

청소년 대상 한국판 자해기능 평가지(FASM) 타당화 및 단축형 개발 연구*

이화정¹⁾ 김시형¹⁾ 박은서²⁾ 신재욱³⁾ 지혜림²⁾ 김지윤⁴⁾ 이동훈^{5)*}

¹⁾성균관대학교 교육학과 박사 ²⁾성균관대학교 교육학과 석사과정

³⁾성균관대학교 교육학과 박사과정 ⁴⁾협성대학교 웨슬리창의융합대학 교수

⁵⁾성균관대학교 외상심리건강연구소, 교육학과 교수

본 연구는 청소년의 비자살적 자해의 기능을 평가하기 위해 한국판 자해기능 평가지(The Functional Assessment of Self-Mutilation [FASM])를 타당화하고, 단축형 및 초단축형을 개발하는 것을 목적으로 하였다. 분석 대상은 최근 12개월 내 자해 경험이 있고 자살의도가 없는 것이 확인된 청소년 377명을 선별하였으며 탐색적 요인분석(EFA), 확인적 요인분석(CFA), Rasch 평정척도모형을 활용하여 척도의 구조적 타당성과 신뢰도, 문항의 적합성을 검토하였다. 분석 결과, FASM은 사회정적 강화, 내적 강화, 사회부적 강화의 3요인 구조로 확인되었으며, 총 17문항이 최종 선정되었다. 또한, 각 요인별 대표 문항을 선별하여 9문항의 단축형과 6문항의 초단축형을 개발하였다. 단축형과 초단축형은 원척도와 높은 상관을 보였으며, 세 척도 모두 신뢰도와 수렴·준거 타당도가 확보되었다. 이러한 결과는 한국 청소년 집단에서 FASM이 자해 행동의 기능적 특성을 간결하고 신뢰성 있게 평가할 수 있는 도구임을 시사하며, 임상 현장과 학교, 지역사회에서의 조기 개입 및 디지털 기반 정신건강 서비스 개발에 활용될 수 있음을 보여준다.

주요어 : 청소년, 비자살적 자해, 자해기능 평가지, 타당화, 단축형

* 본 연구는 2021년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 작성된 원고임
(NRF-2021S1A3A2A02089682).

† 교신저자 : 이동훈, 성균관대학교 교육학과 교수, 외상심리건강연구소 소장, 03063, 서울시 종로구 성균관로 25-2 호암관 51112호, Tel: 02-760-0558, E-mail: dhlawrence05@gmail.com



Copyright ©2026, The Korean Counseling Psychological Association
This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://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.

비자살적 자해(non-suicidal self-injury)는 ‘자살 의도 없이 고의성을 가지고 직접적으로 자신의 신체를 훼손하는 행위’로 정의되며, 죽고자 하는 목적 없이 수행된다는 점에서 자살적 자해와는 명확히 구분된다(Nock, 2010; Nock & Favazza, 2009). 날카로운 도구로 피부를 베거나 긁는 직접적인 행위가 대표적이며 이 외에 일부러 상처를 방지하거나 피부에 화상을 입히는 등의 간접적인 방법도 포함된다(Klonsky, 2011; Klonsky & Muehlenkamp, 2007). 비자살적 자해는 주로 청소년기에 시작되며 특히 15~16세에 가장 높은 발생률을 보인다(Lim et al., 2019; Moran et al., 2012). 비자살적 자해 유병률을 연구한 Xiao 등(2022)에 따르면, 청소년기 비자살적 자해의 평생 유병률은 22.0%, 12개월 유병률은 23.3%로 전 세계적으로 높은 수준에 달한다. 더욱이 최근 비자살적 자해의 초발 연령이 점차 낮아지는 양상이 보고되고 있어 보다 면밀한 주의가 요구된다. 국내 연구에서는 평균 발병 연령이 초등학교 6학년인 12.43세로 나타났으며(Son et al., 2021), 미국에서도 9~10세 시기에 높은 비율의 비자살적 자해가 보고되었다(Burke et al., 2023). 또한, 다수의 선행 연구에서 상당수의 청소년이 하나 이상의 방법을 사용하여 반복적으로 자해하는 경향을 보이는 것으로 나타나(김지윤 등, 2020; Poudel et al., 2022; Xiao et al., 2022), 비자살적 자해에 대한 사회적 관심이 지속적으로 증대되고 있다. 이러한 발병 시기의 조기화와 다수의 자해 방법 사용은 평생 자해 빈도와 위험성을 높이는 것으로 보고되고 있으며(Brager-Larsen et al., 2022), 이는 단순한 일시적 행동으로 치부하기 어려운 중대한 정신건강 문제로 인식되고 있다.

최근 연구들은 비자살적 자해가 COVID-19

팬데믹 이후 더욱 심화되는 양상을 보이고 있음을 보고하고 있다. 팬데믹 시기의 급격한 환경 변화는 청소년의 사회적 고립감, 우울·불안, 학업 스트레스 등 심리적 불안 요인을 증대시켜 비자살적 자해의 발생 위험을 높인 것으로 나타났다(Liu et al., 2023; Zetterqvist et al., 2023; Zhou et al., 2024). 국내 연구에서도 유사한 경향이 확인되었는데, 오새봄 등(2021)의 연구에 따르면, 팬데믹 이후 비자살적 자해로 응급실을 방문한 소아·청소년의 비율이 유의미하게 증가했다고 밝혔다. 또한, 2024년에 만 9세에서 18세 이하 위기청소년 4,627명을 대상으로 ‘최근 1년간 자해를 시도해본 경험 있나’는 질문에 응답한 청소년의 비율이 5명 중 1명꼴인 21.5%로 지난 2021년 대비 2.8% 증가하였다(여성가족부, 2025). 이러한 추세는 팬데믹 이후에도 비자살적 자해가 지속적으로 증가하고 있음을 시사한다. 특히 비자살적 자해의 심각성과 반복성이 높아질수록 장기적인 정신건강이 악화될 가능성이 크며, 이러한 행동은 자살 행동을 포함한 다양한 위험 감수 행동의 발생 위험을 높여 청소년기의 발달 전반에 부정적인 영향을 미칠 수 있다(Brown & Plener, 2017). 따라서 청소년기의 비자살적 자해를 조기에 식별하고 신속하게 개입할 수 있는 신뢰롭고 타당한 평가도구의 개발과 이를 기반으로 한 실질적인 대책 마련이 시급하다.

앞서 살펴본 바와 같이 비자살적 자해는 최근 들어 발생 빈도와 심각성이 점차 심화되는 추세를 보이고 있어 이를 체계적으로 이해하고 개입하기 위한 학문적·실천적 노력이 절실하다(이보라 등, 2024). 과거에는 비자살적 자해가 경계선 성격장애(Borderline Personality Disorder [BPD])의 진단 기준 중 하나로 포함되

어(American Psychiatric Association, 1994), 특정 정신 건강 문제에 의해 부수적으로 발생하는 충동적인 행동으로 인식되었다. 그러나, Diagnostic and statistical manual of mental disorders(5th ed.; DSM-5; American Psychiatric Association, 2013)에서는 비자살적 자해를 ‘추가 연구가 필요한 진단 범주(Condition for Further Study)’로 명시하고, 1년 이내 5회 이상의 반복적인 자해 행동을 진단 기준으로 포함하였다. 나아가 Diagnostic and statistical manual of mental disorders (5th ed., text rev.; DSM-5-TR; American Psychiatric Association, 2022)에서는 별도의 임상 코드를 부여함으로써, 심리적 동기에 의해 반복적으로 나타나는 독립된 증상으로 인정하였다. 이러한 변화의 배경에는 비자살적 자해가 단순히 충동적으로 발생하는 부적응적 대처행동이 아닌 정서 조절, 분노 표출, 안정감 추구, 대인관계 유지, 사회적지지 확보 등 다양한 심리·사회·환경적 기능을 지닌 반복적 행동이라는 인식의 확장으로부터 비롯되었다(Klonsky, 2007; Klonsky et al., 2014; Nock & Prinstein, 2004). 따라서 비자살적 자해를 이해하고 평가하기 위해서는 행위의 빈도나 형태뿐 아니라 그 이면의 다차원적인 요인들을 종합적으로 파악하는 것이 선행되어야 하며, 이러한 접근은 맞춤형 개입 전략 수립, 예방 프로그램 개발, 나아가 정책·제도 개선을 위한 핵심 기반이 된다.

이러한 연구 흐름에 따라 비자살적 자해의 특성 및 양상을 규명하고 평가하기 위한 다양한 척도가 개발되어 활용되어왔다. 비자살적 자해 행동 특성과 심각도를 측정하는 자기보고식 척도로는 알렉시안 브라더스 자해 평가(Alexian Brothers Assessment of Self-Injury [ABASI]; Washburn et al., 2015), 비자살성 자해

평가도구(The Non-Suicidal Self-Injury Assessment Tool [NSSI-AT]; Whitlock et al., 2014), 자해행동 설문지(Self-Harm Behavior Questionnaire [SHBQ]; Gutierrez et al., 2001), 오타와 자해 도구(Ottawa Self-Injury Inventory [OSI]; Cloutier & Nixon, 2003), 자해 질문지(Self-Injury Questionnaire [SIQ]; Alexander, 1999), 고의적 자해 행동 척도(Deliberate Self-Harm Inventory [DSHI]; Gratz, 2001), 자해 척도(Self-Harm Inventory [SHI]; Sansone et al., 1998) 등이 있다. 자해의 기능적 동기를 평가하는 척도에는 자해 척도(Inventory of Statements About Self-Injury [ISAS]; Klonsky & Glenn, 2009), FASM, 자해 이유 질문지(Self-Harm Reasons Questionnaire [SHRQ]; Lewis & Santor, 2008)가 포함된다. 이 중 국내에서 주로 사용되는 척도는 SHI, DSHI, FASM이다(성요안나 등, 2019). 자해척도(SHI)는 최근 6개월 내 이루어진 자해 행동을 측정하기 위해 개발된 22문항의 도구로, 비교적 단시간 내에 자해 행동의 양상을 파악할 수 있고 경계선 성격장애에 대한 유의미한 예측력을 제공한다. 다만, 대부분의 문항이 자해의 유형이나 빈도에만 초점을 맞추고 있어 비자살적 자해를 유발하는 다양한 심리사회적 기능에 대한 탐색에는 제한이 따른다. 두 번째로 고의적 자해 행동 척도(DSHI)는 의도적인 자해 행동 경험을 묻는 17문항의 자기보고식 척도로 구체적인 자해 행동 유형을 파악할 수 있다는 점에서 유용하지만, 문항이 주로 가시적인 신체적 손상에 한정되어 있어 비자살적 자해의 동기나 기능적 측면을 포괄하지 못한다는 한계가 있다.

반면 앞서 언급한 한계를 보완함과 동시에 자해 행동에 대한 방법과 빈도, 자해 관련 요인, 자해 행동 동기에 대해 체계적으로 평가

할 수 있는 척도로는 자해기능 평가지(FASM)가 있다. FASM은 Lloyd(1997)이 자해 행동을 다차원적으로 평가하기 위해 개발한 척도로 총 39문항이며, 세 가지 영역으로 구성되어 있다. 첫 번째 영역은 자해 행동의 방법 및 빈도, 치료 여부 등을 묻는 문항, 두 번째 영역은 자해 시 경험한 고통이나 약물복용 여부 등 자해 행동 관련 요인을 묻는 문항, 세 번째 영역은 자해 동기를 묻는 문항으로 구성되어 있다. 세 가지 영역 중 요인분석이 필요한 영역은 자해 동기를 묻는 세 번째 영역이다. Lloyd(1997)는 FASM을 통해 자해 동기를 도피/회피(escape), 긴장 완화(tension reduction), 외적 강화(external reinforcement), 자극 추구(self-stimulation)의 네 가지 요인으로 범주화하였다. 이후 Nock과 Prinstein(2004)은 이러한 경험적 기반을 토대로 행동주의적 관점에서 자해 행동의 심리적 기능을 이론적으로 설명하는 4요인 기능 모델(four function Model [FFM])을 제시하였다. FFM은 강화의 대상(자동적 혹은 사회적)과 강화의 유형(부적 혹은 정적)의 두 차원에 따라 자해 기능을 네 가지로 설명한다. ‘자동적 부적 강화(Automatic Negative Reinforcement [ANR])’는 불안, 분노, 걱정 등 내면의 부정적 감정을 완화하기 위해 자해하는 경우이다. ‘자동적 정적 강화(Automatic Positive Reinforcement [APR])’는 고통이나 생존감 등 강한 자극 또는 심리적 안정감을 얻기 위해 자해하는 경우에 해당한다. ‘사회적 부적 강화(Social Negative Reinforcement [SNR])’는 부모, 교사, 친구 등 사회적 관계에서 부담되거나 두려운 상황을 회피하기 위해 자해하는 경우를 말한다. 마지막으로 ‘사회적 정적 강화(Social Positive Reinforcement [SPR])’는 주변의 관심이나 지지를 얻기 위해 자해하는 경

우이다.

