

한국판 Perth 정서 반응성 척도의 타당화*

허 주 연

한양사이버대학교 휴먼서비스대학원
상담 및 임상심리학과 석사졸업생

황 성 훈[†]

한양사이버대학교
상담심리학과 교수

본 연구는 부정 및 긍정 정서의 반응성을 나란히 평가하는 한국판 Perth 정서 반응성 척도(K-PERS)를 타당화 하려 한다. 정서 반응성은 정서 자극에 대해 민감하며, 강하고, 오래가는 반응을 보이는 특성이다. 정신병리와 관련되어서 주로 부정 정서 반응성의 역기능적 측면이 주목을 받았는데, 최근에는 긍정 정서 반응성의 특성을 밝히려는 연구들이 이뤄지고 있다. 3개 표집에 걸친 1,109명(표집 A 400명, B 348명, C 361명)의 사이버대생을 대상으로 K-PERS, 정서 반응성 척도(ERS), 경계선 성격 장애 척도(PAI-BOR), 양극성 스펙트럼 진단 척도(BSDS), 내적 상태 척도(ISS), 역학연구 우울 척도(CES-D), 단축판 정서적 불안정성 척도(ALS-SF), 다차원 충동성 척도(UPPS-P)의 긍정 및 부정 긴급성 척도, 자해 행동 척도(SHI) 등을 온라인으로 실시했다. K-PERS의 요인구조를 밝히기 위해 원저자의 6요인 구조에 대한 확인적 요인분석을 하였으나 적합도가 지지되지 않았다. 이에, 긍정 및 부정 정서 반응성으로 나누어 탐색적 구조방정식을 이용하여 요인분석을 하였다. 그 결과, 긍정 PERS는 내생성, 외생성, 열렬성 긍정 반응성의 3요인 구조로, 부정 PERS는 단일 요인구조로 나타났다. 긍정 및 부정 PERS는 ERS와 예측한 방향의 상관을 보여 수렴 타당도가 지지되었다. 부정 PERS는 경계선 성격, 과거 및 현재의 양극성 증상, 우울, 긍정 및 부정 긴급성, 정서적 불안정성, 자해 행동 등과 정적 상관을 보여 공준 타당도가 확인되었다. 반면에 긍정 PERS는 현재의 조증 증상과 정적 상관을 보였으나, 기대와 다르게 경계선 성격, 정서적 불안정성, 긍정 긴급성과는 상관을 보이지 않았고, 부정 긴급성 및 자해와는 오히려 부적 상관을 보여서 취약성보다는 자원 변인에 가까운 것으로 나타났다. K-PERS는 양호한 내적 일치도와 검사-재검사 신뢰도를 보였다. 끝으로 긍정 및 부정 정서 반응성의 차별적인 기능에 대해 논의했으며, 현 연구의 한계와 향후 연구의 방향을 제시했다.

주요어 : 한국판 Perth 정서 반응성 척도, 긍정 정서 반응성, 부정 정서 반응성, 확인적 요인분석, 탐색적 구조방정식

* 본 논문은 제1저자의 석사학위 청구논문을 수정·보완한 것이며, 2020년 한국임상심리학회 봄 학술대회에서 포스터 발표되었음.

† 교신저자(Corresponding Author) : 황성훈 / 한양사이버대학교 상담심리학과 / (04763) 서울시 성동구 왕십리로 220

Tel: 02-2290-0362 / E-mail: thinkgrey@hanmail.net

Copyright ©2023, Clinical Psychology in Korea: Research and Practice
This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License(<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>), which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

정서 반응성은 정서가 광범위한 자극에 쉽게 촉발되고(민감성: sensitivity), 정서 각성의 정도가 강렬하며(강도: intensity), 각성 수준에서 기저선으로 돌아가는 데에 소요되는 시간(지속성: duration)의 세 가지 측면에 따른 개인차를 나타낸다(Becerra & Campitelli, 2013; Davidson, 1998; Linehan, 1993). 정서 반응성은 정서 조절의 한 부분이자 개인의 기질과 성격의 한 구성요소이며, 다양한 증상과 부적응 행동에 영향을 미칠 수 있다(Gratz & Roemer, 2004; Gross & Muñoz, 1995).

정서 반응성은 긍정과 부정 정서에 대한 것으로 나뉘는데, 특히 경계선 성격장애에 영향을 미치는 요인으로 개념화되어왔다(Kuo & Linehan, 2009; Rosenthal et al., 2008). 경계선 성격 장애를 가진 사람들은 긍정 및 부정 유인가 자극에 차별적으로 반응하였는데(Herpertz et al., 1999), 불쾌한 슬라이드를 보는 실험 연구에서 생리적으로 정서 반응성이 현저히 높아지는 것으로 나타나, 긍정이나 중립에 비해 부정 유인가 정보에서 더 큰 정서 반응성을 일관되게 보였다(Crowell et al., 2005; Hazlett, et al., 2007). 또한 경계선 성격 장애는 다른 성격 장애에 비해 더 높은 부정 정서 강도를 보였을 뿐 아니라(Henry et al., 2001), 양극성 장애와 비교하였을 때에도 더 높은 부정 정서 강도를 나타냈다(Koenigsberg et al., 2002).

경계선 성격 장애 외에도 정서 반응성은 다양한 정신병리의 발생에 기여할 수 있다. 높은 정서 반응성은 우울증에 영향을 미치며(Clark et al., 1994), 불안 장애가 있는 사람들은 사회적 위협 상황에서 정서 반응성이 증가하되, 특히 부정 정서 반응성이 증폭하는 것으로 밝혀졌다(Goldin et al., 2009). 또한 관해기의 양극성 장애 집단에서 보이는 높은 정서

반응성이 급성 에피소드를 발생시키는 취약성이 될 수 있는 것으로 나타난 바 있다(M'Bailara et al., 2009).

그동안 정서 반응성과 정신병리의 연관성을 다룬 연구들은 주로 부정 정서 반응성의 부적응적 기능에 집중하였고, 반면 긍정 정서 반응성의 역할은 상대적으로 알려진 바가 적었다. 긍정 정서 반응성의 상승이 청소년의 폭식 행동이나(Barnhart et al., 2020), 조증 삽화의 특징인 충동 행동을 유발하는 것으로 밝혀지는가 하면(Giovanelli et al., 2013), 주요우울장애 집단에서는 긍정 정서 반응성이 감소하고 부정 정서 반응성이 증가하는 양상으로 나타나기도 했다(Bylsma et al., 2008).

그러나 정신병리에서 긍정 정서 반응성의 역할을 다룬 연구가 상대적으로 많은 주목을 받지 못한 만큼, 긍정 정서 반응성의 적응적 혹은 부적응적 기능에 대한 합의에 이르기까지는 아직도 많은 연구가 필요한 것으로 보인다. 앞선 연구들과 같이 긍정 정서 반응성이 정신병리에 부적응적 기능을 하는 것으로 나타난 연구들에 반해, 긍정 정서 반응성과 우울, 불안, 스트레스 등의 부적 상관성이 나타난 결과나(Boyes et al., 2017), 긍정 정서 반응성이 마음챙김의 주요 인지적 자원이 될 수 있음을 시사한 연구(Catalino & Fredrickson, 2011) 또한 공존하기 때문이다. 단, 긍정 정서 반응성과 부정 정서 반응성이 각각 독립적인 역할을 할 가능성에 대해서는 일관되게 시사되고 있어(Boyes et al., 2017; Levine et al., 1997; Liu et al., 2022), 긍정 정서 반응성을 별개로 측정하고 연구할 필요가 있다.

정서 반응성이 전두엽 및 변연계에서 기인하는 생물학적 특성으로 이해되면서, 정서 반응의 민감성, 강도, 지속성으로 구성되는 주

관적 경험의 개인차를 측정하려는 다양한 실험 연구들이 이뤄졌다(Davidson, 1998; Jackson et al., 2000; Watson et al., 1988). 그러나 실험연구는 정제된 결과를 위해 많은 변수를 통제해야 하는 설계적인 복잡성이 존재하며(Williams & Uliaszek, 2019), 그 결과들이 정서 자극에 따라 일관되게 나타나지 않는 한계가 있었다(Kuo et al., 2014).

그래서 실험 연구의 시간과 비용 측면으로 부터 비교적 자유로운 자기보고식 척도들도 활발히 연구되었으며, 특히 정서 반응성의 세 측면을 다루는 척도의 필요성 역시 대두되었다. 그중 정서 반응성 척도(Emotional Reactivity Scale: ERS)는 세 측면인 민감성, 강도, 지속성 차원의 문항으로 구성되어 생물사회적 이론(Linehan, 1993)의 정서 반응성을 측정하는 데 적합한 척도로 알려졌다(Nock et al., 2008). 그러나 ERS는 총 21개 문항 중 10문항이 부정 정서에 대한 반응성을 묻는 문항으로 구성되어 있고, 나머지 11문항은 정서의 유인가(valence)가 지정되지 않아, 전반적으로 부정 정서에 편중되는 문제가 있었다(Becerra & Campitelli, 2013; Becerra et al., 2019).

이에 긍정 및 부정 정서의 반응성을 나란히 측정하는 척도를 Perth 대학의 Becerra와 동료들(2019)이 개발하고, Perth 정서 반응성 척도(Perth Emotional Reactivity Scale: PERS)라고 명명하였다. 총 30문항의 PERS는 15개의 일반 긍정 반응성 척도(General Positive Reactivity Scale: GPRS)와 15개의 일반 부정 반응성 척도(General Negative Reactivity Scale: GNRS)로 나뉘어 있으며, 각 척도는 민감성 5문항, 강도 5문항, 지속성 5문항으로 구성되어 있다. 문항은 기본적으로 동등한 내용을 묻되, 유인가에 따라서 긍정 혹은 부정 정서에 대한 질문으로

나뉜다.

PERS는 확인적 요인분석을 실시한 결과, 긍정-민감성, 긍정-강도, 긍정-지속성, 부정-민감성, 부정-강도, 부정-지속성 요인으로 나뉘었다. 이어서 이렇게 얻어진 6개의 요인을 지표 변인으로 삼아서 탐색적인 방법으로 이차적 요인분석을 하였는데, 그 결과 각 유인가로 묶인 일반 긍정 반응성 척도(General Positive Reactivity Scale: GPRS)와 일반 부정 반응성 척도(General Negative Reactivity Scale: GNRS)의 2 요인이 얻어졌다. GNRS는 ERS와 유의한 정적 상관을 보이거나, GPRS는 ERS와 상관이 없는 것으로 나타나, 긍정 반응성과 부정 반응성의 구분을 지지하였다.

이에 본 연구는 긍정 및 부정 정서 반응성을 동시에 측정하는 PERS를 번안하여 타당화하고자 한다. 먼저 한국판 Perth 정서 반응성 척도(Korean Perth Emotional Reactivity Scale: K-PERS)의 내적 구조가 정서의 유인가(긍정, 부정)와 정서 반응성의 세 측면(강도, 민감성, 지속성)에 따라 여섯 개의 요인구조를 이루는지 검증하고자 한다. 이를 위해 확인적 요인 분석을 통해 6요인 구조의 적합도를 알아볼 것이다. 그러나 PERS가 다른 언어로 번안되어 실시되었기 때문에, 상이한 언어에 따라 구성 개념의 전달과 이해가 달라질 수 있으므로 원 척도의 6요인 구조가 반복검증되지 않을 수 있는데(International Test Commission, 2017), 그러한 경우에는 열린 가설로 탐색적 요인분석을 실시하고자 한다.

또한 PERS의 타당도와 신뢰도 등 심리 측정적 속성을 밝히고자 한다. 기존의 정서 반응성 측정치인 ERS와의 수렴 타당도를 검증하고, 정서 반응성과 이론적으로 관련된 준거 변인이 될 수 있는 다양한 증상 관련 척도

들과의 상관을 확인하고자 한다. 본 연구에서는 PERS의 타당도 검증을 위해 검토될 수 있는 준거 변인으로 다음의 네 가지를 고려하였다.

