

긍정정서 반응척도 확장판의 타당화*

장 윤 정

황 성 훈[†]

한양사이버대학교 휴먼서비스 대학원 상담 및 임상심리전공

정서조절의 곤란이 다양한 정신병리의 발생 및 유지기제로서 조명되는 가운데, 부정정서 뿐 아니라 긍정정서의 조절곤란이 주목을 받고 있다. 이를 측정하는 자기보고척도 중 하나가 긍정정서 반응척도(Responses to Positive Affect Questionnaire: RPA)이다. 본 연구는 기분장애 평가를 위한 RPA의 타당도를 개량하기 위해 강한 긍정정서에 대한 진화(鎮火) 반응을 반영하는 5개의 문항을 추가하여 확장판 RPA를 개발하고, 그 구성 및 증분 타당도를 검증하고자 한다. 사이버대학생 525명(표집 A 178, 표집 B 120, 표집 C 227명)이 온라인으로 연구에 참여하였다. 표집 A와 표집 B를 합한 표본(N=298)을 대상으로 탐색적 요인분석 및 탐색적 구조방정식 모형(ESEM)을 적용한 결과, 기존 RPA에서 확인된 2개 요인(긍정반추, 찬물끼엇기)에 더해 추가된 5문항이 또 다른 요인(강한 긍정정서 진화하기)으로 묶여져, 3요인 구조가 얻어졌다. 표집 C를 대상으로 한 확인적 요인분석에서도 3요인 모형의 적합도는 적절한 것으로 지지되었다. 확장판 RPA가 기존판에 비해서 관련 병리를 설명할 때 추가 공헌을 하는지를 살피기 위해 긍정정서 조절곤란 척도(DERS-PA), 기분장애 질문지(MDQ), 알트만 자기 평정 조증 척도(ASRM) 및 역학연구 우울척도(CES-D) 각각을 종속측정치로, 1차로 RPA 원판이, 2차로 추가된 문항세트가 투입되는 위계적 회귀분석을 하였다. 그 결과, 긍정정서 조절곤란을 설명할 때 추가 문항 세트가 기존 RPA의 설명량을 넘어서는 유의한 공헌을 하여서 확장판 RPA의 증분 타당도가 지지되었다. MDQ로 측정된 (경)조증의 과거력에 대해서는 추가 문항 세트가 증분타당도를 나타냈으나, ASRM으로 측정된 현재의 (경)조증 증상에 대해서는 추가적 설명력을 가지지 못하였다. 우울증상에 대해서는 예측한 대로 추가 문항 세트의 설명력이 유의하지 않았다. 끝으로 본 연구의 임상적 의미와 한계, 후속 연구의 방향을 제시하였다.

주요어 : 긍정정서 반응척도(RPA), 긍정반추, 찬물끼엇기(dampening), 강한 긍정정서 진화하기, 양극성 장애, 요인 분석, 증분 타당도

* 본 연구 중 일부는 2019년 한국임상심리학회 가을 학술대회에서 포스터로 발표되었음.

[†] 교신저자(Corresponding Author) : 황성훈 / 한양사이버대학교 상담 및 임상심리학과 / (04763) 서울시 성동구 행당동 왕십리로 220 / E-mail : thinkgrey@daum.net

기분장애에 대해 포괄적인 생물심리사회적 접근을 취하는 행동 활성화 체계(Behavioral Activation System) 민감성 이론에 따르면 양극성 장애는 긍정정서에 대한 반응성을 증가시키는 기질적 취약성을 가지고 있다(Depue & Iacono, 1989; Lauren et al., 2006; Meyer, Johnson, & Winters, 2001). 양극성 장애를 가진 사람들은 사소한 성공이나 목표 달성과 같은 사건 후에 지속적으로 긍정정서를 고양해서 상향화하는데, 그들의 증폭된 긍정정서는 맥락을 무시한 채 적절하지 않을 수 있는 상황에서도 계속적으로 활성화된다(Gruber, 2011).

이에 반해 우울증은 높은 부정정서와 낮은 긍정정서 모두를 특징으로 하는 장애로(Nelis et al., 2016), 임상적으로 중요한 특성 중에는 대다수의 사람들이 보편적으로 즐길 수 있는 활동에 대한 관심과 즐거움의 상실 및 일반적으로는 기분 좋은 환경과 사건에 대한 정서적 반응성의 결핍이 포함된다(World Health Organization, 1992). 일반적으로 기쁘고 유쾌할 수 있는 상황이나 활동에서 즐거움을 경험할 수 있는 능력이 부족한 무쾌감(anhedonia; Pelizza, 2005; Pelizza, Pupo, & Ferrari, 2012)은 주요 우울 장애의 핵심 진단 기준이다(American Psychiatric Association, 2015).

따라서 양극성 장애와 우울 장애를 구분하는 것은 우울한 기분의 유무뿐만 아니라 긍정정서에 대한 반응 양식의 차이일 수 있다. 긍정정서에 대한 조절에서 북돋고 상향화하는지 아니면 무반응속에서 하향화하는지가 두 기분 장애를 변별하는 기준 중 하나일 수 있다.

Feldman, Joormann과 Johnson(2008)은 긍정정서에 대한 반응이 우울증과 조증을 이해하는데 있어 부정정서에 대한 반응만큼 중요할 수 있음을 강조하면서 긍정정서에 대한 반응 척

도(Responses to Positive Affect Questionnaire: RPA)를 개발하였다. RPA는 Nolen-Hoeksema(1991)의 우울에 대한 반응양식이론(Response Style Theory)에 기반을 둔 반응양식 질문지(Response Styles Questionnaire: RSQ; Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991)에 상응하는 척도이다. RPA는 개발 단계에서 정서 초점적 긍정반추(emotion-focused positive rumination), 자기 초점적 긍정반추(self-focused positive rumination) 및 찬물끼엇기(dampening)의 3요인 구조를 가진 것으로 보고되었다. 정서 초점적 긍정반추는 기분 좋은 순간을 만끽하며 자신의 기분이 얼마나 좋은지에 대해 생각하는, 긍정적인 기분과 신체 경험에 대한 반추를 특징으로 한다. 자기 초점적 긍정반추는 자신이 다 해낼 수 있고 그래서 얼마나 자랑스러운지에 대해 생각하는, 개인적으로 관련된 목표 추구에 대한 반추를 평가한다. 반면에 찬물끼엇기는 좋은 기분 상태가 오래가지 않을 것이고, 자신은 이런 기분을 누릴 자격이 없다는 식으로 생각하며 좋은 기분을 억제하는 문항들로 구성된다. 정서 초점 및 자기 초점 긍정반추와 찬물끼엇기는 인지반응에 초점을 둔 정서 조절 전략을 반영하는 것으로(Feldman, Joormann, & Johnson, 2008), 전자는 긍정정서에 대한 상향화 조절을, 후자는 하향화 조절을 각각 나타낸다.

이후 RPA는 네덜란드(Raes, Daems, Feldman, Johnson, & Van Gucht, 2009), 스웨덴(Olofsson, Boersma, Engh, & Wurm, 2014), 중국(Yang & Guo, 2014) 등에서 변안 및 타당화 연구가 이루어졌다. 성인을 대상으로 한 연구에서는 Feldman 등(2008)과 같은 3요인 구조가 확인되었다. 그러나 아동을 대상으로 이루어진 연구(Bijttebier, Reas, Vasey, & Feldman, 2012)에서는 단일한 긍정반추와 찬물끼엇기의 2요인 구조

가 지지되었다. 한편 일반 성인을 대상으로 한 국내의 RPA 연구에서는 2요인 구조가 보고된 바 있다(김빛나, 권석만, 2014; 김효선, 2013; 장윤정, 2019). 이와 일치하게, RPA 척도를 사용한 연구들에서 자기 초점 및 정서 초점적 긍정반추 간에 상호 상관이 높고(Feldman et al., 2008; Olofsson et al., 2014; Yang & Guo, 2014), 요인분석에서 두 가지 긍정반추 간에 문항이 뒤바뀌는 현상이 있었다(Olofsson et al., 2014; Raes et al., 2009). 이에 Neils 등(2016)은 두 긍정반추를 하나의 차원으로 합칠 것을 권고하였다. 따라서 RPA를 단일한 긍정반추와 찬물끼얹기의 2요인 구성으로 파악하는 것이 그 내적 구조를 더 간명하고 안정되게 규명하는 선택일 수 있다.

긍정정서에 대한 이상 반응을 특징으로 보이는 대표적인 심리 장애가 양극성 장애와 우울 장애이므로, 다수의 연구들에서 RPA 척도를 사용하여 두 장애를 비교 검증했다. 양극성 장애를 가진 사람들이 주요 우울 장애를 가진 사람들보다 긍정반추를 더 많이 한다는 것은 다양한 연구에서 지지되었다(Fletcher, Parker, & Manicavasagar, 2013; Hanssen, Regeer, Schut, & Boelen, 2018; Johnson, McKenzie, & McMurrich, 2008). 그러나 찬물끼얹기는 두 기분 장애에서 유의한 차이가 없거나(Fletcher et al., 2013), 주요 우울 장애에서 오히려 더 높은 수준을 보이기도 했다(Hanssen et al., 2018).

또한 우울 증상에 대한 다수의 회귀분석에서 긍정반추는 부적인 반면에 찬물끼얹기는 정적인 예측변수의 역할을 하였다(김빛나, 권석만, 2014; Bijttebier et al., 2012; Feldman et al., 2008; Raes et al., 2009; Yang & Guo, 2014). 그러나 조증에 대한 회귀분석에서는 긍정반추와 찬물끼얹기 모두 정적인 예측변수로 나타

났다(김빛나, 권석만, 2014; Bijttebier et al., 2012; Olofsson et al., 2004). RPA가 긍정반추와 찬물끼얹기의 2요인 구조로서 전자가 긍정정서에 대한 상향화를, 후자가 하향화를 나타낸다고 할 때, 이러한 앞선 연구 결과들은 적어도 하향화에 있어서는 조증 에피소드가 있는 양극성 장애와 주요 우울 장애가 구분되지 않음을 시사한다. 기존의 RPA를 통해서 측정된 결과에 따르면, 긍정반추는 우울증보다는 조증에서 더 높아서 우울증과 조증에 대해 차별적으로 작용하지만, 찬물끼얹기는 두 증상에 대한 변별 효과를 가지지 못한 채 일관성 없는 결과들을 보여주고 있다.

그러나 임상현실에서 일어나는 긍정정서에 대한 하향화 반응에서 양극성 장애와 우울 장애는 실제적 차이를 가지고 있다. 우울 장애의 긍정정서에 대한 찬물끼얹기는 대부분의 사람들이 ‘통상적으로’ 즐거워할 상황에서 그 기쁨을 느끼지 못하는 것이나(Pelizza, 2005; Pelizza et al., 2012), 양극성 장애의 그것은 (경)조증 증상의 일부로 나타나는 들뜸이나 흥분과 같은 ‘강렬한’ 긍정정서를 빠르게 진화(鎮火)하기 위한 반응이다. 즉, 찬물끼얹기의 대상이 되는 긍정정서의 높이(고양된 정도)와 강도(강렬한 정도)에서 두 기분 장애는 차이를 보일 수 있다. 따라서 앞서 여러 연구들에서 RPA의 찬물끼얹기가 양극성 장애와 우울 장애를 변별하지 못한 것은 통상적 긍정정서에 대한 진화는 평가하되, 강렬하고 고양된 긍정정서에 대한 하향화 반응은 타당하게 측정하지 못했기 때문일 수 있다.

