

지각된 사회적 지지가 청소년의 비자살적 자해에 미치는 영향: 정서조절 능력에 의해 조절된 외로움의 매개효과

윤 경 속

한양대학교 / 대학원생

하 정 희[†]

한양대학교 / 교수

본 연구는 비자살적 자해를 한 청소년들을 대상으로 하여 이들의 지각된 사회적 지지와 비자살적 자해의 관계에서 외로움이 매개효과를 나타내는지, 더 나아가 외로움의 매개효과를 정서조절 능력이 조절하는지를 알아보았다. 수도권에 소재한 중학교와 고등학교에 재학 중인 180명의 학생을 설문조사를 실시하였다. 연구 결과, 지각된 사회적 지지와 비자살적 자해 간의 관계를 외로움이 완전 매개하였고, 정서조절 능력이 외로움에 대한 비자살적 자해의 영향력을 조절하는 것으로 나타났다. 지각된 사회적 지지와 청소년의 비자살적 자해와의 관계에서 외로움이 매개하는 것으로 나타났고, 외로움과 비자살적 자해 간의 관계는 정서조절 능력의 수준에 따라서 달라진다고 나타남으로써 조절된 매개효과를 확인하였다. 지각된 사회적 지지 및 외로움, 정서조절 능력과 같은 개인적, 환경적 특성들이 청소년들의 비자살적 자해행동에 미치는 영향을 파악함으로써 청소년들의 비자살적 자해에 대한 개입 방법을 마련할 수 있을 것이다. 마지막으로 상담과 교육 현장에서의 시사점, 후속 연구에 대한 제언을 제공하였다.

주요어 : 청소년 비자살적 자해, 지각된 사회적지지, 외로움, 정서조절 능력

* 본 연구는 윤경속(2021)의 한양대학교 석사학위논문 ‘지각된 사회적 지지가 청소년의 비자살적 자해에 미치는 영향: 정서조절 능력에 의해 조절된 외로움의 매개효과’ 중 일부를 발췌, 수정한 내용임.

† 하정희, 한양대학교 상담심리대학원, 서울시 성동구 왕십리로 222

Tel : 02-2220-2613, E-mail : hajung366@hanyang.ac.kr

한국은 2019년 OECD 국가 중 자살률이 가장 높은 것으로 나타났으며, 10대에서 30대의 사망 원인이 자살로 나타났다(통계청, 2020). 자살 관련 문제는 지속적으로 제기되고 있는데, 자해를 한 청소년들의 70%가 자살 시도 경험이 있는 것으로 나타나(Nock & Kessler, 2006) 자살의 예측요인으로서 자해의 심각성이 보고되고 있다(Guan, Fox, & Prinstein, 2012; Klonsky, May, & Glenn, 2013). 자해는 청소년 시기에 가장 높은 유병률을 보이고(Laye-Gindhu & Schonert-Peichi, 2005), 비자살적 자해를 하는 청소년(13세-18세)의 80%가 5년에서 10년 후인 성인기 초기까지도 자해행동을 지속하는 것으로 나타났다(Ye, Song, Hong, Lee, & Yook, 2012).

비자살적 자해란 죽고자 하는 의도 없이 직접적이고 고의로 자신의 신체를 훼손하는 행위로 정의되는데(Bresin & Gordon, 2013), DSM-5에 따르면 자해행동은 정서적·사회적 보상을 기대로 시도되며 자해행위와 관련된 사고, 부정적 정서 및 사고, 자해 행동 통제의 어려움이 동반된다고 명시하고 있다(Roehr, 2013). 자해는 겉으로 보이는 신체적 상처 이외에도 비위생적인 도구로 인한 HIV를 포함한 감염적 질병(Diclemte, Ponton, & Hartley, 1991)에 노출되기도 쉬우며, 청소년들의 학업적 손실(Brieie & Gill, 1998; Klonsky, 2009)과도 관련된다. 비자살적 자해를 경험한 청소년들은 주변 사람들로 부터 부정적인 피드백을 받기 쉬우며(Walsh, 2006), 자해 후 분노나 수치심(Klonsky, 2009), 죄책감, 우울증이 재발하기도 하고(Buelens, Luyckx, Gandhi, Kiekens, & Claes, 2019), 우울증이 증가할 수 있다(Marshall, Tilton-Weaver, & Stattin, 2013). 이렇듯 청소년의 비자살적 자해 경험은 개인 내적·외적으

로 부정적인 영향을 주고 있으므로, 청소년의 비자살적 자해에 긍정적, 부정적 영향을 미치는 요인들을 파악할 필요가 있다.

자살 생각 및 자살 시도를 많이 한 청소년들(O'Donnell, Stueve, Wardlaw, & O'Donnell, 2003)과 자해경험이 없는 집단에 비해 자해경험이 있는 집단은 사회적 지지를 낮게 지각하고 있는 것으로 나타났는데(Rotolone & Martin, 2012), 이를 통해 비자살적 자해와 사회적 지지 간 연관성을 추측할 수 있다. 사회적 지지는 비자살적 자해의 유지 및 심각도에 영향을 주며 예측하는 요인으로 알려져 있다(Hankin & Abela, 2011; Muehlenkamp, Brausch, Quigley, & Whitlock, 2013). 뿐만 아니라 가족들의 따뜻한 관심(김수진, 김봉환, 2017) 및 가족에게 미치는 비자살적 자해의 부정적인 영향 때문에(Deliberto & Nock, 2008; Young, Van Beinum, Sweeting, & West, 2007) 비자살적 자해를 경험한 청소년들이 자해를 중단한 연구 결과를 통해 볼 때, 사회적 지지는 비자살적 자해의 이해 및 개입에 있어서 중요하다. 청소년은 중요한 타인들로부터 충분한 애정, 신뢰, 평가 등의 지지를 받는 경우 자살이나 자해와 같은 극단적인 선택을 줄일 수 있으며(김수진, 2019), 자해하는 청소년의 경우 사회적 지지를 낮게 지각하거나 사회적 지지에 대한 만족감이 낮은 것으로 나타났다(Wichstrøm, L., 2009). 사회적 지지는 대인관계에서 신뢰와 위로를 주고 받는 경험이 되면서, 스트레스의 예방과 대처 과정에도 긍정적인 효과를 주어 심리적 적응과 건강(양돈규, 1997), 청소년의 정서조절(오순옥, 2006; 최미경, 2016)에도 도움을 준다.

아동 및 청소년을 대상으로 한 선행연구를 살펴보면(성선진, 이재신, 2000; 이세호, 2002; 피상순, 오상우, 박민철, 2000), 사회적 지지가

스트레스 지각, 외로움, 우울 및 불안 등과 같은 심리적 부적응과 신체적 건강과 관련되며, 사회적 관계망이 많고 자주 접촉할수록 덜 외로운 것으로 나타나(김주희, 강성희, 1994; 이선영, 2004) 낮은 사회적 지지는 외로움과 밀접하게 관련되어 있음을 알 수 있다(김옥수, 1998; 신유진, 2014).

한편, 친밀함에 대한 욕구가 사회적 관계에서 채워지지 않았을 경우 외로움이 발생하는 데(Peplau & Perlman, 1982), 외로움은 사랑받지 못한다는 느낌, 버림받은 느낌, 분노, 불안, 우울감 등의 부정 정서와 관련되어진다고 보고되어 왔다(Horowitz, French, & Anderson, 1982; Moore & Schultz, 1983). 외로움은 누구나 겪을 수 있는 보편적인 경험이지만, 오랫동안 지속할 경우 지속적인 정신건강 및 심리-사회적 기능에 부정적인 영향을 미칠 수 있다(Asher & Paquette, 2003). 외로움은 자해의 취약성 요인으로 제안되었고(Asher & Paquette, 2003), 자해와 유의한 상관을 나타낸다는 선행연구들도 보고되었다(Giletta, Scholte, Engels, Ciairano, & Prinstein, 2012; Lasgaard, Goossens, Bramsen, Trillingsgaard, & Elklit, 2011). 이렇듯 외로움은 자해와 관련됨은 물론, 사회적 지지와도 밀접하게 관련된다(김정운, 김영희, 2009; 김주희, 강성희, 1993). 즉, 청소년이 사회적 지지를 낮게 지각하면 외로움을 많이 느끼게 되어 그 결과 비자살적 자해에 이를 것이라는 가정이다.

자해 관련 모델인 정서홍수모델, 경험회피모델, 인지정서모델을 포함한 다수의 이론적 모델에서는 자해의 시작과 유지에 있어서 정서가 핵심적인 역할을 담당한다고 강조한다(Slabbert, Hasking, & Boyes, 2018). 자해를 통해 개인은 자신의 부정 정서를 회피하고(Chapman,

Gratz, & Brown, 2006), 부정 정서를 완화함으로써 정서를 조절하게 되는 것이다(강이영, 성나경, 2016; 김지윤, 조영희, 김성연, 이동훈, 2020; Brown, Comtois, & Linehan, 2002; Kloonsky, 2009). 즉, 개인이 부정 정서를 경험할 때, 이런 부정 정서를 수용하지 못하고 회피하거나 효과적인 정서조절전략을 사용하지 못하면서 그 개인은 정서조절의 어려움을 비자살적 자해를 통해 회피할 가능성이 커지는 것이다. 정서를 조절하는 과정을 정서조절이라 하고, 정서를 조절하는 과정에서 사용되는 방법을 정서조절전략이라고 한다(이지영, 2008). 정서조절능력은 정서를 명확히 이해하고 적절히 반응 및 조절하는 능력을 의미하며(Mennin, Holaway, Fresco, Moore, & Heimberg, 2007), 적응적인 정서조절은 특정 정서를 제거하는 것이 아니라 정서 경험을 조절하는 것이라 할 수 있다(Gratz & Roemer, 2004).

