

# 스트레스, 부정 정서 그리고 자기자비가 비자살적 자해에 미치는 영향<sup>†</sup>

김 소 연  
중앙대학교 심리학과  
석사 과정

라 영 선  
중앙대학교 심리학과  
박사 과정

현 명 호<sup>‡</sup>  
중앙대학교 심리학과  
교수

본 연구는 중요한 임상적 문제로서 행동의 특성상 치료적 개입이 적었던 비자살적 자해에 대한 이해를 넓힐 목적으로 진행되었다. 이에 따라 일상적 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 영향을 우울과 분노가 매개할 것이며, 해당 경로에서 자기자비가 조절효과를 가질 것으로 예상하였다. 19-29세 성인 304명을 대상으로 온라인 설문을 실시하였고, 한국판 자기-상해 관련 진술목록(ISAS), 일상적 스트레스 척도, 한국판 우울 척도(CES-D), 상태 분노 척도(STAI-State) 그리고 자기자비 척도(SCS)가 설문에 포함되었다. Hayes의 Process Macro 프로그램을 이용하여 분석한 결과 일상적 스트레스가 우울 및 분노를 각각 완전매개하여 비자살적 자해 빈도 및 심각도로 이어지며, 일부 경로에서만 자기자비가 조절효과를 보이는 것으로 나타났다. 따라서 일상적 스트레스와 이로 인해 촉발되는 부정 정서는 비자살적 자해의 주요한 위험 요인으로 작용하며, 특히 우울과 분노가 반복적인 비자살적 자해에 영향을 미치는 과정에서 자기자비가 보호 요인의 역할을 하는 것으로 볼 수 있다. 마지막으로 본 연구에 대한 한계와 추후 연구에 대한 제언을 제시하였다.

주요어: 비자살적 자해, 스트레스, 우울, 분노, 자기자비

<sup>†</sup> 이 논문은 2018년도 중앙대학교 CAU GRS 지원에 의하여 작성되었음.

이 논문은 2019년도 한국임상심리학회 가을학술대회에서 포스터로 발표되었음.

<sup>‡</sup> 교신저자(Corresponding author): 현명호, (06974) 서울시 동작구 흑석로 84 중앙대학교 심리학과 교수, Tel: 02-820-5125, E-mail: hyunmh@cau.ac.kr

비자살적 자해(Non-Suicidal Self-Injury: NSSI)는 자살 의도 없이 반복적이고 고의적으로 신체를 손상하는 행위를 말한다(Klonsky & Muehlenkamp, 2007; Nock, 2009). 정신질환의 진단 및 통계 편람 5판(DSM-5)에서는 비자살적 자해를 ‘추가 연구가 필요한 진단적 상태’ 중 하나로 제시하고 있다(APA, 2013). 편람에 따르면 비자살적 자해는 주로 10대 초반에 시작되며, 20~29세 사이에 이로 인한 입원 비율이 가장 높다. 그러나 비자살적 자해를 하는 대부분의 사람은 낙인 효과를 염려하거나 치료에 대한 동기가 낮기 때문에 소수만이 임상적인 도움을 구한다. 비자살적 자해는 혈액으로 매개되는 질환의 감염 가능성을 높이며(APA, 2013), 이후 자살 사고 및 자살 완수의 위험요소로 작용한다(Joiner, Ribeiro, & Silva, 2012; Klonsky, May, & Glenn, 2013). 따라서 비자살적 자해에 영향을 주는 요인을 밝히고 이에 맞추어 개입할 필요가 있다.

Nock(2009)의 비자살적 자해 기능 모델에서는 정서적 취약성과 사회적 취약성을 가지고 있는 사람이 스트레스 상황에서 극단적 행동인 비자살적 자해를 선택한다고 설명한다. 이 모델에 따르면 비자살적 자해 행동이 스트레스 상황에서 부정 정서의 강도를 낮추고 긍정 정서 경험을 높이며 사회적 주의를 끄는 등 강화의 역할을 하기 때문에 지속적으로 반복된다고 설명한다. 비자살적 자해에 대한 경험회피 모델에서도 정서 반응을 유발하는 자극과 이에 따른 원치 않는 정서를 경험하는 것이 비자살적 자해의 핵심요인이라고 제시하였다(Chapman, Gratz, & Brown, 2006). 스트레스 자극으로 인해 발생하는 원하지 않는 정서를 낮추거나 회피하는 수단으로 비자살적 자해

를 이용한다는 것이다. 두 모델에 따르면 비자살적 자해의 발생과 지속에는 상황적 요인과 정서적 요인이 순차적으로 관여할 것으로 예상된다.

비자살적 자해를 촉발하는 대표적인 상황적 변인으로 스트레스를 들 수 있다. 즉, 스트레스 사건을 많이 직면할수록 비자살적 자해를 할 가능성이 높아진다(Lan, Jia, Lin, & Liu, 2019; Turner, Baglione, Chapman, & Gratz, 2018). 최근 연구에서는 중대한 스트레스가 아닌 일상에서 경험하는 경미한 스트레스도 비자살적 자해를 촉발할 수 있다고 하였다(성나경, 강이영, 2016; Ewing, Hamza, & Willoughby, 2019; Weismore, 2011). 일상에서 경험하는 스트레스는 신체의 반응성을 높이고 스트레스에 대한 내성을 낮추어 정서 조절의 어려움과 사회 인지의 결함을 일으킴으로써 결과적으로 비자살적 자해를 촉발하며, 특히 비자살적 자해 행동과 시간적으로 매우 근접하다는 점에서 중요한 요인이다(Guerry & Prinstein, 2009). 비자살적 자해 집단은 자해를 하지 않는 집단보다 유의하게 많은 일상 생활 스트레스를 보고하였고, 회귀 분석 결과 일상 생활 스트레스가 비자살적 자해를 유의하게 예측하기도 하였다(Victor, 2016). 더불어 일상에서 경험하는 생활 스트레스가 우울, 분노 등의 부정적인 정서로 이어진다는 연구를 고려하였을 때(조혜경, 정수경, 2015) 일상적 스트레스가 우울, 분노와 같은 부정 정서를 통해 비자살적 자해를 촉발할 가능성이 있다.

비자살적 자해 집단은 우울과 분노, 불안과 같은 부정 정서를 높게 보고한다(Klonsky & Muehlenkamp, 2007). 생태학적 순간 측정(Ecological Momentary Assessment: EMA) 연구

를 리뷰한 연구에서는 비자살적 자해가 발생하는 맥락으로 부정 정서의 증가를 제시하기도 하였다 (Rodríguez-Blanco, Carballo, & Baca-Garcia, 2018). 이에 따라 본 연구에서는 대표적인 부정 정서 중 우울과 분노가 비자살적 자해의 핵심 정서일 것으로 예상하였다. 불안은 이를 경험할 때 위협 자극에 편향되어 부정적인 결과가 예상되는 자극에 접근할 가능성이 낮아지기(Bandura, 1977) 때문에 제외하였다.

우울은 비자살적 자해 행동과 정적 상관이 있고(임선영, 이영호, 2017), 비자살적 자해 집단은 비자해 집단에 비하여 우울 증상을 높게 보고하였다(Penn, Esposito, Schaeffer, Fritz, & Spirito, 2003). 더하여 우울은 비자살적 자해의 증가를 예측하였고(Marshall, Tilton-Weaver, & Stattin, 2013), 가족과 관련된 부정적인 기억과 비자살적 자해를 직간접적으로 매개했다(Xavier, Pinto-Gouveia, Cunha, & Carvalho, 2016). 이처럼 우울은 비자살적 자해군에서 쉽게 경험되며, 비자살적 자해 행동을 촉발하는 정서적 요인일 가능성이 있다.

