

한국판 행동적 정서조절 전략 질문지(K-BERQ)의 타당화

김 소 영

경북대학교 교육학과 / 박사수료

김 진 숙[†]

경북대학교 교육학과 / 교수

본 연구의 목적은 행동적 정서조절 전략을 측정하기 위해 개발된 Kraaij와 Garnefski(2019)의 BERQ(Behavioral Emotion Regulation Questionnaire)를 한국 성인을 대상으로 타당화하는 데 있다. 이를 위해 원척도 개발자 Vivian Kraaij의 허가를 받은 후 번역과 역번역 과정을 거쳐 개념적 동등성을 확보하였고, 온라인 설문시스템으로 전국 20세~59세 성인 600명의 자료를 수집, 분석하였다. 예비연구 자료($n=300$)를 활용한 문항 분석과 탐색적 요인분석 결과 문항 양호도가 입증되었고, 원척도와 동일한 20문항, 5요인이 도출되었다. 이후 본연구 자료($n=300$)를 활용한 확인적 요인분석에서 5요인 모형의 적절성을 확인하였다. 이 과정에서 하위요인의 2차 위계 구조가 개발자들의 제안과는 다르게 확인되면서 사회·문화적 요인이 정서를 조절하는 방식에 영향을 줄 수 있음이 시사되었다. 준거관련 타당도는 K-BERQ와 정서조절곤란, 우울, 불안과의 상관관계를 통해 검증하였다. 아울러 성별(남/여), 연령대(20·30대/40·50대)에 따른 측정동등성의 측정단위동일성을 검증하여 성과 연령이 다르더라도 측정된 점수가 동일한 의미인 것을 확인하였고, 이를 기반으로 행동적 정서조절 전략의 사용 빈도를 성별과 연령대별로 비교하였다. 설문 종료일로부터 4주의 간격을 둔 검사-재검사 신뢰도 검증을 통해 측정 시기에 따른 안정성을 입증하였다. 마지막으로 연구의 의의 및 제한점을 논하였다.

주요어 : 정서조절, 정서조절 전략, 행동적 정서조절, 척도, 타당화

[†] 교신저자 : 김진숙, 경북대학교 교육학과, 대구시 북구 대학로 80, 사범대학 818호

Tel: 053-950-5813, E-mail: flow@knu.ac.kr



Copyright ©2024, The Korean Counseling 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.

정서는 개인의 주관적 경험 및 행동, 말초 생리학과 느슨하게 결합되어 이것들의 변화를 수반한다(Mauss et al., 2005). 따라서 정서는 우리의 일상생활 곳곳에 자리하며 삶에 지대한 영향을 미친다. 이 중요성에 입각해 정서조절 분야가 1990년대 중반에 등장한 이래로 지난 30여 년 동안 정서조절은 웰빙뿐만 아니라 거의 모든 정신병리 및 심리적 문제와 밀접한 관련이 있다는 것이 입증되고 있다. 이를 구체적으로 살펴보면 다양한 경험적 연구에서 긍정적(적응적) 정서조절이 웰빙(안녕감, 행복감)에 영향을 미친다고 보고됐다(신주연 등, 2005; Vally & Ahmed, 2020). 아울러 많은 학자들은 만성적으로 반복되는 정서조절의 실패 즉, 정서조절곤란이 우울 장애, 불안 장애, 경계선 성격 장애, 외상 후 스트레스 장애 등에 중요한 역할을 한다고 주장했다(주혜선 등, 2014; Cisler et al., 2010; Joormann & Stanton, 2016; Löffler et al., 2018). 이러한 이유에서 연구자들은 불쾌한 정서를 감소시키고 상황과 목적에 따라 적절하게 정서적 흥분을 다루는 다양한 정서조절 전략을 확인하고(Eisenberg et al., 1997; Gross, 2001; Parkinson & Totterdell, 1999), 정신병리에 영향을 미치는 부정적(부적응적) 전략과 정신건강에 기여하는 긍정적 전략의 유형을 밝히는 데 관심을 가졌다(Garnefski et al., 2001; Gross & John, 2003).

하지만 정서조절 및 정서조절 전략의 중요성에 대한 인식이 증가하고 관련한 연구가 누적되고 있는 것에 비해 이를 측정하는 도구는 미비하다. 그 이유로는 먼저 정서조절 연구자들 간에 합의된 개념화가 부족하다는 점을 들 수 있다(Gratz & Roemer, 2004). 정서조절의 개념 정의에서 일부 연구자들(Cortez & Bugental, 1994; Garner & Spears, 2000)은 부정적인 정서

경험 및 표현의 통제와 정서적 흥분의 감소를 강조한다. 이에 비해 다른 연구자들(Cole et al., 1994; Thompson, 1994)은 정서조절은 정서 통제와 같지 않다는 점을 지적하면서, 정서조절에는 부정적 정서를 억제하거나 가라앉히는 것뿐만 아니라 정서적 흥분을 유지하고 강도를 높이는 것도 포함된다고 역설했다. 한편 정서조절을 대처와 동일한 개념으로 사용하는 연구자들(Compas et al., 2017; Garnefski et al., 2001; Wang & Saudino, 2011)은 스트레스에 대응하는 과정으로서 의식적이고 목적적이며 의도적인 생각과 행동을 필요로 하는 노력으로 보았다. 또 다른 일각에서는 정서가 발생하는 맥락과 정서를 형성하고 이에 영향을 미칠 수 있는 인지 과정, 표현되는 행동 반응을 조절하는 일련의 과정을 정서조절이라 하며 조절 과정의 중심적 역할을 강조했다(Eisenberg et al., 1997; Gross & Thompson, 2007). 이처럼 연구자들마다 정서조절에 대한 정의를 달리하고, 구성개념이 상이하어 이를 측정할 수 있는 도구도 다양성을 지니고 혼재해 있는 실정이다.

다음으로 광범위한 정서조절 전략을 포괄하는 명확한 분류 체계가 없는 점을 들 수 있다. Lazarus와 Forkman(1984)의 스트레스-대처 모델은 정서조절 전략에 관한 초기 연구에 많은 영향을 미쳤다. 이들은 대처 전략을 크게 두 가지 즉, 문제 중심적 대처 전략과 정서 중심적 대처 전략으로 나누었다. 문제 중심적 대처 전략은 스트레스를 유발하는 문제행동, 환경 조건을 직접적으로 변화시키려는 노력으로 문제해결 전략들이 이에 속한다. 정서 중심적 대처 전략은 스트레스로 인한 정서적 반응을 조절하기 위한 방법을 의미하며 회피, 선택적 주의 등이 있다. 또한 정서조절 전략

을 정서조절이 이루어지는 과정 측면에서 구분하기도 한다. Gross(1998)의 정서조절 과정 모델에서는 정서가 발생하는 시간적 흐름에 따라 정서조절이 이루어지는 과정을 5단계의 모형으로 제시했다. 5단계는 차례대로 상황 선택, 상황 수정, 주의 전개, 인지적 변화, 반응 수정이다. 그리고 정서적 반응의 활성화 전후를 기준으로 앞의 네 단계를 선행사건 초점 정서조절 과정으로, 마지막 단계를 반응 초점 정서조절 과정으로 나누었다. 선행사건 초점 정서조절 과정에서는 정서적 영향을 바꾸기 위해 상황에 대한 자신의 평가를 수정하는 인지적 재평가 전략을 사용하고, 반응 초점 정서조절 과정에서는 정서 표현 행동을 억제하기 위한 지속적인 노력으로 표현 억제 전략을 사용한다. 한편 Parkinson과 Totterdell (1999)은 정서조절 전략을 경험적으로 수집하여 이를 요인분석한 결과를 행동적 범주의 정서조절 전략 위계 구조와 인지적 범주의 정서조절 전략 위계 구조로 나누어 제안했다. 이들과 유사하게 Garnefski 등(2001)은 인지적 평가 과정이 행동을 취하는 과정보다 선행한다는 가정하에 인지적 대처(정서조절)와 행동적 대처(정서조절)로 구분했다. 이는 Gross(2001)가 말하는 정서 발생 과정 중 인지적 변화 단계에서 개인이 정서조절을 위해 사용하는 인지적 전략과 반응 수정 단계에서 보이는 행동적 전략의 구성과 일맥상통한다. 나아가 Young 등(2007)은 인지적, 행동적 전략으로 분류하던 기존의 구분 방식에 체험적 전략을 추가했다. 이는 심리치료 영역에서 인지적, 행동적 접근 관점에 체험적 접근을 추가하여 정서적 정보처리의 역할을 강조하는 시도들(Greenberg, 2002; Greenberg et al., 1993)이 이어진 결과이다. 이후 정서조절을 개인내적 측면과 대인관

계적 측면으로 구분하는 시도가 이루어졌고 (Zaki & Williams, 2013), 다른 한편에서는 정서조절 전략 사용의 선행요인으로 정서조절 자기효능감을 언급하며 이것이 정서조절 전략 사용에 미치는 영향을 조명하기 시작했다(De Castella et al., 2018). 이처럼 정서조절 전략의 분류는 이론 및 경험적 근거에 의해 이루어졌으나 이를 포괄하는 체계적인 분류 체계는 존재하지 않는다. 이상의 내용처럼 연구자들 간 정서조절에 대한 합의된 정의와 분류 체계가 없다는 이유에서 정서조절 혹은 정서조절 전략 척도가 충분히 갖춰지지 못했으며, 결국 연구자의 관심사에 따라 척도를 선정해 사용하고 있다(이지영, 2008).

지금까지 국내에서 정서조절이나 정서조절 전략을 측정하기 위해 흔히 사용한 도구는 정서조절 질문지(Emotion Regulation Questionnaire: ERQ), 한국판 인지적 정서조절 전략 질문지(Korean Version of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire: K-CERQ), 정서조절 방략 질문지(Emotion Regulation Strategy Questionnaire: ERSQ)이다. 이 세 척도를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 먼저 ERQ는 Gross와 John (2003)이 앞서 제시한 정서조절 과정 모델 (Gross, 1998)에 근거해 제작한 척도이다. 이를 국내에서 손재민(2005)이 번안하여 대학생을 대상으로 설문을 실시했고, 그 결과 원척도와 동일하게 2요인을 확인했다. 인지적 재평가 6 문항, 표현 억제 4문항의 총 10문항으로 구성되어 있으며, 각각의 내적 합치도는 .85와 .73 이었다. 그러나 이 척도는 인지적 재평가와 표현 억제 전략만을 측정하며 다양한 정서조절 전략을 포괄하지 못하고 있다는 점에서 그 한계가 뚜렷하다. 이와 관련하여 Gross(2015)는 정서조절 개입이 재평가와 같은 좁은 범위의

정서조절 과정에 초점을 맞춘 것에 한계를 지적하며 다른 전략으로 영역을 넓힐 필요성을 제기했다. 국내에서 ERQ를 번안한 손재민(2005)도 각 전략의 효과성 분석이나 해석에서 매우 주의를 요하는 만큼 각각의 개념을 더 세분화할 여지가 있음을 피력했다.

다음으로 CERQ는 Garnefski 등(2001)이 인지적 접근을 통한 정서조절에 초점을 맞춰 개발한 척도이다. 이들은 정서조절을 대처와 동일한 개념으로 보았으며, 인지와 행동은 서로 다른 시점에서 사용되는 서로 다른 과정이기 때문에 인지적 대처와 행동적 대처는 동일한 차원에서 범위를 지정해서는 안 된다고 주장했다. 이에 우선적으로 정서조절을 의식적이고 인지적인 개념으로 바라보고, 인지적 전략을 체계적이고 포괄적으로 규명하고자 했다. CERQ는 수용, 해결중심사고, 균형있게 바라보기, 긍정적 재초점, 긍정적 재평가, 자기 비난, 타인 비난, 반추, 과국화의 9가지 전략, 총 36 문항으로 구성됐다. 청소년을 대상으로 만들어진 원척도를 국내에서는 안현의 등(2013)이 대학생을 대상으로 요인분석 및 신뢰도, 타당도 검증을 실시했다. 한국판 CERQ(K-CERQ)는 수용 요인의 13번 문항이 제거되어 35문항으로 이루어졌으며, 원척도에서 제안한 9요인 구조가 적합함을 확인했다. 하위요인별 내적 합치도는 .63~.89를 보였다. 이와 같이 Garnefski 등(2001)은 정서조절을 암묵적 인지 과정과 명시적 행동 과정으로 나누었으나 사실상 인지적 정서조절 전략 척도만 개발하여 사용했다. 이에 스트레스에 반응하여 나타나는 행동적 대처 과정에 초점을 둔 측정 도구는 오랜 기간 부재했다(Kraaij & Garnefski, 2019). 이 때문에 스트레스 사건과 정신병리 관계에서 행동적 대처 전략의 역할을 설명하

는 것뿐만 아니라 CERQ를 다양하게 활용하는 측면에서도 한계가 제기됐다. 이러한 예로 통합된 인지 및 행동 프로그램의 개발이나 인지적·행동적 전략의 관계 연구 등의 제약을 들 수 있다(Kraaij & Garnefski, 2019).

