

한국판 외상 후 울분장애 척도(K-PTEDS)의 요인구조와 수렴 및 변별타당도: 대인관계 역경을 경험한 젊은 성인들을 대상으로*

지 이 안

한림대학교
심리학과
박사과정

조 용 래†


한림대학교
심리학과
교수

외상 후 울분장애 척도(Posttraumatic Embitterment Disorder Self-Rating Scale [PTEDS])는 부정적인 생활사건의 여파로 오래 지속되는 부적응적 울분 증상을 측정하는 자기보고식 척도이다. 본 연구는 대인관계 역경 경험자들을 대상으로 한국판 PTEDS(K-PTEDS)의 요인구조와 수렴 및 변별타당도를 검토하였다. 대인관계 역경을 경험한 전국의 20-30대 젊은 성인 433명이 대인관계 역경 경험 질문지, K-PTEDS, 빠른 울분 검사, 우울증상 질문지, 분노반응 척도, 외상 후 성장 척도, 그리고 단축형 정신적 웰빙 척도를 작성하였다. 탐색적 구조방정식 모형을 적용한 결과, 원척도와 달리 3요인 구조(심리사회적 기능, 정서적 반응, 복수에 대한 사고)가 지지되었고, 내적 일치도는 우수하였다. 아울러, K-PTEDS는 외상 후 울분 증상과 동일하거나 유사한 증상을 측정하는 척도들과는 높은 상관을, 구분되는 무관한 구성개념을 측정하는 척도들과는 낮은 상관을 보였는데, 이는 K-PTEDS의 수렴 및 변별타당도를 지지한다. 이러한 결과들은 K-PTEDS가 대인관계 역경을 경험한 젊은 성인들의 외상 후 울분증상을 신뢰롭고 타당하게 측정하는 도구임을 시사한다.

주요어 : 외상 후 울분, 한국판 외상 후 울분장애 척도, 대인관계 역경, 요인구조, 수렴 및 변별타당도

* 이 논문은 2024년도 한림대학교 교비연구비(HRF-202404-007)에 의하여 연구되었음. 최신 요인분석방법에 관해 자문을 제공해 준 한림대학교 심리학과 서동기 교수님과 최상민 선생에게 감사를 포함.

† 교신저자(Corresponding Author): 조용래 / 한림대학교 심리학과 & 한림응용심리연구소 교수 / (24252) 강원특별자치도 춘천시 한림대학길 1 / Tel: 033-248-1726 / E-mail: yrcho@hallym.ac.kr

 Copyright ©2025, Clinical Psychology in Korea: Research and Practice
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.

사람은 부당하고 불공정하거나 모욕적으로 느껴지는 일을 겪으면 복합적인 감정인 울분(embitterment)을 경험할 수 있는데, 이런 감정이 부적응적으로 지속되면 심각한 심리적 고통으로 이어질 수 있다. Linden(2003)은 독일의 통일 이후 서독과 경제, 문화 등의 사회적 차이로 인해 동독인들에게 많이 나타나는 열등감, 무력감, 분노, 좌절감 등을 연구하며 ‘울분’과 ‘외상 후 울분장애(posttraumatic embitterment disorder [PTED])’의 개념을 소개하였다. 그는 울분을 ‘외부 공격으로 인해 분노와 복수심이 들지만, 반격할 수 없어 무기력함을 경험하고, 변화에 대한 희망이 없는 상태에서 굴욕감이 더해져 생기는 감정’으로 정의하였다. 이후 울분과 PTED를 다룬 연구가 증가하면서 울분의 정의는 더욱 다양화되고 구체화되었다. Znoj 외(2016)는 울분을 ‘부정적인 생활사건에 대한 반응이자 분노와 절망이 복합적으로 나타나는 감정’이라고 정의하였고, Linden 외(2007)는 특히 PTED에서 나타나는 지속적인 울분을 각자가 경험한 일을 ‘부당하고’, ‘불공정하게’ 지각할 때 느낄 수 있는 감정으로 구체화하였다. 아울러, Muschalla 외(2021)는 울분이 집단 내에서 관찰되는 사회적인 감정으로도 나타날 수 있다고 하였다. 일상의 부정적인 사건으로 인해 모두가 울분을 경험하지는 않으며, 울분의 경험이 일시적인 정상적 반응일 수도 있으나, 울분이 만성적으로 지속되어 부적응적 영향을 미친다면 PTED일 가능성이 있다.

PTED는 외상 후 스트레스장애(posttraumatic stress disorder [PTSD])나 적응장애(adjustment disorder)로는 진단될 수 없지만, 일상생활에서 경험한 부정적 사건을 부당하거나 불공정하게 지각하여 나타날 수 있는 장애이다(Linden,

2003). PTED와 PTSD는 모두 스트레스를 유발하는 사건으로 인해 발생하며, 주요 사건에 대한 침습적 사고 및 반복적인 기억, 사건 관련 사고나 상황 또는 대상에 대한 회피를 호소한다는 공통점이 있다(고한석 외, 2014). 그러나, 두 장애는 지배적인 정서적 반응과 유발되는 사건의 유형에서 상이하다고 할 수 있다. PTSD의 지배적인 정서는 불안으로, DSM-5의 PTSD 진단기준에서 정의하는 외상이란 실제적이거나 위협적인 죽음, 심각한 상해나 성적 폭력을 직접적으로 혹은 간접적으로 경험하거나 혐오적인 세부 사항에 반복적이고 지나치게 노출되어 경험하게 되며, 외상 사건으로 인해 기본적 신념이 혼란에 빠지게 된다(고한석 외, 2014; American Psychiatric Association, 2013; Linden et al., 2007). 반면, PTED의 지배적인 정서는 울분으로, 보다 많은 사람들에게 발생할 수 있는 실업, 직장 내 갈등, 친척의 죽음, 이혼, 심각한 질병 등의 부정적 사건으로 유발될 수 있으며, 사건으로 인한 기본적 신념의 위반이 핵심적인 병리적 매커니즘으로 알려져 있고, 위반된 개인의 기본적 가치관이 수정되거나 변화되지 않고 유지되어 모욕감 및 불의로 인한 울분과 복수심이 지속된다(고한석 외, 2014; Linden et al., 2007). 적응장애와 비교해 보면, 적응장애와 PTED 모두 사건 관련 회피, 심리사회적 기능의 손상이 나타날 수 있으며, 생명에 위협적이지 않은 사건으로 인해 나타난다는 공통점이 있으나, 적응장애는 스트레스성 생활사건 경험 이후 유발되고, 6개월 후 증상의 자발적 관해가 나타날 수 있는데 비해, PTED는 부당하고 모욕적으로 지각하는 사건을 경험한 후 유발되며, 일시적이지 않고 자발적 관해 없이 만성화되는 경향이 있다(고한석 외, 2014; Linden et al., 2007; Linden

et al., 2007).

이렇듯 PTED는 일상의 부정적인 생활사건을 모욕적이고 불공정하게 지각하여 나타날 수 있는데, 이로 인한 정신병리적 반응인 외상 후 울분증상(posttraumatic embitterment symptom [PTES])은 지속적인 울분, 부정적 사건에 대한 침습적 사고와 반복적인 기억, 사건 관련 사람 및 장소에 대한 회피, 자책감, 분노, 우울, 절망감, 공포증 및 신체화 증상, 자살 경향 등이 있으며, 충격적 사건에 대한 기억을 떠올리면 정서적으로 각성이 되거나 의욕 상실, 수면장애 등을 보이는 특징이 있다(Linden et al., 2009). 또한, PTED는 다른 정신장애와 동반이환률이 높기에 치료적 측면에서도 차별한 관심을 기울일 필요가 있다(Linden, 2003). PTED 진단을 위해서는 부정적 생활사건의 유형보다는 그러한 사건이 선행하는 것에 초점을 두며, 경험한 사건에 대한 개인의 감정과 해석, 사건 이후에 나타나는 부적응적 반응이나 기능 저하의 심각도가 총체적으로 고려되고 있다. PTED의 진단기준 및 특징을 몇 가지 다른 정신장애들과 비교하면 다음과 같다(고한석 외, 2014; Linden & Arnold, 2021; Linden et al., 2007). 우울장애와 구분되게, PTED는 부정적 사건과 증상의 발현이 직접적으로 관련 있으며, 복수와 관련된 판타지를 떠올릴 땐 정상적인 정동을 나타내거나 미소를 짓기도 하고, 정서 조절이 손상되지 않은 양상을 보인다. 화병은 열감, 입마름, 가슴 답답함, 치밀어 오름, 가슴 속 덩어리, 두통 등 신경성 신체증상과 같은 신체적 반응을 강조하나(권정혜 외, 2008; 김종우 외, 1996; 민성길, 1989; 엄효진 외, 1997), PTED는 불공정함 및 모욕감 등에 대한 만성적인 분노와 박탈감과 같은 심리적 반응을 강조한다는 점에서 차이가 있다(Joe et

al., 2017).

한국인들도 역시 울분 및 PTED로부터 자유로울 수 없는 실정이다. 국내 일반 성인들을 대상으로 한 연구 결과, 중증 이상의 심각한 울분장애 상태인 비율은 각각 14.7%(김남주, 2019) 및 13.3%(이승훈 외, 2017)로 보고되었다. 또한, 장기간의 울분으로 인해 임상적으로 유의한 수준의 고통을 경험한 비율은 각각 39.9%와 29.4%였다. 임상 현장에서 PTED로 진단받은 환자들은 세월호 참사, 교통사고와 같은 부당한 사건사고를 경험한 후 외상 후 울분증상으로 괴로워하는 것으로 나타났다(고한석 외, 2014; Han et al., 2019). 이렇듯 선행 연구에서 밝혀진 한국 일반 성인들의 PTED 위험군 비율은 높은 편이며, 이들은 심리적 및 신체적으로 상당한 고통이나 부적응을 경험한다.

이러한 PTED는 대인관계 역경을 경험한 사람들에게서 나타날 가능성이 높다. 대인관계 역경은 대인관계에서 발생할 수 있는 다양한 역경에 초점을 맞춘 포괄적 개념으로 ‘두려움, 무력감, 분노, 수치심이나 죄책감을 불러일으켰거나, 자신에 대한 인식과 타인과의 관계에서 부정적인 변화를 일으켰던 대인관계 사건’으로 정의된다(유병현 외, 2020). 따돌림, 이별, 배신(Taku et al., 2007), 관계 문제(Robinson & Larson, 2010), 부모의 별거 및 경찰과의 분쟁(Kubany et al., 2000)과 같은 대인관계 역경은 PTSD를 진단할 수 있는 Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (5th ed; DSM-5)의 ‘외상’ 정의에는 해당하지 않을 수 있으나, 실제로 외상 후 스트레스 증상, 자살 행동, 심리적 고통 등 심각한 부정적 영향을 초래할 수 있다(김은정, 김진숙 2008; 이수연, 이동훈, 2017; Allen, 2005; Friedman et al., 2007;

Stein et al., 2010). 2013년부터 2018년까지 진행된 국내 「자살실태조사」 결과, 정신과 전문의 판단에 따른 자살기도 원인은 정신과적 증상(42.8%)에 이어 대인관계 문제(25.4%)가 높은 비중을 차지하였다(보건복지부, 2019). 또한 국내 성인과 청소년이 경험한 외상 사건 중 ‘사랑하는 사람의 갑작스러운 죽음’, ‘(가족 이외에서 경험한) 관계 실패, 심각한 거절 경험 또는 목격’ 등 대인관계 역경이 23.7%로 나타났으며, 대학생의 경우 자연재난(35.2%), 사고(23.3%)에 이어 대인관계 역경이 21.9%로 나타났다(지은혜, 조용래, 2015). 하지만, 대인관계 역경을 경험한 사람들이 다른 유형의 역경을 경험한 사람들보다 정신과적인 도움을 더 많이 찾는 경향이 있음에도 불구하고(Allen, 2005), 이들의 경험은 DSM-5 기준의 ‘외상’으로 간주되지 않는 상대적으로 경미한 부정적인 사건으로 여겨져 외상을 겪지 않은 것으로 분류되며, 이에 따라 임상 장면에서 신속한 진단이나 치료를 시의적절하게 제공받지 못할 수 있다(서영석 외, 2012). 따라서 ‘외상’의 개념을 확장하여 대인관계 역경 경험을 다루는 것이 중요하며, 이로 인해 발생할 수 있는 PTED에도 주목할 필요가 있다. PTED는 배우자의 외도, 이혼, 직장 내 갈등, 상실과 분리 경험 등 대인관계 역경으로 쉽게 유발될 수 있으며(Ege, 2010; Sensky, 2010), 실제로 지속적이거나 중증의 PTES가 있는 한국 사람들이 가장 많이 경험한 부정적인 생활사건은 관계 실패, 상실, 경제적 위기, 배신 순으로 나타났다(김남주, 2019). 더욱이 성인기 초기인 20-30대는 여러 심리·사회적 위기를 겪으며 다양하고 새로운 대인관계를 맺고, 친밀하고 성숙한 관계를 형성하고 유지하는 발달과제에 당면하고 있다는 점(Erikson, 1963)과 최근 한국의

20-30대 젊은 성인의 PTEDS 평균 점수가 ‘지속적 울분을 경험하는 상태’에 해당하는 1.92점이라는 보고(최소희, 한유진, 2022)를 고려하면, 한국 청년층이 경험하는 외상 후 울분증상에 대한 심층적인 연구가 더 많이 필요한 실정이다. 이에 본 연구에서는 국내 20-30대의 대인관계 역경 경험자를 대상으로 외상 후 울분증상을 측정할 수 있는 도구인 한국판 PTEDS의 요인구조와 수렴 및 변별타당도를 구체적으로 알아봄으로써 PTED를 체계적으로 이해하고자 하였다.