분노 또한 비자살적 자해와 정적 상관이 있다(임선영, 이영호, 2017). 특히 자해의 방법이 중등도 수준으로 심각할 경우 분노가 비자살적 자해 빈도를 유의하게 예측하였다(권혁진, 2014). 분노는 신체적 각성을 높여 위험한 행동을 선택하게 하며, 정서를 유발한 대상에 대해 공격성을 수반하는 정서로 알려져 있다(Berkowitz, 1993). 따라서 분노 역시 비자살적 자해 행동을 촉발하는 정서 요인일 것으로 보인다.

선행 연구와 비자살적 자해 모델을 고려하여 본 연구에서는 일상적 스트레스가 비자살적 자해

에 미치는 영향을 우울과 분노가 각각 매개할 것으로 예상하였다. 추가적으로 이러한 과정에서 효과적으로 작용할 수 있는 보호 요인을 탐색하고자 하였다. 스트레스와 우울, 분노와 연관성을 보이는 동시에 비자살적 자해로부터 보호하는 대표적인 요인은 자기자비(Self-Compassion)다.

자기자비란 고통에 처했을 때 혹독하게 자신을 비난하는 대신, 자신을 돌보는 온화한 태도를 취하는 것을 의미한다(Neff, 2003). 부정적인 정서를 마주했을 때 자기자비 수준이 높은 사람은 보다 적응적인 대처 방식을 선택하지만, 반대로 자기자비 수준이 낮은 사람은 비자살적 자해와 같은 부적응적인 대처를 선택한다(Nock, 2010). 이에 따라 비자살적 자해 집단의 심리 치료에서는 정서에 기반한 대처 전략에 중점을 두는 자비중심 치료가 주요하게 활용되고 있다(Van Vliet & Kalnins, 2011).

자기자비는 일상의 갈등 및 스트레스와 부적 상관이 있고(Xavier, Pinto-Gouveia, & Cunha, 2016) 생활 스트레스가 심리적 안녕감에 미치는 영향을 매개한다(조용래, 2011). 자기자비는 우울과 부적 상관이 있으며(김경의, 이금단, 조용래, 채숙희, 이우경, 2008), 청소년의 경우 우울과 비자살적 자해의 관계를 자기자비가 조절하여 자기자비 수준이 높을수록 우울이 비자살적 자해에 미치는 영향이 작다(Xavier et al., 2016a). 또한 비자살적 자해 집단은 특성적으로 분노를 내재화하는데, 분노를 경험할 때 이를 외부로 표출하기 보다는 자기 스스로에게 돌리는 경향을 보인다(Garcia-Nieto, Carballo, Hernando, Leon-Martinez, & Baca-Garcia, 2015). 따라서 자신에 대한 온화한 태도를 갖는 것은 분노가 비자살적

자해에 미치는 영향을 낮출 것으로 기대된다. 이와 유사하게 자기자비와 반대되는 자기비난이 분노 억제와 비자살적 자해의 관계를 완전매개하는 것으로 보고되기도 하였다(임호연, 2018). 이러한 연구를 종합하였을 때, 스트레스와 우울, 분노가 비자살적 자해에 미치는 영향을 자기자비가 조절할 것으로 기대된다. 이에 따른 본 연구의 가설 모형은 그림 1과 같다.

현재로서는 일상적 스트레스가 우울, 분노를 통해 비자살적 자해 행동에 미치는 영향을 보거나 이와 같은 과정에서 작용하는 보호 요인에 대한 연구가 미미하다. 더구나 대부분의 국내 연구는 비자살적 자해가 시작되는 18세 이하의 청소년 집단을 대상으로 이루어졌는데(성나경, 강이영, 2016; 이동귀, 함경애, 배병훈, 2016). 비자살적 자해가 초기 성인기에서도 높은 비율로 나타나는 점을 고려하였을 때(Klonsky & Muehlenkamp, 2007) 초기 성인기에서 나타나는 비자살적 자해 행동에 대해서도 면밀한 탐색이 필요하다.

## 방 법

### 연구 참여자

본 연구의 참여자는 만 19세부터 만 29세 사이의 성인 304명이었다. 한국의 사회문화적 특성을 고려하였을 때 만 19세부터 만 29세는 독립성과 책임감, 사회생활의 시작 등의 혼란을 경험하는 초기 성인기로 볼 수 있으며(정인혜, 2020), DSM-5에서 비자살적 자해로 인한 입원률이 가장 높은 연령대를 20대로 제시하고 있으므로 이에 따라 연령 범위를 설정하였다(APA, 2013). 설문 응답 중 연령 기준을 충족하지 못하는 경우 최종 분석에서 제외하였다.

인터넷 커뮤니티와 SNS 등을 통해 연구에 대한 홍보글을 배포하여 응답자를 모집하였으며, 홍보글과 함께 제공된 설문 URL 및 QR 코드를 통해 설문에 참여하도록 안내하였다. 설문을 진행하기 앞서 링크를 통해 연구에 대한 설명을 제공하였으며, 비자살적 자해의 개념과 본 연구의 목적 등 연구에 대한 정보를 전달하였다. 이어서 연구 참여에 대한 동의를 받았으며, 해당 부분에서 한

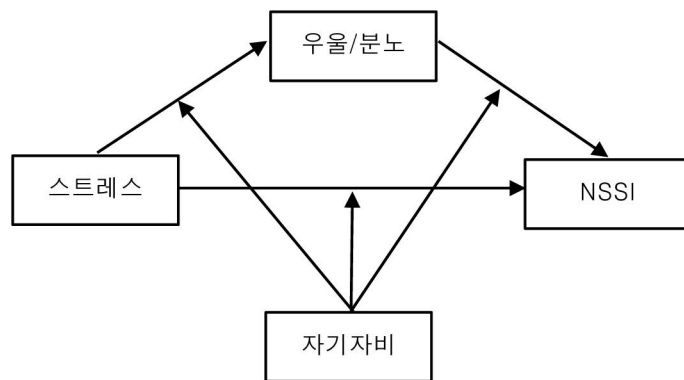


그림 1. 연구 가설 모형

문항이라도 동의하지 않는다고 응답하는 경우 최종 분석에서 제외하였다. 설문이 종료된 이후에는 모든 응답자에게 보상을 제공하였다.

## 연구 절차

연구참여자에게 연구에 대한 기본 설명을 제공한 후, 연구에 동의한 경우에 한해 설문을 진행하였다. 설문을 진행하는 도중에 참여자가 그만두겠다는 의사를 표현하면, 그 즉시 설문을 중지하고 해당 참여자의 모든 정보는 파기된다는 점을 안내하였다.

선행 연구에 따르면 자해 행동에 대한 질문 자체가 자해에 대한 사고나 행동으로 이어지지 않으며, 자해와 관련된 스트레스를 증가시키지 않는다(Gould et al., 2005; Reynolds, Lindenboim, Comtois, Murray, & Linehan, 2006). 그러나 이후 필요한 경우 언제든지 연락을 취할 수 있게 연구자의 연락처를 전달하고, 연락이 오는 경우 참여자의 동의를 얻은 후 상담센터 혹은 자살예방센터로 연계될 것이라고 안내하였다.

## 측정 도구

**한국판 자기-상해 관련 진술목록(Inventory of Statement About Self-injury: ISAS).** 자기-상해 관련 진술목록은 Klonsky와 Glenn(2009)이 개발한 도구로, 두 가지 영역으로 구성되어 있다. 첫 번째 영역은 자르기, 물기, 태우기 등 자해 행동의 빈도와 자해 행동의 기술적, 구조적 특징을 묻는 문항을 포함한다. 두 번째 영역은 자해 행동의 기능에 관한 39문항으로 이루어져 있다.

