

한국판 Perth 감정표현불능증 척도(Korean-Perth Alexithymia Questionnaire: K-PAQ)의 타당화 연구[†]

조 예 진[‡]

중앙대학교 심리학과
박사

본 연구는 감정표현불능증을 측정하는 TAS-20K, K-BVAQ 등 기존 척도들의 내적 일치도 및 요인구조 안정성을 개선하고, 긍정, 부정 정서가를 나누어 반영하는 Perth Alexithymia Questionnaire(PAQ)를 한국어로 번안하고 타당화하였다. 이를 위해 만 19세 이상의 성인 300명을 대상으로 조사를 실시하였다. 확인적 요인분석을 통해 K-PAQ를 가장 잘 설명하는 요인구조를 확인하였고, 기존 감정표현불능증 척도인 TAS-20K, K-BVAQ와의 수렴타당도를 확인하였다. 아울러 정서적 어려움, 정서조절과의 공인타당도를 검증하였다. 연구 결과, K-PAQ는 '긍정 감정 인식의 어려움(긍정 DIF)', '부정 감정 인식의 어려움(부정 DIF)', '긍정 감정 묘사의 어려움(긍정 DDF)', '부정 감정 묘사의 어려움(부정 DDF)', '외부지향적 사고(EOT)' 다섯 개의 집단요인과 일반요인으로 구성된 5요인 bifactor 모형이 가장 적합한 것으로 나타났다. K-PAQ는 우울, 불안, 스트레스, 신체화 등의 정서적 어려움과 억압을 유의하게 예측하였다. 종합하면, K-PAQ는 정서가를 반영하는 안정적인 요인구조를 가지고 있으며, 기존 척도에 비해 요인의 내적 일치도가 가장 높은 것으로 나타나 감정표현불능증을 측정하는 안정적이고 신뢰로운 도구임이 검증되었다.

주요어: 한국판 Perth 감정표현불능증 척도(K-PAQ), 감정표현불능증, 긍정 정서가, 부정 정서가, 타당화

[†] 본 논문은 조예진의 박사학위논문을 수정, 보완한 것임.

[‡] 교신저자(Corresponding author): 조예진, (156-861) 서울특별시 동작구 흑석로 84 중앙대학교 203관 7층 심리학과 사무실 Tel: 02-820-5124, E-mail: yeajin3024@naver.com

감정표현불능증(Alexithymia)은 정신분석학자들이 심신(psychosomatic) 증상을 보이는 환자를 관찰하며 발견한 개념으로(MacLean, 1949; Sifneos, 1996), 이들은 자신이 경험하는 감정의 의미를 이해하지 못하고, 그 감정을 묘사할 적절한 단어를 찾지 못하며, 감정과 관련된 단서를 알아차리고 활용하는 능력이 제한되어 있다는 특징을 가진다(Nemiah, 1984). 이처럼 자신의 정서와 내적 욕구를 명확히 인식하고 표현하지 못하는 특성은 정서를 억제하거나 억압하는 방식으로(Garssen, 2007), 또한 인지적 재해석 등 적응적인 정서조절 전략을 덜 사용하는 방식으로 원활한 정서처리를 방해한다(Preece et al., 2023). 아울러 우울(Gilanifar & Delavar, 2016), 불안(Paniccia et al., 2018), 신체화(De Gucht & Heiser, 2003; Mattila et al., 2008; Shipko, 1982), 자살사고(Hemming, Taylor, Haddock, Shaw, & Pratt, 2019), 물질사용(Honkalampi, Jokela, Lehto, Kivimäki, & Virtanen, 2022), 섭식 문제(Westwood, Kerr-Gaffney, Stahl, & Tchanturia, 2017) 등 각종 정신병리를 유발하는 취약요인으로도 알려져 있다.

한편, 감정표현불능증의 명확한 개념과 측정 도구에 대해서는 다양한 논란이 있어왔다(윤소진, 신재은, 이태현, 2019). 감정표현불능증이 다차원적 구조(multidimensional construct)라는 것에는 이견이 없었으나, 학자마다 그 차원이 3개(Bagby, Parker, & Taylor, 1994)에서 5개(Vorst & Bermond, 2001)라고 제각기 주장하면서 구성개념에 대한 일치된 합의점을 찾기 어려웠다. 또한 최근까지 가장 널리 쓰이고 있는 토론토 감정표현불능증 척도-20(Toronto Alexithymia Scale-20: TAS-20) 역시 요인구조의 불안정성(Dentale, San

Martini, De Coro, & Di Pomponio, 2010; Loas, Otmani, Verrier, Fremaux, & Marchand, 1996)과 하위 차원의 내적 일치도 문제가 반복적으로 거론되었다(Chung, Rim, Lee, & Kim, 2003). 아울러 정서가를 반영하지 않은 채 제작되어 긍정 정서에 대한 정보를 얻을 수 없다는 한계도 지적되었다(Chan, Becerra, Weinborn, & Preece, 2023).

척도는 추상적인 구성 개념을 구체적으로 측정함으로써 연구에의 실질적인 활용을 가능케 하는 중요한 도구이다. 불안정한 척도의 사용은 개념의 명확한 이해를 어렵게 하고 이를 활용한 연구 결과의 신뢰성을 저해시킬 수 있다. 이에 본 연구에서는 학계에서 다양한 문제가 지속적으로 보고되고 있는 기존 감정표현불능증 척도 두 가지를 살펴보고, 이러한 한계를 보완하여 개발된 새로운 감정표현불능증 척도를 국내에 소개하고 타당화하고자 한다.

감정표현불능증의 측정은 Taylor, Ryan과 Bagby(1985)가 처음 시도하였다. 이들은 ‘감정 인식의 어려움(Difficulty Identifying Feelings: DIF)’, ‘감정 묘사의 어려움(Difficulty Describing Feelings: DDF)’, ‘외부지향적 사고(Externally Oriented Thinking: EOT)’, ‘제한된 공상 능력(Difficulty Fantasizing: DFAN)’의 4요인으로 구성된 토론토 감정표현불능증 척도(Toronto Alexithymia Scale: TAS)를 개발했다. DIF와 DDF는 자신이 느끼는 정서를 명명하고 묘사하지 못하는 것을 의미하는데 서로 밀접한 관련이 있는 점을 고려하여 이 둘을 ‘정서 자각(affect awareness)’ 차원으로 보았다. 또한 자신의 내적 상태에 주의를 기울이기보다는 외부세계에 지나치게 초점화하는 경향을 의미하는 EOT와 백일몽

이나 공상하는 능력의 부재 및 결핍을 의미하는 DFAN을 합쳐 ‘조작적 사고(operative thinking)’ 차원으로 명명하였다.

한편, DFAN이 DIF, DDF, EOT 등 다른 요인과의 상관관계가 유의하지 않다는 연구 결과가 발표되면서 Taylor, Bagby와 Parker(1992)는 감정표현불능증 척도에서 DFAN 요인을 삭제하였고, 최종적으로 DIF, DDF, EOT 요인으로 구성된 20 문항의 TAS-20을 개발하였다(Bagby et al., 1994). 이는 감정표현불능증을 다룬 연구에서 최근까지 가장 많이 사용되어 왔으나(Preece, Becerra, Allan, Robinson, & Dandy, 2017), EOT의 내적 일관성이 낮고, DIF와 DDF 간 상관관계가 높아 요인 간 변별이 어렵다는 문제가 여러 차례 제기되었다(Chung et al., 2003; Taylor et al., 1992). 최근 국내에서도 TAS-20K의 요인구조를 명확히 밝히고자 하는 시도가 있었는데(윤소진 외, 2019), 국외 연구와 마찬가지로 EOT의 내적 일관성이 낮고 DIF와 DDF 간 상관관계가 높게 나타났다. 이에 TAS-20K는 기존의 3요인 구조보다는 DIF와 DDF를 합친 DIDF(Difficulty Identifying and Describing Feelings) 요인과 EOT 요인에 DDF가 집단요인으로 설정된 2요인 상관 모형이 더 적합한 구조로 밝혀졌다.

이처럼 TAS-20의 개념적, 구조적 문제가 제기됨에 따라 Vorst와 Bermond(2001)는 감정표현불능증을 재정의하고 보완한 Bermond-Vorst 감정표현불능증 척도(Bermond-Vorst Alexithymia Questionnaire: BVAQ)를 제시하였다. 이들은 TAS의 4요인, 즉 DIF, DDF, EOT, DFAN에 더해 ‘정서화의 어려움(Difficulty Emotionalising: DEMO)’을 추가해 5요인을 가정하였다. DEMO는

정서적 반응성의 저하를 의미하는데, 원저자는 정서 반응성을 ‘정서 유발 사건에 대해 정서적으로 각성된 정도’로 개념화하였다. 이들은 감정표현불능증이 높은 경우, 정서적 각성이 쉽게 일어나지 않을 것이라고 주장하며, 감정표현불능증을 DIF, DDF, EOT로 구성된 ‘인지적 감정표현불능증’과 DFAN, DEMO로 구성된 ‘정서적 감정표현불능증’ 차원으로 나누어 설명하였다. 그러나 요인분석 결과, 인지적 감정표현불능증과 정서적 감정표현불능증으로 이루어진 2요인 구조는 안정적이지 않으며(Bermond et al., 2007), 특히 DEMO는 다른 요인들과 독립된 하나의 요인으로 보기 어렵다는 결과가 나왔다(Watters, Taylor, Quilty, & Bagby, 2016). 아울러 BVAQ에서 사용한 DEMO, 즉 정서적 반응성의 개념 역시 최근 연구에서 사용되는 정서반응성과는 그 의미가 다르며(Becerra, Preece, Campitelli, & Scott-Pillow, 2019), 오히려 공감(empathy) 능력과 유사하다는 지적이 있었다(Preece et al., 2017).