외상 후 울분증상을 측정하기 위해 PTED에 대한 진단평가를 할 수 있는 반구조화된 면접지(Linden et al., 2008)와 PTED의 증상을 측정하는 PTED 자기보고식 척도(Linden et al., 2009)가 각각 개발되었다. 특히, 자기보고식 척도(Posttraumatic Embitterment Disorder Self-Rating Scale [PTEDS])는 19문항으로 구성되었으며, 주성분 분석과 Varimax 회전을 통하여 ‘심리적 상태와 사회적 기능(psychological status and social functioning)’과 ‘사건에 대한 정서적 반응과 복수에 대한 사고(emotional response to the event and thoughts of revenge)’라는 2가지 요인으로 이루어져 있다고 밝혀졌다. PTEDS는 이후 다양한 언어로 번안 및 타당화 연구가 진행되었다. Ünal 외(2011)는 터키에서 PTSD나 다른 정신장애로 진단된 입원 환자와 연구 기간 동안 혹은 그 전에 외상적 생활사건을 경험한 성인들을 대상으로 수집한 자료에 대해 주성분 분석과 Varimax 회전을 사용하여 PTEDS의 요인 수가 2개임을 보고하였는데, 각각은 ‘심리적 상태, 정서적 반응 및 사회적 기능의 개인적 부분(psychological condition, emotional reactions and personal part of social functionality)’과 ‘사회적 기능의 사회적 정서

적 반응(social emotional reactions of social functionality)’이었다. Freitas 외(2012)는 포르투갈 대학생을 대상으로 수집한 자료에 대해 주성분 분석과 Varimax 회전을 사용하여 PTEDS의 3요인(‘사회적 기능의 어려움’, ‘사건에 대한 정서적 반응’, ‘복수에 대한 생각’)을 보고하였다. 한편, 중국에서 진행된 Wang 외(2021)의 연구는 원척도보다 2개 더 많은 총 21개 문항으로 구성된 PTEDS (C-PTED-21)에 대해 입원 환자를 대상으로 주성분 분석과 orthogonal 회전을 통해 ‘심리적 상태와 사회적 기능(psychological state and social function)’, ‘정서적 반응(emotional response)’, ‘복수 사고(revenge ideation)’로 구성된 3요인을 보고하였다.

아울러, PTEDS의 확인적 요인분석(confirmatory factor analysis [CFA])을 실시한 다른 선행연구를 살펴보면, Brennan 외(2025)는 PTEDS가 단일차원구조(unidimensional structure)임을 보고하였으며, Leite 외(2024)는 변인 간 관계를 분석하기 위해 원저자가 제안한 요인 수에 맞추어 PTEDS를 2요인(‘심리적 상태 및 사회적 기능’, ‘정서적 반응’)으로 사용하였다.

국내에서는 Shin 외(2012)가 PTEDS를 한국어로 번안 및 타당화한 한국판 PTEDS가 연구에 사용되고 있다. 이 척도는 세월호 참사 관련 피해자(Chae et al., 2018; Han et al., 2019), 가습기 살균제 노출 피해자(오정현, 2020), 성차별 경험자(곽수민, 2022; 어진아, 이승연, 2021), 군인(Lee et al., 2023), 화상 환자(황지현 외, 2019), 비자발적 실직을 경험한 청년들(김민선 외, 2024)을 대상으로 한 다양한 선행연구들에서 사용되었다. 이렇듯 국내에서 율분에 대한 연구가 최근 증가하고 있는 추세이나, 한국판 PTEDS는 아직 명확한 요인구조가 밝혀져 있

지 않은 채 사용되고 있는 실정이다. Shin 외(2012)가 우리나라 말로 번안한 한국판 PTEDS는 DSM-IV-TR을 통해 우울장애로 진단된 정신과 외래 환자를 대상으로 확인한 결과, 내적 일치도(Cronbach’s α)는 .97, 검사-재검사 신뢰도는 .76이었고, 각각 우울증상과 신체증상의 측정도구인 PHQ-9 및 PHQ-15과 각각 $.78(p < .01)$, $.65(p < .01)$ 로 비교적 높은 상관관을 보였다. PTEDS에 대한 선행연구를 고려할 때, 한국판 PTEDS의 다른 심리측정적 속성들, 특히 요인구조와 수렴 및 변별타당도를 검증할 필요가 있다. 이러한 연구 문제는 특정 척도의 구성타당도를 평가하는 데 있어 그 척도의 기저 차원, 즉 요인구조와 수렴 및 변별타당도를 규명하는 것이 매우 중요하다는 견해(Cho et al., 2018; Clark & Watson, 2019)와 잘 부합한다.

본 연구에서는 한국판 PTEDS의 요인구조와 관련하여 Linden 외(2009)가 보고한 원척도의 2요인구조나 Ünal 외(2011)의 2요인구조, Freitas 외(2012)와 Wang 외(2021)의 선행연구들에서 각각 보고된 3요인 구조들에 더해, CFA를 실시한 결과가 밝혀진 1요인(Brennan et al., 2025)과 2요인(Leite et al., 2024) 모형이 국내 20-30대 대인관계 역경 경험자들을 대상으로 했을 때에도 동일하게 반복 검증되는지를 검토하기 위하여 CFA와 탐색적 구조방정식 모형(exploratory structural equation modeling [ESEM])을 사용하고자 하였다.

선행연구들의 요인분석 결과를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 단일차원모형에 대해 CFA를 실시한 Brennan 외(2025)의 연구 결과, Comparative Fit Index (CFI), Tucker - Lewis Index (TLI), Standardized Root Mean Square Residual (SRMR), Root Mean Square Error of

Approximation (RMSEA) 등의 적합도 지수는 양호하게 나타났다. 다음으로, 탐색적 요인분석을 통해 2요인구조를 보고한 선행연구를 살펴보면, Linden 외(2009)는 2개 요인이 척도 전체 변량의 55.25%를, Ünal 외(2011)는 2개 요인이 54.47%를 설명한다고 밝혔다. Linden 외(2009)의 결과와는 다르게 Ünal 외(2011)의 요인 1에는 ‘정서적 반응’이 포함되며, 사회적 기능 또한 ‘개인적 부분’과 ‘사회적 정서적 반응’이라는 구체적인 범주로 구분하고 있다는 점에서 차이가 있다. Leite 외(2024)는 Linden 외(2009)가 제안한 것과 동일한 요인 수로 CFA를 실시하여 ‘심리적 상태 및 사회적 기능’과 ‘정서적 반응’이라는 같은 요인을 보고하였으며, CFI 및 TLI, RMSEA, SRMR 등의 적합도 지수가 양호하였다. 그러나, 세 가지 선행연구 모두 각 요인에 포함된 문항의 내용을 구체적으로 확인하면 이러한 명칭에 적절하게 구분된 요인으로 보기에는 다소 어려운 측면이 있으며, 비슷한 내용의 문항이 서로 다른 요인에 포함되는 등 각 요인에 속한 문항 내용의 동질성이 확보되었다고 주장하는 데에는 무리가 있다고 생각한다.

마지막으로, 3요인으로 보고한 선행연구의 요인을 살펴보면, 전반적으로 ‘사회적 기능’, ‘정서적 반응’, ‘복수 관련 사고’ 등 세 가지 주요 측면으로 구성된다는 공통점이 있다. Freitas 외(2012)는 고유값에 근거하여 3개 요인을 추출하였고, 이 3개의 요인이 척도의 64.71%를 설명한다고 밝혔으며, Wang 외(2021)는 3개의 요인이 63.06%를 설명한다고 하였다. 그러나, Wang 외(2021)는 Freitas 외(2012)와 달리 요인 1에 ‘심리적 상태’를 포함시켜 ‘심리적 상태와 사회적 기능’으로 명명하였다는 점에서 차이를 보인다. 또한, 포르투갈과 중국

연구의 각 요인에 포함된 문항을 구체적으로 비교해 보면, 원척도의 10번과 19번에 해당하는 문항들이 두 연구 간 서로 다른 요인에 부하되었으며, 중국의 Wang 외(2021)는 원척도보다 2개 더 많은 문항으로 구성된 총 21개 문항의 PTEDS를 요인분석에 사용하였다.

아울러, 본 연구에서 PTEDS의 요인구조를 살펴보기 위해 선행연구 결과에 기초하여 1요인 모형과 이원요인 모형을 대안모형 중 하나로 상정한 이유는 다음과 같다. 우선, PTEDS의 타당화를 실시한 Linden 외(2009), Ünal 외(2011), Shin 외(2012), Freitas 외(2012), Wang 외(2021)의 연구에서 모두 PTEDS 전체 척도의 매우 높은 내적 일치도와 높은 문항 간 상관 및 교정된 문항-전체 상관을 보였다. 또한, PTEDS의 CFA를 실시한 Brennan 외(2025)는 구조방정식 모형을 통해 PTED를 변인으로 포함한 연구모형을 살펴본 결과, PTEDS가 단일차원구조(unidimensional structure)임을 보고하였으며, Leite와 Castro(2024)는 PTEDS에 대해 EFA와 함께 Linden 외(2009)가 제안한 요인 수에 근거한 2요인모형의 CFA를 실시한 결과, 두 요인 간 비교적 높은 수준의 상관($r = .768, p < .001$)을 보고하였다. 이러한 선행연구 결과들을 바탕으로 PTEDS가 단일요인으로 이뤄져 있을 가능성을 고려하여 대안모형을 1요인 모형 및 두 가지의 이원요인 모형(bifactor model)으로 상정하였다. 이원요인 모형은 ‘외상 후 울분’이라는 하나의 일반요인을 공통으로 지니며, 특수요인으로는 원 척도 개발 시 제안된 2요인(Linden et al., 2009)과 한국과 문화적 유사성이 있는 중국인(Hofstede, 1984)을 대상으로 한 Wang 외(2021)의 3요인을 각각 반영하였다.

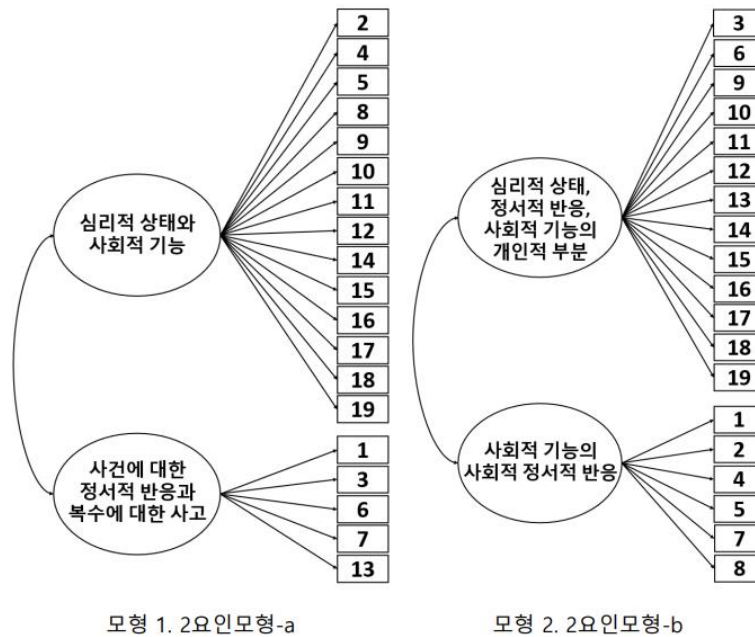
이에 더해, PTEDS가 부정적인 생활사건에

대한 임상적인 반응성 울분 증상을 보이는 PTED의 주요 특성을 요약하여 문항화한 도구라는 점(Linden, 2003; Linden et al., 2009)과 선행연구에서 2개 또는 3개의 요인으로 이루어진 구조를 제시하였음에도 척도의 전체 점수를 활용한 점을 고려하여, ‘외상 후 울분’이라는 상위요인이 하위요인들을 아우른다고 가정하는 위계적 요인 모형(higher-order factor model)을 추가적인 대안 모형으로 상정하였다.

아울러, EFA를 실시한 선행연구들에서 하나의 문항이 선행연구마다 다른 요인에 속하는 결과는 문항의 내용이 여러 요인과 관련되는 교차부하(cross-loading)의 가능성을 시사하는데, CFA는 한 문항이 한 요인에만 부하되어야 한다는 제약이 있어 여러 요인으로 구성된 척도의 경우 요인 간 상관성이 실제보다 과다 추정

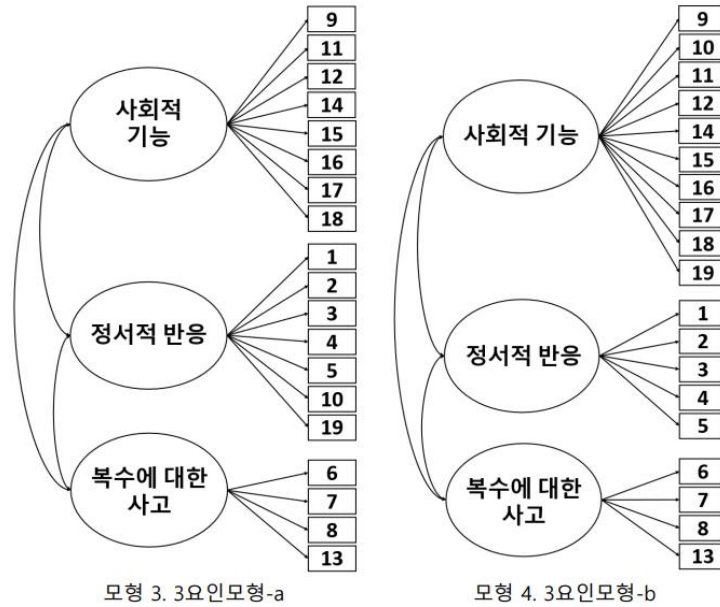
될 수 있다. 이와 대조적으로, ESEM은 개별문항의 교차부하를 허용하여 더욱 정확한 요인 간 상관을 추정할 수 있다는 장점이 있다(Marsh et al., 2011). 이에 따라, 선행연구에서 보고된 요인구조를 바탕으로 ESEM 모형을 대안모형으로 설정하고 각 문항의 교차부하를 허용하여 요인구조를 규명하고자 하였다. 그림 1부터 그림 5는 각 요인 모형을 시각적으로 제시한 것이다.

