pISSN 1225-665X, eISSN 2234-1668
stress 2024;32(4):188-195
https://doi.org/10.17547/kjsr.2024.32.4.188

stress

ORIGINAL ARTICLE

청소년의 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 영향에서 한부모가정 여부에 따른 불안의 조절된 매개효과

이래혁

순천향대학교 사회복지학과 부교수

Moderated Mediating Effect of Anxiety by Household Type on the Relationship between Daily Life Stress and Non-Suicidal Self-Injury among Adolescents

RaeHyuck Lee

Associate Professor, Department of Social Welfare, Soonchunhyang University, Asan, Korea

Key messages

본 연구는 청소년의 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 영향, 불안의 매개효과, 한부모가정 여부에 따른 조절된 매개효과를 검증한다. 이를 위해 한국청소년정책연구원에서 구축한 10대 청소년의 정신건강 실태조사의 원자료와 PROCESS macro 방법을 활용하였다. 분석 결과, 첫째, 청소년의 일상생활 스트레스는 비자살적 자해에 정적인 영향을 미쳤다. 둘째, 청소년의 불안이 완전 매개효과를 보여주었다. 셋째, 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 영향은 양부모가정과 한부모가정 사이에 차이가 없었다. 넷째, 일상생활 스트레스가 불안을 통해 비자살적 자해에 미치는 매개효과는 양부모가정에 비해 한부모가정에서 더 두드러졌다. 분석 결과를 기반으로 청소년의 비자살적 자해를 다루기 위한 방안들을 논의한다.

중심단어: 청소년, 일상생활 스트레스, 비자살적 자해, 불안, 한부모가정

Abstract

Background: This study examined the impact of adolescents' daily life stress on non-suicidal self-injury among adolescents, focusing on the mediating role of anxiety and the moderated mediating effect of anxiety by household type (two-parent vs. single-parent households).

Methods: This study utilized data from the Korean Teenagers' Mental Health Study, conducted by the National Youth Policy Institute and applied the PROCESS macro method for analysis.

Results: First, daily life stress significantly increased the likelihood of non-suicidal self-injury among adolescents. Second, anxiety played a full mediating role. Third, no significant difference was observed in the direct impact of daily life stress on non-suicidal self-injury between adolescents from two-parent and single-parent households. Fourth, the mediating effect of anxiety on the relationship between daily life stress and non-suicidal self-injury was more pronounced among adolescents in single-parent households than those in two-parent households.

Conclusions: The findings highlight the need for tailored interventions to deal with non-suicidal self-injuries among adolescents, particularly in the context of household type.

Key Words: Adolescents, Daily life stress, Non-suicidal self-injury, Anxiety, Single-parent household

Received October 12, 2024
Revised November 25, 2024
Accepted November 26, 2024

Corresponding author
RaeHyuck Lee
Department of Social Welfare, Soonchunhyang University, 22 Soonchunhyang-ro, Asan 31538, Korea
Tel: +82-41-530-1231
Fax: +82-41-530-1588
E-mail: raehyucklee@sch.ac.kr

ORCID:
RaeHyuck Lee
(https://orcid.org/0000-0001-5434-7286)

Copyright © 2024 by The Korean Society of Stress Medicine
This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

서 론

비자살적 자해는 죽고자 하는 의도는 없으나 힘든 상황에 처했을 때 이를 견디기 위해 고의로 자신의 신체를 훼손시키는 행동을 의미한다[1-3]. 일반적으로 비자살적 자해 행동은 청소년기에 가장 두드러지게 나타나는데[4], 덜 치명적인 행동으로 시작하지만 자살시도와 명확하게 구분하기 어렵기 때문에 자칫하면 죽고자 하는 위험한 행동으로 이어질 수 있어 청소년기의 중요한 정신건강 문제로 지적된다[5]. 특히 청소년 사이에 SNS를 통해 비자살적 자해 행동이 확산된다는 점도 문제의 심각성을 더하고 있다[6]. 이를 반영하듯 질병관리청에서 수행한 최근 조사 결과에 따르면[7], 자해 및 자살 환자의 비율이 2012년 2.2%에서 2022년에 5.1%로 3% 가량 증가했는데, 10대 청소년의 경우 2012년 11.4%에서 2022년 18.2%로 증가가 두드러지는 집단으로 확인되었다. 게다가 양부모가

정과 비교하여 취약한 삶의 환경에 놓여있는 한부모가정의 청소년 자녀가 비자살적 자해뿐만 아니라 자살생각, 자살충동 등에 있어서 더 높은 수준을 보여준다고 보고되었다[8-10]. 따라서 청소년의 비자살적 자해 행동의 영향 요인을 파악하여 개입 방안을 마련하는 노력의 중요성이 커지고 있다.

청소년의 비자살적 자해에 영향을 미치는 요인은 다양한데, 본 연구는 일상생활 스트레스에 주목하고자 한다. 일상생활 스트레스는 청소년이 일상의 삶 전반에서 경험하게 되는 스트레스 상황을 지각하는 심리적 상태를 의미한다[11]. 한국 사회의 청소년은 높은 수준의 일상생활 스트레스, 특히 학업 스트레스로 인하여 OECD 국가 중 가장 낮은 행복지수를 보인다는 사실은 이미 널리 알려져 있다. 게다가 취약계층 청소년은 더 높은 수준의 일상생활 스트레스를 경험하고 있다[12,13]. 특히 양부모가정과 비교하여 한부모가정 청소년 자녀의 경우 더 높은 수준의 일상생활 스트레스를 경험하는 것으로 나타났다[14]. 따라서 청소년의 비자살적 자해에 대한 일상생활 스트레스의 영향을 파악하기 위한 연구의 필요성이 제기된다.

본 연구에서 청소년의 일상생활 스트레스의 영향에 주목하는 또 다른 이유는 일상생활 스트레스와 비자살적 자해 사이의 관계를 설명하는 탄탄한 이론들이 구축되어 있기 때문이다. 본 연구에서는 청소년의 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 영향에 대하여 다음의 이론적 설명에 기반을 두고자 한다. 비자살적 자해가 어떻게 진행되고 유지되는지를 설명하는 Nock [15]의 이론적 모형에 따르면, 스트레스를 야기하는 삶의 사건들이 어떤 개인에게 각성 상태를 촉발하거나 어떤 개인이 스트레스 사건들을 감당할 수 없는 사회적 요구로 인식할 때 비자살적 자해 행동이 발현된다. 즉, 청소년이 일상의 삶에서 지각하는 스트레스를 해소하기 위해 비자살적 자해 행동을 할 수 있는 것이다. 실제로 서울 지역의 중학생을 대상으로 일상적 스트레스가 자해 행동에 미치는 영향을 보고한 연구[16]와 전국에서 표집된 중학생과 고등학생을 대상으로 스트레스가 비자살적 자해에 영향을 미친다는 점을 밝힌 연구[17]가 경험적 근거를 제공한다. 하지만 이러한 선행연구들은 청소년의 일부를 대표하거나 일부 지역의 청소년을 대표하는 표본을 사용하여 분석의 결과를 기반으로 함의를 도출하는데 제약이 있다. 따라서 본 연구는 앞서 제시한 이론적 설명을 토대로 전국단위에서 표집된 대표성이 있는 청소년 표본을 활용하여 일상생활 스트레스와 비자살적 자해의 관계를 검증하고자 한다. 이를 통해 본 연구는 선행연구의 확장에 기여할 수 있으며, 보다 실효성 있는 함의를 제시하고자 한다.

