


한국판 편집사고 척도 개정판(R-GPTS)의 타당화

윤희성	김은정 [†]	정나래	박소연
아주대학교 심리학과 석사과정	아주대학교 심리학과 교수	용인정신병원 임상심리과 과장	용인정신병원 수련부 부장

본 연구는 편집사고 척도 개정판(The Revised Green et al., Paranoid Thoughts Scale: R-GPTS)을 타당화하였다. 이를 위해 대학생 302명을 대상으로 탐색적 및 확인적 요인분석을 실시하였고, 정신과 환자 집단 79명을 포함하여 신뢰도 및 타당도를 검증하였다. 그 결과 편집사고 척도 개정판은 원척도와 동일하게 관계 사고 및 피해 사고의 두 하위 요인으로 구성되는 것으로 나타났고, 적절한 모형 적합도를 보였다. 또한 본 척도는 다른 편집증 척도와 높은 수렴타당도를 보였고, 우울 및 불안 척도와 양호한 공존타당도를 보였다. 본 척도는 높은 내적합치도를 보였으며 2주 간격으로 재검사를 실시했을 때 검사-재검사 신뢰도가 양호했다. 또한 본 척도는 대학생 집단, 비편집 환자 집단, 편집 환자 집단 간에 점수의 유의미한 차이가 나타나, 편집사고 척도 개정판의 진단적 유용성이 입증되었다. 끝으로 본 연구의 제한점과 향후 연구에 대한 방향을 논의하였다.

주요어 : 편집사고, 편집사고 척도 개정판, 편집증, 조현병

[†] 교신저자(Corresponding Author) : 김은정 / 아주대학교 심리학과 교수 / (16499) 경기도 수원시 영통구 월드컵로 206 / E-mail: kej@ajou.ac.kr.

 Copyright ©2024, 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.

정확하게 편집증(paranoia)이 무엇인지에 대해서는 다양한 의견이 있지만, 본 논문에서 편집증은 Freeman(2016)의 정의에 따라 일반인에서 정신증 환자에 걸쳐 불신, 의심, 관계 사고 및 피해 사고를 포함하는 광범위한 개념(즉, 편집증 스펙트럼)을 의미한다. 피해 사고(ideas of persecution)는 근거가 없음에도 다른 사람이 자신에게 해를 끼칠 것이거나 그러한 의도가 있다고 생각하는 것이고, 관계 사고(ideas of reference)는 근거가 없음에도 자신이 관찰당하고, 미행당하고, 대화의 주제가 된다고 생각하는 것이다.

이러한 입장에 따르면 많은 사람들이 편집증을 경험한다고 볼 수 있다. 진화적으로, 편집증은 적응을 위한 종의 생존전략으로도 볼 수 있는 반면(Raihani & Bell, 2019), 조현병과 같은 정신증(psychosis)의 핵심 증상이기도 하다(American Psychiatric Association, 2013). Freeman 등(2016)이 일반인 표본에서 편집증을 측정하는 연구를 검토한 결과, 편집증은 심각도에 따라 대략 2~42%의 범위에서 나타났다(Freeman et

al., 2016). 가장 심각한 정도의 편집증은 피해망상(persecutory delusion)으로 볼 수 있는데, 피해망상은 다른 사람이 자신을 해하려 한다는 근거 없는 신념을 말한다(Freeman & Garety, 2000). 피해망상은 정신증 첫 삽화의 70%에서 발생하며, 폭력의 위험 증가 및 정신과 입원과 관련된다(Castle et al., 1994; Coid et al., 2013). 이처럼 편집증은 일반인도 흔히 경험할 수 있으면서도 정신병적 장애의 핵심 증상이기 때문에, 임상 장면에서 중요하게 다뤄질 필요가 있다.

이에 Freeman 등(2005)은 1202명을 대상으로 다양한 편집사고의 빈도를 측정하였다. 그 결과, 편집증은 일반인과 정신증 환자의 연속선상에서 존재했고, 증상은 경도에서 심각한 수준까지 다양하여 피라미드식의 위계 구조를 이루고 있었다(그림 1). 일반인 중 30~40%는 자신에 대한 부정적인 말이 돌고 있을 것이라는 사회적 평가에 대한 걱정을 가지고 있었고, 10~30%는 가벼운 정도의 위협(예, ‘사람들은 일부러 나를 짜증나게 한다.’)을 느끼고 있었

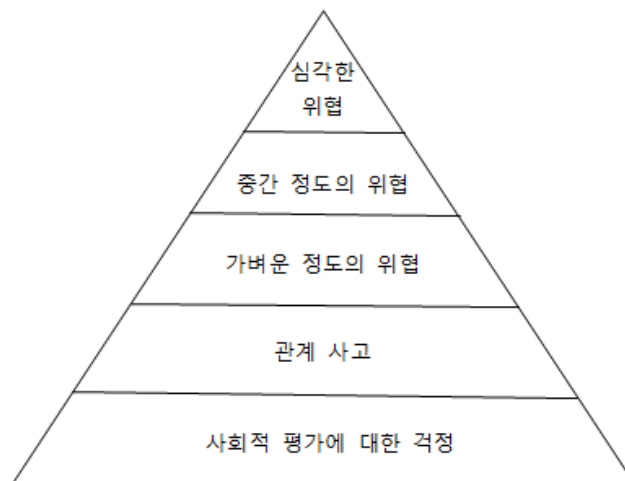


그림 1. 편집증의 위계 구조

다. 가벼운 정도의 위협은 중간 정도의 위협(예, ‘누군가가 나에게 양심을 품고 있다.’)보다 더 일반적이었고, 약 5%는 심각한 위협을 느끼고 있다고 응답했다(예, ‘나에 대한 음모가 있다.’).

편집증의 위계 구조에 따르면, 가장 일반적인 유형의 편집증은 사회적 평가에 대한 불안 및 대인관계에 대한 걱정이다. 특히 관계 사고(ideas of reference)는 이러한 민감성을 기반으로 하는데, 이는 어떠한 중립적인 사건이 개인적으로 특별한 의미를 지니고 있다고 믿는 것이다. 이러한 일반인도 자주 경험할 수 있는 사회적 평가에 대한 걱정 및 관계 사고를 기반으로 하여 위계 구조의 상단에 위치하는 피해 사고가 형성된다. 다시 말해, 일반인도 관계 사고를 자주 경험하지만, 피해 사고를 경험하는 임상 집단은 일반인에 비해 관계 사고를 더 많이 경험한다. 또한 피해 사고는 관계 사고에 비해 경험할 가능성은 더 작지만, 경험한다면 더 잦은 빈도로 경험할 가능성이 크고, 피해 사고에 대한 더 큰 고통 및 확신과 관련된다(Freeman et al., 2005). 이와 같은 위계 구조는 반복 검증되었는데, 메타분석 결과 일반인 중 2~42%는 다양한 심각도의 편집증을 경험하고 있었다(Freeman, 2006). 특히 1~3%는 정신증 수준의 심각한 망상을 보였고, 5~6%는 정신증 수준에 비교해서 덜 심각한 망상을 보였다.

이러한 관계 사고 및 피해 사고를 포함한 편집증적 특징을 측정하기 위한 다양한 자기보고식 척도가 개발되어 활용되고 있다. 국내에선 편집성 척도(Paranoia Scale [PS]; 이훈진, 원호택, 1995; Fenigstein & Venable, 1992) 및 편집의심척도(Paranoid Suspiciousness Questionnaire [PSQ]; 이명원, 1999; Rawlings &

Freeman, 1996)가 타당화되었다. 우선 편집성 척도의 경우, 미네소타 다면적 인성 검사(Minnesota Multiphasic Personality Inventory [MMPI]) 원판의 Pa 척도를 기반으로 단일 요인의 20문항을 구성하였다(Fenigstein & Venable, 1992). 하지만 편집성 척도는 다면적 인성 검사(MMPI)의 문항과 중복되고, 편집증과 관련성이 떨어지는 문항이 존재한다는 단점이 있다(예, ‘사람들은 남의 일에 진정한 관심을 갖지 않는다.’)(Freeman et al., 2005). 또한 편집성 척도는 대학생의 편집증을 측정하기 위해 개발되었기 때문에, 임상적 수준의 편집증 측정에는 부적절하다는 단점도 있다. 메타분석 결과 편집성 척도는 교차 문화 타당도에 대한 근거가 빈약하였고, 구성 타당도와 관련된 혼재된 결과가 나타났으며, 검사-재검사 신뢰도가 적절하지 않았다(Statham et al., 2019). 또한 편집성 척도는 국내 타당화 연구에서도 비-편집 정신과 환자 집단보다 대학생 집단의 점수가 더 높게 나타나 다소 혼재된 결과를 나타내기도 하였다(이훈진, 원호택, 1995).

