

내현적 자기애, 자기자비, 정서문제 간 관계에 대한 성인 및 청소년의 다집단 메타경로분석*

최 현 주[†]

울산대학교 / 부교수

본 연구의 목적은 메타경로분석을 통해 내현적 자기애, 자기자비, 그리고 정서문제 간 관계를 규명하는 것이다. 구체적으로는 자기자비의 매개효과가 정서문제의 종류(우울, 불안, 공격성)와 집단(성인, 청소년)에 따라 차이를 보이는지 검증하고자 하였다. 이를 위해 380편의 논문을 수집하고 상관계수를 추출하였으며, 최종 연구물(k) 수는 789개, 전체 사례수는 291,314명(성인 221,040명, 청소년 70,274명)이었다. 메타분석은 R을 사용하였고, 경로분석 및 자기자비 매개효과의 차이 검증은 Mplus로 수행되었다. 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 내현적 자기애와 자기자비 간에는 부적으로 큰 효과크기가 있었으며, 이는 특히 내현적 자기애의 과민/취약성 하위요인에서 두드러졌다. 둘째, 메타경로분석 결과, 자기자비의 매개효과는 우울, 불안, 공격성에서 모두 유의했으며, 크기는 우울, 불안, 공격성의 순서였다. 셋째, 성인 집단에서는 불안에 대한 자기자비의 매개효과가, 청소년 집단에서는 우울에 대한 자기자비의 매개효과가 상대적으로 크게 나타났다. 공격성에서는 집단 간 차이가 발견되지 않았다. 이러한 결과를 토대로 내현적 자기애와 자기자비 간 관계를 논의하고, 실천적 개입을 위한 시사점 및 후속 연구를 제안하였다.

주요어 : 내현적 자기애, 자기자비, 메타경로분석, 매개효과, 다집단 분석

* 본 연구는 울산대학교 교내연구비 지원을 받아 작성된 원고임.

† 교신저자 : 최현주, 울산대학교 교육대학원, (44610) 울산광역시 남구 대학로 93, 20-204

Tel : 052-259-2408, E-mail : freude80@gmail.com



Copyright ©2025, 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.

현대 사회에서 자기애는 중요한 심리적 특성으로 많은 연구의 주제가 되고 있다. 과거에는 이동과 만남이 제한적이고 한 개인에 대한 평판이 긴 시간을 통해 쌓이는 것이 일반적이었다. 그러나 초연결 사회를 살아가는 현대인들은 겉으로 드러나는 이미지의 영향을 더 많이 받으며, 자신을 과장하여 보이려는 경향이 있다(Lasch, 1979/1989). 이러한 사회문화적 특징은 자기애 성향을 강화시킬 수 있는데, 실제로 1999년부터 2014년까지 한국 대학생들의 자기애 수준은 매년 상승한 것으로 추정된 바 있다(이선경 외, 2014). 특히 내현적 자기애(covert narcissism)는 외부로 드러나지는 않지만 자기몰입(self-absorption)과 특권의식 등 자기애의 특성을 지니고 있다. 강선희와 정남운(2002)에 따르면 내현적 자기애는 5가지 하위요인으로 구성되는데, (1) 목표불안정, (2) 인정욕구/거대자기 환상, (3) 착취/자기중심성, (4) 과민/취약성, (5) 소심/자신감 부족이 그것이다. 목표불안정은 건강한 자기애 발달에 기여하는 이상화 축의 결함으로 인해 목표 설정 및 장기적 실행에 어려움을 겪는 것을, 인정욕구/거대자기 환상은 사람들에게 주목과 찬사, 사랑을 받고, 모든 면에서 뛰어난 사람이 되려는 비현실적인 욕구를 반영한다(Kohut, 1971). 착취/자기중심성은 스스로에 대한 과도한 몰입과 자기중심성으로 인해 대인관계에서 타인의 욕구를 무시하고 자신에게 이로운 방향으로만 행동하는 특징을, 과민/취약성은 자신의 삶을 불행한 것으로 여기고 스스로를 무가치한 존재로 생각하며, 외부의 평가에 과도하게 신경쓰고 영향을 받는 취약한 모습을 반영한다. 마지막으로 소심/자신감 부족은 사회적 상황에서 자신을 드러내는 데 불편함을 호소하며 수줍음과 불안을 느끼는 특징을 반영한다. 선

행연구에서 이러한 내현적 자기애는 우울, 불안, 공격성 등의 정서문제를 유발하는 것으로 보고된다(박창현, 장유진, 2021; 조아라, 박재우, 2021).

한편, 내현적 자기애의 부정적 영향력을 완화할 수 있는 정서 조절 방법으로 자기자비가 주목받고 있다(임효열, 하승수, 2019; Kramer et al., 2018). 자기자비란 자신에 대한 존중을 바탕으로 스스로의 실수나 실패, 약점을 있는 그대로 바라보고 그로 인해 발생하는 고통스러운 감정을 온화한 태도로 다루는 것을 뜻한다(Neff, 2003). 자기자비 연구 분야의 선구자인 Neff(2003)는 이를 건강한 형태의 자기수용이라고 하면서, (1) 마음챙김 대 과잉동일시(mindfulness vs. over-identification), (2) 자기친절 대 자기비난(self-kindness vs. self-criticism), (3) 보편적 인간성 대 고립(common humanity vs. isolation)의 세 가지 하위요인을 통해 측정할 수 있다고 보았다. 내현적 자기애는 성장 과정에서 형성된 성격구조의 일부로, 이를 변화시키기 위해서는 오랜 시간이 필요하다(권은미 외, 2009). 반면, 자기자비는 연습과 훈련을 통해 학습될 수 있는 태도에 가깝다(Neff, 2003). 자기자비적 태도는 자신의 약점을 너그럽게 바라볼 수 있게 하며, 진짜 자기(real self)가 원하는 것에 집중하도록 돕는다. 또한, 이상적이거나 당위적인 목표가 아닌 내면의 욕구로부터 발견한 목표를 설정하고 동기부여하도록 촉진함으로써, 보다 자발적이고 주도적인 삶을 사는 데 긍정적으로 기여한다. 이러한 점에서 자기자비는 내현적 자기애의 부정적 영향력을 완화할 수 있는 효과적인 방법으로 추측된다.

내현적 자기애와 자기자비는 꾸준히 연구되어 왔으며, 이를 종합하는 메타분석 연구도

각각 수행되고 있다. 내현적 자기애와 관련하여, 고수연과 박정윤(2023)은 청소년의 내현적 자기애와 대인관계 문제 간의 관계를 고찰하였고, 김보람(2023)은 아동 및 청소년의 내현적 자기애와 심리사회적 변인 간의 관계를 다루었다. 자기자비의 경우, 김수빈 외(2017)는 자기자비와 한국인의 심리적 특성 간의 관계를 확인하였으며, 황혜림과 이영애(2022)는 아동 및 청소년의 자기자비 관련 변인을 탐색하는 연구를 발표한 바 있다. 그러나 내현적 자기애와 자기자비 간의 관계를 종합적으로 검토한 연구는 부족하며, 내현적 자기애와 정서문제 간 관계에 있어 자기자비의 매개 효과를 체계적으로 통합한 연구 또한 드물다. 메타분석을 통해 내현적 자기애와 정서문제 간의 관계, 그리고 이 관계에서 제3의 변인으로서 자기자비의 매개효과를 검증한다면, 내현적 자기애에 대한 종합적이고 심층적인 이해를 확장할 수 있을 것이다.

이에 본 연구는 다수의 연구물을 통합하는 메타분석과 변인 간 관계를 규명하는 구조방정식 모형을 결합한 메타경로분석을 실시하고자 하였다. 메타경로분석은 변인 간의 구조적 관계를 파악하기 어려운 기존 메타분석의 한계를 보완하며, 개별 연구에서 다루어진 다양한 변인들을 포괄하여 종합적 결론을 도출하는 데 유용하다(Viswesvaran & Ones, 1995). 예를 들어 Möller와 동료들(2009)은 메타경로분석을 통해 자기개념에 대한 내적/외적 참조 모형의 적용 가능성을 다양한 맥락에서 확인하였다. 국내에서는 박병선과 배성우(2016)가 청소년 비행의 일반 긴장이론을 메타경로분석을 통해 검증하였고, 권지웅과 박종효(2022)는 학교 공동체 의식, 또래 관계, 사회정서역량, 방어행동 간의 관계를 메타경로분석을 통해 규

명하였다. 본 연구에서는 내현적 자기애가 자기자비를 통해 우울, 불안, 공격성에 직·간접적으로 영향을 미칠 것이라는 이론적 가정을 바탕으로 메타경로분석을 실시하였다.

이러한 가정은 선행연구에서도 확인된 바 있다. 우선, 내현적 자기애와 우울 및 자기자비의 관계를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 내현적 자기애 성향이 높은 사람은 외부의 승인을 통해 자존감을 유지하려하기 때문에 자존감 안정성이 낮으며, 이는 우울감을 증가시킬 수 있다(Brookes, 2015; Orth et al., 2016). 이들은 자신이 의도한 인상을 유지하기 위해 지속적으로 자신을 감시하고, 엄격한 기준에 따라 스스로를 평가하는 경향을 보인다. 또한, 취약한 자기를 방어하기 위해 경험회피, 반추, 자기비난 등을 빈번히 사용하여 우울에 더 취약해지는 것으로 보고된다(권희영, 홍혜영, 2010; 김지선, 이소연, 2018; 김용희, 2020). 한편, 자기자비는 자기 비난과 완벽주의적 기대를 줄이고, 자신을 이해하고 수용하는 태도를 통해 심리적 고통을 완화하는 역할을 한다(Wakelin et al., 2022). 즉, 자기자비는 내현적 자기애로 인해 나타나는 부정적 심리기제에 작용하며 우울감 감소에 긍정적으로 기여한다(Raes, 2011). 이러한 맥락에서 자기자비는 내현적 자기애와 우울 간의 관계를 매개할 것으로 추측된다. 예를 들어, 고등학생을 대상으로 한 이강애와 이양희(2023)의 연구에서 내현적 자기애가 높아질수록 자기자비 수준이 낮아졌고, 이는 높은 수준의 우울로 이어졌다.

