

한국어판 불안한 느낌과 사고에 대한 믿음성 질문지의 심리측정적 특성

이상원^{1,2} · 서호석³ · 최미나⁴ · 이승재^{1,3}

¹경북대학교 의과대학 정신건강의학교실, ²칠곡경북대학교병원 정신건강의학과,
³경북대학교병원 정신건강의학과, ⁴경북대학교 의공학연구소

Psychometric Properties of the Korean Version of the Believability of Anxious Feelings and Thoughts Questionnaire (K-BAFT)

Sang Won Lee^{1,2}, Ho Seok Seo³, Mina Choi⁴, and Seung Jae Lee^{1,3}

¹Department of Psychiatry, School of Medicine, Kyungpook National University, Daegu,

²Department of Psychiatry, Chilgok Kyungpook National University Hospital, Daegu,

³Department of Psychiatry, Kyungpook National University Hospital, Daegu,

⁴Institute of Biomedical Engineering Research, Kyungpook National University, Daegu, Korea

ABSTRACT

Objective : Cognitive fusion, or believability, in acceptance and commitment therapy (ACT), refers to the tendency to become entangled in one's thoughts or feelings. It is an important factor in the development and maintenance of anxiety disorders. However, there is a lack of validated self-report measures for cognitive fusion and defusion, particularly for individuals with anxiety. To address this gap, this study aimed to evaluate the Korean Version of Believability of Anxious Feelings and Thoughts Questionnaire (K-BAFT).

Methods : A total of 608 university students and 85 patients with obsessive-compulsive disorder (OCD) took part in this study. They were asked to complete various psychological measures, including the K-BAFT, other measures of ACT processes, and symptom scales. The researchers then analyzed the psychometric characteristics of the K-BAFT.

Results : The results of the exploratory and confirmatory factor analyses indicated that the three-factor structure of the K-BAFT, which was reported in the original study, was also found in the university sample. Additionally, both the student and the OCD group demonstrated strong internal consistency ($\alpha=0.86$ and 0.91 , respectively). In the university sample, the K-BAFT showed a strong correlation with the Cognitive Fusion Questionnaire ($r_s=0.53$, $p < 0.001$). However, it had a weak correlation with symptoms scales for depression, anxiety, and stress (all $r_s < 0.32$). Furthermore, the OCD group had higher scores on the K-BAFT compared to the university sample.

Conclusion : K-BAFT is considered to be a reliable and valid self-report tool for measuring cognitive fusion with anxious thoughts and feelings. (Anxiety and Mood 2024;20(1):27-34)

KEYWORDS : Psychometric; Cognitive fusion; Measure; Acceptance-commitment therapy; Obsessive-compulsive disorder.

서론

수용전념치료(Acceptance and Commitment Therapy, ACT)¹는 수용² 및 마음챙김³ 과정을 통해 인간의 고통을 완

화시키려는 대표적인 제 3동향 인지행동치료의 하나이다. 비록 ACT가 인지행동치료로 분류되기는 하나 치료적 지향점에 있어 기존 인지행동치료적 접근과 근본적인 차이가 있다. 기존 인지행동치료는 스트레스 완화모형(distress reduction model)

Received : March 29, 2024 / Revised : April 23, 2024 / Accepted : April 23, 2024

Address for correspondence

Seung Jae Lee, M.D., Ph.D., Department of Psychiatry, School of Medicine, Kyungpook National University, 680 Gukchaebosang-ro, Jung-gu, Daegu 41944, Korea

Tel : +82-53-420-5752, Fax : +82-53-426-5361, E-mail : jayleemd@knu.ac.kr

이 논문은 2021년도 정부의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (2021R1A2C2004720).

에 기반을 두고 왜곡된 인지나 행동을 수정하는데 초점을 두며 배제의 태도(without-attitude)를 취하는데 반해, ACT는 유연성 모형(flexibility model)에 기반하며 동반의 태도(with-attitude)를 통해 1) 회피 및 도망치려는 행동 경향성을 수정하고, 2) 두려운 경험에 대한 유연성과 기꺼이함(willingness)을 증진시키며, 3) 투쟁하는 동안 밀려나 있던 중요하고 가치로운 삶의 영역들에 다시금 주의를 돌릴 수 있도록 돕는다.⁴ 이런 관점에서 ACT의 정신병리 모형은 심리적 경직성(psychological inflexibility)을 강화하고 행동의 다양성과 삶의 폭을 제한하는 인지융합(cognitive fusion)과 경험회피(experiential avoidance), 두 가지 병리적 과정에 초점을 맞추고 있다.¹

인간 사고의 핵심은 어떤 대상, 생각, 감정을 다른 것과 상징적으로 연결 짓는데 있으며, 이런 특성 때문에 무한에 가까운 다양한 관계지음이 이루어진다.⁵ 이 때 개인이 논리와 합리성을 잃은 임의적 관계지음을 통해 특정 생각, 감정 등 내적 경험을 문자 그대로의 사실로 믿게 되는 경향을 인지융합이라 한다.^{6,7} 초기 ACT 이론에서는 believability (생각을 믿는 정도, 믿음성)를 인지융합에 대체되는 개념으로 보았다. 그러나 이후 인지융합은 believability 뿐만 아니라 행동적, 정서적 측면을 포함한 보다 넓은 개념으로 발전하였다. 한편, ACT에서는 이런 경향을 감소시키기 위한 치료 양식으로 탈융합(defusion)을 제시하고 있으며 광범위한 치료적 근거들은 ACT의 이런 효과를 증명하고 있다.⁸ 특히 believability의 감소는 ACT의 치료 효과를 보여주는 가장 강력한 지표 중 하나가 될 수 있음이 밝혀졌다.⁸⁻¹⁰

