

한국판 정서 신념 척도(EBQ-K)의 타당화 연구*

소론존볼드

전북대학교 심리학과 석사과정

서 장 원†

전북대학교 심리학과 교수

정서에 대한 개인의 신념은 정서조절 능력이나 심리적 적응, 정신건강 등과 밀접한 관련을 맺는 것으로 확인되어 왔다. 본 연구에서는 정서의 통제 가능성과 유용성에 대한 개인의 신념을 긍정·부정 정서 차원에서 각각 평가하는 정서 신념 척도(Emotion Beliefs Questionnaire)의 한국어판을 개발하고 그 타당도를 검증하였다. 총 880명의 성인(남성 440명, 여성 440명)이 참여하였으며, 19-34세, 35-49세, 50-65세, 65세 이상의 네 집단으로 구분하여 각 집단별 균할 모집을 실시하였다. 한국판 EBQ의 요인구조를 검증하기 위해 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 실시하였고, 상관분석과 회귀분석을 통해 수렴타당도와 변별타당도, 준거타당도를 확인하였다. 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석 결과, 원척도와 동일하게 4요인 구조가 적합한 것으로 나타났으며, 성별 및 연령 집단 간 측정불변성이 확인되었다. 한국판 EBQ는 정서조절 능력 및 정서조절 전략 사용(예: 인지적 재평가, 억제)과 정적인 상관을 보여 수렴타당도를 지지하였으며, 개방성과 같이 개념적으로 구별되는 성향적 성격 요인과는 상대적으로 낮은 상관을 보여, EBQ가 정서에 대한 메타인지적 신념을 측정한다는 점에서 변별되는 속성을 갖는 것으로 나타났다. 또한 우울 및 불안, 스트레스, 섭식태도, 회피성 성격장애 증상을 측정하는 척도와 유의한 상관을 나타내고, 해당 변인들을 준거변수로 설정한 회귀분석 모형에서도 예측력이 확인되어 준거타당도 역시 확보되었다. 이러한 연구 결과는 한국판 EBQ가 정서의 통제 가능성과 유용성에 대한 신념을 타당하게 측정하는 도구임을 시사한다. 한국판 EBQ는 정서 관련 심리적 문제나 증상의 발생 및 유지 과정에서 정서 신념의 역할을 탐색하는 데 폭넓게 활용될 수 있을 것이다.

주요어: 한국판 정서 신념 척도(EBQ-K), 정서 신념, 부정 정서, 긍정 정서, 타당화

* 본 연구는 한국연구재단 4단계 BK21사업(전북대학교 심리학과)의 지원을 받아 연구되었음(No.4199990714213). 더불어 2025년 한국임상심리학회 학술대회에서 포스터로 발표되었음.

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



Copyright ©2025, The Korean Health Psychological Association. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

사람들은 정서를 바람직하고 유용한 것으로 인식하기도 하고, 해롭고 원치 않는 것으로 간주하기도 한다. 이러한 인식, 혹은 신념은 자신이나 타인의 정서를 이해하고 반응/대처하는 방식에 영향을 미치고(Ford & Gross, 2018; Manser et al., 2012), 그에 따라 개인의 정서적 경험이나 정서조절, 대처행동, 대인관계 양상 등의 측면에서 개인차를 유발할 수 있다.

정서 신념을 구체적으로 포착하는 유력한 이론 중 하나는 내재이론(Dweck et al., 1986, 1988)이다. 이 이론에서는 특정한 속성에 대한 개인의 신념을 점증 신념(incremental belief)과 독립체 신념(entity belief)으로 구분한다. 점증 신념은 속성이 변화 가능하며 노력에 의해 통제될 수 있다는 믿음을 의미한다. 반면, 독립체 신념은 속성이 고정되어 있어 노력으로 변화시키기 어렵다고 보는 신념이다(Dweck et al., 1988). 이러한 내재이론의 틀을 정서 영역에 적용한 것이 암묵적 정서이론(Implicit Theory of Emotion)이며(Tamir et al., 2007), 이는 정서의 변화 가능성, 혹은 통제 가능성에 대한 개인의 신념을 설명하는 개념으로 제안되었다. 정서 통제 가능성 신념은 정서조절 능력 및 심리적 부적응 등의 다양한 적응 변인과 관련되어 있는 것으로 확인되어 왔다(Karnaze & Levine, 2020; Tamir et al., 2007).

Ford와 Gross(2018, 2019)는 기존의 암묵적 정서 이론에서 제시한 관점과 다른 연구들에서 산발적으로 보고된 관점을 통합하여 포괄적인 이론적 틀을 제안하였다. 이 모형은 사람들이 정서에 대해 복합적이고 다차원적인 믿음을 가진다는 전제에 기반하며, 특정 정서(예: 행복)에 대한 신념, 특정 정서 상태(예: 부정적 감정)에 대한 신념, 정

서가 나타나는 채널(예: 경험적, 생리적, 행동적), 특정 맥락에서의 정서 기능에 관한 신념 등을 포함한다. Ford와 Gross(2018, 2019)는 이러한 신념들을 정서 통제 가능성(controllability of emotion)과 정서 유용성(usefulness of emotion)이라는 두 가지 상위 차원으로 분류하였다.

정서 유용성 신념은 정서가 얼마나 유용하고 쓸모 있는지에 대한 내용을 담고 있으며, 정서에 대한 평가, 이차적인 정서 반응, 조절 필요성 등에 영향을 미친다. 즉, 정서가 바람직하거나 유용하지 않다고 인식할수록 정서에 대해 부정적으로 반응하고 조절 필요성을 강하게 느끼게 된다. 실제로 정서에 대해 부정적인 인식을 가지고 있는 개인은 스트레스 상황, 혹은 부정적 정서를 경험하는 상황에서 더 강한 부정적 정서 반응을 보이며(Ford & Gross, 2018), 주관적 안녕감이 낮고 우울·불안 수준이 높은 것으로 보고되었다(Ford & Gross, 2018; Karnaze & Levine, 2018).

정서 통제 가능성 신념은 정서조절 행동의 실행 여부를 결정하는 요인이다. 즉, 정서를 통제할 수 있다고 인식하면 실제로 정서조절 행동을 실행하고, 통제할 수 없다고 인식하면 조절행동을 실행하는 데 어려움을 겪게 된다(Ford & Gross, 2019). 정서 통제 가능성을 낮게 평가하는 것은 상대적으로 강한 정서 강도와 관련이 있으며, 적응적인 정서조절 전략의 사용빈도와 부적 상관관계를 맺고 있는 것으로 확인되었다(Tamir et al., 2007). 또한 낮은 주관적 안녕감 및 증가된 우울·불안 수준과도 연관된 것으로 나타났다(De Castella et al., 2013; Veilleux et al., 2015).

이처럼 정서의 유용성과 통제 가능성에 대한 신념은 개인의 정서적 경험과 매우 밀접한 관련

을 맺고 있는 것으로 확인되고 있다. 다만 기존 연구들은 정서가(긍정-부정 차원)를 특별히 구분하지 않고 관련 연구를 진행한 경향이 있었다(Ford & Gross, 2019). 하지만 정서의 유용성이나 통제 가능성에 대한 인식은 긍정 정서와 부정 정서 차원에서 서로 다르게 형성될 수 있다. 이에 Ford와 Gross(2019)는 정서 신념을 긍정 정서와 부정 정서의 차원으로 구분하여 측정할 필요가 있다고 주장하였다.

그러나 기존의 정서 신념 척도들은 이러한 이론적 발전에도 불구하고 몇 가지 중요한 제한점을 갖고 있다. 첫째, 기존 척도들이 정서에 대한 신념을 단일 차원으로 취급하거나 특정 정서 경험에 대한 개인적 평가에 국한하여 측정하는 경향이 있어, 정서 통제 가능성과 정서 유용성이라는 두 핵심 영역을 명확하게 분리하여 평가하지 못한다는 한계가 있었다. 둘째, 기존 척도들은 대체로 개인의 특정 상황이나 개인적 정서 경험에 대한 신념을 묻는 문항으로 구성되어 있어, 정서 전반에 대한 초차원적(superordinate) 신념을 포착하기 어렵다는 지적이 제기되어 왔다. 셋째, 정서 신념이 긍정 정서와 부정 정서 차원에서 서로 다르게 작동할 수 있다는 Ford와 Gross(2018, 2019)의 제안을 반영하기 위해서는 정서가(valence) 기반의 하위 차원(subordinate level)을 구분하여 측정할 필요가 있으나, 대부분의 기존 척도들은 이러한 구조적 정교함을 갖추지 못했다.

이와 비교할 때 Emotion Beliefs Questionnaire (EBQ)는 Ford와 Gross(2018, 2019)가 제안한 이론적 기준을 충족하는 최초의 포괄적 정서 신념 척도라는 점에서 분명한 차별성을 지닌다. EBQ는 (1) 정서 통제 가능성과 정서 유용성이라는 두 핵

심 영역을 분리하여 측정할 수 있으며, (2) 특정 정서 경험을 넘어 정서 전반에 대한 일반적 신념을 평가하도록 설계되어 있고, (3) 긍정 정서와 부정 정서 차원을 모두 반영하는 정서가(valence) 특이성을 바탕으로 정서 신념의 하위 차원을 동시에 평가할 수 있다. 이러한 측정 구조는 정서 신념이 갖는 다차원성과 '정서가 특이성'을 함께 포착할 수 있게 하며, 다양한 적응·부적응 지표와의 관계를 보다 정교하게 탐색할 수 있도록 돕는다는 점에서 기존 도구들에 비해 중요한 이론적·실증적 장점을 제공한다.

