

자기자비와 타인자비의 군집유형과 정신건강 및 웰빙의 관계

임 지 준	이 의 연	서 영 석
연세대학교 교육학과 박사 수료	연세대학교 교육학과 박사 졸업	연세대학교 교육학과 교수

본 연구에서는 자기자비와 타인자비(가까운 사람/일반인)의 조합으로 도출되는 성인들의 자비 군집을 탐색하고, 이러한 군집들이 정신건강 및 웰빙 지표에서 차이가 있는지 확인하였으며, 군집과 지표 간 관계가 연령과 성별에 의해 조절되는지를 확인하였다. 500명의 한국인 성인을 대상으로 군집분석을 실시한 결과, 타인지향적 자비($n=157$), 고자비($n=116$), 저자비($n=115$), 자기지향적 자비($n=112$)의 4개 군집이 도출되었다. 다변량분산분석을 실시하여 군집에 따른 차이를 확인한 결과, 측정된 모든 정신건강 및 웰빙 지표에서 각 군집에 따른 유의한 차이가 나타났다. 웰빙 지표(탄력성, 삶의 만족도, 자율성, 유능성, 관계성, 주관적 행복)의 경우 자기자비가 높은 고자비 군집과 자기지향적 자비 군집에서 높게 나타났으며, 정신건강 지표(우울, 불안, 스트레스, 외로움)는 자기자비가 낮은 저자비 군집과 타인지향적 자비 군집에서 높게 나타났다. 군집과 성별 및 연령의 상호작용 효과를 살펴본 결과, 타인에게 친절하지만 자신에게는 냉담한 타인지향적 자비 군집의 젊은 성인 남성의 경우 부정적 정서 경험에 특히 취약한 것으로 나타났다. 본 연구 결과는 자기자비와 타인자비의 독립적 발달 가능성과 두 자비의 조화가 정신건강 및 웰빙에 중요함을 시사한다.

주요어 : 자기자비, 타인자비, 가까운 사람에 대한 타인자비, 일반인에 대한 타인자비, 정신건강, 웰빙

† 교신저자 : 서영석, 연세대학교 교육학부, 서울시 서대문구 연세로 50

Tel : 02-2123-6171, E-mail : seox0004@yonsei.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.

현재 한국 사회에서는 다양한 측면에서 차별과 편견, 혐오가 사회 문제로 대두되고 있으며, 그 주제나 대상이 다양해서 그 누구도 이러한 차별이나 편견, 혐오의 대상이 되는 것을 피하기 어려울 정도로 심각한 상태이다. 예컨대 2023년 글로벌 여론조사 기관인 Ipsos(Ipsos)에서 전 세계 30개국 23,220명을 대상으로 12가지의 다양한 사회적 갈등 주제에 대한 심각도를 설문 조사한 보고서에 따르면, 12개의 갈등 주제 중 6개 주제(성별, 세대, 빈부, 학력, 이념, 정당)에서 한국이 1위를 차지하여 조사 대상국 중 사회적 갈등이 가장 심각한 것으로 나타났다(Ipsos, 2023).

이러한 사회적 갈등 상황에서 차별과 편견, 혐오의 지속적인 대상이 되는 개인은 심리적 고통감과 함께 자기수용의 어려움을 경험하기 쉽다. 또한 타인에게 차별적, 권위적 태도를 보이는 사람 역시 내적으로는 자기수용의 어려움이 내포되어 있을 가능성이 높다(Korniyeva & Boehnke, 2013).

사회적 차별에 따른 자신 및 타인에 대한 수용 부족이라는 문제를 해결하기 위한 방안으로 상담 분야에서는 자아존중감, 즉 자존감 증진이라는 개념이 제시되어 왔다. 그리하여 자존감이 높은 경우 타인의 부정적인 대우에도 일정 정도 심리적 안정감을 유지할 수 있으며 타인에게도 차별적 행동을 하지 않을 것이라는 가정에서 자존감의 향상을 위해 노력해 왔다(Crocker & Major, 1989; Leary & Baumeister, 2000). 그러나 근래에 들어 자존감의 한계가 드러나기 시작했는데, 자존감은 끊임없는 타인과의 비교를 수반할 뿐 아니라 자존감을 위협받는 상황에서는 공격성, 적대감, 방어성과 함께 외부 집단에 대한 차별적 태도를 나타내기 쉬우며, 높은 자기중심성과 자기

애를 수반하는 것으로 드러났다(Baumeister et al., 2003).

자존감의 한계를 극복하고 자기수용과 타인수용의 어려움이라는 문제를 해결하기 위해, 최근 상담 영역에서는 불교적 개념인 자비의 상담적 활용에 큰 관심을 기울이고 있다. Neff(2003a)는 불교의 자비를 자기자비(self-compassion)라는 심리학적 구성개념으로 제시하였는데, 자기자비는 자신의 정서에 의식적으로 주의를 기울이고(마음챙김), 고통스러운 경험과 감정을 따뜻한 시각으로 바라보며(자기친절), 고통과 괴로움이 모든 인간이 공통적으로 함께 갖는 경험이라는 타인과의 연결감(보편적 인간성)으로 구성된다. 자기자비를 통해 개인이 지니고 있는 약점, 연약함, 장애, 한계, 어려움 등은 비난의 대상이 아니라 오히려 따뜻한 이해와 수용의 대상으로 간주된다(Neff, 2003a; Neff & Germer, 2013).

이러한 자비를 개인이 함양할 수 있다면, 차별과 혐오, 고정관념과 편견에서 비롯된 심리적 문제에 대한 대안적 접근이 될 수 있을 것이다. 연구에 따르면 자기자비는 고정되어 있어서 변화될 수 없는 특성이 아니며, 자비 기반 개입, 자애 명상, 종교체험 등 다양한 개입과 경험을 통해 증진될 수 있는 것으로 나타났다(강재연 & 장재홍, 2017; 박세란 & 이훈진, 2015; Neff & Germer, 2013).

그런데 본래 자비라는 개념은 타인에 대한 자비에서 비롯되었다(Davidson & Harrington, 2002). 타인에 대한 자비가 사회적 덕목이자 중요한 영적·종교적 목표 중 하나임을 감안할 때, 타인에 대한 자비 역시 자신에 대한 자비와 함께 연구되어야 할 것으로 생각된다. 그러나 기존 연구들은 대부분 자기자비에만 초점을 맞추는 경향을 보였는데, 이는 자기자

비가 타인자비로 자연스럽게 이어진다는 Neff (2003a)의 관점이 영향을 미친 것으로 보인다. 그런데 최근 연구들은 Neff의 주장과는 달리, 자기자비가 높더라도 타인자비가 낮을 수 있음을 보여주고 있고(López et al., 2018), 두 유형의 자비가 상호 독립적일 수 있음을 시사하는 연구들이 등장하고 있다(Chio, Mak, et al., 2022; Sahdra et al., 2023).

자기자비와 타인자비의 관계

Neff(2003a)는 자기자비를 심리학계에 소개하면서, 자기자비가 타인에 대한 자비(compassion for others)를 촉진하는 중요한 요인이라고 가정하였다. 특히, 자기자비의 구성요소 중 하나인 보편적 인간성은 자신의 고통을 인간이라면 누구나 경험하는 보편적인 것으로 인식하게 함으로써 타인의 고통에 대한 공감과 연결감을 촉진하고, 결과적으로 타인에 대한 자비로운 태도로 이어지게 할 것이라 설명하였다. fMRI 연구에서도 자기자비와 타인자비가 뇌의 유사한 영역을 활성화 시키는 것으로 나타나(Longe et al., 2010; Lutz et al., 2008), 이러한 주장에 힘을 실어 주었다.

이와 같이 자기자비가 자연스럽게 타인에 대한 자비로 이어질 것이라는 것이 자비에 대한 기존의 일반적 관점이며(Gustin & Wagner, 2013; Neff & Pommier, 2012), 실제 경험적 연구들에서도 자기자비가 타인자비를 유의미하게 예측하거나 두 자비 유형 간 유의미한 정적 상관성이 있다는 연구들이 다수 존재한다(Gilbert et al., 2017; Kirby et al., 2017; Lee et al., 2021; Pommier et al., 2020; Rashid et al., 2021).

그러나 자기자비가 타인을 향한 자비적 태

도를 증가시킨다는 일반적 관점과 달리, 자기자비와 타인자비의 상관성이 유의미하지 않은 연구들도 다수 존재하며(Chang et al., 2021; Gilbert et al., 2011; López et al., 2018; Ramsey et al., 2023; Stoeber et al., 2020), 자기자비와 타인자비 간에 부적 상관을 보인다는 연구도 있다(Mills et al., 2018).

예를 들어, López 등(2018)에서는 다양한 연령대의 지역사회 주민들을 대상으로 자기자비와 타인자비의 관계를 살펴본 결과 두 변인 간에 유의미한 상관성이 나타나지 않았다. 또한 자기자비는 긍정 정서와 유의미한 정적 상관을 보이고 우울감 및 부적 정서와는 부적 상관을 보인 반면, 타인자비는 긍정 정서, 우울감, 부적 정서 모두와 유의미한 상관성이 나타나지 않았다. 연구자들은 자기자비와 타인자비 간의 상관성이 유의미하지 않고 두 변인이 심리적 특성들과 뚜렷이 다른 관계를 보이는 점에 근거하여, 자기자비가 낮아도 타인에 대한 자비적 태도의 수준이 높을 수 있고 반대로 자기자비가 높아도 타인에 대한 자비가 낮을 수 있으며, 나아가 자기자비는 타인에 대한 자비와는 전혀 다른 별개의 개념일 수 있다고 제안하였다.

청소년을 대상으로 실시된 종단연구에서도 높은 수준의 자기자비는 동료들이 평가한 친사회적 행동 수준과 정적 상관성이 있었으나, 3년 후의 친사회적 행동을 예측하지는 못하여 자기자비는 장기적으로 청소년의 타인자비를 촉진시키지 않는 것으로 나타났다(Marshall et al., 2020). 이에 대해 저자들은 자기자비가 개인의 심리적 안녕감을 향상시키지만, 자신에 대한 자비가 자동적으로 타인의 안녕에 관심을 불러일으키는 것은 아니라고 해석하였다.

Chio와 Mak 등(2022)은 자기자비 증진이 타인자비로 이어지는지 검증하기 위해 두 개의 실험을 수행하였다. 실험 1에서는 참가자들이 7일간 매일 20분씩 녹음된 오디오로 자기자비 훈련을 받았는데, 그 결과 자기자비는 증가했으나 타인자비는 유의미한 변화를 보이지 않았다. 실험 2에서는 참가자들이 5일간 매일 자신에게 자비로운 글쓰기를 했는데, 자기자비는 증가했지만 오히려 타인자비는 감소하는 것으로 나타났다.

이상의 연구 결과를 종합하면, 자기자비가 타인에 대한 자비와 밀접하게 연관되어 있다는 견해뿐만 아니라, 두 자비가 상호 독립적이라는 견해 역시 지지되고 있음을 알 수 있다. 이러한 비일관적인 연구 결과는 자비기반 상담개입의 도입에 하나의 도전이 된다. 현재 많은 자비기반 프로그램들이 자기자비 함양이 자연스럽게 타인자비로 확장될 것이라는 전제하에 운영되고 있으나, 일치하지 않는 연구 결과들은 이러한 가정의 타당성에 의문을 제기한다. 따라서 자기자비와 타인자비의 관계를 보다 면밀하게 이해할 필요가 있다. 선행 연구를 검토해 보면 연구에 따라 두 자비 간 관계가 다르게 나타난 한 이유로, 연구 참여자들의 특성에 차이가 있었기 때문일 수 있다(서영석, 2010). 즉, 사람들이나 집단에 따라 두 변인의 관계가 이질적으로 나타났을 수 있다. 따라서 두 변인의 관계를 다르게 만드는 개인 특성을 확인하는 것은 학술적인 차원에서 뿐만 아니라 상담 개입 측면에서도 의미 있는 시사점을 제공할 수 있을 것으로 사료된다.

자기자비와 타인자비가 정신건강 및 웰빙에 미치는 차별적 영향

자기자비와 타인자비가 정신건강 및 웰빙에 미치는 영향은 상이한 것으로 나타났다. 먼저 자기자비는 긍정정서 증진과 부정정서 감소 모두와 관련되는 등 개인의 심리적 건강에 일관되게 긍정적인 영향을 갖는 것으로 확인되었다. 메타분석 연구에서도 자기자비는 정신병리와 부적인 상관을 보였으며($r=-.54$; MacBeth & Gumley, 2012), 웰빙과는 정적인 상관을 보이는 것으로 나타났다($r=.47$; Zessin et al., 2015). 그러나 개인의 심리적 건강에 미치는 자기자비의 긍정적 영향과는 달리, 대인관계 영역에서는 다소 상이한 결과들이 보고되고 있다.