한편 국내에서 이지영과 권석만(2007)은 정서조절 전략을 체계적으로 분류하고 포괄적으로 측정하기 위해 인지적, 체험적, 행동적 범주로 구성된 ERSQ를 개발했다. 이 척도는 대학생을 대상으로 했고, 인지적 전략 29문항(5개 요인), 체험적 전략 18문항(5개 요인), 행동적 전략 22문항(6개 요인)으로 구성됐다. 내적 합치도는 차례로 .81, .77, .85였다. 이 척도의 개발자들은 다양한 정서조절 전략을 세 가지 범주로 나누는 방식의 체계적인 분류 체계를 제안했고, 국내 대학생을 대상으로 개발됐다는 점에서 그 의의가 상당하지만 사람들이 자주 사용하는 회피와 같은 정서조절 전략은 배제됐다는 한계가 있다(이지영, 권석만, 2007). 아울러 이 척도의 인지적 전략은 능동적으로 생각하기, 부정적으로 생각하기, 타인 비난하는 생각하기, 수동적으로 생각하기, 인지적으로 수용하기의 5요인으로 구성된다. 이는 상대적으로 더 많은 하위요인을 지닌 K-CERQ와 비교했을 때 자기 비난과 같은 전략이 없거나, 능동적으로 생각하기에 해결중심적 사고와 긍정적 재평가가, 부정적으로 생각하기에 반추 및 과국화가 속하는 등 중요한 전략이 배제됐거나 하나의 하위요인에 다양한 전략이 혼재해 있어 포괄적이고 세부적인 인지적 전략 측정에 제한이 있다. 게다가 개발 과정에서 문항을 선별하고 이를 탐색적 요인 분석할 때 인지적·체험적·행동적 전략이 한데 섞여있는 전체 문항을 토대로 실시한 것이 아니라 애초에 각 범주별로 구성된 문항들을

바탕으로 했다. 이에 전체 문항을 요인분석 할 경우 세 범주로 요인이 구분되는 것이 아니라 수동적이고 주의 분산적인 전략, 부정적인 생각이나 감정에 압도되어 부적응적인 방식으로 조절을 시도하는 전략, 직접적이고 적극적으로 접근하는 전략으로 구분되어(이지영, 2008) 척도의 구성 및 구조가 모호하다는 한계가 있다.

이상의 척도들은 정서조절에 대한 연구자들 간에 합의된 정의와 분류 체계가 없는 실정에 각각의 뚜렷한 특징과 한계가 있다. 따라서 연구자는 정서조절 전략 척도를 선정하는 데 주의가 필요하다. 특히 주로 활용되는 CERQ는 인지적 전략을 세분화하고 포괄적으로 측정하는 척도임에도 불구하고 행동적 차원의 전략을 측정하는 척도가 부재한 탓에 좀더 효과적인 사용에 제약이 있었다. 이러한 필요성에 의해 Kraaij와 Garnefski(2019)는 행동적 정서조절 전략 질문지(Behavioral Emotion Regulation Questionnaire: BERQ)를 개발했다. 국외에서는 이 척도의 활용을 통해 몇 가지 제한적인 정서조절 전략에 초점을 맞추던 방식에서 벗어나 인지적·행동적 과정을 포함하는 광범위한 정서조절 전략을 탐색하는 방향으로 변화했다(Preece et al., 2021; Preece et al., 2023). 아울러 다양한 정서조절 전략과 정신병리 혹은 심리적 문제와의 관련성을 입증하고자 했으며, 이를 통해 각각의 정신장애에 맞는 포괄적이고 표적화된 일련의 정서조절 전략을 확인하여 치료 효과를 최적화하는 데 기여하고자 했다(Preece et al., 2021).

이러한 필요성에 의해 개발된 BERQ는 사람들이 부정적이거나 불쾌한 일을 겪을 때 행동적 측면에서 대체로 어떻게 대처하는지 평가하는 데 사용된다. 이 척도의 문항 개발은

CERQ 개발에 사용된 방법과 동일하게 이론 또는 합리적 접근법을 기반으로 이루어졌다. 구체적으로 살펴보면, BERQ의 개발자들은 기존의 대처 척도인 the Coping Inventory for Stressful Situations(CISS: Endler & Parker, 1990), the Coping Orientation to the Problems Experienced(COPE: Carver et al., 1989), the Ways of Coping Questionnaire(WCQ: Folkman & Lazarus, 1988)을 활용해 행동적 대처를 개념화했다. 아울러 이 척도들에서 행동 차원의 문항을 그대로 사용하거나 재구성했고, 비행동적 대처 전략을 행동적 차원으로 변환했으며 합리적 근거를 바탕으로 새로운 전략을 추가했다. 이렇게 만들어진 초기 32개 문항을 시작으로 다양한 파일럿 연구를 수행했고, 이 과정에서 요인부하량이 낮은 문항은 수정하거나 제거하여 최종 20문항을 도출했다. 문항들은 행동적 대처 방식에 따라 주의 분산 추구하기, 철수하기, 적극적으로 접근하기, 사회적 지지 구하기, 무시하기의 다섯 가지 전략 즉, 5개 하위요인으로 구분되며 각 하위요인은 4개 문항으로 구성됐다. 이 척도에서 측정하는 다섯 가지 전략의 구성개념은 다음과 같다. 다섯 전략 모두 스트레스가 많은 상황에 대처하기 위한 행동으로 먼저 ‘주의 분산 추구하기’는 다른 일을 함으로써 자신의 정서를 분산시키는 것이다. 다음으로 ‘철수하기’는 그 상황 혹은 사회적 연결로부터 물러서는 것이며, ‘적극적으로 접근하기’는 상황을 해결하기 위해 적극적으로 행동하는 것이다. 아울러 ‘사회적 지지 구하기’는 타인에게 적극적으로 정서를 공유하고 지지와 조언을 구하는 것이며, ‘무시하기’는 상황을 무시하고 아무 일도 없었던 것처럼 행동하는 것이다. 개발자들은 이 5개 하위요인을 정서조절에 관한 고찰 연

구(Joormann & Stanton, 2016)와 대처 척도에 대한 메타분석 연구(Kato, 2015)에서 사용한 전략 분류 방식에 기반해 주의 분산 추구하기, 적극적으로 접근하기, 사회적 지지 구하기를 긍정적 전략으로 예상했고, 철수하기, 무시하기를 부정적 전략으로 보았다. 그러나 개발 과정에서 이러한 분류에 대한 추가 검증은 이루어지지 않았다. 문항 개발 이후 Kraaij와 Garnefski(2019)는 이 척도의 심리측정학적 특성을 확인하기 위해 네덜란드 성인 457명을 대상으로 설문을 실시했다. 그 결과 하위 척도의 내적 일치도가 .86~.91로 높았고, 2년의 기간을 두고 실시한 검사-재검사 신뢰도가 .47~.75로 적절한 수준이었으며, 준거타당도 검증을 위해 실시한 우울, 불안, CERQ와의 상관관계가 부분적으로 유의한 것으로 나타났다. 이 척도는 12세 이상이 사용할 수 있으며, 스트레스 상황을 경험할 때 일반적으로 대응하는 행동 양식(성격 대처) 또는 현재의 특정 스트레스 원에 대응하는 행동 전략(상황 대처)을 구체적으로 평정할 수 있다. 특히 이 척도는 ERSQ의 행동적 전략과 비교했을 때 요인 및 문항 수는 적지만 전략 측면에서 다양성을 지닌다. ERSQ의 행동적 전략에는 비교적 수동적이고 주의 분산적인 전략으로 해석되는 조언이나 도움 구하기, 친밀한 사람 만나기, 기분 전환 활동하기가 있고, 직접적이고 적극적인 전략인 문제해결 행동 취하기가 있다. 반면 폭식하기와 탐닉 활동하기는 행동 전략이지만 전체 문항의 요인분석 결과에서는 어느 요인에도 포함되지 않았다(이지영, 2008). 이는 앞서 ERSQ의 한계로 지적된 회피와 같은 전략이 배제된 것뿐만 아니라 척도의 요인 구성 및 구조의 모호함을 의미한다. 반면 BERQ는 ERSQ의 이러한 한계를 보완할 수 있다. 즉,

회피와 같은 전략으로 철수하기, 무시하기 하위요인이 있으며, 주의 분산 추구하기, 적극적으로 접근하기, 사회적 지지 구하기 세 요인도 각각의 전략으로 고유한 특징을 지닌다.

이처럼 이 척도는 행동적 정서조절의 고유성을 반영하고 있어 K-CERQ와 차별적이며 이와 함께 활용할 경우 상담 및 연구에서 유용성이 클 것으로 예상된다. 아울러 ERSQ의 행동적 전략에서 보이는 한계를 보완한다는 점에서 가치있는 도구로 보인다. 다만 정서를 경험하고 조절하는 방식은 문화적 요인의 영향을 받을 수 있기 때문에(Ford & Mauss, 2015) 척도 타당화에 앞서 정서조절 전략과 관련한 한국 문화의 특성을 이해할 필요가 있다. 우리나라는 유교 집단주의 문화에 근간해 체면, 예의와 같은 문화적 가치들을 선호하며 개인이 솔직하고 강렬하게 자신의 정서나 의사를 표현하는 것을 지양해 왔다(박가현 등, 2020). 가령 한(恨)의 민족 정서나 화병과 같은 문화적 증후군은 정서를 억누르고 참는 것을 미덕으로 여기는 한국인의 민족성을 잘 반영하는 대목이다. 또한 우리나라를 동방예의지국이라 일컫는 것에서 볼 수 있듯이 한국인은 개인주의 성향보다 집단 내 조화를 유지하기 위해 갈등을 회피하거나 중재하며 때로는 관용을 베푸는 특성이 뚜렷하다(Kuo, 2011). 이와 같은 한국 문화의 특성은 정서조절과 관련해 한국인의 독특한 특성이 존재함을 시사한다. 이 외에도 스트레스 원이 문화에 따라 다르게 경험될 수 있고 실제 대처 행동을 취할 때 활용하는 사회적 자원이 문화마다 상이할 수 있다(Aldwin, 1994)는 주장 역시 정서조절 전략에 대한 다문화적 관점의 필요성을 추가적으로 시사한다.

이에 본 연구에서는 이러한 다문화적 관점

을 고려해 BERQ를 우리나라 문화에 맞게 타당화함으로써 한국인 특유의 정서조절 전략에 대해 고찰할 필요성을 제기하고자 한다. 이에 BERQ 원척도 개발 연구와 이미 각 문화에 맞게 타당화 과정을 거친 터키판(Tuna, 2020), 중국판(Zhao et al., 2020), 이란판(Ranjbar et al., 2021), 인도판(Bhat et al., 2021), 일본판(山根隆宏 et al., 2021) 연구를 살펴보고, 본 연구를 위한 고려 사항들을 다음과 같이 분석했다. 첫째, 원척도 개발 및 여러 나라의 타당화 결과 모두 동일하게 5요인이 도출되었지만, 몇몇 문항의 특정 요인에 대한 부하량이 부적절한 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면 이론 기반 또는 합리적 접근법을 사용해 구성한 척도의 요인은 다섯 가지 행동적 정서조절 전략을 설명할 수 있는 5요인 구조가 전반적으로 적절했다. 하지만 인도판에서는 확인적 요인분석에서 요인부하량이 낮은 20번 문항을 삭제한 후 19문항에 대한 수정된 5요인 모델의 모형 적합 지수가 적절한 것으로 나타났다(Bhat et al., 2021), 터키판과 이란판에서도 요인부하량이 낮은 몇몇 문항이 보고됐다(Ranjbar et al., 2021; Tuna, 2020). 따라서 국내 타당화 과정에서 요인 수뿐만 아니라 특정 요인에 부하하는 각 문항의 요인부하량을 살펴볼 필요가 있다.

둘째, 원 개발자들의 제안대로 다섯 가지 전략들을 상위 두 범주(긍정적/부정적)로 구분하는 2차 위계 모형이 적합한지, 또한 긍정적 전략에는 주의 분산 추구하기, 적극적으로 접근하기, 사회적 지지 구하기가 속하고 부정적 전략에는 철수하기, 무시하기가 속하는지를 경험적으로 확인할 필요가 있다. 개발자들은 문헌(Joormann & Stanton, 2016; Kato, 2015)을 바탕으로 이러한 구성을 제안하는 데 그쳤지

만 이후 터키판과 인도판에서는 이 구성의 2차 위계 모형을 검증했고 그 결과 부적절한 것으로 나타났다(Bhat et al., 2021; Tuna, 2020). 이들 연구에서 ‘주의 분산 추구하기’와 ‘무시하기’가 정적 상관을 보인 점이 주목할 만하다. 이는 애초에 긍정적 전략으로 분류되었던 ‘주의 분산 추구하기’가 부정적 전략으로 분류될 가능성을 시사한다. 또한 이런 결과에 대해 Tuna(2020)는 문화적 차이가 반영된 결과일 수 있음을 언급했다. 이에 본 연구에서는 개발자들이 제시한 대로 2차 위계 모형이 적절한지 혹은 ‘주의 분산 추구하기’가 긍정적 전략에 속하는 2차 위계 모형이 적절한지를 확인하고 그 의미를 논의하고자 한다.

