

한국청소년문화연구소  
<청소년문화포럼>VOL.57

ISSN 1975-2733  
<http://dx.doi.org/10.17854/ffyc.2019.01.57.123>

청소년의 자기자비와 우울 및 학업 스트레스에 대한  
메타분석

A meta-analysis of Self-compassion related to Depression and  
Academic stress in Adolescents

정지선  
테네시대학교 박사졸업  
Jeong, Jisun  
The University Of Tennessee, Ph.D

## 청소년의 자기자비와 우울 및 학업 스트레스에 대한 메타분석

A meta-analysis of Self-compassion related to Depression and Academic stress in Adolescents

정지선<sup>1)</sup>

Jeong, Jisun

### 국문요약

본 연구는 자기자비와 청소년의 우울과 학업 스트레스의 관계를 확인하기 위해 메타분석을 실시하였다. 현재까지 발표된 청소년의 자기자비 관련 연구 가운데 12편을 분석대상으로 선정하여 심리적 부적응의 전체 효과크기를 추정하였고, 우울과 학업 스트레스의 효과크기를 추정하였다. 자료분석은 CMA 3(Comprehensive Meta Analysis)를 사용하여 분석하였다. 분석결과 자기자비와 청소년의 관련변인 간의 효과크기는 심리적 부적응( $r = -.45$ ), 우울( $r = -.55$ ), 학업 스트레스( $r = -.36$ )로 모두 통계적으로 유의한 중간 수준에서부터 큰 수준의 효과크기를 보였다. 이는 한국인을 대상으로 한 자기자비와 심리변인에 대한 연구(김수빈 외 2명, 2017)와 일치하는 결과이고, 미국 청소년의 심리적 부적응에 대한 연구(Marsh et al., 2018)와도 일치한다. 본 연구에서는 연구의 이질성이 발견되었고, 출간오류에서는 자유로웠다. 연구결과를 토대로 자기자비가 청소년의 우울이나 학업 스트레스에 대해 완충적인 기능을 할 수 있음을 알 수 있었다. 추후 연구방향과 청소년의 심리 건강을 위한 제언을 하고, 본 연구의 의의를 밝혔다.

주제어: 청소년, 자기자비, 우울, 학업 스트레스, 메타분석

1) 테네시대학교 박사졸업

## I. 서 론

청소년기는 신체적, 인지적, 사회적으로 다양하고 급격한 변화를 경험하는 시기이다. 이와 같은 급격한 변화와 함께 여러 발달과업들로 인한 다양한 도전과제들에 직면하게 된다. 이런 과정 중에서 청소년들은 끊임없이 자신을 평가하고 또래와 자신을 비교하고, 자신에 대한 부정적인 평가를 하기도 한다(Neff & McGehee, 2010). 개인에 따라 정도는 다르겠지만 일련의 발달과정 속에서 우울이나 스트레스를 경험하게 된다. 한국 청소년의 경우 여학생의 44.6%, 남학생의 30.4%가 스트레스를, 30.3%의 여학생과 20.3%의 남학생이 우울감을 경험한다고 보고했다(보건복지부, 2017). 더불어 학년이 높아질수록 학업량이 많아지고, 진로문제 및 대학입시에 대한 부담감으로 인한 우울과 학업 스트레스가 가중된다(이은희 외 2명, 2000).

이와 같은 심리적 부적응을 예방하고 치료하기 위한 방법으로 최근 ‘자기자비(self-compassion)’라는 연구가 활발하게 진행되어 오고 있다. 자기자비란 사랑하는 사람을 돌보듯이 자신이 고통받을 때 스스로를 돌보는 것이며, 사랑하고 공감하는 마음의 방향이 자신에게 향해 있는 것을 말한다(Neff, 2003a,b). 이런 마음가짐은 청소년들이 다양한 어려움에 직면했을 때 또는 실패를 경험하거나 실수를 했을 때 자신을 비판하거나 다그치기보다는 스스로를 돌볼 수 있는 대처기술이 된다. 이를 통해 불안, 우울, 스트레스를 덜 경험하게 된다는 연구가 보고되고 있다(김송이, 2012; 박문정, 강지현, 2017; 유연화, 2012; 전민, 2012).

자기자비는 청소년들이 스스로에게 좋은 친구가 되는 방법이라고도 할 수 있다(Bluth, 2017). 기존 연구에서 보면 사회적 지지가 스트레스 상황에서 보호요인으로 여겨지는 것처럼, 자기자비는 마치 좋은 친구가 주는 도움과 같은 사회적 지지를 스스로에게 제공해 줌으로써 부정적 영향을 덜 받게 되는 것이다(Bluth & Blanton, 2015). 이런 보호요인으로써의 자기자비는 자기자비가 높은 청소년들이 트라우마를 경험했을 때 그렇지 못한 청소년들에 비해 우울, 불안, 자살사고, 외상 후 스트레스를 덜 경험하게 해준다는 종단연구의 결과로 지지된다(Zeller et al., 2014).

자기자비는 어떤 부정적인 생각이나 감정이 떠올랐을 때 어떻게 반응할지를 스스로 ‘선택’하는 것이다. 실수를 했다거나, 비난을 받는 등의 부정적인 상황에서 자신이 어떤 역할을 했는지를 인식하게 해준다. 자신의 실수나 잘못을 받아들이고, 자신의 약점을 보완하고자 하는 동기를 보이며, 자신을 비난하는 등의 부정적인 생각에 사로잡힌다거나 방어적인 태도를 덜 취하게 해준다(Marshall et al., 2015). 다시 말해 부정적 사건 앞에서 스스로에게 좋은 친구가 되어줄지 아니면 혹독한 비평가가 될지를 선택하고, 부정적이고 비판적인 생각을

반복하기(자기-친절 대 자기-판단)보다는 누구나 실수를 할 수 있고(보편적 인간성 대 고립), 현재의 부정적 사건과 자신을 동일시하지 않고 거리두기(마음챙김 대 과잉-동일시)를 통해 우울이나 스트레스를 덜 받게 되는 것이다.

이와 같이 자기자비는 청소년기 학생들에게 중요한 보호요인이 됨에도 불구하고 아직까지 국내·외에서 청소년의 자기자비에 대한 연구가 부족한 실정이다. 성인을 대상으로 한 자기자비가 심리적 적응을 높인다는 연구결과와 자기자비 증진 프로그램의 효과성이 검증되면서 점진적으로 자기자비에 대한 관심이 청소년들에게로 확장되기 시작했다(Marsh et al., 2018). 최근에는 청소년을 대상으로 하는 자기자비 증진 프로그램 매뉴얼(Bluth, 2017)이 출판되는 등 청소년의 자기자비에 대한 연구가 북미를 중심으로 활발히 진행되어 오고 있다. 그러나 국내에서는 자기자비에 대한 연구가 초기 성인기인 대학생 집단에 편중된 경향을 보인다는 지적이 있다(김수빈 외 2명, 2017).