자해의 기능은 개인내적 기능과 사회적/대인관계적 기능 두 가지로 나누어진다.

국내에서도 자기-상해 관련 진술목록은 번안 및 타당화되어 척도의 신뢰도 및 타당도가 적절한 것으로 보고되었다(Kim, Kim, & Hur, 2019). 본 연구에서는 한국판 자기-상해 관련 진술목록의 첫 번째 영역을 활용하여 최근의 자해 행동 빈도를 측정하였다. 이를 위하여 ‘최근 한 달 간의’ 자해 행동에 대해서만 응답하도록 기존의 척도를 변형하였다. 본 연구에서 나타난 한국판 자기-상해 관련 진술목록 첫 번째 영역의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .688이었다.

**일상적 스트레스 척도.** DeLongis, Folkman과 Lazarus(1988)가 개발한 일상적 스트레스 척도(The Hassles Scale)를 김경아(2019)가 수정 보완한 척도이다. 김경아는 우리 문화와 환경, 시대배경 등을 고려하여 53문항 중 보편적인 일상적 스트레스로 여겨지는 42개의 문항을 선별하여 척도를 구성하였다. 여기에는 대인관계 13문항, 직무 3문항, 재정 4문항, 자신 8문항, 환경 5문항, 가정생활 4문항 그리고 여가 5문항이 포함된다. 해당 척도에서는 지난 일주일간의 스트레스 사건을 1점(전혀 아니다)부터 4점(아주 많이 그렇다) 사이로 평가한다. 원척도에서는 일주일로 설정되어 있던 기간을 본 연구에서는 사용되는 다른 척도와 동일하게 한 달로 변경하여 최근 한 달간 경험한 스트레스 사건과 그 정도를 측정하였다. 본 연구에서 일상적 스트레스 척도의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .950으로 나타났다.

**한국판 우울 척도(Center For Epidemiologic**

**Studies - Depression scale: CES-D).** 한국판 우울 척도는 Radloff(1977)가 개발하고 전경구, 최상진, 양병창(2001)이 번안하였다. 해당 척도에는 우울 감정 7문항, 긍정적 감정 4문항, 신체 및 행동 둔화 7문항, 그리고 대인관계 2문항이 포함되어 있다. 응답자는 각 문항의 내용을 읽고 자신의 느낌이나 행동과 일치하는 정도를 평가하게 되며, 0점(극히 드물게)부터 3점(거의 대부분) 사이로 4점 리커트 척도를 이용하여 응답한다. 점수가 높을수록 경험된 우울 수준이 높은 것으로 해석할 수 있다. 본 연구에서는 한국판 우울 척도에서도 마찬가지로 최근 한 달간의 우울 수준을 보고하게 하였고, 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .947이었다.

**상태 분노 척도(State Anger Inventory: STAI-State).** Spielberger, Krasner와 Solomon (1988)이 개발한 상태-특성 분노 척도(State-Trait Anger Inventory: STAI)를 활용하여 국내에서는 전경구, 한덕웅, 이장호(1997)가 성인을 대상으로 하는 한국판 상태-특성 분노 척도를 개발하였다. 해당 척도는 상태 분노 10문항, 특성 분노 10문항 및 분노 표현 24문항으로 구성되었는데, 본 연구에서는 상태 분노를 측정하는 10문항만을 이용하였다. 최근 한 달간의 경험을 보고할 수 있도록 기간과 문항의 표현을 수정하였으며, 이를 통해 응답자 개인의 최근 분노 수준을 측정하였다. 본 연구에서 상태 분노 척도의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .933이었다.

**자기자비 척도(Korean Version of the Self-Compassion Scale: SCS).** 자기자비 척도

는 Neff(2003)가 개발하고 김경의 등(2008)이 번안 및 타당화한 척도로, 어려운 시기에 처해 있을 때 일반적으로 자기자신에게 어떻게 행동하는가를 측정하는 26개의 문항으로 구성되어 있다. 해당 척도는 자기친절(self-kindness) 대 자기판단(self-judgement), 보편적 인간성(common humanity) 대 고립(isolation), 마음챙김(mindfulness) 대 과잉 동일시(over-identification)의 총 여섯 개의 하위 요인으로 나누어진다. 각 문항에 대해 1점(전혀 그렇지 않다)부터 5점(매우 그렇다) 사이로 응답하도록 구성되었다. 본 연구에서 자기자비 척도의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .904이었다.

### 통계적 분석

본 연구에서는 기술 통계를 통해 응답자의 인구통계학적 특성을 확인하였으며, 변인 간의 상관을 분석하였다. 더불어 스트레스와 부정 정서(우울, 분노), 비자살적 자해의 관계와 이에 대한 자기자비의 조절된 매개효과를 알아보기 위해 Hayes(2013)의 Process Macro를 활용하여 분석하였다. 모든 수집된 자료는 SPSS 25.0과 SPSS Process Macro 2.16을 통해 분석하였다.

조절된 매개효과를 검증하기에 앞서 먼저 스트레스와 비자살적 자해의 관계를 부정 정서(우울, 분노)가 매개하는지 확인하였다. SPSS PROCESS의 model 4를 이용하여 매개효과를 분석하였으며, 매개효과의 통계적 유의성을 검증하기 위해 bootstrapping을 실시하였다. 다음으로 매개 변인인 부정 정서와 조절 변인인 자기자비를 포함하는 조절된 매개 모형을 확인하기 위해 SPSS

Process의 Model 59를 사용하여 조절된 매개 분석을 실시하였으며, 지수의 유의성을 검증하기 위해 신뢰구간 95%와 5000개의 표본을 설정하여 Bootstrapping을 실시하였다.

## 결 과

### 기술 통계

총 304명의 응답 중 남성은 68명(22.4%)이었고, 여성은 234명(77%)이었으며 2명(0.7%)은 기타 성별로 응답하였다. 응답자의 평균 연령은 22.38 ( $\pm 2.82$ )세로 나타났다. 또한 응답자 중 132명(43.4%)이 지난 한 달 동안 1회 이상 비자살적 자해를 경험한 것으로 보고하였다. 연구에서 측정된 주요 변인과 관련한 기술통계치는 표 1과 같다.

본 연구에서는 한국판 자기-상해 관련 진술목록을 통해 측정된 비자살적 자해 빈도의 침도와 왜도가 매우 크게 나타났다. 비자살적 자해 행동은 유형별로 발생 빈도가 다를 수 있다. 예를 들어 '위험한 물질 삼키기'라는 유형의 비자살적 자해 행동은 '머리카락 당기기'라는 유형보다 실행하기 더 어렵다. 따라서 참여자가 보고한 비자살적 자해 빈도를 원자료 그대로 합산하는 것보다 행동 유형별 발생 빈도를 고려하는 것이 더 타당

할 수 있다. 이에 따라 본 연구에서는 자기-상해 관련 진술목록을 타당화한 Kim 등(2019)의 연구와 동일하게 유형별 행동의 발생 비율을 고려하여 각각의 빈도를 0(없음), 1(낮음), 2(보통), 3(빈번)으로 다시 코딩하였고, 이를 모두 합산하여 비자살적 자해 심각도를 산출하였다. 결과적으로 비자살적 자해 심각도는 이론적으로 0부터 39의 범위를 가질 수 있으며, 비자살적 자해 심각도가 높을수록 다른 사람보다 월등하게 비자살적 자해 경험이 높고 다른 사람은 잘 하지 않는 어려운 유형의 행동을 하는 심각한 수준에 해당한다고 이해할 수 있다.