한편, 본 연구는 청소년의 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 영향의 메커니즘을 보다 구체적으로 규명하기 위해 다음의 두 가지 분석에 초점을 둔다. 첫째, 청소년의 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 어떻게 영향을 미치는지 파악하기 위해 불안의 매개효과에 주목하고자 한다. 불안은 과도한 걱정, 주의집중 곤란, 예민함, 피로함, 불면 등 불안감으로 인해 나타나는 부정적 정서상태를 의미한다[18]. 관련 실태 자료에 따르면[19], 10대 청소년 중 불안장애 환자 수가 2017년 17,763명에서 2021년 31,701명으로 크게 증가하여 심각한 상황으로 지적되고 있다. 게다가 청소년의 불안은 일상생활 스트레스 및 비자살적 자해와 정적 관계를 가지는 것으로 보고되었다[20,21]. 더해서 양부모가정과 비교해서 한부모가정의 청소년 자녀가 불안을 포함한 정서문제에 있어 더 높은 수준을 보여주므로[22] 취약계층 청소년을 포함하여 청소년의 불안 문제에 주목할 필요가 있다.

청소년의 비자살적 자해 행동을 설명하는 정서홍수모델(Emotional Cascade Model)에 따르면[23], 특정 사건에 의해 발생된 부정 정서는 부적응적 인지 조절의 과정을 거쳐 또 다른 부정 정서를 반복적으로 야기하여 궁극적으로 이를 벗어나고자 충동적이고 파괴적인 부정적 행동을 하게 된다고 설명한다. 즉, 청소년이 지각한 일상생활 스트레스라는 부정 정서는 불안이라는 또 다른 부정 정서로 이어지게 되고 이를 벗어나기 위해 비자살적 자해라는 부정적 행동을 하게 된다고 이해할 수 있다. 하지만 아직까지 청소년의 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 영향에서 불안의 매개효과를 살펴보는 연구는 수행되고 있지 않아 본 연구에서 이를 검증하고자 한다.

다음으로 본 연구는 청소년의 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 영향의 메커니즘을 보다 상세하게 밝혀내기 위한 두 번째 분석으로 양부모가정과 한부모가정 사이의 차이에 주목하고자 한다. 한부모가정은 부모의 이혼, 별거, 사별에 의해 또는 미혼 상태의 출산에 의해 어머니나 아버지와 자녀로 구성되어 있는 가정을 의미한다[24]. 2022년을 기준으로 한부모가정은 전체 가구에서 약 7%를 차지하고 있는데[25], 향후 지속해서 증가할 것으로 예상된다. 양부모가정과 비교하여 한부모가정은 더 높은 수준의 경제적 어려움과 자녀 양육의 어려움을 경험한다[26]. 이러한 차이는 한부모가정 청소년 자녀의 부정적 정서나 행동을 촉진하는 요인이 될 수 있다. 따라서 양부모가정에 비해 한부모가정의 청소년 자녀는 비자살적 자해 행동에 있어 보다 취약할 수 있어 이들을 고려한 특화된 개입의 필요성이 제기된다.

청소년 자녀가 인식하는 일상생활 스트레스로 인한 부정적 영향에 있어서 나타날 수 있는 한부모가정과 양부모가정의 차이에 관하여 다음과 같은 이론적 설명이 가능하다. 가족구조 관점(Family Structure Perspective)에 따르면[27], 가족구조 상의 결손이 자녀의 성장에 있어 문제를 발생시킨다고 본다. 즉, 부모 중 한 명이 가정에 부재하게 되면, 부모가 자녀에게 해줄 수 있는 관심, 지지, 지도감독 등 긍정적 양육행동의 기회가 감소하여 자녀가 문제를 경험할 때 이를 해소하는 데 어려움을 겪게 된다[28]. 또한 양부모가정에 비해 한부모가정이 지닌 구조적 결손의 상황 자체가 자녀의 일상생활 스트레스를 가중시키는

등 부적응을 야기하는 역할을 할 수도 있다[28]. 가족구조 관점을 한부모가정에 적용하여 제시된 결핍모델(Deficit Model)도 한부모라는 가족구조가 부모의 자녀에 대한 지원에 제약을 야기하여 자녀의 건강한 발달을 저해하며, 이는 자녀가 성인이 된 이후까지도 영향을 미친다고 설명한다[29]. 따라서 가족구조 관점에서 청소년 자녀가 일상생활 스트레스를 경험하여 불안이나 비자살적 자해 등의 정신건강 문제를 경험할 때, 부모 중 한 명이 부재한 한부모가정은 양부모가정에 비해 자녀의 문제를 다룸에 있어 어려움을 겪을 수 있다는 예측이 가능하다.

한편, 가족과정 관점(Family Process Perspective)에 따르면[30], 자녀의 적응에 있어 가족구조보다는 가족 내 구성원 사이의 관계 및 역동과 같은 기능적 측면이 더욱 중요하다고 설명한다. 즉, 가족 내에서 부모는 양육태도, 의사소통, 가족응집력, 역할수행 등의 기능을 통해 자녀에게 영향을 미치게 된다[28]. 따라서 양부모와 한부모라는 가족구조의 차이보다는 부모 중 한 명이 부재하여 부모와 자녀 사이에 형성되는 가족과정의 차이로 인하여 자녀의 부적응이 발생할 수 있다. 가족과정 관점에서는 가족구성원이 수행해야 하는 가족과정상의 과업 중 하나로 가족구성원이 경험하는 스트레스 관리를 제시하는데[31], 양부모가정에 비해 한부모가정은 이러한 기능의 수행에 있어 어려움을 겪을 가능성이 크다.