본 연구는 비교적 새로운 심리적 개념인 자기자비가 청소년의 심리적 부적응(우울, 학업 스트레스)에 어떻게 영향을 미치는지를 알아보기 위해 메타분석을 실시하였다. 자기자비 개념이 국내에 소개된 이후 성인을 중심으로 연구되었고, 이를 종합하여 메타분석 결과가 발표되었다(김수빈 외 2명, 2017). 점차적으로 청소년을 대상으로 자기자비에 대한 관심이 증가되는 추세이지만 아직까지 체계적인 문헌고찰이나 메타연구가 없기 때문에 자기자비의 잠재적 가치나 효과크기에 대한 검증이 필요하겠다. 청소년이 가장 많이 보고하는 심리적 부적응인 우울과 학업 스트레스에 대한 자기자비의 평균 효과크기가 어떠한지를 알아보았다. 이를 바탕으로 청소년의 자기자비와 관련한 연구의 방향성을 제안하고 청소년들의 자기 자비를 증진시킬 수 있는 프로그램의 활용 가능성도 알아보았다.

## II. 이론적 배경

### 1. 청소년의 심리적 부적응

청소년기는 인지적·심리적으로 미성숙한 상태이기 때문에 스트레스를 받았을 때 이를 효과적으로 대처하기가 어려우며, 이와 같은 스트레스는 불안, 우울과 같은 심리적 증상으로 발현되기도 한다(Byrne et al., 2007). 다양한 스트레스 원인 중 한국 청소년(중·고등학교 재학생)의 경우 가장 큰 스트레스의 원인은 학업에 관한 것이었다(최인재, 모상현, 2012). 학업 스트레스는 학업과 관련하여 느끼는 좌절, 갈등, 부담, 불안 등의 부정적인 정서로 인한 심리적

스트레스이다(김용래, 김태은, 2004). 다른 나라 학생들(미국, 일본, 중국)과 비교했을 때 한국의 학생들이 학업 스트레스를 가장 많이 받는 것으로 보고되었다(최인재, 모상현, 2012). 학업 스트레스를 받는 모든 청소년이 우울과 같은 심리적 부적응을 호소하는 것은 아니지만(유임경, 2016), 반복적인 스트레스 경험은 우울과 같은 심리적 증상으로 나타나게 된다(Byrne et al., 2007). 청소년기의 우울은 이후 성인기의 심리적 어려움(불안장애, 약물남용, 양극성 장애)으로 이르게 하기도 하고, 치료받지 않은 임상적 우울은 자살행동의 가장 큰 원인이 된다(Thapar et al., 2012).

이와 같은 빨달과정 속에서 청소년들에게 가장 많이 보고되는 우울과 학업 스트레스에 대해 자기자비가 중요한 보호요인으로 역할을 한다는 연구가 보고되었으며(Neff & McGehee, 2010), 이와 비슷한 맥락으로 김경의 외 4명(2008)의 연구에서 자기자비는 정서중심 대처전략과 정적상관을 보였는데, 자기자비가 정서조절 또는 정서적 지능과 관련이 있고, 스트레스 상황에서 부정적 정서를 완화하는 역할을 하는 것으로 나타났다.

## 2. 자기자비

### 1) 정의

자기자비는 사랑하는 사람을 돌보듯이 자신이 고통 받을 때 스스로를 돌보는 것이다 (Neff, 2003a,b). 자기자비는 동양철학인 불교 심리학에서 유래된 개념으로 서구의 심리학자들에게 주목받아 연구되었고, 10년 전부터 국내에 알려지기 시작했다. ‘Self-compassion’은 자기자비(慈悲)의 영어적 표현이다. 이는 상대나 자신에 대해 사랑하는 마음으로 행복을 바라고(慈: 사랑할 자), 상대나 자신이 경험하는 고통을 깊이 공감하는 마음으로, 고통에서 벗어나기를 바라는 것이다(悲: 슬퍼할 비)(김정호, 2014). 자기자비는 이런 사랑하고 공감하는 마음의 방향이 자신에게 향해 있는 것을 말한다.

Neff(2003a)는 자기자비를 자기-친절 대 자기-판단, 보편적 인간성 대 고립, 마음챙김 대 과잉-동일시의 세 가지 요소로 구성된다고 보았다. 첫째 요소인 자기-친절은 실패나 실수 상황에서 비난하기보다는 자신을 이해하려고 노력하고, 스스로에게 친절하게 대하는 것이다. 둘째 요소인 보편적 인간성은 실패나 고통은 자신만 경험하는 것이 아니라 모든 사람이 경험하는 피해 갈 수 없는 삶의 일부분이라는 것을 인식하는 것이다. 세 번째 요소인 마음챙김은 부정적인 감정을 회피하거나 과장하지 않고, 있는 그대로 자신의 감정을 알아차리는 것이다. 다시 말해 자기자비는 어려움을 경험할 때 자신을 사랑하고 돌보고, 이런 고통이나 어려움을 삶의 일부로 받아들이면서 균형 잡힌 관점을 유지하는 것이다. 이런 요소는 부정적인

자기평가와 비난을 줄이게 되어 불안과 우울을 덜 경험하게 된다.

자기자비가 높은 사람은 부정적 사건을 경험했을 때 즉각적으로 부정적인 생각(예, 나는 쓸모없는 사람이다)을 단지 하나의 생각으로 받아들일 뿐(예, 나 스스로가 쓸모없다고 생각했구나), 자신과 동일시하지 않는다. 내가 어떻게 생각하고 있는지 생각의 변화를 알아차리고, 이 생각에 빠져들어 반추하는 자신의 모습도 바라보려고 노력한다. 또한 이런 부정적인 생각에 신체적으로 어떤 반응을 보이는지에 주의를 기울여서, 자신의 주의를 지금 여기로 가져온다. 부정적 사건에 대해 '누구든지 실수를 한다'와 같이 자신의 문제에 대해 객관화하고 거리를 두려고 노력한다. 이와 같은 일련의 자기 자신을 성찰하고 돌보는 것을 통해 부정적인 사건이 개인에게 주는 부정적인 영향을 줄일 수 있다.

또한 자아정체감을 형성하는 청소년기에 자신에 대해 자비로운 태도를 형성하는 것이 이후 삶에 긍정적인 영향을 줄 수 있을 것이다(Neff & McGehee, 2010). 청소년들의 자기평가와 자기비난을 줄일 수 있고, 질풍노도의 청소년 시기를 보편적 청소년들의 경험으로 이해함으로써 자아중심성을 낮출 수 있으며, 심리적인 안정감을 증가시킬 수 있다. 또한 마음챙김의 요소는 청소년들의 비관적 생각이나 반추적 사고를 줄여줄 수 있기 때문에 다양한 심리적 부적응을 줄여줄 수 있다(Neff & McGehee, 2010). 그뿐만 아니라 이미 부정적인 자기관을 형성한 청소년들에게도 효과적인 중재로 보고되고 있다(Bluth & Eisenlohr-Moul, 2017).

