

한국판 자기자비 척도의 요인 타당성 연구

Study of Factor Validity of Korean Version Self-Compassion

구도연, 정민철
한국종합심리상담교육센터

Do-Yeon Ku(9inja@hanmail.net), Min-Chul Jung(mcjworld@hanmail.net)

요약

자기자비 척도(Self-Compassion Scale: SCS)는 Neff(2003a)에 의해 개발되었고, 국내에서는 김경의, 이금단, 조용래, 채숙희, 이우경(2008)에 의해 번안 및 타당화 되었다. 하지만, 원칙도와 한국판 자기자비 척도가 대학생만을 대상으로 타당화 한 제한점이 있고, 자기자비 척도의 요인 구조가 일관되지 않는다는 국외 연구 결과도 보고되고 있다. 따라서 본 연구에서는 18세에서 79세의 성인 435명을 대상으로 설문한 자료를 바탕으로 자기자비 척도의 요인 타당성을 검증하였다. 이를 위해 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 실시하였고, 확인적 요인분석에서는 2요인, 3요인, 6요인 구조 세 가지 모형으로 구성하여 모형의 적합도를 비교 검증하였다. 분석결과, 탐색적 요인분석에서 6개의 요인이 나타났으며, 확인적 요인분석에서도 6요인 구조가 가장 적합한 것으로 나타났다.

■ 중심어 : | 자기자비 | 탐색적 요인분석 | 확인적 요인분석 |

Abstract

Self-Compassion(SCS) Scale is developed by Neff(2003a) and translated by Kim, Lee, Cho, Chae, Lee(2008). But, there is the limitation with validation SCS and Korean version Self-Compassion(K-SCS) performed in college students and the incoherence for the results of the scale's factor analysis in other countries. Therefore, this study examined the validity of factor structure in SCS based on data in 435 adult aged from 18 to 79. For this, we conducted exploratory factor analysis(EFA) and confirmatory factor analysis(CFA), and we examined the each adequacy of two-factor, tree-factor and six-factor model. The result of EFA supported six-factor and the result of CFA was the six factor model best as well.

■ keyword : | Self-compassion | Exploratory Factor Analysis | Confirmatory Factor Analysis |

1. 서론

최근 연구자들은 자기자비(self-compassion)란 개념에 관심을 가지고 다양한 연구를 하였다[1]. 자비(慈悲)의 사전적 의미로는 '남을 깊이 사랑하고 가엾게 여기는 것'으로 모든 사람들이 고통에서 벗어나기를 바라는

의미가 내포되어 있고, 자신, 타인과 우주 등 모든 것과 연결되어 있다는 폭넓은 의미의 불교 용어다[2]. 불교의 명상 수행을 하는 과정에서 Neff는 자기자비를 심리학적인 개념으로 처음 발전시켰으며, 타인을 가엾게 여기듯 자신을 대하는 것을 자기자비라고 하였다. 이를 토대로 백인 21%, 아시아인 11%, 히스패닉 계 사람 4%,

접수일자 : 2016년 05월 27일
수정일자 : 2016년 06월 27일

심사완료일 : 2016년 06월 27일
교신저자 : 정민철, e-mail : mcjworld@hanmail.net

흑인 4%, 기타 6%의 민족으로 구성된 미국 대학생 391명(남 166명, 여 225명, 평균 20.91세)을 대상으로 자기자비 척도 개발 및 타당화 연구를 진행하였다. 그 결과, 자기친절(self-kindness)과 자기판단(self-judgement)을 1요인으로 가정했을 때보다 2요인으로 나누어 확인적 요인 분석 시행 시 더 나은 적합성을 보여 2요인으로 구분하였다. 이러한 방식을 사용하였을 때, 보편적 인간성(common humanity)과 고립(isolation), 마음챙김(mindfulness)과 과잉동일시(over-identification)도 각각 1요인 보다 2요인으로 나누는 것이 더 적합한 것으로 나타나, 자기자비 척도는 3요인이 아니라 6요인으로 구성되어 있음을 밝혔다. 이렇게 밝혀진 하위 요인을 구체적으로 살펴보면, 모든 인간은 고통과 불행을 겪는데 개인 혼자만 곤란을 겪는다고 여기고 스스로 고립되는 것이 아니라 고통은 누구나 경험할 수 있는 보편적인 요소라는 것을 알고 자신의 불완전성을 인정하는 것이 보편적 인간성이다. 이러한 불완전한 자기 존재와 실패에 대해 비난하기보다 무조건적인 자기가치를 인식하고 비판단적인 태도로 자기 자신을 수용하는 것이 자기친절이다. 또한, 실패와 좌절로 인해 고통을 경험할 수 있는데, 이 때 고통을 회피하고 과하게 반응하기보다 직면 및 수용하면서 알아차리는 것이 마음챙김이다[3][4].

최근 자기자비는 자존감과 다른 새로운 자기개념으로 주목 받고 심리적 안녕감 증가와 임상 증상 완화에 긍정적인 효과가 있다는 연구 결과가 보고되면서, 국내외에서 Neff가 개발 및 타당화한 자기자비 척도를 사용하여 더욱 활발한 연구가 진행되고 있다[5][6].