이상의 이론적 논의를 종합하면, 청소년 자녀의 일상생활 스트레스가 비자살적 자해나 불안에 영향을 미칠 때, 이러한 영향의 크기가 양부모가정에 비해 한부모가정에서 더 크게 나타날 것을 예상할 수 있다. 실제로 이를 실증한 연구는 아직까지 부재하나 청소년 자녀의 일상생활 스트레스와 적응이라는 큰 맥락에서 한부모가정과 양부모가정을 비교한 관련 연구를 통해 간접적으로 경험적 근거를 확인할 수 있다. 예를 들면, 가족 내의 경제적 어려움이 청소년 자녀의 일상생활 스트레스를 증가시켜 학업성취에 부정적 영향을 미치는데, 이러한 영향이 양부모가정에 비해 한부모가정에서 더 두드러지는 것으로 보고되었다[32].

앞서 살펴본 이론 및 경험적 근거를 기반으로 본 연구에서 분석하는 청소년의 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 영향 및 불안에 미치는 영향은 양부모가정과 한부모가정 사이에 차이가 날 것으로 예상할 수 있다. 이에 본 연구는 청소년의 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 영향에 있어 한부모가정 여부에 따른 조절효과를 탐색한다. 또한 청소년의 일상생활 스트레스가 불안에 미치는 영향에 있어 한부모가정 여부에 따른 조절효과를 분석하고, 이를 토대로 PROCESS macro 방법을 활용하여 불안의 매개효과에 있어서 한부모가정 여부에 따라 차이가 있는가를 탐색하고자 한다.

본 연구의 목적은 청소년의 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 영향과 불안의 매개효과, 그리고 직접적 영향 및 매개효과에서 한부모가정 여부에 따른 조절효과를 검증하는 것이다. 이를 위해 본 연구에서 규명하고자 하는 연구질문은 다음과 같다.

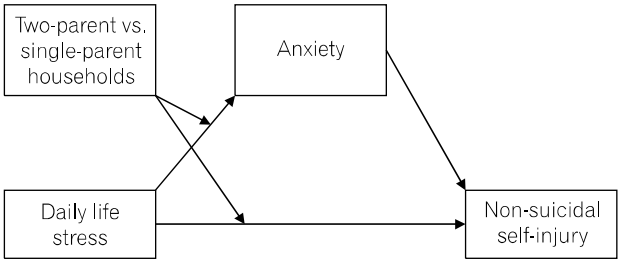

Fig. 1. Research model.

첫째, 청소년의 일상생활 스트레스는 비자살적 자해에 영향을 미치는가?

둘째, 청소년의 불안은 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 영향을 매개하는가?

셋째, 청소년의 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 직접적 영향과 불안의 매개효과는 한부모가정 여부에 의해 조절되는가?

연구방법

1. 연구설계

본 연구는 앞선 논의를 기반으로 Fig. 1과 같이 연구모형을 설정하였다. 해당 모형은 앞서 제시한 연구질문에 대하여 다음의 가설들을 내포하고 있다.

연구가설 1. 청소년의 일상생활 스트레스 수준은 비자살적 자해 수준을 높일 것이다.

연구가설 2. 청소년의 일상생활 스트레스 수준은 불안의 수준을 증가시켜 비자살적 자해의 수준을 높일 것이다.

연구가설 3. 청소년의 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 직접적 영향과 불안의 매개효과는 양부모가정과 한부모가정 사이에 차이가 있을 것이다.

2. 연구대상

본 연구는 연구가설의 검증을 위해 한국청소년정책연구원에서 수행한 10대 청소년 정신건강 실태조사의 원자료를 활용하였다. 10대 청소년 정신건강 실태조사는 2021년에 대규모의 전국적 대표성을 지니는 청소년 표본을 대상으로 정신건강 실태, 위험 및 보호 요인, 정신건강 관련 서비스 사용 현황을 파악하려는 목적으로 수행되었다[33]. 원자료의 표본은 초등학교 4~6학년, 중학교 1~3학년, 고등학교 1~3학년을 대상으로 하여 10대 전체를 아우르도록 구성되었고, 학교 밖 청소년도 포함하였다. 본 연구에서는 원자료에 포함된 총 6,689명의 청소년 중 임의 표집되어 대표성이 없고 이질적 특성을 지닌 학교 밖 청소년 752명을 제외시켰다. 또한 양부모가정과 한부모가정을 비교하기 때문에 부모와 함께 살고 있지 않은 187명의 청소년도 분석에서 제외하였다. 이 같은 선별 과정을 거쳐 본 연구는 학교에 재학 중인 10대 청소년 5,749명을

최종 분석 표본으로 활용하였다. 본 연구에서 활용한 10대 청소년 정신건강 실태조사는 연구윤리심의위원회로부터 구체적인 내용에 대하여 심의를 받은 후 수행되었다(IRB No. 202106-HR-고유-009).

3. 연구도구

본 연구의 독립변수인 일상생활 스트레스는 실태조사에 포함된 10개의 문항으로 측정하였다. 10대 청소년 정신건강 실태조사에서는 윤정미와 김진영[11]에 의해 개발된 한국판 청소년용 지각된 스트레스 척도(Korean Version of Perceived Stress Scale for Adolescents, KPSS-A)의 10개 문항으로 스트레스를 측정하였다. KPSS-A는 일상생활에서의 스트레스와 관련된 10개 문항에 '전혀 없었다(0점)'에서 '매우 자주 있었다(4점)'로 응답한다. 본 연구에서는 10개 문항의 평균 점수를 활용하였다. 점수가 높으면 스트레스 수준이 높음을 의미한다. 문항 사이의 내적 신뢰도는 .830으로 안정적으로 나타났다.

본 연구의 종속변수인 비자살적 자해는 실태조사에 포함된 5개 문항으로 측정되었다. 10대 청소년 정신건강 실태조사 연구진은 김소정 외[34]에 의해 개발된 한국판 자해 척도(Korean version of Self Harm Inventory, K-SHI)를 토대로 청소년 대상의 연구에 적합한 5개 문항을 선별하였다[33]. K-SHI는 다양한 유형의 자해 행동에 대하여 경험 여부를 '예(1점)' 또는 '아니오(0점)'로 응답하게 되어있다. 본 연구에서는 5개 문항의 총점을 활용하여 점수가 높으면 비자살적 자해 수준이 높음을 가리킨다. 5개 문항 사이의 내적 신뢰도는 .869로 안정적이었다.

10대 청소년 정신건강 실태조사에 포함된 11개 문항을 사용하여 본 연구의 매개변수인 불안을 측정하였다. 실태조사에서는 Kim과 동료들[35]에 의해 개발된 한국형 정신건강 선별도구: 불안(Mental Health Screening for Anxiety Disorders, MHS:A) 척도를 사용하였다. MHS:A는 불안 관련 11개 문항에 대하여 '결코 그렇지 않다(0점)'에서 '항상 그렇다(4점)'로 응답한다. 본 연구는 11개 문항의 평균 점수를 활용하여 점수가 높으면 불안의 수준이 높음을 의미한다. 문항 간 내적 신뢰도는 .920으로 안정적이었다. 불안의 평균 점수는 분포가 다소 편향되어 기술통계에서만 본래 변수의 점수를 보고하였고, 왜도/첨도 통계치, 상관관계, 회귀분석에서는 자연 로그값으로 변환하여 사용하였다.