ACT의 증상학 및 치료 효과 평가를 위해 과정 변수를 측정할 수 있는 평가도구의 개발이 필수적인 바, 인지융합 및 탈융합을 측정할 수 있는 척도도 몇 가지가 개발되어 있다.^{11,12} 그 중 인지융합척도(Cognitive Fusion Questionnaire, CFQ)는 현재 인지융합 평가에 가장 널리 사용되고 있는 척도이다.¹³ CFQ는 앞서 언급하였듯이 believability 뿐만 아니라 생각에 감정적으로 반응하는 것, 사고에 지배 받는 행동, 상황에 대한 과도한 분석 등의 문항이 포함되어면서 인지융합의 정의가 확장된 의미가 있으나, 대신 문항이 일반화되고 ACT의 또 다른 과정인 심리적 경직성과의 분별이 어렵다는 제한점도 있다. 이런 점에서 질환, 범주 또는 맥락에 특정한 척도의 필요성 또한 꾸준히 제기되고 있다.^{14,15}

이러한 연구적 수요에 따라 불안증에 대한 치료법으로서의 ACT의 유용성을 평가하고자 불안한 감정과 생각에 대한 믿음성 질문지(Believability of Anxious Thoughts and Feelings Questionnaire, BAFT)가 개발되었다.¹⁶ Herzberg 등¹⁶은 심리적 융합 및 정신 증상의 요체가 불안이라는 정서로 나타나기 쉽고, 개발 당시 사용되던 believability 척도(Automatic

Thoughts Questionnaire-Believability)¹⁷가 우울증에 특화되어 있어 이에 대응되는 불안에 초점을 맞춘 질문지가 필요한 점을 착안하였다. 특히 본 척도는 척도의 명칭과 달리 believability에 대한 평가와 판단 뿐만 아니라 다른 관점에서 인지적 사건을 바라보지 못하는 것, 사적 경험에서 인지적 사건의 우위, 감정적으로 생각에 반응하는 정도를 포함하여 개발되었으며, 실제 요인분석에서도 세 요인, 즉 신체적 염려, 감정 조절, 부정적 평가로 구분되었다.¹⁶ 뿐만 아니라 대학생 및 불안이 높은 일반인 집단 모두에서 높은 내적 일치도를 보였고, 다른 척도와의 구성 타당도, 증분 타당도, 검사-재검사 신뢰도 등에서 전반적으로 우수한 심리측정적 특성을 보였다.¹⁶ 현재까지 저자가 확인한 바로는 비영어권에서 두 가지 언어로 번역되어 있다.^{18,19}

한편 세 편의 선행연구 모두는 대학생을 비임상군으로 채택하였으며,^{16,18,19} 불안이 높은 군의 경우 두 연구만이 지역사회에서 온라인 평가를 통해 피험자를 모집하였다.^{16,19} 즉, 기존연구가 불안이 높은 일반인에 대한 자료 제시에 거치고 있는 바, 정신과적 진단을 받은 특정 임상군에 대한 연구로의 확장이 필요하다. 비록 BAFT가 불안에 특화된 질문지인만큼 대표적인 불안장애인 범불안장애를 임상군으로 설정하는 것이 이상적이나, 강박장애도 역시 불안이 주요 증상에 하나이며 인지융합 자체가 탈진단적인(transdiagnostic) 요인인 바 준거 타당도를 평가함에 있어 부족함이 없을 것으로 생각된다. 또한 검사-재검사 신뢰도에 대한 평가도 필요한 바, 저자들이 ACT의 강박증 치료 효과 연구^{20,21}를 위해 수집된 자료 중 일부를 임상군 자료로 사용하였다.

따라서 본 연구는 대학생 비임상군과 강박장애 임상군을 대상으로 한국어판 BAFT (K-BAFT)를 개발하고 그 심리측정적 특성을 평가하는 것을 목적으로 하며, 이를 위해 연구자들은 K-BAFT의 요인구조, 신뢰도, 동시타당도, 준거타당도를 조사하였다.

대상 및 방법

연구 대상

본 연구에서는 비임상 표본으로 경북대학교 의과대학 학생을 2021년부터 2023년까지 모집하였다. 기본 인구학적 정보와 자가 보고 설문지로 구성된 본 평가는 모두 온라인을 통해 수행되었으며, 참가자에게 보상은 제공되지 않았다. 기본 인구학적 정보로 성별, 나이, 학년, 이 외에 대상자를 특정할 수 있는 자료는 얻지 않았다. 획득된 자료는 면밀히 검토되었으며, 문항 반응이 모두 동일하거나 역채점 문항에 부적절하게 반응한 경우 등 부정확하거나 불완전한 데이터를 제외하였다. 최

중 608명의 의과대학생(남자 431명, 여자 177명, 연령 평균±표준편차=21.6±2.6) 자료를 분석에 이용하였다.

임상 표본으로는 2017년부터 2023년까지 경북대학교병원 정신건강의학과 외래와 지하철 광고를 통해 모집된 강박장애 환자들의 자료를 사용하였다. 모집된 환자들의 임상적 진단은 정신장애의 진단 및 통계편람 제5판(Diagnostic and Statistical Manual for Mental Disorders, Fifth edition, DSM-5) 기준에 따라 정신건강의학과 의사 1인에 의해 확정되었다. 현재 동반 정신과 진단(예: 주요우울장애, 알코올사용장애, 조현병 스펙트럼 및 기타 정신병적 장애, 지적장애), 신경계 장애 또는 인지 손상을 동반한 두부 손상 병력이나 의학적 질병이 있는 경우 제외되었다. 최종 85명의 강박장애 환자(남성 52명, 여성 33명, 연령 평균±표준편차=26.9±7.6) 자료를 준거 타당도 분석에 이용하였다.

모든 대상자는 연구에 대한 설명을 듣고 연구 참여에 서면 동의하였다. 본 연구는 경북대학교병원 임상연구심의위원회의 승인 후에 수행되었다(2021-04-032).