뿐만 아니라, ESEM을 통해 도출된 최종모형을 기반으로 내적 일치도(Cronbach’s α)와 수렴 및 변별타당도를 검토하고자 하였다. 수렴 및 변별타당도를 검토하기 위하여, 한국판 PTEDS와 동일하거나 비슷한 구성개념 및 구분되는 구성개념을 각각 측정하는 척도들 간의 상관계수를 산출하고, 이러한 상관계수 간의 차이



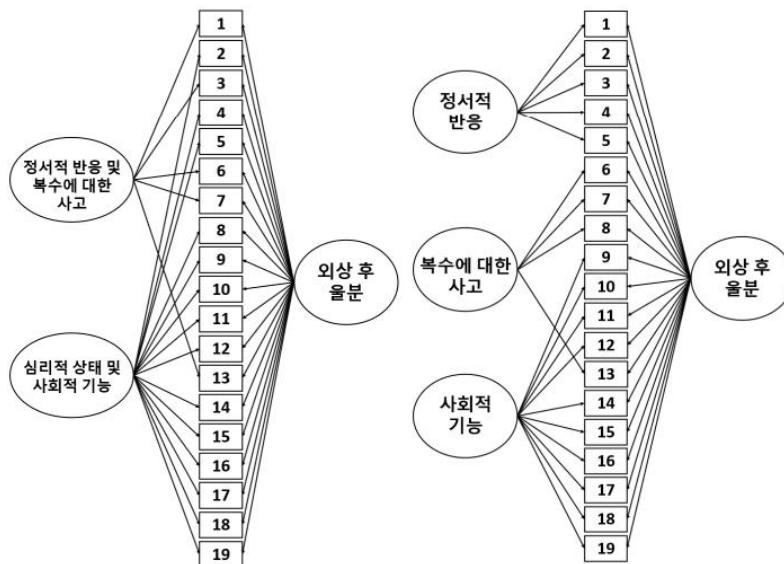
주. 2요인모형-a는 Linden 외(2009)의 2요인구조, 2요인모형-b는 Ünal 외(2012)의 2요인구조를 바탕으로 상정하였음.

그림 1. 선행연구에 따른 PTEDS의 2요인모형



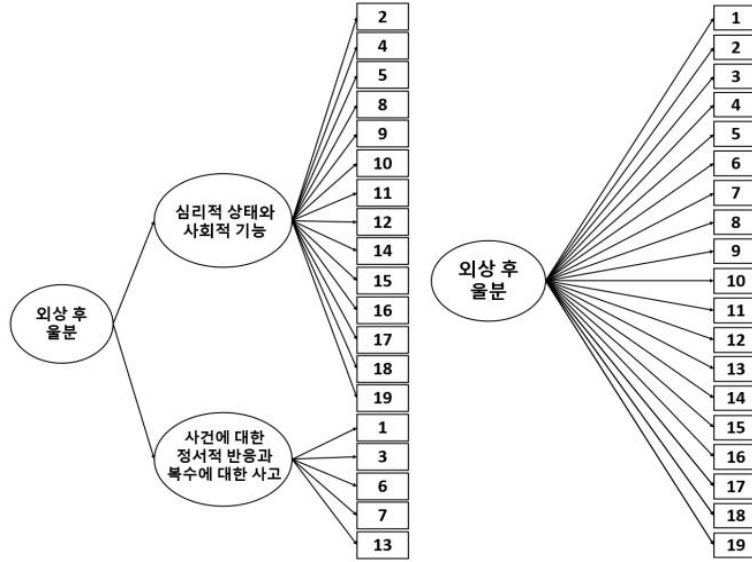
주. 3요인모형-a는 Freitas 외(2012)의 3요인구조, 3요인모형-b는 Wang 외(2021)의 3요인구조를 바탕으로 상정하였음.

그림 2. 선행연구에 따른 PTEDS의 3요인모형



주. 2가지 모형은 연구자가 대안모형으로 상정하였음.

그림 3. PTEDS의 대안모형으로서 이원요인 모형

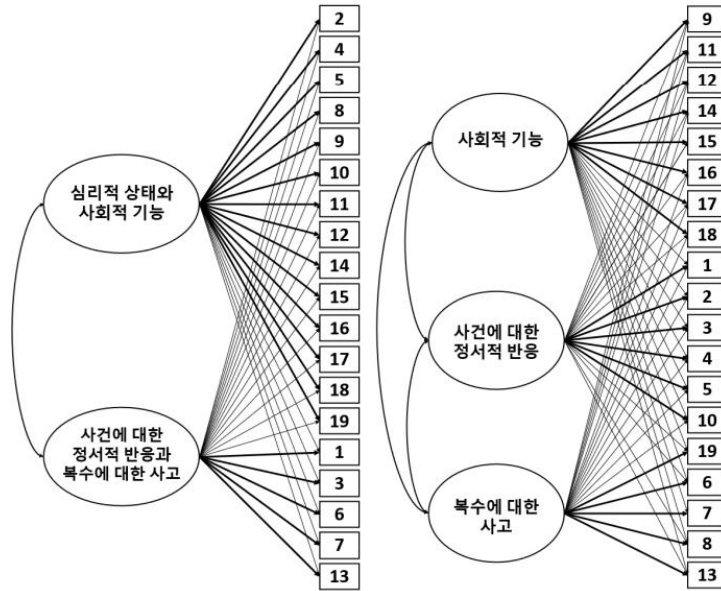


모형 7. 위계요인 모형

모형 8. 단일요인모형

주. 2가지 모형은 연구자가 대안모형으로 상정하였음.

그림 4. 대안모형으로서 위계요인모형 및 단일요인모형



모형 9. 2요인 ESEM 모형

모형 10. 3요인 ESEM 모형

주. 두 가지 ESEM 모형은 연구자가 대안모형으로 상정하였고, 추가적인 대안모형으로 1개의 일반요인과 각각 특수요인이 2개, 3개로 이뤄진 두 가지 이원요인 ESEM 모형(모형 11, 모형 12)을 상정하였음.

그림 5. 대안모형으로서 ESEM 모형

를 검증하였다.

본 연구에서 한국판 PTEDS의 요인구조, 내적 일치도, 그리고 수렴 및 변별타당도를 확인한다면, 국내 대인관계 역경 경험자들이 겪고 있는 외상 후 울분증상(PTES)의 본질 및 관련 요인에 대한 체계적인 이해를 증진하고, PTES 또는 PTED에 대한 효과적인 개입 방안을 마련하며, 이론적 및 임상 연구들을 활성화하는 데 기여할 수 있을 것으로 기대한다.

방 법

연구 대상

2023년 8월-9월 약 1개월간 온라인 설문조사를 실시하여 평생 대인관계 역경 경험 질문지의 총 16가지 항목의 대인관계 역경 유형 중 1가지 이상을 경험했다고 보고한 국내 20-30대 성인을 대상으로 오프라인 홍보 포스터, 온라인 대학교 커뮤니티 사이트, 20-30대 성인이 많이 이용하는 인터넷 카페 및 소셜 네트워크 서비스(SNS) 등을 통해 참여자를 모집하였다. 본 연구에 필요한 표본 크기와 관련하여 요인분석 시 표본 크기를 다룬 선행 연구를 살펴보면, 최소 200명(Guilford, 1954) 혹은 300명을 권장하였으며(Tabachnick & Fidell, 2007), 200명이면 괜찮은 편, 300명이면 좋은 편, 500명이면 매우 좋은 편으로 제시하였다(Comrey & Lee, 1992; Williams et al., 2012). 이를 바탕으로 하여 본 연구에서는 최소 300명을 대상으로 하였고, 전체 응답자 536명 중 연구 참여를 묻는 문항에 동의하지 않거나, 중복으로 설문에 참여하거나, 나이가 본 연구의 기준에 맞지 않거나, 대인관계 역경 경험이

없다고 응답하거나, 불성실하게 응답한 데이터를 제외한 총 433명(남자 215명, 여자 218명)의 자료를 최종 분석에 사용하였으며, 이들의 평균연령은 29.42세였다($SD = 4.74$). 연구 참여자의 거주지역은 서울 186명(43.0%), 경기도/인천 139명(32.1%), 경상도/대구/울산/부산 37명(8.5%), 충청도/대전/세종 33명(7.6%), 강원특별자치도 23명(5.2%), 전라도/광주 15명(3.5%)이었고, 혼인 상태는 미혼 343명(79.2%), 동거 및 결혼 86명(19.9%), 별거 및 이혼 4명(0.9%) 순으로 많았다. 교육수준은 13-16년 329명(6.0%), 12년 63명(14.5%), 17년 이상 39명(9.0%), 11년 이하 2명(0.4%) 순으로 많았다. 직업은 직장인(자영업자, 프리랜서 등을 포함하여 직업을 가진 경우) 311명(71.8%), 대학생 및 대학원생이 66명(15.3%), 취업 준비생 51명(12.0%), 무직이 4명(0.9%)이었다. 대인관계 역경 경험자이면서 성실하게 설문을 완료한 참여자에게 소정의 보상을 제공하였다. 본 연구는 저자들이 소속된 기관의 생명윤리위원회(IRB)로부터 승인(HIRB-2023-041-R)을 받은 후 이루어졌다.

측정도구

대인관계 역경 경험 질문지(Interpersonal Adversity Experience Questionnaire [IAEQ])

IAEQ는 대인관계 역경 경험을 측정하기 위해 서영석 외(2012)가 외상사건의 범주를 바탕으로 구성한 것을 유병현 외(2020)가 대인관계 역경과 관련된 16가지 유형의 경험으로 구성된 질문지이다. 16가지 역경 경험의 유무에 대해 중복 응답이 가능한 1문항과 두 가지 이상의 대인관계 역경 경험에 응답했을 경우 가장 충격적인 사건이 무엇이었는지를 묻는 1문항, 그리고 해당 사건을 얼마나 오래전에 경

험했는지를 묻는 1문항으로 구성되어 있다.

**한국판 외상 후 우울장애 자기보고식 척도
(Korean version of the Posttraumatic
Embitterment Disorder Self-Rating Scale
[K-PTEDS])**

이 척도는 외상 후 우울의 정도를 측정하기 위하여 Linden 외(2009)가 개발한 총 19문항의 자기보고식 검사이다. 원 척도는 주성분 분석을 통해 부정적 사건 이후 경험하는 심리적 상태와 사회적 기능(14문항)과 사건에 대한 감정적 반응 및 복수에 대한 생각(5문항)이라는 두 가지 요인을 가지는 것으로 보고되었으며, 5점 Likert 척도(0점: 전혀 아니다-4점: 아주 많이 그렇다)에 평정하도록 되어 있다. 본 연구에서는 Shin 외(2012)가 한국어로 번안 및 부분적으로 타당화한 척도를 사용하였다. 문항의 평균 점수가 높을수록 외상 후 우울증상의 심각도가 높다는 것을 의미하고, Linden 외(2009)는 문항의 평균 점수가 1.6점 이상인 경우 만성적인 우울을 나타내는 ‘지속적 우울’ 상태로 임상적인 주의가 필요하다고 제안하였으며, 중증도 수준 이상의 우울을 보이고 심한 장애가 있는 상태인 ‘극심한 우울’ 상태를 선별하기 위한 절단점은 2.5점으로 제안하였다. Linden 외(2009)의 연구에서 보고한 내적 일치도(Cronbach’s α)는 .93, 검사-재검사 신뢰도는 .53-.86이었고, Shin 외(2012)의 연구에서 보고한 한국판 PTED 척도의 내적 일치도(Cronbach’s α)는 .97, 본 연구에서 수집된 자료로 산출된 내적 일치도(Cronbach’s α)는 .96이었다.

**한국판 베른 우울 검사(Korean version of
the Bern Embitterment Inventory [K-BEI])**

이 척도는 우울 정도를 측정하기 위하여

Znoj(2008)가 개발한 총 18문항의 자기보고식 검사이다. 각 문항에 대해 5점 Likert 척도(0점: 해당 없음-4점: 전적으로 동의)에 평정하도록 되어 있으며, 18번 문항은 역채점 문항이다. 문항의 평균 점수가 높을수록 우울증상의 심각도가 높다는 것을 의미하며, 본 연구에서는 You와 Ju(2020)의 연구에서 번안한 척도를 사용하였다. Znoj(2008)의 연구에서 보고한 내적 일치도(Cronbach’s α)는 전체 .89였으며, 본 연구에서 수집된 자료로 산출된 전체 척도의 내적 일치도(Cronbach’s α)는 .94로 나타났다.

**한국판 우울증상 질문지(Korean version of
the Patient Health Questionnaire [K-PHQ-9])**

Spitzer, Kroenke, Williams와 Patient Health Questionnaire Primary Care Study Group(1999)이 일차 진료 기관에서 볼 수 있는 정신장애 진단을 위해 건강질문지(Patient Health Questionnaire [PHQ])를 개발하였고, 그 중 PHQ-9는 우울증상을 측정하는 총 9문항의 자기보고식 검사이다. 지난 2주 동안 각 문항의 내용을 얼마나 자주 경험했는지에 대해 4점 Likert 척도(0점: 없음-3점: 거의 매일)에 평정하도록 되어 있으며, 점수가 높을수록 우울증이 심각하다는 것을 의미한다. 본 연구에서는 박주언 외(2016)가 번안한 한국판 척도를 사용하였으며, Kroenke 외(2001)의 PHQ-9의 타당화 연구에서 보고한 내적 일치도(Cronbach’s α)는 .89, .86이었고, 본 연구에서는 .91로 나타났다.

**한국판 분노반응 척도(Korean version of the
Dimensions of Anger Reaction-5 [K-DAR-5])**

Novaco(1975)가 개발한 7문항의 분노반응척도(Dimensions of Anger Reactions)를 바탕으로

외상적 경험과 연관 높은 분노를 측정하고자 Forbes 외(2014)가 개발한 총 5문항의 자기보고식 검사이다. 분노 빈도, 강도, 기간, 공격성 및 사회적 기능 저하 등의 문항에 대해 5점 Likert 척도(1점: 전혀 아님-5점: 매우 많이)에 평정하도록 되어 있다. 본 연구에서는 박주연 외(2016)가 번안한 한국판 척도를 사용하였으며, Forbes 외(2014)의 연구에서 보고한 내적 일치도(Cronbach's α)는 .91이었고, 본 연구에서는 .87로 나타났다.

한국판 외상 후 성장 척도 확장판(Korean version of the Posttraumatic Growth Inventory-Revision [K-PTGI-X])

외상 후 성장 수준을 측정하기 위하여 Tedeschi 외(2017)가 개발한 총 25문항의 자기보고식 검사이다. 이 척도는 새로운 가능성의 발견(5문항), 대인관계의 깊이 증가(7문항), 개인의 강점 발견(4문항), 영적-실존적 성장(6문항), 삶에 대한 감사(3문항) 하위척도로 이루어져 있으며, 각 문항별로 6점 Likert 척도(0점: 변화 경험하지 못함-5점: 변화 매우 많이 경험)에 평정하도록 되어 있다. 본 연구에서는 임선영(2023)이 번안하고 타당화한 한국판 척도를 사용하였다. Tedeschi 외(2017)의 연구에서 보고한 내적 일치도(Cronbach's α)는 .95-.97이고, 임선영(2023)의 연구에서는 .96이었으며, 본 연구에서 수집된 자료로 산출된 전체 척도의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .97로 나타났다.

