

한국심리학회지: 건강
The Korean Journal of Health Psychology
2008. Vol. 13, No. 4, 1023 - 1044

한국판 자기-자비 척도의 타당화 연구 : 대학생을 중심으로

김 경 의 [†]	이 금 단	조 용 래	채 숙 희	이 우 경
울지대학병원 정신과	마음사랑병원 임상심리실	한림대학교 심리학과	울지대학교 중독재활복지학과	용인정신병원 임상심리과

본 논문은 한국판 자기-자비 척도의 신뢰도와 타당도를 검증하기 위하여 대학생들을 대상으로 수행된 두 가지 연구를 기술하고 있다. 연구 1에서 확인적 요인분석 결과, 자기-친절, 자기-판단, 보편적 인간성, 고립, 마음챙김, 그리고 과잉동일시로 구성된 6요인 모형이 1요인 및 3요인 모형 양자 모두보다 더 좋은 적합도 지수를 보여주었다. 한국판 자기-자비 척도와 그 하위척도들의 내적 일치도는 양호하였으며, 이 척도로 측정된 자기-자비수준은 우울수준 및 불안수준의 감소와 삶의 만족도 증가와 같은 긍정적 정신건강 결과들과 유의미한 상관을 보였다. 연구 2에서 확인적 요인 분석 결과, 연구 1에서의 결과와 일치되게, 6요인 모형이 다른 두 모형들에 비해 수집된 자료에 더 적합한 것으로 나타났다. 한국판 자기-자비 척도와 그 하위척도들의 내적 일치도는 양호하였으며, 이 척도는 우울수준 및 불안수준의 감소와 정서조절 향상과 같은 긍정적 정신건강 결과들과 유의미한 상관을 보였다. 자기-자비는 자기에보다는 자기-존중감과 더 강한 상관을 보였다. 이 결과들은 한국판 자기-자비 척도가 자기-자비를 신뢰롭고 타당하게 측정하는 도구임을 시사한다. 끝으로, 본 연구의 함의와 미래 연구의 방향들에 관해 논의하였다.

주요어 : 자기-자비, 마음챙김, 정신건강, 신뢰도, 타당도

[†] 교신저자(Corresponding author) : 김경의, (302-799) 대전광역시 서구 둔산동 1306번지 울지대학병원 정신과 임상심리실, Tel: 042-611-3446, E-mail: kimke@eulji.ac.kr

최근 동서양간에 이론과 기법을 접목하려는 시도가 늘어나고 있는데, 대표적인 것이 자기-자비라는 개념이다. 자기-자비는 2500년 이상 된 불교심리학에서 유래한 불교 윤리의 이상이며, 서양 심리학에서는 새로운 개념이지만, 세계에서 가장 오래된 불교심리학적 전통에서 보면 핵심 신조이다. 자비(慈悲)라는 말은 자(慈, metta)와 비(悲, karuna)의 합성어로 한없이 사랑하는 마음(慈心)과 가엾게 여기는 마음(悲心)을 포함한다. 청정도론(Buddhaghosa, 2005)에 따르면, 제일 먼저 자비의 대상으로 삼아야 할 사람은 자기 자신(atta)으로 본다. 이는 사랑을 충분히 받고 큰 사람이 주변 사람들에게 그 사랑을 줄 수 있듯이 자신에게 충분히 자비를 베푸는 다음에야 다른 사람에게도 자비를 베풀 수 있기 때문이다. 대개 불교심리학에서 말하는 자비는 타인뿐 아니라 자신에 대한 자비를 필수적으로 생각한다(Neff, 2003a).

대부분의 연구자들은 자기-자비의 정의를 자비의 일반적인 정의와 구분하지 않고 사용한다. 자비는 자기-비판하지 않는 것이고, 자기-존중감과 관련이 있으면서 그 이상의 뜻을 지니는 개념이다. 자비는 존경할 만한 성격 특성이면서 타인뿐만 아니라, 자신에게도 친절하고, 온정적이며, 협조적이도록 활력을 불어넣어주는 태도이다. McKay와 Fanning(2000)에 의하면, 자비는 불변의 성격 특성이 아닌 실제로 개인이 획득하고 증진시킬 수 있는 기술이며, 이해하기, 수용하기와 용서하기를 통해 자비가 표현된다고 주장하였다.

최근에 Neff(2003a, b)는 삶의 문제를 다루는 방식에서 중요한 역할을 하는 하나의 요인으로 자기-자비(Self-Compassion)를 제안하면서 자기-친절, 보편적 인간성과 마음챙김의 세 가지 주요

성분을 포함하는 것으로 다차원적인 개념화를 하였다.

자기-자비는 타인뿐 아니라 자신에게도 친절을 베푸는 자기-친절을 포함하는 개념이다. 자신을 비난하거나 비판하기보다 자신에게 관대하고 인내하는 것을 통해 건강한 행동변화가 일어난다. 자기도 다른 사람들과 똑같이 존경할만한 가치가 있다는 인식은 자기-자비의 중요한 특징이다. 자기-자비의 첫 번째 주요성분인 자기-친절은 자기에 대해 비-판단적인 이해를 하는 것으로 자기-판단과 반대되는 개념이다(Neff, 2003b).

자기-자비는 실패를 했을 때 다른 사람들과 자신을 비판하면서 비교하기보다, 모든 사람은 실패하기 마련이고 실패는 누구나 경험하는 것이라고 깨닫는 보편적 인간성에 대한 인식을 포함하는 개념이다. 자기-자비의 두 번째 주요성분인 보편적 인간성은 다른 사람들과 동떨어져 있는 느낌 없이 모든 사람이 경험하는 삶의 기쁨과 슬픔을 자신도 경험할 수 있다고 보는 것으로 다른 사람들로부터의 고립과 반대되는 개념이다(Neff, 2003b).

자기-자비는 고통스런 생각과 감정을 피하기보다 오히려 직면하여 그 순간의 고통스런 정서를 알아차리면서 감정 상태에 너무 가깝거나 멀지 않게 적당한 거리를 두고 감정과 생각이 일어나는 그대로 비판단적인 관찰을 하는 마음챙김을 포함하는 개념이다. 마음챙김은 들뜨지 않고 고통스런 생각과 정서를 수용하고 인정하는 상위 인지적 알아차림을 통한 균형 잡힌 정신적 조망을 필요로 한다(Neff, 2003b). 마음챙김은 수용적 주의 과정이 순조롭게 진행되도록 하려는 동기를 가지고, 상위 인지적 기술을 구사하여, 현재 경험

에 대한 수용적인 알아차림을 하는 과정(김교현, 2008)인 것처럼, 자기-자비의 과정에서는 자기와 타인 간의 관련 경험들을 인식하게 하는 상위-인지적인 활동이 포함될 수 있다. 자기-자비의 세 번째 주요성분인 마음챙김은 자신의 고통의 정도를 과장하거나 지나치게 몰두하지 않는 것으로 과잉동일시와는 반대되는 개념이다(Neff, 2003b).

이상에서 Neff(2003b)가 정의한 자기-자비의 개념은 “고통이나 실패의 상황에서 엄격하게 자기-비판하기보다는 자기 자신에 대해 친절하고 이해하는 것이며, 자신의 경험을 따로 분리하기보다는 보편적인 인간 경험의 일부로 인식하여 받아들이는 것이고, 고통스런 생각과 감정들에 과잉-동일시하기보다는 이런 경험들을 자신과 분리시켜 균형 잡힌 알아차림을 하는 것”으로 요약할 수 있다.

자기-자비의 특징을 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 자기-자비는 자기중심적, 자기탐닉 및 이기적이라는 말과 다르다. 즉, 자기-자비는 자신의 실패나 약점을 용서하는 것이며, 또한 부족하고 한계가 있는 한 인간으로 존중한다는 것이기도 하다(Neff, 2003a). 자기-자비는 개인의 행동이 평가나 기준이 아닌 존재하는 그 자체로, 자신의 진정한 핵심 자기를 반영할 때 계발이 되는 참 자기-존중감과 관련이 있다. 참 자기-존중감은 자율적이고, 자기 결정적이며, 외적 동기가 아닌 고유한 동기에서 행동하게 될 때 생긴다(Deci & Ryan, 1991). Neff, Hseih와 Dejjitthirat(2005)는 높은 수준의 자기-자비를 지닌 사람들이 수행이나 외부 기대에 의한 것이 아니라 긍정적인 자기 평가를 하여 여러 성취 상황에서 숙달감을 보인다는 결과를 보고하였다.

둘째, 자기-자비는 자기-동정과 구별되는

특징을 지닌다. 자기-자비와 자기-동정은 자신의 고통과 불행에 동일시하는 정도에 따라 서로 다르다. 즉, 자기-동정을 하는 사람은 현재 정서 반응에 함몰되어 대안적 정서반응이나 정신적 해석을 할 수 없게 되고, 더욱이 개인의 자각이 완전히 주관적인 반응에 의해 소진되기 때문에 그 상황에서 한 발짝 물러나 객관적 관점을 취하기가 어려워지는 등 자신의 감정에 휩싸여 완전히 압도당하게 되는 과잉-동일시를 한다. 반면 자기-자비를 베푸는 사람은 상황을 왜곡하거나 혼자만 고통스럽다는 자기중심의 고립감을 갖지 않고, 자기-도취와 과잉-동일시에서 벗어나 자신과 타인이 연결되어 있다는 상호연대감을 느낀다. 따라서 자기-자비를 베푸는 사람은 자신이 느끼는 정서와 과잉동일시하지 않고 자신을 친절하게 보살피고 보편적인 인간경험의 맥락에서 인식할 수 있는 정신적 여유 공간을 갖는 특징을 보인다(Neff, 2003a, b).