이에 Preece 등(2017)은 혼선되어 있는 기존 척도의 구조 안정성을 개선하고 그 구성 개념을 보다 명확히 하기 위해 감정표현불능증을 설명하는 새로운 이론적 토대로서 주의 평가 모델(attention-appraisal model)을 제안하였다. 주의 평가 모델은 Gross(2015)의 정서 조절의 확장된 처리 모델(extended process model of emotion regulation)에 기반하였는데, 그에 따르면 우리는 가치 시스템(valuation system)을 통해 정서를 만들고 처리하며 조절한다. 이 과정은 그림 1과 같이 상황(situation) - 주의(attention) - 평가(appraisal) - 반응(response)의 4단계로 구성된다. 상황 단계란 정서 반응이 일어나기 위한 자극이

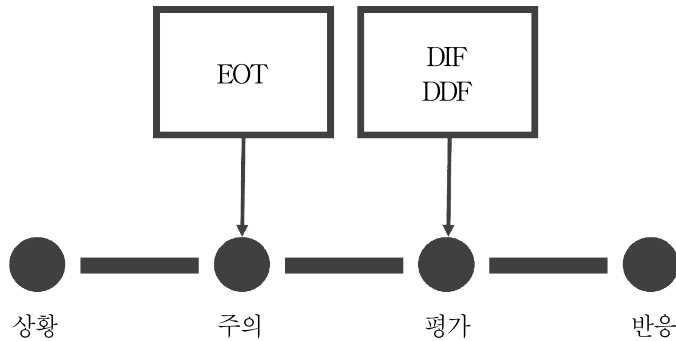


그림 1. 가치 시스템: 정서 처리과정(Preece et al., 2017)

주어진 상태로 예를 들어 ‘산행길에 곰과 마주한 상황’을 의미한다. 주의 단계란 그 정서적 상황에 주의를 기울이는 것으로 ‘가까이 있는 곰을 쳐다 보는 것’을 의미한다. 평가 단계란 현재 자신이 느끼고 있는 것이 무엇이고, 그것이 어떤 의미를 갖는지에 대해 평가하는 것으로 ‘곰과 근접한 거리에 있는 것이 생존에 취약하다고 평가하는 것’을 의미한다. 평가 단계에서 개인은 그 상황이 그들의 목표(e.g. 생존)와 부합하는지를 평가하고, 반응 단계에서 그 목표와 현실 사이의 불일치를 줄이는 방향으로 정서를 경험하고 행동하게 된다. 즉, 곰과 가까운 거리에 있는 것은 생존이라는 목표에 반하므로, 두려움을 느끼게 되고 이 두려움을 감소시키고자 도망가는 행동을 취하게 된다.

Preece 등(2017)은 감정표현불능증의 EOT 요인을 상기 언급한 가치 시스템 중 ‘주의 단계’의 어려움으로 개념화했다. EOT는 그동안 외부의 대상이나 사건에 과도하게 초점을 맞추는 경향으로 이해되어 왔으나(Taylor et al., 1985), 사실은 주의가 외부로 향하는 것이 핵심이 아니라 내부, 즉 자신의 정서에 적절한 주의를 기울이지 못하는 것이 핵심이라는 것이다. 따라서 상황 단계에서 어떤 자극과 마주하더라도 개인이 이에 주의를

기울이지 않고 외부로 주의를 회피해버린다면, 이후 평가 단계로의 원활한 진행이 어려워 정서 인식과 처리가 어려워진다.

한편, DIF와 DDF 요인은 ‘평가 단계’의 결함으로 개념화했는데, 개인이 정서 유발 자극에 주의를 기울였더라도 그 감정이 무엇인지, 자신에게 어떤 의미를 갖는지를 평가하지 못한다면 정서의 인식과 표현이 어렵다는 것이다. 이에 DIF와 DDF를 합쳐 ‘정서 자각의 어려움’으로 설명한 기존 방식(Taylor et al., 1985)보다는 ‘difficulty appraising’, 즉, 평가 단계에서의 어려움으로 보는 것이 합당하다고 주장했다. 아울러 EOT는 자극에 단순히 주의를 기울이는 단계이므로 아직 정서에 대한 판단이 이루어지기 전이지만, DIF, DDF가 속한 평가 단계에서는 그 정서가 넓게는 긍정적인지, 부정적인지, 좁게는 슬픔인지 좌절인지 분노인지 등을 분화해서 인지할 수 있는지가 정서 처리에 중요하다고 역설하였다.

이러한 이론적 토대를 기반으로 Preece, B Herrera, Robinson, Dandy와 Allan(2018)은 24 문항의 Perth 감정표현불능증 척도(Perth Alexithymia Questionnaire: PAQ)를 개발하였다. TAS-20과 BVAQ를 함께 요인 분석한 결과,

DFAN과 DEMO는 감정표현불능증의 잠재요인이 아니라서 결론(Preece et al., 2017; Preece, Becerra, Robinson, et al., 2020)에 따라 PAQ는 DIF, DDF, EOT 만을 요인 구조에 포함시켰으며, DIF와 DDF는 정서가의 구분과 비교가 가능하도록 긍정, 부정 문항을 나누어 제작하였다. 문항은 ‘기분이 나쁠 때, 나는 그 감정을 이해할 수 없다’, ‘기분이 좋을 때, 나는 그 감정을 이해할 수 없다’와 같이 대칭형으로 구성된다. 부정 DIF(부정적 감정 인식의 어려움), 긍정 DIF(긍정적 감정 인식의 어려움), 부정 DDF(부정적 감정 묘사의 어려움), 긍정 DDF(긍정적 감정 묘사의 어려움), EOT(외부 지향적 사고)의 5요인이 최종적인 PAQ의 구조로 밝혀졌으며, 우수한 모형 적합도와 내적 일치도가 반복적으로 검증되었다(Chan et al., 2023; Fynn et al., 2022; Preece, Becerra, Robinson, Dandy, & Allan, 2018). 이후 PAQ는 러시아(Larionow, Preece, Khokhlova, & Iakovleva, 2023), 스페인(Becerra, Baeza, Fernandez, & Preece, 2021), 이란(Asl, Mahaki, Khanjani, & Mohammadian, 2021), 터키(Bilge & Bilge, 2020), 폴란드(Larionow, Preece, & Mudko-Głagolska, 2022)를 비롯한 다양한 언어로 번안 및 타당화되었으며, 기존 TAS-20, BVAQ 척도와 비교 연구(Preece, Becerra, Allan, et al., 2020, Preece, Becerra, Boyes, et al., 2020), 동양과 서양 문화권에 따른 차이 연구(Chan et al., 2023) 등을 통해 그 안정성을 입증하고 있다. 이를 통해 감정표현불능증의 정의와 구성 개념에 대한 명확한 이해가 가능해졌으며, 특히 기존 척도가 반영하지 못했던 정서가를 다룸으로써 그동안 탐구되지 못했던 긍정 정서의 인식 및 처리와

관련된 다양한 연구가 가능해졌다.

이에 본 연구에서는 PAQ를 한국어로 번안, 타당화하여 국내에 소개하고자 한다. 이는 요인구조의 불안정성과 내적 일치도 문제가 제기되었던 기존 연구의 한계를 보완하고, 부정 정서 영역에만 머물러 있었던 감정표현불능증에 대한 이해를 긍정 정서 영역으로 확장시킬 수 있으리라 기대된다. 이를 위해 첫째, 확인적 요인분석을 통해 K-PAQ의 요인구조를 확인하고자 한다. 둘째, 원저자가 PAQ와 기존 척도 간의 관계를 확인하지 못한 점을 한계로 제시함에 따라 K-PAQ와 TAS-20K, K-BVAQ 간 수렴타당도를 확인하고자 한다. 셋째, K-PAQ와 정서적 어려움(우울, 불안, 스트레스, 신체화), 정서조절(억압, 인지적 재해석) 변인과의 공인타당도를 검증하고자 한다.

방법

연구 대상자 모집

본 연구는 설문 전문 업체인 엠브레인 이지서베이를 통하여 업체에 등록된 14세부터 59세까지 약 171만 명의 패널 중 자발적으로 연구 참여에 동의한 만 19세 이상 성인을 대상으로 진행되었다. 설문 소요시간은 약 13분이었고 보상으로 참여한 ID로 1300원 가량의 캐시가 업체를 통해 지급되었다. 중앙대학교 생명윤리위원회의 승인을 받아 2023년 9월 8일부터 11일까지 설문이 진행되었고(1041078-20230728-HR-203), 모집된 총 300명의 자료를 분석에 활용하였다. 안정적인 요인분석을 위해서는 문항 당 최소 5명의 인원이 필요한 점을 고려할 때(Kline, 1979), PAQ의 요인구조

과약을 위해서는 최소 120명의 표본이 필요하다. 아울러 타당도 분석을 위해 G-power 3.1을 활용하여 회귀분석에 필요한 최소한의 인원을 산출하였고, 이 때 effect size는 감정표현불능증이 신체화에 미치는 영향(De Gucht & Heiser, 2003)을 메타분석한 선행연구에 근거하였다(effect size=0.05, α -error=0.05, power=0.8, number of tested predictors=3). 그 결과, 222명이 적합한 것으로 나타나 본 연구의 표본 수는 안정적인이었다.

연구 대상자 특성

연구 대상자의 성별은 여자 150명(50%), 남자 150명(50%)이었고, 연령대는 20대, 30대, 40대, 50대 모두 각 25%, 75명으로 균등하였다. 학력은 4년제 대졸이 167명(55.7%)으로 가장 많았고, 고졸 이하가 56명(18.7%), 전문대졸이 53명(17.7%)으로 그 뒤를 이었으며 대학원졸이 24명(8.0%)으로 가장 적었다.

측정 도구

한국판 Perth 감정표현불능증 질문지 (Korean-Perth Alexithymia Questionnaire: K-PAQ). Preece, Becerra, Robinson, Dandy와

Allan(2018)이 개발한 Perth Alexithymia Questionnaire(PAQ)를 한국어로 번안하기 위해 척도를 개발한 교신저자에게 허락을 구했다. 영어권 나라에서 6년 이상 거주한 심리학 석사학위 소지자이자 임상심리전문가 1인이 원칙도를 한국어로 번안하였고, 이를 다시 미국에서 심리학 학사, 국내에서 심리학 석사를 마친 임상심리전문가 1인이 역 번안하였다. 이후 원칙도의 교신저자에게 역 번안한 내용을 검수받아 최종 문항을 선정하였다.