이러한 이론적 배경을 바탕으로 Becerra 등(2020)은 정서 통제 가능성(emotion controllability)과 정서 유용성(emotion usefulness) 신념을 긍정·부정 정서 차원에서 측정하기 위해 총 16개 문항으로 구성된 정서 신념 척도(EBQ)를 개발하였다. 초기 연구에서 유용성 신념은 예상과 같이 긍정 정서 요인과 부정 정서 요인으로 구분되었으나, 통제 가능성 신념은 단일 요인으로 추출되었다(Becerra et al., 2020). 이후 Becerra et al.(2024)은 후속 연구에서 EBQ의 타당성을 재검증하였고, 그 결과 정서 신념이 긍정적 정서 통제 가능성, 부정적 정서 통제 가능성, 긍정적 정서 유용성, 부정적 정서 유용성의 4요인 구조로 설명되는 것이 타당함을 보고하였다.

EBQ는 독일, 미국, 이란, 이탈리아, 노르웨이 등 다양한 국가에서 타당화 연구가 이루어졌으며, 대부분의 연구에서 4요인 구조가 가장 적합한 모형으로 확인되었다(Emilie et al., 2025; Ranjbar et al., 2023; Rogier et al., 2023; Gutzweiler & Grüning, 2025). 또한 모든 국제 연구에서 내적 일관성이 대체로 양호하게 나타났으며,

Cronbach's $\alpha=.68-.92$, 기존의 다른 정서 신념 척도나 정서조절 능력 척도, 우울·불안·스트레스 척도 등과 양호한 수준의 상관관계를 나타내어 수렴 타당도 또한 적절한 것으로 확인되었다.

본 연구에서는 국내 성인을 대상으로 한국판 정서 신념 척도(EBQ-K)를 타당화하고자 했다. 이를 위해 만 19세 이상의 성인을 대상으로 온라인 설문조사를 실시하였으며, 척도의 신뢰도, 요인 구조, 수렴 타당도, 변별 타당도, 준거 타당도를 분석하였다. 아울러 EBQ-K가 다양한 인구집단에서 동일한 구성개념을 일관되게 측정하는지를 확인하기 위해 측정 동일성 검정을 실시하였다. 정서 신념은 발달적·문화적 요인의 영향을 받을 수 있어, 연령이나 성별에 따라 문항이 다른 의미로 해석되거나 요인 구조가 변화할 가능성이 있다. 따라서 측정 동일성을 확보하는 것은 연령·성별 집단 간 점수를 비교하고 해석하는 데 필요한 필수 조건이며, 척도의 범용성과 해석 타당성을 보장하는 중요한 절차이다. 이에 본 연구에서는 EBQ의 요인구조가 연령과 성별을 달리해도 동일하게 유지되는지를 확인하고자 측정 동일성 검정을 실시하였으며, 특히 연령대별 요인 구조의 안정성을 확인하기 위해 다집단 분석을 수행하였다.

또한 수렴 타당도는 정서조절 능력 및 정서조절 전략과의 관련성을 통해, 변별 타당도는 개념적으로 구별되는 성격 특성과의 관계를 통해 검증하였다. 아울러 준거타당도는 우울, 불안, 스트레스, 회피 성향, 섭식 태도와와의 상관관계를 통해 평가하였다. 준거변인 중 회피성 성격장애는 정서 경험 회피와 부정적 정서에 대한 과민성 등 정서조절의 손상과 관련된 성격 특성으로서 (Frederiksen et al., 2021), EBQ가 측정하는 정서

신념과의 연관성을 검증하기 위해 포함하였다. 또한 섭식태도는 정서를 통제할 수 없다고 믿는 신념이 억제와 재평가와 같은 정서조절 전략을 매개로 섭식 병리와 연결된다는 실증적 근거 (Vuillier et al., 2021)에 따라 EBQ의 준거타당도를 확인하는 지표로 활용하였다.

방 법

참여자

본 연구는 전북대학교 생명윤리심의위원회의 승인을 받아 진행되었다(IRB No. 2025-05-006-001). 연구 참여자는 국내에 거주하는 만 19세 이상의 성인으로, 설문조사 전문 업체가 관리하는 패널 중 자발적으로 참여에 동의한 880명을 대상으로 하였다. 자료 수집은 약 12분이 소요되는 온라인 설문을 통해 이루어졌으며, 참여자에게는 현금으로 교환 가능한 소정의 적립금을 보상으로 제공하였다.

확인적 요인분석과 연령 집단 간 측정불변성 검증을 위해 참여자를 19-34세, 35-49세, 50-64세, 65세 이상 네 집단으로 분류하였으며, 각 집단은 220명씩 동일한 사례수로 구성되었다. 최종 표본의 평균 연령은 49.26세였으며, 표준편차는 15.51세였다. 성별은 남성과 여성이 각각 440명씩 동일하게 구성되었다.

측정도구

정서 신념 척도 (Emotion Belief Questionnaire). EBQ는 개인이 정서에 대해

갖는 신념을 평가하기 위해 Becerra 등(2020)이 개발한 도구로, 총 16문항으로 구성되어 있으며 7점 Likert 척도로 응답하게 되어 있다. 이 척도는 ‘통제가능성(controllability)’과 ‘유용성(usefulness)’이라는 두 가지 주요 요인 아래 긍정적 정서와 부정적 정서를 각각 포함하여 총 네 개의 하위 요인으로 구성된다. ‘통제가능성’은 개인이 자신의 정서를 통제할 수 있다고 인식하는 정도를, ‘유용성’은 정서가 삶에서 유익하다고 믿는 정도를 평가한다. 총점이 높을수록 정서에 대한 부적응적인 신념을 나타낸다. 전체 내적 일관성 신뢰도(Cronbach’s α)는 .92로 보고되었다. 본 연구에서는 EBQ 한국판 변안을 위해 척도를 개발한 원저자인 Becerra의 허가를 받은 후 연구를 진행하였다. 일차적으로 제1저자가 척도를 번역 및 역번역하였으며, 한국어와 영어에 모두 능통한 이중언어자가 이를 검토하였다. 연구자가 피드백을 바탕으로 번역을 보완하여 한국어 변안본 초안을 작성한 뒤, 임상심리학 전문가가 검수하여 일부 표현을 수정하였고, 최종적으로 한국판 EBQ의 변안을 완성하였다.

간편형 한국판 성격 5요인 척도(Big Five Inventory-15 [BFI-15]). BFI-15는 성격의 다섯 가지 주요 차원인 ‘신경증’, ‘외향성’, ‘개방성’, ‘성실성’, ‘친화성’을 평가하기 위해 John과 Srivastava(1999)가 개발한 Big Five Inventory를 기반으로 하며, Kim 등(2011)이 15문항으로 축약하여 한국어판으로 타당화한 도구이다. 본 척도는 5점 Likert 척도를 사용하며, 원 연구에서 각 하위 요인의 내적 일관성 신뢰도(Cronbach’s α)는 신경증 .79, 외향성 .69, 개방성

.81, 성실성 .82, 친화성 .72로 보고되었다. 본 연구에서는 개방성 .86, 성실성 .84, 신경증 .83, 외향성 .76, 친화성 .72로 나타났다.

정서 조절 질문지 단축형(Emotion Regulation Questionnaire-Short Form [ERQ-S]). ERQ는 개인이 감정을 조절하는 방식 중 ‘인지적 재해석(cognitive reappraisal)’과 ‘정서표현 억제(expressive suppression)’ 전략의 사용 정도를 평가하기 위해 고안된 도구이다(Gross & John, 2003). 손재민(2005)이 한국어로 타당화하였으며, 본 연구에서는 Preece 등(2023)이 제안한 6문항 단축형을 사용하였다. 본 척도는 7점 Likert 척도로 구성되어 있으며, Preece 등(2023)의 연구에서 전체 내적 일관성 신뢰도는 .81로 보고되었고, 본 연구에서는 .82였다.

Perth 정서 조절 능력 척도(Perth Emotion Regulation Competency Inventory [PERCI]). PERCI는 긍정적 및 부정적 정서를 조절하는 능력을 종합적으로 측정하기 위해 Preece 등(2018)이 개발한 척도로, 총 8개의 하위 요인으로 구성된다. 본 연구에서는 송수현과 서장원(2025)의 한국판 타당화 연구를 바탕으로 한 32문항 버전을 사용하였다. 본 척도는 7점 Likert 척도로 응답하며, 원 연구에서 내적 신뢰도는 부정 정서 조절 .94, 긍정 정서 조절 .95, 전체 .96으로 보고되었다. 본 연구에서는 전체 .96, 부정 정서 조절 .92, 긍정 정서 조절 .95였다.

회피성 성격장애 소척도. 본 연구에서는 성격장애 진단검사 중 회피성 성격장애 소척도를 사

용하였다. 해당 척도는 대인관계에서의 위축, 거절에 대한 과민성, 부정적감 등의 특성을 평가하며, 총 11문항으로 구성되고 4점 Likert 척도를 사용한다. 노은정 등(2006)의 연구에서 내적 신뢰도는 .69, 검사-재검사 신뢰도는 .84로 보고되었다. 본 연구에서의 내적 일관성 신뢰도는 .86이었다.