먼저, 정서 조절의 어려움을 공통적인 특징으로 하는 경계선 성격 성향과 양극성 증상을 준거 변인으로 삼았다. 정서 반응성의 개념은 생물사회모형의 정서적 취약성으로 고려되었으므로, 경계선 성격 성향은 높은 정서 반응성을 보일 것이다. 또한 양극성 장애는 경계선 성격 장애와 진단적 중첩이 일부 있는 것으로 알려져 있다(Fiedorowicz & Black, 2010). 실제로 양극성 장애는 주요 우울 삽화에서는 중립 자극에 대해 부정 정서 반응성을 나타내지만(Stratta et al., 2014), 조증 증상이 있거나 흔재적 특성이 있는 경우에는 정서기(valence)에 관련없이 정서 반응성의 강도가 과도하게 나타나는 것으로 확인된 바 있다(Henry et al., 2010).

두 번째로는 정서 조절의 어려움을 반영하는 준거로서 정서적 불안정성을 고려하였다. 정서 조절에 관한 과정 모형(extended process model of emotion regulation; Sheppes et al., 2015)에 따르면 정서의 과정은 선행하는 정서 발생의 단계와 후속하는 정서 조절의 단계가 상호작용하면서 정서 조절의 필요성에 대한 식별, 정서 조절 전략의 선정, 실행 및 모니터링을 거친다. 정서 반응성은 정서 발생의 단계에 해당할 수 있으므로, 뒤따르는 결과로 정서 조절의 시도와 실패에 따른 병리적 패턴을 가져올 수 있다(Gross & Jazaieri, 2014). 따라서 높은 정서 반응성으로 인해 정서 조절 전략이 빈약해지게 되면, 이는 정서적 불안정성으로도 이어질 수 있다. 실제로 정서 반응성이 높은 사람은 정서 조절이 어려운 것으로 보고된 바 있다(Gohm & Clore 2002; Nock et

al., 2008).

세 번째로 정서에 기반한 충동성을 준거 변인에 포함시켰다. PERS가 긍정 및 부정 정서 상태에서 성급하게 행동하는 경향인 긍정 및 부정 긴급성과 나타내는 상관을 살펴보았다. 자극에 의해 정서가 쉽고, 강하며, 길게 유발된다면 정서에 따른 충동성이 높게 나타날 것을 기대할 수 있다. 실제로 부정 긴급성은 경계선 성격 장애, 도박, 물질 사용 등과 높은 상관을 보였으며(Whiteside, Lynam, Miller, & Reynolds, 2005), 긍정 긴급성은 물질 사용, 도박, 위험한 성행동 등 위험 행동과 높은 상관을 보였다(Zapolski, Cyders, & Smith, 2009).

네 번째 준거 변인은 의도적 자해행동이다. 자해는 경계선 성격 장애의 정서 조절 곤란을 나타내는 증상이고(Gratz & Roemer, 2004; McLaughlin et al., 2010; Tull et al., 2012), 높은 정서 강도와 정서 조절 곤란뿐 아니라 부정 정서 강도에 따른 빈약한 정서 조절 능력의 영향을 받는 것으로도 알려져 있으므로(Chapman et al., 2006; Selby & Joiner, 2009) PERS와의 상관을 기대할 수 있다.

정리하면, PERS를 타당화하기 위해 본 연구가 검증하고자 하는 가설은 다음과 같다.

가설 1. 한국판 Perth 정서 반응성 척도(K-PERS)는 Becerra 등(2019)의 원 개발연구와 일치하게 6요인 구조를 보일 것이다. 요인들이 긍정 및 부정 정서에 따라 각각 민감성, 강도, 지속성에 따라 나뉘는 구성을 보일 것이다.

가설 2. K-PERS는 정서 반응성 척도(ERS)와 기대한 방향의 상관을 보여 수렴 타당도를 나타낼 것이다.

가설 3. K-PERS는 경계선 성격 성향, 양극

성 증상, 우울, 정서적 불안정성, 긍정 및 부정 긴급성, 자해 행동과 기대한 방향의 상관을 보여 공존 타당도를 나타낼 것이다.

가설 4. K-PERS는 양호한 내적 일치도와 검사-재검사 신뢰도를 보일 것이다.

방 법

참여자

표집 A, B, C에 걸쳐 총 1,109명이 참여하였다. 모두 서울 소재 사이버대학의 재학생이 되, 세 표집은 서로 다른 시기에 심리학 수업을 듣는 학생들로 구성되었다. 표집 A는 400명으로서 남자는 161명, 여자는 239명(59.75%)이었으며, 평균 연령은 34.18세($SD = 10.76$), 평균 교육연한은 13.74년($SD = 2.15$)이었다. 표집 A에서는 K-PERS의 내적 구조를 탐색하기 위한 요인분석과 수렴 및 공존 타당도의 검증이 이뤄졌다. 이 중, 78명이 검사-재검사 신뢰도 산출을 위해 7주 뒤에 설문에 다시 응하였다.

표집 B는 348명으로서 남자는 74명, 여자는 274명(78.7%)이었으며, 평균 연령은 36.76세($SD = 10.82$), 평균 교육연한은 14.34년($SD = 2.03$)이었고, 표집 C는 361명으로 남자는 86명, 여자는 275명(76.17%)이었고, 평균 연령은 38.02세($SD = 11.06$), 평균 교육 연한은 14.38년($SD = 2.01$)이었다. 표집 B에서는 경계선 성격 성향에 비춘 PERS의 공존 타당도를, 표집 C에서는 긴급성과 자해행동에 비춘 공존 타당도를 각각 살펴보았다.

세 표집의 응답자들은 교과목 수강의 한 부분으로 연구에 참여하였다. 응답에 대한 비밀

보장이 되며 연구의 기초자료로 활용됨에 대해 고지를 받고 이에 동의한 후 설문에 참여하였다. 참여자에게는 가산점이 부여되었으며, 설문에 동의하지 않거나 참여가 어려운 경우는 대체 과제를 통해 동일한 가산점을 받을 수 있도록 하였다.

측정 도구

한국판 Perth 정서 반응성 척도(Perth Emotional Reactivity Scale: K-PERS)

Becerra와 Campitelli(2013)가 개발한 자기보고식 질문지이며 정서 반응성의 3가지 측면(활성화/민감성, 강도, 지속성)을 긍정 정서 및 부정 정서로 나누어 측정한다. 30문항으로 이루어져 있으며, 5점 Likert 척도상에서 응답하게 된다. 일반 긍정 반응성(GPRS) 15문항을 긍정 PERS로, 일반 부정 반응성(GNRS) 15문항을 부정 PERS로 구성하였다. 원칙도의 타당화 연구(Becerra et al., 2019)에서는 일반 긍정 및 부정 반응성 척도가 각각 3요인 구조(민감성, 강도, 지속성)에 적합한 것으로 나타났으며, 내적 일치도인 Cronbach's α 는 GNRS가 .94, GPRS가 .93으로 모두 매우 좋음(excellent) 수준으로 나타났다(George & Mallery, 2021).

정서 반응성 척도(Emotional Reactivity Scale: ERS)

Nock 등(2008)이 주로 부정 정서 반응성을 측정하기 위해 개발한 척도로, 정서 반응성의 3가지 측면인 민감성, 강도, 지속성을 측정하도록 설계되었다. 5점 Likert 척도이며, 요인구조는 단일구조로 나타난 바 있다. 이석호(2009)에 의해서 번안되었으나, 역번역을 거치지 않았으며 요인분석 등 타당화가 이뤄지지 않은

바 있다. 이에 본 연구에서 이중 언어자의 영어 역번역을 거쳐 재번안하였다. Cronbach's α 는 이석호에서 .94, 본 연구에서는 .96으로 나타났다.

경계선 성격장애 척도(Personality Assessment Inventory-Borderline Features Scale: PAI-BOR)

성인의 성격을 평가하는 객관적 자기 보고형 설문지인 PAI(Morey, 1991)의 11개 임상척도 중 경계선 성격장애 척도를 홍상환과 김영환(1998)이 번안한 것이다. 경계선 성격장애의 핵심 특징과 관련된 24문항을 4점 척도에서 평정하도록 되어있으며, 번안판에서는 최종 23문항으로 구성되었다. 정서적 불안정, 정체감 문제, 부정적 관계, 자기 손상의 개념의 하위요인으로 이뤄져 있다. 내적 일치도는 .84로 양호하며, 검사-재검사 신뢰도도 .75로서 적절하였다. 본 연구에서 내적 일치도는 .90으로 나타났다.

양극성 스펙트럼 진단 척도(Bipolar Spectrum Disorder Scale: BSDS)

조증 삽화 병력, 즉 과거의 양극성 증상을 측정하는 척도이다. Ghaemi 등(2005)이 개발한 척도를 왕희령, 김상억, 강시현, 주연호, 김창운(2008)이 번안한 것을 사용하였다. 20개 문항으로 구성되어 있으며 1개의 사지선다 문항에 자신과 부합하는 정도를 응답 후 부합한 경우에 19개의 문항에 예/아니오로 평정한다. 황성훈(2015)에서 19개 문항의 내적 일치도는 .90으로, 본 연구에서는 .89로 나타났다.

내적 상태 척도 (Internal State Scale: ISS)

Bauer 등(2000)이 양극성 장애 환자의 기분 상태를 식별하기 위해 타당화한 자기 보고식

검사를 장연주(2020)가 번안한 버전이다. 총 척도는 활성화(activation), 우울증(depression), 갈등(conflict), 안녕감(well-being) 등의 4개 하위척도를 가지며, 장연주는 본래의 0~100점 내 평정을 0~10점 내 평정으로 조정하였다. 본 연구에서는 현재의 양극성 증상을 측정하기 위해 활성화 소척도를 사용하였다. 장연주에서 활성화 소척도의 내적 일치도는 .85, 본 연구에서는 .81로 나타났다.

한국판 역학연구 우울 척도 (Center for Epidemiologic Studies-Depression Scale: CES-D)

우울을 측정하기 위해 Radloff가 1977년 개발한 것을 전경구 등(2001)이 한국판으로 개발한 척도를 사용했다. 일주일 동안의 기분과 행동을 20문항으로 평정하는 4점 Likert 척도로, 우울 정서, 긍정 정서, 신체적 저하, 대인관계 등 4개 영역으로 구성되어 있다. 전경구 등(2001)에서 내적 일치도는 .91, 본 연구는 .93으로 나타났다.

한국판 정서적 불안정성 척도-단축판 (Affective Lability Scale-Short Form: ALS-SF)

정서적 불안정성을 측정하기 위해 Harvey 등(1989)이 개발한 54문항의 척도를 Oliver와 Simons(2004)가 축약하고, 이를 황성훈(2015)의 연구에서 번안 및 타당화한 버전이다. 기분이 불안에서 우울로, 우울에서 들뜸으로, 그리고 보통에서 분노로 변하는 정도를 18문항에 걸쳐 4점 척도로 평정하게 된다. 황성훈(2015)에서 내적 일치도는 .95, 본 연구에서는 .95로 나타났다.

한국판 다차원 충동성 척도(Urgency, Premeditation, Perseverance, Sensation Seeking,

Positive Urgency: UPPS-P)

긍정과 부정 정서와 관련된 충동성을 측정하기 위해 Whiteside와 Lynam(2001)이 개발하고 Cyder와 Smith(2007)가 개정한 척도를 임선영과 이영호(2014)가 타당화한 것을 사용하였다. 59 문항에 대해 4점 Likert 척도로 평정하게 되어 있다. 개정 과정에서 추가된 긍정 긴급성까지 포함하여 부정 긴급성, 계획성 부족, 지속성 부족, 감각추구의 모두 5개 요인으로 구성되어 있다. 본 연구에서는 부정 긴급성 및 긍정 긴급성의 하위척도만을 사용하였다. 국내 타당화 연구에서 긍정 및 부정 긴급성의 내적 일치도는 .92, .85이었다. 본 연구에서는 각각 .95, .88이었다.

