


## Bifactor 모형을 적용한 한국판 Beck Anxiety Inventory(K-BAI) 요인구조 검증: 정신건강의학과 환자를 대상으로

이 예 진	이 남 영	현 명 호 <sup>†</sup>
동국대학교 일산병원 정신건강의학과 임상심리전문가	동국대학교 일산병원 정신건강의학과 교수	중앙대학교 심리학과 교수

Beck Anxiety Inventory(BAI)의 심리측정적 속성을 밝히기 위한 연구가 많이 진행되어 왔으나 요인 수와 구조에 대한 의견은 불일치하며, 많은 연구에서 다차원 구조를 지지함에도 실질적으로 실시 및 해석 과정에서는 하위척도 점수를 개별적으로 산출하지 않고 전체 합산 점수만을 사용하고 있다. 본 연구에서는 총점 활용 방식이 타당한지 검증하기 위해 355명의 정신건강의학과 환자를 대상으로 실시한 K-BAI에 대해 다양한 모형을 적용하여 요인 구조를 확인하고자 하였다. 그 결과, 적합도와 간명성을 고려할 때 일반 불안요인과 신체적 불안, 주관적 불안의 두 집단요인을 포함하는 bifactor 모형이 수집된 자료를 가장 잘 설명하는 것으로 나타났다. 나아가 일차원 검정 지수 등을 바탕으로 K-BAI는 불안이라는 강력한 일반요인을 가지며 전체 척도 점수를 활용하는 것이 타당하다는 이론적 근거를 제공하였다.

주요어 : Beck Anxiety Inventory, 요인구조, bifactor 모형, 불안

<sup>†</sup> 교신저자(Corresponding Author) : 현명호 / 중앙대학교 심리학과 교수 / (06974) 서울시 동작구 흑석로 84  
Tel: 02-820-5125 / Fax: 02-816-5124 / E-mail: hyunmh@cau.ac.k

 Copyright ©2025, Clinical Psychology in Korea: Research and Practice  
This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License(<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>), which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

Beck Anxiety Inventory(BAI)는 우울 증상과 구별되는 임상적 불안을 측정하기 위해 Beck 등(1988)이 개발한 척도이다. 이들은 개발 단계에서 이론적 가정이나 구성 개념에 초점을 맞추면 변별타당도가 저하될 수 있음을 지적하면서 우울과 구별되지만 불안에 흔히 동반되는 증상을 포함하는 데 중점을 두었다. 그리고 최종적으로 21개의 문항을 선정한 뒤 각 문항이 불안의 공통 증상(common symptom)을 나타낸다고 하였다. 1993년 개정, 출판된 이후 BAI의 심리측정적 속성을 밝히기 위한 연구가 다수 진행되어 왔으며, 그 결과 신뢰도가 높고 타당한 척도임이 확인되었다(Bardhoshi et al., 2016). 또한 실시 시간이 5-10분 정도로 짧고 간편하기 때문에 임상 및 연구 장면 등에서 다양한 집단을 대상으로 널리 사용되어 왔다.

원저자는 BAI가 마비감, 심계항진 등의 문항으로 구성된 신체적 증상(somatic symptoms)과 휴식을 취하기 어렵고 통제력을 상실할 것 같은 느낌 등의 문항을 포함하는 주관적 불안 및 공황 증상(subjective anxiety and panic symptoms)이라는 2요인으로 구성되었다고 제안하였다. 그러나 이후 대상 집단과 분석 기법 및 회전 방법을 달리한 여러 연구에서 얻은 요인구조는 매우 다양했다(Beck & Steer, 1991; Osman et al., 1993). 단일 요인이 제안되기도 하였고(Sanford et al., 2008), 어지러움 관련(dizziness related) 증상, 재앙적 인지/두려움(catastrophic cognitions/fear), 심폐관련 불편감(cardiorespiratory distress)의 3요인 구조가 보고되기도 하였다(Cox et al., 1996). 노년 대상 연구에서는 6요인도 보고되었다(Morin et al., 1999).

가장 많은 지지를 받은 요인 구조는 Beck 등(1988)이 제안한 2요인 모형과 주관적 불안 증상(subjective anxiety symptoms), 신경생리학적

불안 증상(neurophysiological anxiety symptoms), 자율신경계 불안 증상(autonomic anxiety symptoms), 공황 불안 증상(panic anxiety symptoms)으로 구성된 4요인 모형이다(Beck & Steer, 1991).

Steer 등(1993)은 정신건강의학과 입원 환자를 대상으로 컴퓨터 기반의 BAI를 실시한 후 탐색적 요인분석을 실시하였다. 그 결과 Beck 등(1988)의 결과와 유사하게 신체적 불안증상과 주관적 불안의 2요인 구조를 확인하였다. 다만 일부 문항(문항 11[Feelings of choking], 문항 15[Difficulty breathing], 문항 18[Indigestion])이 주관적 불안 대신 신체적 불안 요인에 포함되었고, 신체적 불안에 속했던 문항 17(Scared)은 주관적 불안 요인에 포함되었다. 심혈관질환자를 대상으로 확인적 요인분석을 실시한 연구(Clark et al., 2016)에서는 Steer 등(1993)의 모형이 Beck 등(1988)의 모형보다 적합도가 상대적으로 더 좋았다. 나아가 Steer 등(1993)의 모형에서 문항 4(unable to relax)를 신체적 요인에도 이중 부하하도록 변경하였을 때 모형의 적합도 지수가 향상되었다는 연구도 있었다(Wetherell & Areán, 1997). 이는 정신건강의학과 외래에 내원한 청소년 환자를 대상으로 탐색적 요인분석을 실시한 연구에서 도출된 모형과도 유사하다(Steer et al., 2008). 이들의 연구에서는 문항 4가 신체적 불안 요인에 속하였다. 국내에서도 정신건강의학과 환자 집단, 대학생과 부모로 구성된 집단을 대상으로 한 탐색적 요인분석 결과, 두 집단에서 모두 주관적 요인, 신체적 요인의 2요인 구조가 제안된 바 있다(육성필, 김중술, 1997).

4요인 구조에 대해서도 여러 대안적 모형이 제시되었다. Beck과 Steer(1991)는 불안장애로 진단을 받은 외래 환자를 대상으로 한 연구에

서 4요인 모델을 제안하였다. 이 모형은 주관적, 신경생리학적, 자율신경계적 불안 요인과 공황 요인으로 구성되었다. Osman 등(1993)도 지역사회 표본을 대상으로 실시한 탐색적 요인분석에서 4요인 구조를 제안하였다. 확인적 요인분석 결과, 이 모형은 2요인 모형보다 적합도가 높았다(Enns et al., 1998; Osman et al., 1997). Wetherell과 Arcán(1997)은 일부 문항의 요인 부하를 수정한 4요인 모형을 제안하였다. Beck과 Steer(1991)의 4요인 모형과 기본적으로 유사하지만 주관적 증상에 해당하는 요인을 인지적(cognitive) 요인으로, 신경생리학적 증상 요인을 신경운동(neuromotor)으로 명명하였고, 문항 16(Feeling of dying)을 공황 요인 대신 인지적 요인에 배치하였는데, 이 모형은 이후 연구에서 적합도가 높음을 확인하였다(Clark et al., 2016).

이렇듯 다수의 연구가 확인적 요인분석을 통해 2요인, 4요인 구조를 지지하였음에도 (Bardhoshi et al., 2016) 각 요인을 구성하는 문항에는 차이가 있다. 또한 분석 과정에서 적합도를 향상시키고 문항의 교차 부하 혹은 낮은 부하량 등을 처리하기 위해 모형이 수정되는 경우가 많았다. 이러한 요인 구조의 불일치는 구성 타당도 확보 및 측정 결과의 해석에 한계를 야기하여 명확하고 일관성 있는 결론 도출을 어렵게 한다(배성우, 신원식, 2005).