셋째, 자기-자비는 자기-존중감과 비슷하면서도 구별되는 특징을 지닌다. 자기-자비와 자기-존중감 모두 긍정적인 자기-정서와 강한 자기-수용감을 지닌다는 점에서는 비슷하다. 하지만, 자기-자비는 스트레스 사건에서 자기 자신을 보호하려는 지향이고, 자기-존중감은 자신이 다른 사람들로 부터 존경받는다는 믿음과 관련이 있다는 점에서 다르다(Leary & MacDonald, 2003).

넷째, 자기-자비는 정서지능의 중요한 측면인 정서 조절 전략이라는 특징을 지닌다. 자기-자비를 베푸는 사람은 자신의 고통스런 경험을 균형 잡힌 정신적 조망으로 바뀌어서 고통의 정도를 매우 명료하게 바라보고, 자신에게 비판보다 친절하게 반응하기 때문에 긍정적 자기-감정을 촉진하

여 높은 자기-존중감을 지닐 수 있게 된다. 이처럼 자기-자비는 부정적 자기-정서를 긍정적 자기-정서로 바꾸기 때문에, 부정적 결과가 적은 높은 자기-존중과 관련이 있는 여러 심리적 강점을 지닌다. 하지만, 높은 수준의 자기-자비를 지닌 사람들의 긍정적 감정에는 높은 자기-존중감을 지닌 사람들의 특징인 자만, 자기애, 또는 자기-고양의 착각은 배제된다. 더욱이 자기-자비는 자기와 타인의 수행평가나 이상적 기준의 일치에 따르지 않고, 또한 자기-개념을 보호하거나 강화하지 않고도 자신에 대한 긍정 정서를 경험할 수 있다(Neff, 2003b).

Neff(2003a, b)는 자기-자비가 심리적 안녕을 촉진한다는 생각을 기반으로 자기-자비의 구성개념을 이론적 및 경험적으로 검토를 하여 확보한 71개의 자기-자비 문항에 대해 확인적 요인분석을 실시하여 최종적으로 26개 문항의 자기-자비 척도(Self-Compassion Scale ; 이하 SCS라 칭함)를 최초로 개발하였다. SCS는 3가지 주요 성분 또는 6가지 요인(자기-친절 대 자기-비판, 보편적 인간성 대 고립, 마음챙김 대 과잉-동일시)으로 구성되어있다. Neff(2003 b)는 대학생들을 대상으로 수집한 자료에 대한 확인적 요인분석 결과, 자기-자비의 하위척도들 사이의 상호상관은 매우 높았고, 상관이 있는 자기-자비의 6요인 모형($NNFI = .90$, $CFI = .91$)과 자기-자비의 상위 1요인 모형($NNFI = .88$, $CFI = .90$)을 확인하였다. 이에 SCS는 6가지 요인을 포함하는 단일한 상위 구성개념으로서의 자기-자비를 측정하는 것으로 나타났다. SCS의 내적 일치도는 .92, 검사-재검사 신뢰도는 .93으로 적절하였으며, 타당도 또한 적절한 것으로 보고되었다(Neff, 2003b).

Neff(2003a, b)가 자기-자비 척도를 개발한 이후에 자기-자비와 심리적 안녕 사이의 관계에 대한 연구들이 급증하고 있다. 예를 들어, 높은 수준의 자기-자비는 자기-비판, 우울, 불안, 반추, 사고억제 및 신경증적 완벽주의와 같이 심리적인 부적응적 특성과 부적 상관을 보인다는 연구결과와 삶의 만족, 정서지능, 사회적 유대감, 자기-수용, 자기-존중감, 마음챙김, 자발성, 환경적 숙달, 삶의 목적, 개인적 성장, 반성적 및 정서적 예지, 호기심 및 삶의 탐색, 행복, 낙관주의와 같이 심리적 안녕을 포함하는 심리적인 적응적 특성과 정적 상관을 보인다는 결과들이 보고되었다(Neff, 2003a, b ; Neff, Hseih, & Dejithirat, 2005).

이렇듯 자기-자비가 심리적 안녕을 증진시킨다는 충분한 이론적 근거와 유용성에도 불구하고, 국내에는 자기-자비 척도에 대한 타당화는 이루어지지 않은 실정이다. 따라서 본 연구에서는 자기-자비의 특성을 다차원적으로 측정할 수 있는 SCS를 확보하여 신뢰도와 타당도를 검증하여 자기-자비의 심리측정적 속성을 실증적으로 연구할 수 있는 기초를 마련하고자 SCS의 한국판 개발을 시도하였다.

연구 1. 한국판 자기-자비 척도의 타당화

본 연구 1에서는 한국판 자기-자비 척도의 신뢰도와 타당도를 살펴보았다. 먼저 국내 대학생들을 대상으로 한국판 자기-자비 척도를 실시하여 얻은 자료에 대해 확인적 요인분석 결과, Neff(2003b)연구에서 미국 대학생들을 대상으로 보고한 자기-자비의 6요인 구조가 국내 대학생들에게도 적합한지 확인하였다.

방 법

참여자

대전지역 대학교에서 교양강좌를 수강하는 학생 310명(남자 131명, 여자 179명)으로 평균 20.01세($SD=1.89$ 세, 범위 : 19~27세)였다.

연구 절차

문항번역절차: 자기-자비 척도의 개발자인 Neff의 허락을 얻어서, 연구자 5인이 각자 한국어말로 번안을 한 다음, 번안 내용에 차이가 있는 경우에는 상호 협의를 통해 수정하였다. 이렇게 번안한 SCS를 양쪽 언어를 잘 구사하는 번역가에게 의뢰하여 국문을 영어로 번역하는 과정을 거쳤다. 원 문항과 번역된 문항이 불일치 한 경우에는 앞의 과정을 반복하여 한국판 자기-자비 척도(Korean-version of Self-compassion Scale ; 이하 K-SCS라 칭함)를 만들었다.

자료수집 절차 : 자료수집에 앞서 모든 참여자들에게 연구의 목적과 과정을 설명하고 서면 동의를 얻었다. 그 다음 K-SCS와 자기 및 타인에 대한 친절 척도, 자기-비판 척도, 사회적 유대감 척도, 특질상위-기분 척도, 완벽주의 척도, 특성불안 척도, 우울증 척도, 삶의 만족 척도를 실시하였다.

측정도구

한국판 자기-자비 척도. 자기-자비의 정도를

평가하기 위하여 Neff(2003b)가 개발한 5점 척도로 이루어진 자기 보고식 검사이다. K-SCS는 자기-친절과 자기-비판이 각각 5문항, 보편적 인간성, 고립, 마음챙김 및 과잉-동일시는 각각 4문항 등 총 26문항으로 구성되어 있다. 전체 문항 중 13개(1, 2, 4, 6, 8, 11, 13, 16, 18, 20, 21, 24, 25)는 역채점 문항이고, 개별 하위척도 점수들을 모두 합하여 자기-자비의 총점을 구하도록 되어 있다.

자기와 타인에 대한 친절 척도. 자신에게 더 친절한지, 다른 사람들에게 더 친절한 지를 평가하기 위해 Neff(2003b)가 개발한 단일문항 질문지로, 연구자들이 한국어말로 번안하여 사용하였다.

자기-비판 척도. 우울증상이 아닌 주관적인 경험을 측정하기 위해 Blatt, D’Afflitti와 Quinlan(1976)이 개발하였고, 국내에서는 조재임(1996)이 번안한 우울경험 질문지(Depressive Experiences Questionnaire)의 자기-비판 소척도를 사용하였다. 이 척도는 총 16문항의 7점 척도로, 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach’s α)는 .88이었다.

사회적 유대감 척도. 대인관계에서 친밀감의 정도를 측정하기 위해 Lee와 Robbins (1995)가 개발하였고, 연구자들이 한국어말로 번안하여 사용하였다. 이 척도는 총 8문항의 6점 척도로, 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach’s α)는 .94였다.

특질상위-기분 척도. 자신의 정서에 주의를 기울이고 관리하는 능력에서 개인차를 측정하기 위해 Salovey, Mayer, Goldman, Turvey와

Palgai(1995)이 개발하였고, 국내에서는 이훈구와 이수정(1997)이 번역한 척도를 옥수정(2001)이 약간 수정하여 사용하였다. 이 척도는 5점 척도로, 총 30문항 중 13개는 정서에 대한 주의, 11개는 정서에 대한 명확한 인식, 그리고 6개는 정서개선 요인으로 이루어져 있다. 본 연구에서 전체 특질 상위-기분 척도의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .82였고, 소척도 중 정서에 대한 주의는 .65, 정서에 대한 명확한 인식은 .70, 정서개선은 .53이었다.