이후 FASM이 측정하는 자해기능의 하위요인 구조를 규명하기 위한 연구가 지속적으로 수행되어 왔다. 이란의 중·고등학생을 대상으로 한 연구에서는 기존 4요인 구조가 그대로 재현되어 원척도의 구조적 안정성을 입증하였다(Izadi-Mazidi et al., 2019). 반면, 다양한 문화권과 연구대상 특성에 따라 FASM의 요인 구조가 상이하게 나타나는 것으로 확인하였다. 예컨대 홍콩의 고등학생을 대상으로 한 연구에서는 ‘정서 조절’, ‘사회적 영향’, ‘사회적 회피’의 3요인 구조가 도출되었으며, 이는 원척도에서 제시된 자동적 부적 강화와 정적 강화 기능이 하나의 ‘정서 조절’기능으로 통합되었다는 점에서 차이를 보인다(You et al., 2013). 스웨덴의 비자살적 자해 경험이 있는 고등학생을 대상으로 한 연구에서는 ‘사회적 기능’, ‘정서 조절 기능’, ‘비순응적 또래 동일시’의 3요인 구조와, ‘비순응적 또래 동일시’를 ‘요구 회피’와 ‘또래 동일시’로 세분화한 4요인 구조가 나타났다. 특히 ‘비순응적 또래 동일시’는 또래 집단과의 정체성 공유 또는 사회 규범에 대한 저항을 목적으로 하는 자해를 설명하는 새로운 요인으로 제안되었다(Dahlström et al., 2015). 미국의 비자살적 자해 치료 프로그램에 참여한 11~73세의 대규모 임상 환자들을 대상으로 한 연구에서는 ‘개인 내적 기능’과 ‘사회적 기능’으로 구성된 2요인 구조가 도출되었다(Klonsky et al., 2015). 국내에서 대학생들을 대상으로 진행한 타당화 연구에서는 ‘개인 내적 동기’와 ‘사회적 동기’ 2요인 구조가 적합한 것으로 나타났다(권혁진, 권석만, 2017).

이와 같은 요인구조의 차이는 기능 간 구분의 모호성, 문화적 맥락의 차이, 표집 대상의

특성 등에 기인한 것으로 짐작된다. 일부 연구들에서는 기능 간 경계가 뚜렷하지 않아 개인 내적 기능과 사회적 기능이 혼재되어 나타나는 결과가 반복적으로 보고되었으며(권혁진, 권석만, 2017; Dahlström et al., 2015; You et al., 2013), 대부분의 FASM 타당화 연구는 개인의 개성과 자율성을 중시하는 서구권에서 수행되어 공동체와 집단 정체성을 중시하는 아시아권의 문화적 특성을 충분히 반영하지 못하는 한계가 있다(You et al., 2013). 이에 따라, 국내에서도 서울 소재 대학생을 대상으로 타당화 연구가 진행되었다(권혁진, 권석만, 2017). 그러나 대학생과 달리 사회적 기술과 언어적 능력이 미흡한 10대 청소년들의 경우, 자신의 감정을 표현하지 못하는 상황에서 자해 행동을 시도하며(Bundark & Crowe, 2000), 술과 담배 등의 대안적 스트레스 해소 방법들에 접근하기 어렵기 때문에 발달적·환경적 특성이 상이한 청소년 집단에 직접 적용하기에는 다소 어려움이 따른다(권혁진, 권석만, 2017). 따라서 기존 한국판 FASM이 국내 청소년의 자해기능 평가에도 효과적인 척도인지를 검증하는 후속 타당화 과정이 필요할 것으로 보인다.

더 나아가, 청소년의 경우 정서 및 사고를 언어로 구조화하여 표현하는 능력이 충분히 성숙되지 않았기 때문에 면담 기반 접근 혹은 현재 학교 및 상담 장면에서 활용되고 있는 횡수 혹은 유형을 중심으로 스크리닝하는 도구만으로는 자해 행동의 심리적 동기나 기능적 맥락을 충분히 설명하지 못한다는 한계가 지적되어 왔다(Aspeqvist et al., 2024; Hooley et al., 2020). 특히, 학교 장면에서의 선별 및 초기 개입 상황에서는 비자살적 자해 경험을 말로 설명하기 보다는 자해의 기능을 간결하게

탐색할 수 있는 구조화된 자기보고형 평가도구의 필요성이 지속적으로 제기되고 있다(김지윤, 이동훈, 2019; 신현숙, 염시창, 2017). 실제 평가 장면에서도 문항 수가 과도하게 많으면 정서적·인지적 부담으로 인해 응답의 진실성이 저하될 수 있으며(Andreadis & Kartsounidou, 2020), 특히 청소년기 비자살적 자해는 사회적 낙인과 수치심 등으로 인해 은폐되는 경우가 많다(Mirichlis et al., 2024) 간단하면서도 신뢰도 높은 도구의 개발이 더욱 강조된다. 이때, 문항 수를 축소시키기 위한 방법으로 단축형과 초단축형을 타당화 하는 방법이 있다. 단축형은 대규모 학교 선별, 상담 현장 모니터링 상황에서 사용되며, 안정적인 요인 식별을 위해 요인당 최소 3문항을 확보한다(Marsh et al., 1998). 반면 초단축형은 응급 상황, EMA 반복측정 상황에서 신속한 1차 스크리닝을 목적으로 개발하며, 요인당 1~2문항으로 구성한다(Brailovskaia et al., 2024). 그러나 현재까지 FASM 척도의 단축형은 보고된 바가 없으며, 기존의 타당화 연구는 대부분 고전검사이론(Classical Test Theory [CTT])에 기반하여 요인분석과 신뢰도를 검증해왔다. 이러한 통계적 분석 방법은 척도의 구조적 타당성을 검증하고 높은 요인 계수를 보이는 문항을 선별하는데 유용하지만, 개별 문항이 연구 대상자의 특성을 어떤 수준에서 반영하는지에 대한 세밀한 정보를 제공하지 못한다는 한계가 있다(서동기 등, 2019). 이러한 점에서 최근에는 문항반응이론(Item Response Theory [IRT])을 활용한 단축형 척도 개발이 활발히 이루어지고 있다(박민애, 손원숙, 2018; 이정아 등, 2023). 문항반응이론은 문항 단위에서 난이도와 변별도 정보를 제공하여, 각 문항이 연구 대상자의 잠재 특성을 어느 수준에서 가장 잘 반

영하는지를 명확히 보여준다는 장점이 있다 (서동기 등, 2019). 특히 Rasch 평정척도모형 (Rating Scale Model [RSM])은 문항 간 비교 가능성을 보장하고, 측정 불변성을 확보할 수 있어 단축형 개발에 적합하다(신현숙, 염시창, 2017; 이정아 등, 2023). 이에 따라, 기존 고전 검사이론의 한계를 보완함과 동시에, 현장의 상황에 따라 FASM 사용의 선택지를 넓히기 위해 단축형 척도와 초단축형 척도의 개발이 요구된다.

따라서, 본 연구에서는 Lloyd(1997)가 개발한 FASM의 한국판 청소년용 단축형 척도를 개발 및 타당화하는 것을 목적으로 한다. 구체적으로는 비자살적 자해에 해당하는 최근 1년 이내 자해 경험이 있고 자해의도가 없는 청소년을 대상으로 탐색적 요인분석과 확인적 요인 분석을 실시하여 척도의 요인구조를 확인하고, 문항반응이론을 적용하여 문항 적합성을 확인하고 청소년용에 적합한 단축형 척도를 개발할 것이다. 나아가, 신뢰도와 타당도를 검증하여 비자살적 자해의 기능적 특성을 간결하고 신뢰성 있게 평가할 수 있는 도구를 제시하고자 한다.

연구문제 1. 청소년을 대상으로 분석한 FASM의 요인구조는 어떠한가?

연구문제 2. Rasch모형을 이용해 분석한 FASM의 응답범주와 문항적합도는 타당한가?

연구문제 3. 청소년을 대상으로 개발한 FASM 단축형과 초단축형의 신뢰도와 타당도는 적합한가?

방 법

자료수집 및 연구대상자

본 연구는 2022년 3월부터 7월까지 약 4개월에 걸쳐, 국내 청소년들 사이에서 폭넓게 사용되는 익명 기반 고민 공유 애플리케이션을 통해 온라인 설문조사 방식으로 수집된 자료를 사용하였다. 해당 애플리케이션은 총 다운로드 수 약 90만 건, 일일 활성 사용자 약 1만 명을 기록하고 있으며, 전체 사용자의 약 94%가 9세에서 24세 사이로, 본 연구의 표집 대상과 밀접하게 부합한다. 설문은 약 30분간 진행되었으며, 참여자에게는 온라인 강의 수강, 아바타 꾸미기, 상품권 교환 등에 사용할 수 있는 소정의 포인트가 보상으로 제공되었다.

참여자 모집은 애플리케이션에 접속 시 첫 화면에 자동으로 표시되는 공지 팝업을 통해 이루어졌으며, 설문 참여 링크를 클릭한 후 연구 목적과 개인정보 보호 방침에 대한 설명을 확인하고, 연구 참여에 대한 본인의 동의와 함께 보호자의 동의가 모두 확보된 경우에만 설문이 진행되었다. 보호자 동의 절차는 보호자의 휴대전화로 설문 내용을 안내한 뒤, 성명, 주민등록번호, 휴대전화 번호를 입력하고 인증번호를 확인하는 방식으로 이루어졌다. 또한 설문을 진행하는 동안 심리적 불편감이 발생하는 경우, 즉시 중단할 수 있으며 어떤 불이익도 발생하지 않음을 사전에 명확히 안내하였다. 또한 모든 응답은 익명으로 수집되었으며, 수집된 데이터는 암호화되어 연구 목적 외에는 사용되지 않음을 고지하였다. 아울러, 설문 응답 과정에서 심리적 불편을 경험할 수 있는 청소년을 고려하여, 정신건강센터, 청소년 복지기관, 자살예방 핫라인, 가족 지원 기관 등 심리적 지원 자원에 대한 정보를 함

게 제공하였다. 특히, 즉각적인 도움이 필요한 경우를 대비하여 24시간 운영되는 위기 대응 핫라인의 연락 방법을 함께 안내하였다. 본 연구는 소속 기관의 생명윤리위원회의 심의 및 승인을 받은 후 실시되었으며 (SKKU-2021-12-012-001), 원 승인 범위의 1차 연구로써 진행되었다.

총 1,128명이 설문에 참여하였으며, 문항에 연속적으로 같은 응답을 하는 등 불성실한 응답으로 판단된 165명이 제외되었다. 이들을 제외한 963명 중 본 연구의 목적에 따라, 최근 12개월 내 자해경험이 없는 240명, 청소년 연령 기준(10-19세)에 부합하지 않는 63명, 자살 의도를 보고한 283명을 추가로 제외하였다. 그 결과, 다음의 모든 기준을 충족한 377명이 최종 분석 대상으로 선정되었다. 이들의 인구통계학적 특성은 다음과 같다. 성별은 남성이 21명(5.6%), 여성이 356명(94.4%)으로, 여성 참여자의 비율이 압도적으로 높았다. 학력은 중학교 재학생이 215명(57.0%)으로 가장 많았고, 고등학교 재학생 125명(33.2%), 초등학교 재학생 26명(6.9%), 학업중단 7명(1.9%), 기타(홈스쿨링 등) 4명(1.1%)의 순으로 나타났다. 거주 지역 규모는 ‘구·동’ 지역 거주자가 289명(76.7%)으로 대다수를 차지하였으며, ‘읍·면·리’ 지역 거주자는 88명(23.3%)이었다. 거주형태는 양부모와 함께 거주하는 경우가 281명(74.5%)으로 가장 많았고, 한부모 가정이 61명(16.2%), 조부모 거주 9명(2.4%), 친척집 거주 2명(0.5%), 기타 24명(6.4%)로 나타났다. 경제수준의 경우, 본인이 인식한 생활수준이 ‘중산층’이라고 응답한 참여자가 255명(67.6%)으로 가장 많았으며, ‘중산층 이하’는 80명(21.2%), ‘중산층 이상’은 42명(11.1%)이었다. 종교 유무에 있어서는 ‘없음’이라고 응답한 참여자가

290명(76.9%)으로 다수를 차지했으며, ‘있음’은 87명(23.1%)이었다. 최종 연구대상자 377명은 무작위 분할 방식으로 두 집단으로 나누어 탐색적 요인분석(EFA)은 188명을, 확인적 요인분석(CFA)은 나머지 189명을 대상으로 수행하였다.

측정 도구

자해기능(FASM)

본 연구에서는 자해 기능을 평가하기 위해 Lloyd(1997)가 개발한 FASM을 사용하였다. FASM은 비자살적 자해 행동을 평가하는 자기 보고형 척도로, 총 세 부분으로 구성된다. 첫째, 지난 1년간의 자해 행동의 유형과 빈도를 묻는 항목, 둘째, 자해 시점, 자살 의도 여부, 충동성, 자해 시 약물 복용 여부, 자해 시 통증 정도, 첫 자해 시점을 묻는 경험한 자해의 특성을 묻는 6개 항목, 셋째, 비자살적 자해의 동기 및 목적을 묻는 22문항으로 구성되어 있으며, 동기 및 목적을 묻는 문항은 4점 리커트 척도(0점: 전혀 해당 없음 ~ 3점: 자주 해당)로 구성되었다.

