, N., Mobley, M., & Kennedy, S. (2000). Perfectionism in Asian Indians: Exploring the meaning of the construct in India. *The Counseling Psychologist*, 28(1), 10-31.
- Slaney, R. B., Rice, K. G., & Ashby, J. S. (2002). A programmatic approach to measuring perfectionism: The Almost Perfect Scales. *Journal of Personality Assessment*, 79(2), 306-327.
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25(2), 173-180.
- Stein, M. B., & Kean, Y. M. (2000). Disability and quality of life in social phobia: epidemiologic findings. *American Journal of Psychiatry*, 157(10), 1606-1613.
- Swinkels, A., & Giuliano, T. A. (1995). The measurement and conceptualization of mood awareness: Monitoring and labeling one's mood states. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 21(9), 934-949.
- Tabibnia, G., Lieberman, M. D., & Craske, M. G. (2008). The lasting effect of words on feelings: words may facilitate exposure effects to threatening images. *Emotion*, 8(3), 307-317.
- Thomas, S. E., Randall, C. L., & Carrigan, M. H. (2003). Drinking to cope in socially anxious individuals: A controlled study. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 27(12), 1937-1943.
- Thompson, R. J., Kuppens, P., Mata, J., Jaeggi, S. M., Buschkuhl, M., Jonides, J., & Gotlib, I. H. (2015). Emotional clarity as a function of neuroticism and major depressive disorder. *Emotion*, 15(5), 615-624.
- Vine, V., & Aldao, A. (2014). Impaired emotional clarity and psychopathology: A transdiagnostic deficit with symptom-specific pathways through emotion regulation. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 33(4), 319-342.
- Wittchen, H. U., Fuetsch, M., Sonntag, H., Müller, N., & Liebowitz, M. (2000). Disability and quality of life in pure and comorbid social phobia. Findings from a controlled

한국심리학회지: 상담 및 심리치료

study. *European Psychiatry*, 15(1), 46-58.

Wooldridge, J. M. (2015). *Introductory econometrics: A modern approach*. Boston, MA: Cengage learning.

원 고 접 수 일 : 2023. 02. 06

수정원고접수일 : 2023. 04. 04

게 재 결 정 일 : 2023. 05. 02

Effects of Socially-Prescribed Perfectionism on Social Anxiety: The Dual Mediating Effects of Emotional Clarity and Self-Compassion

Sohee Han

Youngkeun Kim

Inje University

Doctoral Student

Associate Professor

The purpose of this study was to examine the impact of socially-prescribed perfectionism on social anxiety, and to confirm the dual mediating role of emotional clarity and self-compassion in this process. A survey was conducted on 488 adults aged between 20 and 40. SPSS 22 and AMOS 22 were used to validate the dual mediation model, using scales for socially-prescribed perfectionism, social anxiety, emotional clarity and self-compassion. Socially-prescribed perfectionism, emotional clarity, self-compassion, and social anxiety exhibited significant correlations. Emotional clarity mediated the relationship between socially prescribed perfectionism and social anxiety, while self-compassion also mediated these relationships. Emotional clarity and self-compassion sequentially double mediated the relationship between socially-prescribed perfectionism and social anxiety. High scores of socially-prescribed perfectionism were associated with difficulties in emotional clarity, leading to decreased levels of self-compassion and subsequent social anxiety. Limitations of this study and directions for future research were discussed.

Key words : *socially-prescribed perfectionism, emotional clarity, self-compassion, social anxiety, dual mediation effect*