완벽주의 척도. 독립적인 입장에서 완벽주의의 적응적인 측면과 부적응적인 측면을 측정하기 위해 Slaney, Mobley, Trippi, Ashby와 Johnson(1996)이 개발하였고, 국내에서는 김수연(2005)이 번안하여 사용하였다. 이 척도는 5점 척도로, 총 23문항 중 7개는 높은 개인적 기준, 4개는 정돈, 12개는 수행과 기준들 사이에 격차 요인으로 구성되어 있다. 본 연구에서는 적응적 완벽주의 수준을 측정하는 개인적 기준 소척도와 신경증적 완벽주의를 측정하는 격차 소척도를 사용하였고, 전체 완벽주의 척도의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .82, 소척도 중 기준은 .77, 격차는 .86이었다.

Speilberger 상태-특성불안검사. 전체 40문항의 4점 척도로 상태불안과 특성불안을 평가하기 위해 Speilberger, Gorsuch와 Lushene(1970)이 개발하였고, 국내에서는 김정택(1978)이 번안한 특성불안 척도 20문항만을 사용하였다. 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .92였다.

Beck 우울검사. 우울증의 인지적, 정서적,

동기적 및 신체적 증상을 평가하기 위해 Beck, Ward, Mendelson, Mock와 Erbaugh(1961)가 개발하였고, 국내에서는 이영호와 송종용(1991)이 번안하여 사용하였다. 이 척도는 총 21문항의 4점 척도로, 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .92였다.

삶의 만족 척도. 삶에 대한 만족의 정도를 평가하기 위하여 Diener, Emmons, Larsen과 Griffin(1985)이 개발하였고, 국내에서는 박정현과 서은국(2005)이 번안하여 사용하였다. 이 척도는 총 5문항의 7점 척도로, 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .83이었다.

자료 분석

확인적 요인분석은 AMOS 7.0v를 이용하였으며, 신뢰도분석, 상관분석, 차이검증은 SPSS 15.0v를 이용하였다.

결 과

한국판 자기-자비 척도의 요인 구조

요인 구조와 모형의 적합도. Neff(2003b)의 SCS 요인 구조가 국내 대학생 자료에 적합한지를 검증하기 위해 확인적 요인분석을 실시하였다. 또한 Neff(2003b)의 연구에 기초하여 K-SCS의 요인 구조를 가장 잘 설명하는 요인 구조를 찾기 위하여 대안모형들을 함께 검토하였다. 각 모형의 경로도는 그림 1에 제시하였고, 각각의 대안적 모형들을 살펴보면 다음과 같다.

모형 1 : K-SCS가 3가지 요인으로 이루어져 있다고 가정하는 모형이다(Neff, 2003b). 자기-친절 요인에는 문항 1, 5, 8, 11, 12, 16, 19, 21, 23, 26 등 10개 문항이, 보편적 인간성 요인에는 3, 4, 7, 10, 13, 15, 18, 25 등 8개 문항이, 마음챙김 요인에는 나머지 8개 문항이 해당되며, 이 3요인 간에 상관이 있음을 가정하고 있다.

모형 2 : K-SCS가 6가지 요인으로 이루어져 있다고 가정하는 모형이다(Neff, 2003b). 자기-친절 요인에는 문항 5, 12, 19, 23, 26 등 5개 문항이, 자기-판단 요인에는 1, 8, 11, 16, 21 등 5개 문항이, 보편적 인간성 요인에는 3, 7, 10, 15 등 4개 문항이, 고립 요인에는 4, 13, 18, 25 등 4개 문항이, 마음챙김 요인에는 9, 14, 17, 22 등 4개 문항이 해당되고, 과잉동일시 요인에는 나머지 4개 문항이 해당되며, 이 6요인 간에 상관이 있음을 가정하고 있다.

모형 3 : Neff(2003b)가 확인적 요인분석을 사용하여 보고한 위계적인 6요인 구조를 가정하는 모형이다. 즉 1차 요인은 자기-친절, 자기-판단, 보편적 인간성, 고립, 마음챙김, 과잉동일시 요소라는 6개 요인으로 이루어져 있으며, 이 6개 요인은 일반적 자기-자비라는 1개의 2차 요인으로 구성되어 있다.

본 K-SCS에 대한 확인적 요인분석 결과의 대안적 모형의 적합도 지수는 표 1에 제시하였다. 표 1에서 볼 수 있듯이, 대안 모형들 모두, χ^2 검정결과, 기각되었다. 각 모형별로 적합도 지수를 검토해본 결과, K-SCS는 3요인을 가정하는 모형 1과, 상위 1요인을 가정한 모형 3 둘 모두 RMSEA값이 .08보다 커서 적합도가 미흡하였다. 반면, 상관된 6요인을 가정하는 모형 2는 CFI와 TLI값이 .90에 근사하고 RMSEA값이 .05 ~ .80 사이에 해당되어서 TLI, CFI, RMSEA 지수가 완벽하지는 않지만, 비교적 수용할만한 적합도 수준으로 나타났다(문수백, 2007). 따라서 상관된 6요인 모형이 다른 대안 모형들에 비해 모형의 적합도와 간명성이 상대적으로 더 나은 편이라고 판단되었다. 하지만, CFI와 TLI값이 .90에 미치지 못하였으므로, 수정지수와 해석가능성을 고려하여 상관된 6요인 모형을 수정하였다. 그리하여 원래의 상관된 6요인모형에서 문항 22번이 마음챙김 요인 외에 자기-친절 요인에도 부하되고, 문항 23번이 자기-친절 요인 외에 자기-판단 요인에도 부하되며, 문항 20번이 과잉동일시 요인 외에 마음챙김 요인에도 부하되는 식으로 모형을 수정하였다. 이에 더해, 문항 8번의 오차항과 문항 21번의 오차항 간의 상관을 허용하고, 13번의 오차항

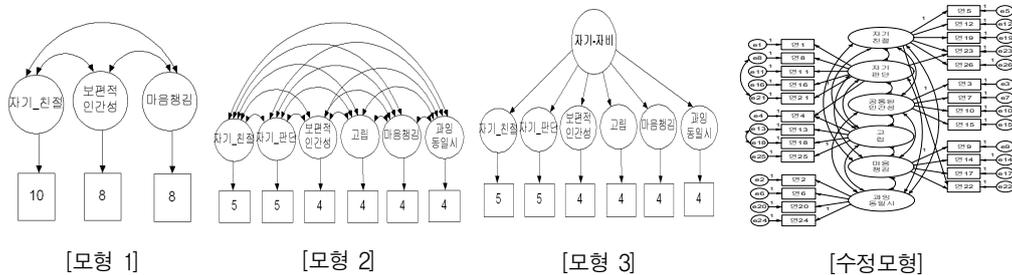


그림 1. K-SCS 각 모형의 경로도(주. 시각형안의 숫자는 문항의 개수임)

과 18번의 오차항 간의 상관을 허용하는 식으로 원래의 상관된 6요인 모형을 추가로 수정한 결과, 이렇게 수정된 모형은 수집된 자료에 적합한 것으로 나왔다($CFI = .91$, $TLI = .90$, $RMSEA = .053$).

요인 간 상관. 자기-자비의 6요인 간 상관분석 결과는 표 2에 제시하였다. 표 2에서 볼 수 있듯이, 자기-자비의 6요인들 간의 상관계수 대부분은 유의한 것으로 나타났다. 한편, 자기-판단은 고립($r = .64$) 및 과잉-동일시($r = .63$)와 유의한 상관을 보이고 있으나, 보편적 인간성 및 마음챙김과는 유의한 상관을 보이지 않았다. 또한 보편

적 인간성은 마음챙김과는 유의한 정적 상관($r = .50$)을 보이고 있으나, 과잉-동일시와는 유의한 상관을 보이지 않았다.

표 2에서 볼 수 있듯이, K-SCS의 각 하위 요인들의 왜도는 13이하이며, 첨도는 10이하로 나타났다(kline, 2005). 따라서 단일변량 정규분포를 벗어나지 않는 것으로 여겨진다.

신뢰도

대학생들의 K-SCS 자료를 이용하여 문항분석과 신뢰도 분석한 결과, 전체 K-SCS의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .87이었고, 문항제거 시

표 1. 대학생 집단 대안모형들에 대한 적합도 지수($N = 310$)

대안모형	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA(90% CI)
모형1(상관 3요인)	1712.76**	299	.50	.45	.124(.118 ~ .129)
모형2(상관 6요인)	640.07**	284	.87	.86	.064(.057 ~ .070)
모형3(상위 1요인)	895.09**	293	.79	.76	.082(.075 ~ .088)
수정 모형(상관 6요인)	521.63**	278	.91	.90	.053(.046 ~ .060)

주. CFI = Comparative Fit Index, TLI = Tucker-Lewis Index, $RMSEA$ = Root Mean Square Error of Approximation, CI = Confidence Interval. ** $p < .001$, 양방검증.