한국판 자해 행동 척도(Self-Harm Inventory: SHI)

의도적 자해행동을 측정하기 위해 Sansone 등(1998)이 개발한 자기보고식 척도를 이혜림과 이영호(2015)가 번안한 것을 사용하였다. 최근 6개월 내 이루어진 자해행동에 관해 묻는 20문항의 4점 Likert 척도로 되어있다. 이혜림과 이영호(2015)에서 내적 일치도는 .76으로, 본 연구에서는 .83으로 나타났다.

분석 방법

PERS를 타당화하기 위해, 요인분석, 타당도 검증, 신뢰도 검증을 실시하였다. 국내판 번안을 위해 PERS의 원저자와 접촉하여 척도 사용 및 번안에 관한 동의를 얻었다. 제 1, 2 저자와 심리학 석사과정생 1명 등 모두 3명이 독립적으로 번역한 결과를 제 2 저자가 통합하였다. 이어서, 이를 한국어와 영어를 모두 사

용하는 이중 언어자가 영어로 역번역하는 과정을 거쳤다. 번역본과 역번역본의 차이가 있는 경우 원척도의 민감성, 강도, 지속성의 분류에 맞추어 제 1 저자가 이중언어자와 논의하여 번역을 정제하였고, 이를 제 2 저자가 최종 감수하여 확정했다.

SPSS 25.0을 통해 기술통계치와 신뢰도, 수렴 및 공존 타당도를 산출하였고, Mplus 7.2(Muthén & Muthén, 2012)를 이용해서 확인적 요인분석을 하였다. PERS가 5점으로 평정되는 서열 척도이므로 이에 적합한 방법인, 평균과 분산이 조정된 가중최소제곱법(Mean and Variance adjusted Weighted Least Squares: WLSMV)으로 요인을 추출하였다(Browne, 2001; Lee, 2010).

확인적 요인분석 결과를 보완하기 위해서 긍정 및 부정 PERS의 탐색적 요인분석을 추가로 시행하였다. 요인 추출은 WLSMV를, 그리고 회전의 방법으로는 지오민(Geomin)을 사용하였다. 지오민을 통해 얻은 행태행렬계수에서 이중 부하를 해소하기 위해 목표회전을 적용하였다(김청택, 2016; 임경민과 김수영, 2019).

요인수는 스크리 검증, 누적 설명분산비율, 평행분석, 적합도 지수 등을 종합적으로 검토하여 결정하였다. 이를 통해 요인수의 범위를 좁힌 후, 해석가능성을 검토하여서 이론과의 부합 여부를 고려했다.

결 과

확인적 요인분석

요인분석의 적합성을 나타내는 KMO는 .95

로서 기준치인 .60을 상회하므로 적절했고, Bartlett 구형성 검정은 기각되어서, $\chi^2(df = 435) = 7732.2, p < .001$, 문항 간 상관관계가 충분히 존재하므로 요인분석이 가능한 자료로 확인되었다. 표본수($N = 400$) 역시 확인적 요인분석을 실시하기에 충분하였다(김주환 외, 2009).

요인구조의 기초해 추정을 위해 평균과 분산이 조정된 가중최소제곱법(WLSMV)을 사용하였다. 그 결과, χ^2 검정은 기각되었고, CFI는 .85, TLI는 .83으로 기준치인 .90보다 낮았으며, RMSEA 역시 .129로서 양호한 범위를 벗어났다. WRMR은 2.60로서 추천되는 기준인 1.0(Yu, 2002)을 훨씬 상회하는 결과를 보였다. 따라서 PERS가 긍정 및 부정 정서에 따라서 각각 강도, 민감성, 지속성으로 나뉘는 6요인 구조로 구성된다는 가정은 지지되지 않았다(부록 1 참조).

Becerra 등(2019)의 6요인 구조가 확인적 요인분석에서 반복 검증되지 않았으므로, 한국판 PERS의 내적 구조는 새롭게 살펴볼 필요가 있었다. 유인가(valence)에 따라서 정서 반응성이 나뉘는 것은 이론적으로 명백하므로, 후속 분석에서는 긍정 정서 반응성과 부정 정서 반응성으로 나누어 각각의 내적 구조를 탐색하였다.

긍정 PERS에 대한 탐색적 요인분석

요인수 결정을 위해 첫 번째로 긍정 PERS의 스크리 도표 급락점을 확인한 결과, 4요인부터 차이값이 급락하며 평탄해져서 3요인이 적합해 보였다. 두 번째로, 설명 분산비율이 70% 이상인 경우를 살펴본 결과, 4요인 이상이 적절한 것으로 나타났다(부록 2 참조). 세

번째로, 평행분석에서는 2요인부터 무선자료의 고유치 분산이 경험자료의 고유치 분산을 초과하여 1요인이 추천되었다. 네 번째로, 1~4요인 모형 각각에 대해 적합도 지수를 분석하였다. 3요인 모형부터 RMSEA(.08이하), CFI, TLI(이상 각각 .90이상), SRMR(.08이하)에서 양호한 적합도를 나타내서, 3요인 이상이 추천되었다(부록 3 참조).

요인수 결정을 위해서는 다양한 기준을 교차로 검토해야 한다는 권고에 따라(Brown, 2015), 1, 3, 4요인으로 좁힐 수 있었다. 평행분석은 단일 요인을 추천하나, 설명 분산이 부족하고 적합도도 떨어지므로 배제할 수 있었다. 따라서 3요인과 4요인 모형에 대해 해석 가능성을 살펴보았다. 3요인은 요인당 지표 변인의 수가 최소 3개 이상이어야 한다는 규칙(three-indicator rule; Bollen, 1989)을 만족하였다. 반면에 4요인 모형은 요인 4가 .32를 넘는 부하량을 가진 문항이 하나도 없어 요인이 성립되지 않으므로, 배제할 수 있었다(Costello & Osborne, 2005)(부록 4 참조).

따라서 3요인 모형을 긍정 PERS의 최종해로 결정하였다. 표 1에서 보는 것처럼 첫 번째 요인에 7문항, 두 번째 요인에 5문항, 세 번째 요인에 3문항이 속하였다. 첫 번째 요인과 두 번째 요인은 긍정 정서 반응성의 발생 원인에 해당하는 사건이 내적인 정서 변동에 더 의존하는지(예: 나의 감정은 자동적으로 증립에서 긍정으로 변한다), 혹은 외부 사건에 더 의존하는지(예: 나는 좋은 소식에 매우 빠르게 반응을 한다)에 따라 나뉘는 것을 알 수 있었다. 또한 세 번째 요인은 정서 발생의 소재에 관계없이 '열렬하다'라는 의미를 담은 문항끼리 묶인 것으로 알 수 있었다(예: 나는 어떤 것들에 대해 매우 빠르게 열렬해지는 경향

표 1. 긍정 PERS의 탐색적 요인분석 및 목표회전 후 ESEM 결과

	문항	탐색적 요인분석			목표회전 후 ESEM		
		요인1	요인2	요인3	요인1	요인2	요인3
07	나의 감정은 자동적으로 중립에서 긍정으로 변한다. (긍정-민감성)	0.79*	-0.01	-0.06	0.88*	-0.06	-0.22*
05	내가 친구들보다 행복을 더 강렬하게 경험한다고 생각한다. (긍정-강도)	0.68*	-0.04	0.27*	0.76*	-0.10	0.15*
09	긍정적인 기분을 느끼고 있을 때, 나는 하루 중 상당시간 동안 그렇게 있을 수 있다. (긍정-지속성)	0.61*	0.19*	0.01	0.66*	0.18*	-0.13*
29	나는 긍정적인 감정을 친척이나 친구들보다 더 깊게 경험한다. (긍정-강도)	0.60*	0.03	0.35*	0.66*	-0.01	0.24*
17	나는 긍정적인 기분을 매우 강하게 경험한다. (긍정-강도)	0.58*	0.08	0.42*	0.63*	0.04	0.31*
03	나는 행복할 때, 그 느낌이 꽤 오랫동안 내게 남는다. (긍정-지속성)	0.57*	0.27*	-0.04	0.62*	0.25*	-0.16*
11	나는 기쁠 때, 그것을 매우 깊게 느끼는 경향이 있다. (긍정-강도)	0.42*	0.27*	0.27*	0.45*	0.25*	0.20*
25	나는 좋은 소식에 매우 빠르게 반응을 한다. (긍정-민감성)	-0.04	0.88*	0.02	-0.11*	0.93*	0.05
19	나는 긍정적인 일에 금방 기분이 좋아진다. (긍정-민감성)	0.14	0.75*	0.00	0.11*	0.71*	0.05
21	기쁜 소식을 들으면 나는 한동안 행복한 상태에 머문다. (긍정-지속성)	0.19	0.70*	-0.02	0.16*	0.72*	-0.05
27	누군가 나를 칭찬하면, 그것이 내 기분을 오랫동안 좋아지게 한다. (긍정-지속성)	0.01	0.62*	0.12	-0.03	0.63*	0.14*
01	나는 매우 쉽게 행복해지는 경향이 있다. (긍정-민감성)	0.33*	0.44*	0.01	0.40*	0.30*	0.02
13	나는 어떤 것들에 대해 매우 빠르게 열렬해지는 경향이 있다. (긍정-민감성)	0.04	0.09	0.71*	0.03	0.06	0.73*
23	어떤 것에 대해 열렬할 때, 나는 그것을 매우 강력하게 느낀다. (긍정-강도)	-0.03	0.23*	0.65*	-0.06	0.23*	0.67*
15	나는 꽤 오랫동안 열렬하게 있을 수 있다. (긍정-지속성)	0.37*	-0.02	0.52*	0.39*	-0.03	0.44*
	1	-					
	요인간 상관	2	0.57*	-			
		3	0.26	0.56*	-		

주. 요인 1 = 내생성 긍정 반응성; 요인 2 = 외생성 긍정 반응성; 요인 3 = 열렬성 긍정 반응성; 괄호는 원척도의 요인을 나타냄.

* $p < .05$.

이 있다.

요인 1은 개인 내적으로 발생한 긍정 정서에 대한 반응성을 나타내므로 내생적 반응성이라고 이름 붙였고, 요인 2는 좋은 소식이나 긍정적인 일 등 외적인 사건에 의해 유발되는 긍정 정서이므로 외생적 반응성이라고 하였으며, 요인 3은 강한 강도와 높은 온도의 긍정 정서 반응성을 나타내므로 그 명칭을 열렬성(enthusiasm) 반응성으로 결정하였다. 이 구조는 긍정 PERS 원척도가 민감성, 강도 및 지속성의 요인구조를 보인 것과는 차이가 있었다. 표 1에서 보듯이, 내생 및 외생 반응성, 그리고 열렬성 요인에 선행연구의 요인 구분인 민감성, 강도, 지속성이 고르게 섞여 분포함을 알 수 있다.

특정 문항이 둘 이상의 요인에서 .32 이상의 부하량을 동시에 보이는 경우를 이중 부하(double loading)로 판단하였는데(Costello & Osborne, 2005), 긍정 PERS의 3요인해는 모두 4개의 이중 부하 문항을 보였다. 이를 해소하여 요인구조의 간명성을 높이기 위해 부분제약 목표회전을 실시하였다. 예컨대 요인 1의 문항 중 29번(나는 긍정적인 감정을 친척이나 친구들보다 더 깊게 경험한다)은 요인 3인 열렬성 반응성에도 부하를 보이는데, 내용상 요인 1인 내생성 반응성에 속하는 것이 더 적절하다는 판단에 따라, 요인 1의 부하는 자유모수로 추정하고, 요인 3의 부하는 0으로 제약하였다. 이러한 식으로 이론적 적합성에 따라 부하를 부분적으로 제약하여 회전한 결과, 이중 부하는 2개로 줄어들었다.