심리 평가 도구

불안한 느낌과 생각에 대한 믿음성 질문지(Believability of Anxious Feelings and Thoughts Questionnaire, BAFT)^{16,22}

BAFT는 불안과 관련된 내적 경험에 대한 지나친 믿음, 특히 불쾌한 개인적 사건이나 생각과의 분투 및 과도한 감정 통제 정도를 평가하는 16개 문항의 자기 보고식 척도이다. 각 문항은 1점(전혀 믿을 수 없음)부터 7점(완전히 믿을 수 있음)까지의 7점 리커트(Likert) 척도로 평가된다. 총점 범위는 16-112점이며, 점수가 높을수록 원치 않는 내적 경험에 더 많이 융합되어 있음을 의미한다. 이는 ACT의 주된 병리인 인지융합에 해당된다.⁸ 세 가지 하위 척도로 1) 신체적 염려(somatic concerns, 예: 불안 신호나 불안한 증상을 찾기 위해 내 몸을 살살이 훑어보는 것은 나의 안전을 지키는데 있어 중요하다), 2) 감정 조절(emotion regulation, 예: 불안이나 두려움을 느낄 때, 나는 스스로에 대한 자제력을 잃을 수도 있다), 3) 부정적인 평가(negative evaluation, 예: 나의 불안한 생각과 감정은 정상적이지 않다)가 있다.

요인분석 결과, 3개의 일차 요인과 1개의 이차 요인으로 구성된 계층적 요인 구조를 보였다. BAFT 총점과 하위척도 점수의 내적 일치도는 매우 불안한 집단에서 크로바흐 알파 계수(Chronbach's α) 0.91, 일반 대학생군에서는 0.90로 우수하였다. 특히, BAFT와 그 요인들은 이론과 일치되는 방식으로 모든 집단에서 유사 척도들(예: 경험 회피, 사고 억제, 불안 민감도)과 우수한 구성 및 수렴 타당도를 보였다.

본 연구에 사용된 K-BAFT 초안은 원저자에게 동의를 구한 후 정신건강의학과 전문의 1인과 임상심리사 2인이 각자 번역을 한 후 합의를 거쳐 만들어졌다. 이 후 이중언어자인 정신건강의학과 전공의를 통한 역번역과 임상심리수련생을 통한 문항 반응을 고려한 국문학 전공자의 교정을 거쳐 K-BAFT가 완성되었다.

수용-행동 질문지-II(Acceptance and Action Questionnaire-II, AAQ-II)

AAQ-II는 ACT에서 강조하고 있는 경험회피와 궁극적으로 심리적 경직성을 측정하는 설문지이다.²³ 개발 당시 10개의 문항이 추출되었으나 최종적으로 7개 문항 질문지로 완성되었다. 7점 리커트 척도(1점=전혀 그렇지 않다, 7점=항상 그렇다)를 사용하여 총점을 채점하며, 점수가 높을수록 심리적 경직성의 정도가 심하다. 예비연구에서 AAQ-II 총점이 24-28점 범위 이상이면 임상적으로 유의한 스트레스를 경험하는 것으로 볼 수 있다. 본 연구에서는 Heo 등²⁴이 번안하고 표준화한 한국어판 수용-행동 질문지(K-AAQ-II)를 사용하였다. 본 한국어판은 최초 10개 문항 중 2문항을 제외한 8문항으로 완성되었으며, 보고된 내적 일치도는 0.85였다.

인지융합 질문지(Cognitive Fusion Questionnaire, CFQ)

인지융합 질문지는 인지융합 정도를 측정하기 위해 개발된 7문항의 자기 보고형 설문지이다.¹³ 각 문항은 7점 리커트 척도(1점=전혀 그렇지 않다, 7점=항상 그렇다)로 평가하며, 총점이 높을수록 인지융합의 정도가 심한 것을 의미한다. 정상군과 다양한 임상군을 총망라한 1,800명 이상을 대상으로 한 일련의 연구에서 CFQ는 우수한 심리측정적 속성을 보였다($\alpha=0.88-0.93$).^{13,25} 본 연구에서는 한국어로 표준화된 척도를 사용하였다.²⁶

벡 우울 척도 2판(Beck Depression Inventory-II, BDI-II)

BDI-II는 우울증의 인지적, 행동적, 정서적 및 신체적 요인을 평가하는 총 21문항으로 구성되어 있다.²⁷ 각 문항은 0-3점으로 채점되어 총점 범위는 0-63점이다. 총점이 높을수록 더 심한 우울을 보고한다고 볼 수 있으며, 우울증상의 유형과 정도를 측정할 수 있는 도구이다. 본 연구에서는 한국어로 표준화된 척도를 사용 하였으며 내적 일치도는 0.90이다.²⁸

벡 불안 척도(Beck Anxiety Inventory, BAI)

BAI는 불안 증상의 심각도를 평가하는 21개 문항의 자기 보고형 척도이다.²⁹ 지난 1주 동안 각 문항에 기술된 증상으로 인한 불편 정도를 4점 리커트 척도로 평가한다. 본 연구에서는 한국어판 BAI를 사용하였다.³⁰

지각된 스트레스 척도(Perceived Stress Scale, PSS)

PSS는 지난 한 달 동안 경험한 스트레스 수준을 평가하는 도구이다.³¹ 10개의 문항은 0 (전혀 그렇지 않음)부터 4 (매우 자주)까지의 수준으로 평가되며, 총점 범위는 0-40점이 된다. 부정적인 질문인 4, 5, 7, 8번은 역채점 문항이다. 총점이 높을수록 지각된 스트레스 수준이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서는 한국어판 PSS ($\alpha=0.82$)를 사용하였다.³²

예일-브라운 강박척도(Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale, YBOCS)

YBOCS는 강박장애의 증상의 심각도를 평가하고, 증상 변화를 측정하기 위해 개발된 척도이다.³³ 총 10개의 문항 가운데, 앞쪽 5 문항은 강박사고로 인한 영향을, 뒤쪽 5 문항은 강박행동으로 인한 영향을 평가한다. 각 문항은 0점에서 4점으로 측정되며, 총점이 높으면 강박 증상이 높음을 의미한다. 이번 연구에서는 Seol 등³⁴이 번안한 자가보고식 한국어판 YBOCS를 사용하였다. 해당 표준화연구에서 제시한 임상군과 비임상군의 알파 계수는 각각 0.89와 0.87이었다.