실제로 양극성 장애를 가진 사람들은 극단적인 긍정정서가 있는 상태에서 이러한 감정을 억제하기 위해 노력한다(Mansell, Morrison, Reid, Lowens, & Tai, 2007). 그들은 조증의 잠재

적인 방아쇠(trigger) 역할을 하는 사건이나 감정들을 알고 있으며(Edge et al., 2013; Lam, Wong, & Sham, 2001), 이러한 상황이 유해하다고 판단되면 대처 방법을 모색한다(Lam & Wong, 2005; Lam et al., 2001). 그중 하나가 자신의 긍정정서를 감소시키고자 하는 노력이다(Edge et al., 2013; Lam & Wong, 2005). 즉, 기분이 좋은 상태에서 자신이 실수할 것에 대해 염려하거나, 나중에 후회할 일에 대해 걱정함으로써 기분이 더 이상 고양되지 않게 한다. 극단적 긍정정서에 대한 진화는 혹시 발생할 수 있는 불미스러운 사건을 미연에 막음으로써 조증 에피소드의 재발이나 악화를 예방하는 자구책이기는 하지만, 양질의 기분으로부터 스스로를 격리시킴으로써 결과적으로는 또 다른 부적절한 정서 상태에 놓이게 만든다. 그래서 긍정정서에 찬물을 끼얹는 시도는 역설적으로 질병의 경과를 다시 악화시키며(Gilbert, Nolen-Hoeksema, & Gruber, 2013), 삶의 질도 떨어뜨린다(Edge et al., 2013).

최근 정서조절의 곤란이 다양한 정신병리의 발생 및 유지기제로서 조명되는 가운데, 부정정서 뿐 아니라 긍정정서의 조절곤란이 주목을 받고 있으므로, 긍정정서에 대한 인지적 반응 양식을 측정하는 RPA는 중요한 평가 및 연구도구 중 하나이다. 그러나 RPA를 이루는 두 축 중 하나인 긍정정서에 대한 하향화를 평가하는 찬물끼얹기 요인은 타당도 측면에서 개선의 여지를 가지고 있다. 본 연구에서는 RPA척도가 긍정정서 조절의 대표적인 장애인 양극성 장애의 임상현실을 타당하게 반영하도록, 그리고 긍정정서에 대한 진화 반응에서 양극성 장애와 우울 장애를 더 분명하게 변별할 수 있게, 기존의 RPA를 개량하고자 한다. 연구자들은 RPA 척도가 긍정반추의 평가에서,

그리고 통상적인 강도의 긍정정서에 대한 찬물끼얹기의 평가에서는 타당하다고 보고, 선행연구를 통해 드러난 사각 지대를 조명할 수 있는 하위척도를 덧붙이는 방향으로 RPA를 확장하였다. 기존 RPA의 빈 곳이 지나치게 고양되고 강렬한 긍정정서에 대한 진화 반응의 평가라는 분석 하에 이를 반영하는 문항을 개발하여 기존 척도에 추가하였다.

추가 문항들은 양극성 장애를 특징짓는 인지적 양식 중 하나인, Mansell, Morrison, Reid, Lowens와 Tai(2007)가 제안한 통합인지모형(An Integrative Cognitive Model of Mood Swings and Bipolar Disorders)을 이론적 기반으로 하였다. 이 모형에서는 활성화된 내적 상태에 대해 극단적인 긍정 해석을 하는 동시에 극단적인 부정 해석을 하는 모순이 양극성 장애의 기분 기복을 가져온다고 본다. 여기서 극단적 긍정 해석은 긍정 정서에 대한 강화(enhancement)이고, 극단적 부정 해석은 진화(dampening)여서, 반응 양식 이론의 긍정반추(enhancement), 찬물 끼얹기(dampening)와 동일한 이론적 구조를 가진다. 확장판 RPA의 새로운 문항들은 기분 고양이나 활성화와 같은 내적 상태에 대해 극단적 부정 해석을 담고 있는 경조증적 태도 및 긍정 예측 척도(Hypomanic Attitudes and Positive Prediction Inventory: HAPPI; Mansell, 2006)를 참조하였다.

HAPPI의 “(기분이 좋을 때) 즐거운 기분이 넘쳐서 실수를 하거나 문제를 일으킬 수 있다는 생각을 한다.”, “(기분이 좋을 때) 자신감과 의욕이 적당한 선을 넘어서 오히려 문제가 되거나 주변 사람들에게 폐를 끼칠 수 있다는 생각을 한다.” 등과 같이, 다가온 긍정정서가 압도적으로 강렬해지거나 범람하여 부정적 결과를 가져올 것이라는 반응을 보이면서 진화

한다는 내용의 문항을 5개 추가하여 긍정정서 반응척도 확장판(Extended Responses to Positive Affect Questionnaire: E-RPA)을 개발하였다.

본 연구에서는 확장판 RPA가 기존의 2요인 구조에 더해 강렬한 정서에 대한 진화라는 새로운 요소를 반영하는 3요인의 내적 구조를 갖는지를 요인분석을 통해 살펴보고자 한다. 또한 확장판 RPA의 존재 이유와 유용성은 기존 RPA를 넘어서는 증분 타당도에 있으므로, 확장판 RPA가 (경)조증 증상과 긍정정서 조절의 어려움을 추가적으로 설명하는지를 검증할 것이다. 기존의 찬물끼였기로는 어려웠던 (경)조증 증상과 우울 증상의 변별이 확장판 RPA에서 추가된 요소인 강렬한 정서에 대한 진화 반응으로 가능한지를 알아보고자 한다. 본 연구의 연구 가설은 다음과 같다.

가설 1. 강한 긍정정서에 대한 진화를 측정하는 문항들은 별도의 요인을 형성할 것이므로 E-RPA는 기존 RPA의 2요인에 이것이 더해져서 3요인 구조를 이룰 것이며, 이는 별개 표집에서 교차 확인될 것이다.

가설 2. E-RPA에 추가된 강렬한 긍정정서에 대한 진화 문항들은 긍정정서 조절곤란을 설명하는 데 기존 RPA를 넘어서 증분타당도를 가질 것이다.

가설 3. E-RPA에 추가된 강렬한 긍정정서에 대한 진화 문항들은 우울 증상과는 관련이 없어서, (경)조증과 우울 증상을 구분할 것이다.

연구 1. E-RPA의 요인분석

연구 1에서는 E-RPA의 탐색적 요인분석 및 탐색적 구조방정식(Exploratory Structural Equation Modeling: ESEM) 분석을 실시하여 내적 구조를 확인하였다. 이어 요인구조의 적절성 여부를 판단하기 위해 교차표집에서 확인적 요인분석을 실시하였다.

방 법

연구참여자

연구는 서울 소재 사이버대학에 재학 중인 성인 남·여의 자발적 동의하에 이루어졌으며, 연구 표집은 A, B, C로 구성되었다. 표집 A는 평균 연령 37.11세($SD=9.89$)의 178명으로 구성되었는데, 이 중 남자가 36명(20.2%), 여자가 142명(79.8%)이었다. 표집 B는 120명으로 평균 연령 37.68세($SD=11.46$)였으며, 남자가 54명(45%), 여자가 66명(55%)이었다. 표집 A와 B를 합한 표본($N=298$)을 대상으로 E-RPA에 대한 탐색적 요인분석 및 ESEM을 실시하였다. 표집 C는 227명으로 이루어졌으며, 평균 연령은 36.99세($SD=10.21$)였고, 남자가 46명(20.3%), 여자가 181명(79.7%)을 차지했다. 표집 C에서는 E-RPA의 확인적 요인분석이 실시되었다.

측정도구

확장판 긍정정서 반응척도(Extended Responses to Positive Affect Questionnaire: E-RPA)

E-RPA는 Feldman 등(2008)이 긍정정서에 대한 정서조절 전략을 측정하기 위해 개발한 17 문항에 양극성 장애가 보이는 강한 긍정정서

에 대한 하향화 반응을 평가하는 5문항을 추가하여 총 22문항으로 구성된 척도이다. 추가된 문항들은 기분의 고양이나 내적 활성화를 부정적으로 해석하는 경향을 측정하는 경조증적 태도 및 긍정 예측 척도(HAPPI)를 참조하여 개발되었다. 이들은 “들뜬 기분에 휩쓸려서 나중에 후회할 일을 할 수 있다는 생각을 한다.”와 같이 고양되고 강렬한 긍정정서가 과해지거나 적당한 선을 넘어서 부정적 결과를 가져올 것이라는 반응을 보이면서 들뜬 기분과 지나친 의욕을 진화하는 내용으로 구성되었다. 22문항은 ‘전혀 아니다(1점)’에서 ‘거의 그렇다(4점)’의 4점 리커트 척도로 평정된다.

Feldman 등(2008)의 원 척도는 자기 초점적 긍정반추 4문항, 정서 초점적 긍정반추 5문항 및 찬물끼엇기 8문항으로 구성되었고, 내적 신뢰도 계수는 각각 .73, .76, .72로 확인되었다. 국내에서는 김빛나와 권석만(2014)에 의해 타당화되었는데, 한 개의 긍정반추와 찬물끼엇기 요인으로 확인되었고, 내적 신뢰도 계수는 각각 .85, .82였으며, 전체 문항은 .85로 나타났다.

자료분석

E-RPA의 내적구조 탐색을 위해 Factor Analysis 10.9.01(Lorenzo-Seva & Ferrando, 2019)과 Mplus 7.0(Muthén & Muthén, 1998-2012)을 활용하여 탐색적 요인분석 및 ESEM 분석을 실시하였다. ESEM 분석을 통해 얻어진 요인구조의 교차 타당도 확인을 위해 Mplus 7.0(Muthén & Muthén, 1998-2012)으로 확인적 요인분석을 실시하여 모형의 적합도를 확인하였다. 분석절차는 1) 요인분석 가능성 검토, 2) 요인수효 결정 및 탐색적 요인분석, 3) 부분제약 목표회

전, 4) 모형 수정, 5) 확인적 요인분석 순으로 진행되었다.

구체적인 분석 방법은 다음과 같다. 먼저 E-RPA가 요인분석에 적절한 자료인지를 확인하기 위해 표본 적합도 지수 KMO(Kaiser-Meyer-Olkin)와 Bartlett 구형성 검정을 실시하였다. 또한 E-RPA는 4점 평정의 다분형(polytomous) 척도이므로 다분 상관(polychoric correlation) 자료를 활용하여 R^2 (squared multiple correlation: SMC)을 계산하였다.

요인수효 결정을 위해 먼저 직관적 논리에 의한 발견법인 고유치 검사와 누적분산비율을 확인하였고, 이 두 방법 모두 주관성이 높다는 지적이 있어(Horn, 1965) 이보다 더 객관적인 방법으로 알려진 평행분석(parallel analysis: PA)을 실시하였는데, 이때 서열변수 자료에서 가장 좋은 수행을 보인 최소계수 요인분석(minimum rank factor analysis: MRFA) 방식을 사용했다(Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011).

발견법에서 적정한 것으로 시사되는 모형 각각에 대해 통계적 논리에 기반한 추론방법을 적용하기 위해 탐색적 요인분석을 통해 적합도를 추정하였다. 요인구조 기초해의 추정은 서열형 자료에 적합한 평균 및 분산 조정 가중 최소제곱법(mean-and variance-adjusted weighted least squares: WLSMV)을 사용하였다. 이어서 회전 방법으로는 요인 간 상관을 허락하는 사각회전인 동시에 복잡군집해를 다루기에 적절한 Geomin 회전(Browne, 2001)을 적용하였다. 단순구조의 가능성을 높이고 해석을 용이하게 하기 위해 기초해의 행(row)을 KAISER 방법으로 표준화하였다(이순목, 윤창영, 이민형, 정선호, 2016).

탐색적 요인분석을 통해 밝혀진 요인의 이중 적재(double loading)를 해결하고 해석 가능

성을 높이기 위해 부분제약 목표회전을 실시하였다. 부분제약이란 일차로 탐색적 회전을 한 후 그 결과에 근거하여 요인 형태계수 행렬 내 특정 값을 0으로 제약하고 나머지 값들만을 자유모수로 하여 추정하도록 회전하는 방법이다(이순목 등, 2016).

이어서, 부분제약 목표회전에서 제시하는 측정오차 간 상관계수에 대한 수정지수(modification index: MI)를 검토하여 모형의 적합도를 향상시키는 모형 수정 작업을 하였다. MI는 모형을 더 복잡하게 만든다는 단점이 있지만, 하나 이상의 모수를 더 추정함으로써 χ^2_M 의 값을 떨어뜨려 모형의 적합도를 좋게 할 수 있는 장점이 있으므로 그 모수를 자유롭게 추정하는 것을 고려하는 방법이다(김수영, 2016).