비자살적 자해 행동을 보이는 사람들은 슬픔, 불안, 두려움 등의 부정 정서를 다루기 위한 적응적인 정서조절 전략이 빈약할 때, 부적응적인 정서조절 전략으로 비자살적 자해를 하게 된다(Briere & Gil, 1998; Klonsky, 2009). 정서조절 곤란과 자해와의 관련성은 선행연구를 통해 확인할 수 있는데(성나경, 강이영, 2016; 이수정, 김종남, 2020; 이인숙, 신희천, 2021; Briere & Gil, 1998; Gratz, 2003; Klonsky, 2007), Chapman 등(2006)은 개인의 부정 정서를 경험할 때, 이를 수용하지 못하거나 정서조절 곤란을 겪음으로써 부정 정서에 대한 회피전략으로서 비자살적 자해를 시도할 위험이 크다고 설명하였다.

부정 정서의 하나인 외로움을 느끼는 사람들은 정서에 대한 주의 및 인식이 부정적인 방향으로 나타나고, 충동을 통제하고 상황에

적절한 정서조절의 어려움을 보이면서 비자살적 자해를 하는 것으로 나타났다(Gratz & Roemer, 2008). 자신과 타인의 정서를 조절하고 적절하게 표현하는 적응적 정서조절을 한다면, 개인이 경험하는 정서 강도가 줄어들게 되고 보다 적응적인 대처를 하게 됨으로써(Gratz & Roemer, 2004; Linehan, 1993) 결과적으로 비자살적 자해 충동을 조절하거나 예방할 수 있을 것이다. 즉 개인이 사회적 지지를 낮게 지각하여 그로 인해 외로움을 느꼈을 경우, 보다 적응적인 정서조절전략을 사용한다면 보다 적응적 대처를 할 수 있기 때문에 비자살적 자해의 선택을 보다 줄일 수 있다는 것이다.

이러한 선행연구를 토대로 하여 본 연구에서는 지각된 사회적 지지와 비자살적 자해의 관계에서 외로움이 매개 역할을 할 것이라고 가정하였다. 또한 지각된 사회적 지지가 외로움을 통해 비자살적 자해로 이르는 과정에서 정서조절 능력 수준에 따라 외로움과 비자살적 자해와의 관계가 달라질 것으로 가정하였다. 지각된 사회적 지지와 비자살적 자해와의 관계에서 외로움이 매개역할을 한다면 사회적 지지가 부족한 청소년들이 어떠한 심리적 과정을 통해 비자살적 자해에 이르게 되는지 외로움의 역할을 이해할 수 있을 것이다.

또한 외로움과 비자살적 자해의 관계에서 정서조절능력의 조절역할을 밝힘으로써 외로움으로 인한 비자살적 자해에 대한 개입방안을 모색할 수 있을 것이다.

이에 본 연구를 통해 제안한 연구문제는 다음과 같다. 첫째, 지각된 사회적 지지와 비자살적 자해간의 관계가 외로움에 의해 매개될 것인가? 둘째, 외로움과 비자살적 자해와의 관계가 정서조절능력에 따라 달라질 것인가? 셋째, 지각된 사회적 지지가 비자살적 자해에 미치는 영향에서 외로움의 매개효과를 정서조절능력이 조절할 것인가?

방 법

연구대상

본 연구 자료는 수도권에 소재한 중·고등학교에 재학 중인 학생을 중심으로 편의추출 방식으로 설문이 진행되었다. 2020년 9월 11일 - 10월 20일까지 온라인 설문 기관을 통하여 진행되었고, 설문은 약 15-20분 정도 소요되었다. 연구의 목적과 연구 참여자의 권리에 대한 설명을 읽고 동의한 경우 자료를 수집하였다. 연구 참여자의 자해와 관련하여 도움이 가능하도록 연구자의 연락처를 기재하였다. 총 762명 설문에 접속하였고, 자해 경험이 있다고 체크한 265명이 설문을 완료하였다. 성의 없거나 불완전한 응답은 각각 34부를 제외하면 총 231명의 응답자가 자해하였고, 자살 의도가 있다는 응답자를 제외한 총 180명의 자료를 기준으로 분석을 하였다. 남학생은 103

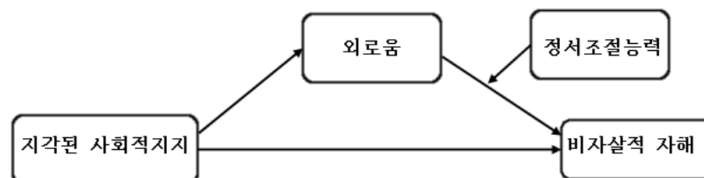


그림 1. 연구모형

명(57.2%), 여학생은 77명(42.8%)이었으며. 중학생 68명(37.8%), 고등학생 112명(62.2%)이고, 평균연령은 17.02세($SD=1.58$)이었다.

측정 도구

비자살적 자해

자해 기능 평가지(The Functional Assessment of Self-Mutilation: FASM)는 Lloyd, Kelley, Hope (1997)가 개발하였으며, 권혁진(2014)이 한국판으로 번안 및 수정하였다. 이 평가지의 세 부분 중 첫 번째와 두 번째 영역을 사용하였다. 첫 번째 영역은 자해의 방법 및 빈도 측정을 위한 12문항(예: “칼로 피부를 긁거나 새겼다.”, “고의로 자신을 때렸다.”, “자신을 깨물었다.”)과 자해와 관련해서 치료 여부를 물어 보는 문항들로 이루어져 있으며, 두 번째 영역은 자해 행동과 관련된 요인(자해 시 약물 복용 여부, 자해 시의 통증 정도, 자해의 첫 발병 나이 등)을 파악하기 위한 6문항들로 구성되어 있다. 첫 번째 영역은 1개의 기타 방법을 포함한 11개의 자해 방법을 지난 1년을 기준으로 각각 7점 Likert 척도(0점: 자해 경험 없음, 6점: 6번 이상의 자해 경험)로 평정하게 되어 있으며, 사용한 자해 방법의 중복 기제가 가능하도록 구성되어 있고, 두 번째 영역은 자해 행동과 관련 있는 요인들을 파악할 수 있도록 구성되어 있다. 김수진의 연구에서 자해 방법에 관한 내적 신뢰도(Cronbach's α)는 .80, 본 연구에서는 .86로 나타났다.

다차원적 사회적 지지 척도(Multidimensional Scale of Perceived Social Support: MSPSS)

주관적으로 인식한 사회적 지지를 평가하기 위해 Zimet, Dahlem, Zimet과 Farley(1988)가 개

발한 척도이고, 신준섭과 이영분(1999)이 번안하였다. 총 12문항이며 각각 4문항씩 가족 지지(예: “나의 가족들은 나에게 도움을 주고자 진정으로 노력한다.”), 친구 지지(예: “나는 나의 슬픔과 기쁨을 함께 나눌 친구들이 있다.”), 주요타인 지지(예: “내 인생에는 나의 감정을 보살펴주는 특별한 사람이 있다.”)의 세 가지 하위 요인으로 구성되어 있다. 5점 Likert 척도로 평정하며(1점: 전혀 그렇지 않다, 5점: 정말 그렇다) 총점의 합이 높을수록 지각된 사회적지지 수준이 높다고 볼 수 있다. 신준섭과 이영분(1999)의 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .89, 본 연구는 .74로 나타났다.

외로움(한국판 UCLA 외로움 척도)

Russell, Peplau 및 Ferguson(1978)이 만든 UCLA(University of California, Los Angeles) 척도를 Russell, Peplau 및 Custrona(1980)가 개정하였고, 우리나라에서는 김옥수(1997)가 번안한 한국판 UCLA 외로움 척도(The Revised UCLA Loneliness Scale)를 사용했다. 총 20문항으로 응답자의 반응 편차를 줄이기 위해 사회적 관계의 부정 방향 10개(예: “나는 주위 사람들과 많은 공통점을 갖고 있다.”)와 긍정 방향 10개(예: “사람들이 내 주위에 있지만 나를 이해하지는 못한다.”)로 이루어져 있다. 4점 Likert 척도(1점: 전혀 그렇지 않다, 4점: 자주 그렇다)로 평정하였고, 총점이 높을수록 외로움의 정도가 높다는 것을 의미한다. 김옥수(1997)의 연구에서 내적 일치도(Cronbach's α)는 .93으로 나타났고, 본 연구에서 .91로 나타났다.