하지만, 자기자비 척도의 심리 측정적 접합성에 대한 증거가 부족하고, 척도의 요인 구조에 대한 보고가 일관되지 않음에도 세계 여러 나라에서 자기자비 척도가 폭넓게 사용되고 있어 우려의 목소리가 있다[7]. 또한, Neff가 척도 개발 및 타당화 할 시, 2요인 또는 3요인 등 비교 모형 구성없이 6요인 구조 모형만을 설정하여 적합도를 검증한 제한점이 있어, 자기자비 척도의 요인 구조 적합성에 대한 다른 가능성을 배제할 수 없다. 아울러, Neff는 위에서 언급한 것처럼 각 세 영역에서 각기 1요인과 2요인을 구성하여 확인적 요인분석을 하는

방식을 통해 6 요인 구조를 타당화 하였는데, 모든 문항을 동시에 분석하지 않아 동시에 분석할 경우 요인 구조 결과가 달라질 수도 있다. 게다가 대학생만을 대상으로 연구하여[3] 아동, 청소년, 성인, 노인 및 임상 군에 척도를 적용할 시에도 자기자비의 속성과 요인 구조가 적절할지 의문이다. 실제로 선행 연구에서 자기자비 척도의 요인 구조가 Neff의 주장과 다르다는 연구 결과가 보고되고 있다[7][8].

이처럼 Neff의 자기자비 척도 개발 및 타당화 연구의 제한점과 기존의 척도 타당성에 대한 비일관된 선행 연구의 결과를 고려해볼 때, 자기자비 척도의 타당성에 대한 연구가 필요하다.

II. 선행 연구 고찰

최근 들어 일본, 스페인, 그리스, 이탈리아 등 각기의 세계 여러 나라에서 영어 버전의 자기자비 척도가 자국의 언어로 번안되었고, 타당화 연구에서 Neff가 제시한 것처럼 6요인 구조가 확인되었다[9-12].

하지만, 자기자비 척도의 6요인 구조가 검증되지 않은 선행 연구들도 보고되었다. 대표적으로 López, Sandeman, Smink, Zhang, Sonderen, Ranchor와 Schroevers는 네덜란드에서 자기자비 척도의 타당화 연구를 하였다. 참여 대상의 연령은 20-97세(평균 54.9세)로 연령 범위가 넓었고, 1,643명의 비교적 큰 표본을 대상으로 하였다. 또한, Neff의 연구 방법과 다르게 모든 문항을 동시에 분석하였다. 확인적 요인 분석 결과 6요인 구조 확인은 실패하였다. 이에, 탐색적 요인 분석을 하자, 자기자비 척도는 긍정적 요인(자기친절, 보편적 인간성, 마음챙김)과 부정적 요인(자기판단, 고립, 과잉 동일시) 2요인으로 나뉘었다. 아울러, 부정적 요인은 반추, 신경증, 심리적 증상과 강한 상관이 있었으나, 이러한 변인들과 긍정적 요인의 상관은 적었다. 반면, 긍정적 요인은 긍정적 정서와 상당히 강한 상관을 보였다. 이에 대해 López 등은 Neff가 개발한 자기자비 척도가 자기자비 하나의 구조만을 측정하는 것이 아니라, 자기자비(self-compassion)와 자기비판(self-criticism)이라는

두 가지의 다른 과정을 측정하는 것일 수 있다고 해석하였다[7]. 이와 같은 맥락으로 Muris도 자기자비 척도에서 자기친절, 보편적 인간성, 마음챙김 3요인만이 진정한 자기자비 요소이므로 역채점 문항을 자기자비 척도에서 제거해야 한다고 주장하였다. 즉, 자기자비 척도에서 역 채점 문항으로 구성된 부정적 요인이 긍정적 요인보다 정신 병리와 더 강한 관련성이 있어, 부정적 요인을 포함한 자기자비 척도가 정신 병리에 강한 효과가 있는 것처럼 과장되는 것이라고 설명하였다[13]. 이외에도, López 등은 통계의 방법효과에 의해 자기자비 척도가 긍정적 문항과 부정적 문항 2 요인으로 나타난 가능성도 언급하였다[7].

Costa, Maróco, Pinto Gouveia, Ferreira와 Castilho의 자기자비 척도 타당화 연구에서는 일반 사람뿐만 아니라 경계선 성격장애, 불안장애, 섭식장애를 가진 임상군을 포함한 361명을 대상으로 하였고, 연령은 13-56세(평균25.19세)로 미국에서 진행되었다. 6요인, 상위 1요인, 2요인 모형을 구성하여 비교 검증 한 결과, 2요인 구조 모형이 가장 적합한 것으로 나타났다. 즉, López 등의 연구결과처럼 자기자비적인(self-compassionate)태도와 자기비판적인(self-critical)태도의 2요인 구조가 타당한 것으로 나타났다[8]. 이 연구는 임상군이 대상에 포함되고 비교 모형을 설정한 것이 기존의 선행 연구와 다른 점이다. 이처럼 국가와 참여 대상을 달리하고 여러 개의 요인 구조 모형을 비교한 국외의 일부 선행 연구에서 요인 구조가 개발자 Neff가 제시한 것과 다르게 보고되었다.

국내에서는 김경의, 이금단, 조용래, 채숙희와 이우경에 의해 Neff의 자기자비 척도가 한국판으로 번안 및 타당화 되어 현재 널리 쓰이고 있다(예: 문항 20번 “나는 어떤 일로 기분이 상하거나 화가 날 때, 내 감정에 휩싸이는 경향이 있다”, 23번 “나는 내 자신의 결점과 부족함에 대해 관대하다”). 검증 결과, 6요인 구조가 상위 1요인, 3요인 구조보다 더 좋은 적합도 지수를 나타내 자기자비 척도의 6요인 구조를 확인하였다. 하지만 연령이 19-27세(평균 20.01세)에 해당하는 대학생만을 대상으로 타당화한 제한점이 있어, 적용 대상을 다양한 연령 집단으로 확장하여 타당성을 연구해야 한다고 제

안하였다[14]. 이 후, 이우경과 이경민은 중년 여성 표본을 대상으로 한국판 자기자비 척도가 6요인 구조를 갖는다는 것을 확인하였으나, 대상이 중년 여성인 제한점이 있다. 모든 문항의 요인 부하량은 적절한 것으로 나타나 문항 삭제에 대한 고려는 배제되었다[15].