편집의심척도(PSQ)는 편집증을 더 포괄적으로 측정하기 위해 개발되었으며, 47문항으로 구성되어 있다(Rawlings & Freeman, 1996). 원판의 요인 구조는 ‘대인간 의심 및 적대감’, ‘부정적 기분 및 사회적 회피’, ‘분노 및 충동성’, ‘불신 및 경계성’, ‘불행의 지각 및 분개성’의 5개의 요인으로 구성된다. 국내에서는 이명원(1999)이 타당화하였는데, ‘의심’, ‘정서적 예민성’, ‘분노’, ‘경계성’, ‘불행의 지각’의 다섯 가지 요인으로 구성되어 원판의 구조와 차이가 있었다. 편집의심척도는 편집성 척도와 마찬가지로 편집위계의 낮은 부분을 측정하는 데 적합하였으며(Statham et al., 2019), 문항 수가

많아 경제적이지 않다는 단점이 있다.

Statham 등(2019)은 편집증을 측정하는 9가지 자기보고식 척도에 대한 메타 분석을 실시하였는데, 기준은 편집 위계를 얼마나 신뢰롭고 타당하게 측정하는지를 두고 평가하였다. 그 결과, 편집 위계의 낮은 부분과 높은 부분을 모두 측정하는 척도는 편집사고 척도(Green et al., Paranoid Thoughts Scale [GPTS]; Green et al., 2008)와 편집증 체크리스트(Paranoia Checklist; Freeman et al., 2005)가 있었고, 편집사고 척도(GPTS)가 편집 위계 전체에 걸쳐 편집증을 가장 잘 측정한다고 평가하였다.

우선 편집증 체크리스트는 18가지의 편집증 증상에 대한 빈도, 확산, 고통을 3번에 걸쳐 측정한다(Freeman et al., 2005). 편집증 체크리스트는 변화에 민감한 문항을 추출하여 현재 상태를 측정할 수 있는 13문항, 5문항, 3문항의 단축형으로도 개발되었고(Schlier et al., 2016), 다양한 경험 표집법 연구에서도 널리 사용되고 있다(Bahlinger et al., 2021; Kammerer et al., 2021; Krkovic et al., 2020). 그러나 편집증 체크리스트는 3번에 걸쳐 측정하기 때문에 응답하기에 수고롭다는 단점이 있고, 기이한 일급 증상(first rank symptom)을 측정하는 문항(예, ‘언론/TV/라디오에서 나에 대한 암호 메시지를 감지할 수 있다’)이 있어 더 임상적 수준의 편집증을 측정하고 있다고 볼 수 있다(Moritz et al., 2011). 그러나 편집증 체크리스트는 국내에서 타당화되지 않았다. 또한 편집증적 성향을 살펴보기 위해서 DSM-5 성격질문지(PID-5) 중 일부를 활용할 수 있다. PID-5는 Krueger 등(2012)이 DSM-5 Section III 의 성격장애 핵심 진단기준인 ‘병리적 성격 특질’을 반영하여 만든 자기 보고식 질문지이다. PID-5는

부정적 정서성, 애착상실, 적대성, 탈억제, 정신병적 경향성이라는 5가지 영역 하에 25가지 양상으로 나뉘는데(신소영, 2015), 애착상실 영역 중에서 ‘의심성’이 편집증을 반영하는 내용으로 구성되어 있다.

한편 편집사고 척도(GPTS)는 편집성 척도(PS)가 MMPI와 중복되는 점, 불분명한 문항이 존재한다는 단점을 극복하고, 모든 범위의 편집 위계를 측정하기 위한 목적으로 개발되었다(Green et al., 2008). 피해망상 환자 50명에 의해 93개 문항 풀이 완성되었으며, 주성분 분석 결과 파트 A 관계 사고(ideas of reference) 16문항과 파트 B 피해 사고(ideas of persecution) 16문항의 두 요인이 형성되었다. 편집사고 척도는 측정 목적에 맞게 파트 A: 관계 사고 혹은 파트 B: 피해 사고만을 단독으로 사용할 수도 있다는 장점이 있다. 또한 18가지 증상의 빈도, 고통, 확산을 각각 3번에 걸쳐 평가하는 편집증 체크리스트(Freeman et al., 2005)와 달리, 문항 내용에 집착, 고통, 확산의 차원을 포함하기에 측정에 있어 경제적이다. 편집사고 척도는 임상 및 비임상 집단에서 걸쳐 우수한 심리측정적 속성에 대한 증거가 가장 많았지만, 표본 크기 제한으로 인해 구성 타당도, 내적 일관성 및 교차-문화 타당도에 대한 비판을 받기도 하였다(Green et al., 2008; Ibanez-Casas et al., 2015).

이에 Freeman 등(2019)은 지난 10년간 임상 및 비임상 집단을 대상으로 편집사고 척도(GPTS)를 사용한 데이터(파트 A 관계 사고: 1,218명, 파트 B 피해 사고: 10,545명)를 사용하여, 기존 척도의 타당도를 평가하였고, 각 소척도를 독립적으로 실시할 수 있도록 개정하였다. 또한 문항 반응 이론(item response theory)을 사용하여 연령과 성별에 따른 문항

속성, 검사 신뢰도, 측정 불변성을 측정하였고, 절단점 및 심각도 범위를 설정해서 선별도구로 사용할 수 있도록 하였다. 우선 탐색적 요인분석 결과, 관계 사고 소척도의 문항 중 피해 사고 소척도에도 부하되는 8문항을 삭제하였다. 반면 피해 사고 소척도는 모든 문항이 피해 사고 소척도에 고유하게 부하되었지만, 문항 간 높은 상관을 보이는 다섯 문항과 문항의 의미가 명백하지 않은 한 문항을 삭제하였다. 따라서 총 18문항(관계 사고 8문항 및 피해 사고 10문항)으로 개정하였으며, 해석의 용이성을 위해 1-5점 척도에서 0-4점 척도로 변경하였다. 개정판은 좋은 모델 적합도를 보였고, 어떠한 문항도 .20 이상의 잔차를 보이지 않았다. 또한 두 소척도 모두 독립적으로 사용될 수 있었으며, 두 요인은 높은 상관성이 있었다. ROC(receiver operating characteristic) 분석 결과, 피해 사고 소척도에서 비임상 집단과 임상 집단을 구분하는 절단점은 11점이었고, 심각한 피해망상의 절단점은 18점으로 나타났다. 또한 각 소척도의 점수에 따른 심각도 범위를 제시하였으며(표 1), 모든 심각도 범위에 있어 .90 이상의 높은 내적 합치도를 보였다. 이와 같이 편집사고 척도 개정판(R-GPTS)은 낮은 심각도의 편집증 측정에 유용한 관계사고 소척도와 높은 심각도

의 편집증 측정에 유용한 피해사고 소척도를 개별적으로 실시할 수 있도록 하여 편집 위계를 더 정확하게 측정할 수 있도록 개정되었다(Freeman et al., 2019). 또한 편집사고 척도 개정판(R-GPTS)은 청소년, 성인 및 임상 집단을 대상으로 한 다양한 연구에서 유용하게 사용되고 있다(Deng et al., 2023; Kingston et al., 2023; Raffard et al., 2023; Schlier et al., 2024)

또한 편집사고 척도 개정판(R-GPTS)은 프랑스 연구에서도 좋은 모델 적합도, 수렴 타당도 및 변별 타당도를 보였으며, 일반인 집단과 피해망상 환자 집단을 효과적으로 구분하였다(Latteur et al., 2022). 또한 미국의 정신증 고위험군, 정신증이 없는 환자 집단, 건강한 통제 집단을 대상으로도 2요인 모형은 좋은 모델 적합도를 보였고, 각 집단을 효과적으로 구분하였다(Williams et al., 2023).