많은 연구에서 2요인 및 4요인 구조 등이 가장 적합함을 제안함에도 실무 장면에서 BAI를 실시하고 해석할 때에는 하위척도 점수를 개별적으로 산출하여 사용하지 않고 전체 문항점수를 합산한 총점을 사용하고 있다. 현재 영문판 및 한국판 BAI 지침서는 모두 총점을 기준으로 심각도를 분류하도록 권고한다(김지혜 외, 2015a). 연구 결과와 실질적 활용 방식

의 간극을 좁히기 위해서는 총점 활용 방식이 불안 수준을 측정하는 데 적합한지에 대한 검증이 필요하다.

이와 관련하여 위계 모형(second-order factor model)을 적용하여 요인 구조를 밝히고자 시도한 연구가 있다. Osman 등(1997)은 주관적, 신경생리학적, 자율신경계적, 공황 불안 4개 요인을 포함하는 모형과, 이를 일차 요인으로 하여 이차 요인인 불안을 포함하는 위계 모형을 비교하였다. 두 모형의 적합도가 모두 우수하고 일차 요인이 이차 요인에 유의하게 부하함을 확인함으로써 BAI의 총 점수가 단일 지표로 활용될 수 있다는 근거를 제시하였다. Steer(2009)도 신체적 불안 증상과 주관적 불안 요인을 일차 요인으로 하는 위계적 2요인 모형을 제안한 바 있다. 각 요인이 설명하는 척도의 변량을 검토한 결과, 이차 요인이 공통 변량의 64.6%를 설명하였고 일차 요인인 주관적 불안 요인이 18.1%, 신체적 불안 요인이 17.3%를 설명하여 이차 요인이 변량의 상당 부분을 설명함을 확인하였다. 이 결과를 토대로 저자는 21개 문항의 총점을 사용하여 불안의 전반적 심각도를 추정할 수 있음을 주장하였다.

정신건강의학과 환자를 대상으로 확인적 요인분석을 실시한 국내 연구(한은경 외, 2003)에서는 Osman 등(1997)이 제안한 4요인 위계 모형을 수정한 모형이 가장 적합하였다. 남성 알코올의존 환자를 대상으로 한 연구에서도 이 모형의 적합도가 가장 높았다(채숙희 외, 2011). 나아가 4개의 집단요인과 1개의 일반요인을 설정한 bifactor 모형의 적합도가 가장 높았다는 연구도 있다(신나영, 2021). 이러한 연구는 BAI 총점 활용 방식의 이론적 타당성을 확보하는 데 기여한 바가 크다.

그러나 기존 연구(신나영, 2021; 육성필, 김중술, 1997; 채숙희 외, 2011; 한은경 외, 2003)에서 사용한 한국판 BAI는 일부 문항의 번역 오류로 원척도의 내용을 정확하게 반영하지 못하였을 가능성이 있다. 국내에서 BAI 요인구조 분석에 주로 활용되어 온 척도에서는 문항 2 ‘feeling hot’을 ‘홍분된 느낌’, 문항 8 ‘unsteady’는 ‘침착하지 못하다’, 문항 13 ‘shaky’는 ‘안절부절 못해한다’로 변안하였다(권석만, 1992, 육성필, 김중술, 1997에서 재인용). 그러나 한국판 정신질환의 진단 및 통계편람 제5판 수정판(Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders-5-TR [DSM-5-TR])에서는 ‘unsteady’를 ‘불안정한’, ‘shaky’를 ‘떨리거나 후들거림’으로 변안하였다. ‘feeling hot’은 ‘heat sensation’에 가깝다고 볼 수 있으며, 이는 ‘열감’으로 변안된다(American Psychiatric Association [APA], 2022/2023).

Lee 등(2016)은 이러한 한계를 보완하기 위해 보다 엄격한 절차를 거쳐 BAI를 재번역한 후 일반 성인 표본을 대상으로 요인구조를 확인하였다. 이들은 1, 2, 3, 4, 5요인 모형과 함께 선행연구에서 반복적으로 지지되어 온 4요인 위계모형(한은경 외, 2003; Osman et al., 1997)을 검증한 결과, Beck과 Steer(1991)의 4요인 모형(주관적 불안, 신경생리학적 불안, 자율신경계적 불안, 공황 증상)이 가장 적합하다고 주장하였다. 4요인 위계모형은 요인 간 분산이 음수로 나타나 해당 연구 자료에 적용이 불가능하였다. 한편 문항 4 ‘unable to relax’는 이전 연구에서 사용한 한국판에서는 ‘편안하게 쉴 수가 없다’로 변안되었는데 재번역 후에는 ‘몸이 긴장되어 있다’로 변경되었다. 편안하게 휴식을 취하기 어렵다는 것은 그 내용상 주관적 불안에 더 적합하지만, 몸의 긴장

은 신체적 불안에 더 적합하다. 또한 문항 8 ‘unsteady’는 ‘마음’이 불안정한 것으로 구체화되었다. 이렇듯 재번역 후 문항의 의미내용이 변화였고 이에 따라 문항에 대한 요인 역시 변경되었을 수 있다.

이처럼 재번역을 한 후 다시 정신건강의학과 환자 집단을 대상으로 요인구조를 확인할 필요가 있다. BAI가 불안 증상의 심각도를 측정하는 척도임을 고려할 때, 불안 증상 평가의 필요성이 높고 실질적으로 BAI가 널리 사용되고 있는 임상군을 대상으로 요인구조를 검증하여야 한다. 특히 전체 척도의 총점 활용 방식이 타당한지 검증할 필요가 있다.

Bifactor 모형은 척도가 하나의 일반요인(general factor)과 한 개 이상의 집단요인(group factor)으로 구성되어 있다고 가정하는 것으로, 다차원 척도에 강력한 일반요인이 있는지 검증할 수 있다(Reise et al., 2010). 따라서 하위 척도의 타당성을 평가하고, 다차원이라 하더라도 척도 점수가 하나의 구성 요인을 반영한다고 볼 수 있는지 결정할 때 유용하다. Bifactor 모형을 적용하면 척도가 단일 차원에 가까운지 검증할 수 있다(신재은, 이태현, 2017). 이는 개별 문항과 일반요인의 직접적인 관계를 검증한다는 점에서 위계 모형과 차이가 있다. BAI 척도의 개발 목적 및 과정을 고려할 때 bifactor 모형을 통해 문항이 척도가 측정하고자 하는 중심 개념인 일반요인을 잘 반영하는지, 전체 척도 총점을 활용하는 방식이 적절한지 검증하는 것이 필요하다.

이에 본 연구에서는 정신건강의학과 환자군을 대상으로 다양한 표본 및 분석 기법을 적용한 연구에서 다수 채택되었던 2요인, 4요인 모형에 대한 확인적 요인분석을 실시하였다. Cox 등(1996)의 3요인 모형은 전체 문항의 1/3

에 달하는 7문항이 두 개의 요인에 교차 부하하였고, 1개 문항은 모든 요인에 부하량이 낮았다. 5요인 이상의 모형(Borden et al., 1991; Morin et al., 1999)은 하나의 요인에 3개 이하의 문항이 포함되어 구성 개념을 충분히 반영한다고 보기 어려우므로 제외하였다. 또한 전체 척도 점수 활용의 타당성 검증을 위해 선행 연구에서 제시된 모형 중 모든 문항을 포함한 모형만을 연구 모형에 포함하였다.

연구 모형 중 적합한 모형을 선택하기 위해 모형 적합도 지수 Comparative Fit Index (CFI), Tucker&-Lewis Index (TLI), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)를 확인하고 모형 간 적합도 지수의 차이를 검토하였다. 모형을 평가하고 선택할 때에는 이론적 측면과 해석 가능성, 모형의 적합도, 간명성, 경쟁 모형과의 비교 등을 종합적이고 주관적으로 고려해야 한다(Marsh & Balla, 1994). 즉 각 모형의 적합도를 평가한 뒤에는 보다 간결한 모형이 복잡한 모형만큼 자료를 잘 설명할 수 있는가를 평가하는 과정이 필요하다. 본 연구에서도 이를 통해 가장 적합한 것으로 판단된 모형을 기초로 한국판 BAI의 차원구조를 검증하였다.