내현적 자기애, 불안, 자기자비 역시 밀접한 관련성을 지니는 것으로 나타난다. 내현적 자기애 성향이 높은 사람은 끊임없이 자신과 타인을 비교하며 만성적인 불안을 경험하는 경향이 있다(최정인 외, 2012). 이들은 타인을 불

신하고 의심하는 특징을 가지고 있어 친밀한 대인관계를 형성하거나 사회적 지지망을 확장하는 데 어려움을 겪으며, 그로 인해 외로움, 고립감, 불안감을 느낄 수 있다(Pincus et al., 2014). 국내 선행 연구에서도 성인의 내현적 자기애는 낮은 사회적 자기효능감과 관련되어 있으며, 이로 인해 사회불안 수준이 증가하는 것으로 나타났다(최인선, 최한나, 2013). 중학생을 대상으로 한 연구에서는 내현적 자기애가 SNS 중독 경향성을 매개로 사회불안 수준을 높이는 경향이 보고되었다(강문진 외, 2017). 한편, 자기자비는 내면의 불안정성과 부정적 감정을 완화하는 데 중요한 역할을 한다는 점에서, 내현적 자기애와 불안 간의 관계를 매개하는 요인으로 작용할 수 있다(Werner et al., 2012). 자기자비가 높은 사람은 자신의 결함이나 실패를 자비롭게 받아들이며, 이를 통해 외부 평가나 부정적 사건에 대한 민감성을 줄일 수 있다(김은혜, 조한익, 2021). 예를 들어, 대학생을 대상으로 한 정철상(2021)의 연구에서는 내현적 자기애가 높을수록 자기자비 수준이 낮아지고, 이로 인해 사회불안 수준이 증가하는 경향이 확인되었다.

마지막으로 내현적 자기애, 자기자비, 공격성 간 관계를 살펴보면 다음과 같다. Bushman과 Baumeister(1998)는 자기애 성향을 지닌 사람들은 자신이 더 나은 대우를 받을 자격이 있다는 특권의식(sense of entitlement)을 가지며, 이것이 거부되었다고 인식될 때 공격성을 드러낸다고 설명한다. 내현적 자기애의 경우 외현적 자기애와 달리 타인을 배려하는 것처럼 보일 수 있지만, 여전히 자기중심적이며 억눌린 특권의식을 가지고 있다(Given-Wilson et al., 2011). 특히 내현적 자기애와 관련된 공격성은 은밀하고 우회적인 관계적 공격성 또는 안전

한 대상에게 표출하는 전위공격성의 형태로 나타날 수 있다(김세종, 홍혜영, 2024; 정지영, 김태선, 2023). 국내 선행 연구에 따르면, 내현적 자기애 성향이 높은 성인은 타인의 비판적 반응을 민감하게 받아들이며, 이로 인해 내면화된 수치심이 촉발되어 공격 행동으로 이어질 수 있다(강형숙, 구훈정, 2022). 또한, 내현적 자기애 성향이 높은 중학생이 적응적 인지정서조절 전략을 습득하지 못할 경우, 반응적 공격성 수준이 증가하는 경향이 있다(안지현, 이승연, 2013). 한편, 자기자비는 자기 자신에 대한 수용과 이해를 통해 부정적 감정을 완화하고, 타인에 대한 반응 또한 더 유연하게 변화시키는 역할을 한다(Fresnics & Borders, 2017). 즉, 자기자비가 높은 사람은 분노나 수치심에 압도되기 보다는 스스로를 돌보려는 태도를 유지하며, 이를 바탕으로 타인을 수용하고 나아가 공격성을 적응적으로 조절할 것으로 추측된다(최수지, 신효정, 2020). 예를 들어, 중·고등학생을 대상으로 한 김성주와 정남운(2016)의 연구에서 내현적 자기애가 높을수록 자기자비 수준이 감소했고, 공격성은 증가하는 것으로 나타났다.

이러한 연구결과들은 내현적 자기애가 높을수록 자기자비 수준이 낮아지며, 그로 인해 우울, 불안, 공격성이 증가할 수 있음을 시사한다. 그동안 내현적 자기애와 정서문제 간 관계에서 자기자비의 매개효과를 검증한 연구는 많았지만, 메타연구의 관점에서 이를 종합하고 검증한 연구는 드물다. 메타경로분석을 통해 자기자비의 매개효과가 확인된다면, 내현적 자기애로 인해 우울, 불안, 공격성과 같은 정서문제를 호소하는 내담자를 상담함에 있어, 개입의 우선순위로 자기자비를 선택하는 근거가 될 수 있을 것이다.

이와 더불어 자기자비의 긍정적인 영향력이 특정 인구집단에서 보다 강력한 것으로 나타난다면 추후 자기자비 증진 프로그램을 개발하고 적용할 때 유용한 정보로 활용될 수 있을 것이다. 내현적 자기애와 정서문제 간 관계에서 자기자비의 매개효과는 연령에 따라 다르게 나타날 수 있으나, 이를 비교한 연구를 찾아보기는 어렵다. 성인의 경우 청소년 집단에 비해 다양한 스트레스에 노출되면서 잠재적으로 자기자비의 필요성과 유용성을 인식했을 가능성이 높다. 실제로 자기자비는 연령과 정적상관을 보인다는 선행연구(Neff & Vonk, 2009)를 고려해 볼 때, 자기자비의 효과성이 성인 집단에서 보다 강력하게 나타날 가능성이 존재한다. 한편, 청소년기는 정서가 세분화 되면서 이에 대한 자기감각을 기르게 되는 시기이다. 이때 너그러운 관점을 적용하고 부정적인 정서를 수용하는 자기자비를 정서조절기술의 하나로 내면화하는 것은 적응을 높이고 심리적으로 건강한 발달을 촉진하는 데 도움이 될 수 있을 것이다. 김예리와 김현수(2022)의 연구에서 자기자비 프로그램이 아동대상에서 큰 효과크기를 나타낸 점을 고려해 볼 때, 청소년 집단 역시 성인 집단에 비해 자기자비의 매개효과가 높게 나타날 것으로 추측해 볼 수 있다. 최근 청소년을 대상으로 하는 자기자비 증진 프로그램들이 다양하게 개발되고 있으며, 교육부에서도 마음챙김 프로그램을 중심으로 하는 사회정서발달을 위한 지원 정책을 발표한 바 있는데(교육부, 2024), 청소년 집단에서 자기자비의 긍정적인 영향력이 성인 집단만큼 혹은 성인집단 이상으로 높게 나타날지, 아니면 그 영향력이 제한적일지에 대해 실증적인 근거를 마련할 필요가 있다. 그러나 선행연구만으로는 연령 집단 간 차이

를 예측하기 어려우므로, 본 연구에서 이를 검증해 보고자 한다.

종합하면, 내현적 자기애는 우울, 불안, 공격성 등 정서행동의 어려움을 유발하는 것으로 인식되어 왔으나, 성격의 일부로 통합되어 있기에 변화가 쉽지 않다(김성주, 정남운, 2016; 이강애, 이양희, 2023; 정철상, 2021). 만일 자기자비가 내현적 자기애와 정서문제 간 관계를 매개할 수 있다면 개입의 우선순위로 고려될 수 있을 것이다. 한편, 내현적 자기애는 5개의 하위요인(목표불안정, 인정욕구/거대 자기 환상, 착취/자기중심성, 과민/취약성, 소심/자신감 부족)으로 구성되며, 자기자비는 3개의 하위요인(마음챙김 대 과잉동일시, 자기 친절 대 자기비난, 보편적 인간성 대 고립)으로 구성된다. 이에 본 연구에서는 각각의 하위요인을 메타분석의 조절변인으로 설정하여 두 변인 간 심리적 메커니즘에 대해서도 탐색하고자 한다. 만일 내현적 자기자비의 특정 하위요인이 자기자비와 높은 관련성을 지니는 것으로 검증된다면, 자기자비가 내현적 자기애에 작용하는 과정에 대해 보다 심층적으로 이해할 수 있을 것이다. 또한, 정서문제에 대한 자기자비의 매개효과가 우울, 불안, 공격성 별로 다르게 나타나는지 검증하고자 한다. 자기자비의 매개효과가 우울에서 더 강하게 나타나는지, 혹은 불안이나 공격성에서 더 강하게 나타나는지 확인하는 것은 호소문제 별 개입 전략을 수립하는 데 유용한 기초자료로 활용될 수 있을 것이다. 마지막으로 내현적 자기애, 자기자비, 그리고 내현적 자기애의 결과변인들 간 관계가 성인 및 청소년 집단에서 각각 어떻게 다른지를 알아보고자 한다. 집단 간 차이를 규명함으로써 자기자비 프로그램을 우선적으로 적용해야 할 연령대에 대한 시사

점을 얻을 수 있을 것이다. 이를 위한 연구문제는 아래와 같다.