최종적으로 탐색적 확인과 ESEM에서 밝혀진 3요인 구조의 안정성과 일반화 가능성을 살펴보기 위해 교차표집에서 확인적 요인분석을 했다. 탐색적 분석과 동일하게 요인구조 기초해의 추정에는 WLSMV, 요인회전은 Geomin을 사용하였고, KAISER 방법으로 행을 표준화하였다.

결 과

요인분석 가능성 검토

표본 적합도 지수 KMO는 .87로 기준치 .50을 넘어 적절했다(서원진, 이수민, 김미리혜, 김제중, 2018). Bartlett 구형성 검정은 기각되어, $\chi^2=2708.9$, $p<.001$, 요인분석에 적합한 자료로 확인되었다.

먼저 각 문항의 평균 및 왜도와 첨도를 확인하였다. SMC는 .3~.7 사이의 값이 적정(이순

목 등, 2016)한데, 문항 모두가 .31~.80의 범위를 가지므로 모든 변수를 분석에 사용하였다(부록 I 참고).

요인수효 결정 및 탐색적 요인분석

요인수효의 결정을 위해 고유치와 그 차이를 살펴보면, 표 1에서 보듯이 3요인에서 4요인으로 가면서 현격히 떨어지는 것을 알 수 있다. 따라서 고유치 차이를 기준으로 할 때 적정 요인수효는 3개일 수 있다. 누적분산 비율은 보통 75%~85% 수준이어야 하는데(이순목 등, 2016) 4개 요인부터 76% 이상을 보인다. 따라서 누적분산비율로 본 적정 요인수효는 4개 이상이 추천된다.

평행분석 결과, 표 1에서와 같이 2요인까지에서 경험자료 고유치가 무선자료 고유치를 앞지르므로, MRFA에 따른 평행분석으로 확인한 적정 요인수효는 2개가 고려된다. 결과적으로 발견법에서는 적정 요인수효로는 2~4개가 시사되었다.

발견법에서 시사된 2, 3, 4요인 모형 각각에 대해 탐색적 요인분석을 통해 적합도를 추정하였다. 각 요인 모형의 적합도 판정을 위해 χ^2 검정, CFI(comparative fit index), TLI(Tucker-Lewis' index), RMSEA(root mean square error of approximation) 및 SRMR(standardized root mean square residual)을 검토하였다. 모형의 적합도는 CFI와 TLI는 .90이상일 때 매우 좋은 모형, RMSEA는 .50미만일 때 좋은 모형, .05~.08 이하이면 괜찮은 적합도로 간주하며(홍세희, 2000), SRMR은 .05이하일 때 좋은 모형적합도를 가진다고 본다(Byrne, 2012). 표 2에서 보듯이, χ^2 검정은 모두 영가설이 기각되어 모형이 적합하지 않다는 결론을 얻었다. 그러나 χ^2 검

표 1. 다분상관자료에 대한 고유치, 누적분산비율 및 최소계수 요인분석 방식의 평행분석 결과

요인 수호	고유치 (eigenvalue)	고유치 차이	분산 비율	누적분산 비율	경험자료고유치 분산 %	무선자료고유치 분산 %
1	6.91		0.39	0.39	34.30	10.39
2	4.35	2.56	0.24	0.63	21.70	9.34
3	1.55	2.80	0.09	0.71	8.03	8.70
4	0.88	0.67	0.05	0.76	5.07	8.22
5	0.72	0.16	0.04	0.80	4.06	7.60
6	0.66	0.06	0.04	0.84	3.87	7.12
7	0.60	0.06	0.03	0.87	3.58	6.68
8	0.43	0.17	0.02	0.90	2.68	6.25
9	0.39	0.04	0.02	0.92	2.59	5.79
10	0.30	0.09	0.02	0.94	2.33	5.40

표 2. 탐색적 모형의 적합도

모형	$\chi^2(df)$	CFI	TLI	RMSEA (90% CI)	SRMR
2요인	667.85** (188)	.92	.90	.09 (.09 .10)	.08
3요인	362.04** (168)	.97	.96	.06 (.05 .07)	.05
4요인	297.20** (149)	.98	.96	.06 (.05 .07)	.04

주. CI = Confidence Interval.

** $p < .001$.

정은 표본크기에 영향을 받고, 변수 간 상관 계수의 크기 등에 의해서도 좌우되는 것으로 알려져 있어 대안적 적합도 지수들을 확인하였다(김수영, 2016). 2요인 모형은 좋은 모형의 기준을 만족하지 못했으나, 3요인과 4요인 모형은 모든 적합도 지수를 만족하는 좋은 모형으로 나타났으며, 3요인보다는 4요인이 더욱 좋은 적합도를 보였다. 따라서 통계적 논리에 기반한 추론적 접근에서의 요인수호는 3~4개가 적절한 것으로 시사되었다.

탐색적 요인분석으로 얻어진 3요인 및 4요

인 모형에서 Geomin으로 회전된 형태계수를 확인하였다. 요인 부하는 절대값으로 .3~.4 이상이 해석가능한 크기이며, 하나의 요인에 해석가능한 지표(즉, 문항)가 3개 이상이 속할 때 안정적인 것으로 알려져 있다(이순목 등, 2016). 4요인 모형에는 네 번째 요인에 두 개의 문항만이 포함되어 모형의 안정성이 떨어지는 결과를 보였다. 반면, 3요인 모형은 첫 번째 요인에 9문항, 두 번째 요인에 8문항, 세 번째 요인에 5문항이 포함되며 .41~.94의 좋은 요인 부하량을 나타냈다.

이상의 결과들을 종합하여, E-RPA의 내적 구조로서 3요인 모형을 최종적으로 확정하였다(부록 II 참고).

문항 2의 ‘그 순간을 만끽한다.’와 문항 3의 ‘“나는 이 모든 것을 다 해낼거야”라고 생각한다.’로 대표되는 요인 1은 Feldman 등(2008)의 원 척도에서 ‘자기 초점적 긍정반추’와 ‘정서 초점적 긍정반추’를 구성하는 9문항을 그대로 담고 있어서, ‘긍정반추’로 명명하였다. 문항 14의 ‘기분이 좋을 때 “난 이럴만한 자격이 없어”라고 생각한다.’로 대표되는 두 번째 요인으로는 역시 Feldman 등(2008)의 원 척도에서 ‘찬물끼얹기’ 하위척도를 구성하는 8문항이 동일하게 묶여서, ‘찬물끼얹기’로 명명하였다. 문항 19의 ‘기분이 좋을 때, 즐거운 기분이 넘쳐서 실수를 하거나 문제를 일으킬 수 있다는 생각을 한다.’로 대표되는, E-RPA에서 추가된 5문항이 세 번째 요인으로 묶임으로써 지나치게 고양되고 강렬한 긍정정서에 대한 진화(鎮火) 반응을 반영하는 제 3의 요인이 확인되었으며, ‘강한 긍정정서 진화하기’로 명명하였다.

부분제약 목표회전

문항 1과 2는 요인 1과 요인 2에 걸쳐 유의한 이중 적재를 보였다. 요인 1의 정적 적재를 고려하면 긍정반추로, 반면에 요인 2의 부적 적재를 감안하면 찬물끼얹기의 부재로 해석할 수 있다. 연구자들은 문항 1과 2가 요인 1의 적재값이 더 크고, 긍정반추로 해석하는 것이 이론적으로도 부합한다는 판단 하에(김빛나, 권석만, 2014; Feldman et al., 2008) 요인 1의 적재는 자유 모수로 두고, 대신 요인 2, 요인 3의 적재는 0으로 제약하였다. 이와 비슷하게 이중 적재를 보인 문항 3, 4, 9, 10, 11,

12, 15, 18 등에 대해서도 동일한 방식으로 특정 적재값을 제약하여 목표회전을 하였다.

요인 계수의 절대값이 .3 이상일 때 해당 요인의 지표가 되는 문항으로 보는데(이순목 등, 2016), 목표회전 결과, 문항 3의 변수 복잡도는 해결되었고, 1번과 2번 문항의 요인간 부하량의 절대값의 격차도 .18, .21에서 각각 .24, .27로 커짐으로써 요인 간 분리가 분명해지고 해석 가능성이 높아졌다(부록 III 참고).

모형 수정

10 이상의 MI가 총 9개 산출되었는데 내용의 유사성과 척도 내 위치의 근접성을 고려하여 수정모형에 반영할 MI를 선정하였다. 문항 4(무엇이든 다 할 수 있을 것 같은 느낌이 얼마나 드는지 생각한다.)와 문항 3(“나는 이 모든 것을 다 해낼거야”라고 생각한다.)은 척도 내 근접한 위치에 있으며, ‘무엇이든’과 ‘이 모든 것’, 그리고 ‘다 할 수 있을 것 같은’과 ‘다 해낼거야’ 등의 유사한 문장으로 구성되었다. 문항 7(내가 얼마나 기분이 좋은지에 대해 생각한다.)과 문항 8(이 기분이 얼마나 진하게 느껴지는지에 대해 생각한다.) 역시 근접한 위치에 있으며 ‘얼마나 기분이’와 ‘기분이 얼마나’ 등 동일한 단어가 사용되었다. 다른 수정 지수 문항들은 이질적인 요인에 대한 것이거나, 공통적인 특성을 특별히 찾아내기 어려워 최종적으로 문항 3과 4, 문항 7과 8에 대해서만 측정오차 간 상관을 허용하였다.

MI를 반영하자, χ^2 의 값은 362.04에서 297.30로 감소했고, CFI와 TLI는 .97, .96에서 각각 .98, .97로 향상되었다. RMSEA 역시 .06에서 .05로 낮아져 전반적으로 모형의 적합도가 향상되었다. 범주형 요인분석모형을 추정하였을

때 보여주는 적합도 지수인 WRMR(weighted root mean square residual)은 .81에서 .72로 적합도 향상을 보였다. WRMR은 대체로 1.0 이하일 것이 권고된다(Yu, 2002). 따라서 탐색적 요인분석과 ESEM을 통해 탐구한 E-RPA의 내적 구조로는 CFI, TLI, RMSEA, WRMR의 적합도가 적절하여, 총 분산의 71.4%를 설명하는 3요인 모형이 지지되었다. 최종적인 요인분석 결과는 표 3에 제시하였다. 따라서 강한 긍정정서에 대한 진화를 측정하는 문항들은 별도의 요인을 형성할 것이므로 E-RPA는 기존 RPA의 2요인에 이것이 더해져서 3요인 구조를 이룰 것이라는 가설 1의 전반부는 지지되었다.

표 3에서와 같이, E-RPA의 모든 하위척도는 유의한 정적 상관관계를 보였다. 긍정반추는 찬물끼엇기 및 강한 긍정정서 진화하기와 낮은 수준의 상관관계(Hopkins, 1997)를 보였다, $r=.13, p<.01$; $r=.14, p<.01$. 반면에 찬물끼엇기와 강한 긍정정서 진화하기는 높은 수준의 상관관계(Hopkins, 1997)를 나타냈다, $r=.53, p<.001$. 확장판에 추가된 요인인 강한 긍정정서 진화하기는 긍정반추보다는 하향화 조절을 반영하는 찬물끼엇기와 더 높은 상관을 보이므로, 제 3의 요인이 또 하나의 하향화 전략이되, 다만 더 강렬한 긍정정서에 대한 찬물끼엇기임을 알 수 있다.

확인적 요인분석

교차표집을 통한 확인적 요인분석을 실시함에 있어 ESEM에서 추가한 문항 8과 문항 7 사이와 문항 4와 문항 3 사이의 측정오차 간 상관도 동일하게 추가하여 분석했다.¹⁾ 적합도

1) 교차표집에서는 측정오차 간 상관이 다른 양상을 보였으나, 확인적 요인분석의 취지를 고려하

를 살펴보면, χ^2 검정은 기각되었고, CFI는 .94, TLI는 .93으로 양호한 값을 가졌으며, RMSEA 역시 .07로 적절한 수준이었다. 다만 WRMR이 1.23으로 1.0이상의 결과를 나타냈는데, WRMR에 대해서는 아직 실험 중인 통계치이기 때문에 어떤 의견 일치가 없는 상태이다(김수영, 2016). 결과적으로 확인적 요인분석의 모형 적합도는 수용가능한 결과를 보임으로써 E-RPA의 안정된 3요인 구조가 별도의 표집에서도 교차확인 될 것이라는 가설 1의 후반부도 역시 지지되었다.