정서조절능력 척도

본 연구에서 개인의 인지적 정서조절전략을

평가하기 위해 자기 보고식 검사로 문용린이 1996년에 제작한 청소년용 정서 지능검사의 5개 하위영역 중에서 정서조절영역을 사용하였다. 정서조절능력은 타인과 자신의 정서를 효과적으로 조절하는 능력으로써 총 15문항으로 타인의 정서조절(예: “친구가 슬퍼 보일 때 나는 기분을 좋게 해주려고 노력한다.”)과 자신의 정서조절(예: “나는 우울한 기분이 들 때 즐거워질 수 있는 나만의 방법을 생각한다.”)로 이루어져 있다. 4점 Likert 척도(1점: 전혀 그렇지 않다, 4점: 항상 그렇다)로 평정하였다. 최미경(2016)의 연구에서 내적 일치도(Cronbach's α)는 0.75이었으며, 본 연구에서는 정서조절능력의 내적 일치도는 .92로 나타났다.

자료 분석 방법

본 연구의 통계분석은 IBM SPSS 25.0을 활용하였다. 응답한 데이터 수집 이후 전처리 과정을 통해서 입력 이상 및 극단치 등을 점검하였다. 인구학적 변인의 특성을 살펴보기 위해서 빈도 분석을 실시하였으며, 주요 요인들의 특성을 살펴보기 위해 상관분석과 기술 통계 분석을 진행하였다. 또한 본 연구에서 사용된 설문이 타당하게 요인을 측정하는지 살펴보기 위해서 내적 일치도(Cronbach's α)를 통해 내적 일치도를 측정하였다.

본 모형의 관계 분석을 위해 3단계로 접근하였다. 첫 단계에서는 외로움의 매개효과를 살펴보기 위해서 단순 매개 모형 분석을 실시하였고, 두 번째 단계에서는 정서조절능력의 조절 효과를 살펴보기 위해서 조절 효과 분석을 실시하였으며, 세 번째 단계에서는 외로움을 통한 매개효과가 정서조절능력에 의해 달라지는지를 살펴보기 위해 조절된 매개 분석

을 하였다. 위 조절 및 매개 모형 등의 분석을 위해 SPSS에서 실행 가능한 Hayes(2018)에 의해 제시된 Process Macro가 활용되었다.

결 과

비자살적 자해 청소년들의 행동 특성

비자살적 자해 경험 청소년들을 살펴볼 때, 가장 최근의 자해시점의 경우 1년 이내가 111명(61.7%)으로 가장 많았고, 2년 이내의 경우는 51명(28.3%)이었다. 실행계획과 관련해서 자해계획을 생각하지 않음은 56명(31.1%), 몇 분 동안은 43명(23.9%), 한 시간 미만 동안은 52명(28.9%)의 순이었는데, 이를 통해 자해 행동이 계획적이지 않고 즉흥적이거나 충동적인 경우가 55%를 차지한다는 것을 알 수 있었다. 자해 당시 음주여부와 관련된 질문에서 ‘아니오’가 163명(90.6%)을 차지하였고, 고통 정도와 관련된 질문에서 중간 정도(75명, 41.7%)와 약한(67명, 37.2%) 고통을 느낀다고 답한 비율이 높았다. 15세-16세(63명, 35%)와 13세-14세(57명, 31.7%)에 처음 자해를 시작하였다. 다음으로 비자살적 자해 행동을 하는 청소년들이 사용하는 자해 유형을 알아보려고 하였다. 자해 유형을 중복으로 체크할 수 있도록 하여 사용 빈도가 ‘살갓을 벗겼다(60%)’, ‘기타의 방법(57.22%)’, ‘자신을 깨물었다.’와 ‘물체를 손톱 및 또는 피부 속에 찔러 넣었다.’가 49.44%, ‘피가 날 때까지 신체 특정 부위를 꼬집었다(42.78%)’, ‘자신의 머리카락을 뽑았다(40.56%)’, ‘몸의 있는 상처를 꼬집었다(30%)’, ‘칼로 피부를 긁거나 피부에 무엇인가를 새겼다(24.44%)’, ‘고의로 자신을 때렸다(22.78%)’,

표 1. 비자살적 자해 청소년의 주요 인구학적 특성 분석 결과 (N=180)

		빈도	퍼센트
성별	남자	103	57.2
	여자	77	42.8
학교	중학교	68	37.8
	고등학교	112	62.2
가장 최근의 자해시점	1년 이내	111	61.7
	2년 이내	51	28.3
	3년 이내	15	8.3
	4년 이내	3	1.7
실행계획	생각하지 않음	56	31.1
	몇 분 동안	43	23.9
	한 시간 미만	52	28.9
	한 시간 이상 24시간 미만	20	11.1
	하루 이상 일주일 미만	9	5.0
음주여부	예	17	9.4
	아니오	163	90.6
고통정도	심한 고통	20	11.1
	중간 정도 고통	75	41.7
	약한 고통	67	37.2
	고통 없음	18	10.0
처음자해시기	1년 이내	47	26.1
	2년 전	59	32.8
	3년 전	37	20.6
	4년 전	37	20.6
처음자해나이	11세-12세	26	14.4
	13세-14세	57	31.7
	15세-16세	63	35
	17세-18세	34	18.9

‘피부를 불로 지졌다(10.56%)’, ‘문신을 하였다 (2020: 진선주, 2019; 이금주, 2019)와 비교해보면 최근 자해 시점, 자해계획, 자해 시 고통을 (3.33%)’의 순으로 많았다. 선행연구(배수현,

느끼는 정도, 음주 여부는 비슷한 결과를 보였다. 자해유형에서 ‘문신을 하였다.’는 것과 ‘피부를 불로 지졌다.’는 거의 사용하지 않는 유형이었고, ‘자신을 깨물었다.’, ‘상처 날 정도로 피부를 긁었다.’는 사용빈도가 비슷하였지만, 다른 유형들은 연구마다 차이가 있었다.

을 보였고 유의하게 나타났다($r=-.42, p<.01$). 지각된 사회적 지지는 외로움과 부적 상관을 보이며 유의미하였다($r=-.42, p<.01$).

지각된 사회적 지지와 비자살적 자해와의 관계에서 외로움의 매개효과

주요 변인들의 기술통계 및 상관관계

본 연구의 요인 간의 상관계수와 정규성 탐색을 위한 평균 및 왜도, 첨도를 살펴본 결과를 표 2로 제시하였다. 각 변인의 왜도가 -.16에서 2.07이고, 첨도가 -.86에서 5.61으로 왜도의 절대값이 3이내, 첨도의 절대값이 7이내여야 한다는 기준(Kline, 2011)에 위배되지 않았다. 비자살적자해는 정서조절능력과 부적 상관을 나타냈고($r=-.25, p<.01$), 지각된 사회적 지지와 부적 상관을 보였으며($r=-.22, p<.01$), 외로움과 정적 상관을 나타내었다($r=.32, p<.01$). 정서조절능력은 지각된 사회적 지지와 정적인 상관을 보였으나 통계적으로 유의하지는 않았고($r=.10, p>.05$), 외로움과 부적 상관

지각된 사회적 지지와 비자살적 자해 간의 관계에서 외로움의 매개역할이 통계적으로 유의한지 Baron, Kenny(1986)가 제시한 3단계 매개효과 검증 방식을 실시하였다. 단계 1에서 독립변인인 지각된 사회적 지지가 종속 변인인 비자살적 자해에 미치는 영향은 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 지각된 사회적 지지는 비자살적 자해에 부적적으로 영향을 미칠 것을 알 수 있었다($\beta =-.22, p<.01$). 다음으로 단계 2에서 독립변인인 지각된 사회적 지지가 매개 변인인 외로움에 미치는 영향이 통계적으로 유의미한지 살펴본 결과 지각된 사회적 지지는 외로움에 부적적으로 외로움에 영향을 미쳤다($\beta =-.42, p<.001$). 다음 단계 3에서 독립변인인 지각된 사회적 지지와 매개 변

표 2. 측정 변인들의 상관 분석 및 기술통계 (N=180)

	비자살적자해	정서조절능력	지각된 사회적지지	외로움
비자살적자해	1			
정서조절능력	-.25**	1		
지각된 사회적지지	-.22**	0.102	1	
외로움	.32**	-.42**	-.42**	1
평균	1.55	2.51	2.50	2.53
표준편차	0.56	0.66	0.50	0.60
왜도	2.07	-0.16	-0.15	-0.09
첨도	5.61	-0.86	-0.36	-0.80

주. ** $p <.01$, * $p <.05$.

인인 외로움이 동시에 투입된 상황에서 비자살적 자해에 미치는 영향을 살펴보았다. 외로움은 비자살적 자해에 정적으로 영향을 미쳤고($\beta = .28, p < .001$), 지각된 사회적 지지는 외로움이 통제된 상황에서 비자살적 자해에 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다($\beta = -.10$). 1단계에서 유의미했던 지각된 사회적 지지가 매개 변인이 투입된 3단계에서 더 이상 유의하지 않은 것으로 나타나서 외로움이 지각된 사회적 지지와 비자살적 자해에 미치

는 영향을 완전 매개함을 알 수 있었다.