K-PAQ는 총 24문항, 5점 리커트 척도(1: 전혀 그렇지 않다 - 5: 매우 그렇다)로 구성된다. 총점 범위는 24-120점이며, 점수가 높을수록 감정표현 불능증 수준이 심함을 의미한다. 하위 척도는 부정적 감정 인식의 어려움(부정 DIF), 긍정적 감정 인식의 어려움(긍정 DIF), 부정적 감정 묘사의 어려움(부정 DDF), 긍정적 감정 묘사의 어려움(긍정 DDF), 외부지향적 사고(EOT) 다섯 차원으로 구성된다. 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's α)는 각 .758, .853, .823, .892, .886으로 나타났고, 전체 문항의 신뢰도(Cronbach's α)는 .957이었다. 자세한 문항 정보는 표 1과 같다.

한국판 Toronto 감정표현불능증 척도 (Toronto Alexithymia Scale 20-Korean:

표 1. K-PAQ의 문항 정보

하위 차원	문항 번호	문항 수
부정 DIF	2, 8, 14, 20	4
긍정 DIF	5, 11, 17, 23	4
부정 DDF	1, 7, 13, 19	4
긍정 DDF	4, 10, 16, 22	4
EOT	3, 6, 9, 12, 15, 18, 21, 24	8

주. DIF=Difficulty Identifying Feelings, DDF+Difficulty Describing Feelings, EOT=Externally Oriented Thinking

TAS-20K). Bagby 등(1994)이 개발하고 정운선, 임효덕, 이양현과 김상현(2003)이 타당화한 척도를 사용하였다. 총 20문항, 5점 리커트 척도(1: 전혀 그렇지 않다 - 5: 매우 그렇다)로 구성된다. 총점 범위는 20-100점이며, 점수가 높을수록 감정표현 불능증이 높음을 의미한다. 하위 척도는 감정인식의 어려움(DIF), 감정묘사의 어려움(DDF), 외부지향적 사고(EOT)로 구성된다. 내적 일치도(Cronbach's α)는 DIF .877, DDF .735, EOT .356 이었고, 전체 문항의 신뢰도(Cronbach's α)는 .846 이었다.

한국판 Bermond-Vorst 감정표현불능증 질문지(Korean Bermond-Vorst Alexithymia Questionnaire: K-BVAQ). Vorst와 Bermond (2001)가 개발한 Bermond-Vorst Alexithymia Questionnaire(BVAQ)를 정화영(2010)이 국문으로 번안 및 타당화 한 K-BVAQ를 사용하였다. BVAQ는 원래 A형, B형의 동형 검사 질문지로 각 20문항씩 40문항으로 구성되었으나, 정화영(2010)의 연구에서 요인분석한 결과, K-BVAQ는 32문항의 단일 검사로 보는 것이 적절한 것으로 나타났다. K-BVAQ는 총 32문항, 5점 리커트 척도(1: 전혀 그렇지 않다 - 5: 매우 그렇다)로 구성된다. 총점 범위는 32-160점이며, 점수가 높을수록 감정표현불능증 수준이 심함을 의미한다. 하위 척도는 감정 명명의 어려움(Difficulty Identifying: DI), 공상의 부족(Difficulty Fantasizing: DFAN), 정서적 각성 및 분석의 어려움(Difficulty Emotion Arousal and Analyzing: DEAA), 언어적 감정표현의 어려움(Difficulty Verbalizing: DV) 네 차원으로 구성된다. 본 연구에서의 내적 일치도

(Cronbach's α)는 각 .749, .846, .722, .764로 나타났고, 전체 문항의 신뢰도(Cronbach's α)는 .933이었다.

신체증상 질문지 척도(Patient Health Questionnaire-15: PHQ-15). Kroenke, Spitzer와 Williams(2002)가 DSM-IV에 의거하여 개발하였고, Han 등(2009)이 한국어로 번안 및 타당화한 척도를 사용하였다. 총 15문항이며 3점 리커트 척도(0: 전혀 시달리지 않음 - 2: 대단히 시달림)로 구성된다. 총점 범위는 0-30점이며, 점수가 높을수록 신체 증상이 심함을 의미한다. 본 연구에서의 내적일치도(Cronbach's α)는 .821이었다.

한국어판 우울, 불안, 스트레스 척도-21(Korean Depression Anxiety Stress Scale: K-DASS-21). Lovibond와 Lovibond (1995)가 개발하였고, Lee 등(2019)이 한국어로 번안 및 타당화 한 척도를 사용하였다. 총 21문항, 4점척도(0: 전혀 해당되지 않음 - 3: 매우 많이 또는 거의 대부분 해당됨)로 구성된다. 하위 척도는 우울, 불안, 스트레스 세 차원이며, 각 7문항씩 구성되어 각 차원의 총점 범위는 0-21점, 전체 척도의 총점 범위는 0-63점이다. 점수가 높을수록 우울, 불안, 스트레스 수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's α)는 각 .898, .878, .876으로 나타났고, 전체 문항의 신뢰도(Cronbach's α)는 .952였다.

정서 조절 질문지(Emotional Regulation Questionnaire: ERQ). Gross와 John(2003)이 개발하였고, 손재민(2005)이 한국어로 번안 및 타

당화 한 척도를 사용하였다. 총 10문항, 5점 리커트 척도(1: 전혀 아니다 - 5: 매우 그렇다)로 구성된다. 억압 4문항, 인지적 재해석 6문항의 두 차원이며 각 차원의 총점 범위는 억압이 4-20점, 인지적 재해석이 6-30점이다. 점수가 높을수록 각 정서조절방식의 경향성이 높음을 의미한다. 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's α)는 각 .833, .795였다.

자료분석

기술통계, 내적 일치도, 타 척도와의 타당도를 분석하기 위해 SPSS 28.0을 활용하였고, 요인구조 확인을 위해 Mplus 7.0을 활용하였다. PAQ는 명확한 이론적 기반에 근거한 대칭형 척도이므로 원저자가 제시한 여섯 가지 모형을 바탕으로 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis: CFA)을 실시하고 모델 적합도를 비교하였다.

적합도 지수로는 CMIN(Chi-Square Minimum), TLI(Tucker-Lewis Index), CFI(Comparative Fit Index), RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation), AIC(Akaike Information Criterion), BIC(Bayesian Information Criterion) 등을 활용하였다. 상대적 적합도 지수인 CFI와 TLI는 CMIN에 비해 표본 수의 영향을 덜 받는다는 장점이 있으며 약 .90 이상일 때 좋은 모형으로 판단한다. 모형의 간명성을 고려한 절대적 적합도 지수인 RMSEA는 약 .08 이하일 경우, 정보 준거 지수인 AIC와 BIC는 그 값이 상대적으로 적을 때 더 좋은 모형으로 판단한다. 요인부하량은 .40 이상을 기준으로 하였다(Stevens, 2012).

결 과

기술통계

주요 변수의 기술통계 결과는 표 2와 같다. 각 척도는 하위척도 점수와 전체 점수를 함께 제시하였고, K-PAQ는 그 속성을 자세히 알아보고자 하위 척도의 조합에 따라 '일반 DIF', '일반 DDF', '부정 DAF', '긍정 DAF', '일반 DAF'를 추가로 제시하였다. 일반 DIF는 부정 DIF와 긍정 DIF의 합이며, 일반 DDF는 부정 DDF와 긍정 DDF의 합이다. 부정 DAF는 부정 DIF와 부정 DDF의 합, 긍정 DAF는 긍정 DIF와 긍정 DDF의 합이며, 일반 DAF는 부정 DAF와 긍정 DAF의 합을 의미한다. 전체 변수의 왜도와 첨도는 그 절대값이 각각 2와 7 미만으로 나타나 정규성 가정이 충족되었다(Kline, 2016).

요인구조

총 6가지 경쟁모형의 요인구조를 그림 2에 제시하였다. 모형 1은 1요인 구조로 총 24개의 문항이 하나의 요인으로 설명되는 구조이다. 모형 2는 2요인 상관 구조로 DIF와 DDF를 합친 DAF 요인(Difficulty Appraising Feelings)과 EOT 요인으로 구성된다. 모형 3은 DIF, DDF, EOT 3요인 상관 구조로 TAS-20과 같은 요인구조를 가정한다. 모형 4는 모형 2에 정서가를 반영한 '긍정 DAF', '부정 DAF'와 EOT로 구성된다. 모형 5는 DIF와 DDF에 정서가를 반영한 '긍정 DIF', '부정 DIF', '긍정 DDF', '부정 DDF' 및 EOT 요인으로 구성된다. 모형 6은 5요인 모델에서 척도

전체를 설명하는 일반요인이 있다고 가정하는 bifactor 모형이다.