확인적 요인분석에서의 수렴 타당도 확인을 위해 표준화된 요인부하를 검토하였다. 각 문항의 표준화된 추정치가 0.7이 넘으면 수렴 타당도를 확보할 수 있으나(Kline, 2011), 현실 속에서 모든 표준화된 요인부하가 0.7 이상을 보이는 것은 사실 쉽게 달성할 수 있는 것은 아니므로 0.7은 반드시 만족시켜야 하는 값이라기보다 일종의 가이드라인으로 받아들일 수 있다(김수영, 2016). 그림 1에서 보듯이, 본 연구의 표준화된 요인부하는 .53에서 .87의 값을 나타내 비교적 양호한 수렴 타당도가 확보되었다.

각 요인 간 상관관계를 검토하여 변별 타당도를 확인하였다. 긍정반추와 찬물끼엇기가 .28, 긍정반추와 강한 긍정정서 진화하기가 .39, 찬물끼엇기와 강한 긍정정서 진화하기가 .71을 보였다. Kline(2011)이 제시한 0.9보다 작은 상관관계를 보임으로써 변별 타당도가 검증되었다. 결과적으로 E-RPA의 각 문항은 상응하

여 탐색적 분석 및 ESEM에서 얻어진 결과를 동일하게 적용하였다. 측정오차 간 상관을 허락하지 않은 경우의 모형 적합도는 다음과 같다: $\chi^2(df)=447.84(206), p<.001$; CFI=.94; TLI=.93; RMSEA(90% CI)=.07(.06 .08); WRMR=1.25.

표 3. E-RPA의 3요인 구조의 형태계수 및 요인 간 상관

E-RPA 문항	형태계수		
	요인1	요인2	요인3
1 (기분이 좋을 때) 내가 얼마나 에너지가 충분한지를 인식한다.	.67***	-.39***	.16**
2 (기분이 좋을 때) 그 순간을 만끽한다.	.75***	-.44***	.13**
3 (기분이 좋을 때) “나는 이 모든 것을 다 해낼거야”라고 생각한다.	.75***	.03	-.10
4 (기분이 좋을 때) 무엇이든 다 할 수 있을 것 같은 느낌이 얼마나 드는지 생각한다.	.70***	.22***	-.11*
5 (기분이 좋을 때) “나는 잠재력을 충분히 발휘하며 살고 있구나”라고 생각한다.	.71***	.03	-.13
6 (기분이 좋을 때) “이렇게 좋은 일이 사실일 리가 없어”라고 생각한다.	.08	.68***	-.08
7 (기분이 좋을 때) 내가 얼마나 기분이 좋은지에 대해 생각한다.	.73***	.19***	.06
8 (기분이 좋을 때) 이 기분이 얼마나 진하게 느껴지는지에 대해 생각한다.	.67***	.21***	.09
9 (기분이 좋을 때) 잘못될 수도 있는 일들에 대해 생각한다.	-.05	.65***	.14**
10 (기분이 좋을 때) 이 기분이 오래가지는 않을 것이라고 나 자신에게 상기시킨다.	-.04	.75***	.14**
11 (기분이 좋을 때) “다른 사람들은 내가 자랑질한다고 여길거야”라고 생각한다.	.13*	.48***	.23***
12 (기분이 좋을 때) 집중하는 것이 얼마나 힘든지에 대해 생각한다.	.12*	.54***	.14*
13 (기분이 좋을 때) “내가 모든 것을 다 이루고 있어”라고 생각한다.	.59***	.18**	-.09
14 (기분이 좋을 때) “난 이럴만한 자격이 없어”라고 생각한다.	-.04	.75***	.00
15 (기분이 좋을 때) “이런 행운의 연속은 곧 끝날거야”라고 생각한다.	-.08	.70***	.11
16 (기분이 좋을 때) 내가 보기에 내가 참 자랑스럽다는 점에 대해 생각한다.	.64***	.03	-.04
17 (기분이 좋을 때) 잘 풀리지 않았던 일들에 대해서 생각한다.	.05	.60***	.04
18 (기분이 좋을 때) 좋은 기분이 과해져서 지나치게 들뜨거나 흥분할 수 있다고 생각한다.	.20***	.06	.58***
19 (기분이 좋을 때) 즐거운 기분이 넘쳐서 실수를 하거나 문제를 일으킬 수 있다는 생각을 한다.	-.11**	.01	.92***
20 (기분이 좋을 때) 자신감과 의욕이 적당한 선을 넘어서 오히려 문제가 되거나 주변 사람들에게 폐를 끼칠 수 있다는 생각을 한다.	.01	.04	.84***
21 (기분이 좋을 때) 들뜬 기분에 휩쓸려서 나중에 후회할 일을 할 수 있다는 생각을 한다.	-.04	.12**	.82***
22 (기분이 좋을 때) 무엇이든 다 할 수 있을 것 같은 자신감에 취해서 분별력이 흐려질 수 있다는 생각을 한다.	.04	.13**	.67***
	-	-	-
요인 간 상관	.13**	-	-
	.14**	.53***	-

주. 요인1 = 긍정반추; 요인2 = 찬물끼얹기; 요인3 = 강한 긍정정서 진화하기.

추정된 유의한 측정오차 간 상관: 8↔7(.16), 4↔3(.20).

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

는 요인을 충분히 설명하고 있으며, 세 개의 요인은 서로 변별되는 하위척도임이 확인되었다.

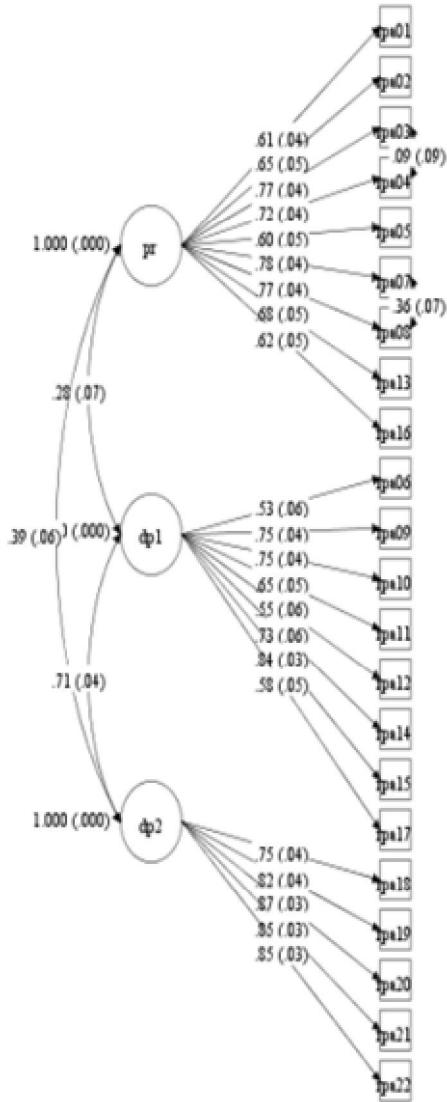


그림 1. 최종 3요인 모형의 표준화 요인 계수

주. pr = 긍정반추; dp1 = 찬물끼얹기;

dp2 = 강한 긍정정서 진화하기

연구 2. E-RPA의 신뢰도 및 타당도 검증

연구 1을 통해 확인된 E-RPA의 3요인 구조를 바탕으로 연구 2에서는 신뢰도, 준거관련 타당도와 수렴 및 변별 타당도를 검증하였다. 또한 E-RPA에서 추가되었으며 연구 1에서 별도로 구분되는 구성 개념임이 지지된 ‘강한 긍정정서 진화하기’ 하위척도가 좁게는 (경)조증 증상, 넓게는 긍정정서 조절곤란을 설명할 때 증분 타당도를 갖는지 검증하고자 했으며, (경)조증 증상과 우울 증상에서 나타나는 긍정정서에 대한 진화 반응을 변별하는지를 살펴 보고자 했다.

방법

연구참여자

표집 A 및 표집 B에서 연구 2도 이루어졌다. 표집 A(N=178)에서 신뢰도 분석과 준거관련 타당도 및 변별타당도 분석이 이루어졌고, 긍정정서 조절곤란 및 (경)조증 증상에 대한 E-RPA의 증분타당도를 확인하였다. 표집 B(N=120)에서 E-RPA에 새롭게 추가된 진화 반응인 ‘강한 긍정정서 진화하기’ 요인이 기존의 찬물끼얹기와는 다르게 우울 증상을 구분하는지를 검증하였다.

측정도구

긍정정서 반응척도 확장판(Extended Responses to Positive Affect Questionnaire: E-RPA)

연구 1에서 사용된 척도와 동일하다.

기분장애 질문지(Korean Version Mood Disorder Questionnaire: K-MDQ)

Hirschfeld 등(2000)이 정신과 외래 환자를 대상으로 양극성 스펙트럼 장애군을 선별하기 위해 개발한 척도이다. 본 연구에서는 전덕인 등(2005)이 번안 및 타당화한 척도를 사용하였다. MDQ는 DSM-IV 기준과 (경)조증의 임상적 경험을 통해 개발된 13개의 문항에 대해 ‘예/아니오’로 답하는 기준 1과 이러한 경험이 동일한 기간 동안 얼마나 발생했는지를 알아보는 기준 2, 그리고 그러한 증상이 기능상의 문제를 발생시킨 정도를 알아보는 기준 3으로 구성된다. 본 연구에서는, 양극성 장애 환자가 아니라 정상 기능의 일반인을 대상으로 했기 때문에, 기준 1의 13문항만을 사용하였다(김병수 등, 2010). 전덕인 등(2005)의 연구에서 내적 신뢰도 계수는 .88이었고, 본 연구에서는 .83이었다.

알트만 자기 평정 조증 척도(Altman Self-Rating Mania Scale: ASRM)

ASRM은 급성의 조증 환자라도 간단하게 작성할 수 있도록 Altman, Hedeker, Peterson과 Davis(1997)가 개발한 조증에 대한 자기 보고 척도로, 조증 증상의 존재와 심각성을 측정하는 데 사용된다. 0점부터 4점까지의 리커트 척도로 평정하는 5문항으로 구성된다. 본 연구에서는 김빛나(2016)가 번안한 척도를 사용하였다. Kim과 Kwon(2017)의 타당화 연구에서 내적 신뢰도 계수는 .73이었고, 본 연구에서는 .81이었다.

긍정정서 조절곤란 척도(Difficulty in Emotion Regulation Scale for Positive Affect: DERS-PA)

이는 정서적 가변성을 측정하는 기존의 정

서조절 곤란척도(Difficulty in Emotion Regulation Scale: DERS; Gratz, & Roemer, 2004)를 긍정정서용으로 변용하여 개발된 척도이다(황성훈, 2019). DERS-PA는 ‘거의 그렇지 않다(1점)’에서 ‘거의 언제나 그렇다(5점)’까지의 5점 평정 척도이며 총 36문항으로 구성된다. 황성훈(2019)의 연구에서 내적 신뢰도 계수는 .93이었고, 본 연구에서는 .91이었다.

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

CES-D는 일반인의 우울 증후군(depressive symptomatology)에 대한 역학 연구를 위해 미국 정신보건연구원(National Institute of Mental Health: NIMH)에서 1971년에 개발한 척도로, 지역사회군에서의 역학용 연구에 특히 적절하다고 알려져 있다(Radloff, 1977). CES-D는 0점부터 3점까지의 리커트 척도이며 총 20문항으로 구성되었다. 본 연구에서는 조맹제와 김계희(1993)가 번안 및 타당화한 척도를 사용하였다. 일반인 군을 대상으로 한 그들의 연구에서 내적 신뢰도 계수는 .91이었고, 본 연구에서는 .93이었다.