셋째, 성별 차이는 대처 전략의 내용에서 흔하게 탐색할 정도로 중요하다(Kelly et al., 2008). 이러한 맥락에서 중국판과 이란판에서는 성별 차이를 검증했고, 그 결과 두 나라 모두 여성이 ‘사회적 지지 구하기’와 ‘철수하기’에서 유의하게 높은 점수를 보고했다(Ranjbar et al., 2021; Zhao et al., 2020). 아울러 중국판에서는 남성이 여성보다 ‘적극적으로 접근하기’를 유의하게 더 많이 사용하는 것으로 나타났다(Zhao et al., 2020). 정서조절 전략의 사용에는 사회·문화적 영향이 반영되지만(Ranjbar et al., 2021) 동북아시아 문화권에 속하는 중국과 중동 문화권의 이란에서 유사한 결과가 보고된 것은 정서조절 전략의 사용에 있어서 성별이 지니는 특징이 존재할 가능성을 시사한다(Nolen-Hoeksema & Aldao, 2011). 따라서 본 연구에서는 선행연구들을 참고해 남녀 집단 간 점수가 의미하는 바가 동일한지 검증하고 남녀 집단에 따른 행동적 정서조절 전략을 비교하고자 한다.

마지막으로 원척도의 연구대상은 여성이

81.2%로 높은 비율을 차지했고, 평균 연령은 45.6세였다. 주로 고등 교육을 받은 중년의 취업 여성들을 대상으로 하였기 때문에 다른 문화적 배경을 가진 다양한 그룹의 사람들에게도 타당화 연구가 수행되어야 한다(Kraaij & Garnefski, 2019). 특히 대처와 정서조절은 연령에 따라 몇 가지 발달 패턴이 존재한다(Skinner & Zimmer-Gembeck, 2007; Thompson & Goodman, 2010). 이를 살펴보면, 연령이 증가할수록 사회적 관계를 사용하는 데 있어서 발전적으로 변화하고 주체성이 증가하며, 인지적으로 복잡한 과정(예: 인지 재평가)을 활용하는 능력이 향상된다. 아울러 점차 뚜렷한 행동적 전략(예: 회피, 주의 분산)을 사용하며 스트레스나 정서에 대응하여 더 넓은 범위의 전략을 유연하게 활용할 수 있다. 이러한 발달과 그로 인한 전략의 숙련된 사용은 유년기와 청소년기 과정에 걸쳐 나타나며, 이는 이후 발달 시점에서 위험 또는 회복력의 원천으로 작용할 수 있다(Skinner & Zimmer-Gembeck, 2007). 한편 노인은 젊은 성인에 비해 부정적인 자극보다 긍정적인 자극을 선호하고(Mather

& Carstensen, 2003), 자신의 정서 관리에 더 많은 관심을 기울이며(Lawton et al., 1992), 부정적 정서를 경험하더라도 이를 더 잘 조절한다(강효신, 권정혜, 2019; Carstensen, 1992). 이와 같이 정서조절의 발달적 측면에 관심을 가진 학자들은 정서조절 전략이 전 생애에 걸쳐 발달하고 변화한다고 보았으며(Thompson & Goodman, 2010), 나이가 증가함에 따라 정서조절 능력이 향상될 것으로 예상했다(Carstensen, 1992; Lawton, 1989). 이에 본 연구는 국내 성인을 대상으로 BERQ의 타당화 검증을 시도하고자 한다. 특정 대상에 편재해 개발된 원척도의 요인 구조를 연령대와 성비가 고루 분포된 국내 성인에 동일하게 적용할 수 있는지 확인해 보고자 한다. 또한 20·30대(청년층)와 40·50대(중년층)에서 측정된 점수가 동일한 의미를 가지는지 확인하고 연령대별 집단에 따른 행동적 정서조절 전략을 비교하고자 한다.

이상의 검토 내용을 바탕으로 본 연구는 Kraaij와 Garnefski(2019)의 BERQ를 한국 성인을 대상으로 타당화 하고자 한다. 이를 위해 한

표 1. BERQ의 여러 나라 타당화 연구 결과

논문 저자	연구 대상	탐색적 요인분석				확인적 요인분석				
		<i>n</i>	설명량	요인수	문항수	<i>n</i>	Model	χ^2/df	CFI	RMSEA
Bhat et al. (2021)	Indian	385	62%	5	19	385	5	3.49	.84	.08
Kraaij & Garnefski (2019)	Netherland	457	78.6%	5	20					
Ranjbar et al. (2021)	Iranian					648	5	3.32	.85	.06
Tuna (2020)	Turkish	160	68.41%	5	20	160	5	2.02	.86	.08
Zhao et al. (2020)	Chinese					816	5	2.93	.93	.04
山根隆宏 et al. (2021)	Japanese					500	5			

주. 山根隆宏 et al. (2021)의 연구는 일본심리학회 연차총회 논문집으로만 존재하여 구체적인 결과를 확인할 수 없음.

국어로 번역한 BERQ를 한국 성인을 대상으로 설문 실시하여 탐색적 및 확인적 요인분석을 통해 요인 구조를 확인하고, 신뢰도 및 준거관련 타당도를 검증하고자 한다. 구체적으로 준거관련 타당도 분석을 위해 K-BERQ와 관련이 있다고 판단되는 변인들과 상관관계를 검증하고자 한다. 정서조절곤란 척도(K-DERS)를 사용해 K-BERQ의 하위요인 중 부정적 전략들과는 정적 관련성을, 긍정적 전략들과는 부적 관련성을 보이는지 확인할 것이다. 또한 우울 장애와 불안 장애와 같은 정서장애를 이해하는 데 있어 특히 정서조절곤란을 강조하기 때문에(Cisler et al., 2010; Joormann & Stanton, 2016) K-BERQ의 하위요인과 우울 척도(CES-D) 및 불안 척도(BAI)와의 상관관계를 확인할 것이다. 추가로 측정동등성 분석을 통해 성과 연령이 다르더라도 측정된 점수가 동일한 의미인지 확인하고, 행동적 정서조절 전략의 사용 빈도를 성별과 연령대별로 비교하고자 한다. 이를 통해 한국인 특유의 행동적 정서조절 방식에 대해 고찰하고 여러 문화에서 실시된 연구 결과와 비교함으로써 정서조절과 관련한 국내·외 비교문화 연구의 활성화를 기대해 볼 수 있을 것이다.

방 법

연구대상

본 연구는 전문 리서치 업체에서 제공하는 온라인 설문시스템을 통해 전국의 만 20세~59세의 성인 662명을 대상으로 설문조사를 실시하였으며, 그 가운데 불성실한 응답을 제외한 600명의 자료를 최종 분석했다. 참여자들

은 설문 참여 댓가로 전문 리서치 업체에서 제공하는 소정의 적립금을 받았다. 연구 참여자는 남녀 각각 300명씩이고, 연령대(20대, 30대, 40대, 50대) 별로 150명씩 분포하였으며 평균 연령은 39.74세(표준편차=10.95)였다. 이들의 학력은 중졸이하 1명(0.2%), 고졸 88명(14.7%), 전문대졸/재학 98명(16.3%), 대졸/재학 344명(57.3%), 대학원졸/재학 69명(11.5%)이었고, 거주 지역은 서울 164명(27.3%), 경기 153명(25.5%), 인천 37명(6.2%), 대구 36명(6.0%), 부산 34명(5.7%), 충남(세종) 29명(4.8%), 경남 28명(4.7%), 대전 25명(4.2%), 경북 20(3.3%), 광주 18명(3.0%), 울산 13명(2.2%), 강원 13명(2.2%), 전북 11명(1.8%), 제주 9명(1.5%), 충북 6명(1.0%), 전남 4명(0.7%) 순이었다.

연구절차

BERQ의 타당화를 위해 원칙도 개발자인 Vivian Kraaij에게 번안 및 타당화 연구를 허가 받은 후 영문판 BERQ를 한국어로 번역했다. 먼저 현직 영어 교사이면서 상담심리 석사학위를 취득한 1인과 영어전공자 1인이 각각 1차 번역을 했다. 2가지 버전의 번역본을 본 연구자가 취합해 척도 개발 연구의 경험이 있거나 정서조절에 대한 이해가 있는 상담심리 박사학위 취득자 4인으로 구성된 전문가집단에 번역의 적절성을 문의했다. 이들이 제시한 의견을 종합해 본 연구자가 번역본을 수정했다(예: 1, 16번 문항 'I engage ~'를 단순히 '참여하다'는 의미를 넘어서 '열중하다'로, 7번 문항 'I withdraw.'가 '나는 혼자만의 시간을 가진다.'일 경우 긍정·부정 모두의 의미를 내포하고 있어 부정적 전략이라면 '나는 그 상황에서 물러난다.'로, 20번 문항 'I block

it out.'이 '나는 그 상황이 없었던 것처럼 여긴다.'로 과하게 의역됐다고 판단해 '나는 그 상황에 대해 지워버리고 그만 생각한다.'로 수정. 이후 이중 언어(한국어, 영어) 사용자인 한국 출생 미국 대학교수 1인이 역번역을 진행했다. 이를 원본 문항과의 개념적 동등성을 점검하기 위해 원칙도 개발자에게 전달했고, 실제적 활용을 위해 원어민 영어 강사 1인이 원본 문항과 역번역된 문항의 동등성을 검토했다. 다음으로 번역본을 연령대별로 2명씩 총 8명의 성인에게 배부하고 인터뷰를 진행하여 문항 이해와 해석에 문제가 없는지를 확인했다. 이 과정을 통해 의미는 동일하지만 응답자가 쉽게 이해할 수 있도록 수정했다(예: 1번 문항 '나는 관련이 없는 다른 활동에 열중한다.'를 '나는 그 일과 관련이 없는 다른 활동에 열중한다.'로 수정). 최종적으로 미국에서 석·박사학위를 취득한 상담 전공 교수 1인에게 자문받아 수정(예: 20번 문항 'block something out'이 불쾌한 생각과 기억을 떨쳐버리다, 지워버리다는 의미이기 때문에 '나는 그 상황에 대해 지워버리고 그만 생각한다.'보다 '나는 그 일을 머릿속에서 지워버린다.'로 수정)한 후에 본 연구자가 문항 내용을 확정했다. 이후 연구 참여 설명문, 인구통계학적 질문지, BERQ, BERQ의 타당도 검증을 위한 측정 도구를 포함한 설문지를 제작하여 전문 리서치 업체에 의뢰했다. 설문 기간은 2023년 9월 18일부터 9월 24일까지였다. 총 600명의 데이터를 각 300명씩 두 집단으로 무선할당하여 표본 1과 2로 나누었다. 표본 1은 문항 분석과 탐색적 요인분석을 실시하는 예비연구 자료로 사용하였으며, 남자 142명(47.3%)과 여자 158명(52.7%), 평균 연령은 39.78세(표준편차=10.84)이었다. 표본 2는 확인적 요

인분석, 준거관련 타당도, 측정동등성, 독립표본 t -검증을 실시하는 본연구 자료로 사용하였으며, 남자 158명(52.7%)과 여자 142명(47.3%), 평균 연령이 39.69세(표준편차 = 11.09)이었다. 두 표본은 인구통계학적 변인(성별, 연령대)에 대한 독립표본 t -검증 결과에서 유의한 차이가 없음을 확인했다(성별: $p=.192$, 연령대: $p=.662$). 마지막으로 설문 종료일로부터 4주가 경과한 10월 23일부터 10월 25일까지 연구 참여자 가운데 일부에게 K-BERQ의 재검사를 진행하여 수집된 총 150명의 데이터로 검사-재검사 신뢰도 분석을 실시했다. 문항 분석과 탐색적 요인분석, 준거관련 타당도 확인, 신뢰도 분석, 독립표본 t -검증을 위해서는 SPSS 18.0, 확인적 요인분석, 측정동등성 검증을 위해서는 Mplus 8.1을 이용했다.

측정도구

행동적 정서조절 전략 질문지

Kraaij와 Garnefski(2019)가 개발한 행동적 정서조절 전략 질문지(Behavioral Emotion Regulation Questionnaire: BERQ)는 개인이 부정적이거나 불쾌한 상황에 직면했을 때 어떤 행동적 정서조절 전략을 사용하는지를 확인하기 위해 개발된 자기보고식 질문지이다. 이에 응답자는 '모든 사람들은 간혹 부정적이거나 불쾌한 일을 겪으며, 이에 각자의 방식으로 대처합니다. 다음은 당신이 부정적이거나 불쾌한 일을 겪을 때 대체로 어떻게 대처하는지를 묻는 문항입니다. 각 문장을 읽고, 당신을 가장 잘 나타내는 것에 표시해 주세요.'라는 지시에 따라 응답하게 된다. 이 척도는 주의 분산 추구하기, 철수하기, 적극적으로 접근하기, 사회적

지지 구하기, 무시하기의 5요인으로 각 4문항씩 총 20문항으로 이루어져 있다. 응답자는 각 문항을 5점 Likert 척도(1 = 전혀 그렇지 않다, 5 = 항상 그렇다)로 평정한다. 각 하위요인별 점수가 높을수록 해당 행동적 전략을 더 자주 사용하는 것을 의미한다. 원판 BERQ의 하위요인별 Cronbach's α 는 차례로 .86, .93, .91, .91, .89였다. 본 연구에서는 차례로 .74, .77, .82, .83, .81이었다.

