

한국판 자비 척도의 타당화

라 영 선
중앙대학교
심리학과
박사수료

박 노 원
조지아대학교
교육심리학과
박사과정

현 명 호[†]
중앙대학교
심리학과
교수

본 연구는 Prommier 등(2019)이 개발한 자비 척도(Compassion Scale [CS])를 한국어로 번안하고 타당화하는 데 목적이 있다. 이를 위해 만 19세 이상의 성인을 대상으로 설문조사를 실시하였다. 요인분석 결과, 4요인 상관 모형의 적합도는 수용 가능하였으나 친절과 마음챙김 요인간 상관이 높았고, 최종적으로 친절과 마음챙김이 하나의 요인으로 통합된 3요인(배려, 보편적 인간성, 무관심) ESEM 모형의 요인구조가 가장 적합한 것으로 나타났다. 한국판 자비척도와 하위 척도의 내적 일치도는 양호하였다. 타당도를 검증한 결과, 한국판 자비척도는 자비적 사랑, 공감적 관심, 사회적 유대감 척도와 정적 상관 관계를 보여 수렴 타당도가 검증되었고, 정신적 웰빙, 친사회적 행동과의 상관도 유의하여 준거관련 타당도가 검증되었다. 또한 인구통계학적 변인 및 사회적 바람직성을 통제한 위계적 회귀분석에서 정신적 웰빙, 친사회적 행동에 대한 자비의 증분 설명량도 유의하였다. 이는 한국판 자비척도가 타인에 대한 자비를 신뢰롭고 타당하게 측정하는 도구임을 시사하며, 결과를 바탕으로 본 연구의 의의와 한계점, 추후 연구에 대한 제언을 논의하였다.

주요어: 자비 척도, 요인분석, 신뢰도, 타당도, 친사회적 행동, 정신적 웰빙

[†] 교신저자(Corresponding author): 현명호, (06974) 서울시 동작구 흑석로 84, 중앙대학교 심리학과 교수, Tel: 02-820-5125, E-mail: hyunmh@cau.ac.kr

자비(慈悲)는 고대부터 다양한 철학 및 종교적 전통에서 인간 상호작용의 중요한 덕목으로 강조되어 왔으며, 특히 불교 전통에서는 핵심 개념으로 자리잡고 있다(하현주, 2018). 최근 심리학 및 정신건강 연구에서도 자비에 대한 관심이 증가하고 있다. 불교적 관점에서의 자비를 심리학에 적용하는 과정에서 연구자에 따라 자비를 상이하게 정의하지만, 일반적으로 자기를 향한 자비(자기자비)와 타인을 향한 자비(타인자비)로 구분한다.

Neff(2003)는 불교 문헌을 바탕으로 자기자비의 구성개념을 체계적으로 정리하며, 다음 세 가지 긍정적 차원과 이와 대조되는 세 가지 부정적 차원으로 정의하였다. 첫째, 자신에 대한 엄격한 자기비판 대신, 자신에 대한 친절함과 이해를 넓히는 것(자기친절, self-kindness 대 자기판단, self-judgment)이다. 둘째, 자신의 경험을 분리되고 고립된 것으로 보기보다는 더 큰 인간 경험의 일부로 인식하는 것(보편적 인간성, common humanity 대 고립, isolation)이다. 셋째, 자신의 고통스러운 생각과 감정을 과도하게 동일화하는 대신 균형 잡힌 인식을 유지하는 것(마음챙김, mindfulness 대 과잉동일시, over-identification)이다. 이 세 가지 측면은 개념적으로 구분되지만, 상호 유발하는 측면도 존재한다.

Neff(2003)는 자기자비를 다차원적으로 측정할 수 있는 자기자비 척도(Self-Compassion Scale [SCS])를 개발하였으며, 이 척도는 앞서 설명한 6개의 하위개념을 포함한다. 이후, 다양한 문화적, 심리적, 임상적 맥락에서 SCS의 타당성을 입증하는 연구가 활발히 진행되었다(Castilho et al., 2015; Muris & Petrocchi, 2017; Neff et al.,

2008). 특히, 자기자비가 정신건강과 정적 관계가 있다는 연구가 지속적으로 이루어져 왔으며 (Gilbert & Procter, 2006; Neff & Vonk, 2009), 이러한 연구는 SCS가 개인의 웰빙을 측정하고 향상시키는 중요한 도구로 자리매김하는 데 기여하였다. 국내에서도 김경의 등(2008)이 한국 문화에 맞게 번안하고 타당화한 한국판 자기자비 척도가 심리학 연구 및 임상 분야에서 유용한 도구로 활용되고 있다.

본 연구에서 한국판으로 타당화하고자 하는 자비 척도(Compassion Scale [CS])는 SCS의 이론적인 모델에 기반하여 타인을 향한 자비의 측면을 측정하기 위해 설계되었다. SCS가 자기의 불충분함과 관련된 자비를 측정하는 반면, CS는 타인의 일반적인 삶의 고통에 중점을 둔다. 즉, CS의 '친절'은 고통받는 타인에 대해 돌봄과 관심을 갖고, 어려움에 처한 사람을 돕고자 하는 욕구를 동반하는 것을 의미한다. '보편적 인간성'은 모든 사람이 어려움을 겪는다는 것을 인식하고, 고통받는 사람과 연결성을 느끼는 것으로 이해된다. '마음챙김'은 타인의 고통에 대해 피하지 않으면서도 과도하게 몰입하지 않는 균형 잡힌 인식을 의미하며, 타인이 고통받을 때 기꺼이 그들의 이야기를 듣고 주의를 기울이는 태도를 의미한다 (Pronmair et al., 2019).

원척도 CS의 특징과 개발 과정을 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 80개의 잠재적 문항을 사용하여 6개 하위척도(각 하위척도 당 4개의 문항)를 식별하고자 하였으며, 다양한 확인적 요인분석 (Confirmatory Factor Analysis [CFA]) 및 탐색적 구조방정식 모형(Exploratory Structural Equation Modeling [ESEM])검증을 하였다. 그 결과, CS는

SCS와 유사하게 ‘친절, 보편적 인간성 및 마음챙김’ 세 가지 하위 요인으로 구성되어 있었다. 그러나 타인에 대한 비자비적인 측면을 나타내는 세 가지 구성 요소 ‘무관심(indifference), 분리(separation) 및 비참여(disengagement)’는 경험적으로 구분되지 않아 ‘무관심’ 단일 구성 요소로 통합하였다. 최종적으로, 자비를 나타내는 한 개의 일반 요인과 네 개의 특성 요인(친절, 보편적 인간성, 마음챙김, 무관심)으로 구성된 Bifactor-ESEM 구조가 지지되었으며, 16개 문항으로 구성된 척도가 완성되었다. CS의 요인 구조는 학생, 지역사회 및 명사가 표본을 포함한 여섯 개의 개별 표본에서 확인되었고, 신뢰도 및 타당도가 검증되었다(Prommier et al., 2019).

