

# 한국판 Perth 정서 조절 능력 척도(K-PERCI)의 타당화 연구<sup>†</sup>

송 수 현

전북대학교 심리학과 석사과정

서 장 원\*

전북대학교 심리학과 교수

정서 조절 능력은 심리적 문제들과 밀접한 관련을 맺고 있는 중요한 변인으로 다양한 측정 도구들이 개발되어 있다. 다만 기존 척도들은 내용의 타당성이나 포함성 측면에서 한계가 있었다. 이러한 한계를 보완하기 위해 개발된 Perth 정서 조절 능력 척도(Perth Emotion Regulation Competency Inventory [PERCI])는 긍정 정서와 부정 정서 조절 능력을 포함적으로 평가하는 유력한 도구이다. 본 연구에서는 한국판 PERCI(K-PERCI)와 다양한 심리 평가 도구를 함께 사용하여 국내 만 19세 이상 성인 809명을 대상으로 신뢰도 및 타당도 분석을 수행하였다. 분석 결과, 내적 일치도는 양호한 수준으로 나타났으며, 수렴 타당도와 변별 타당도도 대부분의 하위요인에서 적절한 수준으로 나타났다. 일부 하위요인에서 예상과 다른 양상을 보였으나, 이에 대한 해석과 가능성을 논의에서 제시하였다. 확인적 요인분석 결과, 고차 구조가 적용되지 않은 8 요인 모델이 가장 적합한 것으로 확인되었으며, 연령에 따른 다집단 분석을 통해 측정동일성이 유지되는 것을 확인하였다. 중다회귀분석 결과, 한국판 PERCI의 하위 요인들이 우울, 불안, 스트레스 수준을 유의하게 예측하는 것으로 나타났다. 이는 한국판 PERCI가 정서 조절 능력을 타당하게 평가하는 도구임을 시사한다.

주요어: 한국판 Perth 정서 조절 능력 척도(K-PERCI), 정서 조절, 부정 정서, 긍정 정서, 타당화

\* 본 연구는 한국연구재단 4단계 BK21사업(전북대학교 심리학과)의 지원을 받아 연구되었음(No. 419999071 4213).

† 고신저자(Corresponding author): 서장원, (54896) 전주시 덕진구 백제대로 567 전북대학교 심리학과 교수,  
Tel: 063-270-2927, E-mail: jwseo@jbnu.ac.kr

Gross(1998)는 정서의 생성 과정을 상황-주의-평가-반응의 네 단계로 구분하였으며, 이를 기반으로 정서 생성 과정의 여러 지점에서 개입해 정서를 조절하는 과정을 설명하는 정서 조절의 과정 모델(process model of emotion regulation)을 제안하였다. 정서 조절의 과정 모델에서는 정서 생성 과정의 네 단계에서 조절 활동이 나타날 수 있다고 가정하며, 각각을 상황 선택, 상황 수정, 주의 배치, 인지 변화, 반응 조절의 개념으로 포착한다. 상황 선택(situation selection)이란 상황 단계 전에 사용되는 전략으로 정서를 유발하는 상황에 접근하거나 회피하는 것을 의미한다. 상황 수정(situation modification)은 상황 단계에 사용되는 전략으로 상황을 직접적으로 변화시키는 조치를 취하는 것을 말한다. 주의 배치(attentional deployment)는 주의 단계에서 사용되는 전략이며, 주의를 특정 대상에 기울이거나 돌리는 전략이다. 인지 변화(cognitive change)는 평가 단계에 사용되는 전략으로 상황에 대한 평가를 수정하는 것을 말한다. 반응 조절(response modulation)이란 반응 단계에서 사용되는 전략으로, 정서 반응의 경험적, 행동적, 생리적 요소에 직접적인 영향을 미치는 것이다.

Gross(2015)는 이러한 정서 조절 전략이 어떻게 선택되는지, 언제 정서 조절이 시작되고 중단되는지 등의 질문에 답하기 위하여 정서 조절의 확장된 과정 모델(extended process model of emotion regulation)을 제안하였다. 이 모델에 따르면, 정서 조절은 가치 평가 시스템(valuation system)의 작동을 통해 이루어진다. 가치 평가란 주관적으로 좋은 것과 나쁜 것을 구별하는 것을 말한다. 원하는 목표와 실제가 불일치할 때, 이 불

일치를 해소하기 위한 행동 충동이 발생한다. 예컨대, 편안한 상태를 원하는데 긴장이 높은 경우에는 긴장을 나쁜 것으로 평가하게 되고, 긴장을 낮추기 위해 심호흡을 하려는 행동 충동이 생긴다. 이때 목표와 실제의 차이가 일정 기준 이하가 되면 행동 충동이 생기지 않고 가치 평가 시스템이 비활성화된다.

확장된 과정 모델에서는 가치 평가 시스템을 크게 정서를 생성하는 가치 평가 시스템인 1단계 가치 평가 시스템과 1단계 가치 평가 시스템이 생성한 정서가 좋은지 나쁜지를 다시 평가하는 상위 가치 평가 시스템인 2단계 가치 평가 시스템으로 구분한다. 즉, 정서 조절이란 2단계 가치 평가 시스템이 1단계 가치 평가 시스템을 평가하고, 이를 부정적으로 평가하였을 때 1단계 가치 평가 시스템을 수정하려는 목표를 활성화하는 것을 의미한다. 이러한 개념화를 기반으로 Gross(2015)는 정서 조절을 “전개되는 정서 반응을 수정하기 위한 목표의 활성화”로 정의하였다. 이를 토대로 Preece 등(2018a)은 정서 조절 능력을 (1)경험적, (2)행동적, (3)생리적 반응에 대하여 정서를 성공적으로 수정하는 능력, (4)정서를 수정 할 필요가 있는 시점을 판단하는 능력으로 정의하였다.

정서 조절 능력은 우울, 불안 등 여러 정신 질환과 관련이 있어 임상적으로 중요한 요소로 여겨진다(American Psychiatric Association, 2022). 주요우울장애와 정서 조절의 관계에 대한 메타 연구에 따르면, 현재 및 관해된 주요우울장애를 가진 사람들은 우울증을 앓은 적 없는 사람들에 비해 정서 조절에 어려움을 겪는다(Visted et al., 2018). 이러한 정서 조절의 어려움은 우울 증상이

개선되더라도 계속될 수 있고, 우울증 재발의 원인이 될 수 있다(Visted et al., 2018). 섭식장애 증상 또한 부적응적 정서 조절 전략과 정적 상관 관계를 나타내고, 적응적 정서 조절 전략과는 부적 상관관계가 있는 것으로 확인되었으며(Prefit et al., 2019), 불안장애로 진단되는 환자들도 정서 조절 양상이 부적응적인 것으로 나타났다(Cisler et al., 2010).

정서 조절 능력을 측정하는 기존의 13개의 측정 도구는 8개의 과정 척도(process measure)와 5개의 역량 척도(competence measure)로 분류할 수 있다(Preece et al., 2018a). 과정 척도는 어떤 정서 조절 전략을 사용한다고 생각하는지를 평가하는 척도이다. 이 척도는 개인이 선호하거나 반복적으로 사용하는 다양한 정서 조절 전략의 경험성과 패턴을 쉽게 파악할 수 있다는 장점이 있다(Garnefski et al., 2001; Gross & John, 2003). 그러나 사람들은 다양한 정서 조절 전략을 사용하며(Aldao et al., 2015), 전략의 적절성은 전략이 사용되는 맥락에 따라 달라지기 때문에 하나의 척도로 평가하기에 한계가 있다(Bonanno & Burton, 2013). 역량 척도는 특정 전략보다는 정서를 성공적으로 조절할 수 있는지에 대한 개인의 신념을 평가한다. 전략의 효과는 상황적 맥락에 따라 달라지기 때문에 정서 조절 전략을 유연하게 사용할 수 있어야 하므로(Aldao et al., 2015), 정서 조절 능력을 평가하기에 역량 척도가 더 적합하다고 볼 수 있다(Preece et al., 2018a). 역량 척도로는 Generalized Expectancies for Negative Mood Regulation Scale (NMR; Catarizaro & Mearns, 1990), Trait Meta-Mood Scale (TMMS; Salovey et al., 1995), Difficulties in Emotion

Regulation Scale (DERS; Gratz & Roemer, 2004), Difficulties in Emotion Regulation Scale–Positive (DERS-positive; Weiss et al., 2015), Revised Regulatory Emotional Self-Efficacy Scale (r-RESE; Zou et al., 2019)를 제시하였다. 하지만 기존의 역량 척도들은 부정 또는 긍정 정서만을 평가하거나, 감정표현불능증과 관련된 문항을 포함하는 등의 문제가 있었다(Preece et al., 2018a). 예컨대 기존의 역량 척도 중 NMR, TMMS, DERS는 부정 정서만, DERS-positive는 긍정 정서만 평가할 수 있는 문항으로 구성되어 있었다. r-RESE는 부정 정서와 긍정 정서를 모두 평가할 수 있으나 정서 조절 구조의 네 가지 구성 요소 중 절반인 경험적, 행동적 요소만 평가하며, 하위 척도들이 정서 조절 능력의 전반적인 지표로서 종합 점수로 산출되도록 설계되지 않았다(Zou et al., 2019). 이러한 한계들을 보완하기 위해 Preece 등(2018a)은 부정 정서 조절과 긍정 정서 조절을 모두 포괄하여 정서 조절 능력 전반을 평가할 수 있는 도구를 개발하였으며, 이는 정서 조절 능력에 대하여 보다 강력한 측정치를 제공할 수 있을 것이다.