본 연구에서는 동기 및 목적 파트 22문항에 대한 요인분석과 문항분석을 실시하였다. 본 척도의 한국어판은 대학생들을 대상으로 타당화한 권혁진과 권석만(2017)의 번안 내용을 기반으로 번역과 역번역 과정을 진행하였다. 척도 번역은 첫째, 자해 관련 연구를 지속적으로 수행한 한국 미국 이중언어자 박사 과정 연구원 2인이 번역을 진행한 뒤, 두 개의 번역자료를 통합하여 수정 번역안을 제작하였다. 둘째, 자해 관련 연구를 지속적으로 수행한 교수 1인이 수정 번역안에 대한 역번역을 진행하였다. 셋째, 이중언어자 박사 과정 연구원 2

인이 역번역 결과물과 원척도를 비교하여 수정 번역안이 원척도 문항의 개념을 동일하게 측정하는지 확인하였다. 넷째, 문항의 안면타당도를 검토하기 위해 자해 연구 경력이 있는 교수 1인, 박사 과정 연구원 3인, 석사 과정 연구원 2인으로 구성된 6인 전문가 패널을 구성하였다. 전문가들은 각 문항의 목표영역 대표성·명료성·문화적 적합성을 독립적으로 확인하였다. 다섯째, 이를 30명의 석박사 과정 생들을 대상으로 소규모 시행 및 면담을 진행하여 최종 수정을 진행하였다. 이와 같은 과정에서 원척도가 측정하려는 내용과 일치하면서도 한국 청소년에게 자연스럽고 익숙한 표현으로 내용을 구성하고자 하였다. 예를 들어, 2번 문항에서 ‘완화시키기 위해’의 표현을 ‘줄이기 위해’로 변경함으로써 해석 난이도를 완화하였으며, 3번 문항에서 ‘주의를 끌기 위해’의 표현을 ‘관심 받기 위해’로 변경함으로써 청소년에게 익숙한 표현을 반영하였다.

자존감(RSE)

본 연구에서는 자존감을 측정하기 위해, Rosenberg(1965)가 개발한 자존감 척도(RSE)를 전병재(1974)가 한국어로 번안한 버전을 사용하였다. 본 척도는 4점 리커트 척도로 구성된 10문항이며, 총점은 10~40점 사이로, 점수가 높을수록 높은 자존감을 의미한다. 전병재(1974)의 연구에서 신뢰도는 $\alpha=.86$ 이며, 본 연구에서는 $\alpha=.83$ 이었다.

긍정적 자동적 사고(ATQ-RP)

본 연구에서는 긍정적 자동적 사고를 측정하기 위해, Kendall 등(1989)이 개발한 Positive Automatic Thoughts Questionnaire-Revised(ATQ-RP)를 허소영과 김정(2020)이 한국어로 타당화한

버전을 사용하였다. 인지적 요소 7문항, 정서적 요소 3문항의 총 10문항으로 구성되며, 5점 리커트 척도로 지난 1주일간 해당 사고가 얼마나 자주 떠올랐는지를 평가한다. 총점은 10~50점이며 점수가 높을수록 긍정적 사고 빈도가 높음을 나타낸다. 원척도의 신뢰도는 $\alpha=.93$, 본 연구에서는 $\alpha=.91$ 이었다.

부정적 자동적 사고(ATQ-N SF)

본 연구에서는 부정적 자동적 사고를 측정하기 위해, Hollon과 Kendall(1980)이 개발한 부정적 자동사고 척도(ATQ-N)의 단축형 버전(ATQ-N Short Form)를 허소영과 김정(2020)이 한국어로 타당화한 버전을 사용하였다. 3개 하위요인(현실 불만족 4문항, 부정적 자기상 및 기대 3문항, 무기력·의욕상실 2문항)으로 총 9문항이며, 5점 리커트 척도로 구성된다. 총점은 9~45점이며 점수가 높을수록 부정적 사고가 빈번함을 의미한다. 신뢰도는 Hollon과 Kendall(1980)의 연구에서 $\alpha=.93$, 본 연구에서는 $\alpha=.93$ 이었다.

자살위험성(SBQ-R)

본 연구에서는 자살사고 및 행동을 측정하기 위해 Osman 등(2001)이 개발한 Suicide Behaviors Questionnaire-Revised (SBQ-R)을 한국어로 번안하여 사용하였다. 이 척도는 자살계획, 자살사고 경험, 관련 소통, 미래 자살 행동 가능성 등 4문항으로 구성되며, 총점은 3~18점이다. 점수가 높을수록 자살위험성이 높음을 의미한다. 신뢰도는 Osman 등(2001)의 연구에서 $\alpha=.87$, 본 연구에서는 $\alpha=.77$ 로 나타났다.

사회적 문제해결(SPSI-R-SF)

본 연구에서는 사회적 문제해결 전략을 측

정하기 위해 D’Zurilla 등(2002)이 개발한 Social Problem-Solving Inventory-Revised-Short Form (SPSI-R-SF)을 김동현 등(2013)이 국내 타당화한 버전을 사용하였다. 본 척도는 긍정적 문제지향(PPO), 부정적 문제지향(NPO), 합리적 문제해결(RPS), 충동적/부주의한 문제해결(ICS), 회피적 문제해결(AS) 등 총 5개 하위척도, 24문항으로 구성되며, 5점 리커트 척도로 구성된다. 신뢰도는 원척도에서 각각 $\alpha=.73 \sim .80$, 본 연구에서는 $\alpha=.73 \sim .86$ 범위로 나타났다.

분석 방법

본 연구에서는 비자살적 자해 경험이 있는 청소년 377명을 대상으로 FASM의 자해기능에 대한 요인구조를 확인하기 위해 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 실시하였다. 이때, 최종 연구대상자 377명을 대상으로 무작위 분할 방식을 활용해 두 집단으로 분류하였고, 탐색적 요인분석은 188명을, 확인적 요인분석은 189명을 대상으로 수행하였다. 문항범주와 요인별 문항 적합성을 검토하기 위해 Rasch 모형을 이용하여 문항반응을 확인하였다. 이후, 요인분석과 Rasch 모형평가의 결과를 종합하여 단축형과 초단축형을 구성하였으며 신뢰도와 타당도를 확인하였다. 구체적인 분석 절차는 다음과 같다. 첫째, 참여자의 인구사회학적 및 자해 관련 특성을 파악하기 위해 빈도분석을 수행하였다. 둘째, 변인의 정규성을 확인하기 위해 왜도와 첨도를 산출하였으며, Kline(2023)의 기준(왜도<3, 첨도<10)을 적용하였다. 셋째, 요인분석 적합성을 판단하기 위해 Bartlett 구형성 검정 및 KMO 지수를 산출하였다 (Fabrigar et al., 1999). 넷째, 추출방식을 주축 요인 추출(principal axis factoring [PAF]), 회전방

식은 사각회전 방식인 Geomin-Q로 설정하여 고유값 추출 및 평행분석을 통해 요인 수를 결정하였으며, 평행분석은 시뮬레이션 데이터의 고유값과 실제 데이터의 고유값을 비교하여 실제 데이터의 고유값이 시뮬레이션 데이터의 고유값보다 낮아지는 시점을 적절한 요인 수로 결정하였다(Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011). 이후 요인 해석 가능성과 요인부하량을 고려해 최적 요인 수를 결정하였다. 요인부하량은 .40이하, 교차부하량은 .10을 기준으로 적합하지 않은 문항을 제외하였다. 다섯째, 확인적 요인분석은 최대우도추정법을 적용하였으며, 적합도 평가지표로 CFI, SRMR, RMSEA 등을 사용하였다(Hu & Bentler, 1999). 여섯째, Rasch 평정모형(Andrich, 1978)을 사용하여 응답 범주 검토와 문항적합도(Infit/Outfit)를 토대로 문항적합성을 평가하였다. 일곱째, 단축형 문항 선별을 위해 확인적 요인분석의 요인부하량과 Rasch 평정모형으로 확인한 문항난이도, 문항적합도, 문항 대표성에 대한 안면타당도를 평가하여 단축형과 초단축형 문항을 선별하였으며, 확인적 요인분석을 통한 모형적합도로 적합성을 확인하였다. 이후 척도와 요인에 대한 신뢰도 검증을 위해 CR, Cronbach’s α 를 산출하였고, 마지막으로, 타당도 검증을 진행하였다. AVE를 통해 수렴타당도를 확인하였으며, 연구변인들 간의 상관관계를 통해 준거타당도를 확인하였다. 이때, FASM 원척도, 단축형, 초단축형의 준거타당도는 이론적으로 관련이 예측되는 심리변인들과의 상관분석으로 평가하였다. 준거척도는 자존감, 긍정 자동적 사고, 부정적 자동적 사고, 자살위험성, 사회적 문제해결, 대처기술을 사용하였다. 탐색적 요인분석은 JASP 0.19.3, 확인적 요인분석은 JAMOVI 2.3.28, Rasch평정모형을 이용한 문

항분석은 Winsteps 5.10.2 프로그램을 사용하여 분석하였다.

결 과

자해사건 방법과 빈도

본 연구에서는 비자살적 자해의 방법과 빈도를 확인하기 위해 빈도분석을 실시하였다. 참가자들이 보고한 자해 행동은 다양한 방식으로 나타났으며, 가장 빈번한 자해 방법은 ‘칼이나 날카로운 물건으로 피부를 긁는 행위’(컷팅)로 확인되었다. 해당 항목에 대해 전체의 61.3%가 한 번 이상 경험했다고 응답하였고, 특히 ‘11회 이상’이라고 응답한 비율이 34.2%로 가장 높았다. 다음으로 ‘고의로

자신을 손으로 때리거나 벽에 부딪히는 행위’(53.3%), ‘상처가 날 정도로 피부를 긁는 행위’(44.8%), ‘몸에 있는 상처(딱지)를 뜯는 행위’(45.9%), ‘자신을 피가 나도록 깨물거나 꼬집는 행위’(26.8%) 등이 비교적 빈도가 높은 자해 방식으로 나타났다. 구체적인 결과는 표 1에 제시되어있다.

탐색적 요인분석

수집한 데이터가 요인분석에 적합한지 확인하였다. KMO 지수와 Bartlett 검정(Cerny & Kaiser, 1977)의 결과, KMO 지수는 .868로 나타나 0.5와 1 사이의 허용 가능한 값을 보였다(Nunnally & Bernstein, 1994). 또한 Bartlett 검정 결과($\chi^2=1569.355$, $df=171$, $p<.001$)는 통계적으로 유의하여, 수집된 자료가 요인분석에 적합

표 1. 자해사건 빈도(N=377)

	0회	1회	2-5회	6-10회	11회 이상
1. 칼 같은 날카로운 물건으로 피부를 긁거나(컷팅) 상처를 낸다	136 (36.1%)	10 (2.7%)	55 (14.6%)	47 (12.5%)	129 (34.2%)
2. 고의로 자신을 손으로 때리거나 벽이나 책상 등에 부딪힌다	176 (46.7%)	6 (1.6%)	52 (13.8%)	34 (9.0%)	109 (28.9%)
3. 반복적으로 자신의 머리카락을 뽑았다	303 (80.4%)	4 (1.1%)	21 (5.6%)	10 (2.7%)	39 (10.3%)
4. 몸에 있는 상처(딱지)를 뜯어냈다	204 (54.1%)	2 (0.5%)	42 (11.1%)	29 (7.7%)	100 (26.5%)
5. (담배, 성냥, 또는 다른 뜨거운 물체를 이용해) 피부를 불로 지졌다	371 (98.4%)	2 (0.5%)	4 (1.1%)	342 (90.7%)	2 (0.5%)
6. 날카로운 것으로 손톱 밑 또는 피부 속을 찔러 넣었다	6 (1.6%)	4 (1.1%)	23 (6.1%)	-	-
7. 자신을 피가 나도록 깨물거나 꼬집었다	276 (73.2%)	6 (1.6%)	24 (6.4%)	22 (5.8%)	49 (13.0%)
8. 상처가 날 정도로 피부를 긁었다	208 (55.2%)	13 (3.4%)	49 (13.0%)	35 (9.3%)	72 (19.1%)
9. 기타	363 (96.3%)	1 (0.3%)	4 (1.1%)	2 (0.5%)	7 (1.9%)

표 2. 평행분석 결과

요인 수	시뮬레이션 데이터 분산비율	실제 데이터 분산비율	실제 데이터 누적분산비율
1	8.42	33.72	33.72
2	7.78	13.55	47.27
3	7.4	8.11	55.38
4	7.01	5.26	60.64

한 것으로 나타났다.

요인의 수를 결정하기 위해 PAF방식으로 요인분석을 실시하였으며, 회전은 사각회전방식인 Geomin-Q를 사용하였다. 평행분석 결과, 4요인에서 실제 데이터의 분산비율이 시뮬레이션 데이터의 분산비율 보다 낮아져 3요인이 적합한 것으로 확인하였다. 또한, 누적분산비율이 50% 이상으로 나타나 요인의 누적분산비율도 수용할 수 있는 수치로 확인되었다 (Fabrigar et al., 1999).

요인을 구성하는 문항들이 적합한 문항인지 확인하기 위해 요인부하량을 살펴본 결과, 12, 16, 18번 문항이 요인부하량이 .4이하로 나타나 제거하였다. 문항을 제거한 이후 2차 탐색적 요인분석을 실시하였으며 모든 문항이 .4 이상으로 나타났다. 모든 문항의 요인부하량과 문항내용은 표 3에 제시하였다.