또 다른 한국판 자기자비 척도는 진현정과 이기학에 의해 번안 및 타당화 되었으나, 이 또한 대학생만을 대상으로 한 제한점이 있다. 연구 결과, 상위 1요인 구조는 적합하지 않았다는 김경의 등의 연구와 다르게, 상위 1요인 구조와 6요인 구조 모두 자기자비 척도에 적합한 것으로 나타났다. 또한, 문항 20번(“나는 화가 나면 감정 조절을 못한다”)의 요인 부하량이 .36으로 .40미만의 낮은 수준으로 나타나 문항의 적절성에 의문이 드는 결과가 나타났다[16]. 이 척도를 사용하여 심우엽은 초등학교 5,6학년생을 대상으로 아동용 자기자비 척도의 타당화를 시도하였다. 1요인, 2요인, 3요인, 6(26문항)요인, 6(24문항)요인으로 모형을 구성하여 검증한 결과, 요인 부하량이 .40이하인 문항 20번, 23번(“나는 내 자신의 단점이나 부족함을 있는 그대로 인정하는 편이다”)을 제외한 6(24문항) 요인구조 모형만이 적합한 것으로 나타났다[17]. 박민정의 연구에서도 초등학교 대상으로 진현정 등이 번안한 척도를 사용하여 타당성을 검증하였는데, 3요인보다 6요인 구조가 더 적합한 것으로 보고되었다. 하지만, 요인 부하량은 문항 23번이 .25, 20번이 .38로 낮은 설명량을 보였다[18]. 이는 김경의 등이 번안한 한국판 자기자비 척도 사용 시 요인 부하량이 낮은 문항이 아직까지 보고되지 않은 것과 대조된다.

기존의 선행 연구에서 자기자비의 6요인 간 상관분석 결과도 일치하지 않는다. 이탈리아에서 진행된 연구에서는 모든 6요인이 각 기 예상하는 방향으로 상관을 보였다[12]. 하지만, López 등의 연구에서는 보편적 인간성이 예상과 다르게 자기판단 및 과잉동일시와 유의한 정적 상관을 이뤘고 고립과의 상관은 유의하지 않았다[7]. 이우경 등의 연구에서는 자기친절은 자기판단과 고립, 보편적 인간성은 고립과 과잉동일시와의 상관에서 유의하지 않았다[15]. 이와 번안이 다른 진현정 등의 연구에서는 모든 하위 요인이 각 기 예상 가능한 방향대

로 유의한 상관을 보였다[16]. 진현정 등이 번안한 척도를 사용한 박민정의 연구에서는 자기친절이 자기비난과 유의한 정적 상관이 있었을 뿐, 나머지 하위 요인 간 유의한 상관은 전혀 나타나지 않았다[18].

상기의 국외 선행 연구 일부에서는 자기자비 척도의 요인구조가 일치하지 않았다. 한편, 국내의 선행 연구에서는 공통적으로 6요인 구조를 갖으나, 일부 연구에서는 상위 1요인 구조도 적합한 것으로 나타나 다소 불일치한다. 아울러, 번안에 따라 요인 부하량이 낮은 문항도 보고되었다. 또한, 각기 연구에 따라 요인 간 상관이 상당히 상이하게 나타나, 여전히 자기자비 척도의 심리측정적 적합성과 요인 구조 타당성에 대한 의문이 남아 있다. 따라서 본 연구에서는 다양한 연령대의 국내 성인을 대상으로 한국판 자기자비 척도의 요인을 탐색 및 확인하여 그 구조의 타당성을 검증하였다.

III. 연구 방법

자기자비 척도의 요인 구성을 알아보기 위해 탐색적 요인분석을 실시하였다. 이를 위해 고유값이 1.0 이상이 되는 요인을 기준으로 요인 수를 지정하였고, 일반적으로 가장 널리 사용되고 있는 직각회전(Orthogonal Factor Rotation) 중 요인 적재값 제곱의 분산이 최대가 되도록 요인의 축을 회전시키는 베리맥스(varimax) 회전을 통한 주성분 분석을 하였다.

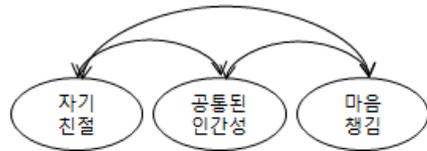
탐색적 요인 분석은 각 요인별 문항이 해당 요인과 얼마나 관계가 있는지 검증하여 측정 문항들을 우선적으로 정제하는 것이 목적이기 때문에 탐색적 요인분석을 통해 원척도에서 제안된 요인구조를 변경하기에는 어려움이 있다[19]. 따라서 이론적 배경을 바탕으로 제안된 원척도의 요인구조 모델을 구성하여 확인해 보는 검증이 필요하여 확인적 요인분석을 시행하였다. 이를 위해 위에서 언급한 것처럼 국외 선행연구에서 자기자비 척도의 요인 수가 다른 결과가 보고되어, 원 척도에서 제시한 6요인 구조를 비롯하여 2요인구조, 3요인구조 모형도 구성하여 모형의 적합성을 검증하였다.

