

외상 후 성장 척도 확장판(PTGI-X)의 단축형 개발: 요인분석 및 문항반응이론의 활용*


심재창	조혜인	박주빈	임선영 [†]
한림대학교 심리학과 박사 수료	한림대학교 심리학과 석사 졸업	한림대학교 심리학과 석사 졸업	한림대학교 심리학과 교수

본 연구의 목적은 문항반응이론과 요인분석을 활용하여 외상 후 성장 척도 확장판(PTGI-X)의 단축형을 개발하는 것이다. 외상 사건 이후에 나타나는 개인의 긍정적인 변화인 외상 후 성장을 측정하기 위해 가장 많이 사용되는 외상 후 성장 척도(PTGI)의 심리측정적 한계를 보완하기 위해 확장판(PTGI-X)이 개발되었으나, 여전히 종교 유무에 따른 측정불변성 및 차별기능문항(DIF) 문제가 남아 있다. 본 연구에서는 요인분석뿐 아니라 문항반응이론(IRT) 기법들을 활용하여 개별 문항의 특성을 정교하게 분석함으로써 타당도와 실용성이 높은 단축형 척도를 제시하고자 한다. 확인적 요인분석, 다집단 확인적 요인분석, IRT에 기반한 분석방법들을 사용하여 타당도 높은 12개 문항을 최종 선정하였다. 단축형 척도는 원판 척도보다 적은 문항으로 높은 정보값을 나타내 상대적으로 효율적이었고, 의도적 반추 및 정서접근적 대처와도 유의한 상관관계를 보였다. 본 연구는 한국판 PTGI-X의 단축형을 제안함으로써 척도의 심리측정적 한계를 보완하였다. 본 연구결과가 타당하고 효율적인 외상 후 성장의 측정에 기여함으로써, 연구 및 임상 현장에서의 활용도를 높이기를 기대한다.

주요어 : 외상 후 성장 척도, 타당화, 단축형, 문항반응이론, 요인분석, 차별기능문항

* 이 논문의 일부 내용은 한국심리학회 주최 2025년 연차학술대회에서 포스터논문으로 발표되었음.

[†] 교신저자(Corresponding Author) : 임선영 / 한림대학교 심리학과(한림응용심리연구소) 교수 / (24252) 강원특별자치도 춘천시 한림대학길 1 / Tel.: 033-248-1729 / E-mail: imsy@hallym.ac.kr

 Copyright ©2026, 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.

외상 혹은 극심한 스트레스는 외상 후 스트레스 장애(posttraumatic stress disorder [PTSD])와 같은 부정적 상태에 이르도록 만들기도 하지만, 일부 사람들은 회복(recovery)을 넘어 번영(thriving)에 이르기도 한다(O'Leary & Ickovics, 1995). 이러한 현상은 외상 후 성장(posttraumatic growth [PTG])라는 용어로 Tedeschi와 Calhoun (1996)에 의하여 정립되었고, 외상 혹은 극심한 스트레스 사건과 투쟁한 결과로 긍정적인 심리 변화를 보고하는 개인의 주관적 경험을 나타낸다(Maercker & Zoellner, 2004). 이 긍정적 변화는 크게 세 가지 영역, 즉 자기 지각(perception of self), 대인관계(interpersonal relationship), 그리고 인생철학(philosophy of life) 영역에서 나타난다(Tedeschi et al., 2018). Tedeschi 등(2018)에 따르면, 기존에 가지고 있던 세상에 대한 가정이나 핵심신념이 도전받으면, 정서적 고통과 침습적 반추와 같은 스트레스 증상들이 나타나지만, 사회적 지지와 같은 사회문화적 자원(sociocultural Influences) 등을 기반으로 의도적(deliberate)이고 성찰적인(reflective) 반추(rumination)가 증가하고, 정서적 처리가 일어나며 다양한 영역에서 기존 기능 수준을 뛰어넘는 긍정적 변화를 경험하게 된다.

PTG를 측정하기 위해 연구들이 가장 일반적으로 사용하는 척도는 외상 후 성장 척도(Posttraumatic Growth Inventory [PTGI])이다. PTGI는 Tedeschi와 Calhoun(1996)이 개발하였으며, 원판 척도는 21문항으로 새로운 가능성 발견(new possibilities), 향상된 대인관계(improved relationships), 개인적 강점 발견(personal strength), 영적 변화(spiritual changes), 그리고 삶에 대한 감사(appreciation for life)의 다섯 가지 하위요인으로 구성된다. 하지만, PTGI의 요인구조는 국가와 문화마다 상이하게 보고되었다. 원판의 5

요인구조가 포르투갈(Teixeira & Pereira, 2013), 프랑스(Cadell et al., 2015), 이탈리아(Prati & Pietrantonio, 2014), 브라질(da Silva et al., 2018), 독일(Mack et al., 2015)과 같은 일부 서구 문화권에서는 지지되지만, 다른 문화권에서는 3요인 혹은 4요인과 같은 상이한 요인구조가 지지되었다. 예를 들어, 칠레(García et al., 2013)와 보스니아(Powell et al., 2003) 표본에서는 3요인구조, 중국(Ho et al., 2004)과 한국(송승훈 등, 2009) 표본에서는 4요인구조가 가장 이상적인 결과였다. Tedeschi 등(2017)은 PTGI의 영적 변화 요인이 내용적으로 PTG를 포괄하지 못하고, 다른 요인에 비해 준거-관련 타당도(criterion-related validity)가 낮은 등의 이유로 영적 변화 요인에 실존적인 내용의 문항 몇 개를 추가하여 요인구조의 안정성을 보강한 총 25문항의 PTGI 확장판(Posttraumatic Growth Inventory Expanded [PTGI-X])을 개발하였지만, 이조차 국내에서 4요인(김시형 등, 2020)과 3요인(임선영, 2023)으로 상이한 요인구조들이 도출되었다.

선행연구들은 탐색적 요인분석(exploratory factor analysis)과 확인적 요인분석(confirmatory factor analysis [CFA]), 그리고 상관분석(correlation analysis)을 사용하여 한국판 PTGI-X의 요인구조를 제시하였다. 국내 4요인구조의 경우, 문항수는 그대로이지만 원판 PTGI-X의 삶에 대한 감사, 새로운 가능성 발견, 개인강점 발견 요인의 문항들이 혼합되어 자기지각의 변화라는 포괄적인 요인을 구성하였고 삶에 대한 감사 요인은 삭제되었다. 또 대인관계 깊이 증가 요인의 일부 문항과 영적-실존적 변화 요인의 일부 문항들이 서로 혼합되는 양상을 보였다. 국내 3요인구조의 경우, 더 포괄적인 요인들이 남게 되어 자기지각의 변화

및 개인적 성장, 대인관계적 변화, 그리고 영적-실존적 성장의 세 가지로 구성된 요인구조가 도출되었고, 문항수도 18개로 다소 변화하였다. 이렇듯 각 연구들은 사용한 분석방법에서는 거의 동일하지만, 결과적으로 서로 다른 요인구조와 문항을 도출해 내고 있다. 이는 주된 분석방법인 요인분석이 표본의 특성에 의존하는 특성이 있기 때문일 수 있다(Gaskin et al., 2017). 표본이 달라져도 안정적으로 요인구조가 나타난다면 문제가 없겠지만, 표본에 따라서 PTGI-X의 상이한 요인구조가 도출되므로, 요인분석만을 사용한 타당화는 제한적이라 할 수 있다.

가장 불안정한 하위요인은 영적 변화 요인이다. 원판 PTGI 하위요인 중 영적 변화 요인은 Tedeschi 등(2017)이 언급하였듯이 다른 하위요인들과는 달리 관련 심리측정치들과 다른 관련성을 보였다. 다른 하위요인들은 적응이나 심리적 성숙도와 같은 변인들과 유의한 관련성이 있었으나, 영적 변화 요인은 그렇지 않았다(송승훈 등, 2009; 임선영, 권석만, 2012). 이러한 연구결과들은 국내 표본에서 PTGI의 영적 변화 요인이 유의미한 것인지에 대한 의문을 제기하였다. PTGI의 영적 변화 요인은 종교적 측면의 성장을 중요시하는 미국 사회의 고유한 문화적 특성을 반영하고 있기 때문에 다른 문화권에서 정의되는 영적 변화 개념을 적절히 측정하기 어려울 수 있다고 해석된다(Morris et al., 2005; Splevins et al., 2010).

한편, PTGI의 요인구조는 연구대상들의 종교 유무와도 밀접한 관련이 있다. 종교인들이 그들의 고유한 보호요인들로 인하여 비종교인들보다 PTG가 높게 나타나는 것인지, PTGI 자체에 공정성과 관련된 심리측정적 문제가

있는 것인지 확실히 밝혀지지는 않았다. 다만, 국내에서는 종교 집단과 비종교 집단 사이에 측정불변성(measurement invariance)이 충족되지 않는다는 결과를 일부 연구들이 보여주었다(심재창 등, 2021; 임선영, 2015). 예를 들어, 심재창 등(2021)의 연구에서는 종교 유무에 대한 다집단 확인적 요인분석을 실시했을 때, PTGI의 요인계수 혹은 측정단위 불변성(loadings or metric invariance)이 충족되지 않는다는 점이 발견되었고, 측정단위 불변성은 여러 측정불변성 가정 중에서도 가장 약한 단계에 해당한다(Kline, 2015).

측정불변성 가정이 충족되지 않으면 수집자들이 문항을 서로 동일하게 해석한다고 보장할 수 없고, 측정된 구성개념의 수준을 의미 있게 비교하는 것이 어려워진다(Drasgow & Kanfer, 1985; Horn & McArdle, 1992; Vandenberg & Lance, 2000). 가령 선행연구에 따르면(심재창 등, 2021; 임선영, 2015), “나는 종교적인 믿음이 더 깊어졌다”라는 문항은 종교 집단에서는 높은 요인계수를, 비종교 집단에서는 낮은 요인계수를 지니는 경향이 있다. 요인계수는 이 문항이 구성개념을 측정함에 있어 얼마나 중요한지를 나타내며, 이 문항의 내용은 비종교 집단 참가자들의 PTG 수준에 크게 기여하지 않으며 자연스럽게 이 문항에 부정적으로 응답하게 된다. 그런데, 단순 합산이나 평균을 내는 일반적 방식으로 PTGI 점수를 계산하는 경우에는 문항이 얼마나 중요한지에 관계없이 점수를 매기므로, 자연스럽게 비종교인의 PTG 총점 혹은 평균이 낮아지는 불공정한 현상이 나타나게 된다.

이는 PTGI의 일부 문항의 문제점, 특히 영적 변화와 관련된 차별기능문항(differential item functioning [DIF])이 존재하는 가능성을 시사한

다. DIF는 “서로 다른 집단에 속하는 동일한 능력을 가진 사람들이 한 문항에 올바르게 응답하는 확률이 동일하지 않은 것”으로 정의된다(Hambleton et al., 1991). 이때 능력이란 측정도구에 의하여 산출되는 관찰점수(observed score)보다는 관찰점수 안에 내포하는 진점수(true score)를 의미한다. 쉽게 말하면, 본래 측정하고자 하는 개념, 즉 참가자들이 경험하는 실제 PTG 수준에 따라 PTGI 점수가 산출되는 것이 아니라, 종교 유무에 따라 점수가 산출되는 것이 DIF이다. DIF는 측정의 공정성과 관련한 문제이며, 심리검사가 특정 집단에 불리하거나 유리한 점수를 산출하도록 만든다. 차별에 민감한 국가나 문화권에서는 이미 심리검사의 공정성을 확보하기 위한 여러 시도가 이루어지고 있는 실정이다(Hambleton et al., 1991).

선행연구들을 통해 PTGI를 사용할 때 참가자들의 종교 유무를 고려해야 한다는 점이 나타났음에도, 많은 경우 PTG 연구들은 종교적 맥락을 고려하지 않고 있다(임선영, 2020). Tedeschi 등(2018)도 PTG에 종교적 맥락이 영향을 미칠 수 있음을 설명하고 있고, PTGI의 영적 변화 요인이 종교적 속성에 영향받을 것이라 문항 내용에서 직관적으로 짐작할 수 있으나 실제로 많은 선행연구들이 종교적 변인을 통제하지 않은 채 결론을 도출하여 왔다(임선영, 2020). PTGI를 사용하는 연구자들은 이러한 문제의 대처로 PTGI의 영적 변화 요인을 제외하여 연구에 활용하기도 하였다(고은심, 이민규, 2018).

측정도구를 사용할 때 중요하게 고려해야 하는 또 다른 쟁점은 이 도구를 얼마나 신속하게 사용하면서 정확하게 목표로 하는 구성개념을 측정할 수 있는지이다. 일반적으로 연구용 척도들은 시간과 비용을 줄이는 것보다

는 측정하고자 하는 개념을 상세하게 조사하는 것을 목적으로 하기 때문에 문항수가 다소 많아지는 경우가 있는데, 그러한 척도를 임상 현장에서 사용하거나 개입효과 검증 등을 목적으로 반복해서 측정하고자 하는 경우에는 수검자에게 부담이 될 수 있다. 연구가 동시에 많은 척도를 사용할수록 참가자에게 더 부담이 된다. 특히, PTG의 측정 과정에는 과거 역경 경험을 떠올리는 것이 포함되며 이는 수검자에게 스트레스를 유발할 수 있고, 문항수가 길어질수록 부담이 가중될 수 있다. 아울러, PTG 연구의 주된 대상에는 질병, 사고 등으로 신체적 활동이 제한된 이들이 포함되며, 이들은 25문항의 척도에 응답하는 데 큰 부담을 느낄 수 있다. 또한 참가자들이 중대한 삶의 위기에 적극적으로 관여하면서 적응해 나가는 과정에 있는 경우, 그 자체가 PTG 연구의 초점이 될 수 있으나, 이들은 연구에 참가할 시간과 에너지 자체가 부족할 수 있다(Cann et al., 2010). 이러한 이유에서 PTGI-X의 단축형 척도 개발의 필요성이 존재한다고 볼 수 있다. 단축형 척도는 시간과 비용을 줄일 수 있다는 장점이 부각되면서 최근 검사장면에서 많이 개발되고 있는 추세이기도 하다(예: 김영은 등, 2024; 서동기 등, 2019; 정송 등, 2011).