박우람과 홍상황(2020)은 자기자비에 대한 개관 논문을 통해 자기자비와 대인관계에 관한 선행연구들의 혼재된 결과를 정리하였다. 그들은 상당수의 연구들이 자기자비가 대인관계에 긍정적인 영향을 준다고 보고하고 있는 한편, 몇몇 연구들(Baker & McNulty, 2011; López et al., 2018)에서는 자기자비가 대인관계에 미치는 영향이 항상 긍정적이지 않고, 오히려 대인관계의 질과는 큰 상관이 없을 수 있다고 언급하였다. 이러한 결과에 대해 Snyder와 Luchner(2020)는 자기자비가 높은 사람들은 관계에서 내적 경계를 설정하여 자신의 필요와 고통을 효율적으로 돌보려 하며, 이 과정에서 오히려 타인과의 연결보다는 관계에서의 분리를 선택할 수 있다고 해석하였다.

이러한 경향은 다른 연구들에서도 확인되었다. Gerber 등(2015)의 연구에서 자기자비는 타인에 대한 병적인 염려와는 부적 상관을 보였으나, 타인에 대한 건강한 염려와는 유의미한

상관을 보이지 않았다. 또한 이 연구에서 자기자비는 기본심리욕구 만족의 구성요소 중 관계성과 유의미한 상관을 보이지 않았는데, 저자들은 이러한 결과에 대해 자기자비는 사회적 상황에서 자신감 있게 행동하도록 도와 주기는 하지만, 타인에 대한 건강한 관심 및 염려와는 거리가 먼 구성개념일 수 있다고 주장했다.

한편 타인자비의 경우 다양한 준거 변인들에 미치는 영향이 혼재되어 있다. 첫째, 타인자비가 다양한 정신건강 변인들에 긍정적인 영향을 끼친다는 연구들이 존재하는데, 지역 사회 주민들을 대상으로 한 1년 6개월간의 중단 연구에서 타인자비는 주관적 안녕감을 정적으로 예측하는 것으로 나타났고(Oriol et al., 2023), 15년간의 중단 연구에서 높은 타인자비는 비임상적 우울 증상의 감소를 예측하는 것으로 나타났사(Saarinen et al., 2019). 대학생들 대상으로 한 연구에서 타인자비는 긍정정서, 자존감, 삶에 대한 만족감 등을 예측하였으며, 동시에 낮은 수준의 부정정서와 불안을 예측하는 것으로 나타났사(Chiesi et al., 2020).

둘째, 타인자비와 정신건강 변인들 사이에 유의미한 관계가 나타나지 않은 연구들 또한 존재한다. 예를 들어, 다양한 연령대의 지역 사회 주민들을 대상으로 한 연구들에서 타인자비는 우울, 불안, 스트레스, 부적 정서, 정적 정서 모두와 유의미한 상관이 나타나지 않았다(Gilbert et al., 2017; López et al., 2018). 대학생들 대상으로 한 연구에서도 타인자비는 우울, 불안, 스트레스 수준과 관련이 없는 것으로 나타났으며(Catarino et al., 2014), 참전 군인을 대상으로 한 연구에서도 타인자비는 우울 및 PTSD 증상과 관련이 없는 것으로 나타났사(Kearney et al., 2013).

셋째, 타인자비가 정신건강에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타난 연구 또한 존재한다. 정신건강 분야 종사자들을 대상으로 한 연구에서 타인자비는 주관적 행복감과 유의미한 상관이 없는 반면, 더 높은 자비피로 및 이차 외상 스트레스와 관련되는 것으로 나타났다(Mantelou & Karakasidou, 2019). 타인자비가 높은 간병인들은 간병 대상자의 신체적 상태와 상관없이 타인자비가 낮은 간병인들보다 더 많은 침투적 사고로 인한 고통감을 경험하는 것으로 나타났사(Schulz et al., 2017). 또한 타인자비는 더 많은 신체적 공병장애를 예측하는 것으로 나타났사(Ramsey et al., 2023).

이처럼 타인자비와 정신건강 및 웰빙 변인들의 관계가 일관되지 않게 나타나는 이유는, 연구 참여자의 특성 차이 때문일 수도 있지만, 타인자비가 발현되는 상황과 맥락의 차이에 기인한 것일 수 있다. 예컨대, 간병인이나 간호사와 같이 타인을 지속적으로 돌봐야 하는 상황에서 과도한 타인자비나 자기희생적 행동은 부정적 영향을 초래할 가능성이 있고(Mantelou & Karakasidou, 2019; Schulz et al., 2017), 높은 수준의 심리적 고통감을 보고하는 사람들은 타인의 부정적 정서에 과도하게 공감하고 몰입하는 것이 오히려 내적 안녕감을 낮추는 결과로 이어질 수 있다(Depow et al., 2021).

타인자비의 부정적 영향이 자기자비 수준에 따라 달라질 수 있다는 연구 결과(Duarte et al., 2016)는 주목할 만하다. 이 연구에서 타인에 대한 자비로운 태도가 이차 외상 스트레스를 증가시키는 경향은 자기자비가 낮은 간호사들에게만 나타났다. 이는 타인자비가 정신건강에 미치는 영향이 단독으로 결정되는 것이 아니라 개인의 자기자비 수준과의 상호작용

용을 통해 달라질 수 있음을 시사하는 것이다. 즉, 자기자비와 타인자비를 각각 개별적으로 고려할 것이 아니라 이 두 개념을 통합적으로 고려해야 할 필요가 있음을 의미한다.

최근 García-Campayo 등(2024)에서 심리적 웰빙과 심리적 고통감의 고저 수준의 조합에 따른 네 집단 중, 심리적 웰빙이 높고 고통감이 낮은 건강한 집단에서 자기자비와 타인자비 간의 정적 상관관계가 유의미하게 높게 나타났다. 저자들은 이 결과를 바탕으로 자기자비가 타인자비에 비해 정신건강에 대한 더 강력한 예측 요인이지만, 두 변인이 서로 연관되어 함께 높아지는 경향을 보일 때 정신건강과 더욱 긍정적으로 연결될 수 있다고 주장하였다.

한편 Sahdra 등(2023)은 경험 표집법(experience sampling method)을 활용하여 자비와 웰빙 간의 관계를 탐구하면서, ‘자비의 조화(self-other harmony)’라는 개념을 제시하였다. 자비의 조화란 개인 내에서 자기자비와 타인자비가 정적인 상관관계를 가지는 상태, 즉 자기자비가 증가할 때 타인자비도 함께 증가하는 경향성을 보이는 상태를 의미한다. 이들은 자기자비 혹은 타인자비 중 어느 하나만 높고 두 자비 간의 조화가 이루어지지 않을 경우, 웰빙과의 연관성이 약하거나 없을 수 있음을 발견하였다. 결과적으로, 두 자비가 조화를 이루는 상태에서만 자기자비와 타인자비가 웰빙과 강하게 연결될 가능성이 높다고 보고하였다.

이상의 연구들은 앞으로의 연구가 자기자비와 타인자비를 개별적으로 연구하는 것이 아니라, 두 변인을 통합적으로 고려할 필요가 있음을 강하게 시사한다. 즉 개인 내에서 두 자비 유형이 어떻게 상호작용하는지, 그리고 이들의 상호작용의 패턴이 정신건강 및 웰빙

에 어떠한 영향을 미치는지를 탐구할 필요가 있다. 그런데 전술한 선행연구들에서 볼 수 있듯이, 자기자비와 타인자비 간의 관계가 연구마다 일관되지 않고, 두 변인이 단일 구성개념인지 혹은 별개의 독립적인 구성개념인지에 대한 견해도 양립하고 있다.

이러한 상황은 기존의 변인 중심 연구가 갖는 한계를 일정 부분 시사한다. 변인 중심 연구는 두 변인의 평균적인 관계를 탐색하는 데는 유용하지만, 집단 전체의 평균적인 경향성에 초점을 맞추기 때문에 개인이나 하위집단 수준에서 나타나는 고유한 패턴을 간과할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 개인 내에서 자기자비와 타인자비가 어떤 조합을 이루는지, 이러한 조합이 정신건강 변인들과 어떠한 관련이 있는지를 사람 중심의 접근(person-centered approach)인 군집분석을 활용하여 탐색하고자 하였다.

사람 중심 접근은 개인 내에서 변인들이 서로 어떻게 관련되는지에 주목하는 것으로, 변인들 간의 관계성이 개인마다 다를 수 있음을 가정하며, 개인 내 변인들 간의 관계의 형태에 따라서 특정한 속성을 공유하는 소집단을 식별하는 방식이다(Laursen & Hoff, 2006). 즉 변인들의 수준에 따라 개인들을 군집화하고, 변인들이 개인별로 어떻게 상이하게 조합되어 있는지를 규명하여, 동일한 집단 내 구성원들이 공유하는 변인의 수준 및 여러 변인 간의 관계 형태를 추정할 수 있다(Morin et al., 2016). 군집분석은 사람 중심 접근을 실현하는 대표적인 통계적 방법으로, 자기자비와 타인자비의 수준에 따라 개인들을 의미 있는 하위집단으로 분류할 수 있고, 이를 통해 군집 유형에 따라 정신건강 및 웰빙 지표들이 어떻게 달라지는지 확인할 수 있다.

타인자비의 두 측면: 가까운 사람에 대한 자비와 일반인에 대한 자비

타인자비는 대상과의 심리적 거리에 따라 질적으로 다른 양상을 보일 수 있다. Sprecher와 Fehr(2005)는 타인자비를 가족, 친척, 친한 친구 등 가깝고 친밀한 사람들을 대상으로 하는 “가까운 사람에 대한 타인자비”와 잘 모르는 낯선 대상이나 인류 전체를 대상으로 한 “일반인에 대한 타인자비”로 구분하였다. 김완석 등(2015)에서 가까운 사람에 대한 타인자비는 삶의 질에 정적인 영향을 미친 반면, 일반인에 대한 타인자비는 삶의 질에 유의미한 영향을 끼치지 않는 것으로 나타나, 두 유형의 타인자비가 서로 다른 심리적 기능을 할 수 있음을 시사하였다.

이렇듯 친밀감의 정도에 따라 타인자비를 구분하는 것은 진화심리학적 관점으로 뒷받침된다. 자비적 행동은 본래 취약한 자손을 위한 모성적 보살핌에서 시작되었으며(Batson, 2011), 낯선 사람에 대한 자비는 가까운 친족에 대한 자비가 인지적 일반화를 거쳐 확장된 것으로 이해된다(Preston, 2013). 사람들은 자신과 비슷하다고 지각하는 대상에게 더 많은 자비를 느끼며, 외집단 구성원에게는 상대적으로 적은 자비를 느끼는 경향이 있다(Cikara et al., 2011; Goetz et al., 2010).

문화적 특성 또한 이러한 구분이 적절함을 시사한다. 특히, 가족, 혈연, 지연, 학연 등 내집단 우선주의가 강한 한국 문화에서는 가까운 사람과 일반인에 대한 자비가 더욱 차별적으로 작동할 가능성이 있다. 실제로 한국인과 미국인을 대상으로 한 fMRI 연구에서 한국인은 같은 민족이 고통받는 것을 볼 때 더 큰 공감 신경 반응을 보였다(Cheon et al., 2011).

본 연구에서도 타인자비를 가까운 사람에 대한 타인자비와 일반인에 대한 타인자비로 구분하여 자기자비와 함께 군집 분석에 투입함으로써, 한국 성인의 자비 유형을 보다 면밀하게 파악하고자 하였다.

정신건강 및 웰빙 관련 변인의 선정

본 연구에서는 자비와의 관계에서 일관되지 않은 결과를 나타낸 변인들을 중심으로 준거변인을 선정하였다. Keyes(2002, 2005)의 이중요인모형(dual-factor model)에 따르면, 정신건강은 정신병리의 부재와 웰빙의 존재라는 두 개의 독립적 차원으로 구성된다. 본 연구는 이러한 관점에서 자비 군집이 정신건강(부정적 측면)과 웰빙(긍정적 측면) 모두에서 어떤 패턴을 보이는지 포괄적으로 탐색하고자 하였다.

구체적으로, 심리적 어려움을 나타내는 지표로 우울, 불안, 스트레스를 포함하였는데, 자기자비는 이들과 일관된 부적 관계를 나타냈지만(MacBeth & Gumley, 2012), 타인자비와는 혼재된 결과를 나타냈다(Catarino et al., 2014; López et al., 2018). 또한 관계에서의 어려움을 나타내는 지표로 외로움을 선정했는데, 선행 연구에서 외로움은 자기자비와 강한 부적 상관을 나타냈으나 타인자비와의 관계는 불명확하며, 특히 자기자비가 대인관계 영역에서 혼재된 결과를 보인다는 선행연구(Snyder & Luchner, 2020)를 고려하여 본 연구에서 외로움을 준거변인으로 포함하였다.