한국판 정서조절곤란 척도

본 연구에서 준거타당도를 확인하기 위해 Gratz와 Roemer(2004)가 개발하고 조용래(2007)가 번안 및 타당화한 한국판 정서조절곤란 척도(Korean version of the Difficulties in Emotion Regulation Scale: K-DERS)를 사용했다. 이 척도는 정서조절곤란을 다차원적으로 평가하기 위한 것으로 충동통제곤란, 정서에 대한 주의/자각 부족, 정서에 대한 비수용성, 정서적 명료성 부족, 정서조절 전략 접근 제한, 목표지향적 행동 수행의 어려움의 6개 요인이며, 역채점 11문항을 포함하여 전체 35문항이다. 각 문항은 5점 Likert 척도(1 = 거의 그렇지 않다, 5 = 거의 언제나 그렇다)로 평정하며, 총점이 높을수록 정서조절곤란의 정도가 더 크다는 것을 의미한다. 조용래(2007)의 연구에서 전체 Cronbach's α 는 .92였고, 하위요인은 .76 ~ .89이었다. 본 연구에서 전체 Cronbach's α 는 .96이었고, 하위요인은 .80 ~ .89의 분포를 보였다.

통합적 한국판 CES-D

본 연구에서 준거타당도를 확인하기 위해 Radloff(1977)가 개발하고 전경구 등(2001)이 수정 보완한 통합적 한국판 CES-D(Center for

Epidemiologic Studies-Depression Scale)를 사용했다. 이 척도는 지난 한 주 동안의 다양한 우울 경험을 4점 Likert 척도(0 = 극히 드물게, 3 = 거의 대부분)로 평정하며, 역채점 4문항을 포함해 총 20문항으로 구성되어 있다. 대학생과 성인 표본을 대상으로 한 전경구 등(2001)의 연구에서 Cronbach's α 는 .91이었고, 본 연구에서는 .95였다.

한국판 Beck 불안 척도

본 연구에서 준거타당도 확인을 위해 Beck 등(1988)이 개발하고 Kwon(1992)이 번안한 것을 육성필과 김중술(1997)이 타당화한 한국판 Beck 불안 척도(Korean version of Beck Anxiety Inventory: BAI)를 사용했다. 이 척도는 주관적, 신체적 요인의 2개 요인으로 확인됐고, 총 21 문항으로 구성되어 있다. 각 문항은 지난 한 주 동안 불안을 경험한 정도를 4점 Likert 척도(0 = 전혀 느끼지 않았다, 3 = 심하게 느꼈다)로 평정한다. 육성필과 김중술(1997)의 연구에서 Cronbach's α 는 .91이었고, 본 연구에서 .98이었다.

결 과

문항 분석

예비연구 자료의 문항 양호도를 검증하기 위해 문항별 기술 통계치와 문항-총점 간 상관, 문항-하위요인 간 상관, 내적 합치도를 분석했다. 문항의 평균은 2.63에서 3.31이며 표준편차는 .775부터 .966까지의 범위를 보였고, 왜도와 첨도도 정규분포 조건(± 2)을 충족했다. 문항-총점 간 상관에서 문항 2, 12, 17이 각각

표 2. K-BERQ 최종 문항의 기술 통계치와 신뢰도

(n=300)

요인	문항	평균	표준편차	왜도	첨도	내적 합치도	
						문항 제거시 α	Cronbach's α
주의 분산 추구하기	1	3.00	.840	.040	-.351	.69	.74
	6	2.79	.888	.021	-.541	.66	
	11	3.16	.775	-.366	-.307	.64	
	16	3.23	.876	-.083	-.083	.72	
철수하기	2	2.88	.965	-.133	-.811	.71	.77
	7	3.06	.830	.000	-.450	.76	
	12	2.69	.961	.177	-.643	.68	
	17	2.74	.966	.109	-.631	.65	
적극적으로 접근하기	3	3.23	.832	-.138	-.484	.77	.82
	8	3.31	.798	.210	-.365	.75	
	13	3.28	.819	-.190	.207	.77	
	18	2.98	.871	.106	-.254	.77	
사회적 지지 구하기	4	2.84	.914	.024	-.703	.80	.83
	9	3.04	.906	.029	-.588	.78	
	14	3.05	.900	-.071	-.710	.76	
	19	3.10	.862	-.188	-.446	.77	
무시하기	5	2.87	.949	-.004	-.220	.74	.81
	10	2.95	.945	.059	-.557	.74	
	15	2.82	.891	.069	-.586	.71	
	20	2.63	.884	.292	-.282	.81	

.188, .237, .219를 나타냈고, 그 외에는 .30 이상이었다(McCoach et al., 2013). .30 미만을 보이는 3개의 문항 각각을 제거할 경우 내적 합치도가 더 나빠지고, 해당 문항들이 이론적 내용을 표현하고 있다는 점을 고려해 모두 분석에 포함했다. 문항-하위요인 간 상관은 모두 .30 이상이었다. 하위요인별 내적 합치도 (Cronbach's α)를 살펴보면 주의분산 추구하기

.74, 철수하기 .77, 적극적으로 접근하기 .82, 사회적 지지 구하기 .83, 무시하기 .81로 양호했다.

탐색적 요인분석

K-BERQ의 구성요인을 확인하기 위해 20문항에 대한 탐색적 요인분석을 실시했다. 먼저

요인분석이 가능한 자료인지 확인하기 위해 정치를 산출했다. KMO 표준적합도 지수는 KMO 표준적합도 검사와 Bartlett의 구형성 검 .825, Bartlett의 구형성 검정 결과는 $\chi^2=$

표 3. K-BERQ의 문항과 탐색적 요인분석 결과 (n=300)

요인	문항 번호	문항	요인부하량				
			1	2	3	4	5
무시하기	15	나는 어떤 일도 일어나지 않은 것처럼 행동한다.	.838	.054	-.041	.122	-.027
	5	나는 그 상황을 넘기고 아무 일도 없었던 것처럼 행동한다.	.807	.006	-.058	-.113	.044
	10	나는 그 일에 대한 감정을 억누르고 아무 일도 없었던 것처럼 행동한다.	.791	-.039	.002	.060	.034
	20	나는 그 일을 머릿속에서 지워버린다.	.538	-.030	.021	.004	.237
적극적으로 접근하기	13	나는 그 상황을 해결하기 위해 조치를 취한다.	-.166	.851	-.093	.083	.082
	18	나는 그 상황을 해결하기 위해서라면 무엇이든 한다.	.041	.822	-.039	.037	.029
	8	나는 그 상황을 해결하기 위한 시도를 한다.	.113	.808	.101	.029	-.125
	3	나는 그 상황에 대해 무언가를 해보려고 노력한다.	.028	.743	.014	-.103	-.019
사회적 지지 구하기	4	나를 위로해 줄 사람을 찾는다.	.008	-.179	.892	.122	-.043
	19	나를 지지해 줄 수 있는 사람을 찾는다.	.078	.052	.798	-.049	-.051
	14	나는 누군가와 내 감정을 나눈다.	-.061	.001	.779	-.133	.100
	9	나는 누군가에게 조언을 구한다.	-.136	.147	.758	.085	.038
철수하기	17	나는 다른 사람들에게 마음을 닫는다.	.116	.021	.025	.858	-.153
	12	나는 스스로를 고립시킨다.	.158	.029	.066	.834	-.187
	2	나는 다른 사람들을 피한다.	-.279	.012	-.077	.751	.265
	7	나는 그 상황 또는 사람에게서 물러난다.	.053	-.014	.039	.562	.388
주의 분산 추구하기	1	나는 그 일과 관련이 없는 다른 활동에 열중한다.	-.099	-.040	-.021	.062	.822
	11	내 주의를 돌리기 위해 다른 일들을 한다.	.185	.017	-.027	.070	.690
	6	나는 다른 무언가를 하며 걱정을 제쳐둔다.	.275	-.067	.028	-.057	.617
	16	내 기분을 좋게 만드는 활동에 열중한다.	.092	.165	.093	-.239	.564
고유치			4.23	4.11	2.00	1.48	1.09
설명 변량(%)			21.13	20.57	10.00	7.38	5.44
누적 변량(%)			21.13	41.70	51.70	59.08	64.52

2328.48, $df=190$, $p<.001$ 로 나타나 요인분석에 적합한 자료임을 확인했다. 탐색적 요인분석은 주축요인분해 방법으로 요인 수를 고정하지 않고 기준 고유값을 1로 설정하였으며, 요인회전 방법은 사각회전인 promax를 실시했다. 그 결과 원척도와 동일하게 5요인으로 나타났고, 설명된 총 분산은 64.52%였다. 패턴행렬의 요인부하량은 .35 이상의 기준을 충족했고, 두 개의 요인에 교차 부하된 문항 7의 경우 각 요인에 대한 요인부하량 간의 차이가 .10 이상이었기 때문에(Floyd & Widaman, 1995) 철수하기 요인에 속하는 것으로 결정했다. 탐색적 요인분석 결과를 종합해 보면 원척도의 5요인, 20문항이 적절한 것으로 나타났다.

확인적 요인분석

원척도와 국외 여러 나라의 타당화 결과가 5요인이 적합한 것으로 확인됐고, 본 연구의 탐색적 요인분석 결과도 동일한 요인 구조를 보였다. 따라서 본조사 자료로 5요인 구조의 모형 적합성을 확인했다. 또한 개발자들의 제안대로 행동적 정서조절 다섯 가지 전략을 긍정적 혹은 부정적 전략으로 분류할 수 있는지 혹은 국외 선행연구 결과를 토대로 주의 분산 추구하기가 부정적 전략으로 구분되는 것이 적절한지를 확인하기 위해 2차 위계 모형과 2

차 위계 경쟁모형을 추가하여 모형의 적합도를 비교했다. 모형의 적합도 평가를 위해 χ^2 통계량, CFI, TLI, SRMR, RMSEA 값을 검토했다. χ^2 통계량은 표본크기에 민감하기 때문에 이 값만으로는 적합도 판단에 한계가 있다(홍세희, 2000). 따라서 표본크기에 민감하게 영향을 받지 않으며 모형 간명성을 확인할 수 있는 CFI, TLI, SRMR, RMSEA 값을 함께 검토했다. CFI와 TLI는 보통 0에서 1 사이의 값을 가지며 값이 클수록 좋은 적합도로 판단하는데 일반적으로 .90 이상이면 적합도가 좋다고 볼 수 있다(홍세희, 2000). SRMR은 .08 이하인 경우 적합도가 우수한 것으로 해석하며(Hu & Bentler, 1999), RMSEA는 .05 이하인 경우 좋은 적합도, .05~.08 이하인 경우 괜찮은 적합도, .10 미만인 경우 보통의 적합도로 판단한다(Browne & Cudeck, 1992).

모형 적합도 검증 결과는 표 4와 같다. K-BERQ의 5요인 모형은 CFI와 TLI가 .90보다 낮았지만, SRMR과 RMSEA는 우수하거나 괜찮은 적합도를 보였다. 2차 위계의 경우 개발자들이 제안한 2차 위계 모형보다 2차 위계 경쟁모형이 좀 더 괜찮은 적합도를 보였다. 5요인 모형의 적합도가 아주 좋은 편이라고 할 수는 없으나, 나머지 두 개의 모형에 비해 더 적합하고 국외의 선행연구와 비슷한 결과를 보여 5요인 모형을 최종 선택했다.

표 4. K-BERQ의 모형 적합도 지수 (n=300)

모형	χ^2	df	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA(90% CI)
5요인 모형	435.23	160	.000	.873	.849	.071	.076(.067~.084)
2차 위계 모형	484.21	164	.000	.852	.828	.095	.081(.072~.089)
2차 위계 경쟁모형	471.84	164	.000	.857	.835	.086	.079(.071~.087)

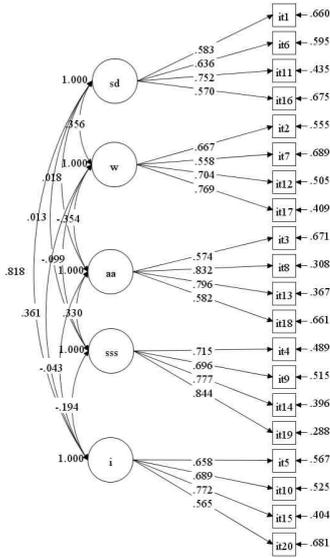


그림 1. 5요인 모형

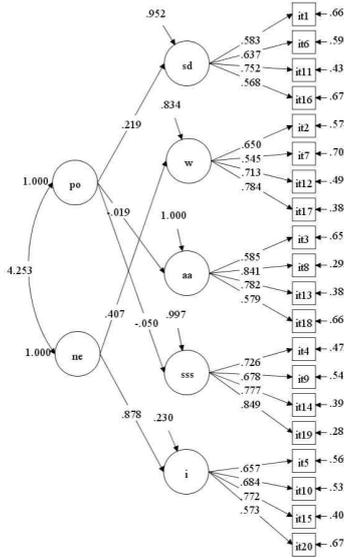


그림 2. 2차 위계 모형

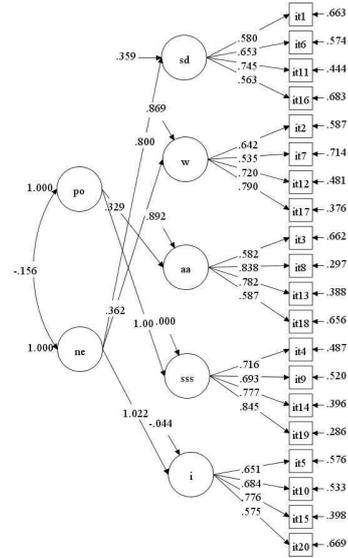


그림 3. 2차 위계 경쟁모형

주. sd = 주의 분산 추구하기; w = 철수하기; aa = 적극적으로 접근하기; sss = 사회적 지지 추구하기; i = 무시하기; po = 긍정적 전략; ne = 부정적 전략; it = 문항(item)

준거관련 타당도

준거관련 타당도 검증을 위해 K-BERQ의 요인 점수와 K-DERS, CES-D, BAI와 상관을

분석했다. 먼저 K-BERQ의 하위요인들 간에는 .018에서 .642의 상관을 보여 서로 관련되면서도 구분되는 요인임을 확인했다. K-BERQ의 하위요인과 앞서 제시한 세 척도의 상관을 분

표 5. K-BERQ의 준거관련 타당도

(n=300)

		1	2	3	4	5	6	7	8
1	주의 분산 추구하기	1							
2	철수하기	.290**	1						
3	적극적으로 접근하기	.026	-.259**	1					
4	사회적 지지 구하기	.018	-.074	.279**	1				
5	무시하기	.642**	.299**	-.029	-.140*	1			
6	K-DERS	.096	.577**	-.087	.084	.149**	1		
7	CES-D	.054	.502**	-.070	.043	.145*	.698**	1	
8	BAI	.098	.408**	.027	.152**	.156**	.626**	.843**	1

주. * p<.05, ** p<.01

석한 결과, 철수하기와 무시하기는 세 척도 모두와 유의한 정적 상관을 보였다. 이에 더해 사회적 지지 구하기가 BAI와 유의한 정적 상관을 보였으며, 이를 제외하고는 유의한 관련을 보이지 않았다.