정서 변화 가능성 신념 척도 (Implicit Theories of Emotion Scale [ITES]). ITES는 개인이 자신의 정서가 변화할 수 있다고 믿는 정도를 측정하기 위해 Tamir 등(2007)이 개발한 도구이며, 본 연구에서는 김형택과 현명호(2019)가 변안한 한국어판 4문항 버전을 사용하였다. 척도는 ‘점증 신념’과 ‘고정 신념’ 두 하위 요인으로 구성되며 각 요인당 2문항씩 포함된다. 응답은 5점 Likert 척도로 이루어지며, 본 연구에서 내적 일관성 신뢰도는 .81이었다.

우울·불안·스트레스 척도 단축형 (Depression Anxiety Stress Scale-12 [DASS-12]). DASS-12는 개인의 심리적 고통 수준을 평가하기 위해 Osman 등(2012)이 개발한 12문항 버전 도구이며, Lee 등(2019)이 한국어판 타당화를 수행하였다. 본 척도는 ‘우울’, ‘불안’, ‘스트레스’의 세 하위 요인으로 구성되며, 4점 Likert 척도로 응답한다. 원 연구에서 Cronbach's α 는 .92로 보고되었으며, 본 연구에서도 .92였다.

섭식태도 척도 (Korean version of the Eating Attitudes Test-26 [KEAT-26]). KEAT-26은 섭식장애와 관련된 태도 및 행동을 평가하기 위해 Garner와 Garfinkel(1979)이 원칙

도를 개발하였고, 이후 Garner 등(1982)이 26문항 단축형으로 개정하였다. 본 연구에서는 이민규(1998)가 타당화한 한국판 KEAT-26을 사용하였다. 총 26문항으로 구성되며, 6점 Likert 척도로 응답하며, 원 연구에서 Cronbach's α 는 .90, 본 연구에서는 .92였다.

자료 분석 절차

본 연구에서는 SPSS 26과 R 4.3.0을 사용하여 자료 분석을 수행하였다. 먼저 SPSS 26을 활용하여 기술통계분석을 실시하고, 척도의 내적 일관성 신뢰도를 평가하기 위해 Cronbach's α 와 McDonald's ω 를 산출하였다.

척도의 잠재 구조를 탐색적으로 확인하기 위해 전체 대상($N=880$)을 성별 비율(남=220, 여=220)이 동일하도록 무작위로 440명씩 나눈 후, 첫 번째 절반($n=440$)을 사용하여 R의 **psych** 및 **GPArotation** 패키지로 탐색적 요인분석(EFA)을 실시하였다. EFA에서는 고유값(eigenvalue) 1 이상, 스크리 도표, 평행분석(parallel analysis)의 결과를 종합하여 요인 수를 결정하였으며, 요인부하량 절대값 .40 이상을 의미 있는 부하로 해석하였다(Stevens, 2002). 교차부하가 .40 이상인 문항은 해석 시 주의를 요하는 문항으로 간주하였다.

이후 동일한 절차로 분리된 나머지 절반($n_2=440$)을 활용하여 확인적 요인분석(CFA)을 실시하였다. CFA의 모수 추정에는 최대우도추정법(Maximum Likelihood)을 사용하였다. CFA에서는 원 저자가 제시한 7개의 가설 모형을 설정한 후 각 모형 간 적합도를 비교하였다. 모델 적합도 평가는 χ^2 , Comparative Fit Index (CFI), Tucker-

Lewis Index (TLI), Root Mean Square Error of Approximation(RMSEA), Standardized Root Mean Square Residual(SRMR)을 기준으로 하였으며, 일반적으로 CFI와 TLI는 .90 이상, RMSEA와 SRMR은 .08 이하일 때 수용 가능한 적합도로 간주한다. 다만 최근 구조방정식모형 연구에서는 보다 엄격한 기준(CFI/TLI \geq .95, RMSEA \leq .06)이 제안되고 있으므로(Kline, 2016; Marsh et al., 2004), 본 연구에서도 이러한 기준을 함께 고려하여 모형의 적합도를 검토하였다. 이를 통해 EFA에서 도출된 요인구조가 독립된 표본에서도 재현되는지 검증하였으며, 최종적으로 가장 적합한 요인모형을 선정하였다. CFA 후, 연구 참여자를 연령대별(19-34세, 35-49세, 50-64세, 65세 이상) 네 그룹으로 구분하여 집단 간 측정 동일성을 검토하였다. 또한 연령 집단과 더불어 성별(남성, 여성) 간에도 동일한 요인 구조가 유지되는지 확인하기 위해 동일한 절차로 측정 동일성 검증을 실시하였다. 측정 동일성은 형태 동일성(configural), 요인부하량 동일성(metric), 절편 동일성(scalar), 오차분산 동일성(residual) 순으로 단계적으로 검증하였으며, 각 단계에서 CFI 변화값(Δ CFI)이 .01 이하일 경우 동일성이 유지된 것으로 간주하였다. 그 다음, 각 척도의 총점을 이용하여 수렴타당도와 변별타당도를 평가하기 위해 BFI-15, ERQ-S, PERCI, ITES 간 상관분석을 수행하였다. 마지막으로, 한국판 EBQ가 우울·불안·스트레스 수준(DASS-12), 회피성 성격장애 소척도, 섭식 태도(KEAT-26)를 예측하는지를 확인하기 위해 5건의 다중회귀분석을 실시하였다.

결 과

신뢰도 분석

한국판 EBQ의 신뢰도를 검증하기 위해 Cronbach's α 와 McDonald's ω 계수를 산출하였다. 분석 결과, 부정적 정서 통제가능성 요인의 신뢰도는 $\alpha=.81$, $\omega=.81$ 로 나타났으며, 긍정적 정서 통제가능성 요인은 $\alpha=.81$, $\omega=.80$ 이었다. 부정적 정서 유용성 요인의 신뢰도는 $\alpha=.81$, $\omega=.81$ 로 확인되었고, 긍정적 정서 유용성 요인은 $\alpha=.90$, $\omega=.90$ 으로 가장 높은 내적 합치도를 보였다. 전반적으로 모든 하위요인의 Cronbach's α 와 McDonald's ω 계수가 .80 이상으로 나타나, 한국판 EBQ는 양호한 수준의 내적 일관성을 갖는 것으로 판단된다.

요인구조

탐색적 요인분석(EFA)에 앞서 표본의 요인분석 적합성을 검토하였다.

Kaiser-Meyer-Olkin(KMO)표본 적절성 지수는 .93으로 매우 우수한 수준을 보였으며(Kaiser, 1974), Bartlett의 구형성 검정은 $\chi^2(120)=4041.42$, $p<.001$ 로 유의하여 요인분석 수행이 적절한 것으로 확인되었다. 요인 수 결정에는 평행분석(parallel analysis)과 스크리 도표를 사용하였다. 분석 결과, 랜덤 데이터보다 큰 고유값을 갖는 요인은 4개로 나타나 4요인 구조가 지지되었다.

아울러 스크리 도표를 검토한 결과, 세 번째 요인 이후부터 고유값 감소가 완만해지는 꺾임(elbow)이 관찰되었다. 이에 평행분석 결과와 원판 척도의 이론적 요인 구조를 고려하여 최종적

으로 4요인 구조를 채택하였다.

요인부하량은 .40 이상일 때 의미 있는 부하로 간주하였으며, 대부분의 문항이 이 기준을 충족하였다. 그러나 원판과 달리, 긍정적 정서 통제가능성을 측정하는 일부 문항은 다른 요인에 부하되었으며, 일부 문항은 .40 기준을 충족하지 못하는 것으로 확인되었다. 구체적으로, 2번과 6번 문항은 부정적 정서 통제가능성 요인에 .40 이상의 요인 부하량을 보였으며, 10번과 14번 문항은 .40 기준을 충족하지 못하였다. 한편, 부정적 정서 통제가능성을 측정하는 13번 문항은 긍정적 정서 통제가능성 요인에 .40 이상의 부하를 보이는 것으로 나타났다. EFA를 통해 확인한 요인구조 중 일부가 원판과 다르게 확인되었으나 구성개념의 특성상 하위 개념들이 서로 밀접한 관계를 맺고 있을 가능성이 있으며, 다양한 잠재구조가 자료와 일치할 수 있으므로, 문화적 특성 비교 등을 위해 원판 척도의 구조를 유지하여 CFA를 실시하였다.

분할된 또 다른 하위표본을 대상으로 Becerra 등(2020)이 제시한 7가지 가설 모형을 CFA로 검증하였으며, 그 결과를 표 2에 제시하였다. 1요인 모형(모델 1)은 적합도가 가장 낮게 나타났으며, 긍정적·부정적 정서로 구분한 2요인 모형(모델 2)

과 정서가(valence)를 구분하지 않고 통제 가능성과 유용성으로만 구분한 2요인 모형(모델 3) 역시 적합도가 낮아 수용하기 어려웠다. 또한 통제 가능성을 긍정적·부정적으로 구분하되 유용성을 구분하지 않은 3요인 모형(모델 4)도 낮은 적합도를 보였다.