웰빙 지표로는 우선 삶의 만족도와 주관적 행복을 포함하였는데, 자기자비와는 정적 관계가 확인되었으나(Zessin et al., 2015), 타인자비와의 관계는 연구마다 상이하게 나타났다(Oriol et al., 2023; López et al., 2018). 탄력성은

역경에 대한 회복력을 나타내는 심리적 자원으로, 긍정심리학 및 웰빙 연구에서는 심리적 웰빙의 핵심 구성요소로 간주된다(Ryff & Singer, 2008; Windle, 2011). 탄력성은 자기자비와 강한 정적 관계가 확인되었으나(Chio, Chan, et al., 2022), 타인자비와의 관계, 혹은 자기자비와 타인자비의 조합 패턴에 따라 탄력성 수준이 어떻게 달라지는지를 탐색한 연구는 찾아보기 어렵다. 이에 본 연구에서는 탄력성을 웰빙 지표로 포함하여 자비 군집 별 차별적 패턴을 확인하고자 하였다. 기본심리욕구 만족(자율성, 유능성, 관계성)은 자기결정이론에서 심리적 웰빙의 핵심 요소로 제시되며, 특히 관계성은 자비의 대인관계적 측면을 확인하는 데 중요하다. Gerber 등(2015)에서 자기자비가 관계성과 유의한 상관을 보이지 않아, 본 연구에서 재확인하고자 포함하였다.

자비와 정신건강 및 웰빙 관련 변인과의 관계에서 성별과 연령의 조절효과

선행 연구에서 자비와 준거변인의 관계를 성별과 연령이 조절할 수 있음을 시사하는 결과들이 보고되어, 본 연구에서도 성별과 연령의 조절효과를 살펴보았다. 예를 들어, 여성의 경우에는 자기자비와 타인에 대한 공감에 정적 상관을 나타냈으나 남성의 경우에는 부적 상관이 있는 것으로 나타났다(Daltry et al., 2018). 또한 남성의 경우 자기자비가 높아도 성실성이 낮은 경우 대인관계에 대한 개선 동기가 낮은 반면, 여성의 경우 성실성 수준과 관계없이 자기자비가 대인관계에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(Baker & McNulty, 2011). 연령의 조절효과 또한 확인되었는데, 젊은 성인에 비해 중년에게서 자기자

비와 웰빙의 관계가 더 강하게 나타났으며(Hwang et al., 2016), 중년 집단에 비해 65세 이상의 노인 집단에서 자기자비가 정신건강을 더 강력히 예측하는 것으로 나타났다(Green et al., 2016).

한편 지역사회 주민들을 대상으로 한 15년간의 종단 연구에서 타인자비는 비임상적 우울 증상의 감소를 예측하였으나, 이러한 패턴은 초기 성인기까지는 강력하였으나 이후 약해지다 중년기에는 더 이상 유의하지 않게 되어(Saarinen et al., 2019), 타인자비와 비임상적 우울 증상 간의 관계에서 연령이 조절변인 역할을 할 가능성이 시사되었다. 자비와 정신건강 변인들의 관계가 성별과 연령에 따라 다를 수 있다는 선행 연구 결과들은, 자기자비와 타인자비의 조합으로 발생하는 군집 유형과 정신건강 변인들의 관계에서도 성별과 연령의 조절효과가 나타날 수 있음을 시사한다.

본 연구에서는 자기자비와 타인자비의 조합 패턴을 탐색하기 위해 사람 중심 접근을 활용하였다. 도출된 군집과 결과 변인의 관계가 인구통계학적 변인(예, 성별, 연령)에 따라 차별적으로 나타나는지 확인하는 것은 해당 방법론에서 일반적으로 시도되는 후속 분석이다(Morin et al., 2016). 이는 도출된 군집의 실천적 함의가 특정 인구집단에서 더 두드러지는지를 파악하여 맞춤형 개입의 우선순위를 설정하는 데 도움을 준다. 특히 한국 사회의 집단주의적 특성과 성별 규범 등을 고려할 때, 자비의 조합 패턴이 성별과 연령에 따라 정신건강 및 웰빙에 미치는 영향이 차별적으로 나타날 가능성이 있어, 이를 탐색적으로 확인하고자 하였다.

본 연구에서는 한국 성인들을 대상으로 자기자비와 타인자비(가까운 사람에 대한 자비,

일반인에 대한 자비)를 동시에 투입했을 때 어떤 군집들이 도출되는지 확인하였고, 도출된 군집에 따라 정신건강 및 웰빙 변인에 차이가 있는지를 살펴보았으며, 군집과 정신건강 및 웰빙 변인들의 관계가 성별과 연령에 따라 조절되는지를 확인하였다. 본 연구에서의 구체적인 연구 문제는 다음과 같다.

1. 자기자비와 타인자비(가까운 사람에 대한 자비, 일반인에 대한 자비)를 투입하여 군집분석을 실시하였을 때, 어떤 군집이 도출되는가?
2. 도출된 군집들은 정신건강 관련 변인(우울, 불안, 스트레스, 외로움)과 웰빙 관련 변인(삶의 만족, 주관적 행복, 탄력성, 자율성, 유능성, 관계성)에서 어떠한 차별적 특성을 보이는가?
3. 군집 유형과 정신건강 및 웰빙 관련 변인의 관계는 성별과 연령에 따라 어떻게 달라지는가?

방 법

연구 대상 및 절차

본 연구는 연구자가 소속된 대학교의 생명윤리위원회의 승인(No. 7001988-202401-HR-2126-02)을 받은 후, 온라인 설문업체에 의뢰하여 패널로 등록된 참여자들에게 설문 참여 메일을 발송하여 자료를 수집하였다. 설문을 시작하기에 앞서 연구의 목적, 연구 참여에 대한 혜택 및 부작용, 비밀보장 등에 대한 정보를 제공하였으며, 연구 참여에 동의할 경우 링크를 클릭하여 설문 조사에 임하도록 하였다.

연구 참여자는 총 500명으로 평균 연령은 44.83세($SD=14.46$)였으며, 20대 100명(20%), 30대 100명(20%), 40대 100명(20%), 50대 100명(20%), 60대 이상 100명(20%)이었다. 참여자의 남녀비율은 남성 250명(50%), 여성 250명(50%)으로 동일하였으며, 연령대 별 남녀 비율도 동일하였다. 학력은 고졸 이하 84명(16.8%), 전문대졸 74명(14.8%), 대졸 271명(54.2%), 대학원 이상 71명(14.2%)이었다. 종교가 있는 참여자는 213명(43%)으로, 기독교 101명(47.4%), 불교 68명(31.9%), 천주교 44명(20.7%)이었다.

측정도구

자기자비

자기자비를 측정하기 위해 Neff(2003b)가 개발하고 김경의 등(2008)이 번안하여 타당화한 한국판 자기자비 척도(Korean Version of the Self-Compassion Scale [K-SCS])를 사용하였다. K-SCS는 총 26문항으로 구성되어 있으며, 자기친절 5문항(예, “나는 마음이 아플 때, 내 자신을 사랑하려고 애를 쓴다”), 보편적 인간성 4문항(예, “나는 상황이 나에게 좋지 않게 돌아갈 때, 그러한 어려움은 모든 사람이 겪는 인생의 한 부분이라고 여긴다”), 마음챙김 4문항(예, “나는 어떤 일 때문에 마음이 상하거나 화가 날 때는, 감정의 평정을 유지하려고 노력한다”)의 세 개 하위 영역과 이와 상반되는 자기판단 5문항(예, “나는 내 자신의 결점과 부족한 부분을 못마땅하게 여기고 비난하는 편이다”), 고립 4문항(예, “나는 내 부족한 점을 생각하면, 세상과 단절되고 동떨어진 기분이 든다”), 과잉동일시 4문항(예, “나는 기분이 처질 때, 잘못된 모든 일을 강박적으로 떠올리며 집착하는 경향이 있다”) 총 여섯 개 영

역으로 구성되어 있다. 각 문항에 대한 응답은 5점 리커트 척도(1점 = 거의 아니다, 5점 = 거의 항상 그렇다)로 평정하며, 자기판단, 고립, 과잉동일시에 해당하는 총 13개의 문항은 역채점을 한 후 나머지 문항들과 합산된다. 합산된 점수가 높을수록 자기자비 수준이 높은 것을 의미한다. 김경의 등(2008)에서 자기자비는 우울경험질문지의 자기-비판 소척도($r=-.66$)와 유의한 부적 상관을, 사회적 유대감 척도($r=.34$), 특질상위 기분의 전체 척도($r=.38$), 정서에 대한 명확한 인식 소척도($r=.30$), 정서개선 소척도($r=.57$)와 유의한 정적 상관을 보였다. 자기자비 척도 전체 문항에 대한 내적 일치도(Cronbach's α)는 Neff(2003b)에서 .92, 김경의 등(2008)에서는 .90이었으며, 본 연구에서는 .92로 나타났다.

타인자비

타인에 대한 자비는 Sprecher와 Fehr(2005)의 연민적 사랑척도(Compassionate Love Scale [CLS])를 김완석과 신강현(2014)이 번안하여 한국판 단축형으로 타당화한 아주연민사랑척도(Ajou Compassionate Love Scale [ACLS])의 친지 버전과 일반인 버전으로 각각 측정하였다. 각 버전(친지, 일반인)은 문항의 내용이 동일하지만, 참조의 대상을 친구나 부모 같은 가까운 사람으로 하는지, 혹은 자신이 모르는 낯선 사람이나 인류 전체를 대상으로 하는지에 따라 차이가 있다(친지 버전 문항의 예, “내 가족이나 친구가 슬픈 일을 당하면, 그들에게 다가가야 할 필요성을 느낀다”, 일반인 버전 문항의 예, “어떤 사람이 슬픈 일을 당하면, 내가 잘 알지 못하는 사람들일지라도 그들에게 다가가야 할 필요성을 느낀다”). 친지 버전과 일반인 버전은 각각 12문항으로 구성되어 있으며, 각 문

항에 대한 응답은 7점 리커트 척도(1점 = 전혀 아니다, 7점 = 매우 그렇다)로 평정하고, 각 척도 별로 합산된 점수가 높을수록 각각 친지와 일반인에 대한 타인자비 수준이 높은 것을 의미한다. 김완석과 신강현(2014)에서 타인자비 친지 버전은 기본공감척도($r=.48$), 사무량심 척도의 자무량심($r=.38$), 비무량심($r=.40$), 회무량심($r=.41$), 사무량심($r=.31$)과 유의한 정적 상관이 있는 것으로 나타났으며, 타인자비 일반인 버전은 기본공감척도($r=.30$), 사무량심 척도의 자무량심($r=.20$), 비무량심($r=.36$), 회무량심($r=.23$), 사무량심($r=.24$)과 유의한 정적 상관을 보였다. ACLS의 내적 일치도(Cronbach's α)는 김완석과 신강현(2014)에서 친지 버전은 .91, 일반인 버전은 .92로 나타났으며, 본 연구에서 친지 버전은 .93, 일반인 버전은 .94로 나타났다.

우울, 불안, 스트레스

연구 참여자들의 우울, 불안, 스트레스를 측정하기 위해 한국판 우울, 불안, 스트레스 척도-21 (Korean version of the Depression Anxiety Stress Scale [K-DASS-21])을 사용하였다. K-DASS-21은 Lovibond와 Lovibond(1995)가 개발한 Depression Anxiety Stress Scale (DASS)를 Antony 등(1998)이 단축형인 DASS-21로 타당화하고, DASS-21을 Lee 등(2019)이 한국어로 번역 및 타당화한 도구로 3개의 하위척도(우울, 불안, 스트레스)로 구성되어 있다. K-DASS-21은 우울 7문항(예, “어떤 것에도 긍정적인 감정을 느낄 수가 없었다”), 불안 7문항(예, “내 자신이 심한 불안상태까지 도달했음을 느꼈다”), 스트레스 7문항(예, “나는 안정을 취하기 힘들었다”)의 총 21문항으로 이루어져 있다. K-DASS-21의 각 문항은 4점 리커트 척도(1점

= 전혀 해당되지 않음, 4점 = 매우 많이 또는 거의 대부분 해당됨)로 평정하며, 점수가 높을수록 우울, 불안, 스트레스의 정도가 심함을 의미한다. 우울, 불안, 스트레스의 총점은 개인이 경험하는 전반적 심리적 고통감(Total Distress)으로 해석한다. Lee 등(2019)에서 우울 하위척도는 Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9)과 유의한 상관($r=.78$), 불안 하위척도는 Generalized Anxiety Disorder-7 (GAD-7)와 유의한 상관($r=.66$), 스트레스 하위척도는 Perceived Stress Scale-10 (PSS-10)과 유의한 상관($r=.61$)이 확인되었다. DASS-21의 내적 일치도(Cronbach's α)는 Antony 등(1998)에서 전체 문항 .93, 우울 .88, 불안 .82, 스트레스 .90 이었고, Lee 등(2019)에서는 전체 문항 .93, 우울 .81, 불안 .84, 스트레스 .85였다. 본 연구에서는 전체 문항 .96, 우울 .91, 불안 .90, 스트레스 .89로 나타났다.