향유 신념 척도(Savoring Belief Inventory: SBI)

미래에 대한 기대, 현재의 즐거움, 과거의 추억 등을 통해 긍정적인 경험을 향유할 수 있는 능력에 대한 개인의 믿음을 측정하기 위해 Bryant(2003)가 개발한 척도이다. 본 연구에서는 조현석, 권석만, 임영진(2010)이 번안 및 타당화한 SBI를 E-RPA의 변별타당도를 측정하기 위한 준거척도로 사용하였다. SBI는 ‘전혀 아니다(1점)’에서 ‘매우 그렇다(7점)’까지의 7점 평정 척도이며 총 24문항으로 구성되었다. 조

현석 등(2010)에서 내적 신뢰도 계수는 .95였고, 본 연구에서는 .93이었다.

자료분석

SPSS 24.0을 사용하여 내적 신뢰도 검증을 위해 Cronbach's α 계수를 산출하였고, 준거관련 타당도 및 변별 타당도 확인을 위해 상관관계를 분석하였으며, 증분타당도를 확인하기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다.

E-RPA의 내적 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 전체 문항이 .86이었다. 하위척도별로 살펴보면, 긍정반추 .85, 찬물끼얹기 .83으로 김빛나와 권석만(2014)의 예비타당화 연구와도 비슷한 수준을 보여주었다. 강한 긍정정서 진화하기 하위척도 역시 .86으로 모두 양호한 내적 일관성을 보였다.

준거관련 타당도

E-RPA의 준거타당도를 확인하기 위해 DERS-PA, MDQ, ASRM과의 상관을 분석하였다. 표 4

결 과

표 4. E-RPA와 향유신념 척도, 긍정정서 조절곤란 척도, 기분장애 질문지, 조증 척도와와의 상관관계 (N=178)

	PR	DP1	DP2	E-RPA	SBI	DERS-PA	MDQ	ASRM
PR	-							
DP1	.15*	-						
DP2	.16*	.61**	-					
E-RPA	.71**	.75**	.72**	-				
SBI	.28**	-.50**	-.26**	-.15	-			
DERS-PA	-.02	.58**	.51**	.42**	-.53**	-		
MDQ	.19*	.26**	.47**	.39**	-.02	.29**	-	
ASRM	.44**	.20**	.17*	.41**	.08	.31**	.08	-
M	21.74	12.62	9.23	43.58	127.02	62.65	7.19	9.20
SD	4.94	3.69	2.96	8.39	19.01	14.34	3.38	3.28

주. PR=Positive Rumination, 긍정반추; DP1=Dampening1, 찬물끼얹기; DP2=Dampening2, 강한 긍정정서 진화하기; E-RPA=Extended Responses to Positive Affect Questionnaire, 긍정정서 반응척도 확장판; SBI=Savoring Belief Inventory, 향유신념 척도; DERS-PA=Difficulty in Emotion Regulation Scale for Positive Affect, 긍정정서 조절곤란 척도; MDQ =Mood Disorder Questionnaire, 기분장애 질문지; ASRM=Altman Self-Rating Mania Scale, 알트만 자기 평정 조증 척도.

* $p < .05$. ** $p < .01$.

에서 보듯이, E-RPA는 DERS-PA, MDQ, ASRM 과 모두 유의한 정적 상관을 보였다, $r=.42, p<.01$; $r=.39, p<.01$; $r=.41, p<.01$. 즉, 긍정정서에 대한 역기능적 반응 양식이 높을수록 (경)조증 증상이 증가하고, 긍정정서 조절의 어려움이 커진다는 결과이므로 E-RPA의 준거 관련 타당도가 양호함을 시사하였다.

수렴 및 변별 타당도

비슷하게 긍정정서에 대한 반응을 측정하나, 그 방향이 다른 SBI와의 상관을 통해 타당도를 검증하였다. 표 4에서와 같이, E-RPA의 총점은 SBI와 역상관을 보이거나 유의하지는 않았다, $r=-.15, ns$. 그러나 하위 척도로 나누어서 보면, SBI는 긍정반추 하위척도와는 유의한 정적 상관을 보여서, $r=.28, p<.01$, 수렴 타당도를 지지했고, 반면에 찬물끼엇기 및 강한 긍정정서 진화하기 하위척도와는 각각 유의한 부적 상관을 보여서, $r=-.50, p<.01$; $r=-.26, p<.01$, 변별 타당도를 보여주었다.

증분타당도

긍정정서 조절곤란, (경)조증 증상 및 우울 증상에 대해서 E-RPA에 추가된 ‘강한 긍정정서 진화하기’ 하위척도가 원 척도의 ‘긍정반추’ 및 ‘찬물끼엇기’ 하위척도의 설명 변량을 넘어서는 유의한 증분타당도 가지는지를 검증하기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다. 1 단계에서 나이와 성별의 인구학적 변인을 먼저 투입해 통제하였고, 2단계에서 ‘긍정반추’와 ‘찬물끼엇기’를, 최종 3단계에서 ‘강한 긍정정서 진화하기’를 각각 투입하였다.

먼저 표집 A를 대상으로 긍정정서 조절곤

란에 대한 ‘강한 긍정정서 진화하기’ 하위척도의 증분 타당도를 검증하였다. 분산팽창계수 (variance inflation factor: VIF)는 1.69, Durbin-Watson 통계값은 2.01로 회귀분석에 적절하였다. 분석 결과, 표 5에서와 같이 2단계에서 원 척도는 긍정정서 조절곤란을 37% 설명하였다. 3단계에서 ‘강한 긍정정서 진화하기’를 투입하자 4%의 유의한 설명량 증가를 보여, $\Delta F=9.40, p<.01$, 총 41%를 설명하였다. 결과적으로 긍정정서 조절곤란에 대해 ‘강한 긍정정서 진화하기’ 하위척도가 증분타당도를 가질 것이라는 가설은 지지되었다.

하위척도별 설명력을 살펴보면, 2단계에서 ‘긍정반추’의 설명력은 경향성은 있었으나 유의하지 않았고, $\beta=-.12, t=-1.98, p=.05$, ‘찬물끼엇기’는 유의하였다, $\beta=.57, t=9.19, p<.001$. 3단계에서 ‘강한 긍정정서 진화하기’를 투입하자 ‘긍정반추’는 부적으로 유의하였고, $\beta=-.14, t=-2.26, p<.05$, ‘찬물끼엇기’와 ‘강한 긍정정서 진화하기’는 유의한 정적 효과를 가졌다, $\beta=.44, t=5.84, p<.001$; $\beta=.23, t=3.07, p<.01$.

다음으로 표집 A에서 (경)조증 증상을 종속 측정치로 ‘강한 긍정정서 진화하기’ 하위척도의 증분 타당도를 검증하였다. (경)조증 증상을 측정하기 위해, 조증 에피소드의 과거력을 알아보는 MDQ와 현재의 급성 조증 증상을 측정하는 ASRM을 각각 종속변인으로 하여 회귀분석을 실시하였다.

MDQ를 종속변인으로 한 회귀분석에서 VIF는 1.69, Durbin-Watson 통계값은 1.98로 회귀분석에 적절하였다. 분석 결과, 표 6에서 나타나듯이 2단계에서 원 척도는 (경)조증 증상에 대해 11%의 유의한 설명량을 보였다. 3단계에서 ‘강한 긍정정서 진화하기’를 투입하자, 13%

표 5. 긍정정서 조절곤란에 대한 E-RPA의 증분타당도 검증을 위한 위계적 회귀분석

		긍정정서 조절곤란 (N=178)				
		β	t	R^2	ΔR^2	ΔF
1 단계	나이	-.24	-3.33**	.07	.07	6.06**
	성별	.06	.81			
2 단계	나이	-.17	-2.76**	.37	.31	42.39***
	성별	.01	.12			
	긍정반추	-.12	-1.98			
	찬물끼얹기	.57	9.19***			
3 단계	나이	-.13	-2.16*	.41	.03	9.40**
	성별	-.01	-.12			
	긍정반추	-.14	-2.26*			
	찬물끼얹기	.44	5.84***			
	강한 긍정정서 진화하기	.23	3.07**			

주. 긍정정서 조절곤란=Difficulty in Emotion Regulation Scale for Positive Affect Scale; 긍정반추=Extended Responses to Positive Affect Questionnaire Subscale; 찬물끼얹기=Extended Responses to Positive Affect Questionnaire Subscale; 강한 긍정정서 진화하기=Extended Responses to Positive Affect Questionnaire Subscale.

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

의 유의한 설명량 증가를 보여, $\Delta F = 30.76$, $p < .001$, 총 24%를 설명하였다. 이로써 (경)조증 증상에 대해 ‘강한 긍정정서 진화하기’ 하위척도가 기존 RPA 척도에 더해 증분 타당도를 가질 것이라는 가설이 지지되었다.

하위척도별 영향력을 살펴보면, ‘긍정반추’와 ‘찬물끼얹기’는 2단계에서는 모두 유의하였으나, $\beta = .15$, $t = 2.01$, $p < .05$; $\beta = .21$, $t = 2.87$, $p < .01$, 3단계에서는 이 두 하위척도는 더 이상 유의하지 않았고, $\beta = .12$, $t = 1.72$, $n.s.$; $\beta = -.06$, $t = -.73$, $n.s.$, ‘강한 긍정정서 진화하기’만이 정적으로 유의하였다, $\beta = .48$, $t = 5.55$, $p < .001$. 즉, 강렬한 긍정정서에 대한 진화반응을 새로이 고려하자, 기존의 찬물끼얹기는 더이상 (경)조증 증상을 설명하지 않았고, 대신에 추가된

제 3요인은 (경)조증 증상을 설명하였다.

ASRM을 종속변인으로 한 회귀분석에서 VIF는 1.69, Durbin-Watson 통계값은 1.95로 회귀분석에 적절하였다. ASRM을 종속측정치로 하였을 때 (경)조증 증상에 대해 원척도가 가지는 설명력은 21% 였고, 3단계에서 투입된 확장판의 ‘강한 긍정정서 진화하기’ 하위척도는 추가 설명력을 가지지 못하였다, $\Delta F = .06$, $n.s.$

2단계에서 원척도의 ‘긍정반추’ 및 ‘찬물끼얹기’ 하위척도는 모두 ASRM이 측정하는 조증 상태를 유의하게 설명했다, $\beta = .41$, $t = 5.91$, $p < .001$; $\beta = .14$, $t = 2.02$, $p < .05$. 3단계에서 ‘강한 긍정정서 진화하기’를 투입하자 ‘긍정반추’만이 정적으로 유의하였고, $\beta = .41$, $t = 5.85$, $p < .001$, ‘찬물끼얹기’ 뿐만 아니라 ‘강한 긍정

표 6. (경)조증 증상 및 우울 증상에 대한 E-RPA의 증분타당도 검증을 위한 위계적 회귀분석

	(경)조증 과거력 (MDQ, N=178)					(경)조증 현재 증상 (ASRM, N=178)					우울 증상 (CES-D, N=120)				
	β	t	R ²	ΔR^2	ΔF	β	t	R ²	ΔR^2	ΔF	β	t	R ²	ΔR^2	ΔF
1															
나이	-.18	-2.42*	.03	.03	2.96	-.10	-1.30	.01	.01	1.20	-.14	-1.57	.02	.02	1.26
단계 성별	.01	.06				-.07	-.92				.04	.40			
2															
나이	-.13	-1.83				-.04	-.54				-.15	-1.75			
성별	.00	.00	.11	.07	7.14**	-.05	-.71	.21	.20	21.72***	.06	.67	.17	.15	10.09***
단계 긍정반추	.15	2.01*				.41	5.91***				-.26	-2.99**			
찬물끼이기	.21	2.87**				.14	2.02*				.31	3.58**			
3															
나이	-.06	-.84				-.03	-.48				-.17	-1.94			
성별	-.03	-.43				-.05	-.72				.07	.81			
단계 긍정반추	.12	1.72	.24	.14	30.76***	.41	5.85***	.21	.00	.06	-.26	-2.96**	.17	.01	.90
찬물끼이기	-.06	-.73				.13	1.49				.35	3.59***			
강한 긍정정서진화하기	.48	5.55***				.02	.24				-.10	-.95			

주. (경)조증 과거력=MDQ, Mood Disorder Questionnaire Scale; (경)조증 현재 증상=ASRM, Altman Self-Rating Mania Scale; 우울 증상 CES-D, Center for Epidemiologic Studies Depression Scale; 긍정반추=Extended Responses to Positive Affect Questionnaire Subscale; 찬물끼이기=Extended Responses to Positive Affect Questionnaire Subscale; 강한 긍정정서 진화하기=Extended Responses to Positive Affect Questionnaire Subscale.