## 방 법

### 연구 대상

2022년 12월부터 2025년 1월까지 경기도 소재 대학병원 정신건강의학과에 내원한 환자 중 심리평가에 의뢰된 성인(19-65세)을 대상으로 실시한 BAI 결과를 후향적으로 분석하였다. 자료 수집은 동국대학교 일산병원 생명윤리

위원회 승인하에 진행하였다(IRB No. DUIH 2025-02-006). 409명의 자료 중 작성이 미완료된 자료 등 응답이 불성실한 경우(7명), 주요/경도신경인지장애, 뇌전증 등 뇌신경계 진단을 받은 경우(28명)를 분석에서 제외하였다. 또한 독해 및 작성 능력이 척도의 신뢰도에 미칠 수 있는 영향을 배제하기 위해 K-WAIS-IV 지능검사 결과 전체지능지수(FSIQ)가 70 미만인 경우에는 추가로 일반능력지표(General Ability Index [GAI])를 확인하여 GAI도 70 미만인 19명을 분석에서 제외하였다. 이에 총 355명(남자 132명, 여자 223명)의 자료를 최종 분석하였다. 참가자의 평균 연령은 39.00( $SD = 14.42$ )세로 남성은 35.78( $SD = 14.47$ )세, 여성은 40.90( $SD = 14.08$ )세였다.

외래를 통해 내원한 환자는 236명, 입원 환자는 119명이었다. 정신건강의학과 전문의에 의한 진단(한국질병분류 기준)을 검토한 결과 참여자 중 범불안장애, 공황장애, 공포성 불안장애 등의 불안 관련 장애(F40-F41)만을 진단 받은 사람은 19명, 불안 관련 장애와 다른 장애를 함께 진단받은 사람은 21명이었다. 또한 DSM-5-TR 분류 상 불안장애에 속하지는 않지만 불안 증상을 중요한 특징으로 하는 외상 후 스트레스장애, 적응장애 등의 심한 스트레스에 대한 반응 및 적응장애(F43) 진단을 받은 사람은 49명이었다. 불안장애 없이 기분(정동)장애를 진단받은 사람은 191명, 조현병 및 분열형 및 망상 장애(F20-29) 55명, 기타 장애 20명이었다.

### 연구 도구

#### 한국판 Beck Anxiety Inventory (K-BAI)

불안정도를 측정하기 위해 Beck 등(1988)이

개발한 자기보고식 척도로 총 21개의 문항으로 구성되어 있다(김지혜 외, 2015a). 각 문항은 지난 일주일 간의 불안 증상을 '0: 전혀 그렇지 않다'부터 '3: 심하다(정말 견디기 힘들다)' 까지 4점 리커트 척도로 평정하여 0-63점의 분포를 가진다. 본 연구에서는 한국심리주식회사에서 출판된 K-BAI를 사용하였다. 이 버전은 문항의 번역-재번역 과정을 통해 기존 연구에 제기되었던 번역 문제를 보완하였다. 정상 성인 집단을 대상으로 한 연구(Lee et al., 2016)에서 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .91, 평균 7.2일 간격 검사-재검사 신뢰도( $r$ )는 .84였다.

#### **한국판 Beck Depression Inventory-II (K-BDI-II)**

Beck 등(1996)이 우울 증상의 심각도를 측정하기 위해 개발한 자기보고식 척도로 21개의 문항으로 구성되어 있다(김지혜 외, 2015b). 지난 2주간의 증상을 '0: 전혀 그렇지 않다'부터 '3: 심하게 그렇다/정말 견디기 힘들었다'까지 4점 리커트 척도로 평정한다. 총점은 최대 63점이다. 본 연구에서는 한국심리주식회사에서 출판된 K-BDI-II를 사용하였다. 지침서에 따르면 일반 성인 집단을 대상으로 한 K-BDI-II 연구에서 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .89이었고, 1주일 간격 검사-재검사 신뢰도( $r$ )는 .90이었다.

#### **다면적 인성검사-2(Minnesota Multiphasic Personality Inventory-2 [MMPI-2])**

1989년 기존의 MMPI를 개정한 검사로, 한국판 MMPI-2는 2005년 출판되었다(Butcher et al., 2001/2011). 정신병리적 진단을 확인하기 위해 개발되었으나 현재는 성격 및 정서 등을 평가하는 데에도 활용되고 있다. 총 567 문항으로 9개의 타당도 척도와 10개의 임상척

도, 9개의 재구성 임상 척도, 15개의 내용 척도 등으로 구성되어 있다. 본 연구에서는 불안 증상과 관련성이 있는 척도 중 재구성 임상척도인 역기능적 부정 정서(Dysfunctional Negative Emotions [RC7]), 내용척도 중 불안 (Anxiety [ANX]) 척도 점수를 활용하였다.

RC7 척도는 임상척도인 척도7(Pt)에 비해 우울감과 관련이 적고(Graham, 2006/2007), 점수가 높으면 불안의 경험 및 불안장애와 같은 불안 관련 정신병리의 위험이 높음을 의미한다(Butcher et al., 2001/2011). 내용척도인 ANX 척도는 불안과 관련된 다양한 증상 및 행동적 특징을 나타내는 문항으로 구성되어 있다. 한국판 RC7 척도의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 임상집단에서 .87이었으며, ANX 척도는 임상 집단에서 .81이었다.

#### **연구 모형**

1. 단일 요인 모형: 이 모형은 BAI가 단일 요인으로 이루어져 있음을 가정한다. BAI 검사의 실시 및 해석 지침이 전체 척도 점수를 기준으로 한다는 점에서 이 모형에 대한 검증이 필요하다. 더불어 본 연구에서는 이 모형을 다른 모형의 기준점으로 활용하였다.

2. Beck 등(1988)의 2요인 모형: BAI를 개발할 당시 제안한 모형이다. 첫 번째 요인은 신체적(somatic) 불안 증상으로, 문항 1, 2, 3, 6, 7, 8, 12, 13, 17, 19, 20, 21로 구성된다. 두 번째 요인은 주관적 불안 및 공황증상과 관련된 문항이 포함되어 있어 주관적(subjective) 증상으로 명명하였으며, 4, 5, 9, 10, 11, 14, 15, 16, 18로 이루어져 있다. 선행 연구에서 가장 많은 지지를 받은 모형이다(Bardhoshi et

al., 2016).

3. Steer 등(2008)의 2요인 모형: 첫 번째 요인은 신체적 불안으로, 문항 1, 2, 3, 4, 6, 7, 8, 11, 12, 13, 15, 18, 19, 20, 21이 포함된다. 두 번째 요인은 주관적 불안으로 문항 5, 9, 10, 14, 16, 17이 포함된다. Beck 등(1988)의 2요인 모형과 달리 문항 4(몸이 긴장되어 있음), 11(질식할 것 같음), 15(숨쉬기 어려움), 18번(소화가 안되거나 뱃속이 불편함)이 주관적 불안에서 신체적 불안으로 변경되었다. 문항 17은 신체적 불안에서 주관적 불안으로 변경되었다.

4. Beck과 Steer(1991)의 4요인 모형: 주관적 불안(문항 4, 5, 9, 10, 14, 17), 신경생리학적(문항 1, 3, 6, 8, 12, 13, 19), 자율신경계적(문항 2, 18, 20, 21), 공황(문항 7, 11, 15, 16) 요인으로 구성된다. 한국 성인을 대상으로 한 Lee 등(2016) 등의 연구에서는 이 모형이 가장 적합한 것으로 밝혀졌다.

