

한국형 자기연민 척도의 개발 및 타당화*

신 효 정 홍 정 순[†] 송 영 숙 (서광)

아주대학교 / 교수

동국대학교 / 교수

본 연구의 목적은 한국형 자기연민(Korean self-compassion) 척도를 개발하고 타당화하는 것이었다. 연구 1에서는 문헌조사와 내용타당도 검증을 통해 22개의 예비문항을 개발하였다. 서울, 경기 지역에 거주하는 20대 이상 성인 220명을 대상으로 탐색적 요인분석을 실시하였으며, 고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄, 고통의 보편성에 대한 인식과 수용, 고통에 대한 마음챙김의 3개 하위 요인으로 이루어진 15문항의 자기연민 척도를 개발하였다. 연구 2에서는 453명의 성인을 대상으로 확인적 요인분석을 실시한 결과 적절한 구성타당도를 가지고 있음을 검증하였으며, bifactor 모형 분석을 통해 단일차원 측정모형을 사용하여 해석하는 것이 타당함을 확인하였다. 자기자비 척도, 마음챙김 척도와 유의미한 정적 상관을 보여 적절한 수렴타당도를 가지고 있음을 확인하였으며, 자존감 척도, 삶의 만족도 척도와는 정적 상관을, 우울, 불안, 스트레스와는 부적 상관을 보여 공준타당도가 입증되었다. 중분타당도를 살펴본 결과, 삶의 만족에 대하여 자기자비, 자아존중감이 설명하지 못하는 고유한 변량을 가지고 있음을 확인하였다. 마지막으로 성별, 연령별 차이가 있는지를 살펴본 결과, 고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄은 남성이 여성에 비해, 고통에 대한 마음챙김은 50,60대가 20대에 비해 유의미하게 높은 것으로 나타났다.

주요어 : 자기연민, 자기연민 척도, 타당화, bifactor 모형

* 본 연구는 2021학년도 아주대학교 기본연구소활성화연구비 지원을 받아 작성된 원고임.

† 교신저자 : 홍정순, 아주대학교 교육대학원, 경기도 수원시 영통구 월드컵로 206 아주대학교 연암관 714호

Tel: 031-219-3293, E-mail: day012@ajou.ac.kr

 Copyright ©2023, The Korean Counseling Psychological Association
This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

우리는 급변하는 사회에 속해 있고, 다양한 생활스트레스에 노출되어 있으며, 예상하지 못한 자연재해와 사건 사고로 인해 재난과 트라우마를 겪기도 한다. 이러한 환경은 인간에게 심리적 고통을 유발하므로 정신건강을 스스로 돌보는 자기돌봄이 어느 때 보다 중요한 시대에 살고 있다. 이 시기에 자기 돌봄의 한 종류인 자기자비(self-compassion)가 정신건강 전문가 그리고 일반인 모두에게 관심의 주제가 되고 있다. 지난 2003년 Neff가 자기자비 개념을 정의하고 자기자비 척도를 개발한 이래로 자기자비에 대한 다양한 연구가 진행되어왔다. 자기자비가 심리적 안녕, 회복탄력성을 향상시키고, 우울, 불안 등을 완화시킨다는 연구가 발표되면서 자기자비에 대한 효과성 및 기제에 대한 연구가 활발히 이루어지고 있다(강재연, 장재홍, 2017; Körner et al., 2015; Neff et al., 2007; Shin et al., 2023; Zessin et al., 2015). 특별하게도 자기자비를 검증하는 연구들 대부분은 Neff(2003)의 척도를 사용하고 있다. 하지만, 자기자비란 무엇인가에 대한 개념적인 정의가 모호하고, 자기자비 척도 또한 개념을 반영한 명료하고 일관된 구조모형의 결과를 보이고 있지 않다는 문제제기가 계속적으로 이루어지고 있다(박한술, 김은하, 2019; 신나영, 2018; Costa et al., 2016; López et al., 2015). 이에 따라 Neff는 16개 국가에서 데이터를 모아 자기자비 척도의 구조를 재분석하여 검증하는 논문을 발표하였다(Neff et al., 2018). 그러나 이후에 이루어진 연구에서도 여전히 일치하지 않은 구조를 보이고 있으며, 개념과 구조가 불일치 한 채로 남아있다(신나영, 2018; 박한술, 김은하, 2019). 뿐만 아니라 우리나라에서는 자기자비 척도가 타당화 되면서 compassion을 연민으로 번안하는가 혹은 자비로 번안하

는가에 대한 연구자들 간 혼란이 있다. 이에 대해 본 연구에서는 먼저 ‘자비’와 ‘연민’의 개념을 정리하고 자기자비와 자기연민의 개념을 재정리해 보고자 한다. 또한 Neff 척도의 한계점을 살펴보고, 새롭게 정리된 self-compassion의 개념을 토대로 한국형 척도를 개발하고 타당화하고자 한다.

자비와 연민의 개념

자비(慈悲)는 자(慈)와 비(悲)가 결합된 것으로, 자(慈)는 자애(慈愛) 또는 자심(慈心)으로, 비(悲)는 연민(憐愍, compassion) 또는 비심(悲心)으로 번역한다(조옥경, 윤희조, 2016). 자(慈, loving-kindness)는 산스끄리트어로 ‘maitrī’, 팔리어로는 ‘mettā’의 번역어이다(荻原雲來, 1986). ‘maitrī’는 ‘mitra’에서 파생한 명사로서 진실한 우정(友情), 우의(友誼) 등을 의미하고, 모든 사람에 대한 평등한 우정과 모든 존재들이 행복하고 평안하기를 바라는 마음을 뜻한다(문을식, 2012; 조옥경, 윤희조, 2016). 반면, 비(悲)는 산스끄리트어와 팔리어로 ‘karuṇā’로 고통이 전제되고 고통하고 있는 대상에 대한 사랑을 의미하며, 지각 있는 존재들이 고통과 고통의 원인으로부터 자유롭게 되기를 바라는 진심어린 희망의 마음을 갖는 것이다(Hopkins, 2001). 연민이라고 번역되는 비(悲, compassion)는 불교 사무량심(四無量心) 중 하나인 비무량심(悲無量心)에서 유래하였다. 비무량심의 비(悲)는 민념(愍念: 불쌍히 여기는 마음)을 가지고 중생의 고(苦)를 없애주는 사랑이라고 볼 수 있다(한국민족문화대백과). 서양에서는 ‘compassion’이라는 용어로 사용되는데, 라틴어 ‘compati’에서 유래되어 ‘함께(com)’와 ‘고통을 겪는다(pati)’라는 두 단어가 합쳐진 말이다.

pati의 변화동사 patior는 ‘겪다(suffer), 참다, 인내하다(endure)’의 뜻으로 타인의 고통을 함께 나누는 것에 중점을 둔 개념으로 해석될 수 있다. 즉, 자(慈)는 모든 대상에 대한 사랑을 의미하지만 비(悲)는 고통이 전제되고 고통 받는 대상에 대한 사랑을 의미한다. 따라서 자애와 연민이 결합된 것이 자비(慈悲)이며, 이는 연민과는 구분되는 개념이어야 한다. 연민은 “고통을 완화시키고자 하는 강한 바람을 가지고 불행으로 고통 받는 사람에 대한 깊은 사랑과 슬픔의 감정을 느끼는 것”(e.g., <http://dictionary.reference.com/browse/compassion>)이라고 정의 될 수 있다. 이에 본 연구에서는 compassion을 연민이라는 단어를 사용하여 개념화 하고자 한다.

선행연구에서는 연민은 다른 사람의 괴로움을 대신하는 경험(Ekman, 2003; Hoffman, 2000)으로 슬픔과 사랑의 혼합된 정서이며, 사랑의 다른 유형이라고 보았다(Goetz et al., 2010). 즉, 연민은 고통받거나 도움이 필요한 사람들에게 대한 사랑, 친절함, 보살핌과 관련된 감정적(정서) 상태를 의미하는 개념으로 배려, 도움, 나눔과 같은 행동들을 포함한다(Shaver et al., 1987) Neff(2003)는 연민은 다른 사람의 고통에 대해 열린 마음을 갖는 것이며, 인내와 친절 그리고 비판단적 이해를 가지고, 모든 인간은 불완전하고 실수를 한다는 것을 자각하고, 인간이 겪는 고통의 경험이 인간의 보편적 경험의 일부로 수용되는 것이라고 하였다. Germer(2009)는 진정한 연민은 상대의 고통 속에 동참하는 것으로, 이는 상대가 고통스러워하는 때를 알아챈다는 뜻이고, 고통에 대해 두려워하거나 저항하지 않겠다는 뜻이며, 사랑과 친절이 자연스럽게 고통받는 사람에게로 흐르게 한다는 의미라고 밝혔다. 최근의 연구

에서 Geshe Thupten Jinpa는 연민을 4가지 주요 요인으로 구성된 다차원적 과정으로 보면서, (1) 고통에 대한 인식(인지적 자각), (2) 고통에 의해 감정적으로 움직이는 존재와 관련된 동정적 관심(정서적 요소) (3) 그 고통을 덜어주고 싶은 마음(의도) (4) 그 고통을 덜어주는 데 도움이 되는 대응력 또는 준비성(동기)이라고 하였다(Jazaieri et al., 2013). 이와 유사하게 Strauss 외(2016)의 연구에서는 연민은 1) 고통을 인식하는 것, 2) 인간 경험에서 고통의 보편성 이해 3) 고통받는 자에 대한 공감과 고통과의 연결(감정 공명) 4) 고통받는 사람에 열려있고 반응하는 것으로 생겨나는 불편한 감정(예: 스트레스, 분노, 두려움)을 수용하는 것, 그리고 5) 고통 완화를 위한 행동/행동 동기 부여를 포함하는 것으로 인지, 감정 및 행동 과정의 5가지 요소로 구성된다고 하였다. 이를 종합해 보면, 불교의 연민(karuṇā)과 서양의 ‘compassion’은 공통적으로 ‘고통에 기반하여 그 고통에 진실로 공감하고 그것을 제거하려는 이타적 행동’이며, 동시에 ‘함께 고통받는 것, 타인의 고통에 직면했을 때 생기는 따뜻한 감정과 그 고통을 덜어주고자 하는 강한 동기’라고 정의할 수 있다(윤선영, 2023). 즉, 연민은 인지, 정서와 행동을 모두 포함하는 개념으로 고통에 대한 알아차림과 자각을 통해, 모든 살아있는 생명들이 겪는 고통의 보편성을 인정하고 수용하며, 고통을 겪고 있는 대상에 대해 친절로 돌보는 행동이라고 정리할 수 있다. 따라서 본 논문에서는 이와 같은 내용을 토대로 ‘karuṇā’, 비(悲), ‘compassion’을 연민으로 표기하고자 한다.

자기연민(self-compassion)의 개념과 척도

Neff는 연민을 자기 자신에게 적용하여, 삶에서 고통이 일어날 때, 연민이 자기 자신 쪽으로 확장될 수 있다고 보고, 이것을 자기연민(self-compassion)이라 정의하였다. Neff(2003)에 따르면, 자기연민은 자기친절, 인간경험의 보편성, 마음챙김의 3가지 핵심 요인으로 이루어져 있다. 첫 번째 핵심요인인 자기친절은 개인적 결함과 불충분한 점들을 온화하고 이해심 있는 태도로 다루며, 자기 자신에게 사용되는 언어의 감정적 어조는 부드럽고 지지적인 것으로 나타난다. 두 번째 핵심요인인 인간경험의 보편성은 모든 사람이 실패하고, 실수하며, 어떤 면에서 부적절하다고 느끼는 것을 받아들이는 것을 의미한다. 일반적으로 사람들은 개인적인 결함을 느끼거나 어려운 시기를 경험할 수 있는데, 이때 인간경험의 보편성이라는 이성적인 사고 과정이 일어나는 것이 아니라 “왜 나인가?”라는 비이성적인 감각으로, 세상과의 강한 단절감을 경험한다. 그래서 자신이 실패하거나, 약점을 가지고 있거나, 어려움을 겪는 것은 다소 비정상적이라고 느낀다. 그러므로 인간경험의 보편성은 불완전성을 인간의 공통적인 경험의 일부로 보고, 자신의 단점이나 실수, 부족함 등을 광범위하고 포괄적인 관점에서 볼 수 있도록 하는 것이다. 이러한 인간경험의 보편성은 외적인 삶의 상황이 어려울 때 혹은 삶의 고통을 경험할 때, 회피하거나 맞서거나 무조건 참는 것으로 접근하기보다 우리 자신에게 평온함과 편안함을 제공할 수 있게 한다. 또한 우리가 고통을 경험할 때 다른 사람들과 단절되기 보다는 서로 연결되어 있다고 느끼게 한다. 자기 연민의 세 번째 핵심요인은 마음챙김이다.

