

Validation of the Behavioral Activation for Depression Scale in Korean Samples of University Students

Miso Na Yongrae Cho[†]

Department of Psychology, Hallym University, Chuncheon, Korea

This article consists of three studies designed to validate the Korean version of the Activation for Depression Scale (K-BADS) among three samples of undergraduate students contribute to the study and practical application of behavioral activation treatment in Korea. In Study 1, with an undergraduate sample ($n = 256$), exploratory factor analyses of the K-BADS revealed a four-factor solution: activation (AC), avoidance/rumination (AR), work/social impairment (WS), and social impairment (SI), consistently with the original version of the BADS. The K-BADS showed high internal consistency, corrected item-total correlations, and good test-retest reliability. In Study 2, confirmatory factor analyses indicated that the four-factor structure was replicated with an independent sample ($n = 272$). Furthermore, the K-BADS showed good convergent, discrimination, criterion-related, and incremental validities. In Study 3, participants in the behavioral activation intervention ($n = 10$) showed a significantly greater increase in behavioral activation levels as measured with the K-BADS total and subscales, and decreased depressive symptoms. This finding indicates that the K-BADS total and subscales are sensitive to assessing changes following behavioral activation intervention. Finally, the results of these studies suggest that the K-BADS is a reliable and valid instrument for measuring the behavioral activation level of undergraduate students in Korea.

Keywords: behavioral activation, Korean version of the BADS (K-BADS), factor structure, reliability, validity

우울장애는 슬픔, 흥미의 상실과 같은 기분 증상과 함께 일상생활 적응기능을 저하시키는 다양한 인지적, 신체적 및 행동적 증상을 포함한다. 행동적 증상은 무쾌감증(anhedonia), 무동기증(amotivation), 회피행동(avoidance) 같은 행동결핍(behavioral deficits)의 형태로 주로 나타나며, 우울장애의 영속화에 기여한다. 기존에 즐거움을 주던 활동에 대해 흥미가 저하되면(무쾌감증), 자연스럽게 활동에 대한 동기가 줄거나 사라지고(무동기증), 결국은 다양한 활동에 참여하기를 회피하게 된다(회피행동). 회피행동은 환경으로부터 보람, 즐거움과 같은 보상을 얻을 기회를 잃게 만들어 우울장애가 지속될 가능성이 높아지는 것이다(Craighead, Miklowitz, & Craighead, 2013).

20대에 경험하는 우울장애에서의 행동결핍은 장기적인 영향을

미칠 수 있어 보인다. 대학생을 포함한 20대에는 심리사회적 발달단계상 학업, 진로결정, 취업 및 대인관계와 같은 수많은 당면과제가 있다. 이러한 발달적 과제는 많은 노력과 적극적인 행동을 요구한다. 만약 이 시기에 우울장애를 경험한다면 현재 및 앞으로의 삶의 기반이 될 이러한 활동들에 효과적으로 참여하는 것이 제한이 될 것이고, 장기적으로 우울장애가 지속될 가능성이 높아질 것이다. 실제로 The Ministry of Health and Welfare (MOHW, 2016)에서 5년 주기로 행해지는 정신건강실태 역학조사에 따르면 우울장애의 유병률은 20대에서 가장 높았고, 대학생 정신건강 문제 중 가장 유병률이 높은 장애 역시 우울장애이다(Kwak & Kim, 2013). 대학생의 우울장애는 장기적인 삶의 과제를 수행하지 못하게 함에 따라 현재 및 미래의 삶에 부정적인 영향을 미칠 수 있기 때문에 체계적이고 효율적인 개입이 조기에 적용될 필요가 있다고 생각한다. 하지만, 심리적 고통을 경험하는 대학생들은 전문적 도움에 대한 높은 욕구를 가지고 있으나, 정신건강 서비스의 낮은 접근성으로 인해 실제로 도움을 구하는 행위에 있어서는 소극적인 경향을 보인다(S. H. Lee, 2002). 따라서 비용대비 효과가 뛰어나고 접근성이 높

[†]Correspondence to Yongrae Cho, Department of Psychology, Hallym University, 1 Hallimdaehak-gil, Chuncheon, Korea; E-mail: yrcho@hallym.ac.kr

Received Oct 24, 2020; Revised Jan 05, 2021; Accepted Jan 06, 2021

This article has been produced in part from the master's thesis of the first author, completed under supervision of the second author.

은 심리적 개입의 필요성이 시사된다.

행동활성화(behavioral activation)는 미국심리학회(American Psychological Association, APA)의 임상심리학 분과가 강력히 추천하는 우울증에 대한 근거 기반 치료 중 하나로 다양한 연구결과에 의해 그 효과가 입증되고 있다(Dimidjian, Barrera, Martell, Muñoz, & Lewinsohn, 2011; Dobson et al., 2008; Puspitasari et al., 2017). 최근에는 우울장애뿐 아니라 외상 후 스트레스 장애 환자나 치매 간병인 등 다양한 대상에도 적용되어 그 효과를 보였으며(Jakupack et al., 2006; Moore et al., 2013), 비용대비 효과가 좋다는 점에서 각광받고 있다(Ekers, Dawson, & Bailey, 2013). 기존의 행동활성화 치료는 즐거움을 주는 활동을 계획하게 하고 이에 참여하게 하는 것을 주목적으로 두었다(MacPhillamy & Lewinsohn, 1982). 그러나 단지 즐거움을 주는 활동에만 참여하는 것은 내담자가 해결해야 할 삶의 당면과제를 회피하게 만드는 기능을 할 수 있다는 점이 밝혀져, 현재의 행동활성화 치료에서는 '즐거움을 주는 행동'보다는 '가치에 기반한 행동'에 전념하는 것을 강조한다(Kanter, Mulick, Bush, Berlin, & Martell, 2006).

Kanter 등(2006)은 행동활성화에 관한 최근의 연구 결과를 반영하고, 행동활성화 치료 이후의 변화를 측정할 목적으로 우울증의 행동활성화 척도(Behavioral Activation for Depression Scale, BADS)를 개발하였다. BADS는 총 25문항의 자기보고식 설문지로, 행동활성화 치료 매뉴얼에 제시된 핵심적 개념들에 초점을 맞추어 네 가지 하위척도로 구성되었다. 첫째는 목표-지향적 활동의 증가와 관련된 '활성화(activation)' 요인, 둘째는 부정적 감정이나 인지 에 대한 회피행동 및 반추와 관련된 '회피/반추(avoidance/rumination)' 요인, 셋째는 우울증에 기인한 무기력과 수동성으로 인해 직업 및 학업에서 나타나는 기능손상과 관련된 '직업/학업에서의 기능손상(work/school impairment)' 요인, 마지막으로는 사회적 관계에서의 기능손상과 관련된 '사회적 기능손상(social impairment)' 요인이 있다. 우울증으로 인한 무쾌감증, 무동기증 및 회피행동과 더불어, 그 결과로 나타나는 주요 기능영역에서의 부적응을 함께 측정할 수 있고, 치료 이후의 변화를 간편하게 측정할 수 있다는 장점이 있다. 아울러, BADS는 여러 가지 심리측정적 속성들이 우수한 것으로 밝혀졌다(Kanter et al., 2006).

행동활성화 치료 및 척도에 관한 국외의 뜨거운 관심에도 불구하고 국내에서는 행동활성화와 관련된 연구는 소수에 불과한 실정이다. 치료 연구로는 Lee, Cha, Seo와 Choi (2016)가 우울증 환자를 대상으로 한 사례 연구와, 조현병의 음성증상에 대한 행동활성화의 효과성을 검증한 예비연구(T. J. Lee et al., 2019)가 있다. 이외에, 심리측정적 연구로 우울증 환자군을 대상으로 한 Oh 등(2017)의

한글판 BADS의 타당화 연구가 있다. 상기의 국내 연구는 모두 환자군을 대상으로 하고 있다. 그렇지만, 상실 및 실패와 관련된 사건을 경험하기 쉬운 현대 사회에서 대학생의 정신건강 문제 중 우울증이 가장 큰 비율을 차지하고 있고(Kwak & Kim, 2013), 심리적 도움에 대한 대학생들의 수요가 증가하고 있다는 사실을 고려할 때, 대학교 장면에서 행동활성화 개입의 실제적 적용과 관련된 연구들이 수행될 필요가 있다. 아울러, 행동활성화 개입의 원활한 국내 적용을 위해서는 그 효과를 타당하게 평가할 수 있는 도구의 개발 필요성이 제기된다. 행동활성화 개입의 효과를 측정하기 위해 개발된 BADS는 국내에서 Oh 등(2017)의 연구를 통해 우울증 환자 집단을 대상으로 타당화가 이루어진 상태지만, 이 연구에는 세 가지 제한점이 있다. 첫째, BADS의 심리측정적 속성에 대한 심도깊은 검토가 이루어지지 않았다. 그들의 연구에서는 탐색적 요인분석을 통해 도출된 요인구조를 반복검증하는 확인적 요인분석 절차를 적용하지 않았으며, 그러한 요인구조가 대학생 집단과 같은 새로운 표본에서도 반복 검증될 수 있는지 확인하기 어렵다. 둘째, BADS와 관련된 다른 구성개념 및 정신건강지표를 측정하는 척도들과 어떠한 속성을 공유하는지, 혹은 어떠한 차별점이 있는지 검토하지 못하였다. 셋째, Kanter 등(2006)의 원 논문에서는 '행동활성화 치료 적용 후의 변화를 타당하게 측정하는 도구의 개발'을 목적으로 삼지만, Oh 등(2017)의 연구에서는 BADS를 활용한 치료 효과의 평가를 실시하지 않았다.