한국판 단축형 정신적 웰빙 척도(Korean version of the Mental Health Continuum Short Form [K-MHC-SF])

정신적 웰빙의 수준을 측정하기 위하여

Keyes 외(2008)가 개발한 총 14문항의 자기보고식 검사이다. 정서적 웰빙(3문항), 사회적 웰빙(5문항), 심리적 웰빙(6문항) 등 3가지 하위척도로 구성되어 있으며, 각 문항별로 6점 Likert 척도(0점: 전혀 없음-5점: 매일)에 평정하도록 되어 있다. 점수가 높을수록 정신적 웰빙의 정도가 높은 것으로 해석하며, 본 연구에서는 임영진 외(2012)가 한국어로 번안 및 타당화한 척도를 사용하였다. Keyes 외(2008)의 연구에서 보고한 내적 일치도(Cronbach's α)는 .74이고, 임영진 외(2012)의 연구에서는 .93이었으며, 본 연구에서 수집된 자료로 산출된 전체 척도의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .95로 나타났다.

자료 분석

IBM SPSS Statistics 25.0 프로그램을 사용하여 응답자들의 성별, 연령, 거주지역, 혼인 상태, 최종 학력, 직업 등의 인구통계학적 특성을 파악하고자 빈도분석을 실시하였고, 각 변인의 평균 및 표준편차를 산출하기 위해 기술통계 분석을 실시하였으며, 수집된 자료의 정규성을 확인하기 위해 각 변인별로 왜도(skewness)와 첨도(kurtosis)를 산출하였다. 또한, 각 척도들의 내적 일치도(Cronbach's α)를 산출하였다.

다음으로, Mplus 8.3 프로그램을 사용하여 한국판 PTEDS의 1요인모형, 두 가지 2요인모형, 두 가지 3요인모형, 두 가지 이원요인모형, 위계요인모형 등 총 8가지 모형에 대한 CFA를 실시하였고, 모형 적합도를 비교 검증하였다. 또한, 부분제약 목표회전을 사용한 ESEM을 통해 두 가지 상관요인모형, 두 가지 이원요인모형 등 총 4가지의 ESEM 모형의 적합도 지수들을 살펴보았다.

수집된 자료에 가장 잘 부합되는 모형을 밝혀내기 위하여 본 연구에서 사용된 적합도 지수는 다음과 같다. χ^2 검증의 검증력은 표본 크기에 민감하므로(Hoyle, 1995), 표본 크기와 비교적 독립적인 상대적 적합도 지수(relative fit index)인 TL, CFI와 절대적 적합도 지수(absolute fit index)인 RMSEA, SRMR 지수를 함께 검토하였다(김진호 외, 2007). TLI와 CFI는 .90 또는 .95 이상이면 좋은 적합도로 간주하고(Bentler, 1990; Hu & Bentler, 1999), RMSEA는 .08 이하일 때 괜찮은 적합도, .05 이하일 때 좋은 적합도로 간주하며(Browne & Cudeck, 1992; Hu & Bentler, 1999), SRMR은 .05 이하일 때 좋은 적합도로 간주한다(홍세희, 2000; Browne & Cudeck, 1992; Byrne, 1989). 추가적으로, 모형의 정보 준거 지표인 Akaike information criterion (AIC) 및 Bayesian information criterion (BIC)를 검토하였다. AIC와 BIC는 작을수록 더 적절한 모형임을 의미한다(Nylund et al., 2007). 이원요인 모형에 대한 보다 정확한 해석을 위해 모형 적합도 지수에 더해 척도가 지닌 이론적 배경과 일차원 지수(expected common variance [ECV]), 오메가 계수(ω) 및 전체 오메가 위계 계수(ω_H), 하위척도의 오메가 계수(ω_s), 그리고 하위척도의 오메가 위계 계수(ω_{Hs}) 등을 고려해야 한다(신재은, 이태현, 2017). 일반요인(general factor)이 전체 공통분산을 설명하는 비율인 ECV가 .70 이상이면 일반요인이 척도의 대부분을 설명할 수 있음을 의미하고, 척도가 단일차원으로 구성되어 있다고 판단할 수 있다(신재은, 이태현, 2017, Rodriguez et al., 2016).

한국판 PTEDS의 수렴타당도 및 변별타당도를 검증하기 위해 외상 후 율분증상과 유사하거나 변별되는 구성개념을 각각 측정하는 척

도들과 Pearson 상관분석을 진행하였다. 또한, 상관계수 간 유의한 차이가 있는지 평가하기 위해 추가적으로 상관계수 차이에 대한 비교 검증을 실시하였다.

결 과

한국판 PTEDS의 기술통계치

분석에 앞서 문항들의 기술통계치를 산출하였다. 본 연구에서 측정된 한국판 PTEDS 문항들의 평균, 표준편차, 왜도 및 첨도를 표 1에 제시하였다. 또한, 변인들의 모든 왜도의 절댓값이 2 이하, 첨도의 절댓값이 4 이하로 나타나 정규성을 충족하였다(Hong et al., 2003). 다음으로, 변수 간 중복 가능성을 살펴보고자 문항 간 상관을 검토한 결과, 19개의 문항 간 상관은 .40-.67로 다른 문항과의 상관이 너무 낮거나 높은 문항은 없었다(표 1).

확인적 요인분석 및 탐색적 구조방정식 모형

Linden 외(2009)와 Shin 외(2012)의 선행연구를 바탕으로 상정한 요인모형들과 대안모형들 중 어떤 모형이 한국의 대인관계 역경 경험자 표본에서 PTEDS의 적절한 요인구조인지 검증하기 위해 각 요인모형의 적합도 지수, 문항별 요인계수, 요인 간 상관, 정보 준거 지표 AIC 및 BIC, 이원요인 모형의 경우 ECV 및 오메가 계수 등을 검토하였으며, 모형의 이론적 타당성과 요인의 해석 가능성을 함께 고려하였다. 우선, 확인적 요인분석(CFA)을 수행한 결과, 두 가지 이원요인 모형들의 경우 6번 문항의 잔차 분산이 음수로 나타나는 Heywood

표 1. 한국판 PTEDS의 문항 간 상관 및 기술통계치

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	
1	-																			
2	.67	-																		
3	.57	.59	-																	
4	.53	.58	.57	-																
5	.57	.58	.58	.59	-															
6	.52	.51	.56	.52	.63	-														
7	.50	.53	.48	.50	.50	.44	-													
8	.50	.56	.50	.52	.51	.46	.50	-												
9	.55	.63	.56	.53	.55	.53	.58	.57	-											
10	.51	.58	.54	.46	.51	.57	.53	.47	.57	-										
11	.56	.51	.53	.54	.58	.54	.43	.45	.54	.46	-									
12	.54	.62	.55	.47	.51	.48	.55	.58	.66	.56	.51	-								
13	.50	.47	.46	.40	.54	.61	.44	.48	.46	.51	.53	.50	-							
14	.55	.58	.48	.52	.52	.46	.56	.54	.65	.60	.46	.63	.51	-						
15	.55	.60	.53	.55	.52	.47	.57	.55	.58	.52	.46	.62	.42	.58	-					
16	.62	.58	.55	.54	.51	.56	.50	.55	.61	.59	.53	.60	.56	.63	.61	-				
17	.54	.59	.52	.47	.53	.48	.46	.54	.62	.61	.53	.58	.52	.64	.58	.64	-			
18	.53	.60	.55	.52	.60	.47	.55	.51	.55	.51	.55	.61	.51	.57	.62	.59	.63	-		
19	.50	.52	.49	.49	.61	.53	.50	.49	.58	.50	.55	.56	.49	.52	.58	.56	.54	.61	-	
M	2.10	1.85	1.84	2.07	2.00	1.64	2.00	1.93	1.89	1.57	1.88	1.82	1.66	1.89	2.05	1.79	1.64	1.78	1.90	
SD	1.04	1.14	1.10	1.16	1.16	1.22	1.14	1.17	1.16	1.11	1.21	1.17	1.20	1.16	1.16	1.18	1.25	1.15	1.18	
왜도	-0.10	0.06	0.12	-0.16	-0.07	0.27	-0.14	0.03	0.07	0.27	0.00	0.07	0.16	-0.04	-0.13	0.10	0.25	0.04	-0.02	
첨도	-0.51	-0.74	-0.65	-0.78	-0.76	-0.87	-0.70	-0.73	-0.78	-0.60	-0.83	-0.78	-0.91	-0.74	-0.72	-0.87	-0.96	-0.78	-0.82	

case가 발생하여 6번 문항의 잔차 분산을 .05로 고정하여 CFA를 실시하였다. 추가적으로, 1차요인이 2개인 위계요인모형의 경우 1차요인과 2차요인 간 요인부하량이 1을 넘어 모형 적합도가 추정되지 않았다. 산출된 각 모형의 적합도 지수들은 표 2에 제시되어 있다. χ^2 검증은 표본 크기에 민감하여 표본크기가 클수록 영가설이 기각될 가능성이 높아진다는 견해(홍세희, 2000; Cudeck & Henly, 1991)를 고려하여 다른 적합도 지수를 검토한 결과, 모든 모형의 CFI, TLI, RMSEA, SRMR 값이 양호하였다(표 2). PTEDS의 기존 타당화 연구를 바탕으로 상정한 2요인 및 3요인모형들 중에서는 Wang 외(2021)의 3요인모형을 바탕으로 상정한 3요인모형-b의 적합도 지수들이 일부 미세하게 나은 편으로 밝혀졌다. 다차원 요인모형

중에서는 이원요인 모형-b(모형 6) 및 위계요인모형(모형 7)의 모형적합도 지수들이 나은 편이었다. ESEM 모형 중에서는 3요인 ESEM(모형 10)과 이원요인 ESEM(모형 11, 모형 12)의 적합도가 우수하였다.

다음으로, CFA 2요인 및 3요인모형들의 요인 간 상관을 살펴보았을 때 2요인모형-a의 요인 간 상관은 $r = .98(p < .001)$, 2요인모형-b의 요인 간 상관은 $r = .97(p < .001)$ 로 매우 높게 나타났으며, 3요인모형들의 요인 간 상관도 .90 이상으로 높게 나타나 하위요인이 실질적으로 구별되기 어렵다고 판단하였다. 다음으로, AIC 및 BIC를 비교한 결과에서는 이원요인 모형-a의 AIC와 BIC 값이 가장 낮아서 다른 모형들에 비해 통계적으로 더 적절한 모형으로 나타났다. 이에 따라 PTEDS가 다차

표 2. 선행연구의 요인모형 및 대안모형들의 모형적합도와 정보 준거 지표($N = 433$)

모형	$\chi^2(df)$	CFI	TLI	AIC	BIC	RMSEA(90% CI)	SRMR
단일요인모형	487.69(152)***	.94	.93	20786.65	21018.68	.07(.06 - .08)	.04
2요인모형-a	483.22(151)***	.94	.93	20784.18	21020.28	.07(.06 - .08)	.04
2요인모형-b	483.22(151)***	.94	.93	20765.48	21001.58	.07(.06 - .08)	.04
3요인모형-a	462.88(149)***	.94	.93	20767.83	21012.08	.07(.06 - .08)	.04
3요인모형-b	437.02(149)***	.95	.94	20741.98	20986.23	.07(.06 - .07)	.03
이원요인모형-a	334.61(134)***	.96	.95	20669.57	20974.87	.06(.05 - .07)	.03
이원요인모형-b	349.74(134)***	.96	.95	20684.69	20990.00	.06(.05 - .07)	.03
위계요인모형	437.02(149)***	.95	.94	20741.98	20986.23	.07(.06 - .07)	.03
2요인 ESEM	334.06(134)***	.96	.95	20669.01	20974.32	.06(.05 - .07)	.03
3요인 ESEM	252.73(134)***	.98	.96	20621.69	20996.20	.05(.04 - .06)	.02
이원요인 ESEM-a	252.73(134)***	.98	.96	20621.69	20996.20	.05(.04 - .06)	.02
이원요인 ESEM-b	196.76(149)***	.98	.97	20597.72	21037.36	.05(.04 - .06)	.02

주. CFI = comparative fit index; TLI = Tucker - Lewis index; AIC = Akaike information criterion; BIC = Bayesian information criterion; RMSEA = root mean square error of approximation; SRMR = standardized root mean square residual. *** $p < .001$.

원적으로 구성되었을 가능성을 추가적으로 검 (general factor)과 개별적인 특수요인(specific 토하고자 PTEDS의 문항들이 1개의 일반요인 factor)에 수렴되는 것으로 가정된 이원요인

표 3. CFA 및 ESEM 모형들의 문항별 요인계수(N = 433)

문항	CFA									ESEM				
	3요인모형-b(모형 6)			이원요인 모형-b(모형 8)			3요인 ESEM(모형 10)			Bi-ESEM-b(모형 12)				
	요인1	요인2	요인3	g요인	요인1	요인2	요인3	요인1	요인2	요인3	g요인	요인1	요인2	요인3
1		.77		.73		.32		.29	.40	-.13	.73	-.06	.19	.03
2		.81		.77		.32		.43	.44	-.04	.78	-.06	.18	-.11
3		.75		.73		.14		.13	.55	.14	.71	.02	.26	.06
4		.73		.71		.11		.05	.71	.01	.68	.02	.35	-.02
5		.77		.76		.04		-.03	.61	.31	.72	.16	.27	.19
6			.71	.71			.68	-.01	.31	.59	.68	-.04	.20	.44
7			.69	.69			-.08	.49	.27	-.03	.69	-.02	.06	-.10
8			.71	.70			-.07	.49	.22	.04	.70	-.06	.06	-.05
9	.79			.77	.21			.64	.18	.02	.79	-.15	.04	-.07
10	.73			.70	.22			.58	-.02	.25	.73	-.15	-.04	.11
11	.69			.72	-.12			.10	.41	.31	.68	.13	.16	.18
12	.78			.75	.22			.73	.08	.00	.78	-.05	-.05	-.10
13			.68	.67			.19	.34	-.13	.64	.67	.03	-.09	.39
14	.77			.72	.41			.85	-.09	.04	.78	-.13	-.14	-.08
15	.76			.74	.15			.57	.32	-.11	.76	.03	.06	-.16
16	.79			.76	.20			.63	.03	.22	.79	-.06	-.05	.06
17	.78			.73	.28			.74	-.07	.16	.78	.00	-.15	.00
18	.77			.76	.07			.48	.29	.06	.78	.40	-.05	-.09
19	.73			.74	-.00			.32	.32	.17	.72	.17	.06	.06

잠재변인 간 상관계수														
	요인1	요인2	요인3	g요인	요인1	요인2	요인3	요인1	요인2	요인3	g요인	요인1	요인2	요인3
g요인														
요인1	-				-			-				-		
요인2	.94***	-				-		.79***	-				-	
요인3	.97***	.96***	-				-	.59***	.62***	-				-

주. 강조된 값은 .30 이상의 요인계수를 표시한 것으로 유의한 수준의 요인계수를 의미함; g요인 = 일반요인.