마음챙김은 경험하고 있는 동안 경험하고 있는 것을 아는 것으로 순간에서 순간으로 이어지는 알아차림이다(Germer, 2009). 마음챙김은 자각의 흐름에 주목하면서 자각한 것을 판단하거나 해석하지 않고, 현재 순간 경험을 명확하고 균형 있게 인식하는 것이다. 이렇게 자기연민의 개념은 연민의 기본개념을 기반으로 핵심요인인 자기친절, 인간경험의 보편성, 마음챙김의 내용으로 정의된다. 그런데, Neff가 자기연민 척도개발 과정을 거치면서 핵심 3요인과 서로 상호작용하는 개념인 자기비난, 고립, 과잉동일시를 주요 요인으로 설명하게 되면서, 자기연민을 상관 6 요인으로 개념화하고 요인 구조를 제시하였다. 즉, 자기연민은 자신의 삶에서 고통이나 실패를 겪을 때, 또는 실수나 부족을 경험할 때 스스로를 가혹하게 자기비판(self-criticism)하기 보다 자신을 따뜻한 친절(self-kindness)로 대하는 것이며, 삶의 고통과 어려움을 자신만의 경험으로 분리(unconnected)시켜 스스로를 고립(isolation)시키는 것이 아니라 보다 큰 인간 경험의 일부(common humanity)로 지각하며, 고통스러운 감정과 생각에 집착하며 과잉동일시(over-identification)하는 것이 아니라 마음챙김(mindfulness)하는 자각을 유지하는 것으로 정의되었다. 그리고 이를 자기친절(self-kindness) 대 자기 판단(self-judgment), 인간경험의 보편성(common humanity) 대 고립(isolation), 그리고 마음챙김(mindfulness) 대 과잉동일시(over-identification)로 구분하였다. 더불어 자기친절과 자기비난은 고통과 실패에 대해 정서적으로 반응하는 방식이며, 인간경험의 보편성과 고립은 고통과 실패를 인지적으로 이해하는 방식이고, 마음챙김과 과잉동일시는 고통에 주의를 기울이는 방식으로서 서로 상호작용하는 주요 요소를 자기 연민의 핵심 3

요소와 연결시키고 있다(김혜인, 신효정, 2021).

그러나 핵심요인과 주요요인이라는 영역의 설명이 모호하고, 이를 반영하듯 자기연민 척도 타당화 연구들에서도 핵심 3 요인과 주요 3 요인이 서로 상이하다는 구조를 도출해냈다. 대표적으로 네덜란드와 독일에서 실시한 연구에서 López 외(2015) 그리고 Coroiu 외(2018)는 자기연민 척도가 긍정적 요인-자기친절, 보편적 인간성, 마음챙김-과 부정적 요인-자기판단, 고립, 과잉 동일시-의 2요인으로 이루어져 있음을 밝혀냈다. 부정적 요인은 반추, 신경증, 심리적 증상과 강한 상관성이 있었고, 긍정적 요인은 긍정적 정서와 상당히 강한 상관을 보였다. 이에 대해 López 외(2015)는 Neff가 개발한 자기연민 척도가 자기연민 하나의 요인만을 측정하는 것이 아니라, 자기연민(self-compassion)과 자기비판(self-criticism)이라는 두 가지의 다른 요인을 측정하는 것일 수 있다고 해석하였다. Costa 등(2016)의 연구에서도 6요인, 상위 1요인, 2요인 모형을 구성하여 비교 검증한 결과, 2요인 구조 모형이 가장 적합한 것으로 나타났다. Zeng 등(2016)의 연구에서도 3개의 부정적 요인(자기판단, 고립, 과잉 동일시)은 자기냉담이라는 잠재요인으로 묶였으며, 결과적으로 자기냉담, 자기친절, 보편적 인간성, 마음챙김으로 수렴되는 4요인 구조가 적합한 것으로 나타났다. Muris와 Petrocchi(2017)는 Neff의 척도가 ‘진정한’ 자기연민의 세 가지 핵심요소가 아닌 자기비난, 고립, 과잉동일시의 상대요소를 평가함으로써 자기연민척도 타당성에 문제가 있을 수 있음을 주장하였다. 또한 자기비난, 고립, 과잉동일시를 역채점하여 합산함으로써 정리병리와 더 강한 관련성이 있는 것처럼 과장될 수 있다고 지적하면서, 자기연민을 측정하는 데 있

어서 비연민적 행동을 측정하지 말고 연민적 행동을 나타내는 항목만 포함해야 한다고 제안하였다.

변안 타당화 된 한국형 자기자비 척도의 구조

Neff의 자기연민척도는 우리나라에서도 2008년부터 2019년 사이에 8번에 걸쳐 타당화되었다. 아동, 대학생, 일반성인을 대상으로 하여 한국판으로 타당화된 척도는 Neff의 주장에 따라(Neff, 2003) 6요인 상관 모형으로 증명되기도 하고(김경의 외, 2008; 이우경, 이경민, 2010; 구도연, 정민철, 2016), Neff의 주장과는 다르게 2요인, 3요인, 4요인 등 다양한 구조로 타당화 검증이 되었다(박한솔, 김은하, 2019; 신나영 2018; 진현정, 이기학, 2009). 한국판으로 타당화 된 8편의 연구 중에 대학생 이상의 성인 대상으로 한 6편의 연구를 표 1에 제시하였다.

먼저, 2008년부터 2016년까지의 초기 연구들에서 한국형 자기자비 척도는 대부분은 6요인 상관모형을 지지하였다. 6요인 상관모형을 지지한 연구는 우리나라에서 가장 먼저 Neff의 척도를 타당화 한 김경의 외(2008)의 대학생 대상의 한국판 자기-자비 척도, 이우경과 이경민(2010)의 여성 대상의 한국판 자기자비 척도, 구도연과 정민철(2016)의 성인 대상의 한국판 자기자비 척도이다. 김경의 외(2008)는 자비(慈悲)를 대상을 한없이 사랑하는 마음과 가없이 여기는 마음을 합하여 이르는 말로 설명하면서, Compassion을 자비와 동일한 개념으로 여기고 Self-Compassion을 자기-자비로 변안하였다. 그리고, 자기친절, 자기비난, 보편적 인간 경험, 고립, 마음챙김, 과잉동일시의 6요인 수렴된 상관모형을 최종모형으로 제시하면서 일

표 1. 한국판 자기자비 척도 변안 타당화

| 연구자 | 발표년도 | 연구대상 | 모형검증 종류 | 최종모형 |
|------------|------|----------------|--|-------------------|
| 김경의 외 | 2008 | 대학생 | 3요인 상관 모형, 6요인 상관 모형, 1-second-order 모형 | 수정된 6요인 상관 모형 |
| 진현정 이기학 | 2009 | 대학생 | 1요인 모형, 3요인 상관 모형, 6요인 상관 모형, 3-second-order 모형(상위3-하위6요인) | 3-second-order 모형 |
| 이우경 이경민 | 2010 | 성인 여성 | 3요인 상관 모형, 6요인 상관 모형, 1-second-order 모형 | 6요인 상관 모형 |
| 구도연 정민철 | 2016 | 성인 (18-79세) | 2요인 상관 모형, 3요인 상관 모형, 6요인 상관 모형 | 수정된 6요인 상관 모형 |
| 신나영 | 2018 | 대학생 | 1요인 모형, 6요인 상관 모형, 1-second-order 모 형, 2요인 상관 모형, 4요인 상관 모형, 1-bifactor 모형, 4-bifactor 모형, 2-bifactor 모형 | 4-bifactor 모형 |
| 박한솔 김은하 | 2019 | 대학생 | 1요인 모형, 2요인 상관 모형, 3요인 상관 모형, 6요인 상관 모형, 1-second-order 모형, 2-second-order 모형, 1-bifactor 모형, 2-bifactor 모형 | 2-second-order 모형 |

차특질로 타당화하였다. 이우경과 이경민(2010)은 Neff(2003)의 척도를 35~55세 사이의 성인 여성으로 제한하여 타당화하였고, 최종적으로 6요인 상관모형이 가장 적합한 모형이라고 하였다. 구도연과 정민철(2016)의 연구 또한 수정된 6요인 상관모형을 가장 적합한 최종모형으로 제시하였다. 더불어 2요인 상관모형의 적합도 지수가 6요인 상관모형 만큼 좋은 적합성을 보여 자기자비 척도의 2요인 구조 가능성을 완전히 배제하기는 어렵다고 밝혔다. 또한 선행연구들과 유사하게 자비자비 척도의 하위요인 간 상관성이 일치하지 않고, 요인부하량이 낮은 문항들이 있음을 지적하면서, 이러한 문제가 요인들이 다른 차원의 개념이기 때문인지, 변안의 차이에 의한 것인지에 대한 추가연구가 필요하다고 제안하였다. 이들 연구가 6요인 상관모형이 검증된 연구이더라도

이 중 두 연구는 수정된 6요인 상관모형으로 확인되면서 문항의 타당성이 지적되었다. 특히 구도연, 정민철(2016)은 부정요인인 자기판단이나 고립, 과잉동일시에 대한 문항들이 명확하게 구분되지 않음을 확인하면서, 자기자비가 긍정요인과 부정요인으로 나뉘는 것이 적절할 수 있다고 하여, 2요인 상관모형의 적합성이 고려되어야 한다고 제시하였다. 그 후 2018년부터는 자기자비의 긍정요인과 부정요인의 구별되어야 한다는 결과들이 확인되었다. 신나영(2018)의 연구에서는 확인적 요인분석을 통해 8개의 모형을 비교 검증 한 결과 긍정적 요인들인 자기친절, 보편적 인간성, 마음챙김은 3개의 개별적인 요인으로 구성되는 반면, 부정적인 요인들은 ‘자기냉담’요인으로 수렴된다고 밝히며 4요인 확장 bifactor 모형을 지지하였다. 박한솔과 김은하(2019)는 자기자비와

자기냉담으로 이루어진 2-second-order 모형을 지지하면서, 자기자비의 긍정적 요인과 부정적 요인은 독립적으로 구분해야 할 필요가 있다고 밝혔다. 이에 따라 Neff의 한국판 자기자비척도를 사용할 때 자기자비와 자기냉담을 구분하여 사용해야 하며, 하위요인을 사용하고 싶을 때는 6 요인을 각각 사용하는 것이 좋다고 제안하였다. 이러한 신나영(2018)과 박한솔, 김은하(2019)의 결과는 통계적으로는 요인구조가 확인되었으나 Neff의 자기연민의 이론적 체계와는 부합되지 않는 측면이 있다. Neff는 이론적으로 자기판단, 고립, 과잉동일시를 인간이 고통을 겪을 때 반응하는 위협 방어체계(threat-defense system)의 작동으로 설명하고 있어, ‘자기냉담’의 하나의 요인으로 묶어낼 때, 그 내용적 의미가 무엇인지 이론화하여 밝힐 필요가 있어 보인다. 자기냉담은 자신에게 차갑게 대하는 태도로 이해될 수 있으므로 자기판단을 포함할지 모르나, 자신을 고립시키는 고립의 개념이나, 어떠한 것에 자신을 과도하게 함몰시키고 집착하게되는 과잉동일시의 개념과는 부합된다고 보기 어렵다. 따라서 자기자비 척도안에서 자기냉담이라는 요인의 개념을 이론적으로 설명하는 데 한계가 있으며, 명명이 적절한지에 대한 추후 연구가 필요하다고 보여진다. 결과적으로는 신나영(2016)과 박한솔, 김은하(2019)의 연구는 자기자비의 부정적 측면인 자기판단, 고립, 과잉동일시를 하나의 부정요인으로 검증하면서 자기자비의 긍정적인 요인과 부정적인 요인이 구별되어야 한다는 것을 제시하였다. 한편, 다른 연구결과로 3요인 상관모형을 검증한 연구도 있었다. 진현정과 이기학(2009)은 대학생 대상으로 Neff(2003)의 척도를 번안 타당화하였다. 이들의 연구에서는 자기친절-자기비난, 보편적

인간경험-고립, 마음챙김-과잉동일시로 묶인 3요인 상관모형을 가장 적합한 모형으로 밝혔다. 그러나 각 3개 요인의 명칭을 자기친절-자기비난, 보편적 인간경험-고립, 마음챙김-과잉동일시로 명명하며, 두 요인의 개념을 통합한 하나의 요인으로 개념화하지 못하였다. Neff(2003)는 6요인을 주장하면서 자기판단 수준이 낮은 것이 자기친절 수준이 높다는 것을 의미하는 것이 아니며, 보편적 인간성과 마음챙김 수준이 낮다고 해서 고립과 과잉동일시 수준이 높은 것을 필히 의미하는 것은 아니기 때문에 3요인은 적합하지 않다고 하였다. 이렇게 볼 때 진현정과 이기학(2009)의 연구는 Neff의 6요인 이론을 벗어난 결과이며 여러 학자들이 제시한 2요인 이론과도 불일치 하는 결과라고 할 수 있다. 정리해 보면, 우리나라의 자기자비 척도 타당화 연구에서는 6요인 상관모형과 긍정요인과 부정요인을 구분한 2요인 또는 4요인 상관모형이 주요한 자기자비의 요인구조로 나타났으며, 3요인 상관모형의 연구결과도 검증되었음을 확인해 볼 수 있었다.