모형1은 자기자비 척도가 자기친절 10문항, 보편적 인간성 8문항, 마음챙김 8문항, 3가지 요인으로 구성되

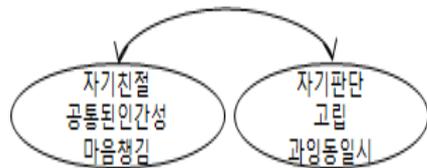
어 있고 요인 간 상관이 있다고 가정하였다. 예를 들어, 자기친절에는 “나는 마음이 아플 때, 내 자신을 사랑하려고 애를 쓴다”와 같은 정방향의 5문항과 “나는 내 자신의 결점과 부족한 부분을 못마땅하게 여기고 비난하는 편이다”와 같은 역방향의 5문항이 모두 포함되어 있다. 구체적으로 자기친절에는 문항 1, 5, 8, 11, 12, 16, 19, 21, 26의 10개의 문항이 포함되었다. 보편적 인간성에는 문항 3, 4, 7, 10, 13, 15, 18, 25의 8개 문항이 내포되었고, 마음챙김에는 그 외의 나머지 8문항이 포함되었다[그림 1].

모형2에서는 정적 문항인 자기친절 5문항 5, 12, 19, 23, 26, 보편적 인간성 4문항 3, 7, 10, 15, 마음챙김 4문항 9, 14, 17, 22이 하나의 요인으로, 역문항인 자기판단 5문항 1, 8, 11, 16, 21, 고립 4문항 4, 13, 18, 25, 그 나머지 과잉동일시 4문항을 하나의 요인으로 묶어 총 2요인으로 나누었고 2요인 간 상관을 가정하였다[그림 2].

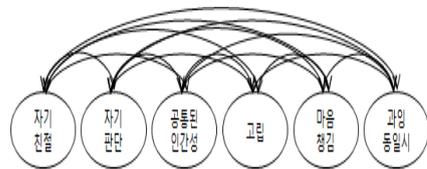
모형3에서는 자기자비 척도에서 자기친절, 자기판단, 보편적 인간성, 고립, 마음챙김, 과잉동일시 6요인으로 구성되어 있고, 서로 상관있다고 가정하였다[그림 3].



모형 1. 3요인 구조



모형 2. 2요인 구조



모형 3. 6요인 구조

그림 1. 구조 모형

1. 연구 대상

서울, 경기, 충청, 목포, 대전 지역에서 만 18세 이상의 성인을 대상으로 설문 조사를 실시하였다. 설문지 총 507부를 회수하였고, 불성실하게 답변한 설문 72부를 제외한 435명의 자료를 사용하였다.

2. 측정도구

한국판 자기자비 척도(Korean version of the Self-Compassion Scale, SCS). Neff가 개발하였고 국내에서는 김경의 등이 한국어로 번안 및 타당화 하였다. 척도는 총 26문항에 자기친절, 자기판단, 보편적 인간성, 고립, 마음챙김, 과잉 동일시의 6개의 하위 요인으로 구성되어 있다. 각 문항은 Likert 5점 척도로 '전혀 그렇지 않다(1점)', '약간 그렇지 않다(2점)', '보통이다(3점)', '약간 그렇다(4점)', '매우 그렇다(5점)'으로 평정된다. 고은정의 연구에서 전체 내적합치도(Cornbach's α)는 .90이었고, 각 내적합치도는 자기친절 .76, 자기판단 .79, 보편적 인간성 .76, 고립 .81, 마음챙김 .78, 과잉 동일시 .73이었다[20]. 본 연구의 전체 내적합치도(Cornbach's α)는 .82이었고, 자기친절 .76, 자기판단 .73, 보편적 인간성 .72, 고립 .72, 마음챙김 .73, 과잉 동일시 .69로 나타났다.

3. 분석방법

본 연구에서는 SPSS 18.0로 측정변인의 관계를 검토하였고, 자기자비 척도의 요인구조를 탐색 및 확인하기 위해 AMOS 10을 사용하였다.

IV. 결 과

1. 인구통계학적 특성

연구 참여자 435명의 성별은 남자 142명(32.6%), 여자 293명(67.4%)이었다. 학력은 높은 순서대로 13-16년(71.6%), 17년이상(16.7%), 12년이하(11.7%)로 분포되었다. 연령은 18-29세(43.4%), 30-39세(22.8%), 40-49세(18.4%), 50세이상(14.5%)이었다[표 1].

표 1. 인구통계학적 특성

구분	명수	%	
남	142	32.6	
여	293	67.4	
학력	12년 이하	51	11.7
	13-16년	306	71.6
	17년 이상	73	16.7
나이	18-29세	189	43.4
	30-39세	99	22.8
	40-49세	80	18.4
	50세 이상	63	14.5

2. 한국판 자기자비척도의 탐색적 요인분석

요인분석 적합성 검증 결과, Bartlett의 구형성 검증에서 유의확률이 0.05이하로 나타났고, KMO측도도 .877로 .08보다 커 요인분석하기에 무리가 없다고 판단된다[표 2]. 탐색적 요인분석 결과, 고유값이 1이 넘는 요인 6개가 추출되었고, 전체변량의 약 58.04%를 설명하였다. 하지만, 이론적으로 제안한 요인 내용 및 문항이 다른 구조로 요인이 구성되었고, 요인 부하량이 교차되는 문항이 다수 있었다[표 3].

