

한국판 긍정 정서 반응 척도(K-RPA)의 예비 타당화 연구

김 빛 나[†]

권 석 만

서울대학교 심리학과

본 연구의 목적은 정서조절 및 기분장애 연구에서 동등한 중요성을 가질 수 있음에도 불구하고 거의 연구되지 않았던 긍정 정서에 대한 반응양식을 측정하기 위하여 최근 개발된 Responses to Positive Affect(RPA; Feldman, Joorman, & Johnson, 2008)를 번안 및 예비 타당화하는 것이다. 이를 위하여 191명의 대학생 집단에서 국문으로 번안한 한국판 긍정 정서 반응 척도(Korean-Responses to Positive Affect)와 부정 정서에 대한 반응양식, 자존감, 우울, 조증과 관련된 척도들을 실시하고, 신뢰도와 요인구조, 수렴 및 증분타당도를 살펴보았다. K-RPA는 적절한 신뢰도를 갖고 있었으며, 탐색적 요인분석 결과, 서양 문화권의 3요인 구조와는 달리 긍정 반추와 가라앉히기의 2요인 구조를 갖고 있는 것으로 나타났다. K-RPA의 긍정 반추 요인은 자존감, 조증 취약성 및 조증 증상과 정적 상관을, 우울 증상과는 부적 상관을 갖고 있는 반면, K-RPA의 가라앉히기 요인은 자존감과는 부적 상관을, 우울 및 조증 증상과는 정적 상관을 갖고 있었다. 위계적 회귀분석 시, K-RPA의 하위 요인들은 우울 및 조증 증상을 예측하는 데 추가적 설명량을 갖고 있었으며, 이는 이미 밝혀진 우울 반추의 영향력을 통제한 뒤에도 유의미하게 유지되는 것으로 나타났다. 본 연구는 긍정 정서에 대한 반응양식의 개인차를 측정할 수 있는 도구를 국내에서 처음으로 번안 및 예비 타당화하였다는 의의를 지닌다. 또한 이후 우울과 조증 등 기분장애 연구에서 부정 정서뿐만 아니라 긍정 정서에 대한 반응양식과 긍정 정서조절이 중요한 연구 주제로 다루어져야 할 필요성을 시사한다. 마지막으로 본 연구의 한계점 및 후속 연구를 위한 제언에 대하여 논의하였다.

주요어 : 한국판 긍정 정서 반응 척도(K-RPA), 정서조절, 우울, 조증, 신뢰도, 타당도, 요인구조

[†] 교신저자(Corresponding Author) : 김빛나 / 서울대학교 심리학과 / (151-746) 서울특별시 관악구 관악로 1
서울대학교 16M동 315호

Fax : 880-6429 / E-mail : shine-binna@hanmail.net

정서조절에 대한 연구들은 사람들이 정서 상태를 수동적으로 경험하는 것이 아니라, 정서에 반응하며 정서를 조절하기 위한 자동적 또는 의식적 노력을 한다는 점을 시사한다 (Gross, 1998). 또한 정서 자체뿐만 아니라, 이미 존재하는 정서에 대한 후속 반응이 기분장애의 발병과 유지에 기여한다는 점이 입증되어 왔다. 특히 우울 등의 부정 정서에 대한 반응양식과 그 심리적 영향에 대한 연구 결과들은 다수 축적되어 있는 상태이다. 대표적으로 Nolen-Hoeksema(1991)는 우울에 대한 반응양식이론(Response Styles Theory)에서 개인이 우울한 기분에 반응하는 일관된 반응양식을 갖고 있음을 주장하였고, 이를 외부초점적인 반응양식인 주의분산(distraction)과 내부초점적 반응양식인 반추(rumination)로 분류하였다. 그녀의 이론은 이후 많은 연구자들의 후속 연구를 촉발시켰으며, 다수의 경험적 연구들은 “우울 증상과 그 가능한 원인 및 결과에 수동적, 반복적으로 초점을 맞추는 사고와 행동”으로 정의되는, 내부 초점적인 반추적 반응양식이 우울을 유지시키고 심화시킨다는 가설을 입증해 왔다(Just & Alloy, 1997).

그러나 긍정 정서에 대한 반응은 정서조절과 기분장애 연구에서 동등한 중요성을 가질 수 있음에도 거의 연구되지 않았다. 선행 연구들이 우울과 조증에서 긍정 정서경험 및 정서조절의 문제를 지적하고 있음에도 불구하고, 이 부분은 최근까지도 충분한 학문적 관심을 받지 못하였다. Clark와 Watson(1991)의 삼요인 모델(tripartite model)에서 긍정성의 감소는 불안으로부터 우울을 구분하는 특수 요인으로 언급되고 있으며, 우울이 긍정 자극에 대한 주의 및 반응성 저하와 관련되어 있다는 가설을 지지하는 연구들이 있다(Rottenberg, Kasch,

Gross, & Gotlieb, 2002). 또한 우울감을 느끼는 사람들은 긍정 정서를 향유하지 못하고 억제하는 방식으로 대처하며, 긍정 정서에 대한 인지적 정교화를 덜 하는 경향을 보인다는 보고도 존재한다(Joorman & Siemer, 2004; Bryant, 2003). 이로 미루어 볼 때 긍정 정서에 주의를 덜 기울이거나 긍정 정서를 약화시키는 반응이 이후 우울 증상의 진행과 관련될 수 있을 것으로 보인다. 우울과는 달리, 양극성 장애 및 조증에 대한 취약성은 긍정 자극에 대한 증가된 반응성과 관련되어 있음이 선행 연구들을 통해 시사되어 왔다. 조증에 취약한 사람들이 일상생활 속의 사소한 성공 경험으로 유발된 긍정 정서를 과도하게 증폭시키는 방식으로 반응하며, 이러한 후속 반응이 조증 삽화 발생에 기여할 수 있다는 연구 결과들은 긍정 정서에 대한 반응이 조증과 갖는 연관성을 시사한다(Johnson, 2005; Johnson, Ruggero, & Carver, 2005). 또한 Gruber(2011)는 양극성 장애의 정서조절 특징을 ‘긍정 정서 지속(positive emotion persistence)’이라는 용어로 개념화하고, 긍정 주의 편향으로 부적절한 맥락에서도 긍정 정서가 유발되고, 상향 조절 경향성 및 하향 조절의 어려움으로 긍정 정서가 지속적으로 유지되는 과정에 대한 이론적 모델을 제시하기도 하였다.

최근 Feldman, Joorman과 Johnson(2008)은 긍정 정서에 대한 반응양식에도 중요한 개인차가 존재할 수 있으며, 이것이 우울뿐만 아니라 조증에도 영향력 있는 변수가 될 수 있음을 제안하였다. 이들은 부정 정서에 대한 반응양식이 존재하듯, 개인이 긍정 정서에 반응하는 습관적인 양식이 존재할 것이라 가정하였다. 관련 선행 연구들을 참조하면, 사람들은 새로운 도전 상황에 맞닥뜨릴 때 자존감을 고

양하기 위하여 또는 현재 경험하고 있는 긍정 정서를 지속시키기 위하여 긍정적인 내용의 반추에 집중하는 경향을 갖는다고 한다(Larsen & Prizmic, 2004; Martin & Tesser, 1996). 반대로 긍정 정서를 약화시키는 반응 양식도 존재하는 것으로 보이는데, 자존감이 낮은 사람들은 긍정 정서를 향유(savoring)하기보다 가라앉히는(dampening) 경향을 나타내며, 이는 긍정 정서가 그들의 부정적인 도식과 합치하지 않기 때문인 것으로 생각된다(Wood, Heimpel, & Michela, 2003; Parrott, 1993). Feldman 등(2008)은 이미 존재하는 정서에 대한 후속 반응이라는 점을 강조하기 위하여 ‘반응(response)’이라는 용어를 사용하였으나, 개념적으로 ‘긍정 정서에 대한 반응’은 일종의 정서조절 방략에 가까운 것으로 여겨진다. 상술하면, 긍정 정서 반응은 긍정 정서가 발생한 후 이미 존재하는 긍정 정서를 유지, 강화 또는 감소, 제거시키기 위한 내적 사고 및 정신적 방략으로 인지적 정서조절 방략에 속한다고 볼 수 있다.