## 2) 자기자비와 우울 및 학업 스트레스

한국인을 대상으로 한 자기자비와 심리적 건강에 대한 메타연구를 보면, 자기자비는 적응을 돋고, 심리적 부적응 증상(우울, 불안, 스트레스)을 줄여주는 것으로 나타났다(김수빈 외 2명, 2017). 지금까지 성인을 중심으로 연구되었던 자기자비는 최근 청소년을 대상으로 그 영역이 확대되어 연구되고 있다. 성인의 연구결과와 유사하게 청소년의 자기자비는 부정적 사건에 대한 영향을 완화시키고 긍정적인 관점을 갖게 한다(김송이, 2012). 자기자비 수준이 높은 청소년들(중학교 2, 3학년)은 그렇지 못한 청소년들과 비교해서 스트레스 수준이 높아지더라도 자살사고 상승폭이 적었다(전민, 2012). 이와 유사하게 자기자비는 생활 스트레스와 우울 증상 사이에서 완충역할을 하는 것으로 보고되고 있다(박문정, 강지현, 2017; 유연화, 2012).

신경심리학적 측면에서 자기자비 기술은 청소년들이 스트레스나 부정적 감정에 대한 취약성을 줄이는 데 도움이 된다고 보고했다(Rockliff et al., 2008). 자기자비가 높은 사람은 부정적 사건에 대해 덜 위협적으로 느끼고, 스트레스 호르몬 분비와 관련한 시상하부-뇌하수체

-부신축(Hypothalamic - pituitary - adrenal axis: HPA)의 활성화를 낮출 수 있다. 스트레스와 관련하여 만성적인 HPA축의 활성화는 신체적 건강에 부정적인 영향을 주는 것으로 알려져 있다. 자기자비는 스트레스 상황에서 감정적 반응을 줄이고 수치심이나 죄책감과 같은 부정적 정서를 덜 느끼게 해줌으로써(Leary et al., 2007), 교감신경계의 활성화를 막아준다. 실제로 Rockcliff et al.(2008)의 연구에서 자기자비 기술을 연습한 피험자들에게서 스트레스 호르몬인 코르티솔(cortisol)의 수치가 줄어든 것을 보고했다.

자기자비는 다른 심리적 특성처럼 타고난 기질이나 가정환경, 사회문화의 영향을 받지만 (Neff & Vonk, 2009), 또한 훈련을 통해 키워질 수 있는 마음기술이다(Bluth, 2017). 일반 청소년들을 대상으로 자기자비 프로그램을 실시한 결과 통제집단과 비교했을 때 유의미하게 불안, 우울, 지각된 스트레스가 줄어들었다는 연구결과가 보고되었다(Bluth, 2017).

위에서 살펴본 것과 같이 자기자비가 청소년의 정신건강에 보호요인이 될 수 있으며, 이는 청소년들의 정신건강에 사회적 지지가 보호요인으로 작용하는 것과 유사하게 이해할 수 있다. 이와 같이 자기자비가 청소년들의 정신건강에 중요한 역할을 하는 것에 비해 아직 연구가 부족한 실정이다. 다행히도 청소년의 자기자비에 대한 연구들이 최근 3년간 급격히 증가되어 오고 있다. 이런 한계점과 연구 동향을 종합하여 본 연구는 메타연구를 통해 자기자비와 청소년의 심리적 부적응 간의 관계에 대한 효과크기를 알아보고자 한다.

### III. 연구방법

#### 1. 분석대상 선정 및 자료검색

본 연구는 국내에서 발표된 석·박사 학위논문과 학술지 논문을 대상으로 선정할 자료를 검색하였다. 검색도구로는 학술연구정보서비스([www.riss.kr](http://www.riss.kr)), 한국학술정보([kiss.kstudy.com](http://kiss.kstudy.com)), 구글스칼라([scholar.google.co.kr](http://scholar.google.co.kr)), 학지사스콜라([scholar.dkyobobook.co.kr](http://scholar.dkyobobook.co.kr)), 국회도서관([www.nanet.go.kr](http://www.nanet.go.kr)), 네이버학술정보([academic.naver.com](http://academic.naver.com))를 사용하였다. 검색어는 '자기자비, 자기연민, 자기자애'를 사용했고, '청소년, 초등학생, 중학생, 고등학생'을 대상으로 자료를 수집하였다. 학위논문이 학술지로 출판된 경우 학술지에서 보고된 통계값을 사용하였다.

분석대상 논문의 선정 기준은 다음과 같다. 연구대상이 한국 청소년(초·중·고등학교 재학생)이고, 자기자비 변인과 관련한 심리적 부적응(불안과 학업스트레스)를 포함한 연구이다. 또한 연구결과 중 상관계수를 보고한 논문을 대상으로 하였다.

본 연구에서는 총 22편의 논문이 수집되었고, 이 중에서 긍정적 심리변인(7편)과 부정적 심리변인(15편)을 다룬 논문으로 분류하여 긍정적 심리변인을 다룬 논문은 제외하였다. 부정적 심리변인 중 우울, 불안, 스트레스를 연구한 논문으로 분류하고, 불안을 다룬 논문(2편)과 연구대상이 청소년부터 대학생까지를 포함하는 연구(1편)를 제외하였다. 최종으로 12편이 분석대상 연구논문으로 선정되었다. 본 연구는 상대적으로 적은 편수의 연구를 대상으로 하였는데, 청소년을 대상으로 자기자비에 대한 연구는 비교적 새로운 분야로 2010년부터 연구가 발표되기 시작했기 때문이다(Neff & McGehee, 2010).

## 2. 자료분석

본 연구의 메타분석을 위해 CMA 3(Comprehensive Meta-Analysis version 3) 프로그램을 사용하였다. 메타분석 절차에 따라 효과크기를 산출하고 동질성 검증을 실시했으며 출판오류 검증을 수행했다. 본 연구에서는 Pearson 상관계수  $r$ 값을 이용하여 효과크기를 계산했고, 이를 통해 두 변인 사이의 관계 정도와 방향을 이해할 수 있었다. 이와 같은 메타분석 법은 다양한 연구에서 얻는 통계값을 표준화된 공통값으로 계산하여 의미 있는 비교를 가능하게 해준다(황성동, 2014; Littell et al., 2008). 상관계수  $r$ 값을 활용하여 계산된 효과크기는 표준화된 Fisher's Z로 변환하는데, 이것은 상관계수  $r$ 이 비대칭 분포를 보이기 때문에 정규분포에 가까운 분포를 만들기 위함이다(Shadish & Haddock, 1994). Fisher's Z값은 다시 Pearson 상관계수  $r$ 로 변환하여 해석하게 된다. 메타분석에서는 Pearson 상관계수  $r$ 값 뿐만 아니라 표본수를 사용하여 효과크기에 표본수에 따라 가중치를 적용하게 되는데, 이는 표본수가 많은 연구의 검정력이 증가하기 때문이다(Lipsy & Wilson, 2001).