많은 선행연구들은 척도 타당화 혹은 단축형 척도 개발을 위해 요인분석과 상관분석을 주로 사용하여 왔다(서동기 등, 2019). 단축형 PTGI 개발 연구도 마찬가지이다. Cann 등(2010)은 원판 21문항 PTGI를 단축하기 위해 요인분석, 상관분석과 같은 방법들을 사용하였고, 10문항으로 구성된 5요인구조를 산출하였다. PTGI-X의 단축형 개발에도 동일한 방법이 적용되었고, 10문항의 5요인구조가 동일

하게 도출되었다(Tedeschi et al., 2025). 일본 (Oshiro et al., 2023), 스페인(Garrido-Hernansaiz et al., 2023), 독일(Platte et al., 2023) 등에서도 주로 요인분석과 상관분석을 사용하여 각각 5개, 4개, 5개 하위요인으로 구성된 단축형 척도를 제시하였다.

그러나, 요인분석의 주된 목적은 문항들이 엮어내는 개념 구조의 파악에 있고, 개별 문항 수준에서 문항의 타당도를 분석하기에는 상대적으로 제한적이다. 요인분석에서 산출되는 요인계수는 문항이 가지는 변별도(discrimination) 정보를 제공하지만, 각 문항이 요인의 척도 상에서 어느 정도의 수준 혹은 위치에 있는지의 정보, 즉 난이도(difficulty, 심각도)의 정보는 포함하지 않는다(서동기 등, 2019). 이에 반해 문항반응이론(item response theory [IRT])은 주어진 개념구조에서 문항 자체의 기능을 파악하는 데 중점을 두므로, 변별도를 비롯하여 개별 문항들이 주어진 개념의 척도 상에서 어디에 위치하는지에 대한 정보를 제공한다. 게다가, 문항의 심각도나 변별도와 같은 문항의 특성을 나타내는 모수들은 기존 고전검사이론의 관점에서는 표본에 따라 달라지기 때문에, 표본의 특성에 따라 타당화 결과가 상대적으로 상이해질 수밖에 없지만, IRT의 관점에서는 표본이 달라져도 모수들을 서로 비교 가능하게끔 선형변환할 수 있으므로, 공통된 척도 상에서 비교 가능하다는 장점이 있다(Hambleton et al., 1991). 또한 요인분석은 기존 모델링의 틀 안에서 척도의 편향(bias)을 조사하는데, 요인분석은 주로 정규분포의 연속형 변수들을 주된 분석 대상으로 하므로, 이분형(dichotomous) 및 다분형(polytomous) 문항들의 측정 편향을 조사하는 데는 제약이 있다(Embretson & Reise, 2000). 따

라서 DIF와 같은 문항의 내부적 편향(internal bias)을 조사하는 데는 IRT 기법들이 훨씬 유용하다고 할 수 있다.

IRT에서 어떤 문항에 반응하는 수검자는 특정 능력(θ)을 가지고 있다고 가정하며, 각 능력 수준에서 문항에 응답할 확률 $P(\theta)$ 가 산출된다. $P(\theta)$ 를 나타내는 곡선은 로지스틱(logistic) 함수로 표현될 수 있으며, 문항특성곡선(item characteristic curve [ICC])이라 칭한다. 문항 변별도(a)는 수검자를 능력에 따라 변별하는 정도이며, ICC의 기울기를 나타낸다. 곡선의 기울기가 높을수록 낮은 수준의 능력을 가진 수검자의 응답 확률과 높은 수준의 능력을 가진 수검자의 응답 확률의 차이가 커지게 된다. 문항 난이도(b) 혹은 심각도는 ICC의 위치를 반영하는 것이며, 곡선이 왼쪽으로 이동할수록 쉬운 문항, 오른쪽으로 이동할수록 어려운 문항이라 할 수 있다. 이에 더하여, IRT에서는 문항 및 검사가 가지는 정보(information)의 양을 산출할 수 있다. 문항 정보는 그 문항의 분산의 역수이며, 모수를 추정할 때의 정확성을 반영한다. 각 능력에서 추정된 모수의 분산이 작을수록 정보량은 커진다. 즉 문항이 수검자의 능력을 얼마나 정확하게 추정하는지가 문항정보함수(item information function)를 통해 표현될 수 있고, 검사에 포함된 모든 문항들의 정보의 합이 검사정보함수(test information function)로 표현될 수 있다. 동일한 능력을 측정하는 두 가지 검사의 평균 정보량을 비교하면, 어떤 검사가 더 높은 정보를 기반으로 더 효율적인 측정을 하는지 알 수 있다.

IRT 기반 분석을 수행하기 위해서는 대상 척도에 적합한 IRT 모델을 선택하는 것이 중요하다. PTGI-X는 6점 리커트(Likert) 척도로

평정되는 다분형(polytomous) 응답 척도이기 때문에 다분형 IRT를 적용하는 것이 바람직하다. 대표적인 다분형 IRT 모델에는 등급반응 모델(Graded Response Model [GRM]; Samejima, 1969)와 일반화부분점수모델(Generalized Partial Credit Model [GPCM]; Muraki, 1992) 등이 있다. 일반적으로 심리검사에는 GRM, 교육검사에는 GPCM을 사용한다고도 알려져 있지만(강태훈, 김명연, 2012), 어떤 IRT 모델을 사용할 것인지는 연구의 목적에 따라 결정하는 것이 적절하다. GRM은 범주 간에 서열이 있음을 가정하지만, 현실적으로 심리검사 문항이 반드시 서열 형태를 지니지 않는 경우도 있고, GPCM이 문항의 각 응답 범주에서 정확하게 측정되는 속성수준을 제시하기 때문에 개발 및 타당화 연구에 더 적합하다고 할 수 있다(서동기 등, 2019). 즉, GRM에 비해 GPCM이 가정이 덜 엄격하고, 탐색적 목적을 지닌 연구에 더 부합한다. 따라서 본 연구에서는 GPCM을 적용하여 PTGI-X의 문항들을 분석할 것이다.

본 연구는 기존 타당화 연구들이 주로 사용해 온 요인분석뿐만 아니라 IRT 기반 분석방법을 함께 사용하여 척도 타당화를 실시할 것이다. 본 연구의 목적은 한국판 PTGI-X(K-PTGI-X)의 문항들 중 타당도가 높고 긍정적인 것들을 선별하여 단축형 K-PTGI-X를 제안하는 것이다. 이를 위해 본 연구에서는 원판 5 요인구조(Tedeschi et al., 2017)를 비롯하여, 국내에서 대표적으로 활용되고 있는 두 개의 요인구조, 즉 4요인구조(김시형 등, 2020) 및 3요인구조(임선영, 2023)를 기준으로 단축형 K-PTGI-X의 최종 요인구조를 검토할 것이다. 기존에 사용되던 버전의 척도들에는 개별 문항 수준의 타당도를 확인하지 못한 아쉬움이

있으나, 많은 선행연구들을 통해 요인구조 및 내용 측면의 타당도가 경험적으로 지지되어 왔으므로, 해당 요인구조들을 참고하는 것은 유용하다.

단축형 척도의 타당도를 확보하기 위해서는 요인구조의 적합도나 문항모수를 검토하는 것뿐만 아니라, 척도의 문항이 단축되었음에도 본래 측정하고자 하는 구성개념을 적절히 측정하는지를 확인할 필요가 있다. 이를 위해, 단축형 척도와 원척도가 어느 정도의 상관을 가지는지, 그리고 PTG와 이론적, 경험적으로 관련되어 있는 변인들이 단축형 척도와 충분한 상관을 가지는지를 살펴보아야 한다. 본 연구에서는 문헌검토를 통해 PTGI-X의 단축형 척도의 타당도를 확인하기 위한 인지적 변인과 정서적 변인으로 각각 의도적 반추(deliberate rumination)와 정서접근적 대처(emotional approach coping)를 선정하였다.

Tedeschi 등(2018)은 외상 생존자들이 PTG에 도달하기 위해 인지적 처리 과정을 강조하였다. 외상 생존자들은 외상을 경험한 직후에는 고통스러운 장면이 떠오르거나 후회하는 등 침습적인 반추를 행하다가, 시간이 지날수록 침습과 같은 스트레스 관련 증상이 줄어들고 의도적이고 성찰적인 반추를 통해 사건의 의미를 재해석하고 받아들일 수 됨으로써, PTG를 경험하게 된다. 의도적 반추가 PTG에 미치는 영향에 대해서는 여러 경험적 연구들에서 지지된 바 있다(김시형 등, 2019; Platte et al., 2022). 외상 경험에 대한 인지적 처리가 이루어지기 위해서는 외상 사건으로 인해 발생한 정서적 고통에 적절히 대처하는 것이 중요하다. 자신의 감정을 잘 이해하지 못하면 혼란스럽고 통제할 수 없는 상태가 되어 적절히 대처할 수 없게 될 수 있다(송현, 이영순,

2012). 나아가, 정서를 표현하는 것이 타인으로부터 사회적 지지를 획득하게 해주고 (Emmons & Colby, 1995), 정서적 해소감을 제공하고 대인관계의 친밀감과 지지 체계를 견고하게 하여 PTG에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다(Calloun & Tedeschi, 2006). 정서접근적 대처는 회피지향적 대처가 혼재되어 있는 정서 중심적 대처와는 다르게, 자신의 정서를 인정하고 그 의미를 탐색하는 것이며(강성록, 양재원, 2015; Stanton et al., 2000), PTG를 촉진하는 요인임이 경험적으로 검증되었다(조혜인, 2024).

단축형 척도가 의도적 반추 및 정서접근적 대처와 원칙도만큼 충분히 강한 상관을 나타낸다면, 단축형 척도의 타당도가 지지되는 것이고, 적은 수의 문항으로 이루어진 단축형 검사로도 구성개념을 타당하게 측정할 수 있다는 의미가 된다. 동시에 단축형 척도가 원 척도와 상관계수가 충분히 높다면, 단축형 척도가 원칙도가 측정하는 구성개념을 적절히 반영한다고 볼 수 있다.

본 연구는 다음과 같은 연구문제들을 다룰 것이다. 첫째, 단축형 K-PTGI-X은 어떤 문항으로 구성되며, 요인구조는 어떠한가? 이 연구 문제는 확인적 요인분석과 IRT 분석을 통해 조사될 것이다. 둘째, 단축형 K-PTGI-X는 원 척도보다 효율적인 측정도구인가? 이를 위해 원칙도와 단축형 척도 간의 정보량을 비교한다. 셋째, 단축형 K-PTGI-X는 본래 구성개념(PTG)을 적절히 측정하는가? 이는 단축형 척도가 원칙도와 보이는 상관계수, 그리고 관련 변인들과 보이는 상관계수를 확인함으로써 조사된다.

방 법

참가자

참가자는 전체 1065명이었다. 이들은 모두 자신의 외상 경험에 대하여 회상하여 보고하기 위하여, 외상 경험 질문지(신선영, 정남운, 2012)를 작성하였고, 심각한 질병, 상해 및 사고, 사랑하는 사람의 사망, 적응의 어려움, 대인관계 파탄, 별거 및 이혼 등 16개 유형으로 분류된 외상 사건 중 가장 고통스러웠던 것을 선택하여 보고하였다. 이때 보고된 외상 경험 이후에 경험한 긍정적 변화와 성장을 PTGI-X를 통하여 측정하게 된다. 외상 사건을 경험한 후 시간이 너무 많이 경과하면 PTG와 자연스러운 회복에 의한 변화가 구별되지 못할 수 있기 때문에, 외상 사건 경험 후 경과기간이 10년 이상인 참가자 336명을 제외하였다. 그리고 남은 데이터에서 설문지의 주요 척도들의 문항 중 99% 이상에서 동일한 선택지를 고른 불성실 응답 27부를 제외하였다. 이에 따라 총 702명의 데이터가 분석되었다(표 1). 선정된 참가자들 중 남자는 354명, 여자는 348명이었고, 종교인은 279명, 비종교인은 423명이었다. 모든 참가자들은 만 19세부터 만 59세까지의 성인이며, 연령 평균은 34.36세, 표준편차는 9.58이었다. 가장 고통스러웠던 외상 유형은 범죄 피해(구타, 폭행, 강도 등)가 149명, 자연재해(홍수, 지진, 폭설 등)가 117명, 그리고 성추행 및 성폭행이 116명으로 가장 많았다. 본 연구는 한림대학교 생명윤리위원회의 승인을 받았다(HIRB-2023-053, HIRB-2024-112).