위와 같이 기존 편집사고 척도(GPTS)의 문제점을 보완한 편집사고 척도 개정판(R-GPTS)이 임상 및 비임상 집단에 걸친 편집 위계를 효과적으로 측정하는 도구라는 것이 밝혀지고 있다. 그러나 국내에서는 다양한 심각도를 보이는 집단의 편집 위계를 측정하는 척도가 없어 연구 및 임상 현장에서의 한계가 있다. 따라서 본 연구는 대학생 및 임상 집단을 대상으로 편집사고 척도 개정판을 타당화하고자 하였다.

표 1. R-GPTS의 심각도 범위

심각도	관계 사고	피해 사고
평균	0 ~ 9	0 ~ 4
높음	10 ~ 15	5 ~ 10
약간 심함	16 ~ 20	11 ~ 17
심함	21 ~ 24	18 ~ 27
매우 심함	25점 이상	28점 이상

방 법

연구대상

대상 집단은 대학생 집단과 정신과 환자 집

단이며, 각각의 집단에서 편집사고 척도 개정판(R-GPTS)의 신뢰도 및 타당도가 검증되었다. 만 19세 이상의 대학생 335명을 대상으로 온라인 설문을 실시하였으며, 이후 불성실하게 응답한 자료를 제외한 302명을 대상으로 분석을 진행하였다. 대학생 참가자들의 성별은 남성 101명(33.4%), 여성 201명(66.6%)으로 평균 연령은 21.59세($SD = 2.14$)였다. 정신과 환자 집단을 대상으로 한 연구는 한 경기도 소재 대형 정신병원에서 시행되었다. 해당 병원 내의 병동 및 외래에서 포스터 게시 등으로 홍보를 진행하여 모집되었다. 만 19세 이상의 성인 총 108명을 대상으로 오프라인 및 온라인으로 설문을 실시하였다. 이 중 참여 철회 의사를 밝히거나, 불성실하게 응답한 29명을 제외한 79명을 대상으로 분석을 진행하였다. 정신과 환자 집단의 성별은 남성 41명(51.8%), 여성 38명(48.1%)으로, 평균 연령은 47.18세($SD = 14.78$)였다. 정신과 환자 집단의 학력은 초졸 4명, 중졸 5명, 고졸 34명, 대학교 재학 7명, 대학교 졸업 21명, 대학원 재학 2명, 대학원 졸업 6명이었다. 환자 집단은 의료 기록상 기재된 주호소 문제 및 문제 목록을 토대로, 정신건강의학과 전문의와 임상심리전문가의 DSM-5 진단기준(APA, 2013)에 기초하여 편집증적 증상의 여부에 따라 분류되었다. 환자 집단을 진단 별로 보면, 편집 집단에는 조현병 43명, 조현정동장애 3명, 양극성장애 3명으로 총 49명이 포함되었고, 비편집 집단에는 우울장애 21명, 양극성장애 4명, 조현병 2명, 불안장애 2명, 외상 후 스트레스 장애 1명으로 총 30명이 포함되었다.

측정도구

편집사고 척도 개정판(The revised Green et al., Paranoid Thoughts Scale: R-GPTS)

임상 및 비임상 집단의 편집증을 측정하기 위해 Green 등(2008)이 개발한 32문항의 편집사고 척도(GPTS)에서 Freeman 등(2019)이 선별한 편집사고 척도 개정판을 사용하였다. 총 18 문항으로 이루어져 있으며, 지난 한 달간의 관계 사고(ideas of reference)(예, “나는 나에게 대해 험담하는 친구들에 대해 생각하면서 시간을 보냈다.”)를 측정하는 10문항과 피해 사고(ideas of persecution)(예, “나는 누군가가 나를 상처 주려 한다는 것에 화가 났다.”)를 측정하는 8문항으로 구성된다. 응답은 0점(전혀 그렇지 않다)에서 4점(매우 그렇다)의 5점 리커트 척도로 측정된다. 총점은 두 하위척도의 점수를 합산하여 계산하며 점수가 높을수록 편집증적 사고 경향이 높은 것을 의미한다. Freeman 등(2019)의 연구에서 내적합치도(Cronbach's α)는 관계 사고가 .95, 피해 사고가 .96이었다.

편집성 척도(Paranoia Scale)

대학생을 편집 성향을 측정하기 위해 Fenigstein과 Venable(1992)이 제작하고, 국내에서 이훈진과 원호택(1995)이 타당화한 편집성 척도를 사용하였다. 척도 문항은 미네소타 다면적 인성 검사(MMPI)를 기초로 구성되었고, 피해의식 및 타인에 대한 의심을 중심으로 하는 편집증적 경향을 측정한다. 척도는 총 20 문항, 단일 요인으로 구성되어 있으며, 응답은 0점(전혀 그렇지 않다)에서 4점(항상 그렇다)의 5점 리커트 척도로 측정된다. 이훈진과 원호택(1995)의 연구에서 내적합치도(Cronbach's α)는 대학생 집단은 .88, 환자 집단은 .92이었다. 본 연구에서 내적합치도는 전체 집단에서 .93

이었다.

한국판 DSM-5 성격질문지(Korean version of Personality Inventory for DSM-5: K-PID-5)

DSM-5 성격질문지(PID-5)는 성격장애를 평가하기 위해 DSM-5 Section III에서 제안한 병리적 성격 특질을 반영하여 Krueger 등(2012)이 개발하였다. 국내에는 신소영(2015)이 타당화하였고, 홍태화 등(2018)이 수정하였다. 총 220 문항으로 이루어졌으며, 부정적 정서성, 애착 상실, 적대성, 탈억제, 정신병적 경향성의 5개 상위 영역과 25개 하위 양상으로 구성되어 있다. 본 연구에서는 애착상실 영역 중 의심성 양상 7문항만을 사용하였다. 응답은 0점(전혀 아니다)에서 3점(매우 그렇다)의 4점 리커트 척도로 측정된다. 홍태화 등(2018)의 연구에서 의심성 양상 7문항의 내적합치도(Cronbach's α)는 .75이었고, 본 연구에서 내적 합치도는 전체 집단에서 .83이었다.

역학연구 우울척도(The Center for Epidemiological Studies-Depression Scale: CES-D)

우울을 측정하기 위해 Radloff(1977)가 제작하고 전경구 등(2001)이 번안한 한국판 역학연구 우울척도(CES-D)를 사용하였다. 척도는 총 20문항으로, 역문항 4문항을 포함한다. 응답은 지난 한 주간에 느꼈던 우울 증상에 대해 0점(전혀 없었다)에서 3점(5-7번 있었다)의 4점 리커트 척도로 측정된다. 전경구 등(2001)의 연구에서 내적 합치도(Cronbach's α)는 .81이었고, 본 연구에서 내적 합치도는 전체집단에서 .92이었다.

상태-특성불안 검사(State-Trait Anxiety

Inventory: STAI)

불안을 측정하기 위해 Spielberger 등(1971)이 개발하고 김정택(1978)이 표준화한 상태-특성 불안 검사(STAI)를 사용하였다. 척도는 상태 불안 20문항, 특성 불안 20문항으로 구성되어 있으며, 본 연구에서는 특성 불안 20문항을 사용하였다. 특성 불안은 불안 경향성의 빈도와 강도에 있어서 비교적 안정된 개인적 차이를 의미한다. 응답은 1점(전혀 그렇지 않다)에서 4점(아주 그렇다)의 4점 리커트 척도로 측정된다. 본 연구에서 내적합치도(Cronbach's α)는 전체집단에서 .93이었다.

연구 절차

편집사고 척도 개정판을 개발한 Daniel Freeman으로부터 번안 및 타당화 연구를 허락 받았다. 연구자가 1차로 문항들을 한국어로 번역한 후 임상심리학 전공 교수 1명과 임상심리학 박사과정을 수료한 임상심리전문가 2명의 검토를 받아 문항을 번안하였다. 사전 지식이 없고 영어, 한국어를 구사하는 심리학 석사과정 학생이 문항을 영어로 역번역한 후 원문항과 비교하여 최종 문항을 확정하였다.