효과크기의 동질성 검정을 실시하여 메타분석에서 사용되는 연구결과의 효과크기가 동일한 모집단에서 도출되어 동질적인지, 상이한 모집단에서 도출되어 이질적인지를 검증한다(김계수, 2015). 이를 바탕으로 동일함을 가정하게 되는 경우는 고정효과 모형을, 이질성을 가정하게 되는 경우는 무선효과 모형을 적용하여 효과크기를 계산하게 된다. 본 연구는 각 개별연구가 다른 연구자들에 의해 서로 다른 연구대상, 시기, 방법으로 이루어져 있어서 이 질성을 가정하고 무선효과 모형으로 계산하였다.

메타분석에서는 연구자가 어떤 사정에 의해 연구결과를 출간하지 않아 메타분석에서 제외하는 경우 연구의 타당성을 저해하게 된다. 이런 출간오류를 책상 서랍의 문제(file drawer problem)와 출판편향(publication bias)이라고 부르는데, 본 연구는 이런 출간오류를 Rosenthal Fail-safe N(Rosenthal, 1979), Trim-and-fill(Duval & Tweedie, 2000)을 통해 확인했다.

## IV. 연구결과

### 1. 분석대상

본 연구의 분석에 사용된 논문은 총 12편으로, 석사학위 논문이 7편, 학술지 논문이 5편이다. 2015년 이후로 총 12편 중 6편이 연구되었다. 즉, 최근 3년간 6편이나 연구가 진행되는 등 청소년과 관련한 자기자비 연구가 활발히 진행되고 있음을 알 수 있다. 연구대상은 고등학생이 6편, 중학생이 3편, 초등학생(6학년)이 3편이며, 총 표본 수는 4,695명이었다.

본 연구에서 사용된 논문을 살펴보면, 두 편의 논문은 동일한 참가자에 대해 자기자비와 관련하여 우울과 학업 스트레스 증상을 모두 보고하였다. 이 경우 변인별로 효과크기를 각각 계산하고, 복수의 효과크기를 인정했다. 한 편의 논문에서는 자기자비의 6가지 하위요인에 따른 변인별 상관을 보고하여서 각 하위요인 별로 메타분석을 6번 실시하였고, 6번 실시한 메타분석 모두 통계적으로 유의미한 결과를 보였다. 이 논문의 경우 6가지 하위요인 중 가장 작은 상관을 기준으로 효과크기를 도출하였다. 자세한 통계결과는 결론 부분에서 제시하였다. 이를 바탕으로 본 연구에서는 한 편의 논문에서 우울의 2가지 하위요인에 따른 자기자비와의 상관을 보고한 경우에는 하위요인 값을 환산한 전체 값을 효과크기 산출에 사용하였다. 최종적으로 우울에 대해서는 6개의 효과크기가, 학업 스트레스에 대해서는 8개, 그리고 우울과 학업 스트레스를 합친 심리적 부적응에 대해서는 14개의 효과크기가 산출되었다.

<표 1> 메타분석에 포함된 논문의 특성과 효과크기

| 연구                    | 측정 척도   | 표본수 | 피험자          | 남/녀 성비  | 상관계수                   | 우울 | 학업 스트레스 |
|-----------------------|---|-----|--------------|---------|------------------------|----|---------|
| 김종운,<br>양민정<br>(2015) | 원호택과 김순희(1985),<br>최혜림(1986), 박선희(1991)의<br>스트레스 척도;<br>자기자비(K-SCS) | 434 | 여고생<br>1·2학년 | 0/434   | 우울 -.06 2)<br>스트레스 .02 | ✓  | ✓       |
| 박문정,<br>강지현<br>(2017) | 우울척도(CES-D);<br>자기자비(K-SCS)   | 342 | 중학생          | 154/188 | -0.73                  | ✓  |         |

2) 김종운, 양민정(2015)의 연구는 우울과 학업 스트레스 모두 보고되었고, 6가지 하위요인들에 따른 변

| 연구                    | 측정 척도  | 표본수 | 피험자         | 남/녀 성비  | 상관계수                   | 우울 | 학업 스트레스 |
|-----------------------|--|-----|-------------|---------|------------------------|----|---------|
| 박미선<br>(2017)         | 일상 스트레스 척도(DHQ); 자기자비(K-SCS)                               | 465 | 중학생 1·2·3학년 | 226/239 | -.49                   |    | ✓       |
| 박세나<br>(2015)         | 우울취약성 척도(DEQ); 자기자비(K-SCS)                                 | 383 | 고등학생 1·2학년  | 195/188 | -0.61                  | ✓  |         |
| 송혜현<br>(2016)         | 일상 스트레스 척도(DHQ); 자기자비(K-SCS)                               | 475 | 고등학생 1·2학년  | - 3)    | -.40                   |    | ✓       |
| 심우엽<br>(2014)         | 최맹규(2002)의 스트레스 검사 척도; 자기자비(K-SCS)                         | 246 | 초등학생 6학년    | 131/115 | -0.41                  |    | ✓       |
| 오영미,<br>허일범<br>(2016) | 조봉환(2006)의 학업 스트레스 척도; 자기자비(K-SCS)                         | 499 | 초등학생 6학년    | 263/236 | -0.41                  |    | ✓       |
| 유연화<br>(2012)         | 김교연, 전검구(1993)의 청소년의 생활스트레스척도; 우울척도(BDI); 자기자비(K-SCS)      | 389 | 고등학생 2학년    | 174/224 | 우울 -0.55<br>스트레스 -0.46 | ✓  | ✓       |
| 이강애<br>(2017)         | 우울척도(CES-D); 자기자비(K-SCS)                                   | 422 | 고등학생        | 216/206 | -0.63                  | ✓  |         |
| 이하희,<br>김유미<br>(2017) | 아동용 우울 척도(CDI); 자기자비(K-SCS)                                | 411 | 초등학생 6학년    | 196/215 | -0.57                  | ✓  |         |
| 전민<br>(2012)          | 원호택과 김순화(1985), 최혜림(1986), 박선희(1991)의 스트레스 척도; 자기자비(K-SCS) | 334 | 중학생 2·3학년   | 159/175 | -0.4                   |    | ✓       |
| 조현진<br>(2014)         | 학업스트레스 요인 척도; 자기자비(K-SCS)                                  | 295 | 고등학생 1학년    | 153/142 | -.30                   |    | ✓       |

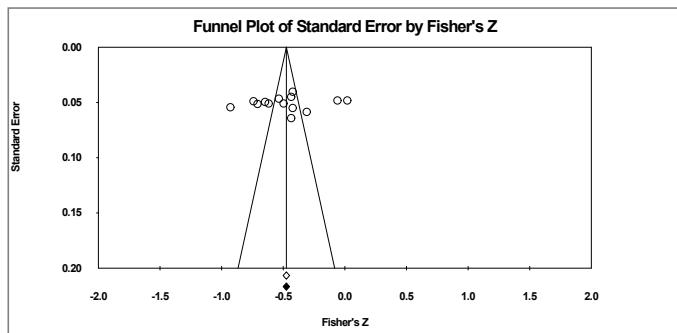
## 2. 출간오류

- 인별 상관계수 중 가장 수치가 낮은 보편적 인간성만 표에 표기하였다. 그 외의 값은 다음과 같다.  
 (우울) 자기-친절 -.17 / 자기-판단 -.47 / 고립 -.49 / 마음챙김 -.13 / 과잉동일시 -.41  
 (학업 스트레스) 자기-친절 -.17 / 자기-판단 -.54 / 고립 -.61 / 마음챙김 -.09 / 과잉동일시 -.52  
 3) 송혜현(2016)의 연구에서 보고한 남녀 성비는 116/156이었다. 총표본수는 맞으나, 성비의 총합이 맞지 않아서 표의 남녀 성비 표기에서 제외시켰다.