표 1. 참가자들의 인구통계학적 정보 및 경험한 외상 유형

변인	빈도(명)	비율(%)
전체	702	100
성별		
남	354	50.43
여	348	49.57
연령대 ($M = 34.36, SD = 9.58$)		
20대	225	32.05
30대	286	40.74
40대	127	18.09
50대	64	9.12
종교		
있음	423	60.26
없음	279	39.74
가장 고통스러운 외상 유형		
사고 및 상해(교통사고, 산업재해, 화재, 폭발 등)	63	8.97
자연재해(홍수, 지진, 폭설 등)	117	16.67
구타, 폭행, 강도 등의 범죄 피해	149	21.23
성추행 및 성폭행	116	16.52
본인의 심각한 신체 질병	16	2.28
사랑하는 사람의 질병	23	3.28
사랑하는 사람의 사망	42	5.98
대인관계 파탄(이별, 실연, 절교 등)	31	4.42
적응의 어려움(학교, 사회, 집단에서 소외, 따돌림 등)	27	3.85
이혼 및 별거(본인 및 부모)	13	1.85
학업, 과업 문제(낙방, 실패, 좌절 등)	21	2.99
배신, 충격(거짓말, 의도, 속임, 사기 등)	27	3.85
재정적 어려움(부도, 파산, 신용불량 등)	34	4.84
실직, 구직의 실패	13	1.85
어린시절 학대	4	0.57
기타	6	0.85

측정도구

외상 후 성장 척도 확장판(Posttraumatic Growth Inventory-Expanded [PTGI-X])

PTGI-X(Tedeschi et al., 2017)의 문항 25개가 모두 사용되었다. 본 연구에서는 임선영(2023)이 국내 문화에 맞게 번안한 문항들을 사용하였다. 연구결과에서 문항의 번호는 Tedeschi 등(2017)의 원척도와 일치시켜 제시하였다. 원판 PTGI-X는 새로운 가능성 발견, 향상된 대인관계, 개인강점 발견, 영적-실존적 변화, 그리고 삶에 대한 감사로 5개 요인으로 구성된다. 국내 타당화판으로는 김시형 등(2020)이 타당화한 것과 임선영(2023)이 타당화한 것이 있다. 김시형 등(2020)은 4요인구조(자기지각 변화, 대인관계 깊이 증가, 영적-실존적 변화, 새로운 가능성 발견) 안에 25문항이 모두 포함되는 결과를 도출하였고, 임선영(2023)은 3요인구조(자기지각의 변화 및 개인적 성장, 영적-실존적 성장, 대인관계의 긍정적 변화) 안에 18문항이 포함되는 결과를 도출하였다. 전체 25문항의 내적일관성(Cronbach's α)은 .96이었다. 원판 기준 하위요인별로는 삶에 대한 감사 증가 .66을 제외하면 .83(개인강점 발견)부터 .89(향상된 대인관계)까지로 양호하였다. 국내 4요인구조 기준으로는 하위요인별 .80(새로운 가능성 발견)부터 .91(자기지각의 변화), 국내 3요인구조 기준으로는 전체 18문항 .94, 하위요인별 .79(대인관계의 긍정적 변화)부터 .93(자기지각의 변화 및 개인적 성장)으로 양호하였다.

사건-관련 반추 척도(Event-Related Rumination Inventory [ERRI])

Cann 등(2011)이 개발하고 안현의 등(2013)이 국내 번안 및 타당화한 사건-관련 반추 척도

를 사용하였다. 이는 자기보고식 척도로, 충격적이거나 고통스러운 사건을 경험한 후 사건을 빈번하게 되풀이하여 경험하는 침습적 반추와 의도적 반추를 측정한다. 참가자들은 모든 문항에 대해 4점 리커트 척도로 0점(전혀 그렇지 않다)부터 3점(자주 그렇다) 사이에 평정한다. 하위요인은 침습적 반추와 의도적 반추로 구성되어 있다. 본 연구에서는 의도적 반추 10문항만을 사용하였다. 본 연구에서 전체 10문항의 내적일관성은 .87로 양호하였다.

정서접근적 대처 척도(Emotional Approach Coping Scale [EAC])

Stanton 등(2000)이 개발하고, 강성록과 양재원(2015)이 국내 번안 및 타당화한 정서접근적 대처 척도를 사용하였다. 이는 자기보고식 척도로, 개인이 스트레스 사건에 대하여 정서적으로 얼마나 처리하고 표현하는지를 측정한다. 하위요인은 자신이 경험하는 정서를 인정하고 그 의미를 탐색하는 적극적 태도를 의미하는 정서처리와 정서 경험에 대하여 적극적으로 소통하는 시도를 나타내는 정서표현으로 2가지이며, 각각 8문항씩으로 구성되어 있다. 참가자들은 모든 문항에 대해 4점 리커트 척도로 0점(전혀 그렇지 않다)부터 3점(매우 그렇다) 사이에 평정한다. 본 연구에서 전체 문항의 내적일관성은 .92로 양호하였다.

분석방법

확인적 요인분석

CFA를 실시하여 원판 5요인구조, 국내 4요인구조 및 3요인구조의 적합도와 문항들의 요인계수를 확인하였다. 분석은 R의 'lavaan' 패키지로 수행되었다. 모수 추정방법으로 가

장 일반적으로 사용되는 최대우도 추정법(maximum likelihood estimation)를 사용하였다. 모형 적합도 중 RMSEA(root mean square error of approximation)는 .08 미만(Browne & Cudeck, 1993), SRMR(standardized root mean square residual)은 .10 미만(Vandenberg & Lance, 2000), CFI(comparative fit index)(Bentler, 1990)와 TLI(Tucker-Lewis index)(Bentler & Bonett, 1980)는 .90 이상일 때 양호한 적합도로 해석한다. Kline(2015)은 한 잠재변인에 부하된 문항들의 요인계수가 .70 이상이면 수렴타당도가 있는 것으로 볼 수 있다고 설명하였다. 이를 참고하여, 본 연구에서는 요인계수가 .70보다 낮으면 주의 수준, .60보다 낮으면 위험 수준으로 문제가 있는 것으로 판단하였다. 다음으로, 다 집단 CFA를 실시하여, 종교 집단과 비종교 집단 간에 요인계수의 유의한 차이가 있는지를 조사하였다. 집단간 요인계수의 차이는 집단 간에 요인구조만 동일하게 설정하고 요인계수를 자유추정하는 형태동일성 혹은 측정틀 동일성(configurational invariance) 제약 모형과 개별 문항의 요인계수를 집단간에 동등하게 제약한 요인계수 혹은 측정단위 동일성(loadings or metric invariance) 제약 모형의 적합도를 비교하는 방식으로 검증하였다. 예를 들어, 문항1에 대하여 측정틀 동일성 제약 모형과 측정단위 동일성 제약 모형의 적합도를 비교한다. 두 모형의 χ^2 차이값($\Delta\chi^2$)이 통계적으로 유의하면, 해당 문항의 요인계수를 집단 간에 동일하게 제약하는 것이 그렇지 않은 것에 비하여 유의하게 적합도를 변화시키므로 그 문항의 요인계수에 대한 측정불변성이 충족되지 않는다고 해석한다. 단, χ^2 차이값은 통계적으로 유의한 차이가 있다는 점을 의미하는 것이고, 적합도에 실제적으로 얼마나 차이가 있는지는

RMSEA나 CFI와 같은 다른 적합도 지수들의 차이를 사용하여 해석할 수 있다. Chen(2007)은 두 집단의 표본크기를 합친 값이 300 이상일 때는 $\Delta RMSEA \geq .015$, $\Delta CFI \leq -.010$ 이면 실제적으로 적합도의 차이가 크기 때문에 측정불변성이 성립하지 않는다고 해석 기준을 제시하였다.

문항반응이론

IRT의 분석을 실시하기 위해 R의 'mirt' 및 'irtQ' 패키지를 사용하였다. 문항모수 추정방법으로 주변최대우도(marginal maximum likelihood)를 사용하였으며, 모델은 다분형 IRT 모델 중 GPCM을 사용하였다. 각 다분형 문항들의 적합도를 평가하기 위해 통계치 $S-X^2$ 를 사용하였고, 그 통계적 유의성을 계산하였다. 어떤 문항의 적합도를 나타내는 통계치의 p 값이 유의수준($\alpha = .05$)보다 낮으면 그 문항은 해당 IRT 모델에 통계적으로 적합하지 않은 것으로 해석된다.

GPCM의 문항모수로 변별도(a)와 경계모수들(b_1, b_2, b_3, b_4, b_5), 그리고 심각도(b)를 산출하였다. 문항 심각도 b 는 경계모수들의 평균값으로 계산된다. 모수 a 의 값이 .65보다 낮은 문항들은 변별도가 낮아 부적절한 문항으로 판단하였다. Baker(2001)는 모수 a 가 .00이면 변별도 없음, .01부터 .34 사이는 매우 낮은 변별도, .35부터 .64 사이는 낮은 변별도, .65부터 1.34 사이는 적절한 변별도, 1.35부터 1.69 사이는 높은 변별도, 그리고 1.70 이상은 매우 높은 변별도로 해석하였다. 심각도(b)가 지나치게 낮거나 높은 문항도 부적절하거나 극단적인 수준의 능력을 측정하는 문항으로 판단할 수 있다. 산출된 문항모수를 기반으로 ICC를 도해하였고, 각 응답범주에 따른 반응확률에 이상

이 있는지를 살펴보았다. 리커트 척도는 잠정적으로 서열을 내포하는 응답범주를 지니며, 능력 점수가 증가함에 따라 그에 대응하는 응답범주의 반응확률이 가장 높게 나타나야 이상적인 분포이다. 그러나, 예를 들어, 중간 능력의 위치임에도 리커트 척도 6점 중 0점의 반응확률이 가장 높은 것과 같은 전치 현상이 일어나면 부적절한 문항으로 판단할 수 있다.

이에 더하여, 문항정보 및 검사정보를 산출하였다. 정보량이 낮은 문항이나 척도는 어떤 구성개념을 측정하는 데 있어 효율적이지 못하다고 해석할 수 있다. 단축형 척도가 원척도보다 높은 정보량을 가진다면, 단축판 검사의 사용이 상대적으로 효율적이라 볼 수 있다.

다음으로, IRT를 기반으로 한 DIF 분석을 실시하였다. 이때, 잔차(residuals) 기반 통계치 $RDIF$ 를 활용하였다(Lim et al., 2022). $RDIF$ 는 IRT 모델에서 문항모수에 의해 산출된 반응확률과 실제 관찰점수 간의 차이인 잔차를 기반으로 계산되며, 두 집단의 잔차의 차이를 통계적으로 검증하는 것이다. 여기에서 설명하는 잔차는 회귀분석에서 회귀선과 관찰점수 간의 차이를 계산한 잔차와 동일한 의미이다. $RDIF$ 분석에서는 세 가지 유형의 통계치가 계산되는데, $RDIF_R$ 은 집단간 반응 차이가 심각도에서 나타나는 균일(uniform) DIF를, $RDIF_S$ 는 집단간 반응 차이가 변별도에서도 나타나는 비균일(nonuniform) DIF를, 그리고 $RDIF_{RS}$ 는 균일 DIF와 비균일 DIF 모두를 민감하게 탐지할 수 있다(Lim et al., 2022). $RDIF_{RS}$ 는 χ^2 분포, $RDIF_R$ 과 $RDIF_S$ 는 z 분포를 따르며, 통계치 중 하나라도 유의한 차이가 있으면 그 문항에 DIF가 존재한다고 의심해 볼 수 있다. Lim 등

(2022)은 특정 문항에 대하여 여러 통계 검증(예: $RDIF_R$, $RDIF_S$)을 실시하면 1종 오류(Type I error)가 증가할 수 있으므로, 세 가지 통계치 중 $RDIF_{RS}$ 를 DIF 탐지의 일차적 기준으로 사용하고, $RDIF_R$ 과 $RDIF_S$ 를 통해 DIF 상세 유형을 판단하도록 권장하였다. 다른 DIF 탐지 방법들과 마찬가지로 $RDIF$ 의 경우에도 검사 문항 중 DIF가 많은 경우 IRT 능력 추정과 $RDIF$ 통계치에 편향을 유발하여 DIF 탐지 자체를 방해할 수 있는데, 이 문제를 완화하기 위하여 정화(purification) 절차를 적용할 것이 권장된다. 이 절차는 다음과 같다. 첫째, 먼저 검사 문항 각각에 대하여 $RDIF$ 를 계산하여 연구자가 설정한 유의수준 내에서 DIF를 탐지한다. 둘째, DIF가 존재하는 경우, 가장 유의미한 차이를 보인 문항, 즉 능력 추정에 가장 큰 편향을 유발했을 가능성이 높은 문항을 제거한 후에 다시 참가자들의 능력을 추정하고 $RDIF$ 를 계산한다. 이 두 과정을 DIF가 발견되지 않거나 특정 한도까지 반복한다. 정화 절차를 사용한 $RDIF$ 는 다른 전통적 DIF 탐지 방법(예: Mantel-Haenzel 방법, 로지스틱 회귀분석)들에 비해 높은 탐지 능력과 낮은 1종 오류를 나타냈다(Lim et al., 2022).

상관분석

요인분석과 IRT 기법 등을 사용하여 단축형 K-PTGI-X 총점과 원판 25문항의 총점 간 상관계수를 계산하여 단축형 척도가 원척도와 얼마나 유사한지 확인하였다. 본 연구에서는 PTG와 관련된다고 알려진 인지 및 정서 변인 중 의도적 반추, 정서접근적 대처와의 상관계수를 확인하였다.

결 과

확인적 요인분석

PTGI-X의 원판 5요인구조, 국내 4요인구조 및 3요인구조의 적합도 및 문항들의 요인계수를 확인하기 위해 CFA를 실시하였다. 세 모형의 적합도는 보통에서 양호함 사이로 나타났으며, 국내 3요인구조의 적합도가 $\chi^2(132) = 532.16, p < .001, RMSEA = .07, SRMR = .04, CFI = .95, TLI = .94$ 로 가장 양호하였다(표 2). 요인계수는 표 3에 제시되어 있으며, 문항 3, 6, 12, 19, 21의 요인계수는 0.70(Kline, 2015)보다 낮았고, 문항 1, 5, 18, 24의 요인계수는 그보다 낮은 수치 0.60보다도 낮아 타당도가 낮다고 판단되었다.

