

## 한국판 지속비애척도(PG-13-K) 종단 타당화 연구\*

이 동 훈<sup>1)</sup> 이 덕 희<sup>2)†</sup> 이 다 미 김 민 지<sup>3)</sup>

<sup>1)</sup>성균관대학교 교육학과 교수

<sup>2)</sup>성균관대학교 교육학과 박사수료

<sup>3)</sup>성균관대학교 교육학과 석사과정

본 연구에서는 사별을 경험한 성인 576명을 대상으로 한국판 지속비애척도(PG-13-K)의 종단 타당화 연구를 실시하였다. 본 연구에서는 약 1년 간격의 두 시점(시점1 n=350, 시점2 n=226)에서 표집된 설문 자료가 활용되었다. 본 연구의 결과는 다음과 같다. 첫 번째, 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석 결과 한국판 PG-13은 2요인으로 나타났다. 두 번째, 내적 일치도 계수, 검사-재검사 신뢰도, 오메가 계수, 오메가 위계 계수, 분산추출지수와 개념 신뢰도를 검토한 결과 한국판 PG-13은 심리측정학상 신뢰로운 도구임이 확인되었다. 세 번째, 공인타당도와 예언타당도를 살펴봄으로써 한국판 PG-13의 외적타당도를 살펴보았다. 그 결과 한국판 PG-13의 전체 척도와 하위요인 중 하나인 트라우마 디스트레스(Traumatic distress)가 우울, 불안, PTSD 증상과 유의미한 정적 상관이 있으며, 한국판 PG-13의 또 다른 하위요인인 분리 디스트레스(Seperation distress) 우울, 불안, PTSD 증상과 구분되는 지속비애 증상을 측정하는 것으로 나타나 타당한 도구임이 확인되었다. 마지막으로 본 연구의 의의와 제한점에 대해 논의하였다.

주요어 : 지속비애, 종단타당화, 한국판 PG-13

\* 본 연구는 SSK사업(연구과제 번호: NRF-2021S1A3A2A02089682)의 지원을 받아 작성된 원고임.

† 교신저자(Corresponding Author): 이덕희, 성균관대학교 교육학과 박사수료, 서울특별시 종로구 성균관로 25-2 외상심리건강연구소 50204호

Tel: 02-760-0558, E-mail: occb@naver.com

최근 정부는 COVID-19로 인해 가족을 잃은 유족들을 ‘트라우마 고위험군’으로 분류하고 상담 서비스를 지원하고 있다. 현재 유족 대부분은 ‘코로나 유족’이라는 낙인으로 인한 차별 경험, 임종을 지키지 못하는 것과 장례식장의 장례 거부로 인하여 고통을 호소하고 있으며, 애도의 어려움을 경험하는 것으로 확인된다(권기석, 김유나, 권중혁, 방극렬, 2021). 세계보건기구(World Health Organization; 이하 WHO)에 따르면 2021년 08월 30일 기준으로 전 세계적으로 COVID-19에 감염된 사람은 216,303,376명이며, 현재까지 총 4,198,451명이 사망하였다고 발표되었다. 또한 질병관리청에 따르면 2021년 08월 31일 기준 국내에서 발생한 누적 확진자는 251,421명이며 사망자는 2,285명으로 확인되었다. 이러한 대규모 재난 상황이 계속됨에 따라 가까운 사람의 죽음을 경험하는 사람이 증가하고 사회 전반적으로 이슈화되면서 가까운 사람들의 죽음과 애도 과정에 대한 사람들의 관심이 증가하고 있다. 가까운 사람을 상실하고 사별을 겪게 되는 것은 누구나 경험할 수 있으며, 피할 수 없는 고통스러운 사건으로(Bonanno & Kaltman, 2001), 사별을 경험한 개인은 정서적, 신체적, 행동적, 심리적, 사회적 차원에서 어려움을 겪을 수 있다(송수지, 강영신, 2017; Smith, Kalus, Russell, & Skinner., 2009). 가까운 사람과의 사별을 경험한 개인은 슬픔, 분노, 죄책감과 절망감을 포함한 고통스러운 경험을 하게 된다(조선화, 강영신, 2015; Murray, 2001). 이러한 비애를 경험하게 되는 과정을 애도 과정이라고 한다. 안정적인 애도과정을 보낸 개인은 가까운 사람과의 사별 이후 6개월 이내에 사별로 인한 비애에서 벗어나게 되며(Smith et al., 2009), 사별을 경험하기 이전의 삶을 회복

하면서 자연스럽게 애도과정을 마치게 된다(Shear et al., 2011).

하지만 사별을 경험한 모든 개인이 정상적인 애도과정을 경험하는 것은 아니며, 일부는 사별을 충분히 준비하지 못하고 비정상적인 애도과정을 겪게 된다(Prigerson et al., 2009). 비정상적인 애도과정이란 가까운 사람의 사별을 경험한 개인이 임상적인 수준의 우울을 경험하거나 지나치게 장기적으로 슬픔을 느끼고 비합리적인 죄책감을 경험하는 것으로(Kernberg, 2010), 사회문화적으로 용인 가능한 수준의 애도과정에서 벗어나 심리적, 신체적 장애를 경험하는 것이다(Shear et al., 2011). Prigerson(2005)의 연구에 따르면 사별로 친밀한 대상을 잃은 개인 중 약 10~20% 정도가 삶의 방식 측면과 대인 관계적 측면에서 삶에 대한 의미 상실 등 급격한 변화를 겪는 것으로 나타났다. Lundorff, Holmgren, Zachariae, Farver-Vestergaard와 O’Connor(2017)가 일본, 중국, 호주, 덴마크, 미국, 독일, 네덜란드 등 각국에서 진행된 14개 연구에 대하여 메타분석을 진행한 결과, 가까운 사람과의 사별을 경험한 성인 중 9.8%가 비정상적인 애도과정을 거치는 것으로 확인되었다. 다시 말해 사별을 경험한 개인 10명 중 약 1명이 비정상적인 애도과정을 거치게 된다는 것이다.

지속비에 장애를 주장하고 이를 측정하는 대표적 척도인 지속비에 척도(Prolonged Grief Disorder Scale; 이하 PG-13; Prigerson et al., 2009)를 개발한 Prigerson 등(1995a)은 이러한 병리적인 비애증상을 복합비애(Complicated grief)로 명명하였다. 이후 연구가 진행됨에 따라 병리적인 비애증상은 트라우마 비애(traumatic grief; Jacobs, Mazure & Prigerson, 2000; Prigerson et al., 1997), 병리적 비애(pathological grief;

Lenferink, Boelen, Smid & Paap, 2021) 등으로 다양하게 명명되어왔다. 이후 세계 보건 기구(World Health Organization; 이하 WHO) 또한 병리적인 비애 증상이 있음을 인정하며 2018년 ‘질병 및 관련 건강 문제의 국제 통계 분류 11차 개정판(International Classification of Diseases 11th; 이하 ICD-11)’에서 지속비애 장애(Prolonged Grief Disorder; 이하 PGD)로 명명되었다. 미국 정신의학회(American Psychological Association; 이하 APA)는 2013년 출판한 정신질환 진단 및 통계 매뉴얼 5판(Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders; 이하 DSM-5)에서 비정상적인 애도과정이 장기화 되어 사별 이후 일상 수행 능력과 정서적 안녕감이 낮아지면서 병리적인 증상이 나타나는 것에 대하여 ‘지속적 복합사별 장애(Persistent Complex Bereavement Disorder; 이하 PCBD)’로 명명되었으나 최근 2020년에 개정된 DSM-5-TR(The Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders-5-TR)에서는 PGD라고 명명되었다.

Prigerson 등(1995b)은 배우자를 상실한 개인을 대상으로 한 연구에서 연구참여자에게서 우울증과 불안과는 다른 망연자실함, 고인에 대한 그리움과 같은 지속비애 증상을 확인하였다. 이러한 결과를 바탕으로 Prigerson 등(1995a)은 우울증, 불안과는 다른 지속비애 증상이 존재함을 주장하며, 이러한 지속비애 증상만의 고유한 특성을 측정할 수 있는 척도의 필요성을 강조하였다. 당시 지속되는 비애증상을 측정하기 위해 텍사스비애척도 개정판(Texas Revised Inventory of Grief; 이하 TRIG, Faschingbauer, 1981)과 비애측정척도(Grief Measurement Scale; 이하 GMS; Jacobs et al., 1986)가 사용되었으나, Prigerson 등(1995a)은 TRIG의 문항 중 ‘내 인생에서 아무도 고인을

대신할 수 없을 것이다’, ‘내 주변의 사람과 사물은 여전히 고인을 생각나게 한다.’와 같은 문항은 지속비애를 측정하는데 적절하지 않다고 하였으며, GMS는 불안장애, 우울증과 관련이 있는 비애증상만을 묻고 있기 때문에 지속비애 증상을 정확히 측정하기 어렵다는 한계가 있었다(Prigerson et al., 1995a). 이러한 한계점을 보완하여 지속비애증상을 명확히 측정하고, 지속비애증상을 경험하는 개인과 그렇지 않은 개인을 구별하기 위해 Prigerson 등(2009)은 트라우마 비애척도(Inventory of Traumatic Grief; 이하 ITG), 복합비애척도 개정판(Inventory of Complicated Grief-Revised; 이하 ICG-R) 등의 이전 척도들을 보완하여 WHO에서 질병과 증상을 분류해 놓은 국제적인 진단 기준인 ICD-11의 지속비애장애진단 기준을 바탕으로 PG-13을 개발하였다(Prigerson et al., 2009).

PG-13은 사별 경험 이후 증상, 사별 기간, 기능적 장애를 묻는 문항을 통해 지속비애를 측정할 수 있는 도구로서, 다양한 국가의 언어로 타당화 되어 사용되고 있다(Işıklı, Keser, Prigerson, & Maciejewski, 2020; Pohlkamp, Kreichbergs, Prigerson, & Sveen, 2018). Işıklı 등(2020)은 가족과의 사별을 경험한 터키인을 대상으로 타당화를 진행하였으며, Pohlkamp 등(2018)은 질병으로 자녀와 사별한 스웨덴 부모들을 대상으로 타당화를 진행하였다. PG-13은 여러 국가에서 타당화 되는 과정에서 단일 요인, 2요인 또는 2요인 구조 이상의 다요인 구조를 보인다는 연구들이 보고되고 있다. PG-13의 척도개발 원논문과 터키판 타당화 연구에서 지속비애의 하위요인 구조는 단일요인으로 나타났으나(Işıklı et al., 2020.; Prigerson et al., 2009), 강현숙, 이동훈(2017)의 가까운 사람의 죽음을 경험한 성인을 대상으로 한 국내

타당화 연구에서는 ‘분리 디스트레스(Separation distress)’와 ‘트라우마 디스트레스(Traumatic distress)’의 2요인 구조가 확인되었다. 반면에 Sveen, Bondjers, Heinsoo와 Arnberg(2020)이 사별을 경험한 성인 123명을 대상으로 한 스웨덴 판 타당화 연구에서는 PG-13을 ‘분리 디스트레스’, ‘트라우마 디스트레스’와 ‘사회·정체성 혼란’의 3요인 구조가 주장되었다. 이처럼 PG-13은 지속비애를 측정하는데 있어 그 타당성이 입증되어 여러 국가에서 사용되고 있으나, 요인구조에 대한 여러 연구가 수행되고 있다. 따라서 본 연구에서는 지속비애를 측정하는데 신뢰로운 척도인 PG-13을 타당화 하고, 성인에게 적절한 PG-13의 요인을 확인하고자 한다.