CS는 Strauss 등(2016)이 언급한 이상적인 자비 측정 도구의 5가지 구성 요소를 모두 포함하고 있다. 그것은 1)다른 사람의 고통을 인식하기, 2)인간 고통의 보편성을 이해하기, 3)다른 사람의 고통에 감명을 받고 그들의 고통과 연결되기, 4)다른 사람의 고통에 대한 반응으로 일어나는 불편한 감정을 인내하고, 개방적인 태도로 수용하기, 5)다른 사람의 고통을 경감시키기 위해 행동하고자 하는 동기다. 구체적으로 살펴보면, 친절 하위 척도는 기준 3)과 5)를 포함하고, 보편적 인간성 하위 척도는 기준 2)를 포함하며, 마음챙김과 역코딩된 무관심 하위척도는 기준 1)과 4)를 포함한다. 특히, CS가 연민과 구분되는 중요한 요소인 ‘인간 고통의 보편성을 인식하기’ 측면을 포함하고 있다는 점은 다른 자비 척도와의 중요한 차별점이다.

국내에서 사용하고 있는 자비 척도는 Strauss 등(2016)이 언급한 자비 척도의 이상적인 기준을

모두 포함하지 못하고 있다. 한국판 단축형 자비적 사랑 척도(Compassionate Love Scale-Korean 11 item [CLS-K11])는 Sprecher와 Fehr(2005)가 개발한 척도를 신희천과 최태한(2013)이 단축형으로 번안 및 타당화한 것이다. 이 척도는 Strauss 등(2016)이 제시한 기준 3)과 5)를 평가하지만, 기준 1), 2)를 충분히 평가하지 않는다. 박세란(2022)이 한국판으로 번안 및 타당화한 Gilbert 등(2017)의 자비적 참여 행동 척도는 참여 하위 척도가 Strauss 등(2016)이 제시한 기준 1), 4)를 평가하고 있으며, 행동 하위 척도가 기준 5)를 평가하지만 두 하위 척도 모두 기준 3)을 충분히 평가하지 않는다. 마지막으로 Cho 등(2018)이 개발한 자비 척도(loving-kindness compassion scale [LCS])는 총 15문항으로 자비(compassion), 애정-친절(loving-kindness), 자기중심(self-centeredness)의 세 하위요인으로 이루어져 있다. 이 척도는 개발 과정에서 대학생들을 대상으로 타당화 과정이 이루어졌으며 Strauss 등(2016)이 제시한 기준 3)을 평가하지 않고 있다.

현재 국내에서는 자비의 핵심적인 요소를 다차원적으로 측정하고 있는 CS의 타당화가 이루어지지 않았고, 대안 척도를 활용한 연구가 진행되고 있다. 따라서 본 연구에서는 CS를 한국어로 번안하여 국내 성인에게도 원척도와 동일한 요인구조가 적합한지 확인하고, 신뢰도와 타당도를 검증하여 한국 실정에 맞는 자비 척도를 타당화하고자 하였다. 이는 자비 연구의 기초를 제공할 것이며, 국내 자비 연구의 활성화에 기여할 것이다.

방 법

연구 대상

본 연구는 중앙대학교 생명윤리위원회의 승인을 받은 후 진행되었다(No. 1041078-20231031-HR-302). 참여자는 만 19세 이상의 성인 301명(남자 87명, 여자 211명, 기타 3명)으로, 평균 30.61($SD=6.87$, 범위: 20~56)세였으며, 20대 52.7%, 30대 34.7%, 40대 12%, 50대 0.7%로 구성되어 있다. 학력은 고졸 이하 2.7%, 전문대학 재학 및 졸업 10.6%, 4년제 대학 재학 및 졸업 60.8%, 대학원 재학 및 졸업 25.9%였다. 종교는 없음이 48.5%, 기독교 32.6%, 불교 10.3%, 천주교 8%, 기타가 0.7%였다.

연구 절차

문항번역 절차. 원척도 개발자의 동의를 얻은 후, 제1저자가 문항을 한국어로 번안하고 이를 임상심리전문가 2인이 검토하고 수정하는 과정을 거쳤다. 번안한 문항을 한글과 영어를 자유롭게 사용하는 이중언어자가 영어로 역번역하였으며, 역번역한 문항이 원척도 문항의 의미와 일치하는지 확인하였다. 번역된 문항을 임상심리전문가인 저자 2인이 최종적으로 검토한 후 이를 한국판 자비 척도(Korean-version of Compassion Scale [K-CS])로 명명하였다.

자료수집 절차. 인터넷 커뮤니티를 통해 연구

홍보글과 함께 설문 URL을 배포하여 약 2주 동안 응답자를 모집하였다. 설문을 시작하기 전에 연구에 대한 기본적인 설명을 제공하였으며, 설문지 작성에 자발적으로 동의한 경우에 설문을 진행하였다. 설문 진행 중 응답자가 중지를 원할 경우 언제든지 설문을 중단할 수 있으며, 이 경우 관련된 정보는 모두 파기된다는 점을 안내하였다. 또한, 설문 완료 후에는 기프트콘을 보상으로 지급하였다.

측정 도구

한국판 자비 척도. Prommier 등(2019)이 개발한 자비 척도를 한글로 번안하여 사용하였다. 총 16문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 5점 리커트 척도로 측정하고 있다. 본 연구에서의 내적 일치도는 .84였다. ‘배려’ 하위척도 문항은 총 8문항(1, 2, 5, 6, 9, 10, 13, 14번)으로, 타인의 고통에 주의를 기울이고, 친절을 베풀며, 균형 잡힌 관점을 유지하는 것과 관련 있다.¹⁾ ‘보편적 인간성’ 하위척도 문항은 총 4문항(4, 8, 12, 16번)이며, 타인의 고통을 보편적인 인간 경험의 일부분으로 이해하는 것을 의미한다. ‘무관심’ 하위 척도에 해당하는 4문항(3, 7, 11, 15번)은 타인의 고통에 무관심하고 관여하지 않으려는 태도를 의미하며, 역채점 문항이다. 각 문항의 점수를 더한 총점이 높을수록 타인에 대한 자비 수준이 높음을 의미한다.

단축형 자비적 사랑 척도. Sprecher와 Fehr

1) Prommier 등(2019)의 자비 척도에서는 친절 하위 요인에 2, 6, 10, 14번 문항, 마음챙김 하위요인에 1, 5, 9, 13번 문항이 포함되어 있다.