### 상관 분석

상관 분석 결과, 표 2에서 볼 수 있는 것처럼 비자살적 자해 빈도와 비자살적 자해 심각도는 각각 .166~.270와 .246~.450의 범위에서 일상적 스트레스, 우울 그리고 분노와 정적 상관이 있었다. 일상적 스트레스는 .469~.489의 범위에서 우울 그리고 분노와의 상관이 유의하였으며, 자기자비는 -.682~-1.193의 범위에서 모든 변인과 상관이 유의하였다.

표 1. 주요 변인의 기술통계 ( $N = 304$ )

	평균	표준편차	범위	침도	왜도
비자살적 자해 빈도	39.296	246.731	0 - 3865	194.144	13.049
비자살적 자해 심각도	2.371	4.198	0 - 30	8.762	2.615
일상적 스트레스	71.336	19.874	42 - 151	.881	.843
우울 (CES-D)	39.760	12.836	20 - 80	.379	.942
분노 (STAI-state)	15.359	6.232	10 - 40	2.553	1.601
자기자비 (SCS)	77.434	16.073	29 - 121	.471	-.272

**일상적 스트레스와 비자살적 자해의 관계에서 우울의 매개 효과**

일상적 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 영향을 우울이 매개하는지 검증하기 위하여 Process Macro의 model 4를 이용하여 단순 매개분석을 실시하였다. 표 3의 분석 결과를 보면 일상적 스트레스가 우울에 미치는 영향( $B = .316, SE = .032, t = 9.735, p = .000$ )과 스트레스가 비자살적 자해 빈도에 미치는 영향이 유의하였다( $B = 2.064, SE = .704, t = 2.931, p = .004$ ), 그러나 일

상적 스트레스와 우울을 함께 고려하는 경우 스트레스가 비자살적 자해 빈도에 미치는 영향은 더 이상 유의하지 않았으며( $B = .556, SE = .789, t = .705, p = .481$ ) 우울이 비자살적 자해 빈도에 미치는 영향만이 유의하였다( $B = 4.778, SE = 1.222, t = 3.911, p = .000$ ).

비자살적 자해 심각도에 있어서도 일상적 스트레스의 영향이 유의하였다( $B = .052, SE = .012, t = 4.410, p = .004$ ). 그러나 우울을 함께 고려하는 경우 일상적 스트레스의 영향은 더이상 유의하지 않았으며( $B = .007, SE = .013, t = .584, p = .560$ ) 우울이

표 2. 상관 분석 결과 ( $N = 304$ )

	비자살적 자해 빈도	비자살적 자해 심각도	일상적 스트레스	우울 (CES-D)	분노 (STAI-state)
비자살적 자해 빈도	-				
비자살적 자해 심각도	.504**	-			
일상적 스트레스	.166**	.246**	-		
우울 (CES-D)	.270**	.450**	.489**	-	
분노 (STAI-state)	.263**	.329**	.469**	.679**	-
자기자비 (SCS)	-.193**	-.360**	-.322**	-.682**	-.523**

\*\*  $p < .01$ .

표 3. 스트레스와 비자살적 자해의 관계에서 우울의 매개 효과 ( $N = 304$ ).

독립변인	종속변인	$B$	$SE$	$t$	95% CI		$F$	$R^2$
					LL	UL		
스트레스	우울	.316	.032	9.735***	.252	.379	94.776	.239
스트레스	비자살적 자해 빈도	2.064	.704	2.931**	.678	3.451	8.588	.028
스트레스	비자살적 자해 빈도	.556	.789	.705	-.996	2.109	12.146	.075
우울	비자살적 자해 빈도	4.778	1.222	3.911***	2.374	7.182		
스트레스	우울	.316	.032	9.735***	.252	.379	94.776	.239
스트레스	비자살적 자해 심각도	.052	.012	4.410***	.029	.075	19.450	.061
스트레스	비자살적 자해 심각도	.007	.013	.584	-.017	.032	38.354	.203
우울	비자살적 자해 심각도	.142	.019	7.339***	.104	.180		

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



비자살적 자해 심각도에 미치는 영향만이 유의하였다( $B = .142, SE = .019, t = 7.339, p = .000$ ). 결과적으로 스트레스가 비자살적 자해 빈도와 비자살적 자해 심각도에 미치는 영향을 우울이 완전 매개하였다.

### 일상적 스트레스와 비자살적 자해의 관계에서 분노의 매개 효과

일상적 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 영향을 분노가 매개하는지 분석한 결과는 표4와 같다. 일상적 스트레스가 분노에 미치는 영향은 유의하였으나( $B = .147, SE = .016, t = 9.224, p = .000$ ), 일상적 스트레스와 분노를 함께 고려하는 경우 일상적 스트레스가 비자살적 자해 빈도에 미치는 영향은 유의하지 않았고( $B = .687, SE = .781, t = .880, p = .380$ ), 분노가 비자살적 자해 빈도에 미치는 영향만이 유의하였다( $B = 9.368, SE = 2.490, t = 3.763, p = .000$ ).

비자살적 자해 심각도에 대한 일상적 스트레스의 영향도 유의하였다( $B = .052, SE = .012, t =$

$4.410, p = .004$ ). 그러나 일상적 스트레스와 분노를 함께 고려하는 경우 일상적 스트레스의 영향은 유의하지 않았고( $B = .052, SE = .012, t = 1.921, p = .056$ ), 분노가 비자살적 자해 심각도에 미치는 영향만이 유의하였다( $B = .184, SE = .041, t = 4.470, p = .000$ ). 따라서 일상적 스트레스가 비자살적 자해 빈도 그리고 비자살적 자해 심각도에 미치는 영향을 분노가 완전 매개하였다.

### 일상적 스트레스, 우울, 비자살적 자해의 관계에서 자기자비의 조절된 매개 효과

Process Macro의 model 59를 이용하여 자기자비가 앞선 매개 모형에서 조절 효과가 있는지 검증하였다. 스트레스가 우울을 매개하여 비자살적 자해에 미치는 영향을 자기자비가 조절하는지 살펴본 결과는 표5와 같다. 일상적 스트레스는 우울을 증가시켰고( $B = .190, SE = .027, t = 7.118, p = .000$ ), 자기자비는 우울을 감소시켰으나( $B = -.454, SE = .034, t = -13.437, p = .000$ ), 우울에

표 4. 스트레스와 비자살적 자해의 관계에서 분노의 매개 효과 ( $N = 304$ )

독립변인	종속변인	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	95% CI		<i>F</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>
					LL	UL		
스트레스	분노	.147	.016	9.224***	.116	.178	85.081	.220
스트레스	비자살적 자해 빈도	2.064	.704	2.931**	.678	3.451	8.588	.028
스트레스	비자살적 자해 빈도	.687	.781	.880	-.849	2.224	11.560	.071
분노	비자살적 자해 빈도	9.368	2.490	3.763***	4.469	14.267		
스트레스	분노	.147	.016	9.224***	.116	.178	85.081	.220
스트레스	비자살적 자해 심각도	.052	.012	4.410***	.029	.075	19.450	.061
스트레스	비자살적 자해 심각도	.025	.013	1.921	-.001	.050	20.323	.120
분노	비자살적 자해 심각도	.184	.041	4.470***	.103	.266		

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

대한 일상적 스트레스와 자기자비의 상호작용 효과는 유의하지 않았다( $B = -.002, SE = .002, t = -1.624, p = .105$ ). 즉, 자기자비는 일상적 스트레스가 우울에 미치는 영향을 조절하지 않았다.

비자살적 자해 빈도에 있어 우울과 자기자비의 상호작용은 유의하였다( $B = -.143, SE = .066, t = -.031, p = .031$ ). 이때 자기자비 수준이 38.2% (SCS 75점) 이하에 해당하는 경우에 자기자비의 조절 효과가 유의하였다( $B = 3.141, SE = 1.600, t = 1.968, p = .050, 95\% CI[.000, 6.283]$ ). 자기자비 점수 75점은 평균에 약간 못 미치는 정도로, 자기자비 수준이 평균보다 낮은 경우에 일상적 스트레스로 유발된 우울이 비자살적 자해 빈도에 영향이 미치는 것으로 이해할 수 있다.