이어서 3요인 모형을 정제하기 위해 탐색적 구조방정식 모형(Exploratory Structural Equation Modeling: ESEM)을 적용하였다. ESEM은 하나의 구성개념을 측정하기 위한 문항 구성에서,

특정 표현이 어느 정도 반복된다는 현실적 가정에, 수정지수(modification index: MI)를 참고하여 측정 오차간 상관을 추가하는 구조방정식의 특징을 적용한 방법이다(Asparouhov & Muthen, 2009). 문항 간 오차 공분산의 추가를 검토하기 위해 MI와 함께 문항 내용의 유사성을 살펴본 결과, 1번(나는 매우 쉽게 행복해지는 경향이 있다)과 19번(나는 긍정적인 일에 금방 기분이 좋아진다)이 문구 표현상의 유사성이 있고, MI가 28.20로 높아서 이들 문항의 측정 오차간 상관을 허용하였다. 그 결과, 모든 적합도 지수가 개선되었다(부록 5 참조).

부정 PERS에 대한 탐색적 요인분석

부정 PERS의 요인수를 결정하기 위해 긍정 PERS와 마찬가지로 4개의 기준을 종합적으로 검토하였다. 먼저, 스크리 검증에서 2요인부터 차이값이 평탄한 형태를 그려 1요인이 적합한 것으로 나타났다. 설명 분산 비율이 70% 이상인 경우는 2요인 이상이 적절한 것으로 나타났다(부록 6 참조). 평행분석에서는 2요인부터 무선자료의 고유치 분산이 경험자료의 그것을 초과해서 1요인이 추천되었다. 요인수에 따른 적합도 지수에서는 5요인 모형부터 RMSEA, CFI, TLI, SRMR에서 양호한 적합도를 나타내서, 5요인 이상이 추천되었다(부록 7 참조).

종합하면, 먼저 스크리 검증과 평행분석은 단일 요인을 시사하고 있다. 이어서 설명 분산의 경우, 50%의 완화된 기준을 받아들이면(서원진 외, 2018), 역시 단일 요인이 추천된다. 그러나 단일 요인구조의 적합도 중 RMSEA가 기준에 미달하는 문제가 남아 있었다. 이에 요인수 선정 기준이 시사하는 단일 요인구조, 원판 PERS가 시사하는 3요인 구조, 그리고 적

표 2. 부정 PERS의 탐색적 요인분석 및 ESEM 결과

문항	탐색적 요인분석	ESEM
	1요인	1요인
22. 일단 부정적인 기분에 빠지면, 그것을 떨쳐 버리기가 어렵다. (부정-지속성)	0.89*	0.89*
30. 나의 부정적 감정은 매우 강렬하게 느껴진다.(부정-강도)	0.89*	0.89*
18. 불행할 때 나는 보통 그것을 매우 강하게 느낀다.(부정-강도)	0.86*	0.85*
26. 부정적인 일에 대해 나는 매우 빠르게 비관적으로 되는 경향이 있다.(부정-민감성)	0.84*	0.84*
04. 나는 속상할 때, 그것을 떨쳐 내는 데 꽤 시간이 걸린다.(부정-지속성)	0.82*	0.82*
12. 나는 좌절의 느낌을 매우 깊게 경험한다.(부정-강도)	0.81*	0.79*
06. 속이 상하면, 나는 다른 모든 사람보다 그것을 더 강렬하게 느낀다.(부정-강도)	0.80*	0.81*
10. 나는 화가 나는 일을 극복하는 데 다른 사람들보다 더 긴 시간이 든다.(부정-지속성)	0.80*	0.80*
20. 내 감정은 중립에서 부정으로 매우 빠르게 변한다.(부정-민감성)	0.80*	0.79*
14. 나는 매우 쉽게 좌절하는 경향이 있다.(부정-민감성)	0.79*	0.79*
08. 나는 매우 쉽게 실망하는 경향이 있다.(부정-민감성)	0.78*	0.78*
16. 나는 좌절에서 회복하는 것이 어렵다.(부정-지속성)	0.78*	0.78*
02. 나는 매우 쉽게 속상해지는 경향이 있다.(부정-민감성)	0.77*	0.77*
28. 어떤 일에 대해 짜증이 나면, 그것이 나의 하루 전부를 망친다.(부정-지속성)	0.74*	0.75*
24. 화가 날 때, 나는 그것을 매우 강력하게 느낀다.(부정-강도)	0.68*	0.68*

주. 괄호는 원척도의 요인을 나타냄.

* $p < .05$.

합도 기준을 만족시키는 5요인 구조의 해석 가능성을 모두 살펴보았다. 3요인 모형은 모든 문항들이 첫 번째 요인에 부하가 되고, 요인 2와 요인 3이 요인 1에 교차되어 부하되는 패턴을 보이므로 배제할 수 있었다. 즉, 이중 부하 패턴을 고려하면 3요인 모형은 실질적으로는 단일 요인에 가까웠다. 이어서, 5요인 모형은 이중 부하가 6개로 많고, 요인 1, 3, 4, 5가 3개 지표 규칙(three-indicator rule; Bollen, 1989)을 충족시키지 못해서 역시 배제할 수 있었다. 따라서 단일 요인구조를 부정 PERS의 최종해로 결정하였다(부록 8 참조). 단일 요인

은 부정 정서 반응성의 여러 측면을 두루 포괄하므로, 전반적 부정 정서 반응성으로 이름 붙였다.

이어서 문항간 측정오차의 상관을 반영하여 요인구조를 정제하기 위해 탐색적 구조방정식 모형(ESEM)을 적용했다. 수정 지수(MI)와 함께 문구 표현의 유사성을 검토한 결과, 12번과 18번의 내용이 '매우 높은 강도로 경험한다'는 문구를 공유하여 둘 간의 공분산을 허용했다. 이어서, 4번과 10번 쌍, 그리고 2번과 8번 쌍도 MI가 높고, 표현의 형식이 유사하여서 측정오차의 상관을 허용하였다. 그 결과, 적합도 지

수에서 전반적인 개선이 있었으나, RMSEA는 여전히 기준에 미치지 못하였다(부록 9 참조).

수렴 및 공존 타당도

PERS 전체와 ERS는 정적 상관을 보였으나, $r = .74, p < .01$, 긍정과 부정 PERS는 유의한 상호 상관을 보이지 않았다, $r = -.09, ns$ (부록 10 참조). 둘은 독립적이므로, 부정 정서 반응성뿐만 아니라 긍정 정서 반응성이 별도로 평가될 필요가 있음을 재확인할 수 있다. 부정 PERS는 ERS와 유의한 정적 상관을 보였으나, $r = .84, p < .01$, 긍정 PERS는 ERS와 유의한 상관을 보이지 않았다, $r = -.04, ns$. ERS가 주로 부정 정서 반응성을 반영하는 것을 고려하면, 부정 및 긍정 PERS가 ERS에 대해 구분되는 상관을 보이는 것은 수렴 타당도를 지지한다.

긍정 및 부정 PERS의 공존 타당도를 검증하기 위해 경계선 성격, 양극성 증상, 우울, 정서적 불안정성 등 준거 측정치와의 상관을 분석하였다. 경계선 성격을 준거로 할 때, 긍정 PERS는 0에 가까운 상관을 보였고, $r = .00, ns$, 부정 PERS는 높은 정적 상관을 보였다, $r = .73, p < .001$. 즉, PERS와 경계선 성격의 상관은 유인가에 따라 구분되었는데, 긍정 정서 반응성은 무관하나, 부정 정서 반응성은 밀접한 관련성을 보였다(부록 11 참조).

양극성 증상을 준거로 살펴보면, 긍정 PERS는 과거의 양극성 증상을 나타내는 BSDS와는 유의한 상관을 보이지 않았고, $r = .04, ns$, 현재의 양극성 증상을 나타내는 ISS 활성화 척도와는 약한 정적 상관을 보였다, $r = .16, p < .01$. 기대와는 다르게, 긍정 PERS는 긍정 정서의 병리인 양극성 증상과 상관을 보이지 않거

나 약한 상관만을 보였다. 우울과는 약한 부적 상관을 보였다, $r = -.16, p < .01$.

긍정 PERS를 요인별로 보면, 내생성 긍정 반응성은 양극성 증상과 상관을 보이지 않았고, $r = -.10, ns$, 외생성 긍정 반응성과 열렬성 각각은 이들 측정치와 유의한 정적 상관을 보였다, $r = .11, p < .05$; $r = .15, p < .01$; $r = .22, p < .01$; $r = .28, p < .01$. 즉, 긍정 정서의 병리인 양극성 증상에 대하여 내생성은 관련성을 보이지 않았으나, 외생성과 열렬성은 기대와 일치하는 관련성을 보였다.

한편, 부정 PERS는 과거의 양극성 증상을 측정하는 척도인 BSDS, 현재의 양극성 증상을 측정하는 ISS 활성화, 그리고 최근의 우울을 나타내는 CES-D와 모두 유의한 정적 상관을 보였다, $r = .57, p < .01$; $r = .42, p < .01$; $r = .36, p < .01$, 따라서 양극성 및 우울 증상과의 관련성에서도 PERS는 유인가에 따라 구분되는 패턴을 보였다. 긍정 PERS는 무관하거나 최소한의 정적 상관을 보이나, 부정 PERS는 밀접한 관련성을 보였다.

이어서 정서적 불안정성을 준거로 공존 타당도를 살펴보았다. 이 역시 정서 반응성의 유인가에 따른 차이가 반복되었다. 즉 긍정 PERS는 정서적 불안정성과 무관하였으나, $r = .06, ns$, 부정 PERS는 유의한 정적 상관을 보였다, $r = .70, p < .001$.

K-PERS의 공존 타당도를 더 폭넓게 확인하기 위해서 표집 C에서 긍정 및 부정 긴급성, 자해 행동 등과의 상관을 추가로 분석하였다(부록 12 참조). 먼저 긍정 PERS는 기대와 다르게 긍정 긴급성과는 유의한 상관을 보이지 않았으며, $r = -.07, ns$, 부정 긴급성이나 자해 행동과는 오히려 부적 상관을 보였다, $r =$

$-.17, p < .01; r = -.23, p < .01$. 따라서 긍정 PERS의 공존 타당도는 지지되지 않았다. 충동성이나 자해와 관련이 없거나 오히려 억제하는 관계를 나타내서, 긍정 정서 반응성은 취약성 요인이기보다는 자원 변인일 가능성이 제기된다.

한편, 부정 PERS는 부정 긴급성 및 자해 행동과 유의한 정적 상관을 보여서, $r = .47, p < .01; r = .32, p < .01$, 공존 타당도가 지지되었으며, 긍정 긴급성과도 유의한 정적 상관을 나타냈다, $r = .37, p < .01$. 긴급성과 자해와 같은 충동성의 측정치를 준거 변인으로 했을 때 긍정 정서 반응성이 자원 변인인 것에 반해 부정 정서 반응성은 분명한 취약성 변인으로 나타났다.

경계선 성격, 양극성 증상, 우울 증상, 정서적 불안정성, 충동성, 자해행동 등 다양한 준거와의 관련성을 살펴보았는데, 정서 반응성의 잠재적인 역할이 유인가에 따라 구분되는 패턴은 반복해서 나타났다. 부정 PERS는 기대한 방향의 상관을 보이나, 긍정 PERS는 그렇지 않았다. 이러한 결과는 표면적으로는 긍정 PERS의 공존 타당도가 낮은 것으로 비춰지나, 실질적으로는 긍정 정서 반응성이 갖는 의외의 적응성을 나타내는 것일 수 있다.