메타분석에서는 연구자가 어떤 사정에 의해 연구결과를 출간하지 않아 메타분석에서 제외되는 경우 연구의 타당성을 저해하게 된다. 이런 출간오류를 책상 서랍의 문제와 출판편향이라고 부르는데 본 연구는 이러한 출간오류를 확인했다. <표 2>에 제시된 것과 같이, Rosenthal Fail-safe N을 통해 확인한 결과 누락된 연구수가 최소 958편 ~ 최대 4632편의 미출판된 연구가 있어야 본 연구의 평균효과가 0이 된다. 그러므로 본 연구의 효과크기는 모든 변인에서 안정적이라고 볼 수 있고, 출간오류에서 자유롭다고 할 수 있다. 추가적으로 깔때기 그림(funnel plot)을 통해 출판편향 여부를 판단할 수 있는데, 분포가 좌우 대칭으로 분포할수록 출간오류가 없다고 할 수 있다. 또한 Trim-and-fill 방법(Duvall & Tweedie, 2000)과 Kendall의  $\tau^2$ (Begg & Mazumdar, 1994)을 사용해 출간오류를 확인했다.

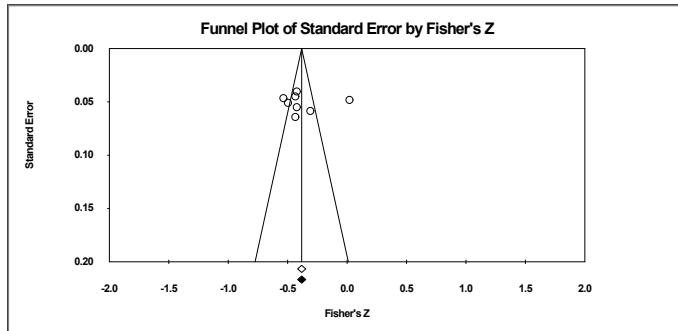
&lt;표 2&gt; 자기자비와 심리적 부적응의 관계에 대한 메타분석의 출간오류 검토

| 변인      | 사례수(k) | Rosenthal Fail-safe N |       |
|---------|--------|-----------------------|-------|
|         |        | Z                     | 누락연구수 |
| 심리적 부적응 | 14     | -35.67                | 4632  |
| 우울      | 6      | -21.53                | 958   |
| 학업 스트레스 | 8      | -29.63                | 1365  |



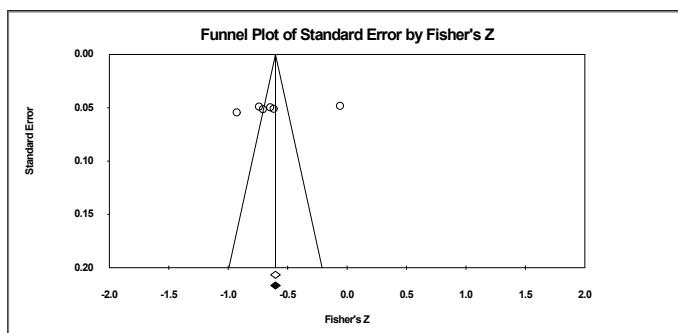
&lt;그림 1&gt; 우울 연구들의 효과크기 깔때기 그림

<그림 1>의 우울 연구의 깔때기 그림(funnel plot)에서 확인할 수 있듯이 중심축을 기준으로 비교적 좌우 대칭을 이루고 있으므로 출판편향에서 자유롭다. 하지만 <그림 2>, <그림 3>의 학업 스트레스, 심리적 부적응의 깔때기 그림의 경우 주로 왼쪽에 위치하고 있어 좌우 대칭형을 완전히 이루지는 못하였다.



<그림 2> 학업 스트레스 연구들의 효과크기 깔때기 그림

이에 추가적으로 순위 상관을 활용하여 표본오차와 효과크기를 분석한 결과 우울 연구의 경우, Kendall의 tau값은 -.400, p-value는 .259, 학업 스트레스의 경우 Kendall의 tau값은 .178, p-value는 .536, 심리적 부적응의 경우, Kendall의 tau값은 -.131, p-value는 .511로 유의한 상관관계가 존재하지 않았다(Begg & Mazumdar, 1994). 또 Duvall & Tweedie(2000)의 Trim-and-fill 방법을 통한 관측값과 보정값을 보면, 우울의 경우 -.549, -.549, 학업 스트레스의 경우, -.362, -.362, 심리적 부적응의 경우, -.448, -.448로 모든 변인들에서 차이가 없게 나타났다. 관측값과 보정값에 차이가 없으므로 보정할 연구들이 없는 것으로 나타났다. 이를 종합해 보면 본 연구에서는 출간오류가 존재하지 않는다고 할 수 있다.



<그림 3> 심리적 부적응 연구들의 효과크기 깔때기 그림

### 3. 자기자비가 우울, 학업 스트레스, 심리적 부적응에 미치는 효과크기

자기자비와 우울, 학업 스트레스, 심리적 부적응에 대한 메타분석 결과는 <표 3>과 같다.

자기자비와 우울, 학업 스트레스, 심리적 부적응의 동질성 검증을 위해 Q 분석을 실시하였고, 그 결과 모두 이질적인 것으로 나타났다( $Q = 91.05 \sim 333.77$ ,  $p < .001$ ).  $I^2$  값도 효과크기의 이질성을 나타내는 지수로서 75% 이상이면 이질성이 매우 크다고 해석한다(Higgins & Green, 2008). 본 연구에서는  $I^2$  값이 92.312 ~ 97.162로 산출되어 이질성이 매우 크다고 하겠다. 이질성의 원인분석을 위해 메타회귀분석을 추가적으로 실시하였고, Q 분석과  $I^2$  값을 통해 이질성을 확인하였으며, 효과크기의 이질성을 가정하는 무선효과 모형을 사용하여 평균 효과크기를 제시하였다.