본 연구의 조절변수인 한부모가정 여부는 한부모가정인 경우를 1로 양부모가정인 경우를 0으로 조작화 하였다. 조절된 매개효과 분석에서 한부모가정 여부가 조절변수로 사용되었고, 전체효과와 매개효과 분석에서는 한부모가정 여부를 통제변수로 포함하였다.

회귀분석에서 다음의 인구사회학적 특성을 통제변수로 포함하였다. 성별은 '남자'를 1, '여자'를 0으로 조작화 하였다. 학교급은 '초등학교' 1, '중학교' 2, '고등학교' 3으로 조작화 했고, 회귀분석에서 초등학교 범주를 기준으로 제외하고 중학교와 고등학교 범주 각각을 가변수로 변환하였다. 주관적 건강상태는 '좋지 않음'을 0으로 '좋음'을 1로 조작화 하였다. 가구 경제수준은 '하' 1, '중' 2, '상' 3으로 조작화 하였고, 회귀분석에서 하 범주를 제외하고 중과 상 범주 각각을 가변수로 변환하였다.

4. 자료분석

본 연구는 SPSS Ver. 25를 통해 자료 분석을 수행하였다. 첫째, 연구에 포함된 모든 변수의 특성을 기술통계 분석을 통해 파악하였다. 둘째, PROCESS macro Model 4의 total effect option을 통해 독립변수가 종속변수에 미치는 직접적 영향을 분석하였다. PROCESS macro는 회귀분석을 기반으로 하나의 통합된 모형 안에서 매개효과와 조절효과를 동시에 분석할 수 있도록 해준다[36]. 셋째, PROCESS macro Model 4의 2단계 분석(1단계: 독립변수가 매개변수에 미치는 영향, 2단계: 독립변수와 매개변수가 종속변수에 미치는 영향)과 부트스트래핑(표본수 10,000개)을 통해 매개효과를 검증하였다. 넷째, PROCESS macro Model 8의 2단계 분석(1단계: 독립변수, 조절변수, 평균중심화된 독립변수와 조절변수의 상호작용항이 매개변수에 미치는 영향, 2단계: 독립변수, 매개변수, 조절변수, 평균중심화된 독립변수와 조절변수의 상호작용항이 종속변수에 미치는 영향)과 부트스트래핑(표본수 10,000개)을 통해 조건부 매개효과 및 조절된 매개지수를 검증하였다.

결 과

1. 분석대상의 일반적 특성

Table 1에 분석대상에 대한 일반적 특성이 정리되어 있다. 먼저, 성별은 여자 청소년이 2,773명(48.2%), 남자 청소년이 2,976명(51.8%)으로 비슷하게 분포했다. 학교급은 초등학교가 1,955명(34.0%), 중학교가 1,934명(33.6%), 고등학교가 1,861명(32.4%)으로 나타났다. 주관적 건강상태는 좋지 않다고 인식하고 있는 경우가 998명(17.4%)이었다. 가구 경제수준은 하인 경우가 475명(8.3%)으로 가장 적었고, 중과 상은 각각 2,560명(44.5%)과 2,715명(47.2%)으로 비슷하게 분포했다. 가구유형은 양부모가정 청소년이 5,172명(90.0%)이었고, 한부모가정 청소년은 577명(10.0%)으로 확인되었다.

2. 주요변수의 특성

Table 2에 주요변수의 특성에 대한 분석 결과가 제시되어 있다. 먼저, 일상생활 스트레스는 평균 1.31점(SD=0.73, Range=0~4)이었다. 가구유형별로는 한부모가구 청소년의 일상생활 스트레스가 평균 1.38점(SD=0.77)으로 양부모가정 청소년의 평균 1.30점(SD=0.72)보다 통계적으로 유의하게 높았다. 다음으로 불안은 평균 0.34점(SD=0.59, Range=0~4)이었고, 한부모가정 청소년의 경

우 평균 0.49점(SD=0.69)으로 양부모가정 청소년의 평균 0.33점(SD=0.57)보다 통계적으로 유의하게 높게 나타났다. 비자살적 자해는 평균 0.64점(SD=1.35, Range=0~5)으로 분석되었다. 가구유형별로는 한부모가정 청소년의 비자살적 자해가 평균 0.76점(SD=1.36)으로 양부모가정 청소년의 평균 0.63점(SD=1.35)보다 통계적으로 유의하게 높았다. 일상생활 스트레스와 비자살적 자해 변수의 왜도와 첨도 통계치를 통해 분포가 편향되지 않음을 확인하였다. 불안 변수의 경우 왜도와 첨도가 2.564와 7.344로 다소 높게 나타나 본래의 점수를 자연 로그로 변환하였고, Table 2에 보고된 것처럼 이후 점수의 분포가 편향되지 않음을 확인하였다.

Table 2에는 주요변수들 사이의 상관관계 분석의 결과도 보고되어 있다. 일상생활 스트레스는 불안(r=.456, p<.001), 비자살적 자해(r=.110, p<.001), 한부모가정 여부(r=.032, p<.05)와 정적으로 유의한 관계를 보여주었다. 또한 불안은 비자살적 자해(r=.249, p<.001) 및 한부모가정 여부(r=.091, p<.001)와 정적으로 유의한 상관관계를 나타냈다. 마지막으로 비자살적 자해는 한부모가정 여부(r=.029, p<.05)와 정적으로 유의한 관계를 가지는 것으로 확인되었다.

3. 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 영향과 불안의 매개효과

PROCESS macro Model 4를 통해 전체효과와 매개효과를 분석하였다. 먼저, 본 연구의 첫 번째 연구가설인 독립변수가 종속변수에 미치는 전체효과의 분석 결과가 Table 3의 Panel A에 보고되어 있다. 해당 분석 모형의 설명력은 2.3% (R^2=.023)로 통계적으로 유의(F=17.246, p<.001)했고, 일상생활 스트레스(B=0.190, p<.001)는 비자살적 자해에 정적으로 유의한 영향을 미쳤다. 이러한 결과는 청소년의 일상생활 스트레스 수준이 높아지면, 비자살적 자해의 수준이 높아짐을 보여주는 것으로 첫 번째 연구가설이 지지됨을 알 수 있다.