Perth 정서 조절 능력 척도(Perth Emotion Regulation Competency Inventory [PERCI])는 확장된 과정 모델을 기반으로 설계된 자기보고식 정서 조절 능력 측정 도구이다. PERCI는 네 가지 정서 조절 구성 요소 중 생리적 부분을 제외한 세 가지의 구성 요소(경험적, 행동적 반응에 대하여 정서를 성공적으로 수정하는 능력, 정서를 수정할 필요가 있는 시점을 판단하는 능력)를 평가할 수 있으며, 부정 정서와 긍정 정서에 대하여 4개의 하위 척도씩 총 8개의 하위 척도로 이루어

져 있다. 즉, 각 정서 유형별로 통제 경험 (controlling experience), 활성화 행동(activating behavior), 억제 행동(inhibiting behavior), 정서 용인(tolerating emotions) 하위 척도가 있으며, 각 하위 척도는 각각 4개의 문항으로 구성되어 있다. 여기에서 통제 경험은 정서의 경험적 발현을 조절하는 것을 평가한다. 부정 정서 하위 척도는 부정 정서를 하향 조절하는 능력, 긍정 정서 하위 척도는 긍정 정서를 상향 조절하는 능력을 측정한다. 활성화 행동과 억제 행동은 정서의 행동 표현 조절의 어려움을 평가하는 하위 척도이다. 활성화 행동 하위 척도는 정서를 경험할 때 우세하지 않은 행동 반응 경향을 활성화하는 능력을 측정하며, 억제 행동은 정서를 경험할 때 지배적인 행동 경향을 억제하는 능력을 측정한다. 정서 용인은 정서를 수정할 필요가 있는 시점을 판단하는데 어려움을 측정하기 위한 척도로, 정서를 인내하지 못해 과도하거나 부적절하게 조절 목표를 활성화할 가능성이 있는 정도를 평가한다. PERCI의 각 문항은 1점(전혀 그렇지 않다)에서 7점(매우 그렇다)까지 7점 리커트 척도로 구성되어 있으며, 세 가지의 종합 점수를 산출하여 사용할 수 있다. 네 가지의 부정 정서 하위 척도를 합한 부정 정서 조절 점수(16개 문항)와 네 가지의 긍정 정서 하위 척도를 합한 긍정 정서 조절 점수(16개 문항), 8개 하위 척도의 모든 문항을 합해 부정 및 긍정 정서 조절 점수를 합산한 일반 정서 조절 점수(32개 문항)를 구할 수 있다. 원척도인 PERCI는 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )가 하위 요인 .84-.94, 종합 점수 .92-.95로 우수한 수준이었으며, 관련 척도들과의 상관을 확인하여 타당도가 입증되었다.

본 연구에서는 국내 성인들을 대상으로 한국판 Perth 정서 조절 능력 척도의 타당화 연구를 진행하고자 했다. 이를 위해 만 19세 이상의 성인들을 대상으로 한국판 PERCI(K-PERCI)의 문항을 포함한 설문 조사를 실시하였으며, 신뢰도와 수렴 및 변별 타당도, 요인 구조를 확인하였다. 또한 PERCI의 모든 연령대에서의 적용 가능성을 확인하기 위하여 연령에 따른 측정동일성을 검증하였다. 연령집단 간의 PERCI의 요인 구조가 동일한지 검토하는 것은 척도의 폭넓은 활용을 위해서도 중요하다. 이에 따라 본 연구에서는 연령에 따른 요인 구조가 동일하게 나타날 것이라는 가정 하에, 다집단 분석을 실시하였다. 원판에서는 정서 조절 전략에서의 개인차, 감정표현불능증, 우울, 불안, 스트레스, 성인애착 정도와의 상관을 살펴보았다. 본 연구에서는 여기에 더해 기존의 정서 조절 능력 측정 도구들과의 상관을 확인하기 위해 정서조절곤란, 긍정 정서조절곤란 척도를 사용하였다. 또한 변별 타당도를 확인하기 위하여 저자가 제안한 5요인 성격 특성과의 관계를 확인하였으며, 한국판 DERS와 낮은 상관이 나타났던 것으로 드러나는 불안 증상에 대한 두려움과의 관계를 추가로 탐색하였다(조용래, 2007).

## 방법

### 참여자

본 연구에서는 설문조사 업체에서 관리하는 패널들 중 자발적으로 연구 참여에 동의한 국내 만 19세 이상의 성인 880명을 연구 대상자로 선정하였다. 참여자를 모집하여 약 15분 길이의 온라인

설문조사를 통해 자료 수집을 진행하였으며, 참여자들은 현금으로 교환 가능한 소정의 적립금을 참여 보상으로 제공받았다.

구조방정식의 경우에 표본 크기가 200 이상이면 바람직하다고 볼 수 있다(Kline, 2005). 측정 불변성을 확인하기 위하여 연구 대상자가 연령대 별로 네 집단이 필요하였으며, 이에 따라 최소 표본 크기를 800으로 판단하였다. 또한 탈락자 비율을 감안해 10%의 표본 수를 추가하여 880명을 대상으로 조사를 진행하였다. 수집한 데이터는 마할라노비스의 거리를 사용해 유의수준 .001을 기준으로 이상치를 제거하여 최종적으로 809명을 대상으로 분석을 진행하였다. 참여자의 성별은 남성 409명(50.6%), 여성 400명(49.4%), 평균 연령은 48.9세( $SD=15.1$ )였으며, 연령대는 19~34세 193명(23.9%), 35~49세 200명(24.7%), 50~64세 210명(26.0%), 65세 이상 206명(25.5%)이었다. 학력은 대졸이 65.9%로 가장 많았고, 고졸 20.9%, 대학원 졸 11.7%로 뒤를 이었다. 참여자의 거주 지역은 서울이 30.4%로 가장 많았으며, 경기도 26.7%, 부산 5.9%, 인천 4.8% 순서로 많았다. 직업은 사무직이 26.2%로 가장 높았고, 전업주부 16.1%, 무직 13.0%, 전문/관리직 12.4%가 뒤를 이었다. 본 연구는 전북대학교 생명윤리심의위원회의 승인을 받아 진행되었다(IRB No. 2024-06-043-001).

## 측정도구

**Perth 정서 조절 능력 척도(Perth Emotion Regulation Competency Inventory [PERCI]).** PERCI는 부정 정서 조절 능력과 긍정 정서 조절 능력을 함께 측정하여 정서 조절 능력의 전반을

평가하는 Preece 등(2018a)이 개발한 자기보고식 척도이다. PERCI는 부정적-통제 경험, 부정적-억제 행동, 부정적-활성화 행동, 부정적-정서 용인, 긍정적-통제 경험, 긍정적-억제 행동, 긍정적-활성화 행동, 긍정적-정서 용인의 8개 하위 요인을 측정한다. K-PERCI는 32문항으로 이루어진 7점 Likert 척도(1: 전혀 그렇지 않다 7: 매우 그렇다)로, 점수가 높을수록 정서 조절 어려움의 수준이 높음을 나타낸다.

**정서조절곤란 척도-16(Difficulties in Emotion Regulation Scale-16 [DERS-16]).** 정서조절곤란을 측정하기 위해 Gratz와 Roemer (2004)가 개발하고 조용래(2007)가 타당화한 DERS를 사용하였다. DERS의 전체 문항 중 Bjureberg 등(2016)이 개발한 단축형인 DERS-16에 해당하는 문항들을 골라 사용하였다. DERS-16은 정서적 명료성의 부족, 목표지향행동 수행의 어려움, 충동 통제 곤란, 정서조절전략에 대한 접근 제한, 정서에 대한 비수용성의 5개 하위 척도로 구성되어 있으며, 16문항으로 이루어진 5점 Likert 척도(1: 전혀 그렇지 않다 5: 매우 많이 그렇다)이다. 점수가 높을수록 정서조절곤란의 정도가 큼을 의미한다. 본 연구에서 DERS-16의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .95로 나타났다.

**긍정 정서조절곤란 척도(Difficulties in Emotion Regulation Scale-positive [DERS-positive]).** 긍정 정서조절곤란을 측정하기 위해 Weiss 등(2015)이 개발하고 최형광(2023)이 타당화한 긍정 정서조절곤란 척도를 사용하였다. DERS-positive는 수용의 어려움, 목표지향적 활

동의 곤란, 충동통제의 어려움의 세 가지 하위 척도로 구성되어 있으며, 13문항으로 이루어진 5점 Likert 척도(1: 거의 그렇지 않다 5: 거의 항상 그렇다)이다. 척도 점수가 높을수록 긍정 정서조절 곤란의 정도가 크다는 것을 의미한다. 본 연구에서 DERS-positive의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .96으로 나타났다.