*** $p < .001$.

모형들에 대한 CFA 결과를 살펴보았다. 먼저, 오메가 계수를 살펴보면, 이원요인 모형-a의 오메가 계수(ω)는 .96, 전체 오메가 위계 계수(ω_H)는 .95로 일반요인이 진점수 분산의 98.96%를 설명하는 것으로 밝혀져 PTEDS를 전체 점수가 일반요인을 대표하는 단일 차원의 척도로 간주할 수 있다. 각 하위척도별 오메가 계수(ω_S)는 각각 .95, .87이었고, 각 하위척도별 오메가 위계 계수(ω_{HS})는 각각 .02, .05로 나타나 특수요인의 고유한 설명력은 매우 제한적이었다. 또한, 전체 척도의 일차원 지수(ECV)는 .91로 공통 분산 중 91%가 일반요인으로 설명됨을 의미하여 PTEDS가 단일차원으로 구성되어 있음을 시사하였다. 다음으로, 이원요인 모형-b의 오메가 계수(ω)는 .96, 전체 오메가 위계 계수(ω_H)는 .94로 일반요인이 진점수 분산의 97.92%를 설명하여 역시 PTEDS를 단일차원의 척도로 간주할 수 있음을 나타낸다. 각 하위척도별 오메가 계수(ω_S)는 각각 .93, .88, .84, 하위척도별 오메가 위계 계수(ω_{HS})는 각각 .04, .05, .05로 나타나 특수요인들의 분리 가능성이 확보되지 않았으며, 전체 척도의 ECV는 .89로 공통 분산 중 89%가 일반요인으로 설명되어 PTEDS의 단일차원성을 시사하였다. 또한, 1차요인이 3개인 위계요인모형(모형 8)의 경우 각 1차요인에 속한 문항들의 요인계수는 .68 이상이었으나, 1차요인과 2차요인 간 요인계수가 각각 모두 .97 이상으로 1차요인의 고유성 및 독립성을 확보하지 못하였다.

모형의 적합도 지수가 높게 나타난 CFA 및 ESEM 모형을 위주로 문항별 요인계수와 요인 간 상관계수를 살펴보았다(표 3). CFA 모형에서는 모든 문항들의 요인계수가 .30 이상의 값을 보였으며, 이원요인 모형-b(모형 8)에서는

특수요인에 .30 이상의 요인계수를 보이는 문항들이 매우 적었다. ESEM 모형도 모든 문항들이 .30 이상이였으며, 3요인 ESEM(모형 10)에서는 7개 문항(2, 5, 6, 11, 13, 15, 19번)에서 교차부하가 관찰되어 해당 문항들이 2개 이상의 요인과 관련될 수 있음을 보여준다. 11번 문항은 선행연구 결과와는 다른 2가지 요인과 관련이 있는 것으로 나타났다. 이원요인 ESEM-b(모형 12)에서는 일반요인에 대한 모든 문항들의 요인계수가 특수요인에 대한 요인계수보다 현저히 높아 일반요인의 설명력이 큰 단일차원성이 시사된다. 요인 간 상관계수를 비교하면, 3요인 CFA 모형($r = .94-.97, p < .001$)보다 3요인 ESEM의 상관계수($r = .59-.79, p < .001$)가 낮게 나타나, CFA보다 ESEM에서 요인 간 변별이 잘 이루어졌음을 의미한다.

이와 같은 결과를 종합하면, 우수한 모형 적합도와 안정적인 교차부하, 요인 간 상관관계 감소, 척도 내 구조적 타당성 등을 고려할 때 한국판 PTEDS의 요인구조는 3요인 ESEM 모형이 가장 적절한 것으로 판단된다(Marsh et al., 2020; Morin et al., 2020). 이는 통계적 지표만이 아니라 문항 내용의 개념적인 복잡성과 해석 가능성을 반영하는 모형으로 이해할 수 있다.

한국판 PTEDS의 내적 일치도

본 연구에서 수집된 자료를 바탕으로 한국판 PTEDS의 내적 일치도(Cronbach's α)와 교정된 문항-총점 상관을 산출하였다. 한국판 PTEDS의 전체 내적 일치도는 .96(교정된 문항-총점 상관은 .49-.77)로 우수하였다. 각 하위척도의 경우, 교차부하량의 차이가 명확하지 않은 세 문항(2, 11, 19번)은 제외하여 내적 일

표 4. 한국판 PTEDS의 내적 일치도(Cronbach's α)

	문항수	교정된 문항-총점 상관	내적 일치도 (Cronbach's α)
심리사회적 기능	8	.69 - .76	.92
정서적 반응	4	.67 - .69	.84
복수에 대한 사고	4	.56 - .64	.79
K-PTEDS 전체	19	.66 - .77	.96

치도를 산출한 결과, 심리사회적 기능은 .92, 정서적 반응은 .84, 복수에 대한 사고는 .79로 한국판 PTEDS의 내적 일치도는 양호하였다(표 4).

한국판 PTEDS의 수렴 및 변별타당도

한국판 PTEDS의 수렴타당도를 검증하기 위해 외상 후 울분과 동일하거나 유사한 구성개념들인 울분을 측정하는 도구인 K-BEI, 우울

증상을 측정하는 K-PHQ-9, 분노반응을 측정하는 K-DAR-5와의 Pearson 상관계수를 확인하였다(표 5). 그 결과, 한국판 PTEDS 전체 척도는 K-BEI($r = .74, p < .001$), K-PHQ-9($r = .73, p < .001$), K-DAR-5($r = .67, p < .001$)와 강한 정적 상관을 보여 한국판 PTEDS의 수렴타당도가 지지되었다. 수렴 및 변별타당도 분석 시 ESEM 결과에서 한국판 PTEDS의 각 요인에 대한 교차부하량의 차이가 뚜렷하지 않았던 문항(2, 11, 19번)을 제외한 하위척도 점수를

표 5. 한국판 PTEDS의 하위요인들 간 상관 및 관련 변인들과의 상관 ($N = 433$)

	K-PTEDS 전체 척도	심리사회적 기능	정서적 반응	복수에 대한 사고
심리사회적 기능	.96***	1		
정서적 반응	.91***	.80***	1	
복수에 대한 사고	.91***	.82***	.79***	1
K-BEI	.74***	.70***	.67***	.71***
K-PHQ-9	.73***	.74***	.61***	.62***
K-DAR-5	.67***	.64***	.61***	.61***
K-PTGI-X	-.23***	-.25***	-.16***	-.22***
K-MHC-SF	-.53***	-.53***	-.46***	-.46***

주. K-PTEDS = 한국판 PTEDS; K-BEI = 한국판 베른 울분 검사; K-PHQ-9 = 한국판 우울증상 질문지; K-DAR-5 = 한국판 분노반응 척도; K-PTGI-X = 한국판 외상 후 성장 척도; K-MHC-SF = 한국판 단축형 정신적 웰빙 척도. *** $p < .001$.

기반으로 분석한 결과, 세 하위척도와 K-BEI, K-PHQ-9, K-DAR-5 간 모두 유의한 정적 상관($r = .61-.74, p < .001$)을 보였다. 이 결과들은 한국판 PTEDS의 수렴타당도를 지지한다.

아울러, 한국판 PTEDS 전체 척도의 변별타당도를 검증하기 위해 외상 후 성장 수준을 측정하는 K-PTGI-X, 정신적 웰빙 수준을 측정하는 K-MHC-SF와 Pearson 상관계수를 산출하였다(표 5). 그 결과, 한국판 PTEDS 전체 척도는 K-PTGI-X와 유의하지만 낮은 부적 상관($r = -.23, p < .001$)을, K-MHC-SF와는 중간 수준의 부적 상관($r = -.53, p < .001$)을 보여 변별타당도가 지지되었다. 한국판 PTEDS의 세 하위척도들의 경우 K-PTGI-X와 모두 유의하지만 낮은 부적 상관($r = [-.25, -.16], p < .001$)

을 보였으며, K-MHC-SF와는 중간 수준의 유의한 부적 상관($r = [-.53, -.46], p < .001$)을 보여 변별타당도가 지지되었다.

추가적으로, 수렴 및 변별타당도의 상관계수가 통계적으로 유의한 차이를 나타내는지 더 검증하기 위해 Fisher's Z transformation을 통해 상관계수를 변환하고, 비교 검증을 실시하였다. 그 결과, 표 6에서 보듯이, 한국판 PTEDS와 동일하거나 유사한 구성개념을 재는 척도들 간의 상관계수는 모두 한국판 PTEDS와 구분되는 구성개념을 재는 척도들 간의 상관계수에 비해 통계적으로 유의하게 더 강한 것으로 밝혀졌다. 이 결과들은 한국판 PTEDS의 수렴 및 변별타당도를 지지한다.

표 6. 한국판 PTEDS의 수렴 및 변별타당도를 검증하기 위한 각 상관계수 간 차이 비교 검증

구분	비교 검증 변인		r	z_r
수렴타당도	1	K-PTEDS & K-BEI	.74***	.95
	2	K-PTEDS & K-PHQ-9	.73***	.92
	3	K-PTEDS & K-DAR-5	.67***	.80
변별타당도	4	K-PTEDS & K-PTGI-X	-.23***	-.24
	5	K-PTEDS & K-MHC-SF	-.53***	-.58
구분	비교 검증		z	
상관계수 Z-test	1	4 (K-PTEDS & K-PTGI-X)	17.35***	
		5 (K-PTEDS & K-MHC-SF)	22.46***	
	2	4 (K-PTEDS & K-PTGI-X)	16.95***	
		5 (K-PTEDS & K-MHC-SF)	22.05***	
	3	4 (K-PTEDS & K-PTGI-X)	15.23***	
		5 (K-PTEDS & K-MHC-SF)	20.33***	

주. K-PTEDS = 한국판 PTEDS; K-BEI = 한국판 베른 우울 척도; K-PHQ-9 = 한국판 우울증상 질문지; K-DAR-5 = 한국판 분노반응 척도; K-PTGI-X = 한국판 외상 후 성장 척도 확장판; K-MHC-SF = 한국판 단축형 정신적 웰빙 척도; z_r = Fisher's Z transformation으로 상관계수를 변환한 값임. *** $p < .001$.

논 의

본 연구에서는 대인관계 역경을 경험한 한국의 20-30대 성인을 대상으로 외상 후 울분 증상(PTES)을 측정하는 도구인 한국판 PTEDS의 요인구조를 규명하고, 수렴타당도와 변별타당도를 검증하였다. 본 연구의 주요 결과들을 살펴보고 이에 관해 논의하면 다음과 같다.

먼저, 한국판 PTEDS의 요인구조를 규명하기 위하여 원판 PTEDS의 개발 및 타당화 연구 결과(Linden et al., 2009)와 터키인(Ünal et al., 2011)을 대상으로 설정한 두 가지 2요인 모형, 포르투갈인(Freitas et al., 2012)과 중국인(Wang et al., 2021) 대상의 선행연구들에 기초하여 설정된 두 가지 3요인모형, 그리고 연구자가 설정한 단일요인모형과 두 가지 이원요인 모형, 위계요인모형, 네 가지 ESEM 모형들 간의 적합도를 확인적 요인분석으로 비교 평가해 보았다. 그 결과, 모든 모형들이 양호한 적합도를 보였으며, PTEDS의 타당화 선행연구를 바탕으로 상정한 모형들 중에서는 Wang 외(2021)의 3요인을 가정한 3요인모형-b의 적합도 지수가 다른 모형들에 비해 미세하게 나은 편이었다. 따라서 2요인모형들과 3요인모형들이 구체적으로 어떤 차이가 있는지 살펴보고자 각 모형의 요인 간 상관을 검토한 결과, 모든 요인 간 상관이 .90 이상으로 높게 나타나 하위요인들이 실질적으로 구분된다고 보기 어렵다고 판단되었다(Reise et al., 2007). 이에 더해, PTEDS의 CFA를 실시한 선행연구에서 Brennan 외(2025)는 PTEDS를 단일차원으로, Leite와 Castro(2024)는 2요인으로 보고한 점을 바탕으로 요인구조에 대한 추가적인 탐색이 필요하다고 판단되었다. 이에 PTEDS의 단일차원성 및 각 문항과 특수요인 간의 관계를

검토하고자 이원요인 모형을 대안모형으로 설정하였으며, 선행연구에서 PTEDS의 전체 점수를 활용해 온 점과 PTEDS 개발 시 다양한 반응성 울분증상을 나타내는 PTED의 특징이 문항화되었음을 고려하여 위계요인모형의 적합도를 살펴보았다. 더불어, CFA 모형에서 요인 간 상관이 과대추정되었을 가능성을 감안하여 부분제약 목표회전을 사용한 ESEM을 통해 문항별 교차부하를 허용하여 요인구조를 살펴보았다.

두 가지 이원요인 모형(모형 5, 모형 6)에 대한 CFA 결과, 적합도 지수들이 큰 차이를 보이지 않아 추가적으로 정보 준거 지표를 검토하였다. 1개의 일반요인과 2개의 특수요인을 지닌 이원요인 모형(모형 5)이 다른 모형들에 비해 통계적 적합도는 약간 나았으나, 이원요인 모형의 실질적인 해석 가능성과 특수요인의 활용 가능성 측면에서 제한이 존재한다. 두 가지 이원요인 모형의 오메가 계수(ω)와 전체 오메가 위계 계수(ω_H)의 비율은 모두 97% 이상으로 '외상 후 울분'이라는 일반요인이 PTEDS의 진점수 분산의 97% 이상을 설명한다는 것을 의미하며, PTEDS라는 척도는 전체 점수가 일반요인을 반영하는 점수로 해석하는 것이 타당하므로 PTEDS는 단일차원의 척도임을 시사한다. 또한, 두 모형을 구성하는 하위척도별 오메가 위계 계수(ω_{Hi})는 모두 .05 이하로 나타나 이원요인 모형을 구성하는 특수요인을 독립적으로 사용하는 데 어려움이 있음을 의미하며, ECV는 각각 .91, .89로 나타나 PTEDS를 단일차원으로 간주하여 모델링을 해도 큰 문제가 없음을 보여준다(Gu et al., 2017; Rodriguez et al., 2016a). 또한, 위계요인모형의 경우 1차요인을 2개로 설정한 위계요인모형은 1차 및 2차요인 간 요인계수가 1을 초

과하여 모형의 추정 및 해석이 불가능하였다. 1차 요인을 3개로 설정한 위계요인모형(모형 7)은 이원요인 모형에 비해 적합도가 낮고 3요인모형-b(모형 4)와 동일한 적합도 지수를 보였다. 1차요인별 문항들의 요인계수는 .68 이상으로 양호했으나, 1차요인과 2차요인 간 요인계수가 모두 .96 이상으로 2차요인이 1차요인의 대부분을 설명하여 1차요인이 실질적으로 독립된다고 보기 어려웠다.