Table 3의 Panel B에 두 번째 연구가설인 불안의 매개효과에 대한 분석 결과가 제시되어 있다. PROCESS macro Model 4의 1단계에서 독립변수인 일상생활 스트레스가 매개변수인 불안에 미치는 영향을 분석하였다. 해당 회귀분석 모형의 설명력은 26.6% (R^2=.266)로 나타났다. 모형은 통계적으로 유의(F=260.686, p<.001)했고, 일상생활 스트레스(B=0.084, p<.001)는 불안에 정적으로 유의한 영향을 미치고 있었다. Model 4의 2단계에서 독립 및 매개변수가 종속변수인 비자살적 자해에 미치는 영향을 분석한 결과, 모형은 통계적으로 유의(F=44.919, p<.001)했고, 설명력은 6.6% (R^2=.066)로 나타났다. 일상생활 스트레스(B=−0.001, p=.964)는 비자살적 자해에 대하여 유의한 영향을 나타내지 않았고, 불안(B=2.277, p<.001)은 정적으로 유의한 영향을 보여주었다.

PROCESS macro Model 4의 두 단계의 분석을 토대로 산출된 매개효과가 Table 3의 하단에 제시되어 있다. 불안의 매개효과는 0.199 (bootstrap CI: 0.169~0.230)이었고, 신뢰구간에 0이 포함되지 않아 통계적으로 유의했다. 이러한 결과는 청소년의 일상생활 스트레스가 불안을 높여 비자살적 자해의 수준을 높임을 보여주는 것으로 두 번째 가설이 지지됨을 확인하였다. Table 3의 Panel B의 2단계에서 독립변수가 유의하지 않아 완전 매개효과가 있음을 알 수 있다.

4. 한부모가정 여부에 따른 불안의 조절된 매개효과

PROCESS macro Model 8을 통해 직접효과 및 매개효과에 있어서 양부모가정과 한부모가정 사이에 차이가 있는지 분석한 결과가 Table 4에 제시되어 있다. Model 8의 1단계에서 독립변수인 일상생활 스트레스, 조절변수인 한부모가정 여부, 평균중심화된 독립변수와 조절변수의 상호작용항이 매개변수인 불안에 미치는 영향을 분석

Table 1. Descriptive statistics of the covariates (N=5,749)

Variable	Category	N	%
Gender	Female	2,773	48.2
	Male	2,976	51.8
School level	Elementary school	1,955	34.0
	Middle school	1,934	33.6
	High school	1,861	32.4
Self-rated health	Poor	998	17.4
	Good	4,751	82.6
Economic status	Low	475	8.3
	Medium	2,560	44.5
	High	2,715	47.2
Type of household	Two parents	5,172	90.0
	Single parent	577	10.0

Table 2. Characteristics of the main variables (N=5,749)

Variable	M (SD)	Range	Skewness/ kurtosis	Type of household		t (p)	DLS	ANX	NSI
				Two parents	Single parent		r (p)	r (p)	r (p)
				M (SD)	M (SD)				
Daily life stress (DLS)	1.31 (0.73)	0~4	−0.244/−0.396	1.30 (0.72)	1.38 (0.77)	−2.458 (.014)	1		
Anxiety (ANX)	0.34 (0.59)	0~4	1.670/2.215	0.33 (0.57)	0.49 (0.69)	−6.076 (<.001)	.456 (<.001)	1	
Non-suicidal self-injury (NSI)	0.64 (1.35)	0~5	2.242/3.978	0.63 (1.35)	0.76 (1.36)	−2.170 (.030)	.110 (<.001)	.249 (<.001)	1
Type of household							.032 (.014)	.091 (<.001)	.029 (.030)

M: mean, SD: standard deviation.

Table 3. Testing for total and mediation effects (N=5,749)

Variable	Panel A: Total effect of Model 4			Panel B: Two-step mediation analysis of Model 4					
	DLS → Non-suicidal self-injury (NSI)			Step 1: DLS → ANX			Step 2: DLS, ANX → NSI		
	B	SE	t (p)	B	SE	t (p)	B	SE	t (p)
Daily life stress (DLS)	0.190	0.025	7.716 (<.001)	0.084	0.002	37.296 (<.001)	−0.001	0.027	−0.045 (.964)
Anxiety (ANX)							2.277	0.141	16.127 (<.001)
Boys	0.041	0.036	1.140 (.254)	−0.005	0.003	−1.421 (.155)	0.051	0.035	1.467 (.142)
Middle school	0.137	0.043	3.180 (.001)	0.014	0.004	3.602 (<.001)	0.105	0.042	2.482 (.013)
High school	0.015	0.044	0.339 (.734)	0.020	0.004	4.905 (<.001)	−0.030	0.043	−0.696 (.487)
Self-rated poor health	−0.298	0.047	−6.293 (<.001)	−0.077	0.004	−17.673 (<.001)	−0.124	0.048	−2.602 (.009)
Single parent	0.077	0.060	1.281 (.200)	0.025	0.006	4.584 (<.001)	0.020	0.059	0.333 (.739)
Medium economic status	−0.029	0.068	−0.421 (.674)	−0.021	0.006	−3.446 (.001)	0.020	0.067	0.303 (.762)
High economic status	−0.088	0.069	−1.267 (.205)	−0.025	0.006	−3.898 (<.001)	−0.031	0.068	−0.465 (.642)
Constant	0.612	0.092	6.632 (<.001)	0.064	0.008	7.575 (<.001)	0.467	0.091	5.142 (<.001)
R^2, F (p)	.023, 17.246 (<.001)			.266, 260.686 (<.001)			.066, 44.919 (<.001)		
Mediation effect (BSE, BCI)	0.199 (0.016, 0.169~0.230)								

B: coefficient, SE: standard error, BSE: bootstrap standard error, BCI: bootstrap confidence interval.

Table 4. Testing for moderated mediation effect (N=5,749)

Variable	Two-step moderated mediation analysis of Model 8					
	Step 1: DLS, TOH, DLS×TOH → ANX			Step 2: DLS, ANX, TOH, DLS×TOH → Non-suicidal self-injury		
	B	SE	t (p)	B	SE	t (p)
Daily life stress (DLS)	0.082	0.002	34.524 (<.001)	−0.003	0.028	−0.122 (.903)
Anxiety (ANX)				2.276	0.141	16.111 (<.001)
Type of household (TOH)	0.024	0.006	4.416 (<.001)	0.018	0.059	0.313 (.754)
DLS×TOH	0.015	0.007	2.184 (.029)	0.021	0.075	0.275 (.783)
Boys	−0.005	0.003	−1.472 (.141)	0.051	0.035	1.460 (.144)
Middle school	0.014	0.004	3.599 (<.001)	0.105	0.042	2.482 (.013)
High school	0.020	0.004	4.956 (<.001)	−0.030	0.043	−0.688 (.491)
Self-rated poor health	−0.076	0.004	−17.612 (<.001)	−0.124	0.048	−2.596 (.009)
Medium economic status	−0.021	0.006	−3.398 (.001)	0.021	0.067	0.308 (.758)
High economic status	−0.024	0.006	−3.830 (<.001)	−0.031	0.068	−0.457 (.648)
Constant	0.173	0.008	22.909 (<.001)	0.465	0.085	5.493 (<.001)
R^2, F (p)	.267, 232.403 (<.001)			.066, 40.428 (<.001)		
R^2 of interaction term, F (p)	.001, 9.008 (.003)			.0004, 2.556 (.110)		
Moderated mediation for two-parent households (BSE, BCI)	0.193 (0.016, 0.163~0.224)					
Moderated mediation for single-parent households (BSE, BCI)	0.244 (0.026, 0.195~0.295)					
Index of moderated mediation (BSE, BCI)	0.051 (0.021, 0.008~0.091)					

B: coefficient, SE: standard error, BSE: bootstrap standard error, BCI: bootstrap confidence interval.