**감정 조절 질문지 단축형 (Emotion Regulation Questionnaire–Short Form [ERQ-S]).** 정서조절 전략에서의 개인차를 측정하기 위해 Gross와 John(2003)이 개발하고 손재민(2005)이 타당화한 감정 조절 질문지를 사용하였으며, 전체 문항 중 Preece, Petrova 등(2023)이 개발한 단축형인 ERQ-S에 해당하는 문항들을 골라 사용하였다. ERQ-S는 인지적 재해석, 정서표현 억제의 두 하위 척도로 구성되어 있으며, 6문항으로 이루어진 7점 Likert 척도(1: 전혀 아니다 7: 아주 그렇다)로 평정한다. 점수가 높을수록 해당 정서 조절 전략 경향성이 높음을 의미한다. 본 연구에서 ERQ-S의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .81로 나타났다.

**Perth 감정표현불능증 척도 단축형(Perth Alexithymia Questionnaire–Short Form [PAQ-S]).** 감정표현불능증을 측정하기 위해 Preece 등(2018b)이 개발하고 조예진(2024)이 타당화한 Perth 감정표현불능증 척도를 사용하였다. 전체 문항 중 Preece, Mehta 등(2023)이 개발한 단축형인 PAQ-S에 해당하는 문항들을 골라 사용하였다. PAQ-S는 감정 인식의 어려움, 감정 묘사의 어려움, 외부 지향적 사고의 세 하위 요인으로

구성되어 있으며, 6문항으로 이루어진 5점 Likert 척도(1: 전혀 그렇지 않다 5: 매우 그렇다)이다. 점수가 높을수록 감정표현불능증의 수준이 심하다는 것을 의미한다. 본 연구에서 PAQ-S의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .88로 나타났다.

**한국어 개정판 친밀관계경험 척도(Korean version of the Experiences in Close Relationships Questionnaire-Revised 14 [ECRR-K 14]).** 성인애착 정도를 측정하기 위해 Fraley 등(2000)가 개발하고 김성현(2004)이 타당화한 한국어 개정판 친밀관계경험 척도에 대하여 윤혜림 등(2017)이 개발한 ECRR-K 단축형을 사용했다. ECRR-K 14는 불안과 회피의 두 가지 하위 요인으로 구성되어 있으며, 14문항으로 이루어진 7점 Likert 척도(1: 전혀 아니다 7: 아주 그렇다)로 평정한다. 점수가 높을수록 각 성인애착 유형의 정도가 강함을 의미한다. 본 연구에서 ECRR-K 14의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .91로 나타났다.

**우울, 불안, 스트레스 척도-12(Depression Anxiety Stress Scale-12 [DASS-12]).** 우울, 불안, 스트레스를 측정하기 위해 Osman 등(2012)이 제안하고 Lee 등(2019)이 타당화한 우울, 불안, 스트레스 척도의 단축형인 DASS-12를 사용하였다. DASS-12는 우울, 불안, 스트레스의 세 하위 요인으로 구성되어 있고, 12문항으로 이루어진 4점 Likert 척도(0: 전혀 해당되지 않음 3: 매우 많이 또는 거의 대부분 해당됨)로 평정한다. 점수가 높을수록 우울, 불안, 스트레스의 수준이 높은 것으로 해석된다. 본 연구에서 DASS-12의 내적 일

치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .92로 나타났다.

**간편형 한국어 성격 5요인 척도(Big Five Inventory-15 [BFI-15]).** 5요인 성격 특성을 측정하기 위해 John과 Srivastava(1999)가 개발하고 김지현 등(2011)이 축약 및 타당화한 간편형 한국어 BFI를 사용하였다. BFI-15는 신경증, 외향성, 개방성, 성실성, 친화성의 5개 하위 요인으로 나뉜다. 총 15문항으로 구성된 5점 Likert 척도(1: 전혀 그렇지 않음 5: 항상 그런 편)로 구성되어 있으며, 점수가 높을수록 각 성격 특성의 수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서 하위 척도의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 각 .79, .69, .81, .82, .72로 나타났다.

**불안민감도 지수 확장형(The Expanded Anxiety Sensitivity Index [ASI-R]).** 개인의 불안민감성 및 그 하위차원들을 측정하기 위해 Taylor와 Cox(1998)가 개발하고 김지혜 등(2004)이 타당화한 불안민감도 지수 확장형을 사용하였다. 전체 36문항 중 ‘겉으로 드러나는 불안 증상에 대한 두려움’에 해당하는 7문항만을 골라 사용하였다. 5점 Likert 척도(0: 전혀 그렇지 않다 4: 매우 그렇다)로 평가하며, 점수가 높을수록 겉으로 드러나는 불안 증상에 대한 두려움의 수준이 높다고 판단할 수 있다. 본 연구에서 ASI-R ‘겉으로 드러나는 불안 증상에 대한 두려움’의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .81로 나타났다.

## 연구 절차

먼저 PERCI 척도의 한국판 번역에 관하여 척

도를 개발한 원저자인 David A Preece의 허가를 받아 연구를 진행하였다. 일차적으로 제1저자가 척도를 번역 및 역번역하였다. 한국어와 영어에 모두 능통한 이중언어자가 이를 검토하고, 연구자가 피드백을 바탕으로 번역을 보완하여 한국어 번안본 초안을 작성하였다. 이를 임상심리학 전문가가 검수하여 일부 번역을 수정한 후 한국판 PERCI의 번안을 최종적으로 완성하였다.

## 자료 분석

JAMOVI 2.6.17를 사용하여 기술통계분석을 진행하였으며, 한국판 PERCI의 신뢰도를 확인하기 위하여 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )를 산출하였다. 그 후 수렴 및 변별 타당도를 확인하기 위하여 척도 간의 상관관계 분석을 실시하였고, 측정 도구로는 DERS-16, DERS-positive, ERQ-S, PAQ-S, ECRR-K 14, DASS-12, BFI-15, ASI-R를 사용하였다. 또한 3개의 중다회귀분석을 실시하여 한국판 PERCI가 우울, 불안, 스트레스 수준을 예측할 수 있는지 확인하였다.

다음으로 AMOS 21을 사용하여 원저자가 제안한 7개의 모형(그림 1)을 바탕으로 확인적 요인분석을 진행하였다. 또한 연구 참여자의 연령을 만 19-34세, 35-49세, 50-64세, 65세 이상의 네 집단으로 나누어 연령에 따른 측정동일성을 확인하였다.

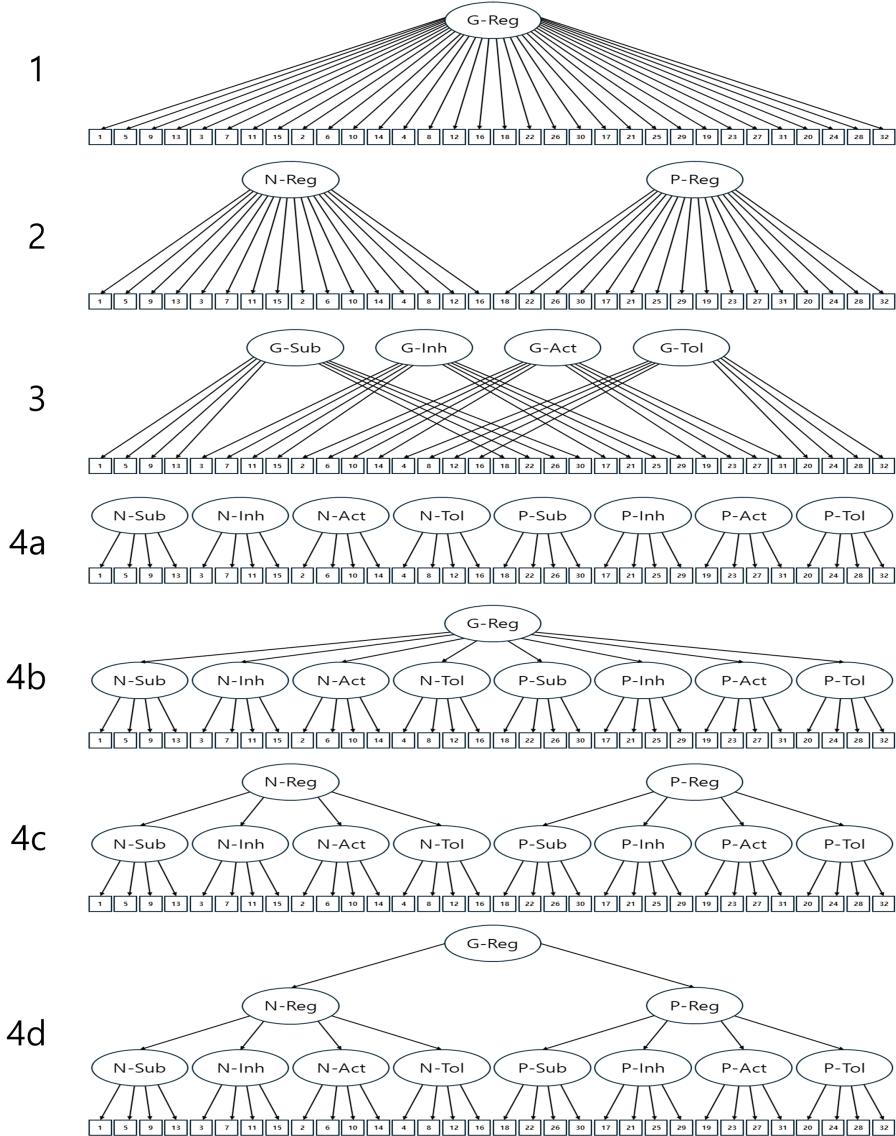


그림 1. 확인적 요인분석 경쟁 모델

주. G=일반 정서; N=부정 정서; P=긍정 정서; Reg=조절; Sub=통제 경험; Inh=억제 행동; Act=활성화 행동; Tol=정서 용인.