다음으로, ESEM 모형들을 살펴보았을 때, 3요인 ESEM-b(모형 10)은 CFA 3요인모형-b(모형 4)보다 우수한 적합도를 보였으며(CFI = .98, RMSEA = .05), 문항별 요인계수도 안정적으로 나타났다. 요인 간 상관은 .52-.79로 CFA 결과보다 낮게 추정되어 통계적으로 요인 간 변별 가능성을 확인하였다. 이는 선행연구에서 지적되어 온 요인 간 상관의 과대추정이라는 CFA의 한계를 ESEM을 통해 보완할 수 있다는 점을 지지한다(안정원, 이순묵, 2015; 이순묵 외, 2016; Marsh et al., 2020; Morin et al., 2020). 또한, 일부 문항들은 선행연구의 EFA 결과에서 서로 다른 요인으로 부하되었는데, ESEM을 통해 교차부하를 허용하여 해당 문항들이 여러 요인에 부하가 될 수 있다는 점을 경험적으로 확인하였다. 이는 PTEDS 문항들의 다차원성을 반영한다고 할 수 있으며, 기존 타당화 연구 결과에서 ‘심리적 상태’, ‘정서적 반응’, ‘사회적 기능’ 요인들에 명확히 들어맞지 않았던 몇몇 문항들의 결과에 대한 설명을 제공할 수 있다. 교차부하된 7개의 문항 대부분은 선행연구 결과와 유사한 방향으로 요인계수가 크게 나타났으나, 2번(내 정신건강에 눈에 띄게 심하고 지속적으로 안 좋은 영향을 주는 일)과 19번(나로 하여금 아픈 기억을 자주 떠올리게 하는 일)은 요인 1과 요인 2에

모두 부하되었다. 11번 문항(그 일에 대해 다시 생각하지 않으려고 어떤 특정 장소나 사람을 회피하게 하는 일)은 선행연구와 다른 2개의 요인에 비슷한 수준의 요인계수를 보였다. 이는 이 문항들이 개념적으로 일정 부분 혼합되어 있거나 요인 구조가 문화적 맥락에 따라 다르게 적용될 수 있음을 시사한다. 이론적으로도 외상 후 울분은 단일한 정서라기보다 다양한 인지적, 정서적, 행동적 반응이 복합적으로 구성된 개념으로 간주되고 있어서 본 연구의 결과는 개념적 복잡성과 현실적 응답 특성을 반영하는 패턴으로 해석할 수 있다.

마지막으로, 이원요인 ESEM 모형에서도 모형 적합도는 매우 우수하게 나타났으나(CFI = .98, BIC = 21037.36), 일반요인의 설명력이 매우 높아 특수요인들의 뚜렷한 해석 가능성이 확보되지 못하였다.

이러한 결과를 종합하였을 때, 3요인 ESEM 구조가 통계적 안정성 및 해석 가능성 측면에서 가장 우수한 대안으로 판단되며, 이는 Linden 외(2009)가 제시한 PTED의 진단기준과 선행연구의 PTED 사례들에서 확인할 수 있는 것처럼 PTED의 다양하고 복잡한 반응 양상이 부분적으로 상호 연관된 통합적 심리 반응이라는 점을 반영한다고 할 수 있다. 더불어, PTED의 임상적 특징 중 하나는 사건 관련 대상에 대한 복수심이 나타나며, 복수와 관련된 생각을 할 경우 만족스러움과 같은 정서적 활기를 느끼기도 한다는 점이다(Linden et al., 2009). 이러한 점은 PTEDS를 구성하는 다른 문항들에서 나타나는 부정적 정서 및 기능 저하와는 질적으로 차이가 있는 것으로 보인다. 본 연구에서도 ‘복수’를 직접 언급하거나 그 의미를 내포하는 문항인 6번과 13번 문항은 3개 요인을 가정한 CFA 모형과 ESEM 모형들에

서 동일한 요인에 부하되는 경우가 많았다.

한편, 한국판 PTEDS의 요인구조는 Linden 외(2009)의 원 척도나 기존의 PTEDS 타당화 연구들과 다르게 나타났는데, 연구 대상의 차이로 인해 인구통계학적 측면이 다르거나, 연구에 사용된 요인구조를 규명하는 분석 방법이 상이한 경우 요인분석 결과가 달라질 수 있다(Cho et al., 2018).

원 척도의 타당화 연구(Linden et al., 2009)에 수집된 표본에는 독일에서 PTED의 진단기준을 충족하는 정신과 입원 환자, 다른 만성 정신장애를 겪고 있는 입원 환자, 일반 정신과 진료를 받는 외래 환자 및 무선 수집된 성인이 포함되어 있고, 연령대도 20대에서 80대까지로 매우 다양하였다. 또한, 터키인을 대상으로 한 타당화 연구(Ünal et al., 2011)에서는 PTSD나 일반 정신과 진단 입원환자와 외상적 생활사건을 연구 기간 동안 또는 과거에 경험한 정상인들이 참여하였으며, 포르투갈의 PTEDS 타당화 연구(Freitas et al., 2012)의 표본은 18-44세의 넓은 연령층으로 구성된 대학생을 대상으로 하였다. 이와 달리, 본 연구에서는 대인관계 역경을 경험한 한국의 20-30대 젊은 성인을 대상으로 하였기 때문에 요인분석 결과가 다르게 나타났을 수 있다. 또한, 원 척도 및 다른 타당화 연구들은 모두 요인구조를 탐색하기 위하여 주성분 분석과 Varimax 등의 직각회전법(orthogonal rotation)을 사용하였는데, 이는 PTEDS의 기저 차원을 탐색하기 위한 방법으로 적절치 않다. 먼저, 주성분 분석은 관찰 가능한 측정변인의 분산을 최대로 설명할 수 있는 소수의 성분들로 요약하는 데 목적이 있어 심리학적 구성개념과 같은 측정변인의 기저에 있는 요인구조를 탐색하고자 하는 연구에서는 주성분 분석이 아닌 공통요

인모형이 적절하다(장승민, 2015; Fabrigar et al., 1999; Reise et al., 2007; Rosellini & Brown, 2021). 다음으로, 몇몇 선행연구들(Freitas et al., 2012; Linden et al., 2009; Ünal et al., 2011; Wang et al., 2021)에서는 요인구조를 탐색하는 과정에서 모두 요인 간 상관을 0으로 고정하여 요인의 축이 서로 직교한다는 제약을 지닌 회전법인 직각회전법을 사용하였기 때문에 요인들 간 어떤 관련성이 있는지 살펴볼 수가 없었다. 비록 이원요인 모형의 경우 요인 간 상관을 0으로 가정하나, 본 연구의 다른 대안 모형들은 요인 간 상관을 허용하여 요인 간 관계를 확인하였다. 행동과학 분야에서는 요인분석 시 잠재변인들 간 상관을 가지는 것으로 보는 것이 현실적인 관점이므로, 직각회전에 비해 사각회전이 보다 널리 사용되는 일반적인 방법이다(장승민, 2015). 따라서, 방법론적인 측면에서 K-PTEDS의 요인구조를 확인하기 위해 사용한 분석 방법의 차이로 인해 다른 요인분석 결과가 나타났을 수 있다. 본 연구에서는 ESEM을 통해 CFA 결과보다 현실적이고 해석 가능한 요인 간 상관계수를 산출하였다는 점에서 PTEDS의 요인 간 중첩 및 변별을 보다 구체적으로 확인할 수 있었다.

본 연구에서 한국판 PTEDS 전체 척도의 내적 일치도는 우수한 것으로 밝혀졌다. 나아가, 이 척도의 수렴 및 변별타당도를 검토하기 위하여 한국판 PTEDS와 동일하거나 비슷한 구성개념 및 구분되는 구성개념을 각각 재는 척도들과의 상관계수를 산출하고 그 차이가 유의한 지를 평가하였다. 전자는 각각 우울, 우울증상 및 분노반응을 측정하는 척도들이었으며, 이 척도들과 한국판 PTEDS의 상관은 .7을 넘을 정도로 강한 상관을 보였다. 이 결과는 구성개념 간 수렴타당도는 두 척도 간의 상관

계수가 .3에서 .7 사이일 때 적절하다고 한 Anderson과 Gerbing(1988)의 견해에 부합한다. 후자는 외상 후 성장과 정신적 웰빙을 각각 측정하는 도구들이었고, 외상 후 성장 척도와 한국판 PTEDS 간의 상관은 유의하지만 비교적 낮은 수준이었으며, 정신적 웰빙 척도와 한국판 PTEDS 간 상관은 중간 수준이었다.

나아가, 수렴타당도 지수와 변별타당도 지수를 각각 나타내는 상관들 간의 차이를 검증한 결과, 예상대로, 수렴타당도 지수가 변별타당도 지수에 비해 모두 유의하게 높았다. 이 결과들은 모두 한국판 PTEDS의 수렴 및 변별타당도를 지지하는 증거로 볼 수 있다. 뿐만 아니라, 본 연구에서는 외상 후 스트레스증상, 울분과 우울증상을 각각 측정하는 도구들과의 중간 이상 수준의 상관을 통해 원판 PTEDS의 수렴타당도를 지지하는 증거를 제시했던 원 척도 개발자에 의한 타당화 연구(Linden et al., 2009)와 대체로 일치할 뿐 아니라 분노반응을 재는 척도를 통해서도 수렴타당도의 지지 증거를 추가로 제시하였다.

본 연구의 한계점 및 추후 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구의 대상은 대인관계 역경 경험자에 국한되어 있으며, 다른 유형의 역경이나 외상 경험자들을 본 연구에 포함하지 않았다. 또한, 국내 20-30대 젊은 성인으로 연령의 범위를 제한하였으므로 연구 결과를 다른 연령대에 일반화하는 데 주의가 필요하다. 따라서, 추후 연구에서는 대인관계 역경 외에 다른 종류의 외상이나 역경을 경험한 다양한 연령층으로 연구 대상을 확장할 필요가 있다.

둘째, 본 연구의 모든 변인은 자기보고식 검사를 사용하여 측정되었으므로, 응답자의 수검 태도가 결과에 영향을 주었을 가능성이

있다. 따라서 향후 연구에서는 구조화된 임상 면접이나 정신생리적 측정방법을 사용하여 연구 대상자들이 겪는 각종 증상이나 반응의 심각도 수준을 다각적으로 측정할 필요가 있다.

셋째, PTES를 측정하기 위해 사용된 K-PTEDS는 1년 이내에 경험한 울분증상을 응답하게 되어있고, K-PTGI-X는 최근의 외상 후 성장 수준을 측정하도록 되어 있다. 하지만, 연구 참여자들이 역경을 경험한 시점은 매우 다양하다는 점을 고려할 때, 본 연구에서 횡단적으로 측정된 외상 후 울분증상과 외상 후 성장 수준이 그러한 다양한 기간의 경험을 제대로 반영하는지 의문이 제기될 수 있다. 추후 연구에서는 역경을 경험한 시점과 경과 기간을 고려하여 외상 후 울분증상과 외상 후 성장 수준을 측정할 필요가 있다.

이러한 한계점들에도 불구하고, 본 연구는 외상 후 울분증상에 대한 연구, 평가 및 치료의 측면에서 다음과 같은 의의를 지닌다. 첫째, 본 연구는 대인관계 역경을 경험한 한국의 20-30대 젊은 성인을 대상으로 확인적 요인분석을 사용하여 한국판 PTEDS의 요인구조를 최초로 밝혔다. PTEDS의 개발 연구(Linden et al., 2009) 및 다른 선행연구에서 요인구조를 밝히기 위하여 주성분 분석을 사용한 것과는 잘 대비된다고 하겠다. 뿐만 아니라, 본 연구에서는 한국판 PTEDS의 수렴 및 변별타당도 역시 국내에서 처음으로 입증하였다. 특히, 변별타당도를 지지하는 결과는 원 척도 개발 당시 다루지 않았던 이슈임을 고려할 때, 본 연구가 PTEDS의 심리측정적 속성을 다각적으로 평가했다는 점에서 진일보한 연구라고 말할 수 있다. 아울러, 외국인들을 대상으로 PTEDS에 대한 CFA를 실시한 연구들이 일부 보고되었으나, 이는 주로 전체 모형의 적합도를 확

보하기 위한 절차적 단계로 활용되었으며, PTEDS의 구조적 타당성 및 구성개념을 검토하는 것을 주된 목적으로 다루지 않았다. 따라서 본 연구는 선행연구에서 제시된 EFA 결과를 바탕으로 국내 최초로 다양한 대안모형들의 CFA 및 ESEM을 수행하여 PTEDS의 구조적 타당성을 체계적으로 검토하였으며, 각 모형 간 상대적 모형 적합도와 해석 가능성에 대한 심도 있는 논의 과정을 통하여 요인 수를 밝혔다. 나아가, PTED가 지닌 다차원적인 측면을 확인하고, 문항 수준에서 요인 구조 및 심리측정적 속성을 정교하게 분석하였다는 점에서 선행연구와 차별적인 의의를 지닌다.