요인과 문항이 확정된 이후, 요인명을 결정하기 위해 문항의 공통성을 살펴보았다. 요인 1은 ‘관심받기 위해(3)’, ‘부정적인 반응이더라도 누군가의 반응을 끌어내기 위해(7)’, ‘부모님 혹은 친구들로부터 더 많은 관심을 받기 위해(8)’, ‘사람들이 다르게 행동하거나 변화하도록 하기 위해(11)’, ‘다른 사람들로 하여금 당신이 얼마나 필사적인지 알게 하기 위해(15)’, ‘부모가 당신을 더 이해하게 하거나 주목하게 만들기 위해(17)’, ‘다른 사람과 함께

있을 때 어떤 자극을 추구하기 위해(19)’, ‘도움을 얻기 위해(20)’, ‘다른 사람을 화나게 하기 위해(21)’의 총 9문항으로 구성되었다. 이들 문항은 자해 행동이 타인의 반응을 유도하거나 주목과 관심을 얻기 위한 사회적 정적 강화의 기능을 반영하므로, 본 요인을 ‘사회정적 강화’로 명명하였다. 요인 2는 ‘무감각함 또는 공허함을 줄이기 위해(2)’, ‘고통스럽지만 무언가를 느끼기 위해(4)’, ‘스스로를 처벌하기 위해(10)’, ‘나쁜 감정이 드는 것을 중단하기 위해(14)’, ‘마음이 편안해지기 위해(22)’의 총 5문항으로 구성되었다. 이 문항들은 자해 행동의 내면의 부정적인 감정을 해소하거나 정서적 고통을 조절하기 위한 내적 강화의 기능을 반영하므로, 본 요인을 ‘내적 강화’로 명명하였다. 요인 3은 ‘학교, 일, 또는 다른 활동들을 피하기 위해(1)’, ‘하기 싫은 불쾌한 일을 하는 것을 회피하기 위해(5)’, ‘어떤 상황을 통제하기 위해(6)’, ‘사람들과 함께 있는 것을 피하기 위해(9)’, ‘처벌이나 대가를 치르는 것을 회피하기 위해(13)’의 총 5문항으로 구성되었다. 해당 문항들은 자해 행동의 대인관계 상황에서 의 처벌, 갈등, 불쾌한 활동 등을 회피하거나 통제하기 위한 사회적 부적 강화의 기능을 반영하므로, 본 요인을 ‘사회부적 강화’로 명명하였다.

표 3. 탐색적 요인분석 결과

번호	1차 EFA 요인부하량	최종 EFA 요인부하량	문항
요인 1			
3	0.803	0.784	관심 받기 위해
7	0.887	0.86	부정적인 반응이더라도 누군가의 반응을 끌어내기 위해
8	0.89	0.892	부모님 혹은 친구들로부터 더 많은 관심을 받기 위해
11	0.641	0.641	사람들이 다르게 행동하거나 변화하도록 하기 위해
12	0.209	-	존경하는 누군가처럼 되기 위해
15	0.573	0.586	다른 사람들로 하여금 당신이 얼마나 필사적인지 알게 하기 위해
16	0.327	-	집단에서의 소속감을 느끼기 위해
17	0.579	0.597	부모가 당신을 더 이해하게 하거나 주목하게 만들기 위해
19	0.478	0.478	다른 사람과 함께 있을 때 어떤 자극을 추구하기 위해
20	0.444	0.475	도움을 얻기 위해
21	0.421	0.431	다른 사람을 화나게 하기 위해
요인 2			
2	0.706	0.686	무감각함 또는 공허함을 줄이기 위해
4	0.64	0.606	고통스럽지만 무언가를 느끼기 위해
10	0.407	0.414	스스로를 처벌하기 위해
14	0.603	0.614	나쁜 감정이 드는 것을 중단하기 위해
18	0.378	-	혼자 있을 때 어떤 자극을 추구하기 위해
22	0.769	0.792	마음이 편안해지기 위해
요인 3			
1	0.555	0.598	학교, 일, 또는 다른 활동들을 피하기 위해
5	0.771	0.82	하기 싫은 불쾌한 일을 하는 것을 회피하기 위해
6	0.525	0.532	어떤 상황을 통제하기 위해
9	0.667	0.623	사람들과 함께 있는 것을 피하기 위해
13	0.458	0.423	처벌이나 대가를 치르는 것을 회피하기 위해

확인적 요인분석

탐색적 요인분석(EFA)을 통해 확정된 3요인 구조의 타당성을 확인하기 위해 분리해둔 절

반의 샘플을 대상으로 확인적 요인분석(CFA)을 실시하였다. 분석한 결과, 21번 문항의 요인부하량이 .40 미만으로 제외하고 재분석하였다.

표 4. 확인적 요인분석 결과

요인 명	문항 번호	β	SE	t	
사회정적 강화	자해기능문항_3	0.756	0.647	0.056 ^{***}	
	자해기능문항_7	0.786	0.635	0.052 ^{***}	
	자해기능문항_8	0.773	0.604	0.050 ^{***}	
	자해기능문항_11	0.662	0.490	0.051 ^{***}	
	자해기능문항_15	0.684	0.718	0.071 ^{***}	
	자해기능문항_17	0.665	0.566	0.058 ^{***}	
	자해기능문항_20	0.517	0.502	0.070 ^{***}	
	자해기능문항_21	0.364	0.161	0.033 ^{***}	
내적 강화	자해기능문항_2	0.777	0.909	0.077 ^{***}	
	자해기능문항_4	0.681	0.783	0.078 ^{***}	
	자해기능문항_10	0.547	0.655	0.086 ^{***}	
	자해기능문항_14	0.717	0.819	0.077 ^{***}	
	자해기능문항_22	0.811	1.010	0.080 ^{***}	
사회부적 강화	자해기능문항_1	0.748	0.841	0.077 ^{***}	
	자해기능문항_5	0.773	0.899	0.079 ^{***}	
	자해기능문항_6	0.611	0.738	0.088 ^{***}	
	자해기능문항_9	0.596	0.560	0.068 ^{***}	
	자해기능문항_13	0.493	0.365	0.057 ^{***}	
χ^2	df	p	CFI	SRMR	RMSEA(90% CI)
256	132	< .001	0.905	0.071	0.071(0.058-0.083)

요인별 문항의 요인부하량은 사회정적 강화 요인 .517~.786, 내적 강화 요인 .547~.811, 사회부적 강화 요인 .493~.773 범위로 나타나 .40 이상으로 통계적으로 유의한 수준에서 요인에 기여하였다. 모형적합도 또한 수용 가능한 수준을 나타냈다(CFI=.905, SRMR=.071, RMSEA=.071). 이러한 결과는 본 연구에서 설정한 3요인 구조가 자료에 잘 부합함을 시사한다.

문항반응이론(Rasch 모형)

본 연구에서는 Rasch모형을 적용하기에 앞서 데이터가 분석에 적합하는지 확인하였고, Global RMSR이 .7601 기대값(Expected)이 .7521로 확인되어, 관측된 RMSR이 기대치(.7521)와 매우 근접(.7601)하여, Rasch모형을 적용하여 분석하기에 적합한 데이터라고 해석할 수 있다. 이후, FASM 4점 척도에 대한 응답범주 적합성 분석을 실시하였다. 범주별 응답 분포와

표 5. 응답 범주 분석 결과

범주	빈도(%)	평균 측정치	적합도 (Infit / Outfit)
0	2598 (62%)	-1.71	0.97 / 1.02
1	602 (14%)	-0.69	1.09 / 0.94
2	461 (11%)	-0.20	1.04 / 0.96
3	497 (12%)	+0.36	1.04 / 1.07

적합도 지수를 통해 응답자가 각 범주의 적합성을 확인한 결과, 모든 범주의 적합도가 수용가능한 수치를 보였으며, 응답 범주가 증가할수록 평균측정치가 증가하는 것으로 볼 때 4점척도가 적합한 것으로 나타났다.

요인별 문항의 적합성을 검토하기 위해, 문항반응이론(Rasch 모델)을 적용하여 FASM의 문항 적합도를 분석한 결과, 대부분 문항의 Infit 및 Outfit 지수는 기준치인 1.5 이하로 확인되어 수용 가능한 문항 적합도를 보였다. 1차

표 6. Rasch평정모형 분석 결과

요인	문항	1차 IRT			2차 IRT(19번 문항 제거)		
		문항 난이도	Infit	Outfit	문항 난이도	Infit	Outfit
사회정적 강화	자해기능문항_3	1.79	0.836	0.806	1.85	0.856	0.824
	자해기능문항_7	2.02	0.819	0.773	2.08	0.821	0.77
	자해기능문항_8	2.23	0.924	0.664	2.3	0.903	0.662
	자해기능문항_11	2.56	1.056	0.673	2.64	1.096	0.7
	자해기능문항_15	1.56	1.139	1.004	1.61	1.148	0.948
	자해기능문항_17	2.03	1.066	0.987	2.1	1.091	0.982
	자해기능문항_19	3.24	1.521	1.017	-	-	-
내적 강화	자해기능문항_20	1.39	1.231	1.501	1.44	1.293	1.484
	자해기능문항_2	0.162	0.822	0.812	0.162	0.822	0.812
	자해기능문항_4	0.477	0.918	0.877	0.477	0.918	0.877
	자해기능문항_10	0.162	1.208	1.281	0.162	1.208	1.281
	자해기능문항_14	-0.567	0.889	0.876	-0.567	0.889	0.876
사회부적 강화	자해기능문항_22	1.021	1.22	1.257	1.021	1.22	1.257
	자해기능문항_1	0.552	0.885	0.933	0.552	0.885	0.933
	자해기능문항_5	0.604	0.868	0.849	0.604	0.868	0.849
	자해기능문항_6	0.826	1.225	1.164	0.826	1.225	1.164
	자해기능문항_9	1.526	1.073	0.831	1.526	1.073	0.831
	자해기능문항_13	2.19	1.236	1.173	2.19	1.236	1.173

분석에서 사회정적 강화 요인의 19번 문항은 Infir 지수(1.521)가 기준치를 초과하여 제거하고 2차 분석을 진행하였으며, 2차 분석에서는 모든 문항이 적합도 기준(0.5-1.5)을 충족하는 것으로 나타났다(Linacre, 2017). 또한, 요인별 문항 난이도도 골고루 분포하고 있음을 확인하였다.

사회정적 강화 요인에서는 자해기능_11($\theta=2.64$)과 자해기능_8($\theta=2.30$)이 가장 높은 난이도를 나타냈으며, 자해기능_15($\theta=1.61$), 자해기능_20($\theta=1.44$), 자해기능_3($\theta=1.85$)는 상대적으로 낮은 난이도로 분류되었다.

내적 강화 요인에서는 자해기능_22($\theta=1.02$)가 가장 높은 난이도를 보인 반면, 자해기능_14($\theta=-0.57$)와 자해기능_2($\theta=0.16$)는 낮은 난이도를 보였다.

사회부적 강화 요인에서는 자해기능_13($\theta=2.19$)과 자해기능_9($\theta=1.53$)가 가장 높은 난이도를 나타냈으며, 자해기능_1($\theta=0.55$)과 자해기능_5($\theta=0.60$)는 상대적으로 쉬운 문항으로 분류되었다. 이와 같은 결과는 각 하위요인이 난이도 스펙트럼을 포괄하는 문항들로 구성되어 있음을 의미하며, 하위요인별로 문항의 변별력이 적절히 확보되었음을 시사한다.

단축형, 초단축형 개발

최종 확정된 문항을 토대로 단축형과 초단축형 문항을 선별하였다. 단축형, 초단축형의 적합성을 확인하기 위해, 확인적 요인분석(CFA)을 실시하여 측정모형 적합도와 문항별 요인부하량을 검토한 결과는 다음과 같다. 단축형은 요인별로 안정적인 문항 수의 기준인 3개의 문항, 초단축형은 최소 기준인 2개 문항을 선별하였다. 문항 선별은 확인적 요인분

석의 요인부하량과 문항반응이론을 토대로 확인한 문항난이도와 적합도를 토대로 연구자들이 협의하여 요인을 대표할 수 있는 문항을 선별하였다.

FASM, 단축형, 초단축형 모두 수용 가능한 모형적합도를 보였으며, 문항별 요인부하량 또한 FASM은 .492 - .795, 단축형은 .563 - .866, 초단축형은 .708 - .980 범위로 모든 문항이 .40 이상의 요인부하량을 보여 구성개념을 적절히 반영하고 있는 것으로 확인되었다. 이는 문항 구성이 단축되었음에도 FASM의 구조적 타당도가 유지되고 있음을 시사한다.

신뢰도 및 타당도

단축형 및 초단축형 척도의 타당성을 검토하기 위해 원척도(FASM 전체)와의 상관분석을 실시하였다. 그 결과, FASM 총점과 단축형 간의 상관계수는 .959, FASM 총점과 초단축형 간의 상관계수는 .918로 나타나, 두 단축형 모두 원척도의 점수와 높은 정적 상관을 보였다. 또한 단축형과 초단축형 간의 상관도 .969로 매우 높게 나타났다. 하위요인별로 살펴보면, 사회적 정적 강화 요인의 경우 전체 - 단축형 간 .887, 전체 - 초단축형 간 .857, 단축형 - 초단축형 간 .966의 상관을 보였고, 내적 강화 요인은 각각 .957, .905, .955, 사회적 부적 강화 요인은 .931, .878, .957의 상관을 보였다.