신뢰도

K-PERS의 내적 일치도를 검증하기 위해 표집 A에서 Cronbach's α 계수를 산출하였다. 전체 척도 .90, 긍정 PERS .92, 부정 PERS .95로 모두 좋음(good) 수준 이상으로 나타났다(George & Mallery, 2021). 긍정 PERS를 구성하는 내생 및 외생 긍정 반응성과 열렬성의 내

적 일치도는 각각 .87, .83, .73이었다.

표집 A의 78명을 대상으로 측정된 7주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .78, .74, .83로 수용가능한(acceptable) 수준 이상으로 나타났다. 긍정 PERS의 요인별로 살펴보면, 내생성 긍정 반응성 .78, 외생성 긍정 반응성 .67이었고, 열렬성은 .42의 상대적으로 낮았다.

78명의 검사-재검사 차이에 대한 급내 상관 계수를 95% 신뢰구간으로 산출한 결과, 전체 척도의 평균측도는 $ICC = .88, p < .001$, 긍정 PERS는 $.85, p < .001$, 부정 PERS는 $.91, p < .001$ 로 ICC 크기가 모두 .75에서 1.0 사이에 해당하여 매우 좋음(excellent) 수준으로 나타났다(Cicchetti, 1994). 긍정 반응성의 하위척도들은 내생성이 $.87, p < .001$, 외생성이 $.81, p < .001$ 로 매우 좋음(excellent) 수준으로 나타났으나, 열렬성은 $.59, p < .001$ 로 보통(fair) 수준에 해당되었다(Cicchetti, 1994).

논 의

본 연구에서는 다양한 정신병리의 취약성 요인으로 작용하는 정서 반응성을 측정하는 자기 보고 척도를 타당화하고자 했다. 한국판 PERS는 Becerra 등(2019)과는 다르게 긍정 및 부정 정서에 따라 강도, 민감성, 지속성으로 나뉘는 6요인 구조가 확인되지 않았다. 이란의 대학생들을 대상으로 한 페르시안 버전에서는 6요인 구조가 확인적 요인분석을 통해 검증된 바 있는데(Mousavi et al., 2020), 한국어판에서는 지지되지 않았다. 긍정 및 부정 PERS로 척도를 분리하여 각각에 대해 탐색적 요인분석을 실시한 결과, 긍정 PERS는 긍정 정서가 발생하는 소재와 강도에 따라 3가지

요인으로 구성되었는데, 내생성, 외생성 긍정 반응성 및 열렬성이 그것이었다. 반면에 부정 PERS는 단일 요인의 적합도가 일부 미흡하지만 최선의 요인해로 나타났다.

그동안 부정 정서 반응성에 관한 연구들이 주로 이뤄진 바 있는데, 불안 장애와 같은 병리적 증상뿐 아니라, 성격 및 사후가정 사고(counterfactual thinking), 정서 조절 곤란(Allen et al., 2014; Carthy et al., 2010) 등과의 관계를 밝히려는 시도들이 있었다. 주요한 기제로서 강도, 민감성, 지속성이 작용한다는 것은 실험 연구를 통해 뒷받침되고 있다(Herpertz et al., 1999; Kuo & Linehan, 2009; Lobbestael & Arntz, 2010). 자기 보고 척도를 사용해 부정 정서 반응성을 측정하고자 하는 시도가 ERS인데, 이 척도의 개발연구에서도 단일 요인구조가 보고되어서(Nock et al., 2008), 본 연구에서 부정 PERS가 단일 요인해를 얻는 것과 일치한다. 한편, 긍정 정서 반응성을 자기 보고 척도로 측정하고자 하는 시도는 상대적으로 소수이다(Becerra et al., 2019; Larionov et al., 2021; Mousavi et al., 2020). 긍정 정서 반응성의 자기 보고 척도 연구는 이제 시작이라는 점에서 본 연구에서 예측과는 다른 3요인 구조가 얻어진 것은 주목할 만하다.

ERS를 준거로 하였을 때, 부정 PERS의 수렴 타당도는 지지되었다. 이는 Becerra 등(2019)에서 GNRS는 ERS와 강한 정적 상관을 보이나, GPRS는 ERS와 상관이 없었던 것과 일치한다. 또한 내적 구조가 서로 다른 것과 일치하게, 긍정 대 부정 정서 반응성 간의 상호 상관은 유의하지 않아서, 둘은 독립적인 구성개념으로 이해될 수 있다.

공존 타당도를 알아보기 위해 경계선 성격, 양극성 증상, 우울, 정서적 불안정성 등의 병

리 측정치에 견주어 보고, 긍정 및 부정 긴급성과 자해 행동과 같은 충동성의 측정치에도 비춰 보았는데, 긍정 대 부정 PERS는 서로 구분되는 관계 양상을 보였다. 긍정 PERS는 경계선 성향, 과거의 양극성 증상, 정서적 불안정성, 긍정 긴급성과는 상관을 보이지 않았고, 최근의 우울, 자해, 부정 긴급성과는 유의한 역상관을 나타냈으며, 다만 현재의 양극성 증상과 약한 정적 상관을 보였다. 즉, 긍정 PERS는 긍정 및 부정 정서의 병리와 관계가 없거나 오히려 상쇄하는 관계에 있었다. 반면에 부정 PERS는 경계선 성향, 양극성 증상, 우울 등과 중등도 이상의 정적 상관을 일관되게 보이고, 충동성의 측정치와도 작거나 중간 수준에 걸치는 정적 상관을 보였다. 즉, 긍정 PERS가 기대와 다르게 정서의 병리에 대해 완충 혹은 보호 요인으로 개념화되는 것에 반해 부정 PERS는 가설과 일치하게 분명한 취약성 요인으로 이해될 수 있었다.

정서 반응성이 유인가에 따라서 적응적 기능이 질적으로 상반된다는 것은 예측하지 못한 발견이었다. 이는 경계선 성격장애를 가진 개인이 부정 정서만큼 뚜렷하게는 아니더라도 긍정 정서에 대해 정서 조절 어려움을 겪을 가능성이 제시되었고(Linehan, 1993), 긍정 정서 반응성의 상승이 폭식 행동(Barnhart et al., 2020)이나 조증에도 영향을 미치는 것으로도 알려졌기 때문이다(Giovanelli et al., 2013).

종합하면, 한국판 PERS의 구성 타당도는 해외의 선행 연구나 이론에 비춰 볼 때 다른 결과를 보였다. 6요인의 내적 구조는 지지되지 않았으나, 대신에 긍정 정서 반응성과 부정 정서 반응성이 분리되며, 그 둘은 적응적 속성에서 상반된다는 새로운 결과가 얻어졌다. 긍정 대 부정 PERS는 내적 구조가 서로 달랐

을 뿐 아니라 준거 측정치와 상관에서 구분되어서 그 둘은 별개의 구성개념일 가능성을 시사하였다. 부정 정서에 대한 반응성은 선행 연구들과 일치하게 분명한 취약성 요인이나, 긍정 정서에 대한 반응성, 특히 그중에서도 내재화된 긍정 정서가 자발적으로 발생하는 내생성 반응성은 자원 변인일 수 있음을 시사한다.

본 연구의 출발점에서 긍정 및 부정 정서 반응성 둘 모두는 들뜨거나 울적한 기분이나 충동성과 관련된 취약성 변인일 것이라 가정하였으므로, 오히려 자원 변인으로 밝혀진 긍정 정서 반응성은 공존 타당도가 표면적으로 지지되지 않는 것으로 비춰질 수 있다. 그러나 이는 한국판 PERS의 긍정 정서 반응성 척도가 그 자체로 타당하지 않음을 말하는 것은 아닐 수 있다. 한국판의 긍정 PERS를 기분 병리나 충동 조절과 관련된 악화 요인이나 위험 요인으로 가정한다면 타당하지 않으나, 완화 요인이나 보호 요인으로 개념화한다면 타당도가 지지되었다고 볼 수 있다. 긍정 대 부정 정서 반응성의 상호 독립성과 그들이 갖는 적응 기능의 질적인 차이를 고려할 때 둘을 나란히 평가하는 한국판 PERS의 임상적 유용성은 높으며, 둘의 적응적 함의가 다를 수 있다는 가능성은 향후 연구들 통해 더 폭넓게 탐구될 필요가 있다.

이러한 의의와 함께 본 연구의 한계점과 이를 보완하기 위한 미래 연구의 방향을 밝히고자 한다. 먼저, 요인분석에 관한 방법론적 한계를 지적할 수 있다. Baccara 등(2019)의 절차를 쫓아서 1단계로는 6요인에 대한 확인적 요인분석을, 2단계로는 여섯 요인에 대한 이차적 요인분석을 계획하였는데, 6요인 구조가 지지되지 않으면서 후속하는 이차적 요인분석

이 시도되지 못하였다. 대안으로 유인가에 따라 긍정 및 부정 PERS로 나누고, 각각에 대해 탐색적 구조방정식을 적용해 내적 구조를 살펴보았다.

두 번째로 부정 PERS의 단일요인구조가 RMSEA에서 적합도가 기준에 도달하지 못하였고, 오차항의 공분산을 부여하는 수정 작업을 통해서도 이 수치를 향상시키지 못하였다. 따라서 다른 교차 표집에서 부정 PERS의 요인구조를 재탐색해 볼 필요가 있다.

세 번째는 긍정 PERS의 3요인 구조를 설명할 수 있는 일관된 이론적 틀이 불확실하다는 것이다. 내생성 대 외생성 반응성은 긍정 정서가 안으로부터 나오는 것인가 아니면 바깥에서 유발되는 것인가 하는 발생 소재에 관한 것으로 이해될 수 있다. 그러나 세 번째 요인인 열렬성은 이와는 질적으로 다른 것으로 강도에 관한 것이다. 열렬성은 발생 소재라는 잠재 요인을 반영하기보다는 ‘열렬하다’라는 어휘가 들어가면서 생기는 문항의 표현 효과(wording effect)와 같은 방법 요인을 반영할 가능성이 있다. 본 연구에서 열렬성의 검사-재검사 신뢰도가 낮았던 것도 열렬성이 과연 심리적 구성개념을 나타내는지에 대한 의문을 제기한다.

네 번째로, 긍정 대 부정 정서 반응성이 하나는 자원으로, 다른 하나로 취약성으로 구분될 수 있다는 것은 단일 시점에서 행해진 영순위 상관 분석에 기초하므로 예비적인 결과라는 점을 분명히 해야 한다. 긍정 대 부정 정서 반응성, 생활사건, 정서 조절, 심리적 증상, 주관적 안녕감 등을 포괄하는 매개 혹은 조절 모형 검증이 시도될 필요가 있다. 또한 단일 시점에서 측정된 긍정 대 부정 정서 반응성이 일정한 시간이 흐른 후의 기분 증상과

충동성을 차별적으로 예측하는지를 중단적으로 연구할 수 있다.

다섯 번째는 타당도 검증을 위한 증거를 더 좀 더 충분하게 확보하지 못했다는 점을 들 수 있다. 수렴 타당도를 검증하기 위한 증거로 ERS를 사용했는데, 국내에 소개되었으나 역번역의 번안 절차와 타당화를 거치지 않은 상태였으므로, 본 연구에서 이를 동시에 진행해야 했다. 따라서 심리측정적 속성이 확립되지 않은 두 척도를 서로 견주어서 수렴 타당도를 산출하는 불확실한 상황이 불가피하게 만들어졌다. 번안된 ERS는 원저자가 제시한 단일 요인구조를 보이지 않았는데, 이는 ERS를 타당화하는 향후 연구의 몫으로 남겨놓을 수 있다.