하였다. 해당 모형의 설명력은 26.7% (R^2=.267)로 통계적으로 유의했고(F=232.403, p<.001), 해당 모형에 상호작용항을 추가하는 것이 설명력을 0.1% (R^2=.001) 통계적으로 유의(F=9.008, p<.01)하게 증가시켰다. 1단계 분석에서 상호작용항(B=0.015, p<.05)은 불안에 정적으로 유의한 영향을 보여주었다. Fig. 2는 상호작용항의 분석 결과를 보여주고 있다. 이를 통해 청소년의 일상생활 스트레스가 불안에 미치는 정적 영향이 양부모가정 청소년에 비해 한부모가정 청소년에게서 더 크게 나타남을 확인할 수 있다.

Model 8의 2단계에서 독립변수, 매개변수, 조절변수, 평균중심화된 독립변수와 조절변수의 상호작용항이 종속변수인 비자살적 자해에 미치는 영향을 분석하였다. 해당 회귀분석 모형의 설명력은 6.6% (R^2=.066)로 통계적으로 유의했고(F=40.428, p<.001), 상호작용항(B=0.021, p=.783)은 비자살적 자해에 유의한 영향을 미치지 않았다. 이러한 결과는 청소년의 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 직접적 영향은 양부모가정과 한부모가정 사이에 차이가 나지 않음을 보여준다.

PROCESS macro Model 8의 두 단계 분석을 기반으로 양부모가정과 한부모가정에 따른 불안의 조건부 매개효과를 산출한 결과가 Table 4의 하단에 제시되어 있다. 청소년의 일상생활 스트레스가 불안을 통해 비자살적 자해에 미치는 매개효과는 양부모가정의 경우 0.193 (bootstrap CI: 0.163~0.224)이었고, 한부모가정의 경우 0.244 (bootstrap CI: 0.195~0.295)였다. 이와 같이 양부모가정과 한부모가정 사이의 조건부 매개효과 사이의 차이를 검증하는 조절된 매개지수는 0.051 (bootstrap

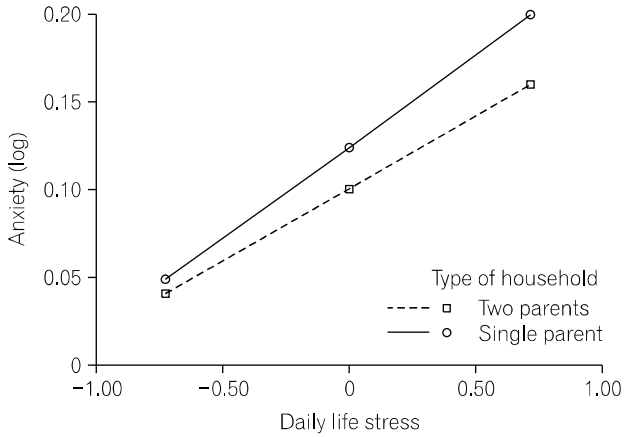

Fig. 2. Moderating effect of type of household.

CI: 0.008~0.091)이었고, 통계적으로 유의했다. 이러한 결과는 청소년의 일상생활 스트레스가 불안을 통해 비자살적 자해에 미치는 매개효과가 양부모가정에 비해 한부모가정에서 더 크게 나타남을 보여준다. 즉, 세 번째 가설 중 매개효과에서의 한부모가정 여부에 의한 차이가 지지됨을 확인하였다.

고 찰

본 연구는 청소년의 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 영향과 불안의 매개효과, 그리고 한부모가정 여부에 따른 직접적 영향과 매개효과에서의 차이 검증을 목적으로 수행되었다. 본 연구에서 분석한 결과에 대한 논의를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 청소년의 일상생활 스트레스는 비자살적 자해에 정적으로 유의한 영향을 미쳤다. 이는 중학생이나 중·고등학생을 대상으로 일상생활 스트레스와 비자살적 자해 사이의 관계를 규명한 선행연구들[16,17]의 결과와 일치하고 있다. 본 연구는 초등학교 고학년까지 포함하여 10대 전체를 아우르는 전국적 대표성을 지니는 표본을 통해 결과를 도출했다는 점에서 선행연구의 결과를 확장하고 있다. 또한 본 연구는 청소년의 비자살적 자해 행동을 일상생활 스트레스를 기반으로 설명하고 있는 이론적 틀[15]을 적용하여 경험적 결과를 도출하였다는 점에서도 기여하고 있다. 본 연구의 결과는 청소년의 비자살적 자해 문제에 개입하기 위해 이들의 일상생활 스트레스를 다루는 전략이 필요함을 시사한다.

둘째, 본 연구는 청소년의 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 영향에서 불안의 매개효과를 확인하였다. 이 같은 결과는 선행연구[20,21]에서 개별적으로 규명된 일상생활 스트레스와 불안의 관계, 불안과 비자살적 자해의 관계와 동일한 맥락으로 볼 수 있다. 나아가 본 연구는 이러한 매개효과를 하나의 모형으로 규명하였다는 점에서 선행연구의 확장에 기여하고 있다. 게다가 본 연구는 정서홍수모델[23]을 기반으로 이론적 틀을 제시하고 불안의 매개효과를 실증적으로 검증하여 청소년의 비자살적 자해의 영향 요인을 보다 구체적으로 이해할 수 있는 논리적 근거를 제공하였다. 특히 본 연구에서 불안의 완전 매개효과가 나타나 청소년의 비자살적 자해 문제에 대한 일상생활 스트레스의 영향을 차단하기 위해서는 불안 문제를 다루는 개입이 반드시 필요함을 확인하였다.