성별과 연령에 따른 측정동등성 및 차이

측정된 요인의 점수가 성별(남/여)과 연령대(20·30대/40·50대)에 따라서 동일한 의미를 가지는지 확인하기 위해 측정동등성 분석을 단계적으로 실시했다. 이는 단계가 진행될수록 동일성에 대한 제약을 더하는 것이기 때문에 각 단계는 이전 단계가 적합해야 검증이 가능하다. 첫 번째 단계는 형태동일성을 확인하는 것으로 두 집단의 요인 구조가 동일한가를 보는 것이다. 두 번째 단계는 측정단위동일성 검증 과정으로 집단별 요인 계수가 동일한가를 확인한다. 이를 위해 형태동일성 모형을 기저 모형으로 하여 집단 간 요인 계수가 동일하다는 제약을 추가한 모형을 설정한다. 세 번째 단계는 절편이 동일한가를 검토하기 위해 측정단위동일성 모형에서 절편이 동일하다는 제약을 추가한다. 네 번째 단계는 가장

높은 수준의 측정동일성이라고 할 수 있으며, 집단 간 오차분산 및 오차공분산의 동일성을 추가로 가정한다(Kline, 2019). 각 단계의 분석 결과와 이전 단계 결과와의 χ^2 차이 검증을 이용한 유의수준이 .05보다 크면 측정동등성이 성립하는 것으로 판단한다(문수백, 2012).

표 6에는 각 단계의 동일성 제약 모형들에 대한 검증 결과가 제시되어 있다. 성별(남/여)의 형태동일성 검증 결과 CFI가 .90보다 낮고 RMSEA가 .10에 근접하지만 보통의 적합도라 할 수 있어 다음 단계인 측정단위동일성 검증을 실시했다. 이 단계의 분석 결과를 토대로 이전 단계인 형태동일성 검증 결과와의 χ^2 차이 검증을 통해 측정단위동일성이 성립하는 것을 확인했다. 이어서 측정단위동일성 모형에서 절편이 동일하다는 제약을 추가하여 분석한 후 이전과 동일한 검증 방식으로 절편동일성을 확인하였으나 이 단계는 성립하지 않았다. 아울러 연령대(20·30대/40·50대)의 형태동일성을 검증한 결과 CFI가 .840이고, RMSEA가 .086(90% CI: .077~.095)으로 보통의 수준을 보였다. 이에 다음 단계인 측정단위동일성 검증을 실시했고, 형태동일성 결과와의 χ^2 차이 검증을 통해 측정단위동일성이 성립

표 6. 성별과 연령에 따른 측정동등성 분석 (n=300)

구분	모형	χ^2	$\Delta\chi^2$	df	Δdf	p	CFI	RMSEA (90% CI)	결과
성별	형태	723.20		320			.823	.092(.083~.101)	
	측정단위	739.94	16.74	335	15	.335	.822	.090(.081~.099)	측정단위동일성 성립
	절편	794.56	54.62	355	20	.000	.807	.091(.082~.099)	절편동일성 미성립
연령	형태	671.56		320			.840	.086(.077~.095)	
	측정단위	691.70	20.14	335	15	.166	.838	.084(.075~.093)	측정단위동일성 성립
	절편	729.57	37.87	355	20	.009	.829	.084(.075~.093)	절편동일성 미성립

표 7. 성별과 연령에 따른 BERQ 하위요인의 차이 (n=300)

		집단 구분	평균	표준편차	t	df	p
주의 분산 추구하기	성별	남	12.51	2.518	.501	298	.617
		여	12.36	2.786			
	연령	20·30대	12.78	2.738	2.247	298	.025
		40·50대	12.09	2.508			
철수하기	성별	남	10.96	3.335	-1.151	298	.251
		여	11.37	2.795			
	연령	20·30대	11.76	3.151	3.507	298	.001
		40·50대	10.53	2.912			
적극적으로 접근하기	성별	남	13.61	2.668	3.276	298	.001
		여	12.62	2.540			
	연령	20·30대	12.96	2.858	-1.192	292	.234
		40·50대	13.32	2.414			
사회적 지지 구하기	성별	남	11.54	3.395	-2.692	298	.007
		여	12.58	3.232			
	연령	20·30대	12.07	3.750	.170	283	.865
		40·50대	12.00	2.902			
무시하기	성별	남	11.89	2.872	2.293	298	.023
		여	11.09	3.178			
	연령	20·30대	12.09	3.274	3.398	298	.001
		40·50대	10.92	2.666			

하는 것을 확인했다. 이어서 다음 단계의 절편동일성을 확인하였으나 이 단계는 성립하지 않았다.

만약 전반적인 측정단위동일성과 절편동일성이 확보되기 어려운 경우에는 부분적으로라도 측정단위동일성과 절편동일성이 확보되면 두 집단 간 점수가 동등한 의미를 갖는다고 해석할 수 있다(김아영 등, 2011). 본 연구에서는 성별(남/여)과 연령대(20·30대/40·50대)의 각 하위 집단 간 측정단위동일성이 확보되었

기 때문에 다음으로 각 하위 집단 간의 평균 차이를 검증하고자 독립표본 t-검증을 실시했다.

성별에서는 적극적으로 접근하기, 사회적 지지 구하기, 무시하기가 유의한 차이가 있었다. 남자가 여자보다 적극적으로 접근하기, 무시하기를 더 많이 사용하는 반면 여자는 남자보다 사회적 지지 구하기를 더 많이 사용한다고 보고했다. 연령대에서는 주의 분산 추구하기, 철수하기, 무시하기가 유의한 차이가 있었

다. 20·30대가 40·50대보다 주의 분산 추구하기, 철수하기, 무시하기를 더 많이 사용한다고 보고했다.

검사-재검사 신뢰도

본 연구의 표본 자료와 4주 후 재검사를 실시하여 수집한 자료 150부와의 급내상관계수(Intraclass Correlation Coefficient: ICC)를 구하여 검사-재검사 신뢰도를 확인했다. ICC의 범위는 0에서 1이고, .40~.59는 보통(fair), .60~.74는 양호(good), .75 이상은 매우 양호(excellent)로 규정한다(Cicchetti, 1994). ICC 분석 결과 주의 분산 추구하기는 .76, 철수하기는 .80, 적극적으로 접근하기는 .78, 사회적 지지 구하기는 .76, 무시하기는 .69로 양호 혹은 매우 양호 수준인 것으로 나타났다.

논 의

본 연구의 목적은 행동적 정서조절 전략 측정 도구 BERQ를 국내에서 활용할 수 있도록 번안 및 타당화하는 것이었다. 이를 위해 표본 1을 활용한 예비연구에서는 문항 양호도를 검증하고자 총점-문항 및 요인-문항 간 상관, 내적 합치도를 도출했고, 탐색적 요인분석을 실시하여 20문항 5요인의 설명량을 확인했다. 다음으로 표본 2를 활용한 본 연구에서는 5요인 구조의 적합도를 확인적 요인분석을 통해 알아보았고, 각 요인과 정서조절곤란, 우울, 불안과의 상관계수를 통해 준거관련 타당도를 검증했다. 또한 측정동등성 분석을 통해 성별과 연령의 각 하위 집단 간 점수가 동등한 의미인 것을 확인한 후에 하위 집단 간 사

용 전략에 차이가 있는지 검증했다. 마지막으로 설문 종료일로부터 4주의 간격을 두고 검사-재검사 신뢰도를 확인했다. 본 연구의 결과를 종합하여 논의하면 다음과 같다.

첫째, 한국의 20세~59세 성인을 대상으로 한 K-BERQ의 요인 구조는 원척도와 동일하게 20문항 5요인이 확인됐다. 이는 본 척도를 타당화한 여러 나라의 선행연구들(Ranjbar et al., 2021; Tuna, 2020; Zhao et al., 2020)과도 대체로 일치하는 결과이다. 총 설명 변량은 64.52%로 원척도 및 선행연구들(Ranjbar et al., 2021; Tuna, 2020)의 60% 대를 상회하는 높은 수치를 동일하게 보였다. 탐색적 요인분석에서 문항 7이 '철수하기'에 .562, '주의 분산 추구하기'에 .388 부하하는 양상을 보였다. 문항 7은 터키판에서 다른 문항에 비해 낮은 부하량(.37)을 보였던 바(Tuna, 2020), 문항에 대한 의미론적 내용을 함께 고려할 필요가 있음을 시사한다. 본 연구에서의 Cronbach's α 는 .74~.83으로 나타났다. 원척도의 Cronbach's α 가 .86~.93의 분포를 보인 것에 비하면 낮지만, 여러 나라의 타당화 선행연구에서 보고된 .70~.89 수준과 유사하고, 정의적 척도에서 양호하다고 판단하는 기준인 .70 이상으로 나타나 적절하다고 볼 수 있다(Nunnally, 1978). 아울러 검사-재검사 신뢰도가 .69~.80으로 나타났으며, 이를 통해 측정 시기에 따른 안정성을 입증했다. 이는 상황적인 대처뿐만 아니라 개인이 스트레스 상황을 경험할 때 일반적으로 대응하는 행동 양식(성격 대처)을 평정할 수 있음을 의미한다(Kraaij & Garnefski, 2019). 이처럼 K-BERQ의 문항과 하위요인은 우리나라 성인의 행동적 정서조절 전략을 잘 반영하고 있으며, 개인이 사용하는 전략의 측정 시기를 달리하더라도 이것의 측정이 안정적임을 알

수 있다.

둘째, 확인적 요인분석 결과에서 정서조절 전략을 긍정적/부정적으로 상위 구분하는 위계 모형보다 각기 구분된 전략으로 여기는 5요인 모형이 좀 더 적합했다. 5요인 모형이 상대적으로 적합하다고 볼 수 있는 이유는 정서조절 전략을 긍정적/부정적 전략으로 뚜렷하게 이분화하기 어렵기 때문이다. 먼저 본 연구는 개발자들이 문헌을 바탕으로 제안한 다섯 가지 전략을 긍정적(주의 분산 추구하기, 적극적으로 접근하기, 사회적 지지 구하기), 부정적(철수하기, 무시하기)으로 상위 구분하는 2차 위계 모형의 가능성을 검토하였으나 비교적 좋지 못한 적합도를 보였다. 이는 긍정적 전략으로 분류되었던 ‘주의 분산 추구하기’가 부정적 전략의 ‘철수하기’, ‘무시하기’와 정적 상관을 보인 것과 관련이 있어 보인다. 이를 토대로 하여 ‘주의 분산 추구하기’를 부정적 전략으로 분류해 2차 위계 경쟁모형을 분석한 결과 5요인 모형보다 부적합했지만 2차 위계 모형보다는 나은 적합도를 보였다. 이는 기존의 터키판(Tuna, 2020)과 인도판(Bhat et al., 2021)의 결과와 유사하다. 이 두 나라의 연구 결과에서도 2차 위계 모형의 적합도는 5요인 모형에 비해 상대적으로 좋지 않았고, ‘주의 분산 추구하기’와 ‘무시하기’가 정적 상관을 보였다. 지금까지의 선행연구를 종합하면 이분화된 상위 구분에 따라 전략을 분류할 경우 ‘주의 분산 추구하기’의 상위 범주는 일관되지 못한 결과를 보인다. 스트레스를 받는 상황에서 관련이 없는 활동에 열중함으로써 자신의 주의를 분산시키는 것은 힘든 감정의 강도를 감소시키고 새로운 관점을 가질 수 있게 하면서 개인으로 하여금 겪고 있는 불쾌한 감정으로부터 일시적으로 벗어날 수 있게 해

준다(Liu & Thompson, 2017; Nolen-Hoeksema et al., 2008). 그러나 주의 분산을 만성적이고 융통성 없는 방식으로 사용할 경우에는 개인이 문제가 있는 상황에 직접 대처하는 것을 방해해 궁극적으로 불쾌한 감정을 다루는 것을 어렵게 할 수 있다(Nolen-Hoeksema et al., 2008). 따라서 ‘주의 분산 추구하기’는 긍정적 정서조절 전략으로 종종 분류되지만 경우에 따라 자신의 감정을 다루지 않는 회피, 무시와 중복되어(Tuna, 2020) 부정적 전략으로 간주될 수 있다. 또한 적극적 접근 전략을 추가적으로 사용하지 않을 경우 오히려 정서조절에 어려움을 초래할 수 있기 때문에(Fivush & Buckner, 2000) 정서를 조절하기 위해 주의 분산을 추구할 때 이러한 역효과에 대한 주의가 필요하다. 이에 일각에서는 분산적 정서조절 행동을 체계적으로 구분하고 회피 의도를 배제한 분산적 정서조절의 기능을 탐색함으로써 적응적 결과를 수반하는 분산적 조절 행동을 밝히는 노력이 전개됐다(김도현, 최해연, 2021). ‘주의 분산 추구하기’에 대한 논란과 체계적인 구분의 시도는 정서조절을 위한 주의 분산 추구 행동에 대한 심도있는 연구가 지속돼야 함을 시사한다. 결론적으로 상황마다 적용에 적절하다고 할 수 있는 전략이 다를 수 있고, 전략의 사용 빈도나 기간을 고려할 필요도 있으며, 특정 상황 내에서도 여러 전략들을 혼합해 사용할 수 있기 때문에 정서조절 전략들을 긍정적·부정적으로 이분화하기에는 한계가 있어 보인다.