구체적으로 살펴보면, 문항 11, 13, 20, 21, 24, 25이 하나의 요인으로 나타났으나, 이는 [표 3]에서 보는 바와 같이 Neff가 제시한 자기판단, 고립, 과잉동일시의 일부 문항이 섞여 묶였다. 두 번째 요인으로는 문항 1, 2, 4, 6, 16, 18이 묶였으나, 이 또한 Neff가 제시한 자기판단, 고립, 과잉동일시 문항으로 구성되었다. 세 번째 요인으로는 문항 9, 14, 15, 17, 26이 나타났으나, 마음챙김 세 문항 외에 자기친절과 보편적 인간성 문항이 섞여 있었다. 네 번째 요인으로는 문항 5, 12, 19, 22, 23으로 구성되어 있었고 자기친절 4 문항에 마음챙김 문항 22가 함께 섞여 있었다. 다섯 번째 요인으로는 문항 3, 7, 10으로 구성되었는데, 3 문항 모두 보편적 인간성에 해당하는 것이었다. 마지막으로 여섯 번째 요인에서는 문항 8만이 하나의 요인을 구성하였다.

표 2. 요인분석 적합성 검증

KMO와 Bartlett의 검정	
표준형성 적절성의 KMO측도	.877
Bartlett 구형성검정 근사 카이제곱	3944.295
자유도	325
유의확률	.000

3. 측정 변인 간 상관관계

자기자비는 하위 6요인과 모두 유의한 정적 상관을 보였다. 한편, 자기친절과 과잉동일시($r = .39, p > .05$)의 상관은 유의하지 않았고, 마음챙김은 자기판단($r = -.01, p > .05$), 고립($r = .05, p > .05$), 과잉동일시($r = -.06, p > .05$) 세 가지 각 요인과 유의한 상관을 보이지 않았다[표 3].

표 3. 측정 변인 간 상관관계

	1	2	3	4	5	6	7
1 자기친절	1						
2 자기판단	.14**	1					
3보편적 인간성	.52**	-.10*	1				
4 고립	.11*	.54**	-.20	1			
5 마음챙김	.65**	-.01	.59**	.05	1		
6 과잉동일시	.39	.60**	-.22**	.62**	-.06	1	
7 자기자비	.69*	.56**	.50**	.64**	.58**	.55**	1
M	13.61	22.80	11.25	11.06	12.16	14.10	84.99
SD	3.80	3.84	2.40	3.25	3.34	3.15	11.96

4. 한국판 자기자비 척도의 확인적 요인분석

일반적으로 적합도 지수를 통해 모형의 적절성을 평가하는데, GFI, TLI, CFI의 적합도 지수가 .90이상이며 모형의 적합도가 좋은 것으로 판단한다. RMSEA는 .05 미만이면 좋은 적합도, .08미만이면 괜찮은 적합도, .10 미만이면 보통 적합도이며, .10보다 크면 나쁜 적합도로 본다[21][22].

확인적 요인분석 결과, 모형3의 적합도지수를 보면 GFI, TLI, CFI가 .90 이상은 되지 않으나 .90에 근사하고, RMSEA가 .08보다 작아 비교적 수용할만하였다. 하지만, 모형1의 적합도는 상당히 미흡한 수준으로 나타나 기각하였다. 모형2는 RMSEA는 비교적 괜찮으나 TLI가 .8에 못 미쳐 다소 부적합한 지수를 보였다. 모형3의 적합도 지수도 수집된 자료에 충분히 만족할만한 수준이 아니어서, 김경의 등의 연구에서처럼 모형3(상관된 6요인)을 수정하였다[14]. 모형3에서 마음챙김 문항 중 22번이 자기친절에도 교차 부하되어 모형에서 22번과 자기친절의 상관을 허용하였다. 더불어 문항 20번과 26번의 오차항, 24번과 25번의 오차항 등 오차항 간 상관을 연결하는 방식으로 수정모형을 구성하자,

일반적으로 적합도 지수를 통해 모형의 적절성을 평가하는데, GFI, TLI, CFI의 적합도 지수가 .90이상이며 모형의 적합도가 좋은 것으로 판단한다. RMSEA는 .05 미만이면 좋은 적합도, .08미만이면 괜찮은 적합도, .10 미만이면 보통 적합도이며, .10보다 크면 나쁜 적합도로 본다[21][22].

표 4. 자기자비 척도의 표준화된 요인 부하량

문항	1	2	3	4	5	6
24(과잉동일시)	.78	.12	.11	-.07	-.07	.07
25(고립)	.66	.30	.83	-.03	.09	.14
20(과잉동일시)	.61	.15	-.20	.12	-.20	-.01
13(고립)	.53	.50	.07	-.16	.20	-.08
21(자기판단)	.51	.14	-.18	.04	-.04	-.19
11(자기판단)	.49	.48	.05	.12	-.04	-.16
4(고립)	.01	.73	.10	.01	-.08	.16
1(자기판단)	.23	.64	-.12	.17	-.06	-.14
2(과잉동일시)	.33	.59	.03	-.01	-.14	-.04
18(고립)	.35	.58	.08	-.18	.12	.12
16(자기판단)	.50	.52	-.07	.17	-.06	-.27
6(과잉동일시)	.35	.51	-.12	.24	-.33	-.11
17(마음챙김)	.05	-.11	.79	.12	.14	-.08
14(마음챙김)	-.13	.11	.76	.20	.05	-.05
9(마음챙김)	.03	-.02	.61	.25	.21	.19
26(자기친절)	-.12	.26	.48	.38	.13	.03
15(보편적인간성)	-.22	.17	.45	.35	.39	.19
19(자기친절)	.06	-.04	.37	.69	.03	.02
23(자기친절)	-.11	.20	-.36	.67	.08	.02
12(자기친절)	.09	-.03	.43	.61	.12	-.01
22(마음챙김)	.04	-.04	.31	.58	.21	-.07
5(자기친절)	.20	-.02	.22	.57	.30	.20
7(보편적인간성)	-.15	-.07	.06	.17	.73	.08
3(보편적인간성)	.18	-.18	.32	.07	.69	-.02
10(보편적인간성)	-.11	.01	.14	.32	.65	-.12
8(자기판단)	-.04	-.02	-.02	.07		.88