사별의 고통은 연령별로 다르게 나타나는데 65세 이상에 해당하는 노년기의 경우(Erikson, 1968) 삶의 마지막 단계로 자신의 삶을 성찰하며 죽음에 대해 받아들이는 시기이다(Johnson & Barer, 1997; Ardel, 2000). 노년기는 타 연령대에 비해 사별경험이 많기 때문에 상대적으로 낮은 수준의 사별의 고통을 경험하며, 비교적 안정적으로 사별 이전의 삶으로 돌아갈 수 있는 것으로 나타났다(Shear, Ghesquiere, & Glickman, 2013). 이러한 연구결과들은 노인들이 다른 연령대에 비해 죽음에 보다 자연스럽게 수용하는 것을 의미한다. 그러나 64세 이하에 해당하는 청년기 및 장년기의 경우(Erikson, 1968), 노인에 비해 경험하게 되는 비애의 수준이 높은 것으로 나타났다(Burke & Neimeyer, 2013). 따라서 상대적으로 사별에 취약한 64세 이하 성인을 대상으로 국내 지속비애에 대한 연구가 이루어질 필요가 있으며 64세 이하 성인을 대상으로 지속비애를 타당하게 측정할 수 있는 신뢰로운 도구가 필요한

실정이다. 더욱이 최근 Djelantik, Smid, Mroz, Kleber와 Boelen(2020)의 연구에서 사별을 경험한 성인의 약 절반이 비정상적인 애도과정을 경험하는 것으로 확인되어 성인을 대상으로 한 연구의 필요성이 나타나게 되었다. 강현숙, 이동훈(2017)의 연구에서 지속비애를 측정하는 척도인 PG-13의 횡단타당화 연구를 진행하였으나 예언타당도를 보고하지 못하다. 따라서 본 연구에서는 한국판 PG-13의 종단 타당화를 실시함으로써 예언타당도와 검사-재검사 신뢰도 등을 확인하고 PG-13이 상담 및 임상 장면에서 성인에게 신뢰롭고 타당한 척도로 활용될 수 있는지 확인하고자 한다.

지속비애는 여러 선행연구를 통해 개인이 스트레스를 경험하는 상황에서 겪는 우울, 불안, 부정적 사고 등의 심리적 고통을 의미하는 심리적 디스트레스(이주희, 2000)와 관련 있는 것으로 나타났다. Sveen 등(2020)의 연구에서 사별을 경험한 성인이 지속비애를 호소하는 경우 외상후 스트레스, 우울증을 호소하였으며, Işıklı 등(2020)이 부모, 배우자, 형제자매와 사별을 경험한 성인을 대상으로 한 연구 결과 지속비애와 우울증, 불안이 관련 있는 것으로 나타났다. 또한 Pohlkamp 등(2018)이 암으로 자녀와 사별한 스웨덴부모들을 대상으로 한 연구에서 지속비애와 PTSD증상, 우울, 불안의 상관이 나타났다. 지속비애가 장기화됨에 따라 나타나는 지속비애장애 또한 우울증, 범불안장애, PTSD 등 여러 정신질환과의 상관을 보이는 것으로 나타났다(Boelen & Prigerson, 2007; Sveen et al., 2020). 그러나 여러 선행연구에서 지속비애장애는 우울증, 범불안장애, PTSD 등과 같은 정신질환과 구별되는 지속비애장애만의 특징이 있는 것으로 보고되고 있다(Holland & Neimeyer, 2010; Li & Prigerson,

2016; Pohlkamp et al., 2018; Prigerson et al., 2009; Prigerson, 1995a). Boelen과 Lenferink(2020)가 6개월 이내에 사별을 경험한 개인을 대상으로 진행한 연구에서, 사별을 경험한 개인에게 PTSD증상, 우울, 불안과는 구별되는 그리움 등의 증상이 나타났으며, 이러한 연구결과는 지속비애장애가 우울증, 범불안장애, PTSD 등 다른 정신장애에서는 나타나지 않는 고인에 대한 갈망과 그리움과 같은 분리 디스트레스 증상을 가지며, 이러한 분리 디스트레스 증상이 지속비애의 고유한 특성임을 나타낸다(Boelen & Lenferink, 2020; Boelen & Prigerson, 2007; Prigerson et al., 2009; Schaal, Dusingizemungu, Jacop, Neuner & Elbert, 2012; Sveen et al., 2020). 따라서 본 연구에서는 여러 선행연구를 통해 지속비애와 관련이 높은 것으로 밝혀진 PTSD증상, 우울, 불안과 같은 심리적 디스트레스 변인과 지속비애와의 상관을 확인함으로써 PG-13의 타당도를 확인할 뿐만 아니라 이를 통해 지속비애가 갖는 고유한 특성인 분리 디스트레스가 적절히 나타나는지 확인하고자 한다.

개인은 누구나 가까운 사람과의 사별을 경험할 수 있으며, 애도과정을 경험한다. 하지만 최근 급작스러운 재난상황으로 인한 사별경험이 증가함에 따라 정상적인 애도과정이 아닌 비정상적 애도과정을 경험하는 개인이 증가하고 있다. 사별 후 비정상적인 애도과정이 장기화됨으로써 나타나는 지속비애장애의 경우 개인의 일상생활에 문제를 발생시킬 수 있으며, 이에 대한 빠른 조치가 필요하다. 따라서 본 연구에서는 사별 경험을 한 일반 성인을 대상으로 수집된 종단데이터를 활용하여 PG-13을 종단타당화하여 PG-13의 신뢰도와 타당도를 검증하고, 지속비애증상을 적절히 측

정하는데 도움을 제공하고자 한다.

연구문제 1. 한국판 지속비애 척도의 요인 구조는 어떠한가?

연구문제 2. 한국판 지속비애 척도의 신뢰도와 타당도는 적절한가?

## 방 법

### 연구대상 및 절차

본 연구는 연구자가 소속된 대학교의 기관 생명윤리위원회(Institutional Review Board; 이하 IRB)에서 연구 승인을 받은 후, 연구윤리를 준수하여 수집된 자료를 활용하였다. 설문조사는 전국에 거주하는 만 20세부터 만 59세까지의 성인 총 1,657명으로 성별, 연령 및 지역을 인구센서스 기준에 맞춰 선별하여 실시되었다. 설문은 온라인 설문업체인 ‘○○○’을 통해 수집되었다. 기본적인 인구사회학적정보를 묻는 문항(성별, 연령대, 거주지역, 최종 학력, 혼인여부, 자녀유무, 종교유무, 월 평균 소득 수준) 및 지속비애척도(Prolonged Grief Disorder Scale; 이하 PG-13), 공인타당도 검증에 필요한 외상후 스트레스 장애 체크리스트-5(The Posttraumatic Stress Disorder Checklist for DSM-5; 이하 PCL-5), 단축형 간이정신진단검사(Brief Symptom Inventory-18; 이하 BSI-18) 가운데 ‘우울’, ‘불안’ 하위 척도 그리고 고인의 사망 원인 등 사별과 관련된 기초 정보를 묻는 문항이 분석에 포함되었다. 설문은 평균 20~30분 소요되었으며 설문에 참여한 사람에게 소정의 적립금이 지급되었다. 설문은 약 1년의 간격으로 두 차례 실시되었는데, 첫 번째 설문은

표 1. 인구사회학적 변인

	표본1(n=350)		표본2(n=226)	
	빈도(명)	%	빈도(명)	%
성별				
남성	163	46.6	121	53.5
여성	187	53.4	105	46.5
연령대				
20대	67	19.1	40	17.7
30대	96	27.4	60	26.5
40대	115	32.9	65	28.8
50대	72	20.6	61	27.0
거주지역				
서울지역	58	16.6	44	19.5
인천경기지역	119	34.0	68	30.1
경상지역(대구, 부산, 울산 포함)	81	23.1	57	25.2
충청지역(대전, 세종 포함)	40	11.5	24	10.7
전라지역(광주 포함)	34	9.7	22	9.8
강원제주지역	18	5.1	11	4.9
최종학력				
중학교 졸업 이하	1	0.3	1	0.4
고등학교 졸업	42	12.0	33	14.6
대학교 재학	20	5.7	8	3.5
대학교 졸업	243	69.4	153	67.7
대학원 재학	6	1.7	5	2.2
대학원 졸업	37	10.6	25	11.1
기타	1	0.3	1	0.4
혼인여부				
기혼	227	64.9	125	55.3
미혼	117	33.4	89	39.4
이혼 및 사별	5	1.4	12	2.3
자녀 유무				
있다	206	58.9	120	53.1
없다	144	41.1	106	46.9
종교 유무				
있다	180	51.4	105	46.5
없다	170	48.6	121	53.5
월 평균 소득				
200만원 미만	74	21.1	50	22.1
200만원~500만원 미만	201	57.4	126	55.8
500만원~800만원 미만	48	13.7	40	17.6
800만원 이상	10	2.9	5	2.2
해당사항 없음	17	4.9	5	2.2

2018년 10월~11월 경 약 4주간 시행되었고(시점 1) 두 번째 설문은 2019년 07월~8월 경 약 4주간 시행되었다(시점 2). 시점 1의 설문에서는 총 1,137명의 자료가 수집되었으며 이 중 사별을 경험한 576명을 대상으로 연구를 진행하였다. 576명 중 226명이 약 1년이 지난 시점 2의 설문에도 참여하였다. 본 연구에서는 576명 중 시점1의 설문에만 응답한 350명을 표본 1이라고 하였고, 시점 1과 시점 2의 설문에 모두 응답한 226명을 표본 2라고 하였다. 본 연구의 표본1과 표본2의 인구사회학적 정보는 표 1과 같다.

#### 측정도구

##### 사별관련변인

연구 참여자들이 경험한 지속비애에 영향을 미칠 수 있는 사별관련변인을 확인하기 위해 강현숙, 이동훈(2017)이 지속비애 타당화 연구에서 사용한 사별관련문항이 사용되었다. 사별관련문항은 사별의 종류(예기치 못한 변사, 갑작스러운 죽음, 예상된 죽음), 사별 당시 참여자의 나이, 사별을 겪은 횟수, 사별 이후 기간, 사별 당시 고인의 나이, 고인과의 관계, 고인의 죽음 원인, 고인의 죽음과 관련하여 가장 마음이 힘들었던 이유를 묻는 7문항이 포함되었다.