분석 방법

K-BAFT의 정규 분포를 평가하기 위해 Kolmogorov-Smirnov 검사를 통해 적합도 지수를 구하였다. 검사 결과, K-BAFT의 총점과 하위척도 점수가 정규 분포를 따르지 않는 것으로 나타나, 필요한 곳에서는 비모수적 통계를 적용했다. K-BAFT와 그 하위 척도의 내적 일치도는 크론바흐 알파 계수를 사용하여 추정했다. 검사-재검사 신뢰도는 1년 간격으로 K-BAFT를 반복한 43명의 대학생 자료를 사용하여 단일 측정, 절대 일치 및 양방향 혼합 효과 모델을 기반으로 급내 상관 계수(intra-class correlation coefficient) 추정치를 계산했다. K-BAFT의 수렴 타당도(convergent validity)를 평가하기 위해 AAQ-II 및 CFQ와의 스피어만 상관관계를 분석했다. 한편, K-BAFT의 변별(discriminant) 타당도를 평가하기 위해 BDI-II, BAI 및 PSS와의 스피어만 상관관계를 분석하였다. 또한 준거(criterion) 타당도를 조사하기 위해 대학생 군과 강박장애 군의 평균을 독립표본 t-검정과 공분산분석(analysis of covariances)을 통해 비교했다. 뿐만 아니라 정상군과 동일하게 강박장애 군에서도 스피어만 상관분석을 통해 BAFT 점수와 AAQ-II, CFQ, YBOCS 등 다른 척도들과의 상관관계를 살펴보았다. 모든 통계 분석은 Windows용 IBM SPSS Statistics, version 23 (IBM Corp., Armonk, NY, USA)을 사용하였으며, 통계적 유의성은 $p<0.05$ 로 설정했다.

K-BAFT의 요인구조를 살펴보기 위해 탐색적 요인분석(exploratory factor analysis, EFA)과 확인적 요인분석(confirmatory factor analysis, CFA)을 실시했다.

비임상 대학생 표본은 참가자 식별자(1-608)가 포함된 무작위 그룹 생성기를 사용하여 두 개의 하위 표본으로 나누었다. Anderson과 Gerbing³⁵의 지침에 따라 하위 표본 1을 대상으로 EFA를 수행하였다. EFA 방법으로는 매개변수를 추정하기 위해 주성분 분석 및 배리맥스 회전을 사용하였다. 하위 표본 2를 대상으로는 EFA에서 도출된 요인 결과를 교차 검증하기 위해 CFA를 수행하였다. CFA는 IBM SPSS의 AMOS 20 소프트웨어를 사용하였다. CFA 모델의 적합도를 평가하기 위해 카이제곱 검정값, 비교 적합 지수(Comparative Fit Index, CFI), 적합도 지수(Goodness of Fit Index, GFI), 표준화된 평균 제곱 잔차 제공근(Standardized Root Mean Square Residual, SRMR), 근사치 평균 제곱근 오차(Root Mean Square Error of Approximation, RMSEA) 등 각각 다른 정보를 제공하는 여러 지수를 선택했다. 일반적으로 CFI, GFI>0.90, SRMR<0.10, RMSEA<0.10이 적합하다고 간주한다.³⁶

결 과

요인분석

하위 표본 1의 BAFT 원문항 16개를 모두 투입하여 EFA를 실시한 결과, 고유값이 5.41, 1.64, 1.47, 1.25로 4 요인을 보였다(누적 설명력 61.0%). 회전된 성분행렬에서 첫 세 요인은 원칙도에서 제시하고 있는 세 요인과 전반적으로 일치하였다. 그러나 이와는 별개로 요인 4가 추출되었는데 본 요인에서는 문항 1과 5가 두드러지게 높은 적재값을 보였다. 이들은 모두 부정적 평가 하위 척도에 해당되는 문항으로, 문항을 검토한 결과 다른 부정적 평가 문항과 달리 두 문항 모두 통제라는 단어를 포함하고 있었다. 즉, 이들 문항은 부정적 평가뿐만 아니라 감정 조절의 의미를 동시에 내포하고 있어 부정적 평가도 감정 조절도 아닌 별도의 요인으로 구분된 것으로 추정된다. 따라서 혼동을 피하기 위해 본 논문에서 제시하는 모든 K-BAFT결과는 문항 1과 5를 제외한 14개 문항에 대한 심리측정적 특성임을 밝힌다.

K-BAFT 14문항의 EFA 결과는 Table 1과 같다. 고유값 5.27, 1.56, 1.39로 세 요인으로 묶였다. 추출 제곱합 적재량에서 요인 1은 37.6%, 요인 2는 11.1%, 요인 3은 9.9%의 분산을 설명하였다. 요인 1은 원칙도에서 제시한 감정 조절 하위 척도와, 요인 2는 부정적 평가 하위 척도와, 요인 3은 신체적 염려 하위 척도와 대부분 일치하였다.

세 요인 모형을 교차 검증하기 위해 하위 표본 2를 사용하여 CFA를 시행한 결과, 일부 모형 적합도 지수가 기준을 충족하지 못했다($\chi^2(74)=283.82$, $p<0.001$; CFI=0.860; GFI=

Table 1. Factor structure of the K-BAFT for student subsample 1 (n=304)

Original item number	BAFT item	Factors		
		Emotion regulation	Negative evaluation	Somatic concerns
Item 13	불안이나 두려움이 올라오면, 나는 이것에 대해 반드시 뭔가 조치를 취해야만 한다.	0.79		
Item 14	불쾌한 생각이 떠오르면, 나는 그것을 반드시 내 마음에서 몰아내야 한다.	0.83		
Item 15	기분이 나빠지면, 나는 나쁜 기분을 없애기 위해 그 기분과 싸워야 한다.	0.79		
Item 16	내 기분의 좋고 나쁨에 나의 행복과 성공이 달려있다.	0.55		
Item 4	나는 내 감정을 늘 통제하고 있어야 한다.		0.68	
Item 2	불안한 모습을 드러내는 것은 좋지 않으며 나를 고통스럽게 한다.		0.78	
Item 3	불안과 두려움을 느낄 때 나는 정말로 내가 원하는 어떤 것도 할 수 없다.		0.58	
Item 6	나의 불안한 생각과 느낌은 문제가 있다.		0.47	
Item 7	다른 사람들이 내가 얼마나 긴장하고 떨고 있는지를 알아챌 때, 나는 무척이나 당황스러워하고 나 자신이 바보처럼 느껴진다.		0.58	
Item 8	비정상적 신체감각은 무서운 것이므로, 다른 일을 하기 전에 줄이거나 제거하기 위한 조치를 취해야 한다.	0.54	0.49	
Item 9	나의 불안한 생각과 느낌은 정상적이지 않다.			0.63
Item 10	불안 신호나 불안한 증상을 찾기 위해 내 몸을 살살이 훑어보는 것은 나의 안전을 지키는데 있어 중요하다.	0.59		
Item 11	불안이나 두려움이 심할 때면, 내가 이리다 정말 죽을 수도 있겠다는 생각을 한다.			0.82
Item 12	불안이나 두려움을 느낄 때, 나는 스스로에 대한 자제력을 잃을 수도 있다.			0.76
	Eigenvalues	5.27	1.56	1.39
	% of variance	37.6	11.1	9.9
	Cumulative %	37.6	48.7	58.7