반면, 정서 통제 가능성과 정서 유용성을 각각 긍정적·부정적 정서로 구분한 4요인 모형(모델 6)은 가장 높은 적합도를 보였다($\chi^2=345.870$, $df=98$, CFI=.933, TLI=.917, SRMR=.061, AIC=20088.920, RMSEA=.076). 모든 문항은 해당 하위 요인에 적절하게 부하되었으며(.57~.84), 이는 원판뿐 아니라 일본, 독일 등 타 문화권의 타당화 연구 결과와도 일치하였다(Becerra et al., 2024; Gutzweiler & Grüning, 2025; Kashimura et al., 2024). 또한 이 모형에서 긍정적 통제 가능성과 부정적 통제 가능성 간 상관성이 매우 높게 나타난 점 역시 원판 연구와 유사하였다(Becerra et al., 2020; 2024).

유용성만 정서가(valence)로 구분한 3요인 모형(모델 5)은 전반적으로 양호한 적합도를 보였으며($\chi^2=365.780$, $df=101$, CFI=.928, TLI=.914, SRMR=.062, AIC=20102.820, RMSEA=.077), 이는 원판 연구 결과와도 유사한 패턴을 나타냈다(Becerra et

표 1. EBQ-K 의 하위 요인들에 대한 기술 통계

척도	<i>M</i>	<i>SD</i>	범위
EBQ-부정 통제 가능성	13.19	4.18	4-27
EBQ-긍정 통제가능성	12.76	3.92	4-25
EBQ-부정 유용성	14.72	4.48	4-28
EBQ-긍정 유용성	9.59	4.45	4-26
EBQ-일반 통제가능성	25.95	7.65	8-52
EBQ-일반 유용성	22.87	7.51	8-48
EBQ 전체	50.25	13.84	21-99

주. EBQ = Emotion Beliefs Questionnaire; 각 하위요인 점수는 해당 문항 합산으로 산출됨.

al., 2024). 반면, 상위 요인 모형(모델 7)은 적합도 지표 자체는 양호하였으나 Heywood 사례가 발생하여 기각되었다.

종합적으로, EFA 단계에서 고유값 분석과 평행분석 결과 4요인 구조가 지지되었으며, CFA에서도 이론적 근거와 원관 연구 결과, 그리고 통계

표 2. 모형적합도 결과(N=440)

모델	요인구조	χ^2	df	CFI	TLI	SRMR	AIC	RMSEA
1	1요인	1016.41	104	0.752	0.714	0.096	20747.45	0.141
2	2요인	887.47	103	0.787	0.752	0.092	20620.51	0.132
3	2요인	849.06	103	0.797	0.764	0.097	20582.11	0.128
4	3요인	830.76	101	0.802	0.764	0.097	20567.8	0.128
5	3요인	365.78	101	0.928	0.914	0.062	20102.82	0.077
6	4요인	345.87	98	0.933	0.917	0.061	20088.92	0.076
7	4요인 상위모형	350.63	100	0.932	0.918	0.062	20089.67	0.075

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

표 3. EBQ 하위 요인의 표준화 요인부하량, 평균, 표준편차

문항	요인부하량	M	SD
부정 정서 통제 가능성 (Negative Controllability)			
1. 사람들이 부정적 정서를 느끼게 되면, 그 정서를 바꿀 수 있는 방법은 없다.	.57	3.73	1.35
5. 사람들이 아무리 노력하더라도 부정적 정서를 바꿀 수는 없다.	.74	3.14	1.34
9. 사람들은 부정적 정서를 통제할 수 없다.	.76	3.32	1.28
13. 사람들은 부정적 정서를 효과적으로 통제하는 기술을 배울 수 없다.	.78	2.99	1.27
긍정 정서 통제 가능성 (Positive Controllability)			
2. 사람들은 긍정적 정서를 통제할 수 없다.	.60	3.60	1.24
6. 사람들은 긍정적 정서를 효과적으로 통제하는 기술을 배울 수 없다.	.73	3.05	1.23
10. 사람들이 아무리 노력하더라도 긍정적 정서를 바꿀 수는 없다.	.78	3.01	1.25
14. 사람들이 긍정적 감정을 느끼게 되면, 그 정서를 바꿀 수 있는 방법은 없다.	.74	3.09	1.20
부정 정서 유용성 (Negative Usefulness)			
3. 부정적 정서는 거의 쓸모가 없다.	.72	3.62	1.37
7. 사람들은 부정적 정서를 필요로 하지 않는다.	.63	3.35	1.30
11. 부정적 정서는 해롭다.	.73	4.00	1.52
15. 부정적 정서가 존재하는 것은 사람들에게 나쁜 일이다.	.78	3.76	1.45
긍정 정서 유용성 (Positive Usefulness)			
4. 긍정적 정서는 사람들에게 거의 도움이 되지 않는다.	.81	2.51	1.28
8. 긍정적 정서는 거의 쓸모가 없다.	.83	2.26	1.26
12. 사람들은 긍정적 정서를 필요로 하지 않는다.	.84	2.49	1.27
16. 긍정적 정서는 해롭다.	.82	2.33	1.30

주. 모든 요인부하량 유의함($p < .001$).

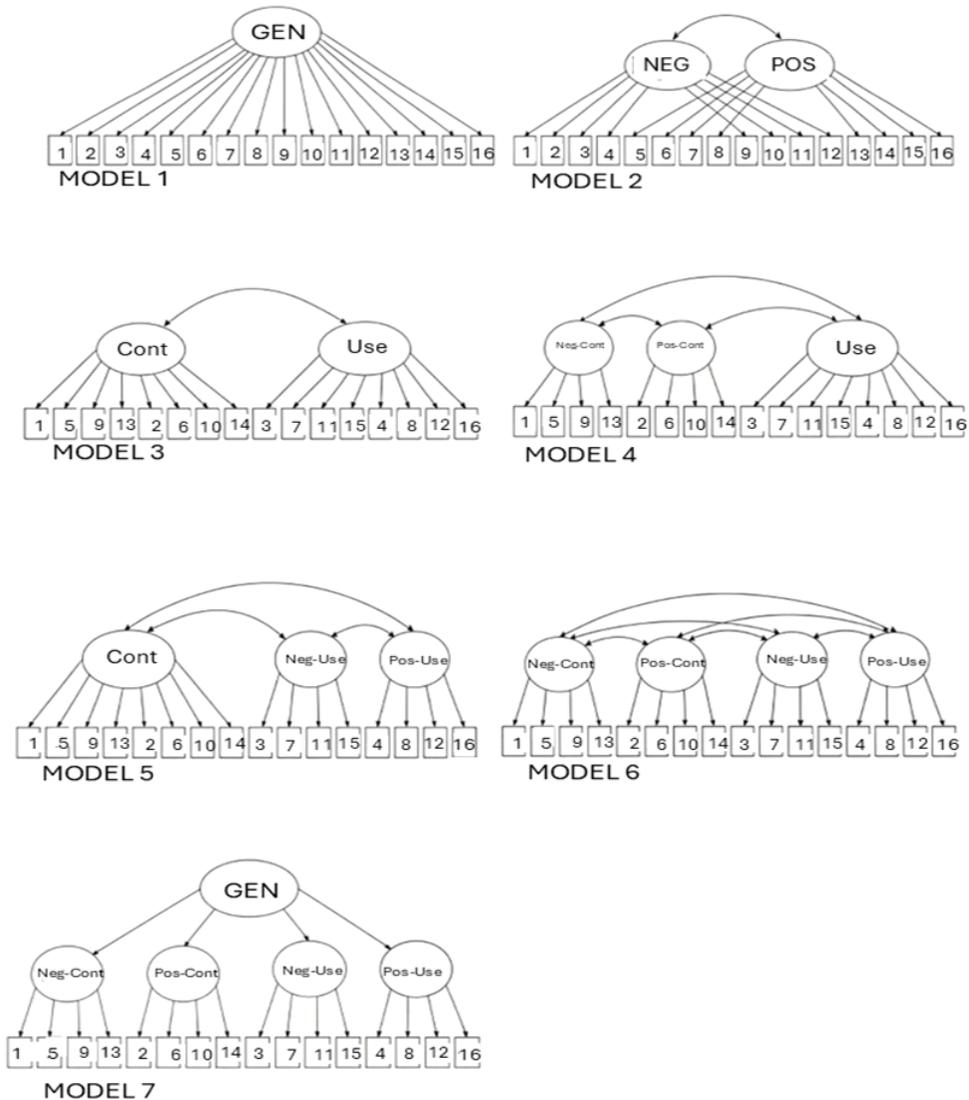


그림 1. 확인적 요인분석 경쟁 모델

주. GEN=일반 정서 신념; Neg=부정 정서; Pos=긍정 정서; Cont=통제 가능성; Use=유용성;

적 적합도를 고려했을 때 4요인 구조(모델 6)가 가장 타당한 최종 모형으로 확인되었다. 다른 경쟁 모형들과 비교했을 때 모델 6은 전반적인 적합도 지수에서 가장 우수한 값을 보였으며, 동일한 4요인 구조를 가정한 상위요인 모형의 경우

모수 추정 과정에서 Heywood 사례가 발생하여 추정 안정성과 해석 가능성에 한계가 있는 것으로 판단되었다. 따라서 EBQ-K는 부정적 통제, 긍정적 통제, 부정적 유용성, 긍정적 유용성의 네 가지 하위 요인으로 구성됨을 확인하였다.