다집단 CFA를 실시하여 종교 집단과 비종교 집단 사이에 요인계수 불변성이 충족되는지 검증하였다(표 4). 표 4는 요인계수 불변성이 성립되지 않는 문항에 대한 통계치를 보여준다. 종교 집단과 비종교 집단의 측정틀 제약만을 부여한 모형과 각 문항의 요인계수를 동일하게 제약한 모형들의 적합도를 비교하였다. 분석 결과, 문항 2, 4, 6의 요인계수를 집단 간에 동일하게 제약했을 때 세 요인구조 모두에서 측정틀 제약 모형과 유의한 적합도 차이를 보였다, $p < .05$. 문항 18과 20은 일부 요인구조에서 요인계수 불변성이 충족되지 않았다. 다만, $\Delta RMSEA$ 와 ΔCFI 는 소수점 세 자

리까지 반올림하여 표기했을 때 거의 0에 근사하여, 모든 문항의 집단 간 요인계수 차이가 실제적으로 문제가 될 정도로 크지 않은 것으로 해석되었다.

문항모수, 적합도, ICC, 문항정보

GPCM을 적용하여 PTGI-X 문항들에 대한 다분형 IRT 분석을 실시하였다. 산출된 문항 모수들은 표 5에 제시되어 있다. 변별도 모수 a 의 수치가 낮은 문항들은 문항 1, 5, 18, 24이었다. 이 문항들은 PTG 수준이 낮은 참가자와 높은 참가자를 적절히 구분하지 못하는 문항이라고 해석할 수 있다. 문항 1의 경우 심각도 모수 b 가 -1.164로 지나치게 낮았다. 이는 문항 1이 상대적으로 낮은 수준의 PTG를 측정하는 문항이라는 의미이다. 다른 대부분의 문항들은 평균 능력 정도에 위치해 있었다.

문항적합도는 통계치 $S-X^2$ 로 검증되었다. 표 5를 보면 알 수 있듯이, 문항 2, 문항 18, 문항 19 각각 $p = .006, p = .002$, 그리고 $p = .017$ 로 유의수준 .05에서 통계치가 기각되어, 문항이 모델에 적합하지 않은 것으로 나타났다.

ICC 그래프는 그림 1과 그림 2에 일부 제시하였다. 그림 1의 문항 5처럼 대부분의 능력 수준에서 리커트 척도 중 0번으로 응답하는 등 응답 분포의 서열이 전치되어 있거나 고르지 않은 것들은 적절하지 않은 문항이라고 볼

표 2. PTGI-X의 요인구조별 모형 적합도 (확인적 요인분석)

모델	χ^2	df	p	RMSEA [95% CI]	SRMR	CFI	TLI
원판 5요인구조	1339.89	265	< .001	.08 [.07, .08]	.05	.90	.89
국내 4요인구조	1336.76	269	< .001	.08 [.07, .08]	.05	.90	.89
국내 3요인구조	532.16	132	< .001	.07 [.06, .07]	.04	.95	.94

표 3. 요인구조별 요인계수 (확인적 요인분석)

문항	원판 5요인구조		국내 4요인구조		국내 3요인구조	
	요인	계수	요인	계수	요인	계수
1	삶에 대한 감사	0.41	새로운 가능성 발견	0.44		
2	삶에 대한 감사	0.76	새로운 가능성 발견	0.72	자기지각/개인적 성장	0.71
3	새로운 가능성 발견	0.64	새로운 가능성 발견	0.65	자기지각/개인적 성장	0.63
4	개인강점 발견	0.76	새로운 가능성 발견	0.77	자기지각/개인적 성장	0.76
5	영적-실존적 변화	0.56	영적-실존적 변화	0.57	영적-실존적 성장	0.72
6	대인관계 깊이 증가	0.72	대인관계 깊이 증가	0.73	대인관계적 변화	0.72
7	새로운 가능성 발견	0.72	새로운 가능성 발견	0.71	자기지각/개인적 성장	0.71
8	대인관계 깊이 증가	0.81	대인관계 깊이 증가	0.81		
9	대인관계 깊이 증가	0.72	자기지각의 변화	0.71	자기지각/개인적 성장	0.71
10	개인강점 발견	0.80	자기지각의 변화	0.76		
11	새로운 가능성 발견	0.83	자기지각의 변화	0.82	자기지각/개인적 성장	0.83
12	개인강점 발견	0.70	자기지각의 변화	0.69	자기지각/개인적 성장	0.67
13	삶에 대한 감사	0.79	자기지각의 변화	0.74	자기지각/개인적 성장	0.74
14	새로운 가능성 발견	0.79	자기지각의 변화	0.76	자기지각/개인적 성장	0.76
15	대인관계 깊이 증가	0.74	대인관계 깊이 증가	0.76	대인관계적 변화	0.76
16	대인관계 깊이 증가	0.75	대인관계 깊이 증가	0.76		
17	새로운 가능성 발견	0.74	자기지각의 변화	0.73	자기지각/개인적 성장	0.74
18	영적-실존적 변화	0.53	영적-실존적 변화	0.54	영적-실존적 성장	0.70
19	개인강점 발견	0.70	자기지각의 변화	0.66		
20	대인관계 깊이 증가	0.72	영적-실존적 변화	0.74	자기지각/개인적 성장	0.71
21	대인관계 깊이 증가	0.72	대인관계 깊이 증가	0.74	대인관계적 변화	0.77
22	영적-실존적 변화	0.80	영적-실존적 변화	0.80		
23	영적-실존적 변화	0.73	영적-실존적 변화	0.74	영적-실존적 성장	0.82
24	영적-실존적 변화	0.51	영적-실존적 변화	0.51		
25	영적-실존적 변화	0.80	영적-실존적 변화	0.80	자기지각/개인적 성장	0.83

주. 모든 요인계수는 표준화된 수치이며, $p < .001$ 로 통계적으로 유의함. 밑줄 친 수치는 .60보다 낮음.

수 있다. 반면, 그림 2의 문항 14와 문항 25처럼 응답분포가 서열적으로 고르게 분포된 것은 적절한 문항이라고 볼 수 있다. 이러한 기준에 따라, 문항 1, 2, 3, 5, 6, 18, 19, 23, 24은 부적절한 문항으로 선별되었다. 각 문항의 정보값을 나타내는 문항정보 도

표 4. 다집단 확인적 요인분석 결과

불변성 제약	원판 5요인구조			국내 4요인구조			국내 3요인구조		
	$\Delta\chi^2(df)$	$\Delta RMSEA$	ΔCFI	$\Delta\chi^2(df)$	$\Delta RMSEA$	ΔCFI	$\Delta\chi^2(df)$	$\Delta RMSEA$	ΔCFI
문항2	5.43(1)*	0.000	0.000	3.56(1) ⁺	0.000	0.000	3.88(1)*	0.000	0.000
문항4	4.11(1)*	0.000	0.000	4.60(1)*	0.000	0.000	4.52(1)*	0.000	0.000
문항6	4.39(1)*	0.000	0.000	4.49(1)*	0.000	0.000	6.72(1)*	0.000	-0.001
문항18	4.96(1)*	0.000	0.000	4.73(1)*	0.000	0.000	2.38(1)	0.000	0.000
문항20	3.09(1) ⁺	0.000	0.000	3.37(1) ⁺	0.000	0.000	4.73(1)*	0.000	-0.001
문항25	3.46(1) ⁺	0.000	0.000	3.71(1) ⁺	0.000	0.000	2.42(1)	0.000	0.000

주. ⁺marginally significant($p < .10$), * $p < .05$. 측정단위(요인계수) 불변성 제약 모형과 측정틀 불변성 제약 모형을 비교한 결과임.

표는 그림 3에 제시하였다. 문항 1, 3, 5, 18, 24의 경우 문항 정보값이 상대적으로 낮아 적절한 문항이 아닌 것으로 판단되었다.

DIF 탐지

DIF를 탐지하기 위해 통계치 *RDIF*를 산출하여 통계 검증하였다(표 5). *RDIF* 분석에는 정화 절차가 적용되었다. 분석 결과, 문항 5, 18, 23, 24이 통계적으로 유의한 *RDIF_{RS}* 값을 나타냈다. 이 문항들은 모두 유의수준 .05에서 통계적으로 유의한 *RDIF_R*이나 *RDIF_S*를 나타냈다. 문항 5와 문항 24는 *RDIF_R*과 *RDIF_S*가 모두 유의하여 균일 및 비균일 DIF의 혼합 유형에 속했고, 문항 18과 문항 23은 *RDIF_R* 이유하여 균일 DIF 유형에 속했다. 문항 6도 *RDIF_R*이 통계적으로 유의하였고, 세 요인구조에 대한 다집단 요인분석에서 측정단위 불변성 가정이 통계적으로 기각되었으므로, DIF로 판단하였다. 문항 5, 6, 18, 23, 24은 모두 종교인이 비종교인에 비하여 높은 PTG가 산출되는 방식으로 편향을 나타냈다.

최종 선별 문항의 요인구조 확인

종합하면, CFA를 통해서는 4개의 문항이 부적절한 것으로 판단되었고(문항 1, 5, 18, 24), IRT 방법에 의해서는 9개의 문항이 부적절하다고 판단되었다(문항 1, 2, 3, 5, 6, 18, 19, 23, 24). 또한, DIF 4개를 탐지하였다(문항 5, 18, 23, 24). 요인계수와 문항모수 *a*가 낮고, 문항 적합도의 통계치가 기각된 것, 그리고 DIF로 탐지된 문항을 우선적으로 제거하였다. 추가적으로, 문항모수 *b*가 극단적으로 낮거나 높은 문항, ICC가 비정상적이거나 문항정보량이 낮은 문항 등을 삭제하는 것을 고려하였는데, 그 문항들은 모두 요인계수와 문항모수 *a*가 낮거나 문항적합도의 통계치가 기각되었거나 DIF로 탐지된 것들이었다. 결과적으로, 총 16개의 문항(문항 4, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 20, 21, 22, 25)이 타당한 문항으로 판단되었다.

문항 25개를 모두 사용했던 원판 5요인구조 및 국내 4요인구조를 기준으로 할 시, 총 16개의 문항(이하 K-PTGI-X-16) 모두가 선별되

표 5. IRT 기반 문항 적합도 및 모수, 그리고 RDIF 검증 결과

문항	S-X ² (df)	a	b	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅	RDIF _{as}	RDIF _R	RDIF _S
1 인생에서 중요하게 생각하는 우선순위가 바뀌었다.	178.06(191)	0.41	-1.16	-2.03	-1.55	-3.25	-0.27	1.28	2.09	0.54	-1.44
2 내 삶이 가치 있음에 감사하게 되었다.	226.03(176)**	0.93	-0.44	-1.15	-1.05	-1.29	0.05	1.25	4.87	1.53	1.18
3 이전과는 다른 새로운 관심사가 생겼다.	238.48(206)	0.69	-0.50	-1.18	-1.53	-0.78	-0.10	1.07	3.03	0.20	-1.73
4 나 자신에 대한 신뢰감이 커졌다.	174.34(178)	1.15	-0.14	-1.04	-0.88	-0.62	0.61	1.23	0.54	-0.68	0.35
5 영적·정신적 세계에 대한 이해가 더 깊어졌다.	255.96(232)	0.48	0.25	0.30	-0.43	-0.60	0.38	1.59	40.37***	6.01***	-2.29***
6 어려운 일이 생겼을 때, 다른 사람들에게도 의지할 수 있게 되었다.	220.13(205)	0.81	-0.10	-1.00	-0.78	-0.72	0.38	1.60	5.34	2.31*	-0.42
7 내 삶에 대한 새로운 계획이 생겼다.	192.25(183)	0.89	-0.55	-1.49	-1.26	-0.98	-0.10	1.06	0.48	0.62	-0.43
8 타인과의 관계에서 더욱 친밀감을 느끼게 되었다.	158.49(175)	1.15	-0.05	-1.13	-0.60	-0.52	0.58	1.44	3.34	-1.40	-1.06
9 내 감정을 더욱 적극적으로 표현하게 되었다.	225.93(195)	0.96	-0.19	-1.07	-0.92	-0.35	-0.01	1.39	2.63	-1.32	-0.77
10 나는 어려움을 극복할 수 있다는 확신을 갖게 되었다.	155.33(159)	1.22	-0.48	-1.50	-1.16	-1.12	0.18	1.18	3.74	-1.05	-1.39
11 나는 인생에서 더욱 가치 있는 일들을 할 수 있게 되었다.	145.89(150)	1.49	-0.34	-1.25	-1.04	-0.70	0.11	1.20	2.72	-0.63	-1.41
12 나는 살면서 일어나는 일들을 더 잘 받아들이 수 있게 되었다.	193.12(174)	0.91	-0.68	-1.79	-1.44	-1.13	-0.11	1.07	2.31	-0.47	-1.29
13 하루하루 감사하는 마음을 갖고 살아가고 있다.	196.45(171)	1.10	-0.49	-1.34	-1.17	-0.88	0.08	0.85	5.12	1.87	-1.60
14 이전에 생각하지 못했던 새로운 가능성을 접하게 되었다.	171.34(165)	1.20	-0.30	-1.25	-0.99	-0.82	0.27	1.29	2.03	0.69	-1.34
15 내 주변 사람들에 대한 정이 더 깊어지게 되었다.	182.40(179)	0.94	-0.44	-1.57	-0.96	-0.99	0.12	1.19	4.40	-2.09*	0.22
16 나는 사람들의 관계에 더 정성을 기울이게 되었다.	177.43(182)	0.98	-0.33	-1.29	-1.05	-0.92	0.25	1.38	0.76	-0.80	-0.19
17 변화가 필요한 일들을 실제로 변화시키기 위해 더 노력하게 되었다.	180.96(163)	1.15	-0.50	-1.55	-1.29	-0.89	-0.01	1.23	0.82	0.90	-0.13
18 나는 종교적인 믿음이 더 깊어졌다.	199.42(145)**	0.40	0.70	2.16	0.41	-0.70	0.61	1.03	142.27***	11.59***	-0.46
19 나는 생각했던 것보다 내 자신이 더 강하다는 것을 알게 되었다.	224.57(182)*	0.77	-0.41	-0.79	-1.36	-1.30	0.20	1.23	2.09	-0.59	-1.13
20 나는 사람이 얼마나 위대한 존재인가에 대해 깨닫게 되었다.	155.22(192)	1.02	-0.16	-0.82	-0.78	-0.77	0.25	1.33	2.68	1.27	0.84
21 나는 타인의 필요성을 이전보다 더 인정하게 되었다.	191.67(186)	0.87	-0.43	-1.44	-1.11	-0.98	0.06	1.33	2.50	-0.18	-1.50
22 나는 세상과 더욱 조화를 이루며 살아가게 되었다.	145.56(153)	1.47	-0.26	-1.28	-0.77	-0.83	0.27	1.30	0.26	-0.29	0.46
23 나는 존재하는 모든 것과 보다 더 연결되어 있음을 느낀다.	204.94(197)	0.97	-0.09	-0.60	-0.72	-0.88	0.66	1.11	13.55**	3.39**	-1.83
24 삶과 죽음에 관한 물음에 더 잘 직면할 수 있을 것 같다.	250.36(225)	0.46	-0.46	-0.77	-1.38	-1.07	-0.16	1.06	15.04**	2.50*	-3.54***
25 삶의 의미가 더욱 명확해졌다.	145.60(157)	1.46	-0.32	-1.08	-0.93	-0.81	0.18	1.02	0.19	0.23	-0.41

주: * p < .05, ** p < .01, *** p < .001. a = 변별도, b = 심가도. 낮은 변별도는 밑줄 표시됨. § 표준화된 통계치, 즉 z 통계치.