한국형 자기연민 척도의 개발

본 연구에서는 Neff 척도의 타당화과정에서 나타난 문제제기에 따른 Muris와 Petrocchi (2017)의 제안과 본 연구자가 검토한 우리나라 척도 타당화 연구에서 나타난 한계점을 토대로 한국형 자기연민 척도를 개발하고 타당화하고자 하였다. 한계점을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 앞서 기술한 바와 같이, 자비(loving-kindness & compassion)와 연민(compassion)이 다른 개념임에도 불구하고 우리나라에서 자기연민척도(self-compassion)가 자기자비척도로

번안됨으로써 개념적으로 불분명한 용어로 사용되고 있어 연계성 있는 연구의 흐름을 방해하고 연구자 및 실무자간 혼란을 일으키고 있다. 따라서 본 연구에서는 자기연민에 대한 개념을 명확히 하고, 연민(compassion)의 온전한 개념을 사용하여 한국형 자기연민 척도를 개발하고자 하였다. 본 연구에서는 자기연민이란 자신의 고통에 대한 알아차림과 자각을 통해, 모든 인간(살아있는 생명들이 겪는 고통의 보편성을 인정하고 수용하며, 고통을 겪고 있는 자신에 대해 친절로 돌보는 행동이라고 정의하였다. 둘째, 최근의 연구들은 Neff 척도의 6요인을 기초로 하여 긍정과 부정의 2요인 상관모형이 적합할 수 있다는 논쟁이 진행되어오고 있다. 자기자비 척도를 2요인 상관모형으로 주장하는 몇 개의 선행연구에서는 자기자비(self-compassion)와 자기비판(self-criticism)으로 명명하거나 자기자비의 긍정적 요인과 부정적 요인 혹은 자기자비(self-compassion)와 자기냉담(self-coldness)이라고 명명되어야 한다는 결과들을 보여주었다(박한솔, 김은하, 2019; 신나영, 2018; Coroiu et al., 2018; López et al., 2015). 그러나 자기비판이나 자기냉담의 요인을 자기자비 척도의 하위요인으로 분류한 연구들은 통계적으로는 요인을 분류해 냈으나, 분류해 낸 부정적 요인을 자기자비의 개념에 통합하여 이론에 맞게 설명해 내고 있지 않아서, 자기자비의 부정적 요인들이 자기자비의 개념에 포함되어야 하는 것인지가 여전히 모호하다. 따라서 본 연구에서는 이에 따른 문제점을 제기하면서 자기연민을 측정하는 데 있어서 비연민적 행동을 측정하지 말고 연민적 행동을 나타내는 항목만 포함해야 한다고 했던 Muris와 Petrocchi(2017)의 제언에 따라 순수한 자기연민의 개념을 포함하는 세 가지 핵

심 요인인 고통에 대한 알아차림, 고통의 보편성에 대한 인정과 수용, 고통의 순간에 자기 친절의 돌보는 행동을 자기연민의 구성요인으로 상정하고 척도 문항을 개발하고자 하였다. 특히 선행연구들에서 여러 가지 요인에 걸쳐 부하되는 문항들을 점검하고 요인의 영역 특성을 명확하게 반영하는 문항을 구성하고자 하였다. 셋째, Neff의 척도 중 마음챙김 하위요인과 관련한 문항을 살펴보면, 고통에 대해 균형잡힌 시각을 갖는 것과 평정심을 갖는 것에 초점을 두고 있다. 구체적인 문항들은 ‘나는 무언가가 나를 화나게 할 때, 감정을 조절하려고 노력한다’ ‘나는 어떤 고통스러운 일이 생겼을 때, 그 상황을 균형 잡힌 시각으로 보려고 노력한다’ ‘나는 나에게 중요한 어떤 일에서 실패하면, 그 상황을 전체적인 시각으로 보려고 노력한다’ ‘나는 내가 우울할 때, 호기심과 열린 마음을 갖고 내 감정에 다가가려고 노력한다’로 구성되어 있다. 그러나 마음챙김의 개념은 “현재 순간에 의도적으로 그리고 순간순간 일어나는 경험의 전개에 비판단적으로 주의를 기울임으로써 일어나는 알아차림(Kabat-Zinn, 2003)”을 의미하는 것으로, 지금 이 순간 바로 이곳에서 나타나고 있는 경험이 유쾌하거나 불쾌하거나 상관없이 오직 그 경험에 대한 호기심과 관심을 갖고 열린 마음자세로 깨어서 살펴보는 것. 즉, 지금(今), 이곳(處)에 일어나고 있는 경험에 대해 깨어있는 마음(心)으로 바라보는(觀)것을 말한다(장현갑, 2011; 정준영, 박성현, 2010). 균형잡힌 시각이나 평정심은 마음챙김 자체라기보다 마음챙김의 결과로 나타나는 것이기에 마음챙김 자체를 측정하는 것이라 볼 수 없다. 따라서 본 연구에서는 마음챙김의 핵심개념을 적용하여, 고통의 순간에 일어나는 경험들을 비판단

적인 태도로 알아차리는 내용으로 문항을 구성하고자 하였다.

따라서 본 연구에서는 위의 3가지 한계점과 필요성을 토대로 한국형 자기연민 척도의 문항을 개발하고, 타당화하는 것을 목적으로 하였다. 먼저 자기연민의 정의는 인지, 정서와 행동을 모두 포함하는 개념으로 ‘고통에 대한 알아차림과 자각을 통해, 모든 인간이 겪는 고통의 보편성을 인정하고 수용하며, 고통을 겪고 있는 대상인 자신에 대해 친절로 돌보는 행동’이라고 간명하게 하였다. 이러한 정의를 토대로, Neff(2003)가 제시한 자기연민의 핵심 3요인을 가정하고, 자기연민의 개념 안에 포함되지 않는 부정적인 요인은 제외한 것으로 문항을 개발하여 척도를 타당화 하였다.

연구 1. 자기연민 척도 개발

연구 1에서는 선행연구 및 저서 등을 토대로 하여 자기연민 척도를 개발하였다. Neff (2003) 및 Muris와 Petrocchi(2017)의 제안을 바탕으로 자기연민을 3요인으로 가정하였다. 첫 번째 요인은 ‘고통에 대한 알아차림’으로, 고통스럽거나 힘들 때 고통을 알아차리고 바라보는 것을 의미한다. 두 번째는 ‘고통의 순간에 자기친절의 돌보는 행동’으로 고통스럽거나 힘들 때 자신을 따뜻하고 친절하게 대하는 지를 나타낸다. 세 번째 요인은 ‘고통의 보편성에 대한 인정과 수용’으로 고통이 나에게만 일어나는 것이 아니라 모든 인간에게 공통으로 나타나는 것임을 인식하고 수용하는 것을 의미한다.

자기연민 선행 연구 및 저서, 관련 척도를 바탕으로 문항을 수집하였고, 마음챙김 자기

연민 프로그램 지도자이면서 상담전공 교수인 2인이 52항의 예비 문항을 구성하였다. 내용 타당도 검증은 2차에 걸쳐 이루어졌다. 1차는 마음챙김 자기연민 프로그램 지도자 8명 및 자기연민 연구를 진행해온 교수 7명으로 이루어진 총 15명의 전문가 집단에게 자기연민 구성개념과의 관련성, 하위요인과의 관련성, 문항 내용의 정확성, 응답의 용이성 등에 대하여 평정하게 하였다. 각 문항에 대한 평정은 5점 리커트(Likert) 척도(전혀 적합하지 않음 1점 - 매우 적합함 5점)를 이용하였으며, 내용 타당도 지수(Content Validity Index, CVI)를 산출하여 .80을 초과하는 문항만을 선택하였다. 평정 결과, 부정형 문항(나를 질책한다, 나를 친절하게 대하지 않는다) 및 유사한 내용을 측정하는 문항(나를 지지적으로 대한다, 내 상태가 어떠한지 알아차리려고 한다) 등 총 30문항을 삭제하였다. 또한 “고통을 겪고 있거나 마음이 아플 때, 스트레스를 겪고 있을 때, 실 패했거나 부족하다고 느낄 때 나는”이라는 공통지시문을 주고 개별 문항을 제시하는 방식(나자신을 따뜻하게 대한다)이 응답의 혼란을 초래한다는 다수의 의견을 반영하여, 지시문을 개별 문항에 포함시키는 방식(고통을 겪고 있을 때, 나 자신을 따뜻하게 대한다)으로 문항을 수정하였다. 2차 검증은 마음챙김 자기연민 프로그램 지도자이면서 자기연민 연구를 진행해 온 교수 및 박사 3명을 대상으로 심층 인터뷰를 통해 내용타당도 평정 및 문항 각각에 대한 피드백을 받았다. 공통지시문을 개별 문항에 포함시키는 방식으로 수정한 문항에 대한 피드백을 통해 문항을 점검받았으며, ‘고통을 겪고 있을 때, 이는 모든 사람이 겪는 인생의 한 부분이라고 여긴다’를 ‘고통을 겪고 있을 때, 고통은 모든 사람이 겪는 인생의 한

부분이라고 여긴다'처럼, 의미가 불분명하다고 여겨지는 문항을 수정 보완하였다. 이러한 과정을 통해 총 22문항으로 구성된 최종 예비 문항을 선정하였다. 22문항을 대상으로 문항의 적합성을 알아보기 위한 문항 분석을 실시하고, 탐색적 요인분석을 실시하여 자기연민 척도의 요인구조를 파악하였다.

방 법

연구 대상

서울, 경기 지역에 거주하는 20대 이상의 성인을 대상으로 설문지를 실시하였다. 학교, 회사, 모임 등을 통하여 온라인 및 모바일 설문 조사를 실시하여 225부를 회수하였으며, 회수된 설문지 중 불성실한 응답 및 결측치가 있는 자료를 뺀 220명의 자료를 분석에 사용하였다. 참여자의 연령분포는 20대 51명(23.2%), 30대 50명(22.7%), 40대 66명(30.0%), 50대 45명(20.5%), 60대 이상 8명(3.6%)이었으며, 남성은 66명(30.0%), 여성은 154명(70.0%)이었다.

연구 도구 및 분석 방법

문항 개발 과정을 통해 나타난 22개의 자기연민 예비 문항을 사용하였다. 문항의 변별도, 문항 간의 상관 정도, 신뢰도를 해치는 문항이 있는지를 검토하기 위해 문항 분석을 실시하였다. 평균과 표준 편차를 확인하여 변별도를 고려하였고, 문항-총점간 상관 계수와 각 문항 제거 시의 신뢰도 점수를 통해 문항의 적절성과 필요 여부를 검토하였다. 요인구조를 확인하기 위해 SPSS 18.0과 Jamovi 1.3.13을

사용하여 탐색적 요인분석, 평행선 분석을 실시하였다. 요인추출 방법으로 최대우도법(Maximum Likelihood Method)을 사용하였으며, 하위요인들이 서로 유의미한 상관이 있을 것이라고 가정하여 사각회전 방법(oblimin)을 사용하였다. 유효요인의 수를 결정하기 위하여 고유치(Eigenvalue)와 스크리(scree)도표, 평행선 분석을 적용하였고, 적합도 지수, 해석 가능성 등을 고려하였다. 마지막으로 요인부하량, 내용 분석을 통해 각 요인의 명칭과 최종 문항을 선정하였다.

결 과

문항의 변별도를 검토하기 위해 각 문항의 평균과 표준편차를 알아보았다. 평균의 경우 1.7미만 4.3초과(송보라, 이기학, 2010), 표준편차 .15미만(Meir & Gati, 1981)인 경우 변별력을 떨어뜨리기 때문에 수정 또는 삭제할 필요가 있다. 분석 결과, 각 문항의 평균은 2.98~4.06, 표준편차는 0.74~0.98에 분포하여 변별력을 떨어뜨리는 문항은 없는 것으로 나타났다. 정규성을 확인하기 위해 왜도와 첨도의 값을 살펴본 결과, 왜도는 -.93~.13, 첨도는 -.96~1.46에 분포하였다. 이는 Curran 등(1996)가 제시한 이상 기준(왜도 절대값 2이상, 첨도 절대값 7 이상)보다 적은 수치로 정규성을 위반하지 않는 것으로 나타났다. 문항-총점간 상관 계수와 각 문항 제거 시의 신뢰도 점수를 살펴본 결과, 필요 없는 문항은 없는 것으로 확인되었다. 따라서 전체 22문항을 대상으로 탐색적 요인분석을 실시하였다.