삶의 만족도

연구 참여자들의 삶의 만족도를 측정하기 위해 Diener 등(1985)이 개발한 삶의 만족도 척도(Satisfaction with the Life Scale [SWLS])를 조명환과 차경호(1998)가 번안한 한국판 삶의 만족도 척도(Korean version of the Satisfaction with the Life Scale [K-SWLS])를 사용하였다. K-SWLS는 총 5문항(예, “전반적으로 나의 인생은 내가 이상적으로 여기는 모습에 가깝다”)으로 7점 리커트 척도(1점 = 전혀 아니다, 7점 = 매우 그렇다)로 측정하며, 점수가 높을수록 삶의 만족도가 높음을 의미한다. 경찰공무원, 대학생, 청소년을 대상으로 한국판 삶의 만족도 척도의 신뢰도와 타당도를 분석한 임영진(2012)의 연구에서, 한국판 삶의 만족도 척도는 한국판 정신적 웰빙 척도의 정서적·사회

적·심리적 웰빙($r=.51 - .63$), 한국판 긍정 및 부정 정서 척도(Positive and Negative Affect Schedule [PANAS])의 긍정정서 척도($r=.55 - .56$)와 유의한 정적 상관을, PANAS의 부정정서 척도($r=-.30 - -.33$)와 유의한 부적 상관을 보였으며, 내적 일치도(Cronbach's α)는 대상에 따라 .91(경찰공무원), .84(대학생), .86(청소년)으로 나타났다. 본 연구에서의 내적 일치도는 .92로 나타났다.

주관적 행복

연구 참여자들이 느끼는 주관적 행복을 측정하기 위해, Lyubomirsky와 Lepper(1999)가 개발한 주관적 행복 척도(Subjective Happiness Scale [SHS])를 김소리와 박영숙(2020)이 번역과 역번역 과정을 거친 후 간호학 교수 2인, 중앙간호사 3인에게 문항의 내용과 어휘의 이해, 응답의 용이성 등을 확인하고 수정 보완한 것을 사용하였다. 이 척도는 4문항(예, “나는 대체로 나 자신을 매우 행복한 사람이라고 생각한다”)으로 구성되어 있고, 7점 리커트 척도로 평정한다. Lyubomirsky와 Lepper(1999)는 4개의 집단을 대상으로 주관적 행복 척도의 타당도를 확인했는데, 주관적 행복 척도는 Affect-Balance Scale ($r=.52 - .64$), Delighted-Terrible Scale ($r=.59 - .70$), Global happiness item ($r=.52 - .63$), Recent happiness item ($r=.57 - .69$), Satisfaction with Life Scale ($r=.61 - .72$)과 유의한 정적 상관을 보였다. 김소리와 박영숙(2020)에서 내용 타당도 지수(Content Validity Index [CVI])가 .75로 나타났다. SHS의 내적 일치도(Cronbach's α)는 Lyubomirsky와 Lepper(1999)에서 .86, 김소리와 박영숙(2020)에서 .82였으며, 본 연구에서는 .84로 나타났다.

탄력성

연구 참여자들의 탄력성을 측정하기 위해 Connor와 Davidson(2003)이 개발한 Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC)를 Campbell-Sills와 Stein(2007)이 단축한 10문항 탄력성 척도(10-item CD-RISC)를 사용하였다. 본 연구에서는 Back 등(2010)이 번안·타당화한 한국판 CD-RISC의 25문항 중 10-item CD-RISC에 해당하는 10개 문항을 사용하였다(예, “변화가 일어날 때 적응할 수 있다”, “스트레스 극복을 통해서 내가 더 강해질 수 있다”). 각 문항은 5점 리커트 척도(0점 = 전혀 그렇지 않다, 4점 = 매우 그렇다)로 평정하며, 총점이 높을수록 탄력성이 높음을 의미한다. Campbell-Sills와 Stein(2007)의 연구에서 10-item CD-RISC는 단일차원 구조를 보였으며, 아동기 외상과 심리적 고통감의 관계를 조절하는 것으로 나타나 타당도가 확인되었다. Back 등(2010)의 연구에서 K-CD-RISC는 자존감(RSES)과 정적 상관($r = .56$), 우울(BDI), 스트레스(PSS), 외상 후 스트레스(IES-R)와 부적 상관(각각 $r = -.46, -.32, -.26$)을 보였다. 10-item CD-RISC의 내적 일치도(Cronbach's α)는 Campbell-Sills와 Stein(2007)에서 .85, 본 연구에서는 .91로 나타났다.

기본 심리 욕구 만족

연구 참여자들의 기본 심리 욕구 만족 정도를 측정하기 위해 Deci와 Ryan(2000)이 개발한 기본 심리 욕구 만족 척도 (Basic Psychological Needs Satisfaction Scale [BPNS])를 이은하와 박지원(2012)이 번안한 것을 사용하였다. 국내에서 이명희와 김아영(2008)이 “한국형 기본 심리 욕구 만족 척도”를 번안 및 타당화 한 바 있으나, 이 척도는 청소년을 대상으로 타당화

하였으며 한국 청소년의 특성을 반영한 문항들을 추가하였기 때문에 성인을 대상으로 한 본 연구에서는 적절하지 않다고 판단하였다. 이은하와 박지원(2012)은 원저자의 동의하에 기본심리욕구 만족 척도의 번역과 역번역 과정을 거친 후 간호학 전공 교수 3명, 내과 의사 1명이 설문 내용의 타당도를 검증하고, 예비조사를 실시하여 문항의 내용과 어휘의 이해, 응답의 용이성 등을 확인하고 수정 보완하였다. 기본 심리 욕구 만족 척도는 자율성 7문항(예, “나는 내가 내 인생을 어떻게 살아갈지 스스로 결정할 수 있다”), 유능성 6문항(예, “나를 아는 사람은 내가 일을 잘 한다고 말한다”), 관계성 8문항(예, “나는 내 주변 사람들을 정말 좋아한다”)의 총 21문항으로 구성된다. 각 문항은 7점 리커트 척도(1점 = 전혀 그렇지 않다, 7 = 매우 그렇다)로 평정하고, 하위 척도의 점수가 높을수록 각 영역의 기본 심리욕구 만족 정도가 높음을 의미한다. 이은하와 박지원(2012)에서 기본 심리 욕구 만족 척도의 하위요인들은 자율적 동기(자율성 $r = .23$, 유능성 $r = .38$, 관계성 $r = .28$)와 유의한 정적 상관을 보였으며, 건강행위이행과는 유능성($r = .37$), 관계성($r = .24$)이 유의한 정적 상관을 보였다.

본 연구에서는 BPNS의 구성타당도를 검증하기 위해 Mplus 8.3을 사용하여 확인적 요인 분석을 실시하였다. 역문항의 서술 방식이 응답에 체계적 영향을 미칠 수 있음을 고려하여 (Brown, 2015), 역문항 10개에 대한 방법요인을 포함한 3요인 모델을 검증하였다. 그 결과, 적합도는 $\chi^2(176) = 1287.74$, CFI = .912, TLI = .895, RMSEA = .112, SRMR = .046으로 나타났다. CFI는 일반적 기준(.90)을 충족하였으며, SRMR(.046)은 매우 우수한 수준(.05 이하)을 보였다.

RMSEA는 기준(.08)에 다소 미달하였으나 수용 가능한 범위(.10 - .12)로 평가된다(MacCallum et al., 1996). 모든 문항의 요인 부하량은 .318 - .853으로 나타났다. 역문항의 방법요인 부하량은 -.127 - .642로 유의하였으며, 특히 7, 11, 15, 16 문항은 방법효과가 크게 나타나 방법요인 통제의 필요성이 확인되었다. BPNS의 개발 당시 내적 일치도(Cronbach's α)는 전체 척도 .90, 자율성 .80, 유능성 .83, 관계성 .86이었고, 이은하와 박지원(2012)에서는 전체 척도 .86, 자율성 .77, 유능성 .81, 관계성 .84 이었으며, 본 연구에서는 전체척도 .92, 자율성 .79, 유능성 .75, 관계성 .84로 나타났다.

외로움

연구 참여자들의 외로움을 측정하기 위해 Hays와 DiMatteo(1987)가 Russell 등(1980)의 개정판 UCLA 외로움 척도를 단축한 8문항 단축형 UCLA 외로움 척도(Short-Form UCLA Loneliness Scale)를 사용하였다. 본 연구에서는 김교헌과 김지환(1989)이 번안·타당화한 한국판 UCLA 외로움 척도의 20문항 중 Hays와 DiMatteo(1987)의 단축형에 해당하는 8개 문항(예, “나는 함께 해 줄 친구가 없다”)을 사용하였으며, 이는 단일 요인 구조로 이루어져 있다. 각 문항은 4점 리커트 척도(1점 = 결코 그렇지 않다, 4점 = 자주 그렇다)로 평정하며, 총점이 높을수록 외로움의 정도가 높음을 의미한다. Hays와 DiMatteo(1987)의 연구에서 단축형 UCLA 외로움 척도는 소외($r=.64$), 사회불안($r=.51$)과 정적 상관, 관계 만족도와는 부적 상관(친구: $r=-.41$, 가족: $r=-.29$)을 보였다. 김교헌과 김지환(1989)의 연구에서 한국판 UCLA 외로움 척도는 우울($r=.43$), 신경증적 경향성($r=.45$), 불안($r=.45$)과 유의한 정적 상관을

보여 타당도가 확인되었다. 단축형 UCLA 외로움 척도의 내적 일치도(Cronbach's α)는 Hays와 DiMatteo(1987)에서 .84, 김교헌과 김지환(1989)에서는 .86, 본 연구에서는 .87로 나타났다.

자료분석

수집된 자료는 SPSS Statistics Version 29를 사용하여 분석하였다. 우선 연구 변인들의 평균, 표준편차와 변인 간 상관분석 등 기술통계 분석을 실시하였다. 이후 자기자비와 가까운 사람에 대한 자비, 모든 사람에 대한 자비가 어떠한 군집 유형으로 나타나는지 파악하기 위해 군집분석을 실시하였다. 군집분석은 Hair와 Black(2000)이 제안한 2단계 군집분석 방법을 적용하였다. 1단계에서 표준화된 변인에 위계적 군집화 방법인 Ward의 방법을 적용하여 군집의 수를 정하였으며, 2단계에서는 K-Means 방법을 사용하여 1단계에서 산출된 군집의 수에 의거하여 최종 군집을 확정하였다. 이 때 군집 간 정신건강 특성의 비교를 위해 모든 정신건강 및 웰빙 변인(우울, 불안, 스트레스, 외로움, 탄력성, 삶의 만족도, 주관적 행복, 자율성, 유능성, 관계성)은 z 점수로 표준화하여 분석하였다. 이후 군집 유형에 따른 정신건강 및 웰빙에서의 차이가 나타나는지 살펴보기 위해 다변량분산분석을 실시하였고, Scheffé와 Games-Howell 방법을 사용하여 사후검정을 실시하였다. 마지막으로, 군집 유형과 정신건강 변인 간 관계를 성별과 연령이 조절하는지 확인하기 위해 다변량분산분석을 실시하였다.

결 과

상관분석

측정 변인 간 상관관계를 표 1에 제시하였다. 자기자비와 가까운 사람에 대한 자비는 각각 모든 자비 변인 및 정적 정신건강 변인(탄력성, 삶의 만족도, 주관적 행복, 자율성, 유능성, 관계성)과 유의한 정적 상관을 보였고($p < .01$), 부적 정신건강 변인(우울, 불안, 스트레스, 외로움)과는 유의한 부적 상관을 나타냈다($p < .01$). 일반인에 대한 자비는 모든 자비 및 정적 정신건강 변인과 유의한 정적 상관을 나타냈으나($p < .01$), 전반적으로 상관의 크기가 작았다. 한편 일반인에 대한 자비는 외로움과는 유의한 부적 상관을 나타냈으나($p < .01$), 불안과는 낮은 수준의 정적 상관을($p < .05$), 우울, 스트레스와는 유의한 상관을 보이지 않았다. 연령은 모든 종류의 자비 및 정적 정신건강 변인과 유의한 정적 상관을($p < .01$), 부적 정신건강 변인과는 유의한 부적 상관이 나타났다($p < .01$).