&lt;표 3&gt; 심리적 부적응 변인별 평균 효과크기 메타분석 결과

| 변인      | 사례수(k) | 표본수  | 효과크기 | 95% 신뢰구간 |      | Z        | Q      | p    | $I^2$  |
|---------|--------|------|------|----------|------|----------|--------|------|--------|
|         |        |      |      | 하한값      | 상한값  |          |        |      |        |
| 심리적 부적응 | 14     | 5964 | -.45 | -.55     | -.34 | -7.11*** | 333.77 | .000 | 96.105 |
| 우울      | 6      | 2682 | -.55 | -.69     | -.36 | -5.05*** | 176.20 | .000 | 97.162 |
| 학업 스트레스 | 8      | 3282 | -.36 | -.47     | -.25 | -5.97**  | 91.05  | .000 | 92.312 |

\*\*\*  $p < .001$

<표 3>에 제시된 것과 같이 무선효과 모형으로 자기자비와 변인들과의 효과크기를 살펴보았다. Cohen(1988)의 표준화 상관계수 해석기준에 의하면 0.1 이하는 작은 효과크기, 0.3은 중간 수준, 0.5 이상은 큰 효과크기로 해석한다. 자기자비와 심리적 부적응의 효과크기는 중간 수준인 -.45로 나타났다. 자기자비와 우울의 효과크기는 -.55로 큰 효과크기를, 자기자비와 학업 스트레스는 -.36으로 중간 수준의 효과크기를 나타냈다.

위에서 언급했던 것처럼 김종운, 양민정(2015)의 연구에서 자기자비의 6가지 하위요인들에 따른 변인별 상관을 보고하여 각 하위요인별로 메타분석을 6번 실시하였다. 메타분석 결과 청소년의 심리적 부적응( $r = -.45 \sim -.51$ ), 우울( $r = -.55 \sim -.60$ ), 학업 스트레스( $r = -.36 \sim -.44$ )의 효과크기를 보였다. 다시 말해, 하위요인에 따라 중간 수준의 효과크기에서부터 큰 효과크기까지 나타났고, 모두 통계적으로 유의미한 결과를 보였다. <표 3>에서 보고한 결과는 6가지 하위요인들에 따른 변인별 상관계수 중 가장 수치가 낮은 보편적 인간성과의 상관을 가지고 메타분석 한 결과이다.

#### 4. 변인별 메타회귀분석

이질성의 원인분석을 위해 변인별 효과크기에 대해 나이, 출판연도를 예측변인으로 하여 각각 메타회귀분석을 수행하였다. 그 결과 심리적 부적응, 우울, 학업 스트레스에서 나이, 출판연도에 따른 효과크기의 변화가 유의하지 않은 것으로 나타났다.

<표 4> 나이와 출판연도가 효과크기에 미치는 영향

|            | 예측변인 | 계수     | 표준오차  | 하한값    | 상한값   | Z      | p     |
|------------|------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|
| 심리적<br>부적응 | 나이   | 0.023  | 0.036 | -0.048 | 0.094 | 0.640  | 0.525 |
|            | 출판연도 | -0.030 | 0.037 | -0.103 | 0.042 | -0.810 | 0.415 |
| 우울         | 나이   | 0.041  | 0.071 | -0.098 | 0.179 | 0.570  | 0.566 |
|            | 출판연도 | -0.046 | 0.077 | -0.197 | 0.105 | -0.600 | 0.548 |
| 학업<br>스트레스 | 나이   | 0.031  | 0.034 | -0.035 | 0.097 | 0.920  | 0.357 |
|            | 출판연도 | -0.004 | 0.035 | -0.073 | 0.066 | -0.100 | 0.918 |

### V. 논의 및 결론

본 메타분석 연구는 청소년의 자기자비와 심리적 부적응과의 관계를 분석했다. 우울과는 큰 효과크기를, 학업 스트레스와는 중간 수준의 효과크기를, 그리고 우울과 학업 스트레스를 포함한 심리적 부적응과는 중간 수준의 효과크기를 나타냈다. 이 분석결과를 볼 때, 자기자비가 높은 청소년은 낮은 수준의 심리적 부적응을 경험한다고 할 수 있다. 이와 같은 결과는 미국의 청소년을 대상으로 한 심리적 부적응(우울, 불안, 스트레스)과 자기자비에 대한 메타분석에서도 마찬가지로 우울, 불안, 스트레스와 큰 효과크기가 보고되었다. 한국인을 대상으로 한 자기자비와 우울, 불안, 스트레스의 메타분석 결과 역시 본 연구와 같은 중간 수준에서부터 큰 수준의 효과크기를 보였다(김수빈 외 2명, 2017). 본 연구는 출간오류에서 자유로웠고, 동질성 분석을 통해 효과크기의 이질성을 가정하는 무선효과 모형을 사용하여 평균 효과크기를 제시하였다.

추가적으로 메타회귀분석을 통해 이질성의 원인을 탐색해 보았다. 기존 연구에서 청소년의 나이가 증가할수록 자기자비와 심리적 부적응 사이의 관계가 약해진다는 연구(Marsh et al., 2018)를 바탕으로 나이를 조절변수로 메타회귀분석을 실시하였으나 나이에 따른 차이를 발견하지 못했다. 이에 더해서 최근에 출판된 논문일수록 자기자비에서 우울의 효과크기가

떨어진다는 결과(조용래 외 3명, 2014)를 바탕으로 출판연도를 조절변수로 메타회귀분석을 실시하였으나 통계적으로 유의미한 결과를 보이지 않았다. 또한 기존 연구에서 성별에 따른 자기자비의 차이가 보고되었는데, 남성에 대한 자기자비의 효과크기가 여성보다 더 높다는 연구결과가 보고되었다(Yarnell et al., 2015). 본 연구에서는 심우엽(2014)을 제외한 나머지 연구에서 남성과 여성은 구분하여 분석결과를 보고하지 않았기 때문에 성별을 조절변수로 활용할 수가 없었다. 본 연구에서는 연구들 사이에서 이질성의 원인을 찾아내지 못했는데, 이 결과는 성인을 대상으로 우울, 불안, 스트레스와 자기자비에 대한 MacBeth & Gumley(2012)의 연구에서도 성별, 나이, 연구 참가자 특징(병원집단 대 일반인집단, 학생집단 대 일반인집단)을 조절변수로 메타회귀분석을 실시하였으나 이질성에 대한 원인을 찾지 못하였다.