첫째, 내현적 자기애와 자기자비 간 상관의 평균 효과크기는 어떠한가? 내현적 자기애의 하위요인 및 자기자비의 하위요인 간 평균 효과크기에는 차이가 있는가?

둘째, 내현적 자기애 및 자기자비와 정서문제(우울, 불안, 공격성) 간 상관의 평균 효과크기는 각각 어떠한가? 정서문제 종류 간 평균 효과크기에는 차이가 있는가?

셋째, 자기자비는 내현적 자기애와 정서문제(우울, 불안, 공격성) 간 관계를 매개하는가? 정서문제 간 자기자비의 매개효과에는 차이가 있는가?

넷째, 성인과 청소년 집단에서 내현적 자기애, 자기자비, 내현적 자기애의 정서문제(우울, 불안, 공격성) 간 관계는 각각 어떠한가? 성인과 청소년 집단 간 자기자비 매개효과에는 차이가 있는가?

방 법

자료의 수집 및 절차

본 연구는 국내에서 자기자비 연구가 본격적으로 이루어지기 시작한 2013년을 시작으로 2023년까지 최근 10년간 국내에서 발표된 석박사 학위논문 및 학술지 논문을 대상으로 하였다. 주요 변인들의 상관계수를 수집하기 위해 검색어로는 ‘내현적 자기애 & 자기자비’, ‘내현적 자기애 & 우울’, ‘내현적 자기애 & 불안’, ‘내현적 자기애 & 공격성’, ‘자기자비 & 우울’, ‘자기자비 & 불안’, ‘자기자비 & 공격성’ 등을 사용하였다. 논문 검색 및 자료 수

집은 학술연구정보서비스(RISS), 한국학술정보(KISS), 한국학술지인용색인(KCI), DBpia, 구글 학술 검색 등을 이용하였으며, 총 650편의 논문이 검색되었다.

분석대상 자료를 선별하기 위한 기준은 다음과 같다. 첫째, 주요 변인인 내현적 자기애, 자기자비, 우울, 불안, 공격성 가운데 최소 2개 이상의 변인 간 관계를 다룬 논문을 대상으로 하였다. 논문제목과 초록을 바탕으로 검토하였으며, 그 결과 41편이 제외되었다. 둘째, 독립변인인 내현적 자기애와 매개변인인 자기자비는 연구의 내적 타당도를 높이기 위해 척도를 한 가지로 한정하였다. 내현적 자기애는 강선희와 정남운(2002)의 내현적 자기애 척도(CNS)를, 자기자비는 Neff(2003)의 자기자비 척도를 김경의 외(2008)가 타당화한 한국판 자기자비 척도(K-SCS)를 사용한 논문만을 포함하였다. 한편, 결과변인인 공격성, 우울, 불안의 경우 가능한 한 다양한 척도와 개념을 포괄하여 각 결과변인의 전반적인 경향성을 알아보고자 하였다. 예컨대 불안의 경우, 사회불안, 수행불안, 발표불안 등 다양한 종류의 불안이 모두 포함되었고, 공격성의 경우, 공격성, 관계적 공격성, 반응적 공격성, 전위공격성 등 다양한 종류의 공격성이 모두 포함되었다. 우울 역시 BDI, CES-D 등 다양한 척도가 포함되었으나, 우울취약성을 다룬 논문은 제외하였다. 그 결과 총 42편이 제외되었다. 셋째, 주요 연구변인인 내현적 자기애는 성격 형성의 초기 단계라 볼 수 있는 아동기에는 그 개념을 적용하는 것이 적절치 않을 수 있다. 이에 연구대상을 성인 및 청소년으로 한정하여, 초등학교 이하를 대상으로 하는 48편이 제외되었다. 넷째, 메타분석에 필요한 정보(연구대상, 사례수, 상관계수 등)가 제시되지 않은 문헌연구

구, 메타연구, 실험연구 및 원문이 제공되지 않는 논문 58편이 제외되었다. 다섯째, 학위논문과 학술지 논문이 중복되는 경우 본 연구에 필요한 상관행렬이 포함되어 있거나 발표시기가 빠른 것을 선정하여, 81편이 제외되었다. 그 결과 총 380편의 논문이 분석대상으로 선정되었다.

자료의 코딩은 고유번호(ID), 저자, 제목, 연도, 연구대상, 사례수, 상관계수 항목으로 이루어졌다. 연구대상은 성인, 청소년의 두 종류로 유목화하였고, 청소년에는 중학생과 고등학생이 포함되었다. 또한, 내현적 자기애와 자기자비 간 상관계수의 경우 하위요인 간 상관계수까지 포함하여, 한 논문에서도 복수의 상관계수가 수집되었다. 그 결과 총 789개의 상관계수가 최종 분석에 사용되었다.

자료의 분석

메타경로분석은 이론적 모형에 포함된 변인들에 대한 메타분석 단계와, 이를 바탕으로 산출된 합동상관행렬을 사용하여 이론적 모형을 검증하는 경로분석 단계로 나누어진다. 각 단계에서의 분석방법은 아래와 같다.

메타분석

최종 선정된 연구물의 상관계수 등은 MS Excel로 코딩되었고, R Core Team(2021)의 R version 4.1.2에서 meta package(Balduzzi et al., 2019)를 사용하여 다음과 같이 분석하였다.

첫째, 출판편향 검증을 위해 Egger의 회귀분석 검정과 Funnel plot을 검토하였다. Egger의 회귀분석 검정 결과가 유의하게 나오거나, Funnel plot에서 비대칭이 두드러지는 경우, 출판편향이 있는 것으로 본다. 둘째, 고정효과모

형과 랜덤효과모형 간 선택을 위해 I^2 과 Q 통계치를 바탕으로 이질성을 검토하였다. I^2 이 50% 이상이거나 Q값이 통계적으로 유의한 경우는 랜덤효과모형으로 효과크기를 산출하였다. 셋째, 효과크기 산출을 위해 피어슨 상관계수 r 을 Fisher's Z로 전환하였다. 또한, 소규모 연구에 비해 대규모 연구의 추정치가 보다 신뢰롭다는 가정 하에 사례수에 따라 가중치를 부여하였다. 상관계수에 근거한 효과크기는 .01 이하면 작은(small), .25 정도는 중간(medium), .39 이상이면 큰(large) 효과크기로 해석한다(Cohen, 1988). 넷째, 효과크기에 있어 내현적 자기애 및 자기자비의 하위요인 간 차이를 알아보기 위해 하위그룹 분석(subgroup analysis)을 실시하였다. 하위그룹 분석 결과 Q값이 유의한 경우, 하위그룹 간 통계적으로 유의미한 효과크기의 차이가 있는 것으로 본다.

경로분석

경로분석을 실시하기 위해 메타분석에서 계산된 효과크기를 사용하여 합동상관행렬(pooled correlation matrix)을 구성하였다(Cheung, 2015). 합동상관행렬의 경우 상관 쌍마다 사례수가 상이하기 때문에 경로분석에 필요한 하나의 사례수를 확정하는 데 어려움이 있다. 이에 여러 사례수들의 조화평균을 사용하는 것이 합당하다는 Viswesvaran과 Ones(1995)의 제안에 따라 본 연구에서도 조화평균을 적용하였다. 본 연구의 총 사례수는 291,314명(성인 221,040명, 청소년 70,274)이었고, 소수점에서 반올림한 조화평균은 9,424명(성인 5,467명, 청소년 2,343)이었다. 연구모형은 Mplus 7.4(Muthén & Muthén, 1998-2015)를 사용하여 분석하였다.

자기자비의 매개효과는 Sobel Test로 검증되었다. 메타경로분석의 경우, 개별 자료가 실제로는 존재하지 않고 공분산행렬을 통해 추정치 및 통계량을 산출하기 때문에 부트스트래핑 방법 사용이 불가능하다. Sobel Test는 정규분포라는 다소 비현실적인 가정을 요구하지만, 본 연구는 메타분석으로 충분한 사례수가 확보되었기에 이러한 가정을 만족하는 것으로 간주하였다. Sobel Test 결과 매개효과의 검정 통계량(Z_{ab})의 절대값이 1.96 이상인 경우, 통계적으로 유의한 것으로 해석한다.

또한, 정서문제 종류 간 자기자비 매개효과의 차이, 성인과 청소년 집단 간 자기자비 매개효과의 차이는 다집단 분석방법을 통해 확인되었다. 비교하고자 하는 자기자비 매개효과들이 동일하다는 제약에 대해 χ^2 차이 검정을 수행한 다음, 유의확률이 .05 이하인 경우 비교 집단 간 통계적으로 유의미한 차이가 존재하는 것으로 해석한다.

결 과

출판편향 검증

수집된 자료들에 출판편향이 존재하는지 알

표 1. 출판편향 검증 (Egger's regression test)

변인	<i>t</i>	<i>df</i>	<i>p</i> -value
내현적 자기에-자기자비	-1.90	401	.059
내현적 자기에-우울	1.45	29	.159
내현적 자기에-불안	1.26	64	.213
내현적 자기에-공격성	1.02	48	.312
자기자비-우울	.49	71	.627
자기자비-불안	-.63	83	.531
자기자비-공격성	-1.83	8	.105

아보기 위해 Egger의 회귀분석 검정을 실시하고 Funnel plot을 검토하였다. 표 1에 제시된 바와 같이 모든 경우의 유의확률이 .05보다 높게 나타나, 효과크기와 표준오차 간 관련이 없음이 확인되었다. Funnel plot의 역시 대부분의 효과크기가 대칭을 이루어, 연구의 타당도를 위협할 만한 출판편향은 존재하지 않는 것으로 볼 수 있었다(그림 1).