분석결과, KMO(Kaiser-Meyer-Olkin)값은 .923으로 일반적 기준치인 .80이상이었으며, Bartlett

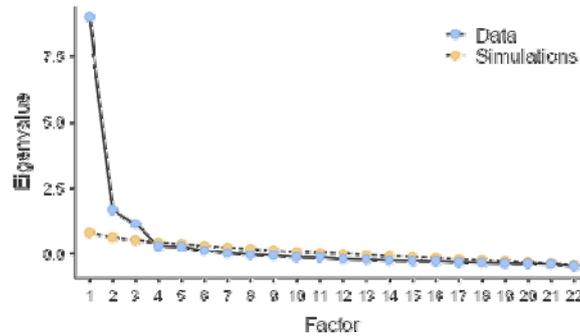


그림 1. 평행선 분석 결과 (22문항)

표 2. 요인 적합도의 통계적 검증 (22문항 대상)

| 요인모형 | χ^2 | df | p | RMSEA (90% CI) |
|------|----------|-----|------|------------------|
| 1요인 | 1129.363 | 209 | .000 | .141 (.134~.150) |
| 2요인 | 679.685 | 188 | .000 | .109 (.100~.118) |
| 3요인 | 381.114 | 168 | .000 | .076 (.066~.086) |

의 구형성 검증 결과($\chi^2 = 3054.054, p < .001$) 또한 유의미하게 나와 본 자료가 요인분석을 하기에 적합한 자료임을 확인하였다. 다음으로 유효요인의 수를 결정하기 위해 고유치, 스크리 도표, 평행선 분석 결과를 살펴보았다. 요인 수를 지정하지 않고, 최대도법과 사각회전 방법을 사용하여 요인분석을 실시한 결과, 고유치가 1보다 큰 요인은 4개로 나타났다. 그러나, 고유치 1을 기준으로 요인의 수를 결정할 경우 요인의 수가 과대 혹은 과소 추출됨을 경고하고 있기에(O'Connor, 2000; Velicer & Jackson, 1990), 스크리 도표를 살펴본 결과, 4번째 요인 이후부터 평평한 기울기를 보여 3요인이 적합한 것으로 나타났다. 평행선 분석 결과에서도 표본자료의 고유치가 무선자료의 고유치보다 큰 것이 3요인으로 나타났으며, 적합도 검증 결과 RMSEA .08 이하를 기준으로 보았을 때 3요인부터 적합한 것으로 나타

났다. 평행선 분석 결과 및 적합도 검증 결과는 그림 1, 표 2와 같다. 해석 가능성 또한 요인 수의 결정에 있어 주요한 고려사항인데(이순목, 1994), 3요인의 경우 연구자가 잠정적으로 가정한 요인과도 잘 부합하는 것으로 확인되었다. 하위요인과 문항들의 해석 가능성, 변별성, 내적 일관성 등을 기준으로 살펴보았을 때 3요인이 가장 적합한 것으로 판단하여, 이후부터는 3요인으로 지정하여 요인분석을 실시하였다.

각 요인에 해당하는 문항을 선정하기 위하여, 집중타당성을 위해 문항의 요인 부하량이 .50이상이면서, 변별타당도를 위해 다른 요인에 .30이상 중복하여 적재되지 않고, 교차 요인 부하량이 .10이상 차이나는 문항을 추출하였다. 또한 요인의 내용, 문항들의 신뢰도, 동질성 및 차별성을 기준으로(Reise et al., 2000), 요인 내에서 보다 일치된 내용을 측정하는 문

항을 선정하였고, 문항-하위요인 총점간 상관, 문항-자기연민 총점간 상관 등을 최종 문항 선정 과정에 고려하여, 총 15문항의 자기연민 척도를 구성하였다. 구성된 자기연민 척도를

표 3. 자기 연민 척도 문항의 탐색적 요인분석 결과

| 해당 요인 | 문항내용 | 패턴행렬 | | | 공통분 | 내적 합치도 |
|--------------------------------|------|---|--------|--------|-------|-----------|
| | | 1 | 2 | 3 | | |
| 고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄 | 1 | 힘겨운 상황 속에서 나 자신을 친절하게 대한다 | .898 | .044 | .058 | .819 |
| | 14 | 고통을 겪고 있을 때, 나 자신을 따뜻하게 대한다 | .828 | .028 | .017 | .674 |
| | 8 | 힘겨운 상황 속에서 나 자신을 지지하고 격려한다 | .734 | -.150 | -.012 | .677 |
| | 10 | 내가 실패했을 때, 나 자신에게 너그럽게 대한다 | .729 | -.008 | -.004 | .535 |
| | 12 | 실패했거나 부족하다고 느낄 때, 나 자신을 진정시키고 위로한다 | .688 | -.036 | .035 | .531 |
| 고통의 보편성에 대한 인식과 수용 | 2 | 고통을 겪을 때, 삶 속에서 어려움을 겪으며 살아 가는 것은 누구나 마찬가지라고 생각한다 | -.023 | -.882 | .038 | .789 |
| | 15 | 고통을 겪을 때, 고통이란 누구나 겪을 수 있는 일이라고 여긴다 | -.021 | -.854 | .000 | .751 |
| | 4 | 고통을 겪고 있을 때, 고통은 모든 사람이 겪는 인생의 한 부분이라고 여긴다 | -.010 | -.757 | .027 | .584 |
| | 6 | 삶의 어려움은 인간으로서 누구나 겪는 공통적인 경험이다 | -.022 | -.733 | .044 | .551 |
| | 11 | 고통을 겪을 때, 나만 이런 어려움을 겪는 것이 아니라고 여긴다 | .046 | -.728 | -.071 | .522 |
| 고통에 대한 마음챙김 | 3 | 고통을 겪고 있을 때, 어떠한 생각들이 오고가는지 가만히 지켜본다 | -.202 | -.016 | .932 | .719 |
| | 7 | 마음이 아플 때, 힘든 감정을 회피하지 않고 가만히 지켜본다 | .130 | .068 | .737 | .607 |
| | 13 | 내가 실패했을 때, 어떠한 감정이 올라오든 있는 그대로 지켜본다 | .069 | -.023 | .636 | .473 |
| | 5 | 고통을 겪고 있을 때, 내 마음이 어떠한지 알아차린다 | .154 | -.091 | .548 | .487 |
| | 9 | 고통을 겪고 있을 때, 생각과 감정을 한발 물러서서 분명하게 본다 | .167 | -.093 | .529 | .476 |
| 고유값 | | 6.637 | 1.341 | 1.217 | | |
| 설명변량 (%) | | 44.245 | 8.941 | 8.116 | | .918 |
| 누적변량 (%) | | 44.245 | 53.186 | 61.303 | | |

표 4. 자기연민척도의 하위요인간 상관계수

| | 자기연민 (전체) | 1 | 2 |
|-----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 1. 고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄 | .84 ^{***} | | |
| 2. 고통의 보편성에 대한 인식과 수용 | .82 ^{***} | .54 ^{***} | |
| 3. 고통에 대한 마음챙김 | .80 ^{***} | .55 ^{***} | .49 ^{***} |

주. *** $p < .001$

다시 탐색적 요인분석을 실시한 결과, 고유치, 스크리 도표, 요인 부하량의 크기 등 모든 측면에서 3요인 구조가 적합하다는 것을 확인할 수 있었다. 그리고 3요인은 총 변량의 61.3%를 설명하였다. 요인별 문항과 요인부하량, 고유치 등은 표 3에 제시하였다.

요인 1의 문항들은 고통을 겪고 있는 나에 대하여 정서적으로 지지하고 돌보는 행위와 관련된 문항들로 이루어져 있어 ‘고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄’으로 명명하였다. 5문항이며, 모든 문항이 .688이상의 높은 요인 부하량을 보이고 있다. 전체 변량의 44.2%를 설명하였고, 내적 합치도는 .898로 만족할만한 수준이었다. 요인 2의 문항들은 모두가 고통을 겪고 있다는 고통의 보편성에 대하여 인식하고 수용하는 내용들로 이루어져 있어, ‘고통의 보편성에 대한 인식과 수용’이라 명명하였다. 5문항으로, .728 이상의 높은 요인 부하량을 보이고 있다. 전체 변량의 8.9%를 설명하며 내적 합치도는 .895로 만족할만한 수준이었다. 요인 3의 문항들은 고통을 겪고 있을 때 그러한 고통을 알아차리고 지켜보는 내용들로 이루어져 있어 ‘고통에 대한 마음챙김’이라고 명명하였다. 5문항이며, 모든 문항이 .529 이상의 요인 부하량을 보였다. 전체 변량의 8.1%를 설명하며, 내적 합치도 역시 .845로 만족할 만한 수준이었다. 하위요인간 상관계수는 표 4

에 제시하였다. 3개의 하위요인은 자기연민과 높은 정적상관($r = .80 \sim .84, p < .001$)을 보였으며, 하위요인들간 상관도 .49에서 .55($p < .001$)로 대체로 높은 정적 상관을 나타냈다.

연구 2. 자기연민 척도의 타당화

연구 2에서는 자기연민 척도에 대한 타당화 분석을 실시하였다. 연구 1과는 다른 피험자 집단을 대상으로 확인적 요인분석을 실시하여 요인구조의 적합성과 구성 타당도를 확인하였다. 수렴타당도를 확인하기 위해 마음챙김 척도, 자기자비 척도와 상관을 분석을 실시하였고, 준거타당도를 위해 자존감 척도, 삶의 만족 척도, DAS 척도와 상관을 분석을 실시하였다. 자기연민과 자존감 모두 심리적 안녕감과 강력히 연관되지만, 자존감이 자기가치에 대한 긍정적인 평가인 반면 자기연민에는 어떠한 판단이나 평가도 존재하지 않는다(Germer & Neff, 2023). 자기연민은 자존감과 상관이 높으며, Neff(2003)는 자기연민과 자존감은 특히 혼동하기 쉽기에 이들을 잘 구별해야한다고 하였다. 따라서 자기연민이 자존감과 구별되는 구성개념이며, 삶의 만족에 대해 추가적인 설명을 제공하는지 확인하기 위해 자기자비를 통제변인으로 두고 자기연민의 증분타당도를

검증하였다. 마지막으로, 자기연민이 성별, 연령별로 차이가 있는지 차이검증을 실시하였다.

방 법

연구 대상

연구 대상은 서울 경기 지역에 거주하는 20대 이상의 일반 성인들로, 설문 조사는 100만 이상의 패널을 보유하고 있는 국내 서베이 전문업체 ‘엠브레인(EMBRAIN)’리서치사를 통해 온라인으로 실시되었다. 엠브레인 리서치는 이메일을 통해 대상자에게 설문을 발송하였고, 설문 참여자는 설문에 응답하는 데 약 20분이 소요되었다. 분석에는 설문에 응답한 총 453명의 자료를 사용하였다. 연구참여자의 연령 분포는 20대 89명(19.6%), 30대 90명(19.9%), 40대 91명(20.1%), 50대 92명(20.3%), 60대 91명(20.1%)이었으며, 남성은 222명(49.0%), 여성은 231명(51.0%)이었다.

연구 도구

자기연민 척도(Korean Self Compassion Scale, KSCS)

연구 1을 통해 개발한 자기연민척도는 고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄(예, 힘겨운 상황 속에서 나 자신을 친절하게 대한다), 고통의 보편성에 대한 인식과 수용(예, 고통을 겪을 때 삶 속에서 어려움을 겪으며 살아가는 것은 누구나 마찬가지라고 생각한다), 고통에 대한 마음챙김(예, 고통을 겪고 있을 때 어떠한 생각들이 오고가는지 가만히 지켜본다)의 3요인, 15문항으로 이루어져 있다. 5점 Likert식 척도

로 “전혀 그렇지 않다(1점)”에서 “매우 그렇다(5점)”로 응답하도록 되어있으며, 각 요인의 점수가 높을수록 그 요인의 특성이 잘 나타나고 있음을 의미한다. 본 연구에서 나타난 전체 신뢰도(Cronbach’s α)는 .91이며, 고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄 .87, 고통의 보편성에 대한 인식과 수용 .86, 고통에 대한 마음챙김 .76으로 나타났다.