##### 지속비애척도(Prolonged Grief Disorder Scale; 이하 PG-13)

지속비애를 측정하기 위한 도구로 Prigerson 등(2009)이 개발한 지속비애척도(Prolonged Grief Disorder Scale; 이하 PG-13)를 강현숙, 이동훈(2017)이 한국판으로 타당화한 PG-13(Korean Version of the Prolonged Grief Disorder Scale; 이

하 PG-13-K)를 사용하였다. PG-13-K는 총 13 문항이며 ‘분리 디스트레스’, ‘트라우마 디스트레스’ 2개의 하위요인으로 구성되어 있으며, 지속비애의 증상을 측정하는 11문항에 대하여 5점 리커트 척도로 1점(전혀 그렇지 않다)에서 5점(매우 그렇다/하루에 여러 번 그렇다)으로 응답하도록 되어있으며, 기간과 사회적기능 손실여부를 묻는 2문항에 대해서는 ‘예’, ‘아니오’의 두 가지 범주로 응답하도록 구성되어 있다. 점수 범위는 11점에서 55점으로 총합 점수가 높을수록 지속비애증상이 높다는 것을 의미한다. Prigerson 등(2009)의 연구에서 범주형 질문 3번과 13번, 2문항을 제외한 11문항을 분석한 내적일치도(Chronbach's  $\alpha$ )는 .82, 강현숙, 이동훈(2017)의 연구에서 내적일치도(Chronbach's  $\alpha$ )는 .908이었으며, 본 연구의 내적일치도(Chronbach's  $\alpha$ )는 시점1 .898, 시점2 .897로 확인되었다. 본 연구는 PG-13 저작권자인 Prigerson으로부터 PG-13의 한국판 타당화에 대한 허가를 받아 사용하였다.

##### 외상 후 스트레스장애 체크리스트-5(The Posttraumatic Stress Disorder Checklist for DSM-5; 이하 PCL-5)

한국판 PG-13의 공인타당도를 살펴보기 위하여 Weathers, Litz, Herman, Huska와 Keane (1993)이 개발한 외상후 스트레스 장애 척도(The Posttraumatic Stress Disorder Checklist; 이하 PCL)를 Weathers 등(2013)이 DSM-5 진단기준을 적용하여 개정한 외상후 스트레스장애 체크리스트-5(The Posttraumatic Stress Disorder Checklist for DSM-5; 이하 PCL-5)를 이동훈, 구민정, 권옥현, 김시형(2020)이 한국판으로 타당화한 PCL-5(The Posttraumatic Stress Disorder Checklist for DSM-5)를 사용하였다. PCL-5는 총 20문항

으로 ‘침습’, ‘회피’, ‘인지와 감정의 부정적 변화’, ‘과각성’ 4개의 하위요인 구성되어 있으며 각 문항에 대하여 5점 리커트 척도로 0점(전혀 그렇지 않다)에서 4점(매우 그렇다)까지 응답하도록 구성되어있다. 점수 범위는 0점에서 80점으로 총합 점수가 높을수록 외상후 스트레스 증상이 높다는 것을 의미한다. Weathers 등(1993)의 연구에서 내적일치도(Chronbach's  $\alpha$ )는 .94, 본 연구의 내적일치도(Chronbach's  $\alpha$ )는 시점1 .967, 시점2 .973으로 확인되었다.

#### 단축형 간이정신진단검사(Brief Symptoms Inventory-18; 이하 BSI-18)

한국판 PG-13의 공인타당도를 살펴보기 위하여 Derogatis(2001)가 개발한 단축형 간이정신진단검사(Brief Symptoms Inventory-18; 이하 BSI-18)를 박기쁨, 이상우, 장문성(2012)이 한국판으로 타당화한 BSI-18(Brief Symptoms Inventory-18; 이하 BSI-18)을 사용하였다. 한국판 BSI-18는 총 18문항으로 ‘신체화’, ‘우울’, ‘불안’ 3개의 하위요인으로 구성되어 있으며 각 문항에 대하여 5점 리커트 척도로 0점(전혀 없다)에서 4점(매우 심하다)까지 응답하도록 구성되어있다. 점수 범위는 0점에서 72점으로 총합 점수가 높을수록 심리적 불편감의 정도가 심하다는 것을 의미한다. Derogatis(2001)의 연구에서 내적일치도(Chronbach's  $\alpha$ )는 전체 문항 .73, ‘우울’ .84, ‘불안’ .79, 박기쁨 등(2012)의 연구에서 내적일치도(Chronbach's  $\alpha$ )는 전체문항 .89, ‘우울’ .80, ‘불안’ .81이었으며, 본 연구의 내적일치도(Chronbach's  $\alpha$ )는 시점1 전체문항 .963, ‘우울’ .909, ‘불안’ .922, 시점2 전체문항 .962, ‘우울’ .910, ‘불안’ .918로 확인되었다.

#### 분석 방법

본 연구에서는 한국판 지속비에척도(PG-13-K)의 종단타당도를 검증하고자 다음과 같이 연구를 진행하였다. 자료분석에는 SPSS 21.0과 Amos 21.0을 사용하였으며, 분석은 다음과 같이 진행되었다. 첫째, 연구참여자의 인구사회학적변인과 사별관련변인의 빈도를 확인하기 위해 빈도분석을 실시하였다. 둘째, 연구에서 사용된 척도들의 정규성을 확인하기 위해 기술통계를 실시하였다. 이때 다변량 정규성을 확인하기 위해 왜도와 첨도, Mardia's normalized estimate를 확인하였다. 이때, 왜도의 절대값이 2 이하이고 첨도의 절대값이 7 이하인 경우에 자료가 정규성을 만족하는 것으로 판단하였다(West, Finch, & Curran, 1995).

셋째, 탐색적 요인분석(Exploratory Factor Analysis; 이하 EFA)을 통해 요인의 구조를 탐색하였다. 요인분석에 앞서 자료가 요인분석에 적합한지 확인하기 위해 KMO(Kaiser-Meyer-Olkin) 표본적합도 검증과 Bartlett의 구형성 검증을 실시하였다. KMO는 변수들 간의 상관의 정도를 확인하는 것으로 KMO 값이 1에 가까울수록 요인분석에 적합하다고 판단되며 0.5 이하일 경우 적합하지 않은 것으로 판단하였다(Kaiser, 1974). Bartlett 구형성 검증은 ‘요인 간 공통요인이 존재하지 않는다’라는 영가설을 검증함으로써 요인분석의 적합성을 판단하며, 값이 유의할 경우 요인분석에 적절함을 의미한다. EFA에서 요인 추출법은 자료가 다변량 정규성을 만족하지 못하여도 사용 가능한 주축요인추출(Principal axis factoring) 방법을 사용하였으며, 요인회전은 요인 간 상관을 고려하여 사각회전인 직접 오블리민(Direct Oblimin)을 사용하였다. 요인의 수는 스크리도



표와 고유값, 요인부하량 그리고 해석가능성을 통해 결정하였으며, 요인부하량은 값이 0.4 이상일 경우 적합하다고 판단했다(Stevens, 1992). 이때 탐색적 요인분석 결과를 통해 나타난 요인은 원논문과 횡단으로 진행된 강현숙, 이동훈(2017)의 한국판 타당화연구를 참고하였다. 넷째, 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis; 이하 CFA)를 통해 EFA의 결과가 적절한지 확인하였다. 이때, CFA는 다변량 정규성을 벗어난 자료를 분석하는데 적합한 최대우도법(Maximum Likelihood)의 부트스트래핑(Bootstrapping)을 사용하였다. 모형의 적합도는  $\chi^2$  통계량과 CFI(Comparative Fit Index), TLI(Tucker-Lewis' index), RMSEA(Root Mean Squared Error Approximation), SRMR(Standardized Root Mean Square Residual)을 기준으로 확인하였다. 모형의 적합도 지수는 CFI와 TLI의 경우 값이 .95 이상일 때(Hu & Bentler, 1998) RMSEA는 값이 .80 미만일 때(Browne, Cudeck, 1993) 때 적합하다고 판단했다. 본 연구에서는 EFA와 CFA를 동일한 대상으로 실행하는 오류를 막기 위해 각기 다른 두 표본을 사용하였다. 본 연구는 자료수집이 종단으로 이뤄졌는데 시점1에는 총 576명이 설문에 참여했으며 그 중 226명이 시점2의 설문에도 참여하였다. 본 연구에서는 총 576명 중 시점1의 설문에만 참여한 응답자 350명의 자료(표본1)는 EFA에 활용됐으며 시점1과 시점2의 설문에도 모두 참여한 226명(표본2)의 자료는 CFA 및 타당도 분석에 활용되었다.

다섯째, 신뢰도를 확인하기 위하여 내적일치도 계수(Cronbach'  $\alpha$ )와 검사-재검사 신뢰도, 오메가 계수(Omega Coefficient; 이하  $\omega$ ), 오메가 위계계수( $\omega_H$ ), 분산추출지수(Average Variance Extracted; 이하 AVE)와 개념 신뢰도(Construct

Reliability; 이하 CR)를 살펴보았다. 내적일치도 계수(Cronbach'  $\alpha$ )는 각 문항들이 동일한 개념을 측정하는지를 확인하는 것으로 0.6~0.7은 받아들일 수 있는 것(acceptable)으로 0.7~0.9에 해당 될 경우 좋은 것(good)으로 그리고 0.9 이상일 경우 훌륭한 것(excellent)으로 판단하였다(Kline, 2000). 내적일치도 계수(Cronbach'  $\alpha$ )는 단일요인에 적합하기 때문에 본 연구에서는 다요인 모형에 적합한 오메가 계수( $\omega$ )를 확인함으로써 이러한 한계를 보완하였다(Dunn, Baguley & Brunnsden, 2014; McDonald, 1999). 오메가 계수( $\omega$ )는 요인점수에 대한 신뢰도를 살펴보는 것으로 척도 점수의 분산 중 진점수의 분산 비율을 나타내며 오메가 위계계수( $\omega_H$ )는 일반 요인에 대한 개인차를 확인하는 것으로 척도 점수의 분산 중에서 일반요인의 분산비율을 나타낸다. 오메가 계수( $\omega$ )는 0.6 이상일 경우 적절한 것으로 판단하였다(Bagozzi & Yi, 1988). 분산추출지수와 개념신뢰도(CR)은 잠재변수와 관측변수 간의 상관을 확인하는 것으로 분산추출지수(AVE)의 경우 0.5 이상일 경우 적합하다고 해석했으며(Fornell & Lacker, 1981), 개념신뢰도(CR)의 경우 0.7 이상일 경우 양호하다고 판단하였다(Anderson, Gerbing, 1988). 여섯째, 타당도 판별을 위해 공인타당도(Predictive Validity)와 예언타당도(Predictive Validity)를 확인했다. 이때, 공인타당도를 검증하기 위해 BSI-18을 통해 측정된 우울, 불안과 PCL-5를 통해 측정된 PTSD 증상과의 상관분석을 실시하였으며, 우울, 불안, PTSD 증상에 대한 중다회귀분석을 통해 예언타당도를 확인하였다.