또한 Feldman 등(2008)은 우울의 반응양식을 측정하는 Response Styles Questionnaire(RSQ; Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991)에 대응되는, 긍정 정서에 대한 반응양식의 측정 수단으로서 긍정 정서 반응 척도(Responses to Positive Affect; 이하 RPA)를 개발하였다. RPA는 총 17문항의 자기보고식 척도로, 긍정 정서를 강화시키는 반응양식인 긍정 반추(positive rumination)와 긍정 정서를 약화시키는 반응양식인 가라앉히기(dampening)로 구성된다. 긍정 반추는 긍정 정서가 느껴질 때 “긍정적인 자기 특성과 정서 경험, 우호적인 여건에 대한 반복적인 생각으로 반응하는 경향성”으로 정의된다(예: “내가 모든 것을 해 내고 있어”라고 생각한다, 얼마나 기분이 좋은지 생각한다).

긍정 반추는 다시 두 개의 하위 요인으로 분류되는데, 기분과 신체 경험에 대한 정서 초점적(emotion-focus) 긍정 반추와 자기 자신과 목표에 관한 자기 초점적(self-focus) 긍정 반추가 그것이다. 반면 가라앉히기는 “긍정적인 정서 상태의 강도와 지속 기간을 감소시키기 위한 정신적 방략을 사용하여 반응하는 경향성”으로 정의된다(예: 이런 기분이 오래 가지 않을 것이라는 것을 스스로에게 상기시킨다, 나에게 잘 되지 않았던 일들에 대해 생각한다). RPA로 측정된 긍정 정서 반응은 정서 발생 이후의 시점의 후속 반응에 집중하고 있다는 점에서 RSQ로 측정된 부정 정서에 대한 반응양식과 공통점을 갖고 있으나, 초점이 되는 정서가 긍정가를 지닌다는 차이점이 있으며, 문항 내용 및 상관분석 결과는 두 반응양식이 독립적이거나 연관되어 있다 할지라도 중복되지 않을 가능성을 시사한다.

RPA의 심리측정적 속성은 Feldman 등(2008)의 연구에서 처음으로 보고되었으며, 미국의 대학생 집단을 대상으로 한 연구에서 높은 수준의 가라앉히기와 낮은 수준의 긍정 반추는 우울 증상과 유의미한 상관이 있었고, 이는 부정 정서에 대한 우울 반추 이상으로 추가적 설명량을 갖는 것으로 나타났다. 반대로 긍정 반추는 조증의 취약성 및 조증 증상과 상관이 있었다. 이후 RPA는 벨기에의 대학생 집단에서 네덜란드어로 번안 및 타당화되어, 원 척도와 유사한 요인 구조 및 상관 패턴이 보고되었다(Raes, Daems, Feldman, Johnson, & Van Gucht, 2009). 또한 아동용 RPA(Responses to Positive Affect questionnaire for Children; RPA-C)가 개발되기도 하였는데, 아동용 RPA는 3개월 후의 우울 및 조증 증상을 전향적으로 예측할 수 있었다(Bijttebier, Raes, Vasey, & Feldman,

2011).

아울러 RPA는 임상 집단을 대상으로 한 연구에서도 유용성을 갖고 있는 것으로 보고되었다. Johnson, McKenzie와 McMurrich(2008)는 SCID(Structured Clinical Interview for DSM; Spitzer, Williams, Gibbon, & First, 1992)로 선별한 양극성 장애와 주요우울장애 집단에서 부정 및 긍정 정서에 대한 반추를 측정하였다. 그 결과, 양극성 장애와 주요우울장애 집단 모두 부정 정서에 대한 반추 수준이 정상 집단에 비하여 높았으나, 긍정 정서에 대한 증가된 반추는 양극성 장애 집단에서만 나타나는 것으로 보고되었다. 이와 같이 RPA는 그동안 경시되어 오던 긍정 정서에 대한 반응양식을 측정할 수 있는 신뢰로운 수단으로, 긍정 정서에 대한 반응은 성인과 아동, 비임상 및 임상 집단에서 우울뿐만 아니라 조증 증상에 설명력을 가질 수 있는 구성개념으로 생각된다.

한편, 최근 범진단적(transdiagnostic) 관점에서 반추가 우울증뿐만 아니라 여러 정신과적 진단군에서 증가되어 있는 병리라는 주장들이 제기되고 있다(Kim, Yu, Lee, & Kim, 2011). 특히 양극성 장애에서는 반추뿐만 아니라 외부초점적 반응양식인 적응적 대처, 위협한 행동도 모두 증가되어 있는 복잡한 양상이 나타나는 것으로 보고되었다(Thomas, Knowles, Tai, & Bentall, 2007; Knowles, Tai, Christensen, & Bentall, 2005). 이러한 결과는 조증이 부정적 정서 상태를 적극적으로 회피하기 위한 노력으로부터 발생한다는 기존의 조증 방어(manic defense) 가설의 메커니즘을 반영하는 것으로 해석되고 있다(Thomas et al., 2007). 비록 Feldman 등(2008)은 RPA의 개발 시 RSQ의 내부초점적 반응양식과의 관계만을 살펴보았

나, 이러한 견지에서 외부초점적 반응양식까지 포함시켜, 긍정 정서에 대한 반응양식과의 관계 및 우울, 조증 증상과의 관련성을 추가적으로 탐색하는 것이 도움이 될 것이다.

본 연구의 주요 목적은 긍정 정서에 대한 개인의 반응양식을 측정할 수 있는 도구인 RPA를 국문으로 번안하여 예비 타당화하는 것이다. 이를 위하여 한국판 긍정 정서 반응척도(Korean-Responses to Positive Affect; 이하 K-RPA)의 신뢰도 및 요인 구조를 검증할 것이다. 또한 수렴타당도를 확인하여, 긍정 정서에 대한 반응양식이 한국 문화권에서도 우울과 조증에 적용 가능한 개념인지를 탐색하고자 한다. 즉, 긍정 반추는 우울 증상 및 우울 반추와는 부적 상관을, 자존감, 조증 증상 및 조증 취약성과 정적 상관을 보일 것으로 예상된다. 반면, 가라앉히기는 긍정 반추와 상반된 상관 패턴을 보일 것이다. 아울러 본 연구에서는 양극성 장애와 관련성이 있는 부정 정서에 대한 외부초점적 반응양식을 추가하여, 긍정 정서에 대한 반응양식과 관계를 살펴보고자 한다. 마지막으로 증분타당도를 확인하기 위하여, K-RPA로 측정되는 긍정 정서에 대한 반응이 이미 검증되어 있는 우울 반추(brooding)의 설명량(Knowles et al., 2005) 이상으로 우울 및 조증 증상에 대한 추가적 설명량을 갖는지 검증할 것이다.