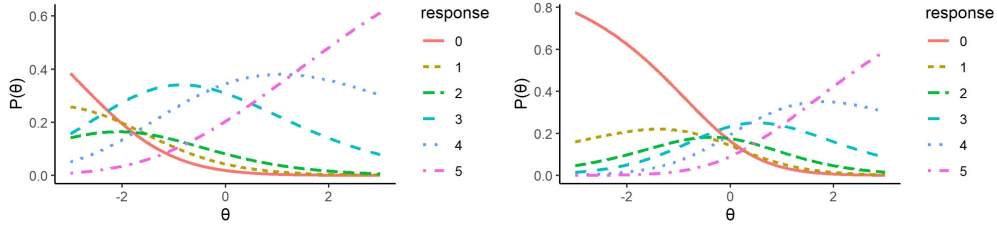


그림 1. 부적절한 문항의 ICC 예시 (좌: 문항 1, 우: 문항 5)

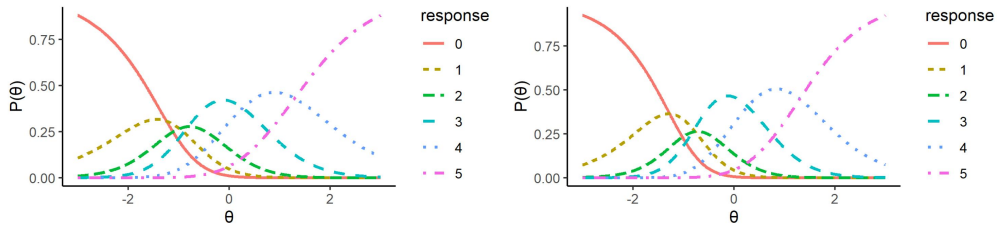


그림 2. 적절한 문항의 ICC 예시 (좌: 문항 14, 우: 문항 25)

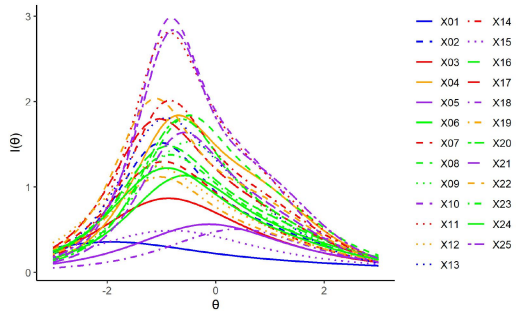


그림 3. 문항정보

었다. 원판 5요인구조를 기준으로 하는 경우 (이하 K-PTGI-X-16A), 삶에 대한 감사 요인에 속한 문항이 13번 하나만 남아 있어 해당 요인이 유지되지 못하였다. 이에 문항 13은 내용적으로 유사하다고 판단되는 영적-실존적 변화 요인에 할당하여 CFA를 실시하였다. 국내 4요인구조를 기준으로 하는 경우(이하 K-PTGI-X-16B)에는 4요인구조가 그대로 유지되었다. K-PTGI-X-16A는 $\chi^2(98) = 405.22, p <$

.001, CFI = .96, TLI = .95, RMSEA = .07, SRMR = .03, K-PTGI-X-16B는 $\chi^2(98) = 394.62, p < .001, CFI = .96, TLI = .95, RMSEA = .07, SRMR = .03$ 으로 모두 양호한 적합도를 보였으나, 두 모델 모두 요인 간 상관계수가 1을 넘어가는 헤이우드 케이스(Heywood case)가 발생하였다. 요인 간 상관계수는 K-PTGI-X-16A에서는 최소 0.87에서 최대 0.1002, K-PTGI-X-16B에서는 최소 0.85에서 최대 1.037이었다. 이는 일부 요인들의 내용이 서로 너무 유사하기 때문인 것으로 추측할 수 있고, 통계적으로도 요인들이 잘 구별되지 않는다고 해석할 수 있다. 이 문제에 대한 대안으로 16문항을 단일 요인에 부하되도록 설정하여 CFA를 실시했을 때, 적합도가 $\chi^2(104) = 854.46, p < .001, CFI = .93, TLI = .92, RMSEA = .08, SRMR = .04$ 로 전반적으로 양호한 수준이었다.

국내 3요인구조를 기준으로 할 시, 총 12개

의 문항(문항 4, 7, 9, 11, 12, 13, 14, 15, 17, 20, 21, 25; 이하 K-PTGI-X-12)이 선별되었다. 임선영(2023)의 연구에서 도출된 영적-실존적 성장 요인의 문항들은 모두 제외되어, 2개 요인만이 남게 되었다. 2요인구조로 CFA를 실시했을 때, K-PTGI-X-12의 적합도는 $\chi^2(53) = 167.06$, $p < .001$, CFI = .98, TLI = .97, RMSEA = .06, SRMR = .03로 좋은 수준이었다. 이 경우 헤이우드 케이스는 발생하지 않았고, 요인 간 상관은 0.79로 높은 편이었다. 하지만, 한 개 요인에 부하되는 문항이 2개에 불과하였다. 이에, 12문항을 단일 요인구조로

설정하여 CFA를 실시했을 때 적합도는 $\chi^2(54) = 266.67$, $p < .001$, CFI = .96, TLI = .95, RMSEA = .07, SRMR = .04로 전반적으로 양호하여, 단일 요인구조의 사용이 적절함을 지지하였다.

상관분석

두 가지 단축형 검사(K-PTGI-X-16, K-PTGI-X-12)와 원척도와 김시형 등(2020)의 25문항(이하 K-PTGI-X-25), 그리고 임선영(2023)의 18문항(이하 K-PTGI-X-18)에 대하여 상관분석을 실

표 6. PTGI-X 원척도와 단축형 척도, 관련 변인들의 기술통계치 및 상관분석 결과

	1	2	3	4	5	6
상관계수(r)						
1. K-PTGI-X-25	1					
2. K-PTGI-X-18	0.99	1				
3. K-PTGI-X-16	0.98	0.97	1			
4. K-PTGI-X-12	0.97	0.97	0.99	1		
5. 의도적 반추	0.49	0.48	0.45	0.45	1	
6. 정서접근적 대처	0.60	0.60	0.59	0.59	0.48	1
7. 종교 유무	0.24	0.26	0.18	0.19	0.20	0.17
기술통계(총점)						
평균	72.92	51.84	47.55	35.96	19.21	45.34
표준편차	26.24	19.56	17.80	13.41	6.18	9.70
최소	5	2	0	0	0	16
최대	120	88	80	60	30	75
왜도	-0.35	-0.37	-0.44	-0.45	-0.53	-0.18
첨도	-0.57	-0.57	-0.50	-0.48	0.05	-0.29

주. 모든 상관계수는 $p < .001$ 로 통계적으로 유의함. K-PTGI-X-25 = 원판 25문항이며, 김시형 등(2020)이 타당화한 것과 동일한 문항; K-PTGI-X-18 = 임선영(2023)의 타당화판(18문항); K-PTGI-X-16 = 본 연구의 단축형 16문항; K-PTGI-X-12 = 본 연구의 단축형 12문항. 종교 유무(유 = 1, 무 = 0)와의 상관은 양류상관계수(point-biserial correlation coefficients).

시하였다(표 6). K-PTGI-X-25, K-PTGI-X-18, K-PTGI-X-16, 그리고 K-PTGI-X-12는 서로 .96에서 .98까지의 매우 높은 상관을 보여, 이들이 문항수는 다르지만, 거의 동일한 내용을 측정한다는 점이 지지되었다.

단축형 검사들이 의도적 반추 및 정서접근적 대처와 가지는 상관계수(r)를 확인하였다. K-PTGI-X-16과 K-PTGI-X-12는 의도적 반추와는 모두 약 .45, 정서접근적 대처와는 모두 약 .49의 상관계수를 나타냈다. 이는 K-PTGI-X-25와 K-PTGI-X-18이 의도적 반추 및 정서접근적 대처와 가지는 상관계수들과 거의 동일한 수준이다. 따라서 단축형 검사가 기존 K-PTGI-X와 동일한 개념을 측정하는 것이라 판단할 수 있다. 추가로, 종교 유무는 원척도에 비하여 단축형 척도와 상대적으로 낮은 상관계수를 보였으며, Fisher's Z test 결과, 원척도와 종교 유무 간의 상관계수에 비해 유의한 차이가 있었다, $p < .001$.

검사정보의 상대적 효율성

K-PTGI-X-16과 K-PTGI-X-12가 검사정보의 측면에서 얼마나 효율적인지 알아보기 위하여 검사정보를 문항수로 나누어 평균 문항정보값

을 산출하였다(그림 4). 각 검사 버전들이 서로 문항수가 다르기 때문에, 비교를 위해 산출된 검사정보를 문항수로 나누어 문항당 검사정보를 산출한 것이다. K-PTGI-X-25와 K-PTGI-X-18의 문항당 검사정보 평균은 각각 0.58과 0.59인데 반해, K-PTGI-X-16과 K-PTGI-X-12의 문항당 검사정보 평균은 각각 0.70과 0.68로 상대적으로 높았다.

다음으로, 각 척도의 문항당 검사정보를 서로 나누어 정보값의 비율을 산출하였다(그림 4). K-PTGI-X-25 및 K-PTGI-X-18과 비교했을 때, 평균적으로 K-PTGI-X-16은 1.13배에서 1.14배, K-PTGI-X-12는 약 1.11배 높은 정보값을 가졌다. 그림 4의 우측을 보면, K-PTGI-X-16과 K-PTGI-X-12는 모두 K-PTGI-X-25와 K-PTGI-X-18보다 평균 능력 수준에서 더 효율적이다. 다만, 능력 수준이 +3에서 +4 정도에 이르면, 단축형 검사의 정보 효율성이 상대적으로 떨어져, 매우 높은 능력 수준에서는 원척도가 더 효율적이게 된다. 단축형 검사끼리의 비교, 즉 K-PTGI-X-16과 K-PTGI-X-12를 비교했을 때는, K-PTGI-X-16이 K-PTGI-X-12보다 1.02배 정도 효율적이었지만 이는 매우 근소한 수준이다.

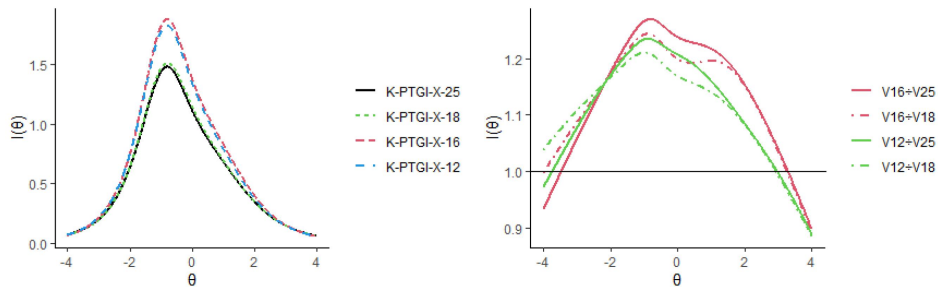


그림 4. 검사정보의 비교 (좌: 검사별 평균 정보량, 우: 단축형 검사의 상대적 효율성)
 주. V16 = K-PTGI-X-16; V12 = K-PTGI-X-12; V25 = K-PTGI-X-25; V18 = K-PTGI-X-18.