5. 수정된 2요인 모형: K-BAI에서는 문항 8 'unsteady'를 '마음이 불안정함'으로 번안하였다. 번안된 문항의 의미 내용을 검토해볼 때 신체적 불안보다 주관적 불안에 더 잘 부합하는 것으로 판단된다. 이에 Steer 등(2008)의 2요인 모형(모형 3)에서 문항 8을 신체적 불안 요인 대신 주관적 불안 요인에 부하되도록 변경한 모형이다.

6. 수정된 4요인 모형: K-BAI의 문항 번안 내용을 고려하여 4요인 모형을 수정하였다. K-BAI에서는 문항 4 'unable to relax'를 '몸이 긴장되어 있음'으로, 문항 8 'unsteady'를 '마음

이 불안정함'으로 번안하였다. 두 문항의 내용이 각각 신체적 증상과 주관적 불안에 더 잘 부합하는 것으로 판단되므로 이를 변경하였다. 먼저 모형 6과 7 모두 문항 8을 주관적 불안 요인으로 변경하였다. 문항 4 '몸이 긴장된다'와 같은 신체적 증상의 경우 신경생리학적 불안, 자율신경계적 불안의 두 요인에 모두 해당할 수 있으므로 모형 6과 7을 통해 각각 검증하고자 하였다. 모형 6에서는 주관적 불안 대신 신경생리학적 불안요인에 부하되도록 바꾸었다. 이에 주관적 불안요인에 문항 5, 8, 9, 10, 14, 17을 포함되었고 신경생리학적 불안요인에 문항 1, 3, 4, 6, 12, 13, 19를 포함되었다. 자율신경계적(문항 2, 18, 20, 21), 공황(문항 7, 11, 15, 16) 불안 요인은 동일하다.

7. 수정된 4요인 모형: 모형 7은 모형 6과 같이 Beck과 Steer(1991)의 4요인 모형에서 문항 8 '마음이 불안정함'을 주관적 불안요인에 부하되도록 변경하되 문항 4 '몸이 긴장되어 있음'을 주관적 불안 대신 자율신경계적 요인에 포함되도록 하였다.

8. 수정된 2요인 bifactor 모형: 모형 5를 기초로 신체적 불안, 주관적 불안의 2개 집단요인과 1개의 일반요인을 포함하는 bifactor 모형을 구성하였다.

#### 자료 분석

먼저 Mplus 7.0 프로그램을 사용하여 K-BAI의 1요인 모형, 2요인 모형, 4요인 모형에 대한 확인적 요인분석을 실시하였다. BAI가 4점 리커트 척도로 측정된다는 점, 표본수가 355명으로 적다는 점을 고려하여 모수 추정

는 비가중최소제곱법(unweighted least squares estimation [ULSMV])을 사용하였고, 모형 식별을 위해 요인의 분산을 1.0에 고정하였다. 모형의 적합도는  $\chi^2$ 와 CFI, TLI, RMSEA를 사용하여 평가하였다.  $\chi^2$ 가 표본 크기에 민감하게 영향을 받는 것에 비해 CFI, TLI는 상대적으로 영향을 덜 받는 것으로 알려져 있으며 .90 이상이면 적합하고, .95 이상이면 좋은 적합도에 해당한다. RMSEA는 .08 이하이면 중등도의 적합도, .06 미만이면 좋은 적합도를 나타낸다(Hu & Bentler, 1999).

연구 모형의 적합도 지수 및 지수 간 차이를 고려하여 본 자료에 가장 적합한 모형을 선택하고 이를 기초로 bifactor 모형을 구성하였다. 이를 위해 CFI, TLI, RMSEA의 차이를 검토하였다. 만약 모형 간의 적합도를 비교하여 CFI가 .010 이상 증가, RMSEA .015 이상 감소하면 더 적합한 모형으로 판단하였다(Clark et al., 2016).

이후 bifactor 모형의 적합도를 확인하고 bifactor 모형 기반 신뢰도 지수를 살펴보았다. 일반요인과 집단요인의 요인계수, 고유분산(uniqueness)을 바탕으로 전체 척도의 오메가 계수( $\omega$ ) 및 오메가 위계 계수( $\omega_H$ ), 하위 척도의 오메가 위계 계수( $\omega_{HS}$ )를 산출하였다. 오메가 계수( $\omega$ )는 모형 기반 신뢰도 계수로 오메가 계수가 높다는 것은 척도 점수의 분산 중 진점수가 차지하는 분산 비율이 높음을 의미한다(신재은, 이태현, 2017). 오메가 위계 계수( $\omega_H$ )를 활용하면 문항 분산 중 각 요인의 개인차로 설명되는 비율을 계산할 수 있다. 또한 공통 분산 설명량(explained common variance [ECV])을 산출하였다. ECV, 즉 일차원 지수는 공통 분산 중 일반요인의 분산 비율을 나타낸다. 따라서 ECV가 클수록 척도가 일반요인

로 잘 설명됨을 의미한다. I-ECV(item-ECV)는 개별 문항에 대한 일차원 지수이며, 높을수록 일반요인이 잘 설명한다는 것을 의미한다.

마지막으로 준거 타당도 확인을 위해 K-BAI 척도의 요인과 K-BDI-II, MMPI-2 척도 중 RC7, ANX 척도와 상관을 산출하였다.

## 결 과

본 연구에서 K-BAI의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .96이었고, K-BAI의 문항 간 상관은 표 1에 제시한 것처럼 .45-.91 범위에 속하였다. 평균 전체 척도 점수는 17.63( $SD = 13.95$ )점이다. 남성은 평균 15.01( $SD = 13.88$ )점, 여성은 평균 19.17( $SD = 13.79$ )점으로 성별 간 유의한 차이는 없었다,  $t(353) = -2.75, p > .05$ . 문항별 평균 점수는 0.52-1.43( $SD = 0.78-1.05$ )점이었다. 문항 별 왜도는 0.04-1.2로 정규성 판단 기준인 절대값 3 미만이었으며, 첨도는 -1.11-1.29로, 절대값이 모두 10 미만이었다(Kline, 2010).

## 요인구조 검증

연구 모형의 확인적 요인분석 결과는 표 2와 같다. 모형 1과 2는 적합하지 않았다. 모형 3, 4의 경우 CFI, TLI는 .95 이상이었으나 RMSEA는 중등도 수준의 적합도를 보였다.

모형 5, 6, 7의 적합도가 상대적으로 좋았다. CFI, TLI가 .95 이상이며, RMSEA 90% 신뢰구간의 하한값이 .60이하로 적합도가 향상되었다. 모형 5, 6, 7은 번안된 문항 내용을 검토하여 각각 모형 3, 4에서 일부 문항의 요인구조를 수정한 모형이다. 모형 3에서 문항 8

표 1. K-BAI 문항 간 상관

문항	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	
1	-																					
2	.63	-																				
3	.67	.64	-																			
4	.58	.66	.67	-																		
5	.49	.58	.58	.72	-																	
6	.62	.56	.63	.61	.61	-																
7	.55	.61	.63	.68	.65	.73	-															
8	.54	.58	.60	.73	.80	.66	.79	-														
9	.59	.61	.64	.72	.84	.64	.70	.91	-													
10	.50	.60	.52	.69	.66	.55	.61	.79	.76	-												
11	.60	.58	.62	.63	.62	.66	.68	.62	.67	.62	-											
12	.55	.58	.70	.65	.53	.58	.62	.59	.62	.57	.65	-										
13	.58	.59	.77	.66	.62	.68	.68	.68	.63	.59	.69	.85	-									
14	.48	.52	.54	.64	.73	.60	.63	.78	.77	.68	.66	.64	.70	-								
15	.57	.60	.56	.64	.61	.67	.76	.63	.62	.65	.82	.59	.66	.61	-							
16	.45	.50	.58	.57	.71	.57	.62	.69	.77	.59	.69	.56	.68	.72	.70	-						
17	.51	.54	.61	.65	.73	.62	.64	.72	.78	.65	.66	.57	.60	.73	.63	.79	-					
18	.54	.56	.52	.53	.50	.51	.58	.61	.54	.59	.54	.48	.51	.53	.57	.50	.48	-				
19	.62	.56	.66	.56	.60	.76	.69	.68	.67	.55	.80	.63	.70	.67	.75	.70	.65	.58	-			
20	.56	.71	.62	.60	.57	.56	.64	.60	.58	.54	.61	.62	.59	.56	.58	.50	.57	.62	.63	-		
21	.57	.70	.57	.56	.48	.52	.59	.56	.50	.52	.59	.64	.64	.50	.61	.49	.51	.60	.61	.74	-	

주. K-BAI 저작권사(한국심리주식회사)의 허락 하에 연구 모형 간 차이가 있는 일부 문항만을 제시함.  
K-BAI = 한국판 Beck Anxiety Inventory.