방 법

연구대상

서울 소재 대학교에서 심리학 교양 수업을 듣는 학부생 191명을 대상으로 설문지를 실시

하였다. 연구 참가자들은 설문 응답에 앞서 연구에 대한 설명을 제공받고 자발적 참여 의사를 확인하는 동의서에 서명하였으며, 설문지의 응답에는 약 20분이 소요되었다. 연구 참가자의 평균 연령은 23.09세(표준편차 3.59)였고, 이 중 남성이 113명(59.2%), 여성이 78명(40.8%)이었다.

측정도구

긍정 정서 반응 척도(Responses to Positive Affect Questionnaire; RPA)

Feldman 등(2008)이 사람들이 긍정 정서에 반응하는 양식을 측정하기 위하여 개발한 17 문항의 자기 보고식 질문지로, 우울의 반응양식을 측정하는 Response Styles Questionnaire (Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991)와 유사한 형식으로 4점 척도(1점=전혀 아니다~4점=거의 그렇다) 상에 평정하도록 되어 있다. 3개의 하위요인으로 긍정 정서를 강화시키는 반응양식인 2개의 긍정 반추로 자기 초점적 긍정 반추, 정서 초점적 긍정 반추 및 긍정 정서를 약화시키는 반응양식인 가라앉히기가 있다. 원 척도는 적절한 신뢰도를 갖고 있으며, 자존감, 우울, 조증 증상과 이론적으로 예상되는 방식으로 상관을 보이는 것으로 보고되었다.

Rosenberg 자존감 척도(Rosenberg Self-Esteem Scale; RSES)

Rosenberg(1965)가 특정 영역에 국한되지 않는 전반적인 자존감을 측정하기 위해 개발한 자기 보고식 질문지로 총 10문항에 걸쳐 5점 척도 상에 평정하도록 되어 있다. 이훈진과 원호택(1995)이 보고한 내적 합치도 계수는 .89였으며, 본 연구에서 내적 합치도 계수는

.89이다. 선행연구에 따르면 자존감은 개인이 긍정 정서를 강화 또는 감소시키는 방향 중 어느 것을 사용할 것인가를 결정하는 데 있어 중요한 개인차로 보고되었다(Wood, Heimpel, & Michela, 2003).

Altman 조증 척도(Altman Self-Rating Mania Scale; ASRM)

Altman, Hecker, Peterson과 Davis(1997)가 조증 증상을 측정하기 위하여 개발한 자기 보고식 질문지로, 증가된 쾌활성, 고양된 자신감, 말수가 많아짐, 수면 욕구의 감소, 그리고 과도한 활동의 5문항을 포함한다. 각 문항에 대하여 빈도를 5점 척도(0=전혀 없음~4=항상)로 평가한다. ASRM 척도의 점수는 임상적 상태의 변화에 민감하고, 다른 임상적 조건으로부터 조증을 변별할 수 있는 것으로 알려져 있다(Altman et al., 1997). 연구자가 문항을 번안하여 사용하였으며, 본 연구에서 내적 합치도 계수는 .77이다.

경조성 성격 척도(Hypomanic Personality Scale; HPS)

Eckblad와 Chapman(1986)이 조증 삽화에 취약한 경조증 성향 집단을 선별하기 위하여 개발한 48문항의 자기 보고식 질문지로, ‘예’ 또는 ‘아니오’로 응답한다. 비록 척도명의 ‘성격’이라는 표현이 특질적인 속성을 암시하기는 하지만, 실제 문항들은 정서, 행동, 에너지 수준의 삽화적 변동을 나타내는 내용으로 이루어져 있다(예: 나는 가끔 뚜렷한 이유 없이 흥분되고 행복해진다). 또한 선행 연구들에 따르면 평균에서 2 표준편차 이상의 점수를 얻은 HPS 상위 집단은 하위 집단에 비하여 경조증 삽화의 유병율이 9배에 이르는 것으로 알려져

있다(Kwapil et al., 2000; Eckblad & Chapman, 1986). 원 척도의 내적 합치도 계수 .87이며, 김영아(1990)가 번안한 한국판 HPS의 내적 합치도 계수 .83이었다. 본 연구에서 내적 합치도 계수는 .85이다.

우울 반응양식 척도(Response Styles Questionnaire; RSQ)

Nolen-Hoeksema와 Morrow(1991)가 사람들이 우울한 기분에 반응하는 일관된 반응양식을 측정하기 위하여 개발한 4점 척도의 자기 보고식 질문지로, 국내에서는 김은정(1993)이 번안하여 타당화하였다. 본 연구에서는 내부초점적 반응양식인 반추(rumination) 중 우울 증상과의 내용 혼입 문제가 있는 문항들을 제외하고 요인분석 한 결과 얻어진 2요인(Treynor, Gonzales, & Nolen-Hoeksema, 2003)의 우울 반추(brooding, 5문항), 반성(reflection, 5문항)을 사용하였다(김소정, 김지혜, 윤세창, 2010). 또한 여기에 김은정(1993)이 타당화한 문항 중 Knowles 등(2005)이 우울 및 조증의 취약성과 관련이 있는 것으로 제안한 외부초점적 반응양식인 적응적 대처(주의분산/문제해결 13문항)와 위험한 행동(6문항)을 포함하여 실시하였다. 각 하위척도의 내적 합치도는 적절한 것으로 보고되었으며(Cronbach α 반추=.77, 반성=.72, Treynor et al., 2003; 적응적 대처=.82, 위험한 행동=.68, Knowles et al., 2005), 본 연구에서 각 내적 합치도 계수는 .81(우울 반추), .79(반성), .88(적응적 대처), .75(위험한 행동)이다.

한국판 Beck 우울척도(Beck Depression Inventory; BDI)

정서적, 인지적, 동기적 그리고 생리적 영역

을 포괄한 우울 증상을 측정하기 위해 Beck, Ward, Mendelson, Mock과 Erbaugh(1961)이 개발한 21문항의 자기 보고식 질문지이다. 국내에서는 이영호와 송중용(1991)이 번안하였고, 내적 합치도 계수는 .98로 보고되어 있으며, 본 연구에서의 내적 합치도 계수는 .90이다.

절차

본 연구에서 K-RPA의 번안 및 예비 타당화는 크게 세 단계로 진행되었다. 첫 번째는 원 척도의 문항 내용을 번안하는 단계이다. 원 척도의 주 개발자인 Greg C. Feldman(personal communication, December 22, 2012)으로부터 번안 허가를 받아 문항 내용을 연구자가 일차적으로 번역하였다. 이후 영어와 한국어 모두에 유창하지만 척도가 측정하려는 구성개념에 대한 사전지식이 없는 이중 언어 사용자인 대학생의 역번역을 통하여 문항 내용을 검토하였다. 두 번째 단계에서는 척도의 신뢰도를 확인하고, 탐색적 요인분석을 실시하여 요인 구조를 살펴보았다. 마지막 단계에서는 번안된 척도의 수렴 및 증분타당도를 확인하였다. K-RPA의 수렴타당도는 긍정 정서에 대한 반응이 이론적으로 우울, 조증과 관련된 있는 개념으로 제안되었기 때문에 상기 개념에 타당화된 척도들과의 상관계수를 구하였다. 증분타당도는 긍정 정서에 대한 반응이 기존에 우울, 조증을 설명하는 것으로 알려진 구성개념(부정 정서에 대한 반응양식)과 중복된(redundant) 것이 아니라 우울, 조증에 새로운 고유한 설명량을 갖는 것을 입증하기 위한 것이다. 이를 위하여 위계적 회귀분석에서 1단계에 기존의 구성개념을 통제하고 다음 단계에 긍정 정서에 대한 반응을 투입하였을 시,

추가적 설명력이 유의미한지를 확인하였다.