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

정서 진화하기'도 유의하지 않았다, $\beta=.13$, $t=1.49$, ns ; $\beta=.02$, $t=.24$, ns . 따라서 확장판 RPA에 추가된 제 3요인은 MDQ로 측정된 과거의 조증 삽화력에 대해서 추가 설명력을 가지나, ASRM으로 측정되는 현재의 급성 조증 상태에 대해서는 증분타당도를 갖지 못하였다.

마지막으로 표집 B에서 기존의 찬물끼엇기와 새로운 '강한 긍정정서 진화하기'가 우울 증상을 차별적으로 설명하는지를 살펴보았다. 우울 증상을 종속측정치로 위계적 회귀분석을 하였는데, VIF는 1.44, Durbin-Watson 통계값은 2.02로 회귀분석에 적절하였다. 분석 결과, 표 6에서와 같이 2단계에서 원 척도는 우울 증상을 17% 설명하였다. 3단계에서 투입된 '강한 긍정정서 진화하기'는 2단계에 비해 0.7%의 설명량 증가를 보였으나, 그 차이가 유의하지 않았다, $\Delta F=.90$, ns .

차별적 설명양상을 확인하기 위해서는 하위 척도별 영향력을 살펴봐야 하는데, 먼저 2단계에서 '긍정반추'는 유의한 부적 효과를, $\beta=-.26$, $t=-2.99$, $p<.01$, '찬물끼엇기'는 유의한 정적 효과를 나타냈다, $\beta=.31$, $t=3.58$, $p<.01$. 3단계에서 '강한 긍정정서 진화하기'를 투입하여도 긍정반추와 찬물끼엇기는 여전히 유의하였으나, $\beta=-.26$, $t=-2.96$, $p<.01$; $\beta=.35$, $t=3.59$, $p<.001$, '강한 긍정정서 진화하기' 하위척도는 유의하지 않았다, $\beta=-.10$, $t=-.95$, ns . 즉, 기존의 찬물끼엇기 하위척도는 우울을 설명했지만, 강렬한 긍정정서에 대한 진화 반응은 우울과는 무관하였다.

(경)조증 증상과 우울 증상 각각을 종속 측정치로 한 연속된 회귀분석을 종합하면 다음과 같다. 앞선 연구에 따르면 기존 RPA의 찬물끼엇기 요인은 (경)조증 증상뿐만 아니라 우울 증상도 정적으로 설명하여 구분되지 않는

양상이었으나(김빛나, 권석만, 2014; Bijttebier et al., 2012; Feldman et al., 2008; Olofsson et al., 2004; Raes et al., 2009; Yang & Guo, 2014), 강렬한 긍정정서에 대한 진화 반응을 새로이 고려하자, 기존의 찬물끼엇기는 (경)조증 증상과는 무관하나 대신 우울 증상을 설명하고, 이와 대비되게 강한 긍정정서 진화하기는 MDQ로 측정된 (경)조증 증상을 설명하되, 우울 증상을 설명하지 않는 차별적 양상을 보였다. 따라서 E-RPA에 추가된 강한 긍정 정서 진화하기 하위척도는 (경)조증 증상과는 관련되지만, 우울 증상과는 관련이 없을 것이라는 세 번째 가설이 지지되었다. 그러나 새로운 진화하기 척도의 이러한 변별력은 (경)조증 증상이 과거의 완료된 조증 삽화일 경우는 발휘되나, (경)조증 증상이 현재의 조증 상태로 규정될 때는 성립하지 않아서, 이에 대한 추가적인 논의가 요구된다.

논 의

본 연구에서는 기본장에 평가를 위한 RPA의 타당도를 개량하기 위해 한껏 고양되어 강렬한 긍정정서에 대한 진화 반응을 추가하여 RPA를 확장하였다. E-RPA를 대상으로 내적 구조를 확인하고, (경)조증 증상, 우울 증상, 긍정정서의 조절 어려움 등을 준거로 증분 타당도를 검증하였다.

본 연구의 주요 발견과 시사점은 다음과 같다. 첫째, E-RPA는 가정한 대로 긍정반추와 찬물끼엇기 및 강한 긍정정서 진화하기의 3요인 구조로 밝혀졌다. 이는 Bijttebier, Raes, Vasey와 Feldman(2012)의 연구 및 국내에서 일반 성인을 대상으로 진행된 김효선(2013), 김빛나와

권석만(2014), 장윤정(2019)의 연구들과 동일한 결과이다. 극단적 긍정정서를 진화하는 반응을 측정하기 위해 추가한 5개의 문항묶음인 ‘강한 긍정정서 진화하기’가 통상의 긍정정서를 진화하는 찬물끼얹기와 분리되어서 별도의 하위척도를 구성하는 것으로 확인됨으로써 E-RPA가 이론과 부합하는 내적 구조를 가진다는 것이 지지되었다. 교차 표집에서 이루어진 확인적 요인분석 결과에서도 양호한 적합도를 보임으로써, 3요인 구조는 표집에 걸쳐 안정적인 것으로 나타났다. 따라서 E-RPA는 이론과 부합하며 안정적인 구조를 가진 타당하고 신뢰로운 척도임이 지지되었다.

둘째, E-RPA에서 추가된 ‘강한 긍정정서 진화하기’ 하위척도가 긍정정서 조절곤란을 설명함에 있어 기존의 RPA 척도의 영향력을 통제 한 후에도 유의한 설명량 증가를 보임으로써 두 번째 가설이 지지되었다. 사람들은 자신의 정서 상태를 수동적으로 받아들이기만 하는 것이 아니라 특정한 기분 상태가 지속 되도록 조절할 수 있는 등 오히려 정서에 반응하면서 이를 통제하기 위해 노력한다(Larsen, 2000). 부정적이거나 긍정적인 정서를 증가시키거나 감소시키는 의식적이고도 무의식적인 과정을 정서 조절이라 하는데(Gross, 1998), 부정정서 뿐 아니라 긍정정서를 조절하는 능력의 결함 역시 정서장애를 발현시키는 위험 요소이며 유지기제이다(Carl, Soskin, Kerns, & Barlow, 2013; Gilbert et al., 2013). 그러나 긍정정서의 조절곤란을 평가하는 척도가 부족한 실정인데, E-RPA가 좀 더 병리적인 긍정정서에 대한 반응을 포괄할 수 있는 대안적인 측정도구가 될 수 있음을 시사한다.

셋째, E-RPA에서 추가된 ‘강한 긍정정서 진화하기’ 하위척도가 MDQ로 측정된 (경)조증

증상을 설명함에 있어서는 유의한 추가적 설명력을 가지지만 우울 증상에 대해서는 그렇지 않음으로써 세 번째 가설이 부분적으로 확인되었다. 선행연구에서 기존 RPA의 찬물끼얹기 하위척도는 (경)조증 증상과 우울 증상 모두와 관련되는 것으로 보고된 바 있지만, 확장판 RPA에서 강렬한 긍정정서에 대한 진화 반응을 새로이 고려하자, 기존의 찬물끼얹기는 (경)조증 증상과는 무관하되 우울 증상을 설명하고, 반대로 강한 긍정정서 진화하기는 MDQ로 측정된 (경)조증 증상을 설명하되 우울 증상과는 무관한 양상으로 변별이 이뤄졌다.

이러한 변별 양상을 확정적으로 받아들이기는 아직 이르다. 임상적으로 우울 장애와 양극성 장애가 주요 우울 삽화를 공유하지만 (American Psychiatric Association, 2013), 우울의 증상 및 심각도에는 차이가 있다는 연구 결과들이 있다(Cuellar, Johnson, & Winters, 2005; Mitchell, Goodwin, & Johnson, 2008; Parker, Roy, Wilhelm, Mitchell, & Hadzi-Pavlovic, 2000; Perlis, Brown, Baker, & Nierenberg, 2006). 따라서 임상적 진단을 받은 양극성 장애 및 주요 우울 장애 환자들을 대상으로 확장판 RPA가 두 장애를 적절히 변별하는지를 검증해 볼 필요가 있다.

넷째, (경)조증 증상을 평가하기 위해 활용된 측정도구인 MDQ와 ASRM에서 회귀분석의 결과가 다르게 나타난 것은 두 척도가 측정하는 (경)조증 증상의 시점과 완료성이 다르기 때문일 수 있다. MDQ는 주로 기분장애를 가진 환자에서 인식되지 않은 양극성 장애 환자를 민감하게 감지하기 위해 개발된 선별도구로서(Kim & Kwon, 2017), 이미 완료되어 지나간 조증 삽화를 측정한다. 이에 반해 ASRM은

현재의 급성 조증 상태를 측정하는 도구이다. 시점에 있어서 전자는 과거, 후자는 현재이며, 삽화 성립이 전자는 완료된 반면에 후자는 미완인 것으로 비교할 수 있다.

증분 타당도를 알아보기 위한 위계적 회귀 분석의 2단계에서 기존 RPA 척도의 긍정반추와 찬물끼엇기는 MDQ와 ASRM을 모두 유의하게 설명하였다. 그러나 3단계에서 투입된 강한 긍정정서 진화하기는 과거의 완료된 조증 에피소드에 대해서 추가적 설명력을 가졌으나, 현재의 조증 상태에 대해서는 그렇지 않았다. MDQ가 완료된 조증 에피소드를 반영하므로, 여기서 높은 점수를 받은 사람들은 진화가 필요할 정도의 강한 정서를 이미 경험했을 가능성이 높다. 반면에 ASRM은 현재의 조증 상태를 반영하고 증상은 진행형일 수 있으므로, 이 점수가 높은 사람들은 강한 정서에 대한 진화의 필요성을 아직 체득하지 못했거나 아니면 그러한 강한 정서를 경험하지 못한 상태일 수 있다. 따라서 강한 정서 진화하기의 증분타당도가 MDQ에서는 성립하되, ASRM에서는 그렇지 않다는 본 연구의 발견은 조증 에피소드를 완료하고 진화하기의 필요성을 느끼는 경우에 비로소 확장판 RPA가 타당하게 적용될 수 있음을 시사하는 것일 수 있다. 양극성 장애를 가진 사람들이 이전의 조증 에피소드에서 저지른 자신의 실수나 좋지 않은 상황들의 발생을 경험한 후에 다시 기분이 좋아지거나 들뜨게 되면 긍정정서를 하향화하고자 노력하게 된다(Edge et al., 2013; Lam & Wong, 2005; Lam, Wong, & Sham, 2001; Mansell et al., 2007)는 선행연구들이 이러한 사유를 뒷받침해주고 있다.

이러한 가능성을 탐색하기 위해서는 이미 완료된 과거의 조증 에피소드와 현재의 조증

상태를 조합해서 (경)조증 증상을 정의하는 시도를 해 볼 수 있다. 이미 조증 에피소드를 완료한 사람으로서 현재 다시금 기분이 뜨는 경우와 과거 병력 없이 최초의 기분의 고양을 경험하는 집단에 대해서 E-RPA가 차별적 타당도를 보이는지를 검증해 볼 수 있다. 그러나 이러한 노력은 결국 임상 집단에 대한 연구를 통해 궁극적인 결실을 맺을 수 있을 것이다. 측정하는 시점과 증상의 완료도가 다른 선별 도구에 더해서 구조화된 임상면접(Structured Clinical Interview for DSM: SCID)을 통해 진단된 양극성 장애 환자군을 대상으로 한 검증이 이루어져야 할 것이다.