Items 1 and 5 of the original BAFT have been removed from the K-BAFT. The gray box indicates the factor for which each item was designated in the original BAFT

0.880; RMSR=0.071; RMSEA=0.097). 적합도를 향상시키기 위해 EFA(문항 10, 11, 16)를 기반으로 세 가지 상관 잔차를 재 지정하였고, 수용할만한 수준으로 모형 적합도는 개선되었다 ($\chi^2(71)=220.62, p<0.001$; CFI=0.900, GFI=0.905; RMSR=0.071; RMSEA=0.083). 문항별 표준화 계수(standardized regression weights)은 문항 10 (0.25)을 제외하고 모두 0.41이상이었다(평균 0.60, 범위 0.25-0.90). 요인 간 상관관계 계수는 감정 조절과 신체적 염려 간 0.47, 감정 조절과 부정적 평가 간 0.31, 신체적 염려와 부정적 평가 간 0.67이었다.

신뢰도

대학생 집단에서의 크론바흐 알파 계수는 K-BAFT 14문항이 0.86이었으며, 문항-전체 상관관계는 0.35(문항 16)에서 0.68 (문항 14)까지 다양했다. 하위 척도인 감정 조절, 부정적 평가, 신체적 염려의 내적 일치도는 각각 0.77, 0.86, 0.68이었다. 한편 1년 간격으로 43명을 대상으로 실시한 검사-재검사 신뢰도 분석에서 급내 상관계수는 0.67 (95% 신뢰구간 0.47-0.81, $F=5.1, p<0.001$)이었다.

강박장애군에서의 크론바흐 알파 계수는 K-BAFT 14문항이 0.91이었으며, 문항-전체 상관관계는 가장 낮은 0.31 (문항 16)을 제외하고는 0.47 (문항 7)에서 0.74 (문항 4)까지 다양했다. 하위 척도인 감정 조절, 부정적 평가, 신체적 염려의 알파

계수는 각각 0.80, 0.78, 0.81이었다. 전반적으로 강박장애 집단이 대학생 집단에 비해 신뢰도가 더 높은 경향을 보였으나, 두 군 모두에서 적절한 신뢰도를 보였다.

타당도

K-BAFT의 수렴 타당도와 관련하여 K-BAFT 총점은 AAQ-II 및 CFQ와 높은 상관관계를 보였다. 대학생 집단에서는 각각 $r_s=0.57 (p<0.001)$ 및 $r_s=0.53 (p<0.001)$ 이었으며, 강박장애 집단에서는 $r_s=0.77 (p<0.001)$ 및 $r_s=0.68 (p<0.001)$ 이었다(Table 2).

K-BAFT의 판별 타당도의 경우, 대학생 집단에서의 K-BAFT 총점과 BDI, BAI, PSS 점수와의 상관관계는 각각 $r_s=0.32 (p<0.001)$, $r_s=0.28 (p<0.001)$, $r_s=0.18 (p<0.001)$ 로 모두 유의하였지만 그 크기는 작았다. 강박장애 집단에서의 K-BAFT 총점과 BDI, BAI 점수와의 상관관계는 $r_s=0.57 (p<0.001)$, $r_s=0.65 (p<0.001)$ 이며, 보다 특정한 증상인 강박증상, 즉 YBOCS 총점과의 상관관계는 $r_s=0.35 (p=0.001)$ 이었다(Table 2).

K-BAFT의 준거 타당도 또한 살펴 보았다. 대학생 집단과 강박장애 집단 간의 평균 비교에서 강박장애 집단은 K-BAFT 총점(강박장애 집단, 66.08 ± 16.12 ; 대학생 집단, 37.77 ± 12.91) 뿐만 아니라 세 개의 하위 척도 점수에서 대학생 집단에 비해 유의하게 높았다(Table 3). 이런 K-BAFT 총점의 유의한 차이

Table 2. Spearman's correlation between the K-BAFT and other psychological measures

	1	2	3	4	5	6	7	8	YBOCS
1. BAFT, total		0.84	0.86	0.89	0.77	0.68	0.57	0.65	0.35 [†]
2. BAFT, SC	0.85		0.54	0.65	0.73	0.53	0.62	0.65	0.35 [†]
3. BAFT, ER	0.87	0.60		0.72	0.58	0.59	0.38	0.48	0.25*
4. BAFT, NE	0.79	0.60	0.51		0.69	0.62	0.47	0.54	0.26*
5. AAQ-II	0.57	0.49	0.44	0.53		0.76	0.67	0.72	0.34 [†]
6. CFQ	0.53	0.45	0.42	0.49	0.65		0.52	0.59	0.36 [†]
7. BDI-II	0.32	0.27	0.25	0.30	0.40	0.40		0.77	0.39 [†]
8. BAI	0.28	0.26	0.19	0.29	0.39	0.41	0.49		0.44
9. PSS	0.18	0.15	0.13 [†]	0.18	0.28	0.32	0.28	0.26	

Bottom-left off-diagonal correlations for university students (n=608), top-right off-diagonal correlations for OCD patients (n=85). *p<0.05; [†]p<0.01 otherwise, all p values<0.001. BAFT, Believability of Anxious Feelings and Thoughts Questionnaire; NE, Negative evaluation; SC, Somatic concern; ER, Emotion regulation; AAQ-II, Acceptance and Action Questionnaire-II; CFQ, Cognitive Fusion Questionnaire; BDI-II, Beck Depression Inventory-II; BAI, Beck Anxiety Inventory; PSS, Perceived Stress Scale; YBOCS, Yale-Brown Obsessive-Compulsive Scale

는 연령, BDI, BAI 점수를 모두 통제된 공분산분석에서도 그대로 유지되었다($F_{1, 692}=24.2, p<0.001$).