한편 공존 타당도 검증과 관련해서 긍정 정서 반응성의 순기능성을 미처 가정하지 못했으므로, 본 연구에서는 적응적 양상을 나타내는 증거 측정치들이 포괄되지 못하였다. 긍정 정서 반응성이 갖는 자원 변인으로서의 특성을 살려, 향후 타당도 검증에서는 주관적 안녕감(Watson, 2002), 향유(savoring; Bryant, 2003), 자본화(capitalizing; Langston, 1994) 등과의 관련성을 살펴볼 수 있을 것이다.

이러한 한계에도 불구하고 본 연구는 정서 반응성을 긍정 및 부정 정서에 걸쳐 나란히 평가하는 것이 경계선 성향, 기분 증상, 충동성 등과 같은 정서적 적응을 폭넓게 조명하기 위해서는 필요하다는 점을 상기시켜 준다. 본 연구는 정서 조절의 어려움을 줄이고 기분에 따라 충동적 행동을 하는 경향을 다스리기 위해서는 분명한 취약성인 부정 정서 반응성을 완화하는 시도와 함께 자원이 될 수 있는 긍정 정서 반응성을 개발하는 것이 병행되어야 함을 말해준다. 때로는 나쁜 것을 덜하는 것

으로 충분치 않고, 긍정 심리학의 주장처럼 이로울 것을 더하는 것이 필요할 수 있다.

참고문헌

- 김주환, 김민규, 홍세희 (2009). 구조방정식모형으로 논문쓰기. 커뮤니케이션북스.
<https://doi.org/10.978.898499/8490>
- 김청택 (2016). 탐색적 요인분석의 오·남용 문제와 교정. *조사연구*, 17(1), 1-29.
<https://doi.org/10.20997/SR.17.1.1>
- 서원진, 이수민, 김미리혜, 김계중 (2018). 탐색적 요인분석 연구의 현황과 제언. *사회과학연구*, 29(1), 177-193.
<http://doi.org/10.16881/jss.2018.01.29.1.177>
- 왕희령, 김상억, 강시현, 주연호, 김창윤 (2008). 양극성 장애 환자에서 한국어판 Bipolar Spectrum Diagnostic Scale의 타당성 연구. *신경정신의학*, 47(6), 533-539.
<https://kmbase.medric.or.kr/KMID/0368820080470060533>
- 이석호 (2009). 정서반응성, 행동억제 및 활성화 체계가 대인관계문제에 미치는 영향. 가톨릭대학교 대학원 석사학위논문.
<http://www.riss.kr/link?id=T11543251>
- 이혜림, 이영호 (2015). 청소년의 처벌민감성과 강화민감성이 불안, 우울, 자해행동에 미치는 영향. *청소년학 연구*, 22(12), 567-593.
<https://kiss.kstudy.com/Detail/Ar?key=3400633>
- 임경민, 김수영 (2019). 요인분석에서 목표회전의 적용 가능성 탐색. *한국심리학회지: 일반*, 38(3), 377-400.
<https://doi.org/10.22257/kjp.2019.09.38.3.377>
- 임선영, 이영호 (2014). 한국판 다차원적 충동

- 성 척도(UPPS-P)의 타당화 연구. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 33 (1), 51-71.
<https://doi.org/10.15842/kjcp.2014.33.1.004>
- 장연주 (2020). 경조증 태도 및 긍정 예측 검사의 타당화: 양극성 장애 증상과 기분 기록에 대한 통합적 인지 모형의 검증. 한양사이버대학교 휴먼서비스대학원 석사 학위논문. <http://www.riss.kr/link?id=T15454175>
- 전경구, 최상진, 양병창 (2001). 통합적 한국판 CES-D 개발. *한국심리학회지: 건강*, 6(1), 59-76.
<https://accesson.kr/healthpsy/v.6/1/59/27362>
- 홍상환, 김영환 (1998). 경계선 성격장애 척도의 타당화 연구: 대학생을 대상으로. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 17 (1), 259-271
<https://accesson.kr/kjcp/v.17/1/259/26601>
- 황성훈 (2015). 한국판 정서적 불안정성 척도-단축판의 타당화. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 34(3), 625-648.
<https://doi.org/10.15842/kjcp.2015.34.3.003>
- Allen, M. S., Greenlees, I., & Jones, M. V. (2014). Personality, counterfactual thinking, and negative emotional reactivity. *Psychology of Sport and Exercise*, 15(2), 147-154.
<https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2013.10.011>
- Asparouhov, T., & Muthen, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 397-438.
<https://doi.org/10.1080/10705510903008204>
- Barnhart, W. R., Braden, A. L., & Jordan A. K. (2020). Negative and positive emotional eating uniquely interact with ease of activation, intensity, and duration of emotional reactivity to predict increased binge eating. *Appetite*, 151, 104688.
<https://doi.org/10.1016/j.appet.2020.104688>
- Bauer, M. S., Vojta, C., Kinoshian, B., Altshuler, L., & Glick, H. (2000). The Internal State Scale: Replication of its discriminating abilities in a multisite, public sector sample. *Bipolar Disorders*, 2(4), 340-346.
<https://doi.org/10.1034/j.1399-5618.2000.020409.x>
- Becerra, R., & Campitelli, G. (2013). Emotional reactivity: Critical analysis and proposal of a new scale. *International Journal of Applied Psychology*, 3(6), 161-168.
<http://article.sapub.org/10.5923.j.ijap.20130306.03.html>
- Becerra, R., Preece, D., Campitelli, G., & Scott-Pillow, G., (2019). The assessment of emotional reactivity across negative and positive emotions: Development and validation of the Perth Emotional Reactivity Scale (PERS). *Assessment*, 26(5), 867-879.
<https://doi.org/10.1177/107319111769445>
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. Wiley.
<https://doi.org/10.1002/9781118619179>
- Boyes, M. E., Carmody, T. M., Clarke, P. J., & Hasking, P. A. (2017). Emotional reactivity and perseveration: Independent dimensions of trait positive and negative affectivity and differential associations with psychological distress. *Personality and Individual Differences*, 105, 70-77.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.09.025>

- Browne, M. W. (2001). An overview of analytic rotation in exploratory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research, 36*(1), 111-150. https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3601_05
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. The Guilford Press. <https://www.guilford.com/books/Confirmatory-Factor-Analysis-for-Applied-Research/Timothy-Brown/9781462515363>
- 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>
- Bylsma L. M., Morris, B. H., & Rottenberg, J. (2008). A meta-analysis of emotional reactivity in major depressive disorder. *Clinical Psychology Review, 28*(4), 676-691. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2007.10.001>
- Carthy, T., Horesh, N., Apter, A., Edge, M. D., & Gross, J. J. (2010). Emotional reactivity and cognitive regulation in anxious children. *Behaviour Research and Therapy, 48*(5), 384-393. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2009.12.013>
- Catalino, L. I., & Fredrickson, B. L. (2011). A Tuesday in the life of a flourisher: the role of positive emotional reactivity in optimal mental health. *Emotion, 11*(4), 938-950. <https://doi.org/10.1037/a0024889>
- Chapman, A. L., Gratz, K. L., & Brown, M. Z. (2006). Solving the puzzle of deliberate self-harm: The experiential avoidance model. *Behaviour Research and Therapy, 44*(3), 371-394. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2005.03.005>
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment, 6*(4), 284-290. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.6.4.284>
- Clark, L. A., Watson, D., & Mineka, S. (1994). Temperament, personality, and the mood disorders. *Journal of Abnormal Psychology, 103*(1), 103-116. <https://doi.org/10.1037/0021-843X.103.1.103>
- 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>
- Crowell, S. E., Beauchaine, T. P., McCauley, E., Smith, C. J., Stevens, A. L., & Sylvers, P. (2005). Psychological, autonomic, and serotonergic correlates of parasuicide among adolescent girls. *Development and Psychopathology, 17*(4), 1105-1127. <https://doi.org/10.1017/S0954579405050522>
- Cyders, M. A., & Smith, G. T. (2007). Mood-based rash action and its components: Positive and negative urgency. *Personality and Individual Differences, 43*(4), 839-850. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.02.008>
- Davidson, R. J. (1998). Affective style and affective disorders: perspectives from affective neuroscience. *Cognition and Emotion, 12*(3), 307-330. <https://doi.org/10.1080/026999398379628>
- Fiedorowicz, J. G., & Black, D. W. (2010). Borderline, bipolar, or both? *Current Psychiatry, 9*(1), 20-32.

- <https://www.mdedge.com/psychiatry/article/65226/bipolar-disorder/borderline-bipolar-or-both-frame-your-diagnosis-patient>
- George, D., & Mallery, P. (2021). *IBM SPSS statistics 27 step by step: A simple guide and reference*. Routledge.
<https://doi.org/10.4324/9781003205333>
- Ghaemi, N. S., Miller, C. J., Berv, D. A., Klugman, J., Rosenquist K. J., & Pies R. W. (2005) Sensitivity and specificity of a new bipolar spectrum diagnostic scale. *Journal of Affective Disorders, 84*(2-3), 273-277.
[https://doi.org/10.1016/S0165-0327\(03\)00196-4](https://doi.org/10.1016/S0165-0327(03)00196-4)
- Giovanelli, A., Hoerger, M., Johnson, S. L., & Gruber, J. (2013). impulsive responses to positive mood and reward are related to mania risk. *Cognition & Emotion, 27*(6), 1091-1104.
<https://doi.org/10.1080/02699931.2013.772048>
- Gohm, C. L., & Clore, G. L., (2002). Four latent traits of emotional experience and their involvement in well-being, coping, and attributional style. *Cognition and Emotion, 16*(4), 495-518.
<https://doi.org/10.1080/02699930143000374>
- Goldin, P. R., Manber, T., Hakimi, S., Canli, T., & Gross, J. J. (2009). Neural bases of social anxiety disorder: Emotional reactivity and cognitive regulation during social and physical threat. *Archives of General Psychiatry, 66*(2), 170-180.
<https://doi.org/10.1001/archgenpsychiatry.2008.525>
- 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., & Jazaieri, H. (2014). Emotion, emotion regulation, and psychopathology: An affective science perspective. *Clinical Psychological Science, 3*(4), 387-401.
<https://doi.org/10.1177/2167702614536164>
- Gross, J. J., & Muñoz, R. F. (1995). Emotion regulation and mental health. *Clinical Psychology: Science and Practice, 2*(2), 151-164.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-2850.1995.tb00036.x>
- Harvey, P. D., Greenberg, B. R., & Serper, M. R. (1989). The affective lability scales: Development, reliability, and validity. *Journal of Clinical Psychology, 45*(5), 786-793.
[https://doi.org/10.1002/1097-4679\(198909\)45:5<786::AID-JCLP2270450515>3.0.CO;2-P](https://doi.org/10.1002/1097-4679(198909)45:5<786::AID-JCLP2270450515>3.0.CO;2-P)
- Hazlett, E. A., Speiser, L. J., Goodman, M., Roy, M., Carrizal, M., Wynn, J. K., Williams, W. C., Romero, M., Minzenberg, M. J., Siever, L. J., & New, A. S. (2007). Exaggerated affect-modulated startle during unpleasant stimuli in borderline personality disorder. *Biological Psychiatry, 62*(3), 250-255.
<https://doi.org/10.1016/j.biopsych.2006.10.028>
- Henry, C., M'Bailara, K., Lépine, J. P., Lajnef, M., & Leboyer, M. (2010). Defining bipolar mood states with quantitative measurement of inhibition/activation and emotional reactivity. *Journal of Affective Disorders, 127*(1-3), 300-304.