다음으로 지각된 사회적 지지가 외로움을 거쳐 비자살적 자해에 미치는 간접효과에 대한 검정 결과를 표 4로 제시하였다. 간접효과는 -.13으로 나타났고, 3000번의 부트스트래핑을 통한 95% 신뢰구간은 모두 0을 포함하지 않음으로 해당 간접효과는 유의한 것으로 나타났다. 즉, 지각된 사회적 지지가 외로움을 통해서 비자살적 자해로 미치는 경로가 유의하게 나타났다.

표 3. 지각된 사회적 지지의 매개효과 3단계 검정 결과 (N=180)

단계	독립변인	종속변인	B	SE	β	t	R ²	F
1	지각된 사회적지지	비자살적 자해	-0.25	0.07	-0.22	-3.40	0.04	11.54**
2	지각된 사회적지지	외로움	-0.50	0.07	-0.42	-6.94	0.17	48.10***
3	외로움	비자살적 자해	0.26	0.06	0.28	4.04	0.11	14.32***
	지각된 사회적지지	비자살적 자해	-0.12	0.08	-0.10	-1.51		

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

표 4. 외로움에 의한 간접효과

	Effect	SE	BootLLCI	BootULCI
간접효과	-0.13	0.04	-0.22	-0.06

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

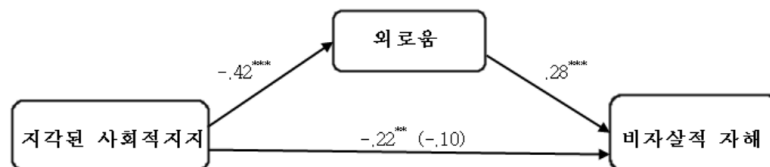


그림 2. 지각된 사회적 지지와 비자살적 자해의 관계에서 외로움의 매개효과 검증

외로움과 비자살적 자해와의 관계에서 정서조절능력의 조절효과

외로움과 비자살적 자해의 관계에서 정서조절 능력에 따라 비자살적 자해에 미치는 수준이 달라지는지를 확인하기 위해 회귀분석 절차에 따라 조절효과를 확인하였다. 그리고 상호작용의 유의미성 검증을 실시함으로써 조절 효과의 통계적인 유의미성을 확인하였다. 외로움을 독립변인, 비자살적 자해를 종속변인, 정서조절 능력을 조절변인으로 설정하고, 외로움과 정서조절 능력의 상호작용 항을 포함해 분석하였다. 조절 효과의 통계적 유의미성을 확인하기 위해 효과 크기 R^2 값을 함께 계산하였다. 첫 번째 단계에서 외로움은 비자살적 자해에 유의한 정(+)적인 영향을 미치고 있었고($\beta=.26, p<.001$), R^2 약 12%로 나타나

유의하였다. 두 번째 단계에서 정서조절 능력과 외로움의 상호작용 항을 투입한 결과 해당 상호작용 항은 통계적으로 유의하였으며($\beta=-.28, p<.01$), 상호작용 항으로 인한 R^2 변화량 또한 유의하였다($\Delta R^2 =.04, p<.001$). 이 때 정서조절 능력이 높은 집단의 기울기(β) 값은 $-.005$ 로 나타났고($p>.05$), 중간 집단의 기울기는 $.18$ 로 나타났으며($p<.05$), 정서조절 능력이 낮은 집단은 $.39$ 로 나타났다($p<.001$). 따라서 정서조절 능력은 외로움과 비자살적 자해와의 관계를 조절함을 보여주었다.

위에서 상호작용 효과가 유의미하였으므로 정서조절 능력의 조절 효과가 어떤 양상으로 나타나는지 상호작용 효과 그래프를 통해 살펴보았다. Aiken과 West(1991)는 조절 변인이 연속 변인으로 측정되었을 경우, 조절 변인의 특정 값(조절 변인의 평균, $\pm 1SD$)의 상호작용

표 5. 정서조절능력의 조절효과 검증을 위한 2단계 분석 결과 (N=180)

	B	SE	β	t	R^2	ΔR^2	ΔF
(상수)	1.21	0.26		4.58***			
외로움	0.25	0.06	0.26	3.85***	0.12		15.17***
정서조절능력	-0.11	0.06	-0.13	-1.95			
(상수)	-0.68	0.62		-1.11			
외로움	0.95	0.22	1.02	4.38***			
정서조절능력	0.63	0.23	0.74	2.78**	0.16	0.04	11.48***
정서조절능력x외로움	-0.28	0.08	-0.90	-3.39**			

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



그림 3. 외로움이 비자살적 자해에 미치는 영향에서 정서조절능력의 조절효과 모형

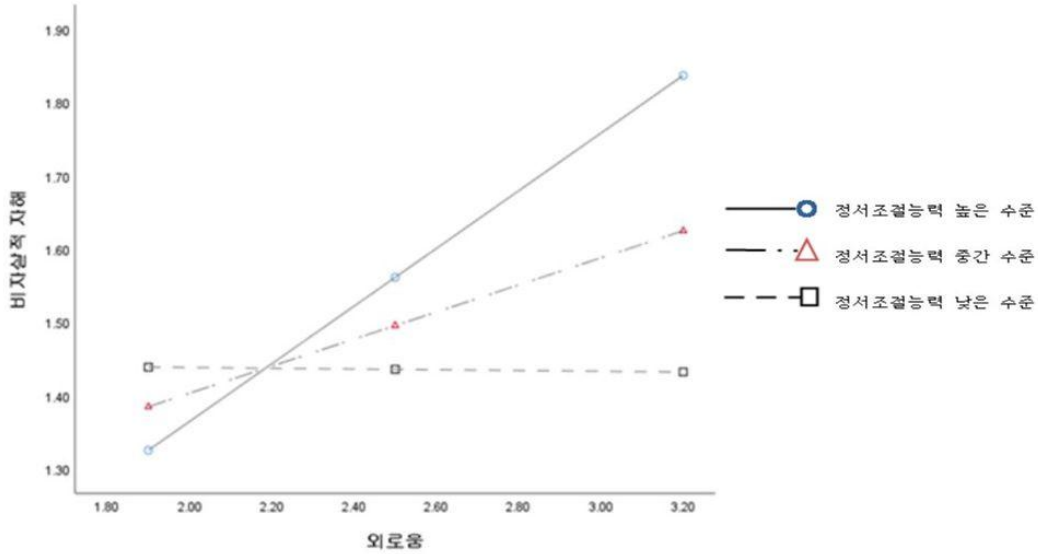


그림 4. 정서조절능력의 조절효과

효과를 제시하도록 권장하였다. 이를 위하여 외로움과 정서조절 능력의 특정 값(조절 변인의 평균, $\pm SD$)에서 나타나는 상호작용효과 그래프를 그림 4에 제시하였다. 그래프를 살펴보면, 정서조절능력이 높은 집단은 외로움이 증가하여도 비자살적 자해의 빈도에 비탄력적인 패턴을 나타냈으나 정서조절능력이 낮은 집단은 외로움이 심화할수록 비자살적 자해의 빈도가 높아지는 것으로 나타났다. 이러한 관계를 통해서 정서조절능력에 따라 외로움이 비자살적 자해의 관계가 달라짐이 확인되었다.

정서조절 능력의 각 수준에서 외로움이 비자살적 자해 선택에 미치는 영향을 통계적 유

의성을 확인하기 위해 단순 회귀선의 유의성을 검증하였고, 해당 결과를 표 6으로 제시하였다. 외로움이 비자살적 자해 선택에 미치는 영향은 정서조절 능력이 낮은 수준($B=.39, t=4.4, p<.00$)일 때와 중간 수준 ($B=.19, t=2.68, p<.01$)일 때는 유의미하였고, 높은 수준일 때 ($B=.00, t=-.05, p>.05$) 유의미하지 않았다. 이러한 결과는 정서조절 능력의 수준이 낮은 집단과 중간집단에서는 외로움과 비자살적 자해 행동을 증가시킬 수 있음을 나타내주고 있다. 이러한 결과는 외로움과 비자살적 자해와의 관계에서 정서조절 능력이 조절하고 있음을 보여주고 있다.