표 2. 감정표현불능증, 우울, 불안, 스트레스, 신체화, 정서조절의 기술통계

측정도구	하위 척도	<i>M</i>	<i>SD</i>	왜도	첨도	
K-PAQ	부정 DIF	2.188	0.727	0.566	0.368	
	긍정 DIF	2.011	0.763	0.705	0.247	
	부정 DDF	2.451	0.799	0.357	-0.471	
	긍정 DDF	2.248	0.848	0.660	0.074	
	EOT	2.360	0.730	0.575	0.210	
	조합점수					
	일반 DIF	2.099	0.700	0.607	0.289	
	일반 DDF	2.349	0.788	0.486	-0.242	
	부정 DAF	2.319	0.719	0.403	-0.200	
	긍정 DAF	2.129	0.773	0.634	-0.004	
	일반 DAF	2.224	0.719	0.507	-0.110	
TAS-20K	전체	2.269	0.685	0.560	0.171	
	DIF	2.338	0.777	0.445	-0.111	
	DDF	2.638	0.728	0.236	-0.102	
	EOT	2.717	0.418	-0.222	0.031	
K-BVAQ	전체	2.565	0.510	0.153	-0.238	
	DI	2.583	0.542	-0.055	-0.020	
	DFAN	2.808	0.795	0.059	0.093	
	DEAA	2.546	0.515	-0.002	-0.032	
	DV	2.740	0.630	0.177	0.231	
DASS	전체	2.656	0.396	-0.111	-0.140	
	우울	0.816	0.673	0.819	-0.068	
	불안	0.579	0.609	1.177	0.662	
	스트레스	0.881	0.619	0.619	-0.255	
PHQ-15	전체	0.759	0.590	0.822	-0.080	
	신체화	0.493	0.316	0.643	-0.224	
ERQ	억압	3.020	0.746	-0.128	0.062	
	인지적 재해석	3.279	0.641	-0.817	1.348	

주. DIF=Difficulty Identifying Feelings, DDF=Difficulty Describing Feelings, EOT=Externally Oriented Thinking, DAF=DIF+DDF, Difficulty Appraising Feelings, DFAN=Difficulty Fantasizing, DEAA=Difficulty Emotion Arousal and Analyzing, BVAQ의 DI(Difficulty Identifying)는 K-PAQ 및 TAS-20K의 DIF 요인과 유사하며, DV(Difficulty Verbalizing)는 DDF와 유사한 개념임.

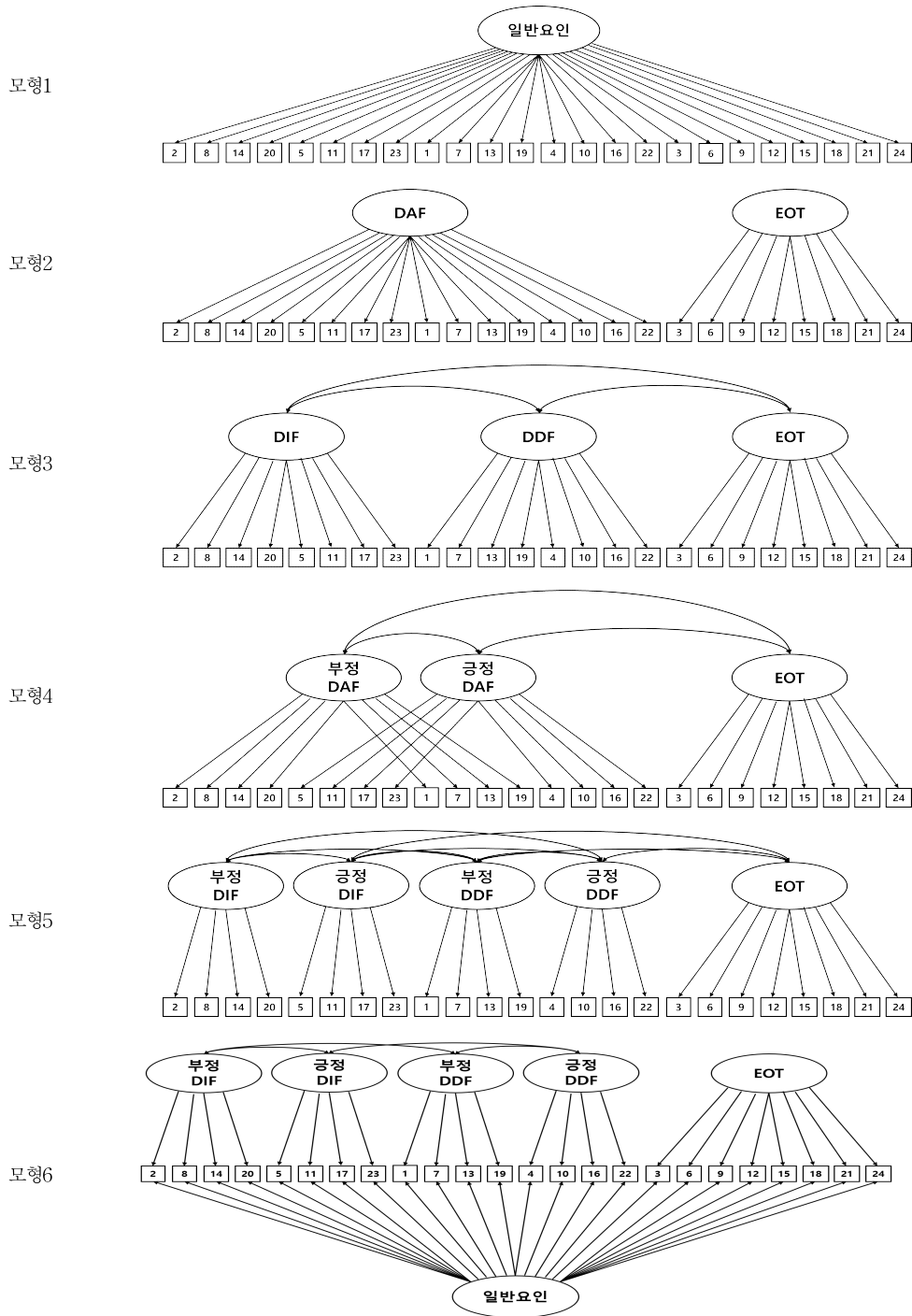


그림 2 K-PAQ 모형 경쟁

상기 모형을 대상으로 모형 경쟁을 실시한 결과를 표 3에 제시하였다. K-PAQ가 하나의 요인으로 설명된다고 가정한 모형 1의 적합도가 가장 좋지 않았고, DAF 요인과 EOT 요인으로 구성된 모형 2 역시 모형 1에 비해서는 적합도가 향상되었으나 양호하다고 판단되는 기준치를 넘지 못하였다. 감정표현불능증의 전통적 모델인 모형 3은 일부 적합도가 향상되었으나 여전히 TLI가 기준치에 미치지 못하였고, 긍정과 부정 차원의 DAF 및 EOT로 구성된 모형 4 역시 마찬가지로 결과를 나타냈다. 주의-평가 모델에 기반하여 긍정, 부정 차원의 DIF와 DDF, EOT의 5요인으로 구성된 모형 5는 CFI와 TLI 모두 .90이상, RMSEA .08이하로 좋은 적합도를 나타냈다. 마지막으로 모형 6은 5요인 bifactor 모델로 가장 우수한 적합도를 보여 최종 모형으로 채택되었다.

모형 5와 모형 6의 표준화 된 요인 계수는 표 4와 같다. 모형 5의 요인 부하량은 대체로 .6 이상으로 나타나 안정적이었고, 일부 문항에서 .45의 부하량을 보였으나 기준치를 충족하는 수치였다.

최종 선택된 bifactor 모형(모형 6)은 척도 전체 문항의 공통분산을 공유하는 일반요인(general factor)과 하위척도 문항의 공통분산을 공유하는 집단요인(group factor), 또한 일반요인과 집단요인으로 설명되지 않는 문항의 고유분산(uniqueness)으로 구성되며, 세 요인은 서로 상관이 없는 직교 관계임을 가정한다(신재은, 이태현, 윤소진, 2017; Holzinger & Swinford, 1937). 모형 6에서는 일반요인의 부하량이 .434 이상으로 유의하였고, 집단요인의 부하량은 모형 5에 비해 감소하였으며 일부 문항은 더 이상 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 집단요인만을 가정한 모형 5에 비해 모형 6에서는 일반요인이 문항 분산의 상당 부분을 설명하기 때문에 나타난 결과이다.

bifactor 모형은 적합도, 요인부하량 이외에도 산출된 지수를 통해 척도 차원에 대한 보다 정확한 정보를 얻을 수 있고 이를 바탕으로 척도 활용에 대한 방향성을 가늠할 수 있다(신재은, 이태현, 2017). 이에 본 연구에서도 오메가 계수(Omega Coefficient, ω), 오메가 위계 계수(Omega

표 3. K-PAQ의 모형 경쟁 결과

	χ^2 (df)	CFI	TLI	RMSEA	AIC	BIC
모형1	977.037*** (252)	.851	.836	.098	1073.037	1250.819
모형2	754.681*** (251)	.896	.886	.082	852.681	1034.166
모형3	716.338*** (249)	.904	.893	.079	818.338	1007.231
모형4	715.716*** (249)	.904	.893	.079	817.716	1006.609
모형5	663.704*** (242)	.913	.901	.076	779.704	994.523
모형6	532.779*** (222)	.936	.920	.069	688.779	977.674

주. *** $p < .001$.

표 4. K-PAQ의 표준화 요인 계수

문 항	5요인 상관모형 (모형 5)					5요인 bifactor모형 (모형 6)						
	부정 DIF	긍정 DIF	부정 DDF	긍정 DDF	EOT	일반 요인	부정 DIF	긍정 DIF	부정 DDF	긍정 DDF	EOT	고유치
1			.584			.434			.899			.002
2	.615					.477	.618					.391
3					.631	.564				.274		.607
4				.730		.631			.584			.261
5		.737				.646		.512				.320
6					.649	.503				.446		.548
7			.677			.652			.146			.554
8	.715					.644	.289					.502
9					.756	.623				.414		.440
10				.790		.738			.322			.351
11		.794				.699		.300				.422
12					.721	.640				.322		.486
13			.867			.840			.159			.269
14	.801					.746	.214					.397
15					.451	.415				.192		.790
16				.893		.877			.149			.208
17		.830				.776		.239				.341
18					.805	.648				.495		.335
19			.804			.785			.141			.363
20	.552					.537	.089					.704
21					.777	.628				.465		.390
22				.880		.891			.037			.204
23		.735				.690		.162				.498
24					.823	.723				.399		.318

주. DIF=Difficulty Identifying Feelings, DDF=Difficulty Describing Feelings, EOT=Externally Oriented Thinking.

통계적으로 유의하지 않은 부분(bifactor 모형의 20번, 22번, 고유치 1번)은 볼드처리 하였음

Hierarchical, ω_H), 하위 척도의 오메가 계수 (Omega Subscale, ω_S), 하위 척도의 오메가 위계 계수(Omega Hierarchical Subscale, ω_{HS})를 구하고 그 상대적인 비율을 계산하여 표 5에 제시하였다. 아울러 일차원 지수(Explained Common Variance: ECV)를 계산하여 척도의 차원성을 확인함으로써 척도에 대한 이해를 높이고자 하였다.