이에 본 연구자들은 우울증의 근거 기반 심리치료 중 하나인 행동활성화 개입의 국내 적용에 기여하기 위해, 대학생 표본을 연구 대상으로 한 세 가지 연구를 통하여 한글판 BADS의 요인구조, 신뢰도와 타당도를 검증하고자 한다. 연구 1의 목적은 Oh 등(2017)이 Kanter 등(2006)의 BADS를 한국말로 번안한 '한글판 행동활성화 척도(Korean version of the BADS, K-BADS)'를 국내 대학생 표본에게 실시하여 BADS의 요인구조를 살펴보고, 이 척도의 내적 일치도 및 검사-재검사 신뢰도를 검토하는 것이다. 연구 2에서는 연구 1에서 보고된 BADS의 요인구조가 새로 수집된 독립된 대학생 표본에서 교차 타당화되는지의 여부를 확인적 요인분석으로 검증할 것이다. 또한, 행동활성화와 관련된 다른 구성개념 및 정신건강지표를 측정하는 척도들을 함께 실시하여 BADS의 수렴 및 변별타당도, 준거 관련 타당도와 증분 타당도를 검토할 것이다. 특히, 준거 관련 타당도와 증분 타당도를 검증하기 위한 주요 정신건강지표로 행동활성화와 비슷한 치료목표를 가진 수용전념치료(Acceptance and Commitment Therapy, ACT)의 핵심개념인 심리적 유연성을 선택하였다(Martell et al., 2010). 연구 3에서는 우울 경향이 있는 대학생들을 대상으로 행동활성화 집단 개입을 시행하여 행동활성화

개입 전후의 변화를 K-BADS가 민감하게 탐지할 수 있는지를 알아 볼 것이다.

이러한 연구 목적과 관련하여 연구 1에서 K-BADS는 Kanter 등 (2006)의 원칙도 개발논문과 동일한 4요인 구조를 나타내고, 양호한 검사-재검사 신뢰도를 보일 것이라는 가설을 세웠다. 연구 2에서는, 수렴타당도와 관련하여, K-BADS는 비슷하거나 동일한 구성개념을 측정하는 척도들과 강한 상관을 보이고, 변별타당도와 관련하여, K-BADS와 상이한 구성개념을 측정하는 척도들과의 상관이 동일한 구성개념을 측정하는 척도들과의 상관에 비해 낮을 것이라고 예측하였다. 또한, 준거관련 타당도와 관련하여, K-BADS는 관련된 정신건강지표를 측정하는 도구와 강한 상관을 보이고, 증분 타당도와 관련하여, K-BADS는 관련된 변인의 영향을 통제한 후에도 정신건강지표를 측정하는 도구와 강한 상관을 보일 것이라는 가설을 설정하였다. 마지막으로, 연구 3에서는 K-BADS가 행동활성화 집단치료 이후의 행동활성화 수준의 변화를 민감하게 탐지할 수 있을 것으로 예측하였다.

연구 1

한국 대학생 표본을 대상으로 Kanter 등(2006)이 개발한 우울증의 행동활성화 척도(BADS) 한글판의 요인구조, 내적 일치도 및 검사-재검사 신뢰도를 알아보았다.

방법

연구대상

서울, 경기, 강원, 충청, 경상 및 전라도 소재 대학교에 재학 중인 대학생 총 256명(남 113명, 여 143명)이 연구 1에 참여하였다. 참여자 편의에 따라 지필검사 형태의 설문지 또는 Google drive에서 제공하는 웹 기반 설문지를 실시하였다. 참가자의 평균 연령은 22.8세 ($SD=2.5$ 세)였다. 검사-재검사 신뢰도를 측정하기 위해 연구 1의 참여자 중 50명(남 13명, 여 37명)이 4주 간격으로 동일한 설문지(한글판 BADS)를 다시 작성하였다. 본 연구는 연구자들이 소속된 기관 내의 생명윤리심의위원회(IRB)로부터 승인(HIRB-2017-084)을 받은 후에 진행되었다.

측정도구

한글판 행동활성화 척도(K-BADS)

본 연구에서는 BADS 사용자들의 혼란을 줄이기 위해 Oh 등 (2017)이 번역한 한글판 행동활성화 척도(K-BADS)를 저자의 허가를 받아 사용하였다. BADS는 Kanter 등(2006)이 개발한 자기보고

식 척도로, 우울증을 경험하는 내담자에게 행동활성화 치료를 적용한 이후 나타나는 활성화 정도와 적응기능 수준의 변화를 측정하기 위해 고안되었다. BADS는 활성화(activation, AC), 회피/반추(avoidance/rumination, AR), 직업/학업에서의 기능손상(work/school impairment, WS), 사회적 기능손상(social impairment, SI)의 4가지 하위척도로 구성되어 있고, 총 25문항을 7점 Likert 척도 상(0점='전혀 아니다'~6점='완전히 그렇다')에 평정하도록 되어 있다. K-BADS의 총점은 AC 요인에 해당되는 문항들의 점수를 그대로 채점한 값과, AR, WS, SI 요인에 해당되는 문항들의 점수를 각각 역채점한 값을 모두 합산하여 산출한다. 총점이 높을수록 행동의 활성화 수준이 높음을 의미한다. 또한 각 하위척도에 포함된 문항들의 점수를 역채점 없이 그대로 합산하여 각 하위척도별로 점수를 산출할 수 있고, 점수가 높을수록 그 정도가 강함을 의미한다(예. AR 요인의 점수가 높을수록 회피행동과 반추의 경향이 강함을 의미). Kanter 등(2006)의 원 논문에서 내적 일치도(Cronbach's α)는 .87이었다.

자료분석

SPSS Statistics 21.0과 Mplus 7.4 프로그램을 이용하였다. 사전분석을 통해 연구 1에서 수집된 자료의 적합성을 살펴보고, 적절한 요인 수를 결정하였다. 다음으로, BADS의 요인구조를 밝히기 위한 탐색적 요인분석을 실시하였다. 요인추출방식으로는 표본의 수를 고려하여 Weighted Least Square Mean Variance (WLSMV) 방식을 채택하였고, 회전방식으로는 사각회전방식 중 요인계수 행렬에서 행계수 제공들의 기하평균을 최소화하는 Geomin 방식을 사용하였다(S. M. Lee, Youn, Lee, & Jeong, 2016). 모형 적합도를 평가하기 위해 판단적 합치도 지수인 Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), Comparative Fit Index (CFI), Tucker-Lewis Index (TLI)와 Standardized Root Mean Square Residual (SRMR)을 살펴보았다. 또한, 서로 내포되지 않은(non-nested) 모형들 간의 적합도를 상대적으로 비교하기 위하여 Akaike Information Criterion (AIC)과 Bayesian Information Criterion (BIC)을 산출하여 검토하였다(Burnham & Anderson, 2004). 추가적으로, 검증적 합치도 지수인 카이제곱(χ^2) 값을 확인하였고, BADS의 내적 일치도(Cronbach's α), 문항-총점 상관 및 검사-재검사 신뢰도를 검토하였다.

결과 및 논의

사전분석: 요인분석 가능성 검토

연구 1에서 수집한 자료의 요인분석 적합도를 검토하였다. 우선,

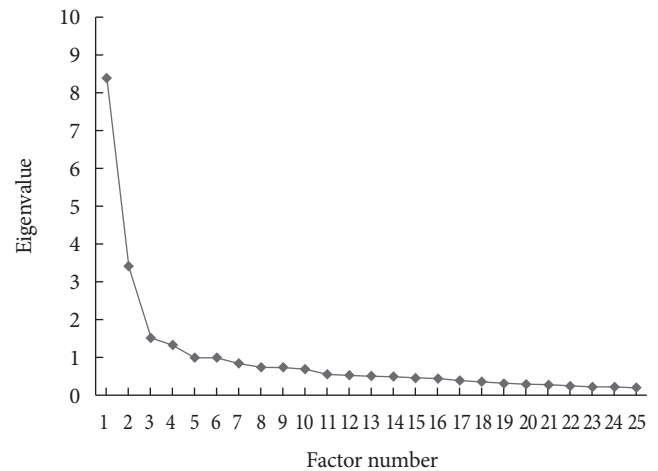
Table 1. Eigenvalues and Accumulated Proportion of Common Variance

Factor	Eigenvalues	Eigenvalues Difference	Proportion of Common Variance	Accumulated Proportion of Common Variance
1	8.389	4.977	33.557	33.557
2	3.412	1.897	13.647	47.204
3	1.515	0.186	6.601	53.264
4	1.329	0.334	5.371	58.581
5	0.995	0.009	3.980	62.561
6	0.986	0.142	3.945	66.506
7	0.844	0.104	3.378	69.883

Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) 표본적합도와 Bartlett의 구형성 검증 지표를 확인하였다. 그 결과, KMO 지수는 요인분석 적절성의 기준 값인 .600보다 큰 .891로 나타났고, Bartlett 구형성 가정은 기각되었다, $\chi^2(300) = 3301.085, p < .001$. (Table 1). 이는 본 연구의 자료가 요인분석에 적절하다는 의미이다. 다음으로, 문항 간 상관을 산출하여 변수 간의 중복 가능성에 대해 검토하였다. 25개 문항 중 11번 문항(‘하기 힘들더라도 장기적인 목표에 부합하는 일들은 수행했다’)과 12번 문항(‘어려운 일이라도 할 가치가 있다면 수행했다’)의 상관이 .717로 다소 높게 나타나, 다중공선성 여부를 확인할 필요성이 있다고 판단하였다. 따라서 다중상관계수(squared multiple correlation, SMC)를 확인하였다. SMC는 .3-.7 사이의 값을 가질 때 적절하다고 볼 수 있다(S. M. Lee et al., 2016). 문항 간 상황이 높게 나타났던 11번과 12번의 경우, SMC가 각각 .611과 .651로 나타나, 다중공선성을 나타내지 않는다고 볼 수 있으며, 두 문항을 제외한 다른 문항들 역시 적절한 수준의 SMC를 나타내어 모든 문항을 요인분석에 사용할 수 있었다. 전체 문항 간 상관의 범위는 $r = -.112-.717$ 이었고, SMC의 범위는 .335-.672였다.