## 결 과

### 연구대상자의 사별관련 특성

연구대상자의 사별관련 정보를 파악하기 위해 각 시점에 따른 표본 별로(표본1= 350, 표본2 = 226) 빈도분석을 시행했으며 그 결과는 표 2와 같다. 사별의 유형으로는 표본1에서는 '예상된 죽음' 214명, '예기치 못한 죽음'이 122명, '급작스러운 변사' 14명 순으로 나타났으며 표본2에 '예상된 죽음'이 125명 '예기치 못한 죽음'이 85명 '급작스러운 죽음'이 16명으로 나타났으며 본 문항은 다중응답이 가능하도록 하였다. '예기치 못한 죽음'에는 급성 질환이 '급작스러운 변사'의 경우 살인으로 인한 죽음, 자살 등이 예상된 죽음에는 질병사가 해당된다. 참여자가 경험한 사별의 횟수에 대해서는 표본1의 경우 '1회' 286명(81.7%), '2회' 56명(16.0%), '3-6회' 8명(2.3%) 순으로 나타났으며, 표본2에서는 '1회' 176명(77.9%), '2회' 37명(16.4%), '3-6회' 13명(5.8%) 순으로 나타났다. 사별을 경험한 지 얼마나 시간이 얼마나 경과 되었는지를 묻는 사별 이후의 기간에 대해서는 표본1의 경우 '1년 이상 5년 미만' 91명(26.0%), '5년 이상 10년 미만' 70명(20.0%), '20년 이상' 60명(17.1%), 순으로 나타났으며, 표본2의 경우 '1년 이상 5년 미만' 55명(24.3%), '20년 이상' 46명(20.4%), '5년 이상 10년 미만' 43명(19.0%) 순으로 나타났다. 사별 당시 고인의 나이에 대해서는 표본1에서는 '80대' 이상 72명(20.6%), '60대' 57명(16.3%), '70대' 56명(16.0%) 순으로 나타났으며, 표본2에서는 '70대' 43명(19.0%), '80대 이상' 42명(18.6%), '20대' 33명(5.8%) 순으로 나타났다. 고인과의 관계의 경우 표본1은 '조부모' 99명(28.3%), '기

타' 90명(25.7%), '아버지' 82명(23.4%) 순으로 나타났으며 표본2에서는 '아버지' 57명(25.2%), '조부모' 51명(22.6%), '기타' 48명(21.2%) 순으로 나타났다. 사별과 관련해 마음이 힘들었던 이유에 대해 표본1에서는 '고인의 죽음이 예기치 못한 죽음이었다는 점' 121명(34.6%), '고인에 대한 미안함' 108명(30.9%), '고인이 죽음 당시 겪었을 고통' 39명(11.1%) 순으로 나타났으며, 표본2에서는 '예기치 못한 죽음'이었다는 점 90명(39.8%), '고인에 대한 미안함' 65명(28.8%), '고인이 너무 어려서' 24명(10.6%) 순으로 나타났다.

### 자료의 정규성 확인

한국판 PG-13과 타당도 검증을 위해 사용되는 자료의 정규성을 각 척도별로 검증하였으며 그 결과는 표 3과 같다. 한국판 PG-13의 단일요인과 모형 내 하위요인 그리고 PCL-5, BSI-18의 평균, 표준편차, 왜도, 첨도를 확인한 결과 한국판 PG-13 단일요인과 2요인, PCL-5와 BSI-18의 우울, 불안 모두 왜도 절대값 2, 첨도 절대값 7을 넘지 않아 다변량 정규성을 만족하였다. 하지만 Mardia's normalized estimate 검증 결과 한국판 PG-13-R의 왜도가 3.89 ( $z=146.54, p<.001$ ), 첨도가 11.662( $z=6.882, p<.001$ )로 다변량 정규성을 만족하지 못하는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 주축요인추출 방법을 사용하여 EFA를 실시하였다.

### 탐색적 요인 분석

한국판 PG-13의 요인구조를 파악하기 위해 시점1에서의 설문에만 참여한 표본1(350명)을 대상으로 주축요인추출 방법을 통한 EFA를 실

표 2. 연구참여자들의 사별관련변인 빈도분석 결과 (N=576)

문항	구분	표본1(n=350)		표본2(n=226)	
		빈도	%	빈도	%
사별 발생 당시 나이	10대 미만	7	2.0	1	0.4
	10대	82	23.4	36	15.9
	20대	109	31.1	86	38.1
	30대	76	21.7	51	22.6
	40대	68	19.4	39	17.3
	50대	8	2.3	13	5.8
사별의 빈도	1회	286	81.7	176	77.9
	2회	56	16.0	37	16.4
	3-6회	8	2.3	13	5.8
사별 이후 기간	1년 미만	28	8.0	22	9.7
	1년 이상~ 5년 미만	91	26.0	55	24.3
	5년 이상~10년 미만	70	20.0	43	19.0
	10년 이상~ 15년 미만	51	14.6	34	15.0
	15년 이상~ 20년 미만	50	14.3	26	11.5
사별 당시 고인의 나이	20년 이상	60	17.1	46	20.4
	10대 미만	4	1.1	1	0.4
	10대	17	4.9	13	5.8
	20대	31	8.9	33	14.6
	30대	23	6.6	17	7.5
	40대	48	13.7	24	10.6
	50대	42	12.0	26	11.5
	60대	57	16.3	27	11.9
	70대	56	16.0	43	19.0
고인과의 관계	80대 이상	72	20.6	42	18.6
	배우자	0	0.0	1	0.4
	자녀	3	0.9	1	0.4
	아버지	82	23.4	57	25.2
	어머니	36	10.3	35	15.5
	형제자매	11	3.1	10	4.4
	조부모	99	28.3	51	22.6
	친구	28	8.0	20	8.8
	연인	1	0.3	3	1.3
고인의 죽음과 관련해 가장 마음이 힘들었던 이유	기타	90	25.7	48	21.2
	예기치 못한 죽음이었다는 점	121	34.6	90	39.8
	고인이 너무 어려서	33	9.4	24	10.6
	고인이 죽음 당시 겪었을 고통	39	11.1	18	8.0
	고인에 대한 미안함	108	30.9	65	28.8
	고인의 죽음 전후로 다른 가까운 이와 사별 경험	3	0.9	1	0.4
	고인에 대한 감정, 생각을 충분히 존중받지 못함	4	1.1	3	1.3
	고인의 죽음 이후 막막함	28	8.0	13	5.8
	고인 죽음의 원인을 정확히 알지 못함	4	1.1	4	1.8
	기타	10	2.9	8	3.5

표 3. 측정도구의 평균 및 표준편차

		시점1				시점2			
		평균	표준 편차	왜도	첨도	평균	표준 편차	왜도	첨도
한국판 PG-13	한국판 PG-13 단일요인	1.949	0.744	0.905	0.014	1.922	0.726	0.888	0.387
	트라우마 디스트레스	1.718	0.855	1.710	3.005	1.697	0.845	1.530	2.053
	분리 디스트레스	2.082	0.856	0.834	0.013	2.051	0.819	0.564	-0.563
PCL-5	PTSD 증상	1.075	0.856	0.714	-0.274	1.092	0.924	0.636	-0.628
BSI-18	우울	1.341	0.986	0.531	-0.478	1.323	1.000	0.437	-0.698
	불안	1.086	0.963	0.784	-0.198	1.104	0.963	0.668	-0.486

시하였다. PG-13의 13 문항 중 기간과 사회적 기능 손실여부를 묻는 2문항에 대해서는 ‘예’, ‘아니오’의 두 가지 범주로 응답하도록 구성되어 있었기 때문에 요인분석에서 제외되었다.

분석에 앞서 자료가 요인분석에 적합한지 평가하기 위해 KMO(Kaiser-Meyer-Olkin) 표본적합도 검증과 Bartlett의 구형성 검정을 실시하였다. 검증 결과 KMO 값은 .894, Bartlett 구형

성 검증 근사카이 제곱값은 2473.892( $p < .001$ )로 데이터가 요인분석에 적합한 것으로 확인됐다. EFA 결과 나타난 스크리도표는 그림 1과 같으며 요인부하량은 표 3과 같다. 스크리도표를 확인한 결과 2요인 이후 고유치의 기울기가 급격하게 감소하였기 때문에 적절한 요인 수는 2개로 확인됐다. 1요인과 2요인에 해당되는 문항들은 모두 .4 이상의 요인부하량을 보

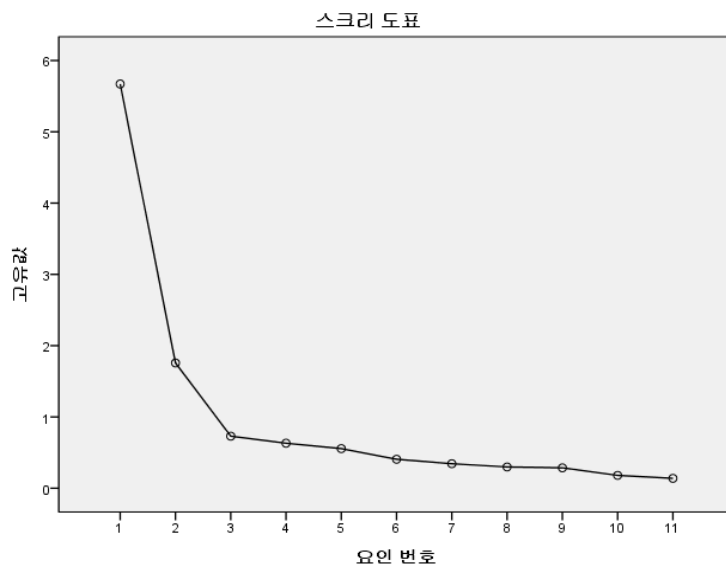


그림 1. 스크리도표

여 적절한 것으로 나타났다.

2요인 결과는 강현숙, 이동훈(2017)의 한국판 PG-13의 국내 타당화 연구와 동일한 결과이며, 요인명명은 지속비애의 이론적 배경과 해석 가능성에 따라 분리 디스트레스(Seperation disterss)와 트라우마 디스트레스(Traumatic distress)로 명명하였다. 분리 디스트레스에 해당되는 문항은 총 4문항으로 ‘지난 한달 간, 당신은 얼마나 자주 고인에 대한 그리움이나 갈망을 느꼈습니까?’, ‘지난 한달 간, 당신은 얼마나 자주 고인과의 관계와 관련된 강렬한 정서적 고통, 극심한 비통함을 느꼈습니까?’와 같은 문항으로 이뤄졌으며 고인에 대한 강렬한 그리움과 갈망에 대한 내용으로 이뤄져 있다. 트라우마 디스트레스에 해당되는 문항은 총 7문항으로 ‘당신은 인생을 어떻게 살아야 할지 혹은 나 자신이 누구인지 모르겠다고 느끼니까?’, ‘당신은 사별 이후 다른 사람들을 신뢰하는 것이 어려웠습니까?’와 같은 문항으로 이뤄져있으며 고인의 죽음으로 인한 트라우마적 증상과 관련한 내용으로 이뤄져 있다.