비자살적 자해 심각도에 대한 우울과 자기자비의 상호작용은 유의하지 않았고( $B = -.000, SE = .001, t = -.326, p = .745$ ), 우울만이 유의한 영향을 미쳤다( $B = -.111, SE = .026, t = 4.186, p = .000$ ). 추가분석을 통하여 일상적 스트레스가 우울을 매개하여 비자살적 자해 심각도에 미치는 간접 영향은 자기자비의 모든 구간에서 유의하다는 점을 확인하였는데, 이와 같은 이유로 자기자비의 조절 효과가 유의하지 않았을 것으로 볼 수 있다.

**일상적 스트레스, 분노, 비자살적 자해의 관계에서 자기자비의 조절된 매개 효과**

일상적 스트레스로 유발된 분노가 비자살적 자

표 5. 우울과 자기자비의 상호작용이 비자살적 자해에 미치는 영향 ( $N = 304$ )

종속변인 : 우울							
	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>	<i>F</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>
스트레스	.190	.027	7.118***	.137	.242		
자기자비	-.454	.034	-13.437***	-.520	-.387	122.231	.550
스트레스x자기자비	-.002	.002	-1.624	-.005	.001		
종속 변인 : 비자살적 자해 빈도							
	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>	<i>F</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>
스트레스	.384	.770	.498	-1.133	1.900		
우울	2.806	1.641	1.709	-4.245	6.036		
자기자비	.181	1.148	.158	-2.077	2.440	8.993	.131
스트레스x자기자비	-.104	.046	-2.254*	-.195	-.013		
우울x자기자비	-.143	.066	-2.165*	-.273	-.013		
종속 변인 : 비자살적 자해 심각도							
	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>	<i>F</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>
스트레스	.006	.012	.465	-.019	.030		
우울	.111	.026	4.186***	.059	.163		
자기자비	-.021	.019	-1.137	-.057	.015	17.007	.222
스트레스x자기자비	-.001	-.001	-1.791	-.003	.000		
우울x자기자비	-.000	.001	-.356	-.002	.002		

\*  $p < .05$ . \*\*\*  $p < .001$ .

해에 미치는 영향을 자기자비가 조절하는지 살펴본 결과는 표6에 제시하였다. 일상적 스트레스는 분노를 증가시켰고( $B = .102, SE = .015, t = 6.741, p = .000$ ) 자기자비는 분노를 감소시켰으나( $B = -.152, SE = .019, t = -7.929, p = .000$ ), 분노에 대한 일상적 스트레스와 자기자비의 상호작용 효과는 유의하지 않았다( $B = -.002, SE = .001, t = -1.810, p = .071$ ). 즉, 자기자비는 일상적 스트레스가 분노에 미치는 영향을 조절하지 못하였다.

비자살적 자해 빈도에 있어 분노와 자기자비의 상호작용은 유의하였고( $B = -.413, SE = .135, t = -3.058, p = .002$ ), 자기자비 수준이 21.4%(SCS 67점) 이하에 해당하는 경우에 자기자비의 조절

효과가 유의하였다( $B = 5.401, SE = 2.744, t = 1.968, p = .050, 95\% \text{ CI} [.000, 10.801]$ ). 자기자비 점수 67점은 5점 척도에서 평균 2.5정도로 자기자비 수준이 낮은 경우에 일상적 스트레스로 유발된 분노가 비자살적 자해에 영향이 미치는 것으로 이해할 수 있다.

우울과 마찬가지로 분노가 비자살적 자해 심각도에 미치는 영향에 있어서는 자기자비의 조절 효과가 나타나지 않았다( $B = -.011, SE = .002, t = -.581, p = .562$ ). 비자살적 자해 심각도에 있어서는 자기자비의 영향만이 유의한 것으로 확인되었다( $B = -.059, SE = .017, t = -3.561, p = .000$ ). 추가적인 분석 결과 일상적 스트레스가 우울을 매개하여 비자살적 자해 심각도에 미치는

표 6. 분노와 자기자비의 상호작용이 비자살적 자해에 미치는 영향 ( $N = 304$ )

종속변인 : 분노							
	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>	<i>F</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>
스트레스	.102	.015	6.741***	.072	.132		
자기자비	-.152	.019	-7.929***	-.190	-.115	61.663	.381
스트레스x자기자비	-.002	.001	-1.810	-.003	.000		
종속 변인 : 비자살적 자해 빈도							
	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>	<i>F</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>
스트레스	.764	.768	.995	-.747	2.275		
분노	1.197	3.286	.364	-5.270	7.664		
자기자비	-.692	.992	-.698	-2.644	1.260	10.017	.144
스트레스x자기자비	-.095	.044	-2.155*	-.182	-.008		
분노x자기자비	-.413	.135	-3.058**	-.679	-.147		
종속 변인 : 비자살적 자해 심각도							
	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>	<i>F</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>
스트레스	.019	.013	1.473	-.006	.044		
분노	.075	.055	1.368	-.033	.183		
자기자비	-.059	.017	-3.561***	-.091	-.026	13.106	.180
스트레스x자기자비	-.001	.001	-1.909	-.003	.000		
분노x자기자비	-.001	.002	-.581	-.006	.003		

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

간접적인 영향은 자기자비의 모든 구간에서 유의하지 않았으며, 이로 인해 자기자비의 조절 효과가 유의하지 않았던 것으로 보인다.

## 논 의

본 연구는 일상적 스트레스가 우울과 분노를 통해 비자살적 자해로 이어지는 경로를 확인하고, 해당 경로에서 자기자비가 조절효과를 가지는지 확인하기 위한 목적으로 진행되었다. 이를 위하여 조절된 매개 모형에 대한 검증이 이루어졌다.

먼저 일상적 스트레스는 우울, 분노 그리고 비자살적 자해 빈도 및 심각도와 상관이 유의하였고, 우울, 분노와 비자살적 자해 빈도 및 심각도 간에도 유의한 상관이 나타났다. 더불어 스트레스가 우울과 분노를 통해 비자살적 자해 빈도 및 심각도로 이어지는 완전매개 모형이 유의하였다. 즉 일상에서 경험하는 스트레스가 우울과 분노를 유발하고, 이렇게 유발된 정서가 반복적인 비자살적 자해와 심각한 수준의 비자살적 자해를 촉발하게 된다는 것이다. 이는 스트레스와 부정 정서가 비자살적 자해를 촉발하는 중요한 요인이라고 보고한 선행 연구와 일치한다(Turner et al., 2018; Xavier et al., 2016b).

본 연구의 결과를 고려하면 심각한 스트레스 상황이 아닌 일상적인 스트레스만으로도 비자살적 자해와 같은 위험한 행동이 유발될 수 있다. 특히 일상의 스트레스 상황으로 인해 증가된 우울과 분노가 비자살적 자해를 야기하는 주요한 요인일 것으로 보인다. 따라서 비자살적 자해에 대한 치료적 개입에 있어서는 일상적인 스트레스 대처 전략에 초점을 맞출 필요가 있으며, 특히 우

울과 분노를 다루는 방법을 함께 활용하는 접근이 보다 효과적일 것으로 예상된다.