추가적으로 ‘주의 분산 추구하기’를 둘러싼 2차 위계 모형에 대한 논의를 다문화적 관점에서 살펴볼 필요가 있다. 왜냐하면 문화는 정서조절 전략의 사용이 적응적인지 여부를 결정하기 때문이다(Ford & Mauss, 2015). 이에

문화적 스트레스와 대처의 상호작용 모델 (Chun et al., 2006)에 근거해 본 연구의 결과를 논하고자 한다. 이 모델은 문화적 차원을 나누는 데 자주 사용되는 개념적 틀을 적용해 상호의존성을 강조하는 동양의 집단주의와 독립성을 중시하는 서양의 개인주의로 문화를 구분했고 이 두 문화적 차원이 대처 패턴과 결과에 가장 큰 영향을 미친다고 보았다. 이러한 시각에서 볼 때 BERQ의 개발자들은 그들과 함께 서양 문화를 공유하는 미국 학자들의 연구(Joormann & Stanton, 2016)에서 '주의 분산 추구하기'를 긍정적 전략으로 분류하는 근거를 찾았다고 볼 수 있다. 동양 문화에 비해 개인의 독립성과 독특성을 강조하며 개인의 목표와 욕구를 우선시하는 서양 문화에서는 좀 더 적극적으로 정서를 표현하고 다루는 경향이 있다(LeDoux, 2006). 이러한 특성으로 서양인들은 불쾌한 정서를 경험할 때 짧은 시간 정서 환기의 목적으로 주의 분산 전략을 일시적으로 활용할 가능성이 높으며 따라서 이 전략을 긍정적으로 인식할 수 있다. 반면에 우리나라는 체면, 예의와 같은 문화적 가치들을 선호하고 관계성을 중시해 정서를 억누르고 참는 경우가 많다(박가현 등, 2020). 때문에 스트레스를 받는 상황에서 적극적인 정서 표현과 대처보다 관련이 없는 활동에 열중해 자신의 주의를 분산시키는 행동을 만성적으로 취할 가능성이 높다. 이런 만성적인 활용은 회피, 무시와 같이 불쾌한 정서를 다루는 것을 어렵게 만들어(Tuna, 2020) 결과적으로 한국인이 주의 분산을 부정적인 것으로 여기는 데 영향을 미친 것이라는 해석이 가능하다. 주의 분산 전략의 사용에 대한 비교문화 연구는 확인하지 못했지만, 한국인과 미국인의 표현 억제 전략 사용을 문화에 따라 좀 더

긍정적 혹은 부정적으로 해석한 것(Ford & Mauss, 2015)은 '주의 분산 추구하기' 또한 문화에 따라 다르게 인식될 수 있음을 시사한다. 본 연구와 같이 2차 위계 모형의 적합성을 검증한 터키판(Tuna, 2020)과 인도판(Bhat et al., 2021)에서도 '주의 분산 추구하기'를 부정적 전략으로 추정했다. 이렇게 동일한 결과가 나타난 이유를 다양하게 유추할 수 있겠지만 앞서 언급한 문화적 스트레스와 대처의 상호작용 모델에 근거해 볼 때 이 두 나라는 우리나라와 같이 동양 문화권에 속하는 나라들로 집단주의 문화를 공유하고 있는 것을 하나의 이유로 볼 수 있을 것이다. 하지만 이러한 해석은 주의를 요하며, 향후 연구에서는 문화적 특성을 고려한 측면에서 정서조절을 이해하고 주의 분산 전략을 활용하는 특징과 이에 대한 인식을 고찰할 필요가 있어 보인다.

셋째, K-BERQ의 준거관련 타당도 확인을 위해 K-DERS, CES-D, BAI와 상관을 분석했다. '철수하기'와 '무시하기'는 심리적 증상과 관련된 이들 척도와 모두 정적 상관을 보였다. 이러한 결과는 선행연구들(Bhat et al., 2021; Kraaij & Garnefski, 2019; Ranjbar et al, 2021; Tuna, 2020; Zhao et al., 2020)과 일치하며, 회피 기반의 전략 사용이 불안과 우울의 증가를 예측한 연구(Dickson et al., 2012)와 그 맥을 같이한다. 이는 '철수하기', '무시하기'가 일반적으로 정서를 조절하는 데 있어서 부정적이거나 덜 적응적인 전략임을 시사하는 부분이다(Compas et al., 2017; Tuna, 2020). 한편 '주의 분산 추구하기'와 '적극적으로 접근하기'는 심리적 증상과 관련된 세 척도와 상관이 유의하지 않았다. 그러나 '사회적 지지 구하기'는 불안을 측정하는 BAI와 정적 상관을 보였다. 이러한 결과는 이란판(Ranjbar et al., 2021)과 일

치하는 부분이다. 이는 높은 스트레스가 개인이 사회적 지지를 추구하도록 야기한다고 보는 스트레스 동원 이론(stress mobilizing theory)으로 설명할 수 있다(Singh & Dubey, 2015). 즉, 심리적 고통의 정도가 높은 사람일수록 도움을 구하는 전략으로 사회적 지지를 구할 가능성이 더 높을 수 있다는 것이다. 특히 집단주의 문화에서 가장 뚜렷하게 나타나는 대처 전략이 '사회적 지지 구하기'라는 점을 볼 때(Shek & Cheung, 1990) 본 연구에서 나타난 불안과 '사회적 지지 구하기'의 정적 관계는 충분히 예견할 수 있다. 아울러 우울 및 스트레스가 '사회적 지지 구하기'와 정적 상관을 보인 인도판(Bhat et al., 2021)의 결과도 이 이론을 적용해 해석할 수 있을 것이다. 한편 '사회적 지지 구하기'와 불안의 정적 상관에 대해 또 다른 해석이 있을 수 있다. 사회적 지지를 구하는 것이 불안을 낮추기보다 오히려 불안을 높이는 역효과를 보일 수 있다는 것이다. 한국의 집단주의 문화에서는 타인의 평가와 공동체 내에서의 관계나 역할을 중요시하는 특징이 있다(손옥선, 김진숙, 2021). 이에 사회적 지지를 구할 때 상대의 눈치를 살필 수 있고, 나아가 타인의 평가를 의식해 불안이 촉발되거나 증가할 수 있다. 그러므로 지지를 구하는 사람과 지지를 제공하는 사람간의 관계, 지지를 구하는 사람이 받는 지지의 성격과 질, 그리고 지지에 대한 주관적 해석 등을 사회·문화적 맥락에서 고려할 필요가 있다(Aldwin, 1994; Taylor, 2011).

넷째, 성별에 따라 행동적 정서조절 전략의 사용에 차이가 있는지 살펴본 결과, 남성이 여성보다 '적극적으로 접근하기', '무시하기'를 더 많이 사용하는 반면 여성은 '사회적 지지 구하기'를 더 많이 사용하는 것으로 나타

났다. 이는 행동적 정서조절 전략에서 성별 차이를 발견한 선행연구들과 맥을 같이 한다. 중국판에서 남성이 '적극적으로 접근하기'를 더 많이 사용하는 것으로 나타났고, 중국판과 이란판에서 여성이 '사회적 지지 구하기'를 더 많이 사용하는 것으로 나타났다(Ranjbar et al., 2021; Zhao et al., 2020). 이지영과 권석만(2009)의 연구에서도 남성이 여성보다 문제해결 행동 취하기와 같은 접근적 전략을 자주 사용하는 것으로 보고되었으며, 친밀한 사람 만나기, 감정을 표현하고 공감 얻기와 같은 지지 추구적 전략은 여성이 더 많이 사용하는 것으로 나타났다. 이러한 결과들은 남성이 여성에 비해 문제를 해결하기 위한 행동을 적극적으로 취하는 방식을 더 자주 선택하지만, 여성은 남성에 비해 정서적 고통을 예방하거나 감소시키려 할 때 친구나 가족과 같은 주변 사람들에게 자신의 감정을 표현하여 공감과 위안을 얻으려는 노력을 비교적 자주한다(이지영, 권석만, 2009)는 것을 의미한다. 또한 여성이 '사회적 지지 구하기'를 더 많이 사용하는 것은 정서를 표현하고 이에 대해 사회적 지지를 구하는 것의 적절성에 대한 사회·문화적 영향이 반영된 부분일 수 있으며, 일반적으로 사회적 지지를 구하는 행동에 있어 남성보다 여성에게 더 수용적인 태도를 보일 수 있음을 시사한다(Zhao et al., 2020). 더불어 이와 같은 사회·문화적 영향은 남성이 여성에 비해 '무시하기'를 더 많이 사용하는 양상에도 반영되었을 가능성이 있다. 남성의 경우 정서 표현은 사회적으로 덜 받아들여지고 문제에 대처할 수 없는 방식으로 여겨질 수 있어 자신의 감정을 다루지 않고 아무 일도 없었던 것처럼 행동하는 무시하기 전략을 더 많이 사용하는 것으로 해석할 수 있다.

다섯째, 연령대에 따라 행동적 정서조절 전략의 사용에 차이가 있는지 살펴본 결과에서 20·30대(청년층)가 40·50대(중년층)보다 '주의 분산 추구하기', '철수하기', '무시하기'를 더 많이 사용하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 청년층의 경우 당면한 문제를 해결하는 데 도움이 되지 않고 심리적 고통을 심화시키는 행동적 정서조절 전략을 더 많이 사용하는 것을 의미하며, 이와 대조적으로 중년층의 경우에는 부정 정서를 증가시키거나 혹은 이것의 해결에 효과가 없는 전략은 적게 사용함을 의미한다. 또한 모든 전략의 평균 차이를 살펴보면 적극적으로 접근하기 전략을 제외한 네 개의 전략이 연령이 증가할수록 평균 점수가 낮아지는 것을 볼 수 있다. 즉, 나이가 들수록 '적극적으로 접근하기'를 제외한 나머지 전략의 사용 빈도가 감소한다는 것이다. 이상의 결과는 13세부터 59세까지의 청소년과 성인을 대상으로 정서조절 전략의 연령 효과를 비교하여 연령 증가에 따라 부적응적 정서조절 전략의 사용 빈도는 감소하고 적응적 정서조절 전략(특히 접근적 전략)의 사용 빈도는 증가한다고 보고한 이지영(2012)의 연구와 부합한다. 또한 나이가 들면서 정서조절을 위해 좀 더 적극적이고 효과적인 방법들을 획득하고 자주 사용하게 될 것이라는 선행연구자들(Calkins & Hill, 2007)의 예상과 일치한다. 이와 같은 연령 증가에 따른 전략 사용의 변화는 두 가지 이론 즉, Lawton(1989)의 최적화 이론(optimization theory)과 Carstensen(1992)의 사회정서적 선택 이론(socioemotional selectivity theory)으로 설명해 볼 수 있다. 먼저 Lawton(1989)은 주관적 안녕감을 위해 정서조절에 노력을 기울이는 특성이 생애 후기에 이르러 더욱 중요한 역할을 한다고 보았다. 즉, 나

이가 들수록 부정 정서 경험을 되도록 피하고 자신의 주관적 안녕감을 유지하는 정서 최적화(affective optimization)를 위해 긍정 정서를 충분히 느낄 수 있는 전략을 선택한다는 것이다. 그 전략에는 주로 능동적이고 적극적인 노력이 포함된다. 한편 Carstensen(1992)은 나이가 들수록 미래를 제한적으로 해석하게 되면서 긍정 정서를 최대화하고 부정 정서를 최소화하려는 정서조절이 최우선 목표가 된다고 제안했다. 따라서 그는 생애 후기에 가까워질수록 정서조절 능력이 향상될 것으로 보았다. 종합하면, 나이가 들수록 긍정 정서를 최대화하기 위한 노력으로 '적극적으로 접근하기'를 많이 사용하며, 부정 정서를 최소화하기 위한 노력으로 부정 정서를 심화시키거나 이것의 해결에 효과가 없는 전략은 적게 사용함을 알 수 있다.