표 5. 각 모형의 적합도

모형	χ^2	df	GFI	TLI	CFI	RMSEA(90% CI)
모형1(상관 3요인)	2382.276	296	.555	.382	.437	.126(.122-.131)
모형2(상관 2요인)	1000.037	298	.835	.793	.811	.073(.068-.078)
모형3(상관 6요인)	783.175	284	.869	.846	.865	.063(.058-.068)
수정모형(상관 2요인)	566.804	274	.908	.906	.921	.049(.043-.055)
수정모형(상관 6요인)	554.026	272	.910	.909	.924	.048(.043-.054)

RMSEA .50보다 작고 TLI, CFI 등이 .90보다 커 수정 모형이 본 자료에 적합한 것으로 나타났다. 한편, 기존의 Costa 등의 연구에서는 문항 12번과 19번, 3번과 7번, 7번과 10번의 오차항의 상관을 연결하는 수정방식을 통해 2요인 구조에서 더 좋은 적합도 지수를 보였다는 보고가 있었다[8]. 아울러, 상기에서 모형 3에 수정을 가하여 적합도 지수가 좋아지는 결과가 나타나, 상관 2요인 모형에도 오차항의 상관을 허용하는 방식으로 수정을 가하여 모형의 적합도를 비교하는 것이 필요하다고 판단하였다. 이에, 모형2(상관 2요인)에 문항 3번과 10번의 오차항, 14번과 17번의 오차항 등 오차항 간의 상관을 연결하여 모형을 수정하였다. 그 결과, 수정된 모형 2도 본 자료에 적합한 것으로 나타났다. 하지만, 수정되지 않은 모형에서 모형 3이 수용할 만한 적합도 지수를 보였고 수정모형에서도 가장 나은 적합도 지수를 보여, 본 연구에서는 수정된 상관 6요인 모형이 본 자료에 가장 적합한 것으로 판단하였다[표 5].

V. 논 의

본 연구에서는 대학생을 중심으로 김경의 등이 번안 및 타당화 한 한국판 자기자비척도가 다양한 연령의 성인 집단을 대상으로 할 때 6요인 구조가 타당한지 검증하기 위해 요인분석을 실시하였다. 탐색적 요인분석 결과, 요인이 6개인 것으로 나타났다. 이는 López 등의 연구에서 탐색적 요인분석 후 자기자비와 자기비판 2요인으로 나뉜 것과 다른 결과다.

자기친절 5문항 중 4문항이, 보편적 인간성 4문항 중 3문항이, 마음챙김 4문항 중 3문항이 각 요인을 이루며, 비교적 원칙도에서 제시한 문항으로 요인이 구성되었

다. 하지만, 자기판단, 고립, 과잉동일시 영역에서는 원칙도에서 제시한 요인별로 문항이 묶이지 않았고, 각 문항이 교차 부하되는 경우가 다수 있었다. 즉, 첫 번째와 두 번째 요인에서는 자기판단, 고립, 과잉동일시문항이 섞여 두 요인으로 나뉘었고 원칙도에서 제시한 것처럼 3요인에 따라 문항이 명확하게 구분되지 않았다. 특히, 자기판단에 해당하는 8번 문항(“나는 정말로 힘들 때, 내 자신을 더욱 모질게 대하는 경향이 있다”)의 경우, 단독으로 하나의 요인을 구성하였는데, 이는 ‘극기(克己)’와 ‘수신제가(修身齊家)’를 미덕으로 삼는 한국의 유교 문화적 특성에 영향 받아 자기판단이 아닌 다른 차원으로 이해되었을 가능성이 있다. 기존의 Neff, Pisitsungkagarn와 Hsiehm의 연구에서는 미국, 태국과 타이완 세 나라에서 대학생들을 대상으로 자기자비를 비교하였다. 그 결과, 불교인이 국민의 대부분인 태국에서 자기자비 수준이 가장 높았고, 다음으로 개인주의적인 문화가 바탕인 미국이 높았다. 가장 낮은 수준의 자기자비를 보인 나라는 타이완의 대학생들이었는데, 이는 자기 자신에 대해 냉정하게 판단하는 등 유교의 문화적 배경에 영향을 받았을 가능성이 있다[23]. Neff도 불교문화에 친숙한 아시아권 나라가 서양권보다 자기자비 수준이 높을 수 있지만, 한편으로는 자기 탓을 하는 문화 때문에, 오히려 자기자비 수준이 낮을 가능성을 언급하였다[3]. 하지만, 아직까지는 문화에 따른 자기자비 차이를 살펴본 연구가 미비하기 때문에, 이에 대한 연구가 필요하다.