**확인적 요인분석**

EFA를 통해 확인된 한국판 PG-13의 2요인 구조의 적합성을 평가하기 위해 시점2의 설문에 참여한 표본2(226명)를 대상으로 CFA을 실시하였다. 이때 분석 자료가 다변량 정규성을 만족하지 못하므로 부트스트래핑(Bootstrapping)

표 4. 한국판 PG-13의 탐색적 요인분석 결과 (표본 1=350)

문항번호	요인	
	1	2
1	-.853	-.030
2	-.926	-.013
4	-.759	.089
5	-.918	.005
6	-.082	.504
7	-.084	.679
8	-.039	.774
9	-.026	.734
10	.109	.760
11	.031	.673
12	-.002	.861

을 통해 CFA를 실시하였으며, 그 결과는 5와 같다. 표본2 데이터의 모델 적합도는  $\chi^2=175.177(df=43, p<.001)$ 로 유의하였고 CFI=.914, TLI=.890, RMSEA=.117로 나타났다. RMSEA 값과 TLI가 적합도를 기준을 충족하지 못해 측정 오차 내 상관을 허용하여 추가분석을 시행하였다. 본 연구에서의 측정오차 내 상관은 이론적으로 측정오차 간 상관이 타당하며 동일 요인 내의 측정오차일 때 적용하였다. 본 연구에서는 7번 문항(당신은 사별을 받아들이는데 어려움이 있었습니까?)과 9번 문항(당신은 사별에 대해 원통한 감정을 느끼니까?)에

표 5. 한국판 PG-13의 확인적 요인분석 적합도 지수 결과 및 수정지수 적용 결과(표본2=226)

	$\chi^2$	df	p	CFI	TLI	RMSEA
수정지수 미적용	175.177	43	.000	.914	.890	.117(.099-.135)
수정 지수 적용 1개 (7번-9번)	104.863	42	.000	.959	.946	.082(.062-.101)
수정 지수 적용 2개 (4번-5번)	82.270	41	.000	.973	.964	.067(.046-.088)

측정오차 내 상관과 4번 문항(당신은 얼마나 자주 고인과 사별하였다는 사실을 상기시키는 것들을 피하려고 노력했습니까?)와 5번 문항(당신은 얼마나 자주 사별로 인해 멍멍하고, 충격을 받고, 멍한 느낌을 받았습니까?)에 측정 오차 내 상관을 적용했다.

측정오차 내 상관을 적용한 결과 모형 적합도 지수는  $\chi^2=82.270(df=41, p<.001)$ , CFI=.973, TLI=.964, RMSEA=.067로 나타나 모델적합도가 적절한 것으로 판단됐다. 마지막으로 수정지수가 적용된 CFA의 요인부하량 결과는 표 6과 같다. 시점1과 시점2에서 각 요인에 해당되는 문항들이 모두 .4 이상의 요인부하량을 보여 적절한 것으로 확인됐다.

신뢰도

한국판 PG-13의 신뢰도를 검증하기 위해 각 시점별로 내적일치도 계수(Cronbach'  $\alpha$ ), 오메가 계수( $\omega$ ), 검사-재검사신뢰도, 분산추출지수(AVE), 개념신뢰도(CR)를 확인하였으며 그 결과는 표 7과 같다. 내적 일치도 계수(Cronbach'  $\alpha$ )를 산출한 결과 시점1에서의 전체 문항의

표 6. 한국판 PG-13의 확인적 요인분석 결과(표본 2=226)

문항	시점2	
	트라우마 디스트레스	분리 디스트레스
1.		.870
2.		.949
4.		.731
5.		.838
6.	.604	
7.	.610	
8.	.752	
9.	.687	
10.	.711	
11.	.717	
12.	.841	

내적일치도 계수는 .898, 하위요인의 내적일치도 계수는 트라우마 디스트레스=.885, 분리 디스트레스=.916으로 나타났다. 시점2에의 전체 문항의 내적 일치도 계수는 .897로 나타났으며 하위요인의 내적 일치도 계수는 트라우

표 7. 내적일치도 계수, 검사-재검사 신뢰도와 오메가 계수(표본2=226)

하위요인		내적일치도 계수	오메가 계수 ( $\omega$ )	오메가 위계계수 ( $\omega_H$ )	분산추출 지수 (AVE)	개념신뢰도 (CR)
시점1	단일요인	.898	.900	.891		
	트라우마 디스트레스	.885	.887	.885	.532	.887
	분리 디스트레스	.916	.917	.916	.736	.918
시점2	단일요인	.897	.879	.891		
	트라우마 디스트레스	.876	.880	.874	.512	.879
	분리 디스트레스	.917	.921	.919	.695	.902

마 디스트레스=.876, 분리 디스트레스=.917로 나타나 역시 적절한 수준으로 나타났다. 오메가 계수( $\omega$ )를 산출한 결과 시점1에서 전체 문항의 오메가 계수( $\omega$ )는 .900으로 나타났으며 지속비애의 각 하위요인의 오메가 계수( $\omega$ )는 트라우마 디스트레스=.887, 분리 디스트레스=.917으로 나타났다. 시점2에서의 전체 문항의 오메가 계수( $\omega$ )는 .879로 나타났으며 하위요인의 경우 트라우마 디스트레스=.880, 분리 디스트레스=.921이었으며 적절한 수준으로 나타났다. 오메가 위계계수( $\omega_H$ )를 확인한 결과 시점1에서 전체 문항의 오메가 위계계수( $\omega_H$ )는 .891로 나타났으며 지속비애의 각 하위요인의 오메가 위계계수( $\omega_H$ )는 트라우마 디스트레스=.885, 분리 디스트레스=.916로 나타났다. 시점2에서의 전체 문항의 오메가 위계계수( $\omega_H$ )는 .891로 나타났으며 하위요인의 경우 트라우마 디스트레스=.874, 분리 디스트레스=.919로 나타났다. 한국판 PG-13의 분산추출지수(AVE)와 개념 신뢰도(CR)를 산출한 결과는 표 5와 같다. 분산추출지수를 확인한 결과 시점1에서의 AVE 값은 트라우마 디스트레스=.532, 분리 디스트레스=.736이었으며 시점2에서의 AVE 값은 트라우마 디스트레스=.512, 분리 디스트레스=.698으로 적절한 수준으로 판단하였다. 개

념신뢰도를 확인한 결과 시점1에서의 CR 값은 트라우마 디스트레스=.887, 분리 디스트레스=.918이었으며 시점2에서의 CR 값은 트라우마 디스트레스=.879, 분리 디스트레스=.902로 적절한 수준으로 판단하였다.

시점1에서 1년 후 시점2에서 설문을 시행한 자료를 토대로 검사-재검사 신뢰도 분석을 시행한 결과는 표 8과 같다. 한국판 PG-13의 총점과 트라우마 디스트레스와 분리 디스트레스의 검사-재검사 신뢰도는 각각 .61, .60, .49로 나타났다. 또한 시점1의 총점과 각 하위요인과 시점2의 총점과 각 하위요인 간의 상관성이 모두 유의한 것으로 나타났다.

타당도

공인타당도

한국판 PG-13의 공인타당도 검증을 위해 한국판 PG-13의 총 점수와 각 하위요인의 점수를 우울, 불안, PTSD증상의 점수와 상관분석하였으며, 그 결과는 표 9와 같다.

시점1에서 한국판 PG-13의 총 점수와 우울( $r=.362, p<.001$ ), 불안( $r=.341, p<.001$ ), PTSD증상( $r=.489, p<.001$ )과의 상관은 정적으로 유의하게 나타났으며, 시점2에서의 한국판 PG-13

표 8. 시점 1의 요인과 시점 2 요인 간 상관(표본2=226)

		시점 2		
		총점	트라우마 디스트레스	분리 디스트레스
시점1	총점	.625***	.521***	.563***
	트라우마 디스트레스	.417***	.494***	.290***
	분리 디스트레스	.615***	.430***	.603***

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

표 9. 한국판 PG-13과 준거 변인들 간 상관계수(표본2=226)

		우울	불안	PTSD 증상
시점1	총점	.362 <sup>***</sup>	.341 <sup>***</sup>	.489 <sup>***</sup>
	트라우마 디스트레스	.424 <sup>***</sup>	.413 <sup>***</sup>	.503 <sup>***</sup>
	분리 디스트레스	.124	.094	.289 <sup>***</sup>
시점2	총점	.417 <sup>***</sup>	.495 <sup>***</sup>	.562 <sup>***</sup>
	트라우마 디스트레스	.459 <sup>***</sup>	.498 <sup>***</sup>	.574 <sup>***</sup>
	분리 디스트레스	.206 <sup>**</sup>	.325 <sup>***</sup>	.353 <sup>***</sup>

<sup>\*\*\*</sup>  $p < .001$

의 총점수와 우울( $r=.417, p<.001$ ), 불안( $r=.495, p<.001$ ), PTSD증상( $r=.562, p<.001$ )과의 상관 또한 정적으로 유의하게 나타났다.

시점1에서 한국판 PG-13의 하위요인 중 하나인 트라우마 디스트레스와 우울( $r=.424, p<.001$ ), 불안( $r=.413, p<.001$ ), PTSD증상( $r=.503, p<.001$ )과의 상관이 정적으로 유의하게 나타났으며, 시점2에서의 경우 트라우마 디스트레스와 우울( $r=.459, p<.001$ ), 불안( $r=.498, p<.001$ ), PTSD증상( $r=.574, p<.001$ )과의 상관 또한 정적으로 유의하게 나타났다.

마지막으로 시점1에서 한국판 PG-13의 하위요인 중 하나인 분리 디스트레스와 우울( $r=.124, p>.05$ ), 불안( $r=.094, p>.05$ )과의 상관을 확인해본 결과 상관이 유의하지 않았으나, 분리 디스트레스와 PTSD증상( $r=.289, p<.001$ )

과의 상관은 정적으로 유의하게 나타났다. 시점 2의 경우 분리 디스트레스와 우울( $r=.206, p<.001$ ), 불안( $r=.325, p<.001$ ), PTSD증상( $r=.353, p<.001$ )과의 상관이 정적으로 유의하게 나타났다.

#### 예언타당도

한국판 PG-13의 하위요인인 트라우마 디스트레스와 분리 디스트레스가 우울, 불안, PTSD증상을 예측하는지 검증하기 위하여 한국판 PG-13과 우울, 불안, PTSD증상과의 상관관계를 근거로 중다회귀분석을 실시하였다. 이때, 한국판 PG-13의 두 요인인 트라우마 디스트레스와 분리 디스트레스를 예측 변인(시점1)으로 우울, 불안, PTSD증상을 각각 종속변인(시점2)으로 적용하였으며 연령과 성별을 통

표 10. 한국판 PG-13 총점의 예언 타당도

	우울	불안	PTSD
	$\beta$	$\beta$	$\beta$
총점	.393 <sup>***</sup>	.399 <sup>***</sup>	.478 <sup>***</sup>
$R^2$	.150	.187	.230

<sup>\*\*\*</sup>  $p < .001$

주. 예언타당도는 성별과 연령이 통제되었음.



