

긍정 정서의 정신 병리를 평가하기 위한 두 가지 척도의 개발: 과잉 긍정반추 척도와 긍정 정서에 대한 탈중심화 척도의 타당화*

김 정 욱[†] 황 성 훈[‡]
한양사이버대학교

긍정 정서 병리에 대한 평가도구가 부정 정서에 비해 부족한 상황에서 본 연구는 긍정 정서에 대한 부적응적 반응 양식과 적응적 조절을 평가하는 두 척도를 타당화하고자 하였다. 전자는 과도한 긍정 정서를 산출하는 역기능적 반응 양식을 평가하는 과잉 긍정반추 척도(EPRS)이고, 후자는 긍정 정서에 대해 적절한 거리를 두고 조절하는 정도를 평가하는 긍정 탈중심화 척도(MPod-P)이다. 두 척도는 반응 양식과 탈중심화를 각각 측정하는 기존척도를 개작하는 방식으로 제작되었다. 사이버대생 296명을 대상으로 두 척도와 함께, 긍정 정서에 대한 반응양식 질문지(RPA), Perth 정서조절역량척도(PERCI)중 긍정 정서 소척도, 긍정 긴급성 척도(PU), 양극성 장애 척도, 드렉셀 탈융합 척도(DDS), 비집착 척도(NAS), 5요인 마음챙김 척도(FFMQ) 단축형, 평정심 척도 등을 온라인으로 실시하였다. 탐색적 요인 분석을 하고, 목표 회전 및 탐색적 구조방정식을 통해 요인 구조를 정제한 결과, EPRS는 단일요인 구조가, MPoD-P는 3요인 구조가 적절하였다. EPRS는 긍정 정서 조절의 역량 저하, 긍정 긴급성, 양극성 장애 증상 등과 정적 상관을 보여 수렴 및 공존 타당도가 확인되었다. MPoD-P는 탈융합, 비집착, 마음챙김, 평정심 등과 정적 상관을 보여 수렴 타당도가 지지되었으나, 긍정 정서의 병리를 측정하는 척도들과 기대한 유의한 부적 상관을 보이지는 않았다. 두 척도는 양호한 내적 일치도와 검사-재검사 신뢰도를 보였다. 긍정 정서 조절의 취약성 요인과 보호 요인을 측정하는 두 척도를 함께 활용하는 방안에 대해 논의하였으며, 향후 연구의 방향을 제시하였다.

주요어 : 과잉 긍정반추, 긍정 탈중심화, 긍정 정서 조절 부전, 탐색적 구조방정식

* 본 논문은 김정옥(2025)의 한양사이버대학교 석사학위논문을 수정 및 보완한 것임.

† 제1저자 : 김정옥, 한양대학교 다문화교육학과 박사과정

‡ 교신저자(Corresponding author): 황성훈, 한양사이버대학교 상담심리학과 교수, (04763) 서울시 성동구 왕십리로 220, Tel: 02-2290-0362, E-mail: thinkgrey@hanmail.net



Copyright ©2026, The Korean Health Psychological Association. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

정서 조절은 정서 반응을 모니터링하고, 평가 및 조정하는 개인의 역량으로(Gross, 2015), 사람들은 일반적으로 분노, 슬픔, 불안 등의 부정 정서 경험은 피하고, 사랑, 기쁨, 흥미 같은 긍정 정서 경험을 늘림으로써 삶의 질을 높일 수 있다고 생각한다. 실제로 긍정 정서 기능을 최적화하면 단기적으로 정신과 증상을 줄일 뿐만 아니라 장기적 회복과 탄력성을 증진시킨다(Ehrenreich et al., 2007). 그럼에도 그동안 정신병리학 내에서는 부정 정서 중심의 연구가 이루어져 왔다.

이론과 문헌에 따르면, 사람들은 긍정 정서와 부정 정서 모두에서 조절의 어려움을 경험할 수 있다(Linehan et al., 2007; Segal et al., 2012). 최근 들어 연구자들은 긍정 정서와 정신 병리 간의 관계를 조사하기 시작했으며, 긍정 정서 조절 문제가 중요한 양극성 장애에서 그 관련성이 점차 확인되고 있다(Fulford et al., 2008; Watson & Naragon-Gainey, 2014). 더욱이 경계선 성격 장애나 우울장애 환자들은 부정적 기분 상태뿐 아니라 긍정적 기분 상태에 대해서도 비수용 경향을 나타냈으며(Beblo et al., 2012; Kissen, 1986), 외상 후 스트레스 장애나 공황 장애가 있는 사람들은 긍정 정서와 관련된 각성을 피하려 한다(Roemer et al., 2001; Tull, 2006).

긍정 정서 조절에 대한 관심과 더불어 이를 측정할 수 있는 도구의 수도 증가하고 있다. 긍정 과잉 일반화 척도(Positive Overgeneralization: POG; Eisner et al., 2008)는 양극성 장애와 관련된 긍정 과잉 일반화에 대한 인지적 경향을, 향유 신념 척도(Savoring Beliefs Inventory: SBI; Bryant, 2003)는 긍정적 생각이나 감정을 새기고 간직하는 경향을 측정한다. 긍정 정서에 대한 반응 척도

(Responses to Positive Affect: RPA; Feldman et al., 2008)는 긍정 정서에 대한 반응 양식으로 긍정반추(positive rumination)와 찬물 끼이기(dampening)를 측정하며, 정서 조절 프로파일 개정판(Emotion Regulation Profile-Revised: ERP-R; Nelis et al., 2011)은 부정 및 긍정 정서에 대한 조절 전략을 평가한다. 마지막으로 긍정 긴급성 척도(Positive Urgency: PU; Cyders et al., 2007)는 긍정 정서 상태에 반응하여 충동적이거나 위험한 행동에 관여하는 경향을 측정하기 위해 개발되었다.

이 가운데 Feldman 등(2008)이 개발한 RPA는 주요 우울 장애와 우울 증상(Gruber et al., 2011; Verstraeten et al., 2012), 양극성 장애와 조증 증상, 불안 장애(Eisner et al., 2009), 그리고 비자살 자해(Burke et al., 2015) 등에서 긍정 정서 조절과의 관계를 조사하기 위해 사용되었다(Nelis et al., 2016). 특히, 긍정 정서에 대한 반추, 즉 긍정반추는 긍정적 감정을 증폭하고 유지하기 때문에 단기적으로는 만족스러울 수 있지만, 적절한 단서가 없는 상황에서도 긍정 정서 반응을 촉진하므로 외부 자극에 대한 적절하고 유연한 정서 반응을 저해하는 부적응적 조절 전략으로 개념화되어 왔다(Gruber et al., 2011). 양극성 장애를 가진 사람은 (경)조증 상태에서 긍정반추 경향이 있으며(Ghaznavi & Deckersbach, 2012), 이를 통해 긍정 정서 관련 사건의 중요성을 확대함으로써 정서 장애에 대한 취약성을 증가시킨다(Alloy et al., 2009).

그러나 선행 연구들에 따르면, 긍정반추는 긍정 정서, 삶의 만족도(Quoidbach et al., 2010), 낮은 수준의 우울 증상(Feldman et al., 2008; Raes et al., 2010) 등과 같은 다양한 웰빙의 측면에서도 증가하는 것으로 나타났으

며, 회복탄력성과 정적으로 관련되고, 고통이나 부정적 의미에 대한 반추와는 반대로 부적 관련성을 보였다(Genet & Siemer, 2011; Genet et al., 2013). 관해기 양극성 환자들을 대상으로 한 긍정 심리 기반 개입 이후 오히려 긍정반추가 증가한 결과도 보고된 바 있다(Kraiss et al., 2023). 국내연구에서도 긍정반추는 양극성 증상과 정적인 상관을 보이나, 동시에 적응적 정서 조절을 의미하는 탈중심화화도 정적인 상관을 보이는 등 양면적 특성이 있었다(김정옥, 황성훈, 2026).

RPA의 긍정반추는 ‘긍정적 자기 특성, 긍정적 정서 경험, 그리고 호의적 생활 환경에 대한 반복적 생각’으로 개념화된다(Feldman et al., 2008). 따라서 ‘반복된다’는 사고 과정의 측면에서는 부적응적일 수 있으나, 사고 내용의 측면에서는 긍정적이므로 적응 자원으로 해석될 가능성이 있다. 이로 인해 긍정반추가 포함된 연구 결과들이 일관되지 않고, 긍정반추가 취약성과 자원이라는 양면적 특성을 가지게 된 것으로 보인다. 기존 긍정반추 척도의 양면성을 해소하고, 병리적 측면을 평가할 수 있는 방법의 하나는 긍정반추의 강도와 빈도에 초점을 맞추어 측정하는 것이다. 정신 병리는 긍정 정서 자체가 아니라 정서의 강도와 빈도와 관련이 있다(Eckland et al., 2022). 마찬가지로 부정 반추의 경우도 반추 자체보다는 반추의 빈도, 강도, 자동성이 주요 우울 삽화의 발병과 지속 기간에 영향을 미친다(Just & Alloy, 1997; Robinson & Alloy, 2003). 본 연구는 이러한 필요성에 따라 긍정반추의 부적응성과 과도한 측면(즉, 강도)을 분리하여 평가하되, 그 내용뿐만 아니라 반복적이고 연쇄적인 반추의 속성(즉, 빈도)을 적절히 담아내는 도구로서 ‘과잉’ 긍정반추 척

도를 개발하고자 하였다.

긍정 정서에 대한 역기능적 반응 양식으로 긍정반추를 꼽을 수 있다면, 부적응적 긍정 정서 조절의 대안으로는 마음 챙김의 한 요소로 개념화되는 탈중심화를 고려할 수 있다. 탈중심화는 개인의 내적 경험에 대한 분리된 관찰자 관점으로서, 다양한 치료 기법에서 가르치는 핵심 기술이며, 여러 연구에서 증상 변화와 삶의 질 개선을 범진단적으로 매개하는 것으로 나타났다(Bieling et al., 2012). Bernstein 등(2015)은 탈중심화와 관련 구성개념에 대한 상위인지 과정 모형에서 주요 구성요소로서 상위 자각, 탈동일시, 비반응성을 제안하였다. 상위 자각은 현재의 심리적 경험에 대한 자각을 뜻하며, 탈동일시는 자신의 내적 경험에 대한 거리두기를 의미하며, 비반응성은 감정과 생각이 후속 반응에 미치는 영향을 줄이는 것을 말한다.

높은 탈중심화는, 만성 통증 환자에서 높은 웰빙, 낮은 고통(McCracken et al., 2014), 높은 적응적 정서 조절 능력 등과 관련이 있었다(Fresco et al., 2007; Gillanders et al., 2014; Naragon-Gainey & DeMarree, 2017b). 또한 탈중심화의 치료적 개입은 증상 개선(Forman et al., 2012; Hayes-Skelton et al., 2015; O’Toole et al., 2019)과 낮은 증상 재발률(Fresco et al., 2007; Teasdale et al., 2002)을 예측하는 것으로 나타났다. 그러나 대부분의 선행 연구는 부정적 정서와 인지의 맥락에서 탈중심화의 작용을 조사했으며, 긍정적 정서 경험으로부터의 탈중심화가 가져오는 결과에 대한 실증적 자료는 거의 없는 상황이다.

Naragon-Gainey와 DeMarree(2017a)는 조증, 자기에적 특질, 무쾌감증과 같이 긍정 정서가 매우 높거나 매우 낮은 극단적 특성을 가진

사람들의 경우, 탈중심화가 관련 증상으로부터 보호할 수 있다고 가정했지만, 실제로 결과는 혼재되었다. 최근의 한 연구에서는 탈중심화를 통해 긍정 정서에 대해 심리적 거리를 두면 긍정 정서 조절의 어려움이 완화되어 양극성 증상이 악화됨을 보였고(정희정, 황성훈, 2025), 또 다른 연구에서는 탈중심화가 긍정 반추와 긍정 긴급성 간 관계를 완화하는 조절 작용을 하는 것으로 나타나(김정옥, 황성훈, 2026) 탈중심화가 긍정 정서 조절 부전에서 치유 잠재력을 가질 수 있음이 시사되었다.

탈중심화의 효과를 평가하기 위해 그동안 다양한 측정 도구들이 만들어졌으며, 이미 개발된 척도들에 대한 이론적 비교 검토도 이루어진 바 있다. 먼저, Hadash 등(2017)은 기존의 척도들이 탈중심화의 구성개념을 포괄하고 있는지 조사하였다. 그 결과, 상위 인지 자각 척도(Metacognitive Awareness Questionnaire: MAQ; Teasdale et al., 2001), 토론토 마음챙김 척도(Toronto Mindfulness Scale-Decentering subscale: TMS-D; Lau et al., 2006), 경험 질문지(Experience Questionnaire-Decentering subscale: EQ-D; Fresco et al., 2007), 드렉셀 탈융합 척도(Drexel Defusion Scale: DDS; Forman et al., 2012) 등 기존의 탈중심화 척도들은 대부분 특정한 이론적 근거를 바탕으로 하지 않거나, 탈중심화의 상위 인지과정 모형(Bernstein et al., 2015)의 세 가지 구성요소 중 일부만 측정하는 것으로 나타났다. 이에 Hanley 등(2020)은 3요인 구조의 상위 인지과정 모형에 기반한 탈중심화 척도(Metacognitive Process of Decentering scale: MPoD)를 개발하였으며, 이를 한국어로 번안 타당화한 연구에서도 상위 자각, 비반응성, 탈동일시의 3요인 구조가 지지되었다(이현주,

황성훈, 2024).