대학생 집단의 경우 수업시간 및 온라인 홍보, 연구 홍보 포스터를 통해 개별적으로 온라인 설문에 응답하도록 하였다. 환자 집단의 경우 각 병동별 스테이션에 홍보물을 게시하고 참여를 원하는 환자들에게 질문지를 주고 완성하도록 하거나, 온라인 링크가 기재된 연구 홍보 포스터를 통해 자발적으로 참가하였다. 편집증과 망상의 여부, 진단명 등은 정신건강의학과 전문의와 임상심리전문가가 DSM-5(APA, 2013) 진단기준에 따라 평정하였다.

대학생 참가자들은 1차 설문에 응답한 후 2주 뒤에 검사-재검사 신뢰도 측정을 위해 편집사고 척도 개정판을 한 번 더 응답할 것을 요청하는 온라인 설문 링크가 포함된 문자를 받았다. 본 연구의 절차는 경기도 모대학교 기관 생명윤리위원회(202305-HB-002) 및 경기도 소재 대형 정신병원 임상시험심사위원회(2023-01)의 승인을 받아 진행되었다.

분석 절차

분석을 위해 IBM SPSS Statistics 25.0과 AMOS 22.0를 사용하였다. 참가자들의 인구 통계학적 정보를 파악하기 위해 기술통계 분석을 실시하였고, 신뢰도 분석을 위해 내적 합치도 검증을 실시하였다.

요인분석을 위해 302명 중 무작위로 선정된 151명에 대해 탐색적 요인분석을 실시하고, 나머지 절반에 대해 확인적 요인분석을 실시하였다. 탐색적 요인분석의 경우, 수집된 자료가 요인분석을 실시하기에 적합한 자료인지 검증하기 위해 KMO 검증과 Bartlett 검증을 실시하였다. 요인 추출법은 주축 요인 추출법(principal axis factoring [PAF])를 사용하였고, 요인 간 상관이 있을 것을 가정하여 직접 오블리민(Direct Oblimin)을 사용하여 요인을 회전하였다. 탐색적 요인분석의 결과를 바탕으로 한 요인구조에 대해 최대우도법(maximum likelihood)을 사용하여 추정치를 산출하였다. 수렴 및 공존 타당도 검증을 위해 편집사고 척도 개정판, 편집성 척도, 한국판 DSM-5 성격질문지의 의심성 양상 소척도, 우울, 불안 사이의 상관 분석을 실시하였다. 그리고 대학생 91명을 대상으로 2주 간격의 검사-재검사 신뢰도를 구하기 위해 상관 분석을 실시하였

다. 또한 세 집단 간의 편집사고 척도 개정판 점수의 차이를 확인하기 위해 집단간 분산분석(ANOVA)을 실시하였고, Scheffe 방식으로 사후검증하였다. 또한 Freeman(2019)이 제시한 심각도 수준에 따른 분포를 확인하기 위해 기술통계를 실시하였다.

편집사고 척도 개정판이 편집증을 가진 환자와 대학생 집단을 잘 구분할 수 있는지의 변별력과 최적 절단점을 추정하고 평가하기 위해 ROC 분석(receiver operating characteristic analysis)을 실시하였다. ROC 분석은 예측변인이 연속변인이고 종속변인이 이분변인인 경우 예측 정확도를 평가하는 데 쓰이며, 주로 진단 도구로서의 유용성을 평가하기 위해 사용된다. ROC 분석 시, 척도의 절단값의 위치에 따라 민감도와 1-특이도의 수치에 의해 그려지는 ROC 곡선이 얻어지는데, 민감도는 특정 진단을 가지고 있는 개인을 정확하게 선별하는 정도이고, 특이도는 특정 진단을 가지고 있지 않은 개인을 구분하는 정도를 말한다(김소정 등, 2013). 절단점(cut-off score)은 Youden's J statistic(Youden, 1950)에 기초하여 민감도와 특이도의 최적 균형값을 통해 계산된다. ROC 곡선 아래의 면적(area under the curve [AUC])은 효과 크기로서, 무선적으로 선택된 진단군 대비 진단군을 정확하게 구별하는 확률을 의미한다. .70 이상의 AUC 값은 적절(fair)하다고 평가되며, .80 이상은 좋음(good), .90 이상은 훌륭(excellent)으로 평가된다(Egan, 1975).

결 과

탐색적 요인분석

본 연구에서 수집한 자료가 요인분석을 실시하기에 적합한 자료인지 판단하기 위해 KMO 측도 지수를 확인하고, Bartlett 구형성 검증을 실시하였다(Cerny & Kaiser, 1977). 분석 결과 KMO 측도 지수는 .921으로 좋은 (marvelous) 수준이었으며(Kaiser, 1974), Bartlett의 구형성 검증에서 유의미한 결과가 나타나, $\chi^2 = 1705.01, p < .001$, 요인분석에 적합한 자료로 확인되었다.

편집사고 척도 개정판의 적절한 요인구조

를 탐색하기 위해 탐색적 요인분석을 실시하였다. 요인 추출은 고유값(eigen value)이 1.0이상일 것과, 분산 비율, 스크리 도표, 공통성(communality) 등을 고려하여 결정하였다. 탐색적 요인분석 결과 원척도와 동일한 2요인 구조가 적절한 것으로 나타났으며, 모든 요인이 .3이상의 요인 부하량을 보였다(표 3). 요인 구조는 원판의 요인구조와 동일하게 첫 번째 요인은 ‘관계 사고’로 명명하고 두 번째 요인은 ‘피해 사고’로 명명하였다. 두 요인의 상관은 $r = .78, p < .01$ 였다.

표 2. R-GPTS의 탐색적 요인분석 결과

요인	문항	요인부하량
관계사고	1. 나는 나에게 대해 험담하는 친구들을 생각하며 시간을 보냈다.	.770
	2. 나는 사람들이 나에게 대해 언급하는 것을 자주 들었다.	.467
	3. 나는 나를 비판적으로 판단하는 친구들과 동료들 때문에 속상했다.	.602
	4. 사람들이 분명히 뒤에서 나를 비웃었다.	.546
	5. 나를 피하는 사람들에 대해 많이 생각하고 있다.	.619
	6. 사람들이 나에게 암시를 주고 있다.	.350
	7. 나는 어떤 사람들은 보이는 것과 다르다고 믿었다.	.457
	8. 뒤에서 내 이야기를 하는 사람들 때문에 속상했다.	.652
피해사고	9. 어떤 사람들은 나에게 앙심을 품고 있다.	.436
	10. 사람들은 내가 위협을 느끼길 원해서 나를 빤히 쳐다보았다.	.748
	11. 사람들이 나를 짜증나게 하려고 뭔가 했다고 확신했다.	.950
	12. 나는 나에게 대한 음모가 있다고 확신했다.	.864
	13. 누군가가 나를 상처 주고 싶어 한다고 확신했다.	.670
	14. 나를 혼란스럽게 하려는 사람들에 대한 생각을 멈출 수 없었다.	.366
	15. 나는 괴롭힘을 당해서 고통스러웠다.	.453
	16. 날 기분이 나쁘게 하려는 사람들에 대한 생각을 멈추기가 어려웠다.	.327
	17. 사람들은 일부러 나에게 적대적이었다.	.555
	18. 누군가가 나를 상처 주고 싶어 한다는 것에 화가 났다.	.443

표 3. R-GPTS의 확인적 요인분석 결과

요인	문항	β	B	S.E.	t
관계 사고	1	.83	1		
	2	.62	.74	.092	8.105***
	3	.76	1.09	.101	10.789***
	4	.76	.93	.086	10.775***
	5	.74	1.00	.097	10.336***
	6	.69	.69	.074	9.317***
	7	.47	.68	.116	5.841***
	8	.77	1.07	.098	10.842***
피해 사고	9	.70	1		
	10	.66	.53	.069	7.768***
	11	.78	.83	.090	9.171***
	12	.75	.65	.073	8.847***
	13	.91	1.23	.115	10.652***
	14	.70	1.04	.125	8.317***
	15	.80	1.07	.113	9.464***
	16	.85	1.29	.129	10.040***
	17	.87	.98	.095	10.225***
	18	.80	1.10	.117	9.397***

*** $p < .001$

확인적 요인분석

탐색적 요인분석을 통해 도출된 요인 구조에 대한 모형 적합도를 확인하기 위해 확인적 요인분석을 실시하였다(표 3). 탐색적 요인분석에 사용되지 않은 나머지 절반 151명의 대학생 표본을 대상으로 분석 결과, $\chi^2 = 288.572$, $p < .001$, $CMIN/df = 2.15$, $CFI = .919$, $TLI = .908$, $RMSEA = .088$, $GFI = .813$, $SRMR = .053$ 로 나타났다. $RMSEA$ 는 다소 높게 나타났지만, CFI 및 TLI 는 .9이상, $SRMR$ 은 .05이하로 양호하였다(Yu, 2002). 또한 GFI 는

약간 낮게 나타났지만, $CMIN/df$ 는 3이하로 적합한 수준이었다(Cho et al., 2020; Kline, 1998; Lomax & Schumacker, 2004).