스트레스가 우울이나 분노를 통해 비자살적 자해로 가는 완전매개 모형에서 자기자비가 조절효과를 가지는지 살펴본 결과, 우울과 분노가 비자살적 자해 빈도에 미치는 영향만이 유의한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 비자살적 자해 빈도와 비자살적 자해 심각도가 독립적인 속성을 가지고 있음을 시사한다. 최근 연구에서는 이와 유사하게 비자살적 자해 경험을 측정할 때 빈도, 심각도 뿐만 아니라 다양성이라는 개념을 이용하기도 한다(Weismore, 2011). 다양성이란 한 개인이 사용하는 비자살적 자해 방법의 갯수를 의미하는데, Ignac(2016)의 연구에서는 다양성만이 비자살적 자해를 유의하게 예측하는 요인이었다. 반면 Armiento, Hamza와 Willoghby(2014)는 빈도나 다양성이 아닌 비자살적 자해 심각도만이 비자살적 자해 집단의 특성을 설명하는 유의한 요인이라고 보고하였다. 한편 비자살적 자해의 진단에 있어서는 비자살적 자해의 빈도가 기준이 되며, 특히 행동의 반복되는 특성이 중요하게 여겨지고 있다(APA, 2013). 이처럼 혼재되어 있는 결과를 고려하였을 때, 비자살적 자해는 매우 폭넓은 상이한 유형으로 나타날 수 있으며 각 유형을 대표하는 특징 또한 다를 것으로 예상된다.

현재 DSM-5에서는 비자살적 자해의 진단 기준으로 비자살적 자해 빈도를 고려하고 있으며(APA, 2013), 비자살적 자해의 심각도나 이용하는 비자살적 자해 방법의 다양성에 대해서는 언급하지 않고 있다. 따라서 추후 연구를 통해 비자살적 자해 빈도와 심각도 그리고 다양성이 비자살적 자해 행동의 발달과 경과에 미치는 영향이 다른

지 확인하고, 이를 진단적 특징으로 추가할 필요가 있겠다.

자기자비는 일상적 스트레스가 우울 또는 분노를 통해 비자살적 자해 빈도로 이어지는 과정 중 우울과 분노가 비자살적 자해 빈도에 미치는 영향을 조절하였다. 이는 자기자비가 비자살적 자해의 보호요인으로 기능한다는 선행 연구와 일치한다(김수진, 2015; Xavier et al., 2016a). 자기자비 점수가 75점 이하인 경우에 스트레스로 우울이 유발되면 더 빈번한 비자살적 자해로 이어졌고, 자기자비가 67점 이하인 경우에 스트레스로 촉발된 분노가 비자살적 자해를 빈번하게 유발하였다. 따라서 분노에 비하여 우울이 더 쉽게 반복적인 비자살적 자해의 위험요인이 될 것으로 해석할 수 있다. 비자살적 자해에서 가장 많이 활용되는 동기가 ‘자기 비난’이며(Allen, Fox, Schatten, & Hooley, 2019), 자기 비난은 우울을 유발한다는 점을 고려하였을 때 우울은 비자살적 자해에 대해 특히 높은 영향력을 가질 것이다(Joeng & Turner, 2015). 다만 이는 첨도와 왜도가 매우 크게 나타난 자료를 분석한 결과이기 때문에 확정적으로 해석하기에는 무리가 있으며, 추후 연구에서 보다 많은 표집을 이용해 결과를 반복 검증해야 할 것이다.

이러한 한계를 감안하고 본 연구의 결과를 살펴보면 비자살적 자해의 반복적인 발생을 막기 위해 자기자비가 활용되어야 한다는 시사점을 얻을 수 있다. 특히 비자살적 자해 심각도에 있어서 자기자비의 조절 효과가 유의하지 않았다는 점을 함께 고려하면, 자기자비를 높이는 자비중심 치료(Compassion Focused Therapy: CFT)는 특히 심각도가 낮은 비자살적 자해 행동을 월등하게 많

은 횟수로 반복하는 대상에게 효과적일 것으로 기대된다.

현재 비자살적 자해의 치료적 개입에서 자비중심 치료가 어느 정도 활용되고는 있으나, 치료 효과의 근거는 대부분 자살에 대한 연구에 기반하고 있다(Van Vliet & Kalnins, 2011). 본 연구의 결과는 비자살적 자해에 자비중심 치료를 활용할 실증적인 근거를 제시하여 이와 같은 한계를 보완한다. 특히 자기자비는 평균 정도만 되어도 우울과 분노와 같은 부정 정서가 반복적인 비자살적 자해에 미치는 영향을 조절하여 비자살적 자해가 반복될 가능성을 낮추는 것으로 나타났으므로, 비교적 적은 노력으로도 치료 효과를 보일 것으로 기대된다.

한편 자기자비는 스트레스로 유발된 우울이 비자살적 자해 심각도에 미치는 영향을 조절하지 못했으며, 자기자비의 수준과 상관없이 스트레스가 우울을 매개하여 비자살적 자해 심각도에 미치는 영향이 유의하였다. 따라서 상대적으로 행동으로 옮기기 어려운 심각한 수준의 비자살적 자해를 행하며 우울 정서가 우세한 집단에게는 기존에 사용되던 자비중심 치료가 효과적이지 않을 수 있다. 그러므로 추후 연구를 통하여 이와 같은 집단에 가장 적합한 치료적 접근이 무엇인지 확인할 필요가 있다.

스트레스로 유발된 분노가 비자살적 자해 심각도에 미치는 영향에 있어서도 자기자비가 조절 효과를 보이지 않았는데, 이 경우 자기자비만이 비자살적 자해 심각도에 유의한 영향을 미치는 요인이었다. 즉, 스트레스와 이로 인한 분노를 주로 경험하며 심각도가 높은 비자살적 자해 집단에게는 무엇보다 자기자비의 영향이 큰 것으로

이해할 수 있다. 그러므로 해당 집단에게 치료적 개입을 제공하는 경우에는 스트레스 또는 분노 정서를 다루는 것보다 자기자비 수준을 높이는 접근이 더 효과적일 수 있겠다.

추가적으로 상황 자체로 발생하는 일차적 분노보다도 이에 대한 개인의 표현 방식을 의미하는 이차적 분노가 비자살적 자해 행동에 중요하다는 연구도 고려할 필요가 있다(이정원, 2015). 해당 연구에 따르면 분노가 비자살적 자해에 미치는 영향을 무력감 사고가 완전 매개하였는데, 무력감 사고란 분노를 경험하는 상황에서 적극적인 태도를 취하지 못하고 분노를 억제하려는 대처 방식을 의미한다. 결과적으로 분노로 촉발된 무력감 사고가 높아질수록 자해 행동은 증가하였다는 것인데, 이는 분노를 억제하는 행동이 오히려 비자살적 자해를 증가시킨다는 연구와도 일치한다(임호연, 2018). 즉, 분노가 비자살적 자해로 이어지는 과정에는 보다 다양한 요인이 추가적으로 연관될 가능성이 있으며, 추후 연구를 통해 보다 세밀하게 살펴볼 필요가 있다.

본 연구에서는 만 19세 ~ 29세의 초기 성인기를 대상으로 비자살적 자해가 발생하는 경로를 탐색하였다. 비자살적 자해에 영향을 미치는 상황 요인과 정서 요인을 함께 고려하였으며, 비자살적 자해 행동을 예측하기 위한 기초 자료를 마련하였다는 점에서 의의가 있다. 더불어 본 연구는 온라인으로 진행되었다. 비자살적 자해군은 사회적 바람직성 문제에 취약하며(민정향, 2017), 비자살적 자해를 은밀하게 시도하고 타인에게 감춘다(Nock, 2010). 따라서 비대면 형식으로 진행되는 온라인 설문 과정이 비자살적 자해군에게는 더 적절할 수 있다. 다만 모든 측정이 자기보고식 설

문을 이용하여 진행되었기 때문에 향후 연구에서는 객관적인 관찰에 기초한 연구를 통해 변인 간의 인과관계를 보다 분명하게 밝히고 결과의 신뢰도를 높여야 한다.