다음으로 Naragon-Gainey와 DeMarree (2017a)는 탈중심화 척도 문항들의 정서가 (valence)와 관련된 문제에 주목했다. 탈중심화의 정의에 부정 또는 긍정의 정서가 포함되어 있지 않음에도, 많은 탈중심화 척도들은 부정 경험에 대한 반응이나 관점을 주로 반영하고 있다. 탈중심화의 상위인지 과정 모형에 기반하여 Hanley 등(2020)이 개발한 MPoD의 경우도 상위 자각과 탈동일시 소척도는 특정 정서가를 포함하지 않지만, 비반응성 소척도는 모두 부정 정서가를 반영하기 때문에 긍정 정서에 대한 비반응성은 타당하게 측정하지 못할 가능성이 있다. 이 때문에 기존의 척도로는 긍정 정서가 가져오는 심리적 부적응에 대한 탈중심화의 효과를 평가하는 데 한계가 있다. 이러한 문제를 해소하기 위해서는 긍정적 감정이나 생각에 대한 탈중심화를 측정하는 척도를 별도로 만들거나, 정서가를 명시하지 않은 중립 문항으로 척도를 구성할 수 있는데(Naragon-Gainey & DeMarree, 2017a), 본 연구에서는 전자의 방법으로 긍정적인 내적 경험에 대한 탈중심화의 척도를 개발하고자 했다.

긍정 정서가 정동 장애에서 어떻게 조절되고, 개인의 건강과 복지에 어떤 영향을 미치는지에 대한 정교한 이해를 위해서는 향상된 측정 능력이 뒷받침되어야 한다(Carl et al., 2013). 본 연구에서는 긍정 정서 조절 과정에서 나타나는 가변성과 복잡성을 평가하기 위해 상반된 역할을 하는 두 가지 척도를 개발하고자 하였다. 즉, 역기능적 반응 양식으로서 과잉 긍정반추 척도와 기능적 조절 전략으로서 긍정 정서에 대한 탈중심화 척도를 동시에 타당화하려 한다. 두 척도는 모두 기존의

척도를 개작하는 방식으로 만들어졌다.

먼저, 과잉 긍정 반추 소척도(Excessive Positive Rumination Scale: EPRS)는 기존 긍정 정서 반응 양식 질문지(RPA)의 긍정반추 척도를 개작한 것으로 과잉 긍정 정서에 대한 역기능적 반응 양식을 측정하기 위한 것이다. 기존의 K-RPA의 긍정반추 소척도 문항에, 긍정 정서 조절에 어려움을 겪는 사람들이 경험하는, 반추의 강도 측면에서 과도하여 부적응적이며, 빈도 측면에서는 반복적인 반응을 포착하기 위한 내용을 추가하였다. 예컨대 RPA의 본래 문항은 “(기분이 좋으면) 내가 얼마나 에너지가 충만한지를 인식한다”인데, 반추의 반복성 속성을 담는 표현(예: 되새긴다)과 그 결과로 생기는 긍정 정서의 부적응적 측면을 분명히 하는 표현(예: 지나치게 들뜨다)을 추가해서 “(기분이 좋아서) 내가 얼마나 에너지가 충만한지를 되새기다 보면, 기분이 지나치게 들뜨게 된다”로 바꾸었다.

RPA 개발 연구(Feldman et al., 2008)에서 긍정반추는 긍정적 자기 특성과 정서 상태에 각각 초점을 각각 두 가지 하위 요인으로 구분되었다. 그러나 많은 연구에서 자기 초점적 긍정반추와 정서 초점적 긍정반추 사이에서 큰 상관관계가 보고되었고, 두 구성개념 사이에 상당한 경험적 중복이 시사되었으며(Nelis et al., 2016), RPA를 변안 타당화한 연구(김빛나, 권석만, 2014)에서도 두 요인 간 분명한 차이가 나타나지 않아 최종적으로는 하나의 단일 구성개념으로 제시되었다. 따라서 이를 개작한 과잉 긍정반추 척도 또한 단일 요인 구조를 보일 것으로 예측하였다. 역기능적 반응양식 측정치로서 과잉 긍정반추 척도는 긍정 정서에 대한 반응 양식과 긍정 정서 조절 곤란의 측정치에 비추어 수렴 타당도를 보일

것으로, 그리고 긍정 긴급성, 현재 양극성 증상, 과거 양극성 증상 등 긍정 정서 병리의 측정치 등의 준거에 비추어 공준 타당도를 보일 것으로 가정하였다.

이어서, 긍정 탈중심화 척도(Metacognitive process of decentering scale-Positive: MPod-P)는 탈중심화 척도(MPoD) 문항에 긍정 정서가를 추가하여, 적절한 심리적 거리를 두고 긍정 내적 경험을 대하는 정도를 평가하고자 하였다. 한국판 MPoD 문항 구성을 그대로 따르되, 각 문항에 긍정 정서가를 명시하는 표현을 추가하였다. 예컨대, 기존 MPoD의 문항은 “나는 내 자신이 생각하는 것을 지켜볼 수 있다”인데, 탈중심화의 대상이 되는 내적 경험의 긍정적 유인가를 분명히 밝혀서 “(신나고 매우 유쾌한 생각이 떠오를 때) 나는 내 자신이 그렇게 생각하는 것을 지켜볼 수 있다”로 개작하였다.

Bernstein 등(2015)은 탈중심화를 상위 자각, 내적 경험으로부터의 탈동일시, 사고 내용에 대한 비반응성이라는 세 가지 상호 연관된 상위인지적 과정에 의해 구성되는 정신적 현상으로 개념화하였다. 이는 탈중심화가 특정 정서가(valence)에 국한되지 않고, 내적 경험 전반에 적용됨을 시사한다. 따라서 기존 탈중심화 척도에 긍정 정서 맥락을 추가한 긍정 탈중심화 역시 원척도와 동일한 3요인 구조를 보일 것으로 기대하였다. 수렴 타당도 검증을 위해 드렉셀 탈융합 척도 확장판(Drexel Defusion Scale-Extended: DDS), 비집착 척도(Korean-Nonattachment Scale: K-NAS), 5요인 마음챙김 척도(Five-Facet Mindfulness Questionnaire: FFMQ) 단축형, 평정심 척도를 준거 척도로 설정하여, 긍정 탈중심화가 인지적 거리두기, 비집착, 비판단적

마음챙김, 정서적 균형 등의 특성과 유의한 관련성을 보이는지 검토하였다. 공존 타당도 검증을 위해서 긍정 탈중심화가 실제 긍정 정서 병리적 속성과 관련되는지 평가하기 위해 긍정 긴급성(PU), 과거 양극성 증상(Mood Disorder Questionnaire: MDQ), 현재 양극성 증상(Internal State Scale: ISS), Perth 정서조절역량척도(Perth Emotion Regulation Competency Inventory: PERCI)와의 상관관계를 분석하였다. 긍정 탈중심화는 긍정 정서의 병리 측정치와 부적 상관을 보일 것으로 가정하였다.

종합하면, 본 연구는 정서 조절 부전에 관한 연구가 활발하지 않았던 긍정 정서의 영역에서 부적응적 반응양식을 측정하는 척도인 과잉 긍정반추 척도와 그 건강한 대안이 될 수 있는 긍정 탈중심화 척도를 개발하고자 하였다. 전자는 긍정 정서 병리에 대한 취약성 요인을, 후자는 완화 요인을 평가하는 것이어서, 두 척도를 모두 개발하는 것은 임상적 유용성이 클 것으로 기대된다. 단, 두 가지 척도는 새롭게 개발된 것이 아니며, 선행 연구의 기존 척도를 부분적으로 개작하거나 개량하는 방법으로 만들어졌다. 과잉 긍정반추 척도는 반응양식으로서 적응성과 부적응성을 모두 갖는 기존의 긍정반추 척도를 긍정 정서 병리에 적합하도록 개량하였고, 긍정 탈중심화 척도는 상위자각, 탈동일시 및 비반응성의 대상으로 긍정적 내적 경험을 적시하는 방식으로 기존의 MPoD를 개작하였다. 두 척도에 관한 연구 가설은 다음과 같다:

가설 1. 과잉 긍정반추 척도는

- 1-1. 단일 요인 구조를 보일 것이다.
- 1-2. 수렴 및 공존 타당도가 확보될 것

이다.

- 1-3. 내적 신뢰도와 검사-재검사 신뢰도가 확보될 것이다.

가설 2. 긍정 탈중심화 척도는

- 2-1. 상위자각, 탈동일시, 비반응성의 3요인 구조를 보일 것이다.
- 2-2. 수렴 및 공존 타당도가 확보될 것이다.
- 2-3. 내적 신뢰도와 검사-재검사 신뢰도가 확보될 것이다.

방 법

연구 대상

서울 소재 사이버 대학에서 심리학 수업을 수강하는 학생들이 온라인 설문연구에 참여하였다. 참여자들은 연구 목적 및 활용에 대해 안내를 받은 후 동의 하에 설문에 참여하였다. 참여자들에게는 소정의 가산점이 제공되었으며, 참여를 원하지 않는 경우 대체 과제를 통해 동일한 가산점을 받을 수 있게 하였다. 수집된 데이터 중 타당도 점검 문항(catch item; Maniaci & Rogge, 2014)에 맞지 않은 응답, 극단값과 이상치를 제외하고 최종적으로 296명의 자료를 분석에 사용하였으며, 남성 122명(41%), 여성 174명(59%), 연령은 평균 33.89(SD=11.42)로 17세에서 73세 범위에 분포하였다. 검사-재검사 간격은 기억 및 연습 효과를 고려하여 설정하였으며, 실증 연구(Wyse, 2021)에서 약 2~3주 이후 안정적인 신뢰도가 보고된 점을 참고하여 충분한 간격을 확보하기 위해 6주로 설정하였다.

측정 도구

과잉 긍정반추 소척도(EPRS). 긍정 정서 반응 양식 척도 확장판(E-RPA; 장윤정, 황성훈, 2020)의 하위 요인인 긍정반추 소척도 9 문항을 긍정 정서 조절 부전의 측정에 더 적합하게 개량한 것이다. 긍정반추 소척도의 문항 내용을 기반으로 강도의 측면에서는 과도하고 빈도의 측면에서는 반복적인 긍정반추 양상을 반영하여 문항 내용을 구성하였다. 4점 리커트 척도로 구성되어 있으며, 본 연구에서 EPRS는 최종 7문항으로 구성되었다.

긍정 탈중심화 척도(MPod-P). Hanley 등(2020)이 개발하고 이현주와 황성훈(2024)이 번안 타당화한 탈중심화 척도(MPoD)를 개작한 것으로, 긍정 정서에 대한 탈중심화를 측정하기 위해 기존 MPoD 문항에 긍정 정서가 맥락을 부여하였다. MPoD 문항 구성과 동일하게 상위 자각, 탈동일시, 비반응성 각 5문항씩 총 15문항으로 이루어져 있으며 5점 리커트 척도로 평가된다.

긍정 정서 반응 양식 척도 확장판(Extended Responses to Positive Affect Questionnaire: E-RPA). 긍정 정서에 대한 정서 조절 전략을 측정하기 위해 Feldman 등(2008)이 개발하고 김빛나와 권석만(2014)이 번안 타당화하였다. 하지만 RPA는 양극성 장애 등 병리적 경우에서 보이는 더 고양되고 강렬한 긍정 정서에 대한 반응 양식을 충분히 반영하지 못하므로, 기존 RPA에 ‘부정 결과 상기하기’ 5문항을 추가해서 장윤정과 황성훈(2020)이 E-RPA로 확장하였다. 본 연구에서 E-RPA의 내적 일관성 계수인 Cronbach’s α 는 긍정반추에서

.88, 찬물 끼얹기(dampening)에서 .85, 부정 결과 상기하기에서 .88, 그리고 전체 문항에서 .84로 나타났다.