또한 대학생 집단, 편집 환자 집단, 비편집 환자 집단을 모두 포함한 전체 집단을 대상으로 확인적 요인분석 결과, $\chi^2 = 593.855$, $p < .001$, $CMIN/df = 4.43$, $CFI = .913$, $TLI = .901$, $RMSEA = .095$, $GFI = .827$, $SRMR = .046$ 으로 대학생 집단을 대상으로 한 결과와 전반적으로 유사한 수준의 적합도를 보였다.

내적 합치도 및 검사-재검사 신뢰도

Cronbach's α 를 사용하여 내적합치도를 분석하였다. 또한 Pearson의 상관계수를 구하여 검사-재검사 신뢰도를 분석하였다. 편집사고 척도 개정판의 내적 합치도는 전체집단에서 .96이었으며, 요인1(관계 사고)이 .88, 요인2(피해 사고)이 .95이었다. 또한 모든 집단에서 .80 이상의 높은 내적 합치도를 보였다. 2주 간격으로 대학생 91명에게 검사-재검사 신뢰도를 측정한 결과 $r = .69, p < .001$ 이었으며 수용가능한 수준이었다.

수렴 타당도 및 공존 타당도

편집사고 척도 개정판의 수렴 타당도와 공존 타당도를 검증하기 위해 전체 표본($n = 381$)을 대상으로 편집성 척도, K-PID-5의 의심성 양상 소척도, 우울 척도, 특성 불안 척도의 Pearson 상관분석을 실시하였다(표 4). 분석 결과 편집사고 척도 개정판(R-GPTS)은 편집성 척도와 유의미한 정적 상관을 보였고, $r = .801, p < .01$, 한국판 DSM-5 성격질문지(K-PID-5)의 의심성 양상과 유의미한 정적 상관을 보였다, $r = .756, p < .01$. 이를 통해 편집사고 척도 개정판의 수렴 타당도를 확인하였다. 편집사고 척도 개정판은 우울 척도와

유의미한 정적 상관을 나타냈으며, $r = .588, p < .01$, 특성불안과 유의미한 정적 상관을 보였다, $r = .489, p < .01$. 이를 통해 편집사고 척도 개정판의 공존 타당도가 확인되었다.

집단간 비교

실시한 척도의 기술 통계를 실시한 후, 대학생 집단, 비편집 환자 집단, 편집 환자 집단 간 평균 점수의 차이를 비교하였다(표 5). 집단 간 분산 분석 결과, 집단 간 차이가 유의미했다, R-GPTS : $F(2, 378) = 36.57, p < .001$, 관계 사고 : $F(2, 378) = 20.05, p < .001$, 피해 사고 : $F(2, 378) = 46.48, p < .001$. Scheffe 사후 검증 결과, 관계 사고에서 비편집 환자 집단과 편집 환자 집단의 차이가 유의미하지 않은 것을 제외하고, 모든 차이가 유의미하게 나타났다. 관계 사고에서는 대학생 집단이 환자 집단보다 점수가 낮았고, 환자 집단 내에서는 유의미한 차이가 나타나지 않았다. 피해 사고에서는 환자 집단에서 대학생 집단보다 점수가 더 높았고, 비편집 환자 집단보다 편집 환자 집단에서 점수가 더 높았다. 전체 척도에서는 대학생 집단 및 비편집 집단보다 편집 집단에서 점수가 더 높았고, 대학생 집단보다 비편집 집단의 평균 점수가

표 4. 척도 간 상관

척도	1	2	3	4
1. R-GPTS				
2. 편집성 척도	.80**			
3. K-PID-5 의심성 양상	.75**	.82**		
4. CES-D 우울	.58**	.66**	.57**	
5. STAI-T 특성 불안	.48**	.59**	.50**	.81**

** $p < .01$

표 5. 집단 별 기술 통계 및 사후 검증

척도	집단	<i>n</i>	<i>Mean(SD)</i>	<i>F</i>	<i>Scheffe</i>
R-GPTS	대학생(a)	302	15.53(12.42)	36.57***	a, b < c
	비편집 집단(b)	30	21.83(17.90)		
	편집 집단(c)	49	33.33(17.92)		
	전체 집단	381	18.31(14.95)		
관계 사고	대학생(a)	302	9.61(6.14)	20.05***	a, b < c
	비편집 집단(b)	30	11.37(8.08)		
	편집 집단(c)	49	15.88(7.32)		
	전체 집단	381	10.56(6.78)		
피해 사고	대학생(a)	302	5.91(7.01)	46.48***	a < b < c
	비편집 집단(b)	30	10.47(10.27)		
	편집 집단(c)	49	17.45(11.11)		
	전체 집단	381	7.76(8.83)		
편집성 척도	대학생(a)	302	22.86(12.24)	10.02***	a, b < c
	비편집 집단(b)	30	26.67(18.66)		
	편집 집단(c)	49	32.24(19.41)		
	전체 집단	381	24.37(14.25)		
K-PID-5 의심성 양상	대학생(a)	302	5.83(3.57)	13.09***	a, b < c
	비편집 집단(b)	30	7.10(5.31)		
	편집 집단(c)	49	9.00(6.00)		
	전체 집단	381	6.34(4.24)		
CES-D 우울	대학생(a)	302	18.06(10.74)	10.30***	a < b, c
	비편집 집단(b)	30	24.10(14.38)		
	편집 집단(c)	49	24.73(12.11)		
	전체 집단	381	19.39(11.51)		
STAI-T 특성 불안	대학생(a)	302	47.77(11.17)	.725	a = b = c
	비편집 집단(b)	30	48.97(13.04)		
	편집 집단(c)	49	49.75(11.27)		
	전체 집단	381	48.11(11.33)		

*** *p* < .001

더 높았으나(대학생 집단 = 15.53, 비편집 집단 = 21.83), Scheffe 사후 검증 결과 유의미하지 않았다, $p = .057$.

ROC 분석 결과

편집사고 척도 개정판이 편집증이 있는 환자 집단($n = 49$)과 대학생 집단($n = 302$)을 잘 구분할 수 있는지의 변별력과 최적 절단점(cut-off)을 추정하고 평가하기 위해 ROC 분석(receiver operating characterisitic analysis), AUC(area under the curve) 면적, 민감도 및 특이도를 분석하였다(표 6).

편집사고 척도 개정판(R-GPTS) 전체 척도는 AUC가 .80로 나타나 좋은(good) 수준이었고(Egan, 1975), 절단점을 20점으로 설정할 때 민감도와 특이도가 가장 높아 집단을 가장 잘 구분할 수 있었다. 편집증이 있는 환자 집단에서 전체 척도가 20점 이상인 비율은 79.6%로 나타났다. 관계 사고 소척도는 AUC가 .75으로 적절한(fair) 수준이었으며, 절단점은 12점 이상으로 설정할 때 민감도와 특이도가 가장 높았다. 편집증이 있는 환자 집단에서 관계 사고 소척도가 12점 이상인 비율은 73.5%로 나타났다. 피해 사고 소척도는 AUC가 .81으로 좋은(good) 수준이었고, 절단점을 10점으로 설정할 때 민감도와 특이도가 가장 높았다. 편집증이 있는 환자 집단에서 피해 사고 소척도가 10점 이상인 비율은 79.6%로 나타났다.

논 의

본 연구에서는 Freeman 등(2019)이 개발한 편집사고 척도 개정판(R-GPTS)을 국내에서 타당화하고자 하였다. 그 결과 편집사고 척도 개정판은 원판과 동일한 2요인 모형이 적합한 것으로 확인하였고, 신뢰도와 타당도가 적절하였다.