표 2. 자기-자비 요인들의 평균, 표준편차, 왜도 및 첨도 및 각 요인들 간 상관계수($N = 310$)

요인	1	2	3	4	5	6
1. 자기-친절	1					
2. 자기-판단	.24**	1				
3. 보편적인간성	.49**	-.09	1			
4. 고립	.25**	.64**	.06	1		
5. 마음챙김	.55**	.01	.50**	.18**	1	
6. 과잉-동일시	.23**	.63**	-.04	.68**	.20**	1
M	8.07	13.24	7.40	11.14	7.53	9.10
SD	3.67	3.91	3.05	3.51	3.21	3.16
왜도(Skewness)	.42	-.57	.35	-.61	.08	-.25
첨도(Kurtosis)	.39	-.12	.10	-.35	-.38	-.47

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

전체 척도의 신뢰도가 크게 향상되는 경우는 없었다. 소척도별로 살펴보면, 자기-친절은 .74, 자기-판단은 .77, 보편적 인간성은 .71, 고립은 .81, 마음챙김은 .78, 그리고 과잉-동일시는 .66으로 적절한 내적 일치도를 나타내었고, 문항과 해당요인 간 상관도 모두 .64이상으로 양호하였다. 따라서 K-SCS는 자기-자비 태도를 신뢰롭게 측정할 수 있는 도구로 볼 수 있다.

타당도

내용 타당도. 대학생들의 K-SCS 전체 점수를 4분위로 구분하여, 자신/타인 친절도의 평균점수를 비교해 본 결과, 자기-자비 수준이 가장 높은 대학생들은 중간범위의 자신/타인 친절 점수를 얻었다. 즉 자기-자비 수준이 가장 낮은 대학생들 ($N = 73$)의 자신/타인 친절 점수의 평균은 $-.45(SD = 1.26)$, 그 다음 수준의 집단($N = 80$)의 평균은 $-.16(SD = 1.28)$, 그보다 다소 높은 수준의 집단($N = 74$)의 평균은 $-.10(SD = 1.20)$, 자기-자비 수준이 가장 높은 집단($N = 87$)의 평균은 $-.04(SD = 1.08)$ 이었다. 비록 자기-자비 수준에 따른 집단 간 친절 정도는 유의미하지 않았으나 [$F(3, 294) = 1.57, p > .05$], 자기-자비수준이 높

을수록 타인과 자신에 대한 친절 정도가 거의 비슷해지는 경향을 보였다.

구성 타당도. K-SCS의 구성 타당도를 검토해 보기 위하여, 자기-자비와 유사한 구성개념들을 측정하는 것으로 알려진 척도들과의 Pearson 상관계수를 살펴보았다. 그 결과는 표 3에 제시되어 있다. 표 3에서 보듯이, K-SCS는 우울경험질문지의 자기-비판 소척도와 유의한 부적 상관을($r = -.66, p < .01$), 사회적 유대감 척도와는 유의한 정적 상관을($r = .34, p < .01$), 특질상위 기분의 전체 척도($r = .38, p < .01$)와 정서에 대한 명확한 인식 소척도($r = .30, p < .01$) 및 정서개선 소척도($r = .57, p < .01$)와 유의한 정적 상관을 보였다.

준거관련 및 증분 타당도. K-SCS의 준거관련 타당도를 확인해 보기 위하여, 자기-자비와 관련되어 있을 것으로 예상되는 정신건강지표 및 정서조절에 대한 측정도구들과의 Pearson 상관계수를 살펴보았다. 그 결과는 표 4에 제시되어 있다. 표 4에서 볼 수 있듯이, 자기-자비는 우울수준($r = -.38, p < .01$) 및 불안수준($r = -.70, p < .01$)과 각각 유의한 부적 상관을, 삶의 만족도($r = .42, p < .01$)와는 유의한 정적 상관을 보였다. 또

표 3. K-SCS와 관련 구성개념들 간의 상호상관($N = 310$)

척도	K-SCS
자기-비판 척도	-.66**
사회적 유대감 척도	.34**
정서지능 척도	.38**
정서에 대한 주의	-.03
정서에 대한 명확한 인식	.30**
정서개선	.57**

** $p < .01$

한 자기-자비는 신경증적 완벽주의(불일치)와 유의한 부적 상관($r = -.56, p < .01$)을 보였으나, 적응적 완벽주의(개인적 기준)와의 상관은 유의미하지 않았다.

자기-자비와 자기비판 사이의 상관이 $-.66$ 으로 비교적 높다는 점을 고려할 때, K-SCS가 결과에 독립적인 기여한다는 점을 입증하기 위해 자기-비판에 기인하는 정신건강결과들에서의 변량을 통제하는 부분상관 계수를 계산하였다. 그 결과, K-SCS는 자기-비판의 영향이 통제되었을 때도 삶의 만족도를 제외한 대부분의 정신건강결과를 유의하게 예측하는 것으로 밝혀졌으므로, K-SCS의 증분타당도가 대체로 지지되었다고 하겠다.

성차 및 연령과의 관계. 성별에 따른 K-SCS의 평균 및 표준편차를 표 5에 제시하였다. 남자 대학생들($N = 131$ 명)은 평균 $2.12(SD = .50)$, 여자 대학생들($N = 179$ 명)은 평균 $2.21(SD = .52)$ 로 전체 자기-자비 점수에 대한 성별의 차이는 통계적으로 유의하지 않았다($F(1, 308) = 2.79, p > .05$). 한편, 자기-자비 소척도 점수들에서의 성차를 살펴본 결과, 자기-판단과 고립에서만 성별에 따른 유의한 차이를 보였다. 즉, 자기-판단의 평균은 남자 대학생이 $2.46(SD = .82)$, 여자가 $2.79(SD = .72)$ 로 여자 대학생이 유의하게 높았고($F(1, 308) = 14.01, p < .001$), 고립의 평균은 남자 대학생이 $2.67(SD = .88)$, 여자가 $2.87(SD = .86)$ 로 여자 대학생이 유의하게 높았다($F(1, 308) = 4.12, p <$

표 4. K-SCS와 정신건강변인 간 단순상관 및 자기-비판으로 통제된 부분상관($N = 310$)

	단순상관	부분상관
우울수준	-.37**	-.15*
불안수준	-.70**	-.43**
삶의 만족도	.42**	.12*
완벽주의	-.33**	-.21**
기준	-.07	-.06
불일치	-.56**	-.19**

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

표 5. 성별에 따른 자기-자비 척도의 평균 및 표준편차

요인	전체($n = 310$)		남자($n = 131$)		여자($n = 179$)		$F(1, 307)$	η^2
	M	SD	M	SD	M	SD		
자기-자비	2.17	.51	2.12	.50	2.21	.52	2.79	.009
자기-친절	1.62	.73	1.63	.69	1.60	.76	.08	.000
자기-판단	2.65	.78	2.46	.82	2.79	.72	14.01**	.044
보편적 인간성	1.85	.76	1.81	.75	1.88	.78	.61	.002
고립	2.79	.88	2.67	.88	2.87	.86	4.12*	.013
마음챙김	1.88	.80	1.95	.75	1.83	.84	1.83	.006
과잉-동일시	2.28	.79	2.21	.81	2.32	.78	1.45	.005

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

.05].

연령의 경우 자기-자비 특성과 연령간의 상관
이 유의하지 않았다($r = -.01, p > .05$)

연구 2. 한국판 자기-자비 척도의 교차타당화

연구 2에서는 새로운 대학생들을 대상으로 연
구 1에서 확인된 한국판 자기-자비 척도의 요인
구조가 새로운 국내 대학생들의 자료에도 적용
되는지 확인적 요인분석을 통해 알아보고, 검사-
재검사 신뢰도와 타당도를 살펴보았다.

방 법

참여자

강원도, 경기도, 전라도 지역 대학생 306명(남
자 109명, 여자 197명)으로 평균 21.41세($SD =$
1.96세, 범위 : 19 ~ 26세)였다. 참여자들 중 30명
(남자 5명, 여자 24명)은 3주 간격으로 재검사를
실시하였고, 평균 21.65세($SD = 1.59$ 세, 범위 : 2
0~26세)였다. 모든 참여자들에게서 서면 동의를
얻은 후, K-SCS와 자기-존중감 척도, 참 자기-존
중감 척도, 자기에 척도, 우울증 척도, 특성불안
척도, 반추적 반응 척도, 사고억제 척도, 정서접근
대처 척도를 실시하였다.

측정도구

한국판 자기-자비 척도. 연구1과 동일한 26
문항의 K-SCS를 사용하였다.

자기-존중감 척도. 자기-존중감을 평가하기
위해 Rosenberg(1965)가 개발하였고, 국내에서는
이영호(1993)가 번안하여 사용하였다. 이 척도는
총 10문항의 4점 척도이며, 본 연구에서의 내적
일치도(Cronbach's α)는 .86이었다.

참 자기-존중감 척도. 생활에서 자발성, 유
능성, 그리고 관계성의 욕구 충족을 평가하기 위
해 Iardi, Leone, Kasser와 Ryan(1993)이 개발하
였고, 연구자들이 한국 실정에 맞게 번안하여 사
용하였다. 총 21 문항의 7점 척도로 구성된 기본
적 심리 욕구 척도는 각각 자발성 7문항, 유능성
6문항, 관계성 8문항으로 구성되어 있다. 본 연구
에서전체 기본적 심리욕구 척도의 내적 일치도
(Cronbach's α)는 .86, 소척도 중 자발성은 .56, 유
능성은 .67, 관계성은 .81이었다.