고찰

본 연구는 Forsyth와 Eifer²²가 개발하고 Herzberg 등¹⁶이 표준화한, 불안한 느낌과 사고에 특정된 믿음의 정도를 평가하기 위한 질문지인 BAFT를 우리말로 번안하고 그 신뢰도와 타당도를 알아보고자 하였다.

요인 분석에서 K-BAFT는 기존 Herzberg 등¹⁶의 연구와 동일한 3 요인 구조로 확인되었으며, K-BAFT 14문항(58.5%)은 동일한 기존 연구(59.2%)와 비슷한 정도로 총점에 대한 분산을 설명하였다. K-BAFT의 경우 기존 문항에서 두 문항이 제거되었음에도 불구하고 유사한 정도의 설명력을 유지하였다. 제 4 요인으로 구분되어 제거된 두 문항을 포함하여 일부 문항은 원칙도에서 제시한 요인과는 다른 요인으로 구분되었다. 예를 들면, 문항 10 (불안 신호나 불안한 증상을 찾기 위해 내 몸을 살살이 훑어보는 것은 나의 안전을 지키는데 있어 중요하다)과 문항 8 (비정상적 신체 감각은 무서운 것이므로, 다른 일을 하기 전에 줄이거나 제거하기 위한 조치를 취해야 한다)은 기존 신체적 염려 요인에 분류되었으나, 국문으로 번역되면서 감정 조절 요인으로 분류되었다. 이는 연구 대상자들이 신체감각보다는 이에 대한 대처 반응에 보다 초점을 맞춰 반응한 결과로 추정된다. 문항 5 (나는 내 감정을 늘 통제하고 있어야 한다)는 기존 연구에서 감정 조절 요인으로 분류되었으나, 본 연구의 대상자들은 부정적 평가로 반응하였는데 아마도 '감정 통제의 실패'라는 의미로 이해했을 가능성이 있다.

이런 결과로 K-BAFT의 경우 감정 조절 요인이 가장 큰 설명력을 가진 첫번째 요인으로 추출되었으며, 부정적 평가와 신

Table 3. Demographic and psychological data

	University students	OCD
Male/female (n)	431/177	52/33
Age (year)	21.6±2.6	26.9±7.6
Psychological measures		
BAFT, total	37.7±12.9	66.1±16.1
BAFT, ER	15.8±6.2	24.3±6.1
BAFT, NE	10.6±4.4	30.7±6.8
BAFT, SC	11.4±4.7	21.6±6.9
AAQ-II	16.4±6.4	35.9±11.3
CFQ	15.7±7.7	35.6±10.8
BDI-II	3.2±3.5	18.0±11.6
BAI	0.9±2.2	19.6±14.4
PSS	10.3±5.9	-
YBOCS	-	10.3±5.9

BAFT, Believability of Anxious Feelings and Thoughts Questionnaire; SC, somatic concerns; ER, emotion regulation; NE, negative evaluation; AAQ-II, Acceptance and Action Questionnaire-II; CFQ, Cognitive Fusion Questionnaire; BDI-II, Beck Depression Inventory-II; BAI, Beck Anxiety Inventory; PSS, Perceived Stress Scale; YBOCS, Yale-Brown Obsessive-Compulsive Scale

체적 염려 요인이 그 다음을 이었다. 이는 원칙도에서의 요인 추출 순서와는 달랐으며, 오히려 페르시아어 번안 연구¹⁸와 동일한 결과를 보였다. 반면 스페인어 번안 연구¹⁹에서는 부정적 평가와 신체적 염려 요인이 합쳐져 하나의 요인으로 추출되는 2 요인 구조를 보이기도 했다. 전반적으로 볼 때, K-BAFT는 원칙도의 요인구조를 비교적 잘 유지하였다.

세 요인 간의 상관관계, 즉 신체적 염려-감정 조절, 신체적 염려-부정적 평가, 부정적 평가-감정 조절의 상관관계에 있어 원칙도 연구¹⁶는 각각 0.47, 0.62, 0.58로, 페르시아어 번안 연구¹⁸는 0.29, 0.53, 0.34로 보고하였다. 본 연구에서는 0.60, 0.60, 0.53으로 세 요인 간 상관성이 비교적 유사하게 나왔다.

한 가지 주목할 것은 세 연구 모두에서 신체적 염려와 부정적 평가 간 상관성이 높게 제시되었다는 점이다. 앞서 언급한 스페인어 변안 연구¹⁹에서 2 요인 구조가 나온 이유일 것으로도 추정된다. 기존 연구들^{6,19}은 인지융합의 서로 다른 측면을 평가하는 요인별 독립성도 중요하지만 BAFT가 인지융합이라는 하나의 상위요인으로 묶이며, 따라서 BAFT의 총점이 가장 의미있는 점수임을 강조하였다.

비록 이런 강조점에도 불구하고 원저자는 세 요인별 점수의 임상적 유용성에 대해서도 언급하였다.¹⁶ 즉, 신체 증상, 증상에 대한 평가, 대처 방식 등 융합은 불안을 처리하는 어떤 과정에서도 발생할 수 있으며, 특정 불안장애가 세 가지 영역 중 어디에 보다 특정적으로 융합되는지를 확인해 보는 것은 ACT적 관점에서의 질환의 이해와 치료에 있어 중요한 단서를 제공할 것이라고 하였다. 향후 K-BAFT를 통해서도 여러 불안장애에 걸친 세 요인에 대한 반응을 비교해 볼 필요가 있을 것으로 사료된다.