내현적 자기에와 자기자비의 평균 효과크기

첫 번째 연구문제인 내현적 자기에와 자기자비 간 관계를 알아보기 위해 두 변인 간 평균 효과크기를 산출한 결과가 표 2에 제시되어 있다. 이질성 검증에서 I^2 값이 96.7%로 높

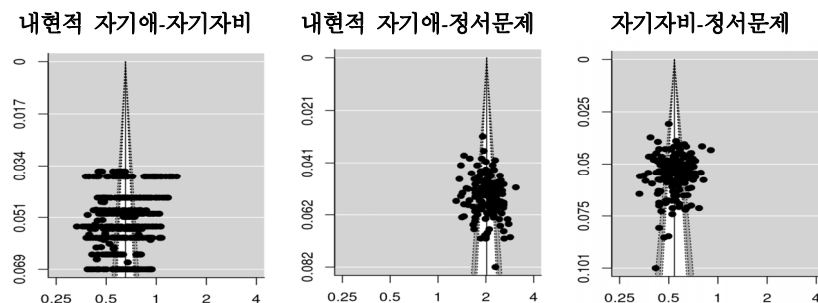


그림 1. Funnel plot

표 2. 내현적 자기애와 자기자비의 평균 효과크기

구분	k	Z_r	95% CI	$I^2(\%)$	$Q(df)$
내현적 자기애 전체-자기자비 전체	403	-.402 ^{***}	[-.425; -.380]	96.7	12013.20 ^{***} (402)
내현적 자기애 하위요인 간 차이					
(1) 목표 불안정	67	-.388 ^{***}	[-.420; -.355]		
(2) 인정욕구/거대자기 환상	61	-.275 ^{***}	[-.329; -.218]		
(3) 착취/자기중심성	61	-.203 ^{***}	[-.247; -.158]		102.10 ^{***} (4)
(4) 과민/취약성	67	-.543 ^{***}	[-.593; -.489]		
(5) 소심/자신감 부족	67	-.380 ^{***}	[-.417; -.342]		
자기자비 하위요인 간 차이					
(1) 자기친절 대 자기비난	106	-.367 ^{***}	[-.405; -.328]		
(2) 보편적 인간성 대 고립	105	-.342 ^{***}	[-.393; -.288]		2.09 (2)
(3) 마음챙김 대 과잉동일시	107	-.391 ^{***}	[-.432; -.348]		

주. *** $p < .001$

주. k = 효과크기의 수, Z_r = Fisher's Z 의 효과크기, 95% CI = 95% 신뢰구간, I^2 = 이질성 통계치, Q = 하위집단 간 분산, df = 자유도

은 수준이었고, Q 통계치 역시 유의하여 내현적 자기애와 자기자비 간 효과크기에는 높은 이질성이 존재하는 것으로 볼 수 있었다($Q = 12013.20$, $df = 402$, $p < .001$). 이에 랜덤효과모형을 적용하여 효과크기를 산출하였다. 내현적 자기애와 자기자비 간 전체 상관계수의 평균 효과크기는 -.402이며, 이는 Cohen(1988)의 효과크기 해석 기준에 따라 큰 효과크기로 볼 수 있다. 즉, 내현적 자기애가 높을수록 자기자비 수준은 낮아지는 경향이 강하게 존재한다고 볼 수 있다. 다음으로 내현적 자기애 및 자기자비의 평균 효과크기가 각각의 하위요인에 따라 차이가 있는지 알아보기 위해 하위그룹 분석을 실시하였다. 분석결과, 내현적 자기애에서는 통계적으로 유의미한 차이가 존재하였으나($Q = 102.10$, $df = 4$, $p < .001$), 자기자비

에서는 차이가 발견되지 않았다($Q = 2.09$, $df = 2$, $p > .05$). 즉, 내현적 자기애와 자기자비 간 관계는 내현적 자기애의 하위요인 별로 다른 양상을 지닐 수 있는 반면, 자기자비는 특정 하위요인의 영향이 두드러지지 않고 통합적으로 내현적 자기애와 관계 맺는 것으로 볼 수 있다. 구체적으로 살펴보면, 내현적 자기애의 과민/취약성($Z_r = -.543$), 목표불안정($Z_r = -.388$), 소심/자존감 부족($Z_r = -.380$)에서 큰 효과크기가 나타났고, 인정욕구/거대자기 환상($Z_r = -.275$)에서는 중간에서 큰 효과크기, 착취/자기중심성($Z_r = -.203$)에서는 중간 효과크기가 나타났다.

내현적 자기애 및 자기자비와 정서문제 간 평균 효과크기

두 번째 연구문제인 내현적 자기애 및 자기자비와 정서문제(우울, 불안, 공격성) 간 상관을 알아보기 위해 변인 간 평균 효과크기를 산출한 결과가 표 3에 제시되어 있다. 우선, 내현적 자기애와 정서문제 간 관계를 살펴보면, 이질성 검증에서 I^2 값이 90%로 높은 수준이었고, Q 통계치 역시 유의하여 내현적 자기애와 정서문제 간 효과크기에는 높은 이질성이 존재하는 것으로 볼 수 있었다($Q = 1464.35$, $df = 146$, $p < .001$). 이에 랜덤 효과크기 모형을 적용하여 효과크기를 산출하였다. 내현적 자기애와 정서문제 간 전체 상관관계수의 평균 효과크기는 .607 [.590; .624]의 큰 효과크기를 나타냈다. 즉, 내현적 자기애가 높을수록 정서문제의 수준은 높아지는 경향이 강

하게 존재한다고 볼 수 있다. 이러한 평균 효과크기가 정서문제 종류에 따라 달라지는지 알아보기 위해 하위그룹 분석을 실시한 결과, 통계적으로 유의미한 차이가 발견되었다($Q = 26.89$, $df = 2$, $p < .001$). 구체적으로 살펴보면 불안($Z_r = .642$), 우울($Z_r = .634$), 공격성($Z_r = .538$)의 순서로 높은 효과크기가 나타났다.

다음으로 자기자비와 정서문제 간 관계를 살펴보면, 이들 역시 높은 수준의 이질성이 나타나 랜덤 효과크기 모형이 적용되었다($I^2 = 92.1\%$; $Q = 2125.13$, $df = 167$, $p < .001$). 평균 효과크기는 -.547 [-.567; -.526]의 큰 효과크기가 산출되었다. 즉, 자기자비가 높을수록 정서문제 수준은 낮아지는 경향이 강하게 존재한다고 볼 수 있다. 이러한 평균 효과크기가 정서문제의 종류에 따라 달라지는지 알아보기 위해 하위그룹 분석을 실시한 결과, 통계적으로 유의미한 차이가 발견되었다($Q = 38.02$, df

표 3. 내현적 자기애 및 자기자비와 정서문제(우울, 불안, 공격성)의 평균 효과크기

구분	k	Z_r	95% CI	$I^2(\%)$	$Q(df)$
내현적 자기애					
정서문제 전체	147	.607 ^{***}	[.590; .624]	90.0	1464.35 ^{***} (146)
(1) 우울	31	.634 ^{***}	[.613; .655]		26.89 ^{***} (2)
(2) 불안	66	.642 ^{***}	[.624; .660]		
(3) 공격성	50	.538 ^{***}	[.498; .575]		
자기자비					
정서문제 전체	168	-.547 ^{***}	[-.567; -.526]	92.1	2125.13 ^{***} (167)
(1) 우울	73	-.590 ^{***}	[-.613; -.566]		38.02 ^{***} (2)
(2) 불안	85	-.527 ^{***}	[-.556; -.497]		
(3) 공격성	10	-.368 ^{***}	[-.444; -.286]		

주. *** $p < .001$

주. k = 효과크기의 수, Z_r = Fisher's Z의 효과크기, 95% CI = 95% 신뢰구간, I^2 = 이질성 통계치, Q = 하위 집단 간 분산, df = 자유도

= 2, $p < .001$). 구체적으로 살펴보면 우울($Z_r = -.590$)과 불안($Z_r = -.527$)에서는 큰 효과크기가, 공격성($Z_r = -.368$)에서는 중간에서 큰 효과크기가 나타났다.

다집단 메타경로분석

세 번째와 네 번째 연구문제를 알아보기 위해 주요 변인들에 대한 합동상관행렬을 작성하고 메타경로분석을 실시하였다. 표 4과 표 5의 합동상관행렬을 살펴보면, 전체 집단에서의 변인 간 관계가 성인 및 청소년 집단에서도 동일한 패턴으로 나타났음을 확인할 수 있다. 즉, 내현적 자기애와 자기자비는 부적 상

관을, 내현적 자기애와 우울, 불안, 공격성은 정적 상관을, 자기자비와 우울, 불안, 공격성은 부적 상관을 지닌다. 성인 및 청소년의 집단 간 차이를 중심으로 살펴보면, 자기자비와 내현적 자기애 간 상관은 청소년 집단($Z_r = -.369$)보다 성인 집단($Z_r = -.409$)에서 조금 더 강하게 나타났다. 자기자비와 우울 간 상관은 성인 집단($Z_r = -.584$)보다 청소년 집단($Z_r = -.703$)에서 조금 더 강하게 나타났고, 자기자비와 불안 간 상관은 청소년 집단($Z_r = -.475$)보다 성인 집단($Z_r = -.531$)에서 조금 더 강하게 나타났다. 자기자비와 공격성 간 상관은 청소년 집단($Z_r = -.347$)보다 성인 집단($Z_r = -.389$)에서 조금 더 강하게 나타났다.