연령에 따른 측정동일성

한국판 정서 신념 척도(EBQ-K)의 네 하위 요인으로 구성된 구조 모형이 연령에 따른 네 집단(만 19-34세, 35-49세, 50-65세, 65세 이상) 자료에 적합한지를 확인하였으며, 그 결과를 표 4에 제시하였다. 측정 동일성 여부는 $\Delta CFI \leq .01$ (Cheung & Rensvold, 2002), $\Delta RMSEA \leq .015$ (Chen, 2007)의 기준을 적용하여 판단하였다.

먼저 형태 동일성을 검증하여 네 집단의 측정 모형이 동일한지를 확인하였다. 그 결과, TLI는 .90 기준에 약간 못 미쳤으나, 다른 지수를 종합적으로 고려했을 때 전반적으로 수용 가능한 수준으로 나타났다, $SB\chi^2=1043.091$, $CFI=.914$, $TLI=.895$, $RMSEA=.044$, $SRMR=.060$, $AIC=1347.091$.

다음으로 요인부하량 동일성을 검증하여 집단 간 요인 적재치가 동일한지를 확인하였다. 분석 결과, 형태 동일성 모형과 요인부하량 동일성 모형의 χ^2 차이는 통계적으로 유의하지 않았으며, $\Delta\chi^2=55.342$, $p=.21$, 두 모형 간 적합도 지수 차이도 기준값을 충족하였으므로 요인부하량 동일성이 성립되었다, $\Delta CFI=.002$, $\Delta TLI =-.006$, $\Delta RMSEA=.002$.

요인부하량 동일성을 확인한 뒤, 절편 동일성을

검증하여 각 측정 변수가 집단 간에 동일하게 나타나는지를 확인하였다. 절편 동일성 모형은 전반적으로 수용 가능한 적합도를 보였으며, 요인부하량 동일성 모형과의 비교에서 χ^2 차이는 통계적으로 유의하였다, $\Delta\chi^2=94.327$, $p<.001$. 이러한 결과에 따라 집단 간 절편 동일성이 기각되는 것으로 볼 수 있으나, $\Delta\chi^2$ 는 표본 크기에 민감하게 영향을 받는다는 점을 고려할 필요가 있다. 따라서 ΔCFI 와 $\Delta RMSEA$ 값이 기준치를 충족하였으므로 절편 동일성이 성립하는 것으로 판단된다, $\Delta CFI=.009$, $\Delta RMSEA=.001$.

마지막으로 요인분산 동일성을 검증한 결과, 모형 적합도는 허용 가능한 수준으로 나타났다, $SB\chi^2=1293.583$, $CFI=.896$, $TLI=.902$, $RMSEA=.042$, $SRMR=.097$, $AIC=1369.583$. 또한 절편 동일성 모형과 비교한 χ^2 차이는 통계적으로 유의하게 나타났다, $\Delta\chi^2=100.824$, $p<.001$, ΔCFI 와 $\Delta RMSEA$ 값이 기준치($<.01$)를 충족하였으므로 네 집단 간 요인분산 동일성이 성립한다고 판단하였다, $\Delta CFI=.007$.

성별에 따른 측정동일성 검증

한국판 정서 신념 척도(EBQ-K)가 성별(남성·

표 4. 연령에 따른 측정동일성 검증 결과

	$SB\chi^2$	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	AIC	$\Delta\chi^2$	ΔCFI	p	$\Delta RMSEA$
형태동일성	1043.091	0.914	0.895	0.044	0.0601	1347.091			-	
요인부하량동일성	1098.432	0.912	0.901	0.042	0.0686	1330.432	55.342	0.002	0.21	-0.002
절편동일성	1192.759	0.903	0.899	0.043	0.097	1364.759	94.327	0.009	<.001	0.001
요인분산동일성	1293.583	0.896	0.902	0.042	0.097	1369.583	100.824	0.007	<.001	-0.001

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

표 5. 성별에 따른 측정동일성 검증 결과

단계	SBx ²	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	AIC	$\Delta\chi^2$	Δ CFI	Δ RMSEA
형태동일성	547.987	0.931	0.916	0.078	0.0592	40401.41	-	-	-
요인부하량동일성	559.102	0.931	0.921	0.076	0.0605	40387.29	9.88	0.0003	-0.002
절편동일성	584.853	0.93	0.923	0.074	0.0613	40386.98	23.686	-.0015	-0.002
요인분산동일성	592.825	0.929	0.924	0.074	0.0768	40385.73	6.748	-.0004	0

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

여성) 집단에서 동일한 방식으로 작동하는지를 확인하기 위해 측정 동일성 검정을 실시하였으며, 그 결과는 표 X에 제시하였다. 동일성 판단은 Δ CFI \leq .01(Cheung & Rensvold, 2002) 및 Δ RMSEA \leq .015(Chen, 2007)의 기준을 적용하였다.

먼저 형태 동일성(configural invariance)을 검증한 결과, 남성과 여성 모두에서 동일한 요인구조가 적합한 것으로 나타났다, CFI=.931, TLI=.916, RMSEA=.078, SRMR=.059. 전반적으로 수용 가능한 범위의 적합도 지수로 판단되었다.

다음으로 요인부하량 동일성(metric invariance)을 검토하였다. 형태 동일성 모형과 비교한 결과 기준값을 충족하였으므로, 남성과 여성 간 요인 적재치가 동일하다고 판단되었다(Δ CFI=+.0003, Δ RMSEA=-.0024).

이어 절편 동일성(scalar invariance)을 검증한 결과 역시 기준을 충족하여 절편 동일성이 확인되었다, Δ CFI=-.001, Δ TLI=-.004, Δ RMSEA=-.001. 마지막으로 요인분산 동일성(strict invariance)을 확인한 결과, 요인분산 동일성 모형의 적합도는 전반적으로 수용 가능한 수준으로 나타났다, CFI=.926, TLI=.925, RMSEA=.074, SRMR=.063. 그리고 절편 동일성 모형과 비교한 결과 역시 Δ CFI와 Δ RMSEA가 기준치(<.01)를

충족하였으므로, 성별 간 요인분산 동일성도 성립된 것으로 판단되었다.

다른 변인들과의 상관관계

한국판 정서 신념 척도(EBQ-K)의 수렴타당도를 검증하기 위해 기존 정서 신념 척도(정서 변화 가능성 신념 척도, ITES), 정서 조절 능력 척도(PERCI)의 부정적·긍정적 정서 조절 능력 하위 요인 및 전체 점수, 그리고 정서 조절 전략 척도(ERQ-S)의 하위 요인과 상관분석을 실시하여, 그 결과를 표 6에서 제시하였다.

분석 결과, EBQ-K의 하위 요인과 전체 점수는 ITES와 모두 높은 정적 상관을 보여, 기존 정서 변화 가능성 신념과의 일관된 관계를 확인할 수 있었다. PERCI와의 상관에서는, 부정적 정서 유용성 신념을 제외한 모든 하위 요인과 전체 점수가 높은 정적 상관을 보였으며, 부정적 정서 유용성 신념 역시 유의한 상관을 나타냈으나 상대적으로 낮은 수준이었다.

ERQ-S와의 상관에서, 인지적 재평가 전략은 부정적 정서 유용성 신념을 제외한 모든 EBQ-K 요인 간에 유의한 부적 상관이 나타났다. 정서 표현 억제의 경우, 긍정적 정서 유용성 신념은 유의

한 부적 상관을 보였으나, 부정적 정서 유용성 신념은 유의한 정적 상관을 보였고, 다른 요인들과는 유의한 관련성이 나타나지 않았다.

성격 5요인과의 상관분석에서는 성실성과 친화성이 EBQ-K 요인들과 유의한 부적 상관을 보인 반면, 신경증과 외향성은 정적 상관을 보였다. 개방성과의 상관관계는 통계적으로 유의하지 않았다.

준거타당도 검증을 위해 실시한 DASS-12(우울, 불안, 스트레스), 섭식태도 척도(KEAT-26), 그리고 회피성 성격장애 척도와의 상관분석에서는, 모든 EBQ-K 하위 요인과 전체 점수가 우울·불안·스트레스와 강한 정적 상관을 나타냈으며, 섭식태도 및 회피성 성격장애 척도와의 유의한

정적 상관을 보였다. 다만, 부정적 정서 유용성 신념은 다른 하위 요인들에 비해 상대적으로 낮은 상관 수준을 보였다.