이러한 결과는 단축형 및 초단축형 척도 모두가 원척도의 구조적 특성을 안정적으로 반영하고 있으며, 특히 단축형과 초단축형 간의 상관관계가 전반적으로 .95 이상으로 매우 높게 나타난 점은 문항 수를 대폭 줄더라도 평가의 일관성과 타당성이 유지됨을 시사한다. 따라서 시간의 제약이 있는 임상 및 연구 환경

표 7. FASM, 단축형, 초단축형 확인적 요인분석 결과

요인	문항	FASM			단축형			초단축형		
		β	SE	t	β	SE	t	β	SE	t
사회정적 강화	문항_3	0.76	0.06	11.61	0.76	0.06	11.4	-	-	-
	문항_7	0.79	0.05	12.29	0.87	0.05	13.52	0.71	0.1	5.87
	문항_8	0.78	0.05	12.07	0.8	0.05	12.19	0.98	0.12	6.46
	문항_11	0.66	0.05	9.57	-	-	-	-	-	-
	문항_15	0.69	0.07	10.16	-	-	-	-	-	-
	문항_17	0.66	0.06	9.62	-	-	-	-	-	-
	문항_20	0.52	0.07	7.14	-	-	-	-	-	-
내적 강화	문항_2	0.78	0.08	12.1	0.74	0.08	10.78	-	-	-
	문항_4	0.7	0.08	10.35	-	-	-	-	-	-
	문항_10	0.54	0.09	7.58	-	-	-	-	-	-
	문항_14	0.71	0.08	10.55	0.71	0.08	10.21	0.76	0.1	9.2
	문항_22	0.8	0.08	12.39	0.84	0.08	12.54	0.78	0.1	9.39
사회부적 강화	문항_1	0.75	0.08	10.94	0.82	0.08	11.9	0.87	0.1	10.14
	문항_5	0.77	0.08	11.37	0.79	0.08	11.4	0.75	0.1	9.06
	문항_6	0.61	0.09	8.43	-	-	-	-	-	-
	문항_9	0.6	0.07	8.27	-	-	-	-	-	-
	문항_13	0.49	0.06	6.45	0.56	0.07	7.63	-	-	-
모형		χ^2	df	p	CFI	SRMR	RMSEA(90% CI)			
FASM		257	132	0.001	0.906	0.072	0.071(0.058-0.084)			
단축형		24.4	24	0.441	0.999	0.036	0.008(0.001-0.059)			
초단축형		11.2	6	0.08	0.985	0.034	0.068(0.001-0.129)			

표 8. FASM, 단축형, 초단축형 상관분석 결과

요인	FASM-단축형	FASM-초단축형	단축형-초단축형
전체 문항 평균	0.959	0.918	0.969
사회정적 강화	0.887	0.857	0.966
내적 강화	0.957	0.905	0.955
사회부적 강화	0.931	0.878	0.957

에서 FASM의 단축형 및 초단축형 버전은 신뢰할 수 있는 대안적 도구로 활용 가능성을 보여준다.

본 연구에서는 전체척도와 더불어 단축형(SF), 초단축형(USF)으로 구성된 하위척도들의 수렴타당도와 구성신뢰도(CR)를 검토하였다. 구성신뢰도(CR)는 모든 척도에서 .778 이상으로 나타나, 일반적으로 신뢰도가 확보되었다고 간주하는 기준인 .70을 충분히 상회하였다(Hair et al., 2014). 평균분산추출값(AVE) 또한 모든 요인 및 형식에서 .50 이상으로 확인되어 수렴타당도가 충족된 것으로 평가되었다(Fornell & Larcker, 1981). 특히, 문항 수를 축소

한 단축형 및 초단축형에서도 평균분산추출값(AVE)이 각각 .60 이상 수준을 유지함에 따라, 문항 축약 이후에도 해당 척도들이 이론적 구성개념을 적절히 반영하고 있음을 확인하였다.

FASM, 단축형, 초단축형의 준거타당도를 확인하기 위해, 자존감, 자동적 사고, 자살 행동, 문제지향 태도, 대처기술 및 정서조절 방식 등의 관련 심리변인과의 상관분석을 실시하였다.

분석한 결과, FASM, 단축형, 초단축형 모두에서 유의미한 상관이 일관되게 나타났다. 구체적으로, 자존감과는 부적 상관($r = -.594 \sim -.611$), 긍정적 자동적 사고($r = -.376 \sim -.399$), 긍정적 문제지향 태도($r = -.263 \sim -.283$), 합리적 문제해결 기술($r = -.206 \sim -.215$)에서도 모두 부적 상관을 보였다. 반면, 부정적 자동적 사고($r = .372 \sim .393$), 자살 행동($r = .488 \sim .535$), 부정적 문제지향 태도($r = .416 \sim .426$), 충동부주의스타일($r = .280 \sim .305$), 회피적 대처 스타일($r = .418 \sim .427$)과는 모두 정적 상관이 나타났다.

논 의

본 연구는 Lloyd(1997)가 개발한 FASM을 한국 청소년을 대상으로 타당화하기 위해

표 9. FASM, 단축형, 초단축형 신뢰도 및 수렴타당도 분석 결과

요인	버전	CR	AVE
사회정적 강화	FASM	0.885	0.573
	단축형	0.865	0.681
	초단축형	0.810	0.684
내적 강화	FASM	0.866	0.567
	단축형	0.846	0.650
	초단축형	0.803	0.676
사회부적 강화	FASM	0.843	0.529
	단축형	0.820	0.608
	초단축형	0.778	0.647

표 10. FASM, 단축형, 초단축형 준거타당도 상관분석 결과

	자존감	긍정적 자동적 사고	부정적 자동적 사고	자살 행동	긍정적 문제지향 태도	부정적 문제지향 태도	합리적 해결 기술	충동 부주의 스타일	회피 스타일
FASM	-.603**	-.393**	.393**	.535**	-.263**	.426**	-.206**	.288**	.420**
단축형	-.611**	-.377**	.375**	.500**	-.266**	.416**	-.176*	.280**	.427**
초단축형	-.594**	-.376**	.372**	.488**	-.283**	.420**	-.215**	.305**	.418**

요인구조와 문항적합성을 검토하고, 이를 기반으로 한국판 자해기능 평가지 단축형(K-FASM_SF) 및 초단축형(K-FASM_USF)을 개발하는 것을 목적으로 하였다. 연구 문제를 중심으로 도출된 주요 결과와 그에 따른 논의는 다음과 같다.

첫째, 청소년을 대상으로 한국판 FASM의 요인구조를 확인하기 위해 탐색적 요인분석, 확인적 요인분석을 실시하였다. 탐색적 요인분석 결과 3개의 문항이 요인 부하량이 기준치보다 낮아 삭제하였으며, 3요인 구조가 적합한 것으로 나타났다(12번 존경하는 누군가처럼 되기 위해, 16번 집단에서의 소속감을 느끼기 위해, 18번 혼자 있을 때 어떤 자극을 추구하기 위해). 3요인은 각각 사회적 강화 기능만이 세분화된 ‘사회적 강화’, ‘내적 강화’, ‘사회적 강화’로 명명하였다. 확인적 요인분석 결과 요인부하량이 기준치보다 낮은 1개 문항을 제거하였으며(21번 다른 사람을 화나게 하기 위해), 마찬가지로 3요인 구조가 적합한 것으로 나타났다.

둘째, 문항반응이론 분석을 통해 측정학적 관점에서 한국판 FASM의 문항 적합도와 난이도를 검토하였다. 본 연구에서는 Rasch 모형 적용에 앞서 데이터 적합성을 검증한 결과, Global RMSR의 관측값과 기댓값이 매우 근접하여 분석에 적합한 것으로 확인되었다. 또한 FASM 4점 척도의 응답범주 적합성 분석 결과, 모든 범주가 수용 가능한 적합도를 보였으며 응답범주 증가에 따른 평균 측정치의 순차적 증가를 통해 4점 척도의 적절성이 검증되었다. 분석 결과, 1개의 문항(19번 다른 사람과 함께 있을 때 어떤 자극을 추구하기 위해)이 적합도 지수가 기준치(1.5)를 초과하여 해당 문항을 제외하고 2차 분석을 실시하였으며, 이후

모든 문항이 Infit 및 Outfit 적합도 지수를 충족하는 것으로 나타났다. 문항 난이도 분석 결과 각 요인이 상·중·하 수준의 다양한 난이도를 포함하고 있어 척도가 충분한 변별력을 지님을 확인하였다. 탐색적 요인분석, 확인적 요인분석, 문항반응이론을 거쳐 최종 분석 결과, 청소년용 한국판 FASM은 5문항을 제외한 총 17개 문항, 3요인 구조로 구성되는 것을 확인하였다.

FASM 타당화에 관한 선행연구를 살펴보면, Lloyd(1997)가 원칙도를 개발한 후 Nock과 Prinstein(2004)은 행동주의 관점에서 ‘자동적 정적 강화’, ‘자동적 부적 강화’, ‘사회적 정적 강화’, ‘사회적 부적 강화’의 네 가지 기능으로 구성된 4요인 구조를 제안하였으며, 이는 이후 다양한 국가에서 수행된 후속 연구들에서도 지지되었다(Abdou et al., 2024; Dahlström et al., 2015; Izadi-Mazidi et al., 2019; Nock & Prinstein, 2004). 한편, 권혁진과 권석만(2017)의 국내 연구와 Klonsky와 Glenn(2009)의 연구에서는 개인 내적 요인과 사회적 요인을 강화 유형에 따라 구분하지 않은 2요인 구조를 제안하였다. 본 연구와 동일하게 사회적 기능에서만 강화 유형에 따라 세분화한 3요인 구조는 일부 해외 청소년 대상 연구에서 보고되었다. 가령, 중국 청소년 대상 연구에서는 ‘감정 조절’, ‘사회적 영향’, ‘사회적 회의’ 3요인 구조가 도출되었다(Qu et al., 2022; You et al., 2013). 스웨덴 청소년 대상 연구의 경우 ‘사회적 영향’, ‘자동적 기능’, ‘비순응적 또래 동일시’라는 3요인 구조를 제안하였고, 동시에 4요인 구조 또한 양호한 모형 적합도를 보고하였다(Dahlström et al., 2015).

이처럼 FASM은 요인 구조는 연구 대상의 특성과 문화적 배경에 따라 다양하게 나타났

다. 그러나 이는 명명 방식에서의 문화적 표현 차이가 반영된 것으로, 대부분의 연구에서 자동적(개인 내적) 기능과 사회적 기능으로 구분하는 상위 차원 구조는 일관되어 지지되었다. 이러한 결과는 국내의 요인 구조가 해외의 선행연구들과 유사하게 FFM 구조를 정합적으로 재현하여, 기능적 통합성과 이론적 일관성 높음을 보여준다. 특히 중국과 스웨덴 연구의 경우, 개인 내적 기능을 단일 요인으로 유지하면서 사회적 기능만을 세분화하였다는 점에서 본 연구 결과와 일맥상통한다. 한편, 대학생을 대상으로 타당화를 진행한 국내 선행연구에서는 사회적 요인을 세부적으로 구분하지 않았지만, 본 연구에서는 사회적 정적 강화, 사회적 부적 강화와 같이 구분된 결과가 나타났다. 이와 같이, 사회적 요인이 개인 내적 요인에 비해 보다 분명하게 구분된 배경에 대해 몇 가지 가능성을 고려해볼 수 있다. 가능한 하나의 가능성은 개인 내적 요인의 인지적 구분이 어렵다는 강화 유형 자체의 속성에 기인하였다는 점이다. Bentley 외(2014)의 비자살적 자해 기능 모델 연구에 따르면 사회적 강화는 타인의 주의 유도나 사회적 회피와 같은 외현적 행동을 통해 비교적 명확하게 관찰 가능하므로 기능적 구분이 용이한 반면, 자동적 강화(개인 내적 기능)는 주관적인 정서 변화에 기반하기 때문에 그 기능을 강화 유형에 따라 인지적으로 구분하는 데 어려움이 따를 수 있다. 이러한 연구 결과는 본 연구의 결과를 간접적으로 뒷받침한다. 또 하나의 가능한 해석은 청소년기의 발달적 특성이 구조에 영향을 미쳤을 것이라는 점이다. 본 연구를 포함하여 3요인 구조를 지지한 선행연구들은 모두 청소년 집단을 대상으로 하였다(Dahlström et al., 2015; Qu et al., 2022; You et al., 2013).

청소년기는 가족, 또래, 학교 등 사회적 환경의 영향을 강하게 받는 시기로 자율성이 상대적으로 제한된다. 또한, 청소년기의 사회정서 발달 특성 측면에서 ‘관심·지지 획득’과 ‘비난·갈등 회피’라는 상반된 사회적 목표가 분명하게 구분된 동기 체계로 작동했을 가능성이 있다(Somerville, 2013). 이러한 청소년의 발달적 맥락에서 자해는 사회적 갈등을 회피하거나 타인의 반응을 유도하는 도구로 기능할 가능성이 높으며 이로 인해 사회적 강화 기능이 보다 뚜렷하게 분화되어 나타났을 수 있다.