표 4. 합동상관행렬(전체)

변인	1	2	3	4	5
1. 내현적 자기애	1				
2. 자기자비	-.402 [†] / 403 [‡] / 159,311 [¶]	1			
3. 우울	.634 [†] / 31 [‡] / 12,189 [¶]	-.590 [†] / 73 [‡] / 25,227 [¶]	1		
4. 불안	.642 [†] / 66 [‡] / 22,697 [¶]	-.572 [†] / 85 [‡] / 30,730 [¶]	.591 [†] / 22 [‡] / 5,941 [¶]	1	
5. 공격성	.538 [†] / 50 [‡] / 18,691 [¶]	-.368 [†] / 10 [‡] / 3,889 [¶]	.424 [†] / 34 [‡] / 8,863 [¶]	.312 [†] / 15 [‡] / 3,776 [¶]	1

주. [†] Fisher's Z의 효과크기(Z_r), [‡] 효과크기의 수(k), [¶]전체 사례수(N)

표 5. 합동상관행렬(성인 및 청소년)

변인	1	2	3	4	5
1. 내현적 자기애	—	-.369 [†] / 69 [‡] / 44,137 [¶]	.651 [†] / 5 [‡] / 2,043 [¶]	.611 [†] / 14 [‡] / 5,885 [¶]	.484 [†] / 15 [‡] / 6,626 [¶]
2. 자기자비	-.409 [†] / 334 [‡] / 115,174 [¶]	—	-.703 [†] / 3 [‡] / 1,061 [¶]	-.475 [†] / 6 [‡] / 2,375 [¶]	-.347 [†] / 5 [‡] / 2,291 [¶]
3. 우울	.631 [†] / 26 [‡] / 10,146 [¶]	-.584 [†] / 70 [‡] / 24,166 [¶]	—	.553 [†] / 8 [‡] / 2,653 [¶]	.402 [†] / 9 [‡] / 1,738 [¶]
4. 불안	.651 [†] / 52 [‡] / 16,812 [¶]	-.531 [†] / 79 [‡] / 28,355 [¶]	.601 [†] / 14 [‡] / 3,288 [¶]	—	.222 [†] / 6 [‡] / 1,465 [¶]
5. 공격성	.560 [†] / 35 [‡] / 12,065 [¶]	-.389 [†] / 5 [‡] / 1,598 [¶]	.471 [†] / 25 [‡] / 7,125 [¶]	.352 [†] / 9 [‡] / 2,311 [¶]	—

주. [†] Fisher's Z의 효과크기(Z_r), [‡] 효과크기의 수(k), [¶]전체 사례수(N)

주. 성인=대각선 아래, 청소년=대각선 위

표 6. 내현적 자기애, 자기자비, 정서문제 간 경로분석 결과

경로	전체			성인			청소년		
	<i>B</i>	<i>S.E.</i>	<i>p</i>	<i>B</i>	<i>S.E.</i>	<i>p</i>	<i>B</i>	<i>S.E.</i>	<i>p</i>
내현적 자기애 → 자기자비	-.402***	.005	.000	-.409***	.012	.000	-.369***	.019	.000
내현적 자기애 → 우울	.473***	.004	.000	.471***	.010	.000	.453***	.013	.000
내현적 자기애 → 불안	.513***	.004	.000	.522***	.010	.000	.505***	.017	.000
내현적 자기애 → 공격성	.465***	.005	.000	.486***	.012	.000	.412***	.013	.000
자기자비 → 우울	-.399***	.004	.000	-.391***	.010	.000	-.536***	.013	.000
자기자비 → 불안	-.321***	.004	.000	-.314***	.010	.000	-.288***	.017	.000
자기자비 → 공격성	-.180***	.005	.000	-.180***	.010	.000	-.195***	.013	.000
자기자비의 매개효과									
내현적 자기애 → 자기자비 → 우울	.161***	.003	.000	.159***	.006	.000	.197***	.017	.000
내현적 자기애 → 자기자비 → 불안	.129***	.002	.000	.130***	.006	.000	.105***	.013	.000
내현적 자기애 → 자기자비 → 공격성	.073***	.002	.000	.074***	.005	.000	.074***	.012	.000

주. *** $p < .001$

내현적 자기애, 자기자비, 정서문제 간 경로 분석을 실시하고 자기자비의 매개효과를 검증한 결과가 표 6에 제시되어 있다. 전체 집단의 경우, 내현적 자기애가 높을수록 자기자비가 낮아지고($B = -.402$), 이는 우울($B = -.399$), 불안($B = -.321$), 공격성($B = -.180$)의 수준을 높이는 경향이 있는 것으로 나타났다. 이러한 자기자비의 매개효과는 모든 결과변인에서 통계적으로 유의했는데, 특히 우울에서 가장 크게 나타났고($b = .161$), 그 다음은 불안($b = .129$), 공격성($b = .073$)의 순서였다. 이러한 자기자비의 매개효과 차이가 통계적으로도 유의한지 검증한 결과, 우울-불안($d_1 = .021$, $SE = .004$, $p < .001$), 우울-공격성($d_2 = .082$, $SE = .005$, $p < .001$), 불안-공격성($d_3 = .061$, $SE = .005$, $p < .001$)의 모든 차이가 유의미한 것으로 나타났다.

다음으로 성인 및 청소년 집단에서의 경로

분석 결과를 살펴보면, 두 집단 모두에서 전체 집단과 동일한 패턴이 발견되었다. 즉, 내현적 자기애가 높을수록 자기자비가 낮아지고(성인 $B = -.409$; 청소년 $B = -.369$), 이는 우울(성인 $B = -.391$; 청소년 $B = -.536$), 불안(성인 $B = -.314$; 청소년 $B = -.288$), 공격성(성인 $B = -.180$; 청소년 $B = -.195$) 수준의 증가로 이어졌다. 또한, 두 집단 모두에서 자기자비의 매개효과는 통계적으로 유의했다. 구체적으로 살펴보면, 성인 집단의 경우 우울($b = .159$), 불안($b = .130$), 공격성($b = .074$)의 순서로 매개효과가 크게 나타났다. 청소년 집단 역시 우울($b = .197$), 불안($b = .105$), 공격성($b = .074$)의 순서였다.

마지막으로 결과변인 별 자기자비의 매개효과에 대한 성인 및 청소년 집단의 차이를 검증해 보았다. 그 결과, 우울에서 자기자비 매개효과의 성인과 청소년 간 차이($d_4 = -.038$,

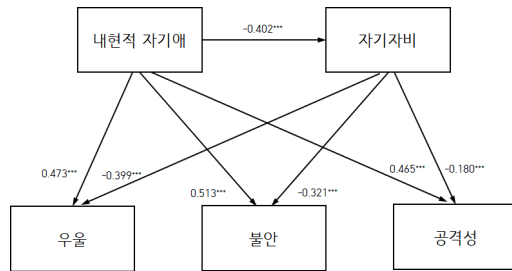


그림 2. 전체 집단 경로분석 결과

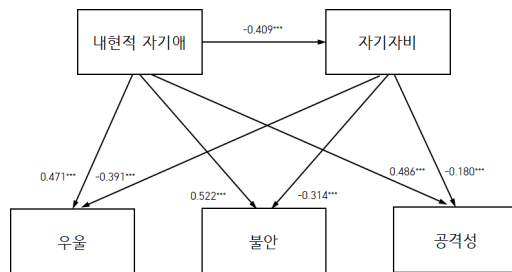


그림 3. 성인 집단 경로분석 결과

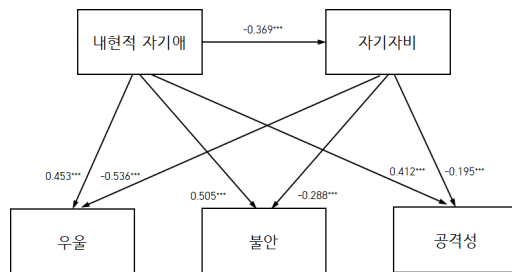


그림 4. 청소년 집단 경로분석 결과

$SE = .013$, $p = .003$) 및 불안에서의 차이($d_5 = .020$, $SE = .010$, $p = .012$)는 통계적으로 유의하였다. 그러나 공격성에서의 차이는 유의하지 않았다($d_6 = .000$, $SE = .010$, $p = .983$). 이는 우울에 대한 자기자비의 매개효과는 청소년 집단에서 다소 높으며, 불안에 대한 자기자비의 매개효과는 성인 집단에서 다소 우세

한 경향을 보인다고 해석할 수 있다. 한편, 공격성에 대한 자기자비의 매개효과는 성인과 청소년 집단 간 차이가 존재하지 않는 것으로 볼 수 있다. 전체 집단을 비롯하여 성인 및 청소년 집단에서의 분석 결과는 그림 2, 3, 4에 제시되어 있다.

논 의

그동안 내현적 자기애와 자기자비 간 관계를 다룬 연구들을 많았지만 메타분석을 수행한 논문은 드물며, 내현적 자기애와 정서문제의 관계에서 자기자비의 매개효과를 종합적으로 확인한 연구 역시 찾아보기 어렵다. 이에 본 연구는 내현적 자기애, 자기자비, 정서문제(우울, 불안, 공격성)에 대한 연구결과를 종합하고, 메타경로분석 방법을 통해 자기자비의 매개효과를 검증하고자 하였다. 또한, 자기자비의 매개효과가 성인 및 청소년 집단에서 다르게 나타나는지 살펴보았다. 이를 위해 2013년에서 2023년까지 본 연구의 주요변인을 주제로 하는 학위논문 및 학술지 논문 380편을 수집하였고, 이를 바탕으로 789개 효과크기를 산출하였다. 주요 결과와 이론적 의의를 논의하면 다음과 같다.