오메가 계수는 척도 점수를 구성하는 전체 분

산 중 일반요인과 집단요인으로 구성된 진점수 분산의 비율을 말하며, 오메가 위계 계수는 척도 전체 분산 중 일반요인 분산의 비율을 말한다. 이에 오메가 위계 계수를 오메가 계수로 나눈 값(ω_H/ω)은 진점수 즉, 일반요인과 집단요인의 분산 중 일반요인의 분산이 차지하는 비율이 된다. 본 연구에서는 위 비율이 .945로 나타나 진점수 분산 중 약 95%가 일반요인에서의 개인차로 설명되었다.

표 5. K-PAQ의 bifactor 모델 지수 산출

		오메가 계수 (ω , ω_s)	오메가 위계 계수 (ω_H , ω_{HS})	오메가 위계 계수/오메가 계수 (ω_H/ω , ω_{HS}/ω_s)
일반 요인	general	.967	.914	.945
	부정 DIF	.838	.143	.170
집단 요인	긍정 DIF	.856	.134	.157
	부정 DDF	.885	.175	.198
	긍정 DDF	.915	.099	.108
	EOT	.890	.255	.287

주. DIF=Difficulty Identifying Feelings, DDF=Difficulty Describing Feelings, EOT=Externally Oriented Thinking.

하위척도의 오메가 계수는 하위척도의 분산 중 진점수 분산의 비율을 뜻하며, 하위척도의 오메가 위계 계수는 하위척도의 분산 중 집단요인 분산의 비율을 뜻한다. 이에 하위척도의 오메가 위계 계수를 하위척도의 오메가 계수로 나눈 값(ω_{HS}/ω_s)은 진점수 분산 중 집단요인의 분산이 차지하는

비율이다. 본 연구에서는 위 값이 부정 DIF .170, 긍정 DIF .157, 부정 DDF .198, 긍정 DDF .108, EOT .287로 나타나 각 하위척도의 약 17%, 16%, 20%, 11%, 29%가 일반요인과 독립적인 집단요인의 설명력으로 나타났다.

일차원 지수는 일반요인과 집단요인의 공통분

표 6. K-PAQ와 감정표현불능증, 우울, 불안, 스트레스, 신체화, 정서조절 간 상관관계

측정도구	하위척도	부정 DIF	긍정 DIF	부정 DDF	긍정 DDF	EOT	전체
TAS-20K	DIF	.762***	.715***	.745***	.714***	.723***	.817***
	DDF	.643***	.614***	.740***	.728***	.686***	.766***
	EOT	.328***	.385***	.355***	.346***	.477***	.440***
	전체	.742***	.725***	.777***	.753***	.786***	.852***
K-BVAQ	DI	.540***	.583***	.579***	.587***	.575***	.642***
	DFAN	-.004	.012	-.011	-.019	.020	.003
	DEAA	.297***	.449***	.318***	.411***	.582***	.489***
	DV	.474***	.456***	.621***	.575***	.589***	.617***
DASS	전체	.480***	.553***	.551***	.569***	.649***	.643***
	우울	.351***	.352***	.416***	.370***	.380***	.420***
	불안	.398***	.387***	.385***	.369***	.346***	.416***
PHQ-15	스트레스	.349***	.290***	.385***	.303***	.281***	.353***
	신체화	.198***	.122*	.205***	.111	.153**	.175**
ERQ	억압	.261***	.307***	.329***	.350***	.449***	.399***
	인지적 재해석	-.078	-.062	-.102	-.093	-.024	-.073

주. DIF=Difficulty Identifying Feelings, DDF=Difficulty Describing Feelings, EOT=Externally Oriented Thinking

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

산(common variance) 중 일반요인 분산의 비율을 말하며, 척도가 단일차원으로 설명될 수 있는 정도를 의미한다. 본 연구에서의 ECV 값은 .760으로 나타나 일반요인이 공통분산의 약 76%를 설명하였다.

수렴타당도 및 공인타당도

K-PAQ와 기존 감정표현불능증 척도인 TAS-20K 및 K-BVAQ, 우울, 불안, 스트레스, 신체화 등의 정서적 어려움, 억압 및 인지적 재해석

등의 정서조절 간 상관관계는 표 6과 같다. 기존 감정표현불능증 척도와 의 관계를 살펴보면, K-PAQ 총점은 TAS-20K 총점과는 .852($p<.001$), K-BVAQ 총점과는 .643($p<.001$)의 상관을 보였다. K-PAQ의 하위 척도는 K-BVAQ의 DFAN 요인을 제외하고는 TAS-20K 및 K-BVAQ의 하위 요인과 모두 약 .30 이상의 유의한 상관관계를 나타냈다($p<.001$).

정서적 어려움과의 관계를 살펴보면, 우울, 불안, 스트레스와는 .28 이상의 유의한 상관을 나타냈고($p<.001$), 신체화와는 긍정 DDF요인을 제외

표 7. K-PAQ가 우울, 불안, 스트레스, 신체화, 억압에 미치는 영향

종속 변수	독립 변수	<i>B</i>	<i>SE</i>	β	<i>t</i>	<i>F</i>	<i>R</i> ² (adj. <i>R</i> ²)
우울	(상수)	-0.193	0.131		-1.469	22.177***	.184 (.175)
	부정DAF	0.275	0.096	.293	2.854**		
	긍정DAF	-0.019	0.101	-.022	-0.190		
	EOT	0.175	0.078	.190	2.248*		
불안	(상수)	-0.278	0.119		-2.336*	21.598***	.180 (.171)
	부정DAF	0.239	0.087	.282	2.740**		
	긍정DAF	0.074	0.092	.094	0.809		
	EOT	0.061	0.070	.073	0.869		
스트레스	(상수)	0.068	0.123		0.551	18.304***	.156 (.148)
	부정DAF	0.402	0.090	.467	4.467**		
	긍정DAF	-0.108	0.094	-.134	-1.140		
	EOT	0.047	0.073	.056	0.649		
신체화	(상수)	0.241	0.066		3.655***	6.831***	.065 (.055)
	부정DAF	0.175	0.048	.398	3.620***		
	긍정DAF	-0.125	0.051	-.305	-2.458*		
	EOT	0.047	0.039	.109	1.207		
억압	(상수)	1.937	0.144		13.477***	24.934***	.202 (.194)
	부정DAF	0.008	0.105	.007	0.071		
	긍정DAF	-0.019	0.111	-.020	-0.174		
	EOT	0.469	0.085	.459	5.511***		

주. DAF(Difficulty Apprasing Feelings)= DIF(Difficulty Identifying Feelings)+DDF(Difficulty Describing Feelings), EOT=Externally Oriented Thinking

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

하고는 .12 이상의 상관을 나타냈다($p < .05$). 아울러 부적응적 정서조절방식인 억압과는 .261 이상의 상관을 보였으나($p < .001$), 바람직한 정서조절 방식인 인지적 재해석과는 유의한 상관이 없는 것으로 나타났다.

K-PAQ가 정서적 어려움과 정서조절방식을 예측하는지 확인하기 위해 회귀분석을 실시하였다. 분석 결과, K-PAQ는 우울($B = .413$, $SE = .052$, $t = 7.984$, $p < .001$), 불안($B = .370$, $SE = .047$, $t = 7.902$, $p < .001$), 스트레스($B = .319$, $SE = .049$, $t = 6.509$, $p < .001$), 신체화($B = .081$, $SE = .026$, $t = 3.062$, $p < .01$), 억압($B = .435$, $SE = .058$, $t = 7.515$, $p < .001$)에 영향을 미쳤으며, 인지적 재해석에는 유의한 영향을 미치지 않았다.

정서가에 따른 척도의 영향력을 세부적으로 분석하기 위해 K-PAQ를 부정 DAF와 긍정 DAF, EOT 요인으로 나누어 다중회귀분석을 실시한 결과, 표 7과 같이 인지적 재해석을 제외한 모든 회귀모형이 유의하였다. 각 모형의 Durbin-Watson 값은 2.214, 2.131, 2.122, 2.051, 2.054로 2에 근사하게 나타나 잔차의 독립성 가정을 충족하였고, VIF는 2.578에서 4.876 사이로 나타나 다중공선성에 문제가 없었다. 세부 내용을 살펴보면, K-PAQ는 우울 및 불안을 약 18%, 스트레스를 약 16%, 신체화를 약 7%, 억압을 약 20% 설명하였다. 부정 DAF는 우울, 불안, 스트레스, 신체화, 억압에 정적 영향을 미쳤고, 긍정 DAF는 신체화에 부적 영향을 미쳤으며 EOT는 우울 및 억압에 정적 영향을 미치는 것으로 나타났다.

논 의

본 연구는 감정표현불능증 개념에 정서가를 반영하여 긍정, 부정 정서에 대한 인식과 표현의 문제를 나누어 측정할 수 있고, 각 하위 차원의 내적 일치도를 개선한 PAQ를 한국어로 번안하고 타당화하였다. 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, K-PAQ는 긍정 DIF, 부정 DIF, 긍정 DDF, 부정 DDF, EOT 다섯 개의 집단요인과 문항 전체를 설명하는 일반요인으로 구성된 bifactor 모델이 가장 적합한 것으로 나타났다. 이는 척도를 개발한 원저자(Preece, Becerra, Robinson, Dandy, & Allan, 2018) 및 스페인어로 번안, 타당화 한 Becerra 등(2021)의 연구와 일치하는 결과로, K-PAQ가 이론적 기반 아래 안정적인 요인구조를 가지고 있음을 보여준다. 기존 연구에서 지적하였듯 TAS-20의 EOT 요인은 내적 일치도가 낮다는 문제가 있었는데(Chung et al., 2003), 본 연구에서도 그 값이 .356으로 나타나 문제점이 재확인되었다. 한편, K-PAQ는 TAS-20K, K-BVAQ와 비교했을 때 내적 일치도가 가장 높았고, 전 요인에서 최소 .758 이상의 안정적인 신뢰도를 나타내 감정표현불능증을 측정하는 안정적인고 신뢰로운 도구임이 검증되었다.