자료 분석

통계적 분석은 SPSS for Windows(PASW Statistics 18.0)를 사용하여 기술 통계치를 구하였고, 탐색적 요인분석, 신뢰도 분석, 상관분석 및 회귀분석을 실시하였다.

탐색적 요인분석은 비교를 위하여 원 척도를 개발한 Feldman 등(2008)과 일관되게 주축 요인 분해 방식(principal axis factor)으로 요인을 추출하였으며, 회전은 요인 간 상관을 가정한 직접 오블리민 방식(direct oblimin, delta=0)을 사용하였다. 요인 부하량이 최소한 .30 이상이어야 좋은 문항으로 간주하였으며, 한 문항이 두 요인 모두에 .30 이상의 요인 부하량을 갖거나 요인 부하량의 차이가 .10 미만인 경우에는 교차 부하(cross loading)되었다고 판단하였다. 또한 적어도 한 요인에 속하는 문항수가 3~4개 이상이어야 안정적인 요인으로 간주하였다(Costello & Osborne, 2005).

척도의 신뢰도를 확인하기 위하여, 내적 합치도 계수로서 Cronbach α 를 계산하였으며, 문항-총점 간 상관을 구하였다. 또한 상관 및 회귀분석의 경우 p 값이 .05 미만인 경우 통계적으로 유의미한 것으로 판단하였다.

결 과

탐색적 요인분석

K-RPA의 요인구조를 알아보기 위해 17개 문항에 대한 탐색적 요인분석을 실시하였다. 먼저 KMO(Kaiser-Meyer-Olkin) 적합성 지수는

.83으로 문항 간 상관이 양호하였고(Kaiser, 1974), Bartlett 검증 결과는 $\chi^2(136, N=191)=1293.39, p<.0001$ 로 요인분석을 하기에 매우 적합한 것으로 판단되었다.

적절한 요인 수를 결정하기 위해 주축 요인 분해(principal axis factor) 방식으로 고유치(eigen value)가 1.0 이상인 요인을 모두 추출해본 결과(Kaiser, 1961), 요인의 수가 3개 나왔으며, Scree 도표의 고유치 감소 정도를 고려하였을 때에도 3개의 요인이 적절한 것으로 여겨졌다. 이에 요인 수를 3개로 지정하여 직접 오블리민 방식(direct oblimin, delta=0)으로 회전시킨 결과, 이 중 한 요인은 2개의 문항(RPA 7, RPA 8)만으로 이루어져 불안정하고 약한 요인으로 판단되었다(Costello & Osborne, 2005). 또한 2개 문항으로 구성된 3번째 요인의 경우, 다른 요인(26.68%, 16.41%)에 비하여 요인에 의해 설명되는 변량(4.09%)이 상대적으로 적었다. 아울러 결과의 이론적인 해석 가능성을 고려하였을 때, 최종적으로 적절한 요인 수를 2개로 판단하였다.

그리하여 요인 수를 2개로 지정하여 분석한 결과, 모든 문항의 요인 부하량이 .30 이상으로 양호하였으며, 2개 문항(RPA 6, RPA 8)은 교차 부하되어 제외하였다. 탐색적 요인분석 결과를 문항 내용과 함께 표 1에 제시하였다. 첫 번째 요인은 원 척도에서 1문항(RPA 8)을 제외한 총 8문항의 정서 초점적, 자기 초점적 긍정 반추의 문항들로 구성되어, ‘긍정 반추’로 명명하였다. 두 번째 요인은 원 척도에서 1문항(RPA 6)을 제외한 총 7문항의 가라앉히기 문항들로 구성되어, ‘가라앉히기’로 명명하였다. 또한 두 요인 간 상관은 긍정 반추의 하위 요인끼리 상관되어 있으나, 긍정 반추와 가라앉히기 간의 관계는 독립적이었던 원 척

표 1. K-RPA 문항의 탐색적 요인분석 결과 (N=191)

| K-RPA 문항 | 요인 부하량 | |
|--|----------------|----------------|
| | 요인 1: 긍정 반추 | 요인 2: 가라앉히기 |
| 당신은 기분이 좋을 때, 얼마나 자주... (When you are feeling happy, how often do you ...) | | |
| 3 “내가 모든 것을 다 해 내고 있어”라고 생각한다 (Think “I am getting everything done”) | .79 | -.14 |
| 5 “내가 잠재력을 충분히 발휘하며 살고 있구나”라고 생각한다 (Think “I am living up to my potential”) | .72 | -.17 |
| 16 내 스스로가 얼마나 자랑스러운지 생각한다 (Think about how proud you are of yourself) | .69 | -.04 |
| 4 무엇이든 다 할 수 있을 것 같은 느낌이 얼마나 드는지 생각한다 (Think about how you feel up to doing everything) | .66 | .01 |
| 13 “내가 모든 것을 다 이루고 있어”라고 생각한다 (Think “I am achieving everything”) | .63 | .03 |
| 1 에너지가 얼마나 넘치는지를 알아차린다 (Notice how you feel full of energy) | .60 | .06 |
| 7 얼마나 기분이 좋은지 생각한다 (Think about how happy you feel) | .60 | .18 |
| 2 이 순간을 만끽한다 (Savor this moment) | .59 | -.13 |
| 10 이런 기분이 오래 가지 않을 것이라는 것을 스스로에게 상기시킨다 (Remind yourself these feelings won't last) | .00 | .69 |
| 17 나에게 잘 되지 않았던 일들에 대해 생각한다 (Think about things that have not gone well for you) | -.09 | .69 |
| 9 잘못될 수도 있는 일들에 대해 생각한다 (Think about things that could go wrong) | .02 | .66 |
| 12 집중하는 것이 얼마나 어려운지 생각한다 (Think about how hard it is to concentrate) | .07 | .66 |
| 15 “이런 행운의 연속은 곧 끝날거야”라고 생각한다 (Think “My streak of luck is going to end soon”) | -.03 | .63 |
| 14 “난 이럴만한 자격이 없어”라고 생각한다 (Think “I don't deserve this”) | -.12 | .61 |
| 11 “사람들이 내가 잘난 체 한다고 생각할거야”라고 생각한다 (Think “People will think I'm bragging”) | .10 | .46 |
| 6 “이건 너무 좋아서 믿어지지 않아”라고 생각한다 (Think “This is too good to be true”) | .54 | .34 |
| 8 느낌이 얼마나 강한지 생각한다 (Think about how strong you feel) | .49 | .33 |

주. K-RPA=Korean-Responses to Positive Affect

도와 일관되게, 유의미하지 않은 것으로 나타났다, $r(191)=.10, p=.16$.

RPA를 개발 또는 변안한 선행 연구와 본 연구에서의 요인 구조를 비교하여 보면, 표 2에 제시된 바와 같다. 외국에서 진행된 선행 연구들에서는 3요인이 도출되었던 것과는 달리, K-RPA는 전체적으로 2요인 구조를 갖는

것으로 나타났다. 이는 1문항(RPA 8)을 제외한, 원 척도의 정서 초점적 긍정 반추와 자기 초점적 긍정 반추에 해당되는 문항들이 명확히 분리되지 않고 하나의 긍정 반추 요인으로 묶였기 때문이었다. RPA 8의 경우, 이론적으로 관련된 요인 1에 부하량이 상대적으로 더 높기는 하였으나, 요인 2에도 교차 부하되어 제외되었다. 한편, K-RPA 하위 요인 중 가라앉히기는 1문항(RPA 6)을 제외하고 원 척도와 동일한 문항들로 구성되었다. 교차 부하된 RPA 6는 상대적인 요인 부하량이 원 척도와는 달리 요인 1 긍정 반추에 더 높게 나타났으며, 번역 과정을 통하여 문항이 다른 의미를 가질 가능성에 대하여 고려가 필요할 것으로 보인다.