다섯째, 긍정정서에 반응하는 또 다른 방법인 향유하기와 E-RPA의 수렴 및 변별 타당도가 지지되었다. 향유하기는 자신의 의지로 즐거움을 만들어내고 강화하고 지속할 수 있는 능력을 의미하며(Bryant, 2003) 보다 풍성한 삶을 제안하는 긍정심리학의 틀을 공유하는 개념이다(조현석, 권석만, 임영진, 2010). 본 연구에서 SBI는 긍정반추와는 유의하지만 비교적 낮은 정적 상관을, 찬물끼엇기 및 강한 긍정정서 진화하기와는 각각 유의한 부적 상관을 보여서, 각각 수렴 타당도와 변별 타당도가 지지되었다.

이러한 결과는 SBI가 삶의 만족, 행복의 강도 및 빈도와는 정적으로 관련되고, 신체적/사회적 무쾌감 및 무망감, 우울 등과는 부적으로 관련되며(Bryant, 2003) 긍정정서와는 정적 상관을, 부정정서와는 부적 상관을 보인다는 것(조현석 등, 2010)과 일관된다. 본 연구에서 긍정반추와 SBI의 정적 상관이 수렴 타당도의 근거로 해석될 수 있지만, 둘을 구분하면 향유는 외부의 상태에 주의를 기울이고 낮은 수준의 긍정정서 및 신체적 건강함과 관련되는

수동적인 과정인 반면, 긍정반추는 내부 감각에 주의를 기울이고 높은 수준의 긍정정서 및 좋지 않은 신체적 건강과 관련되는 적극적인 과정이다(Gruber, Eidelman, Johnson, Smith, & Harvey, 2011). 즉, 향유와 긍정반추가 각각 긍정정서의 다른 측면을 반영할 수 있으므로, 둘의 미분을 위한 후속 연구가 요구된다.

본 연구의 한계 및 후속연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구를 통해 긍정정서에 찬물을 끼얹어 정서를 억제하려는 전략이 양극성 장애와 우울 장애에서 다르게 작동할 수 있다는 가능성이 확인되었다. 그러나 본 연구에서는 선행하는 긍정정서의 강도 및 조증 에피소드 경험의 유무 등을 평가하지 않았으므로 추가된 문항으로 구성된 세 번째 요인이 실제로 긍정정서를 하향화하는 정도의 차이를 적절히 반영한 것이라고 단정하기 어렵다. 따라서 후속 연구에서는 기저선에서의 긍정정서의 강도 및 조증 에피소드의 경험 유무 등을 파악하여 이러한 요인들과 긍정정서 하향화가 어떠한 역동적인 관계를 가지는지를 확인하는 종단 연구의 필요성이 제기된다.

둘째, 인간의 삶에서 기쁨, 관심, 만족, 사랑과 같은 긍정적인 정서를 경험하는 순간은 곧, 불안, 슬픔, 분노, 절망과 같은 부정적인 감정으로 애태우지 않는 순간이다(Fredrickson, 2001). 따라서 긍정정서가 부정정서로 오염되지 않도록 적절하게 다룰 수 있는 기술이 필요한데, Bryant(2003)는 긍정적인 경험을 의식적으로 예상하면서 마음속으로 즐거운 순간들을 지속하고, 이러한 경험들이 끝난 후에 다시 즐거움을 불러일으키는 방식으로 향유하는 것을 적극적으로 학습할 수 있다고 강조하고 있다. 그러므로 본 연구의 발견은 긍정정서를 지나치게 상향화하거나 하향화하는 것이 가져오는

심리적 부적응을 완화하면서 궁극적으로는 긍정정서를 향유하며 건강한 삶을 누릴 수 있는 심리치료 프로그램의 개발로 연계되어야 할 것이다.

향후 연구에 의해 보완되어야 할 빈 곳이 많음에도 불구하고 RPA를 확장해서 긍정정서의 불안정성을 폭넓게 측정할 수 있는 신뢰로운 자기 보고 척도를 마련하였다는 점에 본 연구의 의의가 있다. 이로써 정신병리의 발병 및 유지기제로 주목받고 있는 긍정정서에 대한 병리적 반응의 평가가 더 타당하게 이뤄지고 그 결과로 긍정정서를 자원으로 활용하고 향유하게 돕는 심리치료적 개입을 마련하는 계기가 되기를 기대한다.

참고문헌

- 김병수, 김성윤, 최재원, 주연호, 윤대현, 한내진, ... 및 김선옥 (2010). 양극성 경향과 스트레스 취약성: 기분장애설문지 양성 반응군과 음성 반응군에서 지각된 스트레스, A형 행동, 그리고 생활습관의 비교. *정신신체의학*, 18(1), 19-29.
- 김빛나 (2016). 양극성 장애 위험군을 대상으로 한 행동활성화체계 모형의 검증. 서울대학교 박사학위논문.
- 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. 서울: 학지사.
- 김원우, 권영준, 심세훈, 정희연, 권완준, 이화영 (2012). 주요우울장애 환자에서 기분

- 장애 질문지를 이용한 양극성 스펙트럼 장애 선별에 관한 연구. *Journal of the Korean Neuropsychiatric Association*, 51, 291-299.
- 김효선 (2013). 긍정정서 억제와 주관적 안녕감의 관계에서 자기해석 양식의 조절효과. 가톨릭대학교 대학원 석사학위논문.
- 박종영, 손인기, 남범우, 민경준, 함웅 (2011). 관해기 양극성 외래 환자에서 한국형 기분장애 질문지 위음성군의 특성. *Journal of the Korean Neuropsychiatric Association*, 50, 187-192.
- 서원진, 이수민, 김미리혜, 김제중 (2018). 탐색적 요인분석 연구의 현황과 제언: 심리학 분야를 중심으로. *사회과학연구*, 29(1), 177-193.
- 이순목, 윤창영, 이민형, 정선호 (2016). 탐색적 요인분석: 어떻게 달라지나?. *한국심리학회지: 일반*, 35(1), 217-255.
- 장윤정 (2019). 행동활성화체계 민감성이 양극성 장애 증상에 미치는 영향: 긍정반추와 찬물 끼얹기의 직렬다중매개효과. 한양사이버대학교 휴먼서비스대학원 석사학위논문.
- 전덕인, 윤보현, 정한용, 하규섭, 신영철, 박원명 (2005). 한국형 기분장애 질문지의 타당화 연구. *신경정신의학*, 44, 583-590.
- 조맹제, & 김계희 (1993). 주요우울증환자 예비 평가에서 the Center for Epidemiologic studies Depression scale (CES-D) 의 진단적 타당성 연구. *신경정신의학*, 32(3), 381-399.
- 조현석, 권석만, 임영진 (2010). 한국판 향유신념 척도의 타당화 연구. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 29, 349-365.
- 황성훈 (2019). 긍정 정서 조절 곤란 척도의 타당화. *한국임상심리학회 봄 학술대회 구연/포스터 초록집*. 36. 4월 25-27일. 광주: 김대중 컨벤션센터. 미간행.
- 홍세희 (2000). 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 19, 161-177.
- Altman, E. G., Hedeker, D., Peterson, J. L., & Davis, J. M. (1997). The Altman self-rating mania scale. *Biological Psychiatry*, 42(10), 948-955.
- American Psychiatric Association. (2015). *정신질환의 진단 및 통계편람 제5판* [Diagnostic and statistical manual of mental disorders, Fifth Edition. Washington, DC: Author]. (권준수). 서울: 학지사. (원전은 2013년에 출판).
- Bijttebier, P., Raes, F., Vasey, M. W., & Feldman, G. C. (2012). Responses to positive affect predict mood symptoms in children under conditions of stress: A prospective study. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 40(3), 381-389.
- Browne, M. W. (2001). An overview of analytic rotation in exploratory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 36(1), 111-150.
- Bryant, F. B. (2003). Savoring Beliefs Inventory (SBI): A scale for measuring beliefs about savouring. *Journal of Mental Health*, 12(2), 175-196.
- Byrne, B. M. (2012). *Multivariate applications series. Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. New York, NY: Routledge/Taylor & Francis Group.
- 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.

- Cuellar, A. K., Johnson, S. L., & Winters, R. (2005). Distinctions between bipolar and unipolar depression. *Clinical Psychology Review, 25*(3), 307-339.
- Depue, R. A., & Iacono, W. G. (1989). Neurobehavioral aspects of affective disorders. *Annual Review of Psychology, 40*(1), 457-492.
- Edge, M. D., Miller, C. J., Muhtadie, L., Johnson, S. L., Carver, C. S., Marquinez, N., & Gotlib, I. H. (2013). People with bipolar I disorder report avoiding rewarding activities and dampening positive emotion. *Journal of Affective Disorders, 146*(3), 407-413.
- 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.
- Fletcher, K., Parker, G. B., & Manicavasagar, V. (2013). Coping profiles in bipolar disorder. *Comprehensive Psychiatry, 54*(8), 1177-1184.
- Fredrickson, B. L. (2001). The Role of Positive Emotions in Positive Psychology: The Broaden-and-Build Theory of Positive Emotions. *American Psychologist, 56*(3), 218-226.
- Gilbert, K. E., Nolen-Hoeksema, S., & Gruber, J. (2013). Positive emotion dysregulation across mood disorders: How amplifying versus dampening predicts emotional reactivity and illness course. *Behaviour Research and Therapy, 51*(11), 736-741.
- 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.
- Gross, J. J. (1998). The Emerging Field of Emotion Regulation: An Integrative Review. *Review of General Psychology, 2*(3), 271-299.
- Gruber, J. (2011). Can feeling too good be bad? Positive emotion persistence (PEP) in bipolar disorder. *Current Directions in Psychological Science, 20*(4), 217-221.
- 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.
- Hanssen, I., Regeer, E. J., Schut, D., & Boelen, P. A. (2018). Ruminative and dampening responses to positive affect in bipolar disorder and major depressive disorder. *Comprehensive Psychiatry, 85*, 72-77.
- Hirschfeld, R. M., Williams, J. B., Spitzer, R. L., Calabrese, J. R., Flynn, L., Keck Jr, P. E., ... & Russell, J. M. (2000). Development and validation of a screening instrument for bipolar spectrum disorder: the Mood Disorder Questionnaire. *American Journal of Psychiatry, 157*(11), 1873-1875.
- Hopkins, W. G. (1997). [On-Line]. New view of statistics. Retrieved August 23, 2002 from <http://www.sportsci.org/resource/stats/effectmag.html>.에서 2019. 9. 6 자료 얻음.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika, 30*(2), 179-185.