아울러, bifactor 기반 산출 지수를 살펴본 결과, 총점에서 차지하는 진점수 분산 중 약 95%가 일반요인에서의 개인차로 나타났다. 하위척도의 오메가 계수와 오메가 위계 계수 간 비율을 살펴보면, 진점수 분산 중 부정 DIF는 17%, 긍정 DIF는 16%, 부정 DDF는 20%, 긍정 DDF는 11%, EOT는 29%가 일반요인과 독립적으로 해석 가능한 집단요인의 개인차로 나타났다. 이에 K-PAQ

척도가 전반적인 감정표현불능증에서의 개인차를 반영하는 것으로 볼 수 있으며, 일반요인이 집단 요인에 비해 문항 점수를 설명하는데 더 많은 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있다. 일차원 지수(ECV)는 .70 이상일 경우 척도가 단일차원에 가깝다고 해석하는데(Gu, Wen, & Fan, 2017; Rodriguez, Reise, & Haviland, 2016), 본 연구에서는 그 값이 .760으로 나타났다. 이에 K-PAQ를 연구에 활용할 때 다섯 가지 하위차원에 따른 분석 뿐 아니라, 총점을 바탕으로 한 단일차원의 분석 역시 타당할 수 있음이 밝혀졌다.

둘째, K-PAQ와 TAS-20K 및 K-BVAQ의 상관관계를 살펴본 결과, 각 척도의 총점은 .643 이상의 상관을 보였고 하위척도 간에도 K-BVAQ의 DFAN 요인을 제외하고는 모두 .30 이상의 유의한 상관을 보여 척도의 수렴타당도가 검증되었다. DFAN은 TAS의 개발과정에서 DIF, DDF, EOT 등 감정표현불능증을 구성하는 타 요인과의 상관이 낮아 TAS-20에서 최종적으로 제외되었던 요인이다(Taylor et al., 1992). 또한 PAQ, TAS-20, BVAQ를 대상으로 한 요인분석 결과에서도 DFAN은 감정표현불능증의 잠재요인이 아닌 것으로 밝혀져(Preece et al., 2017; Preece, Becerra, Robinson, et al., 2020) 본 연구의 결과가 지지되었다.

셋째, K-PAQ와 우울, 불안, 스트레스, 신체화 등의 정서적 어려움, 억압 및 인지적 재해석 등 정서조절방식과의 상관관계를 살펴본 결과, K-PAQ의 하위 요인은 인지적 재해석과는 유의한 상관이 없었고 나머지 변인과는 대체적으로 유의한 정적 상관을 보였다. 이는 감정표현불능증이 높은 사람이 더 높은 우울, 불안, 스트레스와

관련이 있고, 정서를 억압하는 방식의 처리를 사용한다는 선행연구와 일치하는 결과이다(Preece, Becerra, Robinson, Dandy, & Allan, 2018). 아울러 K-PAQ가 위 변인을 예측할 수 있는지 확인하기 위해 회귀분석을 실시한 결과, 척도가 우울 및 불안을 약 18%, 스트레스를 약 16%, 신체화를 약 7%, 억압을 약 20% 설명하는 것으로 나타났다. 구체적으로, 부정 DAF 즉, 부정 정서에 대한 인식과 표현능력이 낮을수록 우울, 불안, 스트레스, 신체화 증상은 심화되고 부적응적 정서조절전략인 억압을 할 가능성이 높아졌다. 이는 부정 정서를 자각하고 표현하지 못하는 것이 다양한 정서적 문제를 예측하고(Gilanifar & Delavar, 2016; Hemming et al., 2019; Sayar, Kirmayer, & Taillefer, 2003) 억제 및 억압(Garssen, 2007), 정서조절곤란(김가형, 백용매, 2014), 반추(신정미, 조성호, 2014) 등 부적응적인 정서처리(Parker, Taylor, & Bagby, 1998)와 관련됨을 밝혔던 다수의 선행연구와 일치하는 결과이다.

한편, 긍정 DAF 즉, 긍정 정서에 대한 인식과 표현능력은 그 수준이 낮을수록 신체화가 완화되었다. 이는 감정표현불능증의 영향이 정서가에 따라 상이할 수 있다는 조예진과 현명호(2023)의 연구결과와 맥락을 같이 한다. 그들의 연구에서는 부정 정서는 명료화하고 구체화하여 의미를 축소시키는 것이 정신건강에 도움되는 한편, 긍정 정서는 세부적으로 인식하고 표현하기보다는 그 자체로서 있는 그대로 경험하는 것이 우울 및 신체화의 보호요인이 될 수 있다고 하였다. 감정표현불능증 환자군과 일반군을 대상으로 한 fMRI 연구에서도 감정표현불능증 환자가 부정 정서 자극을 마주했을 때에는 섬엽(Insula)에서 더 높은 활

성화를 보이는 반면, 긍정 정서 자극을 마주했을 때에는 방추상회(Fusiform gyrus)에서 더 낮은 활성화를 보이는 것으로 나타났다. 이는 정서 신호를 해석하는 데 있어 정서가에 따라 특정 신경구조의 활성화 정도가 다르며, 긍정 정서와 부정 정서를 처리하는 방식과 기제에 차이가 있음을 시사한다(Hesse et al., 2013). 상기 결과들을 고려했을 때, 부정 정서는 자각하고 환기해야 할 대상인 반면, 긍정 정서는 명확한 자각 여부와 관계없이 그 자체로 정신건강에 유익한 영향을 미치기 때문에 보다 효율적인 정서처리방식이 상이할 수 있을 것으로 추정된다(Asl, Abdi, Sadegh, & Behrouzian, 2021; Chaves, Lopez-Gomez, Hervas, & Vázquez, 2019). 마지막으로 EOT는 우울 및 억압에 정적 영향을 미치는 것으로 나타나, 자기 내면에 주의를 기울이지 못하고 외부로 회피하는 경향성이 클수록 더 우울해지고 정서를 억압하는 방식의 대처전략을 사용할 가능성이 높았다. 이는 초기 EOT 요인의 점수가 높을수록 추후 측정된 우울의 심각도가 높으며(Günther, Rufer, Kersting, & Suslow, 2016), 감정표현불능증 수준이 높을수록 억제적 정서조절을 사용한다는 결과와 같은 맥락으로 이해된다(Chen, Xu, Jing, & Chan, 2011).

이상을 바탕으로 한 본 연구의 한계점 및 후속 연구에 대한 제언은 다음과 같다. 첫째, 연구자는 20대부터 50대까지의 성인을 대상으로 연구를 진행하였으나, PAQ를 번안하고 타당화 한 타 연구에서는 연령 범위를 18세에서 적게는 60세, 많게는 78세까지 포함시켜 연구를 진행하였다(Larionow et al., 2022; Larionow et al., 2023). 감정표현불능증이 아동기와 청소년기, 성인기에 거

쳐 안정적으로 나타나는 성격적 개념이며, 사회적 맥락에서 점차 발달해 나갈 수 있는 개념임을 고려할 때(Cosenza, Baldassarre, Matarazzo, & Nigro, 2014; Joukamaa et al., 2007; Rieffe, Oosterveld, & Terwogt, 2006), 더 넓은 연령대를 포괄하는 연구가 필요할 것으로 판단된다. 이에 후속 연구에서는 아동, 청소년을 대상으로, 또한 60세 이상의 노년 인구를 대상으로 한 타당화 연구가 진행되어 감정표현불능증에 대한 이해가 확장될 필요가 있다.

둘째, 감정표현불능증은 우울(Gilanifar & Delavar, 2016), 불안(Paniccia et al., 2018), 자해(Zlotnick et al., 1996), 공격성(Hemming et al., 2019) 등 다양한 내현화, 외현화 문제와 관련이 있는 변인이다(Di Trani et al., 2013). 이에 실제 증상을 가지고 있는 준임상군 및 임상군을 대상으로 본 척도의 요인구조를 확인하고 타 변인과의 관련성을 탐색할 필요가 있다. 일반군과 임상군이 감정표현불능증의 요인구조에서 서로 다른 결과를 보였다는 연구가 있으며(Haviland, 1996), 대상군에 따라 감정표현불능증이 신체화를 설명하는 경로가 다르게 나타났음을 고려할 때(신현균, 2000), 본 척도가 임상군에서는 어떤 양상과 효과를 보이는지 확인할 필요가 있다.

위와 같은 한계점에도 불구하고 본 연구는 PAQ를 번안하고 타당화함으로써 기존에 다양한 문제가 제기되었던 TAS-20K 및 K-BVAQ에 비해 개념적, 측정적으로 안정적인 감정표현불능증 척도를 국내에 소개하였다. 특히 K-PAQ는 기존 척도와 달리 긍정, 부정 정서에 대한 정서 인식 및 표현의 어려움을 나누어 측정할 수 있으므로 추후 긍정 정서 처리와 관련된 다양한 연구가 가

능할 것으로 판단된다. 아울러 bifactor 모델 기반 지수를 산출함으로써 척도 구성에 대한 이해를 높이고 척도의 사용 방향성을 제시했다는 점에서 의의를 가진다.