표 6. 정서조절 능력의 조건값에 따른 단순회귀선 유의성 검증 결과

정서조절 능력		간접효과	BootSE	t	p	BootLLCI	BootULCI
정서조절능력	M-1SD	0.39	0.09	4.40	0.00	0.22	0.57
	M	0.18	0.07	2.68	0.01	0.05	0.32
	M+1SD	0.00	0.09	-0.05	0.96	-0.18	0.17

지각된 사회적 지지와 외로움, 비자살적 자해의 관계에서 정서조절 능력의 조절된 매개효과

지각된 사회적 지지와 비자살적 자해의 관계에서 외로움의 매개효과가 확인되었고, 정서조절능력의 조절 효과가 유의하게 확인되었다. 이는 매개 변인인 외로움을 통한 간접효과가 정서조절능력이라는 조절 변인에 따라 그 강도가 달라질 수 있어서 Hayes(2018)가 제안한 Process Macro model 14를 통해서 외로움에 의한 매개효과가 정서조절능력에 따라 조절되는지 확인하였다. 표 7에서 보는 바와 같

이, 독립변인인 지각된 사회적 지지는 매개 변인인 외로움을 .001 수준의 유의수준으로 부(-)적인 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다($\beta = -.42$). 비자살적 자해를 종속 변인으로 하여 조절 변인과 매개변인 그리고 독립변인과 조절 변인과 매개 변인의 상호작용 항을 동시에 투입한 결과 해당 상호작용 항 역시 통계적으로 유의한 관련성을 나타냈는데($\beta = -.91, p < .01$), 표 8과 같다. 따라서 외로움을 통한 간접효과는 정서조절능력에 따라 그 강도가 달라짐을 확인할 수 있었다.

정서조절능력의 수준에 따른 비자살적 자해

표 7. 지각된 사회적 지지가 외로움에 미치는 영향 (N=180)

	B	SE	β	t
상수	3.77	0.18		20.71***
지각된 사회적지지	-0.50	0.07	-0.42	-6.94***

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

표 8. 조절된 매개효과 검증 (N=180)

	B	SE	β	t
(상수)	-0.21	0.67		-0.32
지각된 사회적지지	-0.13	0.07	-0.12	-1.77
외로움	0.91	0.22	0.97	4.15***
정서조절능력	0.62	0.23	0.73	2.76**
정서조절능력x외로움	-0.28	0.08	-0.91	-3.42**

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

표 9. 정서조절 능력의 조절된 매개효과에 대한 Bootstrapping 결과

매개변인	정서조절능력	간접효과	BootSE	BootLLCI	BootULCI
	M-1SD	-0.39	0.09	-0.57	-0.22
외로움	M	-0.18	0.07	-0.32	-0.05
	M+1SD	0.00	0.09	-0.18	0.17

에 있어서 외로움의 효과가 어떻게 달라지는지에 관한 결과를 표 9에서 제시하였다. 매개변인이 외로움일 때, 정서조절능력이 1표준편차 이하인 집단은 1표준편차 이상인 집단의 간접효과보다 외로움을 통한 비자살적 자해에 미치는 간접효과가 강하게 나타났다. 즉, 사회적 지지를 낮게 지각할수록 외로움을 많이 느끼고 이로 인해 비자살적 자해 행동이 증가할 수 있음을 의미한다(외로움의 매개효과). 그리고 이러한 외로움의 매개효과는 정서조절능력의 수준에 따라 외로움이 낮은 수준과 중간 수준에서 유의미하게 감소함을 의미한다(조절된 매개효과). 정서조절 능력이 낮은 경우와 중간인 경우에는 정서조절 능력이 지각된 사회적 지지, 외로움, 비자살적 자해의 경로에서 나타내는 매개효과를 감소시켜주는 보호요인으로 작용할 수 있음을 의미한다.

논 의

연구 결과 및 논의

본 연구에서는 수도권에 위치한 중·고등학교 재학 중인 학생들 180명을 대상으로 하여 지각된 사회적 지지가 외로움을 통해 비자살적 자해에 영향을 미치는지 살펴보고, 정서조절 능력 수준에 따라 외로움과 비자살적 자해와의 관계가 달라지는지 발견하고자 하였다. 더 나아가, 지각된 사회적 지지가 정서조절능력에 따른 외로움을 매개로 하여 비자살적 자해에 이르게 되는지를 확인하고자 하였다.

주요 분석 결과를 살펴보고 논의하면 다음과 같다. 첫째, 지각된 사회적 지지, 외로움, 정서조절 능력, 비자살적 자해 간의 관계성을

파악하였다. 먼저 지각된 사회적 지지는 비자살적 자해와 유의미한 부적 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 이런 결과는 사회적 지지를 높게 지각할수록 청소년의 비자살적 자해의 선택을 줄일 수 있다는 것을 의미하며, 지지그룹이 자해중단에 영향을 미친다는 연구(Corcoran, Mewse, & Babiker, 2007), 부모 지지와 교사 지지는 자해와 자살의 선택을 줄일 수 있다는 김수진(2019) 연구 결과와 일치한다. 다음으로 지각된 사회적 지지와 외로움 간에도 유의미한 부적 상관이 나타났는데, 사회적 지지를 낮게 지각할수록 외로움을 더 많이 느끼고, 사회적 지지를 높게 지각할수록 외로움을 덜 느낀다는 것을 의미한다. 이는 지각된 사회적 지지로 인해 긍정적인 심리적 변화가 나타났으며(Jia, Ying, Zhou, Wu & Lin, 2015; Prati & Pietrantonio, 2009), 외로움으로 인한 부정적 영향을 대처할 수 있는 완충 역할을 하였다는 연구(강지연, 김현숙, 2001; 함미영, 최경숙, 2000; Langford, Bowsher, Maloney, & Lillis, 1997), 지각된 가족지지가 높을수록 외로움이 줄어든다는 등의 연구들과 맥을 같이 한다(강성희, 1999; 김순정, 2002; 김옥수, 1998; 김옥수, 백성희, 김계하, 2003; 이화정, 2000). 본 연구가 코로나의 영향력으로 사회적으로 불안한 시기에 실시되면서 부적절한 과민반응으로 인해(이종원, 2020) 연구대상자의 정서조절에 영향을 주었고, 또한 여성에 비해 정서표현이 낮은 남성(Gross & John, 1998)의 비율이 높은 것이 사회적 지지와 정서조절능력의 유의미하지 않게 나온 것에 영향을 주었을 것으로 예상할 수 있다. 따라서 이후에 성별의 비율을 고려한 후속 연구로 이루어져야 할 것이다.

외로움과 비자살적 자해는 서로 유의미한 정적 상관이 있음을 알 수 있었다. 이는 외로

움을 높게 지각할수록 비자살적 자해의 선택이 높아진다는 것을 의미하며, 이와 같은 결과는 외로움을 자해에 대한 취약성 요인으로 제안한 연구(Heinrich & Gullone, 2006), 외로움과 비자살적 자해 간의 유의미한 상관을 보고한 선행 연구(Lasgaard et al., 2011)를 뒷받침하는 것이라 볼 수 있다. 마지막으로 외로움과 정서조절 능력 간의 관계를 살펴본 결과, 정서조절 능력이 높을수록 외로움을 덜 느낀다는 것을 알 수 있었다. 이 같은 결과는 외로움과 유사개념으로서, 부정 정서가 높은 사람들이 부적응적 정서조절전략을 많이 사용하며(정문수, 조현주, 2012), 외로움과 스마트폰 중독에서 정서조절 곤란이 매개효과를 나타낸다는(최다혜, 2014) 것과 맥을 같이 하는 것이라 할 수 있다.

둘째, 지각된 사회적 지지와 비자살적 자해 간의 관계를 외로움이 완전 매개 하는 것으로 나타났다. 본 연구에서 나타난 외로움의 완전 매개효과는 지각된 사회적 지지가 비자살적 자해에 직접 영향을 미치기보다는 외로움의 부적 영향을 통해 비자살적 자해에 간접적으로 영향을 미친다는 것을 의미한다. 이 같은 결과는 부모로부터 사회적 지지를 적게 받은 아동이 생활 스트레스가 높고, 외로움을 더 많이 경험한다는 연구 결과(Florian & Krulik, 1991), 가족관계에서의 외로움을 많이 경험할수록 비자살적 자해를 더 많이 보고하였다는(Gilletta et al., 2012) 결과와도 부합한다고 볼 수 있다. 즉, 비자살적 자해에 있어서 보호 요인인 사회적 지지가 낮을수록 청소년들이 외로움을 많이 느끼게 되고, 외로움을 많이 지각한 청소년은 비자살적 자해 행동의 선택을 높일 수 있다는 것이다. 따라서, 비자살적 자해 경험이 있는 청소년들을 위해 이들의 사회

적 지지 자원들을 발견해주는 것이 필요할 것이며, 더 나아가 가족이나 친구, 주변 사람으로부터 지지 받는다고 지각하지 못하여 외로움을 느끼는 경우 이들의 부정 정서를 낮출 수 있는 개입이 요구된다.

셋째, 외로움과 비자살적 자해와의 관계에서 정서조절 능력의 조절효과가 나타났다. 이러한 결과는 부정 정서가 정서조절 곤란과 유의한 정적상관을 보인다는 선행연구 결과(이미현, 2009)와 일치하는 것으로, 정서조절을 어렵게 하는 개인적 취약성이 스트레스 상황에서 비자살적 자해의 위험을 높인다는 비자살적 자해의 기능 모델(Nock & Prinstein, 2004)을 지지해주는 결과라 할 수 있다. 외로움과 비자살적 자해와의 관계에서 청소년들이 외로움을 많이 느끼더라도 비자살적 자해 행동의 선택을 완화할 수 있도록 이들의 정서조절능력을 향상해준다면, 외로움이 큰 청소년이라 할지라도 비자살적 자해 행동을 보다 덜 할 것이라 가정할 수 있다.