확인적 요인분석 결과에서는 국내 성인을 대상으로 한 본 연구에서도 김경의 등의 연구에서처럼 자기자비 척도의 6요인 구조가 가장 적합한 것으로 나타났다[10]. Neff도 자기자비의 요인 구조로 6요인을 지지하였다[3]. 자기판단 수준이 낮은 것이 자기친절 수준이 높다

는 것을 반드시 의미하는 것이 아니며, 보편적 인간성과 마음챙김 수준이 낮다고 해서 고립과 과잉동일시 수준이 높은 것을 필히 의미하는 것은 아니기 때문에 3요인은 적합하지 않다고 하였다. 아울러, 자기자비 척도가 자기친절, 보편적 인간성, 마음챙김의 세 가지 요인에서 평균이 같더라도 자기판단, 고립, 과잉동일시와 같은 요인에서 점수가 낮다면 자기자비가 낮은 것으로 해석할 수 있는 이유로 자기자비에서 비자비적인 3가지 요인까지 자기자비에 포함되어야 한다고 주장하였다[24]. Gilbert는 고통에 대해 자비로운 방식으로 반응하면 부교감 신경이 활성화 되고 자비롭지 못한 방식으로 반응할 때는 교감신경이 활성화 된다는 신경체계를 근거로 자기자비를 긍정적 및 부정적 측면 2요인으로 나눌 것을 주장하였다[25]. 하지만, Neff는 이 두 신경 시스템이 지속적으로 상호작용하고 연관되어 있어 두 요인이 관련 없이 완전히 분리되어 있는 것이 아니며 하나의 체계가 활성화되면 다른 신경계는 비활성화 되는 등 서로 균형을 이루는 것처럼 자기자비는 6가지 요인들이 서로 관계하여 시너지작용을 하는 역동적인 시스템으로 설명하였다[24].

한편, 수정된 2요인 구조 모형의 적합도 지수가 수정된 6요인 모형만큼 좋은 적합성을 보여 자기자비 척도의 2요인 구조 가능성을 완전히 배제하기는 어렵다. 임상군이 포함된 참여자를 대상으로 한 기존 연구와 연구 대상자가 1,643명으로 대규모 표집을 통해 연구한 네덜란드 선행 연구에서 2요인 구조가 적합한 것으로 나타난 만큼[7][8], 한국에서 연구 대상과 표본의 크기를 달리 했을 경우 자기자비 척도의 6요인 구조가 일관되게 검증될지에 대한 의문은 여전히 존재하여, 한국판 자기자비 척도의 타당성에 대한 연구가 더 필요하다.

상관 분석에서는 자기자비의 요인 간 상관 분석에서는 예상대로 자기자비는 각 하위 6요인과 정적 상관이 있었다. 한편, 각 하위 요인 간에서는 자기친절과 과잉동일시, 자기판단과 마음챙김, 마음챙김과 고립, 마음챙김과 과잉동일시의 상관은 유의하지 않았다. 김경의 등의 연구에서도 자기판단과 마음챙김, 자기판단과 보편적 인간성, 과잉동일시와 보편적 인간성은 유의한 상관을 보이지 않았는데[14], 두 연구에서 공통적으로 자기

판단과 마음챙김 간 상관이 유의하지 않았다. 기존의 선행 연구에서도 하위 요인 간 상관이 상당히 일치하지 않았다. 이것이 자기자비 척도의 각 요인이 각기 다른 차원의 개념이기 때문인지, 변안의 차이에 의한 것인지 추후 연구가 요구된다. 또한, 본 연구에서는 문항 별 요인 부하량은 모든 문항이 .40이상으로 나타나 심우엽의 연구 결과에서 보고된 것처럼 삭제해야할 문항은 없었다. 김경의 등이 변안한 척도를 사용한 선행 연구에서는 요인 부하량이 적절한 수준 이상으로 나타난 반면, 진현정 등이 변안한 척도 사용 연구에서는 요인 부하량이 낮은 문항이 나타났다. 터키에서 진행된 연구에서도 문항 1번의 요인 부하량이 .04, 문항 22번이 .36으로 적절한 수준 이하의 두 문항이 보고되었다[26]. 이러한 결과에서 영어 버전 척도의 변안 차이 가능성을 고려할 수 있다. 이와 함께, 연구 참여자들이 설문 작성 시 문항이 길고 이해하기 어려웠다는 피드백도 있어 한국판으로 변안된 문항들에 대한 재검토가 필요해 보인다.

본 연구를 통해 한국판 자기자비 척도가 다양한 연령의 성인을 대상으로 하여도 6요인 구조로 구성되어 있음을 확인하였다. 이는 대학생 정상인 집단만을 대상으로 타당화한 제한점을 극복하고 다양한 연령의 집단을 대상으로 요인 구조를 검증하였다는데 본 연구의 의의가 있다. 하지만, 자기자비 척도의 2요인 구조 가능성도 배제할 수 없어, 추후 큰 표본이나 임상군을 포함한 참여자를 대상으로 하여 요인 타당성 연구가 더 필요하다.

마지막으로 다양한 연령대의 성인을 대상으로 요인 구조를 확인하였으나 노인층의 비율이 상대적으로 낮은 것은 제한점이다. 따라서 연구 대상을 고연령층까지 확장한 연구가 필요하다. 아울러, 국외 선행연구에서는 단축형 자기자비 척도 타당화를 시도하고 있는데, 국내 연구에서도 단축형 자기자비 척도를 타당화 하여 실제 생활이나 임상 장면에서 사용할 수 있다면 유용할 것으로 생각된다.