(2005)가 개발하였으며, 신희천과 최태한(2013)이 단축형으로 번안 및 타당화하였다. 단일 요인으로 구성된 총 11문항에 대해 7점 리커트 척도로 응답하게 하는데, 본 연구에서는 5점 리커트 척도로 측정하였으며, 내적 일치도(Cronbach's α)는 .88이었다.

사회적 유대감 척도. Lee와 Robbins(1995)가 개발하고 Lee 등(2001)이 개정한 척도를 전명임, 이회경(2011)이 한국어로 번안하였다. 총 20문항으로, 각 문항은 6점 리커트 척도로 측정한다. 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .92로 나타났다.

공감적 관심 척도. Davis(1980)의 대인관계 반응지수(Interpersonal Reactivity Index [IRI])에 포함된 하위 척도로, 박성희(1994)가 번안하고 황인호(2010)가 수정, 보완하였다. 총 7문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 5점 리커트 척도로 평정한다. 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .69였다.

사회적 바람직성 척도. 최보라(2007)가 PDS(Paulhus Deception Scale)와 BIDR-7(The Balanced Inventory of Desirable Responding-7)을 토대로 제작한 척도다. 자기기만적 고양 10문항, 인상 관리 10문항으로 총 20문항이며, 각 문항은 6점 리커트 척도로 측정한다. 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .75였다.

정신적 웰빙 척도. Keyes 등(2008)이 개발하였으며, 임영진 등(2012)이 번안 및 타당화하였다.

총 14개의 문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 6점 리커트 척도로, 지난 한 달 동안의 정서적, 심리적, 사회적 웰빙 정도를 측정한다. 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .93이었다.

친사회적 행동 척도. 윤명숙(2010)이 사용한 척도로 협력하기, 나누기, 위로하기, 돕기, 양보하기 등을 포함하는 28개 문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 5점 리커트 척도로 측정한다. 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .93이었다.

통계 분석

기술통계와 신뢰도 분석, 상관 분석, 분산 분석, 위계적 회귀분석을 위해서 SPSS 22.0을 사용하였다. 요인구조의 검증에는 *Mplus* 8.7을 사용하였으며, CFA, Bifactor-CFA, ESEM, Bifactor-ESEM을 실시하였다. ESEM 접근에는 target 회전 방법을 적용하였다. target 회전 방법은 요인 구조를 미리 가정하고 있을 때 geomin 회전 방법보다 적합하며(Marsh et al., 2014), 3개 이상의 요인을 포함하는 구조를 분석할 때 다른 회전 방법보다 추정치가 정확하다(Asparouhov & Muthen, 2009). 모든 요인구조 검증에서 사용된 추정량은 WLSMV (Weighted Least Squares Mean and Variance-adjusted Estimator)로, Prommier 등(2019)이 원척도를 개발할 때 사용한 것과 동일한 추정량을 사용하였다.

결 과

요인 구조 및 모형 적합도

기술 통계 및 상관 분석

자비 척도와 하위 척도의 기술 통계 및 상관관계는 표 1에서 확인할 수 있다. 자비는 모든 하위 척도와 상관관계가 있었으며, 상관의 크기 및 방향도 적절하였다. 구체적으로 살펴보면, 친절, 보편적 인간성, 마음챙김, 무관심 모두는 자비와 정적 상관이 유의하여, $r=.75\sim.84$, $p<.01$, 하위척도와 전체척도가 모두 관련이 있다는 이론적 가정이 통계적으로 지지되었다. 하위 척도간 상관도 모두 유의하였는데, $r=.35\sim.62$, $p<.01$, 친절과 마음챙김은 하위척도 중 상관이 가장 높았고, $r=.62$, $p<.01$, 보편적 인간성과 무관심이 $r=.35$, $p<.01$ 로 가장 낮았다. K-S(Kolmogorov-Smirnov) 검정 결과, 정규분포 가정이 위배되지 않음도 확인하였다 ($p>.05$).

먼저 원척도와 동일한 4요인 구조모형을 분석하였다. 4요인 모형은 각 4문항이 ‘친절, 보편적 인간성, 마음챙김, 무관심’ 하위요인을 측정하는 모형으로, Prommier 등(2019)이 확인하였던 CFA, ESEM, Bifactor CFA, Bifactor ESEM 모형을 모두 검토하였다. 분석 결과, CFA 모형을 제외하고는 잔차의 음분산이 나오는 Heywood case의 문제가 발생하였으며, 잔차의 음분산이 매우 높아 (-91.5) 분산을 0.001로 고정하기에는 무리가 있었다. 존재하는 요인구조보다 더 많은 요인구조를 추출해내려고 한 점이 Heywood case가 발생한 원인으로 판단되어 더 이상의 추가 분석은 진행하지 않았다.

4요인 CFA 모형은 적합도가 수용 가능하고 (CFI=.94, TLI=.93) 요인계수가 적절했으나(유의한 표준화된 요인계수 $\lambda=.47\sim.83$, $p<.001$), 친절과 마음챙김 요인간 상관이 높아 $r=.95$, $p<.001$, 변별 타당도의 문제가 확인되었다. 친절 및 마음챙김 문항 내용은 타인에 대한 배려나 호의적인 태도

표 1. 측정 변인 간 기술 통계 및 상관 ($N = 301$)

변인	1.	2.	3.	4.	5.
1. 자비	-				
2. 친절	.84**	-			
3. 보편적 인간성	.73**	.49**	-		
4. 마음챙김	.75**	.62**	.46**	-	
5. 무관심	.78**	.53**	.35**	.48**	-
평균(M)	3.75	3.87	3.70	3.87	3.60
표준편차(SD)	0.52	0.65	0.64	0.53	0.81
왜도(Skewness)	-0.28	-0.84	-0.37	-0.34	-0.26
첨도(Kurtosis)	-0.19	0.87	0.28	0.26	-0.37

주. ** $p<.01$.

를 반영하는 문항으로 해석될 수 있다고 판단하여 최종적으로 ‘배려’ 요인으로 통합하여 명명하였다. 이에 따라 ‘배려, 보편적 인간성, 무관심’의 3요인 모형을 추가적으로 분석하였으며, 4요인 모형과 마찬가지로 4가지의 세부적인 분석을 진행하였다. 세부 분석 모형은 그림 1과 같으며, 분석

결과는 표 2와 같다.