자기자비 척도(Self Compassion Scale, K-SCS)

자기자비를 측정하기 위해 Neff(2003)가 개발한 SCS(Self Compassion Scale, SCS)를 김경의 등(2008)이 번안 및 타당화한 한국판 자기자비 척도(K-SCS)를 사용하였다. 이 척도는 자기친절(예, 나는 정말로 힘든 시기를 겪을 때 내게 필요한 돌봄과 부드러움으로 나를 대한다)과 자기판단(예, 나는 정말로 힘들 때는 나 자신을 더욱 모질게 대하는 경향이 있다), 보편적 인간성(예, 나는 내가 겪은 실패들에 대해서 사람이라면 누구나 겪을 수 있는 일로 보려고 노력한다)과 고립(예, 나는 내 부족한 점을 생각하면, 세상과 단절되고 동떨어진 기분이 든다), 마음챙김(예, 나는 뭔가 고통스러운 일이 생기면, 그 상황에 대해 균형 잡힌 시각을 가지려고 노력한다)과 과잉동일시(예, 나는 나에게 중요한 어떤 일에서 실패를 하면, 내 능력이 부족하다는 느낌에 사로잡힌다)의 6개 하위요인으로 이루어져 있다. 총 26문항이며, 5점 Likert식 척도로 “전혀 그렇지 않다(1점)”에서 “매우 그렇다(5점)”로 응답하도록 되어있다. 자기판단, 고립, 과잉동일시는 역채점하며, 각각의 하위요인 점수를 모두 합하여 점수가 높을수록 자기자비 수준이 높은 것으로 본다. Neff(2003)의 연구에서 신뢰도(Cronbach’s α)는

.92였고, 김경의 등(2008)의 연구에서는 .87로 나타났으며, 하위요인의 신뢰도는 자기친절 .74, 자기비난 .77, 보편적 인간성 .71, 고립 .81, 마음챙김 .78, 과잉동일시 .66이었다. 본 연구에서는 자기친절 .80, 자기비난 .85, 보편적 인간성 .77, 고립 .81, 마음챙김 .79, 과잉동일시 .79, 전체 .82로 나타났다

마음챙김 척도(Mindfulness Scale: MS)

마음챙김을 측정하기 위해 박성현(2006)이 개발하여 타당화한 척도를 사용하였다. 현재 자각(예, 나는 순간순간 내 기분의 변화를 잘 알아차리지 못한다), 주의집중(예, 한 가지 과제나 일에 정신을 집중하기가 어렵다), 비판단적 수용(예, 어떤 감정을 느낄 때, 내가 가져서는 안 되는 감정이라고 판단하는 경향이 있다), 탈중심적 주의(예, 고민을 털어버리지 못하고 계속 집착한다)의 4개 하위요인으로 이루어져 있다. 총 20문항, 5점 Likert형 척도로 “전혀 그렇지 않다(1점)”에서 “매우 그렇다(5점)”로 구성되어 있으며, 모든 문항을 역채점한 후 점수가 높을수록 마음챙김을 잘하는 것을 의미한다. 박성현(2006)의 연구에서 전체 신뢰도(Cronbach’s α)는 .88이었으며, 하위요인은 .75에서 .83으로 나타났다. 본 연구에서는 현재자각 .88, 주의집중 .85, 비판단적 수용 .88, 탈중심주의 .90이었으며, 전체 신뢰도(Cronbach’s α)는 .95로 나타났다.

자기존중감 척도(Rosenberg Self-Esteem Scale: K-RSES)

자기존중감을 측정하기 위해 Rosenberg(1965)가 개발한 척도를 한기백(2013)이 번안 및 타당화한 한국형 Rosenberg 자기존중감 척도(K-RSES)를 사용하였다. 자신을 가치롭고 능력

있는 존재로 지각하는 정도를 측정(예, 나는 나 자신에 대해 긍정적인 태도를 가지고 있다)하며, 4점 Likert형 척도로 “전혀 그렇지 않다(1점)”에서 “매우 그렇다(4점)”의 10문항으로 구성되어 있다. 점수가 높을수록 자신에 대한 높은 존중감을 나타낸다. 한기백(2013)의 연구에서 신뢰도(Cronbach’s α)는 .89로 나타났으며, 본 연구에서는 .85로 나타났다.

삶의 만족 척도(The Satisfaction With Life Scale, SWLS)

삶의 만족도를 측정하기 위해 Diener 등(1985)이 개발하였으며 이은경(2005)이 번안 타당화한 척도를 사용하였다. 7점 Likert형 척도로 “전혀 그렇지 않다(1점)”에서 “매우 그렇다(7점)”의 5문항(예, 나는 나의 삶에 만족한다)으로 구성되어 있다. 점수가 높을수록 자신의 삶이 만족스럽다고 평가하고 있음을 의미한다. Diener 등(1985)의 연구에서 신뢰도(Cronbach’s α)는 .87, 이은경(2005)의 연구에서는 .85였으며, 본 연구에서의 신뢰도(Cronbach’s α)는 .93이었다.

우울, 불안, 스트레스 척도(The 21-Item Version of the Depression Anxiety Stress Scales: DASS-21)

우울, 불안, 스트레스를 측정하기 위해 Lovibond와 Lovibond(1995)가 42문항으로 개발한 척도를 Henry와 Crawford(2005)가 21문항으로 고안하였고, Lee 등(2019)이 번안, 타당화한 척도를 사용하였다(Lee et al., 2019). 이 척도는 우울(예, 기운이 처지고 우울했다), 불안(예, 입이 바짝 마르는 느낌이 들었다), 스트레스(예, 나는 안정을 취하기 힘들었다) 3개의 하위영역으로 구성되어 있으며 문항수는 각각 7개이

다. 4점 likert 척도로 “전혀 해당되지 않음(0 점)”에서 “매우 많이 또는 거의 대부분 해당됨(3점)”으로 점수가 높을수록 그 요인의 특성이 높은 것을 의미한다. Lee 등(2019)의 연구에서 우울, 불안, 스트레스의 신뢰도(Cronbach's α)는 .81, .84, .85였으며, 본 연구에서의 신뢰도(Cronbach's α)는 우울 .92, 불안 .91, 스트레스는 .90 으로 나타났다.

분석 방법

Mplus 7.0 프로그램을 사용하여 확인적 요인분석을 실시하였다. 다변량 정규성 기준을 충족시키지 못하는 것으로 나타나, WLSMV (weighted least squares with mean and variance adjusted)를 모수 추정치로 활용하였으며, χ^2 검증과 RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation), SRMR(Standardized Root Mean Squared Residual), TLI(Turker-Lewis Index), CFI (Comparative Fit Index)를 선택하여 적합도를 판단하였다. TLI와 CFI는 .90 이상은 좋은 적합도이며, RMSEA는 .05 이하가 좋은 적합도, .08 이하면 괜찮은 적합도, .10 이하면 보통 적합도로 간주하며, SRMR은 .05 이하일 때 좋은 적합도로 본다(김계수, 2010; 홍세희, 2000). 또한 척도의 구조를 보다 명확히 확인하기 위해 Bifactor 모형에서 산출할 수 있는 오메가 계수(ω , Omega Coefficients), 오메가 위계계수(ω_H), 하위척도의 오메가 계수(ω_S), 오메가 위계계수(ω_{HS}) 및 일차원지수(index of uni-dimensionality)인 공통분산설명량(Explained Common Variance, 이하 ECV)을 살펴보았다(Rodriguez et al., 2016b). 오메가 계수는 모형 기반 신뢰도로서 척도 점수의 분산 중 진점수의 분산이 차지하는 비율을 의미하며, 오메가 위계 계수는 척

도 점수의 분산 중 집단요인을 제외하고 일반 요인의 분산이 차지하는 비율을 의미한다. 오메가 계수와 오메가 위계 계수의 비율을 산출하면 해당 척도가 일반요인에 의해 얼마나 설명되는지 파악할 수 있다. ECV는 척도가 얼마나 단일차원에 가까운지 판단하는데 사용하는 지수로, 일반요인과 집단요인의 분산 중에서 일반요인의 분산이 차지하는 비율을 가리킨다. ECV 값이 클수록 자료가 단일차원에 가깝다고 볼 수 있고, .70 이상인 경우 단일차원의 측정모형을 이용하여 모델링이 가능함을 의미한다(Gu et al., 2017; Rodriguez et al., 2016a). 또한 수렴타당도와 준거관련 타당도를 확인하기 위하여 SPSS 25.0을 사용하여 관련 변인과의 상관분석을 실시하였으며, 증분타당도 검증 위해 자기자비를 통제변인으로 두고 삶의 만족을 준거변인으로, 자존감과 자기연민을 예언변인으로 하여 위계적 회귀분석을 실시하였다. 마지막으로 자기연민 척도의 성별, 연령별 차이검증을 실시하였다.

결 과

확인적 요인분석은 네 가지 모형으로 실시하였다. 첫 번째는 1요인 모형이다. 두 번째는 3요인 상관 모형으로 고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄, 고통의 보편성에 대한 인식과 수용, 고통에 대한 마음챙김의 3요인간에 상관이 있다고 가정한 모형이다. 세 번째는 second order 모형으로 1차 요인을 설명할 수 있는 2차 요인을 가정한 모형이다. 즉, 고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄, 고통의 보편성에 대한 인식과 수용, 고통에 대한 마음챙김의 3개의 1차 요인이 자기연민이라는 1개의 2차 요인으

표 5. 자기연민 모형의 적합도 비교

| 모형 | χ^2 | df | TLI | SRMR | CFI | RMSEA |
|-----------------|----------|-----|------|------|------|------------------------|
| 1요인 모형 | 806.193 | 104 | .768 | .093 | .771 | .122 (90% ; .114~.130) |
| 3요인 상관모형 | 264.472 | 87 | .930 | .046 | .942 | .067 (90% ; .058~.077) |
| second order 모형 | 264.472 | 87 | .930 | .046 | .942 | .067 (90% ; .058~.077) |
| bifactor 모형 | 199.336 | 75 | .943 | .038 | .959 | .060 (90% ; .050~.071) |

로 구성되어 있다는 것이다. 네 번째는 bifactor 모형으로, 문항들의 공통성을 설명하는 일반 요인과 일반요인이 통제된 상태에서 고유한 영향력을 지니고 있는 하나 이상의 영역 특성 요인으로 구성되며 요인들간 상관이 없다고 가정하는 모형이다(서은철, 2015; Holzinger & Swineford, 1937). 즉, 문항들의 공통성을 설명하는 자기연민요인과 자기연민요인이 통제된 상태에서 고유한 영향력을 지니고 있는 3개의 영역특성 요인으로 구성되어 있으며, 영역특성 요인 간에 상관이 없음을 가정한다. 각 모형을 비교함으로써 자기연민 척도의 요인구조 및 개념적 특성을 좀 더 명확하게 탐색할 수 있다. 표 5는 네 가지 모형에 대한 확인적 요인분석을 실시한 결과이다.

네 가지 모형의 적합도를 비교한 결과, 1요인 모형의 적합도는 아주 낮았으며, 나머지 3개의 모형은 TLI와 CFI 지수가 모두 .90 이상이고, RMSEA가 .08 보다 낮아 전반적으로 양호한 적합도 수준을 나타냈다. 3요인 상관모형과 second order 모형은 수학적인 동치모형이므로 적합도가 동일하게 나왔으며, 모든 적합도 지수에서 bifactor 모형이 다른 모형에 비해 적합도가 더 우수한 것으로 나타났다. 모형 간 차이를 통계적으로 검증하기 위하여 차이 검증을 실시한 결과, 3요인 상관모형과 bifactor 모형의 $\Delta\chi^2=65.136$, $\Delta df=12$ 로 나타나 통계

적으로 유의하였다($p<.001$). 그러나 bifactor 모형이 다른 모형에 비해서 적합도가 높게 나타나는 경향이 있기에, Bifactor 모형을 적합성 비교로만 사용하기보다 오메가계수(ω)와 공통분산 설명량(ECV)을 산출하여 일반요인과 집단요인 점수 활용의 타당성을 확보해야 한다는 제언이 있었다(Rodriguez et al., 2016b). 이에 따라 요인구조를 보다 명확히 검증하기 위하여 자기연민척도의 3요인 상관 모형과 bifactor 모형의 표준화된 요인부하량과 오메가 계수를 표 6에 함께 제시하였다.