첫째, 내현적 자기애와 자기자비 간에는 부적으로 강한 상관관계가 존재하였다. 또한, 내현적 자기애의 하위요인에 따라 자기자비와의 효과크기에 차이가 있었다. 두 변인 간 부적 관계는 특히 내현적 자기애의 과민/취약성, 목표불안정, 소심/자존감 부족 하위요인에서 크게 대비되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 내현적 자기애가 높을수록 자기자비 수준이

낮아지는 것으로 보고한 다수의 선행연구와 일치한다(김다민, 이혜란, 2020; 박주현, 이창현, 2022; 정철상, 2021). 또한, 자기자비적 태도가 과민/취약성을 완화하는 한편 소심/자존감 부족을 개선하는 결과를 가져올 수 있다는 선행연구들을 지지한다(김애경, 하승수, 2020; 박세진, 이훈진, 2015).

이와 관련하여 내현적 자기애와 자기자비 간 관계를 고찰해 보면 다음과 같다. 우선, 내현적 자기애의 하위요인 가운데 과민/취약성과 관련하여 자기자비는 스스로의 부족함에 대해 너그러운 태도로 대하고, 나아가 그로 인한 부정적인 감정들을 비판단적으로 수용하도록 돕는 역할을 할 것으로 예상된다(Neff, 2003). 다음으로 목표불안정 하위요인에 대해 자기자비는 이상적 자기와 실제 자아 간의 괴리를 완화하고, 실패에 대한 부정적 평가를 수용하며 현실적인 목표를 재설정하도록 촉진할 것임을 시사한다(Neff & Vonk, 2009). 마지막으로 소심/자존감 부족의 경우, 자기자비는 부정적 자기평가를 완화하고, 자신의 가치를 보다 긍정적으로 인식하도록 조력할 것으로 추측된다(Raes, 2011). 이러한 태도는 내현적 자기애로 인해 약화된 정서적 안정감을 회복시키고, 심리적 회복력(resilience)을 강화하는데 중요한 역할을 할 것이다.

반면, 자기자비와 내현적 자기애의 착취/자기중심성 간 관련성은 상대적으로 약하게 나타났다. 착취/자기중심성이란 과도하게 자기에게 몰입하여 대인관계에서 타인의 욕구를 무시하고 자신에게 이로운 방향으로만 행동하는 특징을 반영한다. 자기자비는 주로 스스로에 대한 자비로운 태도에 초점을 맞추고 있어, 이러한 대인관계적 특징을 완화하는 데에는 한계가 있을 수 있다. 자기자비가 이타성까지

증진시키는데 대해서는 현재 연구가 진행 중이다(박희영, 2023). 본 연구 결과는 자기자비가 대인관계에서 자기중심적으로 행동하고 타인을 착취하는 경향을 보이는 상황에서는 다소 제한적으로 작용할 수 있음을 시사하며, 후속 연구에서 자기자비와 대인관계적 특성 간의 관계를 심층적으로 검토할 필요가 있다.

이처럼 본 연구는 내현적 자기애의 하위요인별로 자기자비의 영향을 세부적으로 검토함으로써, 기존 연구에서 상대적으로 간과된 요인 간 차별적 관계를 밝혀냈다는 점에서 의의를 찾을 수 있다. 이러한 결과는 자기자비 기반 개입이 과민/취약성 및 목표불안정 하위요인에서 특히 효과적임을 시사하는 동시에, 대인관계적 요인을 다루는 데에는 추가적인 접근이 필요함을 보여준다. 향후 연구에서는 자기자비 훈련이 대인관계적 요인에 미치는 영향을 탐구하거나, 다양한 문화적 맥락에서 자기자비의 적용 가능성을 검토하는 방향으로 나아가야 할 것이다.

둘째, 자기자비는 내현적 자기애와 정서문제(우울, 불안, 공격성)들 간의 관계를 매개하는 것으로 나타났다. 이는 내현적 자기애와 우울, 불안, 공격성 관계에서 자기자비의 매개효과를 확인했던 기존 연구들과 일치하는 결과이며(김성주, 정남운, 2016; 나하영, 신태섭, 2016; 정철상, 2021), 자기자비를 정서조절시스템의 관점에서 조명한 Gilbert의 자비중심치료 이론을 지지하는 것으로 볼 수 있다.

Gilbert(2014)에 따르면 정서조절시스템은 위협(threat), 추동(drive), 진정-돌봄(soothing)의 세 가지 요인으로 구성된다. 그리고 건강한 정서 상태를 위해서는 이들 간의 균형을 유지하는 것이 필수적이다. 그러나 내현적 자기애는 자기비난과 수치심을 유발하고, 자신이 처한 상

태를 위협(threat)으로 인식하게 만드는 경향이 있다(강선희, 정남운, 2002; 박창현, 장유진, 2021; 이문선, 이동훈, 2014). 결과적으로, 내현적 자기에가 높은 사람은 위협 시스템이 빈번히 활성화되며, 이는 정서적 고통과 문제를 증폭시킬 수 있다. 반면, 자기자비는 진정-돌봄(soothing) 시스템을 활성화함으로써 정서조절시스템의 균형을 회복하고, 우울, 불안, 공격성과 같은 정서문제에 효과적으로 개입할 수 있는 가능성을 제공한다. 예를 들어, 양나은과 김향숙(2022)에 따르면 6일 간의 자기자비 글쓰기 프로그램을 통해 자기자비 수준이 증가하고, 사회불안은 감소하였다. 이는 자기자비가 비교적 짧은 훈련만으로도 내면화될 수 있으며, 불안을 완충하는 역할을 할 수 있음을 시사한다.

한편, 본 연구에서 자기자비의 매개효과는 정서문제의 종류별로 차이를 보이는 것으로 나타났다. 즉, 자기자비는 우울과 불안에서 상대적으로 강한 매개효과를 나타냈으나, 공격성에서는 다소 약한 효과를 보였다. 이는 내현적 자기에가 우울, 불안, 공격성 모두와 큰 상관을 보였음에도 불구하고, 자기자비가 공격성과의 관계에서 중간 수준의 효과를 나타낸 본 연구의 결과와 일치한다. 또한, 자기자비가 내현적 자기에의 착취/자기중심성 하위요인과 낮은 상관을 보인 본 연구의 결과와도 연결될 수 있다.

내현적 자기에가 높은 사람은 실수나 실패 상황에 지나치게 몰두하여 높은 수준의 우울과 불안을 경험할 가능성이 크다(이강애, 이양희, 2023). 이러한 상황에서 자기자비는 한 발 물러나 자기 자신을 수용하고, 상황을 객관적으로 바라볼 수 있는 심리적 공간을 제공한다(Neff, 2003). 이는 우울과 불안을 유발하는 부

적응적 심리기제(예: 반추, 수치심)에 즉각적으로 반응하지 않고, 이를 적응적으로 재검토하는 기회를 마련한다. 이러한 과정은 내현적 자기에로 인해 고착된 부적응적 신념과 사고체계가 변화될 수 있음을 시사한다. 반면, 내현적 자기에가 높은 사람은 자기검열 과정에서 자신의 불완전함을 인식할 때 자기에적 격노(narcissistic rage)에 빠지기 쉽고, 이로 인해 과도한 공격행동을 보일 가능성이 있다(Kohut, 1972). 이러한 상황에서 자기자비는 부정적 정서를 완화하는 데 일정 부분 기여할 수 있지만, 그 효과는 우울과 불안에 비해 제한적일 수 있다. 이는 자기자비가 대인관계에서 발생하는 자기에적 행동의 조정에는 상대적으로 약한 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

셋째, 자기자비의 매개효과는 성인뿐 아니라 청소년 집단에서도 유의하였다. 이는 청소년기 자기자비와 심리적 디스트레스 간 관계를 메타분석한 Marsh 외(2018)의 연구를 지지하는 결과이다. Marsh 외(2018)는 자기자비가 우울, 불안, 스트레스와 부적으로 큰 효과크기를 가지며, 특히 청소년 집단에서 우울과의 상관이 더 강하게 나타난다고 보고하였다. 선행연구에 따르면, 청소년 집단에서 자기자비는 정서지능과 더불어 우울을 예방하는 핵심 요소로 작용하며, 부정정서 및 비자살적 자해를 감소시키는 것으로 나타났다(Bluth & Clepper-Faith, 2023). 청소년기는 자아정체감이 형성되는 중요한 발달 단계로, 내현적 자기에의 부정적 영향력이 강하게 나타날 수 있다. 이 시기에 자기자비는 스트레스 대처 기술이자 정서조절 기술로서, 부적응적 결과변인에 대한 핵심적인 보호요인으로 작용할 가능성을 시사한다(임효열, 하승수, 2019; Kramer et al., 2018).

또한, 본 연구는 자기자비의 매개효과가 성인과 청소년 집단에서 서로 다른 양상을 보임을 확인하였다. 성인 집단에서는 불안에 대한 매개효과가 우세한 반면, 청소년 집단에서는 우울에 대한 매개효과가 상대적으로 강하게 나타났다. 이는 Marsh 외(2018)의 연구에서 청소년 집단의 자기자비가 불안($Z_r = -.49$)보다 우울($Z_r = -.52$)과 더 강한 상관을 지닌 것으로 나타난 것과 유사한 결과이다. 그러나 본 연구에서 청소년 집단의 자기자비와 우울 간 관계를 다룬 논문은 3편으로 제한적이었기 때문에, 이러한 결과를 해석하고 적용하는 데 주의가 요구된다. 후속 연구에서는 청소년기 자기자비의 역할을 심층적으로 분석하기 위해 다양한 표본과 종단적 연구 설계를 활용해야 할 것이다. 또한, 청소년 집단을 대상으로 한 자기자비 기반 개입 프로그램의 효과성을 검증하여, 우울 및 불안 예방 전략으로서의 실질적인 활용 가능성을 탐색할 필요가 있다.