표 2. 연구 모형의 적합도 지수

	연구 모형	$\chi^2$	df	CFI	TLI	RMSEA	90%CI	RMSEA
1.	단일 요인 모형	674.03	189	.960	.956	.085	.078 - .092	
2.	Beck 등(1988)의 2요인 모형	652.68	188	.962	.958	.083	.077 - .090	
3.	Steer 등(2008)의 2요인 모형	563.25	188	.969	.966	.075	.068 - .082	
4.	Beck과 Steer(1991) 4요인 모형	530.28	183	.972	.967	.073	.066 - .080	
5.	수정된 2요인 모형	469.82	188	.977	.974	.065	.058 - .072	
6.	수정된 4요인 모형	447.13	183	.978	.975	.064	.056 - .071	
7.	수정된 4요인 모형	466.01	183	.977	.973	.066	.059 - .073	
8.	수정된 2요인 bifactor 모형	391.88	168	.982	.977	.061	.053 - .069	

주. CFI = comparative fit index; TLI = Tucker-Lewis index; RMSEA = root mean square error of approximation; CI = confidence interval.

을 신체적 불안 대신 주관적 불안요인에 부하 되도록 변경하는 경우 2요인 모형의 적합도가 향상되었다. 4요인 모형에서도 문항 4를 주관적 불안 대신 신체적 불안요인인 신경생리학적 요인 혹은 자율신경계적 요인에 부하되도록 바꾸고 문항 8을 신경생리학적 불안에서 주관적 불안으로 바꾼 모형 6, 7에서 적합도가 향상되었다.

모형 5, 6, 7의 적합도가 향상된 반면 문항 간 상관성이 매우 높다. 표 1에 제시된 바와 같이 문항 간 상관의 평균은 .62였고 대부분 .50 이상의 상관을 보였다. 이는 일반요인이 강력하게 영향을 미칠 가능성을 시사한다. 따라서 일반요인을 가정하는 bifactor 모형을 살펴볼 필요가 있다.

Bifactor 모형을 구성하기에 앞서 적합도 지수 및 간명성을 고려하여 어떤 모형이 본 자료에 보다 적합한지 결정하였다. 적합도 지수만을 기준으로 할 때에는 모형 6의 적합도 지수가 가장 높다. 그러나 근육 긴장이 교감신경의 항진에서 비롯되는 증상일 수 있음에도

문항 4 ‘몸이 긴장된다’를 자율신경계적 요인에 포함하는 모형 7의 경우 수정된 2요인 모형보다 적합도가 낮다. 더욱이 세 모형 간 적합도 지수의 차이는 매우 경미했다. 2요인과 4요인 모형 중 가장 높은 적합도를 보인 모형 5, 모형 6을 비교할 때 두 모형의 적합도 지수의 차이는  $\Delta CFI = .001$ ,  $\Delta TLI = .001$ ,  $\Delta RMSEA = .001$ 로 Vandenberg와 Lance(2000), Clark 등(2016)이 제시한 CFI의 .010 이상 증가, RMSEA의 .015 이상 감소에 미치지 못하였다. 이는 두 모형의 적합도가 차이가 없음을 시사한다. 모형 6의 적합도가 실질적으로 증가한다고 보기 어려우므로 보다 간명한 모형 5를 최적 모형으로 결정하고 이를 기초로 bifactor 모형인 모형 8을 구성하고 적합도를 확인하였다.

Bifactor 모형(모형 8)의 요인분석 결과, CFI는 .982, TLI는 .977, RMSEA는 .061로 나타났다. 다차원 모형의 요인 간 상관, 적합도 지수, 해석 가능성을 종합적으로 고려할 때 2요인 bifactor 모형이 본 연구의 표본을 설명하는 데

가장 적합한 것으로 확인되었다.

차원 구조 검증

K-BAI 척도의 단일 요인 모형, 수정된 2요

인 모형 및 bifactor 모형에서 각 문항에 대한 표준화된 요인계수(standardized factor loadings), bifactor 모형의 일차원 지수(ECV) 및 개별문항에 대한 일차원 지수(I-ECV) 등을 표 3에 제시하였다. K-BAI 척도 점수의 분산 중 일반요인

표 3. 표준화 요인부하량 및 bifactor 모형 지수

문항	단일요인		수정된 2요인		Bifactor			
	불안	신체적	주관적	일반요인	신체적	주관적	고유분산	I-ECV
1	.70	.72		.69	.24		.47	.89
2	.75	.76		.71	.42		.32	.75
3	.78	.79		.77	.21		.37	.93
4	.81	.82		.82	.07		.33	.99
5	.80		.85	.75		.44	.25	.75
6	.78	.79		.80	-.03		.36	1.00
7	.83	.84		.85	.00		.28	1.00
8	.86		.92	.82		.42	.16	.79
9	.87		.92	.80		.52	.09	.71
10	.77		.82	.74		.28	.37	.88
11	.83	.84		.85	-.03		.28	1.00
12	.77	.79		.76	.19		.38	.94
13	.83	.84		.84	.10		.29	.99
14	.81		.85	.76		.36	.28	.81
15	.81	.83		.84	-.03		.30	1.00
16	.79		.83	.75		.34	.32	.83
17	.80		.85	.76		.36	.29	.82
18	.68	.69		.67	.23		.50	.89
19	.83	.84		.85	.01		.28	1.00
20	.75	.77		.72	.45		.29	.72
21	.72	.74		.68	.52		.27	.63
				$\omega / \omega_s$	.98	.96	.95	
				$\omega_H / \omega_{HS}$	.93	.04	.19	
				ECV	.87	.06	.07	

주. ECV = 일차원 지수(explained common variance); I-ECV = 개별 문항에 대한 일차원 지수;  $\omega$  = 오메가 계수;  $\omega_H$  = 오메가 위계 계수;  $\omega_{HS}$  = 하위척도 오메가 위계 계수.

의 분산이 차지하는 비율을 확인하기 위하여 bifactor 모형에서 도출된 요인계수와 고유분산 (uniqueness)을 바탕으로 오메가 (위계) 계수를 산출하였다. 그 결과, 오메가 계수( $\omega$ )는 .98이며 오메가 위계 계수( $\omega_H$ )는 .93이다. 오메가 계수와 오메가 위계 계수의 비율은 .93/.98로, 총점에서 진점수가 차지하는 분산 중 약 95%가 일반요인에서의 개인차로 설명이 가능하였다.

반면 두 집단요인의 오메가 위계 계수 값은 상당히 낮았다. 하위 척도 오메가 계수( $\omega_S$ )값은 각각 신체적 요인이 .96, 주관적 요인이 .95이며, 하위 척도 오메가 위계 계수( $\omega_{HS}$ ) 값은 각각 .04와 .19이었다. 신체적 불안, 주관적 불안 하위 척도의 오메가 계수( $\omega_S$ ) 및 하위 척도 오메가 위계 계수( $\omega_{HS}$ ) 비율은 각각 .04/.96 = .04, .19/.95 = .20 이었다. 이는 각 하위 척도 점수의 분산 중 신체적 불안, 주관적 불안이라는 집단요인에서의 개인차는 각각 약 4%, 20%로 매우 적은 반면 대부분 일반요인에 대한 개인차로 설명될 수 있음을 의미한다. 또한 일차원 검정 지수(index of unidimensionality)인 ECV는 .87로 일반요인이 87%의 공통분산을 설명하였는데, 일차원 검정 지수가 .70 이상이면 실질적으로 단일 차원으로 볼 수 있다 (신재은, 이태현, 2017). 따라서 K-BAI 척도의 전체 점수는 본질적으로 일반요인 즉, 전반적

인 불안감의 개인차를 반영하는 점수로 해석하는 것이 타당하다고 할 수 있다.