본 연구결과를 바탕으로 자기자비와 심리적 부적응 사이의 관계를 보면, 자기자비가 낮은 청소년의 경우 우울과 학업 스트레스와 높은 상관을 보였다. 청소년기는 다양한 변화로 인한 부적응이 나타날 수 있는 시기인 동시에 다양한 변화를 받아들일 수 있는 변화가 가능한 시기이기도 하다. 청소년기에 자기자비의 기술을 배우는 것은 이후 정신건강과 관련한 예방의 기능을 할 수 있다. Neff & Germer(2013)의 마음챙김 자기자비 프로그램은 성인을 대상으로 개발되었고, 이를 청소년에게 적합하게 변형하여 8주 동안 진행되는 ‘나와 친구되기: 청소년을 위한 마음 챙김 자기자비 프로그램’이 있다(Bluth, 2017). 이 프로그램은 성인 프로그램이 명상을 중심으로 짜인 것과 달리 구체적인 예술활동과 신체활동을 통해 자기자비 마음기술을 가르친다. 이 프로그램의 효과성을 연구한 결과 지각된 스트레스가 유의미하게 줄었고, 감사와 호기심이 증가했다고 보고했다. 같은 프로그램을 좀 더 짧은 기간인 6주 동안 일반 청소년을 대상으로 실시한 결과 통제집단에 비해 유의미하게 불안, 우울, 지각된 스트레스, 우울감을 줄였다고 보고한다. 이와 같은 결과는 본 메타분석 연구와 같이 자기자비가 우울과 스트레스를 줄여준다는 것을 알 수 있었다.

본 연구의 한계점과 후속연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 메타연구에서 사용한 연구는 총 12편으로 상대적으로 적은 편수의 연구를 대상으로 효과크기를 추정하였다. 그러므로 출간오류를 발견하거나 통계적 검증력이 떨어질 우려가 있는 점에서 통계적 한계점이 있다. 단일 연구로부터 얻은 효과크기보다는 메타분석을 통한 효과크기는 상대적으로 신뢰할만한 추정치이지만, 최근 청소년을 대상으로 한 자기자비 연구가 급속도로 늘어나고 있는 점을 감안하여 더 많은 연구를 포함한 메타분석을 실시할 필요가 있다.

둘째, 다양한 조절변수를 탐색해 볼 수 있는 메타회귀분석이 필요하겠다. 예를 들어 성별을 조절변수로하여 성별에 따른 자기자비의 효과크기 차이를 분석할 수 있겠다. 기존 연구에서

보면 여자 청소년의 경우 여성에게 비판적 사회적 분위기 때문에 불안, 우울, 스트레스에 취약하고, 스스로에게 더 비판적인 경향이 있다는 보고 있다(Neff & Vonk, 2009). 추후 연구에서는 성별에 따른 자기자비 결과를 논문에 보고하여 이를 검토할 수 있어야 할 것이다.

셋째, 자기자비와 관련한 각각의 하위변인에 대한 결과 보고해야 할 것이다. 이를 통해 좀 더 자기자비에 대한 심도 있는 이해를 가능하게 할 수 있겠다(김수빈 외 2명, 2017). 예를 들어 자기자비의 하위요인은 긍정적-부정적 쌍으로(예를 들어, 자기-친절 대 자기-비난) 구성되어 있는데, 추후 연구에서 각각 이 하위요인들의 결과를 보고하여 메타분석을 실시하게 되면 긍정적 요인이 높은 것이 중요한지 또는 부정적 요인이 낮은 것이 중요한지에 대한 깊은 이해가 가능하게 될 것이다(MacBeth & Gumley, 2012). 그러므로 자기자비의 총점 뿐만 아니라 자기자비 하위요인의 차이에 따른 영향 연구를 위해 하위요인별로 보고가 되어야 할 것이다.

본 연구는 메타분석을 통해 청소년의 자기자비에 따른 심리적 부적응의 효과크기를 알아보았다. 북미뿐만 아니라 국내에서도 최근에 활발히 진행되고 있는 청소년의 자기자비에 대한 연구를 종합적으로 분석하고, 그 효과크기가 어떠한지를 봄으로써 청소년의 자기자비와 심리적 부적응 사이의 관련성을 살펴보았다. 이를 통해 청소년들에게 자기자비가 우울과 학업 스트레스에 대한 보호요인으로 작용할 수 있음을 발견하였다. 이를 바탕으로 자기자비 역량을 증진시킬 수 있는 프로그램이 국내의 청소년들을 대상으로 실시되어, 심리적 건강을 증진하는데 이바지할 수 있기를 기대해 본다.

## ■ 참고 문헌

(제목 끝에 \*가 표시된 논문은 메타분석에 사용된 분석대상 연구물임)

- 김경의, 이금단, 조용래, 채숙희, 이우경 (2008). 한국판 자기자비척도의 타당화 연구. *한국심리학회지: 건강*, 13(4), 1023-1044.
- 김계수 (2015). 빅데이터 분석과 메타분석. 서울: 한나래 아카데미.
- 김송이 (2012). 대학생의 스트레스와 주관적 안녕감의 관계에서 자기자비의 매개효과. *홍익대학교 대학원 석사학위논문*.
- 김수빈, 정영주, 정영숙 (2017). 자기자비와 한국인의 심리. *한국심리학회지: 일반*, 36(3), 325-358.
- 김용래, 김태은 (2004). 학습자 스트레스, 학교 적응(대처) 및 학업성적. *교육연구논총*, 21, 5-31.
- 김정호 (2014). 스무살의 명상책. 서울: 불광출판사.
- 김종운, 양민정 (2015). 여고생의 스트레스와 폭식행동 간의 관계에서 우울과 자기자비의 매개효과 검증. *학습자중심교과교육연구*, 15(7), 545-565. \*
- 박문정, 강지현 (2017). 청소년이 지각한 부모의 부부갈등이 우울과 공격성에 미치는 영향: 자기자비의 조절효과. *상담학연구*, 18(4), 167-190. \*
- 박미선 (2017). 청소년의 일상 스트레스와 학교생활적응의 관계에서 자기자비의 조절효과. *국민대학교 대학원 석사학위논문*. \*
- 박세나 (2015). 고등학생의 우울취약성과 대인관계문제에서 자기자비의 매개효과. *전북대학교 대학원 석사학위논문*. \*
- 보건복지부 (2017). 청소년건강행태온라인 조사 통계정보 보고서. 서울: 보건복지부.
- 송혜현 (2016). 청소년의 일상 스트레스와 심리적 안녕감의 관계에서 자기 자비의 조절효과. *숙명여자대학교 대학원 석사학위논문*. \*
- 심우엽 (2014). 초등학생의 스트레스와 행복감의 관계에서 자기자비의 매개효과. *한국초등교육*, 25(2), 1-16. \*
- 오영미, 허일범 (2016). 초등학생의 학업 스트레스와 학교적응의 관계에서 자기자비의 매개효과. *청소년상담연구*, 24(2), 59-74. \*
- 유연화 (2012). 자기자비와 생활 스트레스가 청소년의 우울증상과 정신적 웰빙에 미치는 영향: 정서조절전략의 매개역할 검증. *한림대학교 대학원 석사학위논문*. \*
- 유임경 (2016). 청소년이 지각한 부모의 심리적 통제와 청소년의 심리적 안녕감의 관계. *성균관대학교 대학원 석사학위논문*.