4a 모형은 모든 잠재변수 간 공분산이 가정되었으나, 생략하여 제시함.

## 결과

### 내적 일치도

한국판 PERCI의 내적 일치도를 확인하기 위하여 Cronbach's alpha 계수를 산출하였다. 그 결과, 8개 하위 척도의 Cronbach's alpha 계수는 .77(부정적-정서 용인)에서 .91(긍정적-정서 용인)로 나타나 내적 일치도가 양호한 것으로 확인되었다. 부정 정서 조절 능력과 긍정 정서 조절 능력의 내적 일치도는 각각 .94, .95로 나타났다. 전체 척도의 내적 일치도 또한 .96으로 나타나, 한국판 PERCI의 내적 일치도는 양호한 수준인 것으로 확인되었다.

### 요인 구조

Preece 등(2018a)이 제안한 7가지 모델을 대상으로 확인적 요인분석을 실시하였으며, 그 결과를 표 1과 표 2에 제시하였다. 확인적 요인분석 결과, 1요인 모델(모델 1)은 가장 낮은 적합도를 보였다.

부정 정서 조절과 긍정 정서 조절의 2개 요인을 사용한 모델(모델 2)과 부정 정서와 긍정 정서로 구분하지 않고 통제 경험, 억제 행동, 활성화 행동, 정서 용인의 4개 요인으로 나눈 모델(모델 3)은 1요인 모델에 비해서는 나은 적합도를 보였으나, 여전히 낮은 적합도가 나타났다. 8개의 하위 요인 구조를 기반으로 한 모델(4a, 4c, 4d)에서 가장 나은 적합도를 보였으며, 그중에서도 고차 구조가 적용되지 않은 8요인 모델인 4a 모델이 가장 높은 적합도를 보였다. 이 결과는 원판과 일본판의 모형 적합도가 4a 모델에서 가장 좋은 결과가 나타난 것과 일치한다(Preece et al., 2018a; Tsujimoto et al., 2022). 4a 모델의 적합도 지수에 대하여 원판은 CFI=.944, TLI=.937, RMSEA=.058 (90% CI=.051, .064), 일본판은 CFI=.896, TLI=.881, RMSEA=.068 (90% CI=.064, .073), SRMR=.064로, 본 연구의 적합도 지수는 일본판과 유사한 수준이다. 4a 모델의 적합도에서 CFI와 TLI는 기준을 약간 밀돌았으나, SRMR과 RMSEA는 양호하게 나타나 전반적으로 수용 가능한 수준인 것으로 나타났다. 한편, 두 개의 2차

표 1. 모형적합도(N=809)

모델	$\chi^2(df)$	CFI	TLI	RMSEA(90% CI)	SRMR	AIC
1	7116.806(464)	.661	.638	.133(.130, .136)	.118	7308.806
2	3515.837(463)	.845	.833	.090(.088, .093)	.079	3709.837
3	6399.311(458)	.697	.672	.127(.124, .129)	.127	6603.311
4a	2479.098(436)	.896	.882	.076(.073, .079)	.059	2727.098
4b	4308.957(456)	.804	.787	.102(.099, .105)	.121	4516.957
4c	2829.028(455)	.879	.868	.080(.078, .083)	.075	3039.028
4d	2829.028(455)	.879	.868	.080(.078, .083)	.075	3039.028

주. CFI=Comparative Fit Index; TLI=Tucker Lewis Index; RMSEA=Root Mean Square Error of Approximation; SRMR=Standardized Root Mean Square Residual; AIC=Akaike Information Criterion.

표 2. 요인부하량(4a)

항목/요인	<i>M</i>	<i>SD</i>	표준화된 요인 부하량
<b>부정적-통제 경험(<math>\alpha=.85</math>)</b>	13.80	4.57	
1-나는 기분이 나쁠 때(불쾌한 감정을 느낄 때), 무엇을 해야 기분이 나아지는지 모른다.	3.51	1.40	.65
5-나는 기분이 나쁠 때, 내 기분을 바꿀 수 없다.	3.34	1.38	.78
9-나는 기분이 나쁠 때, 그 기분을 없앨 수 있는 방법(예: 활동이나 기술)이 별로 없다.	3.55	1.38	.75
13-나는 기분이 나쁠 때, 그 기분의 강도와 지속시간을 조절할 수 없다.	3.44	1.37	.83
<b>부정적-활성화 행동(<math>\alpha=.85</math>)</b>	15.10	4.67	
2-나는 기분이 나쁠 때, 그 감정으로 인해 하던 일을 멈추게 된다.	4.25	1.32	.64
6-나는 기분이 나쁠 때, 해야 할 일을 끝낼 수 없다.	3.48	1.49	.80
10-나는 기분이 나쁠 때, 중요한 일을 할 수 있는 동기가 생기지 않는다.(일, 집안일, 학업 등)	3.92	1.41	.75
14-나는 기분이 나쁠 때, 어떤 일도 마무리하기 어렵다.	3.41	1.42	.85
<b>부정적-억제 행동(<math>\alpha=.85</math>)</b>	12.50	4.96	
3-나는 기분이 나쁠 때, 바보 같은 짓을 한다.	3.47	1.48	.68
7-나는 기분이 나쁠 때, 내 행동을 통제하지 못한다.	3.07	1.48	.83
11-나는 기분이 나쁠 때, 내 행동을 제어하기 어렵다.	3.24	1.46	.85
15-나는 기분이 나쁠 때, 위험한 일을 하고 싶은 강한 충동을 느낀다.	2.71	1.56	.71
<b>부정적-정서 용인(<math>\alpha=.77</math>)</b>	14.00	4.30	
4-나는 기분이 나쁠 때, 어떤 대가를 치러서라도 그 기분을 없애야 한다고 믿는다.	3.37	1.46	.62
8-나는 기분이 나쁠 때, 그 기분을 그대로 둘 수 없다.	3.65	1.40	.64
12-나는 기분이 나쁠 때, 그 기분을 완전히 없애려고 노력해야만 한다.	3.85	1.34	.56
16-나는 기분이 나쁠 때, 그 감정들은 받아들여질 수 없다고 믿는다.	3.17	1.39	.79
<b>부정적-합계(<math>\alpha=.94</math>)</b>	55.40	16.40	
<b>긍정적-통제 경험(<math>\alpha=.83</math>)</b>	11.80	4.29	
18-나는 기분이 좋을 때, 그 기분을 더 강하게 만들 수 있는 방법(예: 활동이나 기술)이 별로 없다.	3.62	1.28	.55
22-나는 즐거운 감정을 느끼기 위해 무엇을 해야 하는지 모른다.	2.91	1.34	.78
26-나는 기분이 좋을 때, 그 기분을 유지할지 없앨지를 조절할 수 없다.	2.49	1.30	.80
30-나는 기분이 좋을 때, 그 기분을 유지할 유용한 방법이 없다.	2.76	1.37	.81
<b>긍정적-활성화 행동(<math>\alpha=.90</math>)</b>	9.92	4.49	
19-나는 기분이 좋을 때, 내가 해야 할 일을 끝내기 어렵다.	2.65	1.27	.78
23-나는 기분이 좋을 때, 내 책임(일, 집안일, 학업 등)을 소홀히 한다.	2.49	1.31	.79
27-나는 기분이 좋을 때, 내 중요한 일(일이나 학업 등)에 집중하기 어렵다.	2.56	1.32	.82
31-나는 기분이 좋을 때, 어떤 일도 마무리하기 어렵다.	2.22	1.25	.90
<b>긍정적-억제 행동(<math>\alpha=.84</math>)</b>	9.95	4.39	
17-나는 기분이 좋을 때(즐거운 감정을 느낄 때), 바보 같은 짓을 한다.	3.26	1.44	.53

21-나는 기분이 좋을 때, 내 행동을 통제하지 못한다.	2.48	1.31	.82
25-나는 기분이 좋을 때, 위험한 행동을 하고 싶은 강한 충동을 느낀다.	1.99	1.29	.80
29-나는 기분이 좋을 때, 내 행동을 통제할 수 없다.	2.22	1.27	.88
<b>긍정적-정서 용인(<math>\alpha=.91</math>)</b>	8.73	4.66	
20-나는 기분이 좋을 때, 한편으로는 그 감정이 싫다.	2.32	1.37	.80
24-나는 기분이 좋을 때, 그 감정들을 느끼는 걸 용납할 수 없다.	2.13	1.30	.88
28-나는 기분이 좋을 때, 그 기분이 받아들여지지 않는다고 믿는다.	2.30	1.28	.87
32-나는 기분이 좋을 때, 그 기분을 없애야 한다고 생각한다.	1.99	1.28	.86
<b>긍정적-합계(<math>\alpha=.95</math>)</b>	40.40	16.00	
<b>전체-합계(<math>\alpha=.96</math>)</b>	95.80	29.20	

주. 모든 문항의 요인부하량은 통계적으로 유의함( $p<.001$ ).