3요인 모형에서 수용 가능한 적합도를 보인 3가지 모형(CFA, ESEM, Bifactor CFA)을 대상으로 요인 계수의 적절성과 해석 가능성을 검토하였다. 3요인 CFA 모형은 표준화된 요인 계수의 크기가 모두 적당하고 유의하여, $\lambda=.49\sim.71$,

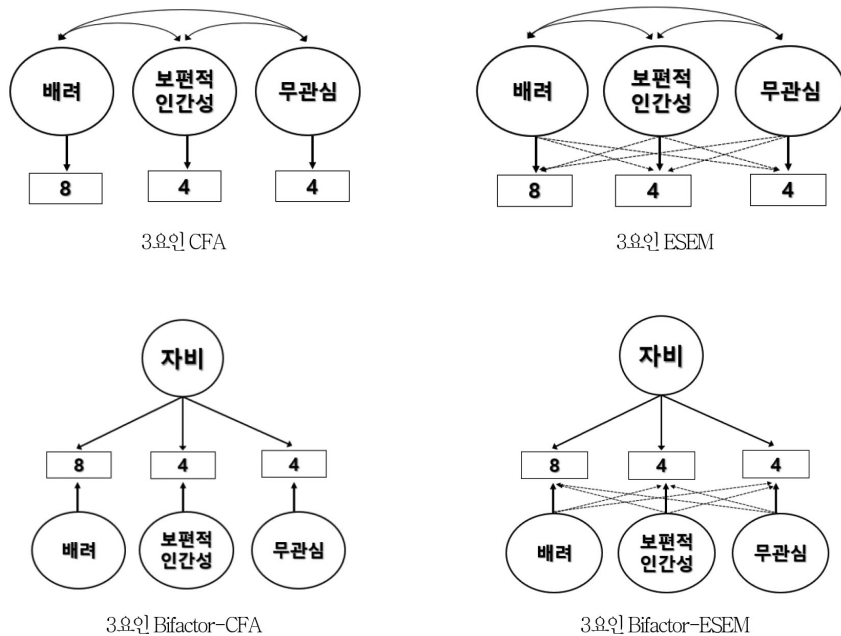


그림 1. 자비 척도의 3요인 구조 모형

표 2. 요인 구조 및 모형 적합도 ($N = 301$)

연구 모형	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA (95% CI)
4요인 모형	229.64***	98	.94	.93	.06(.06, .08)
CFA					
ESEM					
3요인 모형	232.91***	49	.94	.93	.07(.06, .08)
Bifactor CFA					
Bifactor ESEM					
CFA					
4요인 모형	156.00***	75	.97	.95	.06(.05, .07)
ESEM					
Bifactor CFA					
3요인 모형	204.16***	88	.95	.93	.07(.05, .08)
Bifactor ESEM					

주. *** $p < .001$.

$p < .001$, 문항이 요인을 적절하게 설명하고 있는 것으로 나타났다. 요인간 상관도 $r = .45 \sim .69$, $p < .001$ 정도로 4요인 모형에서 제기된 변별 타당도가 더 이상 문제되지 않았다. 3요인 ESEM 모형의 경우에도 각 문항이 요인을 적절하게 측정하였고, 요인 계수의 크기는 $\lambda = .38 \sim .77$, $p < .001$ 로 나타났다. 요인간 상관은 $r = .23 \sim .56$, $p < .001$ 사이에 분포했다. 3요인 Bifactor CFA 모형의 경우, 일반 요인에는 모든 문항의 요인 계수가 유의하며 계수의 크기도 적절하였으나, 배려 특성요인에는 대부분의 문항이 유의하게 부하되지 않았다. 즉, 1번, 2번, 9번 문항을 제외한 모든 문항이 특성요인을 적절하게 설명하지 못하였다.

ESEM 모형은 CFA와 비교하였을 때 모형 적합도가 개선되고($\Delta CFI = .01$ 이상 증가, $\Delta RMSEA$

$= .015$ 이상 감소), 요인간 상관이 감소하며 비표적 요인의 부하량이 크지 않고 표적 요인의 표준화된 부하량이 .4 이상이면 더 적합한 모형으로 볼 수 있다(Alamer, 2022). 본 연구에서는 3요인 ESEM과 3요인 CFA를 비교한 결과, 모형 적합도 지수의 변화가 일부 기준을 충족하였으며($\Delta CFI = +.03$, $\Delta RMSEA = -.006$), 요인간 상관이 감소하였다. 비표적 요인에 대한 부하량은 크지 않았고($|\lambda| < .34$), 표적 요인의 표준화된 부하량은 적합한 수준이었다($|\lambda| > .38$). 이에 따라 3요인 ESEM을 최종 모형으로 선정하였다.

3요인 ESEM 모형이 적합하다고 판단됨에 따라, 3요인 모형에서의 전체 자비척도 및 하위척도와 배려 척도의 상관 분석을 다시 실시하였다. 그 결과, 배려는 전체 자비척도, $r = .89$, 보편적 인간

표 3. 3요인 ESEM 모형의 요인계수($N = 301$)

요인	문항	배려(λ)	보편적 인간성(λ)	무관심(λ)
배려	2	.67***	-.05	.03
	6	.65***	.01	-.01
	10	.49***	-.03	.17**
	14	.52***	.13	.02*
	1	.64***	-.02	-.05
	5	.54***	-.02	.09
	9	.77***	-.16 ^c	-.06
	13	.42***	.34**	-.26**
보편적 인간성	4	.08	.69***	-.04
	8	.06	.49***	.12
	12	-.06	.57***	.09
	16	.14	.38***	.09
무관심	3	-.03	.07	.70***
	7	.09	.11	.70***
	11	.04	-.07	.68***
	15	.03	.05	.69***

주. λ =표준화된 요인 부하량(standardized factor loading); 볼드체는 표적 부하량(target loading)을 의미함.

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

성, $r=.53$, 무관심, $r=.52$ 과의 상관이 모두 유의하였다, $p<.01$. 배려 하위 척도의 평균은 3.87, 표준편차 0.53으로 다른 측정 변인과 큰 차이를 보이지 않았다.

요인간 상관

3요인 ESEM 모형의 요인간 상관관계는 표 4와 같다. 요인간 상관관계는 정적으로 유의하였고, 변별타당도의 문제는 보이지 않았다. 상관계수가 가장 높은 요인은 배려와 무관심이었고, $r=.57$, $p<.001$. 한편, 보편적 인간성과 무관심 요인간의 상관 크기, $r=.23$, $p<.001$, 보다 배려와 보편적 인간성, $r=.56$, $p<.001$, 배려와 무관심 요인 간의 상관 크기가 상대적으로 크게 나타났다.