논 의

본 연구는 전통적으로 타당화 연구에서 사용되던 요인분석과 개별 문항 분석에 유용한 IRT 방법을 사용하여 단축형 PTGI-X을 개발하였다. 본 연구에서 제안한 단축형 K-PTGI-X는 원판 문항과 측정 내용에 큰 차이가 없으면서, 응답확률, 심각도, 변별도, DIF 등의 문제가 없는 높은 타당도의 문항들만을 선택했고, 원척도에 비해 적은 수의 문항을 가지면서도 평균 정보량이 높아 상대적으로 효율적이었다. 요인분석에 의해 문제가 있다고 판단된 문항은 IRT 방법에 의해서도 문제가 있다고 판단되었다. 요인분석에 비해 IRT 기법이 훨씬 많은 문항들을 부적절한 문항으로 판단해냈다. 이는 요인분석만을 사용해서 척도 타당화를 실시하면 문항의 문제를 과소추정할 수 있다는 의미이다.

최종 선정된 문항들은 적절하거나 높은 변별도를 지니는 것으로 확인되었다. 단축형 척도의 문항들은 원척도와 비교할 때 참가자들이 PTG 수준에 따라 더 잘 구별되도록 점수를 부여할 수 있을 것으로 해석된다. 변별도가 가장 높은 것은 문항 11(“나는 인생에서 더욱 가치 있는 일들을 할 수 있게 되었다”), 문항 22(“나는 세상과 더욱 조화를 이루며 살아가게 되었다”), 그리고 문항 25(“삶의 의미가 더욱 명확해졌다”)였다. 이 세 문항들은 PTG 수준이 낮은 이와 높은 이를 가장 잘 구별해주는 문항이라 할 수 있다.

반대로, 문항 1, 5, 18, 24의 변별도는 낮은 편이었다. 문항 5, 18, 24의 경우 RDIF 검증에 의해 DIF로 탐지되었는데, 이 이유로 종교 집단과 비종교 집단이 합쳐진 표본에서 변별도가 높게 추정되지 않은 것일 수 있다. 또한

세 문항은 모두 원판 요인구조에서 영적·실존적 변화 요인에 해당하는 것이었다. 문항 5(“영적·정신적 세계에 대한 이해가 더 깊어졌다”)와 문항 18(“나는 종교적인 믿음이 더 깊어졌다”)의 내용은 종교적 성장에 한정되어 있어 영적 성장의 포괄적 의미를 반영하지 못한다고 지적받은 바 있다(임선영, 2023). 게다가, 전통적으로 종교적 영향이 작은 문화권에서는 이 문항들의 점수가 낮게 나타날 수 있는데 (Tedeschi et al., 2017), 실제로 문항 5의 ICC(그룹 1)를 보면 능력 수준이 약 0보다 낮은 경우에는 리커트 척도 중 0점(이 변화를 전혀 경험하지 못했다)의 반응 확률이 가장 높은 편인 것을 확인할 수 있다.

문항 1(“인생에서 중요하게 생각하는 우선순위가 바뀌었다”)은 심각도가 매우 낮아 상대적으로 낮은 강도의 PTG를 측정하는 편이었다. PTG 연구자들은 낮은 심각도의 PTG보다는 높은 심각도의 PTG를 보이는 참가자들에 주로 관심을 보일 것이므로, 이 문항은 연구자들의 관심 현상을 적절히 반영하지 못하는 것으로 보인다. 김시형 등(2020), 심재창 등(2021), 임선영(2023)의 연구에서도 해당 문항이 낮은 요인계수 혹은 문항-총점 상관을 보여 문항의 변별도에 한계가 있음이 드러난 바 있고, 신뢰도에도 문제가 있었다. 또한 반드시 PTG 개념에서 전제하는 충격적인 외상 혹은 역경을 경험하지 않더라도, 일상에서 다양한 경험을 통해 인생에서 중요하게 생각하는 우선순위가 바뀔 수 있다는 것을 직관적으로 생각해 볼 수 있다.

단축형 척도 중 K-PTGI-X-12의 요인구조는 원척도와 동일하게 유지되지 않았다. 선행연구들은 주로 각 하위요인에서 요인계수가 높은 몇 개의 문항들을 선정하여 요인구조를 유

지시키는 방향으로 단축형 척도를 개발하였다 (Cann et al., 2010; Garrido-Hernansaiz et al., 2023; Oshiro et al., 2023; Platte et al., 2023). 하지만, 국내 선행연구들이 표본에 따라 불안정한 양상으로 요인구조를 도출하고 있는바, 특정 요인구조를 유지하는 방향으로 단축형 척도를 개발하는 것에는 어려움이 있었다. 또한, 국내 선행연구들과 본 연구결과가 원칙도 PTGI-X의 하위요인들 간의 과도하게 높은 상관을 보여주고 있어, 기존 요인구조의 타당도에 의문점이 있었다. 단축형 척도는 보다 안정적이고 정확한 측정을 하면서도 실용적이라는 측면에서 원칙도에 비해 강점을 지닌다.

본 연구는 국내에서 최초로 PTGI-X의 DIF를 구체적으로 탐지하려 시도하였다. 이를 위해 다집단 CFA와 함께 IRT 기반 방법 중 하나인 RDIF 검증을 수행하였다. 다집단 CFA는 전통적인 모델링 관점에서 검사의 편향을 탐지하는 방법이라 할 수 있다. 본 연구에서 종교 유무에 대한 다집단 CFA를 통해 PTGI-X의 측정불변성을 조사했을 때, 실제적으로 유의미한 수준에서 요인계수와 관련된 측정불변성이 탐지되지는 않았다. 반면, RDIF 검증을 실시했을 때는 일부 문항들이 DIF로 탐지되었다. 즉 요인분석만으로는 DIF를 민감하게 탐지하는 데 한계가 있다고 볼 수 있다. DIF로 탐지된 문항들의 내용은 모두 영적이거나 종교적인, 혹은 실존적인 내용으로 구성되어 있었다. 이 결과로 미루어 볼 때, 원칙도를 사용한 PTG 측정에 있어 종교인과 비종교인 간의 문화적 차이가 고려되어야 한다. 특히 문항 18은 “나는 종교적인 믿음이 더 깊어졌다”로 직접적으로 종교에 대하여 묻는 내용이므로, 외상이나 역경 이후에 종교를 가지게 된 경우가 아니라면, 부정적 방향의 응답을 할 가능성이

높아 보인다.

단축형 척도와 종교 유무의 상관계수는 원칙도에 비해 상대적으로 낮아졌다. 다만, 종교 유무와 관련된 DIF를 제거한 단축형 척도 또한 종교 유무와 약하지만 여전히 유의한 상관을 보였다. DIF를 제거했는데도, 종교 유무와 유의한 상관이 존재하는 점에 대하여 이해하기 위해서는 PTG 개념이 실존주의의 영향을 받아 형성되었음을 고려해야 한다. 일부 사람들은 외상으로부터 개인이 경험하는 긍정적 변화를 종교적으로 이해할 수 있고, 더 일반적으로는 실존적 관심으로 드러날 수 있다 (Calhoun & Tedeschi, 1998). 일부 종교적 관점에서 외상이나 역경으로부터의 고통은 부정적이지만 한 것이 아니며, 정화(purification), 신성함(holiness), 다가올 삶에 대한 준비(preparation for life to come)를 위해 필수적으로 여겨진다 (Calhoun & Tedeschi, 2006). 종교성이 삶의 의미나 대처전략 및 자원을 발견하고 새로운 삶의 서사(narrative)를 만들어냄으로써 PTG 과정에 기여할 수 있다는 해석도 있다(Ai et al., 2013; Shaw et al., 2005). 검사가 측정하는 개념 자체가 일부 종교성을 내포하기 때문에, 단축형 검사가 종교와 일부 관련성을 보이는 점은 충분히 이론적으로 설명될 수 있는 부분이다. 이는 검사의 측정적 편향보다는 검사가 측정하려는 개념에 관한 공변인의 존재 가능성과 관련된 현상으로 판단된다. DIF는 동일한 잠재능력 수준임에도 특정 조건에 따라 응답확률이 달라지는 것이지만, 종교가 종교적 대처나 신념 등의 기제를 통해 종교인들의 잠재능력인 PTG를 이론적인 수준에서 유의미하게 향상시켰기 때문에 자연스럽게 관찰점수도 증가한 것으로 해석할 수 있다. 또한, 관찰점수에 대한 상관분석은 측정오차를 고려하지

않아 DIF를 민감하게 탐지할 수 없는 방법이라는 점도 참고할 수 있겠다. 본 연구결과는 불공정한 수준에서 특정 집단에 불리하거나 유리하게 점수를 부여하는 문항을 제거함으로써, 종교 유무와 관계없이 표집하여 연구를 진행할 때 척도의 공정함을 최대한 확보했다는 점에서 의의가 있다.

한편, 종교인만을 대상으로 한 연구에서는 본 연구에서 제시한 단축형 척도의 사용을 재고할 필요가 있다. 종교인들의 경우 실제로 외상을 경험한 후에 종교적이거나 영적인 믿음이 더 강해지는 등의 변화를 경험한다고 보고한다(이우재, 2015). 이 점을 고려할 때, 단축형 척도에서 제외된 영적 변화 관련 문항들이 종교인들에게는 내용적으로 적합할 수 있으므로, 해당 문항들을 제외하면 종교인들의 고유한 PTG를 평가할 수 없을지도 모른다. 본 연구의 단축형 척도 개발 목적은 종교인과 비종교인 간의 측정 편향을 최소화하는 것임을 고려하여, 필요한 경우에는 원척도를 적절히 사용할 것을 권하는 바이다.

국내 타당화 연구는 영적 혹은 종교적 관심의 내용이 PTGI-X의 요인구조의 불안정성에 기여하는 것으로 해석하여 실존적 문항의 보완이 요인구조의 안정성 확보에 도움이 될 것이라 평가하였다(김시형 등, 2020). 그러나 한국 사회의 종교적 맥락은 PTGI-X가 개발된 표본의 문화적 맥락과는 상이하며(예컨대, 종교인 비율이 서구 사회에 비해 현저히 낮고, 종교 유형도 상이함), 실제로 문항 수준 및 다 집단 맥락에서 접근한 본 연구에서 보완된 실존적 문항들도 많은 경우 최종적으로 선정되지 않았다. 이러한 결과는 영적-실존적 성장 문항이 현재 우리나라의 모든 사람들에게 보편적으로 적용되는 PTG 현상은 아니기 때문

이라 해석해 볼 수 있다. 종교 혹은 신앙이 있는 사람들에게는 상대적으로 큰 의미가 있는 반면, 그렇지 않은 사람들에게는 의미가 적을 것이다. 영적-실존적 성장이 한국인의 PTG 현상을 설명하기에 전혀 의미 없는 것은 아니지만, 현재 우리나라 인구의 보편적인 PTG를 측정하기 위해서는 영적-실존적 성장 문항의 사용을 재고해야 할지 모르겠다. 하지만 간과하지 말아야 할 점은 임상 현장에서 여전히 외상 생존자들에게서 영적-실존적, 혹은 종교적 변화가 주요하게 관찰되기 때문에, 측정과 평가의 목적에 따라 적절하게 척도를 선택하고 사용할 필요가 있다는 것이다.

단축형 척도들은 원척도에 비하여 상대적으로 높은 평균 문항정보를 지니는 것으로 확인되었다. 단축형 척도들은 원척도에 비해 문항수가 적으면서도 정보가 손실되지 않고, 오히려 증가하였다. 이는 제외된 문항들 중에 정확한 측정을 방해하는, 정보량이 떨어지는 문항들이 있었다는 의미로 해석된다. 따라서 단축형 척도들은 더 경제적이고 효율적인 측정을 할 수 있으므로, 임상 현장에서도 유용하게 활용될 수 있을 것으로 기대된다. 최근 PTG에 초점을 두고 있는 개입 연구들이 등장하고 있는데(예: Sim et al., 2025), 이러한 연구들은 개입의 효과성을 살펴보기 위해 여러 번 측정을 해야 하므로, 측정도구의 문항수가 많아질수록 참가자에게 부담이 될 수 있다. 또한 설문지에 너무 많은 문항이 존재하면 참가자 모집의 시간과 비용이 증가하므로 연구자에게도 부담이 되기도 한다. 이렇듯 개입 연구와 같이 반복측정이 필요한 때에 단축형 척도가 유용하게 활용될 수 있을 것이다. 단축형 척도는 시간과 비용을 완화하면서도 정확한 측정을 할 수 있어 임상 현장과 연구

모두에서 유용하게 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

가장 중요한 점은 단축형 척도들이 원척도에 비해 문항이 감소했음에도 원척도와 매우 높은 상관을 나타냈고, 관련 변인들과의 상관관계가 변질되지 않았다는 점이다. 이는 단축형 척도 안에 PTG를 측정하기 위한 핵심적인 문항들만이 남아 있다는 의미임과 동시에, 단축형 척도의 높은 타당도를 지지하는 증거라 할 수 있다. 단축형 척도를 사용하여 PTG에 대한 모델을 검증할 시 원척도를 사용하는 경우와 거의 동일한 결과가 나타날 것이라 기대된다. 물론, DIF 분석 등을 통하여 종교와 과도하게 연관되었던 문항들이 제외되었기 때문에, 기존 선행연구들에서 PTG를 측정한다고 알려졌던 종교적 대처나 영성과 같은 변인들(배상정, 양난미, 2014; 이정호, 이희경, 2011; 이해지, 강영신, 2017)이 단축형 척도와 어떠한 관련성을 보일지는 추후연구에서 살펴볼 필요가 있겠다. 그런데, 극단적인 PTG 수준을 보이는 경우에는 단축판보다 원판이 더 높은 정보값을 나타냈다. 극단적인 PTG 수준을 나타낼 것이라 예상되는 집단, 예컨대 증상 심각도가 높은 PTSD 집단과 일반적인 집단간에 단축형 척도의 적용을 비교하는 작업도 추후 연구에서 필요하다.