중다회귀분석은 EBQ-K 하위 요인들이 준거 변인을 예측하는 독립적 기여도를 확인하기 위해 수행되었다. 분석에 앞서 잔차도와 Q-Q plot을 통해 선형성, 등분산성, 잔차의 정규성을 점검하였으며, Durbin-Watson 통계량과 분산팽창계수(VIF)를 통해 잔차의 독립성과 다중공선성 가정을 확인하였다. 모든 독립변수의 VIF 값은 5 미만으로 나타나 다중공선성 문제는 없는 것으로 판단하였다. 한국판 정서 신념 척도의 하위 요인들을 독립 변수로, 우울·불안·스트레스(DASS-12), 섭식태도

표 6. 상관 분석 결과

	EBQ	NEG_CONT	POS_CONT	NEG_USE	POS_USE
ITES	.53**	.54**	.49**	.27**	.44**
PERCI	.63**	.59**	.56**	.32**	.60**
PERCI					
NEGATIVE ER	.53**	.51**	.47**	.29**	.44**
POSITIVE ER	.63**	.57**	.56**	.30**	.64**
ERQ					
Cognitive Reappraisal	-.18**	-.19**	-.18**	.02	-.26**
Expressive Suppression	-.01	-.03	-.04	.13**	-.11**
BFI					
Openness	.01	-.02	-.03	.07	.03
Conscientiousness	-.17**	-.18**	-.18**	-.01	-.18**
Neuroticism	.28**	.32**	.26**	.05	.29**
Extraversion	.19**	.13**	.14**	.14	.21**
Agreeableness	-.07*	-.10**	-.09**	.04	-.10**
DASS					
DEPRESSION	.52**	.49**	.45**	.24**	.53**
ANXIETY	.44**	.38**	.39**	.21**	.48**
STRESS	.37**	.36**	.33**	.16**	.37**
KEAT-26	.39**	.37**	.35**	.15**	.43**
회피성	.27**	.22**	.25**	.13**	.28**

주. EBQ=정서 신념 척도 전체 점수, NEG_CONT=부정적 정서 통제 가능성, POS_CONT=긍정적 정서통제 가능성, NEG_USE=부정적 정서 유용성, POS_USE=긍정적 정서 유용성, PERCI=Perth 정서조절능력 전체; NEGATIVE ER=부정 정서 조절; POSITIVE ER=긍정 정서 조절; ERQ=정서조절 질문지; CR=인지적 재평가; ES=표현억제; BFI=성격 5요인 척도; O=개방성; C=성실성; N=신경증; E=외향성; A=친화성; DASS-12=우울·불안·스트레스 척도-12; KEAT-26=섭식태도 질문지; 회피성=회피성 성격장애 척도

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

표 7. 중다회귀 분석 결과

독립변수	종속변수	<i>B</i>	β	<i>t</i>
(상수)		-0.294	-	-3.999***
EBQ_NEG_CONT		0.112	0.18	3.602***
EBQ_POS_CONT	DASS-우울	0.036	0.055	1.128
EBQ_NEG_USE		0.012	0.022	0.688
EBQ_POS_USE		0.201	0.351	8.191***
(상수)		-0.167	-	-2.356*
EBQ_NEG_CONT		-0.003	-0.006	-0.112
EBQ_POS_CONT	DASS-불안	0.06	0.1	1.944
EBQ_NEG_USE		0.015	0.028	0.854
EBQ_POS_USE		0.214	0.405	9.050***
(상수)		0.001	-	0.008
EBQ_NEG_CONT		0.105	0.169	3.077**
EBQ_POS_CONT	DASS-스트레스	0.03	0.046	0.856
EBQ_NEG_USE		-0.003	-0.005	-0.138
EBQ_POS_USE		0.123	0.215	4.559***
(상수)		0.001	-	0.025
EBQ_NEG_CONT		0.044	0.101	1.877
EBQ_POS_CONT	섭식태도	0.028	0.063	1.189
EBQ_NEG_USE		-0.013	-0.034	-1.004
EBQ_POS_USE		0.127	0.32	6.988***
(상수)		2.158	-	67.842***
EBQ_NEG_CONT		-0.009	-0.038	-0.659
EBQ_POS_CONT	회피성	0.028	0.114	2.031*
EBQ_NEG_USE		0.003	0.013	0.358
EBQ_POS_USE		0.049	0.227	4.626***

주. NEG_CONT=부정적 정서 통제 가능성, POS_CONT=긍정적 정서 통제 가능성, NEG_USE=부정적 정서 유용성, POS_USE=긍정적 정서 유용성, VIF<5

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

(KEAT-26), 회피성 성격장애 척도를 종속변수로 설정하여 총 5개의 중다회귀분석을 실시하였다(표 7). 분석 결과, 부정적 정서 통제 가능성은 우울과 스트레스를 유의하게 예측하였으며($\beta=0.18$, $.17$, $p<.01$), 긍정적 정서 유용성은 우울, 불안, 스트레스, 섭식태도, 회피성 모두를 유의하게 예측하는 것으로 나타났다($\beta=0.21\sim.41$, $p<.001$). 또한 긍정적

정서 통제 가능성 신념은 회피성 성격장애를 통계적으로 유의하게 설명하였다($\beta=0.11$, $p<.05$).

논 의

본 연구는 정서 신념 척도(EBQ-K)의 신뢰도와 타당화를 검증하기 위해 수행되었다. 한국

인 880명을 대상으로 자료를 수집하였으며, Cronbach's α , McDonald's ω 와 확인적 요인분석(CFA)을 통해 신뢰도와 타당도를 확인하였다. 또한 연구 대상자를 연령에 따라 네 집단으로 구분하여 측정 동일성을 확인하였다. 기존 정서 신념 관련 척도인 정서 변화 가능성 신념(ITES), 정서 조절 능력 척도(PERCI), 정서조절 질문지(ERQ-S), 5요인 성격 척도(BFI-15), 우울·불안·스트레스 척도(DASS-12), 섭식태도 척도(KEAT-26), 회피성 성격장애 척도를 활용하여 구성타당도와 준거타당도를 검증하였다.

신뢰도 분석 결과, 모든 하위 요인의 내적 일치도는 양호한 수준이었다. 탐색적 요인분석(EFA) 결과, 본 연구 자료에서는 4요인 구조가 지지되었다. 다만 일부 문항의 요인 부하 양상이 원척도와 상이하게 나타났는데, 이는 국내의 경우 정서 통제 가능성에 대한 신념이 정서가별로 분명하게 구분되지 않을 가능성을 시사하는 것이다. 다만 정서 신념의 하위 개념 특성 상 서로 밀접한 관련을 맺고 있을 가능성이 높으며, 다양한 구조가 자료와 일치할 가능성 또한 배제하기 어렵기 때문에, 원척도의 구조를 유지하여 확인적 요인분석(CFA)을 실시하였다. 확인적 요인분석에서는 원판과 동일하게 4요인 구조 모형(부정적 정서 통제 가능성, 긍정적 정서 통제 가능성, 부정적 정서 유용성, 긍정적 정서 유용성)이 가장 적합한 것으로 나타났다(Becerra et al., 2024; Gutzweiler & Grüning, 2025). 또한 원판 및 다른 국제 타당화 연구들과 마찬가지로 3요인 구조와 상위 요인 모형 역시 수용 가능한 적합도를 보였다(Ranjbar et al., 2023). 다만, 최근 문헌에서는 $CFI/TLI \geq .95$, $RMSEA \leq .06$ 등 보다 엄격한 기준이 제시되고

있으므로 본 연구 결과는 이러한 엄격한 기준을 완전히 충족하지는 못한 것으로 해석될 수 있다. 그럼에도 불구하고 전통적으로 제시된 $CFI/TLI \geq .90$, $RMSEA \leq .08$ 등의 기준에는 도달하였다는 점에서, 본 연구에서 보고된 적합도는 기존 EBQ 연구들과 비교 가능하며 실질적으로 수용 가능한 것으로 판단된다. 이처럼 상위 요인 구조의 적합성이 반복적으로 보고된 점을 고려할 때, EBQ의 전체 점수 산출은 유의하다고 판단할 수 있다.

한편 본 연구에서 상위 요인 모형은 전반적으로 양호한 적합도를 보였으나, 긍정적 정서 통제 가능성 하위 요인에서 오류분산이 음수로 추정되는 Heywood 사례가 관찰되었다. Heywood 사례는 모형 과적합, 표본 수 부족, 다중공선성, 부적절한 모수 제한 등 다양한 요인으로 발생할 수 있으며, 요인 간 상관이 지나치게 높을 때 역시 보고된 바 있다(Karstoft et al., 2025; Kline, 2016; Marsh & Hau, 1999). 본 연구에서는 특히 부정적 정서 통제 가능성과 긍정적 정서 통제 가능성 간 상관이 상당히 높아, 요인 간 중첩이 주요한 기여 요인일 가능성이 높다. 따라서 상위 요인 점수 산출 자체는 가능하나, 일부 하위 요인의 분산 추정치가 불안정할 수 있으므로 해석 시 주의가 요구된다.

연령에 따른 네 집단에서 형태·요인부하량·절편·오차분산 동일성이 모두 확인되었으며, 성별(남성, 여성) 집단에서도 동일한 수준의 측정 동일성이 성립하였다. 이는 EBQ-K가 연령과 성별에 관계없이 일관된 요인 구조를 유지함을 의미한다.

정서 신념 척도와 다른 척도 간의 상관분석 결과, EBQ 하위 요인은 ITES와 높은 상관을 보였

다. ITES(Tamir et al., 2007)는 정서 변화 가능성 신념을 측정하는 도구이므로, EBQ의 정서 통제 가능성 요인이 정서 유용성 요인보다 ITES와 더 강한 관련성을 보였다. 이러한 결과는 원판 및 국제 타당화 연구들과 일치하며, EBQ가 정서 신념의 다양한 측면을 포괄하고 있음을 시사한다(Gutzweiler & Grüning, 2025; Ranjbar et al., 2023).

또한 EBQ-K 하위 요인은 PERCI의 긍정적·부정적 정서 조절 능력 지표와 모두 높은 상관을 보였다. 이는 부적응적 정서 신념이 정서 조절의 어려움과 밀접히 관련됨을 의미한다(Ford & Gross, 2019).