본 연구의 응답자는 여성이 77%로 남성 22.4%보다 확연하게 높은 비율을 차지했다. 이러한 결과는 성별에 제한을 두지 않고 피험자를 모집했을 때 응답자 중 여성의 비율이 약 80~90%에 이른다는 선행 비자살적 자해 연구와 일치한다(예덕혜, 2012; Heath, Carsley, De Riggi, Mills, & Mettler, 2016). 그러나 비자살적 자해가 남성에게서도 충분히 나타날 수 있으므로 추후 연구에서는 남성과 여성의 응답 비율을 맞추어 결과를 비교하는 과정이 필요하다.

본 연구에서는 스트레스와 부정 정서, 그리고 비자살적 자해 경험을 측정하는 과정에서 기간을 한 달로 동일하게 설정하였으나, 기간의 범위가 비교적 넓기 때문에 요인 간의 시간적인 관계를 명확히 알 수 없었다. 이와 같은 한계를 보완하기 위해 추후 연구에서는 생태학적 순간 측정 기법을 활용하는 방법을 고려할 수 있다. 생태학적 순간 측정이란 전자 기기를 활용하여 자연적인 상황에 있는 참여자를 집약적으로 반복 측정하는 방식으로, 시간적인 해상도를 높일 수 있는 기법이다.

부정 정서와 비자살적 자해의 관계는 다차원적 충동성 모델(UPPS-P)의 부정 긴급성과도 유사한 양상을 보인다. 해당 모델에 따르면 충동성은 부정 긴급성, 긍정 긴급성, 계획성 부족, 지속성 부족 및 감각 추구의 5가지 하위 요인으로 구성된다. 이 중 부정 긴급성은 강렬한 부정적 정서 상태에서 성급하게 행동하는 경향성을 의미하며, 우

울 및 분노 등의 부적 정서와 상관이 높다(임선영, 이영호, 2017; Miller, Zeichner, & Wilson, 2012).

부정 긴급성은 특히 경계선 성격에서 발생하는 자해 행동과 상관이 높고, 직접적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(임선영, 2014). 부정긴급성은 비자살적 자해를 예측하는 유의한 요인이었으며 (Lynam, Miller, Miller, Bornovalova, & Lejuez, 2011), 부적 정서와 상호작용하는 경우 알코올 문제와 같은 위험 행동으로 이어진다(Karyadi & King, 2011). 이와 같은 선행 연구 결과를 종합하였을 때 스트레스로 인해 발생한 부적 정서가 비자살적 자해로 이어지는 경로에 부정 긴급성이 개입될 가능성이 있으며, 추후 연구를 통해 명확한 관계를 확인해볼 필요가 있다.

## 참 고 문 헌

- 권혁진 (2014). 비자살적 자해에 영향을 미치는 정서적·인지적 요인의 탐색. 서울대학교 석사학위 청구논문.
- 김경아 (2019). 일상적 스트레스가 정신건강문제와 정신적 웰빙에 미치는 영향: 심리적 강인성의 조절효과를 중심으로. 용문상담심리대학원 박사학위 청구논문.
- 김경의, 이금단, 조용래, 채숙희, 이우경 (2008). 한국판 자기-자비 척도의 타당화 연구. 한국심리학회지: 건강, 13(4), 1023-1044.
- 김수진 (2015). 비자살적 자해와 애착 연구 개관: 국외 연구를 중심으로. 인간발달연구, 22, 1- 24.
- 민정향 (2017). 비자살적 자해와 폭식에 대한 정서홍수 모델의 검증: 부정조급성과 정서홍수 유발요인을 중심으로. 서울대학교 석사학위 청구논문.
- 성나경, 강이영 (2016). 청소년의 일상적 스트레스와 자해 행동: 인지적 정서조절전략의 조절효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 28(3), 855-873.
- 예덕혜 (2012). 청소년 우울증에서 비자살적 자해에 영향을 주는 심리사회적 요인. 관동대학교 석사학위 청구논문.
- 이동귀, 함경애, 배병훈 (2016). 청소년 자해 행동: 여중생의 자살적 자해와 비자살적 자해. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 28(4), 1171-1192.
- 이정원 (2015). 군에서의 분노와 자해표현행동과의 관계에서 이차적 분노가 미치는 영향에 관한 연구. 한국위기관리논집, 11(7), 245-265.
- 임선영 (2014). 부정 긴급성, 부정 정서 및 정서조절곤란이 폭식과 자해 행동에 미치는 영향: 다차원적 충동성 이론을 중심으로. 가톨릭대학교 박사학위 청구논문.
- 임선영, 이영호 (2017). 부정 긴급성, 부정 정서 및 정서조절곤란이 경계선 성격의 자해 행동에 미치는 영향. 한국심리학회지: 건강, 22(3), 565-585.
- 임호연 (2018). 고등학생의 분노 억제와 비자살적 자해 행동의 관계: 자기 위안에 의해 조절된 자기 비난의 매개 효과. 서강대학교 석사학위 청구논문.
- 전경구, 최상진, 양병창 (2001). 통합적 한국판 CES-D 개발. 한국심리학회지: 건강, 6(1), 59-76.
- 전경구, 한덕용, 이장호 (1997). 한국판 STAXI 척도 개발: 분노와 혈압. 한국심리학회지: 건강, 2(1), 60-78.
- 정인혜 (2020). 초기 성인기의 음주 동기 군집 유형에 따른 문제 음주, 우울 및 분노 비교. 명지대학교 석사학위 청구논문.
- 조용래 (2011). 자기자비, 생활스트레스 및 탈중심화가 심리적 건강에 미치는 효과: 매개중재모형. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 30(3), 767-787.
- 조혜경, 정수경 (2015). 대학생활 스트레스, 소외감 및 대학생활 적응과의 관계-간호학과 편입생과 일반재학생을 중심으로. *Journal of The Korean Data Analysis Society*, 17(5), 2779-2793.
- Allen, K. J., Fox, K. R., Schatten, H. T., & Hooley, J. M. (2019). Frequency of nonsuicidal self-injury is