표 11. 한국판 PG-13 두 하위요인의 예언 타당도

	우울	불안	PTSD 증상
	$\beta$	$\beta$	$\beta$
트라우마 디스트레스(18)	.401***	.383***	.452***
분리 디스트레스	.026	.056	.075
$R^2$	.178	.209	.230

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

주. 예언타당도는 성별과 연령이 통제되었음.

제하였다. 우울, 불안, PTSD증상에 대한 한국판 PG-13의 중다회귀분석 결과는 표 10, 표 11과 같다.

한국판 PG-13 총점은 우울( $\beta=.393, p<.001$ ), 불안( $\beta=.399, p<.001$ ), PTSD( $\beta=.478, p<.001$ ) 증상에 유의한 영향을 미치는 것으로 확인되었으며 우울, 불안, PTSD증상에 대해 각각 15%, 18.7%, 23%의 설명력을 가지는 것으로 확인되었다. 한국판 PG-13의 하위요인 중 하나인 트라우마 디스트레스는 우울( $\beta = .401, p < .001$ ), 불안( $\beta=.383, p<.001$ ), PTSD증상( $\beta=.452, p<.001$ )에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 분리 디스트레스는 우울( $\beta =.026, p>.05$ ), 불안( $\beta=.056, p>.05$ ), PTSD증상( $\beta=.075, p>.05$ )에 대한 영향력이 통계적으로 유의하지 않았다. 마지막으로 PG-13의 두 하위요인은 우울, 불안, PTSD증상에 대해 각각 17.8%, 20.9%, 23%의 설명력을 가지는 것으로 확인되었다.

### 논 의

본 연구에서는 가까운 사람의 사별을 경험한 성인을 대상으로 한국판 PG-13 척도의 종

단타당화를 실시하였다. 이를 위해 본 연구에서는 두 시점에서 측정된 종단데이터를 토대로 EFA와 CFA를 실시하였으며, 타당도와 신뢰도를 확인하였다. 연구문제에 따른 결과와 논의는 아래와 같다.

첫째, 한국판 PG-13의 요인분석 결과 고인을 갈망하는 내용의 ‘분리 디스트레스’와 고인의 죽음으로 인한 트라우마 반응의 내용을 담은 ‘트라우마 디스트레스’의 2요인 구조가 적절한 것으로 확인됐다. 이러한 결과는 강현숙, 이동훈(2017)의 PG-13의 국내 타당화 연구와 일치하는 결과이다. 하지만 사별을 겪은 지 2년 이내의 개인을 대상으로 한 척도개발 원논문과 부모님, 형제, 배우자와 같은 가까운 가족과 사별한 지 6개월이 지났으나 5년 혹은 10년은 넘지 않는 18세 이상의 성인을 대상으로 한 터키편 척도 타당화 연구의 1요인 구조와는 다른 결과이며(Prigerson et al., 2009; İşikli et al., 2020), 이외에도 중요한 이와 사별한 18세 이상의 성인 123명 대상의 스웨덴판 타당화 연구의 3요인 구조와도 차이를 보인다. PG-13의 요인구조에 대한 연구는 여러 선행연구에서 차이를 보이고 있으며 다양한 논의가 진행되고 있다.

본 연구 결과로 나타난 2요인 구조는 지속

비아의 이론적 배경과 한국의 유교문화를 반영하는 결과라고 할 수도 있다. PG-13 척도를 개발한 Prigerson은 사별로 인한 우울증으로는 설명되지 않는 심리적증상을 발견해 분리 디스트레스와 트라우마 디스트레스로 분류해 제시하였으며 후에 이는 지속비아로 명명되었다(Prigerson, 1995a; Prigerson, 1995b). 본 연구의 2요인 구조는 이러한 지속비아의 이론적 배경을 반영한다.

또한 본 연구의 2요인 구조는 유교권 문화의 특성에 의한 결과일 수 있다. 유교문화에 속하는 중국에서는 분리 디스트레스 증상이 높게 나타나는 것을 확인할 수 있다(He et al., 2014; Zhang et al., 2020). 중국 성인 445명을 대상으로 한 연구에서 응답자들이 PG-13의 문항 중 고인에 대한 그리움과 갈망을 나타내는 문항에 그렇다고 가장 많이 응답(약 75%)한 것을 확인되었다(He et al., 2014). 이러한 결과는 중국 성인이 지속비아의 여러 증상 중 분리 디스트레스와 관련한 증상을 뚜렷하게 경험하는 것을 보여준다. 이에 대한 이유로 제사문화를 생각해볼 수 있다. 유교권 국가에서는 고인의 기일에 맞춰 매년 제사를 지낸다. 제사 문화는 고인의 죽음과 관련해 기념일효과(anniversary effect)를 야기할 수 있는데 기념일효과란 트라우마 사건을 겪은 사람들이 매년 사건을 겪었던 날짜가 돌아오면 심리적 어려움을 겪는 것을 의미한다(Musaph, 1990). 실제로 사별과 관련한 기념일효과를 알아보는 여러 연구에서 기일이 돌아오면 유족들의 심리적 디스트레스가 증가되는 것이 확인됐다(Holland, Neimeyer, 2010; Rostila, Saarela, Kawachi, & Hjern, 2015; Chow, 2009). 매년 제사를 챙기고 준비하는 과정에서 고인을 더욱 자주 생각하게 되고 기념일효과를 겪게 됨으

로써 ‘분리 디스트레스’ 증상이 두드러지게 나타나는 것이라고 추측할 수 있다. 이러한 이유로 유교권 국가에서 나타나는 제사문화가 한국문화의 특성에 반영되어 ‘분리 디스트레스’ 요인이 하나의 개별적 요인으로 나타난 것이라고 볼 수 있다. 따라서 본 연구 결과로 나타난 2요인 구조는 지속비아의 이론적 배경을 적절히 반영하여 지속비아를 잘 설명할 뿐만 아니라 지속비아에 반영된 문화적 요인을 밝혀냄으로써 한국에서 나타나는 지속비아의 양상을 잘 설명해 국내 상담과 임상 장면에서 문화적 특성에 맞게 지속비아에 개입 할 수 있게 도울 수 있을 것으로 기대된다.

다만 주의할 점은 본 연구의 CFA 과정에서 7번 문항(‘당신은 사별을 받아들이는데 어려움이 있었습니까?’)과 9번 문항(‘당신은 사별에 대해 원통한 감정을 느끼니까?’) 그리고 4번 문항(‘당신은 얼마나 자주 고인과 사별하였다는 사실을 상기시키는 것들을 피하려고 노력했습니까?’)과 5번 문항(‘당신은 얼마나 자주 사별로 인해 멍멍하고, 충격을 받고, 멍한 느낌을 받았습니까?’)에 수정지수가 적용되었다. 7번과 9번 문항에 대한 수정지수 적용은 다른 연구들에서도 확인된다(Boelen, Schoot, Hout, Keijser, & Bout, 2010; Işıklı et al., 2020). 7번과 4번 문항이 사별에 대한 수용과 관련한 문항이고 5번과 9번 문항이 사별로 인한 정서적 고통임을 고려했을 때, 7번 문항과 9번 문항 그리고 4번 문항과 5번 문항에 대한 수정지수 적용은 사별에 대한 수용문항과 사별로 인한 정서적 고통이라는 유사한 문항 간의 상관이 높음으로 설명 될 수 있다. 실제로 사별의 수용과 사별로 인한 감정적 고통의 부적인 상관관계는 여러 선행연구를 통해 밝혀졌다(Prigerson & Maciejewski, 2008; Boyraz, Horne

& Waits, 2015). Maciejewski, Zhang, Block과 Prigerson(2007)은 사별을 겪은 233명을 대상으로 한 2년의 종단연구에서 사별로부터 시간이 흐를수록 수용이 점차 증가하고 불신, 갈망, 분노, 우울과 같은 심리적 고통이 감소하는 것을 확인하였으며, Davis, Deane, Lyons와 Barclay(2017)은 73명의 말기 암 환자를 대상으로 한 연구에서 수용과 비애, 분노, 우울의 관계를 살펴본 결과 수용이 높을수록 비애, 분노, 우울이 감소하는 것을 확인하였다.

둘째, 한국판 PG-13의 신뢰도를 검증하기 위해 내적일치도 계수, 검사-재검사 신뢰도, 오메가 계수( $\omega$ ), 분산추출지수(AVE), 개념신뢰도(CR)를 확인했으며 타당도를 검증하기 위해 준거타당도와 예언타당도를 확인하였다. 그 결과 한국판 PG-13이 성인에게 사용되기에 신뢰롭고 타당한 도구임이 확인되었다. 본 연구는 타 연령에 비해 상대적으로 지속비애에 취약한 연령층인 성인을 대상으로 한국판 PG-13 척도의 타당화를 진행함으로써 상담 장면에서 지속비애를 호소하는 성인들에게 유용하게 쓰일 수 있을 것으로 기대된다.

한국판 PG-13의 타당도를 검증하기 위해 공인타당도를 살펴본 결과 한국판 PG-13과 하위요인 중 하나인 트라우마 디스트레스와 우울, 불안, PTSD증상 사이의 유의미한 정적상관이 확인되었다. 그러나 분리 디스트레스의 경우 시점1에서는 PTSD증상과만 유의미한 상관이 확인됐으며, 시점2에서는 우울, 불안, PTSD증상과 약한 상관이 확인됐다. 이어서 예언타당도를 살펴본 결과 한국판 PG-13의 하위요인인 트라우마 디스트레스가 PTSD증상, 우울, 불안을 예측하지만 분리 디스트레스의 경우 우울, 불안, PTSD증상을 예측하지 못하는 것으로 확인됐다.

본 연구에서 트라우마 디스트레스와 준거변인과의 상관성이 높게 나온 결과는 지속비애 장애가 트라우마와 관련이 높은 장애이기 때문이다. 실제 PGD는 DSM-5-TR에서 우울관련 장애인 섹션2에 분류되어 있으나 이와 관련하여 트라우마 관련 장애에 분류되어야 한다는 주장이 지속되고 있다(Boelen, Eisma, Smid, & Lenferink, 2020). DSM-5-TR로의 개정 전 DSM-5에서 PCBD는 원래 트라우마 관련 장애로 분류되어 있었으며 여러 선행연구를 통해 지속비애 장애가 우울보다는 트라우마와 상관이 높다는 것이 지속적으로 확인되었다(Boelen et al., 2020; Djelantik et al., 2020). 뿐만 아니라 ICD-11에서도 지속비애 장애를 트라우마 관련 장애로 설명하고 있다(WHO, 2021). 이러한 결과들은 본 연구에서 나타난 트라우마 디스트레스와 준거변인과의 높은 상관을 뒷받침하는 것으로 볼 수 있다.