본 연구 결과를 바탕으로 심리상담 현장에서 적용할 수 있는 시사점을 논의하면 다음과 같다. 첫째, 자기자비의 매개효과는 우울($b = .161$), 불안($b = .129$), 공격성($b = .073$)의 순서로 나타났다. 효과크기를 바탕으로 산출한 합동 상관행렬에서도 자기자비-우울($Z_r = -.590$), 자기자비-불안($Z_r = -.572$), 자기자비-공격성($Z_r = -.368$)의 순서였다. 이러한 결과는 자기자비가 다양한 심리적 어려움 가운데에서도 우울 및 불안에서 보다 효과적으로 작용할 수 있음을 시사한다. 따라서 심리상담 현장에서 자기자비 개입 프로그램을 적용할 때, 공격성보다는 우울 및 불안을 대상으로 한 개입에 초점을 두는 것이 효과적일 것이다. 예컨대 Germer와 Neff(2019)가 제안한 마음챙김-자기자비 프로그램

에는 수치심 및 자기비난을 안전하게 직면하고 자비로운 태도로 이들을 다루는 방법이 포함되어 있다. 이 프로그램은 돌봄의 정서조절 시스템을 활성화함으로써, 위협 신호를 유발하는 편도체의 과도한 활성화를 억제하고 이완된 상태에서 상황을 성찰할 수 있도록 돕는다. 이러한 신경생리적 매커니즘은 터널 시야로 인해 왜곡된 방식으로 상황을 인지하여 우울과 불안을 유발하는 과정에 긍정적으로 개입할 수 있다(박성현, 2022). 이를 통해 심리상담 현장에서 자기자비 기반 명상, 호흡조절, 그리고 자기자비적 글쓰기와 같은 기술을 내담자에게 적용할 수 있다.

둘째, 자기자비의 매개효과는 성인 집단뿐 아니라 청소년 집단에서도 강력한 것으로 나타났다. 이는 자기자비 함양 및 개입 프로그램이 성인과 청소년 집단 모두에서 효과적으로 작용할 수 있음을 시사한다. 특히 청소년기의 발달적 특성을 고려할 때, 자기자비 개입은 그룹 활동, 놀이기반 접근법, 또는 디지털 자기자비 일지 작성과 같은 방식으로 조정되어야 할 것이다. 이러한 접근법은 청소년의 자발적 참여를 유도하고, 자기자비의 내면화를 촉진할 수 있다. 또한, 자기자비에 기반한 심리적 개입은 연령에 상관없이 정서조절 능력과 심리적 회복탄력성을 향상시키는 데 기여할 것으로 기대된다.

마지막으로 본 연구의 한계점을 토대로 후속 연구에 대한 제언을 하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 정서문제로 포함된 우울, 불안, 공격성은 각각 조작적 정의와 측정도구에 있어 다양성을 지닌다. 예컨대 불안에는 사회불안, 발표불안, 수행불안 등이 포함되었고, 공격성에는 관계적 공격성, 반응적 공격성, 전위 공격성 등이 포함되었다. 이러한 방식은

포괄적인 개념으로서의 정서문제와 자기자비 간 관계의 경향성을 탐색하는 데 적합하다. 그러나 정서문제에 높은 이질성이 존재할 가능성이 있으며, 이는 효과크기의 차이를 야기할 수 있다. 특히, 관계적 공격성과 반응적 공격성 간의 심리적 기제가 상이한 만큼, 변인 간 관계를 보다 세밀하게 이해하기 위해서는 정서문제의 종류를 한정하고, 조작적 정의 또는 측정도구를 세분화하여 분석할 필요가 있다.

둘째, 본 연구는 자기자비의 매개효과를 중심으로 효과크기를 산출하였다. 그러나 이는 변인 간 상관계수로 추정된 값에 기반하고 있어, 실제 자기자비 프로그램을 통해 검증된 효과크기와 다를 가능성이 있다. 자기자비 기반의 실제 개입 프로그램은 개인의 맥락적 특성이나 시행 기간, 방법론적 차이에 따라 효과의 크기가 달라질 수 있기 때문이다. 후속 연구에서는 자기자비 프로그램에 대한 메타분석을 실시하여 본 연구 결과와 일치하는지 비교 검토할 필요가 있다. 또한, 이러한 프로그램의 적용 조건 및 상황에 따라 효과크기의 차이를 탐구함으로써, 자기자비 개입의 실질적 활용 가능성을 높이는 방향으로 연구를 발전시켜야 할 것이다.

셋째, 본 연구에서 메타경로분석을 실시함에 있어 잠재변인을 고려하지 못했다는 점은 한계로 지적될 수 있다. 내현적 자기애와 자기자비는 각각 조작적으로 정의된 하위요인을 포함하며, 결과변인들 역시 개념적 차이를 반영하는 여러 관측변인으로 구성될 수 있다. 이러한 잠재변인을 고려하지 않은 경우, 변인 간 관계에서 측정오차의 영향을 완전히 통제하기 어렵다. 후속 연구에서는 잠재변인 모형을 기반으로 측정모형과 구조모형을 통합하여

연구모형을 도출함으로써, 측정오차를 통제하고 보다 정교한 잠재변인 간 관계를 규명할 필요가 있다. 이를 통해, 내현적 자기애와 자기자비의 복잡한 심리적 기제를 보다 정확히 이해할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 강문진, 박상화, 박선미, 이재옥, 홍윤정, 하창순 (2017). 중학생의 내현적 자기애, SNS 중독경향성, 사회불안의 관계. *교정상담학연구*, 2(1), 5-27.
- 강선희, 정남운 (2002). 내현적 자기애 척도의 개발 및 타당화 연구. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 14(4), 969-990.
- 강형숙, 구훈정 (2022). 내현적 자기애가 공격성에 미치는 영향: 역기능적인 인지적 정서조절 전략에 의해 내면화된 수치심의 매개효과를 중심으로. *청소년학연구*, 29(12), 175-202.
- 고수연, 박정윤 (2023). 청소년의 내현적 자기애와 대인관계문제에 관한 메타분석. *인문사회*21, 14(2), 1277-1292
- 교육부 (2024. 1. 4). 모든 학생을 위한 마음건강 지원 강화한다 [보도자료]. <https://www.moe.go.kr/boardCnts/viewRenew.do?boardID=294&boardSeq=97626&lev=0&searchType=null&statusYN=W&page=1&s=moe&m=020402&opType=N>
- 권은미, 신민섭, 김은정 (2009). 내현적 자기애가 사회공포증에 미치는 영향: 사회적 자기효능감의 매개효과를 중심으로. *한국심리학회지: 일반*, 28(3), 627-642.
- 권지용, 박종효 (2022). 학교공동체의식, 또래

- 관계, 사회정서역량과 방어행동 간의 초
중등 다집단 메타경로분석. *학습자중심교
과교육연구*, 22(13), 411-431.
- 권희영, 홍혜영 (2010). 중학생의 내현적 자기
애와 우울과의 관계: 자기비난과 수치심
의 매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심
리치료*, 22(4), 1023-1048.
- 김경의, 이금단, 조용래, 채숙희, 이우경 (2008),
한국판 자기-자비 척도의 타당화 연구. *한
국심리학회지: 건강*, 13(4), 1023-1044.
- 김다민, 이해란 (2020). 대학생의 내현적 자기
애와 평가염려 완벽주의의 관계: 자기자
비의 매개효과. *한국심리학회지: 상담 및
심리치료*, 32(4), 1669-1694.
- 김보람 (2023). 아동청소년의 내현적 자기애와
심리사회적 변인간의 관계에 대한 메타분
석. 숙명여자대학교 심리치료대학원 석사
학위논문.
- 김성주, 정남운 (2016). 내현적 자기애, 자기자
비 및 공격성 간의 관계. *사회과학연구*,
32, 1-31.
- 김세종, 홍혜영 (2024). 대학생의 내현적 자기
애가 관계중독에 미치는 영향-거부민감
성과 관계적 공격성의 매개효과. *상담학
연구*, 25(1), 23-40.
- 김수빈, 정영주, 정영숙 (2017). 자기자비와 한
국인의 심리: 국내연구 메타분석. *한국심
리학회지: 일반*, 36(3), 325-368.
- 김애경, 하승수 (2020). 내현적 자기애가 우울
에 미치는 영향: 내면화된 수치심과 자기
자비의 조절된 매개효과를 중심으로. *한
국심리학회지: 건강*, 25(6), 1181-1193.
- 김예리, 김현수 (2022). 자기자비증진 프로그램
의 효과에 대한 메타분석. *정신건강과 사
회복지*, 50(4), 5-31.
- 김용희 (2020). 대학생의 내현적 자기애와 우
울의 관계: 우울반추를 통한 마음챙김의
조절된 매개효과. *청소년학연구*, 27(12),
457-480.
- 김은혜, 조한익 (2021). 역기능적 완벽주의가
불안에 미치는 영향에서 자기자비와 실패
내성의 매개효과. *상담학연구*, 22(3), 41-
59.
- 김지선, 이소연 (2018). 대학생의 내현적자기애
와 우울증상의 관계에서 경험회피와 대인
관계문제의 매개효과 검증. *청소년상담연
구*, 26(2), 365-383.
- 나하영, 신태섭 (2016). 대학생의 내현적 자기
애와 사회적 상호작용 불안의 관계: 내면
화된 수치심과 자기제시 동기-기대 차이
의 매개효과를 중심으로. *한국심리학회지:
상담 및 심리치료*, 28(3), 695-717.
- 박병선, 배성우 (2016). 메타경로분석을 이용한
청소년 비행의 일반긴장이론 검증. *보건
사회연구*, 36(3), 270-302.
- 박성현 (2022). 자비중심치료의 이론과 실제.
명상심리상담, 28, 11-19.
- 박세진, 이훈진 (2015). 부정사건에 대한 자기
조절과정에서 자기자비의 역할: 자존감과
의 비교. *한국심리학회지: 임상*, 34(4),
877-907.
- 박주현, 이창현 (2022). 내현적 자기애와 대인
관계 유능성의 관계: 자기자비와 거부민
감성의 이중매개효과. *인문사회21*, 13(2),
1075-1090.
- 박창현, 장유진 (2021). 자기애의 핵심 특성과
표현 차이에 관한 메타 분석: 대학생들
중심으로. *한국심리학회지: 상담 및 심리
치료*, 33(1), 417-448.
- 박희영 (2023). 이타성에 대한 마음챙김명상의