- associated with impulsive decision-making during criticism. *Psychiatry Research*, 271, 68-75.
- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and statistical annual of mental disorders (DSM-5)*. Washigton DC: American Psychiatric Pub.
- Armiesto, J. S., Hamza, C. A., & Willoughby, T. (2014). An examination of disclosure of nonsuicidal self-injury among university students. *Journal of Community & Applied Social Psychology*, 24(6), 518-533.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84(2), 191-215.
- Berkowitz, L. (1993). *Aggression: Its causes, consequences, and control*. Mcgraw-Hill Book Company.
- Chapman, A. L., Gratz, K. L., & Brown, M. Z. (2006). Solving the puzzle of deliberate self-harm: The experiential avoidance model. *Behaviour Research and Therapy*, 44(3), 71-394.
- DeLongis, A., Folkman, S., & Lazarus, R. S. (1988). The impact of daily stress on health and mood: Psychological and social resources as mediators. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(3), 486-495.
- Ewing, L., Hamza, C. A., & Willoughby, T. (2019). Stressful experiences, emotion dysregulation, and nonsuicidal self-injury among university students. *Journal of Youth and Adolescence*, 48(7), 1379-1389.
- Garcia-Nieto, R., Carballo, J. J., Diaz de Neira Hemando, M., de Leon-Martinez, V., & Baca-Garcia, E. (2015). Clinical correlates of non-suicidal self-injury(NSSI) in an outpatient sample of adolescents. *Archives of Suicide Research*, 19(2), 218-230.
- Gould, M. S., Marrocco, F. A., Kleinman, M., Thomas, J. G., Mostkoff, K., Cote, J., & Davies, M. (2005). Evaluating iatrogenic risk of youth suicide screening programs:a randomized controlled trial. *Journal of the American Medical Association*, 293(13), 1635-1643.
- Guerry, J. D., & Prinstein, M. J. (2009). Longitudinal prediction of adolescent nonsuicidal self-injury: Examination of a cognitive vulnerability-stress model. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 39(1), 77-89.
- Hayes, A. F. (2013). [Computer software]. *The PROCESS macro for SPSS and SAS*.
- Heath, N. L., Carsley, D., De Riggi, M. E., Mills, D., & Mettler, J. (2016). The relationship between mindfulness, depressive symptoms, and non-suicidal self-injury amongst adolescents. *Archives of Suicide Research*, 20(4), 635-649.
- Ignac, M. (2016). *Self-compassion and self-criticism in non-suicidal self-injury(NSSI)*. Master's degree, University of Adelaide, Australia.
- Joeng, J. R., & Turner, S. L. (2015). Mediators between self-criticism and depression: Fear of compassion, self-compassion, and importance to others. *Journal of Counseling Psychology*, 62(3), 453-463.
- Joiner, T. E., Ribeiro, J. D., & Silva, C. (2012). Nonsuicidal self-injury, suicidal behavior, And their co-occurrence as viewed through the lens of the interpersonal theory of Suicide. *Current Directions in Psychological Science*, 21(5), 342-347.
- Karyadi, K. A., & King, K. M. (2011). Urgency and negative emotions: Evidence for moderation on negative alcohol consequences. *Personality and Individual Differences*, 51(5), 635-640.
- Kim, S., Kim, Y., & Hur, J. W. (2019). Nonsuicidal self-injury among Korean young adults: A validation of the Korean version of the Inventory



- of Statements about Self-Injury. *Psychiatry Investigation*, 16(4), 270-278.
- Klonsky, E. D., & Glenn, C. R. (2009). Assessing the functions of non-suicidal self-injury: Psychometric properties of the Inventory of Statements About Self-injury (ISAS). *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 31(3), 215-219.
- Klonsky, E. D., May, A. M., & Glenn, C. R. (2013). The relationship between nonsuicidal self-injury and attempted suicide: Converging evidence from four samples. *Journal of Abnormal Psychology*, 122(1), 231-237.
- Klonsky, E. D., & Muehlenkamp, J. J. (2007). Self injury: A research review for the practitioner. *Journal of Clinical Psychology*, 63(11), 1045-1056.
- Lan, T., Jia, X., Lin, D., & Liu, X. (2019). Stressful life events, depression, and non-suicidal self-injury among Chinese left-behind children: Moderating effects of self-esteem. *Frontiers in Psychiatry*, 10, 244.
- Lynam, D. R., Miller, J. D., Miller, D. J., Bornovalova, M. A., & Lejuez, C. W. (2011). Testing the relations between impulsivity-related traits, suicidality, and nonsuicidal self-injury: A test of the incremental validity of the UPPS model. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment*, 2(2), 151-160.
- Marshall, S. K., Tilton-Weaver, L. C., & Stattin, H. (2013). Non-suicidal self-injury and depressive symptoms during middle adolescence: A longitudinal analysis. *Journal of Youth and Adolescence*, 42(8), 1234-1242.
- Miller, J. D., Zeichner, A., & Wilson, L. F. (2012). Personality correlates of aggression: Evidence from measures of the five-factor model, UPPS model of impulsivity, and BIS/BAS. *Journal of Interpersonal Violence*, 27(14), 2903-2919.
- Neff, K. D. (2003). The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity*, 2(3), 223-250.
- Nock, M. K. (2009). Why do people hurt themselves? New insights into the nature and functions of self-injury. *Current Directions in Psychological Science*, 18(2), 78-83.
- Nock, M. K. (2010). Self-Injury. *Annual Review of Clinical Psychology*, 6, 339-363.
- Penn, J. V., Esposito, C. L., Schaeffer, L. E., Fritz, G. K., & Spirito, A. (2003). Suicide attempts and self-mutilative behavior in a juvenile correctional facility. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 42(7), 762-769.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1(3), 385-401.
- Reynolds, S. K., Lindenboim, N., Comtois, K. A., Murray, A., & Linehan, M. M. (2006). Risky assessments: Participant suicidality and distress associated with research assessments in a treatment study of suicidal behavior. *Suicide and Life-threatening Behavior*, 26(1), 19-34.
- Rodriguez-Blanco, L., Carballo, J. J., & Baca-Garcia, E. (2018). Use of ecological momentary assessment (EMA) in non-suicidal self-injury (NSSI): A systematic review. *Psychiatry Research*, 263, 212-219.
- Spielberger, C. D., Krasner, S. S., & Solomon, E. P. (1988). The experience, expression, and control of anger. In M. P. Janisse (Ed.) *Individual differences, stress, and health psychology* (pp. 89-108). New York: Springer.
- Turner, B. J., Baglioni, J. S., Chapman, A. L., & Gratz, K. L. (2018). Experiencing and resisting nonsuicidal self injury thoughts and urges in everyday life. *Suicide and Life Threatening*

- Behavior*, 49(5), 1332-1346.
- Van Vliet, K., & Kalnins, G. (2011). A compassion-focused approach to nonsuicidal self-injury. *Journal of Mental Health Counseling*, 33(4), 295-311.
- Victor, S. E. (2016). *Experiences, cognitions, and affects: Investigating non-suicidal self-injury through the modal model of emotion*. Doctoral dissertation. University of British Columbia, Canada.
- Weismore, J. T. (2011). *A proposed model of non-suicidal self-injury, negative life events, coping, and emotion regulation*. Doctoral dissertation. George Mason University, Virginia, United States of America.
- Xavier, A., Pinto-Gouveia, J., & Cunha, M. (2016). The protective role of self-compassion on risk factors for non-suicidal self-injury in adolescence. *School Mental Health*, 8(4), 476-485.
- Xavier, A., Pinto-Gouveia, J., Cunha, M., & Carvalho, S. (2016). Self-criticism and depressive symptoms mediate the relationship between emotional experiences with family and peers and self-injury in adolescence. *The Journal of Psychology*, 150(8), 1046-1061.

원고접수일: 2019년 12월 1일

논문심사일: 2019년 12월 16일

게재결정일: 2020년 8월 17일

한국심리학회지: 건강  
The Korean Journal of Health Psychology  
2020. Vol. 25, No. 5, 891 - 909

---

# The Effect of Stress, Negative Affect, and Self-Compassion on Non-Suicidal Self-Injury (NSSI)

So-Yeon Kim    Young-Sun Ra    Myoung-Ho Hyun  
Department of Psychology  
Chung-Ang University

The purpose of this study was to better understand the Non-Suicidal Self-Injury (NSSI) which is a critical clinical issue but has low treatment frequency because of its psychopathological characteristics. We anticipated that negative affects mediates the effects of daily stress to NSSI, and self-compassion moderates those paths. A total of 304 young adults (age 19-29) completed the online survey regarding recent NSSI frequency, stress, depression, anger, and self-compassion. The mediation and moderated mediation analysis was investigated with the process macro. As a result, depression and anger fully mediated the effect of daily stress to NSSI frequency and severity. Also, self-compassion significantly moderated the path between the negative affects and the NSSI frequency. Consequently, the daily stress and negative affects functions principal risk factors, and oppositely, self-compassion as the protective factor especially for repetitive NSSI. Last, the limitations and future suggestions are presented.

*Keywords:* non-suicidal self-injury (NSSI), daily stress, depression, anger, self-compassion