또한 본 연구에서 K-BAFT는 우수한 신뢰도를 보였다. 본 연구에서 대학생군과 강박장애군의 K-BAFT 총점의 신뢰도(알파 계수)는 각각 0.81과 0.91이었으며, 세 요인별 신뢰도는 각각 0.68-0.86, 0.78-0.81이었다. 한편 기존 연구에서도 건강한 대학생 군과 불안이 높은 일반군 모두에서 BAFT의 총점($\alpha=0.91$)과 세 개의 하부 척도($\alpha=0.81-0.82$)의 신뢰도가 매우 우수함을 보였다.¹⁶ 본 연구에서는 대학생군이 강박장애군에 비해 신뢰도가 다소 낮아 보이나 수용가능한 수준이며 강박장애군의 신뢰도는 매우 우수하였다. 이런 결과는 불안이 높은 환자들이 정상군에 비해 보다 일관되고 수렴되는 문항 반응을 보인 것으로 해석된다. 한편 검사-재검사 신뢰도에서 있어 1년 간격을 둔 검사에서 급내 상관계수는 0.67이었다. 1년 간격을 두고 재검사를 한 것으로 시간 경과에 따른 여러 요소들이 관여했을 가능성이 있어 척도의 신뢰도를 오롯이 반영한 수치로는 보기 어렵다. 그러나 이런 여러 요소가 관여되었을 가능성에도 불구하고 수용가능한 상관성을 보여주고 있다. 향후에 보다 짧은 기간에 실시한 검사-재검사 연구, 특히 불안을 주증상으로 한 대상에 대한 연구가 필요할 것으로 사료된다.

본 연구에서 대학생군의 K-BAFT의 평균 총점은 37.77 ± 12.91 , 강박장애군의 평균 총점은 66.08 ± 16.12 로, 나이, 우울, 불안 변수를 모두 통제된 후에도 강박장애군의 점수는 대학생군에 비해 유의하게 높았다. 원칙도에 대한 표준화 연구¹⁶에서 불안이 높은 군은 82.65 ± 18.19 , 대학생군은 50.10 ± 16.88 이었는데, K-BAFT가 원칙도에서 2 문항이 제외된 것을 고려하면 본 연구에서의 평균 점수와 유사해 보인다. 이러한 결과는 불안에 대한 인지융합의 평가에 초점을 맞춘 K-BAFT의 기본 의도를 적절하게 반영한다고 볼 수 있다. 또한 K-BAFT는

대학생군에서 가장 널리 사용되는 인지융합척도인 CFQ와 중등도의 상관관계($r_s=0.53$)를 보였으며 ACT에서 제시하고 있는 심리적 경직성 및 경험회피 척도인 AAQ-II와도 유사한 상관성($r_s=0.57$)을 보였다. 반면 강박장애군에서는 각각 $r_s=0.67$ 과 $r_s=0.77$ 로 대학생군보다 큰 상관관계를 보였다. 비록 동일한 척도는 아니지만 기존 연구¹⁶에서 AAQ와의 상관관계 계수가 정상군에서 0.45, 임상군에서 0.72로 임상군이 높았던 것은 본 연구 결과와 동일하다고 볼 수 있다. 즉, 불안이 높은 임상군에서는 BAFT의 절대적인 점수도 높을 뿐만 아니라 불안과 BAFT 간의 상관성도 더 높아진다는 점은 BAFT의 타당성을 잘 설명한다고 볼 수 있다.

한편 본 연구에서는 K-BAFT와 다양한 임상 증상 즉 우울, 불안, 스트레스 간의 상관관계를 확인한 바, 모든 상관계수가 0.18-0.32로 약한 상관관계를 보였다. 이러한 결과는 BAFT가 증상 척도가 아니라 CFQ나 AAQ-II와 같이 ACT의 과정 척도임을 잘 반영하는 것으로 해석된다.

본 연구의 제한점으로는 첫째, 본 연구에서 정상군은 의과대학생에 국한되어 있는 바 일반 인구를 대표한다고 보기 어렵다. 향후에 다양한 집단과 연령대를 대상으로 한 연구의 확대가 필요하다. 둘째, 서론에서 언급하였듯이 향후 강박장애 뿐만 아니라 범불안장애를 비롯한 여러 정신 장애들에서의 BAFT 반응을 살펴봄으로써 BAFT의 추가적인 임상적 의의를 살펴보는 노력이 필요할 것이다.³⁷ 셋째, 본 연구에서는 BAFT가 실제 ACT 치료 후 그 효과를 잘 반영하는지를 살펴볼지 못했다. 추후 국내 연구에서 이 부분에 대한 증거가 추가되기를 기대한다.

결론

본 연구는 불안에 특정한 인지융합 설문지인 K-BAFT의 심리측정학적 특성을 평가한 연구이다. 연구결과, K-BAFT는 원칙도에 준하는 요인 구조와 우수한 내적 일치도 및 타당도를 보였다. 이러한 결과를 토대로 볼 때 K-BAFT는 ACT의 인지융합 과정, 특히 불안을 주증상으로 하는 환자들의 인지융합을 평가하는데 있어 유용한 도구로 사용될 수 있을 것이다.

중심 단어 : 정신평가; 인지융합; 측정도구; 수용전념치료; 강박장애.

REFERENCES

1. Hayes SC, Strosahl KD, Wulson KG. Acceptance and commitment therapy: An experiential approach to behavior change. Guilford Press, 1999.
2. Linehan MM. Cognitive behavioral treatment of borderline personality disorder. Guilford Press, New York, 1993.
3. Segal ZV, Teasdale JD, Williams JMG. Mindfulness based cognitive therapy: theoretical rationale and empirical status. Guilford Press,