참고 문헌

- [1] 박지선, “자기자비, 대학생활스트레스, 스트레스 대처전략 간 관계,” 스트레스연구, 제22권, 제3호, pp.131-138, 2014.
- [2] 조현주, “자기비판과 우울관계에서 지각된 스트레스와 자기자비효과,” 한국건강심리학회지, 제16권, 제1호, pp.49-62, 2011.
- [3] K. D. Neff, “Self-compassion: An alternative conceptualization of a healthy attitude toward oneself. *Self and Identity*,” *The Journal of the International Society for Self and Identity*, Vol.2, pp.85-101, 2003a.
- [4] K. D. Neff, “The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity*,” *The Journal of the International Society for Self and Identity*, Vol.2, pp.223-250, 2003b.
- [5] 박세란, 이훈진, “자존감, 자기자비와 심리적 부적응 및 안녕감의 관계,” 한국심리학회: 임상, 제32권, 제1호, pp.123-139, 2013.
- [6] 이선영, “자기자비와 불안 및 강박과의 관계에서 매개변인으로서의 사고 억제,” 한국심리학회: 임상, 제32권, 제4호, pp.835-851, 2013.
- [7] A. López, R. Sanderman, A. Smink, Y. Zhang, E. van Sonderen, A. Ranchor, and M. J. Schroevers, “A reconsideration of the Self-Compassion Scale’s total score: self-compassion versus self-criticism,” *PLoS One*, Vol.10, No.7, 2015.
- [8] J. Costa, J. Marôco, J. Pinto Gouveia, C. Ferreira, and P. Castilho, “Validation of the psychometric properties of the Self-Compassion Scale. Testing the factorial and factorial invariance of the measure among borderline personality disorder, anxiety disorder, eating disorder and general populations,” *Clinical Psychology Psychotherapy*, 2015.
- [9] K. Arimitsu, “Development and validation of the Japanese version of the Self-Compassion Scale,” *The Japanese Journal of Psychology*, Vol.85, No.1, pp.50-59, 2014.
- [10] J. Garcia-Campayo, M. Navarro-Gil, E. Andrés, J. Montero-Marin, L. López-Artal, and M. M. Demarzo, “Validation of the Spanish versions of the long (26 items) and short (12 items) forms of the Self-Compassion Scale (SCS),” *Health and Quality of Life Outcomes*, Vol.12, No.1, pp.1-9, 2014.
- [11] M. Mantzios, J. C. Wilson, and K. Giannou, “Psychometric properties of the Greek versions of the self-compassion and mindful attention and awareness scales,” *Mindfulness*, Vol.6, No.1, pp.123-132, 2013.
- [12] N. Petrocchi, C. Ottaviani, and A. Couyoumdjian, “Dimensionality of Self-Compassion: Translation and construct validation of the Self-Compassion Scale in an Italian scale,” *Journal of Mental Health*, pp.1-6, 2013.
- [13] P. Muris and N. Petrocchi, “Protection or vulnerability? A meta analysis of the relations between the positive and negative components of Self-Compassion and psychopathology,” *Clinical psychology and psychotherapy*, Vol.35, pp.514-524, 2016.
- [14] 김경의, 이금단, 조용래, 채숙희, 이우경, “한국판 자기-자비 척도의 타당화 연구,” 한국심리학회지: 건강, 제13권, 제4호, pp.1023-104, 2008.
- [15] 이우경, 이경민, “지역사회에 거주하는 성인 여성을 대상으로 한 한국판 자기자비 척도의 타당화 연구,” 대한신경정신의학회, 제49권, pp.193-200, 2009.
- [16] 진현정, 이기학, “Self-Compassion Scale 한국 번역판의 타당화 연구,” 청소년상담연구, 제17권, 제2권, pp.1-20, 2009.
- [17] 심우엽, “초등학교용 자기자비 검사의 타당화 연구,” 한국초등교육, 제24권, 제4호, pp.19-36, 2013.
- [18] 박민정, 초등학교용 자기자비 검사의 타당화 연구, 춘천교육대학교 교육대학원, 석사학위청구논문

문, pp.1-52, 2013.

- [19] 이순목, *요인분석의 기초*, 서울교육과학사, 2000.
- [20] 고은정, *자기자비와 자존감이 부정적 생활사건 경험 시 정서에 미치는 영향*, 고려대학교 대학원, 석사학위청구논문, pp.1-65, 2014.
- [21] 허준, *허준의 쉽게 따라하는 Amos 구조방정식 모형*, 한나래출판사, 2013.
- [22] 유일, 김소라, “구조방정식을 이용한 대학졸업예정자들의 구직의도 영향요인 및 인과구조 분석,” *한국콘텐츠학회논문지*, 제13권, 제11호, pp.198-212, 2013.
- [23] K. D. Neff, K. Pisitsungkagarn, and Y. Hsieh, “Self-compassion and self-construal in the United States, Thailand, and Taiwan,” *Journal of Cross-Cultural Psychology*, Vol.39, No.3, pp.267-285, 2008.
- [24] K. D. Neff, “The Self-Compassion Scale is a valid and theoretically coherent measure of self-compassion,” *Mindfulness*, Vol.7, No.1, pp.264-274, 2016a.
- [25] P. Gilbert, K. McEwan, M. Motos, and A. Ravis, “Fears of compassion: development of three self-report measures,” *Psychol Psychother*, Vol.84, pp.239-255, 2011.
- [26] M. E. Deniz, S. Kesici, and A. S. Sumer, “The validity and reliability of the Turkish version of the Self-Compassion Scale,” *Social Behavior and Personality*, Vol.36, pp.1151-1160, 2008.

저 자 소 개

구도연(Do-Yeon Ku)

정회원



- 2013년 2월 : 성신여자대학교 심리학과(석사)
- 2016년 2월 : 임상심리전문가 수련3과정 수료
- 현재 : 정신보건임상심리사2급

<관심분야> : 성격장애, 우울증, 마음챙김

정민철(Min-Chul Jung)

정회원



- 2005년 2월 : 성신여자대학교 심리학과(석사)
- 2013년 2월 : 성신여자대학교 심리학과(박사)
- 현재 : 한국종합심리상담교육센터

<관심분야> : 부부치료, 성치료, 성범죄