요인 수의 결정

K-BADS의 적절한 요인 수를 추출하기 위해 고유치 및 누적분산비율과 스크리 도표(Scree plot)를 검토한 결과, 1요인에서 4요인으로 갈수록 고유치의 차이가 현저히 감소하며, 5요인부터는 고유치가 크게 감소되지 않는 경향을 보인다(Figure 1). 이 결과와 함께, 1-4개 요인에 관한 모형 적합도를 검토하였다(Table 2). 그 결과, 1요인모형과 2요인모형의 적합도는 둘 다 매우 나빴으며, 3요인 모형부터 다소 나아져서 4요인모형의 적합도가 현저히 좋아졌다. 이에 3-4요인 모형으로 탐색적 요인분석을 실시하고, 각각의 요인구조를 면밀히 살펴보았다.

**Figure 1.** Scree plot from exploratory factor analyses.**Table 2.** Fit Indices of the Factor Models Using Exploratory Factor Analysis

Model	χ^2 (df)	$\Delta\chi^2$ (df)	RMSEA	CFI	TLI	SRMR
1	2,498.89 (275)**		0.178	0.616	0.581	0.147
2	1,034.12 (122)**	746.02 (24)**	0.110	0.865	0.838	0.071
3	793.99 (228)**	224.50 (23)**	0.098	0.902	0.871	0.057
4	559.54 (206)**	213.51 (22)**	0.082	0.939	0.911	0.045

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

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

탐색적 요인분석

요인의 개수를 3개와 4개로 각각 지정한 후, 탐색적 요인분석을 다시 실시하였다. 본 연구에서는 두 가지 기준에 따라 특정 문항이 해당 요인에 포함되는 것으로 판단하였다. 첫째, 특정 문항의 요인부하계수의 크기가 절대값으로 .30 이상이어야 한다. 둘째, 특정 문항이 두 가지 상이한 요인에 중복부하되는 경우, 두 요인부하계수 간의 차이가 .10 이상이면, 요인부하계수가 더 높은 쪽에 배정되었다(Floyd & Widaman, 1995).

탐색적 요인분석 결과, 3요인모형과 4요인모형의 요인형태계수 행렬을 Table 3으로 제시하였다. 요인의 수효를 3개로 지정하였을 때, Kanter 등(2006)의 선행연구에서 활성화(AC) 요인에 속했던 문항들은 요인 1에, 직업/학업에서의 기능손상(WS) 요인에 속했던 문항들은 요인 3에 비교적 안정된 형태로 부하되고 있음을 알 수 있다. 그러나 내용적으로 구분되어야 하는 회피/반추(AR) 요인의 문항들과 사회적 기능손상(SI) 요인의 문항들이 모두 요인 2에 부하된다는 문제점이 나타났다.

요인의 수효를 4개로 지정하였을 때, AC요인의 문항들은 Kanter

Table 3. Factor Loadings of the Models after Rotation

Item	Four-Factor Model			Four-Factor Model			
	F1	F2	F3	F1	F2	F3	F4
AC3	0.663*	0.078	0.086	0.670*	-0.106	0.134	0.062
AC4	0.652*	0.265*	-0.153*	0.692*	0.047	-0.102	0.154
AC5	0.743*	0.248*	-0.088	0.772*	-0.032	-0.023	0.193
AC7	0.736*	0.216*	0.017	0.769*	0.009	0.070	0.096
AC11	0.807*	-0.02	-0.06	0.869*	0.070	-0.094	-0.244*
AC12	0.820*	-0.005	0.011	0.862*	0.015	0.002	-0.180
AC23	0.497*	-0.046	0.112	0.488*	-0.159*	0.142*	0.006
AR8	0.014	0.328*	0.518*	0.006	0.193*	0.581*	0.108
AR9	-0.177*	0.357*	0.503*	-0.154*	0.347*	0.535*	0.004
AR10	-0.184*	0.440*	0.229*	-0.126*	0.439*	0.252*	0.028
AR13	-0.138*	0.739*	0.005	0.030	0.749*	0.056	-0.092
AR14	0.045	0.693*	0.038	0.217*	0.749*	0.056	-0.092
AR15	-0.002	0.703*	-0.038	0.148	0.718*	-0.03	0.009
AR24	-0.079	0.538*	0.328*	-0.055	0.365*	0.396*	0.212*
AR25	-0.035	0.591*	-0.002	-0.001	0.340*	0.074	0.337*
WS1	0.291*	-0.002	0.718*	0.282*	0.024	0.745*	-0.195
WS2	0.438*	0.003	0.696*	0.433*	-0.002	0.729*	-0.187
WS6	0.282*	0.267*	0.308*	0.307*	0.166*	0.352*	0.031
WS21	0.250*	0.326*	0.366*	0.218*	-0.011	0.476*	0.292*
WS22	0.233*	0.464*	0.311*	0.199*	-0.002	0.463*	0.446*
SI16	-0.028	0.707*	0.056	-0.021	0.275*	0.184*	0.526*
SI17	0.001	0.878*	-0.166*	0.041	0.408*	-0.031	0.605*
SI18	0.016	0.885*	-0.232*	0.066	0.432*	-0.108	0.594*
SI19	0.055	0.868*	-0.092	0.113	0.468*	0.023	0.509*
SI20	-0.076	0.779*	0.002	-0.038	0.437*	0.106	0.462*

Note. AC = Activation; AR = Avoidance/Rumination; WS = Work/School Impairment; SI = Social Impairment.

* $p < .05$.

등(2006)의 선행연구와 동일한 양상으로 요인 1에 배정되었다. 그러나 3요인 모형으로 살펴볼 때와는 달리, 5개의 문항들(19번, 20번, 22번, 24번, 25번)이 중복부하되는 양상을 보였다. 3-4요인 모형의 공통된 특이사항은 AR 요인에 포함되어야 할 8번(‘내가 한 일의 대부분은 불쾌한 상황을 피하거나 벗어나기 위함이었다’)과 9번(‘나는 슬픔이나 괴로운 감정을 피하기 위한 일들을 했다’) 문항이 WS의 문항들과 함께 요인 3에 포함되었다.

탐색적 요인분석의 결과로 나타난 4요인 모형의 각 요인 간 상관 계수들을 살펴보았다. 요인 2, 3과 4는 $r = .32$ 에서 $r = .47$ 사이의 유의한 상관을 보였다. 요인 1은 요인 4를 제외한 나머지 두 요인과는 유의한 상관을 보이지 않았다.

최종 요인모형의 선정 및 두 가지 고려사항

K-BADS의 최종 요인모형을 결정하기 위하여, 먼저 모형의 적합도

를 살펴보았다. 3요인모형의 경우, χ^2 , CFI는 적합하게 나타났으나, RMSEA, TLI와 SRMR은 보통 수준에 미치지 못하였다. 반면, 4요인 모형에서는 모든 적합도 지수가 적절하게 나타났다. 두 번째 기준은 요인형태계수행렬의 적절성이다. 3요인 구조의 요인부하는 비교적 간명하나, 의미상 잘 통합되지 않는 두 요인(AR, SI)의 문항이 모두 하나의 요인으로 혼재되어 나타난다는 문제점이 있다. 4요인 모형을 가정할 경우, 두 개의 요인에 중복으로 부하되는 문항들(19번, 20번, 22번, 24번, 25번)이 여러 개 있었다. 또한 3요인모형과 4요인모형에서 나타나는 공통적인 문제점은 원 척도에서는 AR 요인에 포함되었던 8번과 9번 문항이 WS 요인으로 분류된다는 것이다. 모형 적합도의 기준으로는 4요인모형을 채택하는 것이 합당하나, 최종적으로 4요인모형을 선택하기 전에 요인형태계수행렬에서 나타난 상기의 두 가지 문제점을 개선하고자 하였다.

중복 부하를 보이는 문항의 처리

중복부하를 보이는 문항에 대해 다음의 세 가지 방법을 적용해보았다. 첫째, 중복부하를 보이는 문항을 삭제하는 것이다. 문항의 제거를 통해 모든 문항이 각각 한 요인에만 부하된다면, 모형이 간명해지며 해석이 용이해진다는 장점이 있다. 그러나 필요한 문항임에도 불구하고 중복부하가 나타났다는 통계적 이유만으로 문항을 제거하는 것은 경직된 해석을 야기할 수 있다. 실제로 중복부하를 보이는 각각의 문항을 하나씩 제거한 결과, 모형 적합도가 보통 이하로 나빠졌으며, 제거하지 않은 다른 문항의 요인부하가 혼잡해졌다.

두 번째 방법으로 탐색적 구조방정식 모형(Exploratory Structural Equation Modeling, ESEM)을 적용해보았다. ESEM은 탐색적 요인분석의 과정에 확인적 관점의 구조방정식 모형의 기능을 추가한 것으로, 측정오차 간 상관을 부여해야 하는 문항에 대해 수정지수(modification index)를 제안해주는 기능이 있다. ESEM 적용 결과, 기대와 달리, 중복 부하를 보이는 다섯 문항이 아닌 다른 문항에 관한 수정지수만이 제안되었다. 수정 지수에 의해 제안된 문항들 간 측정 오차 간 상관을 부여했을 때, 모형 적합도는 나아지지만, 요인부하가 혼잡해지고 변수 복잡도가 심화되는 경향을 보였다.