요인이 일반 정서 조절 능력에 부하되는 4d 모델은 4a 다음으로 높은 적합도 지수를 나타냈다. 4d의 CFI와 TLI가 기준을 약간 밀돌았지만, RMSEA는 수용 가능한 경계 수준에 해당하며 (Browne & Cudeck, 1993), SRMR은 양호한 수준으로 나타났다. 따라서 4d 모형이 주모형인 4a에 비해 상대적으로 낮은 적합도를 보였으나, 이론적 구조와 실용성 측면에서 종합 점수 활용을 위한 보조 모델로 사용 가능하다고 판단하였다. 모든 문항의 요인 부하량은 .53-.90으로 의도한 하위 요인에 잘 부하되었다.

### 연령에 따른 측정동일성 검증

한국판 PERCI의 연령에 따른 측정동일성 정도를 확인하기 위해 4a 모형이 네 집단에서 자료에 부합하는지 검증하였으며, 그 결과를 표 3에 제시하였다. 측정동일성 여부는  $\Delta\text{CFI}$  .01 이하 (Cheung & Rensvold, 2002),  $\Delta\text{RMSEA}$  .015 이하(Chen, 2007)의 기준을 적용하여 판단하였다. 만 19-34세, 35-49세, 50-64세, 65세 이상의 4개 연령집단으로 나누어 다집단 분석을 실시하였으

며, 각 집단의 대상자 수는 193명, 200명, 210명, 206명으로 구성되었다. 먼저 형태 동일성 검증을 통해 네 집단의 측정모형이 같은지 확인하였다. 그 결과,  $\chi^2(1744)=4137.779$ ,  $p<.001$ ; TLI=.860; CFI=.877; RMSEA=.041; SRMR=.068로 나타나 적합도 지수가 수용 가능한 수준으로 나타났다. RMSEA의 경우에 확인적 요인분석에서의 결과보다 좋은 값이 나타났다. 그러나 RMSEA는 자유도에 민감하게 반응하며, 다른 적합도 지수를 함께 고려하여 종합적으로 판단해야 할 필요가 있다(Kenny et al., 2015).

형태 동일성을 확인한 후 요인부하량 동일성 검증을 통해 집단 간의 요인 적재치가 동일한지 확인하였다. 요인부하량 동일성을 검증한 결과, 형태 동일성 모형과 요인부하량 동일성 모형의  $\chi^2$  차이가  $\Delta\chi^2(72, N=809)=83.145$ ,  $p=.174$ 로 통계적으로 유의미한 차이를 보이지 않았다. 두 모형 간의 적합도 지수 차이는  $\Delta\text{CFI}=.001$ ,  $\Delta\text{TLI}=.005$ ,  $\Delta\text{RMSEA}=.000$ 로 요인부하량 모형의 적합도 지수가 형태 동일성의 적합도 지수에 비해 나빠지지 않았으므로 요인부하량 동일성은 성립되었다. 이는 한국판 PERCI는 연령에 따른 네 집단의 요

인부하량이 동일함을 의미한다.

다음으로 절편 동일성 검증을 통해 각 측정변수의 절편이 집단 간에 동일한지 확인하였다. 이를 검증한 결과, 요인부하량 동일성 모형과 절편 동일성 모형의  $\chi^2$  차이가 유의하므로( $\Delta\chi^2(96, N=809)=220.178, p<.001$ ), 절편 동일성이 기각되었다고 볼 수 있다. 그러나 이는 표본 크기의 영향을 많이 받아 표본 크기가 커질수록 모형을 쉽게 기각한다는 문제점이 있어, TLI와 RMSEA를 살펴보았다. TLI와 RMSEA는 모형의 간명성을 고

려하는 지수이다. 따라서 절편 동일성 제약을 가한 모형의 적합도 지수가 측정 동일성 제약을 가한 모형의 적합도 지수가 비교했을 때, 나빠지지 않았다면 동일성 제약은 기각되지 않는다(김주환 외, 2006; 홍세희 외, 2005). 이를 고려했을 때, 적합도 차이는 미미하므로( $\Delta\text{TLI}=.000, \Delta\text{CFI}=-.006, \Delta\text{RMSEA}=.000, \Delta\text{SRMR}=.002$ ), 절편 동일성은 성립되었다. 이는 연령에 따른 네 집단에서 측정 도구와 절편이 동일한 방식으로 작동하고 있음을 보여준다.

표 3. 측정동일성 검증 결과

측정동일성 형태	모형적합도 검증						모형비교 검증		
	$\chi^2$	df	TLI	CFI	RMSEA	SRMR	$\Delta\chi^2$	p-value	$\Delta\text{CFI}$
형태동일성	4137.779	1744	.860	.877	.041	.068			
요인부하량동일성	4220.924	1816	.865	.876	.041	.075	83.145	.174	-.001
절편동일성	4441.102	1912	.865	.870	.041	.077	220.178	<.001	-.006
요인분산동일성	4491.420	1936	.865	.869	.040	.080	50.318	.001	-.001

주. CFI=Comparative Fit Index; TLI=Tucker Lewis Index; RMSEA=Root Mean Square Error of Approximation; SRMR=Standardized Root Mean Square Residual.

표 4. K-PERCI 하위요인에 대한 연령집단 간 잠재평균 차이 분석

척도	19-34세	35-49세	50-64세	65세 이상	19-34 & 35-49			19-34 & 50-64			19-34 & 65		
					효과크기(d)	효과크기(d)	효과크기(d)	효과크기(d)	효과크기(d)	효과크기(d)	효과크기(d)	효과크기(d)	효과크기(d)
N-Sub	0	0.056	-0.220	-0.433***	.0042			-0.165			-0.324		
N-Act	0	-0.029	-0.349**	-0.500***		-0.019		-0.231			-0.331		
N-Inh	0	-0.034	-0.401***	-0.585***		-0.027		-0.314			-0.458		
N-Tol	0	-0.117	-0.364**	-0.408***		-0.094		-0.291			-0.326		
P-Sub	0	0.091	-0.267*	-0.492***		0.073		-0.214			-0.395		
P-Act	0	-0.055	-0.553***	-0.607***		-0.043		-0.431			-0.473		
P-Inh	0	-0.015	-0.521***	-0.570***		-0.012		-0.404			-0.442		
P-Tol	0	-0.007	-0.369**	-0.322**		-0.006		-0.296			-0.258		

주. N-Sub=부정적-통제 경험; N-Act=부정적-활성화 행동; N-Inh=부정적-억제 행동; N-Tol=부정적-정서 용인; P-Sub=긍정적-통제 경험; P-Act=긍정적-활성화 행동; P-Inh=긍정적-억제 행동; P-Tol=긍정적-정서 용인.

35-49세, 50-64세, 65세 이상 셀에 기재된 통계치는 기준집단(19-34세)과 해당 연령집단 간의 잠재평균 차이를 나타냄.

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

본 연구에서는 만 19~34세의 잠재평균을 0으로 고정했을 때, 나머지 세 집단의 잠재평균값을 추정하여 잠재평균분석을 실시하였다. 잠재평균분석 결과, 나이가 많아질수록 잠재평균이 점진적으로 감소하는 경향이 나타났다. 먼저 만 19~34세 집단과 만 35~49세 집단 간에는 유의미한 차이가 나타나지 않았다. 추정된 만 19~34세 집단과 50~64세 집단의 잠재 변수의 평균 차이는 -0.553에서 -0.220로 50~64세 집단이 19~34세 집단보다 낮았다. 잠재평균의 차이를 확인하기 위해 효과크기 (Cohen's d)를 살펴본 결과, 효과크기가 부정적-통제 경험을 제외하고 -0.431에서 -0.214로 중간 수준으로 나타났다. 만 65세 이상 집단의 추정된 평균 차이는 -0.607에서 -0.322로 65세 이상 집단이 19~34세 집단보다 낮았다. 효과크기는 -0.473

에서 -0.258로 나타났다. 이는 연령 증가에 따라 정서조절곤란이 감소하고 부적응적 정서조절방략의 사용이 감소하며 적응적 정서조절방략 사용이 증가한다는 이지영(2012)의 연구 결과와도 일치한다. 자세한 잠재평균분석 결과는 표 4에 제시하였다.