트라우마 디스트레스가 우울, 불안, PTSD증상으로 구성된 준거 변인들과의 높은 상관을 보여준 반면에 분리 디스트레스는 우울, 불안, PTSD증상과 낮은 상관을 보인 것은 분리 디스트레스가 지속비애만의 고유한 특성이란 것이 반영된 결과일 수 있다. 지속비애가 사별로 인한 우울, 불안, PTSD증상과 심리적 증상이 비슷함에도 별도의 진단명이 요구되는 또 다른 정신질환으로 구분되는 이유는 지속비애를 경험하는 개인에게서만 나타나는 고인에 대한 갈망, 강렬한 그리움에 해당하는 분리 디스트레스 증상 때문이다(Holland, Neimeyer, Boelen, & Prigerson, 2009; Prigerson, & Maciejewski, 2008; Prigerson et al., 2009). 실제로 Tsutsui, Hasegawa, Hiraga, Ishiki와 Asukai(2014)은 쓰나미로 가족을 잃은 성인을 대상으로 연구를 실시한 결과 지속비애 장애증상이 PTSD,

주요우울장애와 같은 증상이 나타나는 것처럼 보이지만 실제로는 구분되는 증상임을 확인하였으며 이외에도 다양한 선행연구에서 지속비애가 다른 정신장애와는 구분된다는 연구결과(Boelen et al., 2010; Barnes, Dickstein, Maguen, Neria, & Litz, 2012)가 제시된 점을 고려하면 이러한 결과들은 본 연구의 결과를 지지한다.

또한 본 연구에서 나타난 분리 디스트레스와 준거변인 간의 낮은 상관은 ICD-11과 DSM-5-TR이 정의하는 지속비애 장애의 진단 기준과 일치한다. ICD-11과 DSM-5-TR은 지속비애 증상의 특징을 분리 디스트레스 증상에서 찾고 있다. APA는 2013년 DSM-5에서 사별 경험을 우울증과는 구분되는 하나의 독립된 증상으로 판단하여 우울증의 하위 진단기준에서 삭제한 후 복합지속비애장애(PCBD)로 명명하였다(APA, 2013). 더 나아가 APA는 최근 2020년 DSM-5-TR에서 복합지속비애장애(PCBD)를 지속비애장애(PGD)로 이름을 바꾸며 우울 관련 장애인 섹션2로 분류하고, 고인에 대한 강렬한 그리움을 지속비애의 증상으로 강조하였다(APA, 2022). 뿐만 아니라 WHO 또한 2018년에 지속비애를 ICD-11에 추가하였으며 고인에 대한 강한 그리움과 같은 증상을 포함하는 분리 디스트레스를 지속비애장애의 특징으로 설명하였다(WHO, 2021).

지속비애장애는 이처럼 DSM 체계에 비교적 최근 추가된 진단명이기 때문에 다양한 문화적 배경에서 오랜 시간 충분한 연구를 바탕으로 발전한 우울증, 불안장애와 같은 타 정신장애에 비해 문화적 다양성을 충분히 반영하지 못했다는 비판이 있다(Killikelly, Bauer & Maercker, 2018; Stelzer, Zhou, Maercker, O'Connor & Killikelly, 2020). 지속비애에 대한 연구는 주로 북반구에 위치한 선진국에서 이뤄졌으며,

아시아나 아프리카 등 문화를 충분히 반영하지 못했다는 것이다. 그럼에도 불구하고 고인을 향한 그리움과 같은 분리 디스트레스 증상은 북반구와 아시아에서 공통적으로 확인되는 점을 고려하면(Stelzer et al., 2020) 분리 디스트레스가 지속비애만의 고유한 특징이라고 볼 수 있다. 따라서 본 연구결과는 사별로 인해 나타날 수 있는 여러 심리적 증상과는 구분되는 지속비애만의 특성인 분리 디스트레스를 한국판 PG-13이 적절히 측정하는 것을 확인하였다. 이러한 결과는 사별을 경험한 개인에 대한 상담 장면에서 지속비애를 경험중인 내담자에게 한국판 PG-13이 적절한 개입을 할 수 있도록 도움을 제공할 것으로 기대된다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 한국판 지속비애가 한국 성인을 대상으로 활용되기에 적합한 척도인지 종단으로 검증하였다는 것이다. 이러한 종단타당화를 통해 기존의 횡단타당화 연구에서는 확인되지 않는 검사-재검사 신뢰도와 예언타당도를 확인할 수 있었으며 시간의 흐름에 상관없이 본 척도가 심리 측정적으로 타당한 척도인지 확인하였다. 뿐만 아니라 오메가 계수, 분산추출지수, 개념신뢰도를 추가적으로 검증함으로써 보다 심층적으로 한국판 PG-13이 한국인에게 타당하며 신뢰로운 척도임을 재확인할 수 있었다. 둘째, 지속비애 척도에 대한 종단 타당화 검증이 지속비애 개입 및 치료에 도움을 줄 수 있다는 점에서 의의가 있다. 최근 코로나라는 거대한 전염병으로 급작스러운 사별을 맞아 정상적인 애도의 어려움을 호소하는 개인이 증가한 이때 지속비애증상을 측정하는 척도의 필요성과 활용성은 점점 더 커지고 있다. 셋째, 준거 타당도 검증을 통해 우울, 불안, PTSD증상과 같은 정신장애와는 구분되는 지속비애증상만

의 특성을 확인했다는 데 의의가 있다. 이로써 사별로 인한 어려움을 호소하는 내담자가 방문했을 때 내담자의 증상이 사별로 인한 우울 혹은 불안인지 지속비애증상인지를 분별해 낼 수 있어 지속비애에 대한 적합한 개입을 가능하게 했다는 점에서 의의를 지닌다.

본 연구의 제한점 및 후속연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 자가보고형 설문으로만 자료가 수집되었다. 해당연구의 자료는 자기보고식으로 이뤄져 보고자의 편향이 반영될 수 있으며 전문가와의 구조화된 면접과 같은 면담도구를 통해 타당도를 확보하지 못했다는 것과 관련해 제한점이 있을 수 있다. 따라서 추후연구에서는 질적 인터뷰를 포함함으로써 한국판 PG-13의 준거타당도를 확인할 수 있을 것이다. 둘째, 본 연구는 가까운 사람의 사별을 경험한 성인을 대상으로 연구를 진행하였다. 이러한 연구는 청소년과 노년층이 연구대상에 포함되지 않아 다양한 연령층에 대한 일반화가 어렵다. 하지만 연구대상의 연령적 특성에 있어서 사별경험이 비교적 많은 노년층이 사별에 대한 수용이 높아 지속비애증상이 나타날 확률이 상대적으로 적다는 보고와 성인이 급작스러운 사별을 겪을 확률이 높아 다른 연령층에 비해 지속비애에 취약하다는 선행연구의 결과를 고려하여 상대적으로 사별경험에 취약한 성인을 우선으로 타당화하였다. 하지만 추후연구에서는 보다 다양한 연령층을 대상으로 한 연구가 진행되어 표집의 대표성을 보완할 필요가 있다.

### 참고문헌

강현숙, 이동훈 (2017). 한국판 지속비애 척도

의 타당화 연구. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 29(4), 1027-1052.

권기석, 김유나, 권중혁, 방극렬 (2021) 국민일보 “가족 잃었는데 죄인 취급”...코로나 유족의 1년[이슈&탐사]

<http://news.kmib.co.kr/article/view.asp?arcid=0015436501&code=61121111&cp=nv>. 2021. 01. 18.

박기쁨, 이상우, 장문선 (2012). 대학생 집단을 통한 단축형 간이정신진단 검사-18 (BSI-18)의 타당화 연구. *한국심리학회지: 임상*, 31(2), 507-521.

송수지, 강영신 (2017). 관계상실을 경험한 청소년 대상 TF-CBT 기반 애도 집단상담 프로그램 개발 및 효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 29(2), 357-382.

이동훈, 구민정, 권옥현, 김시형 (2020). PCL-5 (DSM-5 기준의 PTSD 체크리스트) 성인 대상 한국판 척도의 신뢰도 및 타당도 연구. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 32(2), 559-582.

이주희 (2000). 취업부부의 역할갈등과 심리적 디스트레스에 대한 성역할 정체감의 중재효과 검증. *한국심리학회지: 여성*, 5(1), 43-59.

조선희, 강영신 (2015). 애도 회피에 따른 침투적 반추가 심리적 성장에 이르는 과정에서 의도적 반추 및 자기노출의 역할. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 27(3), 641-663. 질병관리청 <http://www.kdca.go.kr/>

American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders*. 5th ed. Arlington: American Psychiatric Association.

American Psychiatric Association (2022). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fifth*

- Edition, Text Revision (DSM-5-TR)*. American Psychiatric Association.
- Ardelt, M. (2000). Intellectual versus wisdom-related knowledge: The case for a different kind of learning in the later years of life. *Educational Gerontology, 26*(8), 771-789.
- 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.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science, 16*(1), 74-94.
- Barnes, J. B., Dickstein, B. D., Maguen, S., Neria, Y., & Litz, B. T. (2012). The distinctiveness of prolonged grief and posttraumatic stress disorder in adults bereaved by the attacks of September 11th. *Journal of Affective Disorders, 136*(3), 366-369.
- Boelen, P. A., & Lenferink, L. I. (2020). Symptoms of prolonged grief, posttraumatic stress, and depression in recently bereaved people: Symptom profiles, predictive value, and cognitive behavioural correlates. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology, 55*(6), 765-777.
- Boelen, P. A., & Prigerson, H. G. (2007). The influence of symptoms of prolonged grief disorder, depression, and anxiety on quality of life among bereaved adults. *European Archives of Psychiatry and Clinical Neuroscience, 257*(8), 444-452.
- Boelen, P. A., Eisma, M. C., Smid, G. E., & Lenferink, L. I. (2020). Prolonged grief disorder in section II of DSM-5: A commentary. *European Journal of Psychotraumatology, 11*(1), 1771008.
- Boelen, P. A., van de Schoot, R., van den Hout, M. A., de Keijser, J., & van den Bout, J. (2010). Prolonged grief disorder, depression, and posttraumatic stress disorder are distinguishable syndromes. *Journal of Affective Disorders, 125*(1-3), 374-378.
- Boelen, P. A., van de Schoot, R., van den Hout, M. A., de Keijser, J., & van den Bout, J. (2010). Prolonged grief disorder, depression, and posttraumatic stress disorder are distinguishable syndromes. *Journal of affective disorders, 125*(1-3), 374-378.
- Bonanno, G. A., & Kaltman, S. (2001). The varieties of grief experience. *Clinical Psychology Review, 21*(5), 705-734.
- Boyras, G., Horne, S. G., & Waits, J. B. (2015). Accepting death as part of life: Meaning in life as a means for dealing with loss among bereaved individuals. *Death Studies, 39*(1), 1-11.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing Structural Equation Models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Burke, L. A., & Neimeyer, R. A. (2013). *11 Prospective Risk Factors for Complicated Grief* (pp. 145-161). New York, NY: Routledge.
- Chow, A. Y. (2009). Anticipatory anniversary effects and bereavement: Development of an integrated explanatory model. *Journal of Loss and Trauma, 15*(1), 54-68.
- Davis, E. L., Deane, F. P., Lyons, G. C., & Barclay, G. D. (2017). Is higher acceptance