3요인 상관모형의 요인부하량은 .51~.85의 범위로 모두 통계적으로 유의미하였다($p<.001$). 하위요인의 공통변량은 25.5%에서 38.5%이고, 신뢰도 또한 .755에서 .872로 각 요인 모두 자기연민을 신뢰롭게 반영하는 것을 알 수 있다. bifactor모형의 요인부하량을 살펴보면 일반요인의 문항들은 .43~.77로 $p<.001$ 수준에서 통계적으로 유의미한 결과를 보였다. 오메가 계수(ω)는 0.944이고, 오메가 위계계수(ω_H)는 0.828로 나타났으며, 오메가 계수와 오메가 위계계수의 비율은 0.877로 진점수의 분산 중 87.7%가 일반요인에서의 개인차로 설명 가능한 것으로 나타났다. 이는 자기연민척도의 전체점수는 자기연민이라는 일반요인을 반영하는 점수로 해석 가능하다는 것을 의미한다. 하위요인의 요인부하량을 살펴보면 고통을 겪

표 6. 3요인 상관모형과 bifactor모형의 요인부하량

| 모수 | 3요인 상관모형 | | | bifactor 모형 | | | |
|-------------------|----------|--------|--------|-------------|--------|--------|--------|
| | 돌봄 | 보편성 | 마음챙김 | 일반요인 | 돌봄 | 보편성 | 마음챙김 |
| 문항1 | .76*** | | | .68*** | .33*** | | |
| 문항8 | .81*** | | | .77*** | .24*** | | |
| 문항10 | .64*** | | | .59*** | .23*** | | |
| 문항12 | .73*** | | | .67*** | .28*** | | |
| 문항14 | .85*** | | | .73*** | .49*** | | |
| 문항2 | | .74*** | | .53*** | | .52*** | |
| 문항4 | | .78*** | | .55*** | | .58*** | |
| 문항6 | | .71*** | | .46*** | | .57*** | |
| 문항11 | | .70*** | | .54*** | | .43*** | |
| 문항15 | | .75*** | | .57*** | | .47*** | |
| 문항3 | | | .59*** | .50*** | | | .39*** |
| 문항5 | | | .61*** | .58*** | | | .11*** |
| 문항7 | | | .65*** | .56*** | | | .59*** |
| 문항9 | | | .72*** | .74*** | | | .01 |
| 문항13 | | | .51*** | .43*** | | | .31*** |
| 공통변량/ ecv(%) | .385 | .360 | .255 | .686 | .069 | .169 | .077 |
| 신뢰도/ ω | .872 | .856 | .755 | .944 | .892 | .893 | .832 |
| ω_H | | | | .828 | .154 | .434 | .168 |
| relative ω | | | | .877 | .173 | .486 | .202 |

주. *** $p < .001$

고 있는 나에 대한 돌봄은 .23~.49, 고통의 보편성에 대한 인식 및 수용은 .43~.58, 고통에 대한 마음챙김은 .01~.59로 나타났다. 마음챙김의 경우 1개의 문항에서 유의미하지 않은 요인부하량을 보였으며, 고통의 보편성에 대한 인식 및 수용의 경우 2개의 문항에서 일반 요인보다 하위요인의 요인부하량이 높은 것으로 나타났다. 하위요인의 오메가 계수를 살펴 보면, 고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄 0.892,

고통의 보편성에 대한 인식 및 수용 0.893, 고통에 대한 마음챙김 0.832로 모두 .80이상의 높은 값을 나타냈다. 그러나 하위요인의 오메가 위계 계수는 고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄 0.154, 고통의 보편성에 대한 인식 및 수용 0.434, 고통에 대한 마음챙김 0.168로 고통의 보편성에 대한 인식 및 수용의 값이 상대적으로 큰 것을 알 수 있다. 오메가 계수와 오메가 위계계수의 비율 또한 고통을 겪고 있

는 나에 대한 돌봄 .173, 고통에 대한 마음챙김 .202에 비해 고통의 보편성에 대한 인식과 수용은 .486으로 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 하위요인의 ECV값을 살펴보면, 고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄은 6.9%, 고통에 대한 마음챙김은 7.7%인데 비해, 고통의 보편성에 대한 인식과 수용은 16.9%로 다른 하위요인에 비해 설명력이 상대적으로 높은 것으로 나타났다.

타당도 분석

자기연민척도의 수렴타당도를 확인하기 위해 자기자비 척도, 마음챙김 척도와의 상관을 확인하였으며, 공존타당도를 확인하기 위해 DAS척도, 삶의 만족 척도, 자존감 척도와의 상관을 분석하였다. 그 결과는 표 7에 제시하였다. 자기연민은 자기자비($r=.66, p<.001$), 마음챙김($r=.30, p<.001$)과 유의미한 정적 상관을 보였고, DAS척도의 우울($r=-.33, p<.001$) 불안

표 7. 자기연민 척도와 관련 변인간 상관

| 변인 | 자기연민 (전체) | 고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄 | 고통의 보편성에 대한 인식과 수용 | 고통에 대한 마음챙김 |
|-------------------------|--------------|--------------------------|--------------------------|----------------|
| 1. 자기연민(전체) | | | | |
| 1-1. 고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄 | .88*** | | | |
| 1-2. 고통의 보편성에 대한 인식과 수용 | .83*** | .58*** | | |
| 1-3 고통에 대한 마음챙김 | .85*** | .65*** | .56*** | |
| 2. 마음챙김(전체) | .30*** | .31*** | .27*** | .17*** |
| 3. 자기자비(전체) | .66*** | .71*** | .56*** | .39*** |
| 3-1. 자기치절 | .61*** | .68*** | .43*** | .41*** |
| 3-2. 자기판단 | -.41*** | -.51*** | -.32*** | -.20*** |
| 3-3. 보편적 인간성 | .49*** | .37*** | .59*** | .30*** |
| 3-4. 고립 | -.34*** | -.39*** | -.32*** | -.13** |
| 3-5. 마음챙김 | .55*** | .55*** | .43*** | .43*** |
| 3-6. 과잉동일시 | -.41*** | -.49*** | -.31*** | -.22*** |
| 4. 자아존중감 | .55*** | .59*** | .46*** | .34*** |
| 5. 삶의 만족도 | .46*** | .49*** | .36*** | .32*** |
| 6. 우울 | -.33*** | -.38*** | -.29*** | -.16** |
| 7. 불안 | -.23*** | -.23*** | -.26*** | -.10* |
| 8. 스트레스 | -.33*** | -.36*** | -.30*** | -.18*** |

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

($r=-.23$, $p<.001$) 스트레스($r=-.33$, $p<.001$)와는 부적 상관을 보였다. 또한 자존감($r=.55$, $p<.001$), 삶의 만족도($r=.46$, $p<.001$)와는 정적 상관을 보였다.

다음으로, 삶의 만족을 준거변인으로 하여 자기자비척도를 통제한 이후에도 자기연민척도가 추가적인 설명량을 보이는지 확인하기 위하여 증분타당도를 확인하였다. 첫 번째 단계에서는 자기자비와 자아존중감을 예언변인으로 투입하고 두 번째 단계에서는 추가적으로 자기연민을 예언변인으로 투입하여 위계적 회귀분석을 실시하였으며, 결과는 표 8과 같다. 분석 결과, 자기연민은 자기자비와 자아존

중감을 통제하고 난 후에도 삶의 만족($\Delta R^2=.018$, $\beta=.179$, $p<.01$)에 대한 추가적인 설명량을 보여주었다. 이는 삶의 만족에 대하여 자기자비와 자아존중감이 설명하지 못하는 고유한 변량을 자기연민이 가지고 있음을 의미한다.

자기연민이 성별, 연령에 따라 차이가 있는지 확인하기 위하여 차이검증을 실시하였으며, 검증결과는 표 9, 표 10과 같다.

성별에 따른 차이를 살펴본 결과, 자기연민(전체)($t=0.95$, $p>0.05$), 고통의 보편성에 대한 인식과 수용($t=-1.13$, $p>0.05$), 고통에 대한 마음챙김($t=1.38$, $p>0.05$)은 통계적으로 유의미한

표 8. 삶의 만족 척도에 대한 위계적 중다회귀분석 결과

| 예언변인 | R ² | ΔR ² | F | β | t |
|---------|----------------|-----------------|------------|---------|-------|
| 1단계 | | | | | |
| 자기자비척도 | .328 | .328 | 109.972*** | .375*** | 6.704 |
| 자아존중감척도 | | | | .239*** | 4.275 |
| 2단계 | | | | | |
| 자기자비척도 | .346 | .018 | 79.236*** | .348*** | 6.236 |
| 자아존중감척도 | | | | .141* | 2.271 |
| 자기연민척도 | | | | .179** | 3.501 |

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

표 9. 성별에 따른 자기연민척도 차이검증

| 특성 | 전체 (n=456) | | 남성(n=222) | | 여성(n=231) | | t |
|--------------------|------------|------|-----------|------|-----------|------|-------|
| | M | SD | M | SD | M | SD | |
| 고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄 | 15.69 | 3.71 | 16.06 | 3.47 | 15.33 | 3.90 | 2.11* |
| 고통의 보편성에 대한 인식과 수용 | 18.43 | 2.26 | 18.25 | 3.26 | 18.61 | 3.46 | -1.13 |
| 고통에 대한 마음챙김 | 17.00 | 3.11 | 16.45 | 2.91 | 16.05 | 3.15 | 1.38 |
| 자기연민(전체) | 50.37 | 8.65 | 50.76 | 8.29 | 50.00 | 8.99 | 0.95 |

주. * $p<.05$

표 10. 연령에 따른 자기연민척도 차이검증

| 특성 | 20대(n=89) | | 30대(n=90) | | 40대(n=91) | | 50대(n=92) | | 60대(n=91) | | F | Scheffe |
|--------------------------|-----------|------|-----------|------|-----------|------|-----------|------|-----------|------|--------|--------------------|
| | M | SD | | |
| 고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄 | 14.73 | 3.65 | 15.7 | 3.93 | 15.67 | 3.61 | 16.04 | 3.22 | 16.27 | 3.99 | 2.29 | |
| 고통의 보편성에 대한 인식과 수용 | 18.46 | 3.24 | 18.46 | 3.64 | 17.82 | 3.34 | 18.55 | 3.16 | 18.88 | 3.40 | 1.18 | |
| 고통에 대한 마음챙김 | 15.36 | 3.32 | 15.87 | 3.04 | 16.20 | 2.99 | 16.77 | 2.44 | 17.00 | 3.11 | 4.47** | 20대<50대 20대<60대 |
| 자기연민 (전체) | 48.55 | 8.18 | 50.02 | 9.17 | 49.69 | 8.74 | 51.37 | 7.74 | 52.15 | 9.07 | 2.47* | |

주. * $p < .05$, ** $p < .01$

차이가 나타나지 않았다. 그러나 고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄은 남성이 여성에 비해 유의미하게 높은 것으로 나타났다($t=2.11$, $p < 0.05$). 연령별 검증에서는 고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄, 고통의 보편성에 대한 인식과 수용은 통계적으로 집단간 유의미한 차이가 나타나지 않았다. 그러나 고통에 대한 마음챙김($F(4,448)=4.47$, $p < 0.01$)과 자기연민(전체) ($F(4,448)=2.47$, $p < 0.05$)에서는 연령별 차이가 있는 것으로 나타났다. 이에 따라 scheffe 사후검증을 실시한 결과, 자기연민(전체)에서는 집단간 유의미한 차이가 나타나지 않았으며, 고통에 대한 마음챙김은 50대, 60대가 20대에 비해 유의미하게 높은 점수를 보였다.

논 의

본 연구의 목적은 한국형 자기연민(self-compassion) 척도를 개발하고 타당화하는 것이다. 연구 1에서는 자기연민 선행 연구 및 저

서, 관련 척도를 바탕으로 문항을 수집하였고, 2차에 걸친 내용타당도 검증을 통해 22문항으로 구성된 최종 예비 문항을 선정하였으며, 탐색적 요인분석을 통해 3요인 15문항으로 이루어진 자기연민 척도를 개발하였다. 연구 2에서는 다른 표본을 대상으로 확인적 요인분석을 실시하여, 요인 구조의 적합성을 재확인하였다. 또한 자기자비, 자아존중감, 우울, 불안, 스트레스, 삶의 만족도 척도와의 상관분석을 통해 자기연민의 수렴 및 준거관련 타당도를 분석하고, 성별과 연령에 따른 차이를 검증하였다. 본 연구의 주요 결과를 요약 및 논의하고 시사점, 제한점 및 후속 연구에 대한 제언을 하면 다음과 같다.

첫째, Neff(2003) 및 Muris와 Petrocchi(2017)의 선행 연구 결과를 토대로 15문항, 3요인으로 이루어진 자기연민 척도를 개발하였다. Neff(2003)가 제시한 self-compassion의 정의를 6요인을 포함하고 있으나, 본 연구에서는 자기연민(self-compassion)을 ‘고통에 대한 알아차림과 자각을 통해, 모든 인간이 겪는 고통의 보편성

을 인정하고 수용하며, 고통을 겪고 있는 대상인 자신에 대해 친절로 돌보는 행동'으로 정의함으로써, 인지, 정서와 행동을 포함하는 순수한 자기연민의 개념으로 정의하였다. 최종적으로 개발된 자기연민 척도는 '고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄, 고통의 보편성에 대한 인식과 수용, 고통에 대한 마음챙김'의 3요인으로 이루어진 것으로 나타났다. 첫 번째 요인인 '고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄'은 힘겨운 상황 속에 있거나, 고통을 겪고 있을 때, 실패했거나 부족하다고 느낄 때, 나를 따뜻하게 정서적으로 지지하고 돌보는 행위와 관련된 내용들로 이루어져 있다. 이 요인은 자기연민의 가장 많은 변량을 차지하고 있어, 핵심적인 구성요인임을 알 수 있다. 고통스럽거나 실패했을 때 나를 따뜻하게 대하고 진정시키고 위로하는 것은 자기연민의 핵심적인 부분이다. 두 번째 요인인 '고통의 보편성에 대한 인식과 수용'은 삶의 어려움은 누구나 겪을 수 있는 일이고, 인생의 한 부분이며, 나만 겪는 일이 아닌 공통적인 경험으로 모두가 고통을 겪고 있다는 고통의 보편성에 대한 인식 및 수용의 문항들로 이루어져 있다. 즉, 고통은 인생의 한 부분이며, 인간으로서 누구나 겪는 보편적인 경험이라는 것을 인식하고 받아들이는 것을 의미한다. 세 번째 요인은 '고통에 대한 마음챙김'으로 고통을 겪고 있을 때, 어떠한 생각과 감정들이 오고 가는지 있는 그대로 지켜보고 알아차리는 것에 대한 문항들로 이루어져 있다. 본 척도는 Neff(2003)의 자기자비 척도에서의 마음챙김과 문항내용에서 구별되는 점이 있다. Neff(2003)의 자기자비 척도는 마음챙김에 대하여 고통스러운 생각과 정서를 수용하고 인정하는 상위인지적 알아차림을 통한 균형잡힌 정신적 조망을 필요로 한

다고 정의하면서 '화가 나고 고통스러운 일이나 실패하고 우울할 때 감정을 조절하려고 한다, 사건을 균형잡힌 시각으로 보려고 한다, 전체적인 시각으로 보려고 한다, 호기심과 열린 마음을 가지려고 한다'는 문항으로 구성하였다. 그러나 균형 잡힌 조망은 마음챙김 이라기보다 마음챙김에 따른 결과를 의미하며, 자비희사(慈悲喜捨)의 사(捨)에 해당하는 평정심을 의미한다고 볼 수 있다. 본 연구에서는 마음챙김을 순수하게 있는 그대로 지켜보고 알아차리는 것으로 정의하고, 고통의 순간에 일어나는 생각과 감정에 알아차림과 비판단적인 태도로 살펴보는 것이라는 개념을 적용함으로써 의미를 명확히 하였다는데에 의의가 있다.