## 구성 및 준거 타당도

한국판 PERCI의 일반 정서 조절 능력은 DERS-16의 정서적 명료성의 부족, 목표지향행동 수행의 어려움, 충동 통제 곤란, 정서조절전략에 대한 접근 제한, 정서에 대한 비수용성의 다섯 가지 하위 요인 및 DERS-positive의 하위 요인인 충동통제의 어려움, 수용의 어려움, 목표지향적 활

표 5. 상관분석 결과(N=809)

	부정 정서 조절				긍정 정서 조절				
	Sub	Act	Inh	Tol	Sub	Act	Inh	Tol	
DERS-16	.66***	.66***	.72***	.61***	.59***	.55***	.57***	.54***	
DERS-P	.37***	.29***	.46***	.34***	.53***	.72***	.71***	.76***	
ERQ-S	-.12***	-.13**	-.11**	.00	-.03	-.04	-.01	-.03	
PAQ-S	.51***	.38***	.48***	.37***	.60***	.51***	.50***	.55***	
ECRR-K 14	.38***	.26***	.36***	.31***	.40***	.37***	.39***	.39***	
DASS-12	.52***	.43***	.56***	.45***	.49***	.49***	.51***	.53***	
N	.51***	.42***	.46***	.36***	.43***	.27***	.30***	.29***	
E	-.08*	-.04	.04	.05	-.08*	.11**	.11**	.11**	
BFI-15	O	-.18***	-.13***	-.064	.004	-.14***	-.038	.017	.014
C	-.31***	-.24***	-.30***	-.15***	-.32***	-.37***	-.35***	-.33***	
A	-.22**	-.19***	-.18***	-.11**	-.20**	-.18***	-.14***	-.16***	
ASI-R	.43***	.38***	.43***	.45***	.32***	.27***	.28***	.29***	

주. Sub=통제 경험; Act=활성화 행동; Inh=억제 행동; Tol=정서 용인; DERS-16=정서조절곤란 척도-16; DERS-P=긍정 정서조절곤란 척도; ERQ-S=감정 조절 질문지 단축형; PAQ-S=Perth 감정표현불능증 질문지 단축형; ECRR-K 14=한국어 개정판 친밀관계경험 척도; DASS-12=우울, 불안, 스트레스 척도-12; BFI-15=간편형 한국어 성격 5요인 척도; N=신경증; E=외향성; O=개방성; C=성실성; A=친화성; ASI-R=불안민감도 지수 확장형, ASI-R '겉으로 드러나는 불안 증상에 대한 두려움'의 문항만 사용하였음.

\*p<.05. \*\*p<.01. \*\*\*p<.001.

동의 곤란과 모두 높은 상관을 보였다. 한편, ERQ-S의 인지적 재해석이나 정서표현 억제와의 상관관계는 약한 것으로 확인되었다. PAQ-S의 감정 묘사의 어려움, 감정 인식의 어려움, 외부 지향적 사고 모두 높은 상관이 나타났으며,

ECRR-K 14의 불안, 회피 모두 높은 상관을 보였다. 또한 DASS-12의 우울, 불안, 스트레스 모두 높은 상관이 나타났다. 한국판 PERCI의 일반 정서 조절 능력과 BFI-15의 하위 요인 간 상관관계를 살펴본 결과, 신경증, 성실성, 친화성은 상관이

표 6. PERCI 하위요인의 DASS-12 우울, 불안, 스트레스에 대한 중다회귀분석 결과

종속변수	독립변수	B	SE	$\beta$	t	F	$R^2$ (adj. $R^2$ )
우울	(상수)	-1.158	0.270		-4.280***		
	N-Sub	0.097	0.029	0.184	3.369***		
	N-Act	-0.009	0.026	-0.018	-0.344		
	N-Inh	0.095	0.027	0.196	3.455***		
	N-Tol	0.026	0.024	0.046	1.072	55.500***	.357 (.350)
	P-Sub	0.077	0.027	0.138	2.844**		
	P-Act	-0.043	0.033	-0.080	-1.305		
	P-Inh	-0.024	0.033	-0.044	-0.720		
	P-Tol	0.147	0.028	0.286	5.193***		
불안	(상수)	-0.652	0.272		-2.398*		
	N-Sub	0.088	0.029	0.170	3.040**		
	N-Act	-0.066	0.027	-0.130	-2.472*		
	N-Inh	0.081	0.028	0.171	2.951**		
	N-Tol	0.025	0.024	0.045	1.020	48.500***	.327 (.320)
	P-Sub	-0.036	0.027	-0.066	-1.319		
	P-Act	-0.018	0.033	-0.033	-0.533		
	P-Inh	0.054	0.033	0.101	1.623		
	P-Tol	0.190	0.028	0.376	6.689***		
스트레스	(상수)	-1.011	0.260		-3.895***		
	N-Sub	0.069	0.028	0.135	2.504*		
	N-Act	0.005	0.025	0.010	0.185		
	N-Inh	0.147	0.026	0.311	5.600***		
	N-Tol	0.026	0.023	0.049	1.146	61.200***	.380 (.374)
	P-Sub	0.024	0.026	0.043	0.911		
	P-Act	-0.032	0.031	-0.062	-1.034		
	P-Inh	0.057	0.032	0.107	1.793		
	P-Tol	0.067	0.027	0.133	2.465*		

주. N-Sub=부정적-통제 경험; N-Act=부정적-활성화 행동; N-Inh=부정적-억제 행동; N-Tol=부정적-정서 용인; P-Sub=긍정적-통제 경험; P-Act=긍정적-활성화 행동; P-Inh=긍정적-억제 행동; P-Tol=긍정적-정서 용인.

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

높았으며, 개방성은 상관이 낮았다. 외향성은 상관이 나타나지 않았다. 한국판 PERCI의 자세한 상관분석 결과는 표 5에 제시하였다.

한국판 PERCI의 하위요인 부정적-통제 경험, 부정적-활성화 행동, 부정적-억제 행동, 부정적-정서 용인, 긍정적-통제 경험, 긍정적-활성화 행동, 긍정적-억제 행동, 긍정적-정서 요인을 독립 변수로 설정하고, DASS-12의 우울, 불안, 스트레스 변수를 예측 변수로 설정하여 3개의 중다회귀분석을 실시하였다. 한국판 PERCI의 8개 하위 척도는 DASS-12 우울, 불안, 스트레스 점수의 각각 35.7%, 32.7%, 38%의 변량을 설명하였다(우울 ( $R^2=.357$ ,  $F[8, 800]=55.5$ ,  $p<.001$ ), 불안( $R^2=.327$ ,  $F[8, 800]=48.5$ ,  $p<.001$ ), 스트레스( $R^2=.380$ ,  $F[8, 800]=61.2$ ,  $p<.001$ )). 부정적-통제 경험( $\beta=.135-.184$ ), 부정적-억제 행동( $\beta=.171-.311$ ), 긍정적-정서 용인( $\beta=.133-.376$ )은 우울, 불안, 스트레스를 유의하게 예측하였다( $p<.05$ ). 또한 부정적-활성화 행동( $\beta=-.130$ )은 불안을 유의하게 예측하는 요인이었으며( $p<.05$ ), 긍정적-통제 경험( $\beta=.138$ )은 우울을 유의하게 예측하는 것으로 나타났다( $p<.01$ ). 자세한 중다회귀분석 결과는 표 6에 제시하였다.

## 논 의

본 연구에서는 정서 조절 능력을 측정하는 도구로서 국내 성인을 대상으로 한국판 Perth 정서 조절 능력 척도의 신뢰도와 타당도를 검토하였다. Cronbach's alpha를 통한 신뢰도 분석과 타당도를 검증하기 위한 상관관계 분석을 실시하였으며, 요인 구조를 탐색하기 위해 확인적 요인분석을 진

행하였다. 이때 원판에서 타당도 검증을 위해 사용한 측정도구인 감정 조절 질문지, 우울, 불안, 스트레스 척도, 친밀관계경험 척도, Perth 감정표현불능증 척도에 더해, 정서조절곤란 척도, 긍정정서조절곤란 척도, 성격 5요인 척도, 불안민감도 지수 확장형과의 상관관계를 추가로 확인하였다. 또한 연구 대상자를 연령에 따라 네 집단으로 나누어 연령대에 따른 측정동일성 검증도 함께 진행하였다.

확인적 요인분석 결과, 고차 구조가 적용되지 않은 8요인 모델인 4a 모델에서 가장 우수한 적합도가 나타났다. 또한 8요인 모델이자 두 개의 2차 요인이 일반 정서 조절 능력에 부하된 4d 모델은 보조적으로 활용할 수 있는 수준의 모델 적합도를 보였다. 따라서 부정 정서 조절 능력, 긍정 정서 조절 능력, 일반 정서 조절 능력의 세 가지 종합 점수를 활용할 수 있을 것으로 파악되었다. 하지만 본 연구에서 K-PERCI의 모형 적합도는 원판에 비해 낮은 결과를 보였다. K-PERCI의 모형 적합도와 일본판 PERCI 연구에서의 모형 적합도가 유사한 값이 나타난 것으로 볼 때, 문화적 차이가 영향을 미친 것으로 추측할 수 있다 (Tsujimoto et al., 2022). 서구 문화권은 긍정 정서를 최대화하는 것을 선호하지만, 동양 문화권은 정서를 조절하는 것을 중요시하는 경향이 있다 (Ford & Mauss, 2015). 또한, 정서 표현 억제가 부정 정서와 연결되는 정도는 문화적 가치에 따라 조절되어, 동양 문화권보다 서양 문화권에서 자기방어적 목표 및 부정 정서와 관련성이 더 강하게 나타난다(Butler et al., 2007). 이러한 문화적 차이로 인해 정서 조절 능력을 측정하는 문항이 다르게 해석되었을 가능성이 있다. 아울러, 같은

정서 용어도 문화적 맥락에 따라 다른 의미를 가질 수 있어(Mesquita & Frijda, 1992), 원관과 모형 적합도의 차이가 발생했을 수 있다. 또한 원관의 경우, 온라인 상에서 여러 경로를 통해 연구 대상자를 모집하고 표본의 약 1/4이 대학생을 대상으로 한 것과 달리, 본 연구에서는 표본을 모두 설문조사 업체를 통해 모집하였으며 사무직, 전업 주부 순으로 높게 나타났다. 이와 같은 연구 대상자의 특성 차이가 모형 적합도 차이에 영향을 미쳤을 가능성이 있다.