Perth 정서 조절 역량 척도(PERCI)중 긍정 정서 소척도. Preece 등(2018)이 긍정 정서 및 부정 정서의 조절 역량 문제를 측정하기 위해 Gross(2015)의 정서 조절 과정 모델을 기반으로 개발하고, 고은희(2024)가 번안 타당화하였다. 부정 및 긍정 정서 조절 각 16문항씩 총 32개 문항으로 구성되어 있으며, 7점 리커트 척도로 평정된다. 정서경험 통제 곤란, 정서 내인 곤란, 우세 행동억제 곤란, 비우세 행동 촉진 곤란 4개의 하위 척도가 있다. 본 연구에서는 긍정 정서 조절 역량 16개 문항을 사용하였으며, 내적 일관성 계수인 Cronbach’s α 는 정서경험 통제 곤란에서 .80, 우세 행동억제 곤란에서 .84, 비우세 행동촉진 곤란에서 .87, 정서 내인 곤란에서 .86, 전체 문항에서 .91로 나타났다.

드렉셀 탈융합 척도 확장판(DDS-E).

Forman 등(2012)이 탈융합을 측정하기 위해 개발한 10개 문항의 자기 보고식 척도를 황성훈(2021)이 확장 타당화하였다. DDS 원척도는 다양한 내적 경험에 대한 탈융합을 측정하지만 긍정 경험을 포함하지 못하므로, 긍정 문항 8개를 추가하여 총 18개 문항으로 확장하였다. 6점 리커트 척도로 측정하며, 본 연구에서 Cronbach’s α 는 .91이었다.

한국판 비집착 척도(K-NAS). Sahdra 등(2010)이 불교 문헌들을 개괄적으로 검토한 후 개발한 비집착 척도(Scale to measure Nonattachment)를 이우경(2016)이 번안 타당

화하였다. 단일 요인 30개 문항으로 구성되어 있으며, 각 문항 내용이 자신의 성격이나 현재 마음 상태를 얼마나 잘 반영하는지 5점 리커트 척도로 평정하도록 되어 있다. 본 연구의 Cronbach's α 는 .89였다.

5요인 마음 챙김 척도(FFMQ) 단축형.

Baer 등(2006)이 기존의 5가지 마음 챙김 척도를 바탕으로 개발하였고, 원두리와 김교현(2006)이 번안 타당화하였다. 비자동성, 관찰, 자각 행위, 기술, 비판단 5요인으로 구성된 39개 항목의 질문지이며, 7점 리커트 척도로 평정된다. 본 연구에서는 정문주 등(2017) 타당화한 한국판 5요인 마음 챙김 척도 단축형 15문항을 사용하였으며 본 연구에서 Cronbach's α 는 .75였다.

평정심 척도. 삶의 경험에 대해 동요하지 않고 균형적으로 조망하면서, 알아차림을 통해 평온한 정서를 유지하는 것으로 평정심을 정의하고, 박성호(2024)가 개발 및 타당화하였다. 동요하지 않는 태도, 평온한 정서, 균형적 조망 3개 하위 요인별로 7문항씩 총 21개 문항이다. 5점 리커트 척도로 측정되며, 본 연구에서 Cronbach's α 는 .94이었다.

다차원적 충동성 모델(Urgency, Premeditation, Perseverance, Sensation seeking, Positive urgency: UPPS-P) 중 긍정 긴급성 소척도(PU). Whiteside와 Lynam(2001)이 기존 충동성 척도와 NEO-PI-R(Costa & McCrae, 1992)을 요인 분석해서 부정 긴급성, 계획성 부족, 지속성 부족, 감각 추구의 4개 소척도로 구성된 UPPS를 개발하였다. 이후 Cyders 등(2007)이 긍정 긴급성 소척도를 추

가하여, 5요인의 다차원적 충동성 모델로 개발하였다. 임선영과 이영호(2014)가 한국어로 번안 타당화하였으며, 총 59문항의 4점 리커트 척도로 구성된다. 본 연구에서는 긍정 긴급성 소척도만 사용하였으며, Cronbach's α 는 .95였다.

기분장애 설문지(MDQ). 과거 양극성 증상을 측정하기 위해 Hirschfeld 등(2000)이 개발하고 전덕인 등(2005)이 번안 타당화하였다. 과거의 조증이나 경조증 증상을 묻는 문항 13개(기준 1)와 해당 증상이 동일한 시기에 발생했는지를 묻는 문항 1개(기준 2), 이로 인해 생긴 기능상의 문제가 얼마나 심각한지 묻는 문항 1개(기준 3)로 구성되어 있다. 본 연구에서는 기준 1의 13개 문항을 사용하였는데, 각 문항은 '예' 또는 '아니오'로 응답하게 된다. 본 연구의 Cronbach's α 는 .85였다.

내적 상태 척도(ISS). 현재 양극성 증상을 측정하기 위한 자기 보고식 척도로 Bauer 등(2000)이 개발하고 장연주(2020)가 번안 타당화하였다. 활성화, 우울, 갈등, 웰빙 4개의 소척도로 구성되어, 조증과 우울증을 모두 평가할 수 있다. 본 연구에서는 양극성 장애의 조증 삽화를 설명하는 활성화 소척도 5문항을 사용하였다. 지난 24시간 동안의 기분을 10점 리커트 척도로 평정하며, 본 연구에서 Cronbach's α 는 .77이었다.

분석 방법

과잉 긍정반추 척도와 긍정 탈중심화 척도를 타당화하기 위해 먼저 Factor 12.04 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2022)로 요인 분

석 가능성을 검토하고, 고유치와 누적 설명 분산의 비율을 산출하였으며, 최소계수 요인 분석(Minimum Rank Factor Analysis)에 기반한 평행분석(Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011)을 실시하였다. 다음으로, Mplus 7.2(Muthén & Muthén, 2012)를 사용하여 탐색적 요인 분석을 시행하였는데 이때 요인 추출은 최대우도추정법(Maximum Likelihood Estimation)을, 회전은 Geomin을 적용하였다. 끝으로 목표 회전 및 탐색적 구조방정식(Exploratory Structural Equation Modeling: ESEM; Asparouhov & Muthén, 2009)을 실시하여 요인의 해석 가능성과 모형의 적합도를 높였다. 수렴 타당도 확인을 위해, 과잉 긍정반추 척도는 E-RPA, PERCI의 긍정 정서 소척도와, 긍정 탈중심화 척도는 DDS, K-NAS, FFMQ 단축형, 평정심 척도와 상관을 산출하였다. 두 척도의 공존 타당도 검증을 위해서 UPPS-P, MDQ, ISS와 상관을 분석하였으며, 신뢰도 검증을 위해 내적 일관성 계수와 6주 간격의 검사-재검사 신뢰도를 산출하였다.

결 과

과잉 긍정반추 척도의 타당화

요인 분석

먼저, 요인 분석을 적용할 수 있는 자료인지를 확인하고자 KMO(Kaiser-Meyer-Olkin)와 Bartlett 구형성 검정을 실시하였다. 과잉 긍정반추 척도와 긍정 탈중심화 척도 각각에 대하여 KMO 지수는 .93과 .90으로 기준치 .60 이상이었고, Bartlett 검정은 영가설이 모두 기각되어, $\chi^2=2185.9$, $df=36$, $p<.001$; $\chi^2=2958.7$, $df=105$, $p<.001$, 요인 분석이 가능한 자료로 확인되었다.

과잉 긍정반추 척도의 요인 수를 결정하기 위해 Factor 12.04 프로그램을 이용하여 고유치(eigenvalue)의 누적 분산 분석의 비율이 70%가 넘는 경우를 확인하고, 평행분석을 통해 무선 자료의 고유치 분산보다 경험자료 고유치 분산이 더 커지는 지점을 검토하였다. 그 결과 1요인에서 누적분산이 75.9%로 나타났다. 평행분석에서도 1요인의 경험자료의 고유치(79.99)가 무선자료의 고유치(26.99)보다 높아 단일 요인이 추천되었다. 스크리 도표(scree plot; Cattell, 1966)의 급락 지점을 살펴본 결과, 2요인부터 평탄해져 역시 단일 요인 모형이 시사되었다. 모형 적합도에서는 표 1에서 보는 것과 같이, 3요인에서 CFI와 TLI가 .90이상, RMSEA는 .08이하로 기준에 부합하였다.

다음으로 1, 2, 3 요인 구조의 해석 가능성

표 1. 과잉 긍정반추 척도의 요인 수에 따른 적합도 지수

모형	$\chi^2(df)$	RMSEA [90% CI]	CFI	TLI	SRMR
1요인	212.648(27) ^{***}	.152 [0.134, 0.172]	.915	.887	.045
2요인	101.833(19) ^{***}	.121 [0.099, 0.145]	.962	.928	.027
3요인	20.276(12)	.048 [0.000, 0.084]	.996	.989	.010

^{***} $p<.001$.

을 각각 살펴보았다. 지표 문항의 요인 부하량이 .32가 넘어서 해석할 수 있을 만큼 충분한지(Costello & Osborne, 2005), 각 요인은 적어도 최소 3개 이상의 지표 문항으로 구성되는지(three-indicator rule; Bollen, 1989), 그리고 하나의 지표 문항이 두 개 이상의 요인에 이중 부하되는지를 검토하였다. 그 결과, 3요인 모형은 9개 문항 중 7개가 이중 부하되어 요인의 독립성이 확보되지 않았기 때문에, 1요인과 2요인이 추천되었다.

종합하면, 과잉 긍정반추 척도의 평행 분석과 스크리 도표는 단일 요인을, 적합도는 3요인을, 해석 가능성은 단일 요인과 2요인을 추천하였는데, 문항 내용 검토 결과 2요인해는 정서 중심과 자기중심 반추로 분명하게 구분되지 않아 선행 연구와 마찬가지로 단일 요인을 최종해로 결정하였다. 이후 모형 정제를 위한 탐색적 구조 방정식(ESEM)을 시행하였다. ESEM은 구성개념을 측정할 때 특정 표현이 어느 정도 반복될 수 있는 현실적 상황을 요인 구조에 반영하는 것으로, 수정 지수(Modification Index: MI)를 고려하여 측정 오차 간 상관을 추가하게 된다(Asparouhov & Muthén, 2009).

ESEM 시행을 위해 과잉 긍정반추 척도의 문항을 검토한 결과, 9번(내가 보기에다 내가 참 자랑스럽다는 점을 되새기다 보면 기분이 지나치게 업된다)과 8번(‘모든 것을 다 이루고

있어’라고 되새기다 보면 지나치게 상승한다)의 쌍, 그리고 7번(좋은 기분이 얼마나 진하게 느껴지는지를 계속 떠올리다 보면 기분이 과하게 상승된다)과 6번(내가 지금 기분이 얼마나 좋은지를 되새기다 보면 기분이 너무 업된다) 쌍이 내용적으로 유사하여 잠재 요인으로 설명되지 않는 공통분산이 존재할 가능성이 있었다. 이에 해당 문항쌍에 대해 측정 오차 간 상관을 허용하였으며(1차 ESEM), 수정 지수 역시 각각 61.197과 34.167로 높게 나타나 이를 뒷받침하였다. 표 2에 제시된 바와 같이 CFI와 TLI 지수는 개선되었지만 RMSEA는 여전히 .10이상의 큰 값이었다.

RMSEA 지수를 향상시키기 위해 문항 구성을 추가 분석하였다. 과잉 긍정반추 척도는 E-RPA의 하위 요인을 구성하는 소척도로 9개의 비교적 적은 문항으로 구성된 단일 모형이기 때문에 문항 내용의 유사성이 적합도에 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 이에 의미상 비슷한 내용으로 인식될 가능성이 있는 문항을 확인하기 위해 다중상관 제곱치(Squared Multiple Correlation: SMC)를 산출하였다. SMC는 다분 상관 행렬에 기초하여 각 측정치를 다른 측정치 전체에 회귀하여 얻은 설명력(R^2)이다. 측정치 분산 내 공통분의 추정치로 다른 변인과의 중복을 나타내는 다중공선성의 지표이기도 하다. 따라서 SMC가 너무 작거나 크면 다른 문항과의 중복이 부족하거나 너무

표 2. 과잉 긍정반추 척도의 ESEM에 따른 적합도 지수(1차)

모형	$\chi^2(df)$	RMSEA [90% CI]	CFI	TLI	SRMR
목표회전	212.648(27)***	.152 [0.134, 0.172]	.915	.887	.045
ESEM	109.287(25)***	.107 [0.087, 0.128]	.961	.944	.037

주. 9번과 8번 문항쌍, 7번과 6번 문항쌍 간에 측정오차 상관을 허용함.

*** $p < .001$.

크다는 의미이므로, 삭제하거나 유사한 다른 문항과의 통합을 고려할 수 있다(이순목 등, 2016).

과잉 긍정반추 척도의 각 항목별 SMC는 .6~.9 사이에 분포하여 .3미만으로 너무 작은 수치는 나타나지 않았고, .8이상의 문항은 2번(.816; 만끽하다 보면 기분이 과하게 상승된다), 3번(.861; ‘나는 이 모든 것을 다 해낼거야’라고 계속 생각하다 보면 지나치게 들뜨게 된다), 4번(.856; 무엇이든 다 할 수 있을 것 같은 느낌을 되새기다 보면 기분이 과하게 고조된다), 7번(.827), 8번(.807) 등 5개 항목이 있었다. 이 중 7번과 8번 문항은 내용적 유사성으로 인해 앞선 분석에서도 높은 수정 지수가 나타났으며, 이를 종합적으로 고려하여 삭제하기로 결정하였다.