앞선 통계적 방법이 효과적이지 못하였기 때문에, 세 번째 방법으로 문항의 해석 가능성에 기초한 연구자의 판단을 적용하였다. ‘해석 가능성’은 최종 요인의 수효를 결정하기 위해 계량적 방법보다 우선해서 고려해야 할 사항(S. M. Lee, 1995)으로 강조되고 있다. 문항 19번(‘나의 부정적 성향 때문에 사람들과 멀어졌다’)과 20번(‘나는 사람들과 거리를 두기 위한 일들을 했다’)은 AR 요인과 SI 요

인에 중복 부하되는 양상을 보였다. ‘멀어졌다’, ‘거리를 두다’라는 표현으로 인해 AR 요인에 부하되었을 가능성이 있으나, 이 두 문항은 회피의 결과로서 나타나는 대인관계 부적응을 묘사하는 것이라는 점을 고려하여 SI 요인에 배정하였다. 문항 22번(‘필요한 정도로 활동적이지 못해 직장/학교/일상/맡은 일에 지장이 있었다’)의 경우에는 WS 요인과 SI 요인에 중복 부하되는 양상을 보였다. 이 두 요인에 기능손상(impairment)이라는 공통속성이 내포되어 있어서 그러한 양상을 보인 것으로 일견 이해되는 점이 있으나, 문항의 핵심 내용이 ‘해야 할 일을 하지 않는 것’이라는 점을 고려하여 WS 요인에 배정하였다. 문항 24번(‘나는 불쾌한 감정으로부터 주의를 분산시키기 위한 활동에만 참여했다’)의 경우, AR 요인과 WS 요인에 중복 부하되는 양상을 보였다. 주의를 분산시키는, 즉 해야 할 일을 하지 않고 회피하는 행동만 하는 것은 직업 및 학업에서의 기능손상을 초래할 수 있을 것으로 이해되나, 회피의 결과로서 발생하는 직업/학업에서의 기능손상보다 회피 그 자체를 의미하는 문항에 가깝다는 점을 고려하여 AR 요인에 배정하는 것으로 결정하였다. AR 요인과 SI 요인에 중복 부하된 문항 25번(‘나는 주변 사람들이 부정적인 감정이나 경험을 얘기할 때 기분이 불쾌해지기 시작한다’)의 경우, ‘주변 사람들’이라는 용어가 사회적 관계의 의미를 내포하고 있기 때문에 SI의 다른 문항들과 관련성을 가질 수 있으나, 그 문항 자체는 대인관계 부적응을 의미하기 보다는 타인들의 부정적인 감정 표현으로 인해 자신의 부정적인 경험을 반추하게 된다는 의미에 더 가깝다고 생각하여 AR 요인에 배정하였다.

원 척도와 다른 요인에 부하되는 문항의 처리

AR 요인은 부정적 감정 및 상태에 대해 문제 해결적 접근보다 회피나 반추를 사용하는 것과 관련된 문항을 포함하며, WS 요인은 무기력과 수동성으로 인해 나타나는 직업 및 학업에서의 부적응적 결과와 관련된 문항을 포함한다(Kanter et al., 2006). 이러한 점을 고려할 때, 문항 8번(‘내가 한 일의 대부분은 불쾌한 상황을 피하거나 벗어나기 위함이었다’)와 9번(‘나는 슬픔이나 괴로운 감정을 피하기 위한 일들을 했다’)은 AR 요인에 부하되는 것이 적당하나, 본 연구에서는 WS 요인에 부하되는 것으로 밝혀졌다. 이는 8번(‘Most of What I did was to escape from or avoid something unpleasant’)과 9번(‘I did things to avoid feeling sadness or other painful emotions’) 문항에서 ‘what I did’와 ‘I did things’라는 표현을 번역할 때, 우리나라 사람들이 이해하기 쉽도록 ‘일’이라는 용어를 선택함으로써 이 두 문항이 WS 요인의 다른 문항들과 관련성이 발생했을 가능성이 있는 것으로 보인다.

이러한 가능성을 고려할 때, 이 두 문항이 통계적으로 모형의 적

합도를 저해할 것으로 생각되어서, 이 문항들을 제거한 후, 모형 적합도를 살펴보았다. 그 결과, 판단적 합치도가 더 나빠졌다, $\chi^2(244) = 715.05, p < .05, RMSEA = 0.09, CFI = 0.89, TLI = 0.88, WRMR = 1.43$. 이는 해당 문항들이 통계적으로는 간명성을 해치나, 전체 척도의 내용상 두 문항이 반드시 필요한 문항임을 나타내는 결과로 해석된다. 그리하여 두 문항을 원 척도와 같이 AR 요인에 포함시켰을 때와 WS 요인에 포함시켰을 때의 모형 적합도를 비교해 보았다. 그 결과, AR 요인에 포함시켰을 때의 모형 적합도는 $\chi^2(269) = 762.92, p < .05, RMSEA = 0.09, CFI = 0.91, TLI = 0.91, WRMR = 1.27$, WS 요인에 포함시켰을 때의 모형 적합도는 $\chi^2(269) = 840.66, p < .05, RMSEA = 0.09, CFI = 0.89, TLI = 0.88, WRMR = 1.48$ 로 나타나, 두 문항을 AR 요인에 포함시켰을 때 더 적합도가 나아지는 양상이었다. 또한, 이러한 모형 적합도 간의 차이를 비교하기 위해 모형의 간명성과 객관성을 상대적으로 비교하는 기준인 AIC와 BIC를 산출하였다. AIC와 BIC는 수치가 작을수록 더 간명하고 좋은 모형임을 의미한다. 그 결과, 두 문항을 AR 요인에 배정하였을 때 AIC와 BIC는 각각 23462.335, 23754.106이었고, WS 요인에 포함시켰을 때의 AIC와 BIC는 각각 23498.719, 23790.490으로, 두 문항을 AR 요인에 배정하였을 때 AIC와 BIC 값 둘 다 더 작았다. 이러한 결과들을 바탕으로 8번과 9번 문항을 AR 요인에 포함시키는 것이 더 적절하다고 판단하였다.

K-BADS의 최종 문항 및 요인 수는 Kanter 등(2006)의 원 논문과 동일한 형태로, 총 25문항에 4개의 요인구조로 결정하였다.

K-BADS의 신뢰도

K-BADS의 신뢰도를 검증하기 위해 네 가지 하위척도들의 내적 일치도(Cronbach's α)와 각 척도 별 교정된 문항-총점 상관계수를 산출하였다. 내적 일치도(Cronbach's α)는 AC: .72, AR: .71, WS: .86, SI: .74, 교정된 문항-총점 상관은 $r = .30-.62$ 로 양호하게 나타났다. 또한, 시간 경과에 따른 K-BADS 점수의 안정성을 살펴보기 위해 연구 1의 표본 중 50명에게 4주 간격으로 검사를 두 번 실시한 결과, 전체 K-BADS 25문항의 검사-재검사 신뢰도가 .80으로 높게 나타났다. 각 하위차원의 검사-재검사 신뢰도는, 순서대로, $r = .55, .72, .81, .67$ (모든 $p < .05$)이었다.

연구 2

연구 1을 통해 밝혀진 K-BADS의 요인구조의 교차타당도를 입증하기 위해 연구 1에 참여하지 않은 새로운 대학생 표본의 자료를 바탕으로 확신적 요인분석을 적용하였다. 또한, K-BADS의 타당도를

검토하기 위해 K-BADS와 관련이 있는 구성개념 및 다른 정신건강 지표를 측정하는 척도를 함께 실시하였다.

방법

연구대상

연구 1과는 독립된 강원도 소재의 대학생 총 276명을 대상으로 K-BADS를 포함한 다양한 자기보고식 설문을 실시하였다. 불성실한 응답자 4명을 제외하고 272명(남자 90명, 여자 182명)의 자료를 최종 분석에 포함하였다. 자료 분석에 포함된 참가자들의 평균 연령은 21.82세($SD = 2.3$ 세)였다.

측정도구

우울증 평가도구(Patient Health Questionnaire-9, PHQ-9)

PHQ-9은 우울증 평가를 위해 Kroenke, Spitzer와 Williams (2001)가 개발한 검사도구이다. 총 9문항으로 이루어져 있으며, 4점 Likert 척도 상에 평정하게 되어 있다. 본 연구에서는 An 등(2013)이 우리나라 말로 번안하고 타당화한 척도를 사용하였다. An, Seo, Lim, Shin과 Kim (2013)의 연구에서 나타난 내적 일치도(Cronbach's α)는 .95였으며, 본 연구에서는 .82였다.

역학조사센터 우울척도(Center for Epidemiologic Studies Depression Scale, CES-D)

CES-D는 우울증상을 측정하는 도구로, 미국 국립정신보건 연구원(National Institute of Mental Health)에서 개발하였다. 본 연구에서는 Chon, Choi와 Yang (2001)이 우리나라 말로 번안 및 타당화한 척도를 사용하였다. 총 20문항의 자기보고식 설문지이며 4점 Likert 척도상에 평정하도록 되어있다. Chon 등(2001)의 연구에서 나타난 내적 일치도(Cronbach's α)는 .91이었으며, 본 연구에서도 .91이었다.