K-BAI 척도의 일반요인 및 두 개의 집단요인과 K-BDI-2, MMPI-2 척도 중 RC7, ANX 척도 간 상관을 산출하였다. 그 결과는 표 4에 제시하였다. 일반요인과 BDI-2, RC7, ANX 간의 상관은 .56-.68 사이에 분포하여 강한 상관을 보였다,  $p < .001$ . 집단요인의 경우 주관적 불안요인과 준거 척도 간 상관이  $p < .01$  수준에서 유의하였으나 상관 값이 작았고, 신체적 불안은 상관이 대체로 더 작은 값이었다.

## 논 의

본 연구는 불안증상의 심각도를 측정하기 위해 임상 현장에서 널리 사용되는 K-BAI 척도의 요인 구조를 검증하기 위하여 정신건강 의학과에 내원한 환자를 대상으로 확인적 요인분석을 실시하였다. 선행 연구에서 도출된 요인 구조와 요인에 포함된 문항은 모형마다 차이를 보이는 등 불일치가 있었다. 뿐만 아니라 주로 다차원 구조가 제안되었음에도 실질적으로는 전체 문항의 합산 점수인 총점을 적용하는 방식으로 사용되고 있다는 점을 고려하여 1요인, 2요인, 4요인을 비교하고 이를

표 4. Bifactor 모형의 요인과 준거 척도 간 상관

요인	BDI-2	RC7	ANX
일반요인	.68***	.56***	.66***
신체적 불안	.17**	.24**	.29***
주관적 불안	.37***	.28***	.28***

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

기초로 bifactor 모델을 적용하였다.

여러 대안 모형의 적합도 지수 및 간명성을 고려할 때 수정된 2요인 모형이 본 자료에 보다 적합한 것으로 판단되었다. 수정된 2요인 모형은 Steer 등(2008)의 탐색적 요인분석 결과에서 나타난 2요인 모형을 기초로 구성된 모형이다. 한국판 BAI에서는 문항 8 ‘unsteady’를 ‘마음이 불안정함’으로 번안하므로 문항의 의미 내용을 검토해 볼 때 신체적 불안보다 주관적 불안에 더 잘 부합하는 것으로 판단하여 주관적 불안요인에 부하되도록 수정하였다. 이를 수정한 결과 요인의 적합도가 더욱 향상되어 문항 내용을 고려하는 것이 필요함을 확인하였다. 요인을 구성하는 문항에 다소 차이는 있지만 2요인 모형은 여러 선행 연구에서 지지되어 왔다(육성필, 김중술, 1997; Beck & Steer, 1991; Chapman et al., 2009; Hewitt & Norton, 1993; Steer et al., 1993).

수정된 4요인 모형은 수정된 2요인 모형에 비해 적합도가 실질적으로 상승한다고 보기 어려웠다. 또한 신체적 증상에 해당하는 3개의 요인(신경생리학적 불안, 자율신경계적 불안, 공황)은 개념적 구분이 모호하였다. 문항 4 ‘몸이 긴장되어 있다’는 근육의 긴장을 시사하지만 이를 자율신경계적 요인에 포함하였을 때 수정된 2요인보다 적합도가 낮았다.

Beck과 Steer(1991)는 4개 하위 요인 점수 중 주관적 불안, 신경생리학적 불안, 공황 하위 척도 점수에서 공황장애 환자와 범불안장애 환자 간 차이가 유의하였음을 확인하고 장애의 변별에 유용할 수 있음을 제안하였다. 그러나 이 3개의 척도 점수 모두 공황장애 환자의 점수가 범불안장애 환자보다 높았고, 유의한 차이가 없었던 자율신경계적 불안 점수도 공황장애 환자가 높았다. 즉, 모든 하위 요인

의 점수가 일관된 방향으로 나타났기 때문에 다수의 하위 요인이 변별력을 갖기 어려울 것으로 보인다. 또한 본 연구에서는 하위 척도 내에 최소 4문항을 포함하는 4요인 모형을 선정하여 비교하였지만, 선행 연구에서는 4요인 모형의 경우 한 요인이 3개의 문항으로 구성되거나 일부 문항을 2개의 요인에 부하되도록 하는 모형이 제안되어 임상적으로 의미있는 해석이 어려운 측면도 있다(채숙희 외, 2011; 한은경 외, 2003; Wetherell & Arcán, 1997).

한편 본 연구 자료에서 문항 간 상관이 평균 .62로 높고 .45-.91 범위로 나타났으며, 대부분 상관이 .50 이상이었다. 이는 문항 반응에 있어 일반 요인의 영향력이 강함을 시사하는 것으로, 실질적으로 단일 차원일 가능성이 있을 때에는 bifactor 모형을 고려하는 것이 유용하다(Reise et al., 2007). 따라서 수정된 2요인 모형을 기초로 신체적, 주관적 불안을 집단요인으로 하며 척도에서 측정하고자 하는 중심 개념인 불안을 일반요인으로 포함하는 bifactor 모형을 구성하고 적합도를 확인하였다. 그 결과, CFI, TLI 지수가 .95 이상이면서 RMSEA가 .061로 가장 양호하였다.

본 연구에서는 bifactor 모형의 적합도가 양호함을 확인하는 것에서 나아가 여러 지수를 통해 K-BAI 차원 구조를 확인하였다. 오메가 계수와 오메가 위계 계수를 살펴볼 때, 총점에서 진점수가 차지하는 분산 중 약 95%를 일반요인에서의 개인차로 설명할 수 있었다. 또한 각 하위 척도 점수의 분산 중 신체적 불안, 주관적 불안이라는 집단요인에서의 개인차가 매우 적고 대부분 일반요인에 대한 개인차로 설명될 수 있었다. ECV 역시 .87로 일반요인이 87%의 공통 분산을 설명하였다. 오메가 (위계) 계수와 ECV 산출 결과를 고려할 때

BAI는 강력한 일반요인을 가지는 척도이며 하위 척도를 사용함으로써 설명할 수 있는 개인차의 정도가 매우 적다고 할 수 있다. 준거 척도와 의 상관분석 결과를 보면, 일반요인이 K-BDI-2, MMPI-2 척도 중 RC7, ANX와 유의하고 강한 상관을 보인 반면, 집단요인과는 상관이 작았다.

선행 연구에서 BAI 척도의 단일 요인 구조는 거의 지지 받지 못하였고, 대부분의 연구에서 2개 이상의 요인 구조가 제안되어 왔음에도 실제 임상 장면 및 연구에서는 BAI 척도의 총점을 활용해 왔다. 본 연구에서는 전체 척도 점수의 활용 가능성을 더욱 높이고자 문항을 삭제하거나 교차 부하한 모형을 배제하고 전체 문항을 포함하는 모형을 대상으로 확인적 요인분석을 실시하였다. 또한 bifactor 모형에서 산출되는 지수를 토대로 K-BAI 척도가 본질적으로 단일 차원의 구성개념을 측정한다고 보는 것이 타당함을 밝히고 전체 척도 점수를 사용하여 전반적 불안에 대한 개인차를 측정할 수 있음을 명확히 하였다.

본 연구는 단일 대학병원에 내원한 환자 중 심리평가에 의뢰된 환자만을 대상으로 하였기 때문에 이를 다양한 임상 집단에 일반화하는데 제한이 있을 수 있다. 추후 연구에서는 보다 다양한 임상 집단을 대상으로 반복 검증할 필요가 있다.