이러한 과정을 거쳐 7문항으로 구성된 과잉 긍정반추 척도에 대하여 2차 ESEM을 하고

수정 지수를 산출한 결과, 9번 문항(내가 보기에 내가 참 자랑스럽다는 점을 되새기다 보면 기분이 지나치게 업된다)과 6번 문항(내가 지금 기분이 얼마나 좋은지를 되새기다 보면 기분이 너무 업된다), 2번 문항(만끽하다 보면 기분이 과하게 상승된다)과 1번 문항(내가 얼마나 에너지가 충만한가를 되새기다 보면 기분이 지나치게 들뜨게 된다)의 수정 지수가 각각 23.558과 17.643으로 높게 나왔다. 이들 문항 쌍에 대하여 측정 오차 간 상관을 허용하였는데, 그 결과 모든 적합도 지수가 개선되었다. 최종 형태 행렬은 표 3에 제시하였다, $\chi^2(12)=27.862$, $p<.001$; RMSEA=0.067, 90% CI [0.034, 0.100]; CFI=0.989; TLI=0.981; SRMR=0.021.

수렴 타당도

과잉 긍정반추 척도의 수렴 타당도를 확인

표 3. 과잉 긍정반추 척도의 ESEM 후 최종 형태 행렬

문항	내용	요인부하
1	기분이 좋아서 내가 얼마나 에너지가 충만한가를 되새기다 보면 기분이 지나치게 들뜨게 된다.	0.696*
2	기분이 좋아서 그 순간을 만끽하다보면 기분이 과하게 상승된다.	0.827*
3	기분이 좋아서 ‘나는 이 모든 것을 다 해낼거야’라고 계속 생각하다보면 지나치게 들뜨게 된다.	0.907*
4	기분이 좋아서 무엇이든 다 할 수 있을 것 같은 느낌을 되새기다 보면 기분이 과하게 고조된다.	0.900*
5	‘난 잠재력을 충분히 발휘하며 살고 있구나’라는 생각을 계속하다보면 기분이 지나치게 들뜨게 된다.	0.839*
6	내가 지금 기분이 얼마나 좋은지를 되새기다 보면 기분이 너무 업된다.	0.656*
9	기분이 좋을 때 내가 보기에 내가 참 자랑스럽다는 점을 되새기다보면 기분이 지나치게 업된다.	0.659*

* $p<.05$.

하기 위해, E-RPA의 긍정반추, 찬물 끼얹기, 강한 긍정 정서의 부정적 결과 상기하기 소척도, PERCI의 긍정 정서 하위 요인인 정서경험 통제 곤란, 우세 행동억제 곤란, 비우세 행동 촉진 곤란, 정서 내인 곤란 소척도 등과 Pearson 상관 분석을 시행하였다. 표 4에서 보이는 바와 같이, 과잉 긍정반추 척도는 E-RPA 하위 요인들과 $r=.343$ 에서 $r=.398$ 사이에서 중간 수준의 유의한 정적 상관을 보였고, 긍정 PERCI 하위 요인들과는 $r=.165$ 에서 $r=.433$ 의 유의한 정적 상관을 나타냈다.

반면 기존의 긍정반추 소척도는 찬물끼얹기나 부정결과 상기하기 등의 반응 양식과 유의한 상관을 보이지 않았으며, $r=-.055 \sim -.062$, ns , PERCI의 정서경험 통제 곤란, 비우

세 행동촉진 곤란, 정서 내인 곤란 하위 요인과 오히려 유의한 부적 상관을 나타냈다, $r=-.352$, $p<.001$; $r=-.140$, $p<.05$; $r=-.247$, $p<.001$. 즉, 긍정반추를 할수록, 긍정 정서 조절의 어려움은 감소하여서, 취약성보다는 자원 변인으로 작용하였다.

공존 타당도

과잉 긍정반추 척도의 공존 타당도를 검증하기 위해 긍정 정서의 병리를 반영하는 긍정 긴급성(PU), 현재 양극성(ISS) 및 과거 양극성 증상(MDQ)과의 관계를 살펴본 결과는 표 5에 제시된 것과 같다. 과잉 긍정반추 척도는 이제 가지 공존 타당도 준거들과 중간 정도의 유의한 정적 상관을 보였다, $r=.464$, $p<.001$;

표 4. 과잉 긍정반추 척도의 수렴 타당도 검증을 위한 상관 분석

	과잉 긍정반추	E-RPA			긍정 PERCI			
		긍정반추	찬물	부정결과 상기	행동 억제	경험조절	행동 활성화	정서내인
E-RPA								
긍정반추	.362 ^{***}							
찬물끼얹기	.343 ^{***}	-.062						
부정결과상기	.398 ^{***}	-.055	.610 ^{***}					
긍정 PERCI								
행동 억제	.433 ^{***}	-.046	.337 ^{***}	.329 ^{***}				
경험 통제	.165 ^{**}	-.352 ^{***}	.327 ^{***}	.306 ^{***}	.463 ^{***}			
행동 촉진	.348 ^{***}	-.140 [*]	.370 ^{***}	.325 ^{***}	.709 ^{***}	.612 ^{***}		
정서 내인	.231 ^{***}	-.247 ^{***}	.558 ^{***}	.379 ^{***}	.562 ^{***}	.481 ^{***}	.565 ^{***}	
평균	14.13	25.37	13.28	14.22	9.61	11.24	6.51	6.78
표준편차	4.80	5.58	4.56	4.60	5.23	5.41	3.70	3.79

주. PERCI=Perth Emotion Regulation Competency Inventory, E-RPA=Extended Responses to Positive Affect Questionnaire.

* $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$.

표 5. 과잉 긍정반추 척도의 공존 타당도 분석을 위한 상관분석

	과잉 긍정반추	긍정반추	PU	ISS	MDQ
PU	.464 ^{***}	-.019			
ISS	.357 ^{***}	.061	.422 ^{***}		
MDQ	.308 ^{**}	.015	.432 ^{***}	.384 ^{***}	
평균	14.13	25.37	22.48	15.69	6.17
표준 편차	4.80	5.58	8.90	8.47	3.67

주. PU=Positive Urgency, ISS=Internal State Scale, MDQ=Mood Disorder Questionnaire.

^{**} $p < .01$. ^{***} $p < .001$.

$r = .357$, $p < .001$; $r = .308$, $p < .01$.

반면 기존의 긍정반추 소척도는 PU, ISS, MDQ 모두와 유의한 상관관계가 나타나지 않았다. $r = -.019$, $r = .061$, $r = .015$, ns 즉, 기존의 긍정반추 척도는 과잉 긍정반추 척도와는 달리 긍정 정서의 병리를 반영하는 준거 측정치들을 유의하게 설명하지 못하였다.

간격을 두고 55명을 대상으로 과잉 긍정반추 척도를 재 실시하였다. 그 결과, 과잉 긍정반추 척도의 검사-재검사 신뢰도는 양호하였다, $r = .734$, $ICC = .730$.

긍정 탈중심화 척도의 타당화

요인 분석

긍정 탈중심화 척도의 탐색적 요인 분석을 위해서 적합한 요인 수를 결정하였다. 고유치 누적 분산 비율을 살펴본 결과 3요인 이상에서 70%가 넘었고, 평행분석에서는 단일 요인의 경험자료 고유치(53.86)가 무선자료의 고유

신뢰도

과잉 긍정반추 척도의 Cronbach's α 는 .922로 양호한 수치를 보였다. 또한 과잉 긍정반추 척도가 시간이 흐른 후에도 일관되게 과잉 긍정반추를 측정하는지 확인하기 위해, 6주

표 6. 긍정 탈중심화 척도의 요인 수에 따른 적합도 지수

모형	$\chi^2(df)$	RMSEA [90% CI]	CFI	TLI	SRMR
1요인	967.123(90) ^{***}	.181 [0.171, 0.192]	.700	.650	.102
2요인	613.301(76) ^{***}	.155 [0.143, 0.166]	.816	.746	.071
3요인	315.528(63) ^{***}	.116 [0.104, 0.129]	.914	.856	.041
4요인	212.556(51) ^{***}	.103 [0.089, 0.118]	.945	.886	.026
5요인	145.024(40) ^{***}	.094 [0.078, 0.111]	.964	.906	.020

^{***} $p < .001$.

치(15.09)보다 높았으며, 스크리 도표에서는 3 요인이 추천되었다. 적합도 분석에 따르면, 표 6에 보듯이, RMSEA가 기준치를 상회하였으나 CFI와 TLI가 .90이상으로 양호한 수치를 보여 5요인이 추천되었다. 끝으로, 해석 가능성을 검토하였는데, 4요인 모형은 이중 부하되는 문항이 많아 요인의 독립성이 확보되지 않았기 때문에, 5요인은 한 요인을 이루는 지표 문항이 적어도 3개이어야 한다는 규칙(three-indicator rule; Bollen, 1989)이 지켜지지 않았기 때문에 각각 배제하였다.

종합하면, 누적 분산 비율 분석과 스크리 도표에서는 3요인, 평행 분석에서는 단일요인이 추천되었다. 적합도 분석에서는 5요인이, 해석 가능성에서는 1, 2, 3요인이 시사되었다. 요인 수효에 관한 다중 기준의 검토에서 3요인으로 수렴되는 경향이 있고, MPoD 원칙도 개발 연구와 국내 타당화한 연구에서 모두 3요인 구조가 보고된 점을 고려하여(이현주, 황성훈, 2024; Hanley et al., 2020), 3요인을 최종해로 결정하였다.

3요인해는 10번, 14번, 15번 문항이 두 개 요인에서 .32 이상의 부하량을 보여 이중 부하 문제가 발생하였기 때문에(Costello & Osborne, 2005), 이를 해소하기 위해 부분 제약 목표 회전을 하였다. 이는 요인 부하 행렬을 회전할 때 일부 모수에 특정 숫자를 설정하여 회전하는 방식이다(Browne, 1972). 회전

하기 전 요인 부하 행렬이나 이론적 근거를 바탕으로, 일부 요인 부하를 임의의 숫자(주로 0)로 설정하면(김수영, 2016), 계수 간 차이가 분명해져 요인 구조가 더 간명해진다(임경민, 김수영, 2019). MPoD-P의 목표 회전은 선행 연구의 요인 구조에 근거하여, 1~5번은 상위자각, 6~10번은 탈동일시, 11~15번은 비반응성으로 제약하여 실시하였다. 그 결과, 10번과 15번 문항의 이중 부하 문제가 해결되었고, 14번 문항만 이중 부하로 남아 모형이 더 간명해졌다.

다음으로, 3요인 모형 적합도를 개선하기 위해 탐색적 구조방정식(ESEM)을 실시하였다. 문항 간 오차 공분산을 추가하기 위해 문항 내용을 검토한 결과, 11번(유쾌하고 매우 행복한 생각과 느낌이 들 때, 나는 그러한 생각이나 느낌에 즉시 반응하지 않으면서 그것을 알아차릴 수 있다)과 12번(즐겁고 들뜨는 생각이나 느낌이 들 때, 나는 반응하지 않으면서 그 생각과 느낌을 알아차릴 수 있다) 문항쌍이 내용이 유사하였으며, 수정 지수(MI=78.097)도 높게 나타났다. 또한 1번(신나고 매우 유쾌한 생각이 떠오를 때, 나는 내 자신이 그렇게 생각하는 것을 지켜볼 수 있다)과 2번(신나고 매우 행복한 생각과 감정이 생길 때, 나는 나의 그러한 생각과 감정이 구름처럼 오고 가는 것을 지켜볼 수 있다) 문항쌍도 내용의 유사성과 수정 지수(MI=60.587)가 모두

표 7. 긍정 탈중심화 척도의 목표회전과 ESEM 모형에 따른 적합도 지수

모형	$\chi^2(df)$	RMSEA [90% CI]	CFI	TLI	SRMR
목표회전	315.528(63)***	.116 [0.104, 0.129]	.914	.856	.041
ESEM ^a	187.035(61)***	.084 [0.070, 0.097]	.957	.926	.028

주. ^a 12번과 11번 문항쌍, 2번과 1번 문항쌍 간에 측정오차 상관을 허용함.