신뢰도 분석에서는 내적 일치도가 모두 양호한 수준으로 나타났다. 연령에 따른 측정동일성을 확인한 결과, 네 집단에서 형태 동일성, 요인부하량 동일성, 절편 동일성이 성립된 것으로 나타났다. 잠재평균분석 결과에서는 나이가 많아질수록 잠재평균이 점진적으로 감소하는 경향을 보였다. 이는 연령이 증가할수록 정서조절곤란이 감소하고, 부적응적 정서조절방략 사용이 감소하며 적응적 정서조절방략 사용이 증가한다는 이지영(2012)의 연구 결과와 일치하였다.

마지막으로 다른 변인들과의 관계를 검토한 결과, PERCI의 하위 요인과 DERS-16, DERS-P, PAQ-S, ECRR-K 14, DASS-12, BFI-15의 신경증, 성실성, 친화성, ASI-R의 곁으로 드러나는 불안 증상에 대한 두려움 요인이 높은 상관을 보였다. 반면, ERQ-S의 인지적 재평가, 정서표현 억제, BFI-15의 외향성, 개방성은 상관이 낮았다. 또한 한국판 PERCI의 하위요인은 DASS-12의 우울, 불안, 스트레스 점수를 유의하게 예측하는 것으로 나타났다. ERQ의 경우, 원관에서는 상관이 유의미했던 것으로 볼 때 문화적인 신념 차이가 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 일본판 PERCI 타

당화 연구에서도 ERQ의 정서표현 억제 척도와 PERCI 종합 점수 간에 상관관계가 나타나지 않았는데, Tsujimoto 등(2022)은 이것을 문화적 가치관 차이에서 기인하였을 가능성을 제안하였다. Butler 등(2007)에 따르면 서양은 정서표현 억제가 자기방어적 목표 및 부정적인 정서와 관련이 있었으나, 아시아는 이러한 관련성이 덜했다. 또한 정서 조절 전략 중 재평가는 정신 병리와 관련성이 약한 경향을 보였다(Aldao et al., 2010). Aldao 등(2010)에 따르면 재평가는 우울과 불안에서 작은 수준에서 중간 수준, 섭식과 물질에서는 작은 수준의 효과 크기가 나타났다. 이러한 점을 고려 할 때, ERQ의 인지적 재평가가 K-PERCI의 하위 요인들과 낮은 상관관계가 나타난 것은 타당한 결과로 해석될 수 있다. 다음으로 선행 연구에 따르면, ASI-R의 곁으로 드러나는 불안 증상에 대한 두려움은 Beck의 불안척도(Beck Anxiety Inventory), Beck의 우울척도(Beck Depression Inventory), Spielberger의 상태-특성 불안 척도(State-Trait Anxiety Inventory)의 특성불안 하위 요인과 유의미한 정적 상관관계를 보였다(김지혜 외, 2004). 이러한 점에서 볼 때, ASI-R의 곁으로 드러나는 불안 증상에 대한 두려움이 PERCI의 하위요인들과 높은 상관관계를 보인 본 연구의 결과는 선행 연구와 같은 맥락을 가진다.

한국판 PERCI는 긍정 및 부정 정서 조절 능력을 모두 포괄하여 정서 조절 능력 전반을 평가할 수 있는 척도로, 국내의 정서 조절 관련 연구에 기여할 수 있다는 점에서 의의가 있다. 예를 들어, 확장된 과정 모델에 기반한 정서 조절 연구뿐만 아니라, 정서 조절의 구성 요소 간의 상대적 중요성을 파악하는 연구, 정서 조절 능력과 정신 병리

간의 관계를 탐색하는 연구 등에도 유용하게 활용할 수 있을 것이다. 또한 한국판 PERCI는 치료 개입 전후에 정서 조절 능력의 측정을 통하여 치료 개입의 효과를 보다 정확하게 확인할 수 있다는 점에서 다양한 현장에서도 도움이 될 수 있을 것으로 보인다.

본 연구의 제한점은 다음과 같다. 첫째, 한국판 PERCI는 생리적 지표를 측정하기 위한 문항이 포함되어 있지 않기 때문에, 생리적 지표를 측정하는 데에는 어려움이 있다. 따라서 생리적 지표에 대해 추가적인 유효성을 확인하기 위한 연구가 필요하다. 둘째, 본 연구는 임상군이나 청소년을 대상으로 진행되지 않아 이들을 대상으로 한 후속 연구가 필요하다. 셋째, 본 연구에서는 온라인 시스템을 통해 자료를 수집하였다. 따라서 연구 대상자들이 상대적으로 주의를 기울이지 않고 설문에 응할 가능성이 있으며, 인터넷에 익숙한 집단일 가능성이 높다. 이러한 온라인 참여의 한계를 보완하기 위해 오프라인 자료 수집을 포함한 후속 연구가 필요하다. 넷째, 본 연구는 검사-재검사 신뢰도를 확인하지 않았기 때문에 추가적인 검증이 필요하다.

한국판 PERCI는 신뢰도, 타당도를 검토한 결과, 정서 조절 능력을 측정하기에 적합한 자기보고식 측정 도구로 나타났다. 본 연구 결과에 따르면, 한국판 PERCI는 정서 조절과 관련한 국내 연구와 임상 현장에 기여할 수 있을 것으로 보인다.

## 참 고 문 헌

김성현 (2004). 친밀 관계 경험 검사 개정판 타당화 연구 [석사학위논문, 서울대학교 대학원]. <https://doi.org/10.23170/snu.000000055059.11032.0000731>

- 김주환, 김은주, 홍세희 (2006). 한국 남녀 중학생 집단에서 자기결정성이 학업성취도에 주는 영향. *교육심리연구*, 20(1), 243-264.
- 김지현, 김복환, 하문선 (2011). 간편형 한국어 BFI(Big Five Inventory) 타당화 연구. *인간이해*, 32(1), 47-65.
- 김지혜, 유범희, 오강섭, 양종철, 김율리, 이소영, 임영진 (2004). 한국어 확장판 불안 민감도 지수의 타당화 연구. *신경정신의학*, 43(1), 54-61.
- 손재민 (2005). 정서조절 방략 사용에서의 개인차 [석사학위논문, 서울대학교 대학원]. <https://doi.org/10.23170/snu.000000050455.11032.0000687>
- 윤혜림, 이원기, 배금예, 이상원, 우정민, 원승희 (2017). 한국어 개정판 친밀관계경험 척도의 단축형 개발. *대한불안의학회지*, 13(2), 115-122. <https://doi.org/10.24986/anxmod.2017.13.2.115>
- 이지영 (2012). 연령증가에 따른 정서조절의 차이: 청소년기와 성인기를 대상으로. *한국심리학회지 일반*, 31(3), 783-808.
- 조예진 (2024). 정서반응성과 감정표현불능증이 우울을 매개로 신체화에 미치는 영향 [박사학위논문, 중앙대학교 대학원]. <https://doi.org/10.23169/cau.000000240231.11052.0000581>
- 조용래 (2007). 정서조절곤란의 평가: 한국판 척도의 심리측정적 속성. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 26(4), 1015-1038. <http://doi.org/10.15842/kjcp.2007.26.4.012>
- 최형광 (2023). 한국판 긍정 정서조절곤란 척도 타당화 연구 [석사학위논문, 아주대학교 대학원]. <http://www.dcollection.net/handler/ajou/000000032500>
- 홍세희, 황매향, 이은설 (2005). 청소년용 여성 진로장벽 척도의 잠재평균분석. *교육심리연구*, 19(4), 1159-1177.
- Aldao, A., Nolen-Hoeksema, S., & Schweizer, S. (2010). Emotion-regulation strategies across psychopathology: A meta-analytic review. *Clinical Psychology Review*, 30(2), 217-237. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2009.11.002>