신뢰도

자비 척도의 신뢰도를 확인하기 위해 내적 일

치도(Cronbach's α)를 살펴보았다. 하위 척도인 배려는 .78, 보편적 인간성은 .61, 무관심은 .75였으며, 전체 척도의 내적 일치도는 .84로 나타났다. 문항을 제거하였을 때 내적 일치도가 증가하는 경우는 없어서 자비 척도는 적합한 신뢰도를 갖춘 도구임을 확인하였다.

수렴 타당도

수렴 타당도를 확인해보기 위하여, 자비와 유사한 구인을 측정하는 척도와의 상관분석을 실시하였다. 즉, 자비와 유사한 개념인 자비적 사랑, 사회적 유대감, 공감적 관심과 자비 및 하위 척도와의 상관관계를 살펴보았으며, 그 결과는 표 5와 같다. 모든 유사 척도는 자비 및 하위 척도와 유의한 정적 상관관계를 보였다, $r=.31\sim.62$, $p<.01$.

표 4. 3요인 ESEM 모형의 요인간 상관($N = 301$)

변인	배려	보편적 인간성
배려	—	
보편적 인간성	.56***	—
무관심	.57***	.23***

주. *** $p<.001$.

표 5. 자비와 유사 개념과의 상관($N = 301$)

변인	자비적 사랑	사회적 유대감	공감적 관심
자비	.52**	.62**	.62**
배려	.53**	.52**	.55**
보편적 인간성	.31**	.33**	.38**
무관심	.37**	.62**	.54**

주. ** $p<.01$.

준거 관련 및 증분 타당도

준거 관련 타당도를 추정하기 위하여 친사회적 행동, 정신적 웰빙과 상관분석을 실시하였으며, 그 결과는 표 6과 같다. 자비는 친사회적 행동, 정신적 웰빙과 유의한 정적 상관이 있었고, 그 크기는 각각 $r=.62, p<.01$, $r=.38, p<.01$ 로 나타났다.

인구통계학적 변인(성별, 연령, 종교) 및 사회적 바람직성 편향이 자비를 측정하는 데 있어 잠재적인 문제로 작용할 수 있는 점을 고려하여, 해당 변인을 통제한 후 친사회적 행동, 정신적 웰빙에 대한 자비 설명량이 증가하는지 살펴보았다. 위계

적 회귀분석 결과, 인구통계학적 변인 및 사회적 바람직성의 설명량을 제외하고도 친사회적 행동에 대한 증분 설명량이 21%로 유의하였다. 정신적 웰빙의 증분 설명량은 4%로 친사회적 행동에 비해 크지 않았지만 유의하였으며, 결과를 표 7에 제시하였다.

논 의

본 연구에서는 타인에 대한 자비를 측정하기 위해 Prommier 등(2019)이 개발한 CS를 한국 실정에 맞게 번안하고 타당화하였다. 영문판 CS를

표 6. 자비와 친사회적 행동, 정신적 웰빙, 사회적 바람직성과의 상관($N = 301$)

변인	친사회적 행동	정신적 웰빙	사회적 바람직성
자비	.62**	.38**	.43**
배려	.59**	.34**	.37**
보편적 인간성	.36**	.23**	.23**
무관심	.52**	.33**	.42**

주. ** $p<.01$.

표 7. 자비가 친사회적 행동, 정신적 웰빙에 미치는 영향에 대한 위계적 회귀분석 결과($N = 301$)

	예측 변인	$R^2(AdjR)$	ΔR^2	F	β	t
친사회적 행동	5단계				.01	0.12
	성별				-.06	-1.37
	나이	.43(.42)	.21	43.43***	.07	1.47
	종교				.16	3.13***
	사회적 바람직성				.54	10.21***
	자비					
정신적 웰빙	5단계				-.09	-1.68
	성별				.00	0.06
	나이	.28(.27)	.04	22.75***	.05	0.90
	종교				.40	6.98***
	사회적 바람직성				.23	3.90***
	자비					

주. *** $p<.001$.

한국어로 번안한 후, 만 19세 이상의 성인을 대상으로 설문을 실시하였고, K-CS의 요인구조, 신뢰도와 수렴 및 준거 타당도, 증분 타당도를 경험적으로 검증하였다. 주요 연구 결과를 중심으로 논의하면 다음과 같다.

K-CS의 요인구조와 적합도를 검증한 결과, 4요인 CFA 모형은 적합도가 수용 가능하고 요인계수가 적절했으나 친절과 마음챙김 요인간 상관이 높았다. 따라서 상관이 높은 친절과 마음챙김 요인을 하나의 요인으로 통합한 3요인 모형(배려, 보편적 인간성, 무관심)으로 CFA, Bifactor-CFA, ESEM, Bifactor-ESEM을 검토하였다. 그 결과 3요인 ESEM 모형의 적합도와 요인간 상관이 수용 가능했고 각 문항이 요인을 적절하게 측정하는 것으로 나타나서 K-CS의 요인 구조에 가장 적합하였다. 즉, 자비는 ‘타인에 대한 더 많은 배려, 보편적 인간성, 더 적은 무관심’의 세 가지 독립적인 특성 요인으로 설명되며, 자비의 하위요인 간 교차 부하량을 허용하는 것이 타당하였다.

K-CS에서 친절과 마음챙김 요인간 상관이 높았고 3요인 구조가 지지된 것은 원칙도 CS가 4요인 구조라는 점과 일치하지 않는다. 이는 한국인에게 타인에 대한 자비로운 측면이 정서적 반응과 인지적 반응으로 구분되기보다는 통합적으로 해석되고 경험될 수 있음을 시사한다. 친절 요인이 타인의 고통에 대한 정서적인 이해를 기반으로 한다면, 마음챙김 요인은 타인의 고통에 대해 주의를 기울이고 균형적인 관점을 유지하려는 인지적인 측면과 관련이 있기 때문이다.

본 척도의 이론적 기반이 되고 있는 Neff(2003)의 SCS 요인구조는 연구에 따라 일관성이 없어서 요인구조에 대한 불안정성이 지적되어 왔다

(Brenner et al., 2017). 자기자비가 문화 맥락에 따라 다르게 경험될 수 있다(Neff et al., 2008). 원칙도 CS가 주로 미국의 백인 성인을 대상으로 타당화된 점을 고려할 때, 본 연구에서 요인구조가 CS와 다르게 나타난 것은 동서양의 문화적 차이가 영향을 주었을 가능성을 배제할 수 없다(Markus & Kitayama, 1991). 현재 CS는 다양한 인종을 대상으로 한 타당화 연구가 부족하므로 다양한 문화적 맥락에서 후속 연구를 통한 교차 검증이 필요하다.