*** $p < .001$.

긍정 정서의 정신 병리를 평가하기 위한 두 가지 척도의 개발: 과잉 긍정반추 척도와 긍정 정서에 대한 탈중심화 척도의 타당화

표 8. MPoD-P의 목표 회전과 ESEM 후 최종 형태 행렬

문항	내용	ESEM		
		요인1	요인2	요인3
1	(신나고 매우 유쾌한 생각이 떠오를 때) 나는 내 자신이 그렇게 생각하는 것을 지켜볼 수 있다.	.611*	.010*	.172*
2	(신나고 매우 행복한 생각과 감정이 생길 때) 나는 나의 그러한 생각과 감정이 구름처럼 오고 가는 것을 지켜볼 수 있다.	.745*	.035*	.043*
3	(신나고 들뜨는 생각과 감정이 생길 때) 나는 한 걸음 물러나서 내 마음이 그렇게 일하는 것(즉, 돌아가는 것)을 볼 수 있다.	.774*	.182*	-.028**
4	(행복하고 들뜨는 생각과 느낌이 들 때) 나는 누군가가 영화를 보듯, 나의 그러한 생각과 느낌을 바라볼 수 있다.	.839*	.106*	.024*
5	(신나고 매우 유쾌한 생각과 감정이 들 때) 나는 시냇물 위를 흘러가는 가랑잎처럼 나의 그러한 생각과 감정을 지켜볼 수 있다.	.832*	.126*	-.003**
11	(유쾌하고 매우 행복한 생각과 느낌이 들 때) 나는 그러한 생각이나 느낌에 즉시 반응하지 않으면서 그것을 알아차릴 수 있다.	.065*	.502*	.204*
12	(즐겁고 들뜨는 생각이나 느낌이 들 때) 나는 반응하지 않으면서 그 생각과 느낌을 알아차릴 수 있다.	.073*	.583*	.158*
13	(매우 유쾌하고 신나는 생각이나 감정이 들 때) 나는 그저 그것을 알아차리고 지나가게 놔둔다.	.079*	.623*	-.016**
14	(신나고 매우 행복한 생각이나 감정이 들 때) 나는 그러한 생각과 감정을 바꾸려 시도하지 않으면서 그것을 관찰할 수 있다.	.317*	.502*	.072*
15	(신나고 들뜨는 생각이나 감정이 들 때) 나는 그러한 생각과 감정에 장악당하지 않고 한 걸음 물러나서 그것을 알아차릴 수 있다.	.205*	.672*	-.023**
6	(매우 유쾌하고 들뜨는 생각과 정서 속에 있을 때) 그러한 나의 생각과 정서는 나의 부분이지만, 그것이 곧 나는 아니다.	-.018**	.293*	.387*
7	(신나고 들뜨는 생각과 느낌이 들 때) 나는 내 생각과 느낌 그 이상이다.	.274*	-.341**	.648*
8	(신나고 매우 즐거운 생각과 느낌 속에 있을 때) 나는 바뀌는 내 생각과 느낌으로부터 분리되어 있다.	-.102**	.207*	.742*
9	(즐겁고 매우 행복한 생각과 감정이 들 때) 나의 자기감(즉, '나'라는 존재의 느낌)은 그러한 나의 생각과 감정보다 더 크다.	.132*	-.235**	.812*
10	(매우 즐겁고 신나는 생각과 느낌 속에 있을 때) 나의 자기감(즉, '나'라는 존재의 느낌)은 바뀌는 내 생각이나 느낌과는 분리되어 있다.	-.228**	.243*	.810*
		1	-	
요인 간 상관		2	.643***	-
		3	.560***	.542***

주. 요인1=상위자각; 요인2=비반응성; 요인3=탈동일시, .32를 넘는 요인부하는 굵은 글씨로 표시함.

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

높았다. 이들은 문항내용의 유사성에 더해 순서가 앞뒤로 배치되어서 측정 오차의 공분산 가능성이 더 높기 때문에 측정 오차 간 상관을 허용하였는데, 그 결과 표 7에 제시된 바와 같이 적합도가 개선되었다.

목표회전과 ESEM을 거친 긍정 탈중심화 척도의 최종 형태 행렬은 표 8에 제시하였다. 긍정 탈중심화 척도의 3요인은 원 척도의 문항 구성이 그대로 유지되어 첫 번째 요인은 상위자각, 두번째는 비반응성, 세 번째는 탈동일시로 명명하였다.

수렴 타당도

긍정 탈중심화의 전체 및 각 하위 척도가 유사한 구성개념을 측정하는 준거 측정치들과 상관을 보이는지를 분석하였다. 표 9에서처럼 긍정 탈중심화 전체 척도는 DDS, NAS, FFMQ 단축형, 평정심 척도 등과 유의한 정적 상관을

을 나타내어 수렴 타당도가 지지되었다, $r=.391$, $r=.309$, $r=.373$, $r=.306$, $ps<.001$. 긍정 탈중심화 척도의 세 가지 하위 요인인 상위자각, 탈동일시, 비반응성도 수렴 타당도의 준거 측정치들과 각각 유의한 정적 상관을 보였다, $r=.276\sim.389$, $ps<.001$; $r=.183\sim.229$, $ps<.001$; $r=.255\sim.393$, $ps<.001$.

공존 타당도

긍정 탈중심화 척도와 긍정 정서 조절 부전을 나타내는 척도들 간의 상관을 분석한 결과는 표 10에 제시하였다. 긍정 탈중심화 척도는 과잉 긍정반추, 긍정 PERCI, 긍정긴급성, 현재 및 과거 양극성 증상 등과는 유의한 상관을 보이지 않았다, $r=.061$, $r=-.041$, $r=-.011$, $r=.063$, $r=-.075$, ns . 반면에 기존의 긍정반추와는 기대와 반대로 유의한 정적 상관을 보였다, $r=.257$, $p<.001$.

표 9. 긍정 탈중심화 척도의 수렴 타당도 검증을 위한 상관분석

	긍정 탈중심화				DDS	NAS	FFMQ 단축형	평정심
	총점	상위자각	탈동일시	비반응성				
상위자각	.877***							
탈동일시	.810***	.560***						
비반응성	.860***	.643***	.542***					
DDS	.391***	.365***	.229***	.393***				
NAS	.309***	.276***	.183**	.324***	.363***			
FFMQ단축형	.373***	.389***	.220***	.330***	.318***	.510***		
평정심	.306***	.316***	.200**	.255***	.384***	.540***	.578***	
평균	44.30	15.60	13.98	14.72	41.86	98.17	64.97	71.33
표준 편차	10.86	4.59	3.92	4.26	15.69	16.70	11.75	14.56

주. DDS-E=Drexel Defusion Scale-Extended, NAS=Nonattachment Scale, FFMQ=Five-Facet Mindfulness Questionnaire.

** $p<.01$. *** $p<.001$.

표 10. 긍정 탈중심화 척도의 공준 타당도 검증을 위한 상관분석

	긍정 탈중심화			
	총점	상위자각	탈동일시	비반응성
긍정반추	.257 ^{***}	.325 ^{***}	.180 ^{***}	-.140 [*]
과잉 긍정반추	.061	.114	.097	-.056
긍정 PERCI	-.041	-.096	-.043	.044
PU	-.011	-.028	.033	-.028
ISS	.063	-.041	.082	.041
MDQ	-.075	-.020	-.043 [*]	-.130 [*]
평균	44.30	15.60	13.98	14.72
표준 편차	10.86	4.59	3.92	4.26

주. PERCI=Perth Emotion Regulation Competency Inventory; PU=Positive Urgency, ISS=Internal State Scale, MDQ=Mood Disorder Questionnaire

* $p < .05$. *** $p < .001$.

긍정 탈중심화 척도의 세가지 하위 척도도 대체로 비슷한 양상의 상관을 보였다. 즉, 과잉 긍정반추와 긍정 정서의 병리 측정치와는 상관을 보이지 않았고, 기존의 긍정반추와는 오히려 유의한 정적 상관을 보였다. 단, 한 가지 다른 것으로 비반응성 하위 요인은 과거 양극성 증상과 작지만 유의한 부적 상관을 보였다, $r = -.130$, $p < .05$.

신뢰도 긍정 탈중심화 척도 전체 문항에 대한 Cronbach's α 는 .922였으며, 상위자각은 .928, 탈동일시는 .817, 비반응성은 .855로 모두 양호했다. 6주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 전체척도, 상위자각, 탈동일시, 비반응성 소척도 모두에서 적절하였고, $r = .784$, $.783$, $.481$, $.666$, 급내 상관계수도 그러했다, ICC = $.787$, $.785$, $.485$, $.670$.

논 의

본 연구의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저, 과잉 긍정반추 척도(EPRS)는 고유치 누적 분산 비율, 평행 분석, 스크리 도표, 적합도 분석, 해석 가능성을 종합적으로 검토한 결과, 가설과 동일하게 단일 요인 구조가 채택되었다. 이후 적합도를 개선하기 위해 탐색적 구조방정식(ESEM)을 실시하였으나 적합도 지수 중 RMSEA는 여전히 기준치를 초과하였다. 이에 다중 상관 제공치와 수정 지수를 기준으로 내용 중복이 크다고 판단되는 7번과 8번 문항을 삭제한 후, 2차로 탐색적 구조방정식을 실시하였다. 그 결과, 모든 적합도 지수가 개선되어 과잉 긍정반추 척도의 최종해는 7개 문항의 단일 요인 구조로 결정되었다.

긍정반추가 단일 요인으로 구성된다는 결과는 기존 RPA의 국내 타당화 연구뿐 아니라

Abasi 등(2018)의 연구와도 일치하는 것이다. 해당 연구의 탐색적 요인 분석과 확인적 요인 분석에서 긍정반추는 단일 요인 모형으로 확인되었다. 이는 긍정반추가 긍정적인 경험과 정서에 대해 반복적으로 주의를 기울이는 하나의 일관된 인지적 과정으로 구성되어 있음을 시사한다. 긍정반추와 과잉 긍정반추는 내용이나 표현 방식에서 상호간 차이에도 불구하고 단일 구성개념으로 이해될 수 있다.

측정적 관점에서 본 연구의 결과는 과잉 긍정반추 척도가 단일 총점으로 활용될 수 있는 근거를 제공한다. 이는 과잉 긍정반추를 주요 변인으로 사용하는 후속 연구에서 해석의 간결성과 적용 가능성을 높일 수 있으며, 긍정 정서 증진을 목표로 한 개입 효과를 평가하는 데에도 유용하게 활용될 수 있음을 시사한다.

과잉 긍정반추 척도의 타당도와 신뢰도를 검증한 결과, 가설은 모두 지지되었다. 과잉 긍정반추 척도는 E-RPA의 기존 긍정반추, 찬물 끼얹기 및 부정 결과 상기하기와 유의한 정적 상관을 보여, 긍정 정서에 대한 단순한 반복 사고를 넘어 기쁜 감정을 있는 그대로 수용하지 못하고 잠재적인 부정 결과를 예견하는 역기능적 반추 양상과 밀접하게 연관됨을 확인하였다. 긍정 PERCI의 우세 행동억제 곤란, 정서 경험 통제 곤란, 비우세 행동촉진 곤란, 정서 내인 곤란과의 정적 상관은 과도하고 반복적으로 긍정 정서를 증폭시키는 반응 양식이 행동 조절과 자기 통제의 어려움과 관련됨을 보여준다.

반면에 기존의 긍정반추 척도는 찬물끼얹기와 부정적 결과 상기하기 등의 부적응적 반응양식과 관련되어 있지 않았고, 긍정 PERCI의 4개 소척도중 3개와는 오히려 부적 상관을

보여서 긍정 정서 조절 곤란이 낮은 것과 관련되었다. 즉, 기존의 긍정반추는 선행 연구들과 일치하게 부적응적 반응 양식과 분명히 연결되어 있지 않았고, 긍정 정서 조절을 돕는 자원의 측면을 가지고 있었다(Feldman et al., 2008; Quoidbach et al., 2010). 따라서 긍정반추는 적응적 측면과 부적응적 측면을 함께 갖는 양면적인 특성이 있음이 재확인되었다. 이러한 점을 보완하기 위한 대안으로 개발된 과잉 긍정반추 척도는 그 목적에 부합하게 긍정 정서에 대한 조절 부전과 분명하게 관련되어 있었다.

더 나아가, 과잉 긍정반추 척도가 긍정 긴급성, 현재 및 과거 양극성 증상과 유의한 정적 상관을 보였다는 점은 과잉 긍정반추가 긍정 정서 맥락에서의 충동적 행동 경향성을 비롯해서 긍정 정서의 병리적 증상과 연결되어 있음을 의미한다. 반면에 기존의 긍정반추 척도는 세가지 준거 측정치(즉, 긍정 긴급성, 현재 및 과거의 양극성 증상)와 모두 유의한 상관을 보이지 않아서, 긍정 정서의 병리를 설명하지 못하였다. 즉, 공존 타당도의 영역에서도 긍정반추에 대한 기존의 척도는 선행 연구와 일치하게 적응과 부적응을 모두 반영하는 양면적인 특성이 있었으나(김정옥, 황성훈, 2026; Alloy et al., 2009; Genet & Siemer, 2011), 새로운 척도는 긍정 정서의 병리를 적절하게 평가하는 것으로 나타났다. 따라서 과잉반추로서 긍정 정서 조절 부전에 대한 평가뿐만 아니라 그 결과로 나타나는 병리와 증상에 대한 측정에서도 과잉 긍정반추 척도의 증가된 유용성을 확인할 수 있다. 끝으로 양호한 내적 신뢰도 및 검사-재검사 신뢰도는 과잉 긍정반추 척도가 시간에 걸쳐 안정적인 개인차를 측정할 수 있는 내적으로 일관된 도구임

을 뒷받침한다.