- <https://doi.org/10.1016/j.jad.2010.04.028>
Henry, C., Mitropoulou, V., New, A. S., Koenigsberg, H. W., Silverman, J., & Siever, L. J. (2001). Affective instability and impulsivity in borderline personality and bipolar II disorders: Similarities and differences. *Journal of Psychiatric Research, 35*(6), 307-312. [https://doi.org/10.1016/S0022-3956\(01\)00038-3](https://doi.org/10.1016/S0022-3956(01)00038-3)
- Herpertz, S. C., Kunert, H. J., Schwenger, U. B., & Sass, H. (1999). Affective responsiveness in borderline personality disorder: A psychophysiological approach. *American Journal of Psychiatry, 156*(10), 1550-1556. <https://doi.org/10.1176/ajp.156.10.1550>
- International Test Commission. (2017). 검사 번역/번안을 위한 국제 지침: 한국어판 2017년 2판 [The ITC Guidelines for Translating and Adapting Tests (Second Edition)]. (서동기, 이순목 역), *International Journal of Testing, 18*(2), 101-134. <https://www.intestcom.org/page/14>
- Jackson, D. C., Malmstadt, J. R., Larson, C. L., & Davidson, R. J. (2000). Suppression and enhancement of emotional responses to unpleasant pictures. *Psychophysiology, 37*(4), 515-522. <https://doi.org/10.1111/1469-8986.3740515>
- Koenigsberg, H. W., Harvey, P. D., Mitropoulou, V., Schmeidler, J., New, A. S., Goodman, M., Silverman, J. M., Serby, M., Schopick, F., & Siever, L. J. (2002). Characterizing affective instability in borderline personality disorder. *American Journal of Psychiatry, 159*(5), 784-788. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.159.5.784>
- Kuo, J. R., & Linehan, M. M. (2009). Disentangling emotion processes in borderline personality disorder: Physiological and self-reported assessment of biological vulnerability, baseline intensity, and reactivity to emotionally evocative stimuli. *Journal of Abnormal Psychology, 118*(3), 531-544. <https://doi.org/10.1037/a0016392>
- Kuo, J. R., Neacsiu, A. D., Fitzpatrick, S., & MacDonald, D. E. (2014). A methodological examination of emotion inductions in borderline personality disorder: A comparison of standardized versus idiographic stimuli. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 36*(1), 155-164. <https://doi.org/10.1007/s10862-013-9378-x>
- Langston, C. A. (1994). Capitalizing on and coping with daily-life events: Expressive responses to positive events. *Journal of Personality and Social Psychology, 67*(6), 1112-1125. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.67.6.1112>
- Larionov, P. M., Ageenkova, E. K., & Belashina, T. V. (2021). Psychometric properties of the Russian version of the Perth Emotional Reactivity Scale-Short Form. *Neurology, Neuropsychiatry, Psychosomatics, 13*(2), 26-33. <https://doi.org/10.14412/2074-2711-2021-2-26-33>
- Lee, S. M. (2010). A review of CEFA software: Comprehensive exploratory factor analysis program. *International Journal of Testing, 10*(1), 95-103. <https://doi.org/10.1080/15305050903537251>
- Levine, D., Marziali, E., & Hood, J. (1997). Emotion processing in borderline personality disorders. *The Journal of Nervous and Mental Disease, 185*(4), 240-246.

- <https://doi.org/10.1097/00005053-199704000-00004>
- Linehan, M. M. (1993). *Cognitive-behavioral treatment of borderline personality disorder*. The Guilford Press.
- <https://psycnet.apa.org/record/1993-97864-000>
- Liu, J., Gao, Y., Wang, H., & Liu, X. (2022). Emotional reactivity and inhibitory control in nonsuicidal self-injury adolescence: divergence between positive and negative emotions. *Journal of Youth and Adolescence, 51*(9), 1720-1732.
- <https://doi.org/10.1007/s10964-022-01618-0>
- Lobbstaal, J., & Arntz, A. (2010). Emotional, cognitive and physiological correlates of abuse-related stress in borderline and antisocial personality disorder. *Behaviour Research and Therapy, 48*(2), 116-124.
- <https://doi.org/10.1016/j.brat.2009.09.015>
- M'Bailara, K., Demotes Mainard, J., Swendsen, J., Mathieu, F., Leboyer, M., & Henry, C. (2009). Emotional hyper reactivity in normothymic bipolar patients. *Bipolar Disorders, 11*(1), 63-69.
- <https://doi.org/10.1111/j.1399-5618.2008.00656.x>
- McLaughlin, K. A., Kubzansky, L. D., Dunn, E. C., Waldinger, R., Vaillant, G., & Koenen, K. C. (2010). Childhood social environment, emotional reactivity to stress, and mood and anxiety disorders across the life course. *Depression and Anxiety, 27*(12), 1087-1094.
- <https://doi.org/10.1002/da.20762>
- Morey, L. C. (1991). *Personality assessment inventory*. Psychological Assessment Resources.
- <https://doi.org/10.1037/t03903-000>
- Mousavi Asl, E., Mohammadian, Y., Gharraee, B., Khanjani, S., & Pazouki, A. (2020). Assessment of the emotional reactivity through the positive and negative emotions: The psychometric properties of the persian version of the Perth Emotional Reactivity Scale. *Iranian Journal of Psychiatry and Behavioral Sciences, 14*(2), 1-8.
- <https://doi.org/10.5812/ijpbs.98057>
- Muthén, L.K. & Muthén, B.O. (2012). *Mplus user's guide(7th edition)*. Muth'en & Muth'en.
- <https://www.statmodel.com/ugexcerpts.shtml>
- Nock, M. K., Wedig, M. M., Holmberg, E. B., & Hooley, J. M. (2008). The emotion reactivity scale: development, evaluation, and relation to self-injurious thoughts and behaviors. *Behavior Therapy, 39*(2), 107-116.
- <https://doi.org/10.1016/j.beth.2007.05.005>
- Oliver, M. N., & Simons, J. S. (2004). The affective lability scales: Development of a short-form measure. *Personality and Individual Differences, 37*(6), 1279-1288.
- <https://doi.org/10.1016/j.paid.2003.12.013>
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement, 1*(3), 385-401.
- <https://doi.org/10.1177/014662167700100306>
- Rosenthal, M. Z., Gratz, K. L., Kosson, D. S., Cheavens, J. S., Lejuez, C. W., & Lynch, T. R. (2008). Borderline personality disorder and emotional responding: A review of the research literature. *Clinical Psychology Review, 28*(1), 75-91.
- <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2007.04.001>
- Sansone, R. A., Wiederman, M. W., & Sansone, L.

- A. (1998). The self harm inventory (SHI): Development of a scale for identifying self destructive behaviors and borderline personality disorder. *Journal of Clinical Psychology, 54*(7), 973-983.
[https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1097-4679\(199811\)54:7<973::AID-JCLP11>3.0.CO;2-H](https://doi.org/10.1002/(SICI)1097-4679(199811)54:7<973::AID-JCLP11>3.0.CO;2-H)
- Selby, E. A., & Joiner Jr, T. E. (2009). Cascades of emotion: The emergence of borderline personality disorder from emotional and behavioral dysregulation. *Review of General Psychology, 13*(3), 219-229.
<https://doi.org/10.1037/a0015687>
- Sheppes, G., Suri, G., & Gross, J. J. (2015). Emotion regulation and psychopathology. *Annual Review of Clinical Psychology, 11*, 379-405.
<https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032814-112739>
- Stratta, P., Tempesta, D., Bonanni, R. L., de Cataldo, S., & Rossi, A. (2014). Emotional reactivity in bipolar depressed patients. *Journal of Clinical Psychology, 70*(9), 860-865.
<https://doi.org/10.1002/jclp.22072>
- Tull, M. T., Weiss, N. H., Adams, C. E., & Gratz, K. L. (2012). The contribution of emotion regulation difficulties to risky sexual behavior within a sample of patients in residential substance abuse treatment. *Addictive Behaviors, 37*(10), 1084-1092.
<https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2012.05.001>
- Watson, D. (2002). Positive affectivity: The disposition to experience pleasurable emotional states. *Handbook of Positive Psychology*. Oxford University Press. 106-119.
<https://psycnet.apa.org/record/2002-02382-008>
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: the PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology, 54*(6), 1063-1070.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>
- 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)
- Whiteside, S. P., Lynam, D. R., Miller, J. D., & Reynolds, S. K. (2005). Validation of the UPPS impulsive behaviour scale: A four factor model of impulsivity. *European Journal of Personality, 19*(7), 559-574.
<https://doi.org/10.1002/per.556>
- Williams, G. E., & Uliaszek, A. A. (2019). Emotion vulnerability in the context of positively valenced stimuli: Associations with borderline personality disorder symptom severity. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 41*(3), 436-446.
<https://link.springer.com/article/10.1007/s10862-019-09730-5>
- Yu, C. Y. (2002). *Evaluating cutoff criteria of model fit indices for latent variable models with binary and continuous outcomes*. University of California, Los Angeles.
<http://www.statmodel.com/download/Yudissertation.pdf>
- Zapolski, T. C., Cyders, M. A., & Smith, G. T. (2009). Positive urgency predicts illegal drug

use and risky sexual behavior. *Psychology of Addictive Behaviors*, 23(2), 348-354.
<https://doi.org/10.1037/a0014684>

원고접수일 : 2023. 02. 22.
수정원고접수일 : 2023. 05. 01.
게재확정일 : 2023. 05. 04.

Validation of the Korean Perth Emotional Reactivity Scale*

Jooyean Heo¹⁾

Seong-Hoon Hwang^{2)†}

¹⁾Department of Counseling and Clinical Psychology, Hanyang Cyber University, M.A.

²⁾Department of Counseling Psychology, Hanyang Cyber University, Professor

Emotional reactivity(ER) refers to the trait of being sensitive, strong, and persistent in response to emotional stimuli. In relation to emotional disorders, the dysfunctional aspect of negative ER has drawn attention and studies have recently been conducted to identify the characteristics of positive ER. This study aimed to validate the Korean Perth Emotional Reactivity Scale(K-PERS), which measures positive and negative ER. A total of 1,109 cyber university students from three samples (A = 400, B = 348, and C = 361), participated in online surveys composed of the K-PERS, ERS, PAI-BOR, BSDS, ISS, CES-D, ALS-SF, UPPS-P, and SHI. Confirmatory and exploratory factor analyses were conducted to identify the factor structure of the K-PERS. Positive PERS showed a three-factor structure of endogenous, exogenous, and enthusiastic reactivity, while negative PERS appeared as a single-factor structure. Convergent validity was supported by the positive and negative PERS scores, showing correlations in the directions predicted by the ERS. Negative PERS scores were positively correlated with borderline personality, bipolar symptoms, depression, positive and negative urgency, affective lability, and self-harm behavior, confirming concurrent validity. Positive PERS showed positive correlations with present bipolar symptoms. However, it did not show correlations with borderline personality, affective lability, or positive urgency, and showed negative correlations with negative urgency and self-harm, suggesting that positive ER might be closer to a resource variable than vulnerability. The K-PERS showed good internal consistency and test-retest reliability. Finally, we discussed the mutually distinct characteristics of positive and negative ER and presented the limitations of the current study and directions for future research.

Key words : Korean version of Perth emotional reactivity scale, positive emotional reactivity, negative emotional reactivity, confirmatory factor analysis, exploratory structural equation modeling

* This study is based on the first author's master's thesis and was presented at 2020 Spring Conference of the Korean Clinical Psychology Association.

† Corresponding Author : Seong-Hoon Hwang / Department of Counseling Psychology, Hanyang Cyber University
220 Wangsimni-ro, Seongdong-gu, Seoul, 04763, Republic of Korea / E-mail: thinkgrey@hanmail.net

부 록

부록 1. K-PERS의 6요인 모형에 대한 확인적 요인분석의 적합도

모형	$\chi^2(df)$	CFI	TLI	RMSEA (90% CI)	WRMR
6요인	2978.90 ^{***} (390)	.85	.83	0.13 (0.13~0.13)	2.60

주. CI = confidence Interval.