그럼에도 정신건강의학과 환자를 대상으로 요인구조를 검증하여, 불안장애를 진단받은 환자뿐만 아니라 불안 증상을 중요한 특징으로 하거나 빈번하게 경험하는 외상 및 스트레스 관련 장애, 정동장애, 조현병 스펙트럼 장애를 진단받은 환자를 포함하여 임상 현장에서 적용 가능성을 확대하였다. BAI는 불안 장애 진단 도구가 아니며 전반적인 증상 심각

도를 평가하는 척도다. 이에 불안 관련 장애군에 국한하지 않고 불안 증상을 경험하는 여러 환자군을 대상으로 널리 사용되고 있다. 본 연구는 한국판 BAI가 임상 장면에서 다양한 진단군의 증상 심각도를 평가하는 데 포괄적으로 활용될 수 있음을 확인하였다.

또한 번역 오류를 개선한 척도를 사용하여 원척도가 측정하고자 하는 개념을 보다 신뢰롭게 반영하였고, 이를 통해 연구 결과 간 비교 해석을 가능하게 하였다. 기존 연구에서 사용한 척도의 경우 문항 번역 오류로 인해 원척도의 내용을 정확하게 반영하지 못하였을 가능성이 있다. 이는 원척도를 활용한 연구의 요인 구조와 국내에서 수행된 연구의 요인 구조 및 요인에 포함된 문항이 상이한 결과가 나타난 데에도 영향을 미쳤을 수 있으며, 원척도를 활용한 연구 결과와 비교하는 데에도 제약을 초래한다. 나아가 K-BAI를 불안이라는 단일 구성개념을 측정하는 척도로 보는 것이 타당하며 전체 척도의 총점을 사용하여 전반적인 불안에 대한 개인차를 측정하는 것이 가능하다는 점과 그 이론적 근거를 제공하였다.

## 참고문헌

- 김지혜, 이은호, 황순택, 홍상황 (2015a). K-BAI (한국판 벡불안척도) 지침서. 한국심리주식회사.  
[https://www.koreapsy.co.kr/TM\\_bbs/view.php?zipEncode==0tB152x552BTvMCLnMjLbxEu5wzW9wpLvBHh3xZnxzJ9MCWzspLrxydrMCH9MyMCvrjzvpLbxEun2ybrMCH9MyMaJm90wDU91DLLMDM0dzSvwAMLxzRzspL1wyULxzRzszS](https://www.koreapsy.co.kr/TM_bbs/view.php?zipEncode==0tB152x552BTvMCLnMjLbxEu5wzW9wpLvBHh3xZnxzJ9MCWzspLrxydrMCH9MyMCvrjzvpLbxEun2ybrMCH9MyMaJm90wDU91DLLMDM0dzSvwAMLxzRzspL1wyULxzRzszS)

- LMzF1ev9qusKjxyVjMj9u3zMitpLDwyWD3BUz  
cCObNl0nxAS9YClj2xnr1l9WMC19fDZLgB
- 김지혜, 이은호, 황순택, 홍상환 (2015b). K-BDI-II(한국판 벡우울척도 2판) 지침서. 한국심리주식회사.  
[https://www.koreapsy.co.kr/TM\\_bbs/view.php?zipEncode==0tB152x552BTvMCLnMjLbxEu5wzW9wpLvhBHz3xZnxzJ9MCWzspLrxydrMCH9MyMCvrjzvpLbxEun2ybrMCH9MyMaJm90wDU91DLLMDM0dzSvwAMLxzRzspL1wyULxzRzszSLMzF1ev9qusKjxyVjMj9u3zMitpLDwyWD3BUz cCObNl0nxAS9YClj2xnr1l9WMC19fDZLgB](https://www.koreapsy.co.kr/TM_bbs/view.php?zipEncode==0tB152x552BTvMCLnMjLbxEu5wzW9wpLvhBHz3xZnxzJ9MCWzspLrxydrMCH9MyMCvrjzvpLbxEun2ybrMCH9MyMaJm90wDU91DLLMDM0dzSvwAMLxzRzspL1wyULxzRzszSLMzF1ev9qusKjxyVjMj9u3zMitpLDwyWD3BUz cCObNl0nxAS9YClj2xnr1l9WMC19fDZLgB)
- 배성우, 신원식 (2005). CES-D 척도 (The Center for Epidemiologic Studies-Depression Scale)의 요인구조 분석: 확인적 요인분석 방법의 적용. *보건과 사회과학*, 18, 165-190.  
<https://scholar.kyobobook.co.kr/article/detail/4010027046875>
- 신나영 (2021). 한국판 Beck Anxiety Inventory의 요인구조: 이중요인 탐색적 구조방정식 모형의 적용. *청소년학연구*, 28(8), 59-82.  
<https://doi.org/10.21509/KJYS.2021.08.28.8.59>
- 신재은, 이태현 (2017). 쌍요인 (Bifactor) 모델을 이용한 심리척도의 측정적 속성 연구방법 개관. *한국심리학회지: 일반*, 36(4), 477-504.  
<https://doi.org/10.22257/kjp.2017.09.36.3.477>
- 육성필, 김중술 (1997). 한국판 Beck Anxiety Inventory의 임상적 연구: 환자군과 비환자군의 비교. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 16(1), 185-197.  
<https://accesson.kr/kjcp/v.16/1/185/26549>
- 채숙희, 한은경, 조용래 (2011). 남자 알코올의존환자 대상 한국판 Beck Anxiety Inventory에 대한 확인적 요인분석. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 30(4), 1027-1035.  
<https://doi.org/10.15842/kjcp.2011.30.4.011>
- 한은경, 조용래, 박상학, 김학렬, 김상훈 (2003). 한국판 Beck Anxiety Inventory의 요인구조: 정신과 환자를 대상으로 한 확인적 요인분석의 적용. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 22(1), 261-270.  
<https://accesson.kr/kjcp/v.22/1/261/16205>
- American Psychiatric Association (2023). *정신질환의 진단 및 통계 편람 (제5판 수정판)* (권준수, 김봉년, 김재진, 신민섭, 신일선, 오강섭, 원승희, 이상익, 이승환, 이현정, 정영철, 조현상, 김민아 역). 학지사. (원전 2022 출간)  
<https://www.riss.kr/link?id=M16875249>
- Bardhoshi, G., Duncan, K., & Erford, B. T. (2016). Psychometric meta analysis of the English version of the Beck Anxiety Inventory. *Journal of Counseling & Development*, 94(3), 356-373. <https://doi.org/10.1002/jcad.12090>
- Beck, A. T., Epstein, N., Brown, G., & Steer, R. A. (1988). An inventory for measuring clinical anxiety: Psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56(6), 893-897.  
<https://doi.org/10.1037/0022-006X.56.6.893>
- Beck, A. T., & Steer, R. A. (1991). Relationship between the Beck Anxiety Inventory and the Hamilton anxiety rating scale with anxious outpatients. *Journal of Anxiety Disorders*, 5(3), 213-223.  
[https://doi.org/10.1016/0887-6185\(91\)90002-b](https://doi.org/10.1016/0887-6185(91)90002-b)
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Brown, G. (1996). *Beck Depression Inventory - II*. Psychological assessment. <https://doi.org/10.1037/t00742-000>