셋째, 본 연구에서는 한국판 FASM의 단축형, 초단축형 개발의 적합성을 검증하였다. 이를 위해 모형 적합도, 요인부하량, 구성 신뢰도(CR), 평균분산추출값(AVE), 관련이 큰 심리변인과의 상관 분석, 척도 간 상관분석을 통해 신뢰도와 타당도를 종합적으로 검토하였다. 먼저 단축형 및 초단축형 문항 선별 과정에서는 전체척도의 확인적 요인분석과 평정척도 모형에서 도출된 문항 특성(요인 부하량, 문항 난이도, 문항 적합도)을 고려하여 선정하였다. 안정적인 문항 수와 최소 문항 수 기준에 맞추어 선별하였으며, 단축형은 각 요인별 3문항으로 총 9문항, 초단축형은 각 요인별 2문항으로 총 6문항을 선별하였다. 이후, 전체척도와 더불어 단축형, 초단축형의 신뢰도 검증을 위해 구성신뢰도(CR)를 확인한 결과, 전체척도, 단축형, 초단축형 모두 양호한 수치를 보여 각 척도의 내적 일관성을 확보하였으며, 수렴 타당도 검증을 위해 평균분산추출값을 확인한 결과, 각 문항들이 해당 하위요인의 구성개념을 적절히 반영하여 평균분산추출값은 세 가지 버전의 척도 모두 양호한 수준으로 나타났다. 원척도와 단축형·초단축형 간 상관분석 결과, FASM 총점과 단축형 간의 상

관, FASM 총점과 초단축형 간의 상관, 단축형과 초단축형의 상관 모두 강한 정적 상관을 보였으며 하위요인별로도 모든 요인에서 원적도와 단축형·초단축형 간 상관 또한 높게 유지되었다. 이는 문항 축소에도 불구하고 평가의 일관성과 구조적 타당성이 유지되었음을 의미한다.

자해기능에 대한 선행연구를 토대로 확인한 준거타당도는 양호한 것으로 나타났다. 선행연구에 따라 밀접한 관련이 있는 것으로 확인되는 자존감, 긍정적/부정적 자동적 사고, 자살 행동, 문제지향 태도, 합리적 문제해결 기술, 충동성 등의 심리변인과의 상관 분석을 실시한 결과, FASM의 세 가지 버전의 척도 모두 동일한 상관 패턴을 확인하였다. 구체적으로 FASM은 긍정적 차원의 심리변인인 자존감, 긍정적 자동적 사고, 합리적 문제해결 기술 등과는 유의한 부적 상관관계를, 부정적 차원의 심리변인인 자살 행동, 부정적 자동적 사고, 충동·부주의 대처 스타일, 회피 스타일과는 유의한 정적 상관관계를 나타냈다. 이러한 결과는 기존 연구들과 대체로 일관된 패턴을 보였다. 선행연구에 따르면 자해 기능과 자살 시도 이력은 정적 관련성을 나타내는 반면, 자존감 및 긍정적 자동적 사고와는 유의한 부적 상관관계를 보였다(Cawood & Huprich, 2011; Hughes et al., 2019; Lloyd, 1997; Poudel et al., 2022). 사회적 문제해결력 하위요인과 관련하여 비자살적 자해 집단이 비자해 집단보다 적응적 대처와 합리적 대처를 덜 사용하는 것으로 나타났다(Cawood & Huprich, 2011; Lee et al., 2024). 또한, 비자살적 자해는 높은 충동성과 밀접한 연관성을 보였으며(Guertin et al., 2001; Hamza et al., 2015), 회피적 대처스타일이 비자살적 자해의 주요 위험요인으로 확인

된 바 있다(Lin et al., 2017).

본 연구의 시사점과 의의는 다음과 같다. 첫째, 한국 청소년의 비자살적 자해 행동에 내재된 기능을 ‘사회정적 강화’, ‘내적 강화’, ‘사회부적 강화’의 세 가지 차원으로 구조화함으로써, 기존에는 국내 대학생을 대상으로만 타당화되었던 FASM 척도를 청소년 집단을 대상으로 재타당화 하였다는 점에서 척도 적용의 외연을 확장하고 청소년기의 자해 기능 특성에 대한 이해를 심화시켰다는 데에 의의가 있다. 또한 동일 척도를 서로 다른 연령 집단에 적용하여 서로 상이한 요인 구조가 도출된 점은 발달적 요인에 따른 자해 기능 구조의 차이가 존재할 가능성을 시사한다. 이러한 결과는 자해 기능 척도의 활용에 있어 연령 및 발달단계에 따른 차별적 접근의 필요성을 뒷받침한다(Washburn et al., 2015).

둘째, 한국판 FASM 척도의 단축형 및 초단축형 개발이 적절하며 신뢰도와 타당도가 검증된 도구임을 확인하였다. 단축형과 초단축형은 측정 목적 및 환경에 따라 구분되어 활용 가능하다. 단축형(요인별 3문항)과 초단축형(요인별 2문항)은 측정 목적에 따라 구분되어 활용된다. 심리측정 문헌에서는 요인 구조의 식별과 안정적 추정을 위해 요인당 최소 3개 문항이 권장되며(Marsh et al., 1998), 초단축형은 측정 가능한 최소 문항으로 구성하였다(Brailovskaia et al., 2024). 특히 시간 제약이 있거나 피험자 피로도가 고려되어야 하는 임상 및 평가 환경에서 단축형 및 초단축형 척도가 효율성과 신뢰성을 동시에 갖춘 대안적 평가 도구로 기능할 수 있을 것으로 기대한다(Fisher et al., 2016; Matthews et al., 2022). 또한, 정신건강 임상 및 상담 현장뿐만 아니라 멘탈헬스케어 애플리케이션(app) 개발 등 디지털 기반

개입에서 응답자의 피로를 최소화하고 시간과 비용 면에서 경제성을 확보하는 데 기여할 수 있다(Kruzan et al., 2022). 특히 EMA(Ecological Momentary Assessment)와 같이 반복하여 응답해야 하는 상황에서는 단회성 설문에 비해 피험자 부담이 누적된다. 이때 초단축형을 통해 신속하고 효율적인 측정이 가능하다는 점에서 그 활용 가능성이 높다(Krueger & Schkade, 2008; Song et al., 2023).

셋째, 본 연구는 문항반응이론(item response theory [IRT])분석을 활용하여 기능별 문항 난이도, 응답 범주의 적절성 및 타당도를 검토하였다. 이를 반영하여 구성된 단축형 및 초단축형은 실용성과 심리측정학적 타당성을 동시에 갖춘 도구로 평가될 것으로 기대된다(Zanon et al., 2016). 상담 장면에서 비자살적 자해에 대한 개입 시 내담자의 자해 행동 이면에 숨겨진 동기 및 의도를 탐색하고 이에 기반한 개입전략을 수립하는 것이 핵심적이다(권경인, 김지영, 2020; Nock & Prinstein, 2004). FASM의 단축형과 초단축형은 이러한 상담 과정에서 다층적으로 활용될 수 있다. 먼저, 초기 면접 단계에서 단축형을 활용하여 자해의 기능적 특성을 체계적으로 파악하고 요인별 개입 방향을 설정할 수 있다. 이후 상담 과정에서는 초단축형 척도를 유연하게 활용하여 내담자가 자신의 자해행동을 통해 무엇을 얻고자 했는지 통찰하도록 돕고, 자해 경험을 객관화 하는 데 기여할 수 있다. 이는 상담자의 비자살적 자해 청소년 상담 개입 경험과 관련한 질적 연구에서 효과적인 상담개입을 위한 핵심 요소로 제시된 바 있다(오운서, 장유진, 2021). 한편, 상담자가 느끼는 어려움과 소진 측면에 있어서도 유용한 도구가 될 수 있다. 초심상담자이거나 자해 사례 경험이 부

족한 상담자의 경우 자해의 이유 및 목적에 대해 직접적 질문하고 탐색하는 것에 어려움을 느낄 수 있다. 특히 비자살적 자해를 반복하는 청소년의 경우 자해 동기에 대해 바로 떠올리지 못하거나, 상담자에게 말하는 것에 저항을 느낄 수 있다(김수진, 김봉환, 2015). 이때 단축형 또는 초단축형 척도는 자해행동 자체에 보다 그 이면에 있는 심리적 역동을 이해하고 타당화할 수 있도록 내담자를 이해할 수 있는 구조화 틀을 제공할 수 있다. 따라서 FASM 단축형 및 초단축형은 내담자의 자기이해 증진과 상담자의 사례개념화를 동시에 지원하는 실용적 도구로 상담 장면에서 기능할 것으로 예상된다. 더불어, 디지털 기반 개입에서도 그 활용 가능성은 크다. EMA(Ecological Momentary Assessment)나 디지털 치료제와 같은 모바일 기반 정신건강 서비스에서 반복 측정 과정에서 응답자의 피로도를 감소시키고, 평가 소요시간을 단축하는 데 기여할 수 있다. 특히 초단축형은 응답 부담이 낮아 검사 참여율을 증진시킬 것으로 기대된다. 이를 통해 자살·자해 모니터링 앱이나 챗봇 기반 위기개입 서비스에서 즉각적 기능 평가를 진행하고 맞춤형 개입 전략을 즉시 제공할 수 있을 것이다. 실제로 자가보고 기반의 반복 측정 상황에서는 단일 항목을 통한 평가 역시 신뢰도와 타당도가 확보될 수 있다는 연구 결과가 제시된 바 있다(Sewerynek et al., 2025; Song et al., 2023). 반면, 단축형은 요인별 분석이 가능하므로 주 단위 또는 월 단위 평가에서 요인별 변화 추적이 필요한 경우 활용될 수 있다. 이탈률이 높은 요인이나 자해 심각도가 높은 요인 등을 파악하고, 이를 기반으로 치료 모듈 선택시 개인 맞춤형 개입 경로를 설정할 수 있을 것이다. 다만, 단축형

검사를 구성할 경우 문항의 개수를 통계적인 방법만으로 결정하기보다는 측정 개념을 잘 파악할 수 있는 연구자의 판단을 통해 현장의 요구를 고려하여 결정하여야 할 것이다(서동기 외, 2019). 이와 같은 시사점을 바탕으로 향후 보건, 학교, 지역사회 기반의 청소년 정신건강 개입 프로그램 설계 시 본 척도는 자해 기능에 근거한 선별 및 개인 접근에 활용될 수 있을 것이다.

본 연구가 가지는 제한점과 이를 보완하기 위한 후속 연구 방향에 대한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 자기보고식(self-report) 설문을 통해 자료를 수집하였기 때문에 응답 편향(response bias)의 가능성을 완전히 배제할 수 없다. 특히 자해와 같은 민감한 주제를 다루는 경우, 사회적 바람직성(social desirability) 등의 영향을 받을 수 있다. 이를 보완하기 위해 후속 연구에서는 부모, 교사 등의 제3자 관찰자 보고(informant report), 반구조화된 면담 등의 다양한 자료 수집 방법을 병행하여 평가의 타당성을 확보할 필요가 있다. 둘째, 본 연구는 기존의 국내 성인 대상 타당화 연구를 청소년 집단으로 확장하였다는 점에서 의의가 있으나, 연구 참여자의 성비에서 여성이 90% 이상으로 높은 비율을 차지해 성별 불균형이 존재하였다. 이는 고민 공유 애플리케이션 사용자 특성에서 기인했을 가능성이 있다. 선행 연구에 따르면 여성 청소년이 온라인과 오프라인 자기개방 모두에서 전청소년기(10-11세)와 청소년 초기(12-13세)동안 급격한 증가를 보이며(Valkenburg & Peter, 2011), 체계적 문헌 고찰 연구에서도 여러 연구들이 여성 청소년이 남성 청소년보다 자기개방에 더 적극적으로 참여한다고 제시한 바 있다(Towner et al., 2022). 또한 자해 행동은 여자 청소년에게서

더 높은 빈도로 나타나는 경향이 있다(Bresin & Schoenleber, 2015; Conterio & Lader, 1998). 따라서 성별에 따른 자해 기능의 차이를 명확히 검증하기 위해서는 향후 연구에서 앱 기반 표집 외에도 학교, 청소년 상담기관, 지역사회 센터 등 다양한 모집단을 포함한 다층적 표집 전략을 통해 균형 잡힌 성비의 대표성 있는 표본을 확보하여 성별에 따른 자해 기능 차이를 비교 분석할 필요가 있다. 셋째, 본 연구는 단일 시점의 횡단적 자료를 기반으로 분석하였기 때문에 시간에 따른 변화 양상을 파악할 수 없으며, 재검사 신뢰도나 예측 타당도를 확인하지 못한 한계가 있다. 향후 연구에서는 종단적 설계를 통해 2시점 이상의 자료를 수집하여 자해 기능의 시간적 변화와 예측 요인, 인과 경로 등을 검증할 필요가 있다. 구체적으로는 잠재성장모형(Latent Growth Curve Model [LGCM]), 잠재계층성장분석(Latent Class Growth Analysis [LCGA]), 또는 잠재전이분석(Latent Transition Analysis [LTA]) 등의 종단적 분석 방법을 활용하여 비자살적 자해 기능의 시간적 변화와 발달적 궤적을 검증할 수 있을 것으로 기대한다. 넷째, 본 연구에서 자료의 전체 표본은 1,128명이었으나 본 연구는 최근 12개월 내에 자해 경험이 있으며 자살 의도가 없는 청소년 참여자 377명만을 분석 대상으로 포함하였다. 비자살적 자해 행동의 기능을 확인할 수 있던 점에서 의미가 있으나 비자살적 자해의 다양한 양상을 보다 포괄적으로 이해하기 위해서 자해빈도, 지속기간, 방법의 심각성 등에 따른 하위 집단 분석이 필요하다. 또한 비자해 집단과의 비교 연구를 통해 자해 집단의 고유한 특성을 탐색할 필요가 있다. 더하여 본 연구의 자료 수집 시점이 2022년 3월에서 7월로, 코로나19 방역지침에 따른 사