마지막으로, 지각된 사회적 지지와 비자살적 자해 간의 관계에서 외로움의 매개 효과를 정서조절 능력이 조절한다는 조절된 매개효과를 검증하였다. 사회적 지지를 낮게 지각할수록 외로움을 많이 느끼고, 이로 인해 비자살적 자해 행동의 선택이 증가하는데, 이러한 외로움과 비자살적 자해의 관계에서 정서조절 능력이 조절 효과를 나타내는 것이다. 즉, 정서조절 능력은 지각된 사회적 지지와 비자살적 자해 간의 관계를 조절할 뿐만 아니라 지각된 사회적 지지가 외로움을 통해 비자살적 자해에 미치는 영향력을 조절할 수 있다는 것이다. 조절된 매개효과 분석 결과, 청소년들이 정서조절 능력이 높을수록 지각된 사회적 지지가 외로움을 매개로 비자살적 자해에 미치

는 영향력이 감소하는 것으로 나타났다. 이는 청소년들이 주변 사람으로부터 지지를 적게 받아 외로움을 많이 느끼게 되더라도 정서조절 능력이 향상될수록 비자살적 자해 행동의 선택 증가를 약화할 수 있음을 시사하며, 이러한 결과는 외로움과 비자살적 자해의 관계에서 정서조절 곤란이 조절한다는 연구(조은지, 2018)와 맥을 같이한다. 즉, 청소년들이 가족, 친구, 주요 타인으로부터 사회적 지지를 적게 할수록 관계에서 오는 외로움을 많이 지각하게 되면서 비자살적 자해 행동의 선택이 늘어날 가능성이 커질 수 있다. 그러나 청소년들의 정서조절 능력이 높을 경우 자신의 정서를 긍정적으로 변화할 수 있게 되어 비자살적 자해 행동의 선택 가능성은 낮아지게 된다는 것이다. 따라서 이 같은 결과는 청소년들의 비자살적 자해 행동의 선택을 낮추기 위하여 정서조절능력을 배양해야 할 필요성을 제기한다.

본 연구의 결과는 다음과 같은 시사점을 지닌다. 첫째, 지각된 사회적 지지와 외로움, 비자살적 자해, 정서조절 능력 간의 관계를 확인하고, 비자살적 자해에 영향을 미치는 관련 변인들에 대한 이해를 확장하였다. 청소년들의 주변 사람들과의 관계에서 지각하는 지지가 어떤 경로로 통해 비자살적 자해에 이르게 되는지에 관한 과정을 확인하였고, 정서조절 능력 수준에 따라 비자살적 자해에 대한 외로움의 영향력이 어떻게 변화하는지 검증하였다.

이러한 연구 결과를 통해 청소년들의 비자살적 자해의 개입에 있어서 외로움과 정서조절 능력의 특성을 고려함으로써 청소년들의 비자살적 자해에 대한 이해와 예측에 있어서 도움을 줄 수 있을 것이다.

둘째, 지각된 사회적 지지가 비자살적 자해

에 미치는 영향에서 외로움의 매개효과를 검증하였고, 변인 간의 관계성을 확인할 수 있었다. 이를 통해 외로움이 지각된 사회적 지지와 비자살적 자해에 부정적 영향을 확인할 수 있었으며, 청소년들이 주변 사람으로부터 사회적 지지를 낮게 지각할 때 외로움이라는 정서를 통해 비자살적 자해 행동을 선택하는 과정을 확인함으로써 비자살적 자해의 위험요인을 알 수 있었다.

셋째, 정서조절 능력의 수준에 따라 외로움과 비자살적 자해의 관계가 달라짐을 파악할 수 있었다. 정서의 어떤 측면의 변화를 통해서 정서적 변화를 초래하느냐에 따라 인지적 전략, 체험적 전략, 행동적 전략으로 나뉘는데(이지영, 권석만, 2007), 정서조절 훈련 프로그램(오수현, 2013), 체험적, 인지적 정서조절방략 프로그램(이지영, 권석만, 2010)으로 다양한 정서조절전략이 정서조절 능력의 향상 효과가 있음을 알 수 있었다. Greenberg(2002)는 정서중심치료(Emotion-Focused Therapy: EFT)에서 상담자가 내담자와의 관계를 형성하고, 내담자의 정서 활성화 및 정서탐색의 과정을 거쳐 정서 재구성을 하면서 새로운 정서 및 의미가 생성되어 정서조절 능력이 향상된다고 하였다(Greenberg & Paivio, 2008). 정서중심치료와 정서조절전략을 통해 외로움을 느껴서 비자살적 자해를 하는 청소년들의 자해행동 가능성을 낮추는데 도움을 줄 수 있을 것이다.

넷째, 정서조절 능력이 높을수록 지각된 사회적 지지가 외로움을 매개로 하여서 비자살적 자해에 미치는 영향이 감소하고, 정서조절 능력이 낮을수록 지각된 사회적 지지가 외로움을 매개로 하여 비자살적 자해에 미치는 영향이 커진다는 것을 발견하였다. 즉 청소년들이 주변 사람으로부터 지지를 받지 못하거나

지지를 지각하지 못하더라도 그러한 청소년의 정서조절 능력 수준을 높인다면 비자살적 자해 선택의 부정적인 영향력을 완화할 수 있다는 가능성을 시사해준다. 정서조절 능력은 지각된 사회적 지지가 낮아 외로움이라는 위험요인을 통하여 비자살적 자해에 미치는 영향에 변화를 줄 수 있는 조절된 매개 변인으로서, 지각된 사회적 지지와 외로움, 비자살적 자해의 경로에 변화를 주어 긍정적인 변화를 줄 수 있는 것으로 기대되며, 정서조절 능력의 조절된 매개효과 결과는 청소년들의 비자살적 자해에 대한 개입에 세밀한 정보를 제공한다. 즉 주변 사람으로부터 얻는 사회적 지지의 부족이 청소년들의 비자살적 자해 선택에 미치는 영향에 대해 개입할 때 청소년들의 정서조절 능력 수준을 확인할 필요가 있을 것이다. 따라서 사회적 지지가 낮은 청소년들이 대인 관계에서 외로움을 더 크게 지각하게 되므로, 이들이 자신의 정서를 조절할 수 있도록 정서조절능력을 함양하기 위한 교육이나 상담 치료를 제공해야 할 것이다.

본 연구의 제한점 및 후속 연구에 대한 제언을 다음과 같다. 첫째, 본 연구의 인구학적 특징으로 자해가 주는 고통 정도가 중간 이하의 고통이라고 답한 응답자가 88.9%이고, 심한 고통이라고 한 응답자가 11.1%이었다. 연구대상들의 90%에 가까운 응답자가 중간 이하의 고통이었기 때문에 비자살적 자해 집단의 경향이라고 일반화하기에는 한계가 있다. 추후 연구에서는 심한 고통을 느끼는 집단의 경향과도 일치하는지 살펴봄으로써 연구 결과의 일반화 가능성을 높일 필요가 있다. 둘째, 본 연구에서는 변인들을 측정하기 위하여 자기 보고식 설문지를 활용하였는데, 참여자는 개인이 응답하고자 하는 방식대로, 자기방어

적으로 대답했을 수도 있다. 후속 연구에서는 면접 등의 방법으로 자료를 수집하고 검증하여 연구를 진행할 필요가 있다. 셋째, 자해는 성별에 따른 양상이 다른데 일반적으로 여성이 남성에 비해 비율이 높게 나타났으나(백보겸, 2019; Rodham, Hawton, & Evans, 2004), 본 연구의 설문에서는 접속한 성별을 같은 비율로 제한하지 못하여 결과의 남자 비율이 높은 의미로 볼 수 없다. 후속 연구에서는 같은 비율로 성별을 나눠 성별의 의미를 알 수 있는 연구를 진행할 필요가 있다. 마지막으로, 추후 연구에서는 지각된 사회적 지지가 적어 비자살적 자해 행동을 선택하는 청소년들을 대상으로 정서조절 능력을 높일 수 있는 프로그램을 연구할 필요성이 있다. 정서조절 능력은 단기간에 습득되는 것이 아니고 긍정적인 상호작용을 지속해서 경험함으로써 길러지는 능력이기 때문에(Shields & Cicchetti, 1998) 장기적인 프로그램이 상담이나 교육에 적용되어야 할 것으로 보인다. 정서조절 능력을 함양한다면 비자살적 자해 행동 선택을 감소할 수 있을 뿐만 아니라 청소년들의 비자살적 자해 행동에 대한 예방적 접근(김영근, 김성숙, 이영희, 2017; Greeberg, 2002)도 가능할 것이다.

참고문헌

- 강성희 (1999). 남녀대학생의 사회적관계망과 고독감. *성신여자대학교 가정관리학회지* 17(3), 159-170.
- 강이영, 성나경 (2016). 청소년의 일상적 스트레스와 자해행동: 인지적 정서조절전략의 조절효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 28(3), 855-873.