ERQ-S와의 상관에서는 부정적 정서 유용성을 제외하고, 인지적 재평가 전략과 EBQ 하위 요인이 모두 유의한 관련성을 보였다. 이는 부적응적 정서 신념을 가진 개인이 적응적 정서조절 전략(예: 인지적 재평가)을 덜 사용하는 경향을 나타낸다(Ford & Gross, 2019). 반면 부정적 정서 유용성 신념은 정서 억제와 유의한 정적 상관을 보였다. 이는 부정적 정서를 덜 가치 있다고 믿을수록 해당 정서를 억제하여 부적응적으로 조절하려는 경향을 시사한다(Hong & Kangas, 2022).

예상과 달리, 긍정적 정서 유용성 신념은 정서 억제와 약한 부적 상관을 보였다. 즉, 긍정적 정서를 쓸모없다고 믿을수록 오히려 표현 억제를 덜 사용하는 경향이 나타났다. 비록 상관의 크기는 약했으나 통계적으로 유의하였다는 점에서 의미 있는 결과라 할 수 있다. 이는 사람들이 부적응적 전략을 사용하더라도 동시에 정서에 대한 유익한 신념을 가질 수 있다는 선행 연구와 일치하며(Johnston et al., 2025), 더 나아가 사회적 맥락이

정서 조절 과정에서 중요한 역할을 함을 시사한다(Gross & Jazaieri, 2014).

Yu 등(2023)은 사람들이 일반적으로 긍정적 정서보다 부정적 정서를 더 자주 억제하며, 이러한 억제가 부정적 정서를 감소시키고 긍정적 정서를 유지하는 전략으로 사용됨을 보고하였다. 이를 종합하면, 본 연구에서 확인된 부정적 정서 유용성과 정서 억제 간의 정적 관계, 긍정적 정서 유용성과 정서 억제 간의 부적 관계는 사람들이 긍정적 정서를 가치 있다고 인식할수록 부정적 정서를 억제하여 긍정적 정서를 추구함을 보여준다(Spawton-Rice & John, 2025).

이러한 결과는 문화적 요인으로도 설명될 수 있다. 아시아 문화권에서는 서양 문화권에 비해 긍정적 정서를 더 조심스럽게 다루는 경향이 있으며(Klein et al., 2024; Ma et al., 2018), 일본인은 미국인에 비해 정서 표현을 보다 부정적으로 평가하는 것으로 나타났다(Deng et al., 2019). 따라서 아시아 문화권에서는 정서 억제가 단순한 부적응적 전략이 아니라 사회적·관습적 규범으로 기능할 수 있으며, 이로 인해 긍정적 정서 유용성과 정서 억제 간의 관계가 문화권에 따라 달라질 가능성이 있다.

정서 신념 척도와 성격 5요인 간의 상관분석에서는 개방성과 유의한 관계가 나타나지 않았다. 반면 성실성과 친화성은 EBQ와 부적 상관을 보였으며, 신경증과 외향성은 정적 상관을 보였다. 다만 전체적으로 상관의 크기는 크지 않아, 성격 요인과 정서 신념 간의 관계가 제한적임을 시사한다.

EBQ는 DASS-12(우울·불안·스트레스), 섭식태도 척도(KEAT-26), 회피성 성격장애 척도와 전

반적으로 높은 상관을 보였다. 이어서 실시한 다중회귀분석에서는 부정적 정서 통제 가능성 신념이 우울과 스트레스를 유의하게 예측하였고, 긍정적 정서 유용성 신념은 우울, 불안, 스트레스, 섭식태도 문제, 회피성 성격 특성을 모두 유의하게 예측하였다. 이러한 결과는 선행 타당화 연구와도 일관되며(Gutzweiler et al., 2024; Ranjbar et al., 2023), 정서 신념이 정서조절 능력 및 정신건강 지표와 밀접히 연결되어 있음을 지지한다.

종합하면, EBQ-K는 정서 신념을 통제 가능성(controllability)과 유용성(usefulness)의 차원, 그리고 정서의 긍정·부정 양가(valence)를 구분하여 포괄적으로 측정할 수 있음을 확인하였다. 이는 정서 신념의 다차원적 구조를 제시한 이론적 배경(Ford & Gross, 2019)과 부합하며, 한국어권에서 정서 신념을 정교하게 측정할 수 있는 도구를 제공한다는 점에서 의의가 있다.

임상적·중재적 시사점으로는, 정서의 본질과 유용성에 대한 내담자의 근본적 신념을 강화하기 위해 심리교육(psych-education)과 인지행동치료(CBT)를 활용하는 것이 효과적일 수 있다. 이러한 개입은 개인이 정서를 ‘조절 가능한 것’이자 ‘의미 있는 정보의 원천’으로 인식하도록 돕고, 건강하고 적응적인 정서 신념을 형성하도록 지원한다(Hong & Kangas, 2022). 나아가 이러한 신념 변화는 보다 의도적이고 적응적인 정서조절 전략 선택을 촉진함으로써 정신병리 발생 위험을 완화하는 데 기여할 수 있다(Ford & Gross, 2019).

다만 본 연구에는 몇 가지 제한점이 있다. 첫째, 단회성 횡단적(cross-sectional) 자료를 사용하였으므로 변수 간 인과성과 시간적 방향성을 규명하는 데 한계가 있으며, 반복 측정 자료가 포함

되지 않아 검사-재검사 신뢰도를 산출할 수 없었다. 즉, 본 연구에서는 변수 간 관련성을 확인하였으나, 실제로 어떤 요인이 다른 요인에 선행하거나 영향을 미치는지를 판단하기에는 제한점이 존재한다. 따라서 후속 연구에서는 동일 표본을 일정 기간 후 재측정하는 종단적 설계를 통해 EBQ-K 점수의 시간적 안정성을 확인하고, 더 나아가 변수 간 인과성과 시간적 방향성을 검증할 필요가 있다. 둘째, 본 연구 표본은 임상집단 및 청소년 집단을 포함하지 않았으므로, 정서조절의 어려움이 두드러질 수 있는 다양한 집단을 대상으로 EBQ-K의 일반화 가능성을 검증하는 후속 연구가 요구된다. 셋째, 본 연구는 정서조절의 유연성(flexibility)과 상황·맥락 의존적 조절 과정을 충분히 고려하지 못하였다. 정서조절의 적응성은 단일 전략의 효과만으로 평가될 수 없으므로, 향후 연구에서는 맥락 의존적 지표와 전략 유연성을 포함한 다수준·다방법 접근이 필요하다. 이는 EBQ-K가 정서에 대한 신념이라는 인지적 기반을 평가하는 도구인 반면, 이러한 신념이 실제 상황에서 전략 선택의 유연성으로 어떻게 연결되는지를 직접적으로 측정하지 않기 때문이다. 따라서 후속 연구에서는 EBQ-K와 함께 정서조절 유연성 지표를 병행하여 신념-전략-적용 간의 연결 구조를 보다 정교하게 규명할 필요가 있다. 넷째, 탐색적 요인분석(EFA) 결과, 일부 문항은 원판과 달리 다른 요인에 부하되는 양상이 관찰되었다. 확인적 요인분석(CFA)에서는 전반적으로 수용 가능한 모형 적합도가 나타나 원칙도의 요인 구조를 유지하였으나, 원판과 상이한 부하 양상을 보이는 문항의 개념적 명확성을 보다 높이기 위해서는 후속 연구에서 문항 표현을 정교화하거나 문

항 구성 자체를 재검토하는 추가적인 검토가 필요할 것으로 판단된다.

참 고 문 헌

- 김지현, 김복환, 하문선 (2011). 간편형 한국어 BFI(Big Five Inventory) 타당화 연구. *인간이해*, 32(1), 47-65.
- 김형택, 현명호 (2019). 범불안장애 성향 집단의 정서변화가능성의 신념과 우울 및 불안 간의 관계에서 인지적 정서조절전략의 매개효과. *스트레스 연구*, 27(4), 337-343.
- 송수현, 서장원 (2025). 한국판 Perth 정서 조절 능력 척도(K-PERCI)의 타당화 연구. *한국심리학회지: 건강*, 30(4), 761-781.
- 손재민 (2005). 정서조절 방략 사용에서의 개인차 [석사학위논문, 서울대학교 대학원]. <https://doi.org/10.23170/snu.00000050455.11032.0000687>
- 이민규, 이영호, 박세현, 손창호, 정영조, 홍성국, 이병관, 장필립, 윤애리 (1998). 한국판 식사태도검사-26 (KEAT-26) 표준화 연구 I: 신뢰도 및 요인분석. *정신신체의학*, 6(2), 155-175.
- 노은정, 황순택, 구형모, 이숙희 (2008). 성격장애 진단 검사 의존성과 회피성 소척도의 신뢰도와 타당도. *한국심리학회지: 임상*, 27(1), 311-332.
- Becerra, R., Preece, D. A., & Gross, J. J. (2020). Assessing beliefs about emotions: Development and validation of the Emotion Beliefs Questionnaire. [Article] *PLOS ONE*, 15(4), e0231395. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0231395>
- Becerra, R., Naragon-Gainey, K., Gross, J. J., Ohan, J., & Preece, D. A. (2024). Beliefs about emotions: Latent structure and links with emotion regulation and psychopathology. *Journal of Affective Disorders Reports*, 16, Article 100728. <https://doi.org/10.1016/j.jadr.2024.100728>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 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.
- De Castella, K., Goldin, P., Jazaieri, H., Ziv, M., Dweck, C. S., & Gross, J. J. (2013). Beliefs about emotion: Links to emotion regulation, well-being, and psychological distress. *Basic and Applied Social Psychology*, 35(6), 497-505.
- Deng, X., An, S., & Cheng, C. (2019). Cultural differences in implicit and explicit attitudes toward emotion regulation. *Personality and Individual Differences*, 149, 220-222. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.05.057>
- Dweck, C. S. (1986). Motivational processes affecting learning. *American Psychologist*, 41(10), 1040-1048.
- Dweck, C. S., & Leggett, E. L. (1988). A social-cognitive approach to motivation and personality. *Psychological Review*, 95(2), 256-273.
- Emilie, F. W., Hansen, L., & Nordrum, T. (2025). The Norwegian version of the Emotion Beliefs Questionnaire: Factor structure and validity. *Scandinavian Journal of Psychology*, 66(1), 45-59.
- Ford, B. Q., & Gross, J. J. (2018). Emotion regulation: Why beliefs matter. *Canadian Psychology*, 59(1), 1-12.
- Ford, B. Q., & Gross, J. J. (2019). Why beliefs about emotion matter: An emotion-regulation perspective. *Current Directions in Psychological Science*, 28(1), 74-81.
- Frederiksen, C., Solbakken, O. A., Licht, R. W., Jørgensen, C. R., Rodrigo-Domingo, M., &