자기자비, 가까운 사람에 대한 자비, 일반인에 대한 자비에 대한 군집 분석

군집분석 1단계에서는 세 종류의 자비 점수를 표준화한 후 Ward의 방법과 제곱 유클리디안 거리를 사용하여 계층적 군집분석을 실시하였다. 군집화 일정표(agglomeration schedule)와 덴드로그램(dendrogram) 등을 고려했을 때, 4개의 군집이 가장 적절한 것으로 나타났다. 2단계에 해당되는 K-평균 점수 군집분석에서는 1단계 결과를 바탕으로 군집의 수를 4개로 지정하여 분석을 실시하였다. 그 결과 군집 1에는 157명(31.4%), 군집 2에는 116명(23.2%), 군집 3에는 115명(23.0%), 군집 4에는 112명

(22.4%)이 포함되는 것으로 나타났다. 도출된 4개 군집의 양상을 파악하고 군집의 명칭을 부여하기 위해 군집 변인 별 평균 z점수를 이용하여 군집 프로파일을 전개했다(그림 1 참조). 군집 1은 자기자비가 낮고 가까운 사람에 대한 자비는 평균 수준, 일반인에 대한 자비는 높아 타인에게는 비교적 자비롭지만 자신에게는 냉담함을 알 수 있다. 군집 2는 모든 종류의 자비가 높게 나타나 자신과 타인 모두에게 자비로운 집단임을 알 수 있고, 군집 3은 모든 종류의 자비가 낮게 나타나 자신과 타인 모두에게 냉담한 집단임을 알 수 있다.

마지막으로, 군집 4는 군집 1과 반대로 자기자비가 높고 가까운 사람에 대한 자비는 평균 수준, 일반인에 대한 자비는 낮아 자신에게는 자비롭지만 타인에게는 그렇지 못한 집단임을 알 수 있다. 따라서 군집 1은 “타인지향적 자비 군집”, 군집 2는 “고자비 군집”, 군집 3은 “저자비 군집”, 군집 4는 “자기지향적 자비 군집”으로 명명하였다.

군집에 따라 자기자비, 가까운 사람에 대한 자비, 일반인에 대한 자비가 유의한 차이를 보이는지 확인하기 위해 다변량분산분석(MANOVA)을 실시하였다. 군집을 독립변인으로 설정하고 자기자비, 가까운 사람에 대한 자비, 일반인에 대한 자비를 종속변인으로 설정하여 분석한 결과를 표 2에 제시하였다. Box's M의 동일성 검정 결과, 집단이 공분산 행렬의 동일성 가정을 만족시키지 못하였으므로 $[F(18, 764990)=4.939, p < .001]$, 양병화(2006)가 제시한 대로 Pillai's Trace 값을 살펴보았다. 그 결과 군집에 따라 자기자비, 가까운 사람에 대한 자비, 일반인에 대한 자비에서 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다, Pillai's Trace=1.248, $F(9, 1448)=117.715, p < .001$, 부분

표 1. 변인 간 상관관계와 평균 및 표준편차

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1. 자기자비	-													
2. 가타자비	.330 ^{***}	-												
3. 일타자비	.223 ^{***}	.480 ^{***}	-											
4. 탄력성	.601 ^{***}	.441 ^{***}	.337 ^{***}	-										
5. 삶의만족도	.502 ^{***}	.305 ^{***}	.327 ^{***}	.473 ^{***}	-									
6. 주관적행복	.644 ^{***}	.360 ^{***}	.234 ^{***}	.526 ^{***}	.723 ^{***}	-								
7. 자율성	.647 ^{***}	.501 ^{***}	.173 ^{***}	.518 ^{***}	.453 ^{***}	.576 ^{***}	-							
8. 유용성	.687 ^{***}	.438 ^{***}	.234 ^{***}	.599 ^{***}	.561 ^{***}	.624 ^{***}	.755 ^{***}	-						
9. 관계성	.576 ^{***}	.573 ^{***}	.254 ^{***}	.507 ^{***}	.446 ^{***}	.555 ^{***}	.741 ^{***}	.731 ^{***}	-					
10. 우울	-.600 ^{***}	-.238 ^{***}	-.027	-.368 ^{***}	-.265 ^{***}	-.493 ^{***}	-.581 ^{***}	-.543 ^{***}	-.468 ^{***}	-				
11. 불안	-.426 ^{***}	-.200 ^{***}	.089 [*]	-.196 ^{***}	-.102 [*]	-.314 ^{***}	-.526 ^{***}	-.386 ^{***}	-.381 ^{***}	.831 ^{***}	-			
12. 스트레스	-.581 ^{***}	-.162 ^{***}	-.008	-.289 ^{***}	-.224 ^{***}	-.426 ^{***}	-.537 ^{***}	-.442 ^{***}	-.415 ^{***}	.846 ^{***}	.823 ^{***}	-		
13. 외로움	-.611 ^{***}	-.407 ^{***}	-.128 ^{**}	-.426 ^{***}	-.329 ^{***}	-.548 ^{***}	-.652 ^{***}	-.611 ^{***}	-.723 ^{***}	.593 ^{***}	.488 ^{***}	.513 ^{***}	-	
14. 연령	.277 ^{***}	.217 ^{***}	.201 ^{***}	.212 ^{***}	.136 ^{***}	.231 ^{***}	.261 ^{***}	.232 ^{***}	.242 ^{***}	-.292 ^{***}	-.234 ^{***}	-.270 ^{***}	-.206 ^{***}	-
M	3.35	5.12	4.03	2.48	3.74	4.54	5.01	4.58	4.81	0.66	0.50	0.79	2.00	44.83
SD	0.54	0.86	1.09	0.65	1.37	1.09	0.89	0.98	0.91	0.63	0.59	0.62	0.52	14.46

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

가타자비=가까운 사람에 대한 타인자비. 일타자비=일반인에 대한 타인자비.

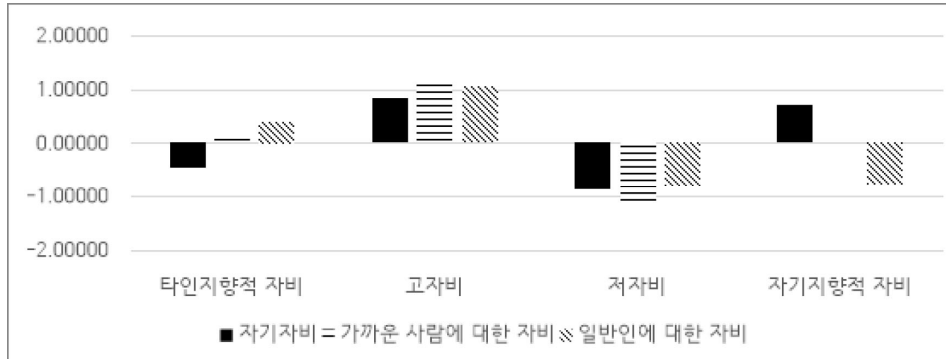


그림 1. 자기자비, 가까운 사람에 대한 자비, 일반인에 대한 자비에 따른 군집 프로파일

표 2. 군집 변인 통계량 및 다변량분석 결과 (N=500)

	군집 1 (타인지향적 자비)	군집 2 (고자비)	군집 3 (저자비)	군집 4 (자기지향적 자비)	F	사후 검정
	n=157	n=116	n=115	n=112		
	M(SD)	M(SD)	M(SD)	M(SD)		
자기자비	-0.45(0.67)	0.81(0.81)	-0.86(0.73)	0.68(0.66)	158.739***	2,4>1>3
가까운 사람에 대한 자비	0.05(0.60)	1.06(0.56)	-1.18(0.75)	0.03(0.68)	231.584***	2>1,4>3
일반인에 대한 자비	0.38(0.49)	1.03(0.62)	-0.80(0.79)	-0.79(0.71)	228.929***	2>1>4,3

주. *** $p < .001$. 모든 값은 z점수로 표준화된 값임.

$\eta^2 = .416$. 자기자비에 대한 일변량 효과 [$F(3, 496) = 158.739, p < .001$], 가까운 사람에 대한 자비에 대한 일변량 효과 [$F(3, 496) = 231.584, p < .001$], 일반인에 대한 자비에 대한 일변량 효과 [$F(3, 496) = 228.929, p < .001$] 또한 유의한 것으로 나타났다.

분산의 동질성에 대한 Levene 검정에서 자기자비와 가까운 사람에 대한 자비의 경우 각 집단의 분산이 동일할 것으로 나타났으나, 일반인에 대한 자비의 경우 등분산 조건을 충족시키지 못했으므로, 자기자비와 가까운 사람

에 대한 자비에 대한 사후검정은 Scheffé를, 일반인에 대한 자비에 대해서는 Games-Howell 방법을 사용해서 군집 별 특징을 살펴보았다.

사후분석 결과, 자기자비는 고자비 군집과 자기지향적 자비 군집이 유사한 수준으로 가장 높았으며, 이후 타인지향적 자비 군집, 저자비 군집 순으로 나타났다. 가까운 사람에 대한 자비는 고자비 군집에서 가장 높은 것으로 나타났고, 그 다음으로는 타인지향적 자비 군집과 자기지향적 자비 군집이 유사한 수준으로 높았으며, 저자비 군집이 가장 낮은 것

으로 나타났다. 일반인에 대한 자비는 고자비 군집에서 가장 높은 것으로 나타났고, 타인지향적 자비 군집이 다음이었으며, 마지막으로 자기지향적 자비 군집과 저자비 군집이 유사한 수준인 것으로 나타났다.

군집 별 정신건강 및 웰빙의 차이

4개의 군집이 웰빙 지표(탄력성, 삶의 만족도, 주관적 행복, 자율성, 유능성, 관계성)와 정신건강 지표(우울, 불안, 스트레스, 외로움)에서 유의한 차이를 보이는지 확인하였다. 군집을 독립변인으로 설정하고 웰빙 지표와 정신건강 지표를 종속변인으로 설정하여 자료를

분석한 결과를 표 3에 제시하였다. 군집에 따라 모든 종속 변인에서 유의한 차이가 있는 것으로 나타났으며[Wilks'Λ=0.458, F(36, 1433)=12.065, p<.001, 부분 η²=.229], 모든 종속변인에 대한 일변량 효과 또한 유의한 것으로 나타났다.

다음으로, 어떤 군집 간에 유의한 차이가 나타나는지를 살펴보기 위하여 사후검정을 실시하였다. 분산의 동질성에 대한 Levene 검정에서 각 집단의 분산이 동일한 것으로 나타난 삶의 만족도, 주관적 행복, 자율성, 유능성, 관계성, 스트레스, 외로움에 대한 사후검정은 Scheffé를, 등분산 조건을 충족시키지 못한 탄력성, 우울, 불안에 대해서는 Games-Howell 방

표 3. 군집별 정신건강 및 웰빙 특성 차이 (N=500)

	군집 1 (타인지향적 자비)	군집 2 (고자비)	군집 3 (저자비)	군집 4 (자기지향적 자비)	F	사후검정
	n=157	n=116	n=115	n=112		
	M(SD)	M(SD)	M(SD)	M(SD)		
웰빙지표						
탄력성	-0.14(0.77)	0.73(0.72)	-0.84(1.01)	0.30(0.82)	75.074***	2>4>1>3
삶의만족도	-0.09(0.90)	0.55(1.02)	-0.66(0.76)	0.23(0.92)	37.940***	2>4>1>3
자율성	-0.30(0.78)	0.75(0.83)	-0.84(0.79)	0.51(0.76)	102.042***	2,4>1>3
유능성	-0.28(0.75)	0.73(0.85)	-0.79(0.80)	0.44(0.88)	84.642***	2,4>1>3
관계성	-0.23(0.76)	0.82(0.74)	-0.84(0.83)	0.34(0.88)	93.861***	2>4>1>3
주관적행복	-0.23(0.88)	0.62(0.86)	-0.72(0.87)	0.42(0.83)	59.301***	2,4>1>3
정신건강지표						
외로움	0.32(0.85)	-0.67(0.87)	0.66(0.93)	-0.44(0.75)	64.544***	3>1>4,2
우울	0.25(1.03)	-0.40(0.84)	0.56(1.03)	-0.52(0.56)	38.788***	3,1>2,4
불안	0.23(1.04)	-0.26(0.90)	0.41(1.06)	-0.47(0.67)	22.728***	3,1>2,4
스트레스	0.29(0.98)	-0.39(0.93)	0.48(0.92)	-0.50(0.79)	33.786***	3,1>2,4

주. *** p<.001. 모든 값은 z점수로 표준화된 값임.

법을 사용하였다.

사후검정 결과, 정신건강 및 웰빙 지표들에서 일관된 패턴이 나타났다. 자기자비가 높은 고자비 군집과 자기지향적 자비 군집에서 웰빙 지표들(탄력성, 삶의 만족도, 주관적 행복, 자율성, 유능성, 관계성)이 높게 나타났으며, 자기자비가 낮은 타인지향적 자비 군집과 저자비 군집에서 낮게 나타났다. 한편, 정신건강 지표들(우울, 불안, 스트레스, 외로움)은 타인지향적 자비 군집과 저자비 군집에서 높게 나타난 반면, 고자비 군집과 자기지향적 자비 군집에서는 낮게 나타났다(표 3 참조).

군집과 정신건강 변인 및 웰빙 관련 변인 간 관계에서 성별과 연령의 조절효과

군집 유형과 정신건강 및 웰빙의 관계를 성별과 연령이 조절하는지를 확인하기 위해 모든 준거변인(정신건강 지표 4개, 웰빙 지표 6개)에 대해 다변량분산분석을 실시하였다. 분석은 2원상호작용, 3원상호작용의 순서로 검증하였으며, 주요 결과는 다음과 같다.