일반화된 불안장애 척도-7(Generalized Anxiety Disorder-7, GAD-7)

GAD-7은 일반화된 불안장애 증상의 정도를 측정하는 7문항의 자기보고식 척도로 Spitzer, Kroenke, Williams와 Löwe (2006)이 개발하였다. 지난 2주간의 일반화된 불안장애 증상의 정도를 4점 Likert 척도 상에 응답하도록 되어 있다. 국내에서는 뇌전증 환자를 대상으로 표준화 되었다(Seo et al., 2014). 본 연구에서 수집된 자료를 통해 산출된 내적 일치도(Cronbach's α)는 .82였다.

분노반응 척도-5 (Dimensions of Anger Reaction-5, DAR-5)

DAR-5는 Forbes 등(2014)이 분노반응의 차원들을 측정하는 척도이다. 분노의 빈도, 강도, 지속시간, 공격성 및 사회적 기능에 대한 지장 정도 등 총 5문항으로 구성되어 있으며, 5점 Likert 척도 상에 평정하도록 되어 있다. 본 연구에서는 Korean Posttraumatic Stress Disorder Research Forum (2016)에서 번역한 설문지를 사용하였다. 본 연구에서 수집된 자료를 통해 산출된 내적 일치도(Cronbach's α)는 .82였다.

수용과 행동 질문지 제2판(Acceptance and Action Questionnaire-II, AAQ-II)

Bond 등(2011)이 개발한 K-AAQ-II는 경험 회피가 포함된 심리적 유연성 부족을 측정하는 자기보고식 척도이다. 7점 Likert 척도 상에 평정하도록 되어있으며, 총점이 높을수록 심리적 유연성이 부족함을 의미한다. 본 연구에서는 Heo, Choi와 Jin (2009)이 우리나라 말로 번안하고 타당화한 척도의 10문항 중, 원 논문(Bond et al., 2011)에서 제안한 7문항만을 사용하였다. 본 연구에서 수집된 자료를 통해 산출된 내적 일치도(Cronbach's α)는 .92였다.

일(공부)과 사회적 적응 척도(Work and Social Adjustment Scale, WSAS)

Mundt, Marks, Shear와 Greist (2002)가 개발한 WSAS는 직장, 가족관계, 사회활동 및 여가활동 등 일상생활에서의 적응 정도를 측정하는 자기보고식 척도이다. 8점 Likert 척도 상에 평정하도록 되어있다. 본 연구에서는 Jang (2013)이 번역한 설문지를 사용하였다. Jang (2013)의 연구에서 나타난 내적 일치도(Cronbach's α)는 .89였고, 본 연구에서는 .87이었다.

행동활성화 및 억제 체계 척도(Behavioral Activation/Inhibition System, BAS/BIS)

Carver와 White (1994)가 개발한 BAS/BIS는 행동활성화 및 행동 억제 체계를 측정하기 위해 개발되었으며, 본 연구에서는 이를 Kim과 Kim (2001)이 우리나라 말로 번안, 타당화한 설문지를 사용하였다. 4점 Likert 척도 상에 평정하도록 되어있으며, 행동활성화 체계(BAS)를 측정하기 위한 세 가지 하위척도(보상민감성, 추동, 재미추구)와 행동 억제 체계(BIS)를 측정하기 위한 한 가지 하위척도(행동억제)로 구성되어 있다. 본 연구에서는 BADS와 관련이 있는 BIS 하위척도만 사용하였다. Kim과 Kim(2001)의 연구에서 나타난 내적 일치도(Cronbach's α)는 .78이었으며, 본 연구에서는 .83이었다.

인지-행동 회피 척도(Cognitive-Behavioral Avoidance Scale, CBAS)

Ottenbreit와 Dobson (2004)은 우울과 관련된 회피를 평가하기 위해 CBAS를 개발하였다. 총 31문항의 자기보고식 설문지로, 5점 Likert 척도 상에 평정하도록 되어있다. 이 척도는 행동적-사회적, 인지적-사회적, 행동적-비사회적, 인지적-비사회적의 4가지 하위척도로 구성되어 있다. 본 연구에서는 Jeon과 Kim (2013)이 번역한 척도를 사용하였으며, BADS와 관련이 있는 행동적 회피 하위 척도(행동적-사회적, 행동적-비사회적)만을 사용하였다. Jeon과 Kim (2013)의 연구에서 나타난 행동적 회피 하위 척도의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .89였으며, 본 연구에서는 .73이었다.

자료분석

SPSS Statistics 21.0과 Mplus 7.4 프로그램을 사용하였다. 연구 1을 통해 보고된 4요인구조가 다른 표본에서도 적절한지를 검증하기 위해, 확인적 요인분석을 적용하였다. 연구 2에서도 내적 일치도 및 교정된 문항-총점 상관을 산출하여 신뢰도를 확인하였다. 수렴 및 변별 타당도를 확인하기 위해 K-BADS와 비슷하거나 관련성이 높은 구성개념들 및 구분되는 구성개념들을 측정하는 도구들과의 상관분석을 실시하였고, 준거 관련 타당도를 검증하기 위해 행동활성화와 관련된 정신건강지표를 측정하는 도구와의 상관분석을 실시하였다. 또한 증분 타당도를 확인하기 위한 위계적 회귀분석을 실시하여 행동활성화와 관련된 변인의 영향을 통제한 이후에도 K-BADS가 관련된 정신건강지표를 측정하는 도구와 유의한 상관을 나타내는지 살펴보았다.

결과 및 논의

확인적 요인분석

연구 1에서 추출한 요인구조의 타당성 및 안정성을 확인하기 위해 연구 1의 요인구조를 기초로 상정한 후, 연구 2에서 수집한 자료를 통해 확인적 요인분석을 실시하였다. Kanter 등(2006)의 원 논문에서는 $\chi^2 = 677.540$, RMSEA = 0.070, CFI = 0.940, TLI = 0.930으로 매우 좋은 적합도를 보였다. 연구 2의 결과 역시 $\chi^2 = 778.767$, RMSEA = 0.084, CFI = 0.902, TLI = 0.901으로 양호한 적합도를 보였다. 결과적으로, Kanter 등(2006)의 연구와 동일한 4요인 모형이 지지되었다.

K-BADS의 신뢰도

연구 2에서 수집한 자료를 통해 교정된 문항-총점 상관 및 내적 일치도(Cronbach's α)를 산출하였다. 교정된 문항-총점 상관은

$r = .28-.80$ 이었고, Cronbach's α 는 AC: .82, AR: .87, WS: .73, SI: .86으로, 모든 하위척도에서 양호한 결과를 보였다.

수렴 및 변별 타당도

K-BADS의 수렴 타당도를 검증하기 위해 행동활성화와 관련이 높은 구성개념을 측정하는 도구들과의 상관을 검토하였다. K-BADS는 우울증에 기인한 것으로 여겨지는 무기력 및 수동성을 측정하는 두 요인(AC, AR)과, 그 결과로 나타나는 다양한 삶의 영역에서의 부적응을 측정하는 두 요인(WS, SI)으로 구성되어 있다. 이에 우울증을 측정하는 PHQ-9와 CES-D를 사용하여 K-BADS 전체 척도와와의 상관관계를 확인하였고, 적응기능의 곤란을 측정하는 도구인 WSAS에서 일(공부)과 관련된 1번 문항('나의 심리적인 문제 때문에, 일(공부)을 할 수 있는 능력에 지장을 받는다')과 사회적 관계와 관련된 5번 문항('나의 심리적인 문제 때문에 나의 주위에 있는 사람들과 친밀한 관계를 형성하고 유지하는데 지장을 받는다')을 사용하여 기능손상을 측정하는 두 요인(WS, SI)과의 상관을 확인하였다. K-BADS 전체 척도는 PHQ-9와 $r = -.60$, CES-D와 $r = -.72$ 로 높은 부적상관을 보였다. K-BADS의 WS 하위척도는 일(공부)와 관련된 WSAS의 1번 문항과 $r = -.35$, SI 하위척도는 WSAS의 사회적 관계와 관련된 5번 문항과 $r = -.65$ 의 부적상관을 보였다.

K-BADS의 변별 타당도를 확인하기 위해 행동활성화와 구분되는 구성개념을 측정하는 도구들과의 상관을 검토하였다. K-BADS 전체 척도는 GAD-7 (일반화된 불안증상)과 $r = -.57$, DAR-5 (분노반응)와 $r = -.49$ 로 중등도의 부적 상관을 보였다.

다음으로, K-BADS와 CES-D 간 상관, 그리고 K-BADS와 GAD-7 간 상관 둘 다 비교적 높게 나온 결과를 좀 더 심도 있게 살펴보기 위하여 다음과 같이 두 가지 방향으로 추가 분석을 시도하였다. 첫째, Fisher z 변환(Fisher z transformation)을 통해 두 가지 상관계수 간 차이가 유의한지를 검증한 결과, K-BADS와 CES-D 간 상관이 K-BADS와 GAD-7 간 상관에 비해 유의하게 강한 것으로 나타났다, $z = 2.34$, $p = .019$. 둘째, 부분상관분석을 적용한 결과, 우울증상(CES-D)의 영향을 통제했을 때 행동활성화 척도(K-BADS)와 일반화된 불안장애 증상(GAD-7) 간의 부분상관은 유의하지 않았으나, $r = .02$, 일반화된 불안장애 증상(GAD-7)의 효과를 통제했을 때 행동활성화 척도(K-BADS)와 우울증상(CES-D) 간의 부분상관은 유의하였다, $r = -.51$. 이 결과들은 모두 행동활성화 척도(K-BADS)의 수렴 및 변별 타당도를 지지하는 것으로 해석할 수 있다.