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

부록 2. 긍정 PERS 하위척도에 대한 고유치, 누적분산비율 및 평행분석 결과

요인수	분산비율	누적 분산비율	경험자료의 고유치 분산	무선자료의 고유치 분산
1	0.52	0.52	58.65	15.16
2	0.09	0.61	9.79	13.76
3	0.07	0.68	7.08	12.65
4	0.05	0.73	4.44	11.39
5	0.04	0.77	3.30	10.30

부록 3. 긍정 PERS의 요인수에 따른 적합도 지수

요인수	$\chi^2(df)$	$\Delta\chi^2(\Delta df)$	RMSEA(90% CI)	CFI	TLI	SRMR
1	692.35 ^{***} (90)		0.13 (0.12~0.14)	0.91	0.90	0.07
2	386.87 ^{***} (76)	305.47(14)	0.10 (0.09~0.11)	0.95	0.94	0.05
3	187.29 ^{***} (63)	199.58(13)	0.07 (0.06~0.08)	0.98	0.97	0.03
4	108.08 ^{***} (51)	79.21(12)	0.05 (0.04~0.07)	0.99	0.98	0.02

주. CI = Confidence Interval

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

부록 4. 긍정 PERS의 3, 4 요인 구조의 형태계수행렬

문항	공통분	3요인 모형			4요인 모형			
		요인1	요인2	요인3	요인1	요인2	요인3	요인4
1	0.52	0.33*	0.44*	0.01	0.28	0.50*	-0.01	-0.31*
3	0.55	0.57*	0.27*	-0.04	0.61*	0.20	-0.03	0.13
5	0.56	0.68*	-0.04	0.27*	0.68*	-0.02	0.25*	-0.16
7	0.52	0.79*	-0.01	-0.06	0.81*	-0.05	-0.07	-0.04
9	0.54	0.61*	0.19*	0.01	0.70*	0.09	0.00	0.29*
11	0.59	0.42*	0.27*	0.27*	0.42*	0.29*	0.26*	-0.01
13	0.50	0.04	0.09	0.71*	0.02	0.19	0.67*	-0.06
15	0.47	0.37*	-0.02	0.52*	0.41*	-0.03	0.52*	0.19*
17	0.69	0.58*	0.080	0.42*	0.58*	0.11	0.39*	-0.02
19	0.68	0.14	0.75*	0.01	0.06	0.84*	-0.01	-0.20
21	0.64	0.19*	0.70*	-0.02	0.19	0.67*	-0.00	0.25*
23	0.52	-0.03	0.23*	0.65*	-0.05	0.31	0.62*	0.03
25	0.66	-0.04	0.88*	0.02	-0.05	0.85*	0.06	0.05
27	0.45	0.01	0.62*	0.12	-0.01	0.62*	0.13*	0.00
29	0.60	0.60*	0.03	0.35*	0.61*	0.04	0.33*	0.00

주. .32를 넘는 요인부하는 굵은 글씨로 표시함.

* $p < .05$.

부록 5. 긍정 PERS의 목표회전과 ESEM 모형에 따른 적합도 지수

	$\chi^2(df)$	$\Delta\chi^2(\Delta df)$	RMSEA(90% CI)	CFI	TLI	WRMR
목표회전	187.29*** (63)		0.07 (0.06~0.08)	0.98	0.97	0.65
ESEM	157.86*** (62)	29.43(1)	0.06 (0.05~0.07)	0.99	0.98	0.59

주. CI = Confidence Interval; ESEM = 1번과 19번에 공분산을 부여함.

*** $p < .001$.

부록 6. 부정 PERS에 대한 고유치, 누적분산비율 및 평행분석 결과

요인수	분산비율	누적 분산비율	경험자료의 고유치 분산	무선자료의 고유치 분산
1	0.67	0.67	71.33*	15.39
2	0.05	0.71	4.83	13.79
3	0.04	0.76	4.41	12.52
4	0.05	0.80	3.81	11.31
5	0.03	0.83	3.14	10.27

* $p < .05$.

부록 7. 부정 PERS의 요인수에 따른 적합도 지수

요인수	$\chi^2(df)$	$\Delta\chi^2(\Delta df)$	RMSEA(90% CI)	CFI	TLI	SRMR
1	497.72***(90)		0.11 (0.10~0.12)	0.97	0.97	0.04
2	452.18***(76)	45.55(14)	0.11 (0.101~0.12)	0.98	0.97	0.03
3	344.43***(63)	107.75(13)	0.11 (0.10~0.12)	0.98	0.97	0.03
4	225.69***(51)	118.74(12)	0.09 (0.08~0.11)	0.99	0.98	0.02
5	120.26***(40)	105.43(11)	0.07 (0.06~0.09)	1.00	0.99	0.01

주. CI = Confidence Interval.

*** $p < .001$.

부록 8. 부정 PERS의 모형별 요인형태계수행렬

문항	공통분	1요인 모형			3요인 모형			5요인 모형				
		요인1	요인1	요인2	요인3	요인1	요인2	요인3	요인4	요인5		
2	0.630	0.766*	0.679*	0.300*	0.093*	0.003	0.335*	0.481*	-0.003	0.146		
4	0.742	0.818*	0.852*	-0.011	-0.317*	0.922*	-0.019	0.076	-0.070	0.050		
6	0.677	0.804*	0.758*	0.226*	-0.148*	0.413*	0.040	0.389*	0.042	0.130		
8	0.673	0.778*	0.659*	0.460*	0.005	0.044	0.038	0.682*	0.221	-0.012		
10	0.707	0.800*	0.828*	-0.043	-0.181*	0.637*	0.206	0.050	0.049	-0.086		
12	0.685	0.809*	0.785*	0.107*	-0.020	0.028	-0.002	0.112	0.630*	0.345*		
14	0.688	0.789*	0.735*	0.214*	-0.009	0.005	-0.007	0.376*	0.627*	-0.037		
16	0.647	0.777*	0.784*	0.015	-0.091*	0.294*	0.027	-0.009	0.598*	0.000		
18	0.768	0.861*	0.849*	0.057	0.004	-0.017	0.031	-0.021	0.716*	0.555*		
20	0.677	0.797*	0.770*	0.028	0.237*	-0.011	0.808*	0.104	0.009	-0.119		
22	0.789	0.885*	0.925*	-0.172*	0.104	0.317*	0.755*	-0.157*	0.016	-0.027		
24	0.529	0.677*	0.662*	0.039	0.089	0.091	0.471*	0.067	-0.030	0.238*		
26	0.734	0.836*	0.818*	-0.035	0.363*	-0.141	0.986*	0.010	-0.005	0.020		
28	0.580	0.744*	0.773*	-0.089*	-0.020	0.373*	0.414*	-0.056	0.046	0.043		
30	0.786	0.885*	0.873*	0.002	0.167*	0.072	0.688*	0.040	0.067	0.147		

주. .32를 넘는 요인부하는 굵은 글씨로 표시함.

* $p < .05$.

부록 9. 부정 PERS의 ESEM 모형에 따른 적합도 지수

모형	$\chi^2(df)$	$\Delta\chi^2(\Delta df)$	RMSEA(90% CI)	CFI	TLI	WRMR
탐색적 요인분석	497.72 ^{***} (90)		0.11 (0.10~0.12)	0.97	0.97	1.26
ESEM1	462.23 ^{***} (89)	35.50(1)	0.10 (0.09~0.11)	0.98	0.97	1.20
ESEM2	423.48 ^{***} (88)	38.75(1)	0.10 (0.09~0.11)	0.98	0.97	1.13
ESEM3	392.12 ^{***} (87)	31.36(1)	0.09 (0.08~0.10)	0.98	0.98	1.08

주. CI = Confidence Interval; ESEM1 = 12번과 18번의 공분산 부여; ESEM2 = 4번과 10번의 공분산 부여; ESEM 3 = 2번과 8번의 공분산 부여.

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

부록 10. K-PERS와 ERS의 상관계수

	PERS	긍정 PERS				부정 PERS	ERS
		전체	내생성	외생성	열렬성		
PERS	-	.53 ^{**}	.35 ^{**}	.54 ^{**}	.63 ^{**}	.80 ^{**}	.74 ^{**}
긍정 PERS		-	.94 ^{**}	.88 ^{**}	.76 ^{**}	-.09	.04
내생성			-	.77 ^{**}	.57 ^{**}	-.26 ^{**}	-.12 [*]
외생성				-	.57 ^{**}	0.01	.12 [*]
열렬성					-	.20 ^{**}	.27 ^{**}
부정 PERS						-	.84 ^{**}
ERS							-
평균	93.11	50.23	23.24	18.24	9.39	42.88	31.88
표준편차	15.10	9.12	4.80	3.14	2.28	12.86	18.86

주. PERS = Perth Emotional Reactivity Scale; ERS = Emotional Reactivity Scale.

^{*} $p < .05$. ^{**} $p < .01$.

부록 11. K-PERS와 PAI-BOR, BSDS, CES-D, ISS의, ALS-SF 상관계수

	PERS	긍정 PERS				부정 PERS	PAI-BOR ^a	BSDS	CES-D	ISS 활성화	ALS-SF
		전체	내생성	외생성	열렬성						
PERS	-	.53**	.35**	.54**	.63**	.80**	.61**	.51**	.18**	.46**	.63**
긍정 PERS		-	.94**	.88**	.76**	-.09	.00	.04	-.16**	.16**	.06
내생성			-	.77**	.57**	-.26**	-.014*	-.10	-.21**	.07	-.08
외생성				-	.57**	.01	0.05	.11*	-.14*	.15**	.12*
열렬성					-	.20**	0.23**	.22**	-.03	.28**	.25**
부정 PERS						-	0.73**	.57**	.36**	.42**	.70**
BSDS							-	-	.23**	.42**	.66**
CES-D								-	.54**	.31**	
ISS 활성화									-	.59**	
ALS-SF										-	
평균	93.11	50.23	23.24	18.24	9.39	42.88	47.07	8.88	13.63	50.57	32.53
표준편차	15.10	9.12	4.80	3.14	2.28	12.86	11.20	6.00	7.04	18.16	11.55

주. PERS = Perth Emotional Reactivity Scale; PAI-BOR = Personality Assessment Inventory-Borderline Features Scale; BSDS = Bipolar Spectrum Diagnostic Scale; CES-D = Center for Epidemiologic Studies Depression Scale; ISS = Internal State Scale.; ALS-SF = Affective Liability Scale-Short Form;

^aPERS와 PAI-BOR간의 상관은 추가 표집 B(N = 348)에서 계산한 값임.

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

부록 12. K-PERS와 긍정 및 부정 긴급성, 그리고 자해행동의 상관계수 (N = 361)

	PERS	긍정 PERS				부정 PERS	긍정 긴급성	부정 긴급성	SHI
		전체	내생성	외생성	열렬성				
PERS	-	.47**	.29**	.45**	.56**	.78**	.29**	.32**	.14**
긍정 PERS		-	.92**	.86**	.72**	-.18**	-.07	-.17**	-.23**
내생성			-	.69**	.51**	-.33**	-.14**	-.26**	-.27**
외생성				-	.48**	-.11*	-.06	-.13*	-.21**
열렬성					-	.12*	.12*	.06	-.05
부정 PERS						-	.37**	.47**	.32**
긍정 긴급성							-	.71**	.39**
부정 긴급성								-	.43**
SHI									-
평균	96.38	50.97	22.88	18.48	9.61	45.41	26.59	26.26	22.01
표준편차	13.66	8.68	4.61	3.18	2.35	12.25	8.07	6.11	3.26

주. PERS = Perth Emotional Reactivity Scale; SHI = Self-Harm Inventory.

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