군집과 성별의 2원 상호작용 효과는 불안에서 나타났는데, 타인지향적 자비 군집에 속한 남성이 여성보다 불안 수준이 더 높은 것으로 나타났다(남성: $M=0.475$, $SD=0.102$; 여성: $M=-.045$, $SD=.109$, $p<.05$). 군집과 연령의 2원 상호작용 효과는 우울, 불안, 스트레스에서 나타났다. 특히 타인지향적 자비 군집에서 20대가 50대보다 우울($p<.05$), 20대가 50-60대보다 불안($p<.01$)과 스트레스($p<.01$)가 유의하게 높았다. 고자비 군집에서는 30대가 60대보다 불안($p<.01$)과 스트레스($p<.01$)가 유의하게 높았다.

군집×성별×연령의 3원 상호작용 효과에서 주목할 만한 발견은 타인지향적 자비 군집에 속한 20대 남성의 심리적 취약성이었다. 타인지향적 자비 군집의 20대 남성은 우울에서 60대 이상 남성보다 유의하게 높았고(20대: $M=1.254$, $SD=1.25$; 60대 이상: $M=-.305$, $SD=.606$, $p<.001$), 불안에서는 40대 이상 모든 연령대 남성보다 유의하게 높았고(20대: $M=1.486$, $SD=.221$; 40대: $M=.298$, $SD=.221$; 50대: $M=.015$, $SD=.215$; 60대 이상: $M=-.114$,

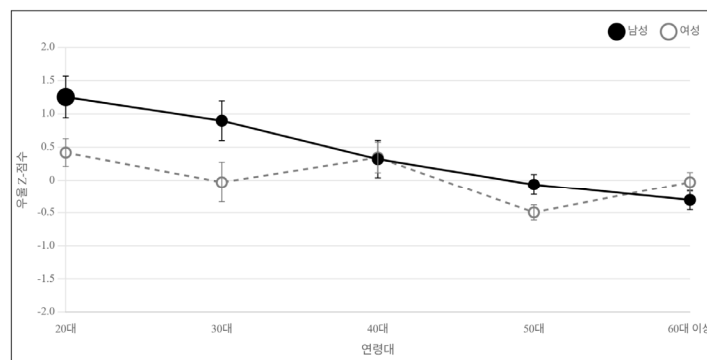


그림 2. 타인지향적 자비 군집의 성별과 연령에 따른 우울 수준 (z-점수)

주. 타인지향적 자비 군집은 자기자비는 낮지만($z=-0.45$) 가까운 사람에 대한 자비는 평균 수준($z=0.05$), 일반인에 대한 자비는 높은($z=0.38$) 특성을 보이는 집단임($n=157$).

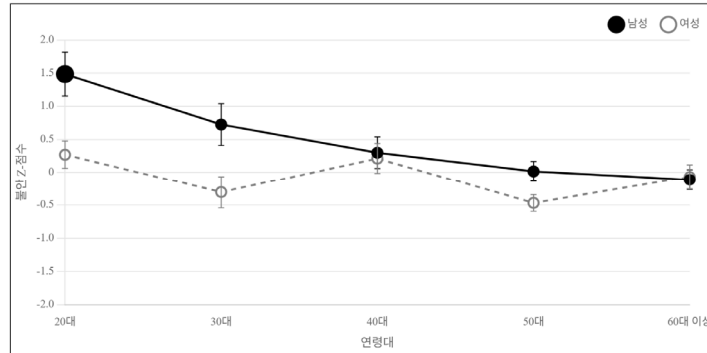


그림 3. 타인지향적 자비 균집의 성별과 연령에 따른 불안 수준 (z-점수)

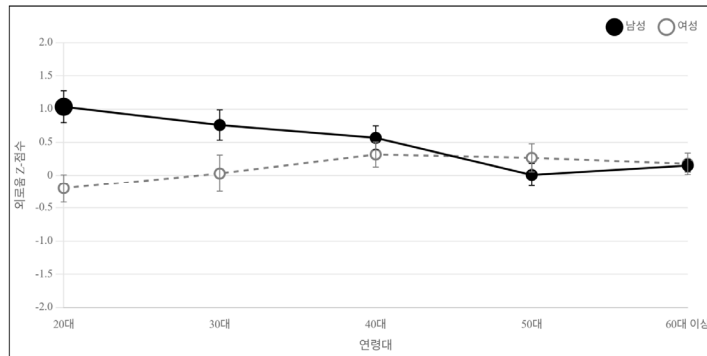


그림 4. 타인지향적 자비 균집의 성별과 연령에 따른 외로움 수준 (z-점수)

$SD=.215$, $p<.05$), 외로움에서도 50대 이상 남성보다 유의하게 높았다(20대: $M=1.034$, $SD=.206$; 50대: $M=.008$, $SD=.200$; 60대 이상: $M=.150$, $SD=.200$, $p<.05$). 또한 같은 균집의 20대 여성보다 우울, 불안, 외로움 모두에서 유의하게 높았다(그림 2, 3, 4 참조). 반면 타인지향적 자비 균집의 여성들은 연령에 따라 우울, 불안, 외로움 수준에서 유의한 차이가 나타나지 않았다. 그 외 저자비 균집의 20대 남성도 40대보다 우울($p<.001$), 50대보다 외로움($p<.05$)이 유의하게 높았으며, 고자비 균집에서도 일부 상호작용(예, 30대 남성의 스트레

스, $p<.001$)이 나타났으나, 타인지향적 자비 균집만큼 광범위하고 일관된 패턴은 아니었다.

종합하면 균집, 성별, 연령 간 상호작용 효과는 웰빙 지표에서는 나타나지 않았고, 정신건강 지표에서만 나타났다. 정신건강 지표 내 변인 별로 상호작용 효과가 다소 차이를 보이나, 타인지향적 자비 균집에 속하면서 20대 남성인 경우 다수의 변인에서 부정적인 상호작용 효과를 보여 건강 문제에 가장 취약한 것으로 나타났다.

논 의

본 연구는 자기자비와 타인자비(가까운 사람에 대한 자비, 일반인에 대한 자비)의 조합에 따른 군집 유형을 확인하고, 군집 유형에 따라 정신건강 및 웰빙 관련 변인들의 수준에 차이가 있는지 알아보았다. 또한 성별과 연령이 군집 유형과 정신건강 변인들의 관계에서 조절효과를 보이는지 확인하였다. 연구 결과를 바탕으로 이론적·실천적 함의를 논의하면 다음과 같다.

상관분석 결과, 자비의 세 가지 유형이 정신건강 및 웰빙 관련 변인들과 서로 다른 관계 패턴을 보였다. 자기자비는 웰빙 지표들과 강한 정적 상관을, 정신건강 지표들과는 강한 부적 상관을 나타냈다. 이는 자기자비가 심리적 웰빙과 정적 상관을, 정신병리와는 부적 상관을 보인다는 다수의 선행연구들(MacBeth & Gumley, 2012; Zessin et al., 2015 등)과 일치하는 결과이다. 가까운 사람에 대한 자비는 자기자비와 유사한 패턴을 보였으나 상관의 강도는 상대적으로 약했다. 반면 일반인에 대한 자비는 웰빙 지표들과는 유의미한 정적 상관을 보였으나, 정신건강 지표들과의 관계에서는 혼재된 양상을 나타냈다. 이러한 결과는 자기자비와 타인자비가 정신건강 및 웰빙 관련 변인들과 서로 다른 관계 양상을 보이며, 가까운 사람에 대한 타인자비와 일반인에 대한 타인자비 역시 정신건강 변인들과 차별적인 관련성을 나타냄을 보여준다.

본 연구의 첫 번째 연구문제는 자기자비와 타인자비(가까운 사람에 대한 자비, 일반인에 대한 자비)를 투입했을 때 어떤 군집이 도출되는지 확인하는 것이었다. 분석 결과, 타인지향적 자비($n=157$), 고자비($n=116$), 저자비

($n=115$), 자기지향적 자비($n=112$)의 4개 군집이 도출되었다. 이러한 군집분석 결과는 여러 이론적 함의를 갖는다. 군집분석을 통해 도출된 네 가지 군집 유형은 자기자비와 타인자비를 포괄했을 때 서로 구별되는 집단이 존재한다는 것을 보여줄 뿐 아니라, 자비가 단일한 특성이 아니라 개인 내에서 다양한 패턴으로 발현될 수 있는 다차원적 구성개념임을 시사한다. 특히 자기자비가 높고 타인자비가 낮은 자기지향적 자비 군집과 자기자비가 낮고 타인자비가 높은 타인지향적 자비 군집의 존재는 자기자비와 타인자비가 독립적으로 발달할 수 있음을 보여준다. 이는 자기자비가 타인자비로 자연스럽게 이어진다는 관점(Neff & Pommier, 2012)과 자기자비의 부족이 타인자비의 부족으로 이어진다는 관점(Gustin & Wagner, 2013)을 지지하지 않는 반면, 두 자비가 서로 구분되는 개념일 수 있다는 López 등(2018)의 관점을 지지하는 것이다. 또한 Sahdra 등(2023)의 연구에서 개인에 따라 두 자비 간 상관이 0에 가깝거나 음의 방향으로 나타난 것과 맥을 같이 하는 결과이다. 이러한 연구 결과는 선행 연구(Chio, Mak, et al., 2022; Mills et al., 2018)에서 보여주었듯이 자기자비의 증진을 통해 타인자비를 함양하려는 작업이 성공적이지 않을 수 있음을 시사한다.

본 연구의 두 번째 연구문제는 도출된 군집들이 정신건강 및 웰빙 관련 변인들에서 차이를 보이는지 확인하는 것이었다. 분석 결과, 측정된 모든 정신건강 및 웰빙 지표에서 군집에 따른 유의한 차이가 나타났다. 이러한 차이의 패턴을 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 고자비 군집과 자기지향적 자비 군집은 대체로 웰빙 지표에서 다른 두 군집보다 유의미하게 높았고, 정신건강 지표에서는 다

른 두 균집보다 유의미하게 낮았다. 고자비 균집과 자기지향적 자비 균집 모두 자기자비 수준이 높다는 점을 고려하면, 자기자비가 긍정적 정신건강과 심리적 고통과의 관련성에서 중요 요인임을 보여준다. MacBeth와 Gumley (2012)의 메타 연구와 García-Campayo 등(2024)에서도 자기자비와 타인자비 중 자기자비만이 심리적 고통과 부적 상관을 나타냈다. 이는 심리적 고통 상황에서는 타인과의 관계적 측면보다 우선적으로 자신의 내적 자원을 동원하고 스스로를 돌보는 자기자비가 더 직접적으로 관련되기 때문으로(Snyder & Luchner, 2020) 이해할 수 있다.

한편 웰빙 지표에서는 변인의 특성에 따라 차별적인 양상이 나타났다. 개인의 내적 자원과 관련된 자율성, 유능성, 주관적 행복에서는 자기자비가 높은 두 균집(고자비 균집, 자기지향적 자비 균집) 간에 유의미한 차이가 없었다. 이는 이러한 개인 중심적 웰빙 지표들은 주로 자기자비와 관련되며, 높은 수준의 자기자비 만으로도 충분할 수 있음을 의미한다. 반면 탄력성, 삶의 만족도, 특히 관계성에서는 고자비 균집이 자기지향적 자비 균집보다 유의미하게 높은 수준을 보였다. 이러한 변인들은 개인의 내적 상태 뿐만 아니라 타인 및 환경과의 상호작용을 통해 형성되는 보다 통합적인 웰빙 지표로 볼 수 있으며, 자기자비와 타인자비가 조화를 이루어 높을 때 최적의 수준에 도달하는 것으로 보인다. 이 결과는 자기자비와 타인자비의 조화(self-other harmony)가 심리적 웰빙에 중요하다는 Sahdra 등(2023)의 연구, 그리고 타인자비가 중간 수준 이상일 때 자기자비와 상호작용하여 웰빙에 시너지 효과를 가져온다는 Chio 등(2025)의 종단 연구와 일치한다. 즉 관계적·통합적 웰빙의 경우

자기자비와 타인자비의 수준과 조화가 함께 관련되는 것으로 생각된다.

본 연구의 세 번째 연구문제는 성별과 연령이 자비 균집과 정신건강 및 웰빙 관련 변인의 관계를 조절하는지 확인하는 것이었다. 분석 결과, 균집과 성별 및 연령 간 상호작용 효과가 나타났으며, 특히 타인지향적 자비 균집에서 성별과 연령에 따른 차이가 두드러졌다. 구체적으로 3원 상호작용 분석에서 타인지향적 자비 균집에 속한 20대 남성들은 같은 균집의 여성이나 높은 연령대 남성들에 비해 우울, 불안, 외로움에서 현저히 높은 수준을 보였다. 이는 자기자비가 낮고 타인자비가 높은 패턴이 특별히 젊은 남성의 심리적 취약성과 밀접한 관련이 있음을 보여주는 것이다.