둘째, 확인적 요인분석을 통하여 자기연민 척도가 적절한 구성타당도를 가지고 있음을 확인하였다. 모든 적합도 지수에서 bifactor 모형이 다른 모형에 비해 우수한 것으로 나타났기에, 요인구조를 보다 명확히 검증하기 위하여 bifactor 모형의 다양한 지수를 검토하였다. bifactor 모형에서 일반요인의 요인부하량은 통계적으로 모두 유의미하였으며, 오메가 계수와 오메가 위계 계수의 비율은 0.877로 87.7%가 일반요인에서의 개인차로 설명 가능한 것으로 나타났다. 또한 ECV는 0.686으로, 일반요인이 68.6%의 공통분산을 설명하는 것으로 나타났다. ECV가 .70 이상일 경우 단일차원의 측정모형에서의 요인계수와 Bifactor모형에서 일반요인에 대한 요인계수에 큰 차이가 없으므로(Rodriguez et al., 2016b), 단일차원 측정모형을 사용하여 통계적 분석을 사용해도 무방하다. 본 연구에서는 ECV가 .686으로 나와 .70에 가까운 수치를 나타냈다. 이러한 결과를 종합해볼 때, 자기연민 척도의 일반요인이 강

한 설명력을 가지므로 하위요인을 개별 산출하여 사용하기보다는 전체점수로 산출하여 해석하는 것이 타당하다는 것을 보여준다. 또한 하위요인의 요인부하량을 살펴보면 고통에 대한 마음챙김의 경우 1개 문항에서 유의미하지 않은 결과가 나타났다. 이는 자기연민을 통제했을 때 고통에 대한 마음챙김의 고유성은 크지 않으며, 전반적인 자기연민을 측정하고 있음을 보여준다. 한편, 고통의 보편성에 대한 인식과 수용의 요인부하량은 다른 요인에 비해 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 이는 요인 자체의 고유성이 존재할 수 있음을 시사한다. 하위요인의 오메가 계수와 오메가 위계 계수의 비율을 살펴보면, 고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄 .173, 고통에 대한 마음챙김 .202에 비해 고통의 보편성에 대한 인식과 수용은 .486으로 하위요인에서의 분산을 집단요인에 대한 개인차로 설명할 수 있는 부분이 다른 하위요인에 비하여 상대적으로 많다는 것을 알 수 있다. 하위요인의 ECV값을 살펴보면, 고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄은 6.9%, 고통에 대한 마음챙김은 7.7%인데 비해 고통의 보편성에 대한 인식과 수용은 16.9%로, 다른 하위요인에 비해 설명력이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 고통의 보편성에 대한 인식 및 수용의 경우, 자기연민이라는 일반요인 이외에 독립적으로 고유한 설명력이 있을 수 있음을 의미한다. 종합해보면, 자기연민척도의 경우 전체점수로 활용하는 것이 타당하며, 고통의 보편성에 대한 인식 및 수용보다는 고통을 겪고 있는 나에 대한 돌봄과 고통에 대한 마음챙김의 구성개념을 좀 더 반영하는 것을 알 수 있다. 특정 요인 점수를 해석할 때는 주의가 필요할 수 있으며, 고통의 보편성에 대한 인식 및 수용

의 경우 요인만의 고유성이 존재할 수 있으므로 추후 연구에서는 이를 좀 더 검증해보는 것이 필요할 것이다.

셋째, 확인적 요인분석을 통해 3요인 모형의 적합도를 확인한 후, 자기연민 척도의 수렴 및 공존 타당도를 살펴보고 증분 타당도를 확인하였다. 먼저 수렴 및 공존타당도를 살펴보기 위해 Neff의 자기자비 척도, 마음챙김 척도, DAS 척도의 우울, 불안, 스트레스와의 상관관계를 살펴보았다. 그 결과 본 척도의 총점 및 3개의 하위요인은 Neff의 자기자비 척도의 총점 및 3개 하위요인, 마음챙김 척도와 유의미한 정적 상관을 보이고 있어 적절한 수렴 타당도를 가지고 있는 것으로 나타났다. 마음챙김 척도와의 상관계수는 상대적으로 낮은 것을 알 수 있는데, 이는 본 연구에서 개발된 자기연민 척도는 고통의 순간에 어떻게 반응하는지를 측정하고 있으나 마음챙김 척도는 일상에서의 ‘주의집중’과 ‘자각’을 측정하고 있기에(고은미 등, 2021) 나타난 결과일 수 있다. 또한 본 척도와 DAS척도의 우울, 불안, 스트레스와 유의미한 부적 상관, 자존감, 삶의 만족도와는 유의미한 정적 상관이 나타나 공존타당도가 입증되었다. 이러한 결과로 자기연민이 낮은 우울, 낮은 불안, 낮은 스트레스와 관련이 있다는 선행연구(Krieger et al., 2016; MacBeth & Gumley, 2012)를 재확인할 수 있었다. 또한 삶의 만족을 준거변인으로 하여 자기연민의 증분타당도를 확인한 결과, 삶의 만족에 대하여 자아존중감이 설명하지 못하는 고유한 변량을 자기연민이 가지고 있음을 확인하였다. 자존감은 우리가 우리 자신을 긍정적으로 평가하는 것(Harter, 1999)으로, 성공과 실패에 따라 변화가 심하며, 자존감이 줄어들면 삶의 만족과 안녕감도 쉽게 줄어든다. 이

에 반해 자기연민은 자기가치에 대해 평가하지 않으며, 불완전하다는 인간 조건을 인정하고 수용한다. 즉, 자기연민은 우리가 실패했거나 부적절하다고 느낄 때도 있는 모습 그대로 친절과 수용으로 관계하는 방식(Germer & Neff, 2023)이기 때문에 삶의 만족을 위해서는 자존감 이외에 자기연민이 필요할 수 있음을 보여준다.

마지막으로, 자기연민척도를 성별, 연령별로 차이검정한 결과, 자기연민 전체에서는 차이가 나타나지 않았으나, 하위요인에서는 유의미한 차이가 나타났다. 성별에서는 남성이 여성에 비해 고통에 대한 자기돌봄이 높은 것으로 나타났는데, 이는 여성이 남성보다 자기를 비난하고 자신의 행동에 대해 반추하는 경향이 크다는 선행연구와 맥을 같이하는 결과로 이해할 수 있다(Leadbeater et al., 1999; Neff, 2003; Nolen-Hoeksema et al., 1999). 여성들은 관계를 중요하게 여기며 타인을 돌보는 주요한 역할을 담당하고 있음에도 불구하고, 정작 자신을 돌보는 것에는 남성보다 미숙할 수 있다. Yamell 등(2019)은 성별에 따른 자기연민의 차이는 성역할 지향에 따라 달라질 수 있음을 제안하면서, 주로 ‘여성스러운’ 여성에게 이와 같은 결과가 나타나는 것으로 보았다. 즉, 자기희생이라는 전통적인 여성 성역할 규범에 익숙한 여성은 자신의 필요에 주의를 덜 기울일 수 있다는 것이다. 이러한 결과는 여성들을 대상으로 자기연민, 특히 고통에 대한 자기돌봄과 관련한 훈련이 중요함을 시사한다. 또한 연령별 차이에서는 고통에 대한 마음챙김의 경우 50대, 60대가 20대에 비해 유의미하게 높은 점수를 보였다. 이러한 결과는 주의 집중, 비판단과 관련된 마음챙김이 나이가 들수록 높아진다고 한 선행연구(Mahlo & Windsor,

2021)와 일치하는 결과이다. 이는 발달적 특성을 반영한 것으로, 나이가 많을수록 관심의 초점이 외부에서 내부로 향해지면서 자신의 내적 경험을 잘 자각하고 수용하는 것이 중요하다는 것을 깨닫게 되기 때문일 수 있다(홍정순, 2015). 또한 나이가 들수록 ‘지금 여기’에 집중하고 긍정적인 정서 경험을 극대화하려는 동기와 관련된다는 사회정서적 선택 이론을 반영한다고 해석해 볼 수 있다(Carstensen, 2006; Mather, 2012). 이러한 결과들은 나이가 들어감에 따라 지금 여기에 더 집중하는 마음챙김이 높아질 가능성이 있음을 보여준다(Brown & Ryan, 2003; Feldman et al., 2007). 상담 현장에 이러한 결과를 적용해보면, 여성이 남성보다 고통에 대한 자기돌봄이 낮다는 점을 고려하여 여성을 대상으로 자기연민과 자기돌봄 훈련을 강화함으로써 자신의 고통에 더욱 주의를 기울일 수 있도록 지지하는 것이 필요할 것이다. 또한 고통에 대한 마음챙김이 20대가 5~60대에 비해 낮으므로, 특히 20대를 대상으로 마음챙김 및 자기연민 훈련을 실시하는 것이 필요할 수 있다. 20대는 사회로 진입하여 새로운 직업을 찾고 다양한 인간관계를 찾아야 하는 시기로 그 어느 때보다 불안과 고통이 심화되는 시기이다. 고통에 대한 마음챙김이 먼저 이루어져야 스스로를 돌보고 지지하며 앞으로 나아갈 수 있을 것이다. 20대를 대상으로 자기연민과 관련된 훈련을 실시함으로써, 고통에 대한 마음챙김을 하고 자기를 돌보면서 다양한 과업들을 수행해나갈 수 있도록 돕는 것이 필요할 것이다.

본 연구의 의의를 정리하면, 첫째, 자비(loving-kindness & compassion)와 연민(compassion)의 개념이 다름에도 불구하고 Neff(2003)의 self-compassion 척도가 자기자비 척도로 변안됨

으로써 불분명하게 사용되고 있었던 자기연민에 대한 개념을 명확히 하였다. 또한 기존 척도가 6요인 외에 2요인, 4요인 등이 타당하다는 다소 혼란스러운 결과들이 밝혀지고 있는 가운데, 자기연민의 핵심 3요인을 중심으로 구성된 척도를 개발하여 신뢰도와 타당도를 확보하였다는 데 의의가 있다. 둘째, 자기연민 척도의 일반요인이 강한 설명력을 가지므로 전체점수로 산출하여 해석하는 것이 타당하며, 일반요인 이외에 ‘고통의 보편성에 대한 인식 및 수용’요인은 독립적으로 고유한 설명력이 있을 수 있음을 확인하였다는 데 의의가 있다. 셋째, 성별과 연령에 따라서 차이가 있음을 밝힘으로써, 상담현장에 여성과 20대를 위한 프로그램이 필요할 수 있음을 제안하였다.

본 연구의 제한점 및 추후연구에 대한 제안은 다음과 같다. 본 연구는 참여자 모집 시 지역의 비율을 수도권 지역으로 한정되게 표집하였고, 온라인 설문 기관을 활용함으로써 불특정 다수가 아닌 패널에 가입한 회원들을 대상으로 하였기에 대표성과 신뢰성에 한계가 있을 수 있다. 따라서 추후 연구에서는 지역을 고려하여 직접 설문조사를 실시함으로써 이와 같은 한계점을 보완할 필요가 있을 것이다. 또한 학력, 직업, 명상경험, 정서적 어려움 등에 따라서 집단을 선정하고, 임상군을 포함한 다양한 집단을 대상으로 추가적인 타당화 연구가 이루어질 필요가 있을 것이다. 더불어 수렴타당도를 측정하는 마음챙김척도와 상관계수가 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 마음챙김을 측정하는 척도는 20개 정도나 되며, 이는 각각의 척도가 서로 다른 마음챙김을 측정하고 있다는 의미로도 해석될 수 있다(고은미 등, 2021). 따라서 추후 연구에서는 마음챙김을 측정하는 다양한 척도와 상관을

살펴봄으로써, 마음챙김과의 관련성을 좀 더 세밀하게 살펴보는 것이 필요할 것이다.