표 2. RPA 척도의 요인구조 비교

| 문항 번호 | Feldman 등 (2008) | Raes 등 (2009) | 본 연구 |
|-------|------------------|---------------|------|
| 1 | 1 | 3 | 1 |
| 2 | 1 | 3 | 1 |
| 3 | 3 | 1 | 1 |
| 4 | 1 | 1 | 1 |
| 5 | 3 | 1 | 1 |
| 6 | 2 | 2 | - |
| 7 | 1 | 3 | 1 |
| 8 | 1 | 3 | - |
| 9 | 2 | 2 | 2 |
| 10 | 2 | 2 | 2 |
| 11 | 2 | 2 | 2 |
| 12 | 2 | - | 2 |
| 13 | 3 | 11 | 1 |
| 14 | 2 | 2 | 2 |
| 15 | 2 | 2 | 2 |
| 16 | 3 | 3 | 1 |
| 17 | 2 | 2 | 2 |

주. Feldman 등(2008): 요인 1=Emotion-focus, 요인 2=Dampening, 요인 3=Self-focus

Raes 등(2009): 요인 1=Self-focus, 요인 2=Dampening, 요인 3=Emotion-focus

본 연구: 요인 1=긍정 반추(Positive rumination), 요인 2=가라앉히기(Dampening)

신뢰도

K-RPA 전체 문항의 Cronbach α 는 .85로 양호한 내적 합치도를 보여주었으며, 문항 제거 시 내적 합치도가 크게 향상되는 경우는 없었다. 더불어 K-RPA 각 하위 요인의 내적 합치도 계수도 양호한 수준이었다($\alpha=.85, .82$). 다음으로 문항-총점 간 상관계수를 살펴보면, 범위가 .35~.71로 적절한 수준이었으며, 모든 문항의 문항-총점 간 상관이 $p<.01$ 수준에서 유의하였다(표 3).

수렴타당도

K-RPA의 각 하위 요인이 자존감, 부정 정서에 대한 반응양식, 조증 취약성, 우울 및 조증 증상과 어떠한 관계를 맺고 있는지 살펴보기 위해 상관분석을 실시하였다(표 4). 상관분석 결과, 긍정 반추 하위 요인은 자존감, 조증 취약

표 3. K-RPA 척도의 내적 합치도, 문항-총점 간 상관 계수 (N=191)

| 문항 번호 | 내적 합치도 | | 문항-총점 간 상관계수 |
|----------|-------------------|-------------------|-----------------|
| | 요인 별 | 문항 삭제 시 | |
| | Cronbach α | Cronbach α | |
| 3 | .85 | .84 | .59 |
| 5 | | .84 | .52 |
| 16 | | .84 | .58 |
| 4 | | .83 | .60 |
| 13 | | .84 | .58 |
| 1 | | .84 | .58 |
| 7 | | .83 | .64 |
| 2 | | .84 | .45 |
| 10 | .82 | .84 | .50 |
| 17 | | .84 | .42 |
| 9 | | .84 | .49 |
| 12 | | .84 | .53 |
| 15 | | .84 | .44 |
| 14 | | .85 | .35 |
| 11 | | .84 | .45 |
| 6 | - | .83 | .71 |
| 8 | - | .83 | .65 |

주. K-RPA=Korean-Responses to Positive Affect

약성 및 조증 증상과 정적 상관을, 우울 증상과는 부적 상관을 맺고 있었다. 반면, 가라앉히기 하위 요인은 자존감과 부적 상관, 우울 증상과는 정적 상관이 있는 것으로 나타났다. 또한 가라앉히기 하위 요인은 조증 증상과도 정적 상관이 있었는데, 비록 이론적인 가설과 불일치하기는 하나 Feldman 등(2008)의 선행 연구에서도 유사하게 보고되었던 결과이다.

한편, Feldman 등(2008)의 결과와는 달리, 긍정 반추와 가라앉히기 모두 우울 반추나 반성

등 부정 정서에 대한 내부초점적 반응양식과 유의미한 상관관계를 보이지 않았다. 그러나 부정 정서에 대한 외부초점적 반응양식과는 유의미한 상관관계가 존재하였는데, 긍정 반추는 적응적 대처와, 가라앉히기는 위험한 행동과 각기 유의미한 정적 상관을 나타냈다.

이와 같은 상관관계가 “증상 오염(symptom contamination)”에 의한 것일 가능성을 배제하기 위하여(Feldman et al., 2008), 현재의 우울 증상(BDI)을 통제한 후 K-RPA와 다른 준거 변인들과의 부분상관을 구해 보았다. 부분상관 분석 결과, 상관의 방향과 패턴은 크게 변화하지 않아 대안적 해석이 기각되었다.

증분타당도

RPA로 측정된 각 하위 요인이 부정 정서에 대한 반응양식 이상으로 우울과 조증 증상에 추가적 설명력을 갖는지를 확인하기 위하여, 각 증상을 종속변수로 한 위계적 회귀분석을 실시하였다(표 5~6). 여기서는 부정 정서에 대한 두 가지 반응양식 중 반성에 비해 우울 및 조증 증상과 더 강한 상관을 갖고 있는 것으로 알려져 있는 우울 반추에 집중하였으며(Treynor et al., 2003), 우울 반추를 1단계에 투입한 후, 긍정 정서에 대한 반응양식(긍정 반추, 가라앉히기)을 2단계에 투입하였다.

표 5에 제시되어 있듯이, 우울 증상을 예측하는 데 있어 RPA의 하위 요인들은 9%의 변량을 추가적으로 설명하였고, 가라앉히기는 더 많은 우울 증상을, 긍정 반추는 더 적은 우울 증상을 예측하는 것으로 나타났다. 유사한 방식으로 조증 증상을 예측할 시(표 6), RPA의 하위 요인들은 15%의 유의미한 추가적 설명량을 가지며, 긍정 반추와 가라앉히기 모

표 4. K-RPA 하위 요인과 우울 및 조증 관련 변인들의 상관계수 및 평균과 표준편차 (N=191)

| | 긍정 반추 | 가라 앉히기 | 자존감 | 우울 반추 | 반성 | 적응적 대처 | 위험한 행동 | 우울 증상 | 조증 증상 | 조증 취약성 |
|--------|----------|-----------|--------|----------|-------|-----------|-----------|----------|----------|-----------|
| 가라앉히기 | .10 | - | | | | | | | | |
| 자존감 | .45** | -.36** | - | | | | | | | |
| 우울 반추 | .01 | .12 | -.30** | - | | | | | | |
| 반성 | .06 | .07 | -.10 | .48** | - | | | | | |
| 적응적 대처 | .35** | .13 | .22** | .24** | .34** | - | | | | |
| 위험한 행동 | .01 | .27** | -.16* | .19** | .12 | .37** | - | | | |
| 우울 증상 | -.19* | .23** | -.54** | .37** | .18* | -.07 | .23** | - | | |
| 조증 증상 | .34** | .18* | .28** | -.22** | -.18* | .19** | .06 | -.33** | - | |
| 조증 취약성 | .34** | .11 | .19* | .20** | .12 | .37** | .28** | .07 | .35** | - |
| 평균 | 20.80 | 13.58 | 38.16 | 11.98 | 11.64 | 31.86 | 8.56 | 6.32 | 6.28 | 21.10 |
| 표준편차 | 5.11 | 4.06 | 6.68 | 3.51 | 3.54 | 7.94 | 2.86 | 6.83 | 3.74 | 7.96 |