- 강지연, 김현숙 (2001). 사회적지지의 개념모델. *김천과학대학논문집*, 27, 73-81.
- 권혁진 (2014). 비자살적 자해에 영향을 미치는 정서적·인지적 요인의 탐색. *서울대학교 대학원 석사학위 논문*.
- 김수진 (2019). 청소년의 충동성이 자해에 미치는 영향: 사회적 지지의 조절효과를 중심으로. *미래사회복지연구*, 10(1), 273-298.
- 김수진, & 김봉환. (2017). 존재의 여정에서 경험한 비자살적 자해에 대한 내러티브 탐구. *상담학연구*, 18(4), 125-148.
- 김순정 (2002). 노인이 지각한 가족적 지지 고독감과 생활 만족도와의 관계. *선문대학교 대학원 석사학위논문*.
- 김영근, 김성숙, 이영희 (2017) 정서중심치료를 기반으로 한 청소년 정서조절능력 향상 프로그램 개발 및 효과성 연구. *상담학연구*, 18(4), 225-248.
- 김옥수 (1997). 외로움(Loneliness)의 개념분석. *간호과학*, 9(2), 29-38.
- 김옥수 (1998). 사회적 지지가 미국 이민 노인의 외로움과 삶의 만족도에 미치는 영향. *성인간호학회지* 10(2), 311-321.
- 김옥수, 백성희, 김계하 (2003). 조선족 근로자의 사회적지지 스트레스 외로움과의 관계 연구. *성인간호학회지*, 15(4), 607-616.
- 김정운, 김영희 (2009). 사회적 지지와 자아존중감이 청소년의 외로움에 미치는 영향. *상담학연구*, 10(4), 2287-2301.
- 김주희, 강성희 (1993). 전생애 단계에 따른 외로움과 사회적 관계망과의 관계연구. *성신여대생활문화연구학술논문*, 7, 119-135.
- 김주희, 강성희 (1994). 외로움에 대한 이론적 고찰. *생활문화연구*, 8, 233-253
- 김지윤, 조영희, 김성연, & 이동훈. (2020). 대학생의 자해 중단 경험에 대한 사례연구. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 32(2), 971-996.
- 배수현 (2020). 중학생의 비자살적 자해에 영향을 미치는 요인에 관한 연구, *경북대학교 대학원 석사학위논문*.
- 백보겸 (2019). 자의식적 부정정서가 비자살적 자해에 미치는 영향: 부정적 반추의 매개효과를 중심으로. *전주대학교 대학원 석사학위논문*.
- 성나경, 강이영. (2016). 청소년의 일상적 스트레스와 자해행동: 인지적 정서조절전략의 조절효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 28(3), 855-873.
- 성선진, 이재신 (2000). 청소년의 자아 존중감과 사회적 지지와 스트레스 대처 방식과의 관계. *청주대학교 학생생활연구*, 22, 51-89.
- 신유진 (2014). 대학생의 오프라인 및 SNS에서 지각된 사회적 지지가 외로움에 미치는 영향. *건양대학교 대학원 석사학위 논문*.
- 신준섭, 이영분 (1999). 사회적 지지가 실직자의 심리사회적 안녕감에 미치는 영향에 관한 연구. *한국사회복지학*, 37, 241-269.
- 양돈규 (1997). 부모 갈등과 사회적 지지가 청소년의 우울과 비행에 미치는 영향. *중앙대학교 대학원 박사학위논문*.
- 오수현 (2013). 정서조절훈련프로그램이 초기청소년의 정서조절능력과 공격성·스트레스 대처행동에 미치는 효과. *중앙대학교 사회개발대학원 석사학위논문*.
- 오순옥 (2006). 사회적 지지와 주관적 안녕감의 관계에서 정서조절의 매개효과. *고려대학교 석사학위논문*.
- 이금주 (2019). 중·고등학생의 친구관계 스트레

- 스와 비자살적 자해행동 관계에서 정서조절 양식과 고통감내력의 조절효과 검증. 연세대학교 석사학위논문.
- 이미현 (2009). 부정적 정서와 폭식행동의 관계: 정서조절곤란의 매개효과를 중심으로. 성신여자대학교 대학원 석사학위 논문.
- 이선영 (2004). 대학생의 사회적지지 및 자아 존중감과 진로결정수준의 관계. 서울여자대학교 대학원 석사학위논문.
- 이세호 (2002). 청소년의 스포츠 활동 참가와 사회적 지지의 관계. *강남대학교 산학 기술 연구*, 12, 71-80.
- 이수정, 김종남 (2020). 청소년의 정서적 학대 경험이 비자살적 자해에 미치는 영향: 초기부적응도식과 정서조절곤란의 이중매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 32(4), 1715-1741.
- 이인숙, & 신희천. (2021). 성인애착과 비자살적 자해의 관계: 부적응적 인지적 정서조절 전략의 매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 33(1), 479-505.
- 이종원. (2020). 코로나 19 로 인한 사회문제와 그 해결책. *대학과 선교*, 45, 61-90.
- 이지영 (2008). 정서조절방략과 정서장애의 관계 및 체험적 정서조절방략의 효과. 서울대학교 박사학위논문.
- 이지영, 권석만 (2007). 정서조절방략 질문지의 개발. *한국심리학회지: 임상*, 26(4), 963-976.
- 이지영, & 권석만. (2010). 체험적 정서조절방략의 효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 22(1), 95-116.
- 이화정 (2000). 청소년 특성과 고독감에 관한 연구. 경희대학교 대학원 석사학위논문.
- 정문수, 조현주 (2012). 정서강도와 우울의 관계: 정서조절방략의 매개효과를 중심으로. *가족과 상담*, 2(1), 31-42.
- 조은지 (2018). 외로움과 비자살적 자해의 관계: 정서조절능력과 문제해결 능력의 조절효과. 부산대학교 대학원 석사학위논문.
- 진선주 (2019). 자해 청소년의 특성과 관련 변인 연구. 한양대학교 대학원 박사학위논문.
- 최다혜 (2014). 외로움과 스마트폰 중독의 관계에서 정서조절곤란의 매개효과. 전남대학교 대학원 석사학위 논문.
- 최미경 (2016). 고등학생이 지각한 부모, 친구, 교사의 사회적 지지가 정서조절능력에 미치는 영향. 동아대학교 교육 대학원 석사학위 논문.
- 통계청 (2020). 2019년 사망원인통계 결과. 통계청 홈페이지, [https://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/1/6/2/index.board?bmode=read&bSeq=&aSeq=385219&pageNo=1&rowNum=10&navCount=10&currPg=&searchInfo=&Target=title&Txt=에](https://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/1/6/2/index.board?bmode=read&bSeq=&aSeq=385219&pageNo=1&rowNum=10&navCount=10¤tPage=&searchInfo=&Target=title&Txt=에) 2021년 6월 12일 검색.
- 피상순, 오상우, 박민철 (2000). 지각된 스트레스, 역기능적 태도, 자기 효능성, 사회적 지지 및 대처양식이 물질 남용 청소년의 부적응에 미치는 영향. *대한정신신경의학 회*, 39(2), 297-308.
- 함미영, 최경숙 (2000). 사회적 지지에 대한 고찰. *중앙간호논문집*, 4(2), 39-50.
- Aiken, L. S., & West, S. G., (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Newbury Park, CA: Sage.
- Asher, S. R., & Paquette, J. A. (2003). Loneliness and peer relations in childhood. *Current Directions in Psychological Science*, 12(3), 75-78.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The

- moderator/mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173-1182.
- Bresin, K., & Gordon, K. H. (2013). Changes in negative affect following pain (vs. nonpainful) stimulation in individuals with and without a history of nonsuicidal self-injury. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment*, 4(1), 62.
- Briere, J., & Gil, E. (1998). Self-mutilation in clinical and general population samples: Prevalence, correlates, and functions. *American Journal of Orthopsychiatry*, 68(4), 609-620.
- Brown, M. Z., Comtois, K. A., & Linehan, M. M. (2002). Reasons for suicide attempts and nonsuicidal self-injury in women with borderline personality disorder. *Journal of Abnormal Psychology*, 111(1), 198.
- Buelens, T., Luyckx, K., Gandhi, A., Kiekens, G., & Claes, L. (2019). Non-suicidal self-injury in adolescence: Longitudinal associations with psychological distress and rumination. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 47(9), 1569-1581.
- 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), 371-394.
- Corcoran, J., Mewse, A., & Babiker, G. (2007). The role of women's self-injury support-groups: A grounded theory. *Journal of Community & Applied Social Psychology*, 17(1), 35-52.
- Deliberto, T. L., & Nock, M. K. (2008). An exploratory study of correlates, onset, and offset of non-suicidal self-injury. *Archives of Suicide Research*, 12(3), 219-231.
- DiClemente, R. J., Ponton, L. E., & Hartley, D. (1991). Prevalence and correlates of cutting behavior: Risk for HIV transmission. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 30(5), 735-739.
- Florian, V., & Krulik, T. (1991). Loneliness and social support of mothers of chronically ill children. *Social Science and Medicine*, 32(11), 1291-1296.
- Giletta, M., Scholte, R. H., Engels, R. C., Ciairano, S., & Prinstein, M. J. (2012). Adolescent non-suicidal self-injury: A cross-national study of community samples from Italy, the Netherlands and the United States. *Psychiatry Research*, 197(1), 66-72.
- Gratz, K. L. (2003). Risk factors for and functions of deliberate self-harm: An empirical and conceptual review. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 10(2), 192-205.
- Gratz, K. L., & Roemer, L. (2004). Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 26(1), 41-54.
- Gratz, K. L., & Roemer, L. (2008). The relationship between emotion dysregulation and deliberate self-harm among female undergraduate students at an urban commuter university. *Cognitive Behaviour Therapy*, 37(1), 14-25.
- Greenberg, L. S. (2002). *Emotion-focused therapy coaching clients to work through their feeling*.