Table 4. Convergent, Discriminant, and Criterion-Related Validity Indices of the K-BADS

Validity		<i>r</i>	
Convergent Validity	K-BADS	PHQ-9	-.60**
		CES-D	-.72**
	WS (K-BADS subscale)	WSAS_1	-.35**
Discriminant Validity	SI (K-BADS subscale)	WSAS_5	-.65**
	K-BADS	GAD-7	-.57***
		DAR-5	-.49**
Criterion-Related Validity	K-BADS	AAQ-II	-.61**

Note. K-BADS = Korean version Behavioral Activation for Depression Scale; WS = Work/School Impairment; SI = Social Impairment; PHQ-9 = Patient Health Questionnaire-9; CES-D = Center for Epidemiologic Studies Depression Scale; WSAS_1 = 1st Question for Work and Social Adjustment Scale; WSAS_5 = 5th Question for Work and Social Adjustment Scale; GAD-7 = Generalized Anxiety Disorder-7; DAR-5 = Dimensions of Anger Reaction-5; AAQ-II = Acceptance and Action Questionnaire-II. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

준거 관련 타당도

본 연구에서는 K-BADS와 AAQ-II (심리적 유연성 부족)의 상관계수를 검토하여 K-BADS의 준거 관련 타당도를 확인하였다. 분석 결과, K-BADS 전체 척도는 AAQ-II와 $r = -.61$ 로 중등도의 부적 상관을 보였다. 이는 행동이 활성화 될수록 심리적 유연성의 수준이 높아진다는 것을 의미하는 것이다. 즉, 준거 관련 타당도가 지지되는 결과로 해석할 수 있다. 수렴 및 변별 타당도, 준거 관련 타당도 결과를 Table 4에 정리하여 제시하였다.

중분 타당도

K-BADS의 중분 타당도를 확인하기 위하여, K-BADS로 측정되는 행동활성화와 관련된 변인의 영향을 통제한 이후에도 K-BADS가 정신건강지표를 유의미하게 설명하는지 위계적 회귀분석을 통해 검토해보았다. 행동활성화(K-BADS)의 개념에서 행동 억제 체계(BIS)의 영향을 통제하였을 때에도 심리적 유연성 부족(AAQ-II)을 유의하게 예측하는지를 알아보기 위해, 심리적 유연성 부족(AAQ-II)을 종속변인으로 설정하였고, 회귀분석의 1단계에는 BAS/BIS 중 행동 억제 체계를 측정하는 BIS 하위척도를 독립변인으로 투입하였으며, 2단계에는 K-BADS를 독립변인으로 설정하였다. 그 결과, 1단계에서 행동 억제 체계(BIS)의 영향을 통제한 후에도 2단계에서 행동활성화(K-BADS)는 심리적 유연성 부족(AAQ-II)을 유의하게 예측하였으며, $\beta = -.459$, $p < .001$. 추가적인 설명량이 16.4%로 유의하였다. 이는 심리적 유연성 부족(AAQ-II)에 대해 행동 억제 체계(BIS)가 설명하지 못하는 부분을 K-BADS가 설명하고 있음을 의미한다.

행동활성화(K-BADS)의 개념에서 인지-행동적 회피(CBAS)의 영향을 통제하였을 때에도 심리적 유연성 부족(AAQ-II)을 유의하게 예측하는지 알아보기 위해, 심리적 유연성 부족(AAQ-II)을 종속변인으로 설정하였고, 회귀분석의 1단계에는 인지-행동적 회피(CBAS)를 투입하였으며, 2단계에는 K-BADS를 독립변인으로 설정하였다. 그 결과, 1단계에서 인지-행동적 회피(CBAS)의 영향을 통제 후에도 2단계에서 행동활성화(K-BADS)는 심리적 유연성 부족(AAQ-II)을 유의하게 예측하였으며, $\beta = -.614$, $p < .001$. 추가적인 설명량이 24.7%로 유의하였다. 이는 심리적 유연성 부족(AAQ-II)에 대해 인지-행동적 회피(CBAS)가 설명하지 못하는 부분을 K-BADS가 설명하고 있음을 의미한다.

연구 3

연구 3은 행동활성화 개입을 적용한 이후에 나타나는 행동활성화 수준의 변화를 K-BADS가 민감하게 탐지하는지 확인하기 위한 목적으로 수행되었다.

방법

연구대상

연구 1과 2의 설문지 연구를 통해 실험 참가를 희망한 학생 중, 아래 기준에 부합하는 대학생들에게 개별적으로 연락하여 참가자를 모집하였다. 참가자 선정기준은 다음과 같다. 첫째, PHQ-9의 총점이 5점 이상, 19점 이하에 해당하는 자로, 이는 가벼운 우울증에서 중간 수준의 우울증을 포함하는 범위이다. 둘째, K-BADS의 총점이 90점 이하에 해당하는 자로, Kanter 등(2006)의 연구에서 나타난 정상 대학생 집단의 평균에서 1 표준편차 이하의 점수에 해당하는 범위이다. 이는 행동활성화가 보통 이하의 수준임을 의미한다. 배제기준으로는, 첫째, 다른 정신장애(예: 정신분열증, 섭식장애 등)를 동반한 경우, 둘째, 다른 치료(예: 상담, 약물치료 등)를 병행하는 경우이다. 최종적으로 10명의 대학생이 행동활성화 개입 집단에 배정되었다. 참가자들의 평균 나이는 21.7세($SD = 1.42$ 세)였다. 참가자 전원이 중도 탈락 없이 끝까지 참여하였으며, 보상으로 5,000원 상당의 문화상품권을 지급하였다.

측정도구

참가자들의 행동활성화 수준의 변화를 측정하기 위해 K-BADS를 사용하였다. 추가적으로, 우울증상과 적응기능 곤란의 정도를 측정하기 위해 연구 2에서 사용한 PHQ-9와 WSAS를 사용하였다.

개입 프로그램 및 측정 절차

행동활성화 개입 집단의 참가자들은 약 60분이 소요되는 치료에 매주 2회기씩, 3주간 총 6회기 참가하였으며, 부득이한 경우로 회기에 참여하지 못할 경우, 보충 회기에 참여하였다. 참가자들은 1회기 시작 전(사전), 치료 종료 직후(사후)에 K-BADS, PHQ-9과 WSAS를 실시하였다. 행동활성화 집단개입의 전 과정은 임상심리전문가 자격증을 소지한 임상심리학 교수의 지도감독 하에 임상심리학 전공 석사과정생인 연구자가 진행하였다.

우울증에 대한 행동활성화 개입의 주요 특징과 구성요소

우울증에 대한 행동활성화 개입은 구조화되어 있으며, 매뉴얼에 입각한 치료이다. 연구 3에서는 Martell, Dimidjian과 Herman-Dunn (2010)이 개발한 우울증의 행동활성화 치료 매뉴얼과, G. Y. Lee 등(2016)이 제안한 치료 프로토콜을 활용하여 총 6회기의 행동활성화 개입 프로그램을 구성하였다. 1회기에서는 우울증 및 행동활성화에 관한 심리교육이 주로 이루어진다. 2회기에서는 삶의 가치를 발견하고, 환경이 기분 및 행동에 미치는 영향을 탐색한다. 3회기에서는 자신의 도피/회피 행동에 대해 다루고, 삶의 가치에 부합하는 활동을 일주일 단위로 계획한다. 4-5회기에서는 계획한 활동을 실제로 실천하면서 기분 및 행동의 변화를 살펴본다. 그 과정에서 부정적 기분을 강화하거나 가치에 부합하는 행동을 방해하는 반추를 탐색하여 다루고, 목표한 행동을 달성했을 때의 보상을 설정한다. 6회기에는 그 전 주의 과제와 그간 배운 성과를 검토하고, 재발방지를 위한 방안에 관하여 논의하며, 종결 이후의 구체적인 행동지침들을 정리한다.

결과 및 논의

행동활성화 집단개입 전과 후에 각각 실시한 K-BADS, PHQ-9, WSAS의 점수의 유의미한 차이가 있는지 알아보기 위해 대응 t 분석을 통해 검증하였다(Table 5). 분석 결과, 행동활성화 집단치료 전후의 K-BADS의 총점 및 각 하위척도의 점수 차이가 유의한 수준이었고, 효과크기(effect size)도 매우 크게 나타났다. 또한, PHQ-9과 WSAS 역시 행동활성화 집단치료 전후의 총점 차이가 유의한 수준이었다. 상기의 결과를 종합해 볼 때, 행동활성화 집단치료는 행동활성화의 수준을 높이는데 효과적인 치료이며, K-BADS는 이러한 치료적 변화를 민감하게 탐지하는 측정도구임을 입증한 것이다. 아울러, 향후 더욱 면밀한 연구를 통해 확인해야 할 필요가 있지만 행동활성화 집단치료가 우울증상 및 적응기능 곤란의 수준의 완화에도 효과가 있음이 시사된다.