- associated with less anticipatory grief among patients in palliative care?. *Journal of Pain and Symptom Management*, 54(1), 120-125.
- Derogatis, L. R. (2001). *Brief Symptom Inventory (BSI)-18. Administration, scoring and procedures manual*. Minneapolis: NCS Pearson, Inc.
- Djelantik, A. M. J., Smid, G. E., Mroz, A., Kleber, R. J., & Boelen, P. A. (2020). The prevalence of prolonged grief disorder in bereaved individuals following unnatural losses: Systematic review and meta regression analysis. *Journal of Affective Disorders*, 265, 146-156.
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412.
- Erikson, E.H. (1968). *Identity: Youth and Crisis*. New York: Norton & Company.
- Faschingbauer, T. R. (1981). *Texas Revised Inventory of Grief*. Houston: Honeycomb Publishing.
- Fornell, C., and D. F. Larcker. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error, *Journal of Marketing Research*, 18(3), 39-50.
- He, L., Tang, S., Yu, W., Xu, W., Xie, Q., & Wang, J. (2014). The prevalence, comorbidity and risks of prolonged grief disorder among bereaved Chinese adults. *Psychiatry Research*, 219(2), 347-352.
- Holland, J. M., & Neimeyer, R. A. (2010). An examination of stage theory of grief among individuals bereaved by natural and violent causes: A meaning-oriented contribution. *OMEGA-Journal of Death and Dying*, 61(2), 103-120.
- Holland, J. M., Neimeyer, R. A., Boelen, P. A., & Prigerson, H. G. (2009). The underlying structure of grief: A taxometric investigation of prolonged and normal reactions to loss. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 31(3), 190-201.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-453.
- Işıklı, S., Keser, E., Prigerson, H. G., & Maciejewski, P. K. (2020). Validation of the prolonged grief scale (PG-13) and investigation of the prevalence and risk factors of prolonged grief disorder in Turkish bereaved samples. *Death studies*, 46(3), 628-638.
- Jacobs, Carolyn Mazure, Holly Prigerson, S. (2000). Diagnostic criteria for traumatic grief. *Death Studies*, 24(3), 185-199.
- Jacobs, S. C., Kasl, S. V., Ostfeld, A. M., Berkman, L., Kosten, T. R., & Charpentier, P. (1986). The measurement of grief: Bereaved versus non-bereaved. *The Hospice Journal*, 2(4), 21-36.
- Johnson, C. L., & Barer, B. M. (1997). *Life Beyond 85 years: The Aura of Survivorship*. Springer Publishing Co.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36.
- Kernberg, O. (2010). Some observations on the process of mourning. *The International Journal of Psychoanalysis*, 91(3), 601-619.
- Killikelly, C., Bauer, S., & Maercker, A. (2018). The assessment of grief in refugees and

- post-conflict survivors: a narrative review of etic and emic research. *Frontiers in Psychology*, 9, 1957.
- Kline, P. (2000). *The handbook of psychological testing* (2nd ed.). London: Routledge.
- Lenferink, L. I., Boelen, P. A., Smid, G. E., & Paap, M. C. (2021). The importance of harmonising diagnostic criteria sets for pathological grief. *The British Journal of Psychiatry*, 219(3), 473-476.
- Li, J., & Prigerson, H. G. (2016). Assessment and associated features of prolonged grief disorder among Chinese bereaved individuals. *Comprehensive Psychiatry*, 66, 9-16.
- Lundorff, M., Holmgren, H., Zachariae, R., Farver-Vestergaard, I., & O'Connor, M. (2017). Prevalence of prolonged grief disorder in adult bereavement: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Affective Disorders*, 212, 138-149.
- Maciejewski, P. K., Zhang, B., Block, S. D., & Prigerson, H. G. (2007). An empirical examination of the stage theory of grief. *Jama*, 297(7), 716-723.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Murray, J. A. (2001). Loss as a universal concept: A review of the literature to identify common aspects of loss in diverse situations. *Journal of Loss & Trauma*, 6(3), 219-241.
- Musaph, H. (1990). Anniversary reaction as a symptom of grief in traumatized persons. *Israel Journal of Psychiatry and Related Sciences*, 27(3), 175-179.
- Pohlkamp, L., Kreichbergs, U., Prigerson, H. G., & Sveen, J. (2018). Psychometric properties of the prolonged grief disorder-13 (PG-13) in bereaved Swedish parents. *Psychiatry Research*, 267, 560-565.
- Prigerson, H. (2005). Complicated grief. *Bereavement Care*, 23(3), 38-40.
- Prigerson, H. G., & Maciejewski, P. K. (2008). Grief and acceptance as opposite sides of the same coin: Setting a research agenda to study peaceful acceptance of loss. *The British Journal of Psychiatry*, 193(6), 435-437.
- Prigerson, H. G., Bierhals, A. J., Kasl, S. V., Reynolds, C. F., Shear, M. K., Day, N., Beery, L. C., Newsom, J. T., & Jacobs, S. (1997). Traumatic grief as a risk factor for mental and physical morbidity. *American Journal of Psychiatry*, 154(5), 616-623.
- Prigerson, H. G., Frank, E., Kasl, S. V., Reynolds, C. F., Anderson, B., Zubenko, G. S., Houck, P. R., George, C. J., & Kupfer, D. J. (1995b). Complicated grief and bereavement-related depression as distinct disorders: Preliminary empirical validation in elderly bereaved spouses. *American journal of Psychiatry*, 152(1), 22-30.
- Prigerson, H. G., Horowitz, M. J., Jacobs, S. C., Parkes, C. M., Aslan, M., Goodkin, K., Raphael, B., Marwit, S. J., Wortman, C., Neimeyer, R. A., Bonanno, G., Block, S. D., Kissane, D., Boelen, P., Maercker, A., Litz, B. T., Johnson, J. G., First, M. B., & Maciejewski, P. K. (2009). Prolonged grief disorder: Psychometric validation of criteria proposed for DSM-V and ICD-11. *PLoS*



- Medicine*, 6(8), e1000121.
- Prigerson, H. G., Maciejewski, P. K., Reynolds III, C. F., Bierhals, A. J., Newsom, J. T., Fasiczka, A., ... & Miller, M. (1995a). Inventory of complicated grief: A scale to measure maladaptive symptoms of loss. *Psychiatry Research*, 59(1-2), 65-79.
- Rostila, M., Saarela, J., Kawachi, I., & Hjern, A. (2015). Testing the anniversary reaction: Causal effects of bereavement in a nationwide follow-up study from Sweden. *European Journal of Epidemiology*, 30(3), 239-247.
- Schaal, S., Dusingizemungu, J. P., Jacob, N., Neuner, F., & Elbert, T. (2012). Associations between prolonged grief disorder, depression, posttraumatic stress disorder, and anxiety in rwandan genocide survivors. *Death Studies*, 36(2), 97-117.
- Shear, M. K., Ghesquiere, A., & Glickman, K. (2013). Bereavement and complicated grief. *Current Psychiatry Reports*, 15(11), 1-7.
- Shear, M. K., Simon, N., Wall, M., Zisook, S., Neimeyer, R., Duan, N., Reynolds, C., Lebowitz, B., Sung, S., Ghesquiere, A., Gorscak, B., Clayton, P., Ito, M., Nakatima, S., Konishi, T., Melhem, N., Meert, K., Schiff, M., O'Connor M., First, M., Sareen, J., Bolton, J., Skritskaya, N., Mancini, A., & Keshaviah, A. (2011). Complicated grief and related bereavement issues for DSM-5. *Depression and Anxiety*, 28(2), 103-117.
- Smith, L., Kalus, C., Russell, P., & Skinner, T. C. (2009). Exploring current service provision for prolonged grief disorder and suggestions for future advances. *Mortality*, 14(1), 53-69.
- Stelzer, E. M., Zhou, N., Maercker, A., O'Connor, M. F., & Killikelly, C. (2020). Prolonged grief disorder and the cultural crisis. *Frontiers in Psychology*, 10, 2982.
- Stevens JP (1992). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (2nd edition). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Sveen, J., Bondjers, K., Heinsoo, J., & Arnberg, F. K. (2020). Psychometric evaluation of the swedish version of the prolonged grief disorder-13 (PG-13) in a bereaved mixed trauma sample. *Frontiers in Psychiatry*, 11, 1420.
- Tsutsui, T., Hasegawa, Y., Hiraga, M., Ishiki, M., & Asukai, N. (2014). Distinctiveness of prolonged grief disorder symptoms among survivors of the great east japan earthquake and tsunami. *Psychiatry Research*, 217(1-2), 67-71.
- Weathers, F. W., Litz, B. T., Herman, D. S., Huska, J. A., & Keane, T. M. (1993). *The PTSD Checklist: Reliability, validity, and diagnostic utility. Paper Presented at the Annual Meeting of International Society for Traumatic Stress Studies*. Texas: San Antonio.
- Weathers, F., Litz, B., Keane, T., Palmieri, P., Marx, B., & Schnurr, P. (2013). The PTSD Checklist for DSM-5 (PCL-5) National Center for PTSD. Boston, MA, USA.
- West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with nonnormal variables: Problems and remedies. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 56 - 75). Sage Publications, Inc.

World Health Organization (2021).

<https://icd.who.int/browse11/lm/en#/http://id.who.int/icd/entity/1183832314>

Zhang, H., Shang, Z., Wu, L., Sun, Z., Zhang, F., Sun, L., Zhou, Y., Wang, Y., & Liu, W. (2020). Prolonged grief disorder in chinese shidu parents who have lost their only child. *European journal of Psychotraumatology*, 11(1), 1726071.

원 고 접 수 일 : 2021. 11. 05

수정원고접수일 : 2022. 03. 14

게 재 결 정 일 : 2022. 04. 05

**Psychometric properties of Korean version  
of the Prolonged Grief Disorder scale (PG-13-K)  
with longitudinal sample**

**Dong Hun Lee<sup>1)</sup>**

**Deokhee Lee<sup>2)</sup>**

**Dami Lee**

**Minji Kim<sup>3)</sup>**

<sup>1)</sup>Professor, Department of Education, Sungkyunkwan University

<sup>2)</sup>Ph.D. Candidate, Department of Education, Sungkyunkwan University

<sup>3)</sup>Master's Degree, Department of Education, Sungkyunkwan University

This longitudinal study aims to evaluate the psychometric properties of the Korean version of Prolonged Grief Disorder scale. The final sample was 576 Korean adults who have lost a loved one or loved ones. The sample was recruited on two separated time line Time 1 and Time 2. Group 1(n=350) took only a baseline test on Time 1 and Group 2(n=226) took the baseline test(Time 1) and a follow up test(Time 2). Results were as follows: First, EFA and CFA analysis identified a two-factor structure. The two factor includes which is composed of 'Traumatic distress' and 'Separation distress'. Second, PG-13-K show high internal consistency. These results indicate that PG-13-K is a satisfactory psychometric properties of instrument to measure PGD to Korean adults. Lastly, implications and limitations are discussed. Third, the PG-13-K and one of subscales Trauma distress have positive correlation with both the BSI-18(depression, anxiety) and PCL-5(PTSD Symptoms).

*Key words : prolonged grief, longitudinal validation, Korean version of the prolonged grief disorder scale(PG-13-K)*