위의 연구 결과에 대한 논의를 토대로 본 연구의 의의 및 시사점은 다음과 같다. 첫째, K-BERQ는 다양한 행동 전략으로 구성된 원척도와 동일하게 전략이 다섯 가지로 세분화됐고 문항 양호도와 신뢰도 등이 안정적이어서 우리나라 성인의 행동적 정서조절 전략을 측정하는 유용한 도구가 될 것이다. 특히 기존의 인지적 정서조절전략 척도(K-CERQ)와 함께 활용하는 방안은 인지적·행동적 과정을 포함하는 광범위한 정서조절 전략의 측정을 가능하게 한다. 상담 장면에서 정서조절곤란 및 심리적 문제를 호소하는 내담자의 치료 효과를 증대시키기 위해 두 척도를 동시에 사용할 수 있으며, 이를 통해 포괄적이면서도 구체적으로 개인의 정서조절 전략을 탐색하고 변화를 위한 시발점을 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

둘째, 본 연구는 행동적 정서조절 전략과

정신병리의 관련성을 밝혔을 뿐만 아니라 긍정적, 부정적 정서조절 전략의 분류에도 관심을 가졌다. 즉, 행동적 정서조절 전략 중 ‘철수하기’와 ‘무시하기’가 정서조절곤란, 우울, 불안과 관련이 있다는 것을 다시 한 번 입증했고, 정서조절 전략의 이분화의 한계를 경험적으로 지지했다. 요컨대 주의 분산 전략의 사용은 일시적으로 부정적인 정서를 감소시킬 수 있다는 측면에서 긍정적이지만 장기적으로는 문제 상황에 대한 직접적인 대처를 방해해 정서를 조절하는 데 역효과를 야기할 수 있음이 시사된다. 아울러 사회적 지지 구하기 전략의 사용이 불안을 낮추기 위한 시도로 이루어질 수도 있지만 경우에 따라 전략의 사용이 오히려 불안을 높인다면 이 전략도 긍정적 혹은 부정적 전략으로 뚜렷하게 이분화하기 어렵다고 볼 수 있다. 이런 측면을 상담자가 상담 과정에서 고려한다면 내담자가 처한 상황 및 관계하는 사람, 전략의 사용 빈도나 기간, 문제의 직접적인 해결 여부 등을 구체적으로 탐색하여 전략이 긍정적 혹은 부정적으로 사용되고 있는지 파악할 수 있을 것이다. 또한 이를 바탕으로 내담자에게 개인과 상황에 따라 적응적이라고 볼 수 있는 전략이 다르다는 것을 안내하고 긍정적 정서가 증가하고 지속되는 방법을 차별적으로 제공할 수 있을 것이다. 한편 ‘주의 분산 추구하기’와 관련해 본 연구에서는 문화적 배경에 따라 주의 분산 전략을 사용하는 방식과 인식이 다를 것으로 추정하여 이를 바탕으로 해석했다. 하지만 이는 하나의 가능성일 뿐, 앞서 밝혔듯이 문화적 특성을 고려한 입장에서 주의 분산 전략을 고찰할 필요가 있어 보인다. 나아가 이러한 필요성의 언급은 다양한 전략들에 대한 비교문화 연구를 확장하는 축이 될 것이라는 데 의

의가 있다. 또한 본 연구에서 타당화한 척도를 향후 다양한 연구에 활용함으로써 여러 문화에서 이 척도를 사용해 실시한 연구들과 비교할 수 있을 것이며, 문화마다 다르게 이분화되는 전략을 살펴볼 수 있을 것이라는 점에서 본 연구의 기여가 클 것으로 기대된다.

셋째, 본 연구에서는 측정동등성 분석을 실시했고, 이를 통해 K-BERQ로 측정된 점수가 성과 연령대가 다르더라도 동일한 의미를 가진다는 것을 확인했다. 측정동등성이 만족되지 않았다는 것은 개인 간 차이가 소속 집단에 따른 차이와 명백하게 구분되지 못한다는 것이므로 점수에 따른 추론의 명확한 근거가 없다는 뜻이다(Kline, 2019). 이에 본 연구에서는 성별, 연령대별로 집단 간 차이가 없다는 것을 확인한 후에 각 하위요인의 평균 점수를 비교하는 방식을 선택해 집단에 따른 하위요인별 차이의 설명력을 높였다는 것에 의의가 있다.

넷째, 성별에 따라 행동적 정서조절 전략 사용에 차이가 있음을 경험적으로 지지했고, 이를 바탕으로 남성과 여성의 특징을 고려하여 각각 어떠한 전략을 사용하는지에 대한 이해를 높일 수 있었다. 또한 정서조절의 발달적 측면에 관심을 갖고 연령의 증가에 따라 행동적 정서조절 전략의 사용에 변화가 있을 것을 예상했고, 20세에서 59세까지 다양한 연령대의 성인을 골고루 포함하여 이를 경험적으로 확인했다. 연령대를 20·30대(청년층)와 40·50대(중년층)로서 두 집단으로 구분하여 정서조절 전략의 사용 빈도를 직접 비교함으로써 연령이 증가할수록 어떠한 차이와 변화가 있는지 구체적으로 확인할 수 있었다. 이러한 개인차에 따른 비교를 통해 대상에 따른 정서조절 전략 사용의 특징을 예상하고 이를

바탕으로 심리상담과 교육, 프로그램 개발을 계획할 수 있을 것이다.

본 연구의 제한점 및 추후 연구에 대한 제언은 다음과 같다. 첫째, 대상과 관련된 부분으로, 먼저 본 연구는 한국 성인을 대상으로 하여 20대에서 50대까지 성별, 연령별 분포나 지역별 분포를 고르게 확보하려 노력하였으나 60대 이상의 노년층까지는 포함하고 있지 않아 이 연령층에게까지 일반화하기 어렵다. 박은선과 이영호(2016), 강효신과 권정혜(2019)는 정서조절에서의 연령 차이를 알아보기 위해 청년과 노인의 정서조절 패턴을 비교했다. 이처럼 노인을 대상으로 하여 행동적 정서조절 전략을 연구하기 위해서는 먼저 이들을 대상으로 한 타당화 작업이 필요하다. 아울러 10대 청소년기가 정서조절에서 가장 많은 어려움을 겪는 시기로 확인되는 바(이지영, 2012), 원척도가 12세 이상을 대상으로 개발되었다는 점을 참고해 국내 청소년을 대상으로도 타당화할 필요가 있다. 다양한 연령층을 대상으로 한 척도의 타당화 검증을 통해 인간의 발달적 측면을 고려하여 여러 시기의 행동적 정서조절 전략을 탐색하고 시기별로 어떠한 차이와 변화를 겪는지 구체적으로 확인할 수 있을 것이다. 이 외에도 임상 집단을 대상으로 추가 연구를 진행할 필요가 있다. 이란판(Ranjbar et al., 2021)에서 임상-비임상 집단의 측정동등성 및 차이를 검증했고, 임상 집단이 비임상 집단에 비해 '철수하기'와 '사회적 지지 구하기'를 더 많이 사용하는 반면 '주의 분산 추구하기'는 더 적게 사용하는 것을 확인했다. 이처럼 임상 집단에서 보이는 전략 사용의 특성을 확인하는 것은 이 집단에 대한 더 나은 이해와 치료를 위한 효과적인 개입 방법을 마련하는 데 밑거름이 될 것이다.

둘째, K-BERQ의 한 개 문항이 행동적 과정을 충분히 반영하지 못하고 있다. 본 연구에서는 20번 문항 'I block it out.'을 '나는 그 일을 머릿속에서 지워버린다.'로 번역했다. 이는 행동 과정보다 인지 과정을 평가하는 것으로 보일 수 있는 부분이다. 해당 문항과 관련해 인도판(Bhat et al., 2021)에서는 행동 전략에 맞는 적절한 표현을 찾지 못한 데다 요인부하량이 가장 낮다는 이유로 삭제한 바 있다. 추후 원 문항과 의미가 동등하면서 적절한 행동 과정을 표현하는 문장으로 변안해 추가로 검증하는 절차가 필요하다.

셋째, K-BERQ는 한국인의 독특한 행동적 정서조절 방식을 고려해 이를 문항 및 전략에 충분히 나타내지 못한 한계가 있다. 가령 '웃기', '웃긴 일 하기'와 같이 행복한 것처럼 행동하기(Parkinson & Totterdell, 1999)는 기존의 다섯 가지 행동 전략과는 다른 전략이다. 또한 타인의 평가를 의식하며 집단 내 조화를 유지하기 위한 특성으로 집단주의 문화에서 흔히 보이는 전략일 수 있다. 하지만 서양에서 개발된 BERQ를 그대로 사용하면서 문항과 전략(하위요인) 설정에 이러한 문화적 특성을 반영하지 못했다. 아울러 본 연구와 원척도 개발 연구뿐만 아니라 5개 나라에서 타당화한 연구에서 대체로 5요인에 일치하는 결과를 보였다는 사실에서 볼 수 있듯 5요인 구조는 문화마다 보편타당하게 적용되는 일반적인 구조로 판단된다. 이는 본 척도가 한국인의 독특한 행동적 정서조절 전략을 반영하지 못하고 있을 가능성을 시사하는 부분이기도 하다. 결론적으로 정서조절 전략은 문화적 요인에 영향을 받기 때문에 한국인 고유의 정서조절 전략을 탐색하고 여기서 발견되는 독특한 전략을 기반으로 한국형 정서조절 전략 척도를 개

발할 필요가 있다.

넷째, 본 연구에서는 정서조절곤란, 우울, 불안 척도를 활용하여 정서조절 전략과 심리적 문제와의 관련성을 검증했다. 하지만 다양한 경험적 연구에서 긍정적 정서조절 전략과 웰빙의 관계를 보고하고 있고, 이러한 관계의 확인은 긍정심리학적 측면에서 정신적 풍요와 삶의 질 향상에 도움이 되는 방향을 안내할 것이다. 따라서 후속 연구에서는 행동적 정서조절 전략과 웰빙, 삶의 만족도 등과 같은 긍정심리와 관련된 변인과의 관련성을 확인할 필요가 있다.

참고문헌

- 강효신, 권정혜 (2019). 분노 정서조절 과정에서 나타나는 연령차 및 개인차: 노인 집단과 대학생 집단 비교. *한국심리학회지: 발달*, 32(4), 59-81.
- 김도현, 최해연 (2021). 분산적 정서조절 행동의 구성과 측정. *대한스트레스학회*, 29(1), 11-20.
- 김아영, 차정은, 권선중, 이순묵 (2011). CPGI의 한국판 제작 및 타당화. *한국심리학회지: 일반*, 30(4), 1011-1038.
- 문수백 (2012). 구조방정식모델링의 이해와 적용. 서울: 학지사.
- 박가현, 김시형, 이동훈 (2020). 한국판 정서에 대한 신념 척도의 타당화. *한국심리학회지: 건강*, 25(1), 97-114.
- 박은선, 이영호 (2016). 한국 노인과 청년의 부정적 정서조절에 연령과 개인 차이가 미치는 영향. *한국노년학*, 36(1), 123-136.
- 손옥선, 김진숙 (2021). 한국판 매우 민감한 사람 척도(K-HSPS)의 재타당화. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 33(3), 1049-1075.
- 손재민 (2005). 정서조절 방략 사용에서의 개인차: 인지적 재해석과 정서표현 억제인의 비교. 서울대학교 대학원 석사학위논문.
- 신주연, 이운아, 이기학 (2005). 삶의 의미와 정서조절 양식이 청소년의 심리적 안녕에 미치는 영향. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 17(4), 1035-1057.
- 안현의, 이나빈, 주혜선 (2013). 한국판 인지적 정서조절 전략 척도(K-CERQ)의 타당화. *상담학연구*, 14(3), 1773-1794.
- 육성필, 김중술 (1997). 한국판 Beck Anxiety Inventory의 임상적 연구: 환자군과 비환자군의 비교. *한국심리학회지: 임상*, 16(1), 185-197.
- 이지영 (2008). 정서조절방략과 정서장애의 관계 및 체험적 정서조절방략의 효과. 서울대학교 대학원 박사학위논문.
- 이지영 (2012). 연령증가에 따른 정서조절의 차이: 청소년기와 성인기를 대상으로. *한국심리학회지: 일반*, 31(3), 783-808.
- 이지영, 권석만 (2007). 정서조절방략 질문지의 개발: 대학생 집단을 대상으로. *한국심리학회지: 임상*, 26(4), 963-976.
- 이지영, 권석만 (2009). 성별과 성격유형에 따른 정서조절방략 사용의 차이. *한국심리학회지: 일반*, 28(3), 507-524.
- 전경구, 최상진, 양병창 (2001). 통합적 한국판 CES-D 개발. *한국심리학회지: 건강*, 6(1), 59-76.
- 조용래 (2007). 정서조절곤란의 평가: 한국판 척도의 심리측정적 속성. *한국심리학회지: 임상*, 26(4), 1015-1038.