긍정 탈중심화 척도(MPoD-P)에 대해서도 동일한 방식으로 탐색적 요인 분석을 실시하였다. 요인 구조를 결정하기 위한 다양한 기준과 선행 연구의 이론적 근거를 바탕으로 3 요인을 채택한 후, 목표 회전 및 탐색적 구조 방정식을 실시하여 모형을 정제하였다. 최종적으로 상위자각, 탈동일시, 비반응성의 안정적인 3요인 구조를 확인하여 선행 연구를 지지하는 결과를 얻었다(이현주, 황성훈, 2024; Hanley et al., 2020). 이에 더해, 국내 번안 타당화 연구에서 14번 문항은 상위 자각에 부하되었으나(이현주, 황성훈, 2024), 긍정 탈중심화 척도에서는 원칙도와 동일하게 비반응성에 부하되었다. 이러한 결과는 긍정 탈중심화가 탈중심화의 구성개념을 그대로 유지하면서, 긍정 정서에 특징적인 개인차를 포착하는 데 유용할 수 있음을 시사한다.

긍정 탈중심화(MPoD-P)는 언어적 사고 내용에 대한 반응성 감소를 측정하는 드렉셀 탈융합 척도, 정서 경험과 유연하게 관계를 맺는 태도를 반영하는 비집착 척도, 현재 경험을 비판단적으로 알아차리는 마음챙김 수준을 평가하는 5요인 마음 챙김 척도, 정서 경험에서 균형 잡힌 태도를 측정하는 평정심 척도와 모두 유의한 정적 상관을 보여 수렴 타당도가 지지되었다. 이러한 결과는 긍정 탈중심화가 긍정 정서를 하나의 일시적 내적 경험으로 인식하여 심리적 거리를 유지함으로써, 유연하게 반응하는 태도를 적절히 포착하고 있음을 시사한다.

그러나 공존 타당도의 경우 기대와는 달리 과잉 긍정반추, 긍정 PERCI, 긍정 긴급성, 양극성 증상과 유의한 상관을 보이지 않았고, 기존의 긍정반추와는 정적인 상관을 보였다.

따라서 긍정 탈중심화 척도와 긍정 정서 병리의 부적 상관을 예측했던 가설은 대체로 지지되지 않았다. 기대했던 부적 상관이 나타나지 않은 것은 탈중심화의 구성개념이 갖는 중립적 특성에 기인한 것일 수 있다. 다양한 횡단 연구들에서 탈중심화는 내재화 장애의 증상 감소(Fresco et al., 2007; Forman et al., 2012; Gillanders et al., 2014; Hadash et al., 2017; Naragon-Gainey & DeMarree, 2017b)를 예측하였는데, 이러한 탈중심화의 효과는 의도적인 방식으로 내적 경험을 분리하여, 좀 더 유연하게 반응할 수 있는 심리적 공간을 제공함으로써 이루어진다(Naragon-Gainey et al., 2023). 즉, 일반적인 정서 조절이 정서의 강도나 방향을 바꾸기 위한 상향(up-regulation) 또는 하향(down-regulation) 전략을 사용하는 것과는 달리, 탈중심화는 특정한 방향성을 포함하고 있지 않다. 탈중심화는 모든 경험에 대해 연민 어린 태도를 유지하면서, 고통스러운 경험에도 열린 태도로 접근하도록 돕는다(Segal et al., 2012). 따라서 탈중심화는 비판단, 수용, 심리적 유연성 증진 등 긍정과 부정의 유인가(valence)에서 중립적인 가치를 추구하므로 병리적인 결과와 직접적인 상관이 드러나지 않았을 가능성이 있다.

다만 소척도별 분석에서 긍정 탈중심화의 비반응성이 과거 양극성 증상과 부적 상관을 보였는데, 이는 탈중심화의 세 가지 구성개념 중 비반응성이 증상의 실질적인 발현과 관계가 있기 때문일 수 있다. 탈중심화의 상위 자각은 현재 순간의 경험을 알아차리는 과정이고, 탈동일시는 내적 상태에 대한 경험을 자기와 분리하는 과정이라면, 비반응성은 사고 내용이 다른 정신 과정(예: 주의, 정서, 인지적 정교화, 동기, 신체적 동작 계획)에 미치는

영향을 감소시킨다. 따라서, 반응성이 높아졌을 때 나타날 수 있는 불안이나 반추, 회피 등을 유발하지 않는다(Bernstein et al., 2015).

한편, 긍정 탈중심화가 과잉 긍정반추와 상관을 보이지 않았으나 기존의 긍정반추와는 유의한 정적 상관을 보인 것은 앞서 논의한 것처럼 취약성이자 동시에 심리적 자원의 측면을 갖는 긍정반추 척도의 양면적 특성에 기인할 수 있다. 끝으로, 긍정 탈중심화 척도는 내적 일관성 및 검사-재검사 신뢰도는 양호하여서, 동질적인 내용을 가지며 시간에 걸쳐 안정적인 개인차를 측정하는 도구임이 지지되었다.

본 연구 결과의 이론적, 임상적 함의는 다음과 같다. 첫째, 새로운 과잉 긍정반추(EPRS)가 기존 긍정반추 척도를 보완하는 기능이 있음을 확인했다. 과잉 긍정반추 척도는 기존의 긍정반추 척도와 달리 긍정 정서에 대한 역기능적 반응 양식, 긍정 정서 조절의 곤란, 긍정 정서의 병리를 나타내는 준거 척도들과 기대한 방향의 상관을 보였다. 따라서 긍정 정서의 조절 부전과 이에 따른 증상을 보이는 임상적 맥락에서 반응 양식을 타당하게 평가하기 위해서는 과잉 긍정반추 척도가 더 적절한 대안으로 활용될 수 있다. 긍정 정서에 대한 조절 부전은 다양한 부적응 행동과 관련이 있고(Cyders et al., 2007; Gratz & Roemer, 2004), 과도한 긍정 정서는 정동 장애의 취약성으로 작용할 수 있다(Brown & Barlow, 2009; Gruber et al., 2011). 선행 연구에 따르면, 사람들이 특정 감정을 지나치게 자주 느끼고자 하거나(Tamir & Ford, 2012), 지나치게 강렬하게 느끼고자 할 때(Mauss et al., 2012), 이러한 정서는 효과적이지 않을 뿐 아니라 부정적인 결과를 초래할 수도 있다. 대표적으로

양극성 장애에서는 긍정 경험을 유지하고 더욱 고양하려는 시도가 병리적 결과로 이어지므로(Rainone & Mancini, 2018), 과잉 긍정반추 척도는 이러한 정동 장애의 기제를 평가하는 데 활용될 수 있다.

둘째, 긍정 정서에 대한 탈중심화를 측정하는 도구를 활용하여, 긍정적인 내적 경험에 대한 탈중심화나 마음챙김 효과를 연구할 수 있다. 대부분의 연구는 부정 정서와 인지 맥락에서 탈중심화를 조사해 왔고, 반면에 긍정 정서에 대한 탈중심화 효과에 대해서는 실증적 연구를 찾아보기 어렵다. 마음 챙김과 긍정 정서 관련성에 관한 연구(Keng & Tong, 2016; Rowland et al., 2020)에서는 한 연구(Rowland et al., 2020)에서만 연관성을 발견하였다. 또한 Naragaon-Gainey와 DeMarree (2017a)는 탈중심화가 무쾌감증, 조증, 자기에 같은 긍정 정서 장애와 긍정 정서 사이의 관계를 조절하는지 검증하고자 했으나 일관된 결과를 얻지 못했다. 향후 이러한 연구들에서 긍정 탈중심화 척도를 활용한다면 기존 연구들의 결과를 보완하고 나아가 긍정 정서 병리의 완화 요인으로서 긍정 탈중심화의 역할도 검증할 수 있을 것이다.

셋째, 본 연구를 통해 긍정 정서 조절 과정에서 나타나는 부적응적인 반응 양식과 이에 대한 대안적 조절 전략을 측정할 수 있는 척도를 함께 확보했으므로, 긍정 정서 조절 부전과 관련된 위험 요인과 보호 요인을 모두 평가할 수 있다는 의미가 있다. 양극성 장애와 같은 긍정 정서의 병리를 기준으로 생각할 때, 과잉 긍정반추는 그 증상과 병리를 가져오는 취약성 요인인 역기능적 반응양식을 이해하고 평가할 수 있게 하며, 긍정 탈중심화는 긍정 정서 병리에 대한 보호 요인 또는 완

화 기제를 탐색하고 평가하는 도구로 활용될 수 있다.

긍정 정서의 효과적 조절은 삶의 만족도, 자존감 향상, 우울 감소 등 긍정적 결과와 관련이 있을 뿐 아니라(Tugade & Fredrickson, 2007), 부정 정서의 영향을 완화함으로써 부정 정서 조절 과정에도 중요한 역할을 수행한다(Fredrickson & Levenson, 1998; Fredrickson et al., 2000). 과잉 긍정반추와 긍정 탈중심화를 함께 활용하면 긍정 정서 측면에서도 이같은 효과에 대한 실증적 이해를 높일 수 있을 것이다. 긍정 정서를 일시적이고 변화 가능한 하나의 경험으로 인식하도록 돕는 탈중심화는 긍정 정서의 과도한 고양과 이에 대한 충동적 반응을 완화하는 데 기여할 수 있다. 이러한 관점은 긍정 정서 영역에서도 탈중심화를 활용한 개입 가능성을 보여주며, 양극성 스펙트럼과 관련된 과도한 긍정 정서 경험을 조절하는 새로운 개입 전략의 근거를 제공한다.

마지막으로 본 연구의 한계를 언급하고 향후 연구를 제안하고자 한다. 첫째, 본 연구는 서울 소재 사이버 대학에 재학중인 학생들을 대상으로 표집이 이루어졌기 때문에, 연구 결과를 다양한 인구 집단에 일반화하는 데 한계가 있다. 이에 향후 연구에서는 성별, 연령대, 지역적 다양성을 갖춘 표본에서의 검증과 더불어 임상군으로의 확장을 통해 척도의 타당도를 검증할 필요가 있다.

둘째, 연구의 주요 변인들은 참가자들의 자기 보고식 설문을 통해 측정되었다. 이로 인해 응답자의 주관적 판단이나 기억 편향, 사회적 바람직성 효과에 영향을 받았을 수 있다. 이를 보완하기 위한 방법으로 향후에는 생태학적 순간평가(Ecological Momentary Assessment: EMA)를 활용해 볼 수 있다. EMA

는 행동, 정서, 인지적 과정을 자연스러운 맥락 속에서 반복적으로 평가함으로써 회상식 보고에 대한 대안을 제공한다(Stone & Shiffman, 1994).

세 번째로 과잉 긍정반추의 탐색적 요인 분석에서 최초 모형 적합도 지수 일부가 통상적인 기준에 미치지 못했다. 이론적 근거에 따른 문항 삭제 및 ESEM을 통해 적합도가 개선되었으나, 제시된 요인 구조가 심리적 구성 개념을 완전히 반영하지 못했을 가능성을 시사한다. 이러한 결과는 문항 간 개념적 중복이나 표본 특성에 따른 차이일 수 있다. 따라서 향후 연구에서는 다양한 표본을 활용한 교차 타당화가 필요하다.

네 번째로, 타당도 검증 과정에서 과잉 긍정반추와 기존의 긍정반추 척도를 비교할 수 있었고, 그 결과 새로운 과잉 긍정반추 척도가 긍정 정서의 조절과 병리에 대해 충분한 설명력이 있음을 확인할 수 있었다. 그러나 긍정 탈중심화 척도는 기존의 탈중심화 척도를 함께 실시하지 않았기 때문에 이러한 비교 검증이 이뤄지지 않았다. 향후 연구에서는 탈중심화에 대한 두 척도를 나란히 실시해서 새로운 긍정 탈중심화 척도의 충분한 타당도를 검증할 수 있다.

이러한 한계점에도 불구하고, 본 연구는 긍정 정서 조절을 둘러싼 취약성 요인과 보호 요인이라는 두 측면을 나란히 평가하는 척도를 함께 개발하였다는 점에서 의의가 있다. 긍정 정서의 역기능적 조절 전략을 측정하는 EPRS와 기능적 조절 전략을 평가하는 MPoD-P를 함께 타당화함으로써, 향후 긍정 정서 조절 부전 연구에서 활용 가능한 타당하고 신뢰로운 측정 도구를 마련할 수 있었다. 앞으로 EPRS와 MPoD-P를 매개 혹은 조절 변

인으로 포함한 다양한 연구 모형 검증을 통해 긍정 정서에 대한 반응 양식과 조절 방식에 따라 심리적 부적응으로 이어지는 기제를 탐색할 수 있다. 이렇듯 본 연구의 두 척도는 긍정 정서 조절 부전과 그 병리라는 덜 알려진 연구 영역을 비추는 다양한 시도의 도구로 활용될 수 있을 것이다.