- Tell us, G. K. (2021). Emotional dysfunction in avoidant personality disorder and borderline personality disorder: A cross-sectional comparative study. *Scandinavian Journal of Psychology*, *62*(6), 878-886. <https://doi.org/10.1111/sjop.12771>
- Gross, J. J., & Jazaieri, H. (2014). Emotion, emotion regulation, and psychopathology: An affective science perspective. *Clinical Psychological Science*, *2*(4), 387-401. <https://doi.org/10.1177/2167702614536164>
- Gross, J. J. (2015). Emotion regulation: Current status and future prospects. *Psychological Inquiry*, *26*(1), 1-26.
- Gutzweiler, R., & Gr uning, D. J. (2025). Measuring four facets of emotion beliefs in Germany: A German-language adaptation of the EBQ and its comparability across gender and different emotion abilities. *PLOS ONE*, *20*(1), Article e0316007. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0316007>
- Hong, E. J., & Kangas, M. (2022). The relationship between beliefs about emotions and emotion regulation: A systematic review. *Behaviour Change*, *39*(4), 205-234. <https://doi.org/10.1017/bec.2021.23>
- Johnston, T. E., Gross, J. J., Chen, W., McEvoy, P., Becerra, R., & Preece, D. A. (2025). Emotion beliefs and emotion regulation strategy use. *Personality and Individual Differences*, *240*(9), Article 114500.
- Kamaze, M. M., & Levine, L. J. (2018). Data versus Spock: Lay theories about whether emotion helps or hinders. *Cognition and Emotion*, *32*(3), 549-565. <https://doi.org/10.1080/02699931.2017.1326374>
- Kamaze, M. M., & Levine, L. J. (2020). Lay theories about whether emotion helps or hinders: Assessment and effects on emotional acceptance and recovery from distress. *Frontiers in Psychology*, *11*, Article 183. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00183>
- Karstoft, K. I., Vindbjerg, E., Nielsen, A. B. S., Andersen, S. B., & Folke, S. (2025). The factor structure of the International Trauma Questionnaire - Heywood cases in confirmatory factor analysis. *European Journal of Psychotraumatology*, *16*(1). <https://doi.org/10.1080/2008066.2024.2444745>
- Kashimura, M., Ishizu, K., & Becerra, R. (2023). Psychometric examination of the Japanese version of the Emotion Beliefs Questionnaire. *Japanese Psychological Research*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1111/jpr.12491>
- Klein, N. D., Bravo, A. J., Conway, C. C., Keough, M. T., Pilatti, A., Mezquita, L., Henson, J. M., Hogarth, L., Ib a nez, M. I., Kaminer, D., Ortet, G., Pearson, M. R., Prince, M. A., Read, J. P., Roozen, H. G., Ruiz, P., ... Cross-Cultural Addictions Study Team. (2024). Individualism, collectivism, and emotion regulation: A cross-cultural examination among young adults from seven countries. *Current Psychology*, *43*(31), 26007-26018. <https://doi.org/10.1007/s12144-024-06226-8>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford Press.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, *39*(1), 31-36. <https://doi.org/10.1007/BF02291575>
- 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.annr.2018.11.006>

- Ma, X., Tamir, M., & Miyamoto, Y. (2018). A socio-cultural instrumental approach to emotion regulation: Culture and the regulation of positive emotions. *Emotion, 18*(1), 138-152. <https://doi.org/10.1037/emo0000315>
- Manser, R., Cooper, M., & Trefusis, J. (2012). Beliefs about emotions as a metacognitive construct: Initial development of a self-report questionnaire measure and preliminary investigation in relation to emotion regulation. *Clinical Psychology and Psychotherapy, 19*(3), 235-246.
- Marsh, H. W., & Hau, K. T. (1999). Confirmatory factor analysis: Strategies for small sample sizes. In R. H. Hoyle (Ed.), *Statistical strategies for small sample research* (pp. 251-284). Sage Publications.
- Marsh, H. W., Wen, Z., & Hau, K. T. (2004). Structural equation models of latent interactions: Evaluation of alternative estimation strategies and indicator construction. *Psychological Methods, 9*(3), 275-300. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.3.275>
- Preece, D. A., Becerra, R., Robinson, K., Dandy, J., & Allan, A. (2018). Measuring emotion regulation ability across negative and positive emotions: The Perth Emotion Regulation Competency Inventory (PERCI). *Personality and Individual Differences, 135*, 199-210.
- 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>
- Ranjbar, S., Mazidi, M., Gross, J. J., Preece, D., Zarei, M., Azizi, A., & Becerra, R. (2023). Examining the cross-cultural validity and measurement invariance of the Emotion Beliefs Questionnaire (EBQ) in Iran and the USA. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 43*(3), 755-766.
- Rogier, G., Cavalli, R. G., Maggiolo, C., & Velotti, P. (2023). Factorial structure of the Emotional Beliefs Questionnaire: Testing measurement invariance and competitive models. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 43*(2), 558-571. <https://doi.org/10.1007/s10862-023-10038-8>
- Spawton-Rice, J. (2025). *The emotion, regulation and mental health pathway: The relationship between emotion control beliefs, mental health and regulation for learners in alternative and mainstream provision* (Doctoral thesis). University College London.
- Stevens, J. P. (2002). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (4th ed.). Lawrence Erlbaum Associates.
- Tamir, M., John, O. P., & Srivastava, S. (2007). Implicit theories of emotion: Affective and social outcomes across a major life transition. *Journal of Personality and Social Psychology, 92*(4), 731-744.
- Veilleux, J. C., Salomaa, A. C., Shaver, J. A., Zielinski, M. J., & Pollert, G. A. (2015). Multidimensional assessment of beliefs about emotion: Development and validation of the Emotion and Regulation Beliefs Scale. *Assessment, 22*(1), 86-100.
- Vuillier, L., Joseph, J., Somerville, M. P., & others. (2021). Believing emotions are uncontrollable is linked to eating disorder psychopathology via suppression and reappraisal. *Journal of Eating Disorders, 9* Article 43. <https://doi.org/10.1186/s40337-021-00395-8>
- Yu, C. F., Haase, C. M., & Chang, J. H. (2023). Habitual expressive suppression of positive, but

not negative, emotions consistently predicts lower well-being across two culturally distinct regions. *Affective Science*, 4(4), 684-701. <https://doi.org/10.1007/s42761-023-00221-1>

원고접수일: 2025년 9월 16일

논문심사일: 2025년 11월 19일

게재결정일: 2025년 12월 17일

Validation of the Korean Version of the Emotion Beliefs Questionnaire (EBQ-K)

Soronzonbold Davaasambuu
Department of Psychology,
Jeonbuk National University

Jangwon Seo
Department of Psychology,
Jeonbuk National University

Beliefs about emotions are closely linked to emotion regulation, psychological adjustment, and mental health. While only a few scales exist to measure these beliefs, none effectively evaluate the overarching dimensions and valence (positive vs. negative) of emotions. To fill this gap, the Emotion Beliefs Questionnaire - Korean version (EBQ-K) was developed. This study assessed the reliability and validity of the EBQ-K among 880 Korean adults (440 men and 440 women, with 220 participants in each age group). Various measures were employed, including the DASS-12, eating attitudes, avoidant personality disorder scale, and existing emotion regulation and belief assessments. The findings demonstrated strong internal consistency, and both exploratory and confirmatory factor analyses supported a four-factor structure that aligns with the original scale. Additionally, convergent and discriminant validity were confirmed, along with measurement invariance across age groups. Multiple regression analyses revealed that the EBQ-K sub-factors significantly predicted levels of depression, anxiety, and stress. These results indicate that the EBQ-K is a reliable and valid instrument for assessing emotion beliefs, with potential applications in clinical and counseling contexts.

Keywords: Korean Emotion Beliefs Questionnaire (EBQ-K), emotion beliefs, negative emotion, positive emotion, validation