참 고 문 헌

- 김가형, 백용매 (2014). 청소년의 감정표현불능증, 정서 인식 명확성이 신체화 증상에 미치는 영향: 정서조절 결곤란의 매개효과. *청소년학연구*, 21(1), 267-290.
- 손재민 (2005). 정서조절 전략 사용에서의 개인차: 인지적 재해석인과 정서표현 억제인의 비교. 서울대학교 대학원 석사학위논문.
- 신재은, 이태현 (2017). 쌍요인(Bifactor) 모형을 이용한 심리척도의 측정적 속성 연구방법 개관. *한국심리학회지: 일반*, 36(4), 477-504.
- 신재은, 이태현, 윤소진 (2017). Bifactor 모형을 적용한 CES-D 척도의 요인구조 검증. *스트레스 研究*, 25(4), 272-278.
- 신정미, 조성호 (2014). 정서인식명확성과 분노표현방식 관계에서 분노반추의 매개효과. *인간이해*, 35(1), 129-148.
- 신현균 (2000). 부정적 정서, 감정표현불능증, 신체감각 증폭지각, 및 신체적 귀인이 신체화에 미치는 영향: 매개모델의 검증. *한국심리학회지: 임상*, 19(1), 17-32.
- 윤소진, 신재은, 이태현 (2019). 한국판 Toronto 20 항목 감정표현불능증 척도(TAS-20K)의 요인구조 연구. *스트레스 研究*, 27(4), 380-388.
- 정운선, 임효덕, 이양현, 김상현 (2003). TAS-20의 한국판 3종간의 신뢰도 및 타당도 비교. *정신신체의학*, 11(1), 77-88.
- 정화영 (2010). 한국판 Bermond-Vorst 감정표현불능증 척도(K-BVAQ)의 타당화 연구. 숙명여자대학교 대학원 석사학위논문.
- 조예진, 현명호 (2023). 긍정, 부정 정서 반응성이 우울 및 신체화에 미치는 영향: 감정표현불능증의 조절된 매개효과. *한국심리학회지: 건강*, 28(4), 861-883.
- Asl, E. M., Abdi, L., Sadegh, A. M., & Behrouzian, F. (2021). The mediating role of self-compassion in the relationship between positive reactivity, negative reactivity, and perfectionism with disordered eating. *Journal of Education and Health Promotion*, 10(249), 1-6.
- Asl, E. M., Mahaki, B., Khanjani, S., & Mohammadian, Y. (2021). The assessment of alexithymia across positive and negative emotions: The psychometric properties of the Iranian version of the Perth Alexithymia Questionnaire. *Iranian Journal of Psychiatry and Behavioral Sciences*, 14(4), e102317. doi: 10.5812/ijpbs.102317
- Bagby, R. M., Parker, J. D., & Taylor, G. J. (1994). The twenty-item Toronto Alexithymia Scale I: Item selection and cross-validation of the factor structure. *Journal of Psychosomatic Research*, 38(1), 23-32.
- Becerra, R., Baeza, C. G., Fernandez, A. M., & Preece, D. A. (2021). Assessing alexithymia: Psychometric properties of the Perth Alexithymia Questionnaire in a Spanish-speaking sample. *Frontiers in Psychiatry*, 12, 710398. doi: 10.3389/fpsy.2021.710398
- Becerra, R., Preece, D., Campitelli, G., & Scott-Pillow, G. (2019). The assessment of emotional reactivity across negative and positive emotions: Development and validation of the Perth Emotional Reactivity Scale (PERS). *Assessment*, 26(5), 867-879.
- Bermond, B., Clayton, K., Liberova, A., Luminet, O., Maruszewski, T., Ricci Bitti, P. E., Rimé, B., Vorst, H. H., Wagner, H., & Wicherts, J. (2007). A cognitive and an affective dimension of alexithymia in six languages and seven

- populations. *Cognition and Emotion*, 21(5), 1125-1136.
- Bilge, Y., & Bilge, Y. (2020). The measurement of attention-appraisal model of alexithymia: Psychometric properties of the Perth Alexithymia Questionnaire in Turkish. *Anatolian Journal of Psychiatry*, 21(2), 71-79.
- Chan, J., Becerra, R., Weinborn, M., & Preece, D. (2023). Assessing alexithymia across asian and western cultures: Psychometric properties of the Perth Alexithymia Questionnaire and Toronto Alexithymia Scale-20 in Singaporean and Australian samples. *Journal of Personality Assessment*, 107(3), 396-412.
- Chaves, C., Lopez-Gomez, I., Hervás, G., & Vázquez, C. (2019). The integrative positive psychological intervention for depression (IPPI-D). *Journal of Contemporary Psychotherapy*, 49(3), 177-185.
- Chen, J., Xu, T., Jing, J., & Chan, R. C. (2011). Alexithymia and emotional regulation: A cluster analytical approach. *BMC Psychiatry*, 11(1), 1-6.
- Chung, U. S., Rim, H. D., Lee, Y. H., & Kim, S. H. (2003). Comparison of reliability and validity of three Korean versions of the 20-Item Toronto Alexithymia Scale. *Korean Journal of Psychosomatic Medicine*, 11(1), 77-88.
- Cosenza, M., Baldassarre, I., Matarazzo, O., & Nigro, G. (2014). Youth at stake: Alexithymia, cognitive distortions, and problem gambling in late adolescents. *Cognitive Computation*, 6, 652-660.
- De Gucht, V., & Heiser, W. (2003). Alexithymia and somatisation: A quantitative review of the literature. *Journal of Psychosomatic Research*, 54(5), 425-434.
- Dentale, F., San Martini, P., De Coro, A., & Di Pomponio, I. (2010). Alexithymia increases the discordance between implicit and explicit self-esteem. *Personality and Individual Differences*, 49(7), 762-767.
- Di Trani, M., Tomassetti, N., Capozzi, F., Solano, L., Romani, M., & Levi, G. (2013). Alexithymia, internalizing, externalizing and obsessive-compulsive symptomatology in pre-adolescence: An empirical study on 160 subjects. *Rassegna Di Psicologia*, 3, 73-90.
- Fynn, D. M., Preece, D. A., Gignac, G. E., Pestell, C. F., Allan, A., Vander Kraats, C., Green, S. L., Weinborn, M., & Becerra, R. (2022). Assessing alexithymia in adults with acquired brain injury: Psychometric properties of the Perth Alexithymia Questionnaire. *Journal of Affective Disorders*, 302, 224-233.
- Garssen, B. (2007). Repression: Finding our way in the maze of concepts. *Journal of Behavioral Medicine*, 30, 471-481.
- Gilanifar, M., & Delavar, M. A. (2016). Alexithymia in pregnant women: Its relationship with depression. *ASEAN Journal of Psychiatry*, 17(1), 35-41.
- Gross, J. J. (2015). Emotion regulation: Current status and future prospects. *Psychological Inquiry*, 26(1), 1-26.
- Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(2), 348-362.
- Gu, H., Wen, Z., & Fan, X. (2017). Examining and controlling for wording effect in a self-report measure: A Monte Carlo simulation study. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 24(4), 545-555.
- Günther, V., Rufer, M., Kersting, A., & Suslow, T. (2016). Predicting symptoms in major depression after inpatient treatment: The role of alexithymia. *Nordic Journal of Psychiatry*, 70(5), 392-398.

- Han, C., Pae, C. U., Patkar, A. A., Masand, P. S., Kim, K. W., Joe, S. H., & Jung, I. K. (2009). Psychometric properties of the Patient Health Questionnaire -15(PHQ-15) for measuring the somatic symptoms of psychiatric outpatients. *Psychosomatics*, 50(6), 580-585.
- Haviland, M. G. (1996). Structure of the twenty-item Toronto Alexithymia Scale. *Journal of Personality Assessment*, 66(1), 116-125.
- Hemming, L., Taylor, P., Haddock, G., Shaw, J., & Pratt, D. (2019). A systematic review and meta-analysis of the association between alexithymia and suicide ideation and behaviour. *Journal of Affective Disorders*, 254, 34-48.
- Hesse, C., Floyd, K., Rauscher, E. A., Frye-Cox, N. E., Hegarty, J. P., & Peng, H. (2013). Alexithymia and impairment of decoding positive affect: An fMRI study. *Journal of Communication*, 63(4), 786-806.
- Holzinger, K. J., & Swineford, F. (1937). The bi-factor method. *Psychometrika*, 2(1), 41-54.
- Honkalampi, K., Jokela, M., Lehto, S. M., Kivimäki, M., & Virtanen, M. (2022). Association between alexithymia and substance use: A systematic review and meta analysis. *Scandinavian Journal of Psychology*, 63(5), 427-438.
- Joukamaa, M., Taanila, A., Miettunen, J., Karvonen, J. T., Koskinen, M., & Veijola, J. (2007). Epidemiology of alexithymia among adolescents. *Journal of Psychosomatic Research*, 63(4), 373-376.
- Kline, P. (1979). *Psychometrics and psychology*. London, England: Academic Press.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). New York: Guilford Publications.
- Kroenke, K., Spitzer, R. L., & Williams, J. B. (2002). The PHQ-15: Validity of a new measure for evaluating the severity of somatic symptoms. *Psychosomatic Medicine*, 64(2), 258-266.
- Larionow, P., Preece, D. A., & Mudło-Głagolska, K. (2022). Assessing alexithymia across negative and positive emotions: Psychometric properties of the Polish version of the Perth Alexithymia Questionnaire. *Frontiers in Psychiatry*, 13, 1047191. doi: 10.3389/fpsyt.2022.1047191
- Larionow, P., Preece, D. A., Khokhlova, O., & Iakovleva, M. V. (2023). Assessing alexithymia: Psychometric properties of the Russian version of the Perth Alexithymia Questionnaire. *Clinical Psychology and Special Education*, 12(1), 43-65.
- 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.
- Loas, G., Otmani, O., Verrier, A., Fremaux, D., & Marchand, M. P. (1996). Factor analysis of the French version of the 20-Item Toronto Alexithymia Scale (TAS-20). *Psychopathology*, 29(2), 139-144.
- Lovibond, S. H. & Lovibond, P. F. (1995). *Manual for the depression anxiety stress scales*. Australia: Psychology Foundation.
- MacLean, P. D. (1949). Psychosomatic disease and the visceral brain: Recent developments bearing on the Papez theory of emotion. *Psychosomatic Medicine*, 11(6), 338-353.
- Mattila, A. K., Kronholm, E., Jula, A., Salminen, J. K., Koivisto, A. M., Mielonen, R. L., & Joukamaa, M. (2008). Alexithymia and somatization in general population. *Psychosomatic Medicine*, 70(6), 716-722.
- Nemiah, J. C. (1984). The psychodynamic view of anxiety. In R. O. Pasnau (Ed.). *Diagnosis and*