참고문헌

- 고은희. (2024). 긍정 정서 및 부정 정서의 조절곤란이 양극성장애에 미치는 영향 [석사학위논문, 한양사이버대학교 휴먼서비스대학원].
- 김빛나, 권석만. (2014). 한국판 긍정 정서 반응 척도 (K-RPA)의 예비 타당화 연구. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 33(2), 243-260.
- 김수영. (2016). 구조방정식 모형의 기본과 확장. 학지사.
- 김정옥, 황성훈. (2026). 보상 민감성과 양극성 장애 성향의 관계에서 긍정 반추와 긴급성의 순차 매개효과와 탈중심화의 조절된 매개효과. *재활심리연구*, 33(1), 43-63.
- 박성호. (2024). 평정심 척도 개발 및 타당화 [박사학위논문, 서울불교대학원대학교].
- 원두리, 김교현. (2006). 한국판 5 요인 마음챙김 척도의 타당화 연구. *한국심리학회지: 건강*, 11(4), 871-886.
- 이순목, 윤창영, 이민형, 정선호. (2016). 탐색적 요인분석: 어떻게 달라지나? *한국심리학회지: 일반*, 35(1), 217-255.
- 이우경. (2016). 한국판 비집착 척도의 신뢰도 및 타당도 연구. *한국콘텐츠학회논문지*, 16(12), 644-654.
- 이현주, 황성훈. (2024). 상위 인지과정 모형에 기반한 탈중심화 척도의 타당화. *인간이해*, 45(2), 125-144.
- 임경민, 김수영. (2019). 요인분석에서 목표회전의 적용 가능성 탐색. *한국심리학회지: 일반*, 38(3), 377-400.
- 임선영, 이영호. (2014). 한국판 다차원적 충동성 척도 (PUPS-P)의 타당화 연구: 대학생 집단을 대상으로. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 33(1), 51-71.
- 장연주. (2020). 경조증 태도 및 긍정 예측 검사의 타당화: 양극성 장애 증상과 기분기복에 대한 통합적 인지 모형의 검증 [석사학위논문, 한양사이버대학교 휴먼서비스대학원].
- 장윤정, 황성훈. (2020). 긍정 정서 반응척도 확장판의 타당화. *한국심리학회지: 임상심리 연구와 실제*, 6(1), 1-29.
- 전덕인, 윤보현, 정한용, 하규섭, 신영철, 박원명. (2005). 한국형 기분장애 질문지의 타당화 연구. *신경정신의학*, 44(5), 583-590.
- 정문주, 채은영, 류영수, 강형원. (2017). 한국판 5 요인 마음챙김 단축형 척도 타당화 연구. *동의신경정신과학회지*, 28(3).
- 정희정, 황성훈. (2025). 긍정 및 부정 정서에 대한 조절과 양극성 장애 경향성의 관계에서 반추적 반응양식과 탈중심화의 상반된 매개효과. *미래사회*, 16(1), 41-64.
- 황성훈. (2021). 드렉셀 탈융합 척도의 확장. *한국임상심리학회 봄 학술대회 발표 초록집*.
- Abasi, I., Feldman, G., Farazmand, S., Pourshahbaz, A., & Sarichloo, M. E. (2018). A psychometric evaluation of

- Iranian version of the Responses to Positive Affect (RPA) Questionnaire. *Iranian Journal of Psychiatry and Behavioral Sciences*, 12(4), Article e11923. <https://doi.org/10.5812/ijpbs.11923>
- Alloy, L. B., Abramson, L. Y., Flynn, M., Liu, R. T., Grant, D. A., Jager-Hyman, S., & Whitehouse, W. G. (2009). Self-focused cognitive styles and bipolar spectrum disorders: concurrent and prospective associations. *International journal of cognitive therapy*, 2(4), 354-372. <https://doi.org/10.1521/ijct.2009.2.4.354>
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 397-438. <https://doi.org/10.1080/10705510903008204>
- Baer, R. A., Smith, G. T., Hopkins, J., Krietemeyer, J., & Toney, L. (2006). Using self-report assessment methods to explore facets of mindfulness. *Assessment*, 13(1), 27-45. <https://doi.org/10.1177/1073191105283504>
- Bauer, M. S., Vojta, C., Kinosian, B., Altshuler, L., & Glick, H. (2000). The Internal State Scale: Replication of its discriminating abilities in a multisite, public sectorsample. *Bipolar Disorders*, 2(4), 340-346. <https://doi.org/10.1034/j.1399-5618.2000.020409.x>
- Beblo, T., Fernando, S., Klocke, S., Gripenstroh, J., Aschenbrenner, S., & Driessen, M. (2012). Increased suppression of negative and positive emotions in major depression. *Journal of affective disorders*, 141(2-3), 474-479. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2012.03.019>
- Bernstein, A., Hadash, Y., Lichtash, Y., Tanay, G., Shepherd, K., & Fresco, D. M. (2015). Decentering and related constructs: A critical review and metacognitive processes model. *Perspectives on Psychological Science*, 10(5), 599-617. <https://doi.org/10.1177/1745691615594577>
- Bieling, P. J., Hawley, L. L., Bloch, R. T., Corcoran, K. M., Levitan, R. D., Young, L. T., MacQueen, G.M., & Segal, Z. V. (2012). Treatment-specific changes in decentering following mindfulness-based cognitive therapy versus antidepressant medication or placebo for prevention of depressive relapse. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 80(3), 365-372. <https://doi.org/10.1037/a0027483>
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. Wiley.
- Brown, T. A., & Barlow, D. H. (2009). A proposal for a dimensional classification system based on the shared features of the DSM-IV anxiety and mood disorders: Implications for assessment and treatment. *Psychological Assessment*, 21(3), 256-271. <https://doi.org/10.1037/a0016608>
- Browne, M. W. (1972). Oblique rotation to a partially specified target. *British Journal*

- of *Mathematical and Statistical Psychology*, 25(2), 207-212.
<https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1972.tb00492.x>
- Bryant, F. (2003). Savoring Beliefs Inventory (SBI): A scale for measuring beliefs about savouring. *Journal of mental health*, 12(2), 175-196.
<https://doi.org/10.1080/0963823031000103489>
- Burke, T. A., Stange, J. P., Hamilton, J. L., Cohen, J. N., O'Garro Moore, J., Daryanani, I., Abramson, L. Y., & Alloy, L. B. (2015). Cognitive and emotion regulatory mediators of the relationship between behavioral approach system sensitivity and nonsuicidal self injury frequency. *Suicide and Life Threatening Behavior*, 45(4), 495-504.
<https://doi.org/10.1111/sltb.12145>
- Carl, J. R., Soskin, D. P., Kerns, C., & Barlow, D. H. (2013). Positive emotion regulation in emotional disorders: A theoretical review. *Clinical psychology review*, 33(3), 343-360.
<https://doi.org/10.1016/j.cpr.2013.01.003>
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate behavioral research*, 1(2), 245-276.
https://doi.org/10.1207/s15327906mbr0102_10
- Costa, P. T., Jr., & McCrae, R. R. (1992). *Revised NEO Personality Inventory (NEO PI-R) and NEO Five-Factor Inventory (NEO-FFI): Professional manual*. Psychological Assessment Resources.
- Costello, A. B., & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 10(7), 1-9.
<https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>
- Cyders, M. A., Smith, G. T., Spillane, N. S., Fischer, S., Annus, A. M., & Peterson, C. (2007). Integration of impulsivity and positive mood to predict risky behavior: development and validation of a measure of positive urgency. *Psychological assessment*, 19(1), 107-118.
<https://doi.org/10.1037/1040-3590.19.1.107>
- Eckland, N. S., Sperry, S. H., Castro, A. A., & Berenbaum, H. (2022). Intensity, frequency, and differentiation of discrete emotion categories in daily life and their associations with depression, worry, and rumination. *Emotion*, 22(2), 305-317.
<https://doi.org/10.1037/emo0001038.supp>
- Ehrenreich, J. T., Fairholme, C. P., Buzzella, B. A., Ellard, K. K., & Barlow, D. H. (2007). The role of emotion in psychological therapy. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 14(4), 422-428.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-2850.2007.00102.x>
- Eisner, L. R., Johnson, S. L., & Carver, C. S. (2008). Cognitive responses to failure and success relate uniquely to bipolar depression versus mania. *Journal of Abnormal Psychology*, 117(1), 154-163.
<https://doi.org/10.1037/0021-843x.117.1.154>
- Eisner, L. R., Johnson, S. L., & Carver, C. S.

- (2009). Positive affect regulation in anxiety disorders. *Journal of Anxiety Disorders*, 23(5), 645-649.
<https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2009.02.001>
- Feldman, G. C., Joormann, J., & Johnson, S. L. (2008). Responses to positive affect: A self report measure of rumination and dampening. *Cognitive Therapy and Research*, 32(4), 507-525.
<https://doi.org/10.1007/s10608-006-9083-0>
- Forman, E. M., Herbert, J. D., Juarascio, A. S., Yeomans, P. D., Zebell, J. A., Goetter, E. M., & Moitra, E. (2012). The Drexel defusion scale: A new measure of experiential distancing. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 1(1-2), 55-65.
<https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2012.09.001>
- Fredrickson, B. L., & Levenson, R. W. (1998). Positive emotions speed recovery from the cardiovascular sequelae of negative emotions. *Cognition & emotion*, 12(2), 191-220.
<https://doi.org/10.1080/026999398379718>
- Fredrickson, B. L., Mancuso, R. A., Branigan, C., & Tugade, M. M. (2000). The undoing effect of positive emotions. *Motivation and emotion*, 24(4), 237-258.
<https://doi.org/10.1023/a:1010796329158>
- Fresco, D. M., Moore, M. T., van Dulmen, M. H. M., Segal, Z. V., Ma, S. H., Teasdale, J. D., & Williams, J. M. G. (2007). Initial psychometric properties of the Experiences Questionnaire: Validation of a self-report measure of decentering. *Behavior Therapy*, 38(3), 234-246.
<https://doi.org/10.1016/j.beth.2006.08.003>
- Fresco, D. M., Segal, Z. V., Buis, T., & Kennedy, S. (2007). Relationship of posttreatment decentering and cognitive reactivity to relapse in major depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 75(3), 447-455.
<https://doi.org/10.1037/0022-006x.75.3.447>
- Fulford, D., Johnson, S. L., & Carver, C. S. (2008). Commonalities and differences in characteristics of persons at risk for narcissism and mania. *Journal of Research in Personality*, 42(6), 1427-1438.
<https://doi.org/10.1016/j.jrp.2008.06.002>
- Genet, J. J., Malooly, A. M., & Siemer, M. (2013). Flexibility is not always adaptive: Affective flexibility and inflexibility predict rumination use in everyday life. *Cognition & emotion*, 27(4), 685-695.
<https://doi.org/10.1080/02699931.2012.733351>
- Genet, J. J., & Siemer, M. (2011). Flexible control in processing affective and non-affective material predicts individual differences in trait resilience. *Cognition and emotion*, 25(2), 380-388.
<https://doi.org/10.1080/02699931.2010.491647>
- Ghaznavi, S., & Deckersbach, T. (2012). Rumination in bipolar disorder: evidence for an unquiet mind. *Biology of mood & anxiety disorders*, 21(1), 2-11.
<https://doi.org/10.1186/2045-5380-2-2>
- Gillanders, D. T., Bolderston, H., Bond, F. W., Dempster, M., Flaxman, P. E.,