둘째, 한국판 PTED 척도의 요인구조와 수렴 및 변별타당도가 본 연구를 통해 입증됨으로써 향후 국내에서 이 척도는 외상 후 울분 증상이나 장애에 대한 이론적 및 임상적 연구 외에도, 임상 실무에서 다양하게 활용될 수 있다. 특히, 임상 현장에서 외상 후 울분장애에 대한 진단적 평가, 치료적 개입을 위한 계획 수립 및 치료 효과에 대한 모니터링 등에 적극적으로 활용될 수 있을 것으로 기대한다. 특히 원저자인 Linden 외(2009)가 PTEDS의 평균 점수로 선별할 수 있는 절단점을 제시한 점과 본 연구의 이원요인 모형 분석 결과에서 확인된 바와 같이 외상 후 울분이라는 일반요인의 기여도가 높게 나타난 점을 반영하면, 진단 및 치료적 측면에서 PTEDS의 모든 문항을 사용하여 통합적인 해석을 하는 것이 권장된다고 할 수 있다. 아울러, 외상 후 울분이라는 복합적인 증상 내에는 모욕감, 복수심, 울분 등의 복합적인 정서적 반응과 사건 관련 장소나 대상에 대한 회피 등이 얽혀 있으므로, PTED로 고통받는 개인이 주되게 호소하는 증상이나 그 표현 양상에 따라 해당 증상에 초

점을 둔 치료적 개입을 우선적으로 계획하고 개별화된 치료 전략을 진행할 수 있을 것으로 생각한다. 따라서 총점만을 활용하기보다 각 요인에 기반한 하위척도 점수를 병행하여 활용하는 것도 임상적으로 풍부한 정보를 제공할 수 있을 것으로 기대된다. 구체적으로, 총점을 활용하면 PTED증상의 전반적인 수준을 나타내는 지표로 활용할 수 있으며, 각 요인의 특성을 바탕으로 세부적인 개입 방향을 설정할 경우 하위척도 점수를 활용한 해석이 도움이 될 수 있다. 전반적인 PTED의 치료적 계획을 수립할 경우, PTED가 있는 사람들은 부정적인 생활사건을 경험으로 인해 자신의 기본적인 신념이 위반되는 경험을 하므로, 개인이 중요하게 여기는 가치의 회복을 도울 수 있도록 수용전념치료(acceptance and commitment therapy [ACT])의 ‘전념’에 초점을 맞추는 것도 도움이 될 것으로 보인다. 부정적인 정서적 반응이 주된 경우 이를 효과적으로 완화하는 것으로 알려진 마음챙김에 기반을 둔 치료나 자비중심치료, 정서조절에 초점을 맞춘 변증법적 행동치료(dialectical behavior therapy [DBT]) 등의 치료적 접근을 선택할 수 있으며, 특히 PTED의 특징적인 부정적 정서에 효과적이라고 알려진 인지행동치료 중 하나로 ‘지혜 치료(wisdom therapy)’나 ‘용서’ 개입도 고려해 볼 수 있다(Linden et al., 2007; Wade et al., 2011). 회피가 두드러지는 경우 관련 자극에 대한 노출 기반 치료, 수용 및 경험회피에 초점을 둔 ACT도 도움이 될 것으로 예상되며, 대인관계 역경 경험자의 경우 사회적 기능 강화를 위한 대인관계 회복에 초점을 둔 치료도 생각해 볼 수 있다. PTED는 복수에 대한 생각, 사건의 불공정함 등이 특징적이므로 이와 관련된 과도한 부정적 인지로 고통받는다면 인지 재구

성이나 인지 재평가 개입을 포함한 인지행동 치료를 적용해 볼 수 있겠다.

셋째, 한국은 분단 국가로 많은 탈북자들이 거주하고 있으며, 추후 통일을 대비해야 한다는 점에서 울분 연구가 시작된 독일과 유사한 배경을 지니고 있다(고한석 외, 2014). 또한, 최근 한국 사회에서 경제 위기로 인한 장기적인 취업 곤란, 산업 재해 등 불공정한 사건들의 영향을 받은 개인은 울분의 감정을 경험하기 쉬우며(이승훈 외, 2017), 세월호 사건, COVID-19, 이태원 참사 등의 사건들을 통해 분노와 우울, 무기력 등을 경험하는 것으로 알려져 있다(박정연, 2023). 이러한 배경들과 특징을 고려할 때, 본 연구에서 추가적으로 구성타당도가 입증된 한국판 PTEDS는 울분을 겪을 가능성이 있는 우리나라 국민들을 대상으로 한 다양한 임상적 연구와 실무에 크게 기여할 수 있을 것이다.

참고문헌

고한석, 한창수, 채정호 (2014). 외상후울분장애의 이해. *대한불안학회지*, 10(1), 3-10.
https://www.kci.go.kr/kciportal/landing/article.kci?arti_id=ART001873775

곽수민 (2022). 20-30대 여성의 직장 내 성차별 경험과 울분의 관계: 정서접근적 대처와 지각된 사회적 지지의 조절된 매개효과 [석사학위논문, 가톨릭대학교 대학원]. DBpia.
<https://www.dbpia.co.kr/journal/detail?nodeId=T16599670>

권정혜, 김중우, 박동진, 이민수, 민성길, 권호인 (2008). 화병척도의 개발과 타당도 연

구. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 27(1), 237-252.

<https://doi.org/10.15842/kjcp.2008.27.1.014>

김남주 (2019.01). 학술: “한국인은 화가 나있다…데이터로 입증” 서울대학교총동창회 총동창신문.

<https://www.snu.ac.kr/magazine?md=v&seqidx=8761>

김민선, 고주현, 이소연, 송윤조 (2024). 비자발적 실적을 경험한 청년들의 정당한 세상에 대한 개인적 믿음과 삶의 만족도의 관계: 희망과 울분의 매개효과. *재활심리연구*, 31(1), 93-114.

<https://doi.org/10.35734/karp.2024.31.1.006>

김은정, 김진숙 (2008). 아동기 정서적 외상 경험과 우울수준 간의 관계에서 정서조절곤란의 매개효과. *상담학연구*, 9(4), 1505-1520.

<https://doi.org/10.15703/kjc.9.4.200812.1505>

김종우, 이조희, 이승기, 엄효진, 황의완 (1996). 화병에 대한 임상적 연구: 한의학적 화병 모델을 중심으로. *대한심신스트레스학회지*, 4(2), 23-32.

<https://www.dbpia.co.kr/Journal/articleDetail?nodeId=NODE02498364>

김진호, 홍세희, 추병대 (2007). 경영학 연구에서의 구조방정식 모형의 적용: 문헌연구와 비판. *경영학연구*, 36(4), 897-923.

<https://scholar.kyobobook.co.kr/article/detail/4040050927663>

민성길 (1989). 화병(火病)의 개념에 대한 연구. *신경정신의학*, 28(4), 604-616.

<https://scholar.kyobobook.co.kr/article/detail/405026224782>

박정연 (2023). 울분에 관한 연구동향 분석. 상

- 담교육연구, 6(1), 100-116.
<https://scholar.kyobobook.co.kr/article/detail/4050047403184>
- 박주연, 김원형, 노대영, 원성두, 김하경, 강석훈, 홍나래, 박성용, 김대호, 채정호 (2016). 재난정신건강평가 워크북 [소책자]. 대한불안의학회.
<https://www.anxiety.or.kr/modules/setting/subPageManager/user/core/view/215/psd/inc/data/workbook.pdf>
- 보건복지부 (2019). 2018 자살실태조사.
https://www.mohw.go.kr/board.es?mid=a10411010200&bid=0019&act=view&list_no=350956
- 서영석, 조화진, 안하얀, 이정선 (2012). 한국인이 경험한 외상사건: 종류 및 발생률. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 24(3), 671-701.
<https://www.dbpia.co.kr/Journal/articleDetail?nodeId=NODE11095258>
- 신재은, 이태현 (2017). 쌍요인 (Bifactor) 모형을 이용한 심리척도의 측정적 속성 연구방법 개관. 한국심리학회지: 일반, 36(4), 477-504.
https://www.kci.go.kr/kciportal/landing/article.kci?arti_id=ART002329580
- 안정원, 이순목 (2015). 조직몰입 3 요소 모형의 내적구조 검토: 탐색적 구조방정식 모형(ESEM)의 적용. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 28(4), 795-827.
<https://doi.org/10.24230/ksiop.28.4.201511.795>
- 어진아, 이승연 (2021). 20대 여성의 성차별 피해경험, 우울, 사이버폭력 가해행동의 관계. 한국심리학회지: 여성, 26(4), 315-330.
<https://doi.org/10.18205/kpa.2021.26.1.015>
- 엄효진, 김중우, 황의완, 근황성. (1997). 환병환자에게 나타나는 회의 양상에 관한 연구. 동의신경정신과학회지, 8(1), 141-150.
<https://kiss.kstudy.com/Detail/Ar?key=277472>
- 오정현 (2020). 가슴기살균제 피해자들의 우울 영향요인에 대한 탐색적 연구: 외상 후 우울 장애(PTED) 자가측정도구를 사용하여 [석사학위논문, 서울대학교 보건대학원]. dCollection
<https://s-space.snu.ac.kr/handle/10371/166795>
- 유병현, 노상선, 조용래 (2020). 자비로운 글쓰기 개입이 대인관계 역경 경험자의 외상 후 부정적 인지, 정서 및 스트레스 증상에 미치는 효과. 인지행동치료, 20(2), 135-159.
<https://doi.org/10.33703/cbrk.2020.20.2.135>
- 이수연, 이동훈 (2017). 대학생의 가족 및 타인에 의한 대인외상경험과 심리적 증상의 관계에서 가족기능의 매개효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 29(2), 451-479.
<https://doi.org/10.23844/kjcp.2017.05.29.2.451>
- 이순목, 윤창영, 이민형, 정선호 (2016). 탐색적 요인분석: 어떻게 달라지나?. 한국심리학회지: 일반, 35(1), 217-255.
<https://doi.org/10.22257/kjp.2016.03.35.1.217>
- 이승훈, 전상원, 윤서영, 신철민, 고영훈, 김용구, 윤성도, 한창수 (2017). 한국 일반인구에서 우울 증상의 빈도, 인구학적 특성 및 우울증과의 연관성. 우울조울병, 15(2), 78-84.
<https://www.dbpia.co.kr/Journal/articleDetail?nodeId=NODE10809742>
- 이정규 (2019.02.18). 중증 이상 우울 느끼며 사는 한국인, 독일보다 6배 많다. 한겨레.
https://www.hani.co.kr/arti/society/society_general/882557.html

- 임선영 (2023). 외상 후 성장 척도 확장판 (PTGI-X)의 심리측정적 속성: 한국판 척도의 요인구조와 유용성 재검토. *한국심리학회지: 임상심리 연구와 실제*, 9(1), 161-181.
<http://doi.org/10.15842/CPKJOURNAL.PUB.9.1.161>
- 임영진, 고영건, 신희천, 조용래 (2012). 정신적 웰빙 척도 (MHC-SF)의 한국어판 타당화 연구. *한국심리학회지: 일반*, 31(2), 369-386.
<https://www.dbpia.co.kr/Journal/articleDetail?nodeId=NODE11098042>
- 장승민 (2015). 리커트 척도 개발을 위한 탐색적 요인분석의 사용. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 34(4), 1079-1100.
<http://doi.org/10.15842/kjcp.2015.34.4.010>
- 지은혜, 조용래 (2015). 외상경험 대학생들의 외상관련 부정적 인지와 정서조절곤란이 외상 후 스트레스 증상에 미치는 영향. *인지행동치료*, 15(1), 195-212.
<https://www.dbpia.co.kr/Journal/articleDetail?nodeId=NODE10835955>
- 최소희, 한유진 (2022). 2030 세대의 정당한 세상에 대한 믿음이 울분에 미치는 영향-자기자비의 매개효과. *한국생애놀이치료학회지*, 5(2), 1-20.
<http://doi.org/10.54880/klpta.5.2.1>
- 홍세희 (2000). 특별기고: 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 19(1), 161-177.
<https://kiss.kstudy.com/Detail/Ar?key=2559767>
- 황지현, 이병철, 채정호 (2019). 화상환자의 외상 후 스트레스 장애 증상에 대한 영향 요인: 울분, 우울, 삶의 의미. *대한불안의학회지*, 15(1), 29-34.
<http://doi.org/10.24986/anxmod.2019.15.1.004>
- Allen, J. G. (2005). *Coping with trauma: Hope through understanding*. American Psychiatric Publishing.
https://books.google.co.kr/books?hl=ko&lr=&id=xHK4vjI-RRAC&oi=fnd&pg=PR2&ots=QVS Naj0lu8&sig=XaKI9Y4iFiUR2I4_a8Nv8bDb5hA&redir_esc=y#v=onepage&q&f=false
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). American Psychiatric Publishing.
<https://psychiatryonline.org/doi/book/10.1176/appi.books.9780890425596>
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423.
<https://doi.org/10.1037//0033-2909.103.3.411>
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246.
<https://doi.org/10.1037//0033-2909.107.2.238>
- Brennan, C. J., McKay, M. T., & Cole, J. C. (2025). Morally injurious events and posttraumatic embitterment disorder in U.K. health and social care professionals during COVID-19: A longitudinal web survey. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 17(2), 264-273.
<https://doi.org/10.1037/tra0001723>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230-258.
<https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>

- Byrne, B. M. (1989). *A primer of LISREL: Basic applications and programming for confirmatory factor analytic models*. Springer-Verlag Publishing.
<https://psycnet.apa.org/record/1989-98349-000>
- Chae, J. H., Huh, H. J., & Choi, W. J. (2018). Embitterment and bereavement: The Sewol ferry accident example. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 10(1), 46-50. <https://doi.org/10.1037/tra0000308>
- Cho, Y., Choi, Y., Kim, S., & Hong, S. (2018). Factor structure and other psychometric properties of the social phobia inventory in Korean samples. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 51(4), 263-280.
<https://doi.org/10.1080/07481756.2018.1435188>
- Clark, L. A., & Watson, D. (2019). Constructing validity: New developments in creating objective measuring instruments. *Psychological Assessment*, 31(12), 1412-1427.
<https://doi.org/10.1037/pas0000626>
- Comrey, A. L., & Lee, H. B. (1992). *A first course in factor analysis (2nd ed.)*. Erlbaum.
<https://doi.org/10.4324/9781315827506>
- Cudeck, R., & Henly, S. J. (1991). Model selection in covariance structures analysis and the "problem" of sample size: A clarification. *Psychological Bulletin*, 109(3), 512-519.
<https://doi.org/10.1037//0033-2909.109.3.512>
- Ege, H. (2010). Different typologies of workplace conflict and their connections with post traumatic embitterment disorder (PTED). *Health*, 2(3), 234-236.
<https://doi.org/10.4236/health.2010.23033>
- Erikson, E. H. (1963). *Childhood and Society*. W. W. Norton.
<https://www.norton.com/books/9780393310689>
- 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), 272-299.
<https://doi.org/10.1037//1082-989x.4.3.272>
- Forbes, D., Alkemade, N., Mitchell, D., Elhai, J. D., McHugh, T., Bates, G., Novaco, R. W., Bryant, R., & Lewis, V. (2014). Utility of the Dimensions of Anger Reactions-5 (DAR-5) scale as a brief anger measure. *Depression and Anxiety*, 31(2), 166-173.
<https://doi.org/10.1002/da.22148>
- Freitas, D., Bastos, V., Teixeira, A., & Rocha, J. C. (2012). *Tradução e validação da versão portuguesa da Post-Traumatic Embitterment Disorder (PTED) Scale*. [Master's Thesis, Instituto Universitário de Ciências da Saúde, CESPU]. Repositorio Institucional CESPU.
<https://repositorio.cespu.pt/handle/20.500.11816/228>
- Friedman, M. J., Keane, T. M., & Resick, P. A. (Eds.). (2007). *Handbook of PTSD: Science and Practice*. Guilford press.
<https://psycnet.apa.org/record/2007-14029-000>
- Gu, H., Wen, Z., & Fan, X. (2017). Structural validity of the Machiavellian Personality Scale: A bifactor exploratory structural equation modeling approach. *Personality and Individual Differences*, 105, 116-123.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.09.042>
- Guilford, J. P. (1954). *Psychometric methods (2nd ed.)*. McGraw-Hill.
<https://psycnet.apa.org/record/1955-00102-000>