주. 긍정 반추=Korean-Responses to Positive Affect Positive Rumination Subscale, 가라앉히기=Korean-Responses to Positive Affect Dampening Subscale, RSES=Rosenberg Self-Esteem Scale, RSQ=Response Styles Questionnaire, 우울 반추=Response Styles Questionnaire Brooding Subscale, 반성=Response Styles Questionnaire Reflection Subscale, 적응적 대처=Response Styles Questionnaire Adaptive Coping Subscale, 위험한 행동=Response Styles Questionnaire Risk-Taking Subscale, BDI=Beck Depression Inventory, ASRM=Altman Self-Rating Mania Scale, HPS=Hypomanic Personality Scale

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

표 5. 우울 증상에 대한 K-RPA 하위 요인과 우울 반추의 위계적 회귀분석 결과 (N=191)

| | 단계 | 독립변인 | B | SE B | β | t | 수정된 R ² | ΔR^2 |
|-----|----|-------|------|------|---------|---------|--------------------|--------------|
| BDI | 1 | 우울 반추 | .72 | .13 | .37 | 5.42*** | .13*** | |
| | 2 | 우울 반추 | .69 | .13 | .36 | 5.43*** | .22*** | .09*** |
| | | 긍정 반추 | -.31 | .09 | -.23 | -3.52** | | |
| | | 가라앉히기 | .39 | .11 | .23 | 3.47** | | |

주. BDI=Beck Depression Inventory, 우울 반추=Response Styles Questionnaire Brooding Subscale, 긍정 반추=Korean-Responses to Positive Affect Positive Rumination Subscale, 가라앉히기=Korean-Responses to Positive Affect Dampening Subscale

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

두 더 많은 조증 증상을 예측할 수 있는 것으로 나타났다. RPA 하위요인이 각 기분장애 증상의 예측 시 갖는 상대적 중요도는 기분장애 증상의 정서가(valence)에 따라 다르게 나타났

다. 우울 증상에 관해서는 추가적 설명량이 유의미하긴 하였으나, 우울 반추에 비하여 그 상대적 중요도가 낮았다. 한편 조증 증상에 대해서는 추가적 설명량이 유의하였을 뿐만

표 6. 조증 증상에 대한 K-RPA 하위 요인과 우울 반추의 위계적 회귀분석 결과 (N=191)

| | 단계 | 독립변인 | B | SE B | β | t | 수정된 R ² | ΔR^2 |
|------|----|-------|------|------|---------|----------|--------------------|--------------|
| ASRM | 1 | 우울 반추 | -.24 | .08 | -.22 | -3.10** | .04** | |
| | 2 | 우울 반추 | -.26 | .07 | -.25 | -3.71*** | .18*** | .15*** |
| | | 긍정 반추 | .24 | .05 | .33 | 4.95*** | | |
| | | 가라앉히기 | .16 | .06 | .18 | 2.67** | | |

주. ASRM=Altman Self-Rating Mania Scale, 우울 반추=Response Styles Questionnaire Brooding Subscale, 긍정 반추=Korean-Responses to Positive Affect Positive Rumination Subscale, 가라앉히기=Korean-Responses to Positive Affect Dampening Subscale

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

아니라, 우울 반추에 비하여 설명량도 더 컸다.

논 의

본 연구에서는 Feldman 등(2008)의 긍정 정서 반응 척도(RPA)를 한국어로 번안하여 예비 타당화하였으며, 대학생 집단을 대상으로 그 요인 구조를 탐색하고 신뢰도 및 타당도를 검증하였다. 이로써 그동안 부정 정서에 집중되었던 정서조절 연구에서 잘 다루어지지 않던 긍정 정서에 대한 반응양식의 개인차를 측정할 수 있는 수단이 마련되었다는 의의가 있다.

한국판 긍정 정서 반응 척도(K-RPA)는 적절한 신뢰도를 갖고 있었으며, 탐색적 요인분석 결과, 2개의 긍정 반추와 가라앉히기의 총 3 요인을 가지는 원 척도와는 달리 1개의 긍정 반추와 가라앉히기로 이루어진 2요인 구조를 갖고 있는 것으로 나타났다. K-RPA에서는 긍정 반추와 가라앉히기 요인은 원 척도와 유사하게 구성되었으나, 긍정 반추 내에서 정서 초점적 긍정 반추와 자기 초점적 긍정 반추가 명확히 분리되지는 않는 것으로 나타났다. 우

선 본 연구에서 탐색적 요인분석에 사용된 표본 크기(N=191)는 문항 수의 10배수인 170을 초과하며(Nunnally, 1978), 선행연구와 유사한 수준(N=170; Raes et al., 2009)으로, 원 척도와 다른 요인 구조가 표본 크기로 인한 문제일 가능성은 낮은 것으로 보인다. 요인 구조가 서양 문화권과는 달리 나타날 가능성이 있으며, 한국 문화권에서 K-RPA의 요인 구조에 관한 보다 명확한 결론을 얻기 위해서는, 추후 독립된 표본에서 확증적 요인분석이 필요할 것으로 생각된다. 이와 관련하여 원 척도의 확증적 요인분석을 실시한 선행연구(Feldman et al., 2008)를 참고하면, 3요인 모형이 2요인 모형에 비하여 상대적으로 나은 적합도를 보 이긴 했으나($\Delta\chi^2=26.7$, $\Delta df=2$, $p < .001$), 절대적 기준으로 볼 때 3요인 모형($\chi^2(116)=1156.19$, $p=.007$; CFI=0.94; RMSEA=0.04, RMSR=0.05)뿐만 아니라 2요인 모형의 적합도도 양호한 수준이었다($\chi^2(118)=182.89$, $p < .001$; CFI=0.91; RMSEA=0.05, RMSR=0.05).¹⁾

1) 타당한 모형 적합도를 산출하기 위해서는, 본 표본과 중첩되지 않는 새로운 독립된 표본에서의 확증적 요인분석이 필요하다. 이러한 한계를 감안하고 탐색적 목적으로 본 표본에서 AMOS

K-RPA로 측정된 긍정 반추와 가라앉히기 반응양식은 이론적으로 관련된 심리적 구성개념들과 대체로 예상된 방식의 상관관계를 보였다. 즉, 긍정 반추는 자존감, 조증 취약성 및 조증 증상과는 정적 상관을, 우울 증상과는 부적 상관을 갖는 것으로 나타났다. 반면 가라앉히기는 자존감과는 부적 상관을, 우울 증상과는 정적 상관을 가지고 있었다. 또한 긍정 정서에 대한 반응 양식은 우울 반추의 영향력을 통제한 후에도 우울 및 조증 증상 예측 시 추가적 설명량을 갖는 것으로 나타났다. 이러한 결과들은 K-RPA로 측정되는 긍정 정서에 대한 반응양식이 한국 문화권에서도 적용 가능하며, 우울 및 조증 증상을 이해하는 데 있어 부정 정서조절 외에 긍정 정서조절의 방식을 고려하는 것이 중요할 수 있음을 시사하는 것이라고 볼 수 있다.