탐색적 요인분석을 실시한 결과 2요인 모형이 적합하였고, 확인적 요인분석을 실시한 결과 동일한 요인 구조의 모형 적합도는 적절한 수준이었다. 또한 전체 표본을 통합하여 확인적 요인분석을 실시하였을 때에도 적절한 수준의 모형 적합도를 보여 증상 수준과 관계없이 2요인 구조가 적합한 것을 확인할 수 있었다. 첫 번째 요인은 중립적인 사건이 개인적으로 특별한 의미를 가지고 있다고 믿는 것과 관련되는 문항들로 구성되어 ‘관계 사고’로 명명되었다. 두 번째 요인은 ‘피해 사고’로 사람들이 자신에게 해를 가하려고 한다고 생각하는 것과 관련된다. 본 연구에서 지지된 편집사고 척도 개정판의 요인구조는 Freeman 등(2019)이 타당화한 원 척도의 요인구조와 동일하였다. 이러한 결과는 Latteur 등(2022)이 일반인을 대상으로 진행한 확인적 요인분석에서도 반복검증되었다. 또한, 정신증 고위험군, 정신증이 없는 정신과 환자, 건강한 통제 집단을 대상으로 확인적 요인분석을 실시한 결과, 원 척도와 동일한 2요인구조가 지지되었다

표 6. R-GPTS의 ROC 분석 결과

	AUC	CI	절단점	민감도	특이도
R-GPTS	.80	.73-.87	20점 이상	.796	.732
관계 사고	.75	.68-.82	12점 이상	.857	.563
피해 사고	.81	.74-.88	10점 이상	.796	.765

(Williams et al., 2023). 이는 편집사고가 증상 수준 및 문화와 관계없이 명확하게 구분되는 두 가지 차원으로 구성된 개념일 가능성을 시사한다.

신뢰도 분석 결과 내적 합치도는 훌륭했고, 검사-재검사 신뢰도가 수용가능한 수준으로 본 척도가 신뢰롭고 안정적인 척도라는 것이 검증되었다. 타당도 분석 결과 편집사고 척도 개정판은 편집증에 대한 다른 척도인 편집성 척도(PS) 및 DSM-5 성격 질문지(K-PID-5)의 의심성 양상 소척도와 높은 상관이 나타나 수렴 타당도가 확립되었다. 이는 다른 타당화 연구에서도 편집사고 척도 개정판이 편집증을 측정하는 다른 척도와 수렴타당도를 보인 것과 동일한 결과였다(Latteur et al., 2002; Williams et al., 2023). 또한, 편집증과 관련된 개념인 우울 및 불안과도 유의미한 정적 상관을 보여 공존 타당도를 확립하였다. 피해망상의 인지 모델(Freeman et al., 2002)에서는 편집증의 발생 및 유지에 우울 및 불안과 같은 정서적 과정을 강조한다. 불안은 위협에 대한 예상을 통해서 편집증적 공포를 유발하고, 자신에 대해 부정적이고 우울한 사고는 스스로 더 취약하다고 생각하게 만든다. 편집증과 우울 및 불안의 관련성은 여러 경험적 연구를 통해서도 입증되었는데, Freeman 등(2012)이 실시한 종단 연구에서도 우울, 불안, 걱정은 18개월 뒤 편집증의 발생 및 유지를 예측하였다. 정신증 환자를 대상으로 경험표집법을 실시하였을 때, 편집증이 발생하기 직전에 우울 및 불안의 증가가 나타났으며(Thewissen et al., 2011), 실험 상황에서도 불안, 걱정, 우울은 추후 피해 사고의 발생을 예측했다(Freeman et al., 2008). 이러한 결과는 우울과 불안이 편집증에 영향을 미치는 중요한 변인이라는 사실을 입

증한다.

편집사고 척도 개정판(R-GPTS) 및 두 소척도는 대학생 집단보다 임상 집단에서 더 높은 점수를 보였으며, 임상 집단 중에서도 비편집 집단보다 편집 집단에서 더 높은 점수를 보여 집단을 효과적으로 구분할 수 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 다른 타당화 연구에서 프랑스 일반인 집단과 피해망상 환자와의 비교에서도 나타났고, 정신증 고위험군 집단, 편집증이 없는 임상 집단, 건강한 통제 집단과의 비교에서도 나타났다(Latteur et al., 2022; Williams et al., 2023). 특히 이러한 결과는 피해 사고 소척도에서 두드러졌는데, 사후 검증 결과 대학생 집단보다 비편집 환자 집단의 점수가 더 높았고, 비편집 환자 집단보다 편집 환자 집단의 점수가 더 높았다. 이러한 결과는 편집성 척도(PS)의 점수가 비편집 환자 집단보다 대학생 집단에서 더 높게 나타난 결과와는 상반되는데(이훈진, 원호택, 1995), 이는 편집사고 척도 개정판(R-GPTS)이 편집증을 평가하는 기존 척도보다 비임상 집단과 임상 집단의 구분에 더 효과적이며, 척도의 개발 목적과 맞게 모든 집단의 편집증 측정에 적합하다는 것을 시사한다.

본 연구에서 타당화된 편집사고 척도 개정판은 편집증을 경험하는 개인의 진단 및 치료에 기여할 수 있으며 편집증과 관련된 장애군의 환자들을 평가할 때 활용할 수 있다. 기존에 국내에서 사용되고 있었던 편집성 척도(PS)(이훈진, 원호택, 1995; Fenigstein & Venable, 1992)는 대학생의 편집증을 측정하기 위해 개발되어, 임상 집단의 편집증을 측정하기에는 부적절하다는 단점이 있었다. 모든 심각도 범위의 편집증을 측정하기 위해 개발된 편집사고 척도 개정판(R-GPTS)을 사용한다면 비임상

집단에서의 편집증 측정뿐만 아니라 임상 현장에서 증상 측정 및 진단 분류에 도움이 될 것으로 보인다. 특히 앞서 언급한 바와 같이, 관계사고 소척도와 피해사고 소척도를 개별적으로 실시할 수 있으며, 심각도에 대해 모두 다섯 가지 수준으로 평정 가능하여 편집 위계를 더 정확하게 측정할 수 있도록 설계되었다(Freeman et al., 2019). 본 연구에서 편집증을 보이는 정신과 환자와 대학생을 구분하는 피해 사고 소척도의 절단점은 10점으로 나타났는데, 이는 원 척도 개발시 Freeman 등(2019)이 피해 사고 소척도의 절단점으로 제시한 11점과 큰 범위를 벗어나지 않는 비슷한 점수로 시사된다. 이러한 절단점을 활용한다면 증상 분류 및 치료계획 수립에 더 유용할 것이다. 또한 편집사고 척도 개정판은 파트 A 관계 사고 8문항과 파트 B 피해 사고 10문항으로 구성되는데, 사용 목적에 맞게 개별 소척도만을 사용할 수도 있어 임상 현장에서 신속하게 편집증을 측정할 수 있다는 장점이 있다(Freeman et al., 2019). 원 척도 개발시, 피해 사고 소척도에서 동의하기 어려운 문항으로 10번 문항(‘사람들은 내가 위협을 느끼길 원해서 나를 빤히 쳐다보았다.’), 12번 문항(‘나는 나에게 대한 음모가 있다고 확신했다.’), 13번 문항(‘나는 누군가가 나를 상처 주고 싶어 한다고 확신했다.’), 15번 문항(‘나는 괴롭힘을 당해서 고통스러웠다.’)이 있었다. 이러한 문항들에 낮은 수준이라도 동의한다면, 높은 수준의 심각도(평균보다 .75 표준편차 이상)를 나타낸다고 볼 수 있다(Freeman et al., 2019). 이러한 문항과 함께 피해 사고 소척도의 절단점을 사용하면 수검자의 편집증에 대해 더 신속하고 정확하게 평가할 수 있어 향후 임상 현장에서 편집사고 척도 개정판이 유용하게 활용될 가

능성이 있다.