셋째, 본 연구는 청소년의 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 직접적 영향 및 불안의 매개효과를 한부모가정 여부가 조절하는지 살펴보았다. 분석 결과, 청소년의 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 직접적 영향은 양부모가정과 한부모가정 사이에 차이가 없었다. 이는 양부모가정에 비해 한부모가정 청소년이 더 높은 수준의 일상생활 스트레스나 비자살적 자해 행동을 보인다는 개별 선행연구들[10,14]의 결과와는 다소 다른 맥락으로 볼 수 있다. 즉, 일상생활 스트레스나 비자살적 자해라는 요인 각각에 있어서는 한부모가정 여부에 의한 차이가 날 수 있으나 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 영향은 양부모가정 청소년이든 한부모가정 청소년이든 관계없이 나타남을 알 수 있다.

하지만 이와 같은 결과가 청소년의 일상생활 스트레스가 비자살적 자해에 미치는 영향에 있어 양부모가정과 한부모가정에 따른 차이가 없음을 의미하지 않는다. 본 연구는 청소년의 일상생활 스트레스가 불안을 높여 비자살적 자해의 수준을 높이는 매개효과가 양부모가정에 비해 한부모가정에서 더 두드러짐을 밝혀냈다. 즉, 청소년의 일상생활 스트레스가 불안을 증가시켜 비자살적 자해 수준이 높아지는데, 이러한 불안의 매개 역할이 양부모가정과 한부모가정 사이에 차이가 나는 것이다. 양부모가정보다 한부모가정 청소년의 불안 문제가 더 심각하다는 선행연구의 결과[26]를 기반으로 해석해보면, 본 연구의 결과는 청소년 자녀가 일상생활 스트레스로 인해 불안을 경험하게 될 때 이를 완충해줌에 있어서 양부모가정에 비해 한부모가정이 환경적으로 더 불리한 상황이기 때문이라고 이해할 수 있을 것이다. 이 같은 결과는 청소년 자녀의 비자살적 자해 문제를 다루기 위해 불안 문제에 개입할 때 한부모가정을 위한 특화된 접근이 필요함을 시사한다.

본 연구에서 밝혀낸 결과들을 기반으로 청소년의 비자살적 자해 문제를 위해 다음과 같은 실천적 제언을 해볼 수 있다. 먼저, 본 연구는 전국적 대표성을 띄는 10대 청소년 표본을 분석한 결과이므로 청소년의 일상생활 스트레스 문제를 다루기 위한 정부의 제도적 개선이 필요하다는 정책적 제언을 하고자 한다. 이를 위해 10대 청소년의 정신건강 문제만을 전담하는 지원 시설을 구축하고 서비스와 인력을 확충하여 실효성을 담보할 수 있는 전국단위의 지원 기반을 마련하는 노력이 요구된다. 또한 일상생활 스트레스를 인식하는 수준이 높은 청소년의 경우 반드시 불안에 대한 진단과 적절한 개입 프로그램을 제공할 필요가 있다. 이를 위해 청소년이 선호하는 상담 방식으로 진

단 체계를 정비하고, 불안 문제를 다룰 수 있는 전문가 체계를 구축해야 한다. 마지막으로 청소년의 불안 문제에 개입할 때 한부모가정 청소년을 위한 특화된 접근을 함께 활용해야 한다. 가정 환경을 개선하는 지원이나 부모의 양육 역량을 강화하는 지원, 자녀와 부모가 함께하는 활동 지원 등을 고려해볼 수 있다.

본 연구의 결과를 활용함에 있어 다음과 같은 한계점을 고려해야 한다. 첫째, 본 연구에서 분석한 주요변수들 사이의 관계는 인과성이 성립되지 않는다. 본 연구는 횡단 자료를 활용하여 이론적으로 변수들 사이의 관계를 모형화 하였다. 둘째, 본 연구는 청소년의 일상생활 스트레스와 비자살적 자해 사이의 관계를 규명하려는 목적으로 수행되었으나 두 변수 사이의 상관관계의 강도가 약하게 나타났다. 물론 두 변수의 관계는 탄탄한 이론적 설명이 뒷받침이 되었고, 통계적으로 유의했다. 하지만 상관관계의 강도가 약하게 나타난 것은 비자살적 자해 척도상의 한계로 보인다. 10대 청소년 정신건강 실태조사의 비자살적 자해 척도는 각 문항에 대하여 경험이 있는 경우를 1로 하여 모든 문항의 총점을 사용하는 누적 척도이다. 따라서 비자살적 자해 척도가 정규분포상 문제는 없으나 다소 왼쪽으로 치우치는 분포를 보였고, 이러한 특징이 스트레스 척도 점수와 약한 상관관계를 가지도록 만든 것으로 판단된다. 그럼에도 불구하고 10대 청소년 정신건강 실태조사는 전국적 대표성을 지니는 대규모의 표본을 대상으로 비자살적 자해를 측정했다는 점에서 의의를 지닌다. 후속연구에서는 청소년의 비자살적 자해를 보다 정교하게 측정할 수 있는 도구의 개발이 시도될 필요가 있다.

Conflicts of interest

The author declared no conflict of interest.

Funding

This work was supported by the Soonchunhyang University Research Fund.