참고문헌

- 강재연, 장재홍 (2017). 마음챙김-자기자비 집단프로그램의 효과: 자기비판성향을 지닌 대학생을 대상으로. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 29(2), 335-356.
- 고은미, 김정호, 김미리혜 (2021). 마음챙김 척도 비교고찰. *한국심리학회지: 일반*, 40(1), 33-74.
- 구도연, 정민철 (2016). 한국판 자기자비척도의 요인 타당성 연구. *한국콘텐츠학회논문지*, 16(9), 160-169.
- 김경의, 이금단, 조용래, 채숙희, 이우경 (2008). 한국판 자기-자비 척도의 타당화 연구. *한국심리학회지: 건강*, 13(4), 1023-1044.
- 김계수 (2010). AMOS 18.0 구조방정식 모형 분석. 서울: 한나래아카데미.
- 김혜인, 신효정 (2021). 청소년의 자기연민에 대한 잠재프로파일 분석: 학업소진과 완벽주의의 차이. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 33(3), 1229-1254.
- 문을식 (2012). 불전에서 자비 개념의 전개 양상(1): 초기불교와 부파불교의 불전에 나타난 개념을 중심으로. *불교연구*, 37, 9-42.
- 박성현 (2006). 마음챙김척도 개발. 가톨릭대학교 박사학위논문.
- 박한솔, 김은하 (2019). 한국판 자기자비척도의 요인구조 검증: 자기자비와 자기냉담에 대하여. *아주대학교 박사학위논문*.
- 서은철 (2015). 다차원 요인구조 검증을 위한

- Bifactor 모형의 소개와 적용: Second-Order 모형과의 비교. *한국체육학회지*, 54(3), 573-587.
- 송보라, 이기학 (2010). 한국형 진로신념척도 (K-CBI) 개발과 타당화 연구. *진로교육연구*, 23(2), 1-22.
- 신나영 (2018). 한국판 자기자비척도의 요인구조: 대학생을 대상으로. *인간이해* 39(2), 73-85.
- 윤선영 (2023). 불교 연민 수행과 서양 연민명상 프로그램의 상관성 연구. *동국대학교 불교대학 박사학위논문*.
- 이순목 (1994). 요인분석의 관행과 문제점. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 7(1), 1-27.
- 이우경, 이경민 (2010). 지역사회에 거주하는 성인 여성을 대상으로 한 한국판 자기-자비척도의 타당화연구. *신경정신의학*, 49(2), 193-200.
- 이은경 (2005). 신경증과 외향성이 주관적 안녕감에 미치는 영향: 우울과 긍정적 정서의 중요성. *연세대학교 석사학위논문*.
- 장현갑 (2011). 마음챙김 명상에 바탕 둔 스트레스 완화란 무엇이며, 어떻게 수행해야 하는가?. *한국명상치유학회지*, 2(1), 71-81.
- 정준영, 박성현 (2010). 초기불교의 사띠 (sati) 와 현대심리학의 마음챙김(mindfulness): 마음챙김 구성개념 정립을 위한 제언. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 22(1), 1-32.
- 조옥경, 윤희조 (2016). 불교와 심리학적 관점에서 본 자애와 연민. *철학논총*, 86(4), 449-470.
- 진현정, 이기학 (2009). Self-Compassion Scale 한국 번역판의 타당화 연구. *청소년상담연구*, 17(2), 1-20.
- 한기백 (2013). 대학생이 지각한 아동기 부·모 애착과 우울의 관계: 자아존중감과 성인 애착의 매개 효과. *상담학연구*, 14(5), 3065-3087.
- 홍세희 (2000). 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 19(1), 161-177.
- 홍정순 (2015). 진정성 구성개념 탐색에 관한 질적 연구. *인간연구*, 30, 109-141.
- Brown, K. W., & Ryan, R. M. (2003). The benefits of being present: Mindfulness and its role in psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84(4), 822-848.
- Carstensen, L. L. (2006). The influence of a sense of time on human development. *Science*, 312(5782), 1913-1915.
- Costa, J., Marôco, J., Pinto-Gouveia, J., Ferreira, C., & Castilho, P. (2016). Validation of the psychometric properties of the self compassion scale: Testing the factorial validity and factorial invariance of the measure among borderline personality disorder, anxiety disorder, eating disorder and general populations. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 23, 460-468.
- Coroiu, A., Kwakkenbos, L., Moran, C., Thombs, B., Albani, C., Bourkas, S., Zenger, M., Brahler, E., & Körner, A. (2018). Structural validation of the Self-Compassion Scale with a German general population sample. *PLoS One*, 13(2), e0190771.
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1, 16-29.

- Diener, E., Emmons, R., Larsen, R., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment, 49*, 1105-1117.
- Ekman, P. (2003). *Emotions revealed: Recognizing faces and feelings to improve communication and emotional life*. New York: Henry Holt.
- Feldman, G., Hayes, A., Kumar, S., Greeson, J., & Laurenceau, J. P. (2007). Mindfulness and emotion regulation: The development and initial validation of the Cognitive and Affective Mindfulness Scale Revised (CAMS-R). *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 29*(3), 177-190.
- Germer, C. K. (2009). *The mindful path to self-compassion: Freeing yourself from destructive thoughts and emotions*. New York: Guilford Press.
- Germer, C. K., & Neff, K. (2023). *Teaching the Mindful Self-Compassion Program: A Guide for Professionals*. New York: Guilford Press.
- Goetz, J. L., Keltner, D., & Simon-Thomas, E. (2010). Compassion: An evolutionary analysis and empirical review. *Psychological Bulletin, 136*(3), 351-374.
- Gu, H., Wen, Z., & Fan, X. (2017). Structural validity of the Machiavellian Personality Scale: A bifactor exploratory structural equation modeling approach. *Personality and Individual Differences, 105*, 116-123.
- Harter, S. (1999). *The construction of the self: a developmental perspective*. New York: Guilford Press.
- Henry, J. D., & Crawford, J. R. (2005). The short-form version of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS-21): Construct validity and normative data in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology, 44*(2), 227-239.
- Hoffman, M. L. (2000). *Empathy and Moral Development*. Cambridge University Press.
- Holzinger, K. J., & Swineford, F. (1937). The bi-factor model. *Psychometrika, 2*, 41-54.
- Hopkins, J. (2001). *Cultivating compassion*. New York: Broadway Books.
- Jazaieri, H., Jinpa, T. L., McGonigal, K., Rosenberg, E., Finkelstein, J., Simon-Thomas, E., & Goldin, P. R. (2013). Enhancing compassion: A randomized controlled trial of a compassion cultivation training program. *Journal of Happiness Studies, 14*, 1113-1126.
- Kabat Zinn, J. (2003). Mindfulness based interventions in context: Past, present, and future. *Clinical Psychology: Science and Practice, 10*(2), 144-156.
- Körner, A., Coroiu, A., Copeland, L., Gomez-Garibello, C., Albani, C., Zenger, M., & Brähler, E. (2015). The role of self-compassion in buffering symptoms of depression in the general population. *PLoS One, 10*(10), e0136598.
- Krieger, T., Berger, T., & Holtforth, M. G. (2016). The relationship of self-compassion and depression: Cross lagged panel analyses in depressed patients after outpatient therapy. *Journal of Affective Disorders, 202*, 39-45.
- Leadbeater, B. J., Kuperminc, G. P., Blatt, S. J., & Hertzog, C. (1999). A multivariate model of gender differences in adolescents' internalizing and externalizing problems. *Developmental Psychology, 35*(5), 1268-1282.

- Lee, E. H., Moon, S. H., Cho, M. S., Park, E. S., Kim, S. Y., Han, J. S., & Cheio, 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.
- López, A., Sanderman, R., Smink, A., Zhang, Y., van Sonderen, E., Ranchor, A., & Schroevers, M. J. (2015). A reconsideration of the self-compassion scale's total score: Self-compassion versus self-criticism. *PLoS One, 10*, e0132940.
- 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*, 335-343.
- MacBeth, A., & Gumley, A. (2012). Exploring compassion: A meta-analysis of the association between self compassion and psychopathology. *Clinical Psychology Review, 32*, 545-552.
- Mahlo, L., & Windsor, T. D. (2021). State mindfulness and affective well-being in the daily lives of middle-aged and older adults. *Psychology and Aging, 36*, 642-659.
- Mather, M. (2012). The emotion paradox in the aging brain. *Annals of the New York Academy of Sciences, 1251*, 33-49.
- Meir, E. I., & Gati, I. (1981). Guidelines for item selection in inventories yielding score profiles. *Educational and Psychological Measurement, 41*(4), 1011-1016.
- Muris, P., & Petrocchi, N. (2017). Protection or vulnerability? A meta analysis of the relations between the positive and negative components of self compassion and psychopathology. *Clinical Psychology & Psychotherapy, 24*(2), 373-383.
- Neff, K. D. (2003). Development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity, 2*, 223-250.
- Neff, K. D., Kirkpatrick, K., & Rude, S. (2007). Self-compassion and adaptive psychological functioning. *Journal of Research in Personality, 41*, 139-154.
- Neff, K. D., Tóth-Király, I., Yarnell, L. M., Arimitsu, K., Castilho, P., Ghorbani, N., & Kotsou, I. (2018). Examining the factor structure of the Self-Compassion Scale in 20 diverse samples: Support for use of a total score and six subscale scores. *Psychological Assessment, 31*(1), 27-45.
- Nolen-Hoeksema, S., Larson, J., & Grayson, C. (1999). Explaining the Gender Difference in Depressive Symptoms. *Journal of Personality and Social Psychology, 77*, 1061-1072.
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers, 32*, 396-402.
- Reise, S. P., Waller, N. G., & Comrey, A. L. (2000). Factor analysis and scale revision. *Psychological Assessment, 12*(3), 287-297.
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016a). Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. *Journal of Personality Assessment, 98*(3), 223-237.
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M.

- G. (2016b). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods, 21*(2), 137-150.
- Rosenberg, M. (1965). Rosenberg self-esteem scale (RSE). *Acceptance and commitment therapy. Measures package, 61*(52), 18.
- Shaver, P., Schwartz, J., Kirson, D., & O'Connor, C. (1987). Emotion knowledge: Further explorations of a prototype approach. *Journal of Personality and Social Psychology, 52*, 1061-1086.
- Shin, H., Oh, H. K., Song, Y., Kim, Y. S., Hur, B. Y., Kim, D. W., & Kang, S. B. (2023). Efficacy of the online Mindful Self-Compassion for Healthcare Communities program for surgical trainees: A prospective pilot study. *Annals of Surgical Treatment and Research, 104*(4), 229-236.
- Strauss, C., Taylor, B. L., Gu, J., Kuyken, W., Baer, R., Jones, F., & Cavanagh, K. (2016). What is compassion and how can we measure it? A review of definitions and measures. *Clinical Psychology Review, 47*, 15-27.
- Velicer, W. F., & Jackson, D. N. (1990). Component analysis versus common factor analysis-some further observations. *Multivariate Behavioral Research, 25*, 97-114
- Yarnell, L. M., Neff, K. D., Davidson, O. A., & Mullarkey, M. (2019). Gender differences in self-compassion: Examining the role of gender role orientation. *Mindfulness, 10*, 1136-1152.
- Zeng, X., Wei, J., Oei, T. P., & Liu, X. (2016). The Self-Compassion Scale is not validated in a buddhist sample. *Journal of Religion and Health, 55*, 1-14.
- Zessin, U., Dickhauser, O., & Garbade, S. (2015). The relationship between self-compassion and well-being: A meta-analysis. *Applied Psychology: Health and Well-Being, 7*(3), 340-364.

원 고 접 수 일 : 2023. 06. 16

수정원고접수일 : 2023. 08. 25

게 재 결 정 일 : 2023. 09. 12

The Development and Validation of the Korean Self-Compassion Scale

Hyo Jung Shin

Jung Soon Hong

Young Sook Song (Seogwang)

Ajou University / Professor

Dongguk University / Professor

The purpose of this study was to develop and validate a Korean self-compassion scale. In Study 1, 22 preliminary items were generated through a literature review and subsequent content validation. An exploratory factor analysis was conducted with 220 adults aged 20 and older. This resulted in a 15-item self-compassion scale with three sub-factors: caring for the suffering self, recognizing and accepting the universality of suffering, and mindfulness of suffering. In Study 2, a confirmatory factor analysis was performed on data from 453 adults, confirming that the scale has adequate construct validity. Bifactor model analysis established that interpreting the scale using a unidimensional measurement model is appropriate. Correlation analysis with the Self-Compassion Scale, Mindfulness Scale, Self-Esteem Scale, The Satisfaction with Life Scale and Dass-21 Scale demonstrated convergent, concurrent, and incremental validity. Finally, we conducted tests to examine differences by gender and age.

Key words : self-compassion, Korean self-compassion scale, validation, bifactor model