회적 거리두기, 마스크 착용 등이 점차 완화되며 일상을 회복하는 시기였으나, 사회·심리적 환경의 급격한 변화의 시기였던만큼 시기적 특수성의 영향이 존재할 가능성이 있어 추후 연구에서 재확인을 진행할 필요가 있다. 다섯째, 본 연구에서는 비임상 집단과 임상 집단을 구분하여 분석하지 못한 한계가 있다. 선행연구에 따르면 비임상 집단과 임상집단은 자해 방법의 치명성, 빈도, 동기 등에 있어 유의한 차이를 보이는 것으로 보고되고 있다(Lloyd-Richardson et al., 2007; Nock & Prinstein, 2004). 국내 연구에서도 한국 청소년 임상군 연구에서는 자해 기능에 따른 심리적 특성의 차이가 보고되었으며(고나경, 오수정, 2022), 연구에서 제시된 임상군의 심리적 특성을 고려할 때, 임상군에서는 자해 기능이 보다 복잡하고 중첩적인 양상을 보일 가능성이 높다. 따라서 양 집단 간의 자해 기능의 구조적 차이를 비교·검토하는 후속 연구가 필요하며, 이는 임상 현장에서의 차별화된 개입 전략 수립에 기초자료로 활용될 수 있을 것으로 예상된다. 여섯째, 본 연구는 FASM 준거타당도 검증 과정에서 척도의 측정 개념과 직접적으로 대응되는 준거 척도가 포함되지 못한 한계가 있다. 연구 설계 당시 FASM은 세계적으로 타당화가 상당수 진행되었으며 활용도가 높은 척도였기에 설문 구성의 효율성 및 응답자의 피로도 감소를 위하여 자해 행동의 기능적 특성과 유사한 자해 관련 척도를 포함하지 않았다(권혁진, 권석만, 2017; Abdou et al., 2024; Dahlström et al., 2015; Izadi-Mazidi et al., 2019; Klonsky & Glenn, 2009; Nock & Prinstein, 2004; Qu et al., 2022; You et al., 2013). 따라서 추후 연구에서는 자해의 기능적 동기를 평가하는 기존척도를 준거척도로 활용하여 척도를 통해

측정하고자 하는 핵심 구성 개념의 수렴타당도를 보다 충분히 검증하는 것이 필요하다. 마지막으로, 위에서 언급한 제한점들을 보완하는 동시에 청소년 자해에 대한 폭넓은 이해를 바탕으로 기존 척도에서 제시하고 있는 자해 방법 및 기능 항목을 현시점에 맞게 수정·보완하는 작업이 필요하다. 자해 행동의 유형과 기능은 시대적·사회문화적 변화에 따라 지속적으로 다양화되거나 새롭게 등장할 수 있다. 예를 들어, 미디어 및 대인관계를 통한 자해노출이 자해 심각도에 미치는 영향이 상당하므로(김성연 등, 2022; 김지윤, 이동훈, 2019; 이보라 등, 2024) 이러한 사회적 요인들을 반영한 척도 개발이 요구되나, 현재 사용되는 척도들은 비교적 전통적이고 확실적인 자해 유형만을 포함하고 있는 실정이다. 또한 원척도를 기반으로 타당화 및 단축형을 개발하는 과정에서 문항의 명확성을 제고할 필요가 있다. 예를 들어, 원척도의 17번 문항은 ‘부모가 당신을 더 이해하게 하거나 주목하게 만들기 위해’로 번안되었는데, 이는 ‘이해’와 ‘주목’이라는 서로 다른 개념을 한 문항에서 동시에 질문하여 문항의 간결성과 명확성이 저하되는 문제가 있었다. 이에 따라 자해 척도의 현실 적합성을 제고하기 위해서는 자해 행동 및 기능의 변화 양상에 대한 실증적 연구와 함께 문항의 주기적 개정 및 한국 문화 맥락에 적합한 새로운 척도 개발이 병행되어야 할 것이다.

참고문헌

고나경, 오수정 (2022). 비자살적 자해의 기능에 따른 청소년 임상군의 심리적 특성.

- 청소년학연구, 29(10), 459-480.
- 권경인, 김지영 (2020). 청소년 비자살적 자해 상담 경험에 대한 현상학 연구: 상담자의 어려움과 대처방안을 중심으로. *청소년상담연구*, 28(1), 269-291.
- 권혁진, 권석만 (2017). 한국판 자해기능 평가지(FASM) 타당화 연구. *임상심리학 연구와 실제*, 3(2), 187-205.
- 김동현, 최진영, 장한나 (2013). 단축형 사회적 문제해결 검사의 타당화. *한국심리학회지: 임상*, 32(3), 611-628.
- 김성연, 박세원, 김성현, 이동훈 (2022). 외로움과 비자살적 자해 심각도의 관계: 미디어 및 대인관계를 통한 자해노출의 조절효과. *상담학연구*, 23(3), 173-197.
- 김수진, 김봉환 (2015). 청소년 내담자의 반복적 자해행동의 의미탐색: '고통으로 고통을 견디기'. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 27(2), 231-250.
- 김지윤, 김성연, 이동훈 (2020). 비자살적 자해의 중단 및 유지집단 간 비교연구: 자해 특성과 통합적 이론모델의 위험요인을 중심으로. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 32(3), 1095-1124.
- 김지윤, 이동훈 (2019). 성인의 비자살적 자해 잠재계층유형의 위험요인과 정서·행동문제의 관계. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 31(4), 1205-1247.
- 박민애, 손원숙 (2018). Rasch 평정척도모형을 통한 학습을 위한 평가 척도(AFL-Q)의 단축형 개발 및 타당화. *교육평가연구*, 31(2), 411-434.
- 서동기, 이순목, 김종남, 최승원, 채정민, 정선호, 조성경, 김명기, Chad Ebesutani (2019). 단축형 심리검사 개발의 측정학적 방법과 타당화: 한국형 역기능우울척도를 중심으로. *한국심리학회지: 일반*, 38(1), 75-102.
- 성요안나, 배유빈, 김소정 (2019). 비자살적 자해에 대한 국내연구 개관: 2000-2018년 연구들을 중심으로. *인지행동치료*, 19(2), 251-280.
- 신현숙, 염시창 (2017). 중학생용 학교생활참여척도(K-SES-M) 단축형의 개발 및 타당화. *한국심리학회지: 학교*, 14(2), 149-180.
- 여성가족부 (2025). 2024년 위기청소년 지원기관 이용자 생활실태조사.
- 오세봄, 김승준, 김지웅, 오홍석, 임우영, 이나현 (2021). 대학병원에서 관찰한 코로나19가 소아청소년 자해에 미치는 영향. *정신신체의학*, 29(2), 128-135.
- 오윤서, 장유진 (2021). 비자살적 자해 청소년 상담에서의 상담자 개입 경험에 관한 질적 연구. *청소년상담연구*, 29(1), 175-204.
- 이보라, 김성연, 이동훈 (2024). 미디어와 주변인을 통해 접한 자해 경험이 청소년 자해 및 자살행동에 미치는 영향. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 36(4), 1735-1757.
- 이정아, 김근호, 장원섭 (2023). Rasch 평정척도모형을 활용한 장인성 측정 도구의 단축형 개발 및 타당화 연구. *한국성인교육학회: Andragogy Today*, 26(4), 75-103.
- 전병재 (1974). 자아존중감 도구측정, 연세논총.
- 허소영, 김정 (2020). 자동적 사고 질문지 개정판 긍정하위척도의 한국판 타당화. *인문사회* 21, 11(5), 751-764.
- Abdou, E. A., Haggag, W., Anwar, K., & Hammad, H. (2024). Methods and functions of non-suicidal self-injury in an adolescent and young adult clinical sample. *Middle East Current Psychiatry*, 31(1), 12.

- Alexander, L. A. (1999). *The functions of self-injury and its link to traumatic events in college students*. [Doctoral dissertation, University of Massachusetts Amherst].
- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4th ed.).
- American Psychiatric Association. (2022). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed., text rev.; DSM-5-TR).
- American Psychiatric Association, DSM-5 Task Force. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders: DSM-5™* (5th ed.).
- Andreadis, I., & Kartsounidou, E. (2020). The impact of splitting a long online questionnaire on data quality. *Survey Research Methods*, 14(1), 31-42.
- Andrich, D. (1978). A rating formulation for ordered response categories. *Psychometrika*, 43(4), 561-573.
- Aspeqvist, E., Andersson, H., Korhonen, L., Dahlström, Ö., & Zetterqvist, M. (2024). Measurement and stratification of nonsuicidal self-injury in adolescents. *BMC Psychiatry*, 24(1), 107.
- Bentley, K. H., Nock, M. K., & Barlow, D. H. (2014). The four-function model of nonsuicidal self-injury: Key directions for future research. *Clinical Psychological Science*, 2(5), 638-656.
- Brager-Larsen, A., Zeiner, P., Klungsøyr, O., & Mehlum, L. (2022). Is age of self-harm onset associated with increased frequency of non-suicidal self-injury and suicide attempts in adolescent outpatients? *BMC Psychiatry*, 22, 58.
- Brailovskaia, J., Schneider, S., & Margraf, J. (2024). The “bubbles”-study: Validation of ultra-short scales for the assessment of depression, anxiety and stress symptoms. *Plos one*, 19(3), e0300923.
- Bresin, K., & Schoenleber, M. (2015). Gender differences in the prevalence of nonsuicidal self-injury: A meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 38, 55-64.
- Brown, R. C., & Plener, P. L. (2017). Non-suicidal self-injury in adolescence. *Current Psychiatry Reports*, 19, 20.
- Bunclark, J., & Crowe, M. (2000). Repeated self-injury and its management. *International Review of Psychiatry*, 12(1), 48-53.
- Burke, T. A., Bettis, A. H., Walsh, R. F. L., Levin, R. Y., Lawrence, H. R., Sheehan, A. E., Turnamian, M. R., & Liu, R. T. (2023). Nonsuicidal self-injury in preadolescents. *Pediatrics*, 152(6), e2023063918.
- Cawood, C. D., & Huprich, S. K. (2011). Late adolescent nonsuicidal self-injury: The roles of coping style, self-esteem, and personality pathology. *Journal of Personality Disorders*, 25(6), 765-781.
- Cerny, B. A., & Kaiser, H. F. (1977). A study of a measure of sampling adequacy for factor-analytic correlation matrices. *Multivariate Behavioral Research*, 12(1), 43-47.
- Cloutier, P. F., & Nixon, M. K. (2003). The Ottawa Self-injury Inventory: A preliminary evaluation. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 12(Suppl. 1), 1-94.
- Conterio, K., & Lader, W. (1998). *Bodily harm*. Hyperion.

- Dahlström, Ö., Zetterqvist, M., Lundh, L. G., & Svedin, C. G. (2015). Functions of nonsuicidal self-injury: Exploratory and confirmatory factor analyses in a large community sample of adolescents. *Psychological Assessment*, 27(1), 302-313.
- D'Zurilla, T., Nezu, A., & Maydeu-Olivares, A. (2002). *Social Problem-Solving Inventory-Revised (SPSI-R): Technical manual*. Multi-Health Systems.
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological methods*, 4(3), 272.
- Fisher, G. G., Matthews, R. A., & Gibbons, A. M. (2016). Developing and investigating the use of single-item measures in organizational research. *Journal of Occupational Health Psychology*, 21(1), 3-23.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
- Gratz, K. L. (2001). Measurement of deliberate self-harm: Preliminary data on the Deliberate Self-Harm Inventory. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 23(4), 253-263.
- Guertin, T., Lloyd-Richardson, E. E., Spirito, A., Donaldson, D., & Boergers, J. (2001). Self-mutilative behavior in adolescents who attempt suicide by overdose. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, 31(4), 529-544.
- Gutierrez, P. M., Osman, A., Barrios, F. X., & Kopper, B. A. (2001). Development and initial validation of the Self-harm Behavior Questionnaire. *Journal of Personality Assessment*, 77(3), 475-490.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2014). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Pearson Education Limited.
- Hamza, C. A., Willoughby, T., & Heffer, T. (2015). Impulsivity and nonsuicidal self-injury: A review and meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 38, 13-24.
- Hollon, S. D., & Kendall, P. C. (1980). Cognitive self-statements in depression: Development of an automatic thoughts questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, 4(4), 383-395.
- Hooley, J. M., Fox, K. R., & Boccagno, C. (2020). Nonsuicidal Self-Injury: Diagnostic Challenges and Current Perspectives. *Neuropsychiatric Disease and Treatment*, 16, 101-112.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: a Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Hughes, C. D., King, A. M., Kranzler, A., Fehling, K., Miller, A., Lindqvist, J., & Selby, E. A. (2019). Anxious and overwhelming affects and repetitive negative thinking as ecological predictors of self-injurious thoughts and behaviors. *Cognitive Therapy and Research*, 43(1), 88-101.
- Izadi-Mazidi, M., Yaghubi, H., Mohammadkhani, P., & Hassanabadi, H. (2019). Assessing the functions of non-suicidal self-injury: Factor analysis of Functional Assessment of