K-CS의 신뢰도 검증 결과, 전체 척도에 대한 내적 일치도와 모든 하위 척도에 대한 내적 일치도가 적절하여 비교적 동질적인 문항으로 구성되어 있음을 보여주었다. 타당도 검증 결과, K-CS는 자비와 유사한 구인을 측정하는 자비적 사랑, 공감적 관심, 사회적 유대감 척도와 정적 상관이 유의하여 수렴타당도가 입증되었다. 이와 같은 결과는 CS 개발 및 타당화 과정에서 Prommier 등(2019)이 살펴본 연구 결과와 일치한다.

자비는 친사회적 행동 및 정신적 웰빙과 유의한 정적 상관이 있어서 준거 관련 타당도도 입증되었다. 이에 더해, 증분 타당도 검증을 위하여 인구통계학적 변인 및 사회적 바람직성을 통제한 후 친사회적 행동과 정신적 웰빙에 대한 자비 설명량이 증가하는지 살펴보았다. 그 결과, 증분량이 유의하여 자비가 사회적 바람직성 편향과는 독립적으로 친사회적 행동과 정신적 웰빙에 기여한다는 것을 시사하며, 타인에 대한 자비로운 성향은 친사회적인 행동을 예측하는 중요한 변인임을 알 수 있다. 그러나 정신적 웰빙에 대한 자비의 증분 설명량은 친사회적 행동에 비해 크지 않았다. 영국 교사를 대상으로 실시한 연구에서도 자기자비

와 타인으로부터의 자비는 정신적 웰빙과 정적 상관에 있었으나, 타인에 대한 자비는 정신적 웰빙과의 상관이 유의하지 않았다(Hadgett, 2019). 이와 같은 결과로 미루어 볼 때, 타인에게 자비를 베풀기 위해서는 자신의 자원 소모에 따르는 비용을 감수해야 하므로 자비의 긍정과 부정적 측면이 정신적 웰빙에 복합적으로 영향을 주었을 가능성이 있다(박세란, 2022). 또한 타인에 대한 자비가 사회적 지지, 유대감과 같은 변인과 상호 작용할 때 정신적 웰빙이 더욱 증가할 가능성을 보여준다(Cosley et al., 2010).

본 연구의 한계점 및 추후연구에 대한 제언은 다음과 같다. 먼저, 본 연구는 만 19세 이상의 일반 성인을 대상으로 하고 있으나, 응답자의 대부분이 20~30대 성인이었으며, 남성에 비해 여성의 비율이 높았다. 따라서 추후 연구에서는 성별과 연령의 비율을 고려한 다양한 집단을 대상으로 교차 타당화 연구를 해볼 필요가 있다. 둘째, 역번역 과정에서 원척도 개발자로부터 K-CS 문항과 CS 문항의 의미가 다르게 해석되는 부분에 대해 피드백을 받지 못하여 이중언어자를 통해 재확인하였다. 따라서 향후 연구에서는 전문가 평정을 사용하여 문항의 의미를 좀 더 면밀히 살펴보는 것이 필요하다. 셋째, 본 연구에서는 자비와 정신적 웰빙, 친사회적 행동에 대한 상관분석, 회귀분석만을 실시하였으므로, 추후 실험연구를 통해 변인간의 인과 관계를 명확하게 규명할 필요가 있다. 넷째, 본 연구에서는 위계적 회귀분석의 R 증분량을 통해 증분타당도를 분석하였다. 그러나 향후 연구에서는 SR 증분량을 산출하여 각 변인의 기여도를 면밀히 탐색하고, 모델의 설명력을 보다 정교하게 평가할 필요가 있다.

국내 대부분의 척도 타당화 연구는 CFA를 통해 요인구조를 탐색하고 있는 반면, 원척도 개발자는 CS 변인 및 타당화 과정에서 최신 연구방법론인 Bifactor ESEM을 적용할 것을 강력하게 권장하였다. CFA는 이론에 기반한 평가에서 선호되지만, 교차 부하량을 무시할 경우 결과에 편향이 생길 수 있다는 한계점이 있다. 반면, ESEM은 탐색적 요인분석과 CFA의 장점을 통합한 방법으로, 문항 및 요인간 교차 부하량을 허용하면서도 적절한 적합성 지수를 계산하여, 측정 도구의 신뢰성과 타당성을 확보할 수 있다는 장점이 있다. Bifactor 모형은 전형적인 CFA, ESEM에서 연구자가 가정하는 것과 달리, 일반 요인과 특성 요인 수준을 동시에 고려하여 다차원적인 구조를 검증할 수 있다. Bifactor-ESEM은 많은 표본이 필요하다는 한계가 있으나, 다차원적인 요인구조를 검증할 때 보다 정확한 추정이 가능한 통계 기법이다(Alamer, 2022). 본 연구에서는 원척도와 달리 세 가지 특성 요인으로 설명되는 ESEM 구조가 더욱 적합한 것으로 나타났으나 향후 연구에서는 더 많은 표본을 대상으로 Bifactor ESEM을 적용하여 요인구조를 재검증해볼 필요가 있다.

이러한 한계에도 불구하고, 전반적으로 양호한 신뢰도와 수렴 타당도, 준거관련 타당도 및 증분 타당도는 K-CS가 자비를 측정하는 데 견고한 도구임을 시사한다. 나아가, K-CS는 다른 자비척도와 달리, Strauss 등(2016)이 제시한 이상적인 자비 측정 도구의 기준을 모두 포함하고 있어서 강력한 심리측정 속성을 지닌 도구이다. 국내에서도 최근 다양한 자비 증진 프로그램을 개발하여 시행하고 있음을 고려할 때, ‘인간 고통의 보편성에 대한 이해’ 측면을 포함하는 K-CS가 적절한 측정

도구로 활용될 수 있을 것이다. 다만, K-CS의 자기보고식 평가로는 자비 특성을 평가하는 데 한계가 있으므로, 제3자의 관찰이나 다른 평가 방법과 통합하여 자비 수준을 평가하는 것이 유용할 것이다. 또한 대부분의 사람은 자신이 자비로운 성품을 가진 사람으로 보이고 싶어하므로 사회적 바람직성을 고려하여 K-CS를 측정해야 할 것이다(Prommier et al., 2019).