Table 5. Pre- and Posttreatment Means, Standard Deviations, Effect Size for the Treatment Outcome Measures

Scale	Pretreatment		Posttreatment		Paired t Test		Effect Size
	M	SD	M	SD	t (df)	p	
K-BADS Total	68.6	23.93	111.2	9.69	-4.84 (9)	.001**	2.33
Sub. AC	13.4	6.11	29.7	3.95	-8.86 (9)	.000***	3.17
Sub. AR	26.0	10.0	15.4	6.39	2.96 (9)	.016*	1.26
Sub. WS	17.0	5.01	7.0	2.87	5.06 (9)	.001**	2.45
Sub. SI	9.8	7.69	4.1	2.96	2.30 (9)	.047*	0.98
PHQ-9	16.4	5.02	6.5	4.03	5.24 (9)	.001**	2.17
WSAS	19.0	10.42	9.7	5.91	2.57 (9)	.030*	1.09

Note. K-BADS = Korean version Behavioral Activation for Depression Scale; Sub AC = Activation Subscale; Sub AR = Avoidance/Rumination Subscale; Sub WS = Work/School Impairment Subscale; Sub SI = Social Impairment Subscale; PHQ-9 = Patient Health Questionnaire-9; WSAS = Work and Social Adjustment Scale.

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

종합 논의

대학생 표본을 사용한 세 편의 연구를 통하여 우울증의 행동활성화 척도(BADS, Kanter et al., 2006)의 한글판(K-BADS, Oh et al., 2017)의 요인구조, 내적 일치도, 검사-재검사 신뢰도, 수렴 및 변별 타당도, 준거관련 타당도, 그리고 개입 전후의 변화에 대한 민감성 등을 검증하였다.

연구 1에서 K-BADS에 대한 탐색적 요인분석을 실시한 결과, Kanter 등(2006)의 원 논문과 동일하게 '활성화(AC)', '회피/반추(AR)', '직업/학업에서의 기능손상(WS)', '사회적 기능손상(SI)'의 4요인 구조가 가장 적합한 것으로 나타났다. 이는 연구 2의 독립적인 대학생 표본에서도 반복적으로 지지되었다.

4요인 구조에 따른 최종 문항을 선택하기 위해 중복부하 문항 및 원 논문과 다른 양상으로 부하되는 문항에 관한 의사결정 과정을 거쳤다. 우선, 중복부하 문항들에 대한 통계적 방법으로 문항을 제거하는 방법과 탐색적 구조방정식 모형(ESEM)을 적용하였다. 그 결과, 모형 적합도가 나빠졌거나, 변수의 복잡도가 높아지는 경향을 보여 통계적인 방식을 통해 효과적인 결과를 도출하지 못하였다. 문항의 해석 가능성에 따른 연구자의 판단을 통해 최종 문항을 선정한 후, 확인적 요인분석을 통해 모형 적합도를 확인하는 방법을 사용하였다. 상기의 의사결정 과정은 연구 1의 결과 및 논의에 자세히 기술하였다.

K-BADS의 내적 일치도(Cronbach's α), 4주 간격의 검사-재검사 신뢰도, 수렴 및 변별 타당도, 준거관련 타당도와 증분 타당도가 양호하였다. 이는 BADS 개발 연구(Kanter et al., 2006)를 포함한 선행

연구들(타당화 연구들)의 결과와 일치하는 경험적 증거이며, K-BADS가 대학생들의 행동활성화 정도를 신뢰롭고 타당하게 평가할 수 있는 도구임을 시사하는 바이다.

Oh 등(2017)이 국내 우울증 환자군을 대상으로 K-BADS를 타당화한 연구와 본 연구의 결과를 비교해보았다. 본 연구와 Oh 등(2017)의 연구의 공통점은 K-BADS가 확고하게 4요인 구조를 나타낸다는 점과, 21번과 22번 문항을 제외한 다른 문항들은 동일한 양상으로 각 요인에 배정하였다는 것이다. 차이점으로는 본 연구에서는 Kanter 등(2006)의 원 논문의 개발 대상과 동일하게 대학생 표본을 사용했다는 점, K-BADS의 높은 심리측정적 속성을 확인하기 위해 여타 타당도 지표를 제시했다는 점, K-BADS를 활용하여 실제 치료 효과를 평가하였다는 점이다. 또한, 본 연구에서는 Work/School Impairment와 Social Impairment를 각각 '직업/학업에서의 기능손상', '사회적 기능손상'으로 번역하였지만, Oh 등(2017)의 연구에서는 '직무 및 학업손실', '사회적 손실'로 번역하였다는 점이 다르다. Oh 등(2017)의 연구에서 사용한 '손실'이라는 일반적 용어 대신 '기능손상'이라는 임상적 함의를 담은 용어를 채택한 이유는 첫째, WS와 SI가 적응기능의 곤란 수준과 관련된 척도이기 때문이고, 둘째, 행동활성화 치료를 통한 기능수준의 향상의 의미를 더 잘 반영할 수 있는 용어라고 판단했기 때문이다.

연구 3에서는 행동활성화 개입 전후의 변화를 BADS가 민감하게 탐지하는지를 확인하였다. 행동활성화 집단개입의 참가자들은 사전에 비해 사후 측정시기에 행동활성화 수준이 유의하게 개선되었다. 이러한 결과는 행동활성화 개입이 우울한 대학생 집단에게도 효과적으로 적용될 수 있는 가능성이 있음을 시사한다. 동시에 BADS가 행동활성화 개입 전후의 변화를 민감하게 평가하는 도구임을 나타낸다. 추가적으로, 행동활성화 개입 조건의 참가자들은 우울증상과 적응기능 곤란의 수준이 유의하게 개선되었다. 그렇지만 이러한 결과는 향후 더 정교하고 면밀한 개입연구를 통해 그 효과를 반복검증해야 할 필요가 있다.

본 연구에는 몇 가지 제한점과 추후 연구를 통해 보완해야 할 점들이 있다. 첫째, 본 연구의 탐색적 요인분석 결과, 중복 부하를 보이는 문항들이 다수 나타났다. 특정 문항에 관한 회귀식에서 의미 있는 예측변인(요인)이 반드시 하나일 수는 없기 때문이다(S. M. Lee, 1995). 오히려 특정 문항이 반드시 한 요인으로만 해석될 수 있다고 가정하는 것은 경직된 해석을 야기할 수 있다. 이에 본 연구에서는 중복 부하라는 통계적 이유만으로 문항을 삭제하는 인위적 방법을 적용하기보다, 문항의 해석 가능성에 따라 타당한 요인에 배정하도록 하였다. 그 결과, 문항을 삭제하였을 때보다 모형적합도 및 변수 복잡도의 측면에서 더 나은 결과를 보였으며, 연구 2의 독립적

표본을 대상으로 확인적 요인분석을 시행한 결과에서도 수용할만한 모형 적합도가 나타났다.

둘째, 연구 2의 확인적 요인분석을 위해 수집된 표본이 강원도 소재 대학생에 국한되어 있고, 남성에 비해 여성이 2배 정도 많았으며(남: 90명, 여: 182명) 성비에 있어서도 다소 편중된 양상을 보였다. 향후 연구에서는 표본을 선정할 때 대학교의 소재 지역을 다양화할 필요성과, 성차에 따라 K-BADS의 요인구조, 신뢰도 및 타당도가 상이한 지를 검토할 필요가 있다.

셋째, BADS 척도는 우울증에 기인한 행동결핍, 회피 및 반추를 측정하는 두 요인(AC, AR)과 그러한 무기력과 수동성으로 인해 발생하는 부적응적 결과를 측정하는 두 요인(WS, SI)으로 이루어져 있다. 한 개의 척도를 통해 적응기능 수준까지 모두 측정할 수 있다는 점에서 간편하다는 장점이 있지만, 검사도구가 측정하려 하는 구성개념이 많아지는 것은 측정도구의 간명성(parsimony)을 저해하는 결과가 초래될 수 있다. 우울증의 행동결핍으로 인해 발생하는 적응기능의 곤란은 기능 수준을 평가하기 위해 개발된 다른 척도를 활용할 수도 있다. 추후연구에서는 BADS가 측정하고자 하는 구성개념을 간명하게 지정하여 단축형 척도를 제작해볼 수 있을 것으로 생각한다.

넷째, 행동활성화 개입 연구와 관련하여, 참가자들의 수가 적었으며, 통제집단이나 비교집단을 사용하지 못했다. 추후연구를 통해 우울증 경향이 있는 대학생집단을 대상으로 행동활성화 개입의 효과를 더 명확하게 검증하기 위해서는 더 많은 수의 참가자를 확보한 다음에 이들을 행동활성화 개입집단과 통제집단 또는 다른 종류의 개입집단에 무선 할당할 실험연구를 진행할 필요가 있다.

몇 가지 제한점에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 의의를 가지고 있다. 첫째, 우울증 환자군을 대상으로 K-BADS를 타당화한 Oh 등(2017)의 선행연구와 달리, K-BADS의 요인구조를 반복검증하고 다양한 신뢰도 및 타당도를 심도 있게 검토하였다. 그 결과, K-BADS의 높은 심리측정적 속성들이 확인되어, K-BADS가 보다 신뢰롭고 타당한 도구임을 입증하였다. 둘째, 본 연구에서 지지된 4요인 모형은 행동활성화 개입 시 어떤 영역에 더 중점을 두어야 하는지를 결정하는데 도움을 줄 수 있다. K-BADS는 단순히 행동의 활성화 정도뿐만 아니라 회피 및 반추의 수준, 직업/학교에서의 기능손상, 사회적 기능손상의 정도를 개별적으로 파악할 수 있다. 즉, 개입 이후의 각 영역에서의 향상 정도를 모니터링 및 평가할 수 있다는 장점이 있다. 마지막으로, 본 연구에서는 타당화 과정의 일환으로 대학교 장면의 우울증 경향 대학생들을 대상으로 행동활성화 개입을 적용하여 그 효과를 경험적으로 입증함과 동시에, 개입 과정 동안 나타나는 변화를 민감하게 감지하는 K-BADS의 유용성을

확인하였다. K-BADS를 한국 대학생 표본으로 타당화하였기 때문에 비용대비 효율성이 높은 행동활성화 개입을 대학과 같은 비임상 장면에서도 활용할 수 있을 것으로 기대된다.