- org/10.1016/J.CPR.2009.11.004  
 Aldao, A., Sheppes, G., & Gross, J. J. (2015). Emotion regulation flexibility. *Cognitive Therapy and Research*, 39(3), 263–278. <https://doi.org/10.1007/S10608-014-9662-4>
- American Psychiatric Association. (2022). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders fifth edition text revision: DSM-5 TR*. American Psychiatric Association. <https://doi/book/10.1176/appi.books.9780890425787>
- Bjureberg, J., Ljótsson, B., Tull, M. T., Hedman, E., Sahlin, H., Lundh, L. G., Bjärehed, J., DiLillo, D., Messman-Moore, T., Gumpert, C. H., & Gratz, K. L. (2016). Development and validation of a brief version of the Difficulties in Emotion Regulation Scale: The DERS-16. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 38(2), 284–296. <https://doi.org/10.1007/S10862-015-9514-X>
- Bonanno, G. A., & Burton, C. L. (2013). Regulatory flexibility: An individual differences perspective on coping and emotion regulation. *Perspectives on Psychological Science : A Journal of the Association for Psychological Science*, 8(6), 591–612. <https://doi.org/10.1177/1745691613504116>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen, & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136–162). Sage.
- Butler, E. A., Lee, T. L., & Gross, J. J. (2007). Emotion regulation and culture: Are the social consequences of emotion suppression culture-specific?. *Emotion*, 7(1), 30–48. <https://doi.org/10.1037/1528-3542.7.1.30>
- Catarizaro, S. J., & Mearns, J. (1990). Measuring generalized expectancies for negative mood regulation: initial scale development and implications. *Journal of Personality Assessment*, 54(3-4), 546–563. <https://doi.org/10.1080/00223891.1990.9674019>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233–255. [https://doi.org/10.1207/S15328007SEM090\\_2\\_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM090_2_5)
- Cisler, J. M., Olatunji, B. O., Feldner, M. T., & Forsyth, J. P. (2010). Emotion regulation and the anxiety disorders: An integrative review. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 32(1), 68–82. <https://doi.org/10.1007/S10862-009-9161-1>
- Ford, B. Q., & Mauss, I. B. (2015). Culture and emotion regulation. *Current Opinion in Psychology*, 3, 1–5. <https://doi.org/10.1016/J.COPSYC.2014.12.004>
- Fraley, R. C., Waller, N. G., & Brennan, K. A. (2000). An item response theory analysis of self-report measures of adult attachment. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78(2), 350–365. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.78.2.350>
- Garnefski, N., Kraaij, V., & Spinhoven, P. (2001). Negative life events, cognitive emotion regulation and emotional problems. *Personality and Individual Differences*, 30(8), 1311–1327. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00113-6](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00113-6)
- 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. (1998). The emerging field of emotion regulation: An integrative review. *Review of General Psychology*, 23, 271–299. <https://doi.org/10.1037/1089-2680.23.2.271>
- Gross, J. J. (2015). Emotion regulation: Current status and future prospects. *Psychological Inquiry*, 26(1), 1–26. <https://doi.org/10.1080/1047840X.2014.940781>
- Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(2), 348–362. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.2.348>
- John, O., & Srivastava, S. (1999). The Big-Five trait taxonomy: History, measurement, and theoretical perspectives. In L. A. Pervin & O. P. John (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research* (2nd ed., pp. 102–138). Guilford Press.
- Kenny, D. A., Kaniskan, B., & McCoach, D. B. (2015). The performance of RMSEA in models with small degrees of freedom. *Sociological Methods and Research*, 44(3), 486–507. <https://doi.org/10.1177/0049124114543236>
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2nd ed.). Guilford Press.
- Lee, E. H., Moon, S. H., Cho, M. S., Park, E. S., Kim, S. Y., Han, J. S., & Cheio, J. H. (2019). The 21-Item and 12-Item versions of the Depression Anxiety Stress Scales: Psychometric evaluation in a Korean population. *Asian Nursing Research*, 13(1), 30–37. <https://doi.org/10.1016/J.ANR.2018.11.006>
- Mesquita, B., & Frijda, N. H. (1992). Cultural variations in emotions: A review. *Psychological Bulletin*, 112(2), 179–204. <https://doi.org/10.1037/0033-2950.112.2.179>
- Osman, A., Wong, J. L., Bagge, C. L., Freedenthal, S., Gutierrez, P. M., & Lozano, G. (2012). The Depression Anxiety Stress Scales-21 (DASS 21): further examination of dimensions, scale reliability, and correlates. *Journal of Clinical Psychology*, 68(12), 1322–1338. <https://doi.org/10.1002/jclp.21908>
- Preece, D. A., Becerra, R., Robinson, K., Dandy, J., & Allan, A. (2018a). Measuring emotion regulation ability across negative and positive emotions: The Perth Emotion Regulation Competency Inventory (PERCI). *Personality and Individual Differences*, 135, 229–241. <https://doi.org/10.1016/J.PAID.2018.07.025>
- Preece, D. A., Becerra, R., Robinson, K., Dandy, J., & Allan, A. (2018b). The psychometric assessment of alexithymia: Development and validation of the Perth Alexithymia Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 132, 32–44. <https://doi.org/10.1016/J.PAID.2018.05.011>
- Preece, D. A., Mehta, A., Petrova, K., Sikka, P., Bjureberg, J., Chen, W., Becerra, R., Allan, A., Robinson, K., & Gross, J. J. (2023). The Perth Alexithymia Questionnaire-Short Form (PAQ-S): A 6-item measure of alexithymia. *Journal of Affective Disorders*, 325, 493–501. <https://doi.org/10.1016/J.JAD.2023.01.036>
- Preece, D. A., Petrova, K., Mehta, A., & Gross, J. J. (2023). The Emotion Regulation Questionnaire-Short Form (ERQ-S): A 6-item measure of cognitive reappraisal and expressive suppression. *Journal of Affective Disorders*, 340, 855–861. <https://doi.org/10.1016/J.JAD.2023.08.076>
- Prefit, A. B., Cândea, D. M., & Szentagotai-Tătar, A. (2019). Emotion regulation across eating pathology: A meta-analysis. *Appetite*, 143. <https://doi.org/10.1016/J.APPET.2019.104438>
- Salovey, P., Mayer, J., Goldman, S., Turvey, C., &

- Palfai, T. (1995). Emotional attention, clarity, and repair: Exploring emotional intelligence using the Trait Meta-Mood Scale. *Emotion, Disclosure, and Health*, 125–154. <https://doi.org/10.1037/10182-006>
- Taylor, S., & Cox, B. J. (1998). An expanded Anxiety Sensitivity Index: Evidence for a hierarchic structure in a clinical sample. *Journal of Anxiety Disorders*, 12(5), 463–483. [https://doi.org/10.1016/S0887-6185\(98\)00028-0](https://doi.org/10.1016/S0887-6185(98)00028-0)
- Tsujimoto, M., Saito, T., Matsuzaki, Y., & Kawashima, R. (2022). Reliability and validity of the Japanese version of the Perth Emotion Regulation Competency Inventory(PERCI). *Japanese Journal of Research on Emotions*, 29(2-3), 37–47. [https://doi.org/10.4092/JSRE.29.2-3\\_37](https://doi.org/10.4092/JSRE.29.2-3_37)
- Visted, E., Vøllestad, J., Nielsen, M. B., & Schanche, E. (2018). Emotion regulation in current and remitted depression: A systematic review and meta-analysis. *Frontiers in Psychology*, 9, Article 756. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00756>
- Weiss, N. H., Gratz, K. L., & Lavender, J. M. (2015). Factor structure and initial validation of a multidimensional measure of difficulties in the regulation of positive emotions: The DERS-Positive. *Behavior Modification*, 39(3), 431–453. <https://doi.org/10.1177/0145445514566504>
- Zou, C., Plaks, J. E., & Peterson, J. B. (2019). Don't get too excited: Assessing individual differences in the down-regulation of positive emotions. *Journal of Personality Assessment*, 101(1), 73–83. <https://doi.org/10.1080/00223891.2017.1339711>

제재결정일: 2025년 5월 29일

원고접수일: 2025년 4월 22일

논문심사일: 2025년 5월 29일

한국심리학회지: 건강  
The Korean Journal of Health Psychology  
2025. Vol. 30, No. 4, 761 - 781

---

# Validation of the Korean Version of the Perth Emotion Regulation Competency Inventory (K-PERCI)

Suhyeon Song

Department of Psychology,  
Jeonbuk National University

Jangwon Seo

Department of Psychology,  
Jeonbuk National University

Emotion regulation ability is an important variable closely related to psychological problems. Various measurement tools have been developed. However, existing scales have limitations in terms of content validity or inclusiveness. The Perth Emotion Regulation Competency Inventory [PERCI] was developed to compensate for these limitations. It is a powerful tool for comprehensively evaluating positive and negative emotion regulation abilities. In this study, reliability and validity of the scale were tested on 809 adults aged 19 years or older in Korea using DERS-16, DERS-positive, ERQ-S, PAQ-S, ECRR-K 14, DASS-12, BFI-15, ASI-R, and the Korean version of PERCI (K-PERCI). The internal consistency was strong. The convergent validity and discriminant validity were also strong. The confirmatory factor analysis revealed that the eight-factor model without the higher-order structure applied was the most suitable one. Measurement invariance was confirmed through multi-group analysis. Multiple regression analysis showed that sub-factors of the K-PERCI significantly predicted levels of depression, anxiety, and stress. This suggests that the K-PERCI is a tool that can properly evaluate the ability to control emotions.

*Keywords:* Korean Perth Emotion Regulation Competency Inventory (K-PERCI), emotion regulation, negative emotion, positive emotion, validation