자기에 척도. Raskin와 Hall(1979)이 DSM-
III에 근거해 개발한 것을 Raskin와 Terry(1988)가
정교화하였고, 국내에서는 한수정(1999)이 번안하
여 사용하였다. 이 척도는 총 40문항의 강제 선택
형이며, 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's
 α)는 .83이었다.

우울증 척도. 우울증을 평가하기 위해
Zung(1965)이 개발하였고, 김형준(1997)이 번안하
여 사용하였다. 이 척도는 총 20문항의 4점 척도
이며, 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's α)
는 .84이었다.

Speilberger 상태-특성 불안 척도. 연구 1
에서 사용한 것과 동일하게 특성불안 척도를 사

용하였다. 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .94였다.

반추적 반응 척도. 반추적 반응양식을 평가하기 위해 Nolen-Hoeksema와 Morrow(1991)가 개발하였고, 김은정(1993)이 번안하여 사용하였다. 이 척도는 총 22문항의 4점 척도이며, 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .93이었다.

사고 억제 척도. 원치 않는 사고를 억제하고 회피하는 정도를 평가하기 위해서 Wegner와 Zanakos(1994)가 개발하였고, 원호택과 이용승(1999)이 번안하여 사용하였다. 이 척도는 15문항의 5점 척도이며, 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .94이었다.

정서 접근 대처 척도. 정서 처리와 정서 표현을 포함하는 정서접근 대처를 평가하기 위해 Stanton 등(2000)이 개발하였고, 연구자들이 한국어로 번안하여 사용하였다. 이 척도는 8문항의 4점 척도이며, 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .84이었다.

자료 분석

확인적 요인분석은 AMOS 7.0v를 이용하였으며, 신뢰도분석, 상관분석, 차이검증은 SPSS 15.0v를 이용하였다.

결 과

한국판 자기-자비 척도의 요인 구조

요인 구조와 모형의 적합도. 연구 1에서 확인된 K-SCS의 요인 구조가 새로운 대학생 자료에 잘 부합하는지를 검증하기 위해 확인적 요인 분석을 실시하였고, K-SCS의 요인 구조를 가장 잘 설명하는 요인 구조를 찾기 위하여 연구1에서와 동일한 대안모형들을 함께 검토하였다. 그 결과의 대안적 모형의 적합도 지수는 표 6에 제시하였다. 대안 모형들 모두 χ^2 검증에서 기각되었다. 각 모형별로 적합도 지수를 검토해본 결과, K-SCS는 3요인을 가정하는 모형 1, 상위 1요인에 하위 6요인을 가정한 모형 3은 RMSEA값이 .08보다 커서 적합도가 미흡하였다. 반면, 상관된 6요인을 가정하는 모형 2는 CFI와 TLI값이 .90에

표 6. 대학생 집단의 대안모형들에 대한 적합도 지수($N = 306$)

대안모형	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA(90% CI)
모형1(상관 3요인)	1832.25**	299	.55	.51	.130(.124 ~ .135)
모형2(상관 6요인)	684.23**	284	.88	.87	.068(.061 ~ .074)
모형3(상위1-6요인)	995.85**	293	.80	.77	.089(.083 ~ .095)
모형4(수정 6요인)	562.61**	278	.92	.90	.058(.051 ~ .065)

주. CFI = Comparative Fit Index, TLI = Tucker-Lewis Index, RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation, CI = Confidence Interval. ** $p < .001$, 양방 검증.

근사하고 *RMSEA*값이 .05~.80사이로 *TLI*, *CFI*, *RMSEA*지수가 완벽하지는 않지만, 비교적 수용할만한 적합도 수준으로 나타났다(문수백, 2007). 따라서 상관된 6요인 모형이 다른 대안 모형들에 비해 모형의 적합도와 간명성이 상대적으로 나은 편이라고 판단되었다. 그리고 요인계수 또한 모두 유의한 것으로 나타났다(all $ps < .001$). 하지만, *CFI*와 *TLI*값이 .90에 미치지 못하였으므로, 수정지수와 해석가능성을 고려하여 연구 1에서 제시한 수정된 상관 6요인 모형의 적합도를 분석한 결과, 수정모형이 새로운 대학생 자료에도 잘 부합되는 것으로 나왔다(*CFI* = .92, *TLI* = .90, *RMSEA* = .058).

요인 간 상관. 대학생들을 대상으로 자기-자비의 6요인 간 상관분석 결과는 표 7에 제시하였다. 표 7에서 볼 수 있듯이, 자기-자비의 하위 요인들 간의 상관계수 대부분은 유의한 것으로 나타났다. 한편, 자기-판단은 고립($r = .64$) 및 과잉-동일시($r = .72$)와 유의한 상관을 보였으나, 보편적 인간성 및 마음챙김과는 유의한 상관을 보이

지 않았다. 또한 보편적 인간성은 마음챙김과 유의한 정적 상관($r = .54$)을 보였으나, 과잉-동일시와는 유의한 상관을 보이지 않았다.

표 7에서 볼 수 있듯이, 자기-자비 하위 요인들 간의 왜도는 13이이하이며, 첨도는 11이이하로 나타났다(kline, 2005). 따라서 단일변량 정규분포를 벗어나지 않는 것으로 여겨진다.

신뢰도

대학생을 대상으로 문항분석과 신뢰도 분석 결과, 전체 K-SCS의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .90이었고, 문항제거 시 전체 척도의 신뢰도가 크게 향상되는 경우는 없었다. 소척도별로 살펴보면, 자기-친절은 .78, 자기-판단은 .80, 보편적 인간성은 .74, 고립은 .81, 마음챙김은 .79, 그리고 과잉-동일시는 .79로 적절한 내적 일치도를 나타내었고, 문항과 해당요인 간 상관도 모두 .66이상으로 양호하였다. 따라서 K-SCS는 확인적 요인분석을 함께 고려할 때 자기-자비 특성을 신뢰롭게 측정할 수 있는 도구로 볼 수 있다.

표 7. 자기-자비 요인들 간의 평균, 표준편차 및 상관계수($N = 306$)

요인	1	2	3	4	5	6
1. 자기-친절	1					
2. 자기-판단	.33**	1				
3. 보편적인간성	.53**	.07	1			
4. 고립	.24**	.68**	.12*	1		
5. 마음챙김	.67**	.09	.54**	.21**	1	
6. 과잉-동일시	.28**	.72**	.09	.77**	.27**	1
<i>M</i>	7.87	13.16	7.41	10.92	7.68	8.96
<i>SD</i>	3.77	4.16	3.20	3.65	3.15	3.58
왜도(Skewness)	.14	-.65	.10	-.60	.21	-.24
첨도(Kurtosis)	-.21	.03	-.48	-.38	-.27	-.68

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

다음으로 시간의 안정성을 확인하기 위해 3주간격의 검사-재검사 신뢰도 분석을 한 결과, 전체 자기-자비 척도의 검사-재검사 신뢰도(Pearson r)는 .85, 자기-친절은 .71, 자기 판단은 .83, 보편적 인간성은 .64, 고립은 .74, 마음챙김은 .83, 과잉-동일시는 .86으로 각각 나왔다. 따라서 K-SCS의 각 요인의 시간적 안정성이 적절한 수준이었다.

타당도

구성 타당도. 대학생들을 대상으로 K-SCS와 자기-존중감 척도 및 기본심리욕구 척도 사이의 상호상관 분석 결과는 표 8에 제시하였다. 표 8에서 볼 수 있듯이, K-SCS는 자기-존중감 척도

와 유의한 상관($r = .68$)을 보였고, 기본심리욕구 소척도들(자발성, 유능성, 관계성)과도 유의한 상관(각각 $r = .57, r = .58, r = .48$)을 보였다. 또한 K-SCS는 자기애적 성격검사와 유의한 정적 상관($r = .24$)을 보였다. 그러나, 자기-존중감에 기인하는 변량을 통제하고 자기-자비와 자기애 사이의 부분 상관을 분석한 결과, K-SCS는 자기애와 통계적으로 유의미한 상관을 보이지 않았다($r = .00, p > .05$).