- Borden, J. W., Peterson, D. R., & Jackson, E. A. (1991). The Beck Anxiety Inventory in nonclinical samples: Initial psychometric properties. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 13(4), 345-356.  
<https://doi.org/10.1007/BF00960446>
- Butcher, J. N., Graham, J. R., Ben-Porath, Y. S., Tellegen, A., Dahlstrom, W. G., & Kaemmer, B. (2011). MMPI-2: 다면적 인성검사 매뉴얼 개정판. (한경희, 김중술, 임지영, 이정흠, 민병배, 문경주 역). 마음사랑. (원전 2001 출간)  
[https://maumsarang.kr/maum/examine/book\\_manual.asp](https://maumsarang.kr/maum/examine/book_manual.asp)
- Chapman, L. K., Williams, S. R., Mast, B. T., & Woodruff-Borden, J. (2009). A confirmatory factor analysis of the Beck Anxiety Inventory in african American and european American young adults. *Journal of Anxiety Disorders*, 23(3), 387-392.  
<https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2008.12.003>
- Clark, J. M., Marszalek, J. M., Bennett, K. K., Harry, K. M., Howarter, A. D., Eways, K. R., & Reed, K. S. (2016). Comparison of factor structure models for the Beck Anxiety Inventory among cardiac rehabilitation patients. *Journal of Psychosomatic Research*, 89, 91-97.  
<https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2016.08.007>
- Cox, B. J., Cohen, E., Direnfeld, D. M., & Swinson, R. P. (1996). Does the Beck Anxiety Inventory measure anything beyond panic attack symptoms?. *Behaviour Research and Therapy*, 34(11-12), 949-954.  
[https://doi.org/10.1016/s0005-7967\(96\)00037-x](https://doi.org/10.1016/s0005-7967(96)00037-x)
- Enns, M. W., Cox, B. J., Parker, J. D., & Guertin, J. E. (1998). Confirmatory factor analysis of the Beck Anxiety and Depression Inventories in patients with major depression. *Journal of Affective Disorders*, 47(1-3), 195-200.  
[https://doi.org/10.1016/s0165-0327\(97\)00103-1](https://doi.org/10.1016/s0165-0327(97)00103-1)
- Graham, J. R. (2007). MMPI-2 성격 및 정신병리 평가 제4판. (이훈진, 문혜신, 박현진, 유성진, 김지영 역). 시그마프레스. (원전 2006 출간)  
[http://www.sigmapress.co.kr/shop/m\\_mall\\_detail.php?ps\\_ctid=01030300&ps\\_goid=2043&depth\\_2\\_display=none](http://www.sigmapress.co.kr/shop/m_mall_detail.php?ps_ctid=01030300&ps_goid=2043&depth_2_display=none)
- Hewitt, P. L., & Norton, G. R. (1993). The Beck Anxiety Inventory: A psychometric analysis. *Psychological Assessment*, 5(4), 408-412.  
<https://doi.org/10.1037//1040-3590.5.4.408>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.  
<https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). Guilford Press.  
<https://research.ebsco.com/linkprocessor/plink?id=15303f54-b784-3845-9c7b-48d9fcf5eb7e>
- Lee, H. K., Lee, E. H., Hwang, S. T., Hong, S. H., & Kim, J. H. (2016). Psychometric properties of the Beck Anxiety Inventory in the community-dwelling sample of Korean adults. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 35(4), 822-830.  
<https://doi.org/10.15842/kjcp.2016.35.4.010>
- Marsh, H. W., & Balla, J. (1994). Goodness of fit

- in confirmatory factor analysis: The effects of sample size and model parsimony. *Quality and Quantity*, 28(2), 185-217.  
<https://doi.org/10.1007/BF01102761>
- Morin, C. M., Landreville, P., Colecchi, C., McDonald, K., Stone, J., & Ling, W. (1999). The Beck Anxiety Inventory: Psychometric properties with older adults. *Journal of Clinical Geropsychology*, 5(1), 19-29.  
<https://doi.org/10.1023/a:1022986728576>
- Osman, A., Barrios, F. X., Aukes, D., Osman, J. R., & Markway, K. (1993). The Beck Anxiety Inventory: Psychometric properties in a community population. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 15(4), 287-297.  
<https://doi.org/10.1007/bf00965034>
- Osman, A., Kopper, B. A., Barrios, F. X., Osman, J. R., & Wade, T. (1997). The Beck Anxiety Inventory: Reexamination of factor structure and psychometric properties. *Journal of Clinical Psychology*, 53(1), 7-14.  
[https://doi.org/10.1002/\(sici\)1097-4679\(199701\)53:1<7::aid-jclp2>3.0.co;2-s](https://doi.org/10.1002/(sici)1097-4679(199701)53:1<7::aid-jclp2>3.0.co;2-s)
- Reise, S. P., Moore, T. M., & Haviland, M. G. (2010). Bifactor models and rotations: Exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. *Journal of Personality Assessment*, 92(6), 544-559.  
<https://doi.org/10.1080/00223891.2010.496477>
- Reise, S. P., Morizot, J., & Hays, R. D. (2007). The role of the bifactor model in resolving dimensionality issues in health outcomes measures. *Quality of Life Research*, 16(Suppl 1), 19-31.  
<https://doi.org/10.1007/s11136-007-9183-7>
- Sanford, S. D., Bush, A. J., Stone, K. C., Lichstein, K. L., & Aguillard, N. (2008). Psychometric evaluation of the Beck Anxiety Inventory: A sample with sleep-disordered breathing. *Behavioral Sleep Medicine*, 6(3), 193-205.  
<https://doi.org/10.1080/15402000802162596>
- Steer, R. A. (2009). Amount of general factor saturation in the Beck Anxiety Inventory responses of outpatients with anxiety disorders. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 31(2), 112-118.  
<https://doi.org/10.1007/s10862-008-9098-9>
- Steer, R. A., Clark, D. A., Kumar, G., & Beck, A. T. (2008). Common and specific dimensions of self-reported anxiety and depression in adolescent outpatients. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 30(3), 163-170.  
<https://doi.org/10.1007/s10862-007-9060-2>
- Steer, R. A., Rissmiller, D. J., Ranieri, W. F., & Beck, A. T. (1993). Structure of the computer-assisted Beck Anxiety Inventory with psychiatric inpatients. *Journal of Personality Assessment*, 60(3), 532-542.  
[https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6003\\_10](https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6003_10)
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-70.  
<https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Wetherell, J. L., & Areán, P. A. (1997). Psychometric evaluation of the Beck Anxiety Inventory with older medical patients.

한국심리학회지 : 임상심리 연구와 실제

*Psychological Assessment*, 9(2), 136-144.

<https://doi.org/10.1037//1040-3590.9.2.136>

원고접수일 : 2025. 03. 05.

수정원고접수일 : 2025. 05. 02.

게재확정일 : 2025. 05. 23.

## Estimating the Factor Structure of the Korean Beck Anxiety Inventory (K-BAI) Using a Bifactor Model in Psychiatric Patients

Yejin Lee<sup>1)</sup>      Nam Young Lee<sup>2)</sup>      Myoung-Ho Hyun<sup>3)†</sup>

<sup>1)</sup>Department of Psychiatry, Dongguk University Ilsan Hospital, Clinical Psychologist

<sup>2)</sup>Department of Psychiatry, Dongguk University Ilsan Hospital, Professor

<sup>3)</sup>Department of Psychology, Chung-Ang University, Professor

Numerous studies have attempted to elucidate the psychometric properties of the Beck Anxiety Inventory (BAI); however, opinions regarding the number of factors and structure remain inconsistent. Many studies support a multidimensional structure. Nevertheless, in practical administration and interpretation, individual subscale scores are not calculated, and only the total sum score is utilized. This study aimed to verify the validity of using the total score by applying a bifactor model to examine the factor structure of the Korean version of the BAI (K-BAI) administered to 355 psychiatric patients. Results showed that a bifactor model including a general anxiety factor and two group factors (somatic anxiety and subjective anxiety) best explained the collected data. Furthermore, based on bifactor indices, findings suggest that the K-BAI possesses a strong general factor of anxiety and that using the total score is valid.

*Keywords* : Beck Anxiety Inventory, factor structure, bifactor model, anxiety

---

† Corresponding Author: Myoung-Ho Hyun / Department of Psychology, Chung-Ang University, Professor / (06974)  
84 Heukseok Ro, Dongjak Gu, Seoul, Republic of Korea  
Tel: 02-820-5125 / Fax: 02-816-5124 / E-mail: hyunmh@cau.ac.kr