- New York, 2004.
4. Ciarrochi J, Bailey A. A CBT practitioner's guide to ACT. New Harbinger Publications, Oakland, 2008.
 5. Hayes SC. Acceptance and commitment therapy, relational frame theory, and the third wave of behavioral and cognitive therapies. *Behav Ther* 2004;35:638-665.
 6. Eifert GH, Forsyth JP. Acceptance and commitment therapy for anxiety disorders: a practitioner's treatment guide to using mindfulness, acceptance, and values-based behavior change strategies. New Harbinger Publications, Inc., 2005.
 7. Luoma JB, Hayes SC, Walser RD. Learning ACT. Context Press, Oakland, 2017.
 8. Hayes SC, Luoma JB, Bond FW, Masuda A, Lillis J. Acceptance and commitment therapy: model, processes and outcomes. *Behav Res Ther* 2006;44:1-25.
 9. Arch JJ, Wolitzky-Taylor KB, Eifert GH, Craske MG. Longitudinal treatment mediation of traditional cognitive behavioral therapy and acceptance and commitment therapy for anxiety disorders. *Behav Res Ther* 2012;50:469-478.
 10. Berghoff CR, Forsyth JP, Ritzert TR, Sheppard SC. Comparing paths to quality of life: contributions of ACT and cognitive therapy intervention targets in two highly anxious samples. *J Context Behav Sci* 2014;3:89-97.
 11. Naragon-Gainey K, DeMarree KG. Structure and validity of measures of decentering and defusion. *Psychol Assess* 2017;29:935-954.
 12. Ruiz FJ, Gil-Luciano B, Segura-Vargas MA. Cognitive defusion. In: Twohig MP, Levin ME and Petersen JM (eds.), *The Oxford Handbook of Acceptance and Commitment Therapy*. Oxford University Press, New York, 2021.
 13. Gillanders DT, Bolderston H, Bond FW, Dempster M, Flaxman PE, Campbell L, et al. The development and initial validation of the cognitive fusion questionnaire. *Behav Ther* 2014;45:83-101.
 14. Benoy C, Knitter B, Schumann I, Bader K, Walter M, Gloster AT. Treatment sensitivity: Its importance in the measurement of psychological flexibility. *J Context Behav Sci* 2019;13:121-125.
 15. Ong CW, Lee E, Levin ME, Twohig MP. A review of AAQ variants and other context-specific measures of psychological flexibility. *J Context Behav Sci* 2019;12:329-346.
 16. Herzberg KN, Sheppard SC, Forsyth JP, Crede M, Earleywine M, Eifert GH. The Believability of Anxious Feelings and Thoughts Questionnaire (BAFT): a psychometric evaluation of cognitive fusion in a nonclinical and highly anxious community sample. *Psychol Assess* 2012;24:877-891.
 17. Zettle RD, Hayes SC. Dysfunctional control by client verbal behavior: the context of reason-giving. *Anal Verbal Behav* 1986;4:30-38.
 18. Mohammadipour M, Ardehaee FN. A psychometric indices of the Farsi version of the Believability of Anxious Feelings and Thoughts Questionnaire (BAFT). *Int J Ment Health Addiction* 2016;14:752-760.
 19. Ruiz FJ, Odriozola-Gonzalez P, Suarez-Falcon JC. The Spanish version of the believability of anxious feelings and thoughts questionnaire. *Psicothema* 2014;26:308-313.
 20. Lee SW, Choi M, Lee SJ. A randomized controlled trial of group-based acceptance and commitment therapy for obsessive-compulsive disorder. *J Context Behav Sci* 2023;27:45-53.
 21. Lee SW, Choi M, Lee SJ. Is Acceptance and commitment therapy effective for any obsessive-compulsive symptom dimensions? *Psychiatry Investig* 2023;20:991-996.
 22. Forsyth JP, Eifert GH. The believability of anxious feelings and thoughts questionnaire. Authors, Albany, NY, 2008.
 23. Bond FW, Hayes SC, Baer RA, Carpenter KM, Guenole N, Orcutt HK, et al. Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II: a revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. *Behav Ther* 2011;42:676-688.
 24. Heo J, Choi M, Jin H. Study on the reliability and validity of Korean translated acceptance-action questionnaire-II. *Korean J Counsel Psychotherapy* 2009;21:861-878.
 25. McCracken LM, DaSilva P, Skillicorn B, Doherty R. The cognitive fusion questionnaire: a preliminary study of psychometric properties and prediction of functioning in chronic pain. *Clin J Pain* 2014;30:894-901.
 26. Kim BO, Cho S. Psychometric properties of a Korean version of the Cognitive Fusion Questionnaire. *Soc Behav Pers* 2015;43:1715-1724.
 27. Beck AT, Steer RA, Brown GK. Beck Depression Inventory-second edition manual. The Psychological Corporation, San Antonio, 1996.
 28. Lee YH, Song JY. A study of the reliability and the validity of the BDI, SDS, and MMPI-D scales. *Kor J Clin Psychol* 1991;4:561-571.
 29. Beck AT, Epstein N, Brown G, Steer RA. An inventory for measuring clinical anxiety: psychometric properties. *J Consult Clin Psychol* 1988;56:893-897.
 30. Yook SP, Kim ZS. A clinical study on the Korean version of Beck Anxiety Inventory: comparative study of patient and non-patient. *Korean J Clin Psychol* 1997;16:185-197.
 31. Cohen S, Kamarck T, Mermelstein R. A global measure of perceived stress. *J Health Soc Behav* 1983;24:385-396.
 32. Lee J, Shin C, Ko YH, Lim J, Joe SH, Kim S, et al. The reliability and validity studies of the Korean version of the Perceived Stress Scale. *Korean J Psychom Med* 2012;20:127-134.
 33. Goodman WK, Price LH, Rasmussen SA, Mazure C, Fleischmann RL, Hill CL, et al. The Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale. I. Development, use, and reliability. *Arch Gen Psychiatry* 1989;46:1006-1011.
 34. Seol SH, Kwon JS, Shin MS. Korean self-report version of the Yale-brown obsessive-compulsive scale: factor structure, reliability, and validity. *Psychiatry Investig* 2013;10:17-25.
 35. Anderson J, Gerbing D. Structural equation modeling in practice: a review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin* 1988;103:411-423.
 36. Schmitt TA. Current methodological considerations in exploratory and confirmatory factor analysis. *J Psychoeduc Assess* 2011;29:304-321.
 37. Hellberg SN, Buchholz JL, Twohig MP, Abramowitz JS. Not just thinking, but believing: obsessive beliefs and domains of cognitive fusion in the prediction of OCD symptom dimensions. *Clin Psychol Psychother* 2020;27:69-78.