한편, 가라앉히기 하위 요인과 조증과의 관계는 이론적 예상과는 달리 나타났으며, 이는 조증과 정서조절 전략 간의 관계에 대하여 생각해 볼 여러 가지 시사점을 제공해 준다. 본 연구에서 가라앉히기는 조증 증상과 정적 상관관계가 있었으며, 조증 증상을 예측할 시에도 비록 긍정 반추에 비해 상대적 크기는 작지만 유의미한 추가적 설명량을 지니고 있었다. Feldman 등(2008)의 연구에서도 당초의 예상과는 달리, 가라앉히기와 조증 취약성 간의 정적 상관이 보고된 바 있다. 그들은 이를 조증에 취약한 사람들이 대체로 긍정 정서를 극

대화시키는 방식으로 반응하지만, 양극성 I형 장애 환자들이 조증의 초기 단계에서는 고양된 기분에 “제동을 거는” 방식으로도 반응하기도 하는 것과 같이(Lam & Wong, 1997), 긍정 정서 강화와 약화 전략을 모두 사용할 수 있는 것으로 해석하였다. 유기체로서 인간이 기본적으로 쾌를 선호하고 불쾌를 회피하는 경향성을 지닌다는 점을 고려하자면, 긍정 정서를 감소시키기 위한 정서조절 전략의 사용은 일견 반직관적이다. 그러나 기분의 양방향적 변화를 주기적으로 경험하는 양극성 장애 환자들의 경우, 고양된 정서가 언젠가는 하락한다는 것을 인식하고 있을 가능성이 있다. 또한 낮은 자존감으로 인하여 긍정 정서의 경험이 개인적 기대에 불일치하거나 스스로 긍정 정서를 경험할 자격이 없다고 여기기 때문에, 이를 가라앉히기 위해 노력하는 것으로 볼 수도 있다(Wood, Heimpel, & Michela, 2003). 이러한 결과는 양극성 장애 환자들이 긍정 정서를 조절하기 위해 다방면으로 여러 조절 전략을 사용하여 노력하나, 결국 강렬한 정서를 조절하는 데 실패한다는 것을 시사하며(Gruber, Harvey, & Gross, 2012), 양극성 장애에서 조증과 정서조절 전략 간의 관계는 단극성 우울증에서의 정서조절 전략에 비하여 더 복잡할 것으로 예상되는 바, 향후 다양한 패러다임을 활용한 후속 연구들의 필요성이 제기된다.

마지막으로 본 연구의 한계점과 후속 연구들을 통하여 보완해야 할 점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 대학생의 자료를 수집하고 분석하였기 때문에, 본 결과를 모든 집단에 일반화시키기는 어렵다는 점을 염두에 두어야 한다. 비록 선행 연구들도 대학생 집단을 대상으로 하고 있으나, 사회경제적 특성이

18.0을 사용하여 산출된 모형 적합도와 관련된 정보를 제시하면, 본 연구의 2요인 모형 ($\chi^2(89)=205.53, p<.0001; TLI=0.86; CFI=0.88; RMSEA=0.08$)이 Feldman 등(2008)의 3요인 모형 ($\chi^2(116)=378.54, p<.0001; TLI=0.74; CFI=0.78; RMSEA=0.11$)에 비하여 적합도가 양호하였다.

나 연령, 교육 수준에 있어서, 대학생이 일반인을 대표하는 표본으로 간주하기 어려운 면이 있다. 추후 연구에서는 다양한 연령 및 사회경제적 계층으로 구성된 대규모 표본을 대상으로 척도의 심리측정적 속성을 살펴보아야 할 것으로 생각된다. 특히 임상 집단에서의 일반화 가능성을 확인하기 위해서는, 우울증 및 양극성 장애 환자 집단에서 추가적 검증이 이루어질 필요가 있다. 더불어 정서 반응에서 성차가 존재할 수 있으므로, 성별에 따라 다른 긍정 정서조절 양상이 나타나지도도 검증해 보아야 할 것이다. 둘째, 본 연구는 일시에 모든 자료를 수집하는 횡단적 설계로 이루어졌기 때문에, 본 연구의 결과를 인과적으로 해석할 수 없다는 점이다. 긍정 정서 조절의 문제가 기분 증상을 유발하는 것인지, 기분 증상이 긍정 정서 조절의 문제를 가져오는 것인지, 또는 양방향의 상호작용이 존재하는 것인지에 대해서는 아직 분명한 결론을 내릴 수는 없다. 따라서 긍정 정서에 대한 반응양식이 이후 우울증이나 조증 삽화의 발병에 인과적 영향력을 갖는 과정을 밝히기 위해서는 종단적, 전향적 설계의 연구가 필요할 것이다.

셋째, 임상적 함의와 치료의 측면에서는 중요하지만 본 연구에서 다루고 있지 못한 연구 문제 중 하나는 “그렇다면 조증 집단에서 긍정 정서의 적응적 조절 전략은 무엇인가”하는 점이다. K-RPA의 하위 요인 중 긍정 반추는 기분장애의 일반적인 보호요인이 되는 자존감과 정적 상관성이 있었으며, 우울한 기분에 대한 적응적 대처와도 중등도의 정적 상관성을 보였다. 그러나 조증 취약성 및 조증 증상과의 관련성은 기분이 고양되는 시기에는 긍정 반추가 부적응적인 대처 전략일 가능성을 시사한다. 또한 긍정 반추가 향유와 어떻게 다른

지도 변별이 필요하다(Bryant, 2003). 한편, K-RPA의 가라앉히기 요인은 내용상 일견 조증 전구기(prodrome)에 적절한 기분 하향조절의 전략을 반영하는 것처럼 보이지만(Lam & Wong, 1997), 본 연구 결과 자존감과 부적 상관을 갖고 있었으며, 우울한 기분에 대한 위협한 행동과 관련이 있고, 조증 증상에도 기여하는 것으로 나타났다. 따라서 어떠한 긍정 정서조절 방식이 조증 삽화의 유발을 방지하는 적응적인 전략인지에 대해서는 더 많은 연구가 필요하며, 이러한 결과들은 임상 장면에서 더 나은 조증 방지 프로그램의 수립에 기여할 수 있을 것으로 생각된다. 넷째, 앞서 논의되었듯이 K-RPA의 요인구조에 문화적 차이가 있는지를 확인하기 위해서는, 확증적 요인 분석을 통하여 2요인과 3요인 구조의 적합도를 비교하는 후속 연구가 필요하다.

이러한 한계점에도 불구하고, 본 연구는 그동안 연구에서 잘 다루어지지 않던 긍정 정서에 대한 반응양식의 개인차를 측정할 수 있는 도구를 국문으로 번안 및 예비 타당화하였다는 의의를 지닌다. 본 연구는 긍정 정서에 대한 반응양식이 우울이나 조증과 관련성을 가진다는 예비적인 결과를 제시하고 있다. 이에 K-RPA가 앞으로 기분장애의 연구에서 부정 정서뿐만 아니라 긍정 정서에 대한 반응양식 및 정서조절을 종합적으로 탐색할 수 있는 수단으로서 유용하게 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