- Johnson, S. L., McKenzie, G., & McMurrich, S. (2008). Ruminative responses to negative and positive affect among students diagnosed with bipolar disorder and major depressive disorder. *Cognitive Therapy and Research, 32*(5), 702-713.
- Kim, B. N., & Kwon, S. M. (2017). Initial psychometric properties of the Korean Altman Self-Rating Mania Scale: Preliminary validation study in a non-clinical sample. *Psychiatry Investigation, 14*(5), 562-567.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. (3rd ed.). New York, NY: The Guilford Press.
- Lam, D., & Wong, G. (2005). Prodromes, coping strategies and psychological interventions in bipolar disorders. *Clinical Psychology Review, 25*(8), 1028-1042.
- Lam, D. H., Wong, G., & Sham, P. (2001). Prodromes, coping strategies and course of illness in bipolar affective disorder—a naturalistic study. *Psychological Medicine, 31*, 1397-1402.
- Larsen, R. J. (2000). Toward a science of mood regulation. *Psychological Inquiry, 11*(3), 129-141.
- Lauren B., A., Lyn Y., A., Patricia D., W., Alex, C., Jeannette M., S., Amy M., N., & ... Robin, N. (2006). Behavioral Approach System (BAS) Sensitivity and Bipolar Spectrum Disorders: A retrospective and concurrent behavioral high-risk design. *Motivation and Emotion, 30*(2), 143-155.
- Mansell, W. (2006). Hypomanic Attitudes and Positive Prediction Inventory (HAPPI): A pilot study to select cognitions that are elevated in individuals with bipolar disorder compared to non-clinical controls. *Behavioral and Cognitive Psychotherapy, 34*, 467-476.
- Mansell, W., Morrison, A. P., Reid, G., Lowens, I., & Tai, S. (2007). The interpretation of, and responses to, changes in internal states: An integrative cognitive model of mood swings and bipolar disorders. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy, 35*(5), 515-539.
- Meyer, B., Johnson, S. L., & Winters, R. (2001). Responsiveness to threat and incentive in bipolar disorder: Relations of the BIS/BAS scales with symptoms. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 23*(3), 133-143.
- Mitchell, P. B., Goodwin, G. M., Johnson, G. F., & Robert, M. A. (2008). Diagnostic guidelines for bipolar depression: a probabilistic approach. *Bipolar Disorders, 10*, 144-152.
- 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.
- Nolen-Hoeksema, S. (1991). Responses to depression and their effects on the duration of depressive episodes. *Journal of Abnormal Psychology, 100*(4), 569-582.
- Nolen-Hoeksema, S., & Morrow, J. (1991). A prospective study of depression and post-traumatic stress symptoms after a natural disaster: The 1989 loma prieta earthquake. *Journal of Personality and Social Psychology, 61*, 115-121.
- Olofsson, M. E., Boersma, K., Engh, J., & Wurm, M. (2014). A psychometric evaluation of the

- Swedish version of the Responses to Positive Affect questionnaire. *Nordic Journal of Psychiatry*, 68(8), 588-593.
- Parker, G., Roy, K., Wilhelm, K., Mitchell, P., & Hadzi-Pavlovic, D. (2000). The nature of bipolar depression: implications for the definition of melancholia. *Journal of Affective Disorders*, 59(3), 217-224.
- Pelizza, L. (2005). Anhedonia: Un concetto transnosografico?. *Minerva Psichiatrica*, 46(4), 285-300.
- Pelizza, L., Pupo, S., & Ferrari, A. (2012). Anhedonia in schizophrenia and major depression: state or trait? Review of the literature. *Journal of Psychopathology*, 18, 145-155.
- Perlis, R. H., Brown, E., Baker, R. W., & Nierenberg, A. A. (2006). Clinical features of bipolar depression versus major depressive disorder in large multicenter trials. *American Journal of Psychiatry*, 163(2), 225-231.
- 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.
- Raes, F., Daems, K., Feldman, G. C., Johnson, S. L., & Van Gucht, D. (2009). A psychometric evaluation of the Dutch version of the responses to positive affect questionnaire. *Psychologica Belgica*, 49(4), 293-310.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209.
- World Health Organization. (1992). *The ICD-10 classification of mental and behavioural disorders: clinical descriptions and diagnostic guidelines*. Geneva: World Health Organization.
- Yang, H., & Guo, W. (2014). Chinese version of the Responses to Positive Affect Questionnaire: Testing the factor structure, reliability, and validity in a college student sample. *Psychological Reports*, 115(2), 467-484.
- Yu, C. Y. (2002). *Evaluating Cutoff Criteria of Model Fit Indices for Latent Variable Models with Binary and Continuous Outcomes*. (Doctoral dissertation). University of California, Los Angeles, CA.

원고접수일 : 2019. 10. 29.

수정원고접수일 : 2019. 12. 03.

게재결정일 : 2020. 01. 08.

Validation of the Extended Responses to Positive Affect Questionnaire

Yun-Jeung Jang

Seong-Hoon Hwang

Department of Counseling Psychology Graduate School of Human Service,
Hanyang Cyber University

While difficulty with emotional regulation is well-known to be one of the mechanisms contributing to onset and maintenance of various mental disorders, difficulties in controlling both positive and negative emotions are also gaining attention. One of the self-reporting measures of difficulty in controlling positive emotions is the Responses to Positive Affect questionnaire (RPA). This study aimed to develop an extended version of the RPA by adding five questions reflecting dampening of strong positive emotion and intended to confirm its construct and incremental validity. The application of the exploratory factor analysis and exploratory structural equation model (ESEM) to 298 cyber university students resulted in a three-factor structure for the extended RPA: positive rumination, dampening, and extinguishing strong positive emotion (the 5 additional questions comprised this factor). After performing confirmatory factor analysis in the separate sample of 227 cyber university students, the suitability of the three-factor model was deemed appropriate. We also performed a hierarchical regression analysis to see if the extended RPA contributed to the explanation of the mechanism of the pathology above the previous version. As a result, the 'extinguishing strong positive emotion' subscale made a significant additional contribution to the explanation of bipolar disorder and difficulty in controlling positive emotions beyond the existing RPA, supporting an incremental validity. Finally, this study's clinical implications and limitations were presented, as well as suggested directions for follow-up research.

Key words : Responses to Positive Affect Questionnaire(RPA), Positive Rumination, Dampening, Extinguishing Strong Positive Emotion, Bipolar Disorder, Difficulty in Emotion Regulation for Positive Affect, Incremental Validity

부록 1. E-RPA 문항의 요약자료 (N=298)

문항 M	M	S.D.	다분 상관																				SMC	
			1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20		21
1	2.82	0.05	-0.70	-																				.58
2	3.01	-0.20	-0.78	.64	-																			.61
3	2.63	0.05	-0.84	.43	.53	-																		.68
4	2.31	0.22	-0.60	.41	.41	.73	-																	.70
5	2.58	0.28	-0.54	.44	.48	.59	.52	-																.56
6	1.57	1.14	0.75	-.16	-.14	.13	.28	.09	-															.49
7	2.41	0.02	-0.51	.44	.50	.49	.59	.50	.23	-														.73
8	2.23	0.21	-0.57	.37	.42	.49	.58	.44	.20	.76	-													.70
9	1.92	0.52	0.00	-.09	-.24	.03	.13	.04	.42	.17	.23	-												.57
10	1.65	0.80	-0.10	-.13	-.18	-.02	.14	.01	.52	.30	.24	.63	-											.68
11	1.71	0.82	0.26	.04	.00	.16	.13	.16	.36	.31	.30	.48	.57	-										.50
12	1.71	0.83	0.21	-.04	-.08	.13	.31	-.01	.50	.31	.40	.45	.53	.41	-									.52
13	2.01	0.65	0.05	.17	.27	.48	.38	.41	.26	.51	.46	.03	.08	.22	.16	-								.56
14	1.30	1.83	2.22	-.21	-.13	.04	.12	.06	.48	.19	.24	.47	.52	.43	.44	.23	-							.31
15	1.61	1.11	1.11	-.13	-.16	-.02	.06	.00	.41	.21	.17	.53	.62	.52	.36	.07	.68	-						.65
16	2.39	0.23	-0.23	.37	.36	.46	.38	.48	.08	.50	.44	.11	.03	.15	.05	.54	-.09	.00	-					.52
17	1.81	0.64	0.45	.02	-.11	.06	.23	.06	.40	.24	.27	.51	.55	.34	.41	.06	.43	.46	.08	-				.42
18	2.10	0.50	-0.05	.04	.10	.16	.21	-.02	.31	.35	.38	.26	.36	.37	.34	.26	.20	.34	.24	.24	-			.59
19	1.91	0.57	0.36	-0.06	-0.10	-.06	.04	-.02	.27	.15	.17	.43	.48	.47	.37	-.01	.39	.43	-.03	.31	.58	-		.78
20	1.76	0.77	0.39	-.01	-.04	.03	.13	.05	.28	.20	.24	.39	.47	.42	.44	.17	.39	.39	.10	.34	.52	.79	-	.73
21	1.83	0.67	0.19	.05	-.07	.00	.02	-.03	.29	.24	.23	.48	.55	.47	.41	.11	.45	.46	.05	.38	.57	.79	.76	-.80
22	1.80	0.69	0.25	.00	-.03	.09	.16	.10	.32	.21	.31	.48	.41	.40	.40	.32	.42	.02	.33	.49	.68	.66	.67	-.64

주. 4점 평정척도.

공정반추 = 01, 02, 03, 04, 05, 07, 08, 13, 16; 찬물끼얹기 = 06, 09, 10, 11, 12, 14, 15, 17; 강한 공정정서 진화하기 = 18, 19, 20, 21, 22

www.kci.go.kr

부록 II. 3요인 및 4요인 모형의 Geomin으로 회전된 형태계수 및 요인 간 상관관계

문항	3요인 모형			4요인 모형			
	1	2	3	1	2	3	4
1	.66*	-.48*	.04	.80*	-.45*	.03	-.11
2	.75*	-.53*	-.00	.79*	-.50*	.01	.02
3	.86*	-.00	-.30*	.80*	.04	-.33*	.09
4	.81*	.14	-.26*	.83*	.23*	-.34*	-.01
5	.72*	-.08	-.20	.64*	-.06	-.20*	.15
6	.12	.61*	.00	-.02	.67*	-.06	.14
7	.82*	.03	.03	.59*	.05	.06	.37*
8	.77*	.07	.06	.56*	.09	.07	.33*
9	-.01	.59*	.23*	.06	.67*	.11	-.15
10	.00	.68*	.25*	-.01	.75*	.14	-.06
11	.16*	.41*	.28*	.08	.46*	.23*	.08
12	.17*	.47*	.20*	.11	.52*	.13	.04
13	.61*	.06	-.11	.13	.05	-.02	.73*
14	-.00	.69*	.11	-.10	.76*	.02	.05
15	-.04	.64*	.22*	-.08	.70*	.12	-.02
16	.65*	-.09	-.09	.36	-.12	-.00	.47*
17	.09	.54*	.12	.16	.61*	-.00	-.14
18	.22*	.00	.57*	.03	.00	.62*	.30*
19	-.09	-.01	.94*	-.06	.01	.92*	-.01
20	.03	-.01	.85*	-.01	.01	.86*	.10
21	-.01	.07	.86*	-.02	.10	.83*	.03
22	.06	.09	.69*	.13	.12	.64*	-.07
요인 간	.25*	-		.31*	-		
상관	.30*	.46*	-	.30*	.55*	-	
				.42*	.16*	-.01	-

* $p < .05$.

부록 III. 3요인 모형에 대한 탐색적 회전 및 목표회전 결과의 형태계수

문항	탐색적 회전			목표행렬			목표회전		
	F1	F2	F3	F1	F2	F3	F1	F2	F3
1	.66*	-.48*	.04		0	0	.65*	-.41*	.18*
2	.75*	-.53*	-.00		0	0	.73*	-.46*	.15*
3	.86*	-.00	-.30*		0	0	.82*	.10	-.20*
4	.81*	.14	-.26*		0	0	.76*	.25*	-.19*
5	.72*	-.08	-.20		0	0	.69*	.01	-.10
6	.12	.61*	.00	0		0	.08	.67*	-.07
7	.82*	.03	.03		0	0	.77*	.16*	.11*
8	.77*	.07	.06		0	0	.72*	.19*	.13*
9	-.01	.59*	.23*	0		0	-.04	.65*	.14*
10	.00	.68*	.25*	0		0	-.04	.74*	.15*
11	.16*	.41*	.28*	0		0	.12*	.48*	.23*
12	.17*	.47*	.20*	0		0	.13*	.54*	.15*
13	.61*	.06	-.11		0	0	.57*	.14*	-.05
14	-.00	.69*	.11	0		0	-.04	.75*	.01
15	-.04	.64*	.22*	0		0	-.08	.69*	.12
16	.65*	-.09	-.09		0	0	.62*	-.01	-.01
17	.09	.54*	.12	0		0	.05	.59*	.05
18	.22*	.00	.57*	0	0		.20*	.07	.57*
19	-.09	-.01	.94*	0	0		-.11*	.04	.90*
20	.03	-.01	.85*	0	0		.01	.06	.83*
21	-.01	.07	.86*	0	0		-.04	.13*	.82*
22	.06	.09	.69*	0	0		.04	.15*	.66*
요인 간	-	-	-	-	-	-	-	-	-
상관	.25*	-	-	.14*	-	-	.14*	-	-
	.30*	.46*	-	.14*	.51*	-	.14*	.51*	-

* $p < .05$.