- 제한적 효과: 자비명상의 차별적 효과 및 그 기제. *한국심리학회지: 건강*, 28(2), 481-513.
- 안지현, 이승연 (2013). 중학생의 내현적 자기애, 수치심, 분노, 반응적 공격성의 관계와 적응적 인지적 정서조절의 역할. *한국심리학회지: 발달*, 26(1), 61-84.
- 양나은, 김향숙 (2022). 자기자비 글쓰기 프로그램이 대학생의 사회불안에 미치는 영향: 자기비난, 자기개념 명확성, 사회비교 경향성을 중심으로. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 34(4), 1003-1038.
- 이강애, 이양희 (2023). 청소년기의 내외현적 자기애와 우울의 관계: 자기자비의 매개효과. *청소년학연구*, 30(2), 89-112.
- 이문선, 이동훈 (2014). 내현적 자기애와 사회적으로 부과된 완벽주의의 관계에서 수치심과 자기비난의 매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 26(4), 937-992.
- 이선경, 팔로마 베나비데스, 허용희, 박선웅 (2014). 한국 대학생들의 나르시시즘 증가: 시교차적 메타분석(1999-2014). *한국심리학회지: 일반*, 33(3), 609-625.
- 임효열, 하승수 (2019). 자기애가 성격적 성숙에 미치는 영향: 분노반추와 자기자비의 역할을 중심으로. *한국심리학회지: 건강*, 24(1), 95-116.
- 정지영, 김태선 (2023). 대학생의 내현적 자기애와 전위공격성의 관계에서 정서인식명확성과 분노억제의 순차매개효과. *청소년학연구*, 30(12), 79-98.
- 정철상 (2021). 대학생의 내현적 자기애와 사회불안의 관계에서 자기자비에 대한 매개효과 연구. *인문사회*21, 12(5), 593-608.
- 조아라, 박재우 (2021). 여성의 내현적 자기애와 폭식행동: 수치심과 분노의 매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 33(4), 1695-1713.
- 최수지, 신호정 (2020). 청소년의 자기자비와 공격성 관계에서 자기수용과 타인수용의 매개효과. *한국웰니스학회*, 15(2), 217-231.
- 최인선, 최한나 (2013). 내현적 자기애가 사회불안에 미치는 영향: 내면화된 수치심과 사회적 자기효능감의 매개효과. *상담학연구*, 14(5), 2799-2815.
- 최정인, 이훈진, 이준득 (2012). 평가적 피드백과 생활사건에 따른 외현적, 내현적 자기애성향자의 자존감 변화. *한국심리학회지: 임상*, 31(2), 631-639.
- 황혜림, 이영애 (2022). 아동청소년의 자기자비 관련변인에 대한 메타분석: 보호요인과 위험요인을 중심으로. *한국놀이치료학회지*, 25(4), 305-330.
- Balduzzi, S., Rücker, G., & Schwarzer, G. (2019). How to perform a meta-analysis with R: A practical tutorial. *BMJ Mental Health*, 22, 153-160.
- Bluth, K., & Clepper-Faith, M. (2023). Self-compassion in adolescence. In A. Finlay-Jones, K. Bluth, & K. Neff (Eds.), *Handbook of self-compassion* (pp. 89-107). Springer Nature Switzerland AG.
- Brookes, J. (2015). The effect of overt and covert narcissism on self-esteem and self-efficacy beyond self-esteem. *Personality and Individual Differences*, 85, 172-175.
- Bushman, B. J., & Baumeister, R. F. (1998). Threatened egotism, narcissism, self-esteem, and direct and displaced aggression: Does self-love or self-hate lead to violence? *Journal*

- of *Personality and Social Psychology*, 75, 219-229.
- Cheung, M. W. L. (2015). metaSEM: An R package for meta-analysis using structural equation modeling. *Frontiers in Psychology*, 5, 1521.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral science* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates.
- Germer, C., & Neff, K. D. (2019). Mindful Self-Compassion (MSC). In I. Itzvan (Ed.), *The handbook of mindfulness-based programs: Every established intervention, from medicine to education* (pp. 357-367). Routledge.
- Fresnics, A., & Borders, A. (2017). Angry rumination mediates the unique associations between self-compassion and anger and aggression. *Mindfulness*, 8(3), 554-564.
- Gilbert, P. (2014). The origins and nature of compassion focused therapy. *British Journal of Clinical Psychology*, 53, 6-41.
- Given-Wilson, Z., McIlwain, D., & Warburton, W. (2011). Meta-cognitive and interpersonal difficulties in overt and covert narcissism. *Personality and Individual Differences*, 50(7), 1000-1005.
- Kohut, H. (1971). *The analysis of the self: A systematic approach to the psychoanalytic treatment of narcissistic personality disorder*. University of Chicago Press.
- Kohut, H. (1972). Thoughts on narcissism and narcissistic rage. *The Psychoanalytic Study of the Child*, 27, 360-400.
- Kramer, U., Pascual-Leone, A., Rohde, K. B., & Sachse, R. (2018). The role of shame and self-compassion in psychotherapy for narcissistic personality disorder: An exploratory study. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 25(2), 272-282.
- Lasch, C. (1989). *나르시시즘의 문화* (최경도 역). 문학과 지성사. (원본 출판 1979년).
- Marsh, I. C., Chan, S. W., & MacBeth, A. (2018). Self-compassion and psychological distress in adolescents-a meta-analysis. *Mindfulness*, 9(4), 1011-1027.
- Möller, J., Pohlmann, B., Köller, O., & Marsh, H. W. (2009). A meta-analytic path analysis of the internal/external frame of reference model of academic achievement and academic self-concept. *Review of Educational Research*, 79(3), 1129-1167.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2015). *Mplus User's Guide*. (7th ed.). Muthén & Muthén.
- Neff, K. D. (2003). The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity*, 2(3), 223-250.
- Neff K. D., & Vonk R., (2009), Self-compassion versus global self-esteem: Two different ways of relating to oneself. *Journal of Personality*, 7, 23-50.
- Orth, U., Robins, R. W., Meier, L. L., & Conger, R. D. (2016). Refining the vulnerability model of low self-esteem and depression: Disentangling the effects of genuine self-esteem and narcissism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 110(1), 133-149.
- Pincus, A. L., Cain, N. M., & Wright, A. G. C. (2014). Narcissistic grandiosity and narcissistic vulnerability in psychotherapy. *Personality*

- Disorders: Theory, Research, and Treatment*, 5(4), 439-443.
- R Core Team (2021). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Raes, F. (2011). The effect of self-compassion on the development of depression symptoms in a non-clinical sample. *Mindfulness*, 2, 33-36.
- Viswesvaran, C., & Ones, D. S. (1995). Theory testing: Combining psychometric meta-analysis and structural equations modeling. *Personnel Psychology*, 48(4), 865-885.
- Wakelin, K. E., Perman, G., & Simonds, L. M. (2022). Effectiveness of self-compassion-related interventions for reducing self-criticism: A systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 29(1), 1-25.
- 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.
- 원 고 접 수 일 : 2024. 07. 30
수정원고접수일 : 2024. 10. 30
게 재 결 정 일 : 2024. 12. 02

A Multi-Group Meta-Analytic Path Analysis of the Relationships Among Covert Narcissism, Self-Compassion, and Emotional Difficulties in Adults and Adolescents

Hyunju Choi

University of Ulsan / Associate Professor

This study examines the relationships among covert narcissism, self-compassion, and emotional difficulties through a meta-analytic path analysis. Specifically, it investigates whether the mediating effect of self-compassion varies by type of emotional difficulty (depression, anxiety, and aggression) and between different groups (adults and adolescents). A total of 380 studies were collected, yielding 789 datasets with 291,314 individuals. Meta-analysis was conducted using R, and path analysis with mediation effect comparisons was performed using Mplus. Results indicated a strong negative effect size between covert narcissism and self-compassion. The mediating effects of self-compassion were significant for all three emotional difficulties. Differences between adults and adolescents were observed in the mediating effects on anxiety and depression but not on aggression. These findings are discussed along with practical implications and suggestions for future research.

Key words : covert narcissism, self-compassion, meta-analytic path analysis, mediation effect, multi-group analysis