김소정, 김지혜, 윤세창 (2010). 한국판 반추적 반응 척도(K-RRS)의 타당화 연구. 한국심

- 리학회지: 임상, 29, 1-19.
- 김영아 (1990). 경조성 대학생 집단의 심리적인 특성. 연세대학교 석사학위 논문.
- 김은정 (1993). 우울증상 지속에 영향을 주는 인지 및 행동 변인들. 연세대학교 박사학위 논문.
- 이영호, 송중용 (1991). BDI, SDS, MMPI-D 척도의 신뢰도 및 타당도에 대한 연구. 한국심리학회지: 임상, 15, 98-113.
- 이훈진, 원호택 (1995). 편집증적 경향, 자기개념, 자의식 간의 관계에 대한 탐색적 연구. 한국심리학회 '95 연차대회 학술발표논문집, 277-290.
- Altman, E. S., Hecker, D., Peterson, J. L., & Davis, J. M. (1997). The altman self-rating mania scale. *Biological Psychiatry*, 42, 948-955.
- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., & Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, 4, 561-571.
- Bijttebier, P., Raes, F., Vasey, M. W., & Feldman, G. C. (2011). Responses to positive affect predict mood symptoms in children under conditions of stress: A prospective study. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 40, 381-389.
- Bryant, F. B. (2003). Savoring beliefs inventory (SBI): A scale for measuring beliefs about savoring. *Journal of Mental Health*, 12, 175-196.
- Clark, L. A. & Watson, D. (1991). Tripartite model of anxiety and depression: Psychometric evidence and taxonomic implications. *Journal of Abnormal Psychology*, 103, 103-116.
- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 10, 1-9.
- Eckblad, M., & Chapman, L. J. (1986). Development and validation of a scale for hypomanic personality. *Journal of Abnormal Psychology*, 95, 214-222.
- Feldman, G. C., Joorman, J., & Johnson, S. L. (2008). Responses to positive affect: A self-report measure of rumination and dampening. *Cognitive Therapy and Research*, 32, 507-525.
- Gross, J. (1998). The emerging field of emotion regulation: An integrative review. *Review of General Psychology*, 2, 271-299.
- Gruber, J., Harvey, A. G., & Gross, J. J. (2012). When trying is not enough: emotion regulation and the effort-success gap in bipolar disorder. *Emotion*, 12, 997-1003.
- Gruber, J. (2011). Can feeling too good be bad? Positive emotion persistence (PEP) in bipolar disorder. *Current Directions in Psychological Science*, 20, 217-221.
- 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, 702-713.
- Johnson, S. L. (2005). Mania and dysregulation in goal pursuit: A review. *Clinical Psychology Review*, 25, 241-262.
- Johnson, S. L., Ruggero, C., & Carver, C. (2005). Responses to reward among people vulnerable to mania. *Journal of Social and Clinical*

- Psychology*, 24, 894-906.
- Joorman, J. & Siemer, M. (2004). Memory accessibility, mood regulation, and dysphoria: Difficulties in repairing sad mood with happy memories? *Journal of Abnormal Psychology*, 113, 179-188.
- Just, N., & Alloy, L. B. (1997). The response styles theory of depression: Tests and an extension of the theory. *Journal of Abnormal Psychology*, 106, 221-229.
- Kaiser, H. (1974). An index for factorial simplicity. *Psychometrika*, 39, 32-36.
- Kaiser, H. (1961). A note on Guttman's lower bound for the number of common factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 249-276.
- Kim, S., Yu, B. H., Lee, D. S., & Kim, J-H. (2011). Ruminative response in clinical patients with major depressive disorder, bipolar disorder, and anxiety disorders. *Journal of Affective Disorders*, 136, e77-e81.
- Knowles, R., Tai, S., Christensen, I., & Bentall, R. (2005). Coping with depression and vulnerability to mania: A factor analytic study of the Nolen-Hoeksema (1991) Response Styles Questionnaire. *British Journal of Clinical Psychology*, 44, 99-112.
- Kwapil, T. R., Miller, M. B., Zinser, M. C., Chapman, L. J., Chapman, J., & Eckblad, M. (2000). A longitudinal study of high scorers on the hypomanic personality scale. *Journal of Abnormal Psychology*, 109, 222-226.
- Lam, D., & Wong, G. (1997). Prodromes, coping strategies, insight and social functioning in bipolar affective disorders. *Psychological Medicine*, 27, 1091-1100.
- Larsen, R. J. & Prizmic, Z. (2004). Affect regulation. In Vohs, K. D. & Baumeister, R. F. (Eds.) *Handbook of self-regulation: Research, theory, and applications*. New York: Guilford.
- Martin, L. T. & Tesser, A. (1996). Some ruminative thoughts. In Wyer, R. S. (Eds.) *Ruminative thoughts*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Nolen-Hoeksema, S. (1991). Responses to depression and their effects on the duration of depressive episodes. *Journal of Abnormal Psychology*, 100, 569-582.
- Nolen-Hoeksema, S., & Morrow, J. (1991). A prospective study of depression and posttraumatic stress symptoms after a natural disaster: The 1989 Loma Prieta earthquake. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61, 115-121.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric Theory* (2nd ed.). New York: McGraw Hill.
- Parrot, G. W. (1993). Beyond hedonism: Motives for inhibiting good moods and for maintaining bad moods. In Wegner, D. M. & Pennebaker, J. W. (Eds.) *Handbook of mental control*. Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- 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, 293-310.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Rottenberg, J., Kasch, K. L., Gross, J. J., & Gotlieb, I. H. (2002). Sadness and amusement reactivity differentially predict concurrent and

- prospective functioning in major depressive disorder. *Emotion*, 2, 135-146.
- Spitzer, R. L., Williams, J. B. W., Gibbon, M., & First, M. D. (1992). The structured clinical interview for DSM-III-R, I: History, rationale, and description. *Archives of General Psychiatry*, 49, 624-629.
- Thomans, J., Knowles, R., Tai, S., & Bentall, R. P. (2007). Response styles to depressed mood in bipolar affective disorder. *Journal of Affective Disorders*, 100, 249-252.
- Treynor, W., Gonzales, R., & Nolen-Hoeksema, S. (2003). Rumination reconsidered: A psychometric analysis. *Cognitive Therapy and Research*, 27, 247-259.
- Wood, J. V., Heimpel, S. A., & Michela, J. L. (2003). Savoring versus dampening: Self-esteem differences in regulating positive affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, 566-580.
- 원고접수일 : 2013. 09. 22.
수정원고접수일 : 2013. 11. 06.
게재결정일 : 2014. 02. 21.

Preliminary Validation of Korean-Responses to Positive Affect (K-RPA)

Bin-Na Kim

Seok-Man Kwon

Department of Psychology, Seoul National University

A number of studies have documented that responses to negative moods can have an impact on development and maintenance of mood disorders. Notably, Nolen-Hoeksema's Response Styles Theory (1991) which proposes that rumination in response to dysphoric moods is linked to the onset and duration of depression has received extensive attention. However, responses to positive affect have been less investigated, even though they might be equally important in research on mood disorders. The main purpose of the current study is to validate the Responses to Positive Affect (RPA; Feldman, Joorman, & Johnson, 2008), which is a recently developed self-report measure of ruminative and dampening responses to positive affect. In an undergraduate sample ($N=191$), the Korean-Responses to Positive Affect (K-RPA) evidenced acceptable internal consistency and two factors (positive rumination, dampening) emerged in exploratory factor analysis. In addition, the K-RPA showed convergent and incremental validity with concurrent measures of self-esteem, depressive and manic symptoms. In particular, both subfactors of the K-RPA predicted a significantly additional variance in depressive and manic symptoms, even after controlling for the influence of brooding. The current study provides the initial psychometric properties of the K-RPA and preliminary evidence indicating that responses to positive affect can be a concept of importance in future researches of mania as well as depression. Finally, limitations of the current study and suggestions for future research are discussed.

Key words : Korean-Responses to Positive Affect(K-RPA), Emotional Regulation, Depression, Mania, Reliability, Validity, Factor Structure