CS가 자기자비 척도(Neff, 2003)의 이론적 모델에 기반을 두고 있다는 점을 고려할 때, 김경의 등(2008)이 타당화한 한국판 자기자비 척도와 함께 K-CS를 자비 연구에 활용할 수 있을 것이다. 특히, 자기자비와 타인자비의 관계는 개념적 정의나 측정 도구에 따라 연구결과가 일치하지 않는다(김수연, 박원주, 2023; 박세란, 2016; 이호준, 이희경, 2018). 개인 내에서도 자기자비와 타인자비 수준의 차이가 존재할 수 있으므로, 개인 내 자기/타인 자비 수준의 차이가 심리적인 웰빙 및 대인관계 적응에 미치는 영향에 대해 연구해 보는 것도 흥미로울 것이다. Sahdra 등(2023)은 자비 수준과 웰빙 간의 관계를 자기/타인 자비의 조화 수준이 조절함을 보여주었다. 즉, 자비 수준이 높을수록 웰빙 수준이 높았지만, 두 가지 형태의 자비가 조화되지 않았을 때에는 자비 수준과 웰빙의 상관이 유의하지 않았다. 따라서, 개인 맞춤형 자비 개입이 중요하며 자신 및 타인에 대한 자비 수준을 먼저 평가한 다음 웰빙에 가장 적합한 자비의 균형을 촉진하는 것이 필요할 것이다.

자타를 구분하지 않는 불교의 무아 철학에 비추어 볼 때, 자신과 타인을 이분법적으로 구분한 연구는 자비의 본래 개념을 충분히 반영하지 못한다는 비판이 있다. 특히 불교의 자비 개념을 심

리학에 적용하는 과정에서 자비의 개념적 의미가 변형된 점을 신중히 고려해야 한다(박세란, 2022). 또한 자비의 개념은 문화적 배경에 따라 다르게 이해될 수 있으며, 각 문화에서 자비가 개인과 사회에 미치는 효과도 달라질 수 있다. 따라서 다양한 문화적 맥락을 반영한 연구와 자비에 대한 보다 통합적인 접근이 요구된다.

참 고 문 헌

- 김경의, 이금단, 조용래, 채숙희, 이우경 (2008). 한국판 자기-자비 척도의 타당화 연구. *한국심리학회지: 건강*, 13(4), 1023-1044. <https://doi.org/10.17315/kjhp.2008.13.4.012>
- 김수연, 박원주 (2023). 자기자비가 타인자비에 미치는 영향: 정서인식 명확성과 공감의 매개효과를 중심으로. *인문사회* 21, 14(2), 2881-2896. <https://doi.org/10.22143/HSS21.14.2.198>
- 박성희 (1994). 공감, 공감적 이해. 원미사.
- 박세란 (2016). 자기자비가 타인의 안녕에 대한 관심에 미치는 영향. *인지행동치료*, 16(2), 187-212. <https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART002121000>
- 박세란 (2022). 자비적 참여행동 척도 타당화 연구. *한국심리학회지: 건강*, 27(3), 563-587. <http://doi.org/10.17315/kjhp.2022.27.3.007>
- 신희천, 최태한 (2013). 한국판 단축형 자비적 사랑 척도의 타당화. *인간이해*, 34(2), 241-261. <https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART002121000>
- 윤명숙 (2010). 가톨릭신자의 문화성향, 천사회적 행동, 종교성향 및 지혜의 관계 [석사학위논문, 서강대학교 교육대학원]. dCollection@sogang. <http://dcolle>

- ction.sogang.ac.kr:8089/dcollection/jsp/common/DcLoOrgPer.jsp?sltemId=000000046004
- 이호준, 이희경 (2018). 자기자비가 타인자비에 미치는 영향: 긍정정서와 사회적 유대감의 매개효과. *재활심리연구*, 25(3), 415-428. <https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART002388065>
- 임영진, 고영건, 신희천, 조용래 (2012). 정신적 웰빙 척도 (MHC-SF)의 한국어판 타당화 연구. *한국심리학회지: 일반*, 31(2), 369-386. <https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001669258>
- 전명민, 이희경 (2011). 다차원적 완병주의와 우울, 주관적 안녕감 간의 관계: 사회적 유대감의 매개효과. *인간이해*, 32(1), 67-83. <https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001559755>
- 최보라 (2007). 사회적 바람직성 척도 타당화 [석사학위논문, 이화여자대학교 대학원]. dCollection@ewha. <http://www.dcollection.net/handler/ewha/000000027723>
- 하현주 (2018). 건강한 자비의 함양을 위한 불교와 심리학의 학제적 고찰. *불교학연구*, 54, 269-297. <http://doi.org.proxy.cau.ac.kr/10.21482/jbs.54.201803.269>
- 황인호 (2010). 학교상담에서 교사의 심리적 안녕감과 공감능력, 직무효율성이 교사의 상담만족도에 미치는 영향. *청소년시설환경*, 8(4), 83-91. <https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001498519>
- Alamer, A. (2022). Exploratory structural equation modeling (ESEM) and bifactor ESEM for construct validation purposes: Guidelines and applied example. *Research Methods in Applied Linguistics*, 1(1), Article 100005. <https://doi.org/10.1016/j.rmal.2022.100005>
- Asparouhov, T., & Muthen, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 397-438. <https://doi.org/10.1080/10705510903008204>
- Brenner, R. E., Heath, P. J., Vogel, D. L., & Credé, M. (2017). Two is more valid than one: Examining the factor structure of the Self-Compassion Scale (SCS). *Journal of Counseling Psychology*, 64(6), 696-707. <https://doi.org/10.1037/cou0000211>
- Castilho, P., Pinto-Gouveia, J., & Duarte, J. (2015). Evaluating the multifactor structure of the long and short versions of the Self-Compassion Scale in a clinical sample. *Journal of Clinical Psychology*, 71(9), 856-870. <https://doi.org/10.1002/jclp.22187>
- Cho, H., Noh, S., Park, S., Ryu, S., Misan, V., & Lee, J. (2018). The development and validation of the Lovingkindness-Compassion Scale. *Personality and Individual Differences*, 124, 141-144. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.12.019>
- Cosley, B. J., McCoy, S. K., Saslow, L. R., & Epel, E. S. (2010). Is compassion for others stress buffering? Consequences of compassion and social support for physiological reactivity to stress. *Journal of Experimental Social Psychology*, 46(5), 816-823. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2010.04.008>
- Davis, M. H. (1980). A multidimensional approach to individual differences in empathy. *JSAS Catalog of Selected Documents in Psychology*, 10, 85.
- Gilbert, P., Catarino, F., Duarte, C., Matos, M., Kolts, R., Stubbs, J., Ceresatto, L., Duarte, J., Pinto-Gouveia, J., & Basran, J. (2017). The development of compassionate engagement and action scales for self and others. *Journal of Compassionate Health Care*, 4(1), 1-24. <https://doi.org/10.1186/s40639-017-0033-3>
- Gilbert, P., & Procter, S. (2006). Compassionate mind training for people with high shame and