준거관련 타당도. 대학생들의 자기-자비와 정신건강 변인 및 정서적 양식들 간 상관을 분석한 결과, 연구1에서와 동일하게 자기-자비는 우울 수준($r = -.66, p < .01$) 및 불안수준($r = -.76, p <$

표 8. K-SCS와 관련 구성개념들 간의 상호상관($N = 306$)

척도	K-SCS	NPI
자기애적 성격검사	.24**	1
Rosenberg의 자기-존중감 척도	.68**	.39**
기본심리욕구 척도	.63**	.44**
자발성	.57**	.36**
유능성	.58**	.44**
관계성	.48**	.33**

** $p < .01$

표 9. 성별에 따른 K-SCS의 평균 및 표준편차

요인	전체($N = 306$)		남자($N = 109$)		여자($N = 197$)		$F(1, 305)$	η^2
	M	SD	M	SD	M	SD		
자기-자비	2.15	.58	2.28	.54	2.08	.59	8.46**	.027
자기-친절	1.57	.75	1.70	.73	1.50	.76	5.38*	.017
자기-판단	2.63	.83	2.71	.75	2.59	.87	1.44	.005
보편적 인간성	1.85	.80	1.88	.78	1.84	.80	.24	.001
고립	2.73	.91	2.90	.88	2.63	.92	5.94*	.019
마음챙김	1.92	.89	2.10	.74	1.82	.80	9.93**	.031
과잉-동일시	2.24	.89	2.41	.88	2.14	.89	6.74**	.022

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

.01)과는 통계적으로 유의미한 부적 상관을 보였다.

또한, 자기-존중감을 통제 변인으로 투입하여 부분상관 분석을 실시한 결과에서도, 자기-자비는 우울수준($r = -.36, p < .01$) 및 불안수준($r = -.54, p < .01$)과 유의한 부적인 부분상관을 보였다. 그리고, 자기-자비는 반추($r = -.54, p < .01$) 및 사고억제($r = -.50, p < .01$)와 유의한 부적 상관을 보인 반면, 전체적인 정서 대처($r = .38, p < .01$)와 정서처리($r = .28, p < .01$) 및 정서표현($r = .35, p < .01$)과는 유의미한 정적 상관을 보였다.

성차 및 연령과의 관계. 성별에 따른 자기-자비 척도의 평균 및 표준편차는 표 9에 제시하였다. 표 9에서 볼 수 있듯이, 자기-자비 총점과 자기-친절, 고립, 마음챙김 및 과잉-동일시에서 여자 대학생들이 남자 대학생들보다 유의하게 낮은 점수를 보였는데, 이는 연구 1에서와 약간 다른 결과이다.

연령의 경우 자기-자비 특성과 연령간의 상관이 유의하지 않았다($r = .06, p > .05$)

논 의

본 연구에서는 자기-자비를 측정하기 위해 Neff(2003b)가 개발한 자기-자비 척도를 국내에서도 적용가능한지를 살펴보고, 국내 대학생들을 대상으로 자기-자비를 타당화하기 위해 K-SCS의 요인 구조를 확인한 결과를 종합해 보면 다음과 같다.

K-SCS는 미국 판과 유사하게, 6요인모형이 수용할만 하였고, 내적 일치도(연구 1 : $a = .87$,

연구 2 : $a = .90$)와 시간적 안정성($r = .85$)이 모두 적절한 수준이었으며, 자기-자비와 다른 측정치들과의 상관관계 양상은 이론적이고 가설적인 방향과 일치하였다. 또한, K-SCS로 측정된 자기-자비의 6요인 구조는 또 다른 대학생 집단에서도 비슷한 양상의 타당도를 보였다. 하지만, 본 연구에서는 미국대학생들을 대상으로 확인된 상위 1요인 구조처럼 자기-자비가 하위특질의 조합으로 생기는 이차특질이 보다 더 많은 자기-친절과 보편적 인간성 및 마음챙김, 그리고 더 적은 자기-비판과 고립 및 과잉동일시의 일차특질로 확인되었다는 점이 Neff(2003b)연구와 다르다.

연구 1과 연구 2의 결과에서, 높은 수준의 자기-자비를 지닌 사람들은 일상생활에서 긍정적인 정서를 경험하고 다른 사람들뿐 아니라 자신에게도 친절을 베푸는 경향이 있었으며, 사람들에게 유대감을 느끼고 자신의 삶에 만족하는 것으로 나타났다. 또한 자신의 성격적 결함이나 잘못에 대해 자기-비판을 덜하고, 부정적 평가에 대해 덜 반추하며 자신의 생각을 애써 억제하지 않았다. 이러한 결과들은 자기-자비가 행복하고 건강한 삶에 필요한 긍정적인 특성들을 고양시키는 적응적인 특성을 촉진하는 역할 뿐 아니라, 다양한 부적응적 특성을 감소시키는 역할까지도 할 수 있음을 시사한다.

자기-자비는 스트레스 대처 측면에서의 자기-조절 전략과 관련이 있다. 정서적 접근의 대처는 정서지능과 마찬가지로 정서를 변별하고, 이해하며, 적응적인 방식으로 정서 표출을 하는 것을 의미한다. 본 연구 2에서, 자기-자비가 정서 중심 대처에서 정서적 처리뿐 아니라 정서 표현과도 유의한 정적 상관을 보인 결과는 자신의 정서를

잘 이해하고 명료하게 인식하여 개선시키려 노력하고, 다른 사람에게 자신의 정서를 표현하는 경향이 있음을 시사한다. 국내 대학생들에서 정서처리와 정서표현 둘 다에서 유의한 정적 상관을 보인 것은 Neff(2003b)연구와 다른 결과여서 후속연구가 필요하겠다.

본 연구 2에서는 자기-자비와 자기-존중감 및 자기에 사이의 관계를 살펴본 결과, 자기-자비와 특질적인 자기-존중감(예, Rosenberg, 1965) 사이의 상관은 Neff(2003b)연구에서보다 좀 더 높았다. 그리고, 특질적인 자기-존중감과 자기애적 성격 사이의 상관은 유의하였으나, 자기-존중감에 기인하는 변량을 통제하였을 때 자기-자비와 자기에 사이에 상관은 유의하지 않았다. 또한 낮은 자기-자비는 특질적인 자기-존중감을 통제할 때에도 우울과 불안의 상당한 변량을 설명하였다. 이러한 결과들은 자기-자비가 자기-존중감과 구별되는 방식으로 심리적 안녕에 기여하는 것임을 시사한다. 더욱이 자기-자비는 모든 사람이 불완전하다는 인간의 기본 속성에 대한 인정을 하게 하여 부정적인 자기-감정을 좀 더 긍정적인 감정 상태를 경험할 수 있도록 활력을 불어넣어주는 태도이기 때문에 자기-자비 향상법은 부정적인 자기-태도를 줄이는 수단으로 사용할 수 있을 것이다.

Gilbert와 Proctor(2006)는 습관적으로 자기-비판하는 사람들에게 자기-자비를 배양시키는 명상법으로 자비심 훈련(Compassionate Mind Training : 이하 CMT라 칭함)을 개발하였다. 이 훈련에서는 인지치료처럼 부적응적인 핵심 신념이나 도식 등의 인지내용의 직접적인 변화보다, 마음챙김을 기반으로 한 심리치료처럼 상위 인지적 과정, 즉 자신의 사고내용을 대하는 상위의 마

음자세를 가정한다. 이러한 상위 인지적 관점이 강화되면 내담자는 자신의 부정적 생각에 대해 현실 혹은 자신을 정확히 반영하는 것이 아니라 자각의 장에서 일어나는 하나의 정신적 사건으로 볼 수 있게 되고, 사고 내용을 변화시키려는 노력 대신에 자신의 사고 흐름을 있는 그대로 추적하게 함으로써 사고 내용의 관계를 변화시키게 된다는 것이다. 이러한 결과는 생각과 다른 관계를 맺게 함으로써 자신의 사고내용과 거리두기, 즉각적인 경험에서 한 걸음 비켜서서 사건과 그에 대한 자신의 반응 사이의 여유 공간을 만드는 탈중심화 등의 상위 인지적인 주의 조절을 통해 역기능적인 자기 태도와 관계가 변화할 수 있음을 시사한다.

최근 들어 CMT가 심리적 안녕 증진에 효과적인 기법 중의 하나로 입증되면서 건강-관련 개입 장면에서 적용하는 사례가 늘어나고 있다. Neff(2003a, b)는 자기-자비가 마음챙김과 동일한 구성개념이 아니라 자기-자비 내에 마음챙김을 포함하였다. 하지만, Kabat-Zinn(2003)을 포함한 마음챙김 관련 여러 연구자들은 자비가 마음챙김을 통해 자연스럽게 생겨나는 것으로 마음챙김 안에 자기-자비를 포함하였다. 이러한 두 입장을 절충한 Bishop 등(2004)은 마음챙김 훈련의 차별적인 결과에 반응하지 않음과 자비를 언급하면서, 자기-자비는 마음챙김에 의해 유발되기도 하고 마음챙김을 유발하기도 하는 적응적인 대처 전략으로 기능할 수 있는 것으로 보았다.

자기-자비와 심리적 안녕 사이의 관계에 대한 일부 연구에서는 자기-자비가 부정적 사건에 대한 사람들의 반응에 미치는 매개 효과를 검토하였다. 예를 들면, Neff, Hsieh와 Dejjtjarar(2005)는

불만족스런 중간고사 성적을 받은 학생들을 대상으로 자기-자비와 학업 실패에 대한 반응 간 관계를 연구하였다. 그 결과, 자기-자비는 수용, 긍정적 재해석 및 성장의 정서 중심 대처 전략과 유의한 정적 상관을 보였고, 부정적 정서와 회피 지향적 대처 전략과 유의한 부적 상관을 보였다. 이는 자기-자비가 실패에 좀 더 적응적인 방식으로 정서 중심 대처를 하게하고, 실제적 혹은 잠재적 실패에 대한 반응을 매개하여 자기-존중감을 위협하는 사건의 혐오적인 결과를 감소시킬 수 있음을 시사한다. 또한 마음챙김과 정서 인식 및 정서 수용 간의 매개 효과를 분석한 연구에서는 마음챙김을 통한 정서인식이 정서수용으로 이어지기 위해서는 자기-자비, 자기-판단, 용서 등이 매개하는 결과를 보였다(Kyrimis, 2006).