- Campbell, L., Kerr, S., Tansey, L., Noel, P., Ferenbach, C., Masley, S., Roach, L., Lloyd, J., Mary, L., Clarke, S., & Remington, B. (2014). The development and initial validation of the cognitive fusion questionnaire. *Behavior therapy, 47*(1), 83-101.
<https://doi.org/10.1016/j.beth.2013.09.001>
- Gratz, K. L., & Roemer, L. (2004). Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the difficulties in emotion regulation scale. *Journal of psychopathology and behavioral assessment, 26*(1), 41-54.
<https://doi.org/10.1023/b:joba.0000007455.08539.94>
- Gross, J. J. (2015). Emotion regulation: Current status and future prospects. *Psychological Inquiry, 26*(1), 1-26.
<https://doi.org/10.1080/1047840x.2014.940781>
- Gruber, J., Eidelman, P., Johnson, S. L., Smith, B., & Harvey, A. G. (2011). Hooked on a feeling: Rumination about positive and negative emotion in inter episode bipolar disorder. *Journal of Abnormal Psychology, 120*(4), 956-961.
<https://doi.org/10.1037/a0023667>
- Hadash, Y., Lichtash, Y., & Bernstein, A. (2017). Measuring decentering and related constructs: Capacity and limitations of extant assessment scales. *Mindfulness, 8*(6), 1674-1688.
<https://doi.org/10.1007/s12671-017-0743-9>
- Hanley, A. W., Bernstein, A., Nakamura, Y., Hadash, Y., Rojas, J., Tennant, K. E., Rebecca, L., & Garland, E. L. (2020). The Metacognitive Processes of Decentering Scale: Development and initial validation of trait and state versions. *Psychological Assessment, 32*(10), 956-971.
<https://doi.org/10.1037/pas0000931>
- Hayes-Skelton, S. A., Calloway, A., Roemer, L., & Orsillo, S. M. (2015). Decentering as a potential common mechanism across two therapies for generalized anxiety disorder. *Journal of consulting and clinical psychology, 83*(2), 395-404.
<https://doi.org/10.1037/a0038305>
- Hirschfeld, R. M., Williams, J. B., Spitzer, R. L., Calabrese, J. R., Flynn, L., Keck Jr, P. E., Lewis, L., McElroy, S. L., Post, R. M., Rapport, D. J., Russell, J. M., Sachs, G. S., & Zajecka, J. (2000). Development and validation of a screening instrument for bipolar spectrum disorder: the Mood Disorder Questionnaire. *American journal of psychiatry, 157*(11), 1873-1875.
<https://doi.org/10.1176/appi.ajp.157.11.1873>
- Just, N., & Alloy, L. B. (1997). The response styles theory of depression: tests and an extension of the theory. *Journal of abnormal psychology, 106*(2), 221-229.
<https://doi.org/10.1037/0021-843x.106.2.221>
- Keng, S. L., & Tong, E. M. (2016). Riding the tide of emotions with mindfulness: Mindfulness, affect dynamics, and the mediating role of coping. *Emotion, 16*(5), 706.
<https://doi.org/10.1037/emo0000165>
- Kissen, M. (1986). Characterological aspects

- of depression in borderline patients. *Current Issues in Psychoanalytic Practice*, 2(2), 45-63.
https://doi.org/10.1300/j256v02n02_06
- Kraiss, J. T., Ten Klooster, P. M., Chrispijn, M., Stevens, A., Doornbos, B., Kupka, R. W., & Bohlmeijer, E. T. (2023). A multicomponent positive psychology intervention for euthymic patients with bipolar disorder to improve mental well being and personal recovery: A pragmatic randomized controlled trial. *Bipolar disorders*, 25(8), 683-695.
<https://doi.org/10.1111/bdi.13313>
- Lau, M. A., Bishop, S. R., Segal, Z. V., Buis, T., Anderson, N. D., Carlson, L., & Devins, G. (2006). The Toronto Mindfulness Scale: Development and validation. *Journal of Clinical Psychology*, 62(12), 1445-1467.
<https://doi.org/10.1002/jclp.20326>
- Linehan, M. M., Bohus, M., & Lynch, T. R. (2007). Dialectical Behavior Therapy for *Pervasive Emotion Dysregulation: Theoretical and Practical Underpinnings*. In J. J. Gross (Ed.), *Handbook of emotion regulation* (pp. 581-605). The Guilford Press.
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2022). Factor Analysis (Version 12.03.01) [Computer software].
- Maniaci, M. R., & Rogge, R. D. (2014). Caring about carelessness: Participant inattention and its effects on research. *Journal of research in personality*, 48, 61-83.
<https://doi.org/10.1016/j.jrp.2013.09.008>
- Mauss, I. B., Savino, N. S., Anderson, C. L., Weisbuch, M., Tamir, M., & Laudenslager, M. L. (2012). The pursuit of happiness can be lonely. *Emotion*, 12(5), 908-912.
<https://doi.org/10.1037/a0025299>
- McCracken, L. M., DaSilva, P., Skillicorn, B., & Doherty, R. (2014). The Cognitive Fusion Questionnaire: A preliminary study of psychometric properties and prediction of functioning in chronic pain. *The Clinical journal of pain*, 30(10), 894-901.
<https://doi.org/10.1097/ajp.0000000000000047>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2012). *Mplus user's guide* (7th ed.). Muthén & Muthén.
- Naragon-Gainey, K., & DeMarree, K. G. (2017a). Decentering attenuates the associations of negative affect and positive affect with psychopathology. *Clinical Psychological Science*, 5(6), 1027-1047.
- Naragon-Gainey, K., & DeMarree, K. G. (2017b). Structure and validity of measures of decentering and defusion. *Psychological Assessment*, 29(7), 935-954.
<https://doi.org/10.1037/pas0000405>
- Naragon-Gainey, K., DeMarree, K. G., Kyron, M. J., McMahon, T. P., Park, J., & Biehler, K. M. (2023). Decentering from emotions in daily life: Dynamic associations with affect, symptoms, and

- well-being. *Clinical Psychological Science*, 11(5), 841-862.
<https://doi.org/10.1177/21677026221147262>
- Nelis, D., Quoidbach, J., Hansenne, M., & Mikolajczak, M. (2011). Measuring individual differences in emotion regulation: The Emotion Regulation Profile-Revised(ERP-R). *Psychologica Belgica*, 51(1), 49-91.
<https://doi.org/10.5334/pb-51-1-49>
- Nelis, S., Luyckx, K., Feldman, G., Bastin, M., Raes, F., & Bijttebier, P. (2016). Assessing response styles to positive affect: One or two dimensions of positive rumination in the Responses to Positive Affect questionnaire?. *Personality and Individual Differences*, 89, 40-46.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.09.031>
- O'Toole, M. S., Renna, M. E., Mennin, D. S., & Fresco, D. M. (2019). Changes in decentering and reappraisal temporally precede symptom reduction during emotion regulation therapy for generalized anxiety disorder with and without co-occurring depression. *Behavior Therapy*, 50(6), 1042-1052.
<https://doi.org/10.1016/j.beth.2018.12.005>
- Preece, D. A., Becerra, R., Robinson, K., Dandy, J., & Allan, A. (2018). Measuring emotion regulation ability across negative and positive emotions: The Perth Emotion Regulation Competency Inventory (PERCI). *Personality and Individual Differences*, 135, 229-241.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.07.025>
- Quoidbach, J., Berry, E. V., Hansenne, M., & Mikolajczak, M. (2010). Positive emotion regulation and well-being: Comparing the impact of eight savoring and dampening strategies. *Personality and Individual Differences*, 49(5), 368-373.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.03.048>
- Raes, F., Daems, K., Feldman, G. C., Johnson, S. L., & Van Gucht, D. (2010). A psychometric evaluation of the Dutch version of the responses to positive affect questionnaire. *Psychologica Belgica*, 49(4), 293-310.
<https://doi.org/10.5334/pb-49-4-293>
- Rainone, A., & Mancini, F. (2018). When positive emotions lead to feeling bad. The role of secondary evaluation and affect as information in hypomania and mania. *Rivista di Psichiatria*, 53(6), 317-323. <https://doi.org/10.1708/3084.30765>
- Robinson, M. S., & Alloy, L. B. (2003). Negative cognitive styles and stress-reactive rumination interact to predict depression: A prospective study. *Cognitive Therapy and research*, 27(3), 275-291.
<https://doi.org/10.1023/a:1023914416469>
- Roemer, L., Litz, B. T., Orsillo, S. M., & Wagner, A. W. (2001). A preliminary investigation of the role of strategic withholding of emotions in PTSD. *Journal of traumatic stress*, 14(1), 149-156.
<https://doi.org/10.1023/a:1007895817502>
- Rowland, Z., Wenzel, M., & Kubiak, T. (2020). A mind full of happiness: How

- mindfulness shapes affect dynamics in daily life. *Emotion*, 20(3), 436-451.
<https://doi.org/10.1037/emo0000562>
- Sahdra, B. K., Shaver, P. R., & Brown, K. W. (2010). A scale to measure nonattachment: A Buddhist complement to Western research on attachment and adaptive functioning. *Journal of personality assessment*, 92(2), 116-127.
<https://doi.org/10.1080/00223890903425960>
- Segal, Z., Williams, M., & Teasdale, J. (2012). *Mindfulness-based cognitive therapy for depression*. Guilford press.
- Stone, A. A., & Shiffman, S. (1994). Ecological momentary assessment (EMA) in behavioral medicine. *Annals of Behavioral Medicine*, 16(3), 199-202.
<https://doi.org/10.1093/abm/16.3.199>
- Tamir, M., & Ford, B. Q. (2012). Should people pursue feelings that feel good or feelings that do good? Emotional preferences and well-being. *Emotion*, 12(5), 1061-1070.
<https://doi.org/10.1037/a0027223>
- Teasdale, J. D., Scott, J., Moore, R. G., Hayhurst, H., Pope, M., & Paykel, E. S. (2001). How does cognitive therapy prevent relapse in residual depression? Evidence from a controlled trial. *Journal of consulting and clinical psychology*, 69(3), 347-357.
<https://doi.org/10.1037/0022-006x.69.3.347>
- Teasdale, J. D., Moore, R. G., Hayhurst, H., Pope, M., Williams, S., & Segal, Z. V. (2002). Metacognitive awareness and prevention of relapse in depression: Empirical evidence. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 70(2), 275-287.
<https://doi.org/10.1037/0022-006x.70.2.275>
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220.
- Tugade, M. M., & Fredrickson, B. L. (2007). Regulation of positive emotions: Emotion regulation strategies that promote resilience. *Journal of happiness studies*, 8(3), 311-333.
<https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Tull, M. T. (2006). Extending an anxiety sensitivity model of uncued panic attack frequency and symptom severity: The role of emotion dysregulation. *Cognitive Therapy and Research*, 30(2), 177-184.
<https://doi.org/10.1007/s10608-006-9036-7>
- Verstraeten, K., Vasey, M. W., Raes, F., & Bijttebier, P. (2012). The mediational role of responses to positive affect in the association between temperament and (hypo) manic symptoms in children. *Cognitive therapy and research*, 36(6), 768-775.
<https://doi.org/10.1007/s10608-011-9402-y>
- Watson, D., & Naragon-Gainey, K. (2014). Personality, emotions, and the emotional disorders. *Clinical Psychological Science*, 2(4), 422-442.
<https://doi.org/10.1177/2167702614536162>
- Whiteside, S. P., & Lynam, D. R. (2001). The

five factor model and impulsivity: Using a structural model of personality to understand impulsivity. *Personality and individual differences*, 30(4), 669-689.

[https://doi.org/10.1016/s0191-8869\(00\)00064-7](https://doi.org/10.1016/s0191-8869(00)00064-7)

Wyse, A. E. (2021). How days between tests impacts alternate forms reliability in computerized adaptive tests. *Educational and Psychological Measurement*, 81(4), 644-667.

<https://doi.org/10.1177/0013164420979656>

원고접수일: 2026년 3월 25일

논문심사일: 2026년 7월 2일

게재결정일: 2026년 7월 2일

Development of Two Scales to Evaluate the Pathology of Positive Emotions: Validation of Excessive Positive Rumination Scale(EPRS) and Metacognitive Process of Decentering Scale-Positive(MPoD-P)

Kim, Jung-ok Hwang, Seong-Hoon
Hanyang Cyber University

Measures of the pathology of positive emotions remain far scarcer than measures of negative emotions. This study therefore sought to validate two scales: one assessing maladaptive responses to positive emotions and the other assessing their adaptive regulation. The Excessive Positive Rumination Scale (EPRS) measures dysfunctional response styles that generate excessive positive emotions, whereas the Metacognitive Process of Decentering Scale - Positive (MPoD-P) measures the ability to regulate positive emotions from an appropriate psychological distance. The two scales were adapted from existing measures of response styles and of decentering, respectively. An online survey was administered to 296 cyber university students. Besides the two new scales, it included the Response to Positive Affect Questionnaire (RPA), the positive emotion subscale of the Perth Emotion Regulation Competency Inventory (PERCI), the Positive Urgency Scale (PU), the Bipolar Disorder Scale, the Drexel Defusion Scale (DDS), the Non-Attachment Scale (NAS), the short form of the Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ), and an Equanimity Scale. Exploratory factor analysis and exploratory structural equation modeling with target rotation yielded a single-factor structure for the EPRS and a three-factor structure for the MPoD-P. Scores on the EPRS correlated positively with reduced positive emotion regulation ability, positive urgency, and bipolar symptoms, supporting its convergent and concurrent validity. Scores on the MPoD-P correlated positively with defusion, non-attachment, mindfulness, and equanimity, supporting its convergent validity; contrary to expectation, however, they were not significantly negatively correlated with measures of positive emotion pathology. Both scales demonstrated good internal consistency and test-retest reliability. The discussion considers how the two scales might be used together to assess vulnerability and protective factors in positive emotion regulation, and outlines directions for future research.

Keywords: excessive positive rumination, positive decentering, dysregulation of positive emotion, exploratory structural equation modeling