- self-criticism: A pilot study of a group therapy approach. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 13(6), 353-379. <https://doi.org/10.1002/cpp.507>
- Hadgett, L. F. (2019). *The relationship between compassion, burnout and well-being in teachers and other professionals* [Doctoral dissertation, University of Hull]. ProQuest Dissertations and Theses Global. <https://ethos.bl.uk/OrderDetails.do?uin=uk.bl.ethos.788909>
- Keyes, C. L., Wissing, M., Potgieter, J. P., Temane, M., Kruger, A., & Van Rooy, S. (2008). Evaluation of the Mental Health Continuum - Short Form (MHC - SF) in setswana speaking South Africans. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 15(3), 181-192. <https://doi.org/10.1002/cpp.572>
- Lee, R. M., Matthew, D., & Lee, S. (2001). Social connectedness, dysfunctional interpersonal behaviors, and psychological distress: Testing a mediator model. *Journal of Counseling Psychology*, 48(3), 310-318. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.48.3.310>
- Lee, R. M., & Robbins, S. B. (1995). Measuring belongingness: The Social Connectedness and the Social Assurance scales. *Journal of Counseling Psychology*, 42(2), 232-241. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.42.2.232>
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98(2), 224-253. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.98.2.224>
- Marsh, H. W., Morin, A. J., Parker, P. D., & Kaur, G. (2014). Exploratory structural equation modeling: An integration of the best features of exploratory and confirmatory factor analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10, 85-110. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700>
- 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. <https://doi.org/10.1002/cpp.2005>
- Neff, K. D. (2003). The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity*, 2(3), 223-250. <https://doi.org/10.1080/15298860309027>
- Neff, K. D., Pisitsungkagarn, K., & Hsieh, Y. P. (2008). Self-compassion and self-construal in the United States, Thailand, and Taiwan. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 39(3), 267-285. <https://doi.org/10.1177/0022022108314544>
- Neff, K. D., & Vonk, R. (2009). Self-compassion versus global self-esteem: Two different ways of relating to oneself. *Journal of Personality*, 77(1), 23-50. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2008.00537.x>
- Prommmer, E., Neff, K. D., & Tóth-Király, I. (2019). The development and validation of the Compassion Scale. *Assessment*, 27(1), 1-19. <https://doi.org/10.1177/1073191119874108>
- Sahdra, B. K., Ciarrochi, J., Fraser, M. I., Yap, K., Haller, E., Hayes, S. C., & Gloster, A. T. (2023). The compassion balance: Understanding the interrelation of self-and other compassion for optimal well being. *Mindfulness*, 14(8), 1997-2013. <https://doi.org/10.1007/s12671-023-02187-4>
- Sprecher, S., & Fehr, B. (2005). Compassionate love for close others and humanity. *Journal of Social and Personality Relationships*, 22(5), 629-651. <https://doi.org/10.1177/0265407505056439>
- 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. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2016.05.004>

원고접수일: 2024년 7월 1일

논문심사일: 2024년 9월 9일

게재결정일: 2024년 12월 23일

한국심리학회지: 건강
The Korean Journal of Health Psychology
2025. Vol. 30, No. 1, 131 - 148

Validation of Korean Version of Compassion Scale

Young sun Ra	Noh won Park	Myoung Ho Hyun
Department of Psychology, Chung-Ang University	Department of Educational Psychology, University of Georgia	Department of Psychology, Chung-Ang University

This study aimed to adapt and validate a Korean version of the Compassion Scale (CS) developed by Pommier et al. (2019). A survey was conducted with adults aged 19 years or more. Factor analysis results indicated that the four-factor correlated model demonstrated acceptable fit indices and factor loadings. However, kindness and mindfulness factors showed a high correlation. The three-factor (kindness, common humanity, and indifference) ESEM model, in which kindness and mindfulness were combined into a single factor, showed the most appropriate factor structure. The internal consistency of the Korean version of the Compassion Scale (K-CS) and its subscales was satisfactory. Validity testing revealed that the K-CS had significant positive correlations with Compassionate Love, Empathic Concern, and Social Connectedness scales. After controlling for demographic variables and social desirability, hierarchical regression analysis revealed that compassion significantly accounted for additional variance in mental well-being and prosocial behavior. These results suggest that the K-CS is a reliable and valid tool for measuring compassion towards others. Implications and limitations of this study, along with suggestions for future research, are discussed.

Keywords: Compassion Scale, factor analysis, reliability, validity, prosocial behavior, mental well-being

부록. 한국판 자비 척도

■ 각 문항을 주의 깊게 읽고, 문항에 기술되어 있는 방식대로 얼마나 자주 행동하는지 **여러분의 실제 경험을 반영하여** 응답해 주십시오. 자신을 잘 나타내는 정도에 따라서 우측 숫자에 O 표시해 주십시오.

문 항 내 용	전혀 아니다	아니다	보통 이다	그렇다	매우 그렇다
1. 다른 사람들이 고민을 이야기할 때, 세심한 주의를 기울인다.	1	2	3	4	5
2. 만일 누군가 어려운 시기를 겪고 있다면, 그 사람을 배려하려고 노력한다.	1	2	3	4	5
3. 다른 사람들의 문제에 관심이 없다.	1	2	3	4	5
4. 사람들이 가끔 우울함을 느끼는 것은 인간 존재의 일부분임을 깨닫는다.	1	2	3	4	5
5. 사람들이 말을 하지 않아도, 속상해 보이면 나는 알아차린다.	1	2	3	4	5
6. 어려운 시기를 겪는 사람들 곁에 있어 주려고 한다.	1	2	3	4	5
7. 다른 사람들의 걱정애 대해 거의 생각하지 않는다.	1	2	3	4	5
8. 모든 사람은 약점을 가지고 있으며 아무도 완벽하지 않다는 것을 인식하는 것이 중요하다고 느낀다.	1	2	3	4	5
9. 사람들이 자신의 문제를 이야기할 때, 인내심을 가지고 듣는다.	1	2	3	4	5
10. 불행한 사람들을 보면 마음이 쓰인다.	1	2	3	4	5
11. 많은 고통을 겪고 있는 사람들을 피하려고 노력한다.	1	2	3	4	5
12. 고통은 단지 보편적인 인간 경험의 일부분이라고 느낀다.	1	2	3	4	5
13. 사람들이 자신의 문제를 이야기할 때, 상황에 대한 균형적인 관점을 유지하려고 노력한다.	1	2	3	4	5
14. 다른 사람들이 슬퍼할 때, 그 사람들을 위로하려고 노력한다.	1	2	3	4	5
15. 다른 사람들이 힘든 일을 겪을 때, 그 사람들과 정서적으로 소통하는 것이 어렵다.	1	2	3	4	5
16. 다른 사람들과 차이점이 있지만, 모든 사람이 나처럼 고통을 느낀다는 것을 알고 있다.	1	2	3	4	5