본 연구는 몇 가지 제한점을 가지는데, 첫째로 참가자의 인구통계학적 변인이 편향되어 있다는 점이 있다. 대학생 표본은 평균연령이 낮기 때문에, 일반 성인에 비해 편집증 점수가 높을 수 있다. 편집증은 낮은 연령에서 더 현저하며(Freeman et al., 2011), 대학 생활 중 많은 대인 간 스트레스를 경험하여 편집증에 더 취약할 수 있다(이훈진, 원호택, 1995). 또한 여성 참가자의 비율이 더 높았기 때문에 모든 집단에 일반화시키는 데 한계가 있을 수 있다. 둘째로 자기-보고 측정치만을 사용하여 연구를 진행했다는 한계가 있다. 실제로 임상 집단에서 심한 피해망상을 보이는 경우 연구 참여를 거부하거나, 모두 0점으로 응답하는 등 실제 임상가 평정 증상과 다른 불성실한 응답을 하는 경우가 있었다. 실제로 다른 타당화 연구에서 임상가 평정 점수와 편집사고 척도 개정판의 점수가 예상보다 낮은 상관을 보이기도 했다(Williams et al., 2023). 따라서 향후 연구 참여 상황이 아닌 실제 임상 환경에서 응답 패턴을 확인해 볼 필요가 있고, 생리적 및 행동적 측정과 같은 다른 평정 방법과도 비교해볼 필요가 있다. 또한 확인적 요인 분석 결과, 대부분의 적합도 지수가 양호하였지만 GFI 및 RMSEA의 경우 기준치에 비해서는 다소 부족한 바, 추후에는 이를 보완할 필요가 있다. 아울러 자기보고식 검사 중 CES-D의 경우 개정판 검사지(CES-D-R)를 사용하지 않았던 것 역시 한계로 고려될 수 있는데, 추후에는 개정판을 활용하여 보다 타당성을 높일 필요가 있다.

참고문헌

- 김소정, 윤혜영, & 권정혜 (2013). 한국판 사회적상호작용 불안척도(K-SIAS)와 한국판 사회공포증 척도(K-SPS)의 단축형 타당화 연구. *인지행동치료*, 13(3), 511-535. <https://www.riss.kr/link?id=A99912060>
- 김정택 (1978). 특성-불안과 사회성의 관계. Spielberger의 STAI를 중심으로. 고려대학교 석사학위 논문. <https://www.riss.kr/link?id=T7816838>
- 신소영 (2015). 한국판 DSM-5 성격검사(PID-5)의 신뢰도와 타당도 연구. 충북대학교 대학원 석사학위 논문. <https://www.riss.kr/link?id=T13840643>
- 이명원 (1999). 자기개념의 위협에 따른 편집성향자들의 주의편향 및 귀인양식. 서울대학교 대학원 석사학위 논문. <https://www.riss.kr/link?id=T7654808>
- 이훈진, 원호택 (1995). 편집성 척도(Paranoia Scale)의 신뢰도, 타당도 연구. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 14(1), 83-94. <http://doi.org/10.15842/kjcp.2016.35.1.004>
- 전경구, 최상진, 양병창 (2001). 통합적 한국판 CES-D 개발. *한국심리학회지: 건강*, 6(1), 59-76. Retrieved from <https://kiss.kstudy.com/Detail/Ar?key=1810124>
- 홍태화, 황순택, 김율리 (2018). 한국판 DSM-5 성격질문지(K-PID-5) 타당화: 반복 연구. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 37(4), 558-572. <http://doi.org/10.15842/kjcp.2018.37.4.008>
- American Psychiatric Association (2013). *DSM-5: Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders*(5th ed.). Washington, DC: APA. <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596>
- Bahlinger, K., Lincoln, T. M., & Clamor, A. (2021). Are acute increases and variability in emotion regulation strategies related to negative affect and paranoid thoughts in daily life?. *Cognitive Therapy and Research*, 46(1), 62-72. <https://doi.org/10.1007/s10608-021-10253-1>
- Castle, D. J., Phelan, M., Wessely, S., & Murray, R. M. (1994). Which patients with non-affective functional psychosis are not admitted at first psychiatric contact?. *The British Journal of Psychiatry*, 165(1), 101-106. <https://doi.org/10.1192/bjp.165.1.101>
- Cerny, B. A., & Kaiser, H. F. (1977). A study of a measure of sampling adequacy for factor-analytic correlation matrices. *Multivariate behavioral research*, 12(1), 43-47. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr1201_3
- Cho, G., Hwang, H., Sarstedt, M., & Ringle, C. M. (2020). Cutoff criteria for overall model fit indexes in generalized structured component analysis. *Journal of marketing analytics*, 8(4), 189-202. <https://doi.org/10.1057/s41270-020-00089-1>
- Coid, J. W., Ullrich, S., Kallis, C., Keers, R., Barker, D., Cowden, F., & Stamps, R. (2013). The relationship between delusions and violence: findings from the East London first episode psychosis study. *JAMA Psychiatry*, 70(5), 465-471. <https://doi.org/10.1001/jamapsychiatry.2013.12>
- Deng, W., Acquah, K., Joormann, J., & Cannon,

- T. D. (2023). Cognitive flexibility and emotion regulation: Dual layers of resilience against the emergence of paranoia. *Behaviour Research and Therapy*, 167, Article e104360. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2023.104360>
- Egan JP. (1975). *Signal Detection Theory and ROC Analysis*. New York: Academic Press. <https://doi.org/10.1001/jamapsychiatry.2013.12>
- Fenigstein, A., & Venable, P. A. (1992). Paranoia and self-consciousness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 62(1), 129. <https://doi.org/10.1093/oso/9780199288496.003.0013>
- Freeman, D. (2006). Delusions in the nonclinical population. *Current Psychiatry Reports*, 8(3), 191-204. <https://doi.org/10.1007/s11920-006-0023-1>
- Freeman, D. (2016). Persecutory delusions: a cognitive perspective on understanding and treatment. *The Lancet Psychiatry*, 3(7), 685-692. [https://doi.org/10.1016/s2215-0366\(16\)00066-3](https://doi.org/10.1016/s2215-0366(16)00066-3)
- Freeman, D., & Garety, P. A. (2000). Comments on the content of persecutory delusions: does the definition need clarification?. *British Journal of Clinical Psychology*, 39(4), 407-414. <https://doi.org/10.1348/014466500163400>
- Freeman, D., Garety, P. A., Bebbington, P. E., Smith, B., Rollinson, R., Fowler, D., Kuipers, E., Ray, K., & Dunn, G. (2005). Psychological investigation of the structure of paranoia in a non-clinical population. *The British Journal of Psychiatry*, 186(5), 427-435. <https://doi.org/10.1192/bjp.186.5.427>
- Freeman, D., Garety, P. A., Kuipers, E., Fowler, D., & Bebbington, P. E. (2002). A cognitive model of persecutory delusions. *British Journal of Clinical Psychology*, 41(4), 331-347. <https://doi.org/10.1348/014466502760387461>
- Freeman, D., Loe, B. S., Kingdon, D., Startup, H., Molodynski, A., Rosebrock, L., Brown, P., Sheaves, B., Waite, F., & Bird, J. C. (2019). The revised Green et al., Paranoid Thoughts Scale (R-GPTS): psychometric properties, severity ranges, and clinical cut-offs. *Psychological Medicine*, 51(2), 244-253. <https://doi.org/10.1017/s0033291719003155>
- Freeman, D., McManus, S., Brugha, T., Meltzer, H., Jenkins, R., & Bebbington, P. (2011). Concomitants of paranoia in the general population. *Psychological Medicine*, 41(5), 923-936. <https://doi.org/10.1017/s0033291710001546>
- Freeman, D., Pugh, K., Antley, A., Slater, M., Bebbington, P., Gittins, M., Dunn, G., Kuipers, E., Fowler, D., & Garety, P. (2008). Virtual reality study of paranoid thinking in the general population. *The British Journal of Psychiatry*, 192(4), 258-263. <https://doi.org/10.1192/bjp.bp.107.044677>
- Freeman, D., Stahl, D., McManus, S., Meltzer, H., Brugha, T., Wiles, N., & Bebbington, P. (2012). Insomnia, worry, anxiety and depression as predictors of the occurrence and persistence of paranoid thinking. *Social psychiatry and psychiatric epidemiology*, 47, 1195-1203. <https://doi.org/10.1007/s00127-011-0433-1>
- Green, C. E. L., Freeman, D., Kuipers, E., Bebbington, P., Fowler, D., Dunn, G., & Garety, P. A. (2008). Measuring ideas of