- Washington. DC: American Psychological Association.
- Greenberg, L. S., & Paivio, S. C. (2008) 심리치료에서 정서를 어떻게 다룰 것인가 [Working with Emotions in Psychotherapy]. (이홍표 역). 서울: 학지사(원전은 1997년에 출판).
- Gross, J. J., & John, O. P. (1998). Mapping the domain of expressivity: multimethod evidence for a hierarchical model. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74(1), 170.
- Guan, K., Fox, K. R., & Prinstein, M. J. (2012). Nonsuicidal self-injury as a time-invariant predictor of adolescent suicide ideation and attempts in a diverse community sample. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 80(5), 842.
- Hankin, B. L., & Abela, J. R. Z. (2011). Nonsuicidal self-injury in adolescence: Prospective rates and risk factors in a 2 1/2 year longitudinal study. *Psychiatry Research*, 186(1), 65-70.
- Hayes, A. F. (2018). Partial, conditional, and moderated mediation: Quantification, inference, and interpretation. *Communication Monographs*, 85(1), 4-40.
- Heinrich, L. M., & Gullone, E. (2006). The clinical significance of loneliness: A literature review. *Clinical Psychology Review*, 26(6), 695-718.
- Horowitz, L. M., French, R. D. S., & Anderson, C. A. (1982). The prototype of a lonely person. In L. A. Peplau & D. Perlman (Eds.), *Loneliness: A sourcebook of current theory, research, and therapy* (pp.183-205). New York: John Wiley & Sons.
- Jia, X., Ying, L., Zhou, X., Wu, X., & Lin, C. (2015). The effects of extraversion, social support on the posttraumatic stress disorder and posttraumatic growth of adolescent survivors of the Wenchuan earthquake. *Plos One*, 10(3), e0121480.
- Kline, R. B. (2011). Convergence of structural equation modeling and multilevel modeling.
- Klonsky, E. D. (2007). The functions of deliberate self-injury: A review of the evidence. *Clinical Psychology Review*, 27(2), 226-239.
- Klonsky, E. D. (2009). The functions of self-injury in young adults who cut themselves: Clarifying the evidence for affect-regulation. *Psychiatry Research*, 166(2), 260-268.
- 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.
- Langford C., Bowsher, J., Maloney, J., & Lillis, P. (1997). Social support: a conceptual analysis. *Journal of Advanced Nursing*, 25(1), 95-100.
- Lasgaard, M., Goossens, L., Bramsen, R. H., Trillingsgaard, T., & Elklit, A. (2011). Different sources of loneliness are associated with different forms of psychopathology in adolescence. *Journal of Research in Personality*, 45(2), 233 - 237.
- Laye-Gindhu, A., & Schonert-Reichl, K. A. (2005). Nonsuicidal self-harm among community adolescents: Understanding the “whats” and “whys” of self-harm. *Journal of youth and Adolescence*, 34(5), 447-457.
- Linehan, M. (1993). *Cognitive-behavioral treatment of*

- borderline personality disorder*. New York: Guilford press.
- Lloyd, E. E., Kelley, M. L., & Hope, T. (1997). *Self-mutilation in a community sample of adolescents: Descriptive characteristics and provisional prevalence rates*. Poster session at the annual meeting of the Society for Behavioral Medicine. New Orleans, LA.
- 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.
- Mennin, D. S., Holaway, R. M., Fresco, D. M., Moore, M. T., & Heimberg, R. G. (2007). Delineating components of emotion and its dysregulation in anxiety and mood psychopathology. *Behavior Therapy*, 38(3), 284-302.
- Moore, D., & Schultz, N. R. (1983). Loneliness at adolescence: Correlates, attributions, and coping. *Journal of Youth and Adolescence*, 12(2), 95-100.
- Muehlenkamp, J., Brausch, A., Quigley, K., & Whitlock, J. (2013). Interpersonal features and functions of nonsuicidal self-injury. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, 43(1), 67-80.
- Nock, M. K., & Kessler, R. C. (2006). Prevalence of and risk factors for suicide attempts versus suicide gestures: analysis of the National Comorbidity Survey. *Journal of Abnormal Psychology*, 115(3), 616.
- Nock, M. K., & Prinstein, M. J. (2004). A functional approach to the assessment of self-mutilative behavior. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 72(5), 885 - 90.
- O'Donnell, L., Stueve, A., Wardlaw, D., & O'Donnell, C. (2003). Adolescent suicidality and adult support: the reach for health study of urban youth. *American Journal of Health Behavior*, 27(6), 633-644.
- Peplau, L. A., & Perlman, D. (1982). Perspectives on loneliness. In L. A. Peplau & D. Perlman (Eds.), *Loneliness: A sourcebook of current theory, research and therapy* (pp. 1-20). New York: John Wiley & Sons.
- Prati, G., & Pietrantonio, L. (2009). Optimism, social support, and coping strategies as factors contributing to posttraumatic growth: A meta-analysis. *Journal of Loss and Trauma*, 14(5), 364-388.
- Rodham, K., Hawton, K., & Evans, E. (2004). Reasons for deliberate self-harm: comparison of self-poisoners and self-cutters in a community sample of adolescents. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 43(1), 80-87.
- Roehr, B. (2013). American psychiatric association explains DSM-5. *Bmj*, 346.
- Rotolone, C., & Martin, G. (2012). Giving up self-injury: A comparison of everyday social and personal resources in past versus current self-injurers. *Archives of Suicide Research*, 16(2), 147-158.
- Russell, D., Peplau, L. A., & Cutrona, C. E. (1980). The revised UCLA Loneliness Scale: concurrent and discriminant validity evidence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39(3), 472.
- Russell, D., Peplau, L. A., & Ferguson, M. L.

- (1978). Developing a measure of loneliness. *Journal of Personality Assessment*, 42(3), 290-294.
- Shields, A., & Cicchetti, D. (1998). Reactive aggression among maltreated children: The contributions of attention and emotion dysregulation. *Journal of Clinical Child Psychology*, 27(4), 381-395.
- Slabbert, A., Hasking, P., & Boyes, M. (2018). Riding the emotional roller coaster: The role of distress tolerance in non-suicidal self-injury. *Psychiatry Research*, 269, 309-315
- Walsh, B. W. (2006). *Treating self-injury: A practical guide*. New York, NY: Guilford Press.
- Wichstrøm, L. (2009). Predictors of non-suicidal self-injury versus attempted suicide: similar or different?. *Archives of Suicide Research*, 13(2), 105-122
- Ye, D., Song, J., Hong, H. J., Lee, J., & Yook, K. (2012). Psychosocial and clinical characteristics of depressed adolescents with a history of non-suicidal self-injury. *Neuropsychiatrie de l'enfance et de l'adolescence*, 60(5), S167.
- Young, R., Van Beinum, M., Sweeting, H., & West, P. (2007). Young people who self-harm. *The British Journal of Psychiatry*, 191(1), 44-49.
- Zimet, G. D., Dahlem, N. W., Zimet, S. G., & Farley, G. K. (1988). The multidimensional scale of perceived social support. *Journal of Personality Assessment*, 52(1), 30-41.

원 고 접 수 일 : 2021. 04. 02

수정원고접수일 : 2021. 06. 01

게재결정일 : 2021. 07. 19

The Effect of Social support on Non-suicide Self-injury: The Moderated Mediation Effect of Loneliness by Emotional Regulation Skills

Kyeong Suk Yun

Hanyang University / Graduate Student

Jung Hee Ha

Hanyang University / Professor

This study examined whether loneliness had a mediation effect on the relationship between social support and non-suicidal self-injury in adolescents, and whether emotional regulation ability moderated the mediation effect of loneliness. Participants were 180 middle and high school students. The results indicated that loneliness moderated the relationship between social support and non-suicidal self-injury, and that emotional regulation skills moderated the effect of non-suicidal self-injury on loneliness. Additionally, loneliness moderated the relationship between social support and non-suicidal self-injury, and the relationship between loneliness and non-suicidal self-injury varied according to the level of emotional regulation ability. The identification of these structural relationships can be used to inform the development of intervention methods to prevent non-suicidal self-injury in adolescents. Study limitations, implications, and recommendations for further study are discussed.

Key words : non-suicidal self-injury, social support, loneliness, ability to control emotions