References

1. Bresin K, Carter DL, Gordon KH. The relationship between trait impulsivity, negative affective states, and urge for nonsuicidal self-injury: A daily diary study. Psychiatry Research. 2013;205:227-231. https://doi.org/10.1016/j.psychres.2012.09.033
2. Nock MK. Why do people hurt themselves? New insights into the nature and functions of self-injury. Current Directions in Psychological Science. 2009;18:78-83. https://doi.org/10.1111/j.1467-8721.2009.01613.x
3. Simeon D, Favazza AR. Self-injurious behaviors: Phenomenology and assessment. In D Simeon, E Hollander (Eds.), Self-injurious behaviors: Assessment and treatment. Arlington, VA: American Psychiatric Publishing; 2001. P.1-28.
4. Heath N, Toste J, Nedecheva T, Charlebois A. An examination of nonsuicidal self-injury among college students. Journal of Mental Health Counseling. 2008;30:137-156. https://doi.org/10.17744/mehc.30.2.8p879p3443514678
5. Park KA, Kim JY, Kang NM, Kim SJ, Yun HO. Research trends on non-suicidal self-injury in Korea: From 2000 to 2019. Studies on Korean Youth. 2020;31:213-250. https://doi.org/10.14816/sky.2020.31.3.213
6. Jeong YK, Yoo GS. Effects of self-differentiation on non-suicidal self-injury and the mediating effect of early maladaptive schema among adolescents. Korean Journal of Youth Studies. 2022;29:421-451. https://doi.org/10.21509/KJYS.2022.08.29.8.421
7. Korea Disease Control and Prevention Agency. 2022 damage type and cause statistics: An in-depth investigation of injured patients in the emergency room. Cheongju: Korea Disease Control and Prevention Agency; 2023.
8. Kim HG, Kim HJ. Factors that affect suicidal ideation among Korean adolescents by family type. Journal of the Korean Society of School Health. 2018;31:167-177. https://doi.org/10.15434/kssh.2018.31.3.167
9. Nemati H, Sahebihagh MH, Mahmoodi M, Ghiasi A, Ebrahimi H, Atri SB, Mohammadpoorasl A. Non-suicidal self-injury and its relationship with family psychological function and perceived social support among Iranian high school students. Journal of Research in Health Sciences. 2020;20:e00469. https://doi.org/10.34172/jrhs.2020.04
10. Xiao Q, Song X, Huang L, Hou D, Huang X. Global prevalence and characteristics of non-suicidal self-injury between 2010 and 2021 among a non-clinical sample of adolescents: A meta-analysis. Front Psychiatry. 2022;13:912441. https://doi.org/10.3389/fpsyt.2022.912441
11. Yoon JM, Kim JY. Validation study of the Korean version of perceived stress scale for adolescents. Korean Journal of Health Psychology. 2019;24:569-586. https://doi.org/10.17315/kjhp.2019.24.3.003
12. Lee RH. Effect of daily stress on school adjustment among children at community child centers: Mediating roles of inattention and social withdrawal. Stress. 2024;32:1-8. https://doi.org/10.17547/kjsr.2024.32.1.1
13. Min HY, Kim KH. The relationship between parents' conflict and child-rearing and school-aged children's depression in low income family and non-low income family. Journal of Families and Better Life. 2007;25:33-41.
14. Kim HJ, Lee SA. A study on the mediating effect of family resilience in the relationship between adolescent's stress and school adjustment: Comparison of single parent family and two-parent family. Journal of Youth Welfare. 2011;13:215-241.
15. Nock MK. Understanding nonsuicidal self-Injury: Origins, assessment, and treatment. Washington, DC: American Psychological Association; 2009.
16. Seong NK, Kang LY. Daily stress of adolescents and self-harm behavior: The moderation effect of cognitive emotion regulation strategies. Korean Journal of Counseling and Psychotherapy. 2016;28:855-873.
17. Kim DH, Seo DH. The association between perceived stress and non-suicidal self-injury among adolescents during the COVID-19 pandemic: The multiple additive moderating effect of family relationship and self-esteem. Korean Journal of Youth Studies. 2024;31:83-111. https://doi.org/10.21509/KJYS.2024.05.31.5.83
18. Choi KH, Lee SH, Choi YY. Development and validation of the Korean depression and anxiety scale. Seoul: Korea University; 2019.
19. Health Insurance Review & Assessment Service. Analysis of treatment status for depression and anxiety disorders over the past 5 years (2017-2021) [Internet]. Wonju: Health Insurance Review & Assessment Service [cited 2024 October 10]. Available from: https://www.hira.or.kr/bbsDummy.do?pgmid=HIRAA020041000100&brdScnBltNo=4&brdBltNo=10627
20. Kwon YS. The moderating effect of happiness on the relation between stress and generalized anxiety in adolescents. Journal of the Korean Applied Science and Technology. 2023;40:1437-1444. https://doi.org/10.12925/jkocs.2023.40.6.1437
21. Lee SJ, Kim JN. The effects of emotional abuse on non-suicidal self-injury in adolescents: The double mediating effects of early maladaptive schema and emotion dysregulation. Korean Journal of Counseling and Psychotherapy. 2020;32:1715-1741. https://doi.org/10.23844/kjcp.2020.11.32.4.1715
22. Bang SY, Choi SH, Hwang HJ. Impact of psychological and behavioral variables of parents from low income families upon children's problematic behaviors: Comparison between two-parent families and single-parent families. Journal of Korean Child Care and Education. 2013;9:157-179. https://doi.org/10.14698/jkcce.2013.9.5.157
23. Selby EA, Joiner Jr. TE. Cascades of emotion: The emergence of borderline personality disorder from emotional and behavioral dysregulation. Review of General Psychology. 2009;13:219-229. https://doi.org/10.1037/a0015687
24. Ministry of Gender Equity and Family. A study on the status of sole-parent families in 2021. Seoul: Ministry of Gender Equity and Family; 2021.
25. Statistics Korea. 2022 population and housing census. Daejeon: Statistics Korea; 2023.
26. Chang HL, Lee RH. The influence of COVID-19-induced household economic deterioration on academic achievement through daily stress among adolescents: Focusing on the comparison of single and two parents households. Journal of School Social Work. 2022;57:1-24. https://doi.org/10.20993/jSSW.57.1
27. Amato PR, Keith B. Parental divorce and adult well-being: A meta-analysis. Journal of Marriage and the Family. 1991;53:43-58. https://doi.org/10.2307/353132
28. Yang SJ. The influence of parental gender on adolescent depression in single-parent families: Mediating effect of parent-child functional communication [master's thesis]. Seoul: Yonsei University; 2013.
29. Hetherington EM, Stanley-Hagan M. The adjustment of children with divorced parents: A risk and resiliency perspective. Journal of Child Psychology and Psychiatry. 1999;40:129-140. https://doi.org/10.1111/1469-7610.00427
30. Steinhauer PD, Santa-Barbara J, Skinner H. The process model of family functioning. Canadian Journal of Psychiatry. 1984;29(2):77-88. https://doi.org/10.1177/070674378402900202
31. Sabatelli RM, Bartle SE. Survey approaches to the assessment of family functioning: Conceptual, operational, and analytical Issues. Journal of Marriage and Family. 1995;57:1025-1039. https://doi.org/10.2307/353420
32. Chang HL, Lee RH. The influence of COVID-19-induced household economic deterioration on academic achievement through daily stress among adolescents: Focusing on the comparison of single and two parents households. Journal of School Social Work. 2022;57:1-24. https://doi.org/10.20993/jSSW.57.1
33. Choi JW, Moon HY, Jun JN, Park YC. Korean teenagers' mental health status. Sejong: National Youth Policy Institute; 2021.
34. Kim SJ, Woo SB, Koo HJ, Lee JS. Validation of the Korean version of the Self-Harm Inventory (K-SHI). Cognitive Behavior Therapy in Korea. 2019;19:205-228. https://doi.org/10.33703/cbtk.2019.19.2.205
35. Kim SH, Park K, Yoon S, Choi Y, Lee SH, Choi KH. A brief online and offline (paper-and-pencil) screening tool for generalized anxiety disorder: The final phase in the development and validation of the Mental Health Screening tool for Anxiety disorders (MHS: A). Frontiers in Psychology. 2021;12:418. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.639366
36. Hayes AF. Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based perspective (3rd ed.). New York: The Guilford Press; 2022.