Author contributions statement

Miso Na, a graduate student at Hallym University who designed the study, collected and analyzed data, and led manuscript preparation. Yongrae Cho, professor at Hallym University, supervised and guided on the research process. All authors provided critical feedback, participated in revision of the manuscript, and approved the final submission.

References

- An, J. Y., Seo, E. R., Lim, K. H., Shin, J. H., & Kim, J. B. (2013). Standardization of the Korean version of screening tool for depression (Patient Health Questionnaire-9, PHQ-9). *Journal of the Korean Society of Biological Therapies in Psychiatry*, *19*, 47-56.
- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Capenter, K. M., Guenole, N., . . . Zettle, R. D. (2011). Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II: A revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. *Behavior Therapy*, *42*, 676-688.
- Burnham, K. P., & Anderson, D. R. (2004). Multimodel inference: Understanding AIC and BIC in model selection. *Sociological Methods & Research*, *33*, 261-304.
- Carver, C. S., & White, T. L. (1994). Behavioral inhibition, behavioral activation, and affective responses to impending reward and punishment: The BIS/BAS Scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, *67*, 319-333.
- Chon, K. K., Choi, S. J., & Yang, B. C. (2001). Integrated Adaption of CES-D in Korea. *Korean Journal of Health Psychology*, *6*, 59-76.
- Craighead, W. E., Miklowitz, D. J., & Craighead, L. W. (2013). *Psychopathology: History, diagnosis, and empirical foundations 2nd Edition*. New York, NY: Wiley
- Dimidjian, S., Barrera Jr, M., Martell, C., Muñoz, R. F., & Lewinsohn, P. M. (2011). The origins and current status of behavioral activation treatments for depression. *Annual Review of Clinical Psychology*, *7*, 1-38.
- Dobson, K. S., Hollon, S. D., Dimidjian, S., Schmaling, K. B., Kohlenberg, R. J., . . . Jacobson, N. S. (2008). Randomized trial of behavioral activation, cognitive therapy, and antidepressant medication in the prevention of relapse and recurrence in major depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *76*, 468-477.
- Ekers, D. M., Dawson, M. S., & Bailey, E. (2013). Dissemination of behavioural activation for depression to mental health nurses: Training evaluation and benchmarked clinical outcomes. *Journal of Psychiatric and Mental Health Nursing*, *20*, 186-192.
- Floyd, F. J., & Widaman, K. F. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment*, *7*, 286-299.
- Forbes, D., Alkemade, N., Mitchell, D., Elhai, J. D., McHugh, T., . . . Lewis, V. (2014). Utility of the dimensions of anger reactions-5 (DAR-5) scale as a brief anger measure. *Depression and Anxiety*, *31*, 166-173.
- Heo, J. H., Choi, M. S., & Jin, H. J. (2009). Study on the reliability and validity of Korean translated Acceptance-Action Questionnaire-2(AAQ-2). *Korean Journal of Counseling and Psychotherapy*, *21*, 861-878.
- Jakupack, M., Roberts, L. J., Martell, C. R., Mulick, P. S., Michael, S., . . . & McFall, M. (2006). A pilot study of behavioral activation for veterans with posttraumatic stress disorder. *Journal of Traumatic Stress*, *19*, 387-391.
- Jang, A. R. (2013). *The effects of cognitive behavior therapy for nursing college students with irritable bowel syndrome* (Unpublished doctoral dissertation). Pusan National University, Busan, Korea.
- Kanter, J. W., Mulick, P. S., Busch, A. M., Berlin, K. S., & Martell, C. R. (2006). The Behavioral Activation for Depression Scale (BADS): Psychometric properties and factor structure. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, *29*, 191-202.
- Kim, K. H., & Kim, W. S. (2001). Korean - BAS/BIS scale. *Korean Journal of Health Psychology*, *6*, 19-37.
- Korean Posttraumatic Stress Disorder Research Forum. (2016). Workbook for assessment in disaster behavioral health (MOHW Publication No. HM15C1058). Retrieved from <http://www.anxiety.or.kr/network/class.php?q=class01>.
- Kroenke, K., Spitzer, R. L., & Williams, J. B. (2001). The PHQ-9. *Journal of General Internal Medicine*, *16*, 606-613.
- Kwak, H. J., & Kim, H. J. (2013). A meta-analysis of related factors depression of Korea university student. *Korean Journal of Youth Studies*, *20*, 75-98.
- Lee, G. Y., Cha, Y. J., Seo, H. J., & Choi, K. H. (2016). Feasibility of behavioral activation therapy for depression in Korean: A case study. *Cognitive Behavior Therapy in Korea*, *16*, 299-322.
- Lee, S. H. (2002). Use of helping systems in undergraduate students: Implications for an assertive mental health services. *Mental Health & Social Work*, *13*, 36-57.
- Lee, S. M. (1995). *Factor Analysis I*. Seoul, Korea: Hakjisa.
- Lee, S. M., Youn, C. Y., Lee, M. H., & Jung, S. H. (2016). Exploratory factor analysis: How it changed? *Korean Journal of Psychology: General*, *35*, 217-255.
- Lee, T. J., Oh, J. H., Lee, S. J., Seonwoo, Y. J., Shin, K. J., & Koo, H. J. (2019). Effectiveness of behavioral activation treatment for negative symptoms of schizophrenia: A pilot study. *Cognitive Behav-*

- ior Therapy in Korea*, 19, 379-398.
- MacPhillamy, D. J., & Lewinsohn, P. M. (1982). The pleasant events schedule: Studies on reliability, validity, and scale intercorrelation. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 50, 363-380.
- Martell, C. R., Dimidjian, S., & Herman-Dunn, R. (2010). *Behavioral activation for depression: A Clinician's guide*. New York, NY: Guilford Press.
- Moore, R. C., Chattillion, E. A., Ceglowski, J., Ho, J., von Känel, R., . . . Mausbach, B. T. (2013). A randomized clinical trial of Behavioral Activation (BA) therapy for improving psychological and physical health in dementia caregivers: Results of the Pleasant Events Program (PEP). *Behaviour Research and Therapy*, 51, 623-632.
- Mundt, J. C., Marks, I. M., Shear, M. K., & Greist, J. M. (2002). The Work and Social Adjustment Scale: A simple measure of impairment if functioning. *The British Journal of Psychiatry*, 180, 461-464.
- Oh, J. H., Hwang, N. R., Cha, Y. J., Lee, E. B., Choi, K. H., & Seo, H. J. (2017). The reliability and validity of the Korean version of Behavioral Activation for Depression Scale. *Journal of the Korean Neuropsychiatric Association*, 56, 89-97.
- Ottensbreit, N. D., & Dobson, K. S. (2004). Avoidance and depression: The construction of the Cognitive-Behavioral Avoidance Scale. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 293-313.
- Puspitasari, A. J., Kanter, J. W., Busch, A. M., Leonard, R., Dunsiger, S., . . . Koemer, K. (2017). A randomized controlled trial of an online, modular, active learning training program for Behavioral Activation (BA) for depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 85, 814-825.
- Seo, J. G., Cho, Y. W., Lee, S. J., Lee, J. J., Kim, J. E., Moon, H. J., & Park, S. P. (2014). Validation of the generalized anxiety disorder-7 in people with epilepsy: A MEPSY study. *Epilepsy and Behavior*, 35, 59-63.
- Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B., & Löwe, B. (2006). A brief measure for assessing generalized anxiety disorder: The GAD-7. *Archives of Internal Medicine*, 166, 1092-1097.
- The Ministry of Health and Welfare (MOHW). (2016). *The survey of mental disorders in Korea*. Retrieved from <https://www.korea.kr/archive/expDocView.do?docId=37547>.

국문초록

우울증의 행동활성화 척도의 타당화: 대학생 표본을 대상으로

나미소·조용래

한림대학교 심리학과

본 연구는 국내 행동활성화 치료에 관한 연구 및 실제적 적용에 기여하기 위해 대학생 표본을 대상으로 K-BADS를 타당화하고자 하였다. 연구 1에서 대학생 256명으로부터 수집된 자료에 대해 탐색적 요인분석을 적용한 결과, K-BADS는, Kanter 등(2006)의 원본문과 일치되게, '활성화', '회피/반추', '직업/학업에서의 기능손상', '사회적 기능손상'의 4요인구조로 나타났다. K-BADS의 내적 일치도, 문항-총점 상관은 높았고, 검사-재검사 신뢰도는 양호하였다. 연구 2에서 독립적인 대학생 표본인 272명으로부터 수집된 자료에 대해 확인적 요인분석을 적용한 결과, 연구 1에서 보고된 한글판 BADS의 4요인구조가 반복 검증되었고, 수렴 및 변별타당도, 준거 관련 타당도, 증분 타당도 역시 양호하게 나타났다. 연구 3에서는 한글판 BADS가 실제 치료적 변화를 민감하게 탐지하는지 확인하기 위해 행동활성화 개입을 실시하였다. 그 결과, 행동활성화 개입 이후의 행동활성화 및 우울증상의 수준이 유의미하게 개선되었다. 즉, K-BADS가 치료적 변화에 민감한 도구임이 확인되었다. 이러한 결과들은 K-BADS가 우리나라 대학생들의 행동활성화 정도를 신뢰롭고 타당하게 측정하는 도구임을 시사하는 것이다.

주요어: 행동활성화, 한글판 우울증의 행동활성화 척도(K-BADS), 요인구조, 신뢰도, 타당도