Neff 등(2007)은 자기-자비가 정신병리를 개선시키는 것 이상이며, 긍정적인 심리적 기능과 심리적 강점을 예측해준다고 보았다. 즉 자기-자비를 지니고 고통스러운 감정에 다가가게 되면 보다 긍정적이고, 행복하며, 낙관적인 마음자세를 지닐 수 있고 성장과 자기 탐색을 통해 자신과 타인을 지혜롭게 이해할 수 있게 된다는 것이다. 이처럼 마음챙김 뿐만 아니라 자기-자비와 관련된 문헌에서 자주 등장하는 개념이 지혜라는 구성개념이다. Birren과 Fisher(1990)는 지혜란 삶의 과제와 문제에 반응하는 인간의 정서, 동기, 인지적 측면을 통합한 것으로 강렬한 정서와 탈집착, 행위와 비행위, 지식과 의식 등과 같이 반대적인 가치를 지닌 것 간에 균형을 이루는 것이라고 하였다. 더욱이 지혜를 바탕으로 한 대처는 자기 지식의 발달을 가져오고, 파괴적인 행동을 막아주며, 자신과 타인에 대한 공감과 자비심을 증가시켜준

다. 따라서 장래연구에서는 자기-자비와 지혜로운 마음을 배양하여 적응적인 정서적 대처를 위한 방안을 모색하는 연구가 요구된다.

Zautra 등(2001)의 정서에 관한 역동적 모델(Dynamic Model of Affect : DMA)에서는 역경과 도전의 상황에서 긍정 정서경험이 스트레스에 대한 저항력을 길러주고 부정 정서경험을 완화시켜주면서 적응을 도와준다고 보았다. 자기-자비가 스트레스와 무관하게 긍정 정서를 회복하고 유지시켜주는 특성 변인이라면, 평상시 자비심 훈련을 통해 비판단적으로 자기를 수용하게 하고, 자기 긍정을 통한 긍정 정서를 배양하게 하는 것이 스트레스 상황에서 저항력을 키워내는 데 도움이 될 수 있을 것이다.

최근 국내외에서 많은 주목을 받고 있고 활발하게 연구가 이루어지고 있는 마음챙김과 관련해서 뿐만 아니라, 더 넓게는 1990년 이후 심리학의 큰 흐름을 형성하고 있는 긍정심리학 분야에서도 K-SCS가 활용될 가능성이 매우 크다고 하겠다. 특히, 자기-자비의 배양은 긍정심리학에도 맥을 같이 하고 있어서 긍정심리학 분야에서 강조하는 인간의 강점과 자기-자비를 관련시키고자 하는 연구들에서도 K-SCS의 적극적인 활용이 기대된다.

본 연구에서 살펴본 자기-자비는 정상인 대학생 집단을 대상으로 한 연구이므로, 다른 연령 집단(예, 성인, 노인)에 대한 교차타당화해 불 필요가 있겠다. 또한 학력, 성별, 종교적 배경 등과 같은 유기체의 고정된 특성들이 자기-자비에 미치는 영향이 다를 수 있기에, 이러한 고정된 특성들과 자기-자비의 관계가 어떠한지 알아보는 연구가 요망된다.

참 고 문 헌

- 김교현 (2008). 마음챙김과 자기조절 그리고 지혜. *한국심리학회지 : 건강*, 13(2), 285-306.
- 김수연 (2005). 대학생의 완벽주의 성향과 우울 및 자아존중감과의 상관 연구 : 완벽성향 척도 (APS-R)를 중심으로. 연세대학교 석사학위 청구논문.
- 김은정 (1993). 우울증상 지속에 영향을 주는 인지 및 행동 변인들. 연세대학교 박사학위 청구논문.
- 김정택 (1978). 특성불안과 사회성과의 관계. 고려대학교 석사학위 청구논문.
- 김형준 (1997). 규칙적인 운동 여부에 따른 주부 우울 증의 비교. 이화여자대학교 석사학위 논문.
- 문수백 (2007). 구조방정식모형의 이해. 2007 워크샵 자료집, 학지사.
- 박정현, 서은국 (2005). 사람의 내-외적인 모습에 두는 상대적 비중과 행복관과의 관계. *한국심리학회지 : 사회 및 성격*, 19, 19-31.
- 옥수정 (2001). 억압적 성격 성향자의 정서적 특성과 정서 조절 전략. 서울대학교 석사학위 청구논문.
- 원호택, 이용승 (1999). 사고 억제(Thought Suppression)와 통제 방향에서의 개인차에 관한 연구. *한국심리학회지 : 임상*, 18(1), 37-58.
- 이영호 (1993). 귀인양식, 생활사건, 사건 귀인 및 무방감과 우울의 관계 : 공변량 구조모형을 통한 분석. 서울대학교 박사학위 청구논문.
- 이영호, 송종용 (1993). BDI, SDS, MMPI-D 척도의 신뢰도 및 타당도에 관한 연구. *한국심리학회지 : 임상*, 15, 98-113.
- 이훈구, 이수정 (1997). Trait Meta-Mood Scale의 타당화에 관한 연구. *한국심리학회지 : 사회 및 성격*, 11(1), 95-116.
- 조재임 (2006). 우울의 두 차원에 관한 연구. 고려대학교 석사학위 청구논문.
- 한수정 (1999). 자기애적 성격성향자의 외현적·내현적 자기관련 인지특성. 서울대학교 석사학위 청구논문.
- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., & Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, 4, 561-571.
- Bishop, S. R., Lau, M., Shapiro, S. L., et al. (2004). Mindfulness : A Proposed Operational Definition. *Clinical Psychology : Science and Practice*, 11(3), 230-241.
- Blatt, S. J., D'Afflitti, J., & Quinlan, D. (1976). Experiences of depression in young adults. *Journal of Abnormal Psychology*, 65, 383-389.
- Buddhaghosa (2005). *청정도론[Visuddhimagga]*. 서울 : 초기불전 연구원.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1991). *A motivational approach to self : integration in personality: contemporary theory and research*(2nd ed) (pp. 313-347). Chicago, IL: Nelson-Hall.
- Diener, E. (2000). Subjective well-being: The science of happiness and a proposal for a national index. *American Psychologist*, 55, 34-43.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75.
- Gilbert, P. (2005). Compassion and cruelty: A biopsychosocial approach. In P. Gilbert(Ed.), *Compassion: Conceptualisations research, and use in psychotherapy*(pp. 9-74). London: Routledge.
- Gilbert, P. & Irons, C. (2005). Therapies for shame and self-attacking using cognitive, behavioural emotional imagery, and Compassionate mind training. In P. Gilbert (Ed.), *Compassion: Conceptualisations research, and use in psychotherapy* (pp. 263-325). London: Routledge.
- Gilbert, P. & Proctor, S. (2006). Compassionate mind

- training for people with high shame and self-criticism: overview and pilot study of a group therapy approach. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 13, 353-379.
- Iardi, B. C., Leone, D., Kasser, R., & Ryan, R. M. (1993). Employee and Supervisor rating of motivation: Main effects and discrepancies associated with job satisfaction and adjustment in factory setting. *Journal of Applied Social Psychology*, 23, 1789-1805.
- Kabat-Zinn, J. (2003). Mindfulness-based interventions in context: Past, present, and future. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 10(2), 144-156.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling(2nd ed.)*. New York: Guilford Press .
- Kyrimis, M. (2006). *An examination of the relationships among mindfulness, emotional acceptance, emotional awareness, self-compassion, forgiveness, and self-judgment. Doctoral dissertations*. American University: Washington, D. C.
- Leary, M. R., Adams, C. E., & Tate, E. B. (2005). *Adaptive self-evaluations: Self-compassion versus self-esteem* Paper presented at annual meeting of the American Psychological Association: Washington, DC.
- Leary, M. R., & MacDonald, G. (2003). *Individual differences in self-esteem: A review and theoretical integration*. In M. R. Leary & J. P. Tangney(Ed.) *Handbook of self and identity* (pp. 401-418). New York: Guilford Press.
- Leary, M. R., Tate, E. B., Adams, C. E., & Allen, A. B., & Hancock, J. (2007). Self-compassion and reactions to unpleasant self-relevant events: the implications of treating oneself kindly. *Journal of Personality and Social Psychology*, 92(5), 887-904.
- Lee, R. M., & Robbins, S. B. (1995). Measuring belongingness: The social connectedness and social assurance Scales. *Journal of Counseling Psychology*, 42, 232 - 241.
- Mckay M., & Fanning P. (2000). *Self-Esteem* (3rd ed.). Oakland, CA: New Harbinger. 홍경자, 유정수 역. 교육과학사.
- Neff, K. D. (2003a). Self-compassion: An alternative conceptualization of a healthy attitude toward oneself. *Self and Identity*, 2, 85 - 102.
- Neff, K. D. (2003b). The development and validation of a Scale to measure self-compassion. *Self and Identity*, 2, 223 - 250.
- Neff, K. D., Hseih, Y., & Dejittthirat, K. (2005). Self-compassion, achievement goals, and coping with academic failure. *Self and Identity*, 4, 263-287.
- Neff, K. D., Kirkpatrick, K. L., & Rude, S. S. (2007). Self-compassion and adaptive psychological functioning. *Journal of Research in Personality*, 41, 139-154
- Nolen-Hoeksema, S., & Morrow, J. (1991). A prospective study of depression and posttraumatic stress symptoms after a natural disaster: The 1989 Loma Prieta earthquake. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61, 115 - 121.
- Raskin, R., & Hall, C. S. (1979). A Narcissistic Personality Inventory. *Psychological Reports*, 45, 590.
- Raskin, R., & Terry, H. (1988). A principal components analysis of the Narcissistic Personality Inventory and further evidence of its construct validity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 890 - 902.

- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Salovey, P., Mayer, J. D., Goldman, S. L., Turvey, C., & Palfai, T. P. (1995). Emotional attention, clarity, and repair: Exploring emotional intelligence using the Trait Meta-Mood Scale. In J. W. Pennebaker (Ed.), *Emotion, disclosure, & health* (pp. 125 - 154). Washington, DC: American Psychological Association.
- Seligman, M. E., & Csikzentmihalyi, M. (2000). Positive psychology: An introduction. *American Psychologist*, *55*, 5 - 14.
- Slaney, R. B., Mobley, M., Trippi, J., Ashby, J. S., & Johnson, D. P. (1996). *The Almost Perfect Scale-revised*. Unpublished manuscript, The Pennsylvania State University.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., & Lushene, R. E. (1970). *STAI Manual for the State-Trait Anxiety Inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Stanton, A. L., Kirk, S. B., Cameron, C. L., & Danoff-Burg, S. (2000). Coping through emotional approach: Scale construction and validation. *Journal of Personality and Social Psychology*, *78*, 1150 - 1169.
- Wegner, D. M., & Zanakos, S. (1994). Chronic thought suppression. *Journal of Personality*, *62*, 615 - 640.
- Zautra, A., Smith, B., Affleck, G., & Tennen, H. (2001). Examinations of chronic pain and affect relationships: applications of a dynamic model of affect. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *69*(5), 786 - 795.
- Zung, W. W. K. (1965). A self-rating depression scale. *Archives of General Psychiatry*, *12*, 63 - 70.

원고접수일: 2008년 7월 19일

수정원고접수일: 2008년 11월 14일

게재결정일: 2008년 12월 1일

한국심리학회지: 건강
The Korean Journal of Health Psychology
2008. Vol. 13, No. 4, 1023 - 1044

The validation study of the Korean version of the Self-Compassion Scale

KyeongEui Kim Department of Psychiatry Eulji Hospital	GeumDan Yi Clinical Psychology Room Maeumsarang Hospital	YongRae Cho Department of Psychology Hallym University
Suk Hi Chai Department of Social Welfare With Addiction Rehabilitation Eulji University	WooKyeong Lee Department of Clinical Psychology Yong-In Mental Hospital	

This article describes two studies to test the reliability and validity of a Korean Version of Self-Compassion Scale(K-SCS). In Study 1, the result of confirmatory factor analysis showed that the six-factor model consisting of Self-Kindness, Self-Judgment, Common Humanity, Isolation, Mindfulness, and Over-identified fit better than one-single model and three model. The internal consistency of the K-SCS and its subscales was good. Self-compassion as measured by the K-SCS was significantly correlated with positive mental health outcomes such as less depression and anxiety and greater life satisfaction. In Study 2, the result of confirmatory factor analysis showed that the six factor model fit better than one-single model and three model, as in study 1. The internal consistency of the K-SCS and its subscales was good. The result of validity analysis indicate that self-compassion was significantly correlated with positive mental health outcomes such as less depression and anxiety, and greater emotional regulation. Moreover, self-compassion was more strongly correlated with self-esteem than narcissism. These findings suggest that the K-SCS is a reliable and valid scale to measure self-compassion. Finally, the implications of this study and direction for future study were discussed.

Keywords: self-compassion, mindfulness, mental health, reliability, validity

부록. 한국판 자기-자비 척도

여러분은 어려운 시기에 처해 있을 때, 일반적으로 여러분 자신에게 어떻게 행동하는지 각 문항들을 주의 깊게 읽고 응답해 주시기 바랍니다. 문항에 기술되어 있는 방식대로 얼마나 자주 행동하는지 아래 다섯 가지 대담 가운데 자신을 잘 나타낸다고 생각하는 정도에 따라서 우측 숫자에 ○표 하십시오.

문 항	거의 아니다	조금 그렇다	웬만큼 그렇다	자주 그렇다	거의 항상 그렇다
1. 나는 내 자신의 결점과 부족한 부분을 못마땅하게 여기고 비난하는 편이다 .	①	②	③	④	⑤
2. 나는 기분이 처질 때, 잘못된 모든 일을 강박적으로 떠올리며 집착하는 경향이 있다 .	①	②	③	④	⑤
3. 나는 상황이 나에게 좋지 않게 돌아갈 때, 그러한 어려움은 모든 사람이 겪는 인생의 한부분이라고 여긴다	①	②	③	④	⑤
4. 나는 내 부족한 점을 생각하면, 세상과 단절되고 동떨어진 기분이 든다.	①	②	③	④	⑤
5. 나는 마음이 아플 때, 내 자신을 사랑하려고 애를 쓴다.	①	②	③	④	⑤
6. 나는 나에게 중요한 어떤 일에서 실패를 하면, 내 능력이 부족하다는 느낌에 사로잡힌다.	①	②	③	④	⑤
7. 나는 기분이 축 처지고 마음이 갈팡질팡할 때, 세상에는 나처럼 느끼는 사람들이 많다고 생각한다.	①	②	③	④	⑤
8. 나는 정말로 힘들 때는, 내 자신을 더욱 모질게 대하는 경향이 있다.	①	②	③	④	⑤
9. 나는 어떤 일 때문에 마음이 상하거나 화가 날 때는, 감정의 평정을 유지하려고 노력한다.	①	②	③	④	⑤
10. 나는 뭔가 부족한 느낌이 들면, 대부분의 다른 사람들도 그러한 부족감을 느낄 거라는 생각을 떠올리려고 애를 쓴다.	①	②	③	④	⑤
11. 나는 내 성격 중에서 마음에 들지 않는 점을 견디거나 참기 어렵다.	①	②	③	④	⑤
12. 나는 정말로 힘든 시기를 겪을 때, 내게 필요한 돌봄과 부드러움으로 나를 대한다.	①	②	③	④	⑤
13. 나는 기분이 처져 있을 때, 대부분의 다른 사람들은 나보다 더 행복할 거라고 느끼는 경향이 있다.	①	②	③	④	⑤
14. 나는 뭔가 고통스러운 일이 생기면, 그 상황에 대해 균형잡힌 시각을 가지려고 노력 한다.	①	②	③	④	⑤
15. 나는 내가 겪은 실패들에 대해서 사람이려면 누구나 겪을 수 있는 일로 보려고 노력한다.	①	②	③	④	⑤
16. 나는 마음에 들지 않는 나 자신의 어떤 면들을 보면, 스스로를 비난한다.	①	②	③	④	⑤
17. 나는 나에게 중요한 어떤 일에서 실패하면, 그 상황을 가급적 균형 잡힌 시각으로 보려고 한다.	①	②	③	④	⑤
18. 내가 정말로 힘들게 애를 쓰고 있을 때, 다른 사람들은 틀림없이 나보다 더 마음 편하게 지내고 있을 거라고 느끼는 경향이 있다.	①	②	③	④	⑤
19. 나는 고통을 겪고 있을 때, 나 자신에게 친절하게 대한다.	①	②	③	④	⑤
20. 나는 어떤 일로 기분이 상하거나 화가 날 때, 내 감정에 휩싸이는 경향이 있다.	①	②	③	④	⑤
21. 나는 고통을 겪을 때는 나 자신에게 약간 냉담하게 대하는 경향이 있다.	①	②	③	④	⑤
22. 나는 기분이 처질 때면 호기심과 열린 마음을 갖고 내 감정에 다가가려고 노력한다.	①	②	③	④	⑤
23. 나는 내 자신의 결점과 부족함에 대해 관대하다	①	②	③	④	⑤
24. 나는 고통스러운 일이 생기면, 그 일을 크게 부풀려서(확대해서) 생각하는 경향이 있다.	①	②	③	④	⑤
25. 나는 중요한 어떤 일에서 실패하면, 나 혼자만 실패한 기분이 든다.	①	②	③	④	⑤
26. 내 성격 중에서 마음에 들지 않는 부분에 대해 이해하고 견디어내려고 한다.	①	②	③	④	⑤