이러한 성별과 연령의 차별적 영향은 2원 상호작용 분석에서도 확인되었다. 타인지향적 자비 균집의 남성이 여성보다 불안이 유의하게 높았으며, 같은 균집 내에서도 20대가 50-60대보다 우울, 불안, 스트레스가 높게 나타났다. 이는 타인에 대한 자비는 유지하면서도 자신에 대해서는 냉담한 태도를 보이는 자비의 부조화가 젊은 남성들의 심리적 취약성과 연관될 수 있음을 의미한다.

이처럼 자기자비가 낮고 타인자비가 높은 균집의 20대 남성에게 나타난 취약성은 정신건강과의 관계에서 타인자비보다 자기자비가 더 강한 관련성을 갖는 것에 기인하는 것으로 보인다. 동시에 자기정체감 형성이라는 발달 과업으로 인해 다른 연령대보다 청년기에 낮은 자기자비와 자비의 부조화가 정신건강 문제와 더 밀접하게 연관될 수 있다. 또한 젊은 남성들은 정서적 어려움을 타인과 나누거나 도움을 구하는 데 어려움을 겪는 경향이 있다(Hefner & Eisenberg, 2009). 따라서 타인에게는

자비를 베풀지만 정작 자신의 고통에 대해서는 지지를 구하지 못하는 상황이 타인지향적 자비 군집의 20대 남성들에게서 나타난 심리적 취약성을 심화시킨 것으로 보인다.

본 연구 결과를 한국의 문화적 맥락에서 이해하면, 타인지향적 자비 군집이 가장 큰 비중(31.4%)을 차지한 것은 타인과의 조화와 배려를 중시하는 집단주의 문화 특성을 반영하는 것으로 보인다(Yeo et al., 2025). 주목할 점은, 타인지향적 자비 군집이 높은 타인자비에도 불구하고 우울, 불안, 외로움 등 정신건강 지표에서 매우 취약한 것으로 나타났다는 것이다. 이는 문화적으로 기대되는 타인 배려가 자기자비의 부재와 결합될 때 개인의 심리적 안녕을 위협할 수 있음을 시사한다. 자기자비가 정신건강의 핵심 보호요인이라는 점은 서구 연구들(Gilbert et al., 2017; Neff, 2003a)과 마찬가지로 본 연구에서도 일관되게 확인되었다(고자비 군집, 자기지향적 자비 군집). 따라서 한국 사회의 자비기반 개입은 타인자비에 앞서 자기자비를 우선적으로 함양하고 두 자비의 균형을 이루도록 하는 것이 중요할 것으로 사료된다.

한편 타인지향적 자비 군집에 속한 20대 남성의 현저한 심리적 취약성은 한국 사회의 남성성 규범과 관련하여 해석될 수 있다. 한국 사회에서 젊은 남성들은 군 복무, 사회적 기대, 취업 경쟁 등 다중적 스트레스에 직면하면서도 책임감과 강인함을 보여야 한다는 헤게모니적 남성성(hegemonic masculinity) 규범의 압력을 받아왔다(Kim & Kim, 2025; Yang, 2023). 이러한 규범 하에서 타인에게 자비롭게 행동해야 한다는 사회적 기대는 내면화하면서도 자신의 취약함을 드러내고 스스로를 돌보는 것은 약점으로 간주될 수 있으며, 이것이

타인지향적 자비 군집의 젊은 남성들이 보이는 높은 심리적 취약성으로 나타난 것으로 이해된다.

이상의 세 가지 연구문제에 대한 결과를 종합하면, 자비기반 개입 시 개인의 자비 유형과 인구통계학적 특성을 고려한 맞춤형 전략이 필요함을 보여준다. 고자비 군집은 높은 수준의 자기자비와 타인자비가 균형을 이루고 있어 현재의 자비 수준을 유지하는 데 초점을 둘 수 있다. 반면 저자비 군집은 자기자비와 타인자비 모두가 낮으므로 두 자비를 동시에 함양하는 통합적 접근이 필요하다. 자기지향적 자비 군집은 타인자비 함양을, 특히 타인지향적 자비 군집의 경우 자기자비 증진을 최우선적 목표로 설정해야 할 것이다.

군집별로 다르게 나타난 정신건강 수준의 차이 역시 자기자비의 중요성을 재확인한다. 자기자비가 높은 군집들이 웰빙 지표와 정신건강 지표 모두에서 양호한 수준을 보인 점을 고려하면, 모든 자비기반 개입에서 자기자비를 핵심 요소로 포함시켜야 한다. 특히 관계성, 탄력성 같은 통합적 웰빙 지표의 경우 자기자비와 타인자비의 조화가 중요하므로, 장기적으로는 두 자비의 균형적 발달을 목표로 해야 할 것이다.

한편, 타인지향적 자비 군집에 속하는 젊은 남성들을 위해서는 특별한 고려가 필요하다. 이들은 타인의 고통에는 민감하게 반응하면서 정작 자신의 고통은 무시하거나 비판하는 경향이 있을 수 있다. 따라서 이들을 위한 개입은 자기비판적 사고 패턴을 인식하고 자기자비적 대안을 탐색하는 것이 핵심이 될 것이다. 기존의 자비기반 개입이 자신에서 타인으로 확장하는 접근을 취한다면, 이들에게는 이미 높은 타인자비 경험을 자기자비로 내면화하는

역방향적 접근이 더 효과적일 수 있다. 또한 젊은 남성들이 정서적 어려움을 타인과 나누는데 어려움을 겪는 점을 고려하여, 자비기반 개입에서 ‘체화된 자비(embodied compassion)’ 같이 언어화하기 어려운 정서적 경험을 신체 수준에서 먼저 수용하도록 돕는 작업이 바람직할 것이다. 특히 한국 문화에서 자기자비는 ‘이기적’인 것으로 오해받기 쉬우므로, 자비기반 개입에서는 자기돌봄이 필수 기반이며 문화적으로 강화되어 온 타인 배려가 자기희생이 아닌 균형 잡힌 자비로 발현되어야 함을 명확히 하는 심리교육이 선행되어야 한다.

본 연구의 제한점과 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 자기보고식 측정의 한계와 사회적 바람직성 편향이 결과에 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 특히 자비와 같이 도덕적 가치가 높은 구성개념의 경우 자기보고에 기반한 측정치가 실제 행동과 다를 수 있다. 따라서 추후 연구에서는 행동 관찰, 타인 평정, 경험표집법(experience sampling method)과 같은 다양한 측정 방법을 사용하여 자비의 실제적 발현을 더 정확히 포착할 필요가 있다. 둘째, 본 연구는 횡단연구로서 변인 간 관계의 방향성이나 인과관계를 확정할 수 없다. 따라서 종단연구를 통해 자비 유형의 발달과 변화, 그리고 정신건강 및 웰빙에 미치는 장기적 영향을 검증할 필요가 있다. 셋째, 타인 지향적 자비 균집이 보이는 심리적 취약성의 구체적인 메커니즘을 밝히는 연구가 필요하다.

참고문헌

장재연, 장재홍 (2017). 마음챙김-자기자비 집단프로그램의 효과: 자기비판 성향을 지

닌 대학생을 대상으로. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 29(2), 335-356.

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

김교현, 김지환 (1989). 한국판 UCLA 고독척도. 충남대학교 학생생활연구소, 16, 13-30.

김소리, 박영숙 (2020). 종양간호사의 성격 강점과 행복감에 관한 연구. 스트레스研究, 28(1), 33-39.

김완석, 박도현, 신강현 (2015). 자기연민과 타인연민, 마음챙김, 그리고 삶의 질: 대안적 인과모형 비교. 한국심리학회지: 건강, 20(3), 605-621.

김완석, 신강현 (2014). 아주 연민사랑척도 개발: Sprecher와 Fehr의 Compassionate Love Scale의 한국판 단축형. 한국심리학회지: 건강, 19(1), 407-420.

박세란, 이훈진 (2015). 자기자비 증진 프로그램 개발 및 효과 검증. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 27(3), 583-611.

박우람, 홍상환 (2020). 자기자비 연구의 현황과 과제. 초등상담연구, 19(3), 239-280.

서영석 (2010). 상담심리 연구에서 매개효과와 조절효과 검증: 개념적 구분 및 자료 분석 시 고려 사항. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 22(4), 1147-1168.

양병화 (2006). 다변량 데이터 분석법의 이해. 커뮤니케이션북스.

이명희, 김아영 (2008). 자기결정성이론에 근거한 한국형 기본 심리 욕구 척도 개발 및 타당화. 한국심리학회지: 사회및성격, 22(4), 157-174.

이은하, 박지원 (2012). 자기결정성 이론에 근

- 거한 고혈압 전단계 노인의 건강행위이행 구조 모형. *기본간호학회지*, 19(3), 343-352.
- 임영진 (2012). 한국판 삶의 만족도 척도의 신뢰도와 타당도: 경찰공무원, 대학생, 청소년을 대상으로. *한국심리학회지: 일반*, 31(3), 877-896.
- 조명환, 차경호 (1998). 삶의 질에 대한 국가간 비교. 집문당.
- Antony, M. M., Bieling, P. J., Cox, B. J., Enns, M. W., & Swinson, R. P. (1998). Psychometric properties of the 42-item and 21-item versions of the depression anxiety stress scales in clinical groups and a community sample. *Psychological Assessment*, 10(2), 176-181.
- Back, H-S., Lee, K-U., Joo, E-J., Lee, M-Y., & Choi, K-S. (2010). Reliability and validity of the Korean version of the Connor-Davidson Resilience Scale (K-CD-RISC). *Psychiatry Investigation*, 7(2), 109-115.
- Baker, L. R., & McNulty, J. K. (2011). Self-compassion and relationship maintenance: The moderating roles of conscientiousness and gender. *Journal of Personality and Social Psychology*, 100(5), 853-873.
- Batson, C. D. (2011). *Altruism in humans*. Oxford University Press.
- Baumeister, R. F., Campbell, J. D., Krueger, J. I., & Vohs, K. D. (2003). Does high self-esteem cause better performance, interpersonal success, happiness, or healthier lifestyles? *Psychological Science in the Public Interest*, 4(1), 1-44.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). Guilford Press.
- Campbell-Sills, L., & Stein, M. B. (2007). Psychometric analysis and refinement of the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC): Validation of a 10-item measure of resilience. *Journal of Traumatic Stress*, 20, 1019-1028.
- Catarino, F., Gilbert, P., Mcewan, K., & Baiao, R. (2014). Compassion motivations: Distinguishing submissive compassion from genuine compassion and its association with shame, submissive behavior, depression, anxiety and stress. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 33(5), 399-412.
- Chang, J. H., Detrick, S. M., Maas, Z., Çoşkun, H., Klos, C., Zeifert, H., Parmer, E., & Sule, J. (2021). Cross-cultural comparison of compassion: An in-depth analysis of cultural differences in compassion using the Compassion of Others' Lives (COOL) Scale. *The Humanistic Psychologist*, 49(3), 459-478.
- Cheon, B. K., Im, D. M., Harada, T., Kim, J. S., Mathur, V. A., Scimeca, J. M., & Chiao, J. Y. (2011). Cultural influences on neural basis of intergroup empathy. *Neuroimage*, 57(2), 642-650.
- Chiesi, F., Lau, C., & Saklofske, D. H. (2020). A revised short version of the compassionate love scale for humanity (CLS-H-SF): Evidence from item response theory analyses and validity testing. *BMC Psychology*, 8(20).
- Chio, F. H. N., Chan, K. K. S., Lee, J. C. K., Yu, E. K. W., Chan, A. W. Y., Leung, A. N. M., Cheung, R. Y. M., Li, C. W., Kong, R. H. M., Chen, J., Wan, S. L. Y., Tang, C. H. Y., Yum, Y. N., Jiang, D., & Wang, L. (2022). The impact of compassion from others

- and self-compassion on psychological distress, flourishing, and meaning in life among university students. *Mindfulness*, 13(5), 1143-1156.
- Chio, F. H. N., Mak, W. W. S., & Cheng, R. H. L. (2025). Dynamic duo is inseparable: Self compassion and compassion for others interact to predict well being. *Applied Psychology: Health and Well Being*, 17(1), e1264.
- Chio, F. H. N., Mak, W. W. S., Cheng, R. H. L., Hsu, A. Y. K., & Kwan, H. H. M. (2022). Can compassion to the self be extended to others: The association of self-compassion and other-focused concern. *The Journal of Positive Psychology*, 17(5), 679-689.
- Cikara, M., Bruneau, E. G., & Saxe, R. R. (2011). Us and them: Intergroup failures of empathy. *Current Directions in Psychological Science*, 20(3), 149-153.
- Connor, K. M., & Davidson, J. R. (2003). Development of a new resilience scale: The Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC). *Depression and Anxiety*, 18(2), 76-82.
- Crocker, J., & Major, B. (1989). Social stigma and self-esteem: The self-protective properties of stigma. *Psychological Review*, 96(4), 608 - 630.
- Daltry, R. M., Mehr, K. E., Sauers, L., & Silbert, J. (2018). Examining the relationship between empathy for others and self-compassion in college students. *Educational Research and Reviews*, 13(17), 617-621.
- Davidson, R. J., & Harrington, A. (Eds.). (2002). *Visions of compassion: Western scientists and Tibetan Buddhists examine human nature*. Oxford University Press.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The “What” and “Why” of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry*, 11(4), 227-268.
- Depow, G. J., Francis, Z., & Inzlicht, M. (2021). The experience of empathy in everyday life. *Psychological Science*, 32(8), 1198-1213.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75.
- Duarte, J., Pinto-Gouveia, J., & Cruz, B. (2016). Relationships between nurse’s empathy, self-compassion and dimensions of professional quality of life: A cross-sectional study. *International Journal of Nursing Studies*, 60, 1-11.
- García-Campayo, J. G., Soler, A. B., Rubio, D. M., Navarrete, J., Aranda, A. P., Soler, A. F., Luciano, J. V., Baer, R., Kuyken, W., & Marin, J. M. (2024). Exploring the relationship between self-compassion and compassion for others: The role of psychological distress and wellbeing. *Assessment*, 31(5), 1038-1051.
- Gerber, Z., Tolmacz, R., & Doron, Y. (2015). Self-compassion and forms of concern for others. *Personality and Individual Differences*, 86, 394-400.
- Gilbert, P., Catarino, F., Duarte, C., Matos, M., Kolts, R., Stubbs, J., Ceresatto, L., Duarte, J., Gouveia, J. P., & Basran, J. (2017). The development of compassionate engagement and action scale for self and others. *Journal of Compassionate Health Care*, 4(4).