- treatment of anxiety disorders* (pp. 117-137). Washington, DC: American Psychiatric Press.
- Paniccia, M. F., Gaudio, S., Puddu, A., Di Trani, M., Dakanalis, A., Gentile, S., & Di Ciommo, V. (2018). Alexithymia in parents and adolescents with generalised anxiety disorder. *Clinical Psychologist, 22*(3), 336-343.
- Parker, J. D., Taylor, G. J., & Bagby, R. M. (1998). Alexithymia: Relationship with ego defense and coping styles. *Comprehensive Psychiatry, 39*(2), 91-98.
- Preece, D., Becerra, R., Allan, A., Robinson, K., Chen, W., Hasking, P., & Gross, J. J. (2020). Assessing alexithymia: Psychometric properties of the Perth Alexithymia Questionnaire and 20-item Toronto Alexithymia Scale in United States adults. *Personality and Individual Differences, 166*, 110138. doi: 10.1016/j.paid.2020.110138
- Preece, D., Becerra, R., Allan, A., Robinson, K., & Dandy, J. (2017). Establishing the theoretical components of alexithymia via factor analysis: Introduction and validation of the attention-appraisal model of alexithymia. *Personality and Individual Differences, 119*, 341-352.
- Preece, D., Becerra, R., Boyes, M. E., Northcott, C., McGillivray, L., & Hasking, P. A. (2020). Do self-report measures of alexithymia measure alexithymia or general psychological distress? A factor analytic examination across five samples. *Personality and Individual Differences, 155*, 109721. doi: 10.1016/j.paid.2019.109721
- Preece, D., Becerra, R., Robinson, K., Allan, A., Boyes, M., Chen, W., Hasking, P., & Gross, J. J. (2020). What is alexithymia? Using factor analysis to establish its latent structure and relationship with fantasizing and emotional reactivity. *Journal of Personality, 88*(6), 1162-1176.
- Preece, D., Becerra, R., Robinson, K., & Dandy, J. (2018). Assessing alexithymia: Psychometric properties and factorial invariance of the 20-item Toronto Alexithymia Scale in nonclinical and psychiatric samples. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 40*, 276-287.
- Preece, D., Becerra, R., Robinson, K., Dandy, J., & Allan, A. (2018). The psychometric assessment of alexithymia: Development and validation of the Perth Alexithymia Questionnaire. *Personality and Individual Differences, 132*, 32-44.
- Preece, D., Mehta, A., Petrova, K., Sikka, P., Bjureberg, J., Becerra, R., & Gross, J. (2023). Alexithymia and emotion regulation. *Journal of Affective Disorders, 324*, 232-238.
- Rieffe, C., Oosterveld, P., & Terwogt, M. M. (2006). An alexithymia questionnaire for children: Factorial and concurrent validation results. *Personality and Individual Differences, 40*(1), 123-133.
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. *Journal of Personality Assessment, 98*(3), 223-237.
- Sayar, K., Kirmayer, L. J., & Taillefer, S. S. (2003). Predictors of somatic symptoms in depressive disorder. *General Hospital Psychiatry, 25*(2), 108-114.
- Shipko, S. (1982). Alexithymia and somatization. *Psychotherapy and Psychosomatics, 37*(4), 193-201.
- Sifneos, P. E. (1996). Alexithymia: Past and present. *The American Journal of Psychiatry, 153*(Suppl), 137-142.
- Stevens, J. P. (2012). *Applied multivariate statistics for the social sciences*. New York: Routledge.
- Taylor, G. J., Bagby, M., & Parker, J. D. (1992). The revised Toronto Alexithymia Scale: Some

- reliability, validity, and normative data. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 57(1-2), 34-41.
- Taylor, G. J., Ryan, D., & Bagby, M. (1985). Toward the development of a new self-report alexithymia scale. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 44(4), 191-199.
- Vorst, H. C., & Bermond, B. (2001). Validity and reliability of the Bermond-Vorst Alexithymia Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 30(3), 413-434.
- Watters, C. A., Taylor, G. J., Quilty, L. C., & Bagby, R. M. (2016). An examination of the topology and measurement of the alexithymia construct using network analysis. *Journal of Personality Assessment*, 98(6), 649-659.
- Westwood, H., Kerr-Gaffney, J., Stahl, D., & Tchanturia, K. (2017). Alexithymia in eating disorders: Systematic review and meta-analyses of studies using the Toronto Alexithymia Scale. *Journal of Psychosomatic Research*, 99, 66-81.
- Zlotnick, C., Shea, M. T., Pearlstein, T., Simpson, E., Costello, E., & Begin, A. (1996). The relationship between dissociative symptoms, alexithymia, impulsivity, sexual abuse, and self-mutilation. *Comprehensive Psychiatry*, 37(1), 12-16.

원고접수일: 2024년 7월 29일

논문심사일: 2024년 8월 12일

게재결정일: 2024년 8월 12일

한국심리학회지: 건강
The Korean Journal of Health Psychology
2024. Vol. 29, No. 5, 837 - 860

Psychometric Properties of the Korean Version of the Perth Alexithymia Questionnaire (K-PAQ)

Yejin Cho

Department of Psychology,
Chung-Ang University

This study aimed to translate and validate the Perth Alexithymia Questionnaire (PAQ) into Korean, a new scale for measuring alexithymia that could separately reflect positive and negative emotions. A sample of 300 adults aged 19 and above was surveyed. Confirmatory factor analysis (CFA) was conducted to identify the factor structure that could best fit the K-PAQ. The convergent validity was evaluated against established alexithymia scales, TAS-20K and K-BVAQ. Additionally, concurrent validity was assessed concerning emotional difficulties and emotion regulation. Results revealed that the bifactor model comprising Positive DIF, Negative DIF, Positive DDF, Negative DDF, and EOT as group factors and a general factor was the best fit for the K-PAQ. The K-PAQ significantly predicted emotional difficulties such as depression, anxiety, stress, somatization and repression. In conclusion, the K-PAQ exhibited a stable factor structure that accounted for emotional valence and demonstrated higher internal consistency compared to existing scales, confirming that it could be used as a reliable and valid tool for measuring alexithymia.

Keywords: Korean-Perth Alexithymia Questionnaire (K-PAQ), Alexithymia, Positive and negative emotional valence, Validation

부 록

한국판 Perth 감정표현불능증 척도(K-PAQ)

다음은 귀하가 자신의 감정을 어떻게 인식하고 느끼는지에 대한 설문입니다. 각 문항을 주의깊게 읽고 평소 자신의 상태를 가장 잘 나타낸다고 생각하는 정도에 표시해주시기 바랍니다. 일부 문항은 슬픔, 분노, 두려움 등 부정적이거나 불쾌한 감정과 관련되어 있고, 일부 문항은 행복, 재미, 기쁨 등 긍정적이거나 즐거운 감정과 관련되어 있습니다.

	문 항	전혀 그렇지 않다	대체로 그렇지 않다	보통 이다	대체로 그렇다	매우 그렇다
1	기분이 나쁠 때(불쾌한 감정을 느낄 때), 그 감정을 표현할 적절한 단어를 찾을 수 없다.	1	2	3	4	5
2	기분이 나쁠 때, 슬픈 것인지, 화가 난 것인지, 겁이 나는 것인지 구분할 수 없다.	1	2	3	4	5
3	나는 내가 어떻게 느끼는지를 무시하는 경향이 있다.	1	2	3	4	5
4	기분이 좋을 때(즐거운 감정을 느낄 때), 그 감정을 표현할 적절한 단어를 찾을 수 없다.	1	2	3	4	5
5	기분이 좋을 때, 행복한 것인지, 신나는 것인지, 즐거운 것인지 구분할 수 없다.	1	2	3	4	5
6	내 감정을 특별히 의식하려 하지 않는다.	1	2	3	4	5
7	기분이 나쁠 때, 그 감정에 대해 깊이 있거나 자세하게 이야기할 수 없다.	1	2	3	4	5
8	기분이 나쁠 때, 그 감정을 이해할 수 없다.	1	2	3	4	5
9	내 감정에 주의를 기울이지 않는다.	1	2	3	4	5
10	기분이 좋을 때, 그 감정에 대해 깊이 있거나 자세하게 이야기할 수 없다.	1	2	3	4	5
11	기분이 좋을 때, 그 감정들을 이해할 수 없다.	1	2	3	4	5
12	대개 내가 무엇을 느끼고 있는지에 대해 생각하는 것을 피하려고 노력한다.	1	2	3	4	5
13	나쁜 일이 일어났을 때, 내가 어떻게 느끼는지를 말로 표현하기 어렵다.	1	2	3	4	5
14	기분이 나쁠 때, 어떤 감정인지 헷갈린다.	1	2	3	4	5
15	내 감정보다는 실제로 보거나 만질 수 있는 것에 초점을 맞추는 것을 선호한다.	1	2	3	4	5
16	좋은 일이 일어났을 때, 내가 어떻게 느끼는지를 말로 표현하기 어렵다.	1	2	3	4	5
17	기분이 좋을 때, 어떤 감정인지 헷갈린다.	1	2	3	4	5
18	내 감정과 접촉하지 않으려고 한다.	1	2	3	4	5
19	기분이 나쁠 때, 내가 어떻게 느끼고 있는지 묘사하려 하면 무슨 말을 해야할 지 모르겠다.	1	2	3	4	5
20	기분이 나쁠 때, 그 감정으로 인해 당황한다.	1	2	3	4	5
21	나에게는 내 감정을 아는 것이 중요하지 않다.	1	2	3	4	5
22	기분이 좋을 때, 내가 어떻게 느끼고 있는지 묘사하려 하면 무슨 말을 해야할 지 모르겠다.	1	2	3	4	5
23	기분이 좋을 때, 그 감정으로 인해 당황한다.	1	2	3	4	5
24	내 감정에 대해 생각하는 것이 낯설다.	1	2	3	4	5