- 주혜선, 이나빈, 민문경, 안현의 (2014). 대학생의 우울증상 진행경로에 미치는 정서조절 곤란과 외상 기억 특성의 효과: 잠재성장모형을 통한 단기종단연구. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 26(3), 617-636.
- 홍세희 (2000). 구조방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. *한국심리학회지: 임상*, 19(1), 161-177.
- 山根隆宏, 伊藤俊樹, 岡崎春奈, 加藤佳子 (2021). 日本語版 Behavioral Emotion Regulation Questionnaire の開発 (1) 因子構造と測定不変性の検証. *日本心理学会第85回大会論文集*, PB-044.
- Aldwin, C. M. (1994). Culture, stress, and coping. In C. M. Aldwin (Ed.), *Stress, coping, and development: An integrative perspective* (pp. 191-215). New York: Guilford Press.
- Beck, A. T., Epstein, N., Brown, G., & Steer, R. A. (1988). An inventory for measuring clinical anxiety: Psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56(6), 893-897.
- Bhat, N. A., Devdutt, J., Johnson, J. A., & Roopesh, B. N. (2021). Adaptation and psychometric validation of Hindi version of the Behavioural Emotion Regulation Questionnaire. *Asian Journal of Psychiatry*, 62, 1-6.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods and Research*, 21(2), 230-258.
- Calkins, D., & Hill, A. (2007). Caregiver influences on emerging emotion regulation. In J. J. Gross (Ed.), *Handbook of emotion regulation* (pp. 229-248). New York: Guilford Press.
- Carstensen, L. L. (1992). Social and emotional patterns in adulthood: Support for socioemotional selectivity theory. *Psychology and Aging*, 7(3), 331-338.
- Carver, C. S., Scheier, M. F., & Weintraub, J. K. (1989). Assessing coping strategies: A theoretically based approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56, 267 - 283.
- Chun, C. A., Moos, R. H., & Cronkite, R. C. (2006). Culture: A fundamental context for the stress and coping paradigm. In P. T. P. Wong & L. C. J. Wong (Eds.), *Handbook of multicultural perspectives on stress and coping* (pp. 29-53). New York: Springer.
- 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.
- 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.
- Cole, P. M., Michel, M. K., & Teti, L. O. (1994). The development of emotion regulation and dysregulation: A clinical perspective. In N. A. Fox (Ed.), *The development of emotion regulation. Biological and behavioral considerations* (pp. 73-100). Monographs of the Society for Research in Child Development, 59(2-3).
- Compas, B. D., Jaser, S. S., Bettis, A. H., Watson, K. H., Gruhn, M. A., Dunbar, J.

- P., Williams, E., & Thigpen, J. C. (2017). Coping, emotion regulation, and psychopathology in childhood and adolescence: A meta-analysis and narrative review. *Psychological Bulletin, 143*(9), 939-991.
- Cortez, V. L., & Bugental, D. B. (1994). Children's visual avoidance of threat: A strategy associated with low social control. *Merrill-Palmer Quarterly, 40*, 82-97.
- De Castella, K., Platow, M. J., Tamir, M., & Gross, J. J. (2018). Beliefs about emotion: Implications for avoidance-based emotion regulation and psychological health. *Cognition and Emotion, 32*(4), 773-795.
- Dickson, K. S., Ciesla, J. A., & Reilly, L. C. (2012). Rumination, worry, cognitive avoidance, and behavioral avoidance: Examination of temporal effects. *Behavior Therapy, 43*(3), 629-640.
- Eisenberg, N., Fabes, R. A., & Losoya, S. (1997). Emotional responding: Regulation, social correlates, and socialization. In P. Salovey & D. J. Sluyter (Eds.), *Emotional development and emotional intelligence: Educational implications* (pp. 129-163). New York: Basic Books.
- Endler, N. S., & Parker, J. D. A. (1990). Multidimensional assessment of coping: A critical evaluation. *Journal of Personality and Social Psychology, 58*(5), 844-854.
- Fivush, R., & Buckner, P. (2000). Gender, sadness, and depression: The development of emotional focus through gendered discourse. In A. Fischer (Ed.), *Gender and emotion: Social psychological perspectives* (pp. 232-253). Cambridge: University Press.
- Floyd, F. J., & Widaman, K. F. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment, 7*, 286-299.
- Folkman, S., & Lazarus, R. S. (1988). *Manual for the Ways of Coping Questionnaire*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Ford, B. Q., & Mauss, I. B. (2015). Culture and emotion regulation. *Current Opinion in Psychology, 3*, 1-5.
- Garnefski, N., Kraaij, V., & Spinhoven, P. (2001). Negative life events, cognitive emotion regulation and emotional problems. *Personality and Individual Differences, 30*, 1311-1327.
- Garner, P. W., & Spears, F. M. (2000). Emotion regulation in low-income preschoolers. *Social Development, 9*, 246-264.
- Gratz, K. L., & Roemer, L. (2004). Multidimensional assessment of emotion regulation dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the Difficulties in Emotion Regulation Scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 26*(1), 41-54.
- Greenberg, L. S. (2002). *Emotion-focused therapy: Coaching clients to work through their feelings*. Washington D.C.: American Psychological Association.
- Greenberg, L. S., Rice, L. N., & Elliot, R. (1993). *Facilitating emotional change: The moment-by-moment process*. New York: Guilford Press.
- Gross, J. J. (1998). Antecedent-and response-focused emotion regulation: Divergent consequences for experience, expression, and

- physiology. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74, 224-237.
- Gross, J. J. (2001). Emotion regulation in adulthood: Timing is everything. *Current Directions in Psychological Science*, 10, 214-219.
- Gross, J. J. (2015). Emotion regulation: Current status and future prospects. *Psychological Inquiry*, 26, 1-26.
- Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual difference in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(2), 348-362.
- Gross, J. J., & Thompson, R. A. (2007). Emotion regulation: Conceptual foundations. In J. J. Gross (Ed.), *Handbook of emotion regulation* (pp. 3-24). New York: Guilford Press.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- Joomann, J., & Stanton, C. H. (2016). Examining emotion regulation in depression: A review and future directions. *Behaviour Research and Therapy*, 86, 35-49.
- Kato, T. (2015). Frequently used coping scales: A meta-analysis. *Stress Health*, 31, 315-323.
- Kelly, M. M., Tyrka, A. R., Price, L. H., & Carpenter, L. L. (2008). Sex differences in the use of coping strategies: Predictors of anxiety and depressive symptoms. *Depression and Anxiety*, 25(10), 839-846.
- Kline, R. B. (2019). *구조방정식 모형 원리와 적용* (이현숙, 장승민, 신혜숙, 김수진, 전경희, 역). 서울: 학지사. (원본 출판 2016년).
- Kraaij, V., & Garnefski, N. (2019). The Behavioral Emotion Regulation Questionnaire: Development, psychometric properties and relationships with emotional problems and the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 137, 56-61.
- Kuo, B. C. H. (2011). Culture's consequences on coping: Theories, evidences, and dimensionalities. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 42(6), 1084-1100.
- Kwon, S. M. (1992). *Differential roles of dysfunctional attitudes and automatic thoughts in depression: An integrated cognitive model of depression*. Doctoral thesis, University of Queensland, Australia.
- Lawton, M. P. (1989). Environmental proactivity and affect in older people. In S. Spacapan & S. Oskamp (Eds.), *The social psychology of aging* (pp. 135-163). Newbury Park: Sage.
- Lawton, M. P., Kleban, M. H., Rajagopal, D., & Dean, J. (1992). Dimensions of affective experience in three age groups. *Psychology and Aging*, 7, 171-184.
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. New York: Springer.
- LeDoux, J. (2006). *느끼는 뇌* (최준식, 역). 서울: 학지사. (원본 출판 1998년).
- Liu, D. Y., & Thompson, R. J. (2017). Selection and implementation of emotion regulation strategies in major depressive disorder: An integrative review. *Clinical Psychology Review*, 57, 183-194.
- Löffler, A., Foell, J., & Bekrater-Bodmann, R. (2018). Interoception and its interaction with

- self, other, and emotion processing: Implications for the understanding of psychosocial deficits in borderline personality disorder. *Current Psychiatry Reports*, 20(4), 1-9.
- Mather, M., & Carstensen, L. L. (2003). Aging and attentional biases for emotional faces. *Psychological Science*, 14, 409-415.
- Mauss, I. B., Levenson, R. W., McCarter, L., Wilhelm, F. H., & Gross, J. J. (2005). The tie that binds? Coherence among emotion experience, behavior, and physiology. *Emotion*, 5, 175-190.
- McCoach, D. B., Gable, R. K., & Madura, J. P. (2013). *Instrument development in the affective domain*. New York: Springer.
- Nolen-Hoeksema, S., & Aldao, A. (2011). Gender and age differences in emotion regulation strategies and their relationship to depressive symptoms. *Personality and Individual Differences*, 51(6), 704-708.
- Nolen-Hoeksema, S., Wisco, B. E., & Lyubomirsky, S. (2008). Rethinking rumination. *Perspectives on Psychological Science*, 3(5), 400-424.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.
- Parkinson, B., & Totterdell, P. (1999). Classifying affect-regulation strategies. *Cognition and Emotion*, 13(3), 277-303.
- Preece, D. A., Goldenberg, A., Becerra, R., Boyes, M., Hasking, P., & Gross, J. J. (2021). Loneliness and emotion regulation. *Personality and Individual Differences*, 180, 1-7.
- Preece, D. A., Mehta, A., Petrova, K., Sikka, P., Bjureberg, J., Becerra, R., & Gross, J. J. (2023). Alexithymia and emotion regulation. *Journal of Affective Disorders*, 324(1), 232-238.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-reprt depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1, 385-401.
- Ranjbar, H. A., Hekmati, I., Eskin, M., & Jobson, L. (2021). Examining the psychometric properties of the Behavioral Emotion Regulation Questionnaire-Persian Version(BERQ-PV) among Iranians. *Current Psychology*, 42, 6606-6617.
- Shek, D. T. L., & Cheung, C. K. (1990). Locus of coping in a sample of Chinese working parents: Reliance on self or seeking help from others. *Social Behavior and Personality*, 18(2), 327-346.
- Singh, A. P., & Dubey, A. P. (2015). Role of social support as a mediator in negative stressful life event and somatic complaints of managerial personnel. *Indian Journal of Positive Psychology*, 6(3), 249-254.
- Taylor, S. E. (2011). Social support: A review. In H. S. Friedman (Ed.), *The Oxford handbook of health psychology* (pp. 189-214). Oxford University Press.
- Thompson, R. A. (1994). Emotional regulation: A theme in search of definition. In N. A. Fox (Ed.), *The development of emotion regulation: Biological and behavioral considerations* (pp. 25-52). Monographs of the Society for Research in Child Development, 59(2-3).
- Thompson, R. A., & Goodman, M. (2010). Development of emotion regulation: More than meets the eye. In A. M. Kring & D. M. Sloan (Eds.), *Emotion regulation and psychopathology: A transdiagnostic approach to*

- etiology and treatment* (pp. 38-58). New York: Guilford Press.
- Tuna, E. (2020). Psychometric properties of the Turkish version of the Behavioral Emotion Regulation Questionnaire(BERQ). *The Journal of General Psychology, 148*(4), 414-430.
- Vally, Z., & Ahmed, K. (2020). Emotion regulation strategies and psychological wellbeing: Examining cognitive reappraisal and expressive suppression in an Emirati college sample. *Neurology, Psychiatry and Brain Research, 38*, 27-32.
- Wang, M., & Saudino, K. J. (2011). Emotion regulation and stress. *Journal of Adult Development, 18*(2), 95-103.
- Young, J. E., Klosko, J. S., & Weishaar, M. E. (2007). *심리도식치료* (권석만, 김진숙, 서수균, 주리아, 유성진, 이지영, 역). 서울: 학지사. (원본 출판 2003년).
- Zaki, J., & Williams, W. C. (2013). Interpersonal emotion regulation. *Emotion, 13*(5), 803-810.
- Zhao, Y., Li, P., Wang, X., Kong, L., Wu, Y., & Liu, X. (2020). The Chinese version of the Behavioral Emotion Regulation Questionnaire: Psychometric properties among university students. *Neuropsychiatric Disease and Treatment, 16*, 1889-1897.
- 원 고 접 수 일 : 2024. 01. 05
수정원고접수일 : 2024. 03. 12
게 재 결 정 일 : 2024. 03. 25

Validation of the Korean Version of the Behavioral Emotion Regulation Questionnaire (K-BERQ)

Soyeong, Kim¹⁾

Jinsook, Kim²⁾

¹⁾Kyungpook National University, Department of Education, Doctoral Candidate

²⁾Kyungpook National University, Department of Education, Professor

The purpose of this study was to validate the Behavioral Emotion Regulation Questionnaire (BERQ), developed by Kraaij and Garnefski (2019), which measures behavioral emotion regulation strategies. Data from 600 adults, aged 20 to 59, were collected and analyzed nationwide. Item analysis and exploratory factor analysis on preliminary data ($n=300$) substantiated the quality of the items, resulting in a 20-item, 5-factor structure. The validity of this 5-factor model was further confirmed through confirmatory factor analysis with the main study data ($n=300$). Additionally, the criterion validity of the K-BERQ was established. We also verified metric invariance for measurement equivalence across gender and age groups. Utilizing these findings, we compared the frequency of behavioral emotion regulation strategy use between different genders and age groups. Finally, the stability of the K-BERQ was demonstrated through a 4-week test-retest reliability analysis.

Key words : emotion regulation, emotion regulation strategy, behavioral emotion regulation, scale, validation