- Gilbert, P., McEwan, K., Matos, M., & Rivis, A. (2011). Fears of compassion: Development of three self-report measures. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 84(3), 239-255.
- Goetz, J. L., Keltner, D., & Simon-Thomas, E. (2010). Compassion: An evolutionary analysis and empirical review. *Psychological Bulletin*, 136(3), 351-374.
- Green, D. C., Britton, P. J., & Shepherd, J. B. (2016). LGBTQ aging: Mental health at midlife and older adulthood. *Journal of LGBT Issues in Counseling*, 10(4), 180-196.
- Gustin, L. W., & Wagner, L. (2013). The butterfly effect of caring clinical nursing teachers understanding of self-compassion as a source to compassionate care. *Caring Sciences*, 27(1), 175-183.
- Hair, J., & Black, W. (2000). Cluster analysis. In I. G. Grimm & P. R. Yarnold (Eds.), *Reading and understanding more multivariate statistics* (pp.147-205). American Psychological Association.
- Hays, R. D., & DiMatteo, M. R. (1987). A short-form measure of loneliness. *Journal of Personality Assessment*, 51(1), 69-81.
- Hefner, J., & Eisenberg, D. (2009). Social support and mental health among college students. *American Journal of Orthopsychiatry*, 79(4), 491-499.
- Hwang, S., Kim, G., Yang, J., & Yang, E. (2016). The moderating effects of age on the relationships of self-compassion, self-esteem, and mental health. *Japanese Psychological Research*, 58(2), 194-205.
- Ipsos. (2023). *Conflict report 2023: Global divides on social conflicts*.
<https://www.ipsos.com/en/global-divides-social-conflicts-2023>
- Kearney, D. J., Malte, C. A., McManus, C., Martinez, M. E., Felleman, B., & Simpson, T. L. (2013). Loving-kindness meditation for posttraumatic stress disorder: A pilot study. *Journal of Traumatic Stress*, 26(4), 426-434.
- Keyes, C. L. M. (2002). The mental health continuum: From languishing to flourishing in life. *Journal of Health and Social Behavior*, 43(2), 207-222.
- Keyes, C. L. M. (2005). Mental illness and/or mental health? investigating axioms of the complete state model of health. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 73(3), 539-548.
- Kim, S., & Kim, D. (2025). Mental health help-seeking among Korean men: The influence of stigma, masculine norms, and face. *BMC Psychology*, 13(1), 461.
- Kirby, J. N., Tellegen, C. L., & Steindl, S. R. (2017). A meta-analysis of compassion-based interventions: Current state of knowledge and future directions. *Behavior Therapy*, 48(6), 778-792.
- Kornyeyeva, L., & Boehnke, K. (2013). The role of self-acceptance in authoritarian personality formation: Reintroducing a psychodynamic perspective into authoritarianism research. *Psychoanalytic Psychology*, 30(2), 232-246.
- Laursen, B., & Hoff, E. (2006). Person-centered and variable-centered approaches to longitudinal data. *Merrill-Palmer Quarterly*,

- 52(3), 377-389.
- Leary, M. R., & Baumeister, R. F. (2000). The nature and function of self-esteem: Sociometer theory. *Advances in Experimental Social Psychology*, 32, 1-62.
- Lee, E. E., Govind, T., Ramsey, M., Wu, T. C., Daly, R., Liu, J., Tu, X. M., Paulus, M. P., Thomas, M. L., & Jeste, D. V. (2021). Compassion toward others and self-compassion predict mental and physical well-being: A 5-year longitudinal study of 1090 community-dwelling adults across the lifespan. *Translational Psychiatry*, 11, 396-397.
- Lee, E. H., Moon, S. H., Cho, M. S., Park, E. S., Kim, S. Y., Han, J. S., & Choi, J. H. (2019). The 21-item and 12-item versions of the depression anxiety stress scales: Psychometric evaluation in a Korean population. *Asian Nursing Research*, 13(1), 30-37.
- Longe, O., Maratos, F. A., Gilbert, P., Evans, G., Volker, F., Rockliff, H., & Rippon, G. (2010). Having a word with yourself: Neural correlates of self-criticism and self-reassurance. *NeuroImage*, 49(2), 1849-1856.
- López, A., Sanderman, R., Ranchor, A. V., & Schroevers, M. J. (2018). Compassion for others and self-compassion: Levels, correlates, and relationship with psychological well-being. *Mindfulness*, 9(1), 325-331.
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the depression anxiety stress scales (DASS) with the beck depression and anxiety inventories. *Behaviour Research and Therapy*, 33(3), 335-343.
- Lutz, A., Brefczynski-Lewis, J., Johnstone, T., & Davidson, R. J. (2008). Regulation of the neural circuitry of emotion by compassion meditation: Effects of meditative expertise. *PLoS ONE* 3(3), e1897.
- Lyubomirsky, S., & Lepper, H. S. (1999). A measure of subjective happiness: Preliminary reliability and construct validation. *Social Indicators Research*, 46(2), 137-156.
- MacBeth, A., & Gumley, A. (2012). Exploring compassion: A meta-analysis of the association between self-compassion and psychopathology. *Clinical Psychology Review*, 32(6), 545-552.
- MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1(2), 130-149.
- Mantelou, A., & Karakasidou, E. (2019). The role of compassion for self and others, compassion fatigue and subjective happiness on levels of well-being of mental health professionals. *Psychology*, 10(3), 285-304.
- Marshall, S. L., Ciarrochi, J., Parker, P. D., & Sahdra, B. K. (2020). Is self-compassion selfish? The development of self-compassion, empathy, and prosocial behavior in adolescence. *Research on Adolescence*, 30(2), 472-484.
- Mills, J., Wand, T., & Fraser, J. (2018). Examining self-care, self-compassion and compassion for others: A cross-sectional survey of palliative care nurses and doctors. *International Journal of Palliative Nursing*, 24(1),

- 4-11.
- Morin, A. J. S., Meyer, J. P., Creusier, J., & Biétry, F. (2016). Multiple-group analysis of similarity in latent profile solutions. *Organizational Research Methods, 19*(2), 231-254.
- Neff, K. D. (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). Self-compassion in clinical practice. In T. B. Kashdan & J. Ciarrochi (Eds.), *Mindfulness, acceptance, and positive psychology: The seven foundations of well-being* (pp. 168-187). Context Press.
- Neff, K. D., & Pommier, E. (2012). The relationship between self-compassion and other-focused concern among college undergraduates, community adults, and practicing meditators. *Self and Identity, 12*(2), 160-176.
- Oriol, X., Unanue, J., & Unanue, W. (2023). The longitudinal link between compassion toward others and subjective well-being: The role of beneficence as an underlying psychological process to explain this relationship. *Current Psychology, 42*(29), 25218-25232.
- Pommier, E., Neff, K. D., & Tóth-Király, I. (2020). The development and validation of the compassion scale. *Assessment, 27*(1), 21-39.
- Preston, S. D. (2013). The origins of altruism in offspring care. *Psychological Bulletin, 139*(6), 1305-1341.
- Ramsey, A., Govind, T., Lam, J. A., Palmer, B, W., & Jeste, D. V. (2023). Self-compassion, but not compassion toward others, is associated with better physical health: A cross-sectional study. *Schizophrenia Research, 255*, 17-23.
- Rashid, S., Jehan, N., Khan, N. A., Gul, S., & Khan, H. M. (2021). Relationship between self-compassion and compassion for others. *Elementary Education Online, 20*(6), 440-447.
- Russell, D., Peplau, L. A., & Cutrona, C. E. (1980). The revised UCLA loneliness scale: Concurrent and discriminant validity evidence. *Journal of Personality and Social Psychology, 39*(3), 472-480.
- Ryff, C. D., & Singer, B. H. (2008). Know thyself and become what you are: A eudaimonic approach to psychological well-being. *Journal of Happiness Studies, 9*(1), 13-39.
- Saarinén, A., Keltikangas-Järvinen, L., Cloninger, C. R., Veijola, J., Elovainio, M., Lehtimäki, T., Raitakari, O., & Hintsanen, M. (2019). The relationship of dispositional compassion for others with depressive symptoms over a 15-year prospective follow-up. *Journal of Affective Disorders, 250*(1), 354-362.
- Sahdra, B. K., Ciarrochi, J., Fraser, M. I., Yap, K., Haller, E., Hayes, S. C., Hofmann, S. G., & Gloster, A. T. (2023). The compassion balance: Understanding the interrelation of self- and other-compassion for optimal well-being. *Mindfulness, 14*(8), 1997-2013.
- Schulz, R., Savla, J., Czaja, S. J., & Monin, J.

- (2017). The role of compassion, suffering, and intrusive thoughts in dementia caregiver depression. *Aging & Mental Health*, 21(9), 997-1004.
- Snyder, K. S., & Luchner, A. F. (2020). The importance of flexible relational boundaries: The role of connectedness in self-compassion and compassion for others. *Journal of Psychological Research*, 25(4), 349-356.
- Sprecher, S., & Fehr, B. (2005). Compassionate love for close others and humanity. *Journal of Social and Personal Relationships*, 22(5), 629-651.
- Stoeber, J., Lalova, A. V., & Lumley, E. J. (2020). Perfectionism, (self-)compassion, and subjective well-being: A mediation model. *Personality and Individual Differences*, 154, 109708.
- Windle, G. (2011). What is resilience? A review and concept analysis. *Reviews in Clinical Gerontology*, 21(2), 152-169.
- Yang, J. Y. (2023). Profiles of conformity to gender role norms and depression among adult Korean men. *Journal of Men's Health*, 19(10), 64-77.
- Yeo, J., Lee, S., & Lee, K. (2025). A study of the effects of situational strength on self-efficacy and happiness: Comparing individualist and collectivist cultures. *Frontiers in Psychology*, 16, 1563643.
- Zessin, U., Dickhäuser, O., & Garbade, S. (2015). The relationship between self-compassion and well-being: A meta-analysis. *Applied Psychology: Health and Well-Being*, 7(3), 340-363.

원 고 접 수 일 : 2025. 09. 17

수정원고접수일 : 2025. 10. 28

게재결정일 : 2025. 11. 10

Cluster Typologies of Self-Compassion and Compassion for Others: Associations with Mental Health and Well-being in Korean Adults

Ji Jun Lim Yiran Li Young Seok Seo

Department of Education, Yonsei University

This study explored compassion typologies among Korean adults by examining self-compassion and compassion for others (close others and strangers) and investigated their associations with mental health and well-being. Cluster analysis of 500 adults yielded four clusters: other-oriented compassion ($n = 157$), high compassion ($n = 116$), low compassion ($n = 115$), and self-oriented compassion ($n = 112$). Multivariate analysis of variance revealed that well-being indicators (resilience, life satisfaction, autonomy, competence, relatedness, subjective happiness) were higher in clusters characterized by high self-compassion (the high compassion and self-oriented compassion clusters), whereas mental health indicators (depression, anxiety, stress, loneliness) were higher in clusters with low self-compassion (the low compassion and other-oriented compassion clusters). Interaction effects of cluster, gender, and age showed that young adult males in the other-oriented compassion cluster were particularly vulnerable to negative emotional experiences. These findings suggest that self-compassion and compassion for others may develop independently and that balance between the two is crucial for mental health and well-being.

Key words : *self-compassion, compassion for others, compassion for close others, compassion for strangers, mental health, well-being*