- 이강애 (2017). 청소년기의 내·외현적 자기애와 우울의 관계에서 자기자비의 매개효과. 성균관대학교 대학원 석사학위논문. \*
- 이은희, 최태산, 서미정 (2000). 남녀 청소년들의 우울에 미치는 학교스트레스, 자아존중감, 부모-자녀 의사소통 및 부모의 내재적 지원의 효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 12(2), 69-84.
- 이하희, 김유미 (2017). 초등학생의 거부민감성과 우울의 관계: 자기자비와 사회적 지지의 매개효과. *한국초등상담교육학회*, 16(1), 67-83. \*
- 전민 (2012). 청소년의 스트레스가 자살사고에 미치는 영향: 자기자비의 조절효과. 아주대학교 대학원 석사학위논문. \*
- 조용래, 노상선, 조기현, 홍세희 (2014). 우울과 불안증상에 대한 마음챙김에 기반을 둔 개입의 효과. *한국심리학회지: 일반*, 33(4), 903-931.
- 조현진 (2014). 청소년의 학업스트레스와 안녕감 간의 관계에서 자기연민의 매개효과. 서울여자대학교 대학원 석사학위논문. \*
- 최인재, 모상현 (2012). 아동·청소년 정신건강 증진을 위한 지원방안 연구 II: 조사결과 자료집. 서울: 한국청소년정책연구원.
- 황성동 (2014). 알기 쉬운 메타분석의 이해. 서울: 학지사.
- Begg, C. B., & Mazumdar, M. (1994). Operating characteristics of rank correlation test for publication bias. *Biometrics*, 50, 1088-1101.
- Bluth, K., & Blanton, P. (2015). The influence of self-compassion on emotional well-being among early and older adolescent males and females. *Journal of Positive Psychology*, 10(3), 219-230.
- Bluth, K. (2017). *The Self-Compassion Workbook for Teens: Mindfulness and Compassion Skills to Overcome Self-Criticism and Embrace Who You Are*. Oakland, CA: New Harbinger.
- Bluth, K., & Eisenlohr-Moul, T. A. (2017). Response to a mindful self-compassion intervention in teens: A within-person association of mindfulness, self-compassion, and emotional well-being outcomes. *Journal of Adolescence*, 57, 108-118.
- Byrne, D., Davenport, S., & Mazanov, J. (2007). Profiles of adolescent stress: the development of the adolescent stress questionnaire. *Journal of Adolescence*, 30(3), 393 - 416.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral science* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.

- Duval, S., & Tweedie, R. (2000). A Nonparametric "Trim and Fill" Method of Accounting for Publication Bias in Meta-Analysis. *Journal of the American Statistical Association*, 95(449), 89-98.
- Higgins, J. P. T., & Green, S. (2008). Cochrane handbook for systematic reviews of interventions. Chichester, West Sussex: John Wiley & Sons, Ltd.
- Leary, M. R., Tate, E. B., Adams, C. E., Allen, A. B., & Hancock, J. (2007). Selfcompassion and reactions to unpleasant self-relevant events: The implications of treating oneself kindly. *Journal of Personality and Social Psychology*, 92, 887-904.
- Littell, J. H., Corcoran, J., & Pillai, V. (2008). Systematic reviews and meta-analysis. Oxford, UK: Oxford University Press.
- Lipsy, M. W., & Wilson, D. B. (2001). Practical meta-analysis. Thousand Oaks, California: Sage.
- MacBeth, A., & Gumley, A. (2012). Exploring Compassion: A Meta-Analysis of the Association between Self-Compassion and Psychopathology. *Clinical Psychology Review*, 32, 545-552.
- Marsh, I. C., Chan, S. W. Y., & MacBeth, A. (2018). Self-compassion and Psychological Distress in Adolescents-a Meta-analysis. *Mindfulness*, 9(4), 1011 - 1027.
- Marshall, S. L., Parker, P. D., Ciarrochi, J., Sahdra, B., Jackson, C. J., & Heaven, P. C. (2015). Self-compassion protects against the negative effects of low self-esteem: a longitudinal study in a large adolescent sample. *Personality and Individual Differences*, 74, 116 - 121.
- 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). Development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity*, 2, 223 - 250.
- 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.
- Neff, K. D., & McGehee, P. (2010). Self-compassion and psychological resilience among adolescents and young adults. *Self and Identity*, 9(3), 225-240.
- Neff, K. D., & Germer, C. K. (2013). A pilot study and randomized controlled trial of the mindful self-compassion program. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 69(1), 28-44.

- Rockliff, H., Gilbert, P., McEwan, K., Lightman, S., & Glover, D. (2008). A pilot exploration of heart rate variability and salivary cortisol responses to compassion-focused imagery. *Clinical Neuropsychiatry*, 5, 132-139.
- Rosenthal, R. (1979). The file drawer problem and tolerance for null results. *Psychological Bulletin*, 86(3), 638-641.
- Shadish, W. R. & Haddock, C. K. (1994). Combining estimates of effect size. In H. Cooper, & L. V. Hedges (Eds.), *The handbook of research synthesis* (pp. 261-281). New York, NY: Russell Sage Foundation.
- Thapar, A., Collishaw, S., Pine, D., & Thapar, A. (2012). Depression in adolescence. *Lancet*, 379(9820), 1056 - 1067.
- Yarnell, L. M., Stafford, R. E., Neff, K. D., Reilly, E. D., Knox, M. C., & Mullarkey, M. (2015). Meta-analysis of gender differences in self-compassion. *Self and Identity*, 14(5), 499-520.
- Zeller, M., Yuval, K., Nitzan-Assayag, Y., & Bernstein, A. (2014). Self-compassion in recovery following potentially traumatic stress: Longitudinal study of at-risk youth. *Journal of Abnormal Child Psychiatry*, 645-653.

## A meta-analysis of Self-compassion related to Depression and Academic stress in Adolescents

Jeong, Jisun<sup>4)</sup>

### Abstracts

The aims of this study is to identify associations between self-compassion and psychological distress in Korean adolescents. There is no systematic review or synthesis of the empirical literature of self-compassion in Korean adolescents. This meta-analysis synthesizes the existing literature to estimate the magnitude of effect for the association between self-compassion and psychological distress in adolescents using random effects analyses. Our search identified 12 relevant studies of Korean adolescents for inclusion. A moderate to large effect size was found for an inverse relationship between self-compassion and psychological distress( $r = -.45$ ), depression( $r = -.55$ ), academic stress( $r = -.36$ ). Heterogeneity was significant in the analysis. There was no evidence of significant publication bias. These findings replicate those in Korean adult as well as American adolescent samples. This suggests that lack of self-compassion may play a significant role in causing emotional distress in adolescents. It is recommended that mindful self-compassion program for youth may increase overall mental health for Korean youth.

**Key Words:** Self-compassion, Adolescence, Meta-analysis, Depression, Academic stress

2018. 11. 30 투고

2018. 12. 16 심사완료

2018. 12. 24 게재확정

---

4) The University Of Tennessee Ph.D