- persecution and social reference: the Green et al. Paranoid Thought Scales (GPTS). *Psychological Medicine*, 38(1), 101-111.
<https://doi.org/10.1017/s0033291707001638>
- Ibanez-Casas, I., Femia-Marzo, P., Padilla, J. L., Green, C. E., De Portugal, E., & Cervilla, J. A. (2015). Spanish adaptation of the green paranoid thought scales. *Psicothema*, 27(Número 1), 74-81.
<https://doi.org/10.1037/t47029-000>
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *psychometrika*, 39(1), 31-36.
<https://doi.org/10.1007/BF02291575>
- Kammerer, M. K., Mehl, S., Ludwig, L., & Lincoln, T. M. (2021). Sleep and circadian rhythm disruption predict persecutory symptom severity in day-to-day life: A combined actigraphy and experience sampling study. *Journal of Abnormal Psychology*, 130(1), 78. <https://doi.org/10.1037/abn0000645>
- Kline, R. B. (1998). Principles and practice of structural equation modeling. Guilford Press. Retrieved from <https://pdfs.semanticscholar.org/9f61/4aefcc38de8aa425a190560055dff40fabed.pdf>
- Kingston, J. L., Schlier, B., Lincoln, T., So, S. H., Gaudiano, B. A., Morris, E. M. J., Phiri, P., & Ellett, L. (2023). Paranoid thinking as a function of minority group status and intersectionality: an international examination of the role of negative beliefs. *Schizophrenia Bulletin*, 49(4), 1078-1087.
<https://doi.org/10.1093/schbul/sbad027>
- Krkovic, K., Clamor, A., Schlier, B., & Lincoln, T. M. (2020). Emotions and persecutory ideation in daily life: On the trail of the “chicken and egg” problem. *Journal of Abnormal Psychology*, 129(2), 215.
<https://doi.org/10.1037/abn0000495.supp>
- Krueger, R. F., Derringer, J., Markon, K. E., Watson, D., & Skodol, A. E. (2012). *Personality Inventory for DSM-5*. Psychiatry Research.
https://doi.org/10.1007/978-3-319-24612-3_1259
- Latteur, A., Larøi, F., & Bortolon, C. (2022). Translation and Validation of the French Version of the Revised Green et al., Paranoid Thoughts Scale (R-GPTS) in Two Samples: Non-Clinical and Clinical Adults. *Psychologica Belgica*, 62(1), 208.
<https://doi.org/10.5334/pb.1134>
- Lomax, R. G., & Schumacker, R. E. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling*. L. Erlbaum Associates.
<https://doi.org/10.4324/9781315749105>
- Moritz, S., Burnette, P., Sperber, S., Kother, U., Hagemann-Goebel, M., Hartmann, M., & Lincoln, T. M. (2011). Elucidating the black box from stress to paranoia. *Schizophrenia Bulletin*, 37(6), 1311-1317.
<https://doi.org/10.1093/schbul/sbq055>
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1(3), 385-401.
<https://doi.org/10.1177/014662167700100306>
- Raffard, S., Madouini, C., Laraki, Y., Eisenblatter, M., Broc, G., Capdevielle, D., & Bayard, S. (2023). “Green et al. Paranoid Thoughts Scale-revised”: Structural invariance and clinical

- utility of a brief version in schizophrenia. *Journal of Psychiatric Research*, 163, 9-13.
<https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2023.05.036>
- Raihani, N. J., & Bell, V. (2019). An evolutionary perspective on paranoia. *Nature Human Behaviour*, 3(2), 114-121.
<https://doi.org/10.31234/osf.io/fgrnx>
- Rawlings, D., & Freeman, J. L. (1996). A questionnaire for the measurement of paranoia/suspiciousness. *British Journal of Clinical Psychology*, 35(3), 451-461.
<https://doi.org/10.1111/j.2044-8260.1996.tb01199.x>
- Schlier, B., Ellett, L., Thompson, E., Gaudiano, B., Krkovic, K., & Kingston, J. L. (2024). Measuring Paranoid Beliefs in Adolescents: A Comparison of the Revised-Green et al.'s Paranoid Thoughts Scale (R-GPTS) and the Bird Checklist of Adolescent Paranoia (B-CAP). *Research on Child and Adolescent Psychopathology*, 1-9.
<https://doi.org/10.1007/s10802-024-01187-9>
- Schlier, B., Moritz, S., & Lincoln, T. M. (2016). Measuring fluctuations in paranoia: Validity and psychometric properties of brief state versions of the Paranoia Checklist. *Psychiatry Research*, 241, 323-332.
<https://doi.org/10.1016/j.psychres.2016.05.002>
- Spielberger, C. D., Gonzalez-Reigosa, F., Martinez-Urrutia, A., Natalicio, L. F., & Natalicio, D. S. (1971). *The State-Trait Anxiety Inventory*[reference]. *Revista Interamericana de Psicologia/ Interamerican journal of psychology*, 5(3 & 4).
<https://doi.org/10.4135/9781483365817.n1316>
- Statham, V., Emerson, L. M., & Rowse, G. (2019). A systematic review of self-report measures of paranoia. *Psychological Assessment*, 31(2), 139.
<https://doi.org/10.1037/pas0000645>
- Thewissen, V., Bentall, R. P., Oorschot, M., a Campo, J., van Lierop, T., van Os, J., & Myin Germeys, I. (2011). Emotions, self esteem, and paranoid episodes: An experience sampling study. *British Journal of Clinical Psychology*, 50(2), 178-195.
<https://doi.org/10.1348/014466510x508677>
- Williams, T. F., Walker, E. F., Strauss, G. P., Woods, S. W., Powers, A. R., Corlett, P. R., Jason, S., Waltz, J. A., Gold, J. M., Silverstein, S. M., Ellman, L. M., Zinbarg, R. E., & Mittal, V. A. (2023). The reliability and validity of the revised Green et al. paranoid thoughts scale in individuals at clinical high risk for psychosis. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 147(6), 623-633.
<https://doi.org/10.1111/acps.13545>
- Youden, W. J. (1950). Index for rating diagnostic tests. *Cancer*, 3(1), 32-35.
[https://doi.org/10.1002/1097-0142\(1950\)3:1<32::AID-CNCR2820030106>3.0.CO;2-3](https://doi.org/10.1002/1097-0142(1950)3:1<32::AID-CNCR2820030106>3.0.CO;2-3)
- Yu, C. Y. (2002). *Evaluating cutoff criteria of model fit indices for latent variable models with binary and continuous outcomes*. University of California, Los Angeles. Retrieved from <http://www.statmodel.com/download/Yudissertation.pdf>

원고접수일 : 2024. 03. 06.
 수정원고접수일 : 2024. 05. 07.
 게재확정일 : 2024. 05. 07.

Korean Version of Validation of the Revised Green et al. Paranoid Thoughts Scale

Heesung Yun¹⁾ Eunjung Kim^{2)†} Narae Jeong³⁾ Soyeon Park⁴⁾

¹⁾Department of Psychology, Ajou University, Graduate student

²⁾Department of Psychology, Ajou University, Professor

³⁾Department of Clinical Psychology, Yong-In Mental Hospital, Director

⁴⁾Department of Residency Training, Yong-In Mental Hospital, Director

This study aimed to validate the Revised Green et al. Paranoid Thoughts Scale (R-GPTS). Various analyses, including exploratory and confirmatory factor analyses, group comparisons, and correlations with related measures, were employed to assess the reliability and validity of the R-GPTS. The findings indicated that the R-GPTS comprised two subscales: namely ideas of reference and ideas of persecution. These were same as the original scale and demonstrated a favorable model fit. Additionally, the R-GPTS exhibited convergent validity with other paranoia scales and concurrent validity with depression and anxiety scales. It displayed strong internal consistency, and test - retest reliability was satisfactory when retested after a two-week interval. Furthermore, the R-GPTS exhibited significant score differences among the college student group, non-paranoid psychiatric patient group, and paranoid psychiatric patient group, affirming its diagnostic utility. This study's implications, limitations, and future research directions were discussed.

Key words : *paranoid thoughts, Revised Green et al. Paranoid Thoughts Scale, paranoia, schizophrenia*

† Corresponding Author : Kim Eunjung / Department of psychology, Ajou University, Professor / (16499)
Worldcup-ro 206, Youngtong-gu, Suwon, Gyeonggi-Do
Tel: 031-219-2737 / E-mail: kej@ajou.ac.kr / Fax: 031-219-1618