- Han, K. M., Park, J. Y., Park, H. E., An, S. R., Lee, E. H., Yoon, H. K., & Ko, Y. H. (2019). Social support moderates association between posttraumatic growth and trauma-related psychopathologies among victims of the Sewol Ferry Disaster. *Psychiatry Research*, 272, 507-514.
<https://doi.org/10.1016/j.psychres.2018.12.168>
- Hofstede, G. (1984). *Culture's consequences: International differences in work-related values* (Vol. 5). Sage.
<https://philpapers.org/rec/HOFCCI-2>
- Hong, S., Malik, M. L., & Lee, M. K. (2003). Testing configural, metric, scalar, and latent mean invariance across genders in sociotropy and autonomy using a non-Western sample. *Educational and Psychological Measurement*, 63(4), 636-654. <https://doi.org/10.1177/0013164403251332>
- Hoyle, R. H. (Ed.). (1995). *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications*. Sage.
<https://psycnet.apa.org/record/1995-97753-000>
- 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.
<https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Joe, S., Lee, J. S., Kim, S. Y., Won, S. H., Lim, J. S., & Ha, K. S. (2017). Posttraumatic embitterment disorder and hwa-byung in the general Korean population. *Psychiatry Investigation*, 14(4), 392-399.
<https://doi.org/10.4306/pi.2017.14.4.392>
- Keyes, C. L., Wissing, M., Potgieter, J. P., Temane, M., Kruger, A., & Van Rooy, S. (2008). Evaluation of the mental health continuum-short form (MHC-SF) in setswana-speaking South Africans. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 15(3), 181-192.
<https://doi.org/10.1002/cpp.572>
- Kroenke, K., Spitzer, R. L., & Williams, J. B. (2001). The PHQ 9: Validity of a brief depression severity measure. *Journal of General Internal Medicine*, 16(9), 606-613.
<https://doi.org/10.1046/j.1525-1497.2001.016009606.x>
- Kubany, E. S., Leisen, M. B., Kaplan, A. S., Watson, S. B., Haynes, S. N., Owens, J. A., & Burns, K. (2000). Development and preliminary validation of a brief broad-spectrum measure of trauma exposure: The Traumatic Life Events Questionnaire. *Psychological Assessment*, 12(2), 210-224.
<https://doi.org/10.1037/1040-3590.12.2.210>
- Lee, J. E., Choi, B., Lee, Y., Kim, K. M., Kim, D., Park, T. W., & Lim, M. H. (2023). The relationship between posttraumatic embitterment disorder and stress, depression, self-esteem, impulsiveness, and suicidal ideation in Korea soldiers in the local area. *Journal of Korean Medical Science*, 38(1), Article e15.
<https://doi.org/10.3346/jkms.2023.38.e15>
- Leite, Â., & Castro, R. (2024). Exploring the role of dark personality traits in embitterment-jealousy dynamics: Insights from a multi-scale analysis and moderation effects. *Psychiatry International*, 5(2), 268-288.
<https://doi.org/10.3390/psychiatryint5020019>
- Linden, M. (2003). Posttraumatic embitterment disorder. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 72(4),

- 195-202. <https://doi.org/10.1159/000070783>
- Linden, M. (2008). Posttraumatic embitterment disorder and wisdom therapy. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 22(1), 4-14. <https://doi.org/10.1891/0889.8391.22.1.4>
- Linden, M., & Arnold, C. P. (2021). Embitterment and posttraumatic embitterment disorder (PTED): An old, frequent, and still underrecognized problem. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 90(2), 73-80. <https://doi.org/10.1159/000511468>
- Linden, M., Baumann, K., Lieberei, B., & Rotter, M. (2009). The post-traumatic embitterment disorder self rating scale (PTED scale). *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 16(2), 139-147. <https://doi.org/10.1002/cpp.610>
- Linden, M., Baumann, K., Rotter, M., & Schippan, B. (2007). The psychopathology of posttraumatic embitterment disorders. *Psychopathology*, 40(3), 159-165. <https://doi.org/10.1159/000100005>
- Linden, M., Baumann, K., Rotter, M., & Schippan, B. (2008). Diagnostic criteria and the standardized diagnostic interview for posttraumatic embitterment disorder (PTED). *International Journal of Psychiatry in Clinical Practice*, 12(2), 93-96. <https://doi.org/10.1080/13651500701580478>
- Linden, M., Baumann, K., Rotter, M., & Schippan, B. (2007). Posttraumatic embitterment disorder in comparison to other mental disorders. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 77(1), 50-56. <https://doi.org/10.1159/000110060>
- Marsh, H. W., Guo, J., Dicke, T., Parker, P. D., & Craven, R. G. (2020). Confirmatory factor analysis (CFA), exploratory structural equation modeling (ESEM), and set-ESEM: Optimal balance between goodness of fit and parsimony. *Multivariate Behavioral Research*, 55(1), 102-119. <https://doi.org/10.1080/00273171.2019.1602503>
- Morin, A. J. S., Myers, N. D., & Lee, S. (2020). Modern factor analytic techniques: Bifactor models, exploratory structural equation modeling (ESEM), and bifactor-ESEM. In G. Tenenbaum & R. C. Eklund (Eds.), *Handbook of sport psychology* (4th ed., Vol. 2, pp. 1044-1073). Wiley. <https://doi.org/10.1002/9781119568124.ch51>
- Muschalla, B., Lumma, L., & Linden, M. (2021). Induction of embitterment by information about historical relations between neighboring countries- An experimental study. *Psychosoziale Medizinische Rehabilitation*, 116, 53-62. https://www.researchgate.net/profile/Beate-Muschalla/publication/357031745_Induction_of_embitterment_by_information_about_historical_relations_between_neighboring_countries_-_an_experimental_study/links/61b8da8e4b318a6970df9df7/Induction-of-embitterment-by-information-about-historical-relations-between-neighboring-countries-an-experimental-study.pdf?origin=journalDetail&tp=eyJwYWdljoiam91cm5hbERldGFpbCJ9
- Novaco, R. W. (1975). *Anger control: The development and evaluation of an experimental treatment*. Lexington. <https://psycnet.apa.org/record/1975-31060-000>
- Nylund, K. L., Asparouhov, T., & Muthén, B. O. (2007). Deciding on the number of classes in latent class analysis and growth mixture modeling: A Monte Carlo simulation study.

- Structural Equation Modeling*. 14(4), 535-569.
<https://doi.org/10.1080/10705510701575396>
- Reise, S. P., Morizot, J., & Hays, R. D. (2007). The role of the bifactor model in resolving dimensionality issues in health outcomes measures. *Quality of Life Research*, 16, 19-31.
<https://doi.org/10.1007/s11136-007-9183-7>
- Robinson, J. S., & Larson, C. (2010). Are traumatic events necessary to elicit symptoms of posttraumatic stress? *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 2(2), 71-76.
<https://psycnet.apa.org/buy/2010-12181-001>
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137-150.
<https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Rosellini, A. J., & Brown, T. A. (2021). Developing and validating clinical questionnaires. *Annual review of Clinical Psychology*, 17(1), 55-81.
<https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-081219-115343>
- Sensky, T. (2010). Chronic embitterment and organisational justice. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 79(2), 65-72.
<https://doi.org/10.1159/000270914>
- Stein, D. J., Chiu, W. T., Hwang, I., Kessler, R. C., Sampson, N., Alonso, J., Borges, G., Bromet, E., Bruffaerts, R., de Girolamo, G., Florescu, S., Gureje, O., He, Y., Kovess-Masfety, V., Levinson, D., Matschinger, H., Mneimneh, Z., Nakamura, Y., Ormel, J., ... Nock, M. K. (2010). Cross-national analysis of the associations between traumatic events and suicidal behavior: findings from the WHO World Mental Health Surveys. *PLoS One*, 5(5), Article e10574.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0010574>
- Shin, C., Han, C., Linden, M., Chae, J. H., Ko, Y. H., Kim, Y. K., Kim, S. H., Joe, S. H., & Jung, I. K. (2012). Standardization of the Korean version of the posttraumatic embitterment disorder self-rating scale. *Psychiatry Investigation*, 9(4), 368-372.
<https://doi.org/10.4306/pi.2012.9.4.368>
- Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B., & Patient Health Questionnaire Primary Care Study Group. (1999). Validation and utility of a self-report version of PRIME-MD: The PHQ primary care study. *JAMA*, 282(18), 1737-1744. <https://doi.org/10.1001/jama.282.18.1737>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Allyn & Bacon/Pearson Education.
<https://psycnet.apa.org/record/2006-03883-000>
- Taku, K., Calhoun, L. G., Tedeschi, R. G., Gil-Rivas, V., Kilmer, R. P., & Cann, A. (2007). Examining posttraumatic growth among Japanese university students. *Anxiety, Stress, and Coping*, 20(4), 353-367.
<https://doi.org/10.1080/10615800701295007>
- Tedeschi, R. G., Cann, A., Taku, K., Senol-Durak, E., & Calhoun, L. G. (2017). The posttraumatic growth inventory: A revision integrating existential and spiritual change. *Journal of Traumatic Stress*, 30(1), 11-18. <https://doi.org/10.1002/jts.22155>
- Ünal, S., Güney, S., Kartalçı, Ş., & Reyhani, İ. (2011). The study of the reliability and

- validity of the Turkish version of post traumatic embitterment disorder self-rating scale (PTED self-rating scale). *Dusumen Adam: The Journal of Psychiatry and Neurological Sciences*, 24(1), 32-37.
<https://doi.org/10.5350/DAJPN2011240104>
- Wade, N. G., Post, B. C., & Cornish, M. A. (2011). Forgiveness therapy to treat embitterment: A review of relevant research. In M. Linden & A. Maercker (Eds.), *Embitterment: Societal, psychological, and clinical perspectives* (pp. 197-207). Springer, Vienna.
https://doi.org/10.1007/978-3-211-99741-3_16
- Wang, X., Gao, Y., Tan, L., Zhang, Y., Yang, T., Shi, L., Chu, P., Linden, M., & Yuan, Y. (2021). Reliability and validity of the Chinese version of the post traumatic embitterment disorder self rating scale (PTED 21) among inpatients in general hospital. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 28(4), 882-890.
<https://doi.org/10.1002/cpp.2542>
- Williams, B., Brown, T., & Onsmann, A. (2012). Exploratory factor analysis: A five-step guide for novices. *Journal of Emergency Primary Health Care*, 8(3), 1-13.
<https://doi.org/10.33151/ajp.8.3.93>
- You, M., & Ju, Y. (2020). Modeling embitterment dynamics: The influence of negative life events and social support mediated by belief in a just world. *Journal of Affective Disorders*, 274, 269-275.
<https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.05.108>
- Znoj, H. J. (2008). *BVI. Berner Verbitterungs-Inventar. Manual*. Hans Huber.
https://books.google.co.kr/books/about/BVI.html?id=r73pSAAACAAJ&redir_esc=y
- Znoj, H., Abegglen, S., Buchkremer, U., & Linden, M. (2016). The embittered mind. *Journal of Individual Differences* 37(4), 213-222.
<https://doi.org/10.1027/1614-0001/a000208>

원고접수일 : 2025. 04. 14.

수정원고접수일 : 2025. 07. 09.

게재확정일 : 2025. 07. 18.

Factor Structure and convergent and discriminant validity of the Korean version of the Posttraumatic Embitterment Disorder Self-Rating Scale (K-PTEDS) in Young Adults with Interpersonal Adversity*

Ian Ji¹⁾

Yongrae Cho^{2)†}

¹⁾Department of Psychology, Hallym University, Ph.D. Student

²⁾Department of Psychology, Hallym University, Professor

The Posttraumatic Embitterment Disorder Self-Rating Scale (PTEDS) is a self-report measure of prolonged and maladaptive embitterment symptoms following negative life events. This study examined the factor structure and convergent and discriminant validity of the Korean version of the PTEDS (K-PTEDS) in 433 young adults who had experienced interpersonal adversity. Participants completed the Interpersonal Adversity Experience Questionnaire, the K-PTEDS, the Bern Embitterment Inventory, the Patient Health Questionnaire-9, the Dimensions of Anger Reaction-5, the Posttraumatic Growth Inventory-Revision, and the Mental Health Continuum-Short Form. Exploratory Structural Equation Modeling supported a three-factor structure: psychosocial functioning, emotional response, and thoughts of revenge, which differed from the original scale and showed good internal consistency. The K-PTEDS showed high correlations with similar constructs and low correlations with distinct constructs, supporting its convergent and discriminant validity. The results suggest that the K-PTEDS is a reliable and valid measure for assessing posttraumatic embitterment in young Korean adults with experiences of interpersonal adversity.

Keywords : *posttraumatic embitterment, Korean version of the Posttraumatic Embitterment Disorder Self-Rating Scale, interpersonal adversity, factor structure, validity*

* This research was supported by Hallym University Research Fund, 2024(HRF-202404-007).

† Corresponding Author: Yongrae Cho, Ph.D. / Department of Psychology and Hallym Institute of Applied Psychology, Hallym University, Professor / (24252) 1, Hallymdaehak-gil, Chuncheon-si, Gangwon-do, Republic of Korea. / Tel: 033-248-1726 / E-mail: yrcho@hallym.ac.kr