단축형 척도의 사용에 대한 제언을 하자면 다음과 같다. K-PTGI-X-12는 K-PTGI-X-16과 비교할 때 평균 정보값에 거의 차이가 없으면서 문항수가 더 적기 때문에 검사 실시자나 수검자의 입장에서 가장 경제적이고 효율적인 척도라 판단된다. 따라서 PTG 수준을 효율적으로 평가하기 위해 K-PTGI-X-12를 사용할 것을 권장한다. 만일 해석의 다양성을 중요시한다면, 다양한 요인을 포함할 수 있는

K-PTGI-X-16을 사용하여 목적에 맞게 전체 점수나 하위요인 점수를 산출하는 것을 고려할 수 있으나, K-PTGI-X-16의 경우 헤이우드 케이스를 내포했으므로 요인구조나 계수들을 신뢰하기 어렵고, 이를 사용하려면 추가적인 연구가 필요해 보인다. 또한 요인들끼리의 상관계수가 매우 높다는 점에서 더 적은 요인 수를 고려하거나 일부 문항을 추가로 삭제하는 것을 고려할 수 있다. 헤이우드 케이스의 원인 중 하나는 상이한 문항들 혹은 요인들이 거의 동일한 내용을 측정하는 경우이다. K-PTGI-X-12는 헤이우드 케이스가 발생하지 않은바, 그러한 중복 내용의 문항들이 삭제된 것으로 예상할 수 있다. 이러한 점에서, 헤이우드 케이스가 발생하지 않은 K-PTGI-X-12의 요인구조가 상대적으로 타당하다고 판단할 수 있다. K-PTGI-X-12는 한 요인에 2개 문항만이 포함되어 있어 표본에 따라 다소 불안정하다고 판단할 수도 있지만, 문항들의 요인계수가 모두 높은 경우에는 다른 표본에서도 안정적인 결과가 도출될 수 있다(장승민, 2015). 또한, 단축형 척도의 경우 최대한 문항수를 감소시키려 하다 보니 한 요인에 2개의 문항수가 포함되는 경우가 종종 있으며, 다른 단축형 PTGI-X들도 한 요인에 2개 문항이 포함되는 경향이 있었다(Cann et al., 2010; Garrido-Hernansaiz et al., 2023; Oshiro et al., 2023). 게다가, 일반적으로 단축형 척도들은 단일 요인구조로 사용하는 것이 고려되기도 하고, 본 연구결과에서 단일 요인구조의 적합도 또한 양호하였으므로, K-PTGI-X-12를 단일 요인구조로 사용하는 것도 적절하다고 볼 수 있다.

본 연구에서 제시한 K-PTGI-X-12과 K-PTGI-X-16은 단축된 척도이지만, 확장판 이

전의 한국판 PTGI가 16개 문항이라는 점에서 크게 문항수가 줄어든 것은 아니라고 볼 수 있다. 본 연구에서 척도의 문항수를 더 줄이지 않은 것은 PTG는 단순하지 않고 복잡하고 심오한 현상이기 때문이다(이양자, 정남운, 2008). PTG는 이를 경험한 사람들 각자의 고유한 외상적 스트레스(traumatic stress)와 이를 처리하기 위한 다양한 내적 과정 및 결과를 내포한 개념이다. 따라서 문항수를 크게 줄이는 것은 본 척도의 질적 해석의 여지를 과하게 훼손할 수 있는 우려가 있다. 또한 최종 선정된 단축형 척도의 문항들은 모두 변별도 등 타당도가 좋은 편이다. 그럼에도, 측정도구의 경제성을 최우선시하는 경우에는 문항 11, 22, 25의 IRT 기반 변별도가 ‘높은’ 수준이었음을 참고할 수 있겠다. 연구결과에 직접 제시하지는 않았지만, 이 세 문항의 총점의 의도적 반추와 0.42, 정서접근적 대처와 0.55로 원척도가 보이는 것만큼이나 높은 상관(r)을 보였다. 단, 이는 요인구조와 문항의 질적 해석 여지를 전혀 고려하지 않은 것이기에, 반드시 필요한 경우에만 조심스럽게 사용하기를 바란다.

본 연구는 일부 한계점을 지니고 있다. 먼저, 본 연구는 문항 수준의 분석에서는 하나의 방법만을 사용하여 DIF를 탐지해냈다. 하지만, DIF 탐지를 위한 방법에는 무수히 많은 종류가 있고, 하나의 방법이 완벽하게 DIF를 탐지해낼 수는 없다(Embretson & Reise, 2000; Hambleton et al., 1991). 따라서 추후연구에서는 더 정확하게 DIF를 탐지해내기 위하여 여러 방법을 통해 DIF 탐지 결과를 교차검증할 필요가 있다. 다음으로, 단축형 척도의 타당도를 조사하기 위하여 의도적 반추, 정서접근적 대처 2개 변인과 가지는 관련성만을 살펴보았다.

그러나 PTG는 다양한 변인들과의 관계가 이론적, 경험적으로 지지되어 왔으므로(장한, 김진숙, 2017), 추후연구에서는 단축형 척도가 다른 다양한 변인들과 어떤 상관관계를 나타내는지 확인하여 타당도를 더 입증할 필요가 있다. 또한, 참가자들은 자신이 경험한 외상 사건이 자신에게 어느 정도의 고통을 주었는지 보고하였지만, 실제 임상적 수준의 외상으로 진단받았는지는 보고하지 않았다(예: PTSD). 원척도와 단축형 척도 간의 상대적 효율성을 조사했을 때, 극단적으로 높은 능력 수준에서는 원판 척도가 단축형 척도보다 더 효율적이었다는 점을 고려하면, 단축형 척도에 포함되지 않은 문항 중에 극단적인 수준의 PTG를 경험할 수 있을 것으로 예상되는 임상 집단을 대상으로는 더 많은 정보를 제공하는 문항이 있을 가능성이 있다. 객관적인 외상 진단 여부보다는 개인이 주관적으로 느끼는 고통이나 충격 정도가 PTG를 경험하는 데 있어 더 중요하다는 의견이 있지만(심재창 등, 2021; 오소민, 김종남, 2024; Tedeschi & Calhoun, 2004), 외상 진단 여부에 따라 단축형 척도의 점수가 어떻게 변화하는지도 추가로 살펴보는 것도 의미가 있을 것이다. 예를 들어, 극단적으로 높은 수준의 PTG를 경험한 집단에는 단축형 척도가 아닌 원척도를 사용하는 것이 더 적절할 수 있다.

본 연구는 기존의 요인분석 중심의 타당화 방식에서 벗어나, IRT 기반의 정교한 분석방법을 함께 사용하여 단축형 PTGI-X를 개발함으로써, 측정 도구의 정확성과 효율성을 동시에 확보했다는 데 중요한 의의가 있다. PTGI와 PTGI-X는 여러 국가와 문화에서 불안정한 요인구조가 도출되어 왔고, 국내에서도 상이한 요인구조가 제안되어 왔었다(김시형 등,

2020; 임선영, 2023). 또한, 국내에서 PTGI-X를 타당화한 연구들(김시형 등, 2020; 임선영, 2023)은 모형 적합도를 양호한 수준까지 끌어올리기 위해 일부 문항들 간 잔차상관(residuals correlated)을 추정함으로써 척도의 지역독립성 가정 혹은 일차원성 가정을 위반하였음에도, 이 원인을 적절히 해석하지 못했다는 아쉬움이 있었다. 본 연구는 이러한 문제를 해소하고, 더 타당한 측정방법을 제시하였다. 또한, 문화적·집단적 편향의 최소화를 시도하였다. 특히 참가자의 종교 유무와 관련된 측정적 편향을 줄임으로써 더 공정한 PTG 측정이 가능해졌다. 종단 연구나 대규모 설문 연구, 임상 장면 등 다양한 영역에서 본 단축형 척도의 활용도가 높을 것으로 기대된다.

참고문헌

강성록, 양재원 (2015). 정서접근적 대처 척도의 타당화 예비연구: 사관학교 생도 표본에서. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 34(2), 455-475.
<https://doi.org/10.15842/kjcp.2015.34.2.007>

강태훈, 김명연 (2012). 모의실험 연구를 통한 등급반응모형과 일반화부분점수모형 비교. *교육평가연구*, 25(3), 479-496.
<https://www.dbpia.co.kr/journal/articleDetail?nodeId=NODE11344115>

고은심, 이민규 (2018). 침습적 반추가 외상 후 성장에 미치는 영향: 정서조절방략과 의도적 반추의 간접효과. *한국심리학회지: 건강*, 23(3), 785-800.
<https://doi.org/10.17315/kjhp.2018.23.3.010>

김시형, 권은비, 이동훈 (2019). 대학생의 애착

유형, 지각된 사회적지지, PTSD 증상, 외상 후 성장의 관계: 침습적 반추와 의도적 반추의 매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 31(3), 779-807.

<https://doi.org/10.23844/kjcp.2019.08.31.3.779>

김시형, 임수정, 신지영, 이덕희, 이동훈 (2020). 외상 후 성장 척도 확장판(The Posttraumatic Growth Inventory-Expanded: PTGI-X)의 한국판 타당화 연구. *한국심리학회지: 문화 및 사회문제*, 26(3), 195-220.

<https://doi.org/10.20406/kjcs.2020.8.26.3.195>

김영은, 태진이, 이윤형, 박기호, 이원혜 (2024). 한글판 행동활성화 척도 단축형에 대한 신뢰도 및 타당도 연구: 지역사회 성인 표본을 중심으로. *스트레스 研究*, 32(4), 214-220.

<https://doi.org/10.17547/kjsr.2024.32.4.214>

배상정, 양난미 (2014). 영성, 희망, 외상 후 성장과 삶의 만족의 관계. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 26(3), 597-616.

<https://www.riss.kr/link?id=A104217661>

서동기, 이순목, 김종남, 최승원, 채정민, 정선호, 조성경, 김명기, Ebesutani Chad (2019). 단축형 심리검사 개발의 측정학적 방법과 타당화: 한국형 역기능우울척도를 중심으로. *한국심리학회지: 일반*, 38(1), 75-102.

<http://dx.doi.org/10.22257/kjp.2019.3.38.1.75>

송승훈, 김교현, 이홍석, 박준호 (2009). 한국판 외상후 성장 척도의 타당도 및 신뢰도 연구. *한국심리학회지: 건강*, 14(1), 193-214.

<https://doi.org/10.17315/kjhp.2009.14.1.012>

송현, 이영순 (2012). 정서인식명확성과 외상 후 성장의 관계: 정서표현과 정서조절양식의 매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 24(4), 891-910.

- <https://www.riss.kr/link?id=A104102814>
 신선영, 정남운 (2012). 삶의 의미와 사회적 지지가 외상 후 성장에 미치는 영향: 성장적 반추를 매개 변인으로. *인간이해*, 33(2), 217-235.
- <https://www.riss.kr/link?id=A99570261>
 심재창, 조하나, 임선영 (2021). 한국형 외상 및 스트레스 관련 성장 척도(TSRGS)의 개발 및 타당화. *인지행동치료*, 21(4), 537-573.
- <https://doi.org/10.33703/cbtk.2021.21.4.537>
 안현의, 주혜선, 민지원, 심기선 (2013). 한국판 사건관련 반추 척도(K-ERRI)의 타당화. *인지행동치료*, 13(1), 149-172.
- <https://www.earticle.net/Article/A198688>
 오소민, 김종남 (2024). 사건중심성이 대인외상을 경험한 초기 성인기의 외상 후 스트레스 증상 및 외상 후 성장에 미치는 영향: 경험회피와 정서인식명확성의 매개효과. *한국심리학회지: 임상심리 연구와 실제*, 10(4), 591-614.
- <https://www.riss.kr/link?id=A109540743>
 이양자, 정남운 (2008). 외상후 성장에 대한 연구 개관: 적응과의 관계 및 치료적 적용을 중심으로. *한국심리학회지: 건강*, 13(1), 1-23.
- <https://doi.org/10.17315/kjhp.2008.13.1.001>
 이우재 (2015). 외상 후 성장에 대한 기독교 상담적 접근. *복음과 상담*, 23(2), 291-325.
- <https://doi.org/10.17841/jocag.2015.23.2.291>
 이정호, 이희경 (2011). 종교적 대처방식과 삶의 의미가 외상후 성장에 미치는 영향 - 그리스도교를 중심으로 -. *종교교육학연구*, 36, 171-192.
- <https://www.dbpia.co.kr/journal/articleDetail?nodeId=NODE10911644>
 이혜지, 강영신 (2017). 상실에 따른 애도 반응과 외상 후 성장 간의 관계에서 인지적 재평가와 영적 대처의 매개효과. *상담학연구*, 18(6), 623-643.
- <https://doi.org/10.15703/kjc.18.6.201712.623>
 임선영 (2015). PTGI 영적 변화 요인(spiritual change)의 심리측정적 이질성: 성장에 대한 인식과 종교 변인에 따른 비교. *인지행동치료*, 15(2), 377-400.
- <https://www.earticle.net/Article/A253158>
 임선영 (2020). 외상 후 성장에 관한 인식 분석: 한국인과 미국인의 비교 및 종교유무에 따른 비교. *학습자중심교과교육연구*, 20(20), 85-102.
- <https://doi.org/10.22251/jlcci.2020.20.20.85>
 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.
- <https://doi.org/10.15842/CPKJOURNAL.PUB.9.1.161>
 임선영, 권석만 (2012). 관계상실을 통한 성장이 성격적 성숙과 정신건강에 미치는 영향. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 31(2), 427-447.
- <https://doi.org/10.15842/kjcp.2012.31.2.002>
 장승민 (2015). 리커트 척도 개발을 위한 탐색적 요인분석의 사용. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 34(4), 1079-1100.
- <https://doi.org/10.15842/kjcp.2015.34.4.010>
 장한, 김진숙 (2017). 외상후성장과 관련된 변인들 간의 관계에 대한 메타분석. *상담학연구*, 18(5), 85-105.