- Self-Mutilation among adolescents. *Iranian Journal of Psychiatry*, 14(3), 184-191.
- Kendall, P. C., Howard, B. L., & Hays, R. C. (1989). Self-referent speech and psychopathology: The balance of positive and negative thinking. *Cognitive Therapy and Research*, 13(6), 583-598.
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford publications.
- 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. (2011). Non-suicidal self-injury in United States adults: prevalence, sociodemographics, topography and functions. *Psychological Medicine*, 41(9), 1981-1986.
- 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., Glenn, C. R., Styer, D. M., Olino, T. M., & Washburn, J. J. (2015). The functions of nonsuicidal self-injury: Converging evidence for a two-factor structure. *Child and Adolescent Psychiatry and Mental Health*, 9, 44.
- Klonsky, E. D., & Muehlenkamp, J. J. (2007). Self-injury: A research review for the practitioner. *Journal of Clinical Psychology*, 63(11), 1045-1056.
- Klonsky, E. D., Victor, S. E., & Saffer, B. Y. (2014). Nonsuicidal self-injury: What we know, and what we need to know. *Canadian Journal of Psychiatry*, 59(11), 565-568.
- Krueger, A. B., & Schkade, D. A. (2008). The reliability of subjective well-being measures. *Journal of Public Economics*, 92(8-9), 1833-1845.
- Kruzan, K. P., Reddy, M., Washburn, J. J., & Mohr, D. C. (2022). Developing a mobile app for young adults with nonsuicidal self-injury: A prototype feedback study. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(23), 16163.
- Lee, J. S., Kim, S., Lee, J. H., Kim, J. W., Yoo, J. H., Han, D. H., Hwang, H., Choi, C. H., & Seo, D. G. (2024). A latent profile analysis on adolescents' Non-Suicidal Self-Injury related to intrapersonal and interpersonal factors. *Child and Adolescent Psychiatry and Mental Health*, 18(1), 120.
- Lewis, S. P., & Santor, D. A. (2008). Development and validation of the Self-Harm Reasons Questionnaire. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, 38(1), 104-115.
- Lim, K.-S., Wong, C. H., McIntyre, R. S., Wang, J., Zhang, Z., Tran, B. X., Tan, W., Ho, C. S., & Ho, R. C. (2019). Global lifetime and 12-month prevalence of suicidal behavior, deliberate self-harm and non-suicidal self-injury in children and adolescents between 1989 and 2018: A meta-analysis. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(22), 4581.
- Lin, M. P., You, J., Ren, Y., Wu, J. Y. W., Hu, W. H., Yen, C. F., & Zhang, X. (2017). Prevalence of nonsuicidal self-injury and its risk and protective factors among adolescents in Taiwan. *Psychiatry Research*, 255, 119-127.

- Linacre, J. M. (2017). Teaching rasch measurement. *Rasch Measurement Transactions*, 31(2), 1630-1631.
- Liu, W., Hu, Z., Liu, Z., Zhang, F., Ding, Y., Shui, Y., Yang, Z., & Cheng, W. (2023). Age- and sex-dependent increase in self-harm among adolescents with mental health problems in East China during COVID-19 related society-wide isolation. *Frontiers in Public Health*, 11, 1129123.
- Lloyd, E. E. (1997). *Self-mutilation in a community sample of adolescents*. [Doctoral dissertation, Louisiana State University and Agricultural & Mechanical College].
- Lloyd-Richardson, E. E., Perrine, N., Dierker, L., & Kelley, M. L. (2007). Characteristics and functions of non-suicidal self-injury in a community sample of adolescents. *Psychological Medicine*, 37(8), 1183-1192.
- Marsh, H. W., Hau, K. T., Balla, J. R., & Grayson, D. (1998). Is more ever too much? The number of indicators per factor in confirmatory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 33(2), 181-220.
- Matthews, R. A., Pineault, L., & Hong, Y. H. (2022). Normalizing the use of single-item measures: Validation of the single-item compendium for organizational psychology. *Journal of Business and Psychology*, 37(4), 639-673.
- Mirichlis, S., Burke, T. A., Bettis, A. H., Dayer, K., & Fox, K. R. (2024). Barriers to youth disclosing self-injurious thoughts and behaviors: A focus on the therapeutic context. *Archives of Suicide Research*, 29(3), 779-794.
- Moran, P., Coffey, C., Romaniuk, H., Olsson, C., Borschmann, R., Carlin, J. B., & Patton, G. C. (2012). The natural history of self-harm from adolescence to young adulthood: a population-based cohort study. *The Lancet*, 379(9812), 236-243.
- Nock, M. K. (2010). Self-injury. *Annual Review of Clinical Psychology*, 6(1), 339-363.
- Nock, M. K., & Favazza, A. R. (2009). *Understanding nonsuicidal self-injury: Origins, assessment, and treatment*. American Psychological Association.
- 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), 885-890.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric Theory*. McGraw-Hill.
- Osman, A., Bagge, C. L., Gutierrez, P. M., Konick, L. C., Kopper, B. A., & Barrios, F. X. (2001). The Suicidal Behaviors Questionnaire-Revised (SBQ-R): Validation with clinical and nonclinical samples. *Assessment*, 8(4), 443-454.
- Poudel, A., Lamichhane, A., Magar, K. R., & Khanal, G. P. (2022). Non suicidal self injury and suicidal behavior among adolescents: Co-occurrence and associated risk factors. *BMC Psychiatry*, 22(1), 96.
- Qu, D., Wang, Y., Zhang, Z., Meng, L., Zhu, F., Zheng, T., He, K., Zhou, Y., Li, C., Bu, H., & Zhou, Y. (2022). Psychometric properties of the Chinese version of the Functional Assessment of Self-Mutilation (FASM) in Chinese clinical adolescents. *Frontiers in*

- Psychiatry*, 12, 755-757.
- Rosenberg, M. (1965). Rosenberg self-esteem scale (RSE). Acceptance and commitment therapy. *Measures Package*, 61(52), 18.
- Sansone, R. A., Wiederman, M. W., & Sansone, L. A. (1998). The Self-Harm Inventory (SHI): Development of a scale for identifying self-destructive behaviors and borderline personality disorder. *Journal of Clinical Psychology*, 54(7), 973-983.
- Sewerynek, P., Wagner, C., McGregor, T., Skelton, M., & Eley, T. C. (2025). Single-item patient-rated helpfulness and improvement as an alternative to standardized questionnaires for establishing anxiety and depression treatment efficacy. *Psychological Assessment*, 37(8), 360-370.
- Somerville, L. H. (2013). The teenage brain: Sensitivity to social evaluation. *Current Directions in Psychological Science*, 22(2), 121-127.
- Son, Y., Kim, S., & Lee, J. S. (2021). Self-injurious behavior in community youth. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(4), 1955.
- Song, J., Howe, E., Olthmanns, J. R., & Fisher, A. J. (2023). Examining the Concurrent and Predictive Validity of Single Items in Ecological Momentary Assessments. *Assessment*, 30(5), 1662-1671.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209.
- Towner, E., Grint, J., Levy, T., Blakemore, S. J., & Tomova, L. (2022). Revealing the self in a digital world: A systematic review of adolescent online and offline self-disclosure. *Current Opinion in Psychology*, 45, 101309.
- Valkenburg, P. M., & Peter, J. (2011). Gender differences in online and offline self-disclosure in pre-adolescence and adolescence. *British Journal of Developmental Psychology*, 29(2), 253-269.
- Washburn, J. J., Potthoff, L. M., Juzwin, K. R., & Styer, D. M. (2015). Assessing DSM-5 nonsuicidal self-injury disorder in a clinical sample. *Psychological Assessment*, 27(1), 31-41.
- Whitlock, J., Exner-Cortens, D., & Purington, A. (2014). Assessment of nonsuicidal self-injury: Development and initial validation of the Non-Suicidal Self-Injury-Assessment Tool (NSSI-AT). *Psychological Assessment*, 26(3), 935.
- Xiao, Q., Song, X., Huang, L., Hou, D., & Huang, X. (2022). Global prevalence and characteristics of non-suicidal self-injury between 2010 and 2021 among a non-clinical sample of adolescents: A meta-analysis. *Frontiers in Psychiatry*, 13, 912441.
- Yang, C. M., Hwang, K. S., Lee, H. J., Choi, S. C., & Lee, S. Y. (2024). Psychometric Properties of Korean Version of Nonsuicidal Self-injury Inventory: Validation Study of Deliberate Self-harm Inventory. *Clinical Psychopharmacology and Neuroscience*, 22(4), 669-678.
- You, J., Lin, M. P., & Leung, F. (2013). Functions of nonsuicidal self-injury among Chinese community adolescents. *Journal of Adolescence*, 36(4), 737-745.

- Zanon, C., Brennan, R. L., Reise, S. P., Embretson, S. E., Pereira, C. A. A., Damásio, B. F., & Barroso, S. M. (2016). An application of item response theory to psychological test development. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 29, 18.
- Zetterqvist, M., Landberg, Å., Jonsson, L. S., & Svedin, C. G. (2023). The psychosocial consequences of covid-19 in adolescents with nonsuicidal self-injury. *Child and Adolescent Psychiatry and Mental Health*, 17(1), 33.
- Zhou, L., Yu, Y., Liu, B., Zhou, L. F., Sheng, J., Zhang, X. F., Deng, X. P., & Ran, M. S. (2024). Non-suicidal self-injury among youth students during COVID-19 pandemic: the role of psychological factors in Jingzhou, China. *Frontiers in Psychiatry*, 15, 1446727.

원 고 접 수 일 : 2025. 09. 17

수정원고접수일 : 2025. 10. 20

게 재 결 정 일 : 2025. 10. 28

Psychometric Validation and Short-Form Development of the Korean Version of the Functional Assessment of Self-Mutilation (FASM) for Adolescents

HwaJung Lee¹⁾ SiHyeong Kim¹⁾ EunSeo Park²⁾ JaeWook Shin³⁾
HyeRim Ji²⁾ JiYun Kim⁴⁾ DongHun Lee⁵⁾

¹⁾Ph.D., Department of Education, Sungkyunkwan University

²⁾Masteral Student, Department of Education, Sungkyunkwan University

³⁾Master Degree, Department of Education, Sungkyunkwan University

⁴⁾Professor, Department of Wesley Creative Convergence, Hyupsung University

⁵⁾Professor, Traumatic Stress Center, Department of Education, Sungkyunkwan University

This study aimed to validate the Korean version of the Functional Assessment of Self-Mutilation (FASM) for assessing non-suicidal self-harm (NSSI) behaviors among adolescents and to develop short and ultra-short forms of the measure. Participants 377 adolescents who had engaged in NSSI within the past year without suicidal intent. Exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis, and the Rasch measurement model supported a three-factor structure-social positive reinforcement, internal reinforcement, and social negative reinforcement-comprising 17 items. Representative items were selected to create a 9-item short form and a 6-item ultra-short form. Both abbreviated forms showed strong correlations with the original scale, and all versions demonstrated satisfactory reliability as well as convergent and criterion validity. These findings suggest that the FASM is an effective tool for evaluating the functional characteristics of NSSI behaviors among Korean adolescents and may serve as a valuable resource for early intervention and digital mental health services in clinical, school, and community settings.

Key words : Non-suicidal self-injury, Functional Assessment of Self-Mutilation, Psychometric Validation, Short-form, Adolescents

부록

부록 1. 기존의 비자살적 자해 척도 개발 연구 및 하위요인

척도명	개발 연구	문항 수	하위 영역	국내 타당화 여부
알렉시안 브라더스 자해 평가(ABASI)	Washburn et al., 2015	7	자해행동 빈도(1문항) 자해행동에서 오는 기대(3문항) 자해기능 및 자해사고(3문항)	N.A
비자살성 자해 평가도구(NSSI-AT)	Whitlock et al., 2014	39	자해행동 유형(2문항) 기능(2문항) 빈도(7문항) 상처의 위치(1문항) 최초 자해행동의 동기(1문항) 심각도(5문항) 자해패턴(7문항) 습관 및 자해를 막는 요인들(2문항) 자해공개(3문항) 치료경험 및 도움요청(3문항) 자해에 대한 개인적 의견(2문항)	N.A
자해행동 설문지(SHBQ)	Gutierrez et al., 2001	22	과거 자살시도(6문항) 비자살적 자해(5문항) 자살 위험(6문항) 자살 사고(5문항)	N.A
오타와 자해 도구(OSI)	Cloutier & Nixon., 2003	27	인지(7문항) 정서(8문항) 행동(7문항) 환경(5문항)	N.A
자해질문지(SIQ)	Alexander, 1999	32	자해 행동(32문항)	N.A
고의적 자해 행동 척도(DSHI)	Gratz, 2001	17	자해유형별 경험(16문항) 그 외 기타 자해 행동 기술(1문항)	Yang 등(2024)
자해 척도(SHI)	Sansone et al., 1998	22	자해 관련 행동(22문항)	성요안나 등(2019)
자해 척도(ISAS)	Klonsky & Glenn., 2009	46	자해 행동(7문항) 자해 기능(39문항)	추은정, 이영호(2018)
자해 기능 평가지(FASM)	Lloyd, 1997	39	자해 방법, 빈도 치료여부(11문항) 자해 시 통증 정보 및 약물복용여부(6문항) 자해기능(22문항) 자해기능에 대한 회피(4문항) 내적강화(6문항) 외적강화(8문항) 자극추구(8문항)	권혁진, 권석만 (2017)
자해 이유 질문지(SHRQ)	Lewis & Santor., 2008	15	부정적 기분 조절(6문항) 원거리 목표 요인(2문항) 외상 관리(3문항) 긴장 완화(2문항) 자기혐오(2문항)	N.A