- <https://doi.org/10.15703/kjc.18.5.201710.85>
정송, 이순목, 이영선, 이민수 (2011). MMPI 단축형 우울척도 개발: 문항기반 요인분석의 사용. *한국심리학회지: 일반*, 30(3), 811-830.
<https://www.dbpia.co.kr/journal/articleDetail?nodeId=NODE11098090>
- 조혜인 (2024). 외상 후 성장에서 정서도식과 고통 감내력의 역할: 정서접근적 대처와 성찰적 반추의 매개효과 [석사학위논문, 한림대학교 일반대학원]. RISS.
<https://www.riss.kr/link?id=T16978936>
- Ai, A. L., Hall, D., Pargament, K., & Tice, T. N. (2013). Posttraumatic growth in patients who survived cardiac surgery: The predictive and mediating roles of faith-based factors. *Journal of Behavior Medicine*, 36, 186-198.
<https://doi.org/10.1007/s10865-012-9412-6>
- Baker, F. B. (2001). *The basics of item response theory*. ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation.
<https://eric.ed.gov/?id=ED458219>
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 562-582.
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588-606.
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- 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). Sage.
<https://www.scrip.org/reference/ReferencesPapers?ReferenceID=213477>
- Cadell, S., Suarez, E., & Hemsworth, D. (2015). Reliability and validity of a French version of the Posttraumatic Growth Inventory. *Open Journal of Medical Psychology*, 4(2), 53-65.
<https://doi.org/10.4236/ojmp.2015.42006>
- Calhoun, L. G., & Tedeschi, R. G. (1998). Posttraumatic growth: Future directions. In R. G. Tedeschi, C. L. Park, & L. G. Calhoun (Eds.), *Posttraumatic growth: Positive change in the aftermath of crisis* (pp. 215-238). Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
<https://doi.org/10.4324/9781410603401>
- Calhoun, L. G., & Tedeschi, R. G. (2006). The foundations of posttraumatic growth: An expanded framework. In L. G. Calhoun, & R. G. Tedeschi (Eds.), *Handbook of posttraumatic growth: Research and practice* (pp. 3-23). Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
<https://psycnet.apa.org/record/2006-05098-001>
- Cann, A., Calhoun, L. G., Tedeschi, R. G., Taku, K., Vishnevsky, T., Triplett, K. N., & Danhauer, S. C. (2010). A short form of the Posttraumatic Growth Inventory. *Anxiety, Stress & Coping*, 23(2), 127-137.
<https://dx.doi.org/10.1080/10615800903094273>
- Cann, A., Calhoun, L. G., Tedeschi, R. G., Triplett, K. N., Vishnevsky, T., & Lindstrom, C. M. (2011). Assessing posttraumatic cognitive processes: The event related rumination inventory. *Anxiety, Stress, & Coping*, 24(2), 137-156.
<https://doi.org/10.1080/10615806.2010.529901>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit

- indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- da Silva, T. L. G., Ramos, V. G., Donat, J. C., de Oliveira, F. R., Gauer, G., & Kristensen, C. H. (2018). Psychometric properties of the Posttraumatic Growth Inventory in a sample of Brazilian university students. *Trends in Psychiatry and Psychotherapy*, 40(4), 292-299. <https://doi.org/10.1590/2237-6089-2017-0050>
- Drasgow, F., & Kanfer, R. (1985). Equivalence of psychological measurement in heterogeneous populations. *Journal of Applied Psychology*, 70(4), 662-680. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.70.4.662>
- Embretson, S. E., & Reise, S. P. (2000). *Item response theory for psychologists*. Lawrence Erlbaum Associates Publishers. <https://doi.org/10.4324/9781410605269>
- Emmons, R. A., & Colby, P. (1995). Emotional conflict and well-being: Relation to perceived availability, daily utilization and observer reports of social support. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68(5), 947-959. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.68.5.947>
- Garrido-Hernansaiz, H., Rodríguez-Rey, R., Collazo-Castiñeira, P., & Collado, S. (2023). The Posttraumatic Growth Inventory-short form (PTGI-SF): A psychometric study of the Spanish population during the COVID-19 pandemic. *Current Psychology*, 42, 17513-17522. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-02645-z>
- Gaskin, C. J., Lambert, S. D., Boew, S. J., & Orellana, L. (2017). Why sample selection matters in exploratory factor analysis: Implications for the 12-item World Health Organization Disability Assessment Schedule 2.0. *BMC Medical Research Methodology*, 17(1), Article e40. <https://doi.org/10.1186/s12874-017-0309-5>
- García, F. E., Solar, F. C., & Melipillán, R. (2013). Propiedades psicométricas del Inventario de Crecimiento Postraumático en población Chilena afectada por un desastre natural [Psychometric properties of the Posttraumatic Growth Inventory in Chilean population affected by a natural disaster]. *Revista Mexicana de Psicología*, 30(2), 143-151. <https://psycnet.apa.org/record/2013-25136-007>
- Hambleton, R. K., Swaminathan, H., & Rogers, H. J. (1991). *Fundamentals of item response theory*. Sage. <https://www.amazon.com/HAMBLETON-FUNDAMENTALS-RESPONSE-Measurement-Methods/dp/0803936478>
- Ho, S. M. Y., Chan, C. L. W., & Ho, R. T. H. (2004). Posttraumatic growth in Chinese cancer survivors. *Psycho-Oncology*, 13(6), 377-389. <https://doi.org/10.1002/pon.758>
- Horn, J. L., & McArdle, J. J. (1992). A practical and theoretical guide to measurement invariance in aging research. *Experimental Aging Research*, 18(3), 117-144. <https://doi.org/10.1080/03610739208253916>
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford Press. https://books.google.co.kr/books/about/Principles_and_Practice_of_Structural_Eq.html?id=Q61ECgAAQBAJ&redir_esc=y
- Lim, H., Choe, E. M., & Han, K. T. (2022). A

- residual-based differential item functioning detection framework in item response theory. *Journal of Educational Measurement*, 59(1), 80-104. <https://doi.org/10.1111/jedm.12313>
- Mack, J., Herrberg, M., Hetzel, A., Wallesch, C. W., Bengel, J., Schulz, M., Rohde, N., & Schönberger, M. (2015). The factorial and discriminant validity of the German version of the Post-traumatic Growth Inventory in stroke patients. *Neuropsychological Rehabilitation*, 25(2), 216-232. <https://doi.org/10.1080/09602011.2014.918885>
- Maercker, A., & Zoellner, T. (2004). The Janus face of self-perceived growth: Toward a two-component model of posttraumatic growth. *Psychological Inquiry*, 15(1), 41-48. https://www.researchgate.net/publication/279902493_The_Janus_Face_of_Self-Perceived_Growth_Toward_A_Two-Component_Model_of_Posttraumatic_Growth
- Morris, B. A., Shakespeare-Finch, J., Rieck, M., & Newbery, J. (2005). Multidimensional nature of posttraumatic growth in an Australian population. *Journal of Traumatic Stress*, 18(5), 575-585. <https://doi.org/10.1002/jts.20067>
- Muraki, E. (1992). A generalized partial credit model: Application of an EM algorithm. *Applied Psychological Measurement*, 16(2), 159-176. <https://doi.org/10.1177/014662169201600206>
- O'Leary, V. E., & Ickovics, J. R. (1995). Resilience and thriving in response to challenge: An opportunity for a paradigm shift in women's health. *Women's Health*, 1(2), 121-142. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/9373376/>
- Oshiro, R., Soejima, T., Kita, S., Benson, K., Kibi, S., Hiraki, K., Kamibeppu, K., & Taku, K. (2023). Reliability and validity of the Japanese version of the short form of the expanded version of the Posttraumatic Growth Inventory (PTGI-X-SF-J): A cross-sectional study. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 20(11), Article e5965. <https://doi.org/10.3390/ijerph20115965>
- Platte, S., Wiesmann, U., Tedeschi, R. G., & Kehl, D. (2022). Coping and rumination as predictors of posttraumatic growth and depreciation. *Chinese Journal of Traumatology*, 25(5), 264-271. <https://doi.org/10.1016/j.cjtee.2022.02.001>
- Platte, S., Wiesmann, U., Tedeschi, R. G., Taku, K., & Kehl, D. (2023). A short form of the posttraumatic growth and posttraumatic depreciation inventory-expanded (PTGDI-X-SF) among German adults. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 15(5), 838-845. <https://doi.org/10.1037/tra0001378>
- Powell, S., Rosner, R., Butollo, W., Tedeschi, R. G., & Calhoun, L. G. (2003). Posttraumatic growth after war: A study with former refugees and displaced people in Sarajevo. *Journal of Clinical Psychology*, 59(1), 71-83. <https://doi.org/10.1002/jclp.10117>
- Prati, G., & Pietrantoni, L. (2014). Italian adaptation and confirmatory factor analysis of the full and the short form of the Posttraumatic Growth Inventory. *Journal of Loss and Trauma*, 19(1), 12-22. <https://doi.org/10.1080/15325024.2012.734203>
- Samejima, F. (1969). Estimation of latent ability

- using a response pattern of graded scores. *Psychometrika*, 34(S1), 1-97.
<https://doi.org/10.1007/BF03372160>
- Shaw, A., Joseph, S., & Linley, P. A. (2005). Religion, spirituality, and posttraumatic growth: A systematic review. *Mental Health, Religion & Culture*, 8(1), 1-11.
<https://doi.org/10.1080/1367467032000157981>
- Sim, J. C., Lee, D., Park, J., & Im S. Y. (2025). Can fostering posttraumatic growth prevent burnout and promote resilience in future nurses? *Frontiers in Public Health*, 13, Article e1665351.
<https://doi.org/10.3389/fpubh.2025.1665351>
- Splevins, K., Cohen, K., Bowley, J., & Joseph, S. (2010). Theories of posttraumatic growth: Cross-cultural perspectives. *Journal of Loss and Trauma*, 15(3), 259-277.
<https://doi.org/10.1080/15325020903382111>
- Stanton, A. L., Danoff-Burg, S., Cameron, C. L., Bishop, M., Collins, C. A., Kirk, S. B., Sworowski, L. A., & Twillman, R. (2000). Emotionally expressive coping predicts psychological and physical adjustment to breast cancer. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 68(5), 875-882.
<https://doi.org/10.1037/0022-006X.68.5.875>
- Tedeschi, R. G., & Calhoun, L. G. (1996). The Posttraumatic Growth Inventory: Measuring the positive legacy of trauma. *Journal of Traumatic Stress*, 9(3), 455-472.
<https://doi.org/10.1002/jts.2490090305>
- Tedeschi, R. G., & Calhoun, L. G. (2004). Posttraumatic growth: Conceptual foundations and empirical evidence. *Psychological Inquiry*, 15(1), 1-18.
https://doi.org/10.1207/s15327965pli1501_01
- 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>
- Tedeschi, R. G., Greene, T., Moore, B. A., Kinman, J., & Taku, K. (2025). A short form of the expanded Posttraumatic Growth Inventory (PTGI-X-SF). *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*. Advance online publication.
<https://doi.org/10.1037/tra0002082>
- Tedeschi, R. G., Shakespeare-Finch, J., Taku, K., & Calhoun, L. G. (2018). *Posttraumatic growth: Theory, research, and applications*. Routledge.
<https://doi.org/10.4324/9781315527451>
- Teixeira, R. J., & Pereira, M. G. (2013). Growth and the cancer caregiving experience: Psychometric properties of the Portuguese Posttraumatic Growth Inventory. *Families, Systems, & Health*, 31(4), 382-395.
<https://doi.org/10.1037/a0032004>
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-69.
<https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- 원고접수일 : 2025. 10. 29.
 수정원고접수일 : 2025. 12. 27.
 게재확정일 : 2025. 12. 29.

Development of A Short Form of Posttraumatic Growth Inventory-Expanded (PTGI-X): Using Factor Analysis and Item Response Theory

Jae-Chang Sim¹⁾ Hye-In Jo²⁾ Ju-Been Park²⁾ Sun-Young Im^{3)†}

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

²⁾Department of Psychology, Hallym University, M.A.

³⁾Department of Psychology, Hallym University, Professor

The purpose of this study is to develop a short form of the Posttraumatic Growth Inventory-Expanded (PTGI-X) using Item Response Theory and factor analysis. The PTGI-X was developed to address the psychometric limitations of the Posttraumatic Growth Inventory (PTGI), which is the most widely used measure of positive psychological changes following traumatic events. However, issues related to measurement invariance across religious and non-religious groups and differential item functioning (DIF) remained when using the PTGI. Therefore, this study developed a short-form scale with high validity and practicality by employing not only factor analysis but also Item Response Theory (IRT) techniques to analyze the characteristics of individual items in detail. Twelve items with high validity were selected using confirmatory factor analysis, multi-group confirmatory factor analysis, and IRT-based methods. Compared with the original scale, the short form scale exhibited higher information values with fewer items, indicating greater efficiency, and showed significant correlations with deliberate rumination and emotional approach coping. Thus, this study addressed the psychometric limitations of the scale by proposing a short form of the PTGI-X. It is expected that the findings will contribute to a valid and efficient measurement of posttraumatic growth, thereby enhancing its applicability in both research and clinical settings.

Keywords : posttraumatic growth inventory, validation, short form, item response theory (IRT), differential item functioning (DIF)

† Corresponding Author: Sun-Young Im / Department of Psychology, Hallym University (Hallym Institute of Applied Psychology), Professor / (24252) 1 Hallymdaehak-gil, Chuncheon City, Gangwon-do, Republic of Korea / Tel.: 